

Statystyka

ZSTA LIO

Łukasz Smaga

Spis treści

Podstawowe informacje	2
1 Wprowadzenie do języka R	3
1.1 RStudio	3
1.2 System pomocy	4
1.3 Pakiety	4
1.4 Wektory atomowe	4
1.5 Indeksowanie wektorów	8
1.6 Ramki danych	9
1.7 Odczytywanie i zapisywanie danych	10
1.8 Funkcje	12
1.9 Instrukcje warunkowe	13
1.10 Pętle	13
1.11 Zadania 1	14
2 Czym jest statystyka?	18
3 Statystyka opisowa	18
3.1 Podstawowe pojęcia	18
3.2 Metody opisu rozkładu empirycznego	19
3.3 Przykłady 3	22
3.4 Zadania 3	28
4 Model statystyczny	33
4.1 Wybrane rozkłady prawdopodobieństwa	34
4.2 Rozkłady prawdopodobieństwa w programie R	37
4.3 Przykłady	38
4.4 Estymacja punktowa	40
4.5 Przedziały ufności	46
4.6 Zadania 4	50
5 Testowanie hipotez statystycznych	55
5.1 Hipotezy statystyczne	55
5.2 Test statystyczny	55
5.3 Wybrane testy statystyczne	57
5.4 Zadania 5	78
6 Analiza wariancji	86
6.1 Model i hipotezy	86
6.2 Test statystyczny	86

6.3	Założenia	89
6.4	Analiza post hoc	90
6.5	Analiza kontrastów	95
6.6	Test Kruskala-Wallisa	97
6.7	Zadania 6	98
7	Regresja	111
7.1	Regresja liniowa	112
7.2	Regresja wielokrotna	121
7.3	Regresja krokowa	128
7.4	Uogólniony model liniowy	134
7.5	Zadania 7	143
8	Analiza składowych głównych	179
8.1	Konstrukcja składowych głównych	180
8.2	Własności	181
8.3	Ładunki i wyniki	182
8.4	Metody pomijania składowych głównych	182
8.5	Wizualizacja	183
8.6	Zastosowanie	183
8.7	Przykład 8	183
8.8	Zadania 8	187
9	Analiza skupień	197
9.1	Algorytm zachłanny	197
9.2	Algorytmy hierarchiczne	197
9.3	Metoda K-średnich	200
9.4	Metoda hierarchiczna, a niehierarchiczna	201
9.5	Przykład 9	202
9.6	Zadania 9	210
10	Klasyfikacja	217
10.1	Błąd klasyfikacji	218
10.2	Klasyfikator bayesowski	218
10.3	Estymacja błędu klasyfikacji	220
10.4	Przykład 10	222
10.5	Zadania 10	224

Podstawowe informacje

Kontakt

- Prof. UAM dr hab. Łukasz Smaga
 - Zakład Statystyki Matematycznej i Analizy Danych, Wydział Matematyki i Informatyki, Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu
 - Pokój: B4-8, ul. Uniwersytetu Poznańskiego 4, Poznań
 - E-mail: ls@amu.edu.pl
 - Tel.: 61 829-5336
 - Strona internetowa: ls.home.amu.edu.pl
 - Dyżury: aktualne dyżury podane są na powyższej stronie internetowej

Zasady zaliczenia

- Egzamin będzie obejmował całość materiału omawianego na wykładach i laboratoriach. Odbędzie się on na ostatnich laboratoriach. Zadania egzaminacyjne będą dotyczyły:
 - (głównie) analizy statystycznej pewnych zagadnień praktycznych z wykorzystaniem języka R i dostępnych danych,
 - podania interpretacji, opisu, porównanie, itd., wybranych metod statystycznych.
- Ocena końcowa z egzaminu będzie również oceną z laboratoriów.
- Warunkiem koniecznym zaliczenia laboratoriów jest obecność na zajęciach, tj. dopuszczalne są co najwyżej dwie nieusprawiedliwione nieobecności na laboratoriach (nie dotyczy to laboratoriów, na których odbywa się egzamin).
- Egzamin poprawkowy odbędzie się poza zajęciami w podobnej formie.
- Egzamin piszemy na stacjonarnych komputerach uczelnianych.

Plan wykładu

1. Podstawy języka R
2. Statystyka opisowa
3. Model statystyczny
4. Estymacja
5. Weryfikacja hipotez statystycznych
6. Analiza regresji
7. Metody wielowymiarowe

Literatura

1. Biecek P. (2008) Przewodnik po pakiecie R. GIS.
2. Biecek P. (2011) Analiza danych z programem R. Modele liniowe z efektami stałymi, losowymi i mieszanymi. Wydawnictwo Naukowe PWN.
3. Gągolewski M. (2014) Programowanie w języku R. Analiza danych, obliczenia, symulacje. Wydawnictwo Naukowe PWN.
4. Górecki T. (2011) Podstawy statystyki z przykładami w R. BTC.
5. Komsta Ł., Wprowadzenie do środowiska R <http://www.r-project.org>.

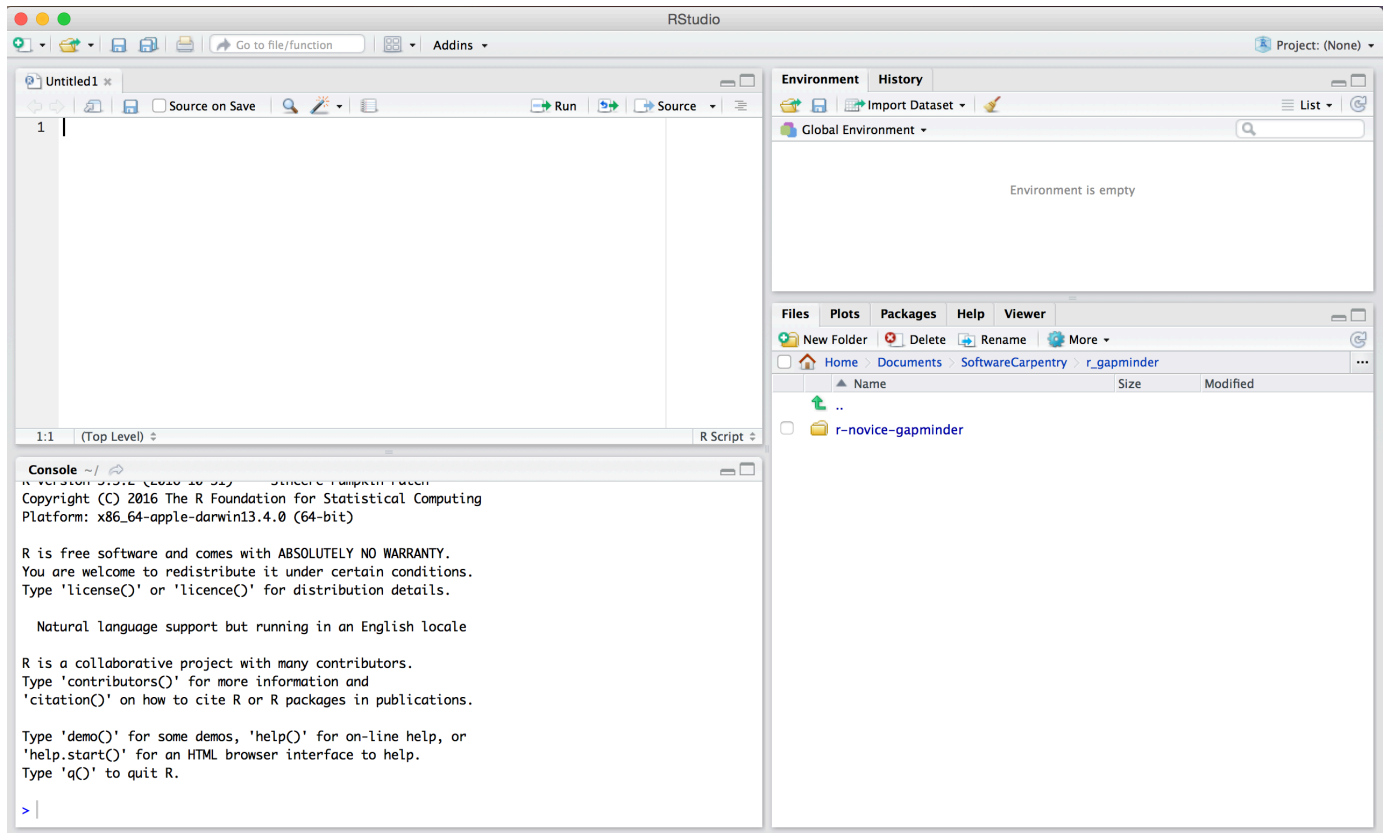
1 Wprowadzenie do języka R

- R jest zaawansowanym pakietem statystycznym jak również językiem programowania istniejącym na platformy Windows, Unix oraz MacOS.
- R jest wolnym (otwartym i darmowym) środowiskiem.
- Język R jest językiem interpretowanym, a nie kompilowanym.
- O sile R stanowi ponad 15000 bibliotek (pakietów), przeznaczonych do najróżniejszych zastosowań.

1.1 RStudio

Okno RStudio składa się z czterech części:

1. edytora kodu źródłowego otwartych plików/skryptów i podglądu własności obiektów (okienko po lewej u góry),
2. konsoli R i terminalu (okienko po lewej u dołu),
3. listy zadeklarowanych obiektów i historii poleceń (okienko po prawej u góry),
4. prostego menadżera plików, podglądu rysunków, wykazu dostępnych pakietów R i przeglądarki dokumentacji (okienko po prawej u dołu).



- CTRL+SHIFT+n - tworzy nowy plik źródłowy
- CTRL+ENTER - przekazuje kod z edytora do konsoli R
- CTRL+1 i CTRL+2 - przenoszą karetkę między edytorem a konsolą
- CTRL+F11 i CTRL+F12 - przenoszą karetkę między otwartymi skryptami
- # - komentarz

1.2 System pomocy

```
?mean
help(mean)
```

1.3 Pakiety

- Pakiet to zestaw narzędzi, takich jak nowe funkcje wraz z dokumentacją oraz nowe zbiory danych, rozszerzających funkcjonalność języka R. Większość z nich znajduje się w repozytorium CRAN (*Comprehensive R Archive Network*).
- `install.packages(nazwa_pakietu)` - instalacja pakietu
- `library(nazwa_pakietu)` - ładowanie pakietu
- `detach(package:nazwa_pakietu)` - usunięcie pakietu

```
install.packages("car")
library(car)
detach(package:car)
```

1.4 Wektory atomowe

1.4.1 Wektory wartości logicznych

- W R zdefiniowane są dwie stałe logiczne:

- TRUE - prawda,
- FALSE - fałsz.

```
FALSE
```

```
## [1] FALSE
```

- W języku R wielkość liter ma znaczenie (ang. case-sensitive).

```
true
```

```
## Error: object 'true' not found
```

- Wektory można tworzyć przez złączanie. Wektor (ciąg) składający się z konkretnych wartości logicznych w określonej kolejności, można utworzyć za pomocą funkcji `c()` (od ang. **c**ombine - złącz).

```
c(TRUE, TRUE, FALSE, FALSE, TRUE)
```

```
## [1] TRUE TRUE FALSE FALSE TRUE
```

```
c(c(TRUE, TRUE, FALSE), c(FALSE, TRUE))
```

```
## [1] TRUE TRUE FALSE FALSE TRUE
```

- Długość wektora zwraca funkcja `length()`.

```
length(c(TRUE, TRUE, FALSE, FALSE, TRUE))
```

```
## [1] 5
```

1.4.2 Wektory liczbowe i zespolone

```
c(1, +2, -3, 2.3, -.4, 5.)
```

```
## [1] 1.0 2.0 -3.0 2.3 -0.4 5.0
```

- Do generowania ciągów arytmetycznych w R służą:
 - operator `:` (różnica równa się 1 lub -1),
 - funkcja `seq()` (od ang. **s**equ**e**nce, dowolne różnice).

```
c(-3:2, 4:0)
```

```
## [1] -3 -2 -1 0 1 2 4 3 2 1 0
```

```
seq(1, 8, by = 2)
```

```
## [1] 1 3 5 7
```

```
seq(1, 8, length.out = 6)
```

```
## [1] 1.0 2.4 3.8 5.2 6.6 8.0
```

1.4.3 Wektory napisów

- Ciągi dowolnych znaków drukowanych, zwane napisami, tworzymy wykorzystując apostrofy lub cudzysłów.

```
c("ZSTA LIO", "informatyka", ",", "statystyka", "!")
```

```
## [1] "ZSTA LIO" "informatyka" "," "statystyka" "!"
```

```
length(c("ZSTA LIO", "informatyka", ",", "statystyka", "!"))
```

```
## [1] 5
```

1.4.4 Nazywanie obiektów

- W R obiekty nazywamy za pomocą jednego z następujących operatorów przypisania (ang. assignment operator):
 - =
 - <- (w RStudio skrót klawiszowy ALT+-)
 - >

```
x = 5
5 = x
## Error in 5 = x : invalid (do_set) left-hand side to assignment
y <- 6
6 -> y
x
## [1] 5
y
## [1] 6
```

- Wielu użytkowników języka R nie zaleca stosowania operatora =, ponieważ ma on również inne znaczenia, np. używa się go do ustalania wartości funkcji.
- Lepiej nie używać (poza ewentualnie komentarzami) polskich znaków diakrytycznych.
- W R nie trzeba deklarować obiektów (choć można), wystarczy wykorzystać operator przypisania.
- Nazwa obiektu nie jest do niego przypisana na zawsze. Można do niej przypisać nową wartość.

```
(x <- 1)
```

```
## [1] 1
```

```
(x <- 2)
```

```
## [1] 2
```

- Polecenie `ls()` podaje wszystkie aktualnie istniejące obiekty.
- Usunąć jakiś obiekt możemy za pomocą funkcji `rm()`.
- Wszystkie obiekty usuwamy poleceniem `rm(list = ls())`.

```
x <- 1:2
y <- list(1, 2)
ls()
```

```
## [1] "x" "y"
```

```
rm(x)
ls()
```

```
## [1] "y"
```

```
rm(list = ls())
ls()
```

```
## character(0)
```

1.4.5 Operatory arytmetyczne

- Do działania na wektorach liczbowych (czasem również zespolonych) można używać następujących binarnych operatorów arytmetycznych:
 - `+` (dodawanie),
 - `-` (odejmowanie),
 - `*` (mnożenie),
 - `/` (dzielenie rzeczywiste),
 - `^` (potęgowanie),
 - `%%` (reszta z dzielenia (modulo)),
 - `%/%` (dzielenie całkowite (bez reszty)).
- Operatory arytmetyczne są zwektoryzowane (ang. *vectorized*), tzn. dla wektorów $\mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ i $\mathbf{y} = (y_1, y_2, \dots, y_n)$ o tej samej długości n w wyniku działania $\mathbf{x} \diamond \mathbf{y}$ uzyskujemy wektor

$$\mathbf{w} = (x_1 \diamond y_1, x_2 \diamond y_2, \dots, x_n \diamond y_n).$$

Czyli operacje tego typu wykonywane są element po elemencie (ang. *elementwise*). Unikamy w tej sposób „jawnej” pętli (pętla jest „ukryta” w kodzie operatora), co może pozwolić na przyspieszenie obliczeń.

```
7 %% 3
```

```
## [1] 1
```

```
1:3 + c(3, 4, 5)
```

```
## [1] 4 6 8
```

- W przypadku, gdy wektory będące argumentami operatorów binarnych są różnej długości, stosowana jest tak zwana reguła zawijania (ang. *recycling rule*). Powiela ona niejako krótszy wektor tak, aby uzgodnić jego długość dłuższym wektorem. Niech $\mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ i $\mathbf{y} = (y_1, y_2, \dots, y_m)$, gdzie bez straty ogólności $m \geq n$. Wtedy wynikiem działania jest m -elementowy wektor postaci (dla odpowiedniego l)

$$\mathbf{x} \diamond \mathbf{y} = (x_1 \diamond y_1, \dots, x_n \diamond y_n, x_1 \diamond y_{n+1}, x_2 \diamond y_{n+2}, \dots, x_l \diamond y_m).$$

```
x <- c(1, 3, 5, 8, 1, 3, 0, 6)
```

```
x * c(1, 3)
```

```
## [1] 1 9 5 24 1 9 0 18
```

```
x <- c(1, 3, 5, 8, 1, 3, 0)
```

```
x * c(1, 3)
```

```
## Warning in x * c(1, 3): długość dłuższego obiektu nie jest wielokrotnością  
## długości krótszego obiektu
```

```
## [1] 1 9 5 24 1 9 0
```

1.4.6 Operatory logiczne i relacyjne

- Rozważamy następujące operatory i funkcje logiczne:
 - `!x` (negacja),
 - `x | y` (alternatywa),
 - `x & y` (koniunkcja).
- Do porównywania wektorów służą następujące operatory relacyjne:
 - `x < y` (czy mniejsze?),
 - `x > y` (czy większe?),

- $x \leq y$ (czy nie większy?),
- $x \geq y$ (czy nie mniejszy?),
- $x == y$ (czy równy?),
- $x != y$ (czy nierówny?).
- Można je stosować na wektorach dowolnych typów. Jednak wynikiem ich działania jest zawsze wektor logiczny.

```
(1:7) == (7:1)
```

```
## [1] FALSE FALSE FALSE TRUE FALSE FALSE FALSE
```

```
c(TRUE, FALSE) < 1
```

```
## [1] FALSE TRUE
```

1.5 Indeksowanie wektorów

- Wartości elementów każdego wektora leżą na ściśle określonych pozycjach oznaczonych kolejnymi liczbami naturalnymi ($1:\text{length}(x)$).
- Do elementów wektora odwołujemy się poprzez nawiasy kwadratowe `[]`.

```
x <- 1:5
```

```
x[2]
```

```
## [1] 2
```

```
x[2:4]
```

```
## [1] 2 3 4
```

```
x[-2]
```

```
## [1] 1 3 4 5
```

```
x[-(2:4)]
```

```
## [1] 1 5
```

```
# x[c(1, -2)]
```

```
## Error in x[c(1, -2)] : only 0's may be mixed with negative subscripts
```

```
x[c(TRUE, TRUE, FALSE, TRUE, FALSE)]
```

```
## [1] 1 2 4
```

```
x[x < 4]
```

```
## [1] 1 2 3
```

- Nawiasów kwadratowych możemy również użyć do zmiany elementów danego wektora.

```
x[2] <- 6
```

```
x
```

```
## [1] 1 6 3 4 5
```

```
x[c(2, 4)] <- c(4, 2)
```

```
x
```

```
## [1] 1 4 3 2 5
```

```
x[c(2, 4)] <- 6
```

```
x
```



```
## [1] 1 6 3 6 5
```

1.5.1 Listy

- Kolejnym podstawowym typem danych jest lista. Najlepiej postrzegać ją jako ciąg złożony z elementów o dowolnych typach (a więc już niekoniecznie tych samych jak w przypadku wektorów atomowych). W skład listy mogą wchodzić wektory logiczne, liczbowe i napisów, a nawet funkcje, czy też same listy.
- Listy tworzymy zazwyczaj za pomocą funkcji `list()`.

```
(x <- list(TRUE, 3.5, "ZSTA"))
```

```
## [[1]]  
## [1] TRUE  
##  
## [[2]]  
## [1] 3.5  
##  
## [[3]]  
## [1] "ZSTA"
```

```
(x <- list(logiczna = TRUE, liczba = 3.5, napis = "ZSTA"))
```

```
## $logiczna  
## [1] TRUE  
##  
## $liczba  
## [1] 3.5  
##  
## $napis  
## [1] "ZSTA"
```

```
x[[1]]
```

```
## [1] TRUE
```

```
x$logiczna
```

```
## [1] TRUE
```

1.6 Ramki danych

- Ramki danych (ang. data frames) to obiekty przechowujące informacje w postaci macierzowej, najczęściej takie, które są np. wynikiem eksperymentów (także numerycznych). Wiersze ramki danych odpowiadają reprezentowanym obiektom, tzw. obserwacjom (ang. observations), bądź przypadkom (ang. cases), np. badanym osobom. Kolumny z kolei podają informacje na temat wartości różnych zmiennych (ang. variables) opisujących ich wybrane własności (mieralne lub nie).
- W R, ramki danych są reprezentowane przez listy zawierające wektory atomowe o tej samej długości. Każdy element tej szczególnej listy odpowiada kolumnie ramki danych.

```
ramka <- data.frame(  
  plec = c("K", "K", "M", "M", "K"),  
  wykształcenie = c("s", "w", "w", "p", "s"),  
  waga = c(60, 55, 80, 75, 62)  
)  
ramka
```

```
##   plec wykształcenie waga
## 1    K             s    60
## 2    K             w    55
## 3    M             w    80
## 4    M             p    75
## 5    K             s    62
```

```
nrow(ramka)
```

```
## [1] 5
```

```
ncol(ramka)
```

```
## [1] 3
```

```
rownames(ramka)
```

```
## [1] "1" "2" "3" "4" "5"
```

```
colnames(ramka)
```

```
## [1] "plec"          "wykształcenie" "waga"
```

```
ramka[[3]] # lub ramka$waga lub ramka[, 3]
```

```
## [1] 60 55 80 75 62
```

```
ramka$waga <- c(58, 54, 78, 72, 60)
```

```
ramka[ramka$plec == "M", ]
```

```
##   plec wykształcenie waga
## 3    M             w    78
## 4    M             p    72
```

```
rbind(ramka[1:2, ], ramka[1:2, ])
```

```
##   plec wykształcenie waga
## 1    K             s    58
## 2    K             w    54
## 3    K             s    58
## 4    K             w    54
```

```
cbind(ramka[1:2, ], wykształcenie_2 = as.integer(ramka$wykształcenie[1:2]))
```

```
## Warning in data.frame(..., check.names = FALSE): pojawiły się wartości NA na
## skutek przekształcenia
```

```
##   plec wykształcenie waga wykształcenie_2
## 1    K             s    58              NA
## 2    K             w    54              NA
```

1.7 Odczytywanie i zapisywanie danych

- `read.table()`, `load()`, `read.csv()`, `read.csv2()` - wczytanie zbioru danych, odpowiednio z pliku tekstowego, pliku w formacie języka R (z rozszerzeniem `RData`), pliku `csv`, odpowiednio
- `write.table()`, `save()`, `write.csv()`, `write.csv2()` - zapis zbioru danych, odpowiednio do pliku tekstowego, pliku w formacie języka R (z rozszerzeniem `RData`), plików `csv`, odpowiednio
- Przy odczytywaniu i zapisywaniu danych, wygodnie jest najpierw ustalić katalog bieżący na ten, w którym znajdują się lub mają znaleźć się pliki z danymi. Aktualny katalog bieżący sprawdzamy za

pomocą funkcji `getwd()`, natomiast zmieniamy go używając funkcji `setwd()`.

```
getwd()
```

```
## [1] "/home/ls/MEGA/DYDAKTYKA/STA/ZSTA_LIO/ZSTA_LIO_bookdown"
```

```
# setwd("/home/ls/MEGA/DYDAKTYKA/STA/ZSTA_LIO")
```

```
# (odczyt_1 <- read.table("odczyt_1.txt"))
```

```
(odczyt_1 <- read.table("http://ls.home.amu.edu.pl/data_sets/odczyt_1.txt"))
```

```
##          V1          V2          V3
## 1 zmienna1 zmienna2 zmienna3
## 2      1.2      1.3      1.4
## 3      2.1      2.2      2.3
## 4      3.1      3.2      3.3
```

```
(odczyt_1 <- read.table("http://ls.home.amu.edu.pl/data_sets/odczyt_1.txt",
                        header = TRUE))
```

```
##   zmienna1 zmienna2 zmienna3
## 1      1.2      1.3      1.4
## 2      2.1      2.2      2.3
## 3      3.1      3.2      3.3
```

```
(odczyt_2 <- read.table("http://ls.home.amu.edu.pl/data_sets/odczyt_2.txt",
                        header = TRUE))
```

```
##   zmienna1.zmienna2.zmienna3
## 1              1,2;1,3;1,4
## 2              2,1;2,2;2,3
## 3              3,1;3,2;3,3
```

```
(odczyt_2 <- read.table("http://ls.home.amu.edu.pl/data_sets/odczyt_2.txt",
                        header = TRUE, sep = ";", dec = ","))
```

```
##   zmienna1 zmienna2 zmienna3
## 1      1.2      1.3      1.4
## 2      2.1      2.2      2.3
## 3      3.1      3.2      3.3
```

- Pliki z danymi do powyższych przykładów: `odczyt_1.txt`, `odczyt_2.txt`
- Można też zaimportować dane klikając na **Import Dataset** w RStudio i w otworzonym okienku ustawić potrzebne parametry.
- Podgląd danych w edytorze kodu źródłowego otrzymujemy za pomocą funkcji `View()`.
- Zapisywanie danych:

```
dane_1 <- data.frame(1:10, 5:14)
write.table(dane_1, "dane_1.txt")
save(dane_1, file = "dane_1.RData")
dane_1 <- read.table("dane_1.txt")
load("dane_1.RData")
dane_2 <- load("dane_1.RData")
dane_2
```

```
## [1] "dane_1"
```

1.8 Funkcje

- Korzystając z języka R, bardzo szybko odczuwa się potrzebę użycia pewnych fragmentów kodu wielokrotnie, choć być może dla różnych danych.
- Tak jak listy grupują obiekty (być może różnych typów), tak funkcje zbierają określone wyrażenia służące np. do obliczenia pewnych wartości dla zadanych danych.
- Dodatkową zaletą stosowania funkcji jest możliwość dzielenia długiego kodu na łatwiejsze do opanowania części.
- Tworzenie obiektów typu funkcja odbywa się według następującej składni

```
function(lista parametrów) ciało funkcji
```

gdzie *ciało funkcji* jest wyrażeniem do wykonania na obiektach określonych przez *listę parametrów*.

- Wartość obliczonego wyrażenia jest wynikiem działania funkcji. Takim wynikiem może być jeden i tylko jeden obiekt, np. lista.
- Parametrów może być jednak wiele. *lista parametrów* to ciąg oddzielonych przecinkami elementów postaci:
 - *nazwa* parametru (pod taką nazwą będzie dostępny w funkcji obiekt przekazany przy wywołaniu),
 - *nazwa* = *wyrażenie* (parametr z wartością domyślną),
 - ... - parametr specjalny, który pozwala przekazać dowolną liczbę argumentów w grupie.

```
szescian <- function(x) x^3 # funkcje zazwyczaj się nazywa  
szescian(2)
```

```
## [1] 8
```

```
szescian_2 <- function(x, y) {  
  x3 <- x^3  
  y3 <- y^3  
  return(c(x3, y3))  
}  
szescian_2(2, 3) # lub szescian_2(x = 2, y = 3)
```

```
## [1] 8 27
```

```
szescian_3 <- function(x = 2, y = 2) {  
  x3 <- x^3  
  y3 <- y^3  
  return(c(x3, y3))  
}  
szescian_3()
```

```
## [1] 8 8
```

```
szescian_3(y = 3)
```

```
## [1] 8 27
```

```
str(lapply(list(1, 2, 3), function(x) x^3))
```

```
## List of 3  
## $ : num 1  
## $ : num 8  
## $ : num 27
```

```
szescian_4 <- function(x) {
  if (!is.numeric(x)) {
    stop("non-numeric argument x")
  }
  x^3
}
szescian_4(-3)
## [1] -27
szescian_4("a")
## Error in szescian_4("a") : non-numeric argument x
```

1.9 Instrukcje warunkowe

- Wyrażenie warunkowe `if` ma następującą składnię:

```
if (warunek) wyrażenieTRUE else wyrażenieFALSE
```

- Przykładowo:

```
if (is.numeric("wyrażenie")) {
  print("wyrażenieTRUE")
} else {
  print("wyrażenieFALSE")
}
```

```
## [1] "wyrażenieFALSE"
```

1.10 Pętle

- Pętle umożliwiają wielokrotne wykonywanie tego samego wyrażenia (choć zapewne na różnych obiektach). W języku R mamy do dyspozycji pętle:
 - `while`
 - `repeat`
 - `for`
- Składnia pętli `while` jest następująca:

```
while (warunek) wyrażenie
```

- Zadaniem pętli `while` jest obliczanie `wyrażenia` dopóty, dopóki `warunek` jest spełniony.

```
i <- 1
while (i <= 3) {
  print(i)
  i <- i + 1
}
```

```
## [1] 1
## [1] 2
## [1] 3
```

- Aby pętla nie wykonywała się nieskończoną liczbę razy, zazwyczaj `warunek` będzie konstruowany na danych odczytywanych z pewnego obiektu, który jest modyfikowany za pomocą `wyrażenia`.
- Może się zdarzyć, że `warunek` testowy nigdy nie będzie spełniony i wtedy liczba wykonanych obrotów pętli będzie równa zero.

- Pętla `repeat` zachowuje się tak jak `while` z warunkiem testowym na stałe ustawionym na `TRUE`. Zatem należy zawsze pamiętać o wywołaniu `break`, o ile chcemy doczekać wyniku.

```
i <- 0
repeat {
  i <- i + 1
  print(i)
  if (i == 3) break
}
```

```
## [1] 1
## [1] 2
## [1] 3
```

- Pętla `for` jest chyba najczęściej stosowaną pętlą w języku R. Szczególnie nadaje się ona do „przechodzenia” po elementach wektora atomowego lub listy bądź też wykonywania ciągu wyrażeń zadaną liczbę razy. Jej składnia jest następująca:

```
for (nazwa in wektor) wyrażenie
```

- W pętli `for` każdą kolejną (od pierwszej do ostatniej) wartość `wektora` związujemy z podaną `nazwą` i obliczamy `wyrażenie`. Pętla ta wykonuje się zawsze dokładnie `length(wektor)` razy, o ile nie użyte zostało wyrażenie `break`.

```
for (i in 1:3) print(i)
```

```
## [1] 1
## [1] 2
## [1] 3
```

1.11 Zadania 1

Zadanie 1. Otwórz program RStudio. Następnie utwórz nowy skrypt i zapisz go jako, na przykład, `wprowadzenie_do_R_zadania.R`. W tym skrypcie możesz napisać rozwiązania następujących zadań.

Zadanie 2. Użyj funkcji `rep()`, aby utworzyć wektor logiczny, zaczynając od trzech wartości prawda, następnie czterech wartości fałsz, po których następują dwie wartości prawda i wreszcie pięć wartości fałsz. Przypisz ten wektor logiczny do zmiennej `x`. Na koniec przekonwertuj ten wektor na wektor numeryczny. Jak zmieniły się wartości prawda i fałsz?

```
## [1] TRUE TRUE TRUE FALSE FALSE FALSE FALSE TRUE TRUE FALSE FALSE FALSE
## [13] FALSE FALSE
## [1] 1 1 1 0 0 0 0 1 1 0 0 0 0 0
```

Zadanie 3. Palindromem nazywamy wektor, którego elementy czytane od końca tworzą ten sam wektor co elementy czytane od początku. Utwórz taki wektor 100 liczb przy czym pierwsze 20 liczb to kolejne liczby naturalne, następnie występuje 10 zer, następnie 20 kolejnych liczb parzystych, a pozostałe elementy określone są przez palindromiczność (warunek symetrii).

```
## [1] 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12 13 14 15 16 17 18 19 20 0 0 0 0 0
## [26] 0 0 0 0 0 2 4 6 8 10 12 14 16 18 20 22 24 26 28 30 32 34 36 38 40
## [51] 40 38 36 34 32 30 28 26 24 22 20 18 16 14 12 10 8 6 4 2 0 0 0 0 0
## [76] 0 0 0 0 0 20 19 18 17 16 15 14 13 12 11 10 9 8 7 6 5 4 3 2 1
```

Zadanie 4. Z wektora `letters` wybierz litery na pozycjach 5, 10, 15, 20, 25.

```
## [1] "e" "j" "o" "t" "y"
```

Zadanie 5. Utwórz wektor liczb naturalnych od 1 do 1000, a następnie zamień liczby parzyste na ich odwrotności.

```
## [1] 1 0.5 3 0.25 5 0.1666667 ...
```

Zadanie 6. Uporządkuj elementy wektora (6, 3, 4, 5, 2, 3) od największego do najmniejszego wykorzystując funkcję `order()`.

```
## [1] 6 5 4 3 3 2
```

Zadanie 7. Wyznacz znaki elementów wektora $(-1,876; -1,123; -0,123; 0; 0,123; 1,123; 1,876)$. Następnie zaokrąglaj elementy tego wektora do dwóch miejsc po przecinku. Na koniec wyznacz część całkowitą każdego elementu nowego wektora.

```
## [1] -1 -1 -1 0 1 1 1
```

```
## [1] -1.88 -1.12 -0.12 0.00 0.12 1.12 1.88
```

```
## [1] -2 -2 -1 0 0 1 1
```

Zadanie 8. Wyznacz pierwiastek kwadratowy z każdej liczby naturalnej od 1 do 100 milionów. Najpierw wykonaj to polecenie korzystając z odpowiedniej funkcji wbudowanej w R, a następnie wykorzystując potęgowanie. Który sposób działa szybciej? **Wskazówka:** Do badania długości czasu działania programu można wykorzystać funkcję `Sys.time()`.

```
## Time difference of 1.485525 secs
## Time difference of 9.706759 secs
## [1] 1 1.414214 1.732051 2 2.236068 2.44949 ...
```

Zadanie 9. W pakiecie `schoolmath` znajduje się zbiór danych `primlist`, który zawiera liczby pierwsze pomiędzy 1 a 9999999.

- Znajdź największą liczbę pierwszą mniejszą od 1000.
- Ile jest liczb pierwszych większych od 100 a mniejszych od 500?

```
## [1] 997
```

```
## [1] 73
```

Zadanie 10. Wyznacz wszystkie kombinacje wartości wektorów (a, b) i $(1, 2, 3)$ za pomocą funkcji `rep()` i `paste()`.

```
## [1] "a1" "a2" "a3" "b1" "b2" "b3"
```

Zadanie 11. Utwórz wektor 30 napisów następującej postaci: `liczba.litera`, gdzie `liczba` to kolejne liczby naturalne od 1 do 30 a `litera` to trzy wielkie litery X, Y, Z występujące cyklicznie.

```
## [1] "1.X" "2.Y" "3.Z" "4.X" "5.Y" "6.Z" "7.X" "8.Y" "9.Z" "10.X"
## [11] "11.Y" "12.Z" "13.X" "14.Y" "15.Z" "16.X" "17.Y" "18.Z" "19.X" "20.Y"
## [21] "21.Z" "22.X" "23.Y" "24.Z" "25.X" "26.Y" "27.Z" "28.X" "29.Y" "30.Z"
```

Zadanie 12. W pewnych sytuacjach przydatna może się okazać tzw. kategoryzacja zmiennych, czyli inny podział na kategorie niżby wynikał z danych. Wygeneruj 100 obserwacji, które są odpowiedziami na pytania ankiety, każda odpowiedź może przyjąć jedną z wartości: 'a', 'b', 'c', 'd', 'e'. Dokonaj kategoryzacji w taki sposób, aby kategoria 1 obejmowała odpowiedzi 'a' i 'b', 2 odpowiedzi 'c' i 'd' oraz 3 odpowiedzi 'e'. **Wskazówka:** Wykorzystaj funkcję `sample()` oraz funkcję `recode()` z pakietu `car`.

```
## Ładowanie wymaganego pakietu: carData
```

```
## [1] "d" "b" "e" "d" "a" "e" "d" "b" "b" "d" "d" "d" "e" "d" "c" "d" "e" "b"
## [19] "e" "b" "c" "d" "d" "c" "a" "c" "d" "b" "c" "b" "e" "a" "c" "a" "e" "a"
```

```
## [37] "a" "b" "a" "c" "b" "c" "a" "c" "a" "b" "e" "a" "c" "c" "b" "e" "b" "d"
## [55] "d" "a" "e" "c" "e" "c" "d" "d" "a" "d" "d" "c" "a" "d" "a" "b" "e" "e"
## [73] "e" "a" "b" "b" "b" "e" "c" "d" "d" "c" "b" "d" "e" "b" "a" "c" "c" "a"
## [91] "e" "a" "e" "a" "b" "c" "c" "e" "d" "c"

## [1] 2 1 3 2 1 3 2 1 1 2 2 2 3 2 2 2 3 1 3 1 2 2 2 2 1 2 2 1 2 1 3 1 2 1 3 1 1
## [38] 1 1 2 1 2 1 2 1 1 3 1 2 2 1 3 1 2 2 1 3 2 3 2 2 2 1 2 2 2 1 2 1 1 3 3 3 1
## [75] 1 1 1 3 2 2 2 2 1 2 3 1 1 2 2 1 3 1 3 1 1 2 2 3 2 2
```

Zadanie 13. Skonstruuj listę o nazwie `moja_lista`, której pierwszym elementem będzie dwuelementowy wektor napisów zawierający Twoje imię i nazwisko, drugim elementem będzie liczba π , trzecim funkcja służąca do obliczania pierwiastka kwadratowego, a ostatni element listy to wektor złożony z liczb 0,02; 0,04; ...; 1. Następnie usuń elementy numer jeden i trzy z tej listy. Na zakończenie, wyznacz listę zawierającą wartości funkcji gamma Eulera dla elementów listy `moja_lista`.

```
## List of 4
## $ : chr [1:2] "Łukasz" "Smaga"
## $ : num 3.14
## $ :function (x)
## $ : num [1:50] 0.02 0.04 0.06 0.08 0.1 0.12 0.14 0.16 0.18 0.2 ...

## List of 2
## $ : num 3.14
## $ : num [1:50] 0.02 0.04 0.06 0.08 0.1 0.12 0.14 0.16 0.18 0.2 ...

## [[1]]
## [1] 2.288038
##
## [[2]]
## [1] 49.442210 24.460955 16.145727 11.996566 9.513508 7.863252 6.688686
## [8] 5.811269 5.131821 4.590844 4.150482 3.785504 3.478450 3.216852
## [15] 2.991569 2.795751 2.624163 2.472735 2.338256 2.218160 2.110371
## [22] 2.013193 1.925227 1.845306 1.772454 1.705844 1.644773 1.588641
## [29] 1.536930 1.489192 1.445038 1.404128 1.366164 1.330884 1.298055
## [36] 1.267473 1.238954 1.212335 1.187471 1.164230 1.142494 1.122158
## [43] 1.103124 1.085308 1.068629 1.053016 1.038403 1.024732 1.011947
## [50] 1.000000
```

Zadanie 14. Utwórz wektor kwadratów 100 pierwszych liczb naturalnych. Następnie zlicz, które cyfry oraz jak często występują na pozycji jedności w kolejnych elementach tego wektora.

```
## [1] 1 4 9 16 25 36 ...

##
## 0 1 4 5 6 9
## 10 20 20 10 20 20
```

Zadanie 15. Za pomocą funkcji `outer()` wyznacz tabliczkę mnożenia dla liczb mniejszych od 6.

```
##      [,1]      [,2]      [,3]      [,4]      [,5]
## [1,] "1 * 1 = 1" "1 * 2 = 2" "1 * 3 = 3" "1 * 4 = 4" "1 * 5 = 5"
## [2,] "2 * 1 = 2" "2 * 2 = 4" "2 * 3 = 6" "2 * 4 = 8" "2 * 5 = 10"
## [3,] "3 * 1 = 3" "3 * 2 = 6" "3 * 3 = 9" "3 * 4 = 12" "3 * 5 = 15"
## [4,] "4 * 1 = 4" "4 * 2 = 8" "4 * 3 = 12" "4 * 4 = 16" "4 * 5 = 20"
## [5,] "5 * 1 = 5" "5 * 2 = 10" "5 * 3 = 15" "5 * 4 = 20" "5 * 5 = 25"
```

Zadanie 16. Odczytaj zbiór danych `dane1.csv` a następnie:

1. Z odczytanej ramki danych wyświetl tylko parzyste wiersze.
2. Korzystając z operatorów logicznych wyświetl tylko wiersze odpowiadające pacjentkom starszym niż 50 lat z przerzutami do węzłów chłonnych (`Wezly.chlonne = 1`).

```
##   Wiek Rozmiar.guza Wezly.chlonne Nowotwor Receptory.estrogenowe
## 1    29           1           0         2          (-)
## 2    29           1           0         2          (++)
## 3    30           1           1         2          (-)
## 4    32           1           0         3          (++)
## 5    32           2           0        NA          (-)
## 6    33           1           1         3          (-)
##   Receptory.progesteronowe Niepowodzenia Okres.bez.wznowy VEGF
## 1              (++)          brak        22  914
## 2              (++)          brak        53 1118
## 3              (+)          brak        38  630
## 4              (++)          brak        26 1793
## 5              (++)          brak        19  963
## 6              (++)        wznowa        36 2776
## ...

##   Wiek Rozmiar.guza Wezly.chlonne Nowotwor Receptory.estrogenowe
## 2    29           1           0         2          (++)
## 4    32           1           0         3          (++)
## 6    33           1           1         3          (-)
## 8    35           2           1         2          (+)
## 10   36           1           1         2          (-)
## 12   37           1           0         3          (-)
##   Receptory.progesteronowe Niepowodzenia Okres.bez.wznowy VEGF
## 2              (++)          brak        53 1118
## 4              (++)          brak        26 1793
## 6              (++)        wznowa        36 2776
## 8              (++)          brak        38 3827
## 10             (++)          brak        37  834
## 12             (+)        wznowa        40 3331
## ...

##   Wiek Rozmiar.guza Wezly.chlonne Nowotwor Receptory.estrogenowe
## 78   51           1           1         2          (++)
## 79   51           1           1         2          (+)
## 81   51           2           1         2          (+++)
## 84   51           2           1        NA          (-)
## 88   52           2           1         2          (+)
## 95   55           1           1         2          (++)
##   Receptory.progesteronowe Niepowodzenia Okres.bez.wznowy VEGF
## 78              (++)          brak        33  629
## 79              (+)          brak        36 2879
## 81              (++)          brak        52 1098
## 84              (-)          brak        30 8064
## 88              (+)        wznowa        48 1927
## 95              (++)          brak        29  373
## ...
```

Zadanie 17. Oblicz iloczyn elementów dowolnego wektora x za pomocą pętli `while`, `repeat` i `for` (każdej z osobna).

```
# dla  
x <- 1:5
```

```
## [1] 120
```

Zadanie 18. Ile liczb postaci $\binom{n}{r}$ jest większych od miliona dla $1 \leq r \leq n \leq 100$?

```
## [1] 4075
```

Zadanie 19. Napisz funkcję, której argumentem będzie wektor liczbowy a wynikiem wektor zawierający trzy najmniejsze i trzy największe liczby w tym wektorze. W przypadku argumentu krótszego niż trzy liczby, funkcja ma zwracać komunikat o błędzie z komentarzem „za krótki argument”.

```
# dla  
x <- c(2, 6, 1, 5, 7, 3, 4)
```

```
## [1] 1 2 3 5 6 7
```

```
# dla  
x <- c(2, 6)  
## Error in command 'extreme_3(x)': za krótki argument
```

2 Czym jest statystyka?

O statystyce, Johnson (Elementary Statistics (wydanie 4)) pisze w następujący sposób:

Statystyka jest uniwersalnym językiem nauki. Statystyka to coś więcej niż „zestaw narzędzi”. Jako potencjalni użytkownicy statystyki musimy opanować „sztukę” prawidłowego korzystania z tych narzędzi. Staranne stosowanie metod statystycznych pozwala na

1. dokładne opisanie wyników badań naukowych,
2. podejmowanie decyzji,
3. dokonywanie oszacowań.

Statystyka obejmuje liczby, podmioty oraz ich wykorzystanie. Słowo „statystyka” ma różne znaczenie dla osób o różnym pochodzeniu i zainteresowaniach. Dla niektórych osób jest rodzaj „hokus-pokus”, w którym osoba znająca zagadnienie przytłacza laika. Dla innych jest to sposób gromadzenia i przedstawiania dużych ilości informacji liczbowych. Dla jeszcze innej grupy jest to sposób na „podejmowanie decyzji w obliczu niepewności”. Z właściwej perspektywy każdy z tych punktów widzenia jest poprawny.

Dziedzinę statystyki można z grubsza podzielić na dwa obszary: statystyka opisowa i wnioskowanie statystyczne. Statystyka opisowa jest tym, co myślą ludzie, gdy słyszą słowo „statystyka”. Obejmuje gromadzenie, prezentację i opis danych liczbowych. Pojęcie wnioskowania statystycznego odnosi się do techniki interpretacji wartości wynikających z technik statystyki opisowej, a następnie wykorzystywania ich do podejmowania decyzji.

Statystyka to coś więcej niż liczby. Używać będziemy następującej definicji:

Statystyka to nauka gromadzenia, klasyfikacji, prezentacji i interpretacji danych liczbowych.

3 Statystyka opisowa

3.1 Podstawowe pojęcia

- populacja - zbiór pewnych elementów

- zmienna lub cecha - funkcja określona na elementach populacji (oznaczamy przez X)
- (rzeczywisty) rozkład populacji - rozkład wartości zmiennej X na elementach populacji
- próba - podzbiór populacji składający się z elementów podlegających badaniu statystycznemu
- dane - zaobserwowane wartości zmiennej X na elementach próby

$$\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)^\top$$

- (empiryczny) rozkład próby - rozkład zmiennej X na elementach próby

3.2 Metody opisu rozkładu empirycznego

- Niech $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)^\top$ będzie próbą, tj. x_1, \dots, x_n są obserwacjami (realizacjami) zmiennej (cechy) X .
- Celem statystyki opisowej jest przedstawienie rozkładu zmiennej X w próbie (rozkład empiryczny) przy użyciu tabeli lub wykresu lub pewnych liczb (statystyk opisowych).
- Często wystarczy podać tylko kilka liczb charakteryzujących ten rozkład.

Rodzaje zmiennych:

1. jakościowa, kategoryczna - Istnieje tylko kilka możliwych wartości zmiennej. W próbie wartości zmiennej powtarzają się. Cechy te mogą być mierzone w skali:
 - nominalnej - Nie ma porządku i nie można wykonywać operacji arytmetycznych, np. kolor oczu, płeć.
 - porządkowej - Istnieje porządek, ale nie można wykonywać operacji arytmetycznych (nie da się w sensowny sposób określić różnicy ani ilorazu między dwiema wartościami), np. wykształcenie, kolejność zawodników na podium.
2. ilościowa - istnieje porządek i można wykonywać operacje arytmetyczne.
 - dyskretna - Istnieje tylko kilka lub przeliczalnie wiele możliwych wartości zmiennej. W próbie wartości zmiennej powtarzają się. Na przykład: liczba zgłoszeń w centrali telefonicznej.
 - ciągła - Istnieje nieskończenie, nieprzeliczalnie wiele możliwych wartości zmiennej. W próbie wartości zmiennej nie powinny się powtarzać. Na przykład: czas, waga, wysokość, zarobki.

Metody opisu rozkładu empirycznego:

- tabela - szeregi rozdzielcze
- graficzny (oprócz wykresu kołowego, poniższe wykresy można rysować poziomo lub pionowo):
 - wykres słupkowy (jakościowa lub dyskretna zmienna ilościowa)
 - wykres kołowy (jakościowa lub dyskretna zmienna ilościowa)
 - histogram (ciągła zmienna ilościowa)
 - wykres pudełkowy lub ramka-wąsy lub ramkowy (zmienna ilościowa)
- statystyki opisowe:
 - klasyczne (uśrednienie wartości zaobserwowanych w próbie, np. średnia)
 - porządkowe (sortowanie wartości w próbie w porządku rosnącym, np. mediana)

Miary tendencji centralnej rozkładu empirycznego są wartościami liczbowymi, które mają lokalizować w pewnym sensie *środek* zbioru danych. Określenie *średnia* jest często związane z tymi miarami. Każdą z miar tendencji centralnej można nazwać wartością „średnią”.

- średnia arytmetyczna (średnia)

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \frac{1}{n} (x_1 + x_2 + \dots + x_n)$$

Zalety to: naturalna interpretacja geometryczna (wskazuje środek masy zbioru obiektów tworzących próbę) oraz bierze pod uwagę wszystkie obserwacje i żadnej nie wyróżnia. Wadą jest to, że jest wrażliwa na występowanie obserwacji odstających.

- mediana - wartość zmiennej w próbie uporządkowanej, dla której liczba obserwacji większych niż ta wartość jest równa liczbie obserwacji mniejszych niż ta wartość. Niech

$$x_{(1)} \leq x_{(2)} \leq \dots \leq x_{(n)}$$

będzie próbą uporządkowaną. Wtedy mediana jest wyrażona za pomocą następującego wzoru:

$$Me = \begin{cases} x_{(\frac{n+1}{2})}, & \text{gdy } n \text{ nieparzyste,} \\ \frac{1}{2} (x_{(\frac{n}{2})} + x_{(\frac{n}{2}+1)}), & \text{gdy } n \text{ parzyste.} \end{cases}$$

Mediana jest odporna na obserwacje odstające, ale pomija prawie wszystkie obserwacje ($n-1$ lub $n-2$ obserwacje).

- Czymś pośrednim jest średnia ucięta:

$$\bar{x}_{t,k} = \frac{1}{n-2k} \sum_{i=k+1}^{n-k} x_{(i)},$$

gdzie $k < n/2$ oznacza tzw. wielkość ucięcia.

Mediana jest szczególnym przypadkiem statystyk porządkowych zwanych kwantylami. Kwantyl rzędu $p \in [0, 1]$ to liczba, która oddziela $p \cdot 100\%$ najmniejszych danych od $(1-p) \cdot 100\%$ największych obserwacji. Szczególne kwantyle to:

- minimum obserwacji to kwantyl rzędu $p = 0$ (podział $0\% - 100\%$)
- pierwszy (dolny) kwantyl Q_1 jest kwantylem rzędu $p = 1/4$ (podział $25\% - 75\%$)
- drugi kwantyl Q_2 zwany medianą Me jest kwantylem rzędu $p = 1/2$ (podział $50\% - 50\%$)
- trzeci (górny) kwantyl Q_3 jest kwantylem rzędu $p = 3/4$ (podział $75\% - 25\%$)
- maksimum obserwacji to kwantyl rzędu $p = 1$ (podział $100\% - 0\%$)

Po określeniu *środk*a zbioru danych szukamy informacji o miarze rozrzutu (rozproszenia, dyspersji). **Miary dyspersji** rozkładu empirycznego opisują stopień rozprzestrzeniania się lub zmienności danych. Ścisłe zgrupowane dane będą miały stosunkowo małe wartości tych miar, podczas gdy mniej zgrupowane dane będą miały większe wartości miar rozproszenia.

- odchylenie standardowe

$$s = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

lub

$$s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

Wyraża średnie zróżnicowanie poszczególnych wartości zmiennych od średniej arytmetycznej.

- wariancja s^2
- współczynnik zmienności

$$V = \frac{s}{\bar{x}} 100\%$$

Jest to miara niemianowana wyrażona w procentach, która umożliwia porównanie zmienności zmiennych mierzonych w różnych jednostkach.

Interpretacja odchylenia standardowego

Odchylenie standardowe jest rodzajem miernika, za pomocą którego możemy porównać jeden zestaw danych z innym. Znaczenie tej miary podają twierdzenie Czebyszewa i reguła trzech sigm.

Twierdzenie Czebyszewa. Dla dowolnego rozkładu, proporcja obserwacji mieszczących się w odległości k odchyłeń standardowych od średniej wynosi co najmniej

$$1 - \frac{1}{k^2},$$

gdzie k jest dowolną liczbą dodatnią większą niż 1. Twierdzenie to dotyczy każdego rozkładu danych.

Na przykład twierdzenie Czebyszewa mówi, że w obrębie dwóch odchyłeń standardowych od średniej ($k = 2$) zawsze znajdziemy co najmniej 75% danych, ponieważ

$$1 - \frac{1}{k^2} = 1 - \frac{1}{2^2} = 0,75.$$

Reguła trzech sigm. Jeśli zmienna ma rozkład normalny, to

- w obrębie jednego odchylenia standardowego od średniej będzie około 68% danych.
- w obrębie dwóch odchyłeń standardowych od średniej będzie około 95% danych.
- w obrębie trzech odchyłeń standardowych od średniej będzie około 99,7% danych.

Normalność rozkładu danych można testować stosując regułę trzech sigm.

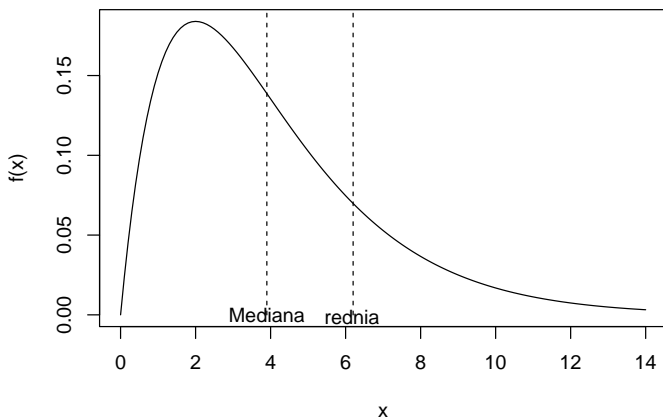
Miara asymetrii rozkładu

- współczynnik asymetrii (skośności)

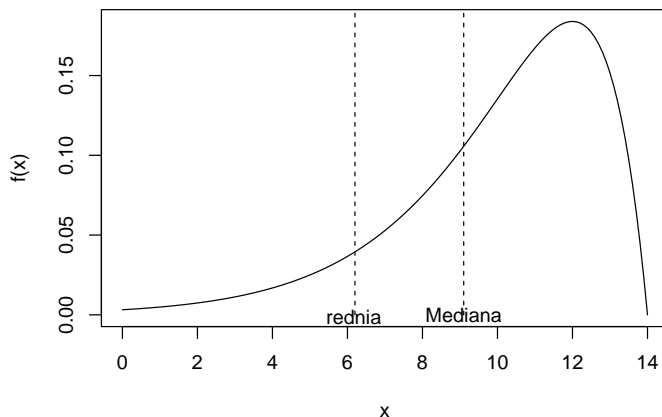
$$A = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3}{s^3}$$

- Współczynnik asymetrii
 - równy zero oznacza symetrię rozkładu zmiennej.
 - przyjmujący wartość dodatnią oznacza prawostronną asymetrię. Prawy ogon jest dłuższy, a masa rozkładu jest skoncentrowana po lewej stronie.
 - przyjmujący wartość ujemną oznacza lewostronną asymetrię. Lewy ogon jest dłuższy, a masa rozkładu jest skoncentrowana po prawej stronie.

Prawostronna asymetria



Lewostronna asymetria



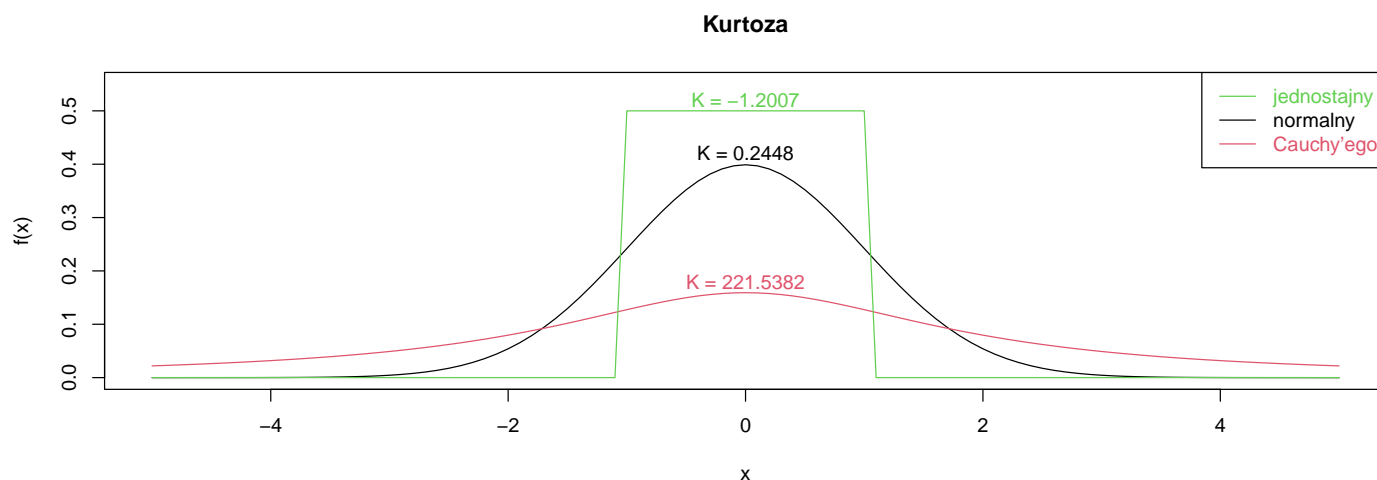
Kurtoza

- kurtoza (współczynnik koncentracji rozkładu)

$$K = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^4}{s^4} - 3$$

- Kurtoza rozkładu normalnego wynosi zero.

- Wbrew stwierdzeniom obecnym w niektórych podręcznikach, kurtoza nie mierzy „spłaszczenia”, „wysmukłości” ani „spiczastości” rozkładu (tzn. jak blisko jest rozkład w stosunku do tendencji centralnej).
- Na kurtozę ma wpływ intensywność występowania wartości skrajnych, mierzy więc ona, co się dzieje w „ogonach” rozkładu, natomiast kształt „czubka” rozkładu jest praktycznie bez znaczenia (patrz P.H. Westfall (2014) Kurtosis as Peakedness, 1905-2014. R.I.P., The American Statistician, 68 (3), 191-195).
- Rozkłady prawdopodobieństwa można podzielić ze względu na wartość kurtozy na rozkłady:
 - mezokurtyczne ($K = 0$) - wartość kurtozy wynosi 0, intensywność wartości skrajnych jest podobna do intensywności wartości skrajnych rozkładu normalnego,
 - leptokurtyczne ($K > 0$) - kurtoza jest dodatnia, intensywność wartości skrajnych jest większa niż dla rozkładu normalnego („ogony” rozkładu są „grubsze”),
 - platykurtyczne ($K < 0$) - kurtoza jest ujemna, intensywność wartości skrajnych jest mniejsza niż w przypadku rozkładu normalnego („ogony” rozkładu są „węższe”).
- Krótko mówiąc, kurtoza jest miarą występowania wartości odstających.
- Zazwyczaj przyjmuje się wartości kurtozy $|K| < 2$ lub $|K| < 3$ jako „bezpieczną” wartość dla testów parametrycznych.



3.3 Przykłady 3

Przykład 1. Poniższe dane podają liczbę błędów w grupie 50 osób zdających egzamin testowy. Egzamin składał się z 18 pytań (można popełnić maksymalnie dwa błędy, aby zdać egzamin).

```
1 1 2 0 1 3 1 4 4 4 0 1 0 0 0 2 3
4 0 1 5 2 3 5 3 2 2 4 0 2 2 0 2 2
3 3 1 3 2 2 0 0 5 4 2 1 5 2 2 0
```

Zmienna X to liczba błędów. Jest to dyskretna zmienna ilościowa.

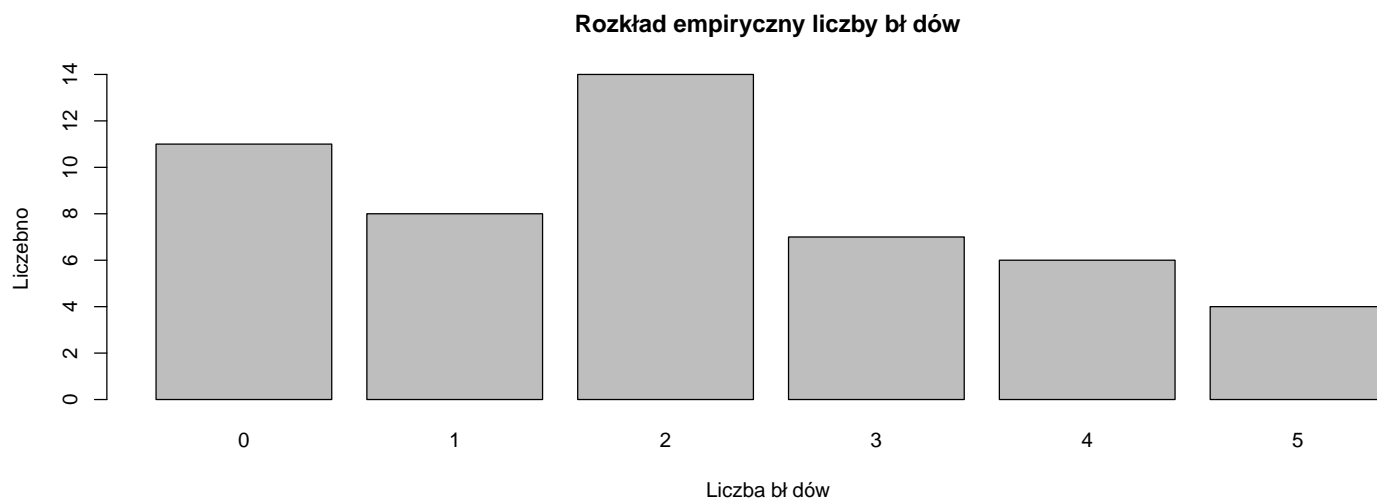
```
liczba_bledow <- c(1, 1, 2, 0, 1, 3, 1, 4, 4, 4, 0, 1, 0, 0, 0, 2, 3,
                  4, 0, 1, 5, 2, 3, 5, 3, 2, 2, 4, 0, 2, 2, 0, 2, 2,
                  3, 3, 1, 3, 2, 2, 0, 0, 5, 4, 2, 1, 5, 2, 2, 0)
# rozkład empiryczny opisany za pomocą szeregu rozdzielczego
data.frame(cbind(liczebosc = table(liczba_bledow),
                 procent = prop.table(table(liczba_bledow))))
```

```
##  liczebosc  procent
## 0          11     0.22
## 1           8     0.16
```

```
## 2      14    0.28
## 3       7    0.14
## 4       6    0.12
## 5       4    0.08
```

```
# wykres słupkowy
```

```
barplot(table(liczba_bledow),
        xlab = "Liczba błędów", ylab = "Liczzebność",
        main = "Rozkład empiryczny liczby błędów")
```

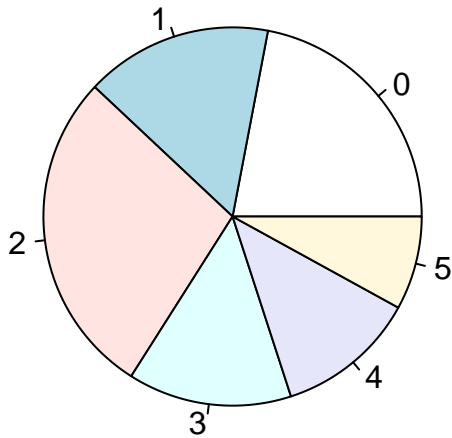


```
barplot(prop.table(table(liczba_bledow)),
        xlab = "Liczba błędów", ylab = "Prawdopodobieństwo",
        main = "Rozkład empiryczny liczby błędów")
```



```
# wykres kołowy
```

```
pie(table(liczba_bledow))
```



```
# średnia
mean(liczba_bledow)
```

```
## [1] 2.02
```

```
# mediana
median(liczba_bledow)
```

```
## [1] 2
```

```
# odchylenie standardowe
sd(liczba_bledow)
```

```
## [1] 1.558256
```

```
# współczynnik zmienności
sd(liczba_bledow) / mean(liczba_bledow) * 100
```

```
## [1] 77.14141
```

Przykład 2. Przeprowadzono 50 niezależnych eksperymentów obejmujących hamowanie pewnego typu samochodu (na suchym asfalcie, z prędkością 40km/h itp.). Notowano długość drogi hamowania w metrach z dokładnością do jednego centymetra. Uzyskane wyniki są zawarte w pliku hamulce.txt. Zmienna X to długość drogi hamowania. Jest to zmienna ilościowa ciągła.

```
hamulce <- read.table("http://ls.home.amu.edu.pl/data_sets/hamulce.txt", dec = ",")
head(hamulce)
```

```
##      V1
## 1 18.66
## 2 17.81
## 3 18.96
## 4 18.09
## 5 18.73
## 6 18.45
```

```
data.frame(cbind(liczebnosc = table(cut(hamulce$V1, breaks = seq(17.6, 19, 0.2))),
                 procent = prop.table(table(cut(hamulce$V1, breaks = seq(17.6, 19, 0.2))))))
```

```
##      liczebnosc  procent
## (17.6,17.8]      4    0.08
## (17.8,18]        5    0.10
## (18,18.2]        6    0.12
## (18.2,18.4]      8    0.16
```



```
## (18.4,18.6]      11    0.22
## (18.6,18.8]      12    0.24
## (18.8,19]        4    0.08
```

```
(breaks_hist <- hist(hamulce$V1, plot = FALSE)$breaks)
```

```
## [1] 17.6 17.8 18.0 18.2 18.4 18.6 18.8 19.0
```

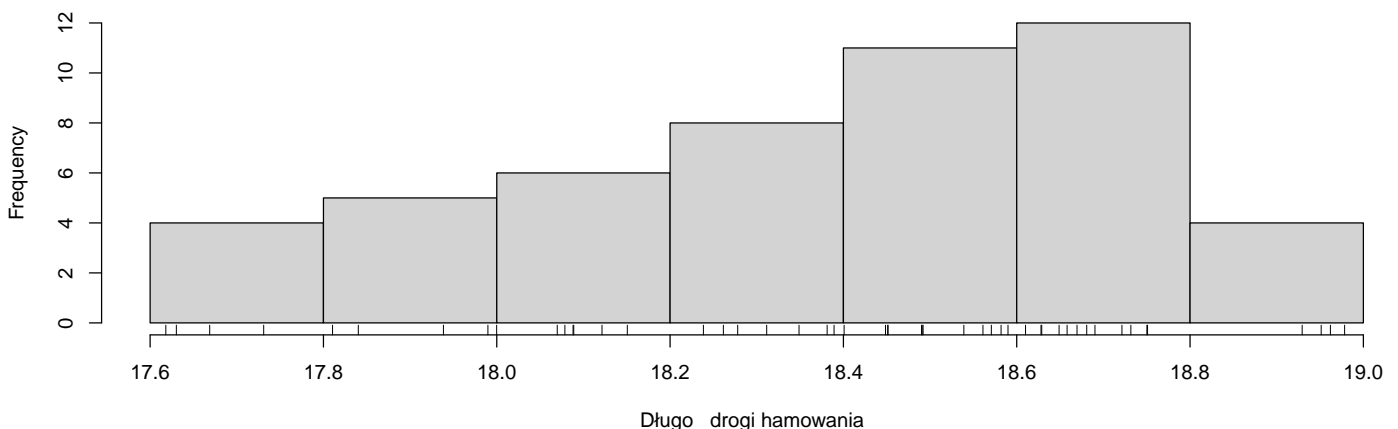
```
data.frame(cbind(liczebosc = table(cut(hamulce$V1, breaks = breaks_hist)),
                 procent = prop.table(table(cut(hamulce$V1, breaks = breaks_hist))))))
```

```
##           liczebosc procent
## (17.6,17.8]         4    0.08
## (17.8,18]           5    0.10
## (18,18.2]           6    0.12
## (18.2,18.4]         8    0.16
## (18.4,18.6]        11    0.22
## (18.6,18.8]        12    0.24
## (18.8,19]          4    0.08
```

Histogram - zestaw sąsiadujących prostokątów, których podstawy, równe rozpiętości przedziałów klasowych, znajdują się na osi odciętych, a wysokości są liczebnościami przedziałów.

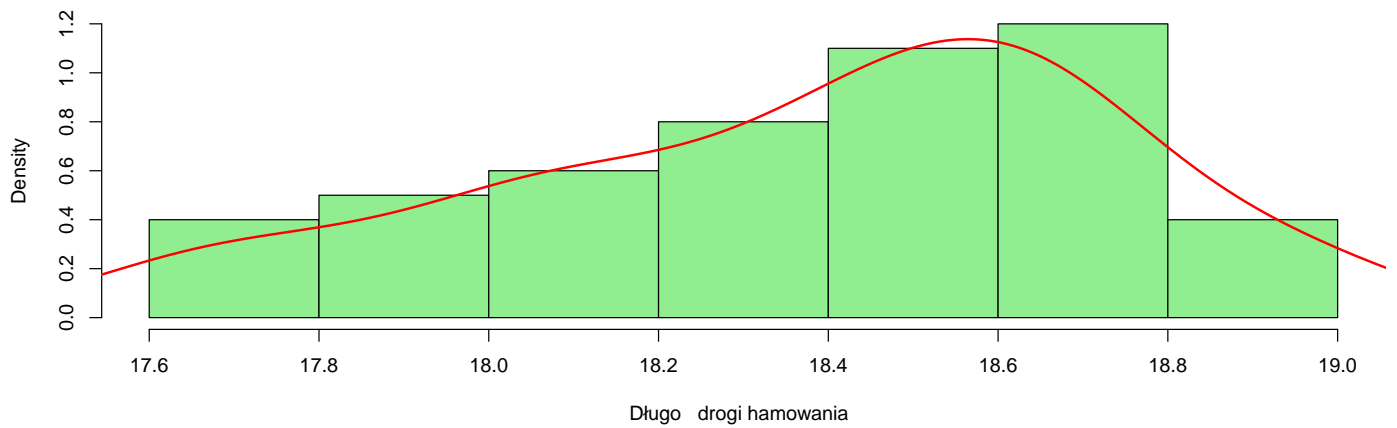
```
# histogram
hist(hamulce$V1,
     xlab = "Długość drogi hamowania",
     main = "Rozkład empiryczny długości drogi hamowania")
rug(jitter(hamulce$V1))
```

Rozkład empiryczny długo ci drogi hamowania



```
# histogram z estymatorem jądrowym gęstości
hist(hamulce$V1,
     xlab = "Długość drogi hamowania",
     main = "Rozkład empiryczny długości drogi hamowania",
     probability = TRUE,
     col = "lightgreen")
lines(density(hamulce$V1), col = "red", lwd = 2)
```

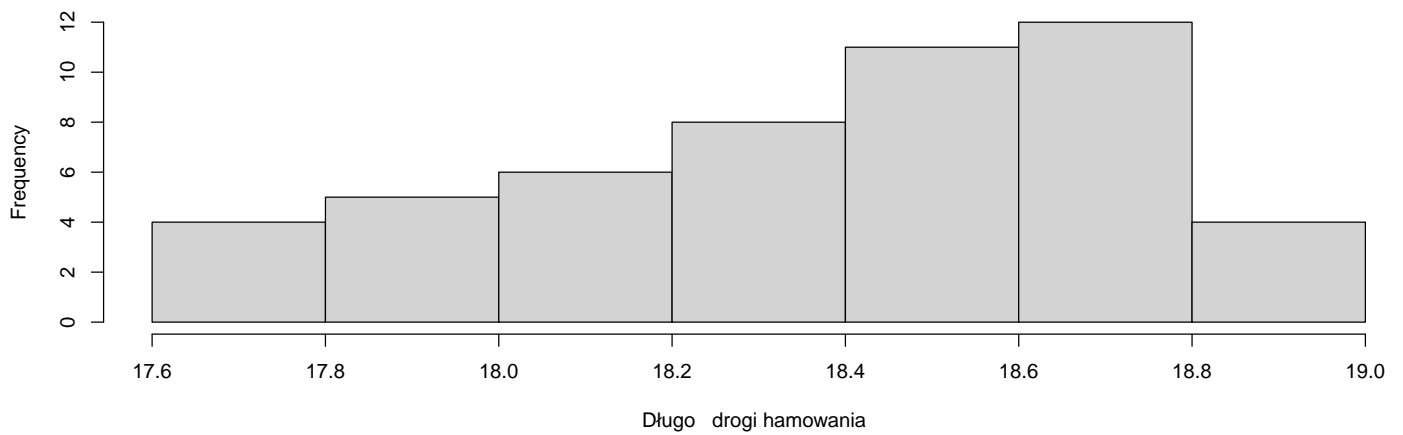
Rozkład empiryczny długo ci drogi hamowania



tylko sugestia liczby grup

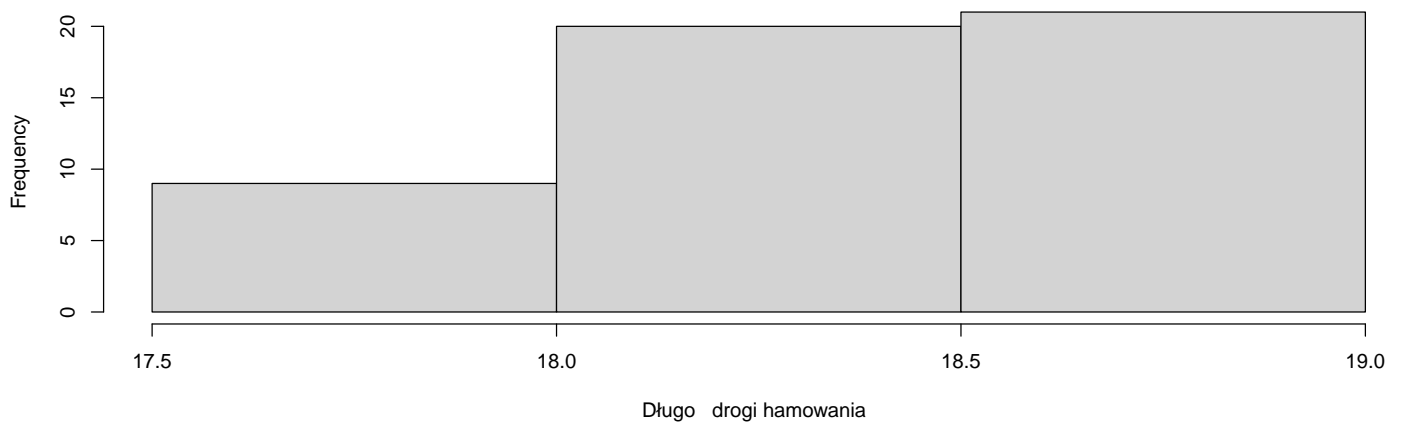
```
hist(hamulce$V1,
     xlab = "Długość drogi hamowania",
     main = "Rozkład empiryczny długości drogi hamowania",
     breaks = 5)
```

Rozkład empiryczny długo ci drogi hamowania



```
hist(hamulce$V1,
     xlab = "Długość drogi hamowania",
     main = "Rozkład empiryczny długości drogi hamowania",
     breaks = 3)
```

Rozkład empiryczny długo ci drogi hamowania



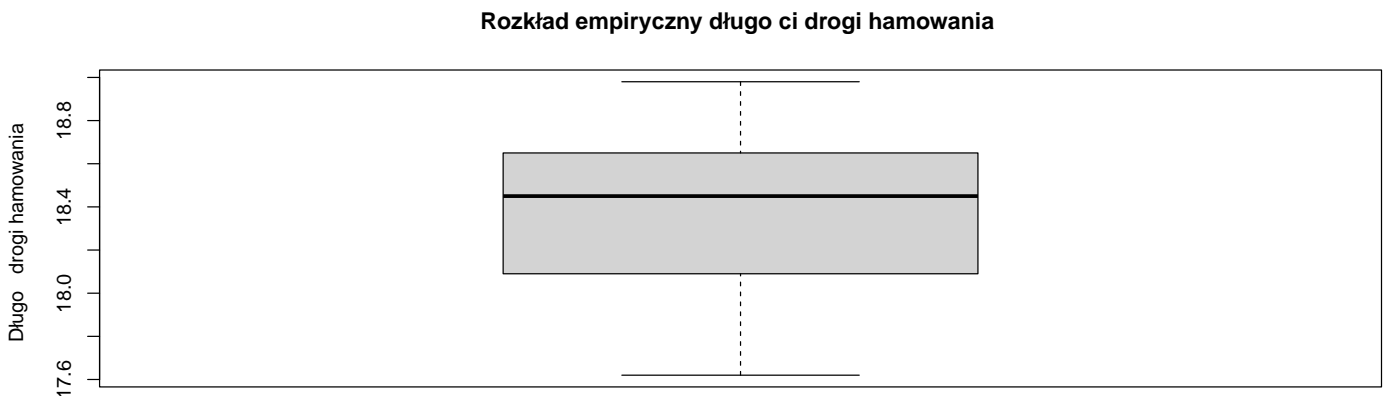
Wykres ramkowy to metoda graficznego przedstawienia danych liczbowych za pomocą ich kwantyli. Tworzymy go poprzez umieszczenie na osi pionowej wartości niektórych parametrów rozkładu (kwantyli).

- Wewnątrz prostokąta znajduje się pogrubiona pozioma linia, która określa wartość mediany.
- Nad osią znajduje się prostokąt (ramka), którego dolny bok jest określony przez pierwszy kwartył, a górny bok przez trzeci kwartył. Wysokość pudełka odpowiada wartości rozstępu międzykwartyłowego ($Q_3 - Q_1$).
- Pudełko jest uzupełnione od góry i od dołu segmentami (wąsami). Dolny koniec dolnego segmentu reprezentuje najmniejszą wartość w zestawie danych, zaś górny koniec górnego segmentu jest obserwacją największą. Wartości te muszą spełniać dodatkowy warunek, a mianowicie dolny koniec nie może być mniejszy niż $Q_1 - 1,5 \cdot (Q_3 - Q_1)$, a górny większy niż $Q_3 + 1,5 \cdot (Q_3 - Q_1)$. Jeśli istnieją obserwacje poza tym zakresem, są one zaznaczane na wykresie indywidualnie jako osobne punkty i są traktowane jako obserwacje odstające.

Wykres pudełkowy jako wskaźnik tendencji centralnej, dyspersji, symetrii, skośności i wielkości ogona:

- dyspersja - odstęp między różnymi częściami pudełka
- symetryczny - pogrubiona linia znajduje się blisko środka pudełka, a długości wąsów są takie same
- prawostronnie asymetryczny - górny wąs jest znacznie dłuższy niż dolny wąs, a linia jest bliższa dolnej części pudełka.
- lewostronnie asymetryczny - dolny wąs jest znacznie dłuższy niż górny wąs, a linia jest bliższa górnej części pudełka
- grube ogony - długość wąsów znacznie przekracza długość pudełka
- cienkie ogony - długość wąsów jest krótsza niż długość pudełka
- bardzo krótkie ogony (populacja w kształcie litery U, z zanurzeniem w środku zamiast garbu) - wąsy są nieobecne

```
# wykres ramkowy
boxplot(hamulce$V1,
        ylab = "Długość drogi hamowania",
        main = "Rozkład empiryczny długości drogi hamowania")
```



- statystyki opisowe

```
# średnia
mean(hamulce$V1)
```

```
## [1] 18.3818
```

```
# mediana
median(hamulce$V1)
```

```
## [1] 18.45
```

```
# odchylenie standardowe
sd(hamulce$V1)

## [1] 0.3603439

# współczynnik zmienności
sd(hamulce$V1) / mean(hamulce$V1) * 100

## [1] 1.96033

library(e1071)
# współczynnik asymetrii
skewness(hamulce$V1)

## [1] -0.452857

# kurtoza
kurtosis(hamulce$V1)

## [1] -0.6738354
```

3.4 Zadania 3

Zadanie 1. Zmienna wynik w pliku ankieta.txt opisuje wyniki badania działalności prezydenta pewnego miasta. Wybrano losowo 100 mieszkańców miasta i zadano im następujące pytanie: Jak oceniasz działalność prezydenta miasta? Dostępne były następujące odpowiedzi: zdecydowanie dobrze (a), dobrze (b), źle (c), zdecydowanie źle (d), nie mam zdania (e). Jakiego typu jest ta zmienna? Jakie są możliwe wartości tej zmiennej?

1. Zaimportuj dane z pliku ankieta.txt do zmiennej `ankieta`.

```
##   plec szkola wynik
## 1    m      p      d
## 2    m      s      e
## 3    m      w      a
## 4    m      s      d
## 5    m      p      c
## 6    m      w      c
## ...
```

2. Przedstaw rozkład empiryczny zmiennej `wynik` za pomocą szeregu rozdzielczego.

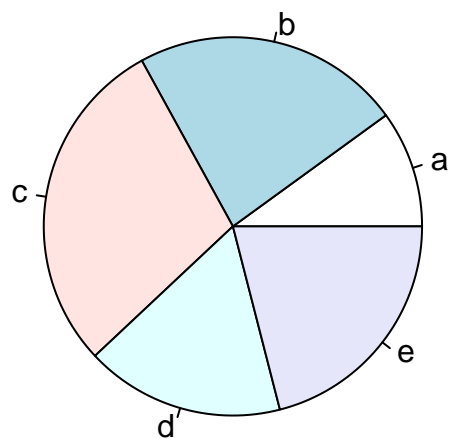
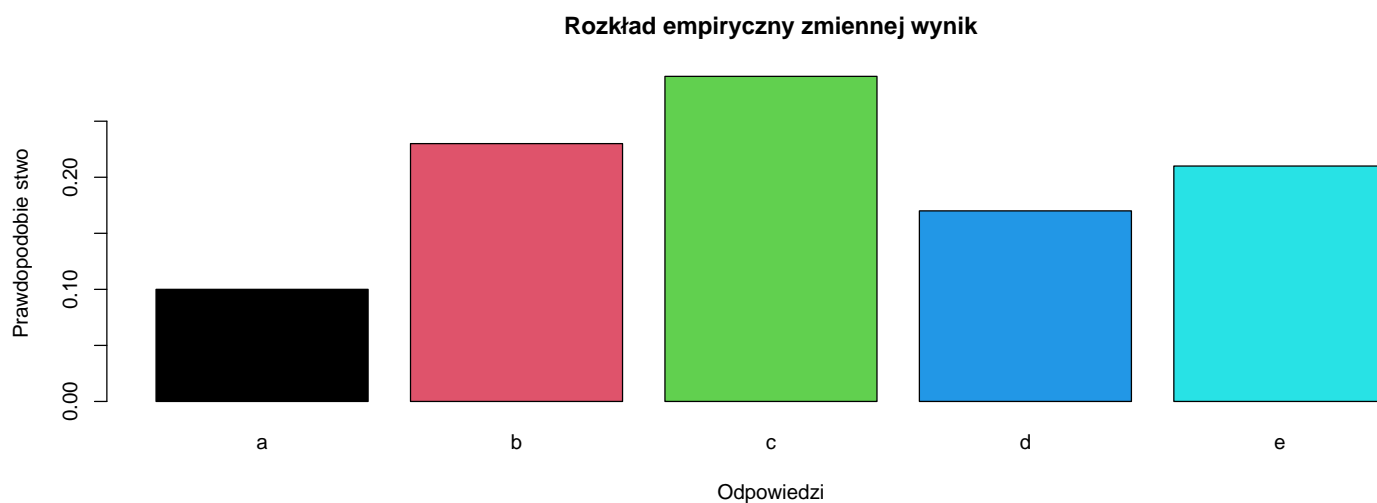
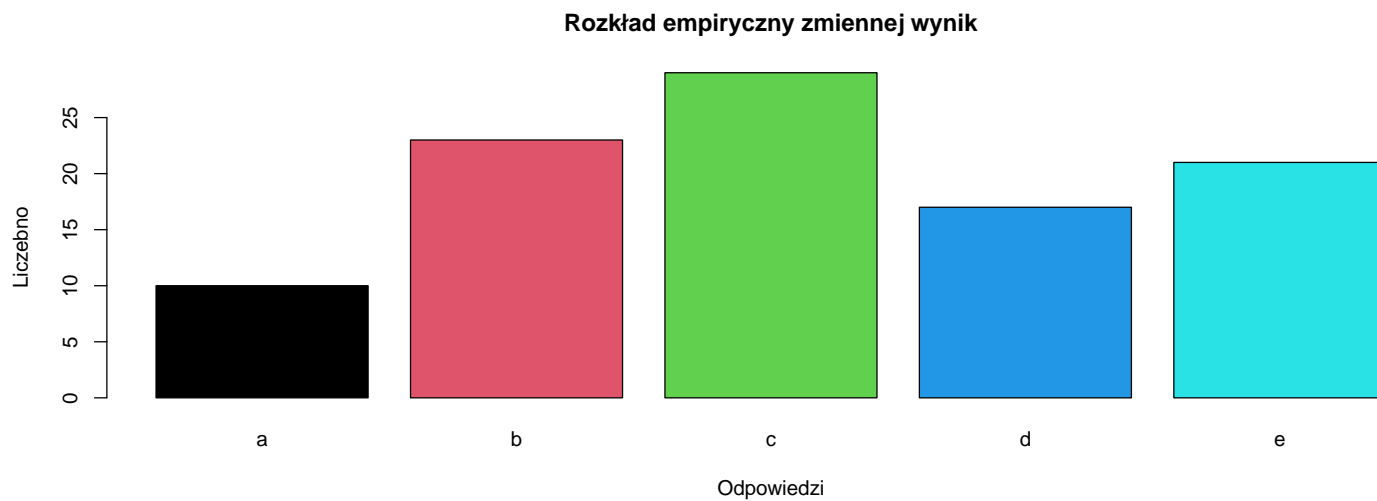
```
##   liczebnosc procent
## a          10    0.10
## b          23    0.23
## c          29    0.29
## d          17    0.17
## e          21    0.21
```

3. Przedstaw rozkład empiryczny zmiennej `wynik` tylko dla osób z wykształceniem podstawowym za pomocą szeregu rozdzielczego.

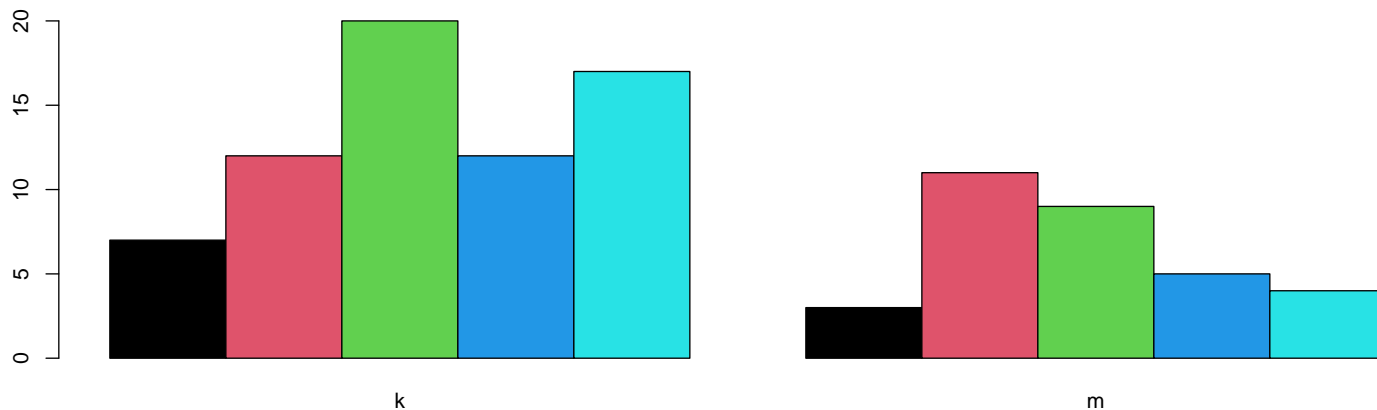
```
##   liczebnosc   procent
## a           2 0.11764706
## b           3 0.17647059
## c           4 0.23529412
## d           7 0.41176471
```

e 1 0.05882353

4. Zilustruj wyniki ankiety za pomocą wykresu słupkowego i kołowego.



5. Zilustruj wyniki ankiety za pomocą wykresu słupkowego z podziałem na kobiety i mężczyzn.



6. Zinterpretuj powyższe wyniki (tabelaryczne i graficzne).

Zadanie 2. Przebadano 200 losowo wybranych 5-sekundowych okresów pracy centrali telefonicznej. Rejestrowano liczbę zgłoszeń. Wyniki są zawarte w pliku Centrala.RData. Jakiego typu jest ta zmienna? Jakie są możliwe wartości tej zmiennej?

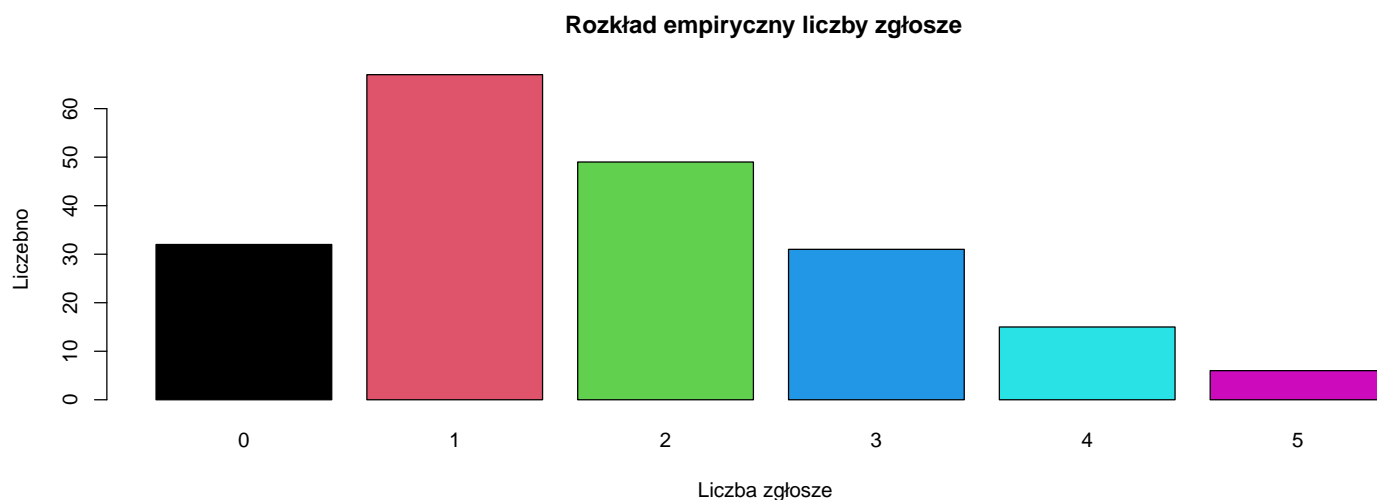
1. Zaimportuj dane z pliku Centrala.RData.

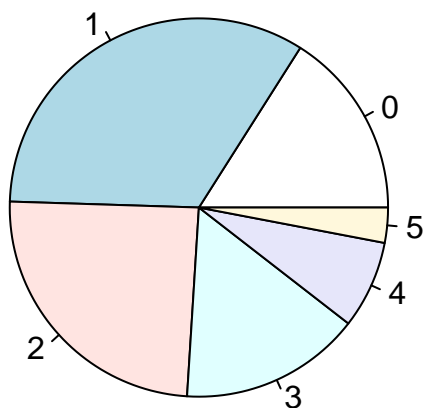
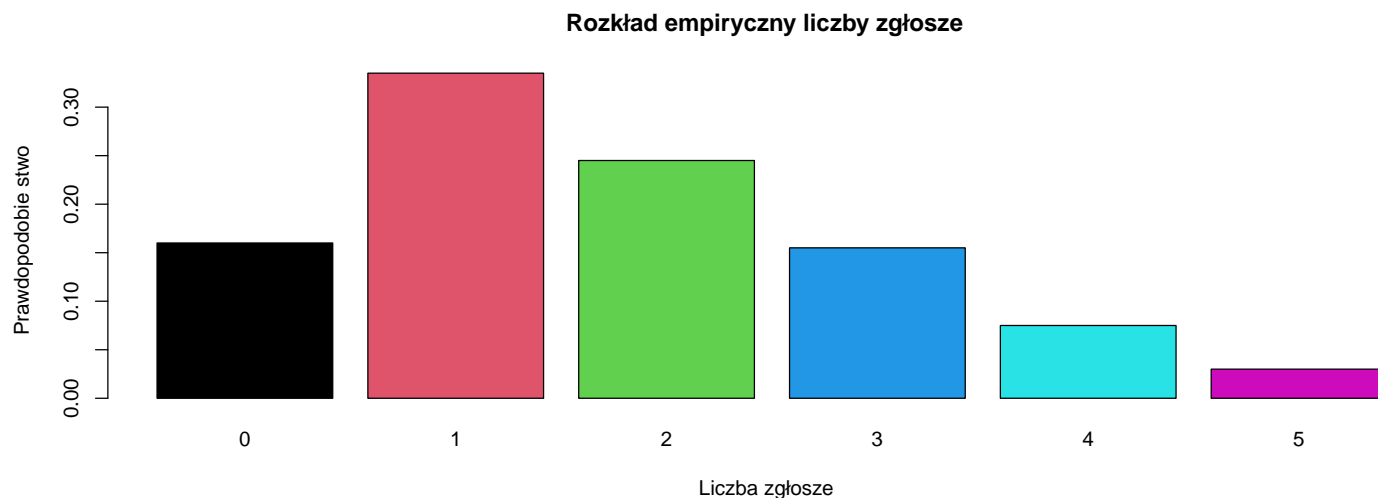
```
## Liczba
## 1      0
## 2      0
## 3      5
## 4      1
## 5      1
## 6      2
## ...
```

2. Przedstaw rozkład empiryczny liczby zgłoszeń za pomocą szeregu rozdzielczego.

```
##   liczebnośc  procent
## 0          32   0.160
## 1          67   0.335
## 2          49   0.245
## 3          31   0.155
## 4          15   0.075
## 5           6   0.030
```

3. Zilustruj liczbę zgłoszeń za pomocą wykresu słupkowego i kołowego.





4. Obliczyć średnią z liczby zgłoszeń, medianę liczby zgłoszeń, odchylenie standardowe liczby zgłoszeń i współczynnik zmienności liczby zgłoszeń.

```
## [1] 1.74
```

```
## [1] 2
```

```
## [1] 1.28086
```

```
## [1] 73.61266
```

5. Zinterpretuj powyższe wyniki (tabelaryczne, graficzne i liczbowe).

Zadanie 3. Zmienna w pliku awarie.txt opisuje wyniki 50 pomiarów czasu bezawaryjnej pracy danego urządzenia (w godzinach). Jakiego typu jest ta zmienna? Jakie są możliwe wartości tej zmiennej?

1. Zaimportuj dane z pliku awarie.txt.

```
## V1
```

```
## 1 629
```

```
## 2 325
```

```
## 3 215
```

```
## 4 518
```

```
## 5 297
```

```
## 6 792
```

```
## ...
```

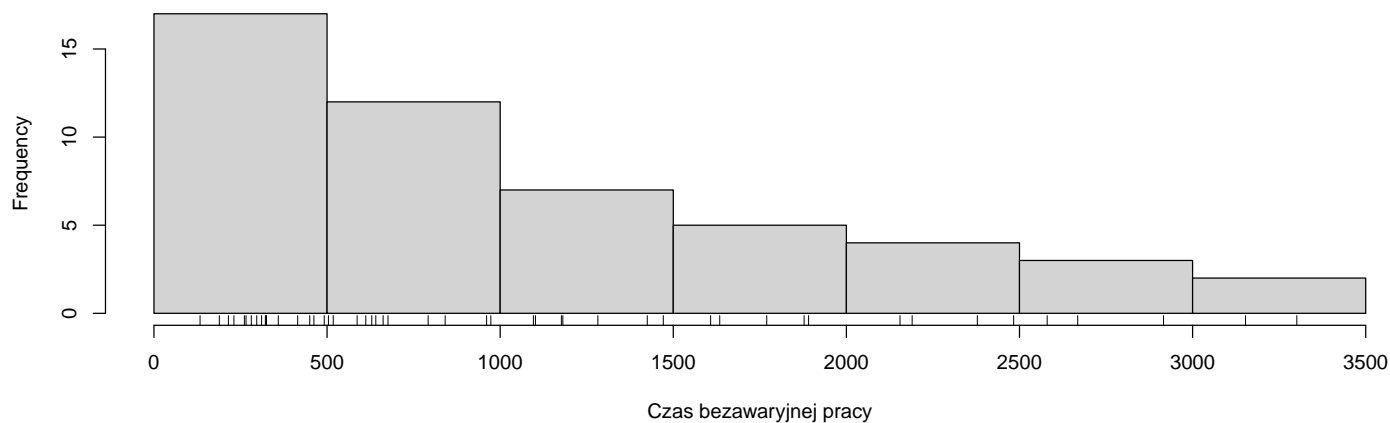
2. Przedstaw rozkład empiryczny czasu bezawaryjnej pracy za pomocą szeregu rozdzielczego.

```
##          liczebność  procent
```

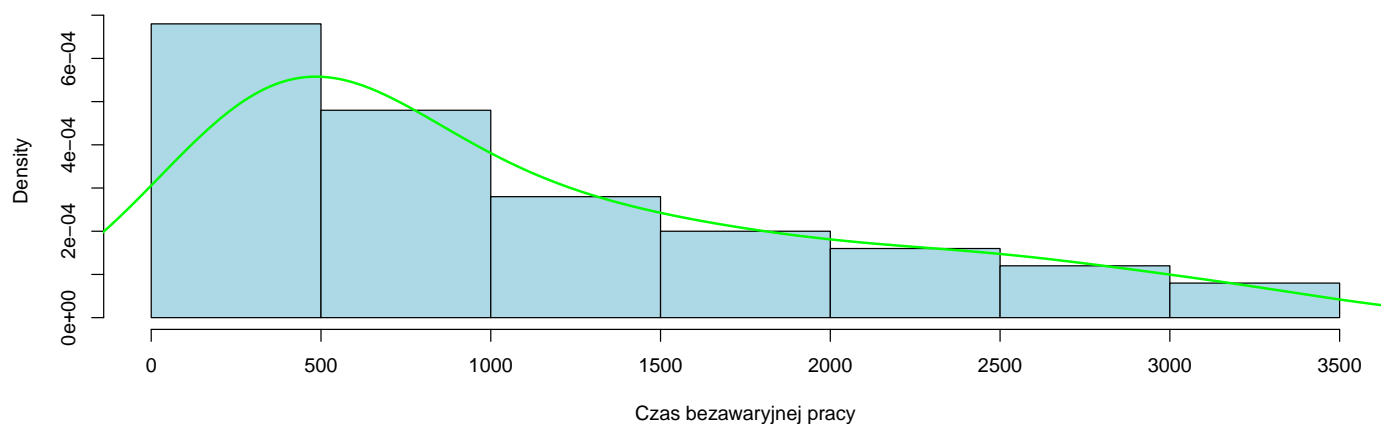
## (0,500]	17	0.34
## (500,1e+03]	12	0.24
## (1e+03,1.5e+03]	7	0.14
## (1.5e+03,2e+03]	5	0.10
## (2e+03,2.5e+03]	4	0.08
## (2.5e+03,3e+03]	3	0.06
## (3e+03,3.5e+03]	2	0.04

3. Zilustruj rozkład empiryczny czasu bezawaryjnej pracy za pomocą histogramu i wykresu pudełkowego. Jakie są zalety i wady tych wykresów?

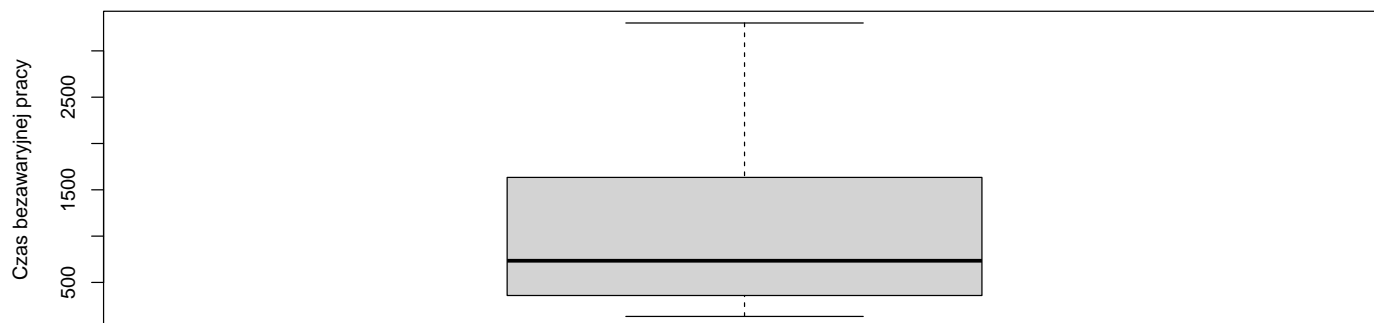
Rozkład empiryczny czasu bezawaryjnej pracy



Rozkład empiryczny czasu bezawaryjnej pracy



Rozkład empiryczny czasu bezawaryjnej pracy



4. Obliczyć średnią, medianę, odchylenie standardowe, współczynnik zmienności, współczynnik asymetrii i kurtozę czasu bezawaryjnej pracy.


```
## [1] 1101.36
## [1] 734
## [1] 883.2735
## [1] 80.19844
## [1] 0.9109508
## [1] -0.354536
```

5. Zinterpretuj powyższe wyniki (tabelaryczne, graficzne i liczbowe).

Zadanie 4. Napisz funkcję `wspolczynnik_zmiennosci()`, która oblicza wartość współczynnika zmienności dla danego wektora obserwacji. Funkcja powinna mieć dwa argumenty:

- `x` - wektor zawierający dane,
- `na.rm` - wartość logiczna (domyślnie `FALSE`), która wskazuje czy braki danych (obiekty `NA`) mają być zignorowane.

Funkcja zwraca wartość współczynnika zmienności wyrażoną w procentach. Ponadto funkcja sprawdza, czy wektor `x` jest wektorem numerycznym. W przeciwnym razie zostanie zwrócony błąd z następującym komunikatem: „argument nie jest liczbą”. Przykładowe wywołania i wyniki funkcji są następujące:

```
x <- c(1, NA, 3)
wspolczynnik_zmiennosci(x)
## [1] NA
wspolczynnik_zmiennosci(x, na.rm = TRUE)
## [1] 70.71068
wspolczynnik_zmiennosci()
## Error in wspolczynnik_zmiennosci() :
##   argument "x" is missing, with no default
wspolczynnik_zmiennosci(c("x", "y"))
## Error in wspolczynnik_zmiennosci(c("x", "y")) : argument nie jest liczbą
```

4 Model statystyczny

- Model statystyczny (model w ogólności) może być definiowany i interpretowany na wiele sposobów.
- Mówiąc prosto, model statystyczny jest rodzajem teoretycznej reprezentacji danych.
- Model statystyczny jest zwykle określany jako matematyczny związek między jedną lub większą liczbą zmiennych losowych a innymi zmiennymi nielosowymi.
- Model statystyczny reprezentuje, często w znacznie wyidealizowanej formie, proces generowania danych.
- Załóżmy, że dane

$$\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)^\top$$

są realizacjami wektora losowego

$$\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)^\top,$$

zwanego **próbą**, o rozkładzie P należącym do pewnej rodziny rozkładów prawdopodobieństwa \mathcal{P} .

- Niech badana zmienna X populacji ma rozkład P należący do rodziny rozkładów prawdopodobieństwa \mathcal{P} . O obserwacjach X_1, \dots, X_n zakładamy, że są to niezależne zmienne losowe o takim samym rozkładzie P jak badana zmienna X . W konsekwencji próba

$$\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)^\top$$

jest nazwana **próbą prostą** z populacji o rozkładzie P .

- Modele można podzielić w następujący sposób:
 1. Modele parametryczne:
 - model dwumianowy,
 - model Poissona,
 - model normalny,
 - model wykładniczy.
 2. Modele nieparametryczne:
 - model zmiennej dyskretnej,
 - model zmiennej ciągłej.
- W modelach parametrycznych możemy indeksować rozkłady $P \in \mathcal{P}$ parametrem θ , więc

$$\mathcal{P} = \{P_\theta : \theta \in \Theta\}.$$

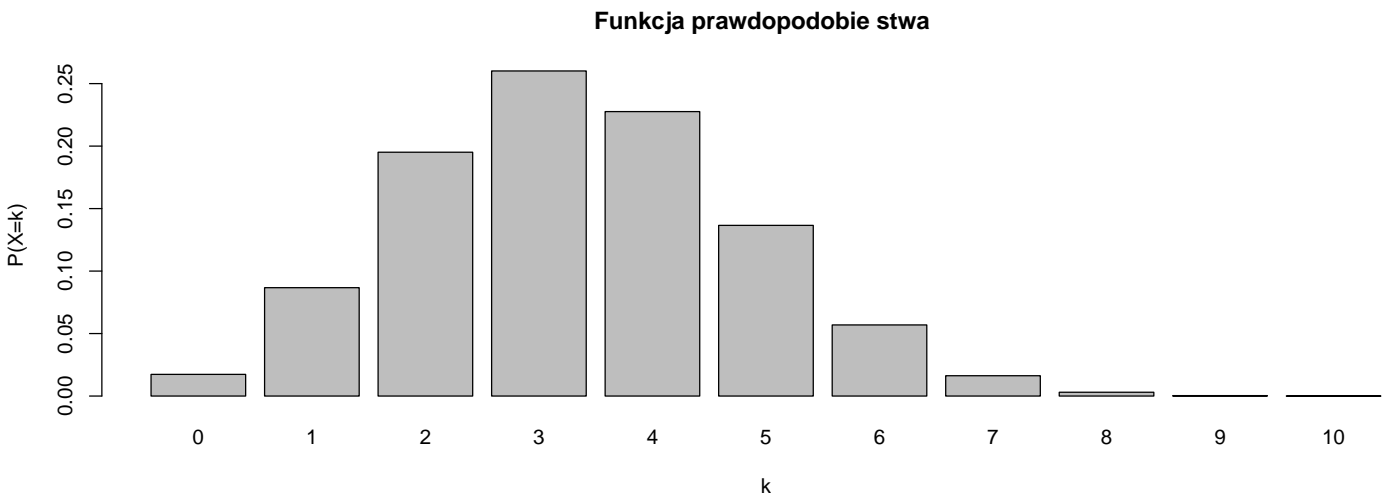
4.1 Wybrane rozkłady prawdopodobieństwa

1. rozkład dwumianowy $b(m, p)$, $m \in \mathbb{N}$, $p \in (0, 1)$

$$\mathbb{P}(X = k) = \binom{m}{k} p^k (1-p)^{m-k}, \quad k = 0, 1, \dots, m$$

- Funkcja prawdopodobieństwa zmiennej $X \sim b(10, 1/3)$

```
barplot(dbinom(x = 0:10, size = 10, prob = 1 / 3), names.arg = 0:10,  
        xlab = "k", ylab = "P(X=k)", main = "Funkcja prawdopodobieństwa")
```

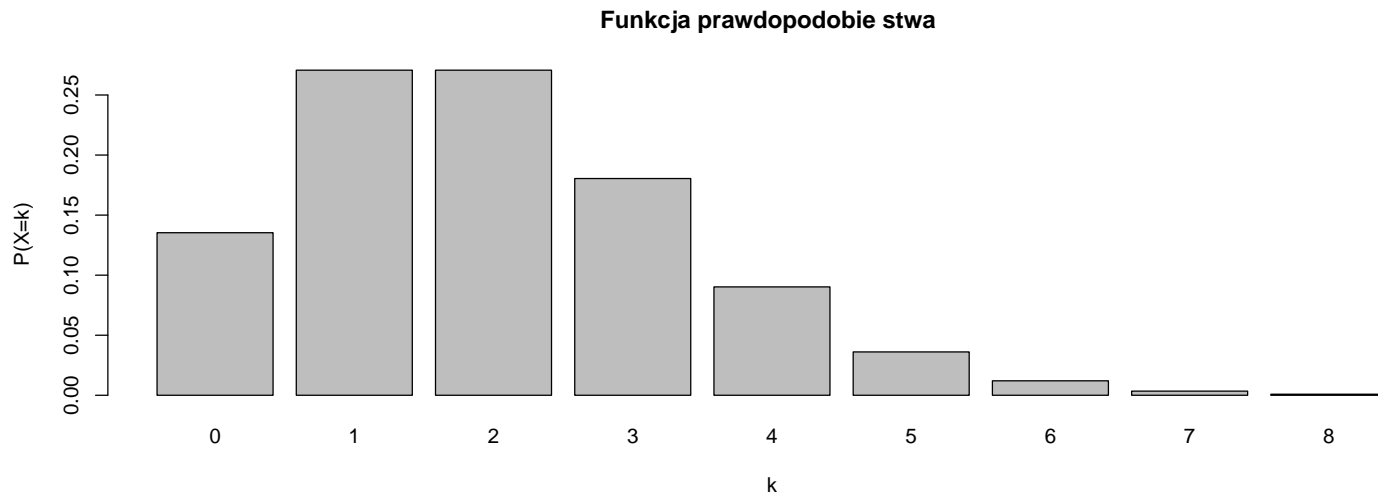


2. rozkład Poissona $\pi(\lambda)$, $\lambda > 0$

$$\mathbb{P}(X = k) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!}, \quad k = 0, 1, \dots$$

- Funkcja prawdopodobieństwa zmiennej $X \sim \pi(2)$

```
barplot(dpois(x = 0:8, lambda = 2), names.arg = 0:8,  
        xlab = "k", ylab = "P(X=k)", main = "Funkcja prawdopodobieństwa")
```

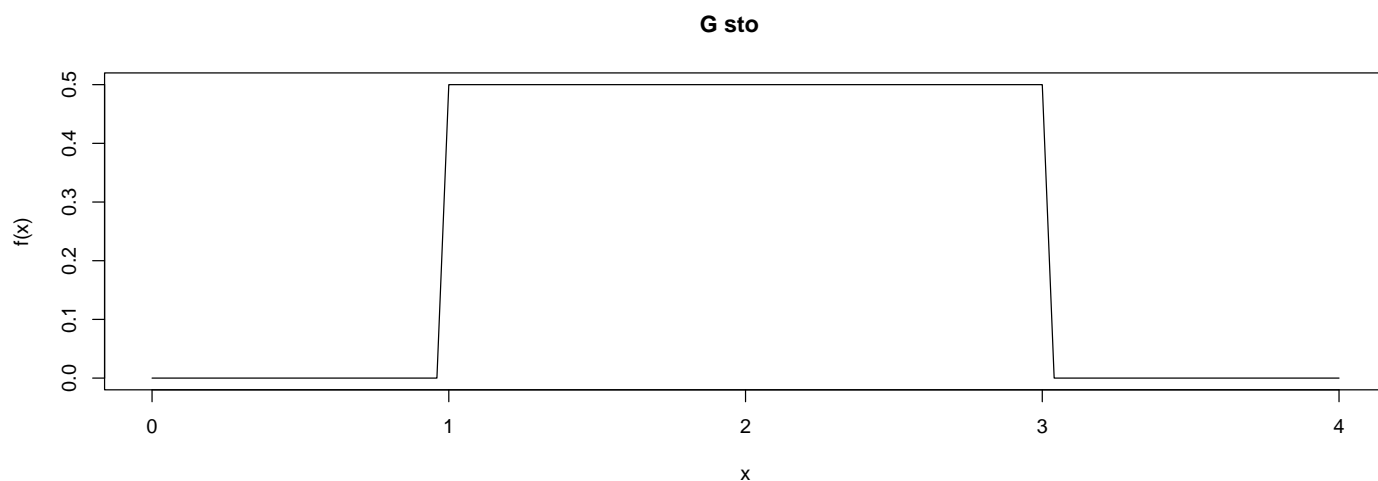


3. rozkład jednostajny $U(a, b)$, $a < b$

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & \text{dla } x \in (a, b) \\ 0 & \text{dla } x \notin (a, b) \end{cases}$$

- Gęstość zmiennej $X \sim U(1, 3)$

```
curve(dunif(x, min = 1, max = 3), 0, 4, ylab = "f(x)", main = "Gęstość")
```

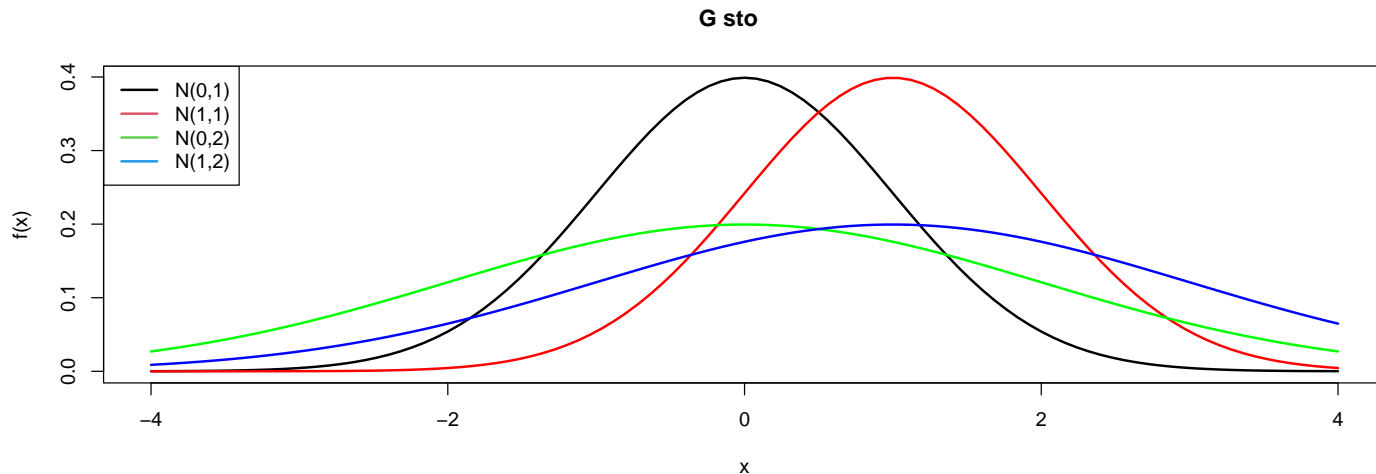


4. rozkład normalny $N(\mu, \sigma)$, $\mu \in \mathbb{R}$, $\sigma > 0$

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)$$

- Gęstości rozkładów normalnych

```
curve(dnorm, -4, 4, ylab = "f(x)", main = "Gęstość", lwd = 2)
curve(dnorm(x, mean = 1), col = "red", add = TRUE, lwd = 2)
curve(dnorm(x, sd = 2), col = "green", add = TRUE, lwd = 2)
curve(dnorm(x, mean = 1, sd = 2), col = "blue", add = TRUE, lwd = 2)
legend("topleft", lwd = 2, col = 1:4, legend = c("N(0,1)", "N(1,1)", "N(0,2)", "N(1,2)"))
```

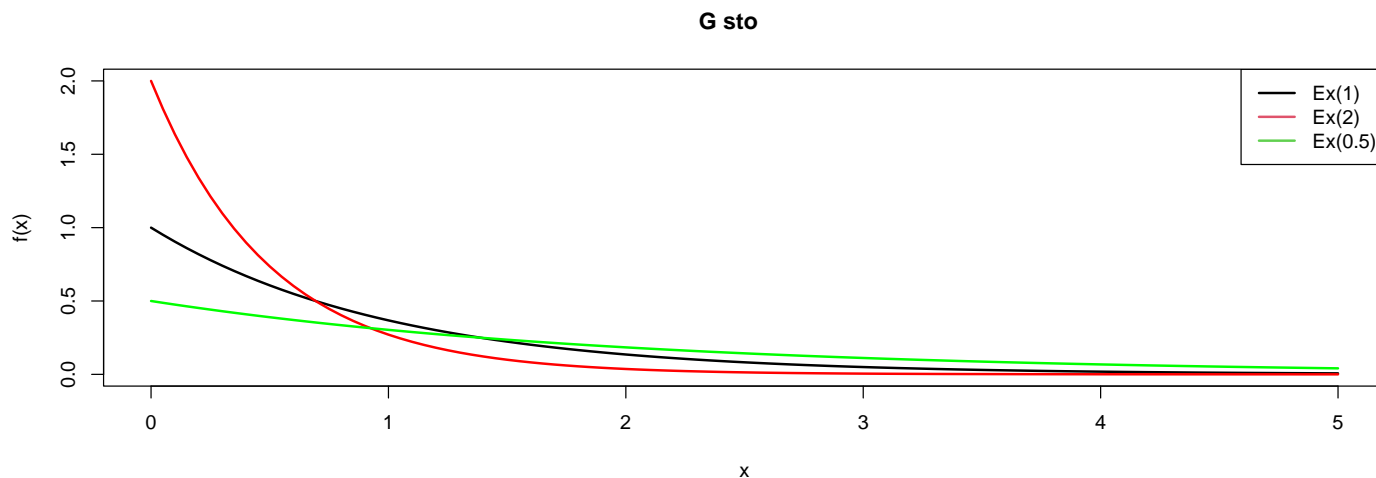


5. rozkład wykładniczy $Ex(\lambda)$, $\lambda > 0$

$$f_X(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & \text{dla } x > 0 \\ 0 & \text{dla } x \leq 0 \end{cases}$$

- Gęstości rozkładów wykładniczych

```
curve(dexp, 0, 5, ylim = c(0, 2), ylab = "f(x)", main = "Gęstość", lwd = 2)
curve(dexp(x, rate = 2), col = "red", add = TRUE, lwd = 2)
curve(dexp(x, rate = 0.5), col = "green", add = TRUE, lwd = 2)
legend("topright", lwd = 2, col = 1:3, legend = c("Ex(1)", "Ex(2)", "Ex(0.5)"))
```



6. rozkład Rayleigha $R(\lambda)$, $\lambda > 0$

$$f_\lambda(x) = \frac{2}{\lambda} x \exp\left(-\frac{x^2}{\lambda}\right) I_{(0,\infty)}(x)$$

Uwaga. Rozkład Rayleigha jest zaimplementowany w pakiecie VGAM z następującą funkcją gęstości

$$f_\sigma(x) = \frac{x}{\sigma^2} \exp\left(-\frac{x^2}{2\sigma^2}\right) I_{(0,\infty)}(x),$$

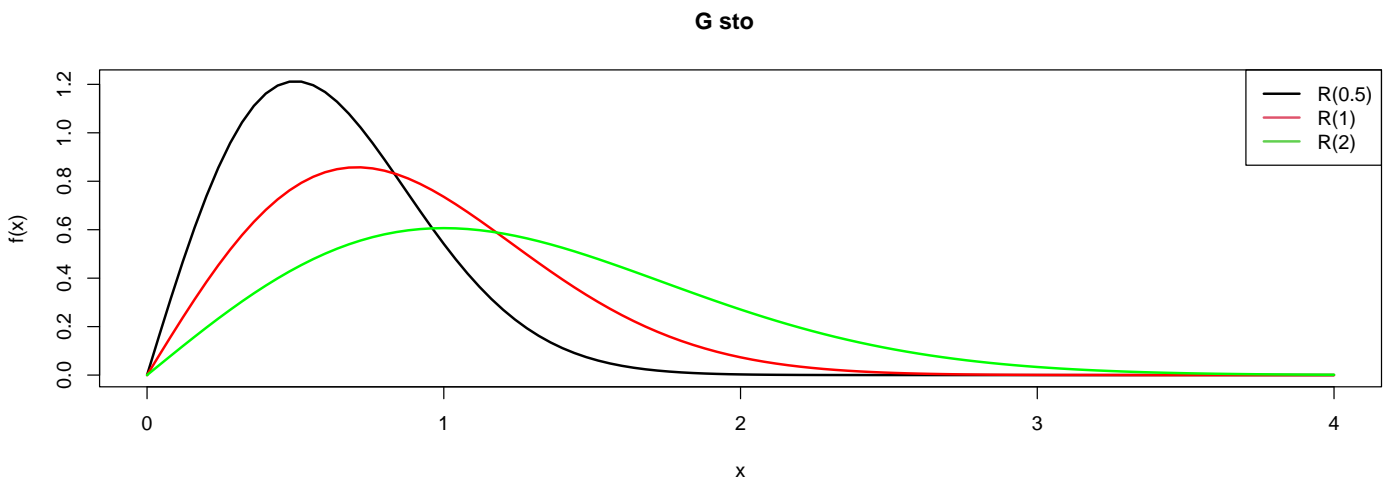
więc w naszej notacji $\sigma = \sqrt{\frac{\lambda}{2}}$.

- Gęstości rozkładów Rayleigha

```

lambda <- 0.5
curve(VGAM::drayleigh(x, sqrt(lambda / 2)),
      xlim = c(0, 4), ylab = "f(x)", main = "Gęstość", lwd = 2)
lambda <- 1
curve(VGAM::drayleigh(x, sqrt(lambda / 2)),
      col = "red", add = TRUE, lwd = 2)
lambda <- 2
curve(VGAM::drayleigh(x, sqrt(lambda / 2)),
      col = "green", add = TRUE, lwd = 2)
legend("topright", lwd = 2, col = 1:3, legend = c("R(0.5)", "R(1)", "R(2)"))

```



4.2 Rozkłady prawdopodobieństwa w programie R

Rozkład	Dystrybuanta	Gęstość/Funkcja prawd.	Kwantyl	Generator
dwumianowy	pbinom	dbinom	qbinom	rbinom
Poissona	ppois	dpois	qpois	rpois
ujemny dwumianowy	pnbinom	dnbinom	qnbinom	rnbinom
geometryczny	pgeom	dgeom	qgeom	rgeom
hipergeometryczny	phyper	dhyper	qhyper	rhyper
jednostajny	punif	dunif	qunif	runif
beta	pbeta	dbeta	qbeta	rbeta
wykładniczy	pexp	dexp	qexp	rexp
gamma	pgamma	dgamma	qgamma	rgamma
normalny	pnorm	dnorm	qnorm	rnorm
logarytmiczno- normalny	plnorm	dlnorm	qlnorm	rlnorm
Weibulla	pweibull	dweibull	qweibull	rweibull
chi-kwadrat	pchisq	dchisq	qchisq	rchisq
t-Studenta	pt	dt	qt	rt
Cauchy'ego	pcauchy	dcauchy	qcauchy	rcauchy
F-Snedecora	pf	df	qf	rf
Rayleigha	VGAM::prayleigh	VGAM::drayleigh	VGAM::qrayleigh	VGAM::rrayleigh

4.3 Przykłady

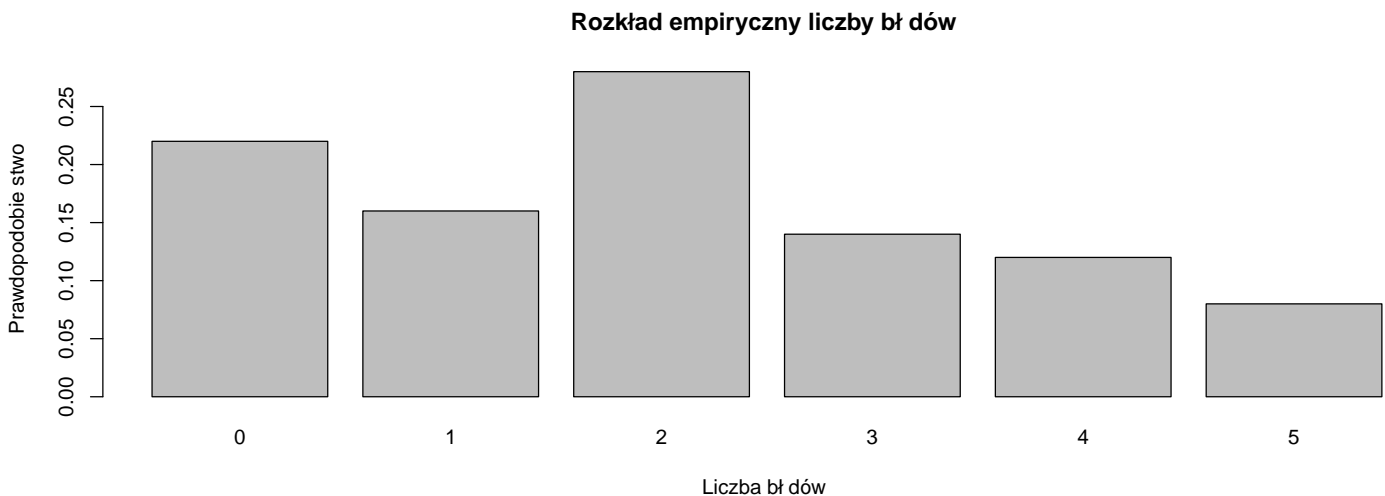
Przykład 1. Poniższe dane podają liczbę błędów w grupie 50 osób zdających egzamin testowy. Egzamin składał się z 18 pytań (można popełnić maksymalnie dwa błędy, aby zdać egzamin).

```
1 1 2 0 1 3 1 4 4 4 0 1 0 0 0 2 3
4 0 1 5 2 3 5 3 2 2 4 0 2 2 0 2 2
3 3 1 3 2 2 0 0 5 4 2 1 5 2 2 0
```

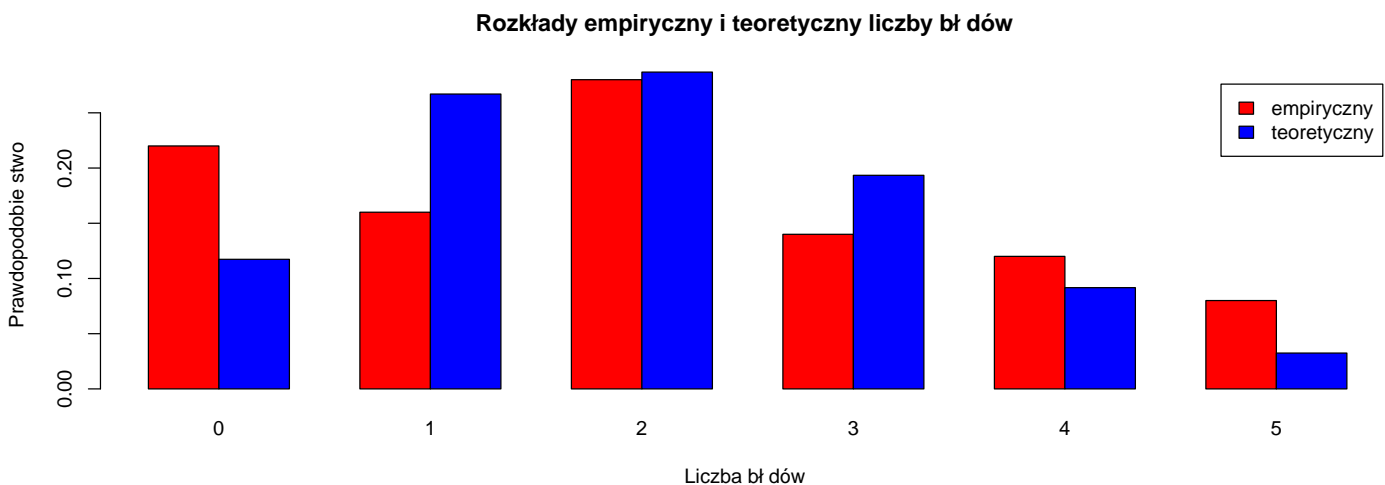
Zmienna X to liczba błędów. Jest to dyskretna zmienna ilościowa.

```
liczba_bledow <- c(1, 1, 2, 0, 1, 3, 1, 4, 4, 4, 0, 1, 0, 0, 0, 2, 3,
                  4, 0, 1, 5, 2, 3, 5, 3, 2, 2, 4, 0, 2, 2, 0, 2, 2,
                  3, 3, 1, 3, 2, 2, 0, 0, 5, 4, 2, 1, 5, 2, 2, 0)

# wykres słupkowy
barplot(prop.table(table(liczba_bledow)),
        xlab = "Liczba błędów", ylab = "Prawdopodobieństwo",
        main = "Rozkład empiryczny liczby błędów")
```



- model: rozkład dwumianowy z $m = 18$
- $\mathcal{P} = \{b(18, p) : p \in (0, 1)\}$
- $\Theta = (0, 1)$ oraz $\theta = p$



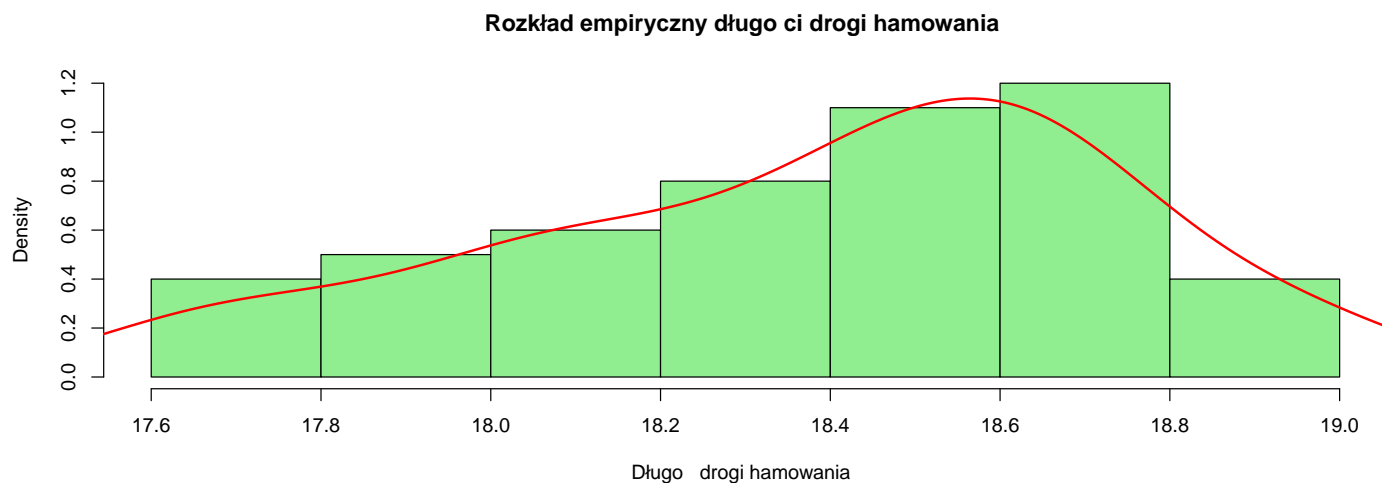
Przykład 2. Przeprowadzono 50 niezależnych eksperymentów obejmujących hamowanie pewnego typu samochodu (na suchym asfalcie, z prędkością 40km/h itp.). Notowano długość drogi hamowania w metrach

z dokładnością do jednego centymetra. Uzyskane wyniki są zawarte w pliku hamulce.txt. Zmienna X to długość drogi hamowania. Jest to zmienna ilościowa ciągła.

```
hamulce <- read.table("http://ls.home.amu.edu.pl/data_sets/hamulce.txt", dec = ",")
head(hamulce)
```

```
##      V1
## 1 18.66
## 2 17.81
## 3 18.96
## 4 18.09
## 5 18.73
## 6 18.45
```

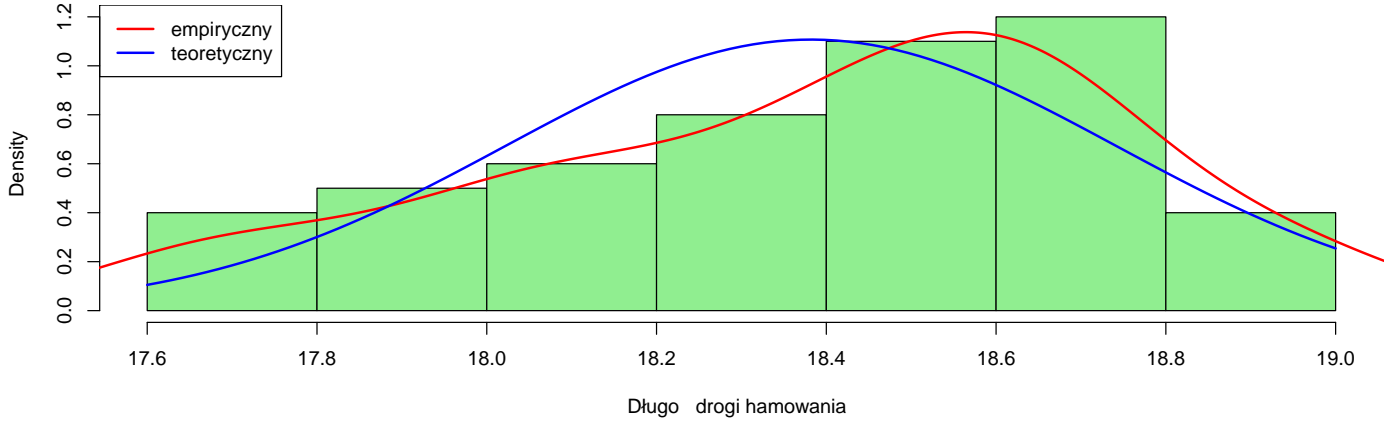
```
# histogram z estymatorem jądrowym gęstości
hist(hamulce$V1,
     xlab = "Długość drogi hamowania",
     main = "Rozkład empiryczny długości drogi hamowania",
     probability = TRUE,
     col = "lightgreen")
lines(density(hamulce$V1), col = "red", lwd = 2)
```



- model: rozkład normalny
- $\mathcal{P} = \{N(\mu, \sigma) : \mu \in \mathbb{R}, \sigma > 0\}$
- $\Theta = \mathbb{R} \times (0, \infty)$ oraz $\theta = (\mu, \sigma)$

```
##      V1
## 1 18.66
## 2 17.81
## 3 18.96
## 4 18.09
## 5 18.73
## 6 18.45
```

Rozkłady empiryczny i teoretyczny długo ci drogi hamowania



4.4 Estymacja punktowa

- W modelach parametrycznych występują pewne parametry, które są nieznane. Musimy je oszacować na podstawie próby. W tym celu wykorzystujemy estymatory (punktowe) i przedziały ufności.
- Niech $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)^\top$ będzie próba prostą z populacji o rozkładzie P_θ , gdzie $\theta \in \Theta$ jest parametrem.
- Niech $g(\theta)$ będzie funkcją parametryczną, np. $g(\theta) = \theta$, $g(\theta) = \sqrt{\theta}$.

Definicja. Statystyką nazywamy funkcję mierzalną $T(\mathbf{X})$ próby \mathbf{X} .

- Statystyka jest zmienną lub wektorem losowym.

Definicja. Każda statystyka $T(\mathbf{X})$ o wartościach w zbiorze $g(\Theta)$ jest nazywana **estymatorem** funkcji parametrycznej $g(\theta)$ (oznaczamy również $\hat{g}(\mathbf{X})$).

4.4.1 Metoda największej wiarygodności

- Niech rozkłady $P_\theta \in \mathcal{P}$ będą opisane za pomocą funkcji prawdopodobieństwa (gęstości) $p_\theta (f_\theta)$ i niech $\theta \in \Theta \subseteq \mathbb{R}^d$.

Definicja. Funkcję L daną wzorem

$$L(\theta; \mathbf{x}) = p_\theta(\mathbf{x})$$

nazywamy **funkcją wiarygodności**.

- Funkcja wiarygodności jest funkcją parametru θ podczas, gdy obserwacje \mathbf{x} są ustalone (oznaczamy to pisząc \mathbf{x} jako argument funkcji L po średniku).

Definicja. Estymatorem największej wiarygodności (ENW) parametru θ jest statystyka $\hat{\theta}(\mathbf{X})$ spełniająca następujący warunek

$$\forall \mathbf{x} \in \mathcal{X} : L(\hat{\theta}(\mathbf{x}); \mathbf{x}) = \sup_{\theta \in \Theta} L(\theta; \mathbf{x}).$$

- Dla danego parametru θ , ENW może nie istnieć lub być wyznaczony niejednoznacznie.
- ENW funkcji parametrycznej $g(\theta)$ jest statystyka

$$g(\hat{\theta}(\mathbf{X})),$$

gdzie $\hat{\theta}(\mathbf{X}) = \text{ENW}(\theta)$.

- Zazwyczaj przy wyznaczaniu ENW łatwiej jest wykorzystać funkcję $\ln L$ niż funkcję L .
- W przypadku próby prostej mamy

$$L(\theta; \mathbf{x}) = p_\theta(\mathbf{x}) = \prod_{i=1}^n p_\theta(x_i),$$

gdzie $p_\theta(x)$ jest funkcją prawdopodobieństwa (gęstości) zmiennej X , a $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)^\top$ jest wektorem zawierającym dane.

4.4.2 Estymator nieobciążony

Definicja. Estymator $\hat{g}(\mathbf{X})$ nazywany jest estymatorem nieobciążonym (EN) funkcji parametrycznej $g(\theta)$, gdy

$$\forall \theta \in \Theta : E_\theta(\hat{g}(\mathbf{X})) = g(\theta).$$

- Dla danej funkcji parametrycznej $g(\theta)$, zbiór estymatorów nieobciążonych może być pusty.

Twierdzenie. Załóżmy, że zmienna X populacji ma rozkład o wartości oczekiwanej μ . Niech $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)^\top$ będzie próbą prostą z tej populacji. Wtedy statystyka

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$$

jest nieobciążonym estymatorem wartości oczekiwanej μ .

Twierdzenie. Załóżmy, że zmienna X populacji ma rozkład o wartości oczekiwanej μ oraz skończonej i niezerowej wariancji σ^2 . Niech $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)^\top$, $n > 1$ będzie próbą prostą z tej populacji. Wtedy statystyka

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$$

jest nieobciążonym estymatorem wariancji σ^2 .

4.4.3 Estymator nieobciążony o minimalnej wariancji

Definicja. Niech A będzie niepustym zbiorem estymatorów nieobciążonych funkcji parametrycznej $g(\theta)$ o skończonej wariancji (dla każdego $\theta \in \Theta$). Statystyka $\hat{g}_* \in A$ jest nazywana **estymatorem nieobciążonym o minimalnej wariancji** (ENMW) funkcji parametrycznej $g(\theta)$, gdy

$$\forall \hat{g} \in A \quad \forall \theta \in \Theta : \text{Var}_\theta(\hat{g}_*) \leq \text{Var}_\theta(\hat{g}).$$

Twierdzenie. Jeżeli istnieje estymator nieobciążony o minimalnej wariancji dla danej funkcji parametrycznej $g(\theta)$, to jest on wyznaczony jednoznacznie (z dokładnością do zbioru miary zero).

4.4.4 Przykłady estymatorów w wybranych rozkładach

Niech

$$\begin{aligned} \bar{X} &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, \\ S^2 &= \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2, \\ \tilde{S}^2 &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2. \end{aligned}$$

- rozkład dwumianowy $b(m, p)$, $m \in \mathbb{N}$, $p \in (0, 1)$

$$ENW(p) = EN(p) = ENMW(p) = \frac{1}{m} \bar{X}$$

- rozkład Poissona $\pi(\lambda)$, $\lambda > 0$

$$ENW(\lambda) = EN(\lambda) = ENMW(\lambda) = \bar{X}$$

- rozkład jednostajny $U(0, \theta)$, $\theta > 0$

$$ENW(\theta) = \max\{X_1, \dots, X_n\}$$

$$EN(\theta) = ENMW(\theta) = \frac{n+1}{n} \max\{X_1, \dots, X_n\}$$

- rozkład normalny $N(\mu, \sigma)$, $\mu \in \mathbb{R}$, $\sigma > 0$

$$ENW(\mu) = EN(\mu) = ENMW(\mu) = \bar{X}$$

$$ENW(\sigma^2) = \tilde{S}^2$$

$$EN(\sigma^2) = ENMW(\sigma^2) = S^2$$

$$ENW(\sigma) = \tilde{S}$$

$$EN(\sigma) = ENMW(\sigma) = \sqrt{\frac{n-1}{2} \frac{\Gamma(\frac{n-1}{2})}{\Gamma(\frac{n}{2})}} S$$

- rozkład wykładniczy $Ex(\lambda)$, $\lambda > 0$

$$ENW(\lambda) = \frac{1}{\bar{X}}$$

$$EN(\lambda) = ENMW(\lambda) = \frac{n-1}{n\bar{X}}$$

4.4.5 Wykres kwantyl-quantyl

- Wykres kwantyl-quantyl (Q-Q plot), jest wykresem zaobserwowanych statystyk porządkowych z losowej próby (kwantyle empiryczne) do odpowiadającym im (oszacowanym) wartościom średniej lub mediany w oparciu o założony rozkład lub w stosunku do empirycznych kwantyli innego zestawu danych.
- Wykresy kwantyl-quantyl służą do oceny, czy dane pochodzą z określonego rozkładu lub czy dwa zestawy danych mają ten sam rozkład. Jeśli rozkłady mają ten sam kształt (ale niekoniecznie te same parametry położenia lub skali), wówczas wykres układa się mniej więcej na linii prostej. Jeśli rozkłady są dokładnie takie same, wówczas wykres układa się mniej więcej na linii prostej $y = x$.
- Najpierw wybiera się zbiór kwantyli pewnych rzędów. Punkt (x, y) na wykresie odpowiada jednemu z kwantyli drugiego rozkładu (współrzędna y) wykreślonego względem kwantyla tego samego rzędu pierwszego rozkładu (współrzędna x).
- „qqline” dodaje linię do „teoretycznego” wykresu kwantyl-quantyl, która przechodzi przez kwantyle rzędów `probs = c(0.25, 0.75)`, czyli domyślnie pierwszy i trzeci kwartył.

Przykład 1 (cd.). Poniższe dane podają liczbę błędów w grupie 50 osób zdających egzamin testowy. Egzamin składał się z 18 pytań (można popełnić maksymalnie dwa błędy, aby zdać egzamin).

1	1	2	0	1	3	1	4	4	4	0	1	0	0	0	2	3
4	0	1	5	2	3	5	3	2	2	4	0	2	2	0	2	2
3	3	1	3	2	2	0	0	5	4	2	1	5	2	2	0	

Zmienna X to liczba błędów. Jest to dyskretna zmienna ilościowa.

- model: rozkład dwumianowy z $m = 18$
- $\mathcal{P} = \{b(18, p) : p \in (0, 1)\}$
- $\Theta = (0, 1)$ oraz $\theta = p$

```
liczba_bledow <- c(1, 1, 2, 0, 1, 3, 1, 4, 4, 4, 0, 1, 0, 0, 0, 2, 3,
                  4, 0, 1, 5, 2, 3, 5, 3, 2, 2, 4, 0, 2, 2, 0, 2, 2,
                  3, 3, 1, 3, 2, 2, 0, 0, 5, 4, 2, 1, 5, 2, 2, 0)
```

```
m <- 18
```

```
# estymator
```

```
(p_est <- mean(liczba_bledow) / m)
```

```
## [1] 0.1122222
```

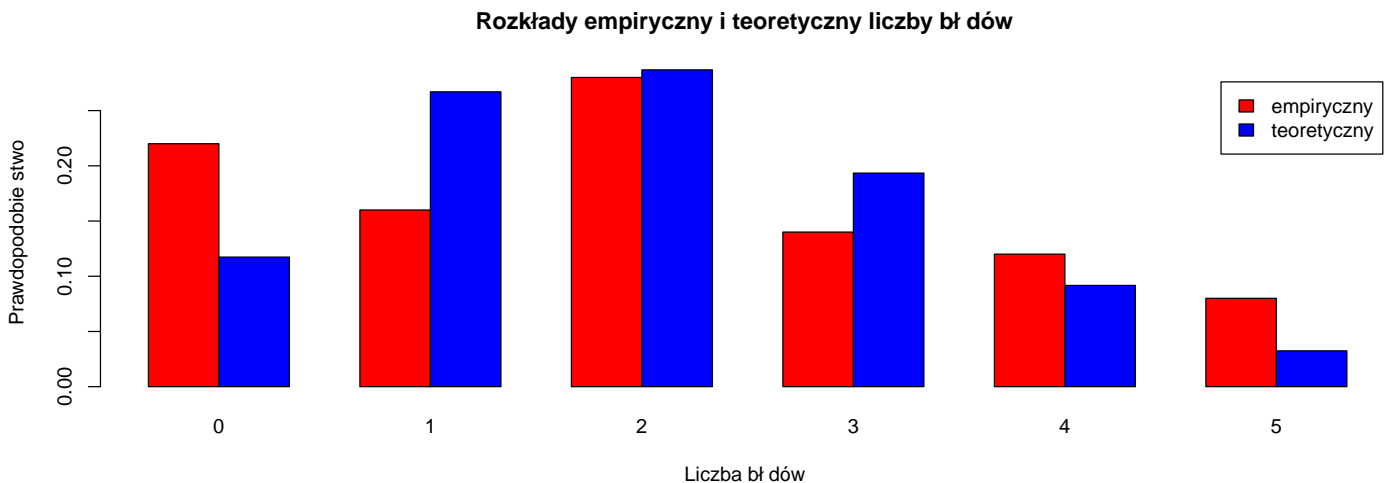
```
probs <- dbinom(sort(unique(liczba_bledow)), size = m, prob = p_est)
sum(probs)
```

```
## [1] 0.9887985
```

```
counts <- matrix(c(prop.table(table(liczba_bledow)), probs), nrow = 2, byrow = TRUE)
rownames(counts) <- c("empiryczny", "teoretyczny")
colnames(counts) <- sort(unique(liczba_bledow))
counts
```

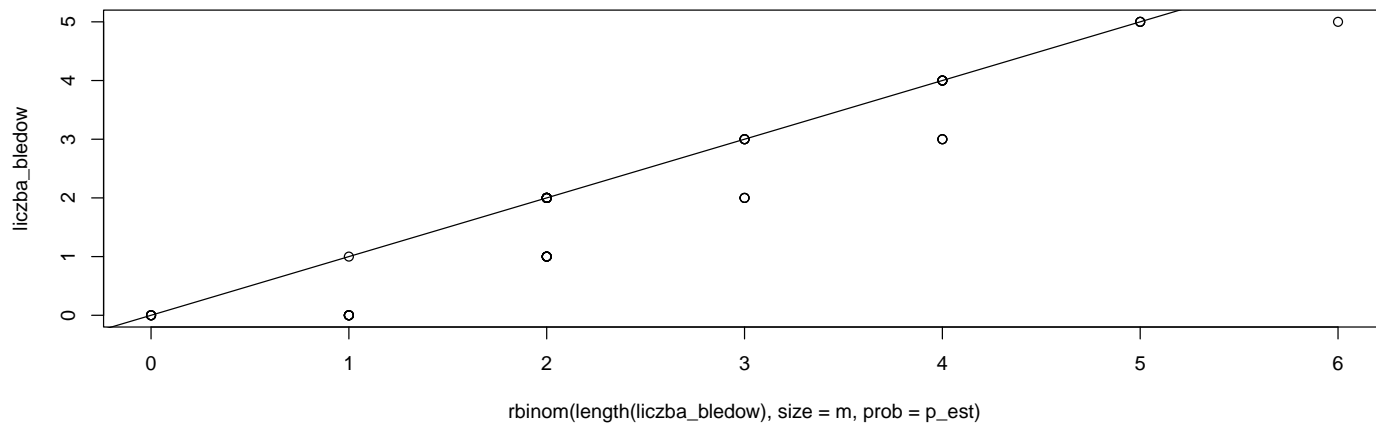
```
##              0          1          2          3          4          5
## empiryczny  0.2200000 0.1600000 0.2800000 0.1400000 0.1200000 0.0800000
## teoretyczny 0.1173483 0.2670078 0.2868914 0.1934153 0.09168466 0.03245109
```

```
barplot(counts,
        xlab = "Liczba błędów", ylab = "Prawdopodobieństwo",
        main = "Rozkłady empiryczny i teoretyczny liczby błędów",
        col = c("red", "blue"), legend = rownames(counts), beside = TRUE)
```



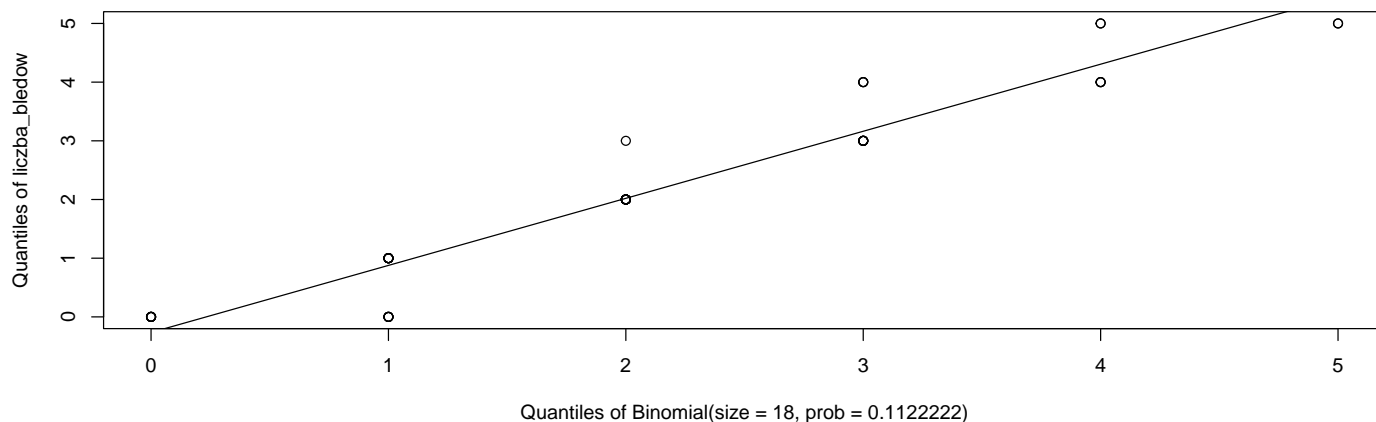
```
# wykres kwantyl-kwantyl
```

```
qqplot(rbinom(length(liczba_bledow), size = m, prob = p_est), liczba_bledow)
qqline(liczba_bledow, distribution = function(probs) { qbinom(probs, size = m, prob = p_est) })
```



```
# lub
library(EnvStats)
qqPlot(liczba_bledow,
       distribution = "binom",
       param.list = list(size = m, prob = p_est),
       add.line = TRUE)
```

Binomial Q-Q Plot for liczba_bledow



Przykład 2 (cd.). Przeprowadzono 50 niezależnych eksperymentów obejmujących hamowanie pewnego typu samochodu (na suchym asfalcie, z prędkością 40km/h itp.). Notowano długość drogi hamowania w metrach z dokładnością do jednego centymetra. Uzyskane wyniki są zawarte w pliku hamulce.txt. Zmienna X to długość drogi hamowania. Jest to zmienna ilościowa ciągła.

- model: rozkład normalny
- $\mathcal{P} = \{N(\mu, \sigma) : \mu \in \mathbb{R}, \sigma > 0\}$
- $\Theta = \mathbb{R} \times (0, \infty)$ oraz $\theta = (\mu, \sigma)$

```
hamulce <- read.table("http://ls.home.amu.edu.pl/data_sets/hamulce.txt", dec = ",")
# estymatory
(mu_est <- mean(hamulce$V1))
```

```
## [1] 18.3818
```

```
(sigma_est <- sd(hamulce$V1))
```

```
## [1] 0.3603439
```

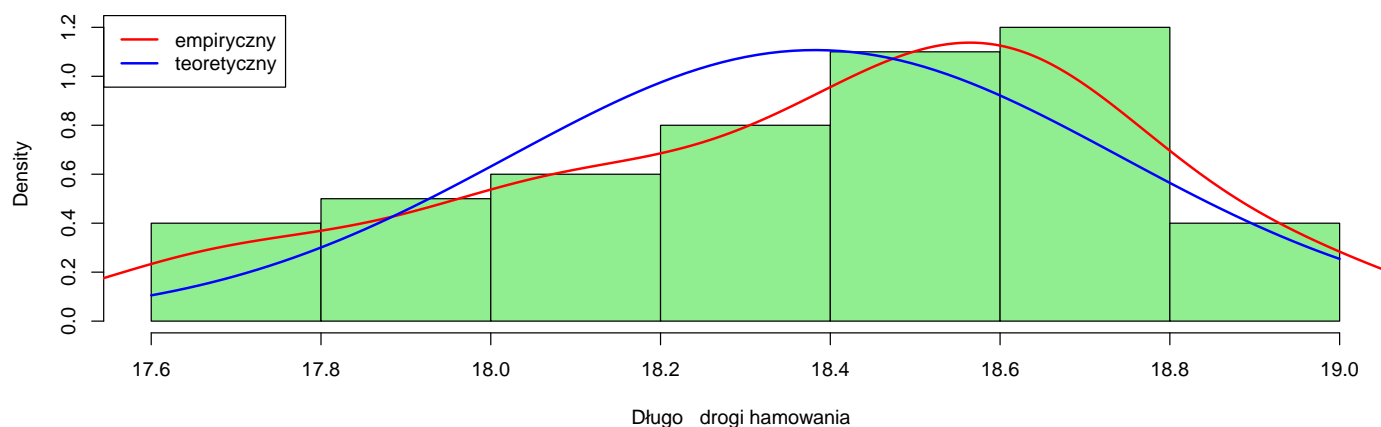
```
# histogram z estymatorem jądrowym gęstości
hist(hamulce$V1,
     xlab = "Długość drogi hamowania",
```

```

main = "Rozkłady empiryczny i teoretyczny długości drogi hamowania",
probability = TRUE,
col = "lightgreen")
lines(density(hamulce$V1), col = "red", lwd = 2)
curve(dnorm(x, mu_est, sigma_est),
      add = TRUE, col = "blue", lwd = 2)
legend("topleft", legend = c("empiryczny", "teoretyczny"), col = c("red", "blue"), lwd = 2)

```

Rozkłady empiryczny i teoretyczny długości drogi hamowania

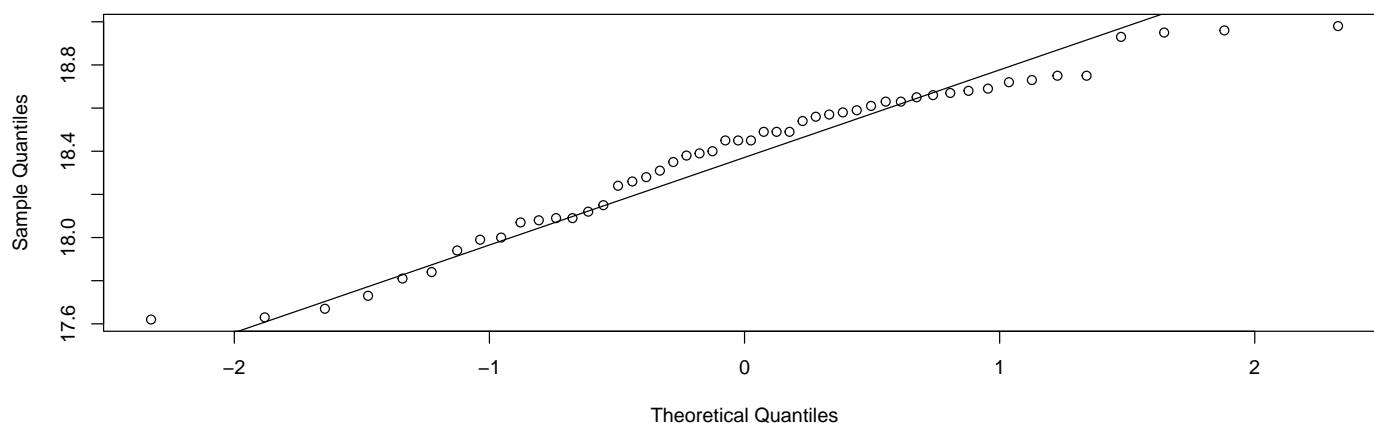


```

# wykres kwantyl-kwantyl
qqnorm(hamulce$V1)
qqline(hamulce$V1)

```

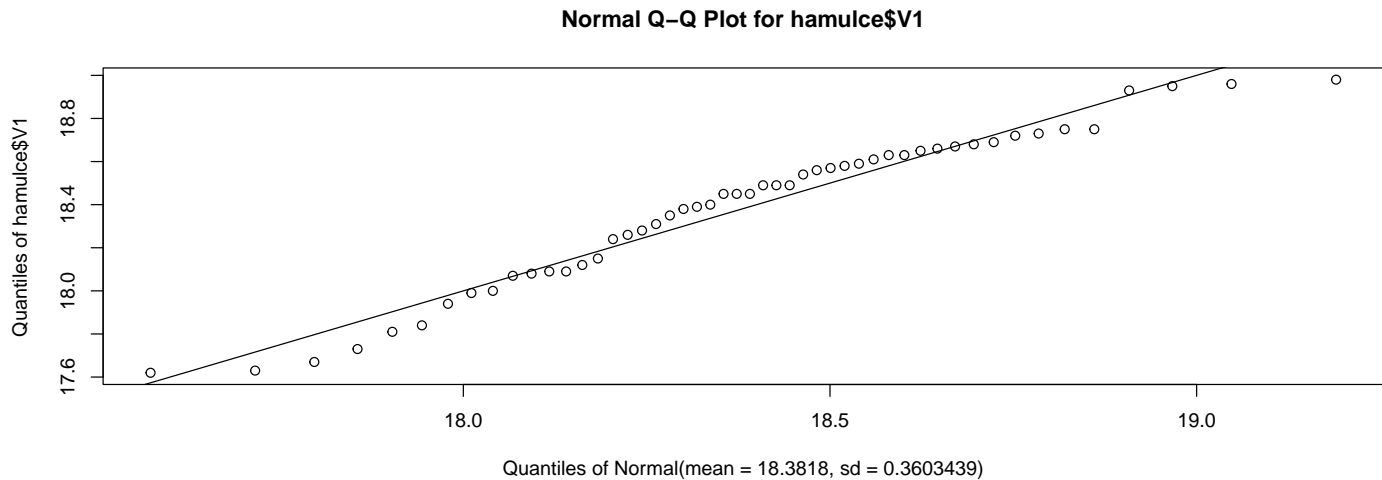
Normal Q-Q Plot



```

# lub
library(EnvStats)
qqPlot(hamulce$V1,
       distribution = "norm",
       param.list = list(mean = mu_est, sd = sigma_est),
       add.line = TRUE)

```



- Empiryczne i teoretyczne prawdopodobieństwo, że droga hamowania jest większa niż 18,4, można obliczyć w następujący sposób:

```
# empirycznie
mean(hamulce$V1 > 18.4)

## [1] 0.54

# teoretycznie:  $X \sim N(\mu_{est}, \sigma_{est})$  oraz  $P(X > 18.4) = 1 - P(X \leq 18.4) = 1 - F(18.4)$ 
1 - pnorm(18.4, mu_est, sigma_est)

## [1] 0.4798591
```

4.5 Przedziały ufności

- Niech $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)^\top$ będzie próbą prostą z populacji o rozkładzie P_θ , gdzie $\theta \in \Theta$ jest parametrem.
- Niech $g(\theta)$ będzie funkcją parametryczną.

Definicja. Przedział losowy

$$(T_1(\mathbf{X}), T_2(\mathbf{X}))$$

określony parą statystyk T_1 i T_2 takich, że

$$P_\theta(T_1 \leq T_2) = 1$$

dla każdego $\theta \in \Theta$ jest nazywany **przedziałem ufności** dla funkcji parametrycznej $g(\theta)$ na poziomie ufności $1 - \alpha$, $\alpha \in (0, 1)$, gdy

$$\forall \theta \in \Theta : P_\theta(T_1(\mathbf{X}) < g(\theta) < T_2(\mathbf{X})) \geq 1 - \alpha.$$

- Zazwyczaj $\alpha = 0,05$.

Przykłady przedziałów ufności dla wybranych rozkładów

- rozkład zero-jedynkowy $b(1, p)$, $p \in (0, 1)$

Dla parametru p , gdy próba jest duża (tj. $n \geq 100$)

$$\left(\bar{X} - \sqrt{\frac{\bar{X}(1 - \bar{X})}{n}} z \left(1 - \frac{\alpha}{2}\right), \bar{X} + \sqrt{\frac{\bar{X}(1 - \bar{X})}{n}} z \left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) \right),$$

gdzie $z(\beta)$ oznacza kwantyl rzędu β z rozkładu normalnego $N(0, 1)$.

- rozkład Poissona $\pi(\lambda)$, $\lambda > 0$

Dla parametru λ , gdy próba jest duża (tj. $n \geq 100$)

$$\left(\bar{X} - \sqrt{\frac{\bar{X}}{n}} z \left(1 - \frac{\alpha}{2} \right), \bar{X} + \sqrt{\frac{\bar{X}}{n}} z \left(1 - \frac{\alpha}{2} \right) \right),$$

gdzie $z(\beta)$ oznacza kwantyl rzędu β z rozkładu normalnego $N(0, 1)$.

- rozkład jednostajny $U(0, \theta)$, $\theta > 0$

Dla parametru θ

$$\left(\frac{\max\{X_1, \dots, X_n\}}{\sqrt[n]{1 - \frac{\alpha}{2}}}, \frac{\max\{X_1, \dots, X_n\}}{\sqrt[n]{\frac{\alpha}{2}}} \right).$$

- rozkład normalny $N(\mu, \sigma)$, $\mu \in \mathbb{R}$, $\sigma > 0$

Dla parametru μ

$$\left(\bar{X} - \frac{S}{\sqrt{n}} t \left(1 - \frac{\alpha}{2}, n - 1 \right), \bar{X} + \frac{S}{\sqrt{n}} t \left(1 - \frac{\alpha}{2}, n - 1 \right) \right),$$

gdzie $t(\beta, m)$ oznacza kwantyl rzędu β z rozkładu t-Studenta $t(m)$ z m stopniami swobody.

Dla parametru σ^2

$$\left(\frac{(n-1)S^2}{\chi^2 \left(1 - \frac{\alpha}{2}, n - 1 \right)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi^2 \left(\frac{\alpha}{2}, n - 1 \right)} \right),$$

gdzie $\chi^2(\beta, m)$ oznacza kwantyl rzędu β z rozkładu chi-kwadrat $\chi^2(m)$ z m stopniami swobody.

Dla parametru σ

$$\left(\frac{\sqrt{n-1}S}{\sqrt{\chi^2 \left(1 - \frac{\alpha}{2}, n - 1 \right)}}, \frac{\sqrt{n-1}S}{\sqrt{\chi^2 \left(\frac{\alpha}{2}, n - 1 \right)}} \right),$$

gdzie $\chi^2(\beta, m)$ oznacza kwantyl rzędu β z rozkładu chi-kwadrat $\chi^2(m)$ z m stopniami swobody.

- rozkład wykładniczy $Ex(\lambda)$, $\lambda > 0$

Dla parametru λ

$$\left(\frac{\chi^2 \left(\frac{\alpha}{2}, 2n \right)}{2n\bar{X}}, \frac{\chi^2 \left(1 - \frac{\alpha}{2}, 2n \right)}{2n\bar{X}} \right),$$

gdzie $\chi^2(\beta, m)$ oznacza kwantyl rzędu β z rozkładu chi-kwadrat $\chi^2(m)$ z m stopniami swobody.

Przykład 2 (cd.). Przeprowadzono 50 niezależnych eksperymentów obejmujących hamowanie pewnego typu samochodu (na suchym asfalcie, z prędkością 40km/h itp.). Notowano długość drogi hamowania w metrach z dokładnością do jednego centymetra. Uzyskane wyniki są zawarte w pliku hamulce.txt. Zmienna X to długość drogi hamowania. Jest to zmienna ilościowa ciągła.

- model: rozkład normalny
- $\mathcal{P} = \{N(\mu, \sigma) : \mu \in \mathbb{R}, \sigma > 0\}$
- $\Theta = \mathbb{R} \times (0, \infty)$ oraz $\theta = (\mu, \sigma)$

```
hamulce <- read.table("http://ls.home.amu.edu.pl/data_sets/hamulce.txt", dec = ",")
# estymatory
(mu_est <- mean(hamulce$V1))
```

```
## [1] 18.3818
```

```
(sigma_est <- sd(hamulce$V1))
```

```
## [1] 0.3603439
```

```

# przedziały ufności
library(EnvStats)
enorm(hamulce$V1,
      method = "mvue",
      ci = TRUE, ci.type = "two-sided", conf.level = 0.95, ci.param = "mean")

##
## Results of Distribution Parameter Estimation
## -----
##
## Assumed Distribution:          Normal
##
## Estimated Parameter(s):       mean = 18.3818000
##                               sd   =  0.3603439
##
## Estimation Method:            mvue
##
## Data:                         hamulce$V1
##
## Sample Size:                  50
##
## Confidence Interval for:      mean
##
## Confidence Interval Method:    Exact
##
## Confidence Interval Type:     two-sided
##
## Confidence Level:              95%
##
## Confidence Interval:          LCL = 18.27939
##                               UCL = 18.48421

enorm(hamulce$V1,
      method = "mvue",
      ci = TRUE, ci.type = "two-sided", conf.level = 0.95, ci.param = "variance")

##
## Results of Distribution Parameter Estimation
## -----
##
## Assumed Distribution:          Normal
##
## Estimated Parameter(s):       mean = 18.3818000
##                               sd   =  0.3603439
##
## Estimation Method:            mvue
##
## Data:                         hamulce$V1
##
## Sample Size:                  50
##
## Confidence Interval for:      variance

```



```
##
## Confidence Interval Method:      Exact
##
## Confidence Interval Type:       two-sided
##
## Confidence Level:               95%
##
## Confidence Interval:            LCL = 0.09060552
##                                UCL = 0.20163381

# Uwaga. Powyższy estymator odchylenia standardowego nie jest ENMW!
# jednostronne przedziały ufności
enorm(hamulce$V1,
      method = "mvue",
      ci = TRUE, ci.type = "lower", conf.level = 0.95, ci.param = "mean")
```

```
##
## Results of Distribution Parameter Estimation
## -----
##
## Assumed Distribution:           Normal
##
## Estimated Parameter(s):        mean = 18.3818000
##                                sd   = 0.3603439
##
## Estimation Method:             mvue
##
## Data:                          hamulce$V1
##
## Sample Size:                   50
##
## Confidence Interval for:       mean
##
## Confidence Interval Method:     Exact
##
## Confidence Interval Type:       lower
##
## Confidence Level:              95%
##
## Confidence Interval:           LCL = 18.29636
##                                UCL =      Inf
```

```
enorm(hamulce$V1,
      method = "mvue",
      ci = TRUE, ci.type = "upper", conf.level = 0.95, ci.param = "mean")
```

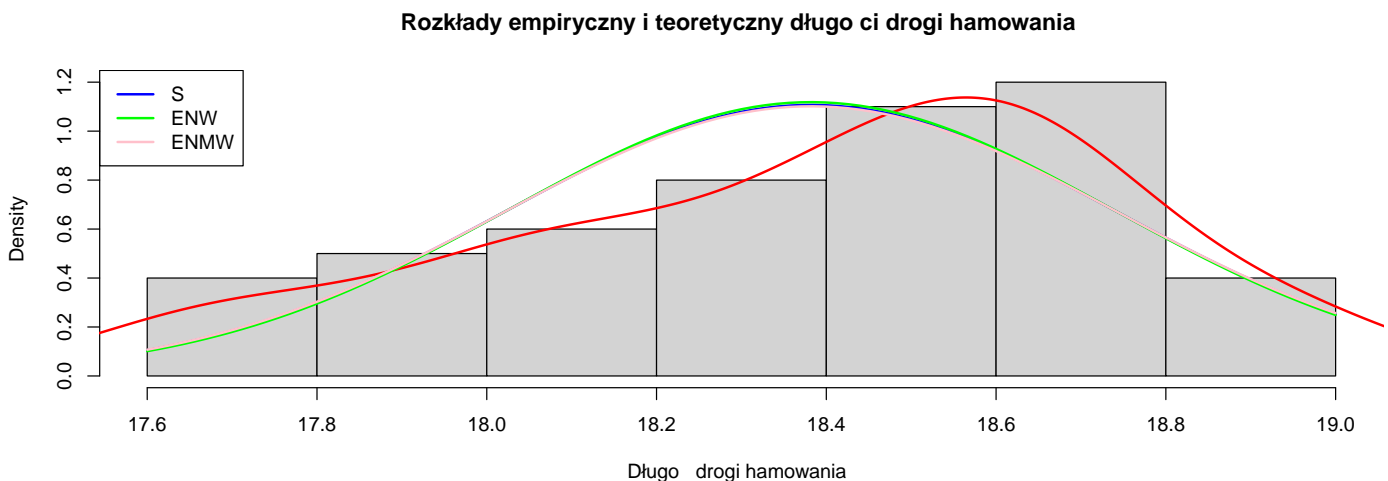
```
##
## Results of Distribution Parameter Estimation
## -----
##
## Assumed Distribution:           Normal
##
## Estimated Parameter(s):        mean = 18.3818000
```

```
##                                sd    = 0.3603439
##
## Estimation Method:             mvue
##
## Data:                         hamulce$V1
##
## Sample Size:                  50
##
## Confidence Interval for:      mean
##
## Confidence Interval Method:    Exact
##
## Confidence Interval Type:      upper
##
## Confidence Level:             95%
##
## Confidence Interval:          LCL =      -Inf
##                                UCL = 18.46724
```

4.6 Zadania 4

Zadanie 1. Dla danych dotyczących długości drogi hamowania w przykładzie 2 z wykładu, biorąc pod uwagę przyjęty rozkład teoretyczny, obliczyć wartości trzech estymatorów odchylenia standardowego. Zilustruj otrzymane trzy teoretyczne funkcje gęstości na histogramie.

```
## [1] 0.3603439
## [1] 0.3567222
## [1] 0.3621869
```



Zadanie 2. Przebadano 200 losowo wybranych 5-sekundowych okresów pracy centrali telefonicznej. Rejestrowano liczbę zgłoszeń. Wyniki są zawarte w pliku Centrala.RData.

1. Zasugeruj rozkład teoretyczny badanej zmiennej.
2. Oblicz wartość estymatora parametru rozkładu teoretycznego.

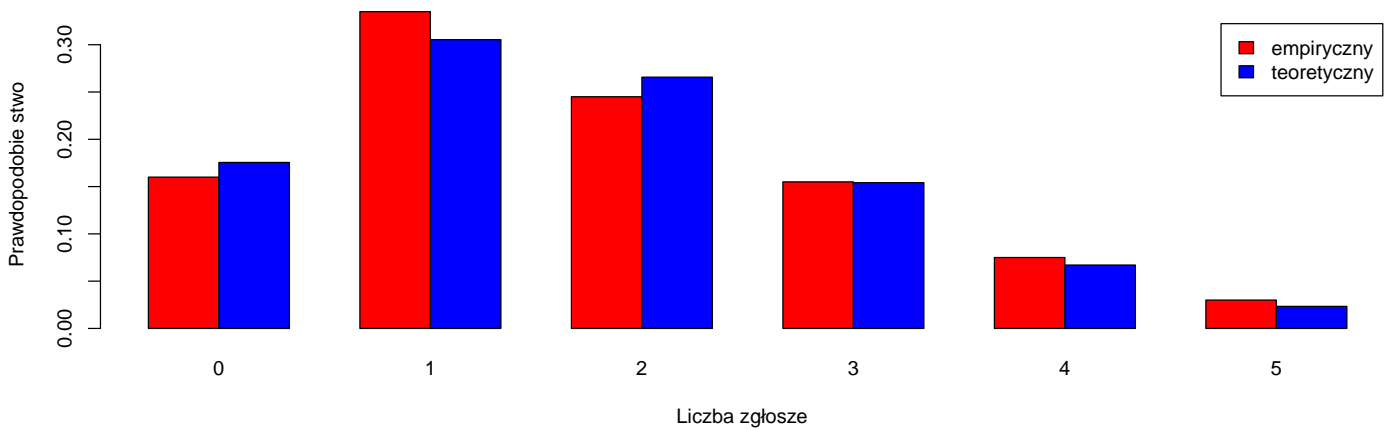
```
## [1] 1.74
```

3. Porównaj empiryczne prawdopodobieństwa wystąpienia poszczególnych wartości liczby zgłoszeń w próbie z wartościami teoretycznymi uzyskanymi na podstawie rozkładu teoretycznego.

```
## [1] 0.9911019
```

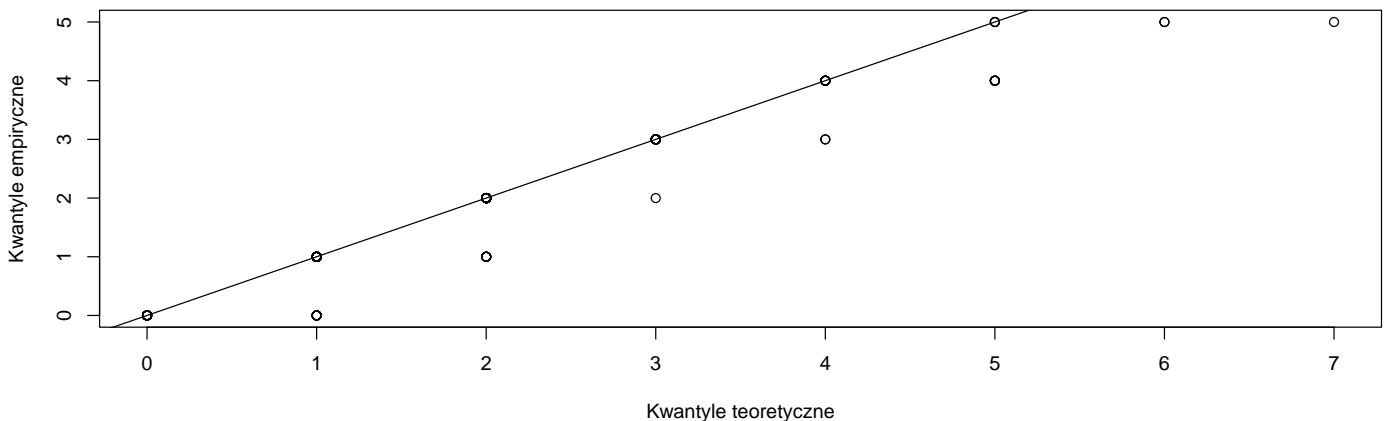
```
##           0           1           2           3           4           5
## empiryczny 0.1600000 0.3350000 0.2450000 0.1550000 0.0750000 0.0300000
## teoretyczny 0.1755204 0.3054055 0.2657028 0.1541076 0.06703681 0.02332881
```

Rozkłady empiryczny i teoretyczny liczby zgłosze

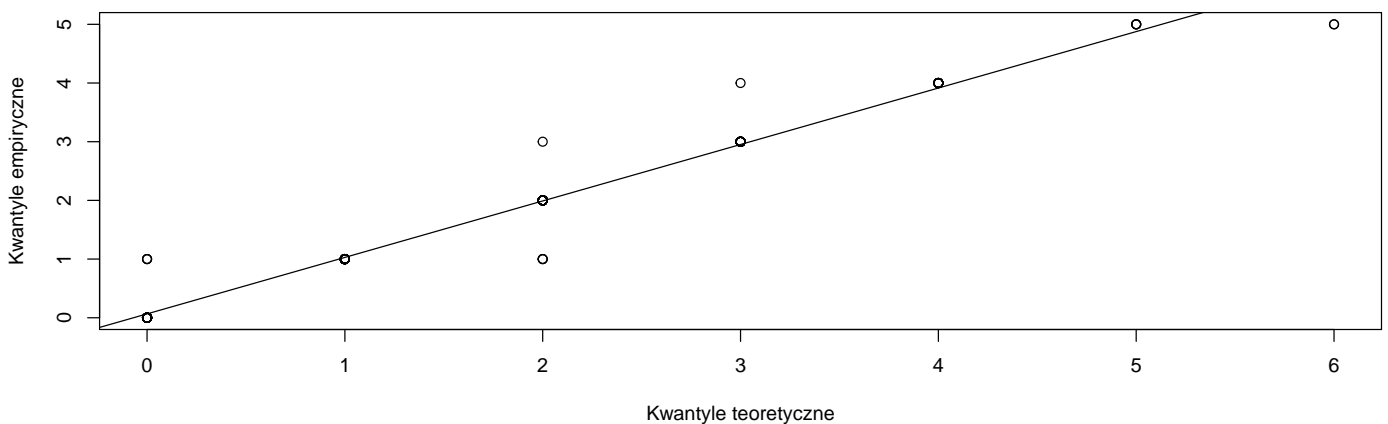


4. Sprawdź dopasowanie rozkładu teoretycznego za pomocą wykresy kwantyl-kwantyl.

Wykres kwantyl-kwantyl dla liczby zgłosze



Wykres kwantyl-kwantyl dla liczby zgłosze



5. Czy na podstawie powyższych rozważań rozkład teoretyczny wydaje się odpowiedni?

6. Oblicz prawdopodobieństwo empiryczne i teoretyczne, że liczba zgłoszeń jest mniejsza niż 4.

```
## [1] 0.895
```

[1] 0.9007363

7. Wyznacz (trzema metodami) przedział ufności dla parametru rozkładu teoretycznego.

LCL UCL
1.561968 1.932765

LCL UCL
1.561968 1.932765

LCL UCL
1.557187 1.922813

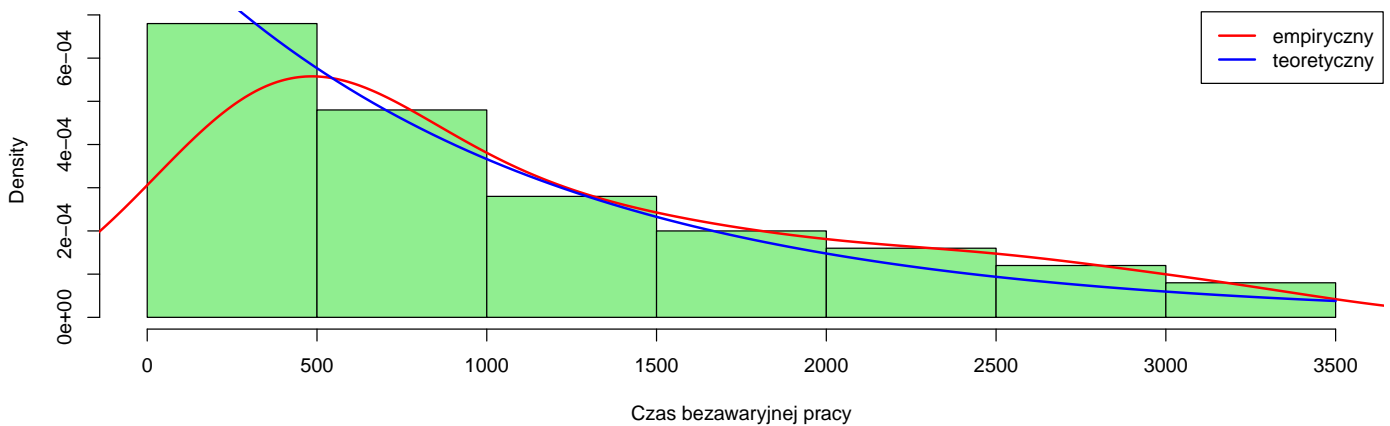
Zadanie 3. Zmienna w pliku awarie.txt opisuje wyniki 50 pomiarów czasu bezawaryjnej pracy danego urządzenia (w godzinach).

1. Zasugeruj rozkład teoretyczny badanej zmiennej.
2. Oblicz wartość ENW parametru rozkładu teoretycznego.

[1] 0.0009079683

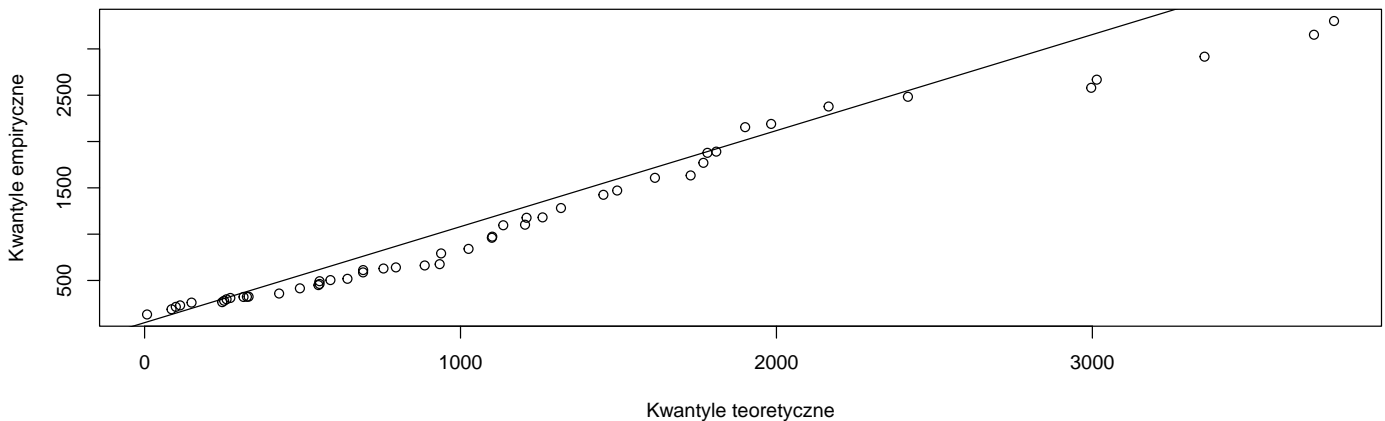
3. Porównaj rozkład empiryczny wystąpienia poszczególnych wartości czasu bezawaryjnej pracy w próbie z wartościami teoretycznymi uzyskanymi na podstawie rozkładu teoretycznego.

Rozkłady empiryczny i teoretyczny czasu bezawaryjnej pracy

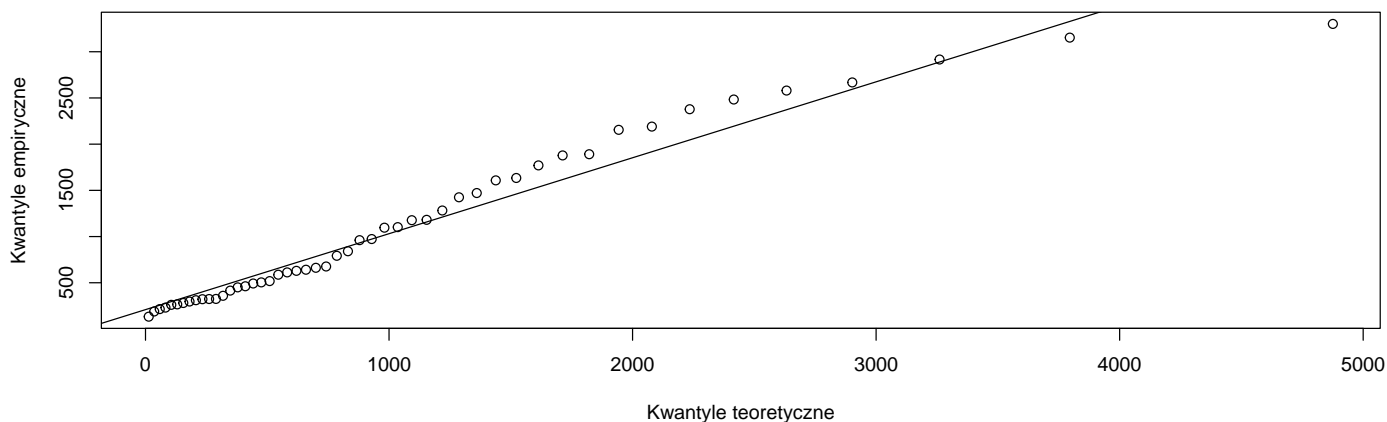


4. Sprawdź dopasowanie rozkładu teoretycznego za pomocą wykresy kwantyl-kwantyl.

Wykres kwantyl-kwantyl dla czasu bezawaryjnej pracy



Wykres kwantyl–kwantyl dla czasu bezawaryjnej pracy



5. Czy na podstawie powyższych rozważań rozkład teoretyczny wydaje się odpowiedni?
6. Oblicz empiryczne i teoretyczne prawdopodobieństwo, że czas bezawaryjnej pracy zawarty jest w przedziale $[1000, 1500]$.

```
## [1] 0.14
```

```
## [1] 0.1471827
```

7. Wyznacz przedział ufności dla parametru rozkładu teoretycznego.

```
##          LCL          UCL
## 0.0006739116 0.0011763746
```

8. Oblicz wartość ENW i granice przedziału ufności dla wartości oczekiwanej i wariancji rozkładu teoretycznego.

```
## [1] 1101.36
```

```
## [1] 1212994
```

```
##          UCL          LCL
## 850.0693 1483.8742
```

```
##          UCL          LCL
## 722617.9 2201882.5
```

Zadanie 4. Niech $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)^\top$ będzie próbą prostą z populacji o rozkładzie Rayleigha $R(\lambda)$, $\lambda > 0$.

1. Napisz funkcję `median_cint()`, która implementuje następujący przybliżony przedział ufności dla mediany $\sqrt{\lambda \ln 2}$ tego rozkładu:

$$\left(\sqrt{\ln(2) \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 \left(1 - \frac{z(1-\alpha/2)}{\sqrt{n}} \right)}, \sqrt{\ln(2) \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 \left(1 + \frac{z(1-\alpha/2)}{\sqrt{n}} \right)} \right),$$

gdzie $z(\beta)$ oznacza kwantyl rzędu β z rozkładu normalnego $N(0, 1)$. Funkcja ta powinna mieć dwa argumenty: `x` - wektor zawierający dane, `conf_level` - poziom ufności. Funkcja zwraca obiekt typu `list` klasy `confint` o następujących elementach: `title` - nazwa estymowanej funkcji parametrycznej, `est` - wartość ENW funkcji parametrycznej

$$ENW(\sqrt{\lambda \ln 2}) = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 \ln 2},$$

`l` - lewy kraniec przedziału ufności, `r` - prawy kraniec przedziału ufności, `conf_level` - poziom ufności.

2. Następujące dane to pomiary średniej szybkości wiatru w odstępach 15 minutowych odnotowane wokół nowo powstającej elektrowni wiatrowej:

0.9	6.2	2.1	4.1	7.3
1.0	4.6	6.4	3.8	5.0
2.7	9.2	5.9	7.4	3.0
4.9	8.2	5.0	1.2	10.1
12.2	2.8	5.9	8.2	0.5

Teoretyczny rozkład średniej szybkości wiatru to rozkład Rayleigha $R(\lambda)$, $\lambda > 0$. Używając funkcji `median_cint()`, oblicz wartość ENW i krańce 95% przedziału ufności dla mediany średniej szybkości wiatru. **Wskazówka:** Przed wywołaniem funkcji `median_cint()`, najpierw załaduj następujące funkcje przeciążone `print()` i `summary()`:

```
print.confint <- function(x) {
  cat(x$conf_level * 100, "percent confidence interval:", "\n")
  cat(x$l, " ", x$r, "\n")
}

summary.confint <- function(x) {
  cat("\n", "Confidence interval of", x$title, "\n", "\n")
  cat(x$conf_level * 100, "percent confidence interval:", "\n")
  cat(x$l, " ", x$r, "\n")
  cat("sample estimate", "\n")
  cat(x$est, "\n")
}
```

```
## 95 percent confidence interval:
## 3.863593 5.845955
```

```
##
## Confidence interval of mediana
##
## 95 percent confidence interval:
## 3.863593 5.845955
## sample estimate
## 4.954924
```

Zadanie 5. Dla danego wektora obserwacji i poziomu ufności napisz funkcję określającą granice przedziału ufności na poziomie ufności $1 - \alpha$, $\alpha \in (0, 1)$ dla wartości oczekiwanej w rozkładzie normalnym. Domyślny poziom ufności powinien wynosić 0,95. Następnie przeprowadź symulacje (z liczbą powtórzeń `nr = 1000`) sprawdzając prawdopodobieństwo pokrycia tego przedziału ufności (tj. prawdopodobieństwo, że ten przedział ufności zawiera wartość oczekiwaną) dla rozkładów $N(1, 3)$, $\chi^2(3)$ i $Ex(3)$ osobno. Rozważ liczby obserwacji $n = 10, 50, 100$. Zinterpretuj wyniki. **Wskazówka:** Symulacja powinna przebiegać według następujących kroków:

1. Przyjmij poziom istotności, n , `nr`, rozkład generowanych danych oraz `temp = 0`.
2. Wygeneruj n obserwacji z zadanego rozkładu.
3. Wyznacz granice przedziału ufności dla danych wygenerowanych w kroku 2.
4. Jeśli teoretyczna wartość oczekiwana należy do przedziału otrzymanego w kroku 3, zwiększ `temp` o jeden.
5. Powtórz kroki 2-4 `nr` razy.
6. Wyznacz `temp / nr`.

```
## n = 10
```

```
## [1] 0.959
## [1] 0.901
## [1] 0.899
## n = 50
## [1] 0.941
## [1] 0.944
## [1] 0.941
## n = 100
## [1] 0.946
## [1] 0.942
## [1] 0.946
```

5 Testowanie hipotez statystycznych

- W przypadku estymacji zaczynamy od wyników próby i wykorzystujemy je do formułowania wniosków na temat całej populacji. Z drugiej strony, testując hipotezy statystyczne, najpierw przyjmujemy pewne założenia dotyczące ogólnej populacji (hipotezy), a następnie sprawdzamy je na podstawie próby.

5.1 Hipotezy statystyczne

- Hipoteza statystyczna jest pewnym przypuszczeniem dotyczącym populacji wydanych bez szczegółowych badań i weryfikacji. Chcemy sprawdzić, czy wyniki uzyskane dla próbki można zastosować do całej populacji.
- Testowana hipoteza jest nazywana hipotezą zerową i oznaczamy ją symbolem H_0 .
- Każda dopuszczalna hipoteza (za wyjątkiem hipotezy zerowej) jest nazywana hipotezą alternatywną i oznaczana przez H_1 . Jest to hipoteza, którą chcielibyśmy przyjąć, gdy odrzucimy hipotezę zerową.
- Hipotezy mogą być związane z:
 1. postacią funkcijną rozkładu (hipotezy nieparametryczne),
 2. wartościami parametrów rozkładów (hipotezy parametryczne).
- Niech $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)^\top$ będzie próbą z populacji o rozkładzie $P_\theta \in \mathcal{P} = \{P_\theta : \theta \in \Theta\}$.
 1. $H_0 : P_\theta \in \mathcal{P}_0 \subsetneq \mathcal{P}$ przeciwko $H_1 : P_\theta \in \mathcal{P}_1 \subsetneq \mathcal{P}$
 2. $H_0 : \theta \in \Theta_0 \subsetneq \Theta$ przeciwko $H_1 : \theta \in \Theta_1 \subsetneq \Theta$, $\Theta_0 \cap \Theta_1 = \emptyset$

5.2 Test statystyczny

- Weryfikujemy (testujemy) hipotezy statystyczne, porównując wyniki z próbki z tym co przedstawiają hipotezy. W tym celu stosuje się testy statystyczne.
- Test statystyczny jest pewną regułą lub procedurą związaną z próbą losową i podaje decyzję dotyczącą przyjęcia lub odrzucenia hipotezy zerowej.
- Formalnie test statystyczny jest statystyką postaci

$$\phi : \mathcal{X} \rightarrow \{0, 1\}$$

taką, że

$$\phi(\mathbf{x}) = I_R(\mathbf{x}) = \begin{cases} 1, & \mathbf{x} \in R, \\ 0, & \mathbf{x} \notin R, \end{cases}$$

gdzie R jest obszarem krytycznym oraz

- $1 (\mathbf{x} \in R)$ oznacza decyzję „odrzucaamy H_0 ”, tj. stwierdzamy występowanie statystycznie istotnych różnic,
- $0 (\mathbf{x} \notin R)$ oznacza decyzję „brak podstaw do odrzucenia H_0 ”, tj. nie stwierdzamy występowania statystycznie istotnych różnic.
- Ponieważ decyzja jest oparta na próbie losowej, nie jest ona zawsze poprawna. Możemy popełnić dwa błędy:
 - błąd pierwszego rodzaju - odrzucaamy H_0 , gdy jest ona prawdziwa,
 - błąd drugiego rodzaju - nie odrzucaamy H_0 , gdy jest ona fałszywa.

	Hipoteza zerowa jest	
Decyzja	prawdziwa	fałszywa
brak podstaw do odrzucenia H_0	decyzja poprawna	błąd drugiego rodzaju
odrzucaamy H_0	błąd pierwszego rodzaju	decyzja poprawna

Uwaga. Zmniejszenie prawdopodobieństwa wystąpienia błędu pierwszego rodzaju zwiększa prawdopodobieństwo wystąpienia błędu drugiego rodzaju i na odwrót.

- Zatem konstruując obszar krytyczny R :
 1. zakładamy, że prawdopodobieństwo popełnienia błędu pierwszego rodzaju nie może być większe niż zadany poziom istotności α ($0 < \alpha < 1$) testu, tj.

$$P_{H_0}(\mathbf{X} \in R) \leq \alpha.$$

Zazwyczaj przyjmujemy $\alpha = 0,05$.

2. staramy się aby prawdopodobieństwo popełnienia błędu drugiego rodzaju

$$P_{H_1}(\mathbf{X} \notin R)$$

było minimalne.

- Punkt drugi powyższej konstrukcji może być sformułowany równoważnie w następujący sposób:

2. staramy się aby moc testu

$$P_{H_1}(\mathbf{X} \in R) = 1 - P_{H_1}(\mathbf{X} \notin R)$$

(tj. prawdopodobieństwo niepopelnienia błędu drugiego rodzaju) było maksymalne.

- Obszar krytyczny testu może mieć jedną z następujących postaci:

- (a) $R = \{\mathbf{x} \in \mathcal{X} : T(\mathbf{x}) \geq c_{1-\alpha}\}$
- (b) $R = \{\mathbf{x} \in \mathcal{X} : T(\mathbf{x}) \leq c_\alpha\}$
- (c) $R = \{\mathbf{x} \in \mathcal{X} : T(\mathbf{x}) \geq c_{1-\alpha/2} \text{ lub } T(\mathbf{x}) \leq c_{\alpha/2}\}$

gdzie $T(\mathbf{X})$ jest statystyką testową, a c jest wartością krytyczną (stałą).

- P -wartość (ang. *p-value*) to prawdopodobieństwo (przy prawdziwości H_0) otrzymania wartości równej lub bardziej ekstremalnej niż zaobserwowana (wartość statystyki testowej).
- P -wartość pozwala bezpośrednio ocenić wiarygodność hipotezy.
- Im p -wartość jest większa, tym bardziej brak nam podstaw, aby w nią wątpić.
- Mała p -wartość świadczy przeciwko hipotezie zerowej.
- Jeżeli p -wartość jest mniejsza lub równa poziomowi istotności α , to odrzucaamy H_0 .
- Jeżeli p -wartość jest większa niż poziom istotności α , to nie mamy podstaw do odrzucenia H_0 .

- Zatem na p -wartość można spojrzeć tak, że jest ona najmniejszym poziomem istotności testu, przy którym odrzucamy hipotezę H_0 .
- p -wartość oblicza się według wzorów:
 - (a) $P_{H_0}(T \geq T(\mathbf{x}))$
 - (b) $P_{H_0}(T \leq T(\mathbf{x}))$
 - (c) $2 \min\{P_{H_0}(T \geq T(\mathbf{x})), P_{H_0}(T \leq T(\mathbf{x}))\}$
- Jeżeli rozkład T jest symetryczny względem zera, to p -wartość wynosi $P_{H_0}(|T| \geq |t|)$.
- Podsumowanie procedury testowej:
 1. Dane $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)^\top$.
 2. Obierz hipotezy.
 3. Wybierz test statystyczny i ustal poziom istotności.
 4. Oblicz p -wartość.
 5. Porównaj p -wartość z poziomem istotności.
 6. Podejmij decyzję.

5.3 Wybrane testy statystyczne

5.3.1 Test normalności Shapiro-Wilka

- Niech $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)^\top$ będzie próbą z populacji o rozkładzie $P_\theta \in \mathcal{P} = \{P_\theta : \theta \in \Theta\}$.
- Chcemy testować następującą hipotezę zerową:

$$H_0 : \mathcal{P} = \{N(\mu, \sigma) : \mu \in \mathbb{R}, \sigma > 0\}$$

przeciwko

$$H_1 : \neg H_0.$$

- Statystyka testowa jest postaci:

$$W(\mathbf{X}) = \frac{\left(\sum_{i=1}^{\lfloor n/2 \rfloor} a_{n-i+1} (X_{(n-i+1)} - X_{(i)})\right)^2}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} \Big|_{H_0} \sim \mathcal{W},$$

gdzie a_{n-i+1} są tablicowanymi stałymi, $X_{(i)}$ statystykami porządkowymi oraz \mathcal{W} jest rozkładem statystyki W przy prawdziwości hipotezy zerowej, który jest tablicowany.

- Obszar krytyczny testu normalności Shapiro-Wilka jest następujący:

$$R = \{\mathbf{x} \in \mathbb{R}^n : W(\mathbf{x}) \leq \mathcal{W}(\alpha, n)\},$$

gdzie $\mathcal{W}(\beta, m)$ oznacza kwantyl rzędu β z rozkładu \mathcal{W} statystyki W przy prawdziwości hipotezy zerowej.

5.3.2 Testy t-Studenta

Test t-Studenta dla jednej próby

- Niech

$$\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)^\top$$

będzie próbą z populacji o rozkładzie normalnym $N(\mu, \sigma)$, gdzie $\mu \in \mathbb{R}$ oraz $\sigma > 0$ są nieznanymi parametrami.

- Hipoteza zerowa jest postaci:

$$H_0 : \mu = \mu_0,$$

gdzie $\mu_0 \in \mathbb{R}$ jest ustalone.

- Możliwe hipotezy alternatywne są następujące:

$$H_1^{(1)} : \mu > \mu_0, \quad H_1^{(2)} : \mu < \mu_0, \quad H_1^{(3)} : \mu \neq \mu_0.$$

- Obszary krytyczne testów t-Studenta dla jednej próby mają postaci:

1. dla $H_1^{(1)} : \mu > \mu_0$

$$R = \left\{ \mathbf{x} \in \mathbb{R}^n : \frac{\bar{x} - \mu_0}{s} \sqrt{n} \geq t(1 - \alpha, n - 1) \right\},$$

2. dla $H_1^{(2)} : \mu < \mu_0$

$$R = \left\{ \mathbf{x} \in \mathbb{R}^n : \frac{\bar{x} - \mu_0}{s} \sqrt{n} \leq t(\alpha, n - 1) \right\},$$

3. dla $H_1^{(3)} : \mu \neq \mu_0$

$$R = \left\{ \mathbf{x} \in \mathbb{R}^n : \frac{|\bar{x} - \mu_0|}{s} \sqrt{n} \geq t(1 - \alpha/2, n - 1) \right\},$$

gdzie

$$\frac{\bar{X} - \mu_0}{S} \sqrt{n} \Big|_{H_0} \sim t(n - 1)$$

jest statystyką testową, a $t(\beta, m)$ oznacza kwantyl rzędu β z rozkładu t-Studenta $t(m)$ z m stopniami swobody.

Przykład. Automat produkuje tabliczki czekolady o nominalnej wadze 250g. Podczas kontroli technicznej pobrano 16-elementową próbę tabliczek czekolady otrzymując wyniki:

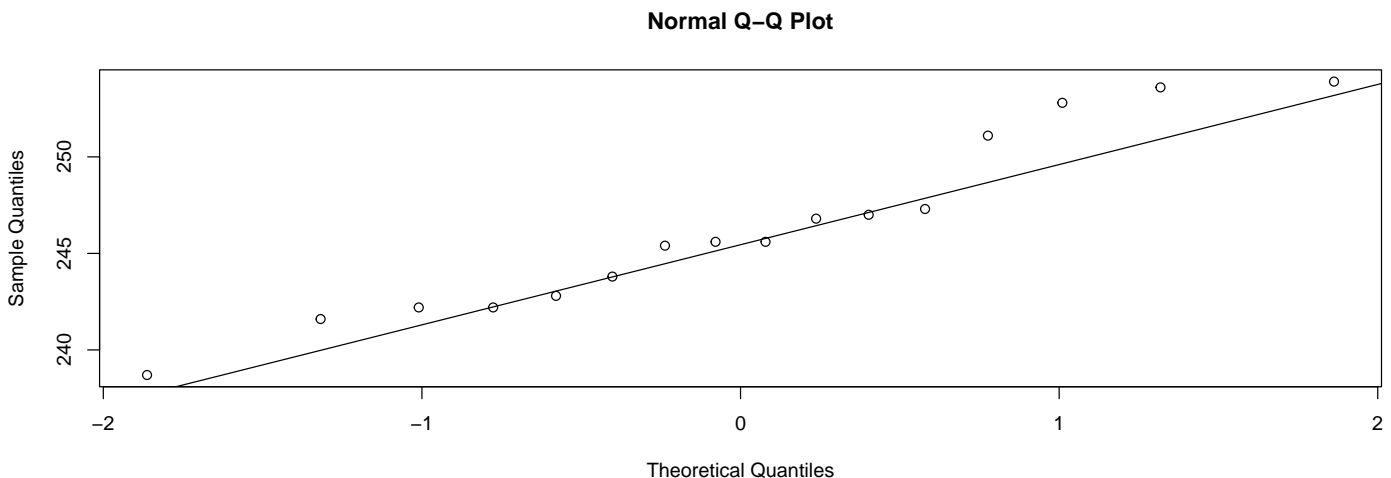
242.2 243.8 252.8 245.4 245.6 253.6 247.3 238.7 241.6 242.8 251.1 246.8 247 245.6 242.2 253.9

Na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ zweryfikuj hipotezę, że automat rozlegulował się i produkuje tabliczki czekolady o istotnie różnej wadze od nominalnej wagi.

```
x <- c(242.2, 243.8, 252.8, 245.4, 245.6, 253.6, 247.3, 238.7,
       241.6, 242.8, 251.1, 246.8, 247.0, 245.6, 242.2, 253.9)
shapiro.test(x)
```

```
##
## Shapiro-Wilk normality test
##
## data:  x
## W = 0.93622, p-value = 0.3052
```

```
qqnorm(x)
qqline(x)
```



```
mean(x)
```

```
## [1] 246.275
```

```
t.test(x, mu = 250, alternative = "less")
```

```
##  
## One Sample t-test  
##  
## data: x  
## t = -3.2679, df = 15, p-value = 0.002595  
## alternative hypothesis: true mean is less than 250  
## 95 percent confidence interval:  
##      -Inf 248.2732  
## sample estimates:  
## mean of x  
##      246.275
```

Test t-Studenta dla dwóch prób niezależnych

- Niech

$$\mathbf{X}_1 = (X_{11}, \dots, X_{1n_1})^\top$$

oraz

$$\mathbf{X}_2 = (X_{21}, \dots, X_{2n_2})^\top$$

($n_1, n_2 > 1$) będą niezależnymi próbami prostymi z populacji o rozkładach normalnych $N(\mu_1, \sigma)$ i $N(\mu_2, \sigma)$ odpowiednio, gdzie $\mu_1 \in \mathbb{R}$, $\mu_2 \in \mathbb{R}$ i $\sigma > 0$ są nieznanymi parametrami.

- Hipoteza zerowa jest postaci:

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2.$$

- Możliwe hipotezy alternatywne są następujące:

$$H_1^{(1)} : \mu_1 > \mu_2, \quad H_1^{(2)} : \mu_1 < \mu_2, \quad H_1^{(3)} : \mu_1 \neq \mu_2.$$

- Obszary krytyczne testów t-Studenta dla dwóch prób niezależnych mają postaci:

1. dla $H_1^{(1)} : \mu_1 > \mu_2$

$$R = \{(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) : T(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) \geq t(1 - \alpha, n_1 + n_2 - 2)\},$$

2. dla $H_1^{(2)} : \mu_1 < \mu_2$

$$R = \{(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) : T(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) \leq t(\alpha, n_1 + n_2 - 2)\},$$

3. dla $H_1^{(3)} : \mu_1 \neq \mu_2$

$$R = \{(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) : |T(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2)| \geq t(1 - \alpha/2, n_1 + n_2 - 2)\},$$

gdzie

$$T(\mathbf{X}_1, \mathbf{X}_2) = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2}{n_1+n_2-2}}} \sqrt{\frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2}} \Big|_{H_0} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$$

jest statystyką testową, a $t(\beta, m)$ oznacza kwantyl rzędu β z rozkładu t-Studenta $t(m)$ z m stopniami swobody.

Test F-Snedecora dla wariancji w dwóch próbach niezależnych

- Niech

$$\mathbf{X}_1 = (X_{11}, \dots, X_{1n_1})^\top$$

oraz

$$\mathbf{X}_2 = (X_{21}, \dots, X_{2n_2})^\top$$

$(n_1, n_2 > 1)$ będą niezależnymi próbami prostymi z populacji o rozkładach normalnych $N(\mu_1, \sigma_1)$ i $N(\mu_2, \sigma_2)$ odpowiednio, gdzie $\mu_1 \in \mathbb{R}$, $\mu_2 \in \mathbb{R}$, $\sigma_1 > 0$ i $\sigma_2 > 0$ są nieznanymi parametrami.

- Hipoteza zerowa jest postaci:

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2.$$

- Możliwe hipotezy alternatywne są następujące:

$$H_1^{(1)} : \sigma_1^2 > \sigma_2^2, \quad H_1^{(2)} : \sigma_1^2 < \sigma_2^2, \quad H_1^{(3)} : \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2.$$

- Obszary krytyczne testów F-Snedecora dla wariancji w dwóch próbach niezależnych mają postaci:

$$1. \text{ dla } H_1^{(1)} : \sigma_1^2 > \sigma_2^2$$

$$R = \{(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) : F(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) \geq F(1 - \alpha, n_1 - 1, n_2 - 1)\},$$

$$2. \text{ dla } H_1^{(2)} : \sigma_1^2 < \sigma_2^2$$

$$R = \{(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) : F(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) \leq F(\alpha, n_1 - 1, n_2 - 1)\},$$

$$3. \text{ dla } H_1^{(3)} : \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$$

$$R = \left\{ (\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) : \max \left\{ F(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2), \frac{1}{F(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2)} \right\} \geq F\left(1 - \frac{\alpha}{2}, n_L - 1, n_M - 1\right) \right\},$$

gdzie

$$F(\mathbf{X}_1, \mathbf{X}_2) = \frac{S_1^2}{S_2^2} \Big|_{H_0} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1)$$

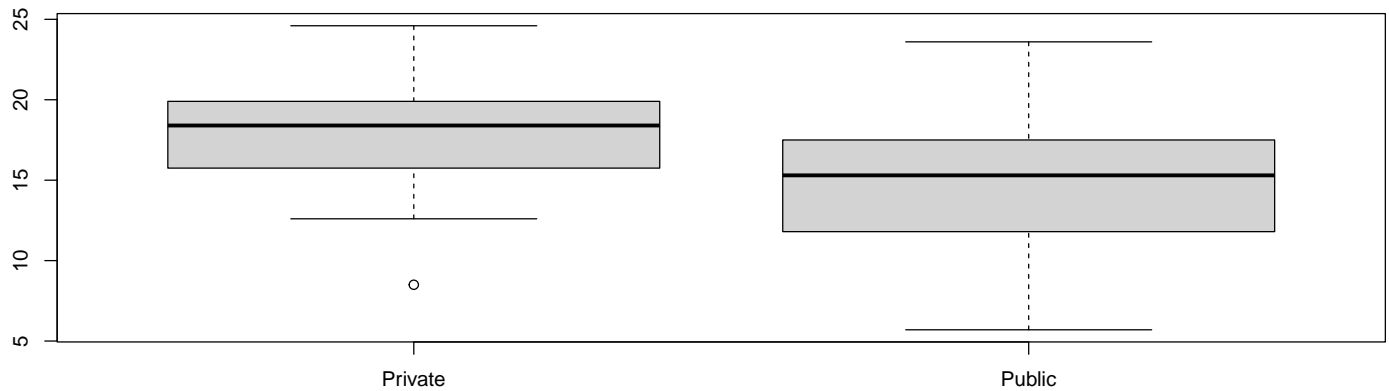
jest statystyką testową, a $F(\beta, m, n)$ oznacza kwantyl rzędu β z rozkładu F-Snedecora $F(m, n)$ z m i n stopniami swobody, oraz L i M oznaczają licznik i mianownik odpowiednio.

Przykład. Zbiór danych `homework` z pakietu `UsingR` zawiera informacje o ilości czasu poświęconego na odrabianie pracy domowej przez uczniów szkół prywatnych i publicznych. Naszym celem jest sprawdzenie, czy uczniowie obu typów szkół spędzają tyle samo czasu na odrabianiu zadań domowych.

```
library(UsingR)
head(homework)
```

```
## Private Public
## 1      21.3   15.3
## 2      16.8   17.4
## 3       8.5   12.3
## 4      12.6   10.7
## 5      15.8   16.4
## 6      19.3   11.3
```

```
boxplot(homework)
```



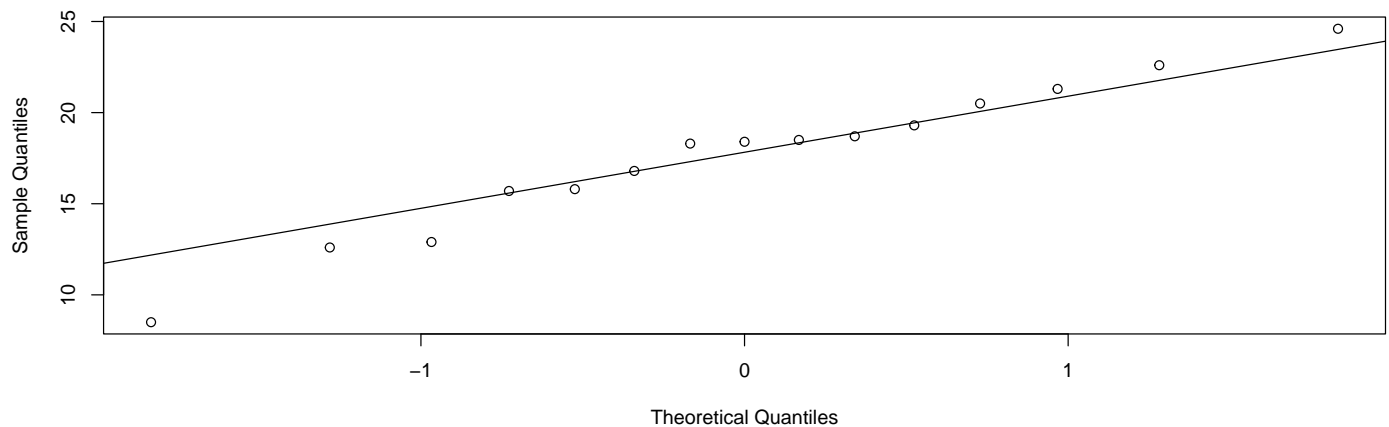
```
shapiro.test(homework$Private)
```

```
##
##  Shapiro-Wilk normality test
##
## data:  homework$Private
## W = 0.97017, p-value = 0.8606
```

```
qqnorm(homework$Private)
```

```
qqline(homework$Private)
```

Normal Q-Q Plot

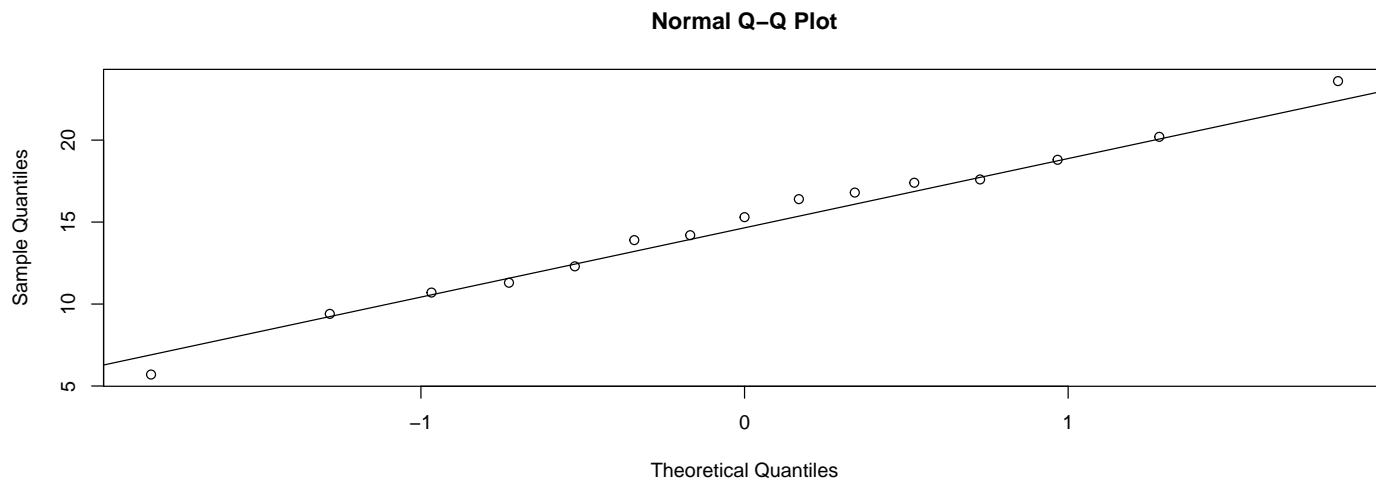


```
shapiro.test(homework$Public)
```

```
##
##  Shapiro-Wilk normality test
##
## data:  homework$Public
## W = 0.99275, p-value = 0.9999
```

```
qqnorm(homework$Public)
```

```
qqline(homework$Public)
```



```
var(homework$Private)
```

```
## [1] 17.1081
```

```
var(homework$Public)
```

```
## [1] 20.87781
```

```
var.test(homework$Private, homework$Public, alternative = "less")
```

```
##
## F test to compare two variances
##
## data: homework$Private and homework$Public
## F = 0.81944, num df = 14, denom df = 14, p-value = 0.3573
## alternative hypothesis: true ratio of variances is less than 1
## 95 percent confidence interval:
##  0.000000 2.035262
## sample estimates:
## ratio of variances
##      0.8194392
```

```
mean(homework$Private)
```

```
## [1] 17.63333
```

```
mean(homework$Public)
```

```
## [1] 14.90667
```

```
t.test(homework$Private, homework$Public,
       var.equal = TRUE, alternative = 'greater')
```

```
##
## Two Sample t-test
##
## data: homework$Private and homework$Public
## t = 1.7134, df = 28, p-value = 0.04884
## alternative hypothesis: true difference in means is greater than 0
## 95 percent confidence interval:
##  0.01957252      Inf
## sample estimates:
```

```
## mean of x mean of y
## 17.63333 14.90667
```

Test t-Studenta dla prób zależnych

- Niech

$$\mathbf{X}_1 = (X_{11}, \dots, X_{1n})^\top$$

oraz

$$\mathbf{X}_2 = (X_{21}, \dots, X_{2n})^\top$$

($n > 1$) będą dwiema zależnymi próbami z populacji o rozkładach normalnych $N(\mu_1, \sigma_1)$ i $N(\mu_2, \sigma_2)$ odpowiednio, gdzie $\mu_1 \in \mathbb{R}$, $\mu_2 \in \mathbb{R}$, $\sigma_1 > 0$ i $\sigma_2 > 0$ są nieznanymi parametrami.

- W tym problemie próby zależne oznaczają, że obserwacje zostały otrzymane poprzez przeprowadzenie tego samego eksperymentu na tych samych jednostkach eksperymentalnych, tj. X_{1j} i X_{2j} są zależnymi obserwacjami dla j -tej jednostki eksperymentalnej, $j = 1, \dots, n$.
- Na bazie prób \mathbf{X}_1 i \mathbf{X}_2 , konstruujemy jedną próbę różnic obserwacji:

$$\mathbf{X} = (X_{11} - X_{21}, \dots, X_{1n} - X_{2n})^\top.$$

Wtedy problem testowania sprowadza się do problemu jednej próby z rozkładu normalnego, tj. odpowiedniego testu t-Studenta dla jednej próby.

- Hipoteza zerowa jest postaci:

$$H_0 : \mu_1 - \mu_2 = 0.$$

- Możliwe hipotezy alternatywne są następujące:

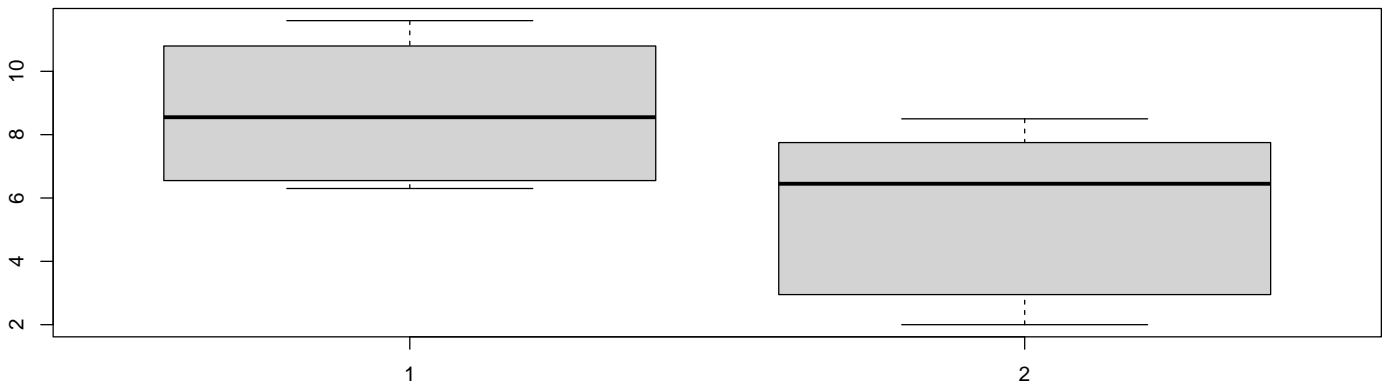
$$H_1^{(1)} : \mu_1 - \mu_2 > 0, \quad H_1^{(2)} : \mu_1 - \mu_2 < 0, \quad H_1^{(3)} : \mu_1 - \mu_2 \neq 0.$$

Przykład. Badano wpływ hipnozy na redukcję bólu. Notowano poziom odczuwalnego bólu:

- przed hipnozą: 6.6, 6.5, 9.0, 10.3, 11.3, 8.1, 6.3, 11.6,
- po hipnozie: 6.8, 2.5, 7.4, 8.5, 8.1, 6.1, 3.4, 2.0.

Czy na poziomie istotności 0,05 możemy stwierdzić, że hipnoza redukuje poziom odczuwalnego bólu?

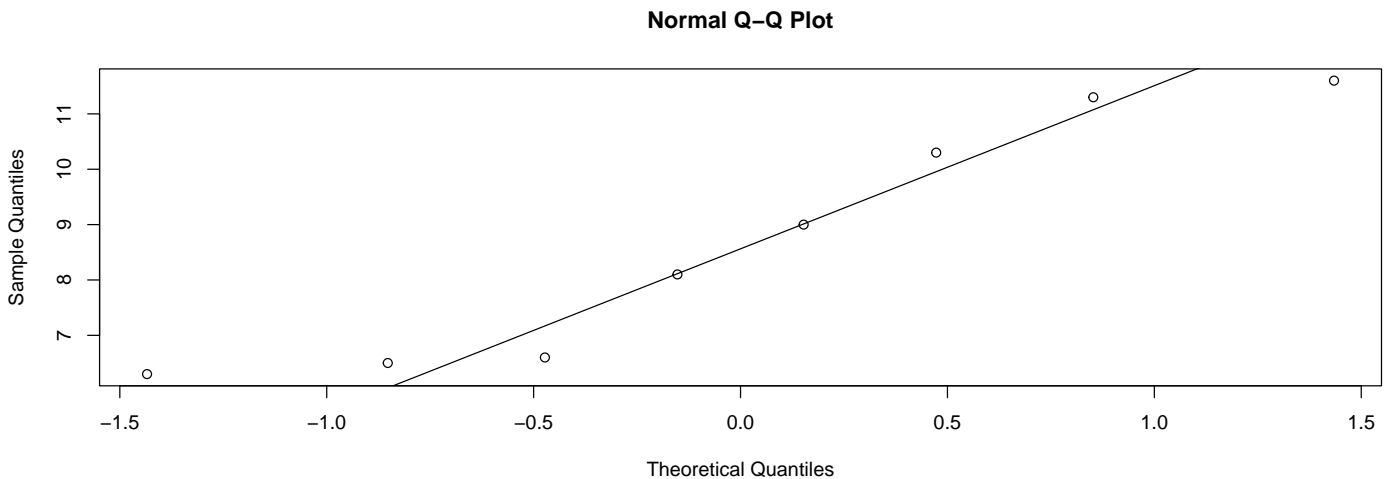
```
a <- c(6.6, 6.5, 9.0, 10.3, 11.3, 8.1, 6.3, 11.6)
b <- c(6.8, 2.5, 7.4, 8.5, 8.1, 6.1, 3.4, 2.0)
boxplot(a, b)
```



```
shapiro.test(a)
```

```
##
## Shapiro-Wilk normality test
##
## data: a
## W = 0.88638, p-value = 0.2165
```

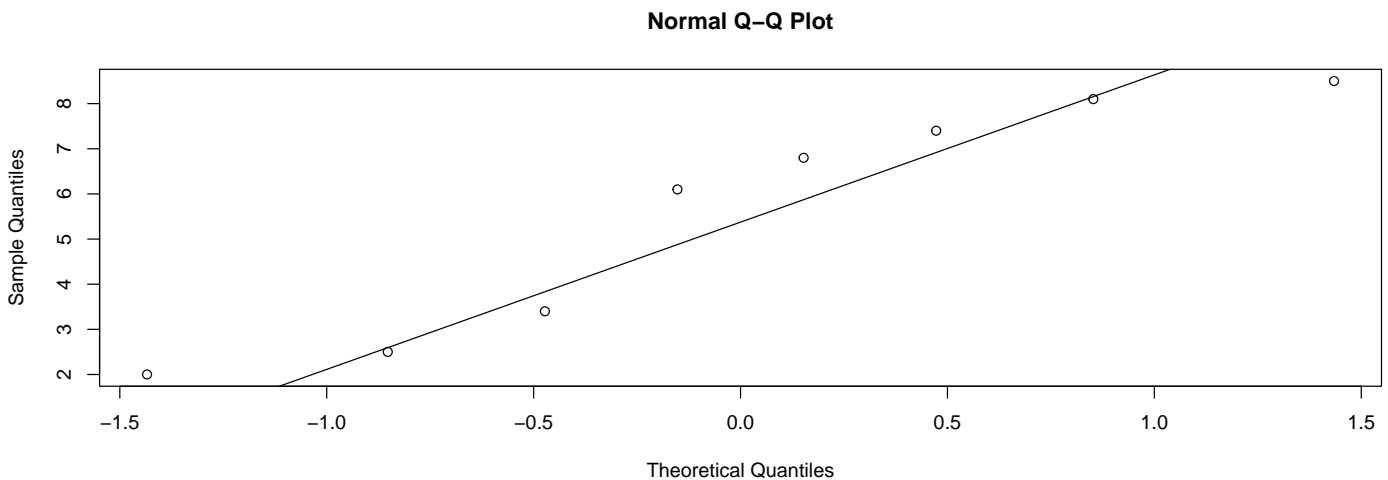
```
qqnorm(a)
qqline(a)
```



```
shapiro.test(b)
```

```
##
##  Shapiro-Wilk normality test
##
## data:  b
## W = 0.88356, p-value = 0.2036
```

```
qqnorm(b)
qqline(b)
```



```
mean(a)
```

```
## [1] 8.7125
```

```
mean(b)
```

```
## [1] 5.6
```

```
t.test(a, b, alternative = 'greater', paired = TRUE)
```

```
##
## Paired t-test
##
```



```
## data:  a and b
## t = 3.0285, df = 7, p-value = 0.009577
## alternative hypothesis: true mean difference is greater than 0
## 95 percent confidence interval:
##  1.165386      Inf
## sample estimates:
## mean difference
##           3.1125
```

5.3.3 Test Welcha

- Niech

$$\mathbf{X}_1 = (X_{11}, \dots, X_{1n_1})^\top$$

oraz

$$\mathbf{X}_2 = (X_{21}, \dots, X_{2n_2})^\top$$

$(n_1, n_2 > 1)$ będą dwiema niezależnymi próbami prostymi z populacji o rozkładach normalnych $N(\mu_1, \sigma_1)$ i $N(\mu_2, \sigma_2)$ odpowiednio, gdzie $\mu_1 \in \mathbb{R}$, $\mu_2 \in \mathbb{R}$, $\sigma_1 > 0$ i $\sigma_2 > 0$ są nieznanymi parametrami.

- Hipoteza zerowa jest postaci:

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2.$$

- Możliwe hipotezy alternatywne są następujące:

$$H_1^{(1)} : \mu_1 > \mu_2, \quad H_1^{(2)} : \mu_1 < \mu_2, \quad H_1^{(3)} : \mu_1 \neq \mu_2.$$

- Obszary krytyczne testów Welcha są postaci:

$$1. \text{ dla } H_1^{(1)} : \mu_1 > \mu_2$$

$$R = \{(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) : T(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) \geq t(1 - \alpha, m)\},$$

$$2. \text{ dla } H_1^{(2)} : \mu_1 < \mu_2$$

$$R = \{(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) : T(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) \leq t(\alpha, m)\},$$

$$3. \text{ dla } H_1^{(3)} : \mu_1 \neq \mu_2$$

$$R = \{(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) : |T(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2)| \geq t(1 - \alpha/2, m)\},$$

gdzie

$$T(\mathbf{X}_1, \mathbf{X}_2) = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}} \Big|_{H_0} \sim t(m) \text{ granicznie}$$

jest statystyką testową,

$$m = \frac{\left(\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}\right)^2}{\frac{\left(\frac{S_1^2}{n_1}\right)^2}{n_1-1} + \frac{\left(\frac{S_2^2}{n_2}\right)^2}{n_2-1}}$$

i $t(\beta, m)$ oznacza kwantyl rzędu β z rozkładu t-Studenta $t(m)$ z m stopniami swobody.

5.3.4 Testy Manna-Whitneya-Wilcoxona

- Niech

$$\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)^\top$$

będzie próbą prostą z populacji o rozkładzie ciągłym z dystrybucją F .

- Rangujemy próbę \mathbf{X} , tj. konstruujemy próbę rang

$$\mathbf{R} = (R_1, \dots, R_n)^\top,$$

gdzie

$$R_i = \text{rank}(X_i).$$

Przykład. Niech

$$\mathbf{x} = (4, 7, 1, 5)^\top.$$

Wtedy

$$x_1 = 4, \quad x_2 = 7, \quad x_3 = 1, \quad x_4 = 5$$

oraz

$$x_{(1)} = 1, \quad x_{(2)} = 4, \quad x_{(3)} = 5, \quad x_{(4)} = 7.$$

Zatem

$$\mathbf{r} = (2, 4, 1, 3)^\top.$$

- Z ciągłości rozkładu wynika, że obserwacje x_i , $i = 1, \dots, n$ powinny być wszystkie różne. Jednak, jeżeli $x_i = x_j$ i $i \neq j$, to $x_{(k)} = x_{(k+1)}$ dla pewnego k . W takiej sytuacji obserwacjom x_i i x_j przypisujemy równe rangi

$$\frac{k + (k+1)}{2} = k + \frac{1}{2}.$$

Lemat. Mamy

$$\bar{R} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n R_i = \frac{n+1}{2}, \quad S_R^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (R_i - \bar{R})^2 = \frac{n(n+1)}{12}.$$

- Zatem \bar{R} oraz S_R^2 są stałe, więc na ich podstawie nie można wnioskować.
- Niech

$$\mathbf{X}_1 = (X_{11}, \dots, X_{1n_1})^\top$$

oraz

$$\mathbf{X}_2 = (X_{21}, \dots, X_{2n_2})^\top$$

będą dwiema niezależnymi próbami prostymi z populacji o rozkładach ciągłych z dystrybuantami F_{μ_1} i F_{μ_2} odpowiednio, gdzie

$$F_\mu(x) = F(x - \mu)$$

dla pewnej ciągłej dystrybuanty F .

- Parametr μ nazywamy parametrem położenia. Przykładowo takim parametrem jest mediana w rozkładach normalnym, Laplace'a i Cauchy'ego.
- Hipoteza zerowa jest postaci:

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2.$$

- Rangujemy próbę połączoną

$$(\mathbf{X}_1^\top, \mathbf{X}_2^\top)^\top = (X_{11}, \dots, X_{1n_1}, X_{21}, \dots, X_{2n_2})^\top,$$

a następnie otrzymujemy dwie próby rang:

$$\mathbf{R}_1 = (R_{11}, \dots, R_{1n_1})^\top, \quad \mathbf{R}_2 = (R_{21}, \dots, R_{2n_2})^\top.$$

- Statystyka testowa testu Manna-Whitneya-Wilcoxa jest postaci:

$$W(\mathbf{X}_1, \mathbf{X}_2) = \sum_{i=1}^{n_2} R_{2i}.$$

- Przy prawdziwości hipotezy zerowej, wszystkie układy rang są równo prawdopodobne. Oznacza to, że rozkład statystyki testowej W nie zależy od dystrybuanty F przy prawdziwości H_0 .
- Obszary krytyczne testów Manna-Whitneya-Wilcoxa są następujące:

$$1. \text{ dla } H_1^{(1)} : \mu_1 > \mu_2$$

$$R = \{(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) : W(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) \leq k(\alpha)\},$$

$$2. \text{ dla } H_1^{(2)} : \mu_1 < \mu_2$$

$$R = \{(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) : W(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) \geq k(1 - \alpha)\},$$

gdzie $k(\beta)$ jest wartością krytyczną otrzymaną z rozkładu statystyki testowej W przy prawdziwości hipotezy zerowej.

- Statystyka testowa U Manna-Whitneya ma postać:

$$U = \sum_{j=1}^{n_2} \sum_{i=1}^{n_1} I(X_{1i} < X_{2j}),$$

gdzie

$$I(x < y) = \begin{cases} 1, & \text{gdy } x < y, \\ 0, & \text{gdy } x \geq y. \end{cases}$$

Lemat. Mamy

$$U = W - \frac{1}{2}n_2(n_2 + 1).$$

Twierdzenie. Przy prawdziwości hipotezy zerowej

$$Z(\mathbf{X}_1, \mathbf{X}_2) = \frac{U - E_0(U)}{\sqrt{Var_0(U)}} \xrightarrow{d} N(0, 1),$$

gdzie

$$E_0(U) = \frac{n_1 n_2}{2}, \quad Var_0(U) = \frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)}{12}.$$

- Na podstawie powyższego twierdzenia, otrzymujemy poniższe obszary krytyczne testów U -Manna-Whitneya dla odpowiednio dużych prób:

$$1. \text{ dla } H_1^{(1)} : \mu_1 > \mu_2$$

$$R = \{(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) : Z(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) \leq -z(1 - \alpha)\},$$

$$2. \text{ dla } H_1^{(2)} : \mu_1 < \mu_2$$

$$R = \{(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) : Z(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) \geq z(1 - \alpha)\},$$

gdzie $z(\beta)$ oznacza kwantyl rzędu β z rozkładu normalnego $N(0, 1)$.

Przykład. (ten sam co dla testu t-Studenta dla dwóch prób niezależnych) Zbiór danych `homework` z pakietu `UsingR` zawiera informacje o ilości czasu poświęconego na odrabianie pracy domowej przez uczniów szkół prywatnych i publicznych. Naszym celem jest sprawdzenie, czy uczniowie obu typów szkół spędzają tyle samo czasu na odrabianiu zadań domowych.

```
library(UsingR)
head(homework)
```

```
## Private Public
## 1      21.3   15.3
## 2      16.8   17.4
## 3       8.5   12.3
```

```
## 4      12.6    10.7
## 5      15.8    16.4
## 6      19.3    11.3

mean(homework$Private)

## [1] 17.63333

mean(homework$Public)

## [1] 14.90667

t.test(homework$Private, homework$Public,
       var.equal = TRUE, alternative = 'greater')

##
## Two Sample t-test
##
## data: homework$Private and homework$Public
## t = 1.7134, df = 28, p-value = 0.04884
## alternative hypothesis: true difference in means is greater than 0
## 95 percent confidence interval:
##  0.01957252      Inf
## sample estimates:
## mean of x mean of y
## 17.63333 14.90667

median(homework$Private)

## [1] 18.4

median(homework$Public)

## [1] 15.3

wilcox.test(homework$Private, homework$Public, alternative = 'greater')

##
## Wilcoxon rank sum test with continuity correction
##
## data: homework$Private and homework$Public
## W = 154.5, p-value = 0.04258
## alternative hypothesis: true location shift is greater than 0
# wilcox.test(x, y = NULL,
#             alternative = c("two.sided", "less", "greater"),
#             mu = 0, paired = FALSE, ...)
```

5.3.5 Testy istotności dla wskaźnika struktury

Test istotności dla wskaźnika struktury

- Test istotności dla wskaźnika struktury nazywany jest również testem istotności dla proporcji.
- Niech

$$\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)^\top$$

będzie próbą prostą z populacji o rozkładzie zero-jedynkowym $b(1, p)$, gdzie $p \in (0, 1)$ jest nieznanym parametrem.

- Parametr p często reprezentuje procent obserwacji specjalnego rodzaju (wyróżnionych).
- Hipoteza zerowa jest postaci:

$$H_0 : p = p_0,$$

gdzie $p_0 \in (0, 1)$ jest ustalone.

- Możliwe hipotezy alternatywne są następujące:

$$H_1^{(1)} : p > p_0, \quad H_1^{(2)} : p < p_0, \quad H_1^{(3)} : p \neq p_0.$$

- Gdy $n \geq 100$, obszary krytyczne testów istotności dla wskaźnika struktury są następujące:

1. dla $H_1^{(1)} : p > p_0$

$$R = \left\{ \mathbf{x} \in \mathbb{R}^n : \frac{\bar{x} - p_0}{\sqrt{p_0(1-p_0)}} \sqrt{n} \geq z(1-\alpha) \right\},$$

2. dla $H_1^{(2)} : p < p_0$

$$R = \left\{ \mathbf{x} \in \mathbb{R}^n : \frac{\bar{x} - p_0}{\sqrt{p_0(1-p_0)}} \sqrt{n} \leq z(\alpha) \right\},$$

3. dla $H_1^{(3)} : p \neq p_0$

$$R = \left\{ \mathbf{x} \in \mathbb{R}^n : \frac{|\bar{x} - p_0|}{\sqrt{p_0(1-p_0)}} \sqrt{n} \geq z(1-\alpha/2) \right\},$$

gdzie

$$\frac{\bar{X} - p_0}{\sqrt{p_0(1-p_0)}} \sqrt{n} \Big|_{H_0} \sim N(0, 1) \text{ granicznie}$$

jest statystyką testową, a $z(\beta)$ oznacza kwantyl rzędu β z rozkładu normalnego $N(0, 1)$.

Test dwumianowy

- Test dwumianowy jest dokładnym testem hipotezy testu istotności dla wskaźnika struktury.
- Niech $X \sim b(n, p_0)$ oraz k będzie liczbą elementów próby będącymi wyróżnionymi obserwacjami.
- p -wartości testów dwumianowych są następujące:
 1. dla $H_1^{(1)} : p > p_0$, $P(X \geq k)$,
 2. dla $H_1^{(2)} : p < p_0$, $P(X \leq k)$,
 3. dla $H_1^{(3)} : p \neq p_0$, p -wartość jest bardziej skomplikowana, więc ją pomijamy.

Przykład. W mieszance nasiennej, według normy, udział żyta powinien wynosić 60%. Na podstawie 120 prób ustalono, że udział ten jest rzędu 50%. Zweryfikuj hipotezę, że ten wkład jest równy normie.

- Mamy $p_0 = 0.6$, $n = 120$ oraz $k = 0.5 \cdot 120 = 60$.

```
prop.test(x = 0.5 * 120, n = 120, p = 0.6, alternative = "less")
```

```
##
## 1-sample proportions test with continuity correction
##
## data: 0.5 * 120 out of 120, null probability 0.6
## X-squared = 4.592, df = 1, p-value = 0.01606
## alternative hypothesis: true p is less than 0.6
## 95 percent confidence interval:
## 0.0000000 0.5783169
```

```
## sample estimates:
##   p
## 0.5

prop.test(x = 0.5 * 120, n = 120, p = 0.6, alternative = "less", correct = FALSE)

##
## 1-sample proportions test without continuity correction
##
## data:  0.5 * 120 out of 120, null probability 0.6
## X-squared = 5, df = 1, p-value = 0.01267
## alternative hypothesis: true p is less than 0.6
## 95 percent confidence interval:
##  0.0000000 0.5742447
## sample estimates:
##   p
## 0.5

binom.test(x = 0.5 * 120, n = 120, p = 0.6, alternative = "less")

##
## Exact binomial test
##
## data:  0.5 * 120 and 120
## number of successes = 60, number of trials = 120, p-value = 0.01674
## alternative hypothesis: true probability of success is less than 0.6
## 95 percent confidence interval:
##  0.0000000 0.5785925
## sample estimates:
## probability of success
##                0.5

pbinom(0.5 * 120, 120, 0.6)

## [1] 0.01673614
```

Test istotności dla dwóch wskaźników struktury

- Niech

$$\mathbf{X}_1 = (X_{11}, \dots, X_{1n_1})^\top$$

oraz

$$\mathbf{X}_2 = (X_{21}, \dots, X_{2n_2})^\top$$

$(n_1, n_2 > 1)$ będą niezależnymi próbami prostymi z populacji o rozkładach zero-jedynkowych $b(1, p_1)$ i $b(1, p_2)$ odpowiednio, gdzie $p_1 \in (0, 1)$ i $p_2 \in (0, 1)$ są nieznanymi parametrami.

- Hipoteza zerowa jest postaci:

$$H_0 : p_1 = p_2.$$

- Możliwe hipotezy alternatywne są następujące:

$$H_1^{(1)} : p_1 > p_2, \quad H_1^{(2)} : p_1 < p_2, \quad H_1^{(3)} : p_1 \neq p_2.$$

- Gdy $n_1 > 100$ oraz $n_2 > 100$, obszary krytyczne testów istotności dla dwóch wskaźników struktury są następujące:

1. dla $H_1^{(1)} : p_1 > p_2$

$$R = \{(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) : U(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) \geq z(1 - \alpha)\},$$

2. dla $H_1^{(2)} : p_1 < p_2$

$$R = \{(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) : U(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) \leq z(\alpha)\},$$

3. dla $H_1^{(3)} : p_1 \neq p_2$

$$R = \{(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) : |U(\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2)| \geq z(1 - \alpha/2)\},$$

gdzie

$$U(\mathbf{X}_1, \mathbf{X}_2) = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{(n_1 + n_2)\bar{X}_\bullet(1 - \bar{X}_\bullet)}{n_1 n_2}}} \Big|_{H_0} \sim N(0, 1) \text{ granicznie}$$

jest statystyką testową,

$$\bar{X}_\bullet = \frac{n_1 \bar{X}_1 + n_2 \bar{X}_2}{n_1 + n_2},$$

a $z(\beta)$ oznacza kwantyl rzędu β z rozkładu normalnego $N(0, 1)$.

Przykład. Losowo wybrano 800 osób korzystających z transportu autobusowego i 800 osób korzystających z transportu kolejowego. Przeprowadzona ankieta wykazała, że 506 osób ma zastrzeżenia do komunikacji autobusowej, a 368 osób ma zastrzeżenia do kolei. Zweryfikuj hipotezę, że odsetek osób niezadowolonych z transportu autobusowego nie różni się znacząco od odsetka osób krytycznych wobec transportu kolejowego.

```
prop.test(c(506, 368), c(800, 800), alternative = "greater")
```

```
##
## 2-sample test for equality of proportions with continuity correction
##
## data:  c(506, 368) out of c(800, 800)
## X-squared = 47.327, df = 1, p-value = 3.003e-12
## alternative hypothesis: greater
## 95 percent confidence interval:
##  0.1309241 1.0000000
## sample estimates:
## prop 1 prop 2
## 0.6325 0.4600
```

Test McNemary

- Test McNemary jest modyfikacją testu istotności dla dwóch wskaźników struktury w przypadku prób zależnych, podobnie jak test t-Studenta dla prób zależnych w stosunku do testu t-Studenta dla dwóch prób niezależnych.
- Niech

$$\mathbf{X}_1 = (X_{11}, \dots, X_{1n})^\top$$

oraz

$$\mathbf{X}_2 = (X_{21}, \dots, X_{2n})^\top$$

($n \geq 20$) będą dwiema zależnymi próbami prostymi z populacji o rozkładach zero-jedynkowych $b(1, p_1)$ i $b(1, p_2)$ odpowiednio, gdzie $p_1 \in (0, 1)$ i $p_2 \in (0, 1)$ są nieznanymi parametrami.

- Hipotezy zerowa i alternatywna są następujące:

$$H_0 : p_1 = p_2 \text{ przeciw } H_1 : p_1 \neq p_2.$$

- Dane agreguje się w następującej tabeli:

Próba II (po)		
Próba I (przed)	TAK	NIE
TAK	A	B
NIE	C	D

- Obszar krytyczny testu McNemary ma postać:

$$R = \left\{ (\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) : \chi^2 = \frac{(|B - C| - 1)^2}{B + C} \geq \chi^2(1 - \alpha, 1) \right\},$$

gdzie $\chi(\beta, m)$ oznacza kwantyl rzędu β z rozkładu chi-kwadrat $\chi^2(m)$ z m stopniami swobody.

Przykład. 1319 dzieci w wieku 12 lat zapytano, czy miały objawy przeziębienia w ciągu ostatniego roku. 356 z nich powiedziało twierdząco. Badanie powtórzono po 2 latach, otrzymując 468 odpowiedzi twierdzących. Poniższa tabela zawiera pełne informacje na temat obu próbek.

14 lat		
12 lat	TAK	NIE
TAK	212	144
NIE	256	707

Czy można powiedzieć, że nastąpił znaczny wzrost liczby przeziębień?

```
matrix(c(212, 256, 144, 707), nrow = 2)
```

```
##      [,1] [,2]
## [1,] 212 144
## [2,] 256 707
```

```
mcnemar.test(matrix(c(212, 256, 144, 707), nrow = 2))
```

```
##
## McNemar's Chi-squared test with continuity correction
##
## data:  matrix(c(212, 256, 144, 707), nrow = 2)
## McNemar's chi-squared = 30.802, df = 1, p-value = 2.857e-08
```

5.3.6 Testy χ^2 -Pearsona

Test zgodności χ^2 -Pearsona

- Test zgodności χ^2 -Pearsona jest testem zgodności z wybranym rozkładem dyskretnym lub ciągłym. Jednak, my rozważymy tylko przypadek rozkładu dyskretnego.
- Niech

$$\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)^\top$$

będzie próbą prostą z populacji o rozkładzie dyskretnym danym następująco: dla $i = 1, \dots, n$,

$$P(X_i = j) = p_j, \quad j = 1, \dots, k.$$

- Hipotezy zerowa i alternatywna są następujące:

$$H_0 : \mathbf{p} = \mathbf{p}_0 \text{ przeciwko } H_1 : \mathbf{p} \neq \mathbf{p}_0,$$

gdzie $\mathbf{p} = (p_1, \dots, p_k)$ i $\mathbf{p}_0 = (p_{01}, \dots, p_{0k})$ jest ustalonym wektorem prawdopodobieństw szczególnego rozkładu dyskretnego.

- Gdy $np_j \geq 5$, obszar krytyczny testu zgodności χ^2 -Pearsona jest postaci:

$$R = \left\{ \mathbf{x} : \chi^2(\mathbf{x}) = \sum_{j=1}^k \frac{(n_j - np_{0j})^2}{np_{0j}} \geq \chi^2(1 - \alpha, k - 1) \right\},$$

gdzie

$$\chi^2(\mathbf{X}) \Big|_{H_0} \sim \chi^2(k - 1) \text{ granicznie}$$

jest statystyką testową, n_j jest liczebnością j -tej wartości zmiennej w próbie, $j = 1, \dots, k$, a $\chi^2(\beta, m)$ oznacza kwantyl rzędu β z rozkładu chi-kwadrat $\chi^2(m)$ z m stopniami swobody.

- W przypadku ogólnym

$$H_0 : \mathbf{p} \in \{\mathbf{p}_0(\boldsymbol{\theta}) : \boldsymbol{\theta} \in \boldsymbol{\Theta} \subseteq \mathbb{R}^s\}$$

statystyka testowa $\chi^2(\mathbf{X}) \sim \chi^2(k - s - 1)$ granicznie, a $p_{0j}(\hat{\boldsymbol{\theta}})$ jest wykorzystany zamiast p_{0j} , gdzie $\hat{\boldsymbol{\theta}} = \text{ENW}(\boldsymbol{\theta})$.

Przykład. W pewnym banku zaobserwowano liczbę obsługiwanych klientów na minutę w ciągu 200 jedno-minutowych okresów w danym tygodniu.

Liczba klientów	0	1	2	3	4	5	6	7
Liczebność	14	31	47	41	29	21	10	7

Czy na podstawie tych danych można sądzić, że liczba obsługiwanych klientów ma rozkład Poissona?

- $H_0 : X \sim \pi(\lambda)$, gdzie $\lambda > 0$ jest nieznanym parametrem.

```
x <- rep(0:7, c(14, 31, 47, 41, 29, 21, 10, 7))
lambda_est <- mean(x)
p0 <- c(dpois(0:6, lambda_est), 1 - ppois(6, lambda_est))
chisq.test(table(x), p = p0)
```

```
##
## Chi-squared test for given probabilities
##
## data:  table(x)
## X-squared = 2.1658, df = 7, p-value = 0.9501
```

```
# liczba stopni swobody = 8 - 1 - 1
1 - pchisq(2.1658, 6)
```

```
## [1] 0.9038357
```

Test χ^2 -Pearsona dla dwóch prób

- Test χ^2 -Pearsona dla dwóch prób jest testem służącym do porównania dwóch rozkładów. Może być on wykorzystany zarówno do rozkładów dyskretnych jak i ciągłych. Jednak, my rozważymy tylko przypadek rozkładu dyskretnego.
- Niech

$$\mathbf{X}_1 = (X_{11}, \dots, X_{1n_1})^\top$$

oraz

$$\mathbf{X}_2 = (X_{21}, \dots, X_{2n_2})^\top$$

będą dwiema niezależnymi próbami prostymi z populacji o rozkładach dyskretnych reprezentowanych następującymi funkcjami prawdopodobieństwa:

$$P(X_{1i} = j) = p_{1j}, \quad P(X_{2m} = j) = p_{2j}, \quad j = 1, \dots, k$$

odpowiednio, dla $i = 1, \dots, n_1$, $m = 1, \dots, n_2$.

- Hipotezy zerowa i alternatywna są następujące:

$$H_0 : \mathbf{p}_1 = \mathbf{p}_2 \text{ przeciwko } H_1 : \mathbf{p}_1 \neq \mathbf{p}_2,$$

gdzie $\mathbf{p}_1 = (p_{11}, \dots, p_{1k})$ i $\mathbf{p}_2 = (p_{21}, \dots, p_{2k})$.

- Obszar krytyczny testu χ^2 -Pearsona dla dwóch prób jest postaci:

$$R = \left\{ (\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) : \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^k \frac{(n_{ij} - E_{ij})^2}{E_{ij}} \geq \chi^2(1 - \alpha, k - 1) \right\},$$

gdzie n_{ij} jest liczebnością j -tej wartości zmiennej w i -tej próbie,

$$E_{ij} = \frac{n_{1j} + n_{2j}}{n_1 + n_2} n_i,$$

dla $i = 1, 2$, $j = 1, \dots, k$, a $\chi^2(\beta, m)$ oznacza kwantyl rzędu β z rozkładu chi-kwadrat $\chi^2(m)$ z m stopniami swobody.

Przykład. Losowo wybranym grupom gimnazjalistów zadano pytanie: Jak oceniasz sytuację materialną swojej rodziny? Dostępne były następujące odpowiedzi: dobra, średnia, zła. Uczniów podzielono na dwie grupy: dziewczynki i chłopcy. Wyniki przedstawia poniższa tabela.

	Dziewczynki	Chłopcy
dobra	20	39
średnia	85	95
zła	5	6

Czy na podstawie uzyskanych odpowiedzi można stwierdzić, że istnieją istotne różnice w rozkładzie opinii na temat sytuacji materialnej rodzin wśród chłopców i dziewcząt?

```
matrix(c(20, 85, 5, 39, 95, 6), nrow = 3)
```

```
##      [,1] [,2]
## [1,]  20  39
## [2,]  85  95
## [3,]   5   6
```

```
chisq.test(matrix(c(20, 85, 5, 39, 95, 6), nrow = 3))
```

```
##
##  Pearson's Chi-squared test
##
## data:  matrix(c(20, 85, 5, 39, 95, 6), nrow = 3)
## X-squared = 3.2114, df = 2, p-value = 0.2008
```

5.3.7 Testy Kołmogorowa-Smirnowa

Test Kołmogorowa-Smirnowa dla jednej próby

- Test Kołmogorowa-Smirnowa dla jednej próby jest testem zgodności z wybranym rozkładem ciągłym.
- Niech

$$\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)^\top$$

będzie próbą z populacji o rozkładzie ciągłym z dystrybuantą F .

- Hipotezy zerowa i alternatywna są następujące:

$$H_0 : F = F_0 \text{ przeciwko } H_1 : F \neq F_0,$$

gdzie F_0 jest ustaloną ciągłą dystrybuantą.

Definicja. Statystykę $F_n \equiv F_n(\cdot, \mathbf{X})$ daną wzorem

$$F_n(x) = \frac{\#\{k : X_k \leq x\}}{n}$$

nazywamy dystrybuantą empiryczną.

- Gdy $n > 100$, obszar krytyczny testu Kołmogorowa-Smirnowa dla jednej próby jest postaci:

$$R = \{\mathbf{x} : \sqrt{n}D_n \geq \lambda(1 - \alpha)\},$$

gdzie

$$\sqrt{n}D_n(\mathbf{X}) = \sqrt{n} \sup_{-\infty < x < \infty} |F_n(x) - F_0(x)| \Big|_{H_0} \sim K \text{ granicznie}$$

jest statystyką testową, K jest zmienną losową o rozkładzie Kołmogorowa, a $\lambda(\beta)$ oznacza kwantyl rzędu β z tego rozkładu (np. $\lambda(0.9) = 1.224$, $\lambda(0.95) = 1.354$, $\lambda(0.99) = 1.628$).

- Gdy $n \leq 100$, obszar krytyczny testu Kołmogorowa-Smirnowa dla jednej próby jest postaci:

$$R = \{\mathbf{x} : D_n \geq d_n(1 - \alpha)\},$$

gdzie wartości $d_n(1 - \alpha)$ są tablicowane.

Lemat. Przy prawdziwości hipotezy zerowej rozkład statystyki testowej $D_n(\mathbf{X})$ nie zależy od F_0 .

- Niestety test Kołmogorowa-Smirnowa dla jednej próby wykazuje zgodność z rozkładem normalnym, nawet w przypadku danych znacznie odbiegających od rozkładu normalnego.
- Ten test wymaga również znajomości parametrów rozkładu. Parametry nie mogą być estymowane.
- W przypadku, gdy parametry rozkładu normalnego muszą być estymowane zaleca się wykorzystanie testu Lillieforsa.

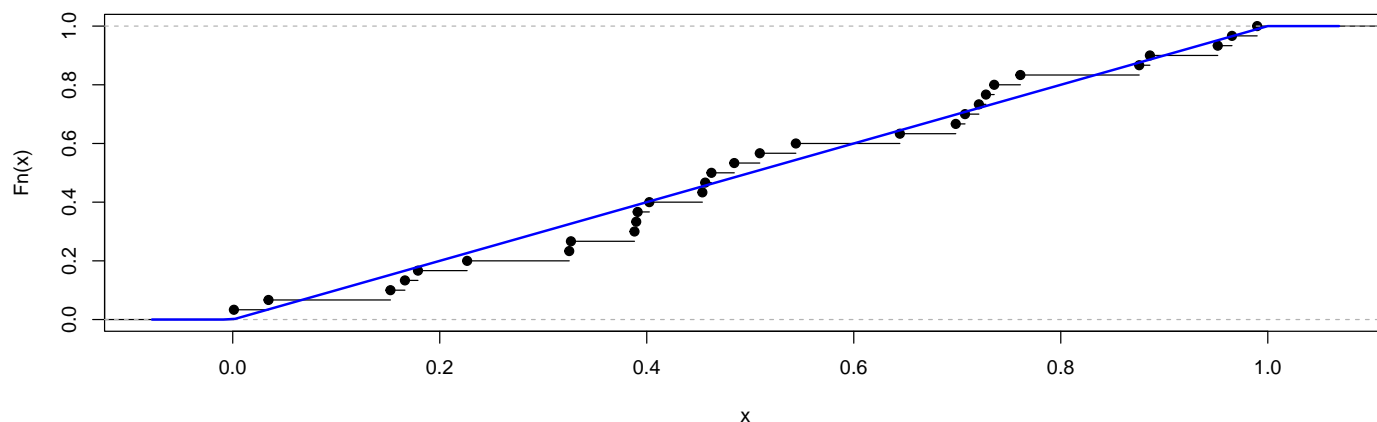
Przykład. W celu weryfikacji poprawności generatora liczb pseudolosowych z rozkładu jednostajnego $U(0, 1)$ w programie R, wygeneruj 30 liczb. Sprawdź hipotezę o poprawności generatora.

```
set.seed(12345)
x <- runif(30)
ks.test(x, "punif")
```

```
##
## Exact one-sample Kolmogorov-Smirnov test
##
## data:  x
## D = 0.1251, p-value = 0.6895
## alternative hypothesis: two-sided

plot(ecdf(x), main = "Dystrybuanty empiryczna i teoretyczna")
curve(punif(x), col = "blue", add = TRUE, lwd = 2)
```

Dystrybuanty empiryczna i teoretyczna



Przykład. Przeprowadzono 50 niezależnych eksperymentów obejmujących hamowanie pewnego typu samochodu (na suchym asfalcie, z prędkością 40km/h itp.). Notowano długość drogi hamowania w metrach z dokładnością do jednego centymetra. Uzyskane wyniki są zawarte w pliku hamulce.txt. Zmienna X to długość drogi hamowania. Jest to zmienna ilościowa ciągła. Zbadajmy, czy długość drogi hamowania ma rozkład normalny.

```
hamulce <- read.table("http://ls.home.amu.edu.pl/data_sets/hamulce.txt", dec = ",")
head(hamulce)
```

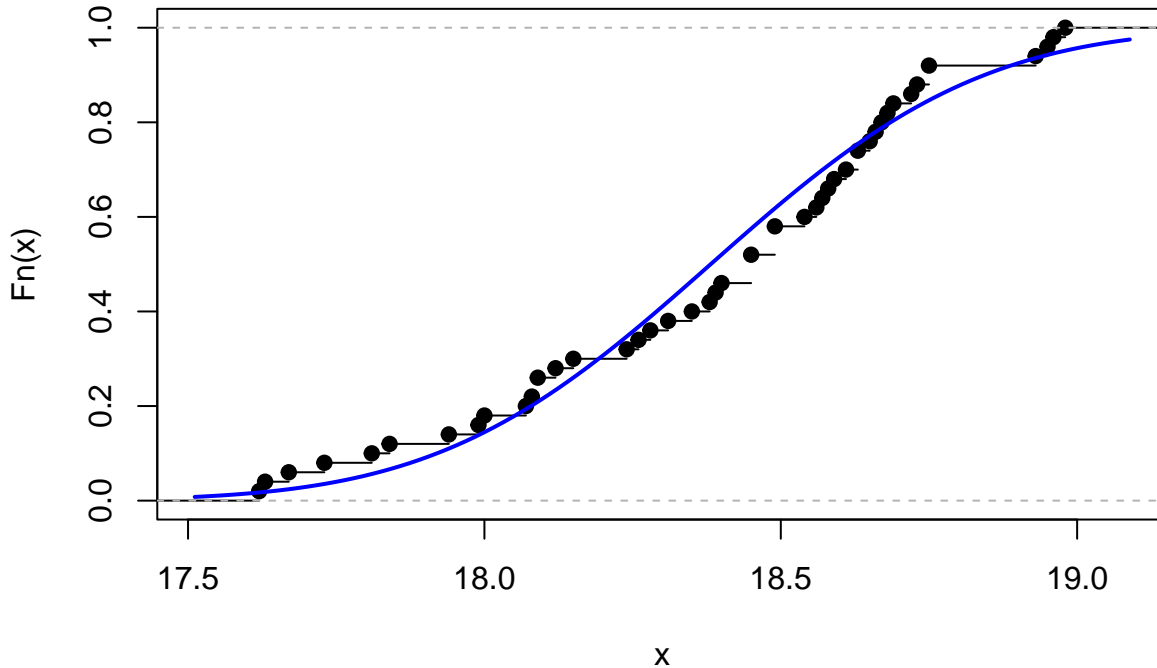
```
##      V1
## 1 18.66
## 2 17.81
## 3 18.96
## 4 18.09
## 5 18.73
## 6 18.45
```

```
nortest::lillie.test(hamulce$V1)
```

```
##
##  Lilliefors (Kolmogorov-Smirnov) normality test
##
## data:  hamulce$V1
## D = 0.11506, p-value = 0.09573
```

```
plot(ecdf(hamulce$V1), main = "Dystrybuanty empiryczna i teoretyczna")
curve(pnorm(x, mean(hamulce$V1), sd(hamulce$V1)), col = "blue", add = TRUE, lwd = 2)
```

Dystrybuanty empiryczna i teoretyczna



Test Kołmogorowa-Smirnowa dla dwóch prób

- Niech

$$\mathbf{X}_1 = (X_{11}, \dots, X_{1n_1})^\top$$

oraz

$$\mathbf{X}_2 = (X_{21}, \dots, X_{2n_2})^\top$$

będą niezależnymi próbami prostymi z populacji o rozkładach ciągłych z dystrybuantami F i G odpowiednio.

- Hipotezy zerowa i alternatywna są następujące:

$$H_0 : F = G \text{ przeciwko } H_1 : F \neq G.$$

- Gdy $n_1, n_2 > 20$, obszar krytyczny testu Kołmogorowa-Smirnowa dla dwóch prób jest postaci:

$$R = \left\{ (\mathbf{x}, \mathbf{y}) : \sqrt{\frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2}} D_{n_1, n_2} \geq \lambda(1 - \alpha) \right\},$$

gdzie

$$\sqrt{\frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2}} D_{n_1, n_2} = \sqrt{\frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2}} \sup_{-\infty < x < \infty} |F_{n_1}(x) - F_{n_2}(x)| \Big|_{H_0} \sim K \text{ granicznie}$$

jest statystyką testową, K jest zmienną losową o rozkładzie Kołmogorowa, a $\lambda(\beta)$ oznacza kwantyl rzędu β z tego rozkładu.

- Gdy $n_1, n_2 \leq 20$, obszar krytyczny testu Kołmogorowa-Smirnowa dla dwóch prób jest postaci:

$$R = \left\{ (\mathbf{x}, \mathbf{y}) : D_{n_1, n_2} \geq d(\alpha, n_1, n_2) \right\},$$

gdzie wartości krytyczne $d(\alpha, n_1, n_2)$ są tablicowane.

Przykład. Przeprowadzono eksperyment na dwóch próbach świnek morskich. Zaobserwowana waga świń (w gramach) w pierwszej próbce wynosiła:

280, 325, 270, 385, 275, 290, 400, 330, 300, 345,

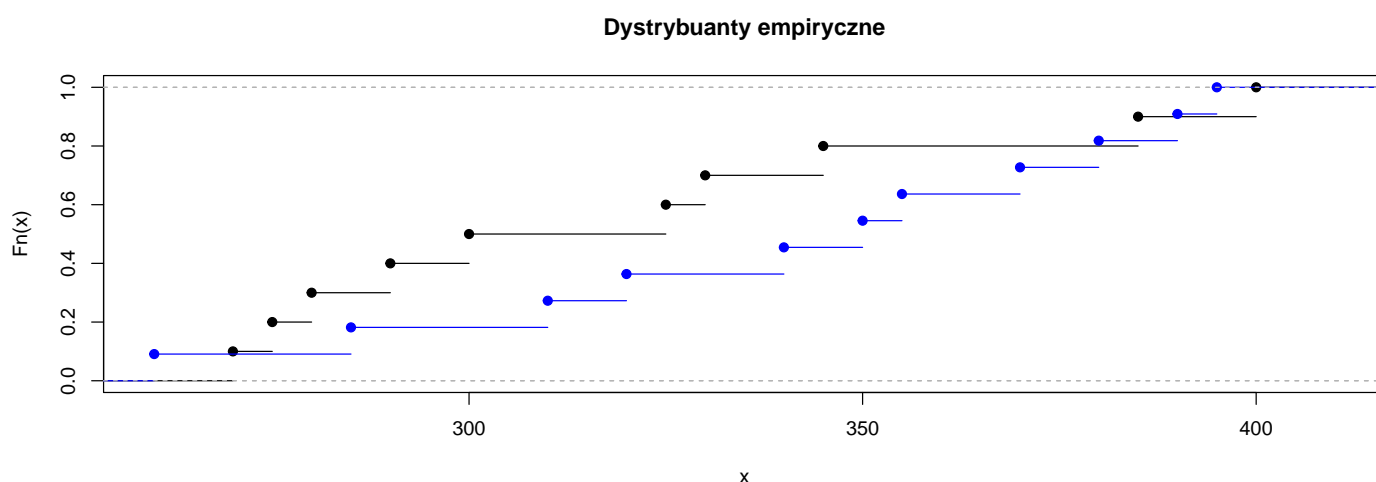
a w drugiej:

260, 380, 320, 350, 285, 395, 370, 340, 310, 390, 355.

Zweryfikuj hipotezę, że analizowane próby pochodzą z tej samej populacji.

```
x <- c(280, 325, 270, 385, 275, 290, 400, 330, 300, 345)
y <- c(260, 380, 320, 350, 285, 395, 370, 340, 310, 390, 355)
ks.test(x, y)
```

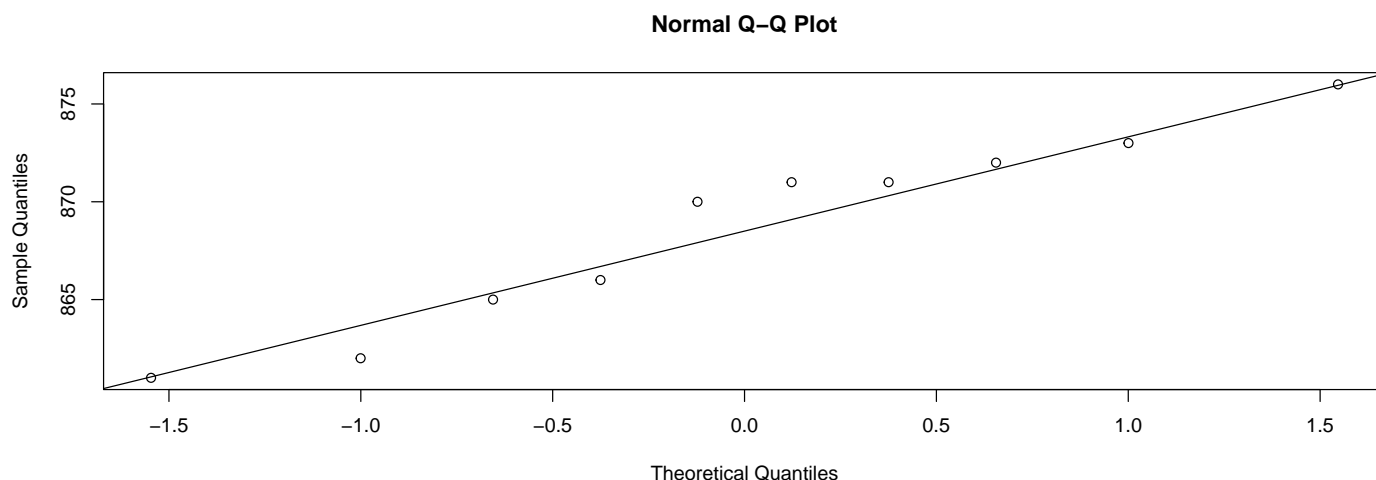
```
##
## Exact two-sample Kolmogorov-Smirnov test
##
## data: x and y
## D = 0.34545, p-value = 0.4345
## alternative hypothesis: two-sided
plot(ecdf(x), main = "Dystrybuanty empiryczne")
plot(ecdf(y), add = TRUE, col = "blue")
```



5.4 Zadania 5

Zadanie 1. W pewnym regionie wykonano dziesięć niezależnych pomiarów głębokości morza i uzyskano następujące wyniki: 862, 870, 876, 866, 871, 865, 861, 873, 871, 872. Na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ zweryfikuj hipotezę, że średnia głębokość morza w tym regionie wynosi 870m.

```
## [1] 0.545861
```



```
## [1] 868.7
```

[1] 0.2136555

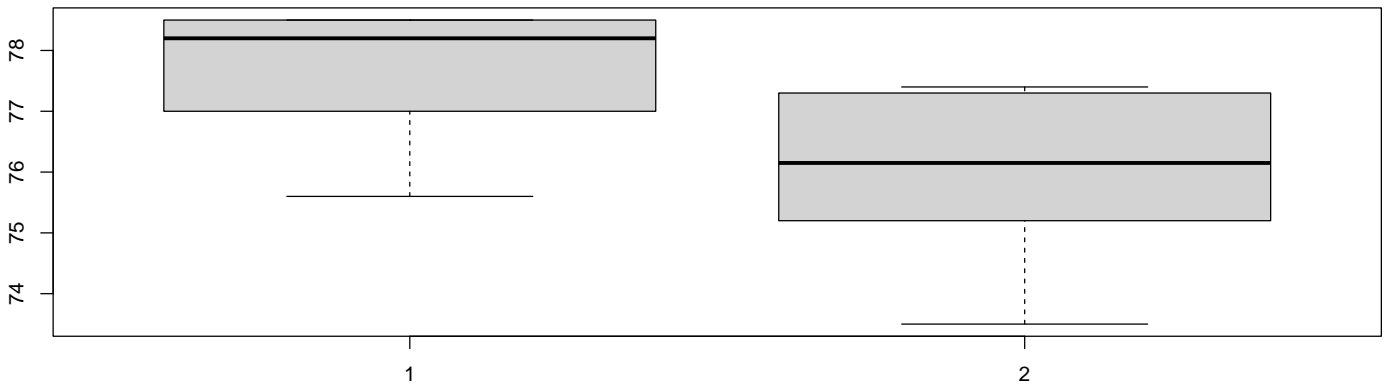
Zadanie 2. Producent proszku do prania *A* twierdzi, że jego produkt jest znacznie lepszy niż konkurencyjny proszek *B*. Aby zweryfikować to zapewnienie, CTA (Consumer Test Agency) przetestowało oba proszki do prania. W tym celu przeprowadzono pomiary stopnia wyprania 7 kawałków tkaniny z proszkiem *A* i uzyskano wyniki (w %):

78,2; 78,5; 75,6; 78,5; 78,5; 77,4; 76,6,

i 10 kawałków tkaniny z proszkiem *B* otrzymując wyniki (w %):

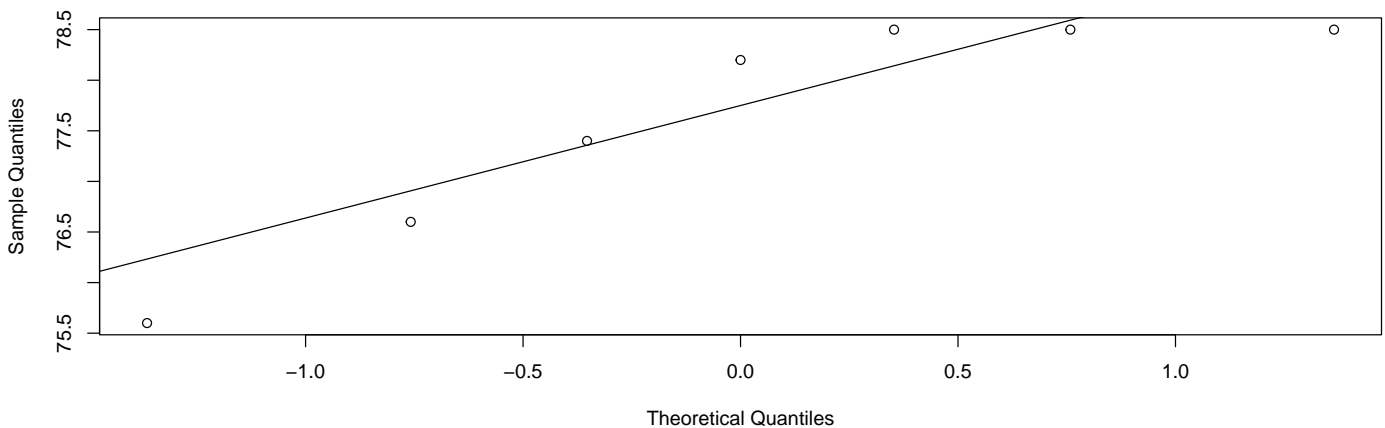
76,1; 75,2; 75,8; 77,3; 77,3; 77,0; 74,4; 76,2; 73,5; 77,4.

Jaki powinien być wniosek CTA na temat jakości tych proszków?



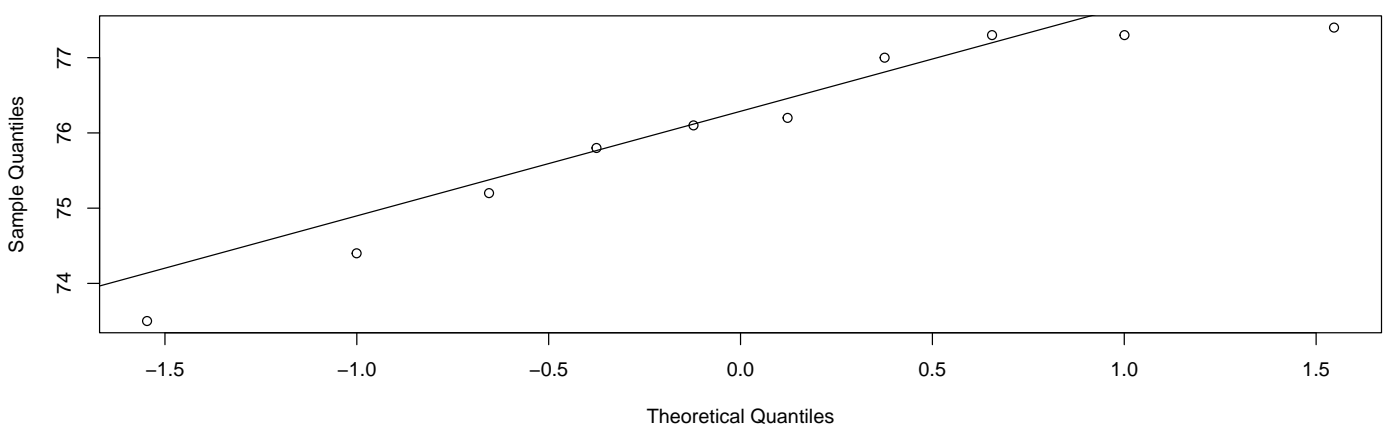
[1] 0.06832755

Normal Q-Q Plot



[1] 0.2558752

Normal Q-Q Plot



```
## [1] 1.304762
```

```
## [1] 1.764
```

```
## [1] 0.3683809
```

```
## [1] 77.61429
```

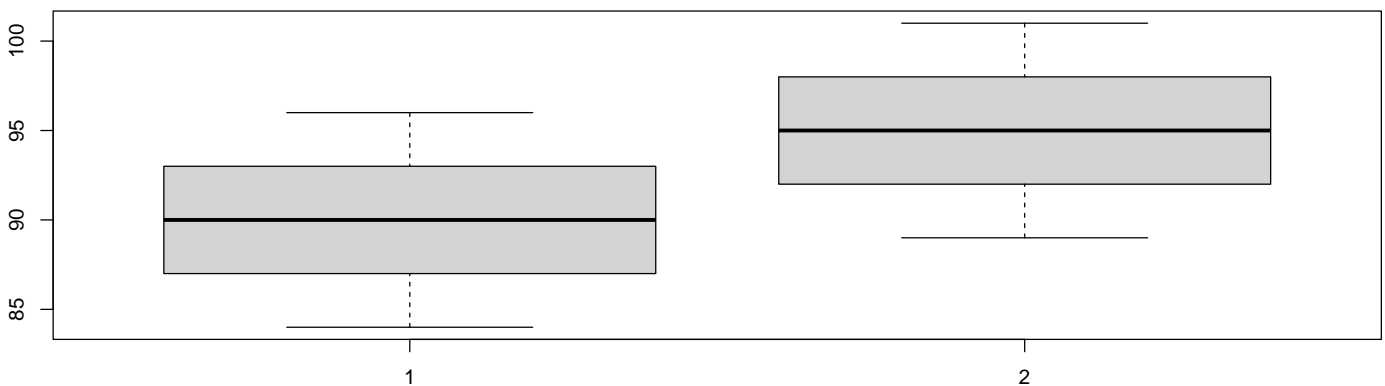
```
## [1] 76.02
```

```
## [1] 0.01059375
```

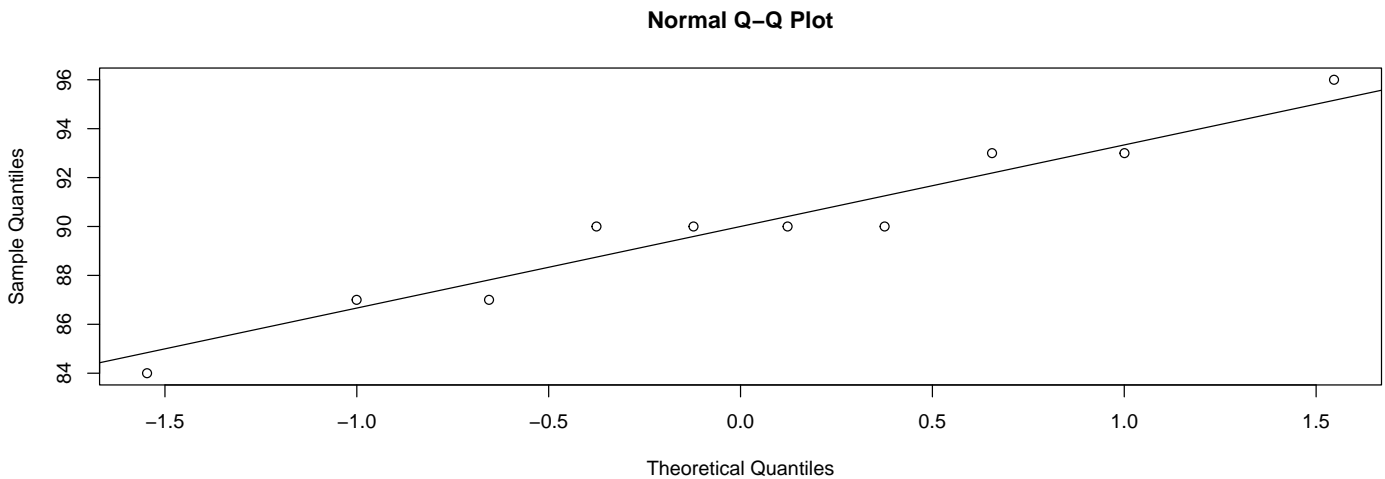
Zadanie 3. Grupa 10 osób została poddana badaniu mającemu na celu zbadanie stosunku do szkół publicznych. Następnie grupa obejrzała film edukacyjny mający na celu poprawę podejścia do tego typu szkół. Wyniki są następujące (wyższa wartość oznacza lepsze podejście):

- przed: 84, 87, 87, 90, 90, 90, 90, 93, 93, 96,
- po: 89, 92, 98, 95, 95, 92, 95, 92, 98, 101.

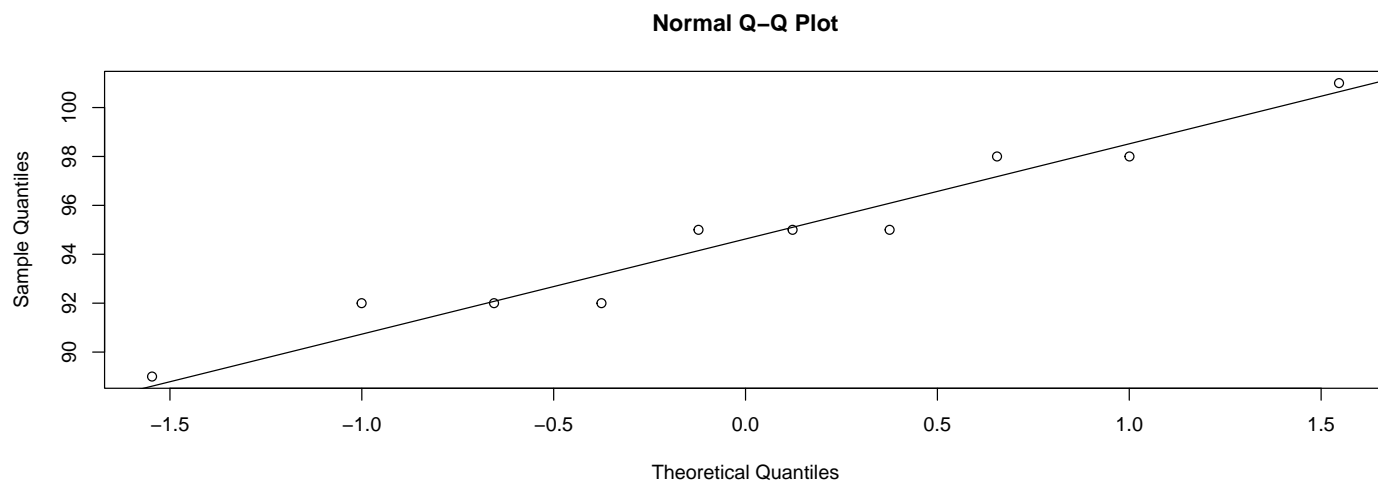
Zweryfikuj, czy film znacznie poprawia stosunek do szkół publicznych.



```
## [1] 0.7025892
```



```
## [1] 0.691489
```

```
## [1] 90
```

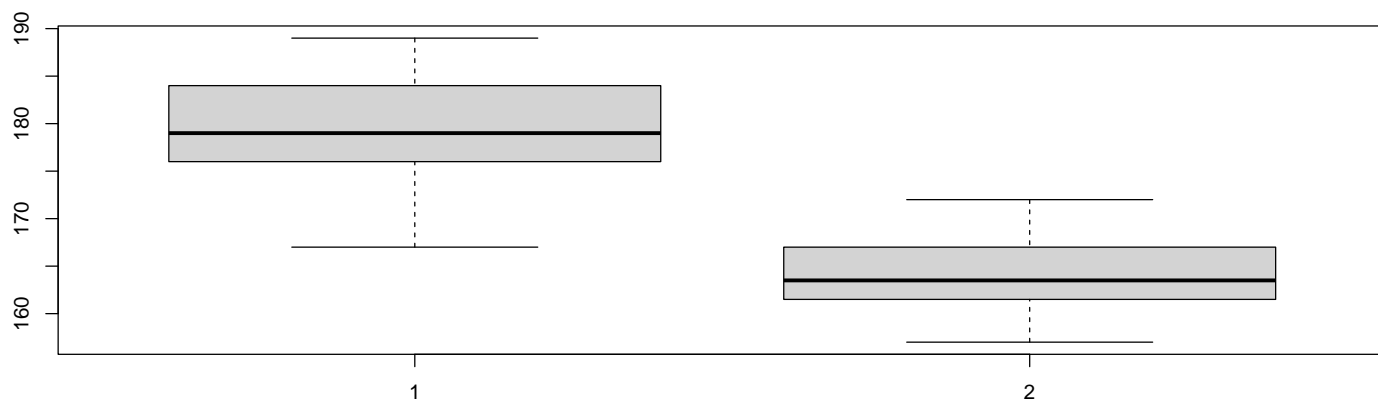
```
## [1] 94.7
```

```
## [1] 0.0003786878
```

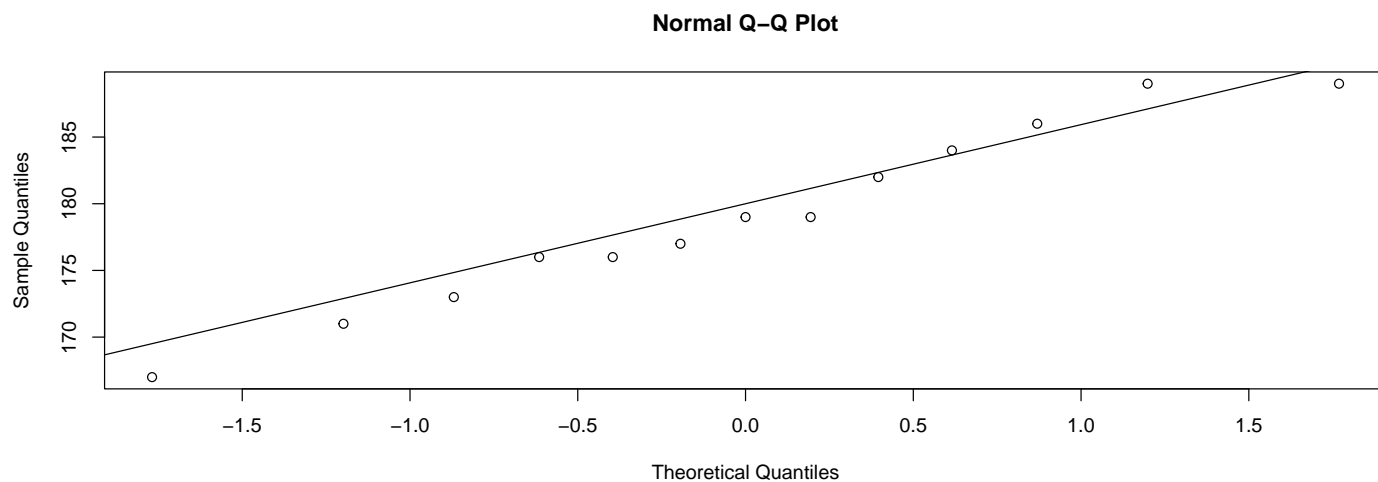
Zadanie 4. Zbadano wzrost 13 mężczyzn i 12 kobiet w pewnym centrum sportowym. Wyniki są następujące:

- mężczyźni: 171, 176, 179, 189, 176, 182, 173, 179, 184, 186, 189, 167, 177,
- kobiety: 161, 162, 163, 162, 166, 164, 168, 165, 168, 157, 161, 172.

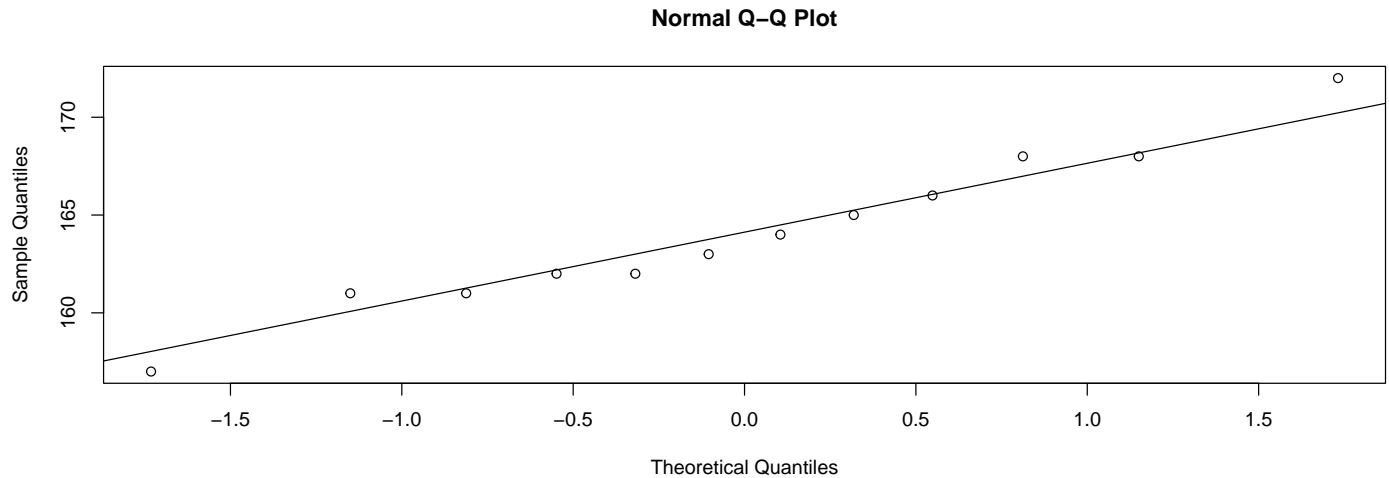
Czy możemy stwierdzić, że średni wzrost mężczyzn jest znacznie większy niż wzrost kobiet?



```
## [1] 0.8595396
```



```
## [1] 0.9447828
```



```
## [1] 45.74359
## [1] 16.08333
## [1] 0.04689163
## [1] 179.0769
## [1] 164.0833
## [1] 6.928802e-07
```

Zadanie 5.

- (a) Napisz funkcję `w_test()` implementującą test χ^2 w modelu wykładniczym, który jest opisany we wskazówce. Funkcja ta powinna mieć trzy argumenty: `x` - wektor zawierający dane, `lambda_zero` - wartość λ_0 w hipotezie zerowej oraz `alternative` - typ hipotezy alternatywnej, która może mieć trzy możliwe wartości: "two.sided" (wartość domyślna), "greater", "less". Funkcja zwraca obiekt będący listą klasy `htest` o elementach: `statistic` - wartość statystyki testowej, `parameter` - liczba stopni swobody, `p.value` - p -wartość, `alternative` - wybrana hipoteza alternatywna, `method` - nazwa testu, `data.name` - nazwa zbioru danych (użyj `deparse(substitute(x))`). Dla obiektów klasy `htest` funkcja `print()` istnieje w programie R, więc nie trzeba jej tworzyć.

Wskazówka. Niech $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)^\top$ będzie próbą prostą z populacji o rozkładzie wykładniczym $Ex(\lambda)$, gdzie $\lambda > 0$ jest nieznanym parametrem. Testy χ^2 w modelu wykładniczym weryfikują hipotezę zerową $H_0 : \lambda = \lambda_0$, gdzie $\lambda_0 > 0$ jest ustaloną liczbą. Ich obszary krytyczne są następujące:

1. dla $H_1^{(1)} : \lambda > \lambda_0$

$$R = \{\mathbf{x} : T(\mathbf{x}) \leq \chi^2(\alpha, 2n)\},$$

2. dla $H_1^{(2)} : \lambda < \lambda_0$

$$R = \{\mathbf{x} : T(\mathbf{x}) \geq \chi^2(1 - \alpha, 2n)\},$$

3. dla $H_1^{(3)} : \lambda \neq \lambda_0$

$$R = \{\mathbf{x} : T(\mathbf{x}) \geq \chi^2(1 - \alpha/2, 2n) \text{ or } T(\mathbf{x}) \leq \chi^2(\alpha/2, 2n)\},$$

gdzie

$$T(\mathbf{X}) = 2\lambda_0 n \bar{X} \Big|_{H_0} \sim \chi^2(2n)$$

jest statystyką testową, a $\chi^2(\beta, m)$ oznacza kwantyl rzędu β z rozkładu chi-kwadrat $\chi^2(m)$ z m stopniami swobody.

- (b) Wykorzystując funkcję `w_test()` zastosuj test χ^2 w modelu wykładniczym do danych dotyczących czasu bezawarynej pracy dostępnych w pliku `awarie.txt` i hipotezy zerowej $H_0 : \lambda = 0.001$.

```
## [1] 0.0009079683
```

```
##
```

```
## Test chi-kwadrat w modelu wykładniczym
```

```
##
```

```
## data: awarie$V1
```

```
## T = 110.14, num df = 100, p-value = 0.2295
```

```
## alternative hypothesis: less
```

Zadanie 6. Rozwiąż Przykład dla testu t-Studenta dla jednej próby i Zadanie 1 powyżej stosując odpowiedni test nieparametryczny.

- Przykład

```
## [1] 245.6
```

```
## [1] 0.004498527
```

- Zadanie 1

```
## [1] 870.5
```

```
## [1] 0.7615951
```

Zadanie 7. Rozwiąż Przykład dla testu t-Student dla prób zależnych i Zadania 2-4 powyżej stosując odpowiedni test nieparametryczny.

- Przykład

```
## [1] 8.55
```

```
## [1] 6.45
```

```
## [1] 0.0078125
```

- Zadanie 2

```
## [1] 78.2
```

```
## [1] 76.15
```

```
## [1] 0.01213373
```

- Zadanie 3

```
## [1] 90
```

```
## [1] 95
```

```
## [1] 0.002960434
```

- Zadanie 4

```
## [1] 179
```

```
## [1] 163.5
```

```
## [1] 3.133914e-05
```

Zadanie 8. W przypadku pewnego mikro RNA badacz chce przetestować hipotezę, że prawdopodobieństwo wystąpienia puryn wynosi 0,7. W przeprowadzonym eksperymencie mikro RNA o długości 22 zawierało 18 puryn. Zweryfikuj hipotezę badacza.

```
## [1] 0.8181818
```

[1] 0.1642825

[1] 0.1645488

Zadanie 9. Po porównaniu podobnych firm w dwóch różnych miastach A i B postawiono hipotezę, że odsetek firm korzystających z reklam w obu miastach jest znacząco różny. Aby sprawdzić tę hipotezę, wybrano 120 firm w mieście A , z czego 20 wykorzystało reklamę, a spośród 150 firm w mieście B 45 firm skorzystało z reklamy. Ustal, czy różnica między odsetkami firm korzystających z reklam w miastach A i B jest statystycznie istotna.

[1] 0.008127339

Zadanie 10. W losowej próbie 1600 Amerykanów uprawnionych do głosowania 944 z nich pozytywnie oceniło działalność prezydenta. Po miesiącu ankieta została powtórzona, a 880 respondentów pozytywnie oceniło działalność prezydenta. Dokładne wyniki obu badań są następujące:

Ankieta 2		
Ankieta 1	pozytywnie	negatywnie
pozytywnie	794	150
negatywnie	86	570

Sprawdź hipotezę o nieistotnej różnicy w odpowiedziach ankietowanych.

[1] 4.114562e-05

Zadanie 11. Samochody określonej marki są produkowane w kolorze białym, niebieskim i czerwonym, a wielkość produkcji w poszczególnych kolorach jest ustalana w stosunku $2 : 5 : 3$. Sprawdź, czy proporcje odpowiadają preferencjom klientów, jeśli spośród 150 wylosowanych potencjalnych nabywców: 38 osób wybrało biały, 72 osoby wybrało niebieski, 40 wybrało czerwony.

[1] 0.2455034

Zadanie 12. Za pomocą odpowiedniego testu sprawdź poprawność modelu zaproponowanego w Zadaniu 2 w temacie 4.

[1] 0.9252245

[1] 0.8456537

Zadanie 13. Pewien produkt można wytworzyć dwiema metodami. Postawiono hipotezę, że jakość produktu nie zależy od metody produkcji. Zweryfikuj tę hipotezę na podstawie następujących danych.

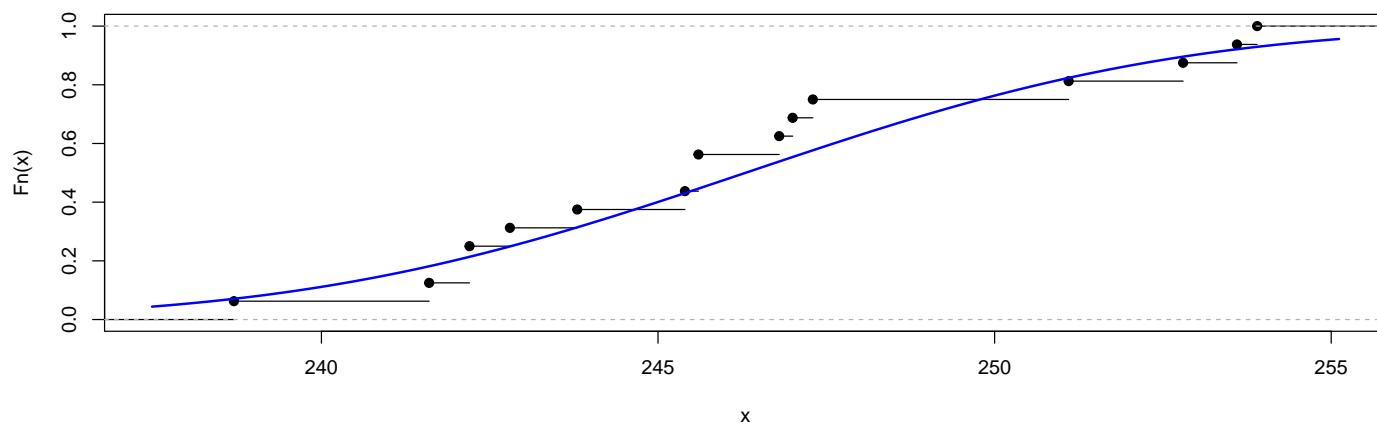
Jakość	Metoda 1	Metoda 2
I	50	90
II	20	50
III	10	6

[1] 0.03740584

Zadanie 14. Zweryfikuj normalność zmiennej uwzględnionej w powyższym przykładzie dla testu t-Studenta dla jednej próby używając testu innego niż test Shapiro-Wilka.

[1] 0.3247312

Dystrybuanty empiryczna i teoretyczna

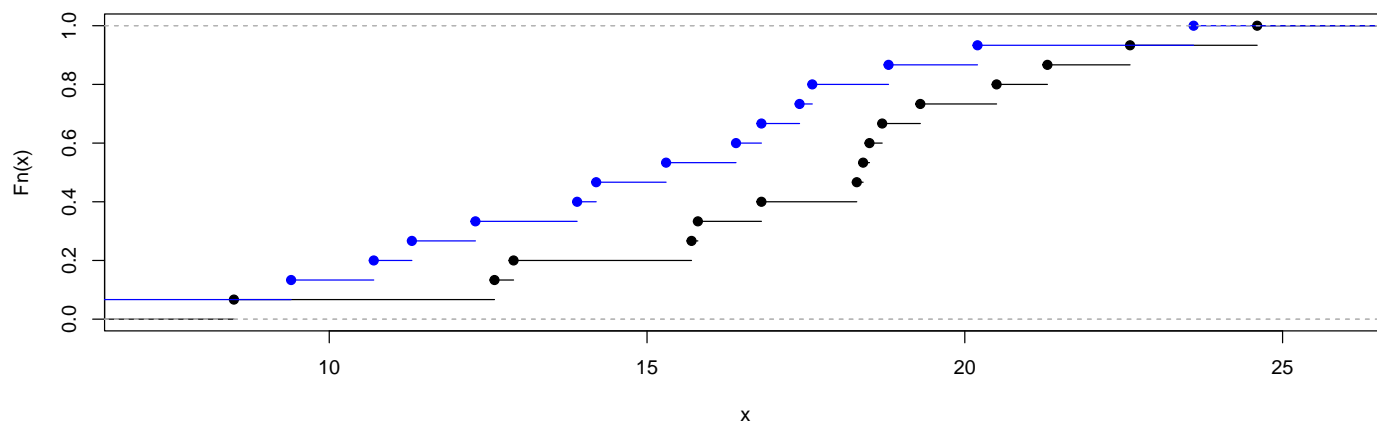


Zadanie 15. W przypadku danych uwzględnionych w przykładzie dla testu t-Studenta dla dwóch prób niezależnych oraz w Zadaniach 2 i 4 powyżej zweryfikuj hipotezę, że rozważane próbki pochodzą z tej samej populacji.

- Przykład

[1] 0.1844162

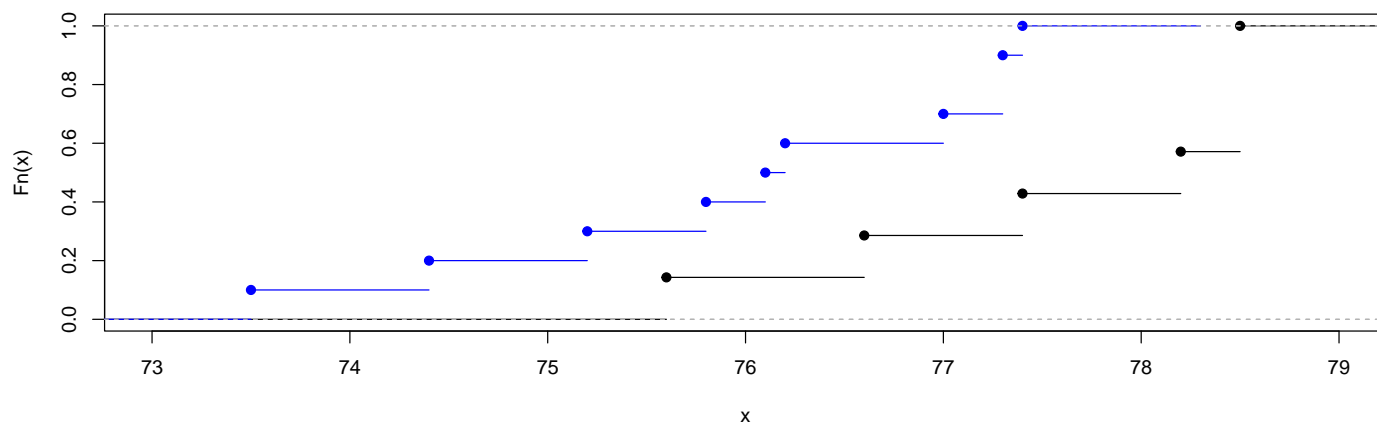
Dystrybuanty empiryczne



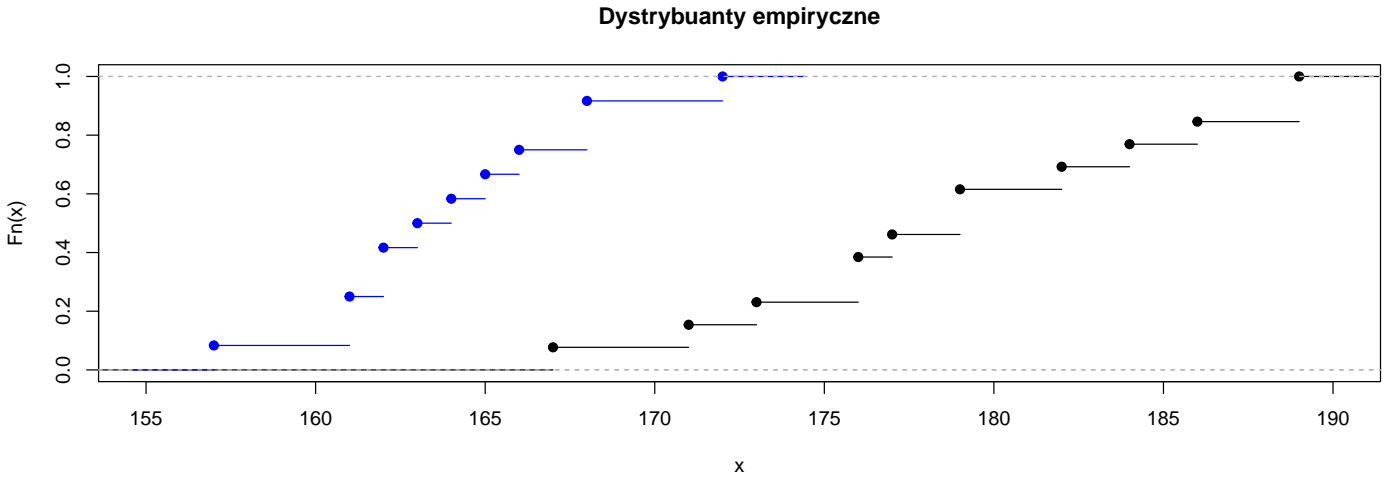
- Zadanie 2

[1] 0.05152201

Dystrybuanty empiryczne



- Zadanie 4



6 Analiza wariancji

- Niech Y będzie zmienną losową o rozkładzie ciągłym oraz niech X będzie jakościową lub dyskretną zmienną losową o a wartościach (zwaną również obiektami).
- W jednoczynnikowej (jednokierunkowej) analizie wariancji (ANOVA) pytamy, czy wartość średnia badanej cechy Y różni się istotnie w zależności od wartości zmiennej X .
- Zmienną X nazywamy zmienną objaśniającą lub zmienną grupującą, ponieważ jej poziomy określają a grup obserwacji.

6.1 Model i hipotezy

- Model analizy wariancji zapisujemy następująco:

$$y_{ij} = \mu_i + \varepsilon_{ij},$$

gdzie $i = 1, \dots, a$, $j = 1, \dots, n_i$, y_{ij} oznacza j -tą obserwację dotyczącą i -tego obiektu, μ_i jest średnią wartością zmiennej Y w grupie i , a ε_{ij} jest błędem losowym.

- O błędach losowych zakładamy, że są niezależnymi zmiennymi losowymi o jednakowym rozkładzie normalnym $N(0, \sigma^2)$, gdzie wariancja $\sigma^2 > 0$ jest nieznanym parametrem.
- Mamy

$$ENW(\mu_i) = \bar{y}_i = \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} y_{ij}, \quad i = 1, 2, \dots, a,$$

oraz

$$ENW(\sigma^2) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^{n_i} (y_{ij} - \bar{y}_i)^2,$$

gdzie $n = n_1 + \dots + n_a$.

- Hipotezy zerowa i alternatywna są następujące:

$$\begin{cases} H_0 : \mu_1 = \dots = \mu_a, \\ H_1 : \neg H_0. \end{cases}$$

6.2 Test statystyczny

- Test weryfikujący powyższy układ hipotez wyznacza się metodą analizy wariancji, która oparta jest o następującą zależność:

$$\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^{n_i} (y_{ij} - \bar{y})^2 = \sum_{i=1}^a n_i (\bar{y}_i - \bar{y})^2 + \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^{n_i} (y_{ij} - \bar{y}_i)^2$$

zwaną zależnością analizy wariancji, gdzie

$$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^{n_i} y_{ij}.$$

- Suma po lewej stronie tej zależności jest sumą kwadratów odchyłeń poszczególnych obserwacji od średniej ogólnej. Nazywamy ją sumą kwadratów dla całości (ang. *total sum of squares*) i oznaczamy przez *SST*. Dzieląc tę sumę kwadratów przez liczbę obserwacji, otrzymujemy wariancję, którą uważa się za miarę rozproszenia wszystkich pomiarów.
- Pierwsza suma po prawej stronie tej tożsamości określa sumę kwadratów odchyłeń średnich \bar{y}_i , $i = 1, \dots, a$ od średniej ogólnej, a nazywamy ją sumą kwadratów dla obiektów (ang. *treatment sum of squares*), ozn. *SSTR*.
- Drugą sumę po prawej stronie powyższej równości nazywamy sumą kwadratów dla błędu (ang. *error sum of squares*) i oznaczamy przez *SSE*. Dzieląc sumą kwadratów dla błędu przez n , uzyskujemy estymator największej wiarygodności wariancji σ^2 .
- Tabela analizy wariancji

Źródło zmienności	Stopnie swobody (DF)	Suma kwadratów (SS)	Średni kwadrat (MS)
Obiekty	$a - 1$	<i>SSTR</i>	$MSTR = SSTR/(a - 1)$
Błąd	$n - a$	<i>SSE</i>	$MSE = SSE/(n - a)$
Całość	$n - 1$	<i>SST</i>	

- Przy prawdziwości hipotezy zerowej:

$$SSTR \sim \chi^2(a - 1), \quad SSE \sim \chi^2(n - a), \quad SST \sim \chi^2(n - 1).$$

- Obszar krytyczny testu F jest postaci:

$$R = \left\{ (y_{ij}) : \frac{MSTR}{MSE} > F(1 - \alpha, a - 1, n - a) \right\},$$

gdzie

$$\frac{MSTR}{MSE} \Big|_{H_0} \sim F(a - 1, n - a)$$

oraz $F(\beta, m, n)$ oznacza kwantyl rzędu β z rozkładu F-Snedecora $F(m, n)$ z m i n stopniami swobody.

- p -wartość ma postać:

$$P\left(F_{a-1, n-a} > \frac{MSTR}{MSE}\right) = 1 - F_{F_{a-1, n-a}}\left(\frac{MSTR}{MSE}\right).$$

Przykład. Zbiór danych `vaccination` z pakietu `PBImisc` zawiera dane opisujące reakcję organizmu na zwalczanie wirusa po podaniu określonej dawki leku. Problem praktyczny dotyczy ustalenia, jaką najmniejszą możliwą dawkę leku należy podać, aby wywołać pożądaną reakcję organizmu (zagadnienie najmniejszej dawki leku). Rozważane jest również zagadnienie maksymalnej bezpiecznej dawki, którego celem jest określenie, jaka maksymalna dawka może być przyjmowana bez dużego ryzyka wystąpienia efektów ubocznych.

`library(PBImisc)`

```
## Warning in check_dep_version(): ABI version mismatch:
## lme4 was built with Matrix ABI version 1
## Current Matrix ABI version is 2
## Please re-install lme4 from source or restore original 'Matrix' package
```

```
head(vaccination)
```

```
## response dose
## 1      88.9 0 ml
## 2     105.0 0 ml
## 3     138.4 0 ml
## 4      98.1 0 ml
## 5     107.2 0 ml
## 6      57.9 0 ml
```

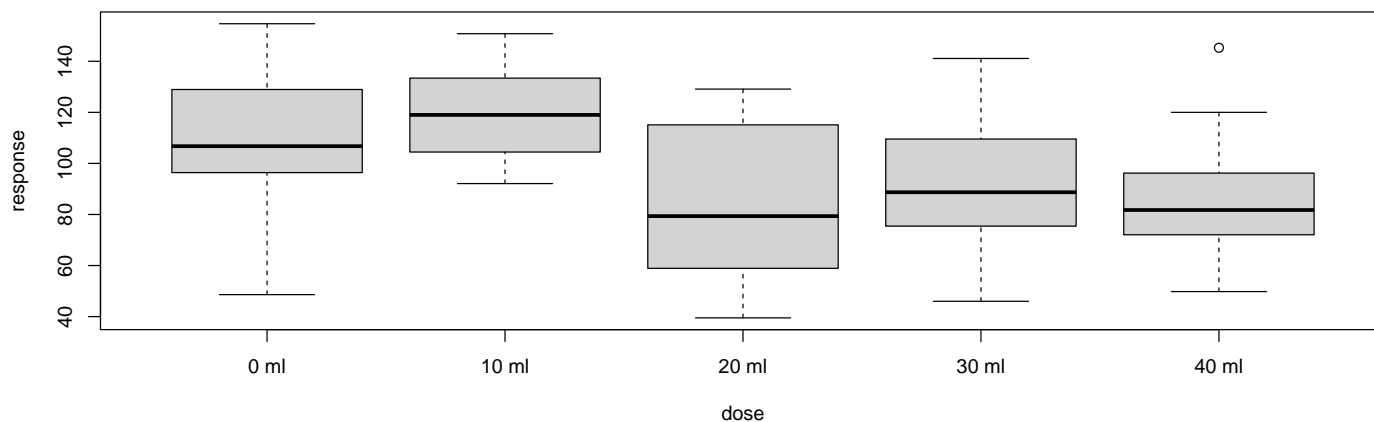
```
summary(vaccination)
```

```
## response dose
## Min. : 39.50 0 ml :20
## 1st Qu.: 77.30 10 ml:20
## Median : 99.25 20 ml:20
## Mean : 97.89 30 ml:20
## 3rd Qu.:117.70 40 ml:20
## Max. :154.70
```

```
aggregate(vaccination$response,
           list(DOSE = vaccination$dose),
           FUN = mean)
```

```
## DOSE x
## 1 0 ml 108.570
## 2 10 ml 119.265
## 3 20 ml 84.025
## 4 30 ml 92.370
## 5 40 ml 85.220
```

```
boxplot(response ~ dose, data = vaccination)
```



```
summary(aov(response ~ dose, data = vaccination))
```

```
## Df Sum Sq Mean Sq F value Pr(>F)
## dose 4 19084 4771 7.929 1.47e-05 ***
## Residuals 95 57164 602
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```


6.3 Założenia

- Jednym z założeń modelu analizy wariancji była normalność błędów losowych. W celu jej zbadania wykonujemy test Shapiro-Wilka dla reszt, tj. $y_{ij} - \bar{y}_i$ dla $i = 1, \dots, a$, $j = 1, \dots, n_a$.
- Gdyby rozkład reszt był istotnie odległy od normalnego, to można by wykonać nieparametryczną jednokierunkową analizę wariancji, czyli test Kruskala-Wallisa. Test ten bada równość parametrów położenia w a populacjach.

Przykład (cd.).

```
shapiro.test(lm(response ~ dose, data = vaccination)$residuals)
```

```
##  
## Shapiro-Wilk normality test  
##  
## data:  lm(response ~ dose, data = vaccination)$residuals  
## W = 0.99244, p-value = 0.8524
```

- W analizie wariancji zakładamy również równość wariancji błędów losowych w poszczególnych grupach. W celu weryfikacji tego założenia wykorzystuje się testy jednorodności wariancji w grupach.
- Takie testy to:
 - test Bartletta,
 - test Flingera-Killeena,
 - test Levene’a,
 - test Browna-Forsyth’a (modyfikacja testu Levene’a, w której parametr położenia wyznaczany jest przez mediany a nie przez średnie).
- Wszystkie te testy weryfikują hipotezę zerową o równości wariancji w a populacjach:

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_a^2, H_1 : \neg H_0,$$

gdzie σ_i^2 oznacza wariancję w i -tej populacji, $i = 1, 2, \dots, a$.

- Obszar krytyczny testu Bartletta przedstawia się następująco:

$$B = \left\{ (y_{ij}) : \chi_n^2 = \frac{(n-a) \ln(S^2) - \sum_{i=1}^a (n_i - 1) \ln(S_i^2)}{1 + \frac{1}{3(a-1)} \left(\sum_{i=1}^a \frac{1}{n_i - 1} - \frac{1}{n-a} \right)} > \chi^2(1 - \alpha, a - 1) \right\},$$

gdzie S_i^2 jest wariancją z próby dla i -tej próby, a

$$S^2 = \frac{1}{n-a} \sum_{i=1}^a (n_i - 1) S_i^2$$

jest estymatorem wariancji dla próby połączonej. Statystyka testowa χ_n^2 ma granicznie rozkład $\chi^2(a-1)$.

- Można też spotkać statystykę testową χ_n^2 przedstawioną z wykorzystaniem logarytmu dziesiętnego:

$$\chi_n^2 = 2,3026 \frac{(n-a) \log(S^2) - \sum_{i=1}^a (n_i - 1) \log(S_i^2)}{1 + \frac{1}{3(a-1)} \left(\sum_{i=1}^a \frac{1}{n_i - 1} - \frac{1}{n-a} \right)}.$$

- Często stosowanym testem jest test Bartletta, który jest alternatywą dla testu Levene’a.
- Test Bartletta ma wyższą moc, jeżeli dane pochodzą z rozkładu normalnego.
- Natomiast, test Levene’a jest bardziej odporny na brak normalności i w takich przypadkach daje bardziej wiarygodne wyniki.
- Choć metody analizy wariancji można stosować przy niewielkich odstępstwach od normalności, testu Bartletta nie powinno się stosować nawet dla małych odstępstw od normalności.

Przykład (cd.).

```

bartlett.test(response ~ dose, data = vaccination)

##
## Bartlett test of homogeneity of variances
##
## data: response by dose
## Bartlett's K-squared = 5.6387, df = 4, p-value = 0.2278

fligner.test(response ~ dose, data = vaccination)

##
## Fligner-Killeen test of homogeneity of variances
##
## data: response by dose
## Fligner-Killeen:med chi-squared = 4.8066, df = 4, p-value = 0.3077

library(car)
leveneTest(response ~ dose, data = vaccination)

## Levene's Test for Homogeneity of Variance (center = median)
##      Df F value Pr(>F)
## group  4  1.3679 0.2509
##      95

leveneTest(response ~ dose, data = vaccination, center = "mean")

## Levene's Test for Homogeneity of Variance (center = "mean")
##      Df F value Pr(>F)
## group  4  1.6203 0.1755
##      95

```

6.4 Analiza post hoc

- W przypadku odrzucenia hipotezy zerowej, przyjmujemy hipotezę alternatywną, że co najmniej dwie średnie się różnią. Jednak nie wiemy ani które średnie się różnią, ani która jest większa. Aby ocenić, które średnie się różnią, wykonuje się w drugim kroku analizy testy **post hoc** (po fakcie) porównujące wszystkie pary średnich:

$$\begin{cases} H_0 : \mu_i = \mu_j, \\ H_1 : \mu_i \neq \mu_j. \end{cases}$$

- Funkcja `pairwise.t.test()` przeprowadza test post hoc, który polega na wyznaczeniu p -wartości dla testu t-Studenta dla dwóch prób niezależnych i koryguje je, uwzględniając korektę Holma na liczbę hipotez. Jest to zagadnienie testowania zbioru hipotez.
- Test HSD Tukeya (ang. honestly significant differences, pol. uczciwie istotnych różnic) jest jednym z najpopularniejszych testów post hoc. Test ten jest konstruowany przy założeniu równych liczebności grup, tj. $n_1 = \dots = n_a = m$, ale w praktyce niewielkie odstępstwa od tego założenia są dopuszczalne. Obszar krytyczny testu HSD Tukeya dla powyższego układu hipotez ma następującą postać:

$$R_{ij} = \left\{ (y_{ij}) : \sqrt{m} \frac{|\bar{y}_i - \bar{y}_j|}{\sqrt{MSE}} > q(1 - \alpha, a, n - a) \right\},$$

gdzie $q(\beta, k, l)$ oznacza kwantyl rzędu α z rozkładu studentyzowanego rozstępu.

- Test Studenta-Newmana-Keulsa ma podobną konstrukcję do testu Tukeya, z jedną różnicą. Mianowicie w teście Tukeya dla każdej pary średnich stosuje się ten sam kwantyl studentyzowanego rozstępu

dla a grup. Natomiast w teście Studenta-Newmana-Keulsa średnie w pierwszym kroku są sortowane, następnie jeżeli porównujemy średnią $\bar{y}_{1:a}$ (najmniejszą) z $\bar{y}_{a:a}$ (największą), to stosuje się rozkład studentyzowanego rozstępu dla a grup. Jednak dla innych średnich, np. porównując $\bar{y}_{i:a}$ z $\bar{y}_{j:a}$, stosuje się rozkład studentyzowany dla $|i - j| + 1$ grup. Taka procedura testowa pozwala na znalezienie większej liczby różnic między średnimi, ale nie umożliwia kontroli łącznego błędu I rodzaju.

- Test LSD Fishera (ang. least significant differences, pol. test najmniejszych istotnych różnic) polega na wykonaniu $a(a - 1)/2$ testów t-Studenta przez porównanie każdej pary średnich i zastosowaniu korekty na liczbę przeprowadzonych testów/wielokrotne testowanie. Przy czym w statystyce testowej testu t-Studenta za estymator wariancji przyjmuje się estymator skonstruowany na podstawie wszystkich prób, a nie tylko tych dwóch branych pod uwagę. Do korekty można wykorzystać poprawkę Bonferroniego, Holma lub inne wymienione w wektorze `p.adjust.methods`. Test ten może być stosowany przy różnych liczebnościach grup.
- Test Scheffego to najbardziej konserwatywny test. Jest podobny do testu LSD Fishera, ale są tu uwzględnione wszystkie możliwe kontrasty (w sensie te liniowo niezależne). Z tego względu, mimo konserwatywności, jest on używany w sytuacji, gdy porównywane są „nieplanowane” kontrasty. Nie zakłada się tutaj równych liczebności grup.

Przykład (cd.).

```
attach(vaccination)
pairwise.t.test(response, dose, data = vaccination)

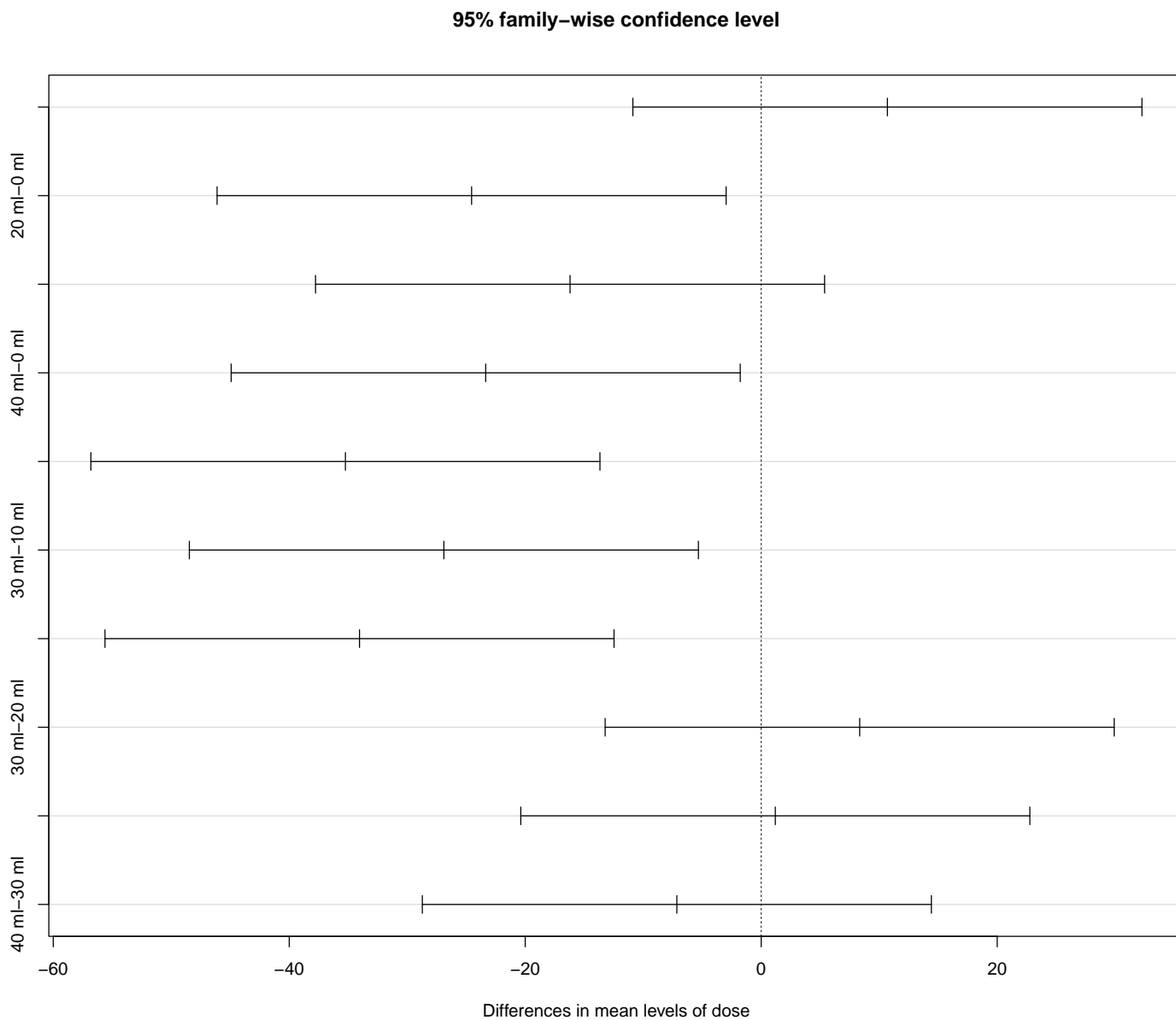
##
## Pairwise comparisons using t tests with pooled SD
##
## data: response and dose
##
##      0 ml      10 ml      20 ml      30 ml
## 10 ml 0.68485 -          -          -
## 20 ml 0.01463 0.00016 -          -
## 30 ml 0.19718 0.00633 0.85424 -
## 40 ml 0.02007 0.00027 0.87790 0.85424
##
## P value adjustment method: holm

model_aov <- aov(response ~ dose, data = vaccination)
TukeyHSD(model_aov)

## Tukey multiple comparisons of means
## 95% family-wise confidence level
##
## Fit: aov(formula = response ~ dose, data = vaccination)
##
## $dose
##              diff          lwr          upr      p adj
## 10 ml-0 ml    10.695 -10.87643  32.266431 0.6426874
## 20 ml-0 ml   -24.545 -46.11643  -2.973569 0.0174170
## 30 ml-0 ml   -16.200 -37.77143   5.371431 0.2336465
## 40 ml-0 ml   -23.350 -44.92143  -1.778569 0.0270291
## 20 ml-10 ml  -35.240 -56.81143 -13.668569 0.0001562
## 30 ml-10 ml  -26.895 -48.46643  -5.323569 0.0069317
## 40 ml-10 ml  -34.045 -55.61643 -12.473569 0.0002808
```

```
## 30 ml-20 ml    8.345 -13.22643  29.916431 0.8185005
## 40 ml-20 ml    1.195 -20.37643  22.766431 0.9998712
## 40 ml-30 ml   -7.150 -28.72143  14.421431 0.8878461
```

```
plot(TukeyHSD(model_aov))
```



```
library(agricolae)
HSD.test(model_aov, "dose", console = TRUE)
```

```
##
## Study: model_aov ~ "dose"
##
## HSD Test for response
##
## Mean Square Error: 601.7253
##
## dose, means
##
##      response      std r      se Min  Max   Q25   Q50   Q75
```

```
## 0 ml    108.570 25.91789 20 5.485095 48.6 154.7  96.600 106.75 128.925
## 10 ml   119.265 17.64743 20 5.485095 92.1 150.8 104.675 119.00 133.000
## 20 ml    84.025 30.42350 20 5.485095 39.5 129.1  62.900  79.35 114.600
## 30 ml    92.370 24.27206 20 5.485095 46.0 141.1  76.375  88.70 108.975
## 40 ml    85.220 22.59946 20 5.485095 49.8 145.3  72.075  81.75  94.850
##
## Alpha: 0.05 ; DF Error: 95
## Critical Value of Studentized Range: 3.932736
##
## Minimum Significant Difference: 21.57143
##
## Treatments with the same letter are not significantly different.
##
##      response groups
## 10 ml   119.265      a
## 0 ml    108.570     ab
## 30 ml    92.370     bc
## 40 ml    85.220      c
## 20 ml    84.025      c
```

```
SNK.test(model_aov, "dose", console = TRUE)
```

```
##
## Study: model_aov ~ "dose"
##
## Student Newman Keuls Test
## for response
##
## Mean Square Error:  601.7253
##
## dose,  means
##
##      response      std r      se  Min  Max    Q25    Q50    Q75
## 0 ml   108.570 25.91789 20 5.485095 48.6 154.7  96.600 106.75 128.925
## 10 ml  119.265 17.64743 20 5.485095 92.1 150.8 104.675 119.00 133.000
## 20 ml   84.025 30.42350 20 5.485095 39.5 129.1  62.900  79.35 114.600
## 30 ml   92.370 24.27206 20 5.485095 46.0 141.1  76.375  88.70 108.975
## 40 ml   85.220 22.59946 20 5.485095 49.8 145.3  72.075  81.75  94.850
##
## Alpha: 0.05 ; DF Error: 95
##
## Critical Range
##      2      3      4      5
## 15.39978 18.46964 20.28552 21.57143
##
## Means with the same letter are not significantly different.
##
##      response groups
## 10 ml   119.265      a
## 0 ml    108.570      a
## 30 ml    92.370      b
## 40 ml    85.220      b
```

```
## 20 ml    84.025      b
```

```
LSD.test(model_aov, "dose", p.adj = "holm", console = TRUE)
```

```
##
## Study: model_aov ~ "dose"
##
## LSD t Test for response
## P value adjustment method: holm
##
## Mean Square Error: 601.7253
##
## dose, means and individual ( 95 %) CI
##
##      response      std r      se      LCL      UCL  Min  Max   Q25
## 0 ml    108.570 25.91789 20 5.485095  97.68071 119.45929 48.6 154.7  96.600
## 10 ml   119.265 17.64743 20 5.485095 108.37571 130.15429 92.1 150.8 104.675
## 20 ml    84.025 30.42350 20 5.485095  73.13571  94.91429 39.5 129.1  62.900
## 30 ml    92.370 24.27206 20 5.485095  81.48071 103.25929 46.0 141.1  76.375
## 40 ml    85.220 22.59946 20 5.485095  74.33071  96.10929 49.8 145.3  72.075
##      Q50      Q75
## 0 ml   106.75 128.925
## 10 ml  119.00 133.000
## 20 ml   79.35 114.600
## 30 ml   88.70 108.975
## 40 ml   81.75  94.850
##
## Alpha: 0.05 ; DF Error: 95
## Critical Value of t: 2.874073
##
## Minimum Significant Difference: 22.29446
##
## Treatments with the same letter are not significantly different.
##
##      response groups
## 10 ml   119.265      a
## 0 ml    108.570     ab
## 30 ml    92.370     bc
## 40 ml    85.220      c
## 20 ml    84.025      c
```

```
scheffe.test(model_aov, "dose", console = TRUE)
```

```
##
## Study: model_aov ~ "dose"
##
## Scheffe Test for response
##
## Mean Square Error : 601.7253
##
## dose, means
##
##      response      std r      se  Min  Max   Q25   Q50   Q75
```

```
## 0 ml    108.570 25.91789 20 5.485095 48.6 154.7  96.600 106.75 128.925
## 10 ml   119.265 17.64743 20 5.485095 92.1 150.8 104.675 119.00 133.000
## 20 ml    84.025 30.42350 20 5.485095 39.5 129.1  62.900  79.35 114.600
## 30 ml    92.370 24.27206 20 5.485095 46.0 141.1  76.375  88.70 108.975
## 40 ml    85.220 22.59946 20 5.485095 49.8 145.3  72.075  81.75  94.850
##
## Alpha: 0.05 ; DF Error: 95
## Critical Value of F: 2.467494
##
## Minimum Significant Difference: 24.37009
##
## Means with the same letter are not significantly different.
##
##      response groups
## 10 ml   119.265      a
## 0 ml    108.570     ab
## 30 ml    92.370     bc
## 40 ml    85.220     bc
## 20 ml    84.025      c
```

6.5 Analiza kontrastów

- Nie zawsze jesteśmy zainteresowani porównywaniem wszystkich par średnich. W wielu sytuacjach chcemy porównać wybrane średni lub grupy średnich pomiędzy sobą.
- Do porównywania wybranych grup średnich służy analiza kontrastów.
- Kontrastem nazywamy liniową funkcję średnich μ_i , tj.

$$L = \sum_{i=1}^a c_i \mu_i,$$

przy czym $\sum_{i=1}^a c_i = 0$.

- Niech $L = \mathbf{c}^\top \boldsymbol{\mu}$ będzie kontrastem, gdzie $\mathbf{c} = (c_1, \dots, c_a)^\top$ oraz $\boldsymbol{\mu} = (\mu_1, \dots, \mu_a)^\top$, a ponadto niech

$$SSL = \frac{(\sum_{i=1}^a c_i \bar{y}_i)^2}{\sum_{i=1}^a \frac{c_i^2}{n_i}}.$$

- Weryfikujemy układ hipotez

$$H_0^L: L = 0, \quad H_1^L: L \neq 0$$

testem o obszarze krytycznym postaci:

$$R = \left\{ (y_{ij}) : F_L = \frac{SSL}{MSE} > F(1 - \alpha, 1, n - a) \right\}.$$

- Rozszerzona tabela analizy wariancji

Źródło zmienności	Stopnie swobody (DF)	Suma kwadratów (SS)	Średni kwadrat (MS)
Obiekty	$a - 1$	$SSTR$	$MSTR = SSTR / (a - 1)$
$L1$	1	$SSL1$	$SSL1$
...

Źródło zmienności	Stopnie swobody (DF)	Suma kwadratów (SS)	Średni kwadrat (MS)
$L(a - 1)$	1	$SSL(a - 1)$	$SSL(a - 1)$
Błąd	$n - a$	SSE	$MSE = SSE/(n - a)$
Całość	$n - 1$	SST	

- Przykładowe kontrasty wbudowane w programie R:

```
contr.helmert(5)
```

```
##    [,1] [,2] [,3] [,4]
## 1    -1    -1    -1    -1
## 2     1    -1    -1    -1
## 3     0     2    -1    -1
## 4     0     0     3    -1
## 5     0     0     0     4
```

```
library(multcomp)
```

```
# kontrasty dla postępujących różnic
contr.sdif(5)
```

```
##    2-1  3-2  4-3  5-4
## 1 -0.8 -0.6 -0.4 -0.2
## 2  0.2 -0.6 -0.4 -0.2
## 3  0.2  0.4 -0.4 -0.2
## 4  0.2  0.4  0.6 -0.2
## 5  0.2  0.4  0.6  0.8
```

Przykład (cd.).

```
model.1 <- aov(response ~ dose, data = vaccination)
summary(model.1)
```

```
##              Df Sum Sq Mean Sq F value    Pr(>F)
## dose           4  19084      4771   7.929 1.47e-05 ***
## Residuals     95   57164        602
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

```
contrasts(vaccination$dose) <- contr.sdif(5)
vaccination$dose
```

```
##    [1] 0 ml  0 ml  0 ml  0 ml  0 ml  0 ml  0 ml  0 ml  0 ml  0 ml  0 ml  0 ml  0 ml
##   [13] 0 ml  0 ml  0 ml  0 ml  0 ml  0 ml  0 ml  0 ml  0 ml  10 ml 10 ml 10 ml 10 ml
##   [25] 10 ml 10 ml 10 ml 10 ml 10 ml 10 ml 10 ml 10 ml 10 ml 10 ml 10 ml 10 ml 10 ml
##   [37] 10 ml 10 ml 10 ml 10 ml 20 ml 20 ml 20 ml 20 ml 20 ml 20 ml 20 ml 20 ml 20 ml
##   [49] 20 ml 20 ml 20 ml 20 ml 20 ml 20 ml 20 ml 20 ml 20 ml 20 ml 20 ml 20 ml 20 ml
##   [61] 30 ml 30 ml 30 ml 30 ml 30 ml 30 ml 30 ml 30 ml 30 ml 30 ml 30 ml 30 ml 30 ml
##   [73] 30 ml 30 ml 30 ml 30 ml 30 ml 30 ml 30 ml 30 ml 30 ml 40 ml 40 ml 40 ml 40 ml
##   [85] 40 ml 40 ml 40 ml 40 ml 40 ml 40 ml 40 ml 40 ml 40 ml 40 ml 40 ml 40 ml 40 ml
##   [97] 40 ml 40 ml 40 ml 40 ml
## attr(,"contrasts")
##           2-1  3-2  4-3  5-4
## 0 ml    -0.8 -0.6 -0.4 -0.2
## 10 ml     0.2 -0.6 -0.4 -0.2
## 20 ml     0.2  0.4 -0.4 -0.2
```



```
## 30 ml 0.2 0.4 0.6 -0.2
## 40 ml 0.2 0.4 0.6 0.8
## Levels: 0 ml 10 ml 20 ml 30 ml 40 ml

model.2 <- aov(response ~ dose, data = vaccination)
summary(model.2,
        split = list(dose = list('C1' = 1, 'C2' = 2, 'C3' = 3, 'C4' = 4)))
```

```
##           Df Sum Sq Mean Sq F value    Pr(>F)
## dose           4   19084      4771    7.929 1.47e-05 ***
## dose: C1        1    2852      2852    4.739   0.032 *
## dose: C2        1   15418     15418   25.622 2.03e-06 ***
## dose: C3        1     303       303    0.504   0.479
## dose: C4        1     511       511    0.850   0.359
## Residuals     95   57164       602
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

6.6 Test Kruskala-Wallisa

- Nieparametryczną alternatywą dla jednoczynnikowej analizy wariancji jest test Kruskala-Wallisa (ang. Kruskal-Wallis test). Test ten jest uogólnieniem testu *U*-Manna-Whitneya na więcej niż dwie populacje. Wykorzystuje on rangi.

Przykład (cd.).

```
aggregate(vaccination$response,
          list(DOSE = vaccination$dose),
          FUN = median)
```

```
## DOSE      x
## 1 0 ml 106.75
## 2 10 ml 119.00
## 3 20 ml 79.35
## 4 30 ml 88.70
## 5 40 ml 81.75
```

```
kruskal.test(response ~ dose, data = vaccination)
```

```
##
## Kruskal-Wallis rank sum test
##
## data:  response by dose
## Kruskal-Wallis chi-squared = 25.709, df = 4, p-value = 3.622e-05
```

```
# testy post hoc wykorzystujące test Manna-Whitneya dla dwóch prób
pairwise.wilcox.test(response, dose, data = vaccination)
```

```
## Warning in wilcox.test.default(xi, xj, paired = paired, ...): nie można
## obliczyć dokładnej wartości prawdopodobieństwa z powtórzonymi wartościami
## Warning in wilcox.test.default(xi, xj, paired = paired, ...): nie można
## obliczyć dokładnej wartości prawdopodobieństwa z powtórzonymi wartościami
## Warning in wilcox.test.default(xi, xj, paired = paired, ...): nie można
## obliczyć dokładnej wartości prawdopodobieństwa z powtórzonymi wartościami
## Warning in wilcox.test.default(xi, xj, paired = paired, ...): nie można
## obliczyć dokładnej wartości prawdopodobieństwa z powtórzonymi wartościami
```

```
## Warning in wilcox.test.default(xi, xj, paired = paired, ...): nie można
## obliczyć dokładnej wartości prawdopodobieństwa z powtórzonymi wartościami
## Warning in wilcox.test.default(xi, xj, paired = paired, ...): nie można
## obliczyć dokładnej wartości prawdopodobieństwa z powtórzonymi wartościami

##
## Pairwise comparisons using Wilcoxon rank sum test with continuity correction
##
## data: response and dose
##
##      0 ml   10 ml   20 ml   30 ml
## 10 ml 0.8337 -      -      -
## 20 ml 0.1336 0.0047 -      -
## 30 ml 0.1802 0.0042 0.9119 -
## 40 ml 0.0150 5.8e-05 0.9467 0.9119
##
## P value adjustment method: holm
```

```
# test Dunna
library(FSA)
dunnTest(response ~ dose, data = vaccination, method = "bh")
```

```
##      Comparison      Z      P.unadj      P.adj
## 1  0 ml - 10 ml -1.2290032 2.190706e-01 0.3129580268
## 2  0 ml - 20 ml  2.6078848 9.110362e-03 0.0182207235
## 3 10 ml - 20 ml  3.8368879 1.246033e-04 0.0006230165
## 4  0 ml - 30 ml  1.9702202 4.881314e-02 0.0813552412
## 5 10 ml - 30 ml  3.1992233 1.377984e-03 0.0045932794
## 6 20 ml - 30 ml -0.6376646 5.236920e-01 0.5818800276
## 7  0 ml - 40 ml  2.9185419 3.516726e-03 0.0087918156
## 8 10 ml - 40 ml  4.1475451 3.360594e-05 0.0003360594
## 9 20 ml - 40 ml  0.3106571 7.560613e-01 0.7560612988
## 10 30 ml - 40 ml  0.9483217 3.429657e-01 0.4287071123
```

6.7 Zadania 6

Zadanie 1. Zadanie to zostało opracowane na podstawie eksperymentu Smitha (1979). Głównym jego celem było pokazanie, że bycie w tym samym kontekście psychicznym w czasie nauki i podczas jej sprawdzania (test, egzamin) daje lepsze wyniki niż bycie w odmiennych kontekstach. Podczas fazy uczącej uczniowie uczyli się 80 słów w pokoju pomalowanym na pomarańczowo, ozdobionym plakatami, obrazami i dużą ilością dodatkowych akcesoriów. Pierwszy sprawdzian pamięci został przeprowadzony aby dać uczniom wrażenie, że eksperyment się zakończył. Następnego dnia, uczniowie zostali niespodziewanie poddani testowi ponownie. Mieli napisać wszystkie słowa, które zapamiętali. Test został przeprowadzony w 5 różnych warunkach. 50 uczniów zostało losowo podzielonych na 5 równolicznych grup:

- „Same context’’ - test odbywał się w tym samym pokoju, w którym się uczyli.
- „Different context’’ - test odbywał się w bardzo odmiennym pomieszczeniu, w innej części kampusu, pomalowanym na szaro i wyglądającym bardzo surowo.
- „Imaginary context’’ - test odbywał się w tym samym pomieszczeniu, co w punkcie poprzednim. Dodatkowo, uczniowie mieli przypomnieć sobie pokój, w którym się uczyli. Aby im w tym pomóc badacz zadawał dodatkowe pytania o pokoju i jego wyposażeniu.
- „Photographed context’’ - test odbywał się w tych samych warunkach, co w punkcie poprzednim. Dodatkowo pokazano im zdjęcie pokoju, w którym się uczyli.

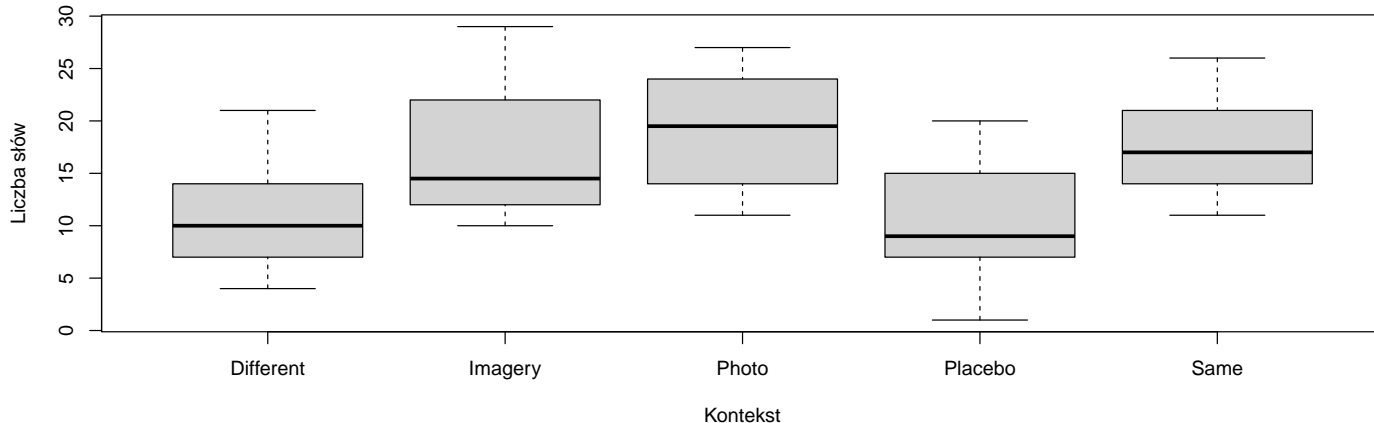
- „Placebo context” - test odbywał się w tym samym warunkach co grupy „Different context”. Dodatkowo uczniowie wykonali ćwiczenia „rozgrzewające” (przypominanie sobie swojego salonu).

Liczba zapamiętanych słów została zawarta w poniższej tabeli.

	Same	Different	Imagery	Photo	Placebo
25		11	14	25	8
26		21	15	15	20
17		9	29	23	10
15		6	10	21	7
14		7	12	18	15
17		14	22	24	7
14		12	14	14	1
20		4	20	27	17
11		7	22	12	11
21		19	12	11	4

- (1) Wyznacz średnie liczb zapamiętanych słów w grupach. Ponadto, przedstaw otrzymane dane za pomocą wykresu ramkowego dla każdej grupy z osobna.

```
##      CONTEXT  x
## 1 Different 11
## 2  Imagery 17
## 3   Photo 19
## 4  Placebo 10
## 5     Same 18
```

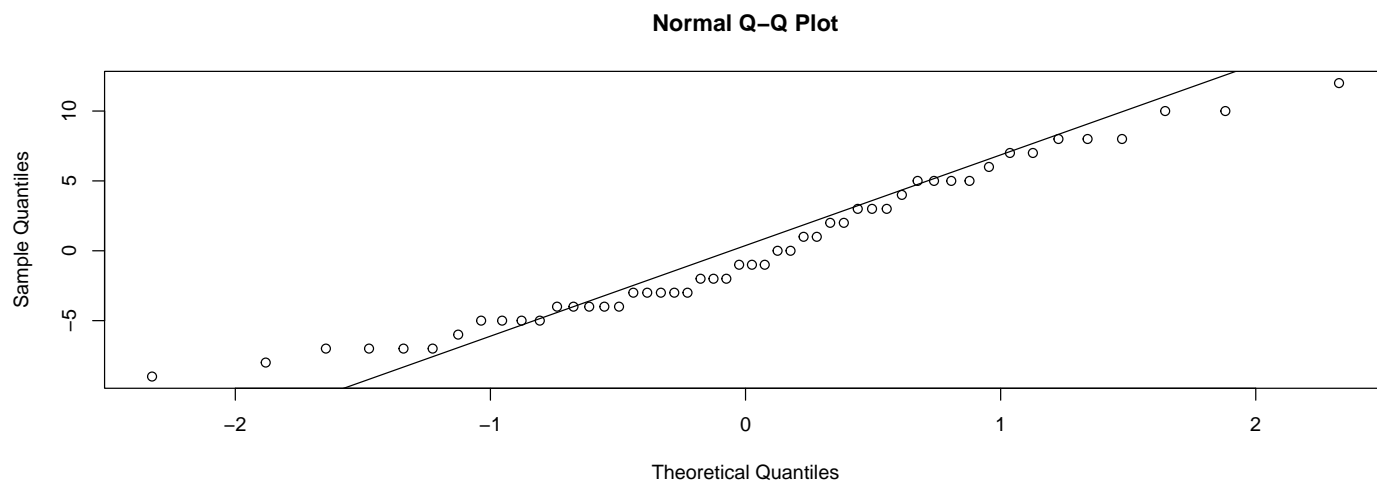


- (2) Wykonaj test analizy wariancji w celu sprawdzenia, czy liczba zapamiętanych słów zależy od kontekstu sprawdzania wiedzy.

```
##           Df Sum Sq Mean Sq F value Pr(>F)
## context     4    700     175   5.469 0.00112 **
## Residuals   45   1440       32
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

- (3) Sprawdź założenia modelu jednoczynnikowej analizy wariancji.

```
## [1] 0.05635956
```



```
## [1] 0.9817694
```

```
## [1] 0.9759731
```

```
## [1] 0.9550502
```

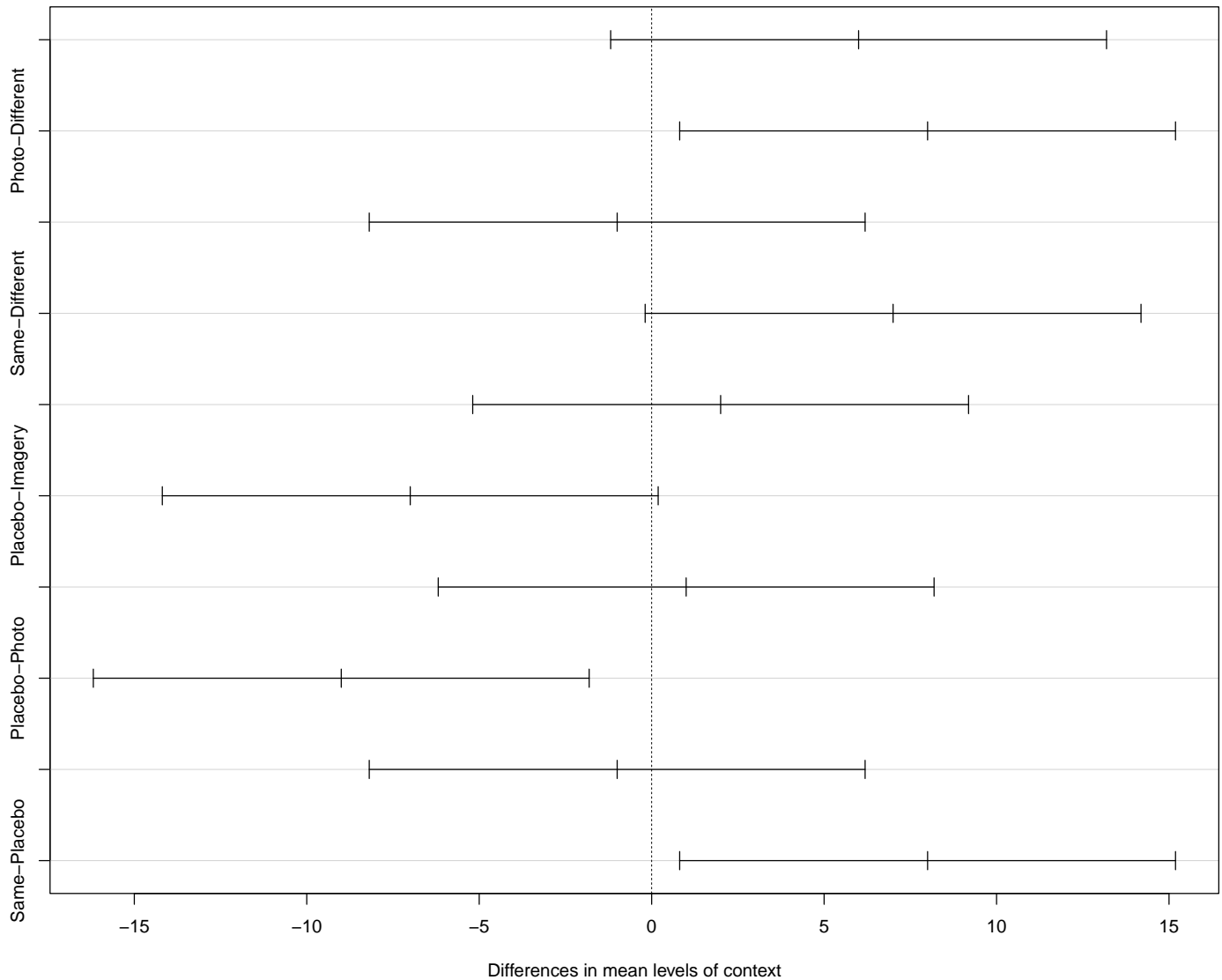
```
## [1] 0.9281122
```

- (4) Wykonaj testy post hoc w celu sprawdzenia, które konteksty sprawdzania wiedzy różnią się między sobą.

```
##
## Pairwise comparisons using t tests with pooled SD
##
## data:  number and context
##
##          Different Imagery Photo Placebo
## Imagery 0.110      -      -      -
## Photo   0.025      1.000    -      -
## Placebo 1.000      0.057    0.009  -
## Same    0.057      1.000    1.000 0.025
##
## P value adjustment method: holm

##          diff      lwr      upr      p adj
## Imagery-Different    6  -1.188363 13.188363 0.14198584
## Photo-Different      8   0.811637 15.188363 0.02232998
## Placebo-Different   -1  -8.188363  6.188363 0.99466042
## Same-Different       7  -0.188363 14.188363 0.05967870
## Photo-Imagery         2  -5.188363  9.188363 0.93203553
## Placebo-Imagery      -7 -14.188363  0.188363 0.05967870
## Same-Imagery          1  -6.188363  8.188363 0.99466042
## Placebo-Photo        -9 -16.188363 -1.811637 0.00759672
## Same-Photo           -1  -8.188363  6.188363 0.99466042
## Same-Placebo          8   0.811637 15.188363 0.02232998
```

95% family-wise confidence level



```
##
## Study: model_aov ~ "context"
##
## HSD Test for number
##
## Mean Square Error: 32
##
## context, means
##
##      number      std  r      se Min Max   Q25  Q50  Q75
## Different    11 5.617433 10 1.788854   4  21   7.00 10.0 13.50
## Imagery      17 6.000000 10 1.788854  10  29  12.50 14.5 21.50
## Photo        19 5.773503 10 1.788854  11  27  14.25 19.5 23.75
## Placebo      10 5.906682 10 1.788854   1  20   7.00   9.0 14.00
## Same         18 4.921608 10 1.788854  11  26  14.25 17.0 20.75
##
## Alpha: 0.05 ; DF Error: 45
## Critical Value of Studentized Range: 4.018417
```

```

##
## Minimum Significant Difference: 7.188363
##
## Treatments with the same letter are not significantly different.
##
##          number groups
## Photo          19      a
## Same           18     ab
## Imagery        17     abc
## Different      11     bc
## Placebo        10      c
##
## Study: model_aov ~ "context"
##
## Student Newman Keuls Test
## for number
##
## Mean Square Error:  32
##
## context,  means
##
##          number      std  r      se Min Max   Q25  Q50   Q75
## Different      11 5.617433 10 1.788854   4  21  7.00 10.0 13.50
## Imagery        17 6.000000 10 1.788854  10  29 12.50 14.5 21.50
## Photo          19 5.773503 10 1.788854  11  27 14.25 19.5 23.75
## Placebo        10 5.906682 10 1.788854   1  20  7.00  9.0 14.00
## Same          18 4.921608 10 1.788854  11  26 14.25 17.0 20.75
##
## Alpha: 0.05 ; DF Error: 45
##
## Critical Range
##          2          3          4          5
## 5.095323 6.131311 6.748805 7.188363
##
## Means with the same letter are not significantly different.
##
##          number groups
## Photo          19      a
## Same           18      a
## Imagery        17      a
## Different      11      b
## Placebo        10      b
##
## Study: model_aov ~ "context"
##
## LSD t Test for number
## P value adjustment method: holm
##
## Mean Square Error:  32
##

```

```

## context, means and individual ( 95 %) CI
##
##          number      std  r      se      LCL      UCL Min Max  Q25  Q50
## Different      11 5.617433 10 1.788854  7.397062 14.60294   4  21  7.00 10.0
## Imagery        17 6.000000 10 1.788854 13.397062 20.60294  10  29 12.50 14.5
## Photo          19 5.773503 10 1.788854 15.397062 22.60294  11  27 14.25 19.5
## Placebo        10 5.906682 10 1.788854  6.397062 13.60294   1  20  7.00  9.0
## Same           18 4.921608 10 1.788854 14.397062 21.60294  11  26 14.25 17.0
##
##          Q75
## Different 13.50
## Imagery   21.50
## Photo     23.75
## Placebo   14.00
## Same      20.75
##
## Alpha: 0.05 ; DF Error: 45
## Critical Value of t: 2.952079
##
## Minimum Significant Difference: 7.468235
##
## Treatments with the same letter are not significantly different.
##
##          number groups
## Photo      19      a
## Same       18     ab
## Imagery    17     abc
## Different  11     bc
## Placebo    10      c
##
##
## Study: model_aov ~ "context"
##
## Scheffe Test for number
##
## Mean Square Error : 32
##
## context, means
##
##          number      std  r      se Min Max  Q25  Q50  Q75
## Different      11 5.617433 10 1.788854   4  21  7.00 10.0 13.50
## Imagery        17 6.000000 10 1.788854  10  29 12.50 14.5 21.50
## Photo          19 5.773503 10 1.788854  11  27 14.25 19.5 23.75
## Placebo        10 5.906682 10 1.788854   1  20  7.00  9.0 14.00
## Same           18 4.921608 10 1.788854  11  26 14.25 17.0 20.75
##
## Alpha: 0.05 ; DF Error: 45
## Critical Value of F: 2.578739
##
## Minimum Significant Difference: 8.125006
##
## Means with the same letter are not significantly different.
##

```

```
##          number groups
## Photo          19      a
## Same           18      ab
## Imagery        17      ab
## Different      11      ab
## Placebo        10      b
```

(5) Chcemy przetestować następujące hipotezy szczegółowe:

- Grupy o takim samym kontekście podczas uczenia i testowania („Same’’ lub „Imaginary’’ lub „Photographed’’) wypadają lepiej od grup o różnym kontekście („Different’’ lub „Placebo’’).
- Grupa „Same’’ różni się od grup „Imaginary’’ i „Photographed’’.
- Grupa „Imaginary’’ różni się od grupy „Photographed’’.
- Grupa „Different’’ różni się od grupy „Placebo’’.

W tym celu wykonaj następujące polecenia:

- Zapisz odpowiednie hipotezy.
- Wyraż je za pomocą kontrastów.
- Czy ten układ kontrastów jest ortogonalny?
- Przetestuj zaproponowane kontrasty.

```
##          Df Sum Sq Mean Sq F value    Pr(>F)
## context      4    700      175   5.469 0.00112 **
## context: C1   1    675      675  21.094 3.52e-05 ***
## context: C2   1     0         0   0.000 1.00000
## context: C3   1     20        20   0.625 0.43334
## context: C4   1      5         5   0.156 0.69450
## Residuals    45   1440        32
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

(6) Wykonaj polecenia 1, 2 i 4 wykorzystując odpowiednie metody nieparametryczne. Porównaj ich wyniki z wynikami metod parametrycznych.

```
##      CONTEXT      x
## 1 Different 10.0
## 2  Imagery 14.5
## 3   Photo 19.5
## 4  Placebo  9.0
## 5     Same 17.0

## [1] 0.002603633

##
## Pairwise comparisons using Wilcoxon rank sum test with continuity correction
##
## data:  number and context
##
##      Different Imagery Photo Placebo
## Imagery 0.138      -      -      -
## Photo  0.081    1.000      -      -
## Placebo 1.000    0.138  0.057      -
## Same    0.096    1.000  1.000  0.081
##
## P value adjustment method: holm
```


##	Comparison	Z	P.unadj	P.adj
## 1	Different - Imagery	-2.0753448	0.037954590	0.06325765
## 2	Different - Photo	-2.8055587	0.005022943	0.02511471
## 3	Imagery - Photo	-0.7302139	0.465259440	0.66465634
## 4	Different - Placebo	0.1844751	0.853640764	0.85364076
## 5	Imagery - Placebo	2.2598199	0.023832431	0.04766486
## 6	Photo - Placebo	2.9900338	0.002789466	0.02789466
## 7	Different - Same	-2.5288461	0.011443820	0.02860955
## 8	Imagery - Same	-0.4535013	0.650187828	0.81273479
## 9	Photo - Same	0.2767126	0.782000765	0.86888974
## 10	Placebo - Same	-2.7133212	0.006661251	0.02220417

Zadanie 2. W 1974 roku Michael Eysenck opublikował w czasopiśmie *Developmental Psychology* wyniki badań dotyczących ubocznego uczenia werbalnego. W eksperymencie wzięło udział 100 osób, z czego połowę stanowili młodzi ludzie (w wieku studenckim), a drugą połowę osoby starsze (w wieku pięćdziesięciu i sześćdziesięciu lat). W obrębie każdej grupy wiekowej, pacjenci zostali przydzieleni do jednej z pięciu grup „Instrukcji”. Następnie podano im listę słów i powiedziano, aby postępowali zgodnie z instrukcjami podanymi wcześniej. Instrukcje były następujące:

- Liczenie - liczenie liter w każdym wymienionym słowie,
- Rymowanie - pomyśleć o słowie, które rymuje się z wskazanym słowem,
- Przymiotnik - pomyśleć o przymiotniku, który mógłby zmodyfikować dane słowo,
- Wyobrażenia - wyobrazić sobie obraz obiektu opisanego przez wymienione słowo,
- Kontrola - pamiętać wymienione słowa aby później je powtórzyć.

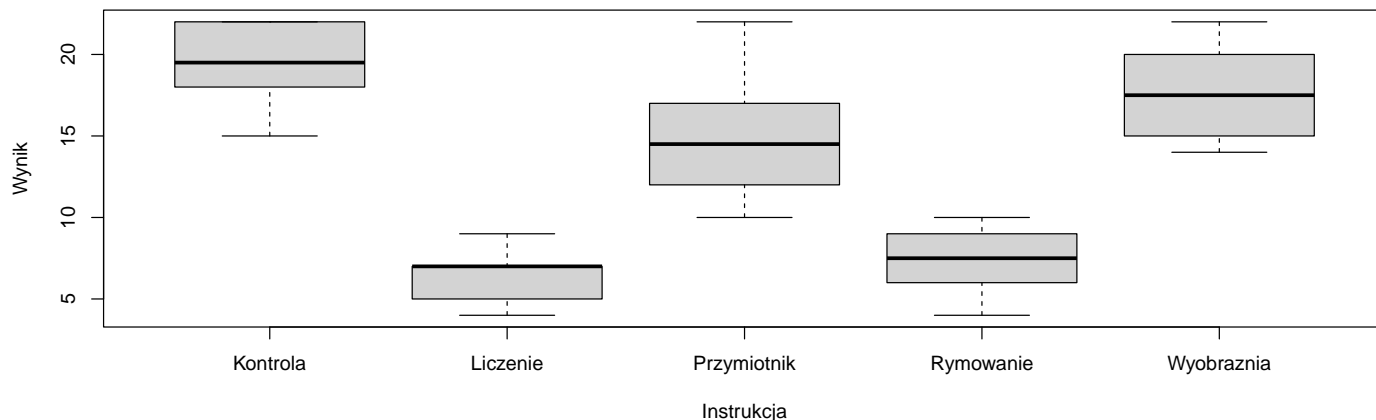
Każdy pacjent widział tę samą listę wyrazów trzy razy i powtarzał te instrukcje trzy razy. Instrukcje Liczenie i Rymowanie mają dać informację o powierzchniowym poziomie przetwarzania semantycznego. Instrukcje Przymiotnik i Wyobrażenia mają informować o głębokim poziomie przetwarzania semantycznego, tj. liczenie i rymowanie nie wymagają od pacjenta znajomości sensu słów z listy, podczas gdy instrukcje Przymiotnik i Wyobrażenia wymagają znajomości znaczenia słów. Pacjenci w grupie kontrolnej mieli tylko zapamiętać słowa i ewentualnie później je powtórzyć. Dane zawarte w pliku *Eysenck.txt* dotyczą tylko pacjentów młodszych i zostały uzyskane w oparciu o średnie i błędy standardowe otrzymane w pracy Eysencka (1974).

(1) Załaduj zbiór danych do programu R. Następnie usuń zbędną kolumnę.

```
## Wynik Instrukcja
## 1 7 Liczenie
## 2 9 Liczenie
## 3 7 Liczenie
## 4 7 Liczenie
## 5 5 Liczenie
## 6 7 Liczenie
```

(2) Wyznacz średnie wartości cechy zależnej w grupach. Ponadto, przedstaw otrzymane dane za pomocą wykresu ramkowego dla każdej grupy z osobna.

```
## Instrukcja x
## 1 Kontrola 19.3
## 2 Liczenie 6.5
## 3 Przymiotnik 14.8
## 4 Rymowanie 7.6
## 5 Wyobrażenia 17.6
```



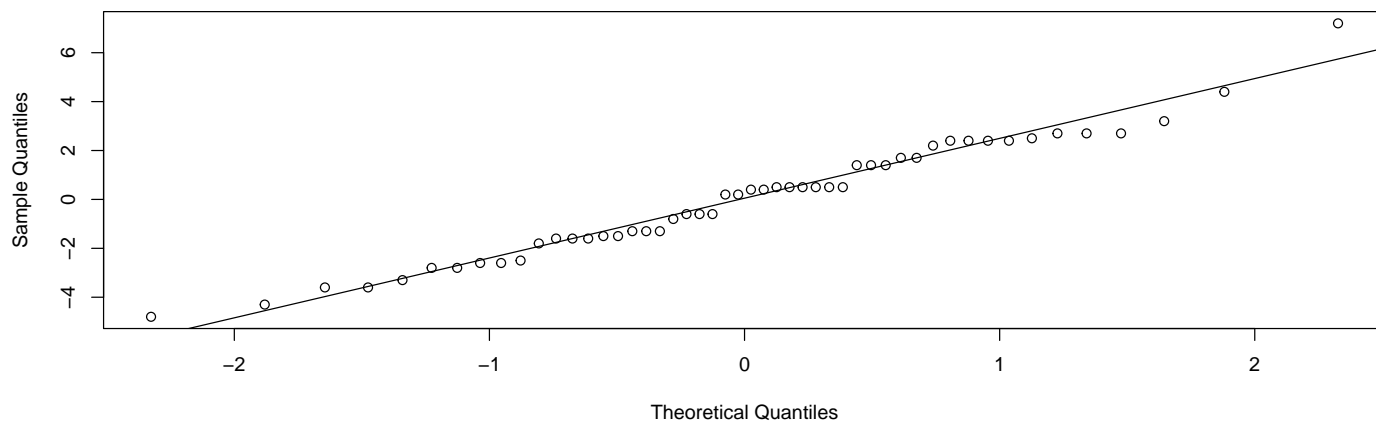
(3) Wykonaj test analizy wariancji w celu sprawdzenia, czy typ instrukcji ma istotny wpływ na badaną cechę zależną.

```
##           Df Sum Sq Mean Sq F value Pr(>F)
## Instrukcja  4  1354   338.4    53.06 <2e-16 ***
## Residuals 45    287     6.4
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

(4) Sprawdź założenia modelu jednoczynnikowej analizy wariancji.

```
## [1] 0.3756369
```

Normal Q-Q Plot



```
## [1] 0.1258206
```

```
## [1] 0.09922991
```

```
## [1] 0.07071935
```

```
## [1] 0.1059926
```

(5) Wykonaj testy post hoc w celu sprawdzenia, które typy instrukcji różnią się między sobą.

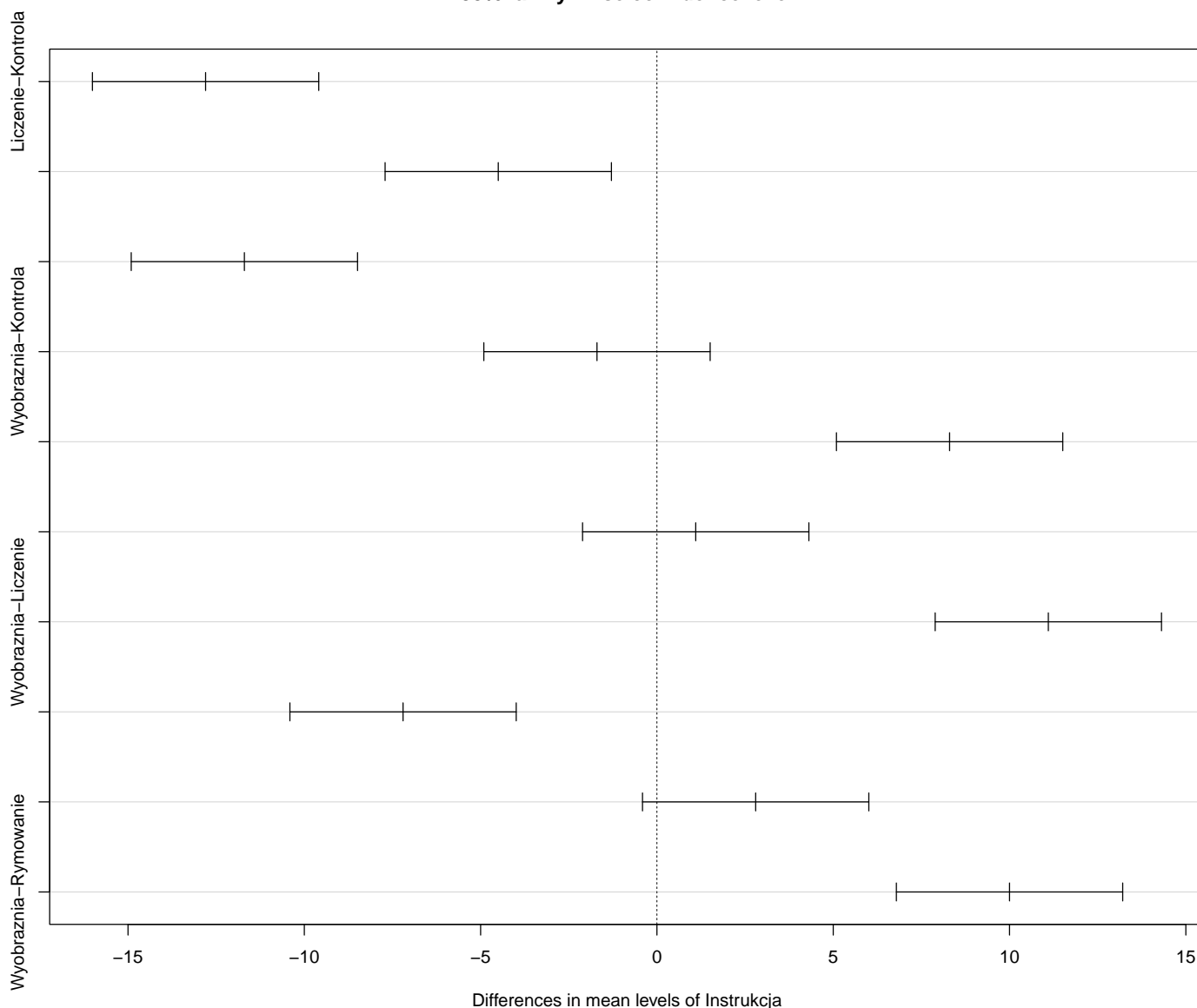
```
##
## Pairwise comparisons using t tests with pooled SD
##
## data: Wynik and Instrukcja
##
##           Kontrola Liczenie Przymiotnik Rymowanie
## Liczenie  8.9e-14  -          -          -
```

```
## Przymiotnik 0.00098 1.9e-08 - -
## Rymowanie 1.5e-12 0.33528 4.3e-07 -
## Wyobraznia 0.27851 7.1e-12 0.05094 1.4e-10
##
```

```
## P value adjustment method: holm
```

	diff	lwr	upr	p adj
Liczenie-Kontrola	-12.8	-16.0091477	-9.590852	3.528289e-13
Przymiotnik-Kontrola	-4.5	-7.7091477	-1.290852	2.177062e-03
Rymowanie-Kontrola	-11.7	-14.9091477	-8.490852	1.968870e-12
Wyobraznia-Kontrola	-1.7	-4.9091477	1.509148	5.645617e-01
Przymiotnik-Liczenie	8.3	5.0908523	11.509148	3.057657e-08
Rymowanie-Liczenie	1.1	-2.1091477	4.309148	8.654520e-01
Wyobraznia-Liczenie	11.1	7.8908523	14.309148	9.156453e-12
Rymowanie-Przymiotnik	-7.2	-10.4091477	-3.990852	8.442959e-07
Wyobraznia-Przymiotnik	2.8	-0.4091477	6.009148	1.136213e-01
Wyobraznia-Rymowanie	10.0	6.7908523	13.209148	2.024079e-10

95% family-wise confidence level



```
##
```

```

## Study: model_aov ~ "Instrukcja"
##
## HSD Test for Wynik
##
## Mean Square Error: 6.377778
##
## Instrukcja, means
##
##      Wynik      std  r      se Min Max  Q25  Q50  Q75
## Kontrola      19.3 2.626785 10 0.7986099 15 22 18.00 19.5 21.75
## Liczenie       6.5 1.433721 10 0.7986099  4  9  5.50  7.0  7.00
## Przymiotnik   14.8 3.489667 10 0.7986099 10 22 12.25 14.5 16.50
## Rymowanie     7.6 1.955050 10 0.7986099  4 10  6.25  7.5  9.00
## Wyobraznia    17.6 2.633122 10 0.7986099 14 22 15.25 17.5 19.75
##
## Alpha: 0.05 ; DF Error: 45
## Critical Value of Studentized Range: 4.018417
##
## Minimum Significant Difference: 3.209148
##
## Treatments with the same letter are not significantly different.
##
##      Wynik groups
## Kontrola      19.3      a
## Wyobraznia    17.6     ab
## Przymiotnik   14.8      b
## Rymowanie     7.6       c
## Liczenie      6.5       c
##
## Study: model_aov ~ "Instrukcja"
##
## Student Newman Keuls Test
## for Wynik
##
## Mean Square Error: 6.377778
##
## Instrukcja, means
##
##      Wynik      std  r      se Min Max  Q25  Q50  Q75
## Kontrola      19.3 2.626785 10 0.7986099 15 22 18.00 19.5 21.75
## Liczenie       6.5 1.433721 10 0.7986099  4  9  5.50  7.0  7.00
## Przymiotnik   14.8 3.489667 10 0.7986099 10 22 12.25 14.5 16.50
## Rymowanie     7.6 1.955050 10 0.7986099  4 10  6.25  7.5  9.00
## Wyobraznia    17.6 2.633122 10 0.7986099 14 22 15.25 17.5 19.75
##
## Alpha: 0.05 ; DF Error: 45
##
## Critical Range
##      2      3      4      5
## 2.274738 2.737241 3.012913 3.209148
##

```

```

## Means with the same letter are not significantly different.
##
##          Wynik groups
## Kontrola      19.3      a
## Wyobraznia    17.6      a
## Przymiotnik   14.8      b
## Rymowanie      7.6      c
## Liczenie       6.5      c
##
## Study: model_aov ~ "Instrukcja"
##
## LSD t Test for Wynik
## P value adjustment method: holm
##
## Mean Square Error:  6.377778
##
## Instrukcja, means and individual ( 95 %) CI
##
##          Wynik      std  r      se      LCL      UCL Min Max  Q25  Q50
## Kontrola      19.3 2.626785 10 0.7986099 17.691517 20.908483 15 22 18.00 19.5
## Liczenie       6.5 1.433721 10 0.7986099  4.891517  8.108483  4  9  5.50  7.0
## Przymiotnik   14.8 3.489667 10 0.7986099 13.191517 16.408483 10 22 12.25 14.5
## Rymowanie      7.6 1.955050 10 0.7986099  5.991517  9.208483  4 10  6.25  7.5
## Wyobraznia    17.6 2.633122 10 0.7986099 15.991517 19.208483 14 22 15.25 17.5
##          Q75
## Kontrola      21.75
## Liczenie       7.00
## Przymiotnik   16.50
## Rymowanie      9.00
## Wyobraznia    19.75
##
## Alpha: 0.05 ; DF Error: 45
## Critical Value of t: 2.952079
##
## Minimum Significant Difference: 3.334093
##
## Treatments with the same letter are not significantly different.
##
##          Wynik groups
## Kontrola      19.3      a
## Wyobraznia    17.6      ab
## Przymiotnik   14.8      b
## Rymowanie      7.6      c
## Liczenie       6.5      c
##
## Study: model_aov ~ "Instrukcja"
##
## Scheffe Test for Wynik
##
## Mean Square Error : 6.377778

```

```
##
## Instrukcja, means
##
##      Wynik      std  r      se Min Max   Q25  Q50   Q75
## Kontrola      19.3 2.626785 10 0.7986099 15 22 18.00 19.5 21.75
## Liczenie       6.5 1.433721 10 0.7986099  4  9  5.50  7.0  7.00
## Przymiotnik   14.8 3.489667 10 0.7986099 10 22 12.25 14.5 16.50
## Rymowanie      7.6 1.955050 10 0.7986099  4 10  6.25  7.5  9.00
## Wyobraznia    17.6 2.633122 10 0.7986099 14 22 15.25 17.5 19.75
##
## Alpha: 0.05 ; DF Error: 45
## Critical Value of F: 2.578739
##
## Minimum Significant Difference: 3.627299
##
## Means with the same letter are not significantly different.
##
##      Wynik groups
## Kontrola      19.3      a
## Wyobraznia    17.6     ab
## Przymiotnik   14.8      b
## Rymowanie      7.6      c
## Liczenie      6.5      c
```

(6) Przetestuj hipotezy szczegółowe związane z następującymi zagadnieniami:

- Porównaj dwie grupy powierzchniowego uzyskiwania informacji z dwiema grupami głębokiego uzyskiwania informacji.
- Porównaj grupę kontrolną z pozostałymi czterema grupami.
- Porównaj dwie grupy powierzchniowego uzyskiwania informacji między sobą.
- Porównaj dwie grupy głębokiego uzyskiwania informacji między sobą.

W tym celu wykonaj następujące polecenia:

- Zapisz odpowiednie hipotezy.
- Wyraż je za pomocą kontrastów.
- Czy ten układ kontrastów jest ortogonalny?
- Przetestuj zaproponowane kontrasty.

```
##      Df Sum Sq Mean Sq F value    Pr(>F)
## Instrukcja      4 1353.7    338.4   53.064 < 2e-16 ***
## Instrukcja: C1   1  837.2    837.2  131.272 6.19e-15 ***
## Instrukcja: C2   1  471.2    471.2   73.889 4.76e-11 ***
## Instrukcja: C3   1    6.1     6.1    0.949  0.335
## Instrukcja: C4   1   39.2    39.2    6.146  0.017 *
## Residuals      45  287.0     6.4
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

(7) Wykonaj polecenia 2, 3 i 5 wykorzystując odpowiednie metody nieparametryczne. Porównaj ich wyniki z wynikami metod parametrycznych.

```
## Instrukcja x
## 1 Kontrola 19.5
## 2 Liczenie 7.0
```

```
## 3 Przymiotnik 14.5
## 4 Rymowanie 7.5
## 5 Wyobraznia 17.5

## [1] 7.612601e-08

##
## Pairwise comparisons using Wilcoxon rank sum test with continuity correction
##
## data: Wynik and Instrukcja
##
##          Kontrola Liczenie Przymiotnik Rymowanie
## Liczenie    0.0014      -            -            -
## Przymiotnik 0.0338    0.0014      -            -
## Rymowanie   0.0014    0.3385    0.0014      -
## Wyobraznia  0.3385    0.0014    0.1574    0.0014
##
## P value adjustment method: holm

##          Comparison          Z      P.unadj      P.adj
## 1      Kontrola - Liczenie  4.9276610 8.321985e-07 8.321985e-06
## 2      Kontrola - Przymiotnik 1.7785776 7.530903e-02 1.075843e-01
## 3      Liczenie - Przymiotnik -3.1490834 1.637835e-03 3.275669e-03
## 4      Kontrola - Rymowanie  4.4040970 1.062254e-05 5.311270e-05
## 5      Liczenie - Rymowanie -0.5235640 6.005818e-01 6.005818e-01
## 6      Przymiotnik - Rymowanie 2.6255194 8.651689e-03 1.441948e-02
## 7      Kontrola - Wyobraznia 0.7083513 4.787271e-01 5.319191e-01
## 8      Liczenie - Wyobraznia -4.2193097 2.450514e-05 8.168381e-05
## 9      Przymiotnik - Wyobraznia -1.0702264 2.845174e-01 3.556468e-01
## 10     Rymowanie - Wyobraznia -3.6957457 2.192423e-04 5.481058e-04
```

7 Regresja

- Termin regresja oznacza metodę, która pozwala badać związek między zmiennymi i wykorzystywać tę wiedzę do przewidywania nieznanych wartości jednej wielkości na podstawie innych.
- W praktyce poszukuje się związku między jedną (lub większą liczbą) zmienną objaśniającą (niezależną) X a zmienną objaśnianą (zależną) Y .
- Zależność ta może być dalej wykorzystana do przewidywania wartości zmiennej Y w zależności od zmiennej X .
- Jeśli badamy zależność zmiennej Y od wartości innej zmiennej, wartości zmiennej objaśniającej zostaną oznaczone przez x i potraktowane jako wartości deterministyczne zmiennej X , które wybieramy do obserwacji losowej zmienna Y .
- Zmienne X i Y są traktowane inaczej. Mianowicie, zmienna X jest uważana za w pełni kontrolowaną przez eksperymentatora, a zatem jest pozbawiona elementu losowości (w rzeczywistości jest traktowana jako liczba).
- Zatem chcemy odpowiedzieć na pytanie, jak zmienia się oczekiwana wartość zmiennej Y w zależności od wartości x zmiennej X , tj.

$$E(Y) = g(x),$$

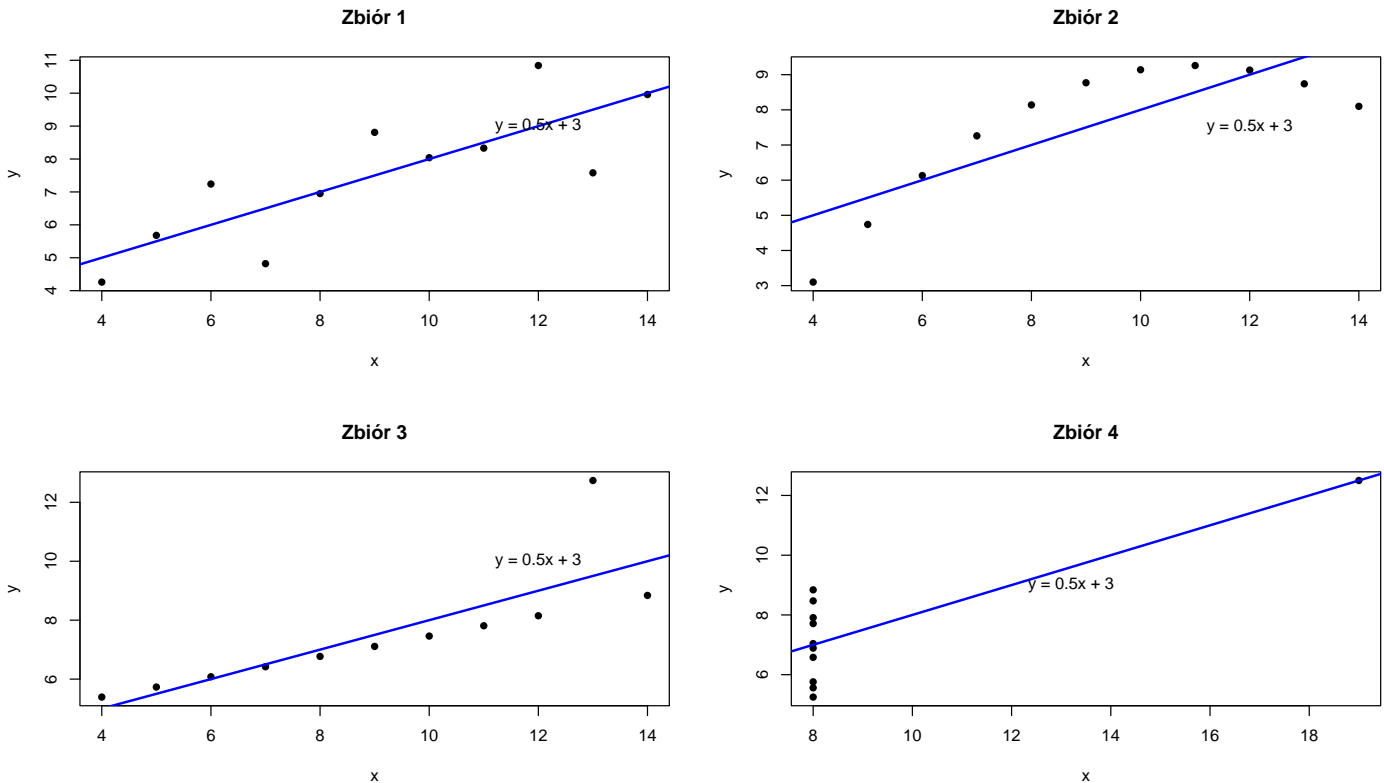
gdzie $g(x)$ to funkcja regresji opisująca związek.

- Przyjmuje się również, że $Var(Y)$ jest stała dla wszystkich wartości x i równa σ^2 (jednorodność wariancji).
- Matematycznie regresję nazywa się dowolną metodę, która pozwala oszacować to równanie.

- Zależności regresyjnej poszukuje się w pewnej predefiniowanej klasie funkcji, zazwyczaj klasie wielomianów danego stopnia.

Wykres rozrzutu

- Wykres rozrzutu jest zwykle wykreślany w celu wstępnej oceny zależności.
- Jego znaczenie zostało doskonale podkreślone przez Anscombe (1973), który skonstruował 4 zbiory danych o identycznych podstawowych charakterystykach, ale ich wykresy rozrzutu były diametralnie różne. Średnia dla każdej zmiennej x_i wynosiła 9, zmiennej y_i wynosiła 10, wariancja dla x_i wynosiła 7,5, dla y_i 2,75, współczynnik korelacji liniowej wynosił 0,816 dla każdego zbioru, a prosta regresji wynosiła $y = 0,5x + 3$.



- Wykresy różnią się bardzo wyraźnie.
- Pierwszy wykres (lewy górny róg) sugeruje, że dane mają rozkład normalny, a prosta regresji i współczynnik korelacji są sensowne.
- Drugi wykres (prawy górny róg) pokazuje nieliniowy charakter związku, a zatem brak uzasadnienia dla prostej regresji i współczynnika korelacji.
- Trzeci wykres (lewy dolny róg) wskazuje na znaczenie wartości odstającej, która jest przyczyną otrzymanej wartości współczynnika korelacji.
- Ostatni wykres (prawy dolny róg) pokazuje inne zjawisko, a mianowicie wpływową obserwację, która spowodowała, że współczynnik korelacji był wysoki, chociaż nie powinien.

7.1 Regresja liniowa

- W regresji liniowej zakładamy, że $g(x)$ jest funkcją liniową, tzn. otrzymujemy równanie regresji liniowej:

$$E(Y) = ax + b,$$

gdzie $a, b \in \mathbb{R}$ i $a \neq 0$ są nieznanymi parametrami.

- W literaturze regresja liniowa tej postaci jest również nazywana prostą regresją liniową lub regresją prostą.

- Załóżmy, że mamy n obserwacji x_1, \dots, x_n zmiennej X i odpowiadające im obserwacje Y_1, \dots, Y_n zmiennej Y .
- W praktyce wygodnie jest stosować następujący model regresji liniowej:

$$Y_i = ax_i + b + e_i, \quad i = 1, \dots, n,$$

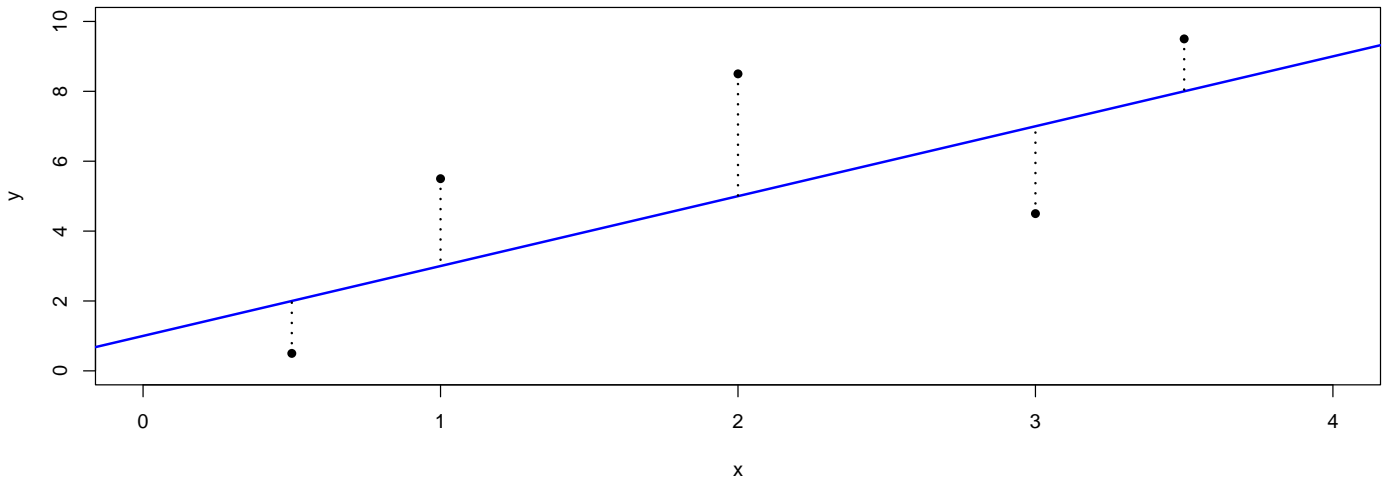
gdzie e_i są błędami losowymi, które są nieskorelowanymi zmiennymi losowymi o zerowej wartości oczekiwanej i tej samej nieznannej wariancji $\sigma^2 > 0$.

- Zakładamy również, że liczba obserwacji jest większa niż liczba parametrów, tj. $n > 2$.
- Zauważmy, że nie jest wymagane określenie rozkładu błędów losowych. Jednak w przypadku konstruowania przedziałów ufności i testów statystycznych w tym modelu przyjmuje się zwykle rozkład normalny.

Estymacja parametrów

- Estymacji parametrów a i b dokonujemy metodą najmniejszych kwadratów, która ma na celu minimalizację sumy kwadratów błędów losowych, tj.

$$\sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n (Y_i - ax_i - b)^2.$$



- Estymatory parametrów a i b otrzymane metodą najmniejszych kwadratów mają postaci:

$$\hat{a} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, \quad \hat{b} = \bar{y} - \bar{x}\hat{a},$$

gdzie $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ oraz $\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$ są średnimi z prób odpowiadających zmiennym X i Y .

- Estymatory \hat{a} i \hat{b} są estymatorami nieobciążonymi parametrów a i b . Ponadto, są one najlepszymi estymatorami (ENMW) w klasie estymatorów liniowych parametrów a i b .
- Ponadto, estymator

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-2} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{a}x_i - \hat{b})^2$$

jest nieobciążonym estymatorem wariancji σ^2 .

- Zatem mamy funkcję liniową postaci

$$y = \hat{a}x + \hat{b},$$

którą nazywa się prostą regresji opisującą zależność między zmiennymi X i Y .

- Współczynnik kierunkowy \hat{a} jest nazywany współczynnikiem regresji liniowej.

- Określa on średni wzrost wartości zmiennej zależnej Y na jednostkę wzrostu wartości zmiennej niezależnej X . Jeśli $\hat{a} > 0$, to wraz ze wzrostem wartości zmiennej X rośnie również wartość zmiennej Y . Z drugiej strony, w przypadku $\hat{a} < 0$, zachodzi sytuacja odwrotna - wraz ze wzrostem wartości zmiennej X wartość zmiennej Y maleje.
- \hat{b} jest nazywany wyrazem wolnym (ang. intercept).
- Przy założeniu normalności rozkładu, przedziały ufności dla parametrów a i b na poziomie ufności $1 - \alpha$, $\alpha \in (0, 1)$ są następujące:

$$\left(\hat{a} - t\left(1 - \frac{\alpha}{2}, n - 2\right) \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2}{(n - 2) \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}}, \hat{a} + t\left(1 - \frac{\alpha}{2}, n - 2\right) \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2}{(n - 2) \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}} \right),$$

$$\left(\hat{b} - t\left(1 - \frac{\alpha}{2}, n - 2\right) \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2 \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2}{n(n - 2) \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}}, \hat{b} + t\left(1 - \frac{\alpha}{2}, n - 2\right) \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2 \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2}{n(n - 2) \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}} \right)$$

odpowiednio, gdzie $t(\beta, m)$ oznacza kwantyl rzędu β z rozkładu t-Studenta $t(m)$ z m stopniami swobody.

Testy istotności dla współczynników regresji

- Testy istotności dla współczynników regresji są następujące:

1. Mamy

$$H_0^a : a = 0 \text{ przeciw } H_1^a : a \neq 0.$$

Statystyka testowa jest postaci

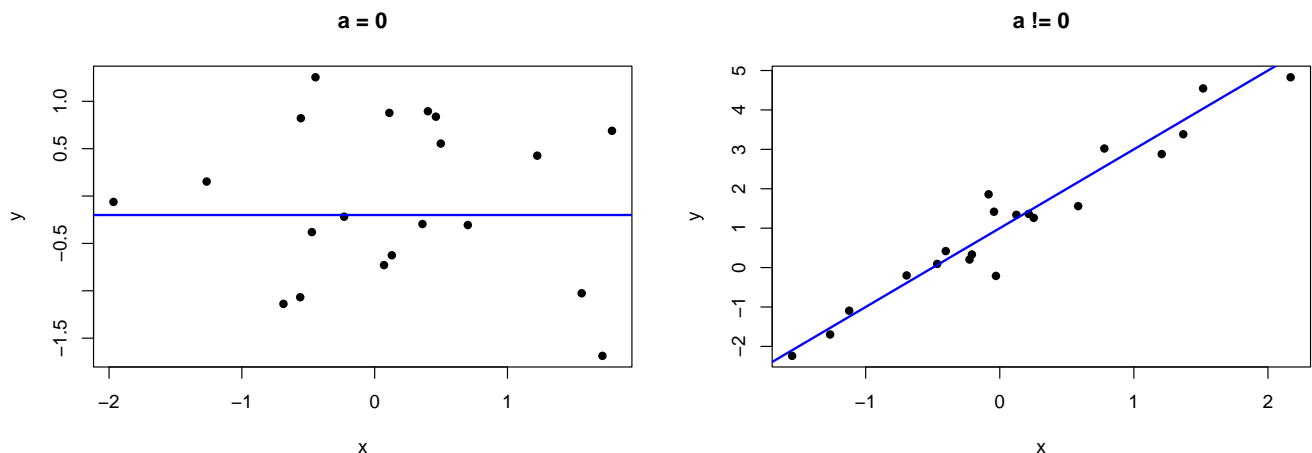
$$T_a = \frac{\hat{a}}{S_a},$$

gdzie

$$S_a^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2 / (n - 2)}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, \quad \hat{y}_i = \hat{a}x_i + \hat{b}.$$

Przy założeniu normalności otrzymujemy

$$T_a \Big|_{H_0^a} \sim t(n - 2).$$



2. Mamy

$$H_0^b : b = 0 \text{ przeciw } H_1^b : b \neq 0.$$

Statystyka testowa jest postaci

$$T_b = \frac{\hat{b}}{S_b},$$

gdzie

$$S_b^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2}{n-2} \left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \right).$$

Przy założeniu normalności otrzymujemy

$$T_b \Big|_{H_0^b} \sim t(n-2).$$

Współczynnik determinacji R^2

- Miarą liczbową dopasowania regresji liniowej (z wyrazem wolnym) do danych empirycznych jest współczynnik determinacji.
- Współczynnik determinacji R^2 (zmiennej zależnej w modelu regresji liniowej) określa jaki procent wariancji zmiennej zależnej wyjaśnia model:

$$R^2 = 1 - \frac{SSE}{SST} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2},$$

gdzie $\hat{y}_i = \hat{a}x_i + \hat{b}$, $i = 1, \dots, n$. Różnice $y_i - \hat{y}_i$ są nazywane resztami lub residuami.

- Im wyższa wartość współczynnika $0 \leq R^2 \leq 1$, tym lepszy model (oczywiście w sensie tego kryterium). Należy również pamiętać, że ta ocena jakości modelu jest poprawna tylko wtedy, gdy model jest odpowiedni, tj. gdy założenia modelu są spełnione.
- Współczynnik determinacji nie ma sensu, jeśli wyraz wolny zostanie pominięty w modelu.
- Kiedy mamy model z wyrazem wolnym, R^2 porównuje ten model z modelem referencyjnym, który zawiera tylko wyraz wolny (tj. stały człon, średnia z próby).
- Gdy nie uwzględniamy wyrazu wolnego, oba modele są całkowicie niezależne od siebie, więc porównanie nie ma sensu. Zamiast tego

$$R_0^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2}{\sum_{i=1}^n y_i^2},$$

jest obliczany dla modelu bez wyrazu wolnego, który domyślnie wykorzystuje model referencyjny odpowiadający tylko losowemu szumowi. Oczywiście nie jest to prawdziwy model (nic nie wyjaśnia) i jakiegokolwiek porównanie z nim nie jest zbyt przydatne. W rzeczywistości nie ma sensownego modelu referencyjnego, którego moglibyśmy użyć do porównania modelu bez wyrazu wolnego. Zatem nie ma interpretowalnej wersji R^2 dla modeli z/bez wyrazu wolnego!

- Zauważmy, że możliwe jest uzyskanie ujemnej wartości R^2 dla modeli, które nie zawierają wyrazu wolnego. Ponieważ R^2 jest zdefiniowane jako proporcja wariancji wyjaśnionej przez dopasowany model, jeśli jest on w rzeczywistości gorszy niż tylko dopasowanie linii poziomej ($y = \bar{y}$), to R^2 jest ujemne. W takim przypadku R^2 nie może być interpretowane jako kwadrat korelacji. Wartości ujemne mogą wystąpić, gdy model zawiera zmienne, które nie pomogą w przewidywaniu wartości zmiennej zależnej.
- Kiedy należy uwzględnić lub usunąć wyraz wolny z modelu? Zasadniczo istnieje tylko jeden powód, aby przeprowadzić regresję bez wyrazu wolnego: gdy model jest używany do opisu procesu, o którym wiadomo, że ma zerowy wyraz wolny. Drugim rodzącym się problemem jest to, że estymator najmniejszych kwadratów dla współczynnika regresji (a) w modelu bez wyrazu wolnego jest obciążony (systematycznie przesuwany w kierunku większych lub mniejszych wartości). Usuwając wyraz wolny z modelu nakładamy ograniczenie, aby linia regresji przechodziła przez punkt $\mathbf{0}$. Prosta regresji bez wyrazu wolnego jest zwykle mocno „ściągnięta”, ponieważ musi przejść przez punkt $\mathbf{0}$.

- Modele bez wyrazu wolnego są rzadko stosowane w praktyce. Teoretycznie można użyć tego modelu, gdy wiemy, że prosta regresji musi przechodzić przez punkt **0**. Na przykład, jeśli modelujemy PKB (Produkt Krajowy Brutto) w stosunku do liczby ludności, przypuszczalnie, gdy populacja wynosi 0, to PKB również wynosi 0. Model bez wyrazu wolnego miałby wtedy sens. Jednak modele regresji zwykle nie obejmują szerokiego zakresu wartości zmiennych niezależnych. Zatem w praktyce i tak używamy modelu z wyrazem wolnym.
- Dlatego zaleca się stosowanie modeli bez wyrazu wolnego tylko wtedy, gdy jest to teoretycznie uzasadnione!

Predykcja

- Regresja służy głównie do przewidywania (predykcji).
- Prognozowanie polega na znalezieniu możliwej wartości zmiennej zależnej Y dla wartości x_{nowa} zmiennej niezależnej X , która różni się od każdej obserwacji w próbie (tj. $x_{nowa} \notin \{x_1, \dots, x_n\}$).
- Na podstawie wybranego modelu regresji liniowej przewidujemy zmienną zależną Y dla wartości x_{nowa} zmiennej niezależnej X w następujący sposób:

$$y_p = \hat{a}x_{nowa} + \hat{b}.$$

- Jako ocenę jakości prognozy przyjmujemy oszacowanie standardowego odchylenia prognozy (średni błąd prognozy) postaci:

$$S_p = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2}{n-2} \left(1 + \frac{1}{n} + \frac{(x_{nowa} - \bar{x})^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}\right)}.$$

- Przy założeniu normalności przedział ufności dla y_p na poziomie ufności $1 - \alpha$, $\alpha \in (0, 1)$ jest postaci:

$$\left(y_p - t\left(1 - \frac{\alpha}{2}, n-2\right) S_p, y_p + t\left(1 - \frac{\alpha}{2}, n-2\right) S_p\right),$$

gdzie $t(\beta, m)$ oznacza kwantyl rzędu β z rozkładu t-Studenta $t(m)$ z m stopniami swobody.

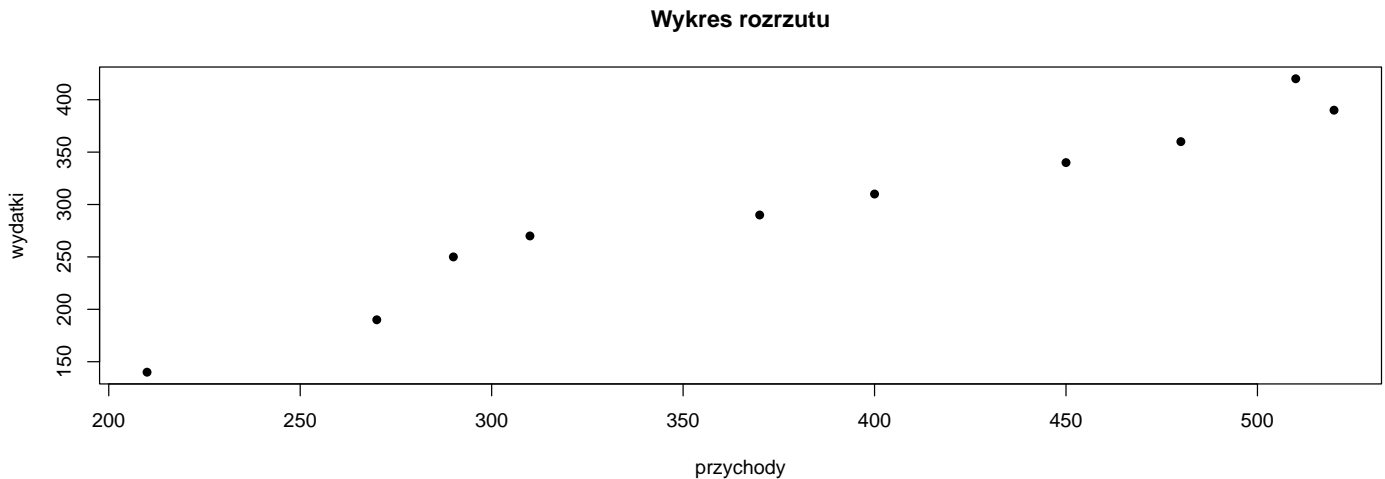
Przykład. Za pomocą regresji liniowej chcemy opisać związek między miesięcznym dochodem rodziny na jedną osobę a miesięczną wartością wydatków na jedną osobę. Dane dotyczące tych dwóch cech dla dziesięciu rodzin podano w poniższej tabeli.

rodzina	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
przychody	210	270	290	310	370	400	450	480	510	520
wydatki	140	190	250	270	290	310	340	360	420	390

```
# dane
przychody <- c(210, 270, 290, 310, 370, 400, 450, 480, 510, 520)
wydatki <- c(140, 190, 250, 270, 290, 310, 340, 360, 420, 390)
data_set <- data.frame(przychody = przychody, wydatki = wydatki)
head(data_set)
```

```
##   przychody wydatki
## 1      210     140
## 2      270     190
## 3      290     250
## 4      310     270
## 5      370     290
## 6      400     310
```

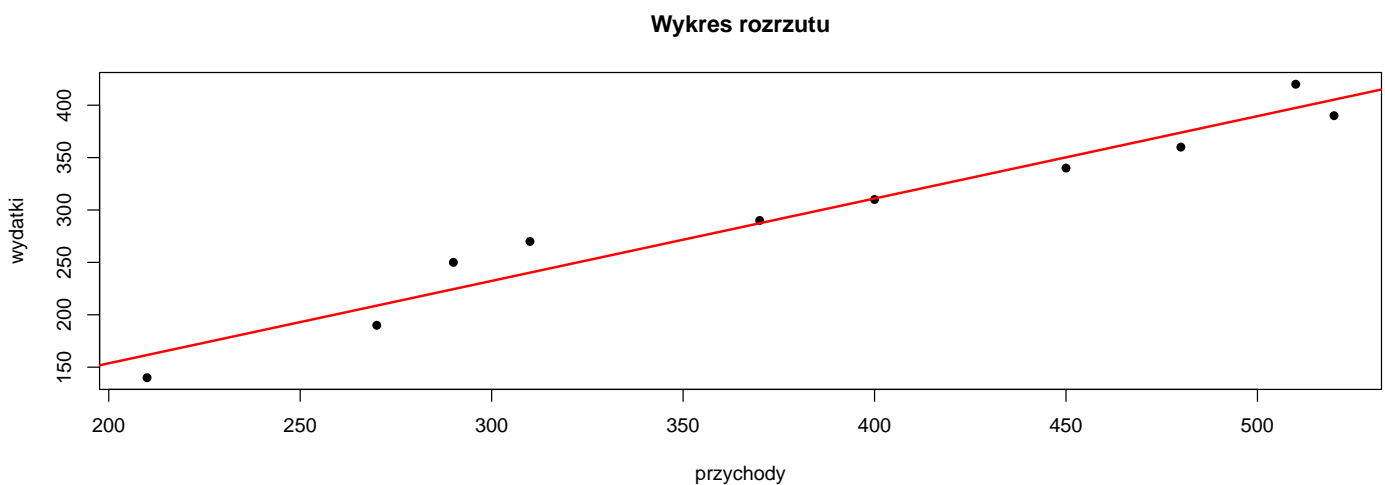
```
# Wykres rozrzutu
plot(data_set, main = "Wykres rozrzutu", pch = 16)
```



```
# model
model <- lm(wydatki ~ przychody, data = data_set)
model

##
## Call:
## lm(formula = wydatki ~ przychody, data = data_set)
##
## Coefficients:
## (Intercept)    przychody
##      -3.5036      0.7861

plot(data_set, main = "Wykres rozrzutu", pch = 16)
abline(model, col = "red", lwd = 2)
```



```
# estymacja parametrów
coef(model)

## (Intercept)    przychody
##  -3.5036358    0.7860988

confint(model)

##                2.5 %    97.5 %
```

```
## (Intercept) -61.2027257 54.1954540
## przychody 0.6398962 0.9323013

# podsumowanie modelu
# tj. reszty, estymacja punktowa, testy istotności dla współczynników regresji,
# R2, test istotności modelu
summary(model)

##
## Call:
## lm(formula = wydatki ~ przychody, data = data_set)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -21.577 -14.907  -5.588  17.607  29.813
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  -3.5036     25.0212  -0.14   0.892
## przychody     0.7861      0.0634   12.40 1.67e-06 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 20.63 on 8 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.9505, Adjusted R-squared:  0.9444
## F-statistic: 153.7 on 1 and 8 DF, p-value: 1.67e-06

# wartości dopasowane przez model
fitted(model)

##      1      2      3      4      5      6      7      8
## 161.5771 208.7430 224.4650 240.1870 287.3529 310.9359 350.2408 373.8238
##      9     10
## 397.4067 405.2677

# reszty
residuals(model)

##      1      2      3      4      5      6
## -21.5771083 -18.7430352 25.5349891 29.8130135 2.6470866 -0.9358769
##      7      8      9     10
## -10.2408159 -13.8237794 22.5932572 -15.2677307

# sprawdzenie
wydatki - fitted(model)

##      1      2      3      4      5      6
## -21.5771083 -18.7430352 25.5349891 29.8130135 2.6470866 -0.9358769
##      7      8      9     10
## -10.2408159 -13.8237794 22.5932572 -15.2677307

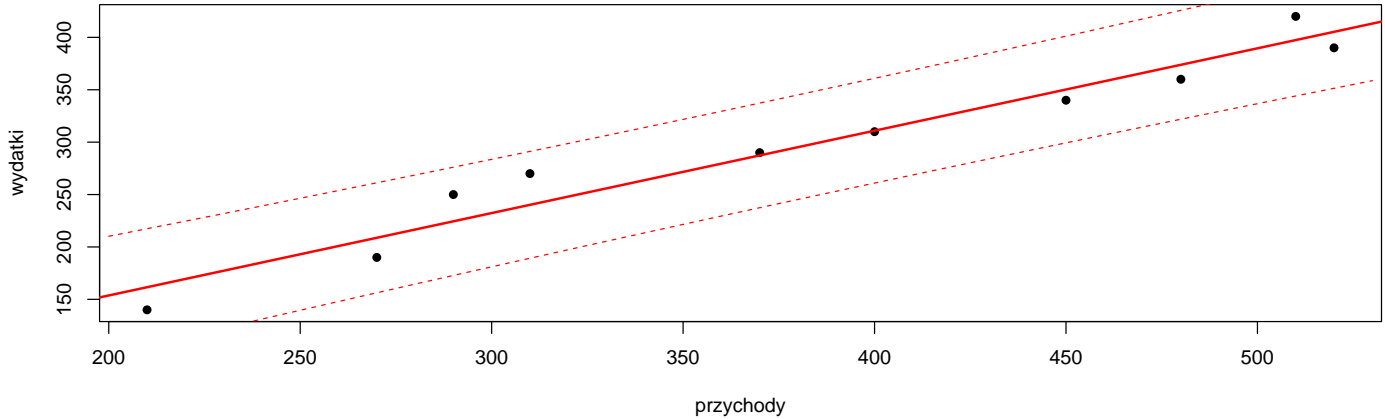
# przedziały ufności dla predykcji
temp_przychody <- data.frame(przychody = seq(min(data_set$przychody) - 10,
                                              max(data_set$przychody) + 10,
                                              length = 100))
```

```

pred <- stats::predict(model, temp_przychody, interval = "prediction")
plot(data_set, main = "Wykres rozrzutu", pch = 16)
abline(model, col = "red", lwd = 2)
lines(temp_przychody$przychody, pred[, 2], lty = 2, col = "red")
lines(temp_przychody$przychody, pred[, 3], lty = 2, col = "red")

```

Wykres rozrzutu



```

# predykcja wydatków dla przychodu = 350
nowy_przychod <- data.frame(przychody = 350)
stats::predict(model, nowy_przychod, interval = 'prediction')

```

```

##          fit      lwr      upr
## 1 271.6309 221.528 321.7338

```

- model bez wyrazu wolnego

```

model_bez_ww <- lm(wydatki ~ przychody - 1, data = data_set)
model_bez_ww

```

```

##
## Call:
## lm(formula = wydatki ~ przychody - 1, data = data_set)
##
## Coefficients:
## przychody
##      0.7775

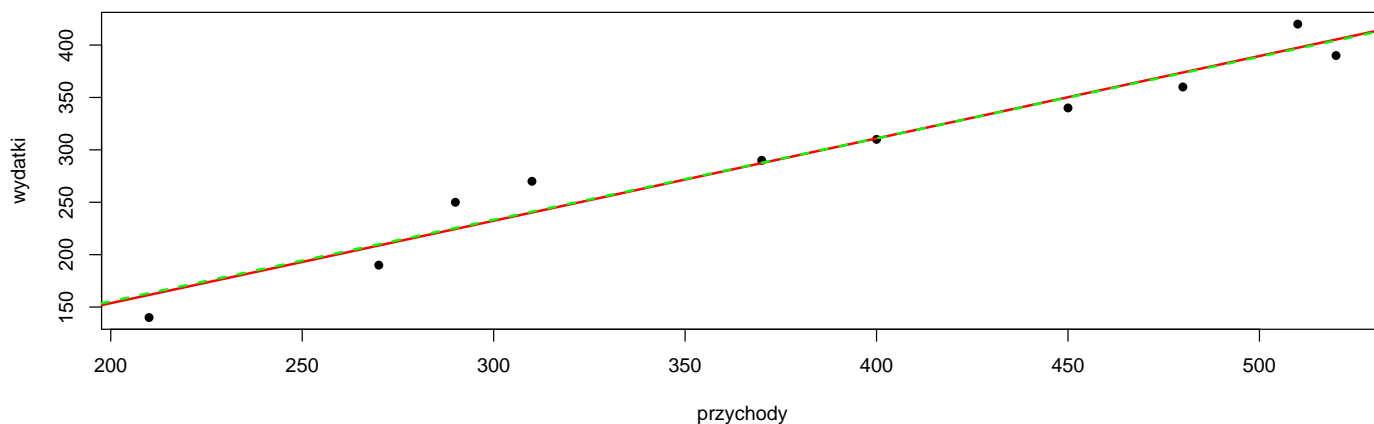
```

```

plot(data_set, main = "Wykres rozrzutu", pch = 16)
abline(model, col = "red", lwd = 2)
abline(model_bez_ww, col = "green", lwd = 2, lty = 2)

```

Wykres rozrzutu



```
coef(model_bez_ww)
```

```
## przychody
```

```
## 0.7775281
```

```
confint(model_bez_ww)
```

```
##           2.5 %   97.5 %
```

```
## przychody 0.7422271 0.812829
```

```
summary(model_bez_ww)
```

```
##
```

```
## Call:
```

```
## lm(formula = wydatki ~ przychody - 1, data = data_set)
```

```
##
```

```
## Residuals:
```

```
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
```

```
## -23.281 -14.039  -5.449  18.174  28.966
```

```
##
```

```
## Coefficients:
```

```
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
```

```
## przychody   0.7775      0.0156   49.83 2.65e-12 ***
```

```
## ---
```

```
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

```
##
```

```
## Residual standard error: 19.48 on 9 degrees of freedom
```

```
## Multiple R-squared:  0.9964, Adjusted R-squared:  0.996
```

```
## F-statistic: 2483 on 1 and 9 DF, p-value: 2.651e-12
```

```
fitted(model_bez_ww)
```

```
##           1           2           3           4           5           6           7           8
```

```
## 163.2809 209.9326 225.4831 241.0337 287.6854 311.0112 349.8876 373.2135
```

```
##           9          10
```

```
## 396.5393 404.3146
```

```
residuals(model_bez_ww)
```

```
##           1           2           3           4           5           6           7
```

```
## -23.280899 -19.932584 24.516854 28.966292 2.314607 -1.011236 -9.887640
```

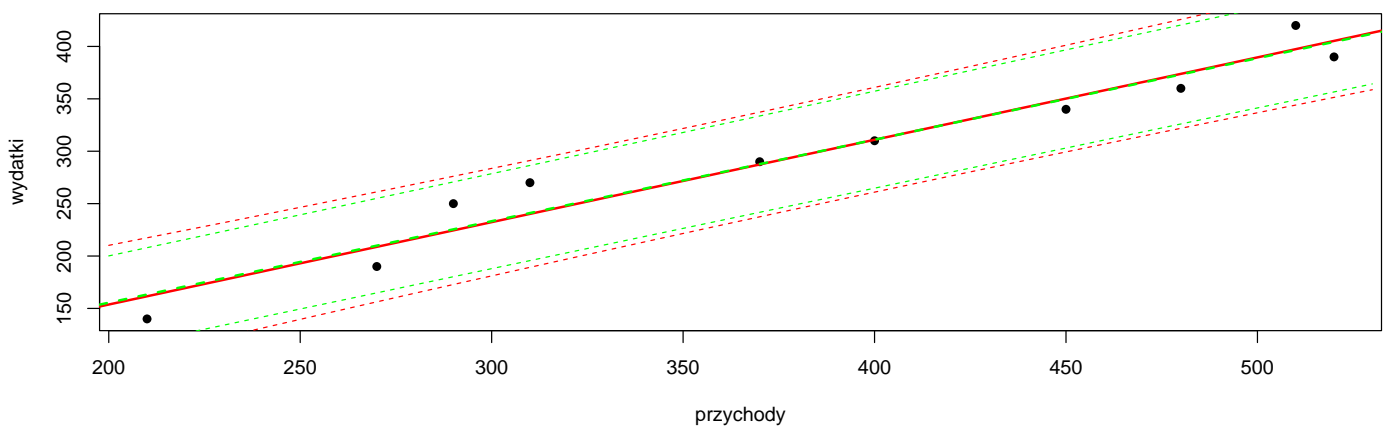


```
##           8           9           10
## -13.213483 23.460674 -14.314607
```

```
temp_przychody <- data.frame(przychody = seq(min(data_set$przychody) - 10,
                                             max(data_set$przychody) + 10,
                                             length = 100))

pred1 <- stats::predict(model_bez_wv, temp_przychody, interval = "prediction")
plot(data_set, main = "Wykres rozrzutu", pch = 16)
abline(model, col = "red", lwd = 2)
abline(model_bez_wv, col = "green", lwd = 2, lty = 2)
lines(temp_przychody$przychody, pred[, 2], lty = 2, col = "red")
lines(temp_przychody$przychody, pred[, 3], lty = 2, col = "red")
lines(temp_przychody$przychody, pred1[, 2], lty = 2, col = "green")
lines(temp_przychody$przychody, pred1[, 3], lty = 2, col = "green")
```

Wykres rozrzutu



```
nowy_przychod <- data.frame(przychody = 350)
stats::predict(model_bez_wv, nowy_przychod, interval = 'prediction')
```

```
##          fit          lwr          upr
## 1 272.1348 226.3796 317.8901
```

7.2 Regresja wielokrotna

- Często badane zjawisko zależy nie tylko od jednej zmiennej, ale od wielu zmiennych i możemy nie wiedzieć, która cecha ma główny wpływ.
- Uogólnieniem prostej (liniowej) regresji jest regresja wielokrotna, która uwzględnia wpływ wielu zmiennych niezależnych, powiedzmy X_1, \dots, X_p , na wybraną zmienną zależną Y .
- Model regresji wielokrotnej jest następujący:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_p x_{ip} + e_i = \mathbf{x}_i^\top \boldsymbol{\beta} + e_i,$$

gdzie $i = 1, \dots, n$,

$$\mathbf{x}_i^\top = (1, x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ip})$$

są wektorami obserwacji zmiennej X_1, \dots, X_p oraz

$$\boldsymbol{\beta} = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p)^\top$$

jest wektorem nieznanych parametrów.

- W notacji macierzowej powyższy model może być zapisany następująco:

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{e},$$

gdzie

$$\mathbf{Y} = \begin{pmatrix} Y_1 \\ \vdots \\ Y_n \end{pmatrix}, \quad \mathbf{X} = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1p} \\ 1 & x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2p} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 1 & x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{np} \end{pmatrix}, \quad \mathbf{e} = \begin{pmatrix} e_1 \\ \vdots \\ e_n \end{pmatrix}.$$

- Założenia są takie same jak w modelu regresji liniowej, np. liczba obserwacji jest większa niż liczba parametrów, tj. $n > p + 1$. Dodatkowo zakładamy, że nie ma liniowej zależności między wektorami obserwacji zmiennych objaśniających, tj. $\text{rank}(\mathbf{X}) = p + 1$.

Estymacja parametrów

- Estymacji parametrów w wektorze β dokonujemy metodą najmniejszych kwadratów, która ma na celu minimalizację sumy kwadratów błędów losowych, tj.

$$\sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n (Y_i - \mathbf{x}_i^\top \beta)^2.$$

- Estymator metody najmniejszych kwadratów wektora β jest postaci:

$$\hat{\beta} = (\mathbf{X}^\top \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^\top \mathbf{Y}.$$

- Estymator $\hat{\beta}$ jest estymatorem nieobciążonym wektora β .

Twierdzenie. Niech $\mathbf{A}^\top \beta = a_0 \beta_0 + \dots + a_p \beta_p$, gdzie $\mathbf{A}^\top = (a_0, \dots, a_p)$, będzie funkcją parametryczną. Wtedy $\mathbf{A}^\top \hat{\beta}$ jest ENMW funkcji parametrycznej $\mathbf{A}^\top \beta$ wśród wszystkich liniowych estymatorów tej funkcji.

- Ponadto,

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n - p - 1} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2$$

jest nieobciążonym estymatorem wariancji σ^2 , gdzie $\hat{y}_i = \mathbf{x}_i^\top \hat{\beta}$, $i = 1, \dots, n$.

Testy istotności dla współczynników regresji

- Weryfikujemy układ hipotez

$$H_0^j : \beta_j = 0 \text{ przeciw } H_1^j : \beta_j \neq 0$$

dla $j = 0, \dots, p$.

- Statystyka testowa jest postaci

$$T_j = \frac{\hat{\beta}_j}{S_j},$$

gdzie

$$S_j^2 = d_{jj} \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2 / (n - p - 1), \quad \hat{y}_i = \mathbf{x}_i^\top \hat{\beta}$$

oraz d_{jj} jest j -tym elementem diagonalnym macierzy $(\mathbf{X}^\top \mathbf{X})^{-1}$.

- Przy założeniu normalności otrzymujemy

$$T_j \Big|_{H_0^j} \sim t(n - p - 1).$$

Test analizy wariancji w modelu regresji

- Zamiast testować istotność każdej zmiennej objaśniającej osobno, możemy przetestować istotność modelu jako całości.

- Mianowicie, weryfikujemy układ hipotez

$$H_0 : \beta_1 = \dots = \beta_p = 0 \text{ przeciw } H_1 : \neg H_0.$$

- W ten sposób testujemy jednocześnie trzy równoważne hipotezy:
 - istotność współczynników regresji,
 - istotność liniowej zależności między zmiennymi,
 - istotność związku między zmiennymi.
- Test weryfikujący powyższe hipotezy konstruuje się metodą analizy wariancji, która opiera się na następującej zależności:

$$SST = SSR + SSE,$$

gdzie

$$SST = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2, \quad SSR = \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2, \quad SSE = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2$$

są sumą kwadratów dla całości, sumą kwadratów dla regresji i sumą kwadratów dla błędu odpowiednio, $\hat{y}_i = \mathbf{x}_i^\top \hat{\boldsymbol{\beta}}$ i $\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$.

- Tabel analizy wariancji w regresji

Źródło zmienności	Stopnie swobody (DF)	Suma kwadratów (SS)	Średni kwadrat (MS)
Regresja	p	SSR	$MSR = SSR/p$
Błąd	$n - p - 1$	SSE	$MSE = SSE/(n - p - 1)$
Całość	$n - 1$	SST	

- Przy prawdziwości hipotezy zerowej i założeniu normalności:

$$SSR \sim \chi^2(p), \quad SSE \sim \chi^2(n - p - 1), \quad SST \sim \chi^2(n - 1).$$

- Obszar krytyczny testu analizy wariancji w regresji jest postaci:

$$R = \left\{ (y_i) : \frac{MSR}{MSE} > F(1 - \alpha, p, n - p - 1) \right\},$$

gdzie

$$\frac{MSR}{MSE} \Big|_{H_0} \sim F(p, n - p - 1)$$

and $F(\beta, m, n)$ oznacza kwantyl rzędu β z rozkładu F-Snedecora $F(m, n)$ z m i n stopniami swobody.

- p -wartość ma postać:

$$P \left(F_{p, n-p-1} > \frac{MSR}{MSE} \right) = 1 - F_{F_{p, n-p-1}} \left(\frac{MSR}{MSE} \right).$$

- W przypadku modelu regresji prostej test ten daje takie same wyniki jak test istotności współczynnika regresji.

Poprawiony współczynnik determinacji R_{adj}^2

- Dodanie nowej zmiennej niezależnej do modelu zawsze zwiększa R^2 .
- Dlatego w praktyce wykorzystuje się głównie tak zwany poprawiony współczynnik determinacji R_{adj}^2 .
- Bierze on pod uwagę, że R^2 jest obliczany na podstawie próby i jest nieco „zbyt dobry”, jeśli uogólnimy nasze wyniki na populację.
- Poprawiony współczynnik determinacji R_{adj}^2 jest zawsze mniejszy niż R^2 .

- Poprawiony współczynnik determinacji R_{adj}^2 (zmiennej zależnej w modelu regresji wielokrotnej) określa, jaki procent wariancji zmiennej zależnej wyjaśnia model:

$$R_{adj}^2 = 1 - \frac{SSE/(n-p-1)}{SST/(n-1)} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2 / (n-p-1)}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 / (n-1)} = 1 - \frac{(1-R^2)(n-1)}{n-p-1},$$

gdzie $\hat{y}_i = \mathbf{x}_i^\top \hat{\boldsymbol{\beta}}$, $i = 1, \dots, n$. Różnice $y_i - \hat{y}_i$ są nazywane resztami lub residuami.

- Im wyższa wartość współczynnika $0 \leq R_{adj}^2 \leq 1$, tym lepszy model (oczywiście w sensie tego kryterium). Należy również pamiętać, że ta ocena jakości modelu jest poprawna tylko wtedy, gdy model jest odpowiedni, tj. gdy założenia modelu są spełnione.

Predykcja

- Niech

$$\mathbf{x}_{nowa}^\top = (1, x_{nowy,1}, \dots, x_{nowy,p})$$

będzie wektorem wartości zmiennych niezależnych X_1, \dots, X_p , dla których chcemy przewidzieć wartość zmiennej zależnej Y . W oparciu o model regresji wielokrotnej predykcja jest następująca:

$$y_p = \mathbf{x}_{nowa}^\top \hat{\boldsymbol{\beta}}.$$

Jako ocenę jakości prognozy przyjmujemy oszacowanie standardowego odchylenia prognozy (średni błąd prognozy) postaci:

$$S_p = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2}{n-p-1} (1 + \mathbf{x}_{nowa}^\top (\mathbf{X}^\top \mathbf{X})^{-1} \mathbf{x}_{nowa})}.$$

Przy założeniu normalności przedział ufności dla y_p na poziomie ufności $1 - \alpha$, $\alpha \in (0, 1)$ jest postaci:

$$\left(y_p - t \left(1 - \frac{\alpha}{2}, n-p-1 \right) S_p, y_p + t \left(1 - \frac{\alpha}{2}, n-p-1 \right) S_p \right),$$

gdzie $t(\beta, m)$ oznacza kwantyl rzędu β z rozkładu t-Studenta $t(m)$ z m stopniami swobody.

Stymulanty i destymulanty

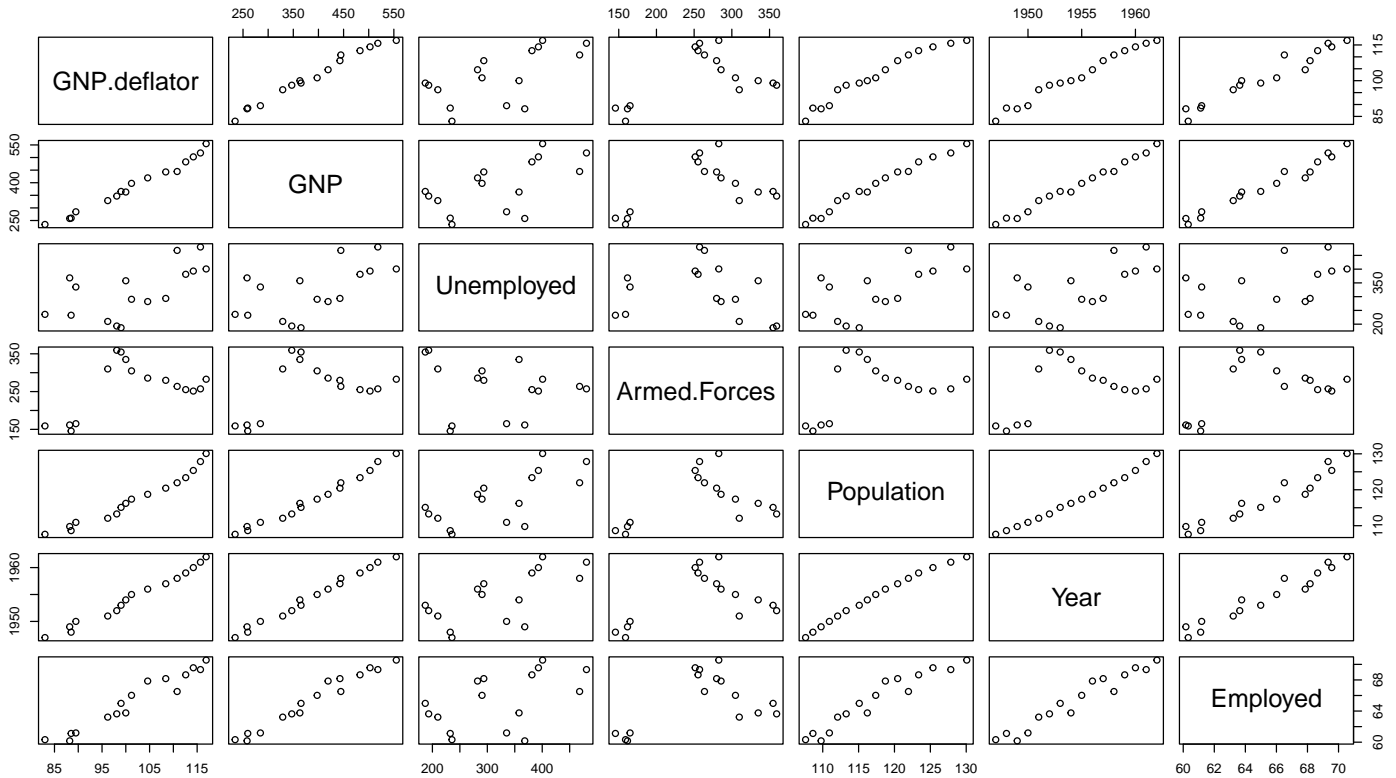
- Gdy stosowana jest regresja wielokrotna, często jesteśmy bardziej zainteresowani, które zmienne wpływają na badane zjawisko w sposób stymulujący, a które je hamują, niż prognozowaniem.
- Pierwsza z tych zmiennych nazywa się stymulantami, a drugie destymulantami.
- Oczywiście stymulanty to zmienne, które mają wartości parametrów regresji dodatniej w oszacowanym modelu regresji.
- Destymulanty to zmienne o ujemnych parametrach.
- Można również określić neutralne (nieistotne) zmienne, tj. zmienne, które nie mają wpływu na badane zjawisko.

Przykład. Zbiór danych `longley` zawiera 7 zmiennych makroekonomicznych. Chcemy modelować liczbę zatrudnionych za pomocą innych (niekoniecznie wszystkich) zmiennych przy użyciu modelu regresji wielokrotnej.

```
head(longley)
```

##	GNP.deflator	GNP	Unemployed	Armed.Forces	Population	Year	Employed
## 1947	83.0	234.289	235.6	159.0	107.608	1947	60.323
## 1948	88.5	259.426	232.5	145.6	108.632	1948	61.122
## 1949	88.2	258.054	368.2	161.6	109.773	1949	60.171
## 1950	89.5	284.599	335.1	165.0	110.929	1950	61.187
## 1951	96.2	328.975	209.9	309.9	112.075	1951	63.221
## 1952	98.1	346.999	193.2	359.4	113.270	1952	63.639

```
pairs(longley)
```



```
# model pełny
model_1 <- lm(Employed ~ ., data = longley)
# model_1 <- lm(Employed ~ GNP.deflator + GNP + Unemployed +
#               Armed.Forces + Population + Year,
#               data = longley)
model_1

##
## Call:
## lm(formula = Employed ~ ., data = longley)
##
## Coefficients:
## (Intercept)  GNP.deflator          GNP    Unemployed  Armed.Forces
## -3.482e+03    1.506e-02   -3.582e-02   -2.020e-02   -1.033e-02
## Population          Year
## -5.110e-02    1.829e+00

# estymacja parametrów
coef(model_1)

## (Intercept)  GNP.deflator          GNP    Unemployed  Armed.Forces
## -3.482259e+03  1.506187e-02 -3.581918e-02 -2.020230e-02 -1.033227e-02
## Population          Year
## -5.110411e-02  1.829151e+00

confint(model_1)

##                2.5 %          97.5 %
## (Intercept) -5.496529e+03 -1.467988e+03
```

```
## GNP.deflator -1.770290e-01 2.071528e-01
## GNP -1.115811e-01 3.994274e-02
## Unemployed -3.125067e-02 -9.153930e-03
## Armed.Forces -1.517949e-02 -5.485050e-03
## Population -5.625172e-01 4.603090e-01
## Year 7.987875e-01 2.859515e+00
```

```
# podsumowanie modelu
# tj. reszty, estymacja punktowa, testy istotności dla współczynników regresji,
#  $R_{adj}^2$ , test istotności modelu (test analizy wariancji w regresji)
summary(model_1)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = Employed ~ ., data = longley)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.41011 -0.15767 -0.02816  0.10155  0.45539
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  -3.482e+03  8.904e+02  -3.911 0.003560 **
## GNP.deflator   1.506e-02  8.492e-02   0.177 0.863141
## GNP           -3.582e-02  3.349e-02  -1.070 0.312681
## Unemployed    -2.020e-02  4.884e-03  -4.136 0.002535 **
## Armed.Forces  -1.033e-02  2.143e-03  -4.822 0.000944 ***
## Population    -5.110e-02  2.261e-01  -0.226 0.826212
## Year           1.829e+00  4.555e-01   4.016 0.003037 **
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.3049 on 9 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.9955, Adjusted R-squared:  0.9925
## F-statistic: 330.3 on 6 and 9 DF, p-value: 4.984e-10
```

```
# wartości dopasowane przez model
fitted(model_1)
```

```
##      1947      1948      1949      1950      1951      1952      1953      1954
## 60.05566 61.21601 60.12471 61.59711 62.91129 63.88831 65.15305 63.77418
##      1955      1956      1957      1958      1959      1960      1961      1962
## 66.00470 67.40161 68.18627 66.55206 68.81055 69.64967 68.98907 70.75776
```

```
# reszty
residuals(model_1)
```

```
##      1947      1948      1949      1950      1951      1952
## 0.26734003 -0.09401394 0.04628717 -0.41011462 0.30971459 -0.24931122
##      1953      1954      1955      1956      1957      1958
## -0.16404896 -0.01318036 0.01430477 0.45539409 -0.01726893 -0.03905504
##      1959      1960      1961      1962
## -0.15554997 -0.08567131 0.34193151 -0.20675783
```

```
# predykcja
new_data <- data.frame(GNP.deflator = 115.4,
                       GNP = 518.163,
                       Unemployed = 480.3,
                       Armed.Forces = 257.4,
                       Population = 127.857,
                       Year = 1963)
stats::predict(model_1, new_data, interval = "prediction")
```

```
##          fit      lwr      upr
## 1 72.64695 70.55039 74.74351
```

```
# redukcja modelu pełnego
summary(model_1)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = Employed ~ ., data = longley)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.41011 -0.15767 -0.02816  0.10155  0.45539
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -3.482e+03  8.904e+02  -3.911 0.003560 **
## GNP.deflator  1.506e-02  8.492e-02   0.177 0.863141
## GNP          -3.582e-02  3.349e-02  -1.070 0.312681
## Unemployed   -2.020e-02  4.884e-03  -4.136 0.002535 **
## Armed.Forces -1.033e-02  2.143e-03  -4.822 0.000944 ***
## Population   -5.110e-02  2.261e-01  -0.226 0.826212
## Year         1.829e+00  4.555e-01   4.016 0.003037 **
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.3049 on 9 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.9955, Adjusted R-squared:  0.9925
## F-statistic: 330.3 on 6 and 9 DF,  p-value: 4.984e-10
```

```
model_2 <- lm(Employed ~ Unemployed + Armed.Forces + Year, data = longley)
# model_2 <- update(model_1, . ~ . - GNP.deflator - GNP - Population)
summary(model_2)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = Employed ~ Unemployed + Armed.Forces + Year, data = longley)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.57285 -0.11989  0.04087  0.13979  0.75303
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
```

```
## (Intercept)  -1.797e+03  6.864e+01 -26.183 5.89e-12 ***
## Unemployed   -1.470e-02  1.671e-03  -8.793 1.41e-06 ***
## Armed.Forces -7.723e-03  1.837e-03  -4.204 0.00122 **
## Year          9.564e-01  3.553e-02  26.921 4.24e-12 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.3321 on 12 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.9928, Adjusted R-squared:  0.9911
## F-statistic: 555.2 on 3 and 12 DF,  p-value: 3.916e-13
```

7.3 Regresja krokowa

- Istnieje również inna metoda konstrukcji modeli z dużą liczbą zmiennych objaśniających niż konstruowanie pełnego modelu i szacowanie jego parametrów (tak jak robimy to w regresji wielokrotnej).
- Jest to procedura regresji krokowej, w której możemy odrzucić lub dodać zmienną na każdym kroku.
- Powiedzmy, że zaczynamy od modelu zawierającego tylko stałą - „regresja w przód” (możemy też zacząć od pełnego modelu - „regresja w tył”). W następnym kroku dodajemy najlepszą zmienną w sensie kryterium (np. test istotności, AIC, BIC). W następnym dodamy ponownie, ale możemy również sprawdzić co się dzieje, jakbyśmy usunęli z modelu zmienną dodaną w poprzednim kroku, itd.
- Jakość modelu jest zwykle oceniana przy użyciu kryterium informacyjnego Akaike (AIC).
- Wartość tego kryterium zależy nie tylko od sumy kwadratów reszt, ale także od liczby zmiennych w modelu.
- Zatem zwiększając liczbę parametrów w modelu, chociaż suma kwadratów reszt zawsze maleje, od pewnego momentu AIC zacznie rosnąć.
- AIC zwykle wybiera model o zbyt wielu parametrach. Istnieją zatem również modyfikacje i alternatywy dla AIC.
- Jeśli bardziej zależy nam na jakości prognozy powinniśmy użyć AIC, a jeśli priorytetem jest jakość dopasowania modelu wybieramy BIC (bayesowskiej kryterium informacyjne).
- Mamy

$$AIC = -2\ln(L) + 2(p + 1), \quad BIC = -2\ln(L) + \ln(n)(p + 1),$$

gdzie L jest maksimum funkcji wiarygodności oraz \ln jest logarytmem naturalnym.

- W przypadku estymacji parametrów metodą najmniejszych kwadratów i przy założeniu normalności błędów mamy:

– bez wyrazu stałego:

$$AIC = n \ln \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n e_i^2 \right) + 2(p + 1),$$

– z wyrazem stałym:

$$AIC = n \ln \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n e_i^2 \right) + 2(p + 1) + n \ln(2\pi) + n + 2.$$

- Im mniejsza wartość AIC lub BIC, tym lepszy model.

Przykład (cd.).


```

model_1 <- lm(Employed ~ ., data = longley)
model_2 <- lm(Employed ~ Unemployed + Armed.Forces + Year, data = longley)
# AIC (z wyrazem stałym)
AIC(model_1, model_2)

```

```

##          df          AIC
## model_1   8 14.18670
## model_2   5 15.52741

```

```

n <- nrow(longley)
p <- 6
n * log(mean(model_1$residuals^2)) + 2 * (p + 1) + n * log(2 * pi) + n + 2

```

```
## [1] 14.1867
```

```

p <- 3
n * log(mean(model_2$residuals^2)) + 2 * (p + 1) + n * log(2 * pi) + n + 2

```

```
## [1] 15.52741
```

```

# BIC (z wyrazem stałym)
AIC(model_1, model_2, k = log(nrow(longley)))

```

```

##          df          AIC
## model_1   8 20.36741
## model_2   5 19.39035

```

```

# AIC i BIC (bez wyrazu stałego)
extractAIC(model_1)[2]

```

```
## [1] -33.21933
```

```
extractAIC(model_1, k = log(n))[2]
```

```
## [1] -27.81121
```

```

p <- 6
n * log(mean(model_1$residuals^2)) + 2 * (p + 1)

```

```
## [1] -33.21933
```

```
n * log(mean(model_1$residuals^2)) + log(n) * (p + 1)
```

```
## [1] -27.81121
```

```
extractAIC(model_2)[2]
```

```
## [1] -31.87863
```

```
extractAIC(model_2, k = log(n))[2]
```

```
## [1] -28.78827
```

```

p <- 3
n * log(mean(model_2$residuals^2)) + 2 * (p + 1)

```

```
## [1] -31.87863
```

```
n * log(mean(model_2$residuals^2)) + log(n) * (p + 1)
```

```
## [1] -28.78827
# regresja krokowa
step(model_1)

## Start: AIC=-33.22
## Employed ~ GNP.deflator + GNP + Unemployed + Armed.Forces + Population +
## Year
##
##           Df Sum of Sq    RSS    AIC
## - GNP.deflator  1    0.00292 0.83935 -35.163
## - Population    1    0.00475 0.84117 -35.129
## - GNP           1    0.10631 0.94273 -33.305
## <none>                    0.83642 -33.219
## - Year         1    1.49881 2.33524 -18.792
## - Unemployed   1    1.59014 2.42656 -18.178
## - Armed.Forces 1    2.16091 2.99733 -14.798
##
## Step: AIC=-35.16
## Employed ~ GNP + Unemployed + Armed.Forces + Population + Year
##
##           Df Sum of Sq    RSS    AIC
## - Population  1    0.01933 0.8587 -36.799
## <none>                    0.8393 -35.163
## - GNP        1    0.14637 0.9857 -34.592
## - Year       1    1.52725 2.3666 -20.578
## - Unemployed 1    2.18989 3.0292 -16.628
## - Armed.Forces 1    2.39752 3.2369 -15.568
##
## Step: AIC=-36.8
## Employed ~ GNP + Unemployed + Armed.Forces + Year
##
##           Df Sum of Sq    RSS    AIC
## <none>                    0.8587 -36.799
## - GNP        1    0.4647 1.3234 -31.879
## - Year       1    1.8980 2.7567 -20.137
## - Armed.Forces 1    2.3806 3.2393 -17.556
## - Unemployed 1    4.0491 4.9077 -10.908
##
## Call:
## lm(formula = Employed ~ GNP + Unemployed + Armed.Forces + Year,
##     data = longley)
##
## Coefficients:
## (Intercept)          GNP    Unemployed  Armed.Forces          Year
## -3.599e+03  -4.019e-02  -2.088e-02  -1.015e-02   1.887e+00

# step(model_1, direction = "backward")
step(model_1, k = log(nrow(longley)))

## Start: AIC=-27.81
## Employed ~ GNP.deflator + GNP + Unemployed + Armed.Forces + Population +
## Year
```

```
##
##           Df Sum of Sq    RSS    AIC
## - GNP.deflator  1    0.00292 0.83935 -30.528
## - Population    1    0.00475 0.84117 -30.493
## - GNP           1    0.10631 0.94273 -28.669
## <none>                      0.83642 -27.811
## - Year          1    1.49881 2.33524 -14.156
## - Unemployed    1    1.59014 2.42656 -13.542
## - Armed.Forces  1    2.16091 2.99733 -10.162
##
## Step:  AIC=-30.53
## Employed ~ GNP + Unemployed + Armed.Forces + Population + Year
##
##           Df Sum of Sq    RSS    AIC
## - Population    1    0.01933 0.8587 -32.936
## - GNP           1    0.14637 0.9857 -30.729
## <none>                      0.8393 -30.528
## - Year          1    1.52725 2.3666 -16.715
## - Unemployed    1    2.18989 3.0292 -12.765
## - Armed.Forces  1    2.39752 3.2369 -11.705
##
## Step:  AIC=-32.94
## Employed ~ GNP + Unemployed + Armed.Forces + Year
##
##           Df Sum of Sq    RSS    AIC
## <none>                      0.8587 -32.936
## - GNP           1    0.4647 1.3234 -28.788
## - Year          1    1.8980 2.7567 -17.046
## - Armed.Forces  1    2.3806 3.2393 -14.466
## - Unemployed    1    4.0491 4.9077  -7.818
##
## Call:
## lm(formula = Employed ~ GNP + Unemployed + Armed.Forces + Year,
##     data = longley)
##
## Coefficients:
## (Intercept)          GNP    Unemployed  Armed.Forces          Year
## -3.599e+03  -4.019e-02  -2.088e-02   -1.015e-02   1.887e+00

model_0 <- lm(Employed ~ 1, data = longley)
step(model_0, direction = "forward", scope = formula(model_1))

## Start:  AIC=41.17
## Employed ~ 1
##
##           Df Sum of Sq    RSS    AIC
## + GNP       1   178.973   6.036 -11.597
## + Year      1   174.552  10.457  -2.806
## + GNP.deflator 1   174.397  10.611  -2.571
## + Population  1   170.643  14.366   2.276
## + Unemployed  1    46.716 138.293  38.509
## + Armed.Forces 1    38.691 146.318  39.411
```

```

## <none> 185.009 41.165
##
## Step: AIC=-11.6
## Employed ~ GNP
##
##           Df Sum of Sq    RSS    AIC
## + Unemployed  1  2.45708 3.5791 -17.9598
## + Population  1  2.16178 3.8744 -16.6913
## + Year        1  1.12520 4.9109 -12.8980
## <none>                6.0361 -11.5972
## + GNP.deflator 1  0.21194 5.8242 -10.1691
## + Armed.Forces 1  0.07665 5.9595  -9.8017
##
## Step: AIC=-17.96
## Employed ~ GNP + Unemployed
##
##           Df Sum of Sq    RSS    AIC
## + Armed.Forces 1  0.82235 2.7567 -20.137
## <none>                3.5791 -17.960
## + Year        1  0.33980 3.2393 -17.556
## + Population  1  0.09682 3.4822 -16.399
## + GNP.deflator 1  0.01884 3.5602 -16.044
##
## Step: AIC=-20.14
## Employed ~ GNP + Unemployed + Armed.Forces
##
##           Df Sum of Sq    RSS    AIC
## + Year        1  1.89803 0.85868 -36.799
## + Population  1  0.39011 2.36660 -20.578
## <none>                2.75671 -20.137
## + GNP.deflator 1  0.07288 2.68383 -18.566
##
## Step: AIC=-36.8
## Employed ~ GNP + Unemployed + Armed.Forces + Year
##
##           Df Sum of Sq    RSS    AIC
## <none>                0.85868 -36.799
## + Population  1  0.019332 0.83935 -35.163
## + GNP.deflator 1  0.017507 0.84117 -35.129
##
## Call:
## lm(formula = Employed ~ GNP + Unemployed + Armed.Forces + Year,
##     data = longley)
##
## Coefficients:
## (Intercept)          GNP    Unemployed  Armed.Forces          Year
## -3.599e+03   -4.019e-02   -2.088e-02   -1.015e-02   1.887e+00
step(model_0, direction = "forward", scope = formula(model_1), k = log(nrow(longley)))

## Start: AIC=41.94
## Employed ~ 1

```

```

##
##           Df Sum of Sq    RSS    AIC
## + GNP      1   178.973    6.036 -10.052
## + Year      1   174.552   10.457  -1.261
## + GNP.deflator 1   174.397   10.611  -1.025
## + Population 1   170.643   14.366   3.822
## + Unemployed 1    46.716  138.293  40.054
## + Armed.Forces 1    38.691  146.318  40.956
## <none>                185.009  41.938
##
## Step:   AIC=-10.05
## Employed ~ GNP
##
##           Df Sum of Sq    RSS    AIC
## + Unemployed 1    2.45708 3.5791 -15.6420
## + Population 1    2.16178 3.8744 -14.3736
## + Year        1    1.12520 4.9109 -10.5802
## <none>                6.0361 -10.0520
## + GNP.deflator 1    0.21194 5.8242  -7.8513
## + Armed.Forces 1    0.07665 5.9595  -7.4839
##
## Step:   AIC=-15.64
## Employed ~ GNP + Unemployed
##
##           Df Sum of Sq    RSS    AIC
## + Armed.Forces 1    0.82235 2.7567 -17.046
## <none>                3.5791 -15.642
## + Year        1    0.33980 3.2393 -14.466
## + Population  1    0.09682 3.4822 -13.308
## + GNP.deflator 1    0.01884 3.5602 -12.954
##
## Step:   AIC=-17.05
## Employed ~ GNP + Unemployed + Armed.Forces
##
##           Df Sum of Sq    RSS    AIC
## + Year      1    1.89803 0.85868 -32.936
## <none>                2.75671 -17.046
## + Population 1    0.39011 2.36660 -16.715
## + GNP.deflator 1    0.07288 2.68383 -14.703
##
## Step:   AIC=-32.94
## Employed ~ GNP + Unemployed + Armed.Forces + Year
##
##           Df Sum of Sq    RSS    AIC
## <none>                0.85868 -32.936
## + Population 1    0.019332 0.83935 -30.528
## + GNP.deflator 1    0.017507 0.84117 -30.493
##
## Call:
## lm(formula = Employed ~ GNP + Unemployed + Armed.Forces + Year,
##     data = longley)

```

```
##
## Coefficients:
## (Intercept)          GNP      Unemployed  Armed.Forces          Year
## -3.599e+03    -4.019e-02    -2.088e-02    -1.015e-02    1.887e+00
```

7.4 Uogólniony model liniowy

- W wielu sytuacjach nie możemy założyć, że zmienna zależna jest ciągła.
- W tej sytuacji powinniśmy zastosować uogólnione modele liniowe (GLM), w których zakłada się pewien rozkład zmiennej zależnej (dopuszczalne są rozkłady z tak zwanej wykładniczej rodziny rozkładów, np. rozkład normalny, wykładniczy, gamma, Poissona, dwumianowy, geometryczny i wielomianowy).
- Ponadto, aby uwzględnić nieliniowy charakter zależności, bierze się pod uwagę tak zwaną funkcję wiążącą h , która ma następującą własność:

$$E(Y) = h^{-1}(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}).$$

- Zauważmy, że jeśli funkcją wiążącą jest tożsamościowa ($h(x) = x$), a zmienna zależna ma rozkład normalny, model ten jest modelem regresji liniowej ($E(Y) = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}$).
- Inne przykłady są następujące:
 - rozkład Y : zero-jedynkowy, $h(x) = \ln\left(\frac{x}{1-x}\right)$, $E(Y) = \frac{\exp(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta})}{1+\exp(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta})}$ - regresja logistyczna (h to funkcja logitowa lub logistyczna)
 - rozkład Y : -, $h(x) = \Phi^{-1}(x)$, $E(Y) = \Phi(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta})$ - regresja probitowa (Φ jest dystrybuantą rozkładu normalnego $N(0, 1)$. Φ^{-1} to funkcja probitowa.)
 - rozkład Y : Poisson, $h(x) = \ln(x)$, $E(Y) = \exp(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta})$ - regresja Poissona
 - rozkład Y : gamma, $h(x) = \frac{1}{x}$, $E(Y) = \frac{1}{\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}}$

7.4.1 Regresja logistyczna

- Regresja logistyczna jest szczególnym i ważnym przykładem uogólnionego modelu liniowego.
- Formalnie w tym przypadku zakładamy, że

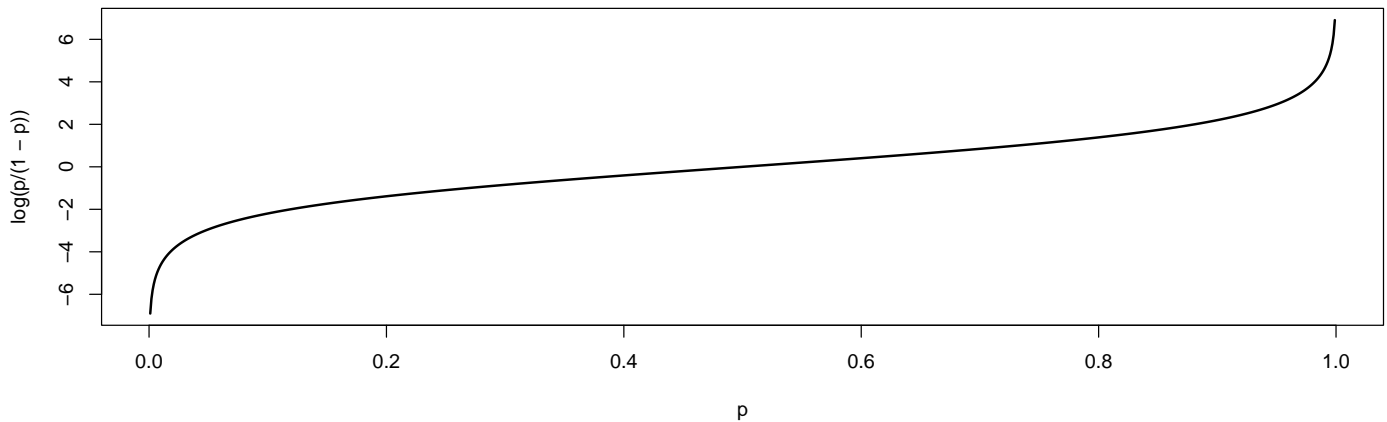
$$Y \sim b(p).$$

- Oznacza to, że zmienna objaśniana ma tylko dwie wartości (najczęściej jest to zmienna binarna).
- Modelujemy prawdopodobieństwo sukcesu p .
- Funkcją łączącą jest funkcja logitowa:

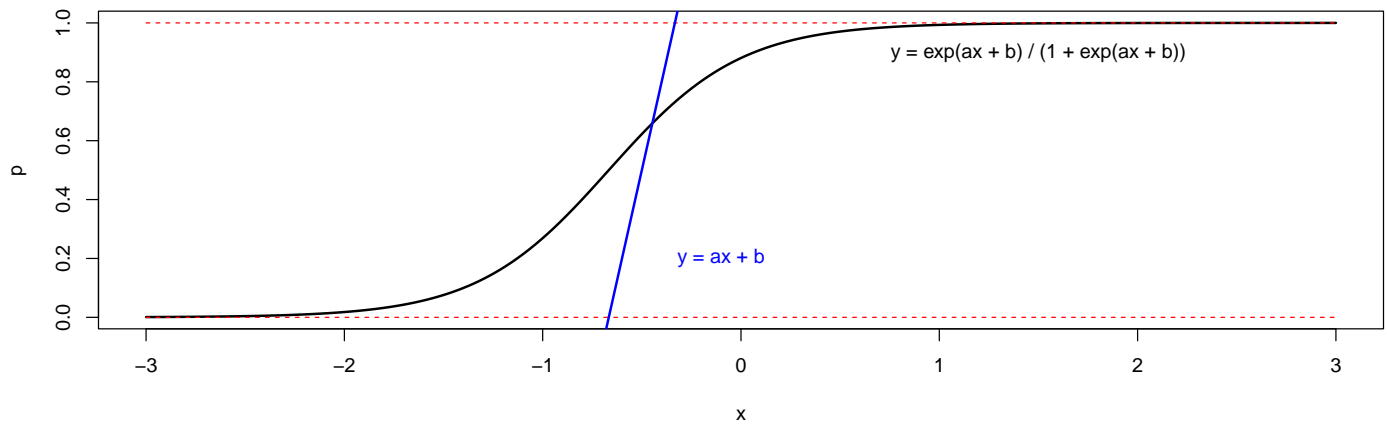
$$h(p) = \text{logit}(p) = \ln\left(\frac{p}{1-p}\right).$$

- Prawdopodobieństwo p jest wtedy szacowane następująco: $p = E(Y) = \frac{\exp(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta})}{1+\exp(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta})}$.

Funkcja logitowa



(Funkcja logitowa)⁻¹



- Nie można użyć metody najmniejszych kwadratów do oszacowania parametrów w wektorze β .
- Wymaga to założenia o jednorodności wariancji, która w przypadku zmiennej binarnej nie jest spełniona.
- W przypadku regresji logistycznej stosujemy metodę największej wiarygodności, stosując iteracyjny algorytm ważonej metody najmniejszych kwadratów.
- Wartości oszacowanych współczynników nie podlegają interpretacji.
- Interpretacja podlega ilorazowi szans (OR, ang. odds ratio), który można wyrazić jako

$$OR = \frac{p}{1-p} = e^{\mathbf{X}\beta} = e^{\beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_p X_p} = e^{\beta_0} e^{\beta_1 X_1} \dots e^{\beta_p X_p}.$$

- Jeżeli $e^{\beta_j} > 1$, to zmienna X_j działa stymulująco możliwość wystąpienia badanego zjawiska, a w przeciwnym razie działa ograniczająco (jeżeli $e^{\beta_j} = 1$, to zmienna X_j nie ma wpływu na badane zjawisko).
- Jakość dopasowania można przetestować jak poprzednio dla regresji wielokrotnej przy użyciu kryterium informacyjnego, ale w przypadku regresji logistycznej bardziej efektywne są inne kryteria.
- Jednym z nich są krzywe charakterystyczne.
- Model regresji logistycznej można traktować jako model służący do diagnozowania dwóch stanów: dobrego lub złego. Model oblicza prawdopodobieństwo „dobrego” stanu. Wybieramy pewien próg $0 < t < 1$, jeśli prawdopodobieństwo uzyskane z modelu przekracza t , diagnozujemy stan jako „dobry”, w przeciwnym razie jako „zły”. Mamy więc cztery opcje:

- TP (true positive) - model przewidział „dobry” oraz zaobserwowano „dobry”,
- TN (true negative) - model przewidział „zły” oraz zaobserwowano „zły”,

- FP (false positive) - model przewidział „dobry” oraz zaobserwowano „zły”,
- FN (false negative) - model przewidział „zły” oraz zaobserwowano „dobry”,

		zaobserwowano	
		dobry	zły
przewidziano	dobry	TP	FP
	zły	FN	TN

- Jeżeli przez n_g oznaczmy liczbę zaobserwowanych „dobrych”, a przez n_b „złych”, to

$$TPR = \frac{TP}{n_g}, \quad TNR = \frac{TN}{n_b}, \quad FPR = 1 - TNR, \quad FNR = 1 - TPR.$$

- Krzywa charakterystyka (ROC, ang. receiver operating characteristic) jest wykresem współczynnika TPR na osi pionowej przeciwko współczynnikowi FPR na osi poziomej dla wszystkich wartości progowych t . Krzywa ROC jest zatem rodziną punktów (FPR, TPR) ilustrującą związek między zdolnością do rozróżniania przypadków pozytywnych i negatywnych dla różnych parametrów modelu.
- Aby teraz zmierzyć jakość modelu, liczy się pole pod krzywą ROC (AUC).
- AUC jest powszechnie znaną miarą przyjmującą wartości w przedziale $[0, 1]$. Wyższa wartość oznacza lepszą wydajność.
- Im wartość AUC jest bliższa 1, tym lepsza jest zdolność modelu do przewidywania „dobrego” stanu.
- Idealny model poprawnie przewidujący wszystkie przypadki ma wartość $AUC = 1$, podczas gdy model całkowicie losowy (słaby) ma $AUC = 0,5$.
- Ale co oznacza wynik 0,8 lub 0,95? Sensowna interpretacja wyniku jest następująca: jeśli weźmiemy losowy przypadek pozytywny i losowy wynik negatywny, to AUC pokazuje prawdopodobieństwo, że model przypisuje wyższy wynik przypadkowi pozytywnemu niż negatywnemu.
- Chronologicznie wcześniejszym modelem był model probitowy niż model logistyczny. Obecnie, ze względu na prostszą interpretację, stosuje się model logistyczny. Mianowicie, w modelu probitowym nie można nic powiedzieć o wpływie zmiennych na prawdopodobieństwo, podczas gdy w modelu logistycznym, jeśli współczynnik obok zmiennej jest dodatni (ujemny) oznacza to, że zmienna ma pozytywny (negatywny) wpływ na szansę sukcesu. Dla obu modeli uzyskuje się zwykle bardzo podobne wyniki.

Przykład. Rozważmy przykład dotyczący badania szansy ponownego ataku serca w ciągu roku od pierwszego ataku, w zależności od *treatment of anger* oraz *trait anxiety*. Zmienna zależna ma wartość 1, jeśli nastąpił ponowny atak, a 0 w przeciwnym razie.

```
y <- c(1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0)
x1 <- c(1, 1, 1, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 0, 0, 0, 0)
x2 <- c(70, 80, 50, 60, 40, 65, 75, 80, 70, 60, 65, 50, 45, 35, 40, 50, 55, 45, 50, 60)
data_set <- data.frame(y, x1, x2)
head(data_set)
```

```
##   y x1 x2
## 1 1  1 70
## 2 1  1 80
## 3 1  1 50
## 4 1  0 60
## 5 1  0 40
## 6 1  0 65
```



```

# model logistyczny
model_1 <- glm(y ~ x1 + x2, data = data_set, family = 'binomial')
model_1

##
## Call:  glm(formula = y ~ x1 + x2, family = "binomial", data = data_set)
##
## Coefficients:
## (Intercept)          x1          x2
##      -6.363      -1.024       0.119
##
## Degrees of Freedom: 19 Total (i.e. Null);  17 Residual
## Null Deviance:      27.73
## Residual Deviance: 18.82    AIC: 24.82

# podsumowanie modelu
# tj. reszty, estymacja punktowa, testy istotności dla współczynników regresji, AIC
summary(model_1)

##
## Call:
## glm(formula = y ~ x1 + x2, family = "binomial", data = data_set)
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
## (Intercept) -6.36347    3.21362  -1.980   0.0477 *
## x1          -1.02411    1.17101  -0.875   0.3818
## x2           0.11904    0.05497   2.165   0.0304 *
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## (Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)
##
##      Null deviance: 27.726  on 19  degrees of freedom
## Residual deviance: 18.820  on 17  degrees of freedom
## AIC: 24.82
##
## Number of Fisher Scoring iterations: 4

# zredukowany model logistyczny
model_2 <- glm(y ~ x2, data = data_set, family = 'binomial')
summary(model_2)

##
## Call:
## glm(formula = y ~ x2, family = "binomial", data = data_set)
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
## (Intercept)  -7.0925    3.1709  -2.237   0.0253 *
## x2           0.1246    0.0553   2.254   0.0242 *
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

```
##
## (Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)
##
## Null deviance: 27.726 on 19 degrees of freedom
## Residual deviance: 19.601 on 18 degrees of freedom
## AIC: 23.601
##
## Number of Fisher Scoring iterations: 4
# regresja krokowa
AIC(model_1, model_2)

##          df          AIC
## model_1   3 24.82037
## model_2   2 23.60052

step(model_1)

## Start: AIC=24.82
## y ~ x1 + x2
##
##          Df Deviance    AIC
## - x1      1   19.601 23.601
## <none>      18.820 24.820
## - x2      1   25.878 29.878
##
## Step: AIC=23.6
## y ~ x2
##
##          Df Deviance    AIC
## <none>      19.601 23.601
## - x2      1   27.726 29.726
##
## Call: glm(formula = y ~ x2, family = "binomial", data = data_set)
##
## Coefficients:
## (Intercept)          x2
##      -7.0925      0.1246
##
## Degrees of Freedom: 19 Total (i.e. Null); 18 Residual
## Null Deviance:      27.73
## Residual Deviance: 19.6 AIC: 23.6

# iloraz szans (ręcznie)
exp(coef(model_2)[2])

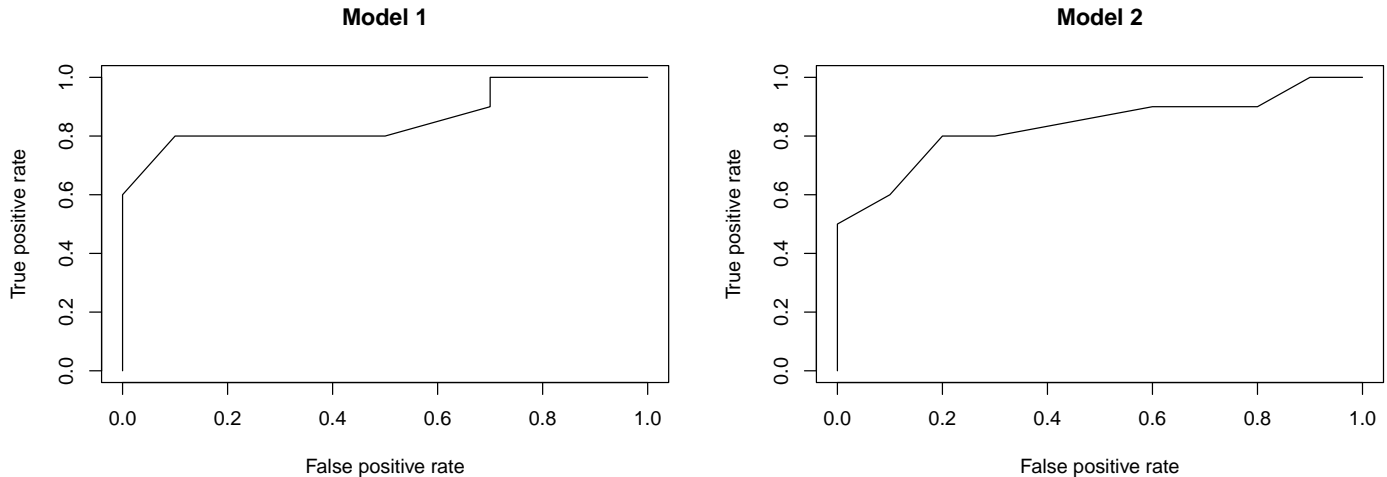
##          x2
## 1.132734

# Wartość ta oznacza, że wraz ze wzrostem wartości zmiennej x2 o jedną jednostkę,
# przewidywane ryzyko (w sensie ilorazu szans  $p / (1 - p)$ )
# ponownego zawału serca wzrasta o 13%.
# do krzywych ROC
library(ROCR)
```

```

pred_1 <- prediction(model_1$fitted, y)
pred_2 <- prediction(model_2$fitted, y)
# krzywe ROC
par(mfrow = c(1, 2))
plot(performance(pred_1, 'tpr', 'fpr'), main = "Model 1")
plot(performance(pred_2, 'tpr', 'fpr'), main = "Model 2")

```



```

par(mfrow = c(1, 1))
# AUC
performance(pred_1, 'auc')@y.values

```

```

## [[1]]
## [1] 0.86

```

```

performance(pred_2, 'auc')@y.values

```

```

## [[1]]
## [1] 0.835

```

```

# predykcja
(predict_glm <- stats::predict(model_2,
                                data.frame(x2 = c(30, 80)),
                                type = 'response'))

```

```

##           1           2
## 0.03378247 0.94676209

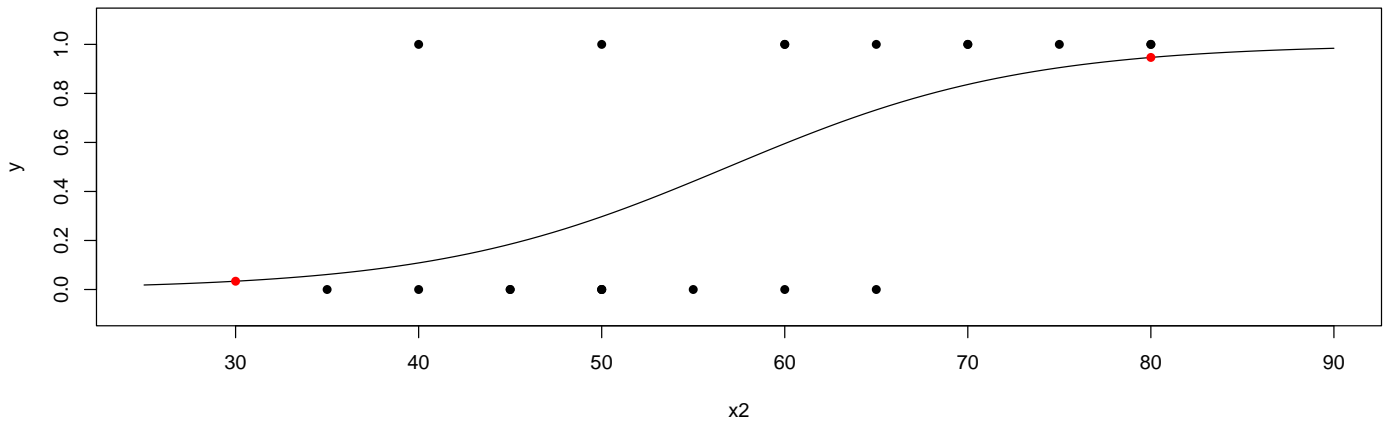
```

Uwzględniamy argument type = 'response' w celu uzyskania przewidywanego prawdopodobieństwa, że y
Domyślne przewidywane są zlogarytmowane ilorazy szans (prawdopodobieństwa w skali logitowej).

```

x_temp <- seq(min(x2) - 10, max(x2) + 10, length.out = 100)
y_temp <- exp(coef(model_2)[1] + coef(model_2)[2] * x_temp) /
  (1 + exp(coef(model_2)[1] + coef(model_2)[2] * x_temp))
plot(x_temp, y_temp, type = "l", xlab = "x2", ylab = "y", ylim = c(-0.1, 1.1))
points(x2, y, pch = 16)
points(c(30, 80), predict_glm, pch = 16, col = "red")

```



7.4.2 Regresja Poissona

Nie zawsze interesuje nas prawdopodobieństwo sukcesu. Dość często jesteśmy zainteresowani liczbą sukcesów (ogólnie liczebnościami). W tej sytuacji najbardziej popularny jest model Poissona, który zakłada, że zmienna zależna ma rozkład Poissona i

$$h(x) = \ln(x), \quad E(Y) = \exp(\mathbf{X}\beta).$$

Przykład. W zbiorze danych `student_award.RData`, zmienna `num_awards` podaje liczbę nagród zdobytych przez uczniów szkoły średniej przez rok, zmienna `math` jest zmienną ciągłą i reprezentuje wyniki uczniów na końcowym egzaminie z matematyki, a zmienna `prog` jest zmienną jakościową z trzema poziomami wskazującymi rodzaj programu, ma który uczniowie byli zapisani (“General” - ogólny, “Academic” - akademicki, “Vocational” - zawodowy). Chcemy opisać związek między liczbą nagród a wynikiem egzaminu z matematyki i programem.

```
load(url("http://ls.home.amu.edu.pl/data_sets/student_award.RData"))
head(student_award)
```

```
##   num_awards math      prog
## 1          0  41 Vocational
## 2          0  41   General
## 3          0  44 Vocational
## 4          0  42 Vocational
## 5          0  40 Vocational
## 6          0  42   General
```

```
model_1 <- glm(num_awards ~ math + prog, data = student_award, family = "poisson")
model_1
```

```
##
## Call:  glm(formula = num_awards ~ math + prog, family = "poisson", data = student_award)
##
## Coefficients:
##   (Intercept)          math   progAcademic  progVocational
##    -5.24712         0.07015         1.08386         0.36981
##
## Degrees of Freedom: 199 Total (i.e. Null);  196 Residual
## Null Deviance:      287.7
## Residual Deviance: 189.4    AIC: 373.5
```

```
summary(model_1)
```

```
##
```

```
## Call:
## glm(formula = num_awards ~ math + prog, family = "poisson", data = student_award)
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
## (Intercept)  -5.24712    0.65845  -7.969 1.60e-15 ***
## math          0.07015    0.01060   6.619 3.63e-11 ***
## progAcademic   1.08386    0.35825   3.025 0.00248 **
## progVocational 0.36981    0.44107   0.838 0.40179
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## (Dispersion parameter for poisson family taken to be 1)
##
##      Null deviance: 287.67  on 199  degrees of freedom
## Residual deviance: 189.45  on 196  degrees of freedom
## AIC: 373.5
##
## Number of Fisher Scoring iterations: 6
```

*# Możemy również przetestować ogólny efekt programu, porównując pełny model
z modelem bez zmiennej program. Test chi-kwadrat wskazuje, że program,
jest statystycznie istotnym predyktorem liczby nagród.*

```
model_2 <- update(model_1, . ~ . - prog)
anova(model_1, model_2, test = "Chisq")
```

```
## Analysis of Deviance Table
##
## Model 1: num_awards ~ math + prog
## Model 2: num_awards ~ math
##   Resid. Df Resid. Dev Df Deviance  Pr(>Chi)
## 1      196      189.45
## 2      198      204.02 -2   -14.572 0.0006852 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

```
AIC(model_1, model_2)
```

```
##           df      AIC
## model_1   4 373.5045
## model_2   2 384.0762
```

```
step(model_1)
```

```
## Start:  AIC=373.5
## num_awards ~ math + prog
##
##           Df Deviance    AIC
## <none>      189.45 373.50
## - prog     2   204.02 384.08
## - math     1   234.46 416.51
##
## Call:  glm(formula = num_awards ~ math + prog, family = "poisson", data = student_award)
```

```
##
## Coefficients:
##      (Intercept)          math      progAcademic  progVocational
##      -5.24712         0.07015         1.08386         0.36981
##
## Degrees of Freedom: 199 Total (i.e. Null);  196 Residual
## Null Deviance:      287.7
## Residual Deviance: 189.4      AIC: 373.5

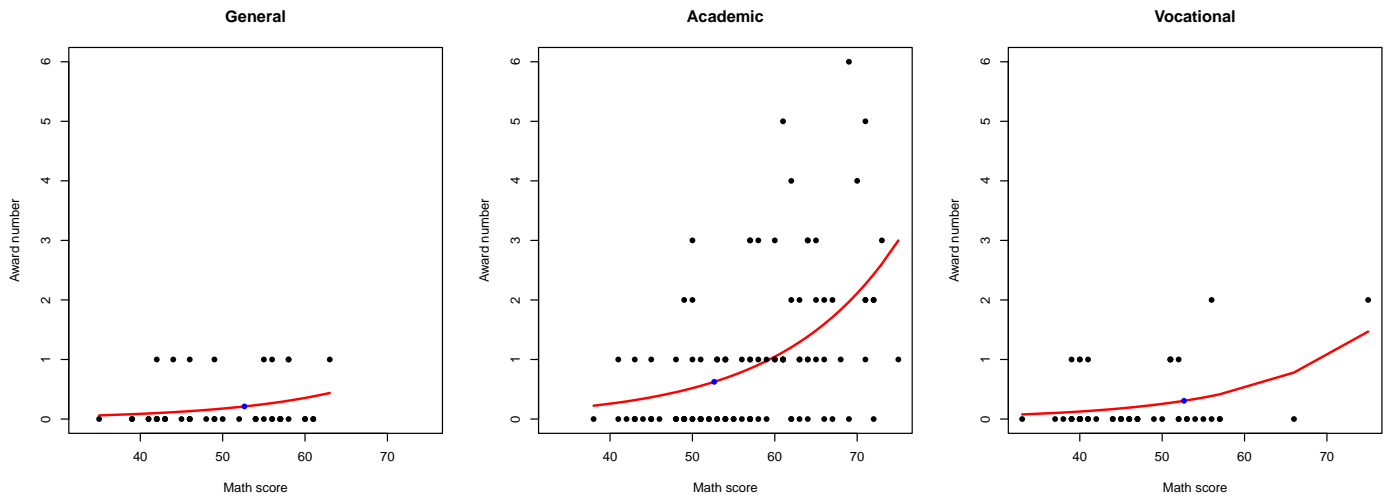
(data_new <- data.frame(math = mean(student_award$math),
                        prog = factor(1:3, levels = 1:3,
                                     labels = levels(student_award$prog))))

##      math      prog
## 1 52.645   General
## 2 52.645   Academic
## 3 52.645   Vocational

(pred <- stats::predict(model_1, data_new, type = "response"))

##      1      2      3
## 0.2114109 0.6249446 0.3060086

student_award$num_award_hat <- stats::predict(model_1, type = "response")
# sortowanie według programu, a następnie według wyniku z matematyki
student_award <- student_award[with(student_award, order(prog, math)), ]
par(mfrow = c(1, 3))
plot(student_award$math[student_award$prog == "General"],
     student_award$num_award_hat[student_award$prog == "General"],
     type = "l", lwd = 2, col = "red",
     xlim = c(min(student_award$math), max(student_award$math)), ylim = c(0, 6),
     xlab = "Math score", ylab = "Award number", main = "General")
points(student_award$math[student_award$prog == "General"],
       student_award$num_awards[student_award$prog == "General"], pch = 16)
points(mean(student_award$math), pred[1], pch = 16, col = "blue", lwd = 4)
plot(student_award$math[student_award$prog == "Academic"],
     student_award$num_award_hat[student_award$prog == "Academic"],
     type = "l", lwd = 2, col = "red",
     xlim = c(min(student_award$math), max(student_award$math)), ylim = c(0, 6),
     xlab = "Math score", ylab = "Award number", main = "Academic")
points(student_award$math[student_award$prog == "Academic"],
       student_award$num_awards[student_award$prog == "Academic"], pch = 16)
points(mean(student_award$math), pred[2], pch = 16, col = "blue", lwd = 4)
plot(student_award$math[student_award$prog == "Vocational"],
     student_award$num_award_hat[student_award$prog == "Vocational"],
     type = "l", lwd = 2, col = "red",
     xlim = c(min(student_award$math), max(student_award$math)), ylim = c(0, 6),
     xlab = "Math score", ylab = "Award number", main = "Vocational")
points(student_award$math[student_award$prog == "Vocational"],
       student_award$num_awards[student_award$prog == "Vocational"], pch = 16)
points(mean(student_award$math), pred[3], pch = 16, col = "blue", lwd = 4)
```



```
par(mfrow = c(1, 1))
```

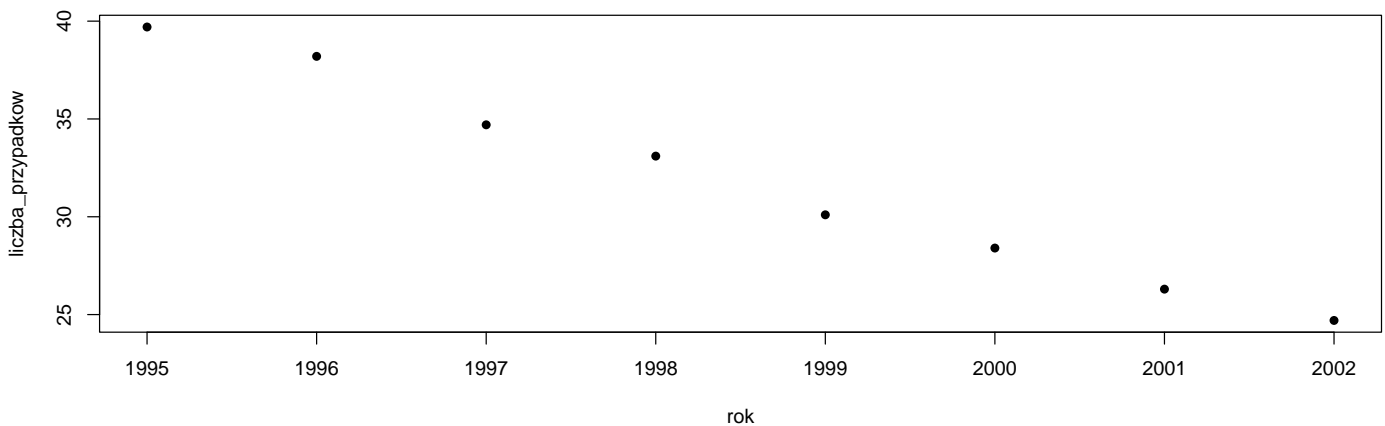
7.5 Zadania 7

Zadanie 1. Poniższa tabela przedstawia liczbę przypadków gruźlicy układu oddechowego w latach 1995-2002. Podano liczbę przypadków na 100.000 ludności. Zakładając liniową zależność między rokiem a liczbą przypadków, wykonaj kompleksową analizę regresji.

Dane								
rok	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
liczba przypadków	39.7	38.2	34.7	33.1	30.1	28.4	26.3	24.7

1. Przedstaw dane na wykresie rozrzutu. Czy model regresji liniowej wydaje się adekwatny?

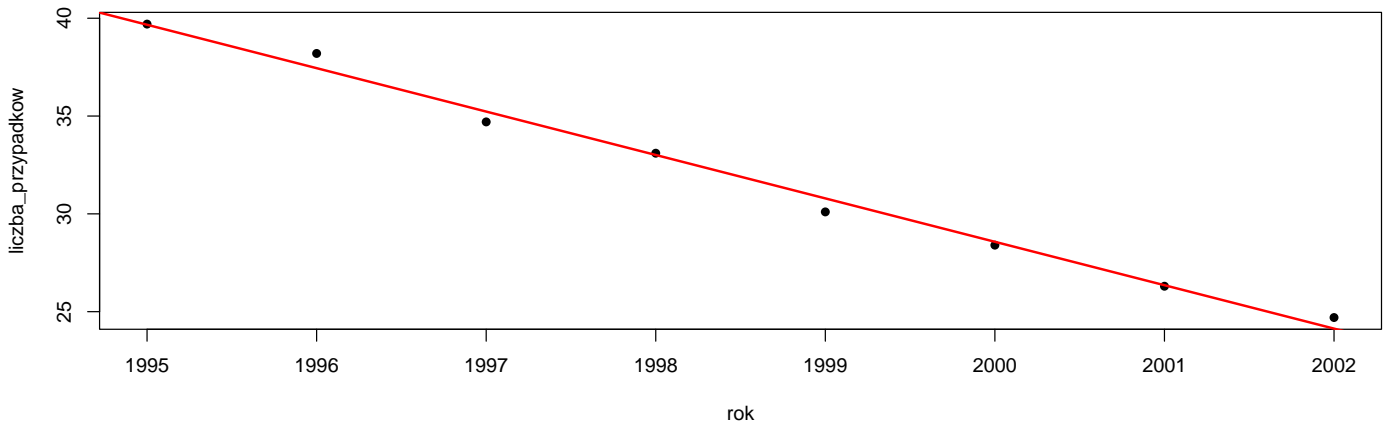
Wykres rozrzutu



2. Dopasuj model regresji liniowej do tych danych. Jakie są wartości estymatorów współczynników regresji i przedziały ufności? Narysuj uzyskaną prostą regresji na wykresie rozrzutu.

```
## (Intercept)      rok
## 4466.666667    -2.219048
```

Wykres rozrzutu



```
## (Intercept)      rok
## 4466.66667      -2.219048

##           2.5 %      97.5 %
## (Intercept) 4066.82158 4866.511749
## rok         -2.41912  -2.018975
```

3. Które współczynniki są istotne statystycznie w skonstruowanym modelu? Jak jest dopasowanie modelu?

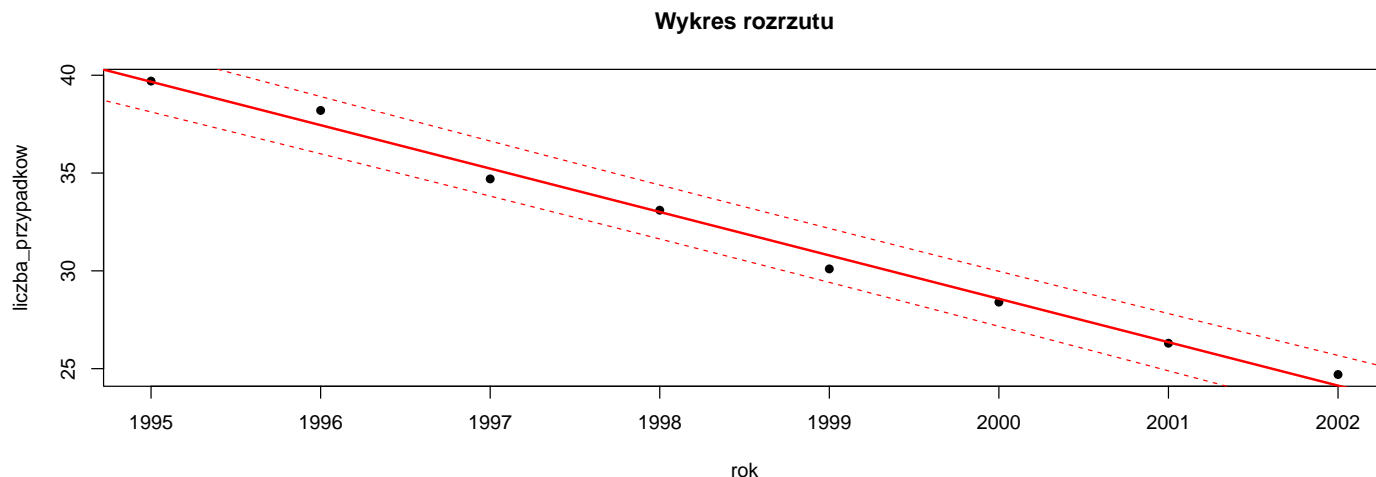
```
##
## Call:
## lm(formula = liczba_przypadkow ~ rok, data = data_set)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.69048 -0.26071 -0.00952  0.20952  0.75238
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 4466.66667   163.40805   27.33 1.58e-07 ***
## rok         -2.21905     0.08177  -27.14 1.65e-07 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.5299 on 6 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.9919, Adjusted R-squared:  0.9906
## F-statistic: 736.5 on 1 and 6 DF, p-value: 1.654e-07
```

4. Oblicz wartości dopasowane przez model, a także reszty.

```
##           1           2           3           4           5           6           7           8
## 39.66667 37.44762 35.22857 33.00952 30.79048 28.57143 26.35238 24.13333

##           1           2           3           4           5           6
## 0.03333333 0.75238095 -0.52857143 0.09047619 -0.69047619 -0.17142857
##           7           8
## -0.05238095 0.56666667
```

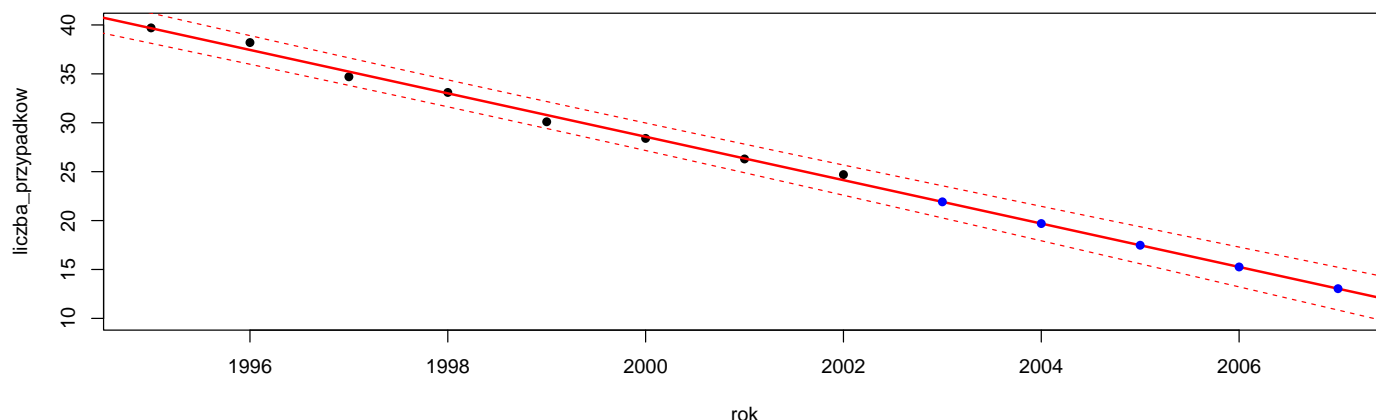
5. Na wykresie rozrzutu przedstaw granice przedziału prognozy 95%.



6. Dokonaj predykcji liczby przypadków gruźlicy układu oddechowego w latach 2003-2007. Zilustruj wyniki na wykresie rozrzutu.

```
##      fit      lwr      upr
## 1 21.91429 20.27052 23.55805
## 2 19.69524 17.93392 21.45656
## 3 17.47619 15.58342 19.36896
## 4 15.25714 13.22171 17.29258
## 5 13.03810 10.85098 15.22521
```

Wykres rozrzutu z predykcją na lata 2003-2007



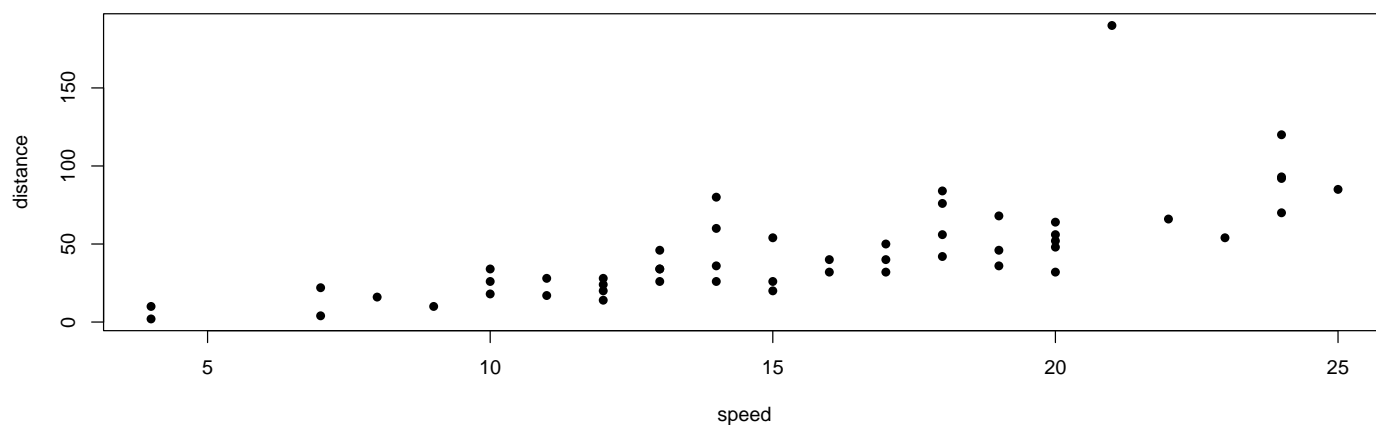
7. Czy miałyby sens usunięcie wyrazu wolnego z modelu? Jeśli tak, wykonaj powyższe polecenia dla modelu regresji liniowej bez wyrazu losowego.

Zadanie 2. Zbiór danych zawarty w pliku `braking.RData` zawiera informacje o długości drogi hamowania przy danej prędkości określonego modelu samochodu. W tym zbiorze danych występuje obserwacja odstająca. Zidentyfikuj ją za pomocą wykresu rozrzutu. Korzystając z modelu regresji liniowej, opisz związek między długością drogi hamowania a prędkością przy użyciu pełnych danych i danych bez obserwacji odstającej. Jakie są wyniki dla obu modeli? Który model jest lepszy? Dokładniej, wykonaj polecenia 2-7 Zadania 1 dla każdego modelu osobno. W punkcie 6 przeprowadź predykcję długości drogi hamowania dla prędkości 30, 31, ..., 50.

```
## speed distance
## 1      4         2
## 2      4        10
## 3      7         4
## 4      7        22
```

```
## 5      8      16
## 6      9      10
```

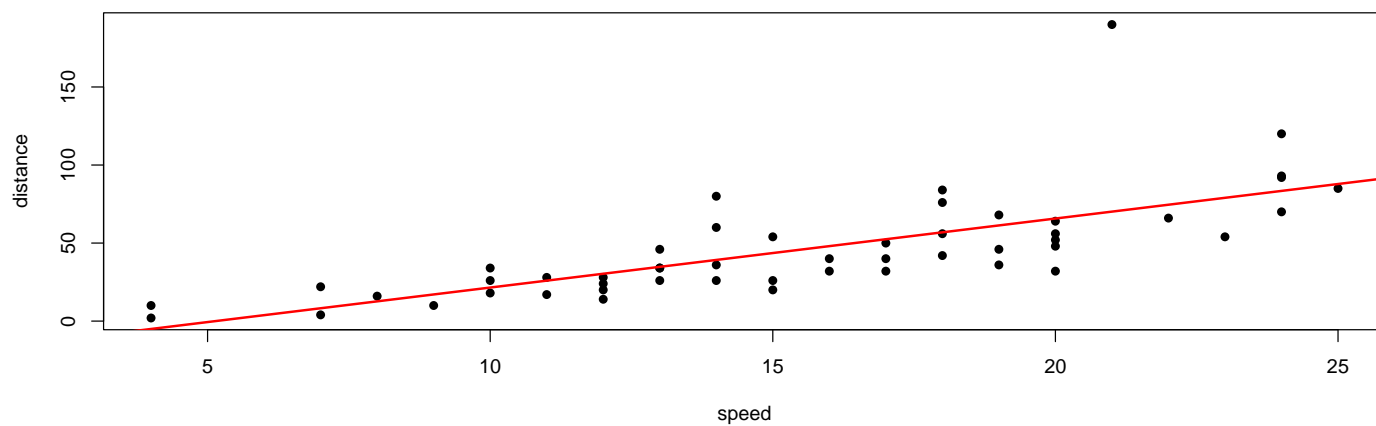
Wykres rozrzutu



Model dla pełnych danych

2.

Wykres rozrzutu



```
## (Intercept)      speed
## -22.726854      4.422338

##           2.5 %    97.5 %
## (Intercept) -43.105778 -2.347930
## speed        3.177543  5.667134
```

3.

```
##
## Call:
## lm(formula = distance ~ speed, data = braking)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -33.720 -13.298  -3.186   7.814 119.858
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -22.7269    10.1409  -2.241  0.0296 *
```

```
## speed      4.4223      0.6194    7.139 4.04e-09 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 23.18 on 49 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.5099, Adjusted R-squared:  0.4999
## F-statistic: 50.97 on 1 and 49 DF,  p-value: 4.037e-09
```

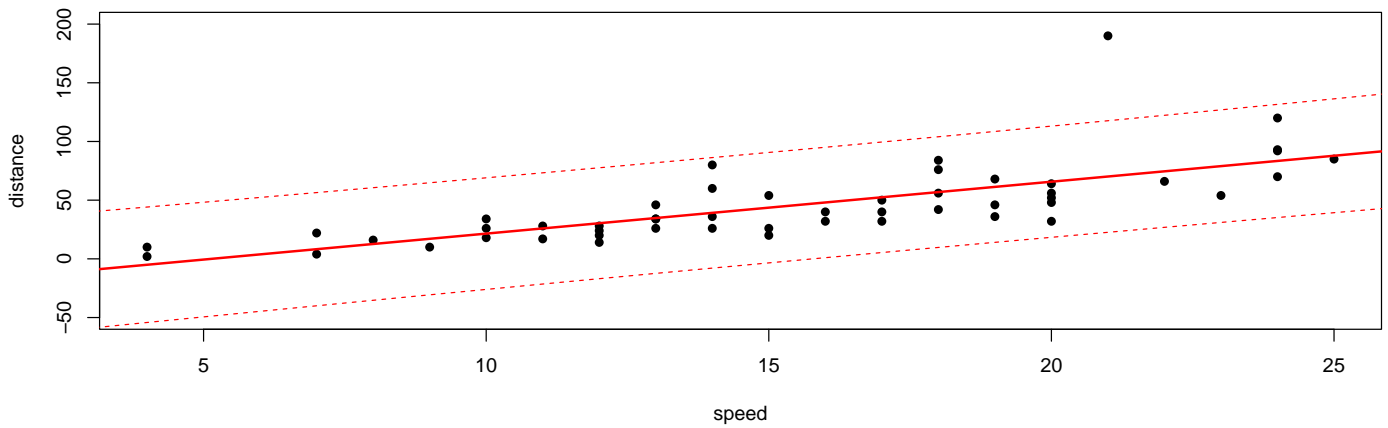
4.

```
##      1      2      3      4      5      6      7      8
## -5.037501 -5.037501  8.229514  8.229514 12.651852 17.074190 21.496528 21.496528
##      9     10     11     12     13     14     15     16
## 21.496528 25.918867 25.918867 30.341205 30.341205 30.341205 30.341205 34.763543
##     17     18     19     20     21     22     23     24
## 34.763543 34.763543 34.763543 39.185881 39.185881 39.185881 39.185881 43.608220
##     25     26     27     28     29     30     31     32
## 43.608220 43.608220 70.142249 48.030558 48.030558 52.452896 52.452896 52.452896
##     33     34     35     36     37     38     39     40
## 56.875234 56.875234 56.875234 56.875234 61.297573 61.297573 61.297573 65.719911
##     41     42     43     44     45     46     47     48
## 65.719911 65.719911 65.719911 65.719911 74.564587 78.986926 83.409264 83.409264
##     49     50     51
## 83.409264 83.409264 87.831602
```

```
##      1      2      3      4      5      6
##  7.0375010 15.0375010 -4.2295137 13.7704863  3.3481480 -7.0741902
##      7      8      9     10     11     12
## -3.4965285  4.5034715 12.5034715 -8.9188667  2.0811333 -16.3412050
##     13     14     15     16     17     18
## -10.3412050 -6.3412050 -2.3412050 -8.7635432 -0.7635432 -0.7635432
##     19     20     21     22     23     24
## 11.2364568 -13.1858815 -3.1858815 20.8141185 40.8141185 -23.6082197
##     25     26     27     28     29     30
## -17.6082197 10.3917803 119.8577508 -16.0305580 -8.0305580 -20.4528962
##     31     32     33     34     35     36
## -12.4528962 -2.4528962 -14.8752345 -0.8752345 19.1247655 27.1247655
##     37     38     39     40     41     42
## -25.2975727 -15.2975727  6.7024273 -33.7199110 -17.7199110 -13.7199110
##     43     44     45     46     47     48
## -9.7199110 -1.7199110 -8.5645875 -24.9869257 -13.4092640  8.5907360
##     49     50     51
##  9.5907360 36.5907360 -2.8316022
```

5.

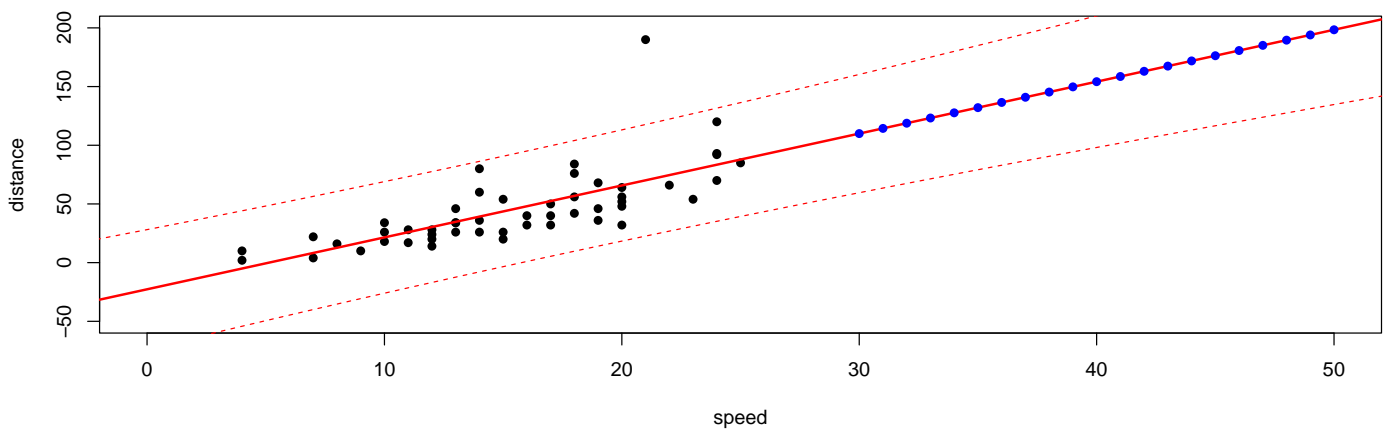
Wykres rozrzutu



6.

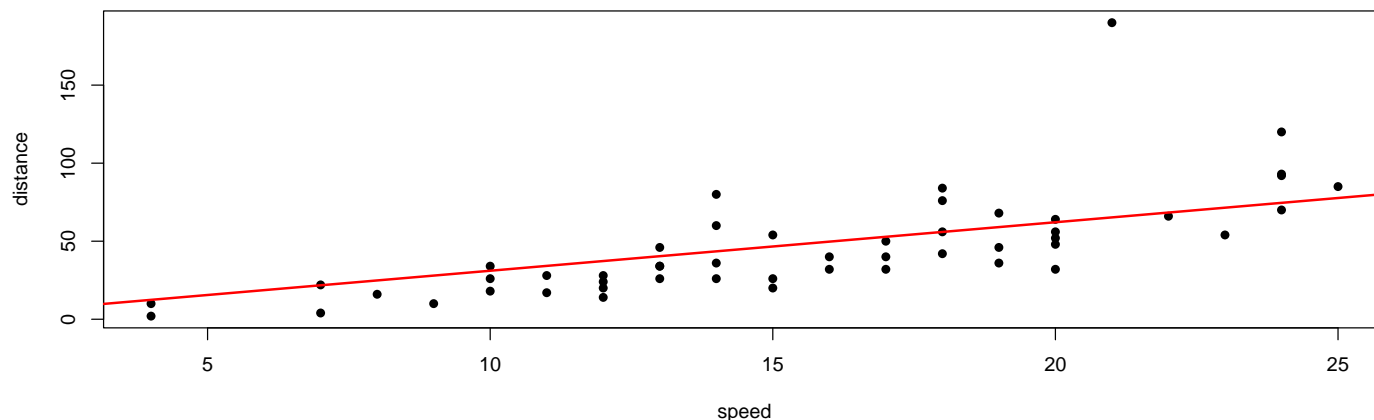
##	fit	lwr	upr
## 1	109.9433	59.56096	160.3256
## 2	114.3656	63.52436	165.2069
## 3	118.7880	67.46167	170.1143
## 4	123.2103	71.37362	175.0470
## 5	127.6326	75.26095	180.0043
## 6	132.0550	79.12441	184.9856
## 7	136.4773	82.96475	189.9899
## 8	140.8997	86.78270	195.0166
## 9	145.3220	90.57902	200.0650
## 10	149.7443	94.35444	205.1342
## 11	154.1667	98.10968	210.2237
## 12	158.5890	101.84545	215.3326
## 13	163.0114	105.56245	220.4603
## 14	167.4337	109.26136	225.6060
## 15	171.8560	112.94285	230.7692
## 16	176.2784	116.60757	235.9492
## 17	180.7007	120.25614	241.1453
## 18	185.1230	123.88919	246.3569
## 19	189.5454	127.50730	251.5835
## 20	193.9677	131.11105	256.8244
## 21	198.3901	134.70099	262.0791

Wykres rozrzutu z predykcją dla pr dko ci 30, 31, ..., 50



7.

Wykres rozrzutu



```
##      speed
## 3.107177

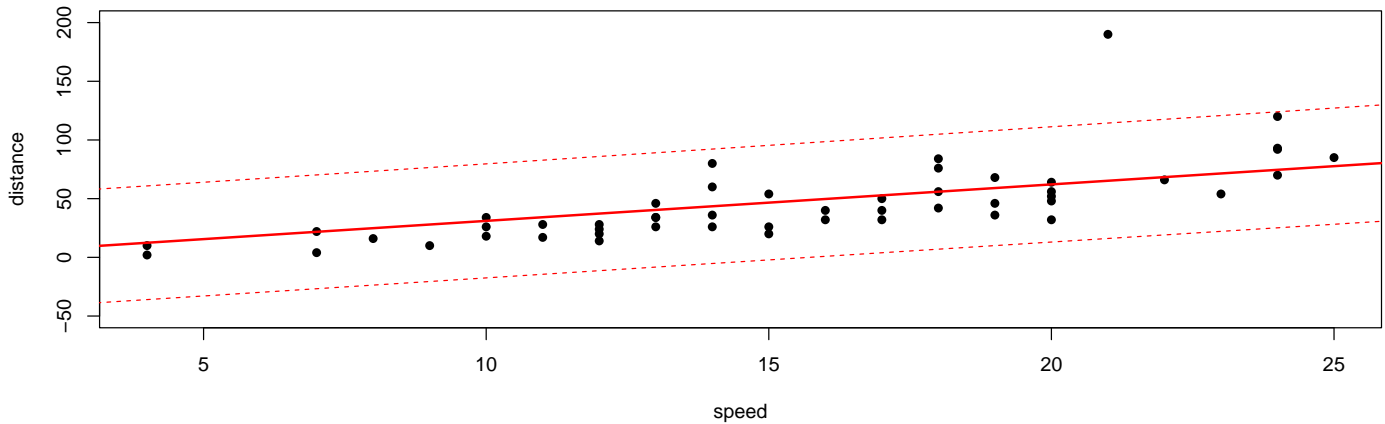
##          2.5 %   97.5 %
## speed 2.693185 3.521169

##
## Call:
## lm(formula = distance ~ speed - 1, data = braking)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -30.144 -15.786  -7.500   2.392 124.749
##
## Coefficients:
##      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## speed   3.1072     0.2061  15.07  <2e-16 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 24.1 on 50 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.8197, Adjusted R-squared:  0.8161
## F-statistic: 227.3 on 1 and 50 DF,  p-value: < 2.2e-16

##      1      2      3      4      5      6      7      8
## 12.42871 12.42871 21.75024 21.75024 24.85741 27.96459 31.07177 31.07177
##      9     10     11     12     13     14     15     16
## 31.07177 34.17895 34.17895 37.28612 37.28612 37.28612 37.28612 40.39330
##     17     18     19     20     21     22     23     24
## 40.39330 40.39330 40.39330 43.50048 43.50048 43.50048 43.50048 46.60765
##     25     26     27     28     29     30     31     32
## 46.60765 46.60765 65.25071 49.71483 49.71483 52.82201 52.82201 52.82201
##     33     34     35     36     37     38     39     40
## 55.92918 55.92918 55.92918 55.92918 59.03636 59.03636 59.03636 62.14354
##     41     42     43     44     45     46     47     48
## 62.14354 62.14354 62.14354 62.14354 68.35789 71.46507 74.57224 74.57224
##     49     50     51
## 74.57224 74.57224 77.67942
```

##	1	2	3	4	5	6
##	-10.42870729	-2.42870729	-17.75023776	0.24976224	-8.85741459	-17.96459141
##	7	8	9	10	11	12
##	-13.07176823	-5.07176823	2.92823177	-17.17894506	-6.17894506	-23.28612188
##	13	14	15	16	17	18
##	-17.28612188	-13.28612188	-9.28612188	-14.39329871	-6.39329871	-6.39329871
##	19	20	21	22	23	24
##	5.60670129	-17.50047553	-7.50047553	16.49952447	36.49952447	-26.60765235
##	25	26	27	28	29	30
##	-20.60765235	7.39234765	124.74928671	-17.71482918	-9.71482918	-20.82200600
##	31	32	33	34	35	36
##	-12.82200600	-2.82200600	-13.92918282	0.07081718	20.07081718	28.07081718
##	37	38	39	40	41	42
##	-23.03635965	-13.03635965	8.96364035	-30.14353647	-14.14353647	-10.14353647
##	43	44	45	46	47	48
##	-6.14353647	1.85646353	-2.35789012	-17.46506694	-4.57224376	17.42775624
##	49	50	51			
##	18.42775624	45.42775624	7.32057941			

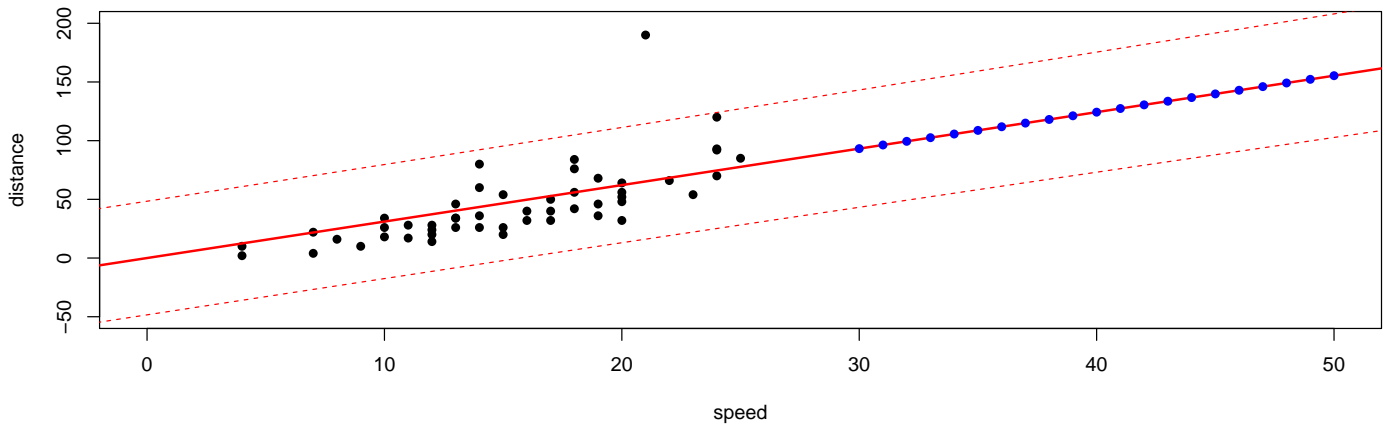
Wykres rozrzutu



##	fit	lwr	upr
## 1	93.21530	43.24558	143.1850
## 2	96.32248	46.24826	146.3967
## 3	99.42966	49.24774	149.6116
## 4	102.53684	52.24404	152.8296
## 5	105.64401	55.23718	156.0508
## 6	108.75119	58.22719	159.2752
## 7	111.85837	61.21408	162.5026
## 8	114.96554	64.19789	165.7332
## 9	118.07272	67.17862	168.9668
## 10	121.17990	70.15631	172.2035
## 11	124.28707	73.13098	175.4432
## 12	127.39425	76.10265	178.6858
## 13	130.50143	79.07134	181.9315
## 14	133.60860	82.03708	185.1801
## 15	136.71578	84.99990	188.4317
## 16	139.82296	87.95981	191.6861
## 17	142.93013	90.91684	194.9434
## 18	146.03731	93.87102	198.2036

```
## 19 149.14449 96.82237 201.4666
## 20 152.25166 99.77092 204.7324
## 21 155.35884 102.71669 208.0010
```

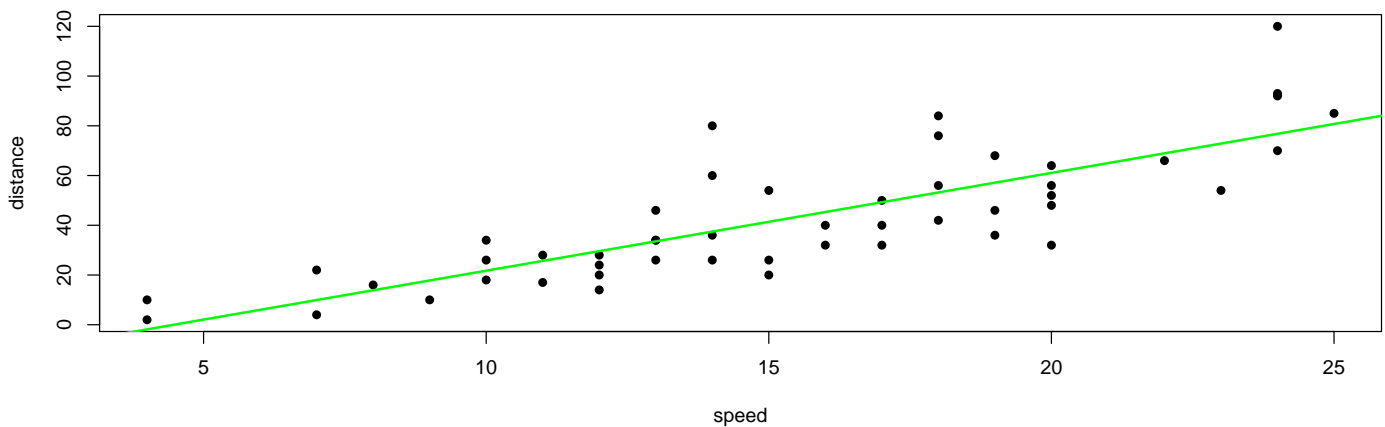
Wykres rozrzutu z predykcją dla prędkości 30, 31, ..., 50



Model dla zbioru danych bez obserwacji odstających

2.

Wykres rozrzutu



```
## (Intercept)      speed
## -17.579095      3.932409

##           2.5 %    97.5 %
## (Intercept) -31.167850 -3.990340
## speed       3.096964  4.767853
```

3.

```
##
## Call:
## lm(formula = distance ~ speed, data = braking_1)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -29.069  -9.525  -2.272   9.215  43.201
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
```

```
## (Intercept) -17.5791      6.7584 -2.601  0.0123 *
## speed      3.9324      0.4155  9.464 1.49e-12 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 15.38 on 48 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.6511, Adjusted R-squared:  0.6438
## F-statistic: 89.57 on 1 and 48 DF, p-value: 1.49e-12
```

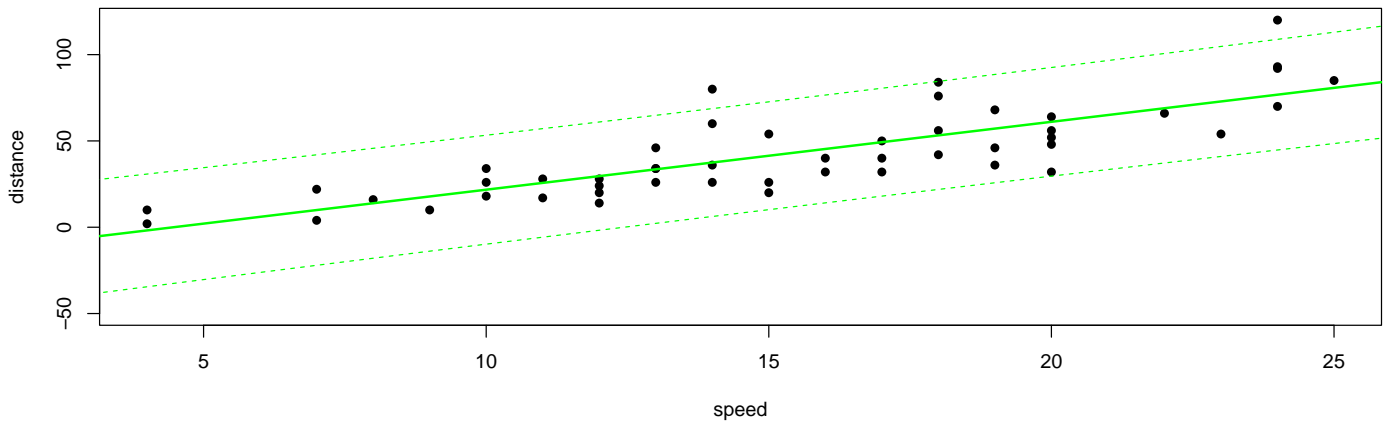
4.

```
##      1      2      3      4      5      6      7      8
## -1.849460 -1.849460  9.947766  9.947766 13.880175 17.812584 21.744993 21.744993
##      9     10     11     12     13     14     15     16
## 21.744993 25.677401 25.677401 29.609810 29.609810 29.609810 29.609810 33.542219
##     17     18     19     20     21     22     23     24
## 33.542219 33.542219 33.542219 37.474628 37.474628 37.474628 37.474628 41.407036
##     25     26     28     29     30     31     32     33
## 41.407036 41.407036 45.339445 45.339445 49.271854 49.271854 49.271854 53.204263
##     34     35     36     37     38     39     40     41
## 53.204263 53.204263 53.204263 57.136672 57.136672 57.136672 61.069080 61.069080
##     42     43     44     45     46     47     48     49
## 61.069080 61.069080 61.069080 68.933898 72.866307 76.798715 76.798715 76.798715
##     50     51
## 76.798715 80.731124
```

```
##      1      2      3      4      5      6      7
##  3.849460 11.849460 -5.947766 12.052234  2.119825 -7.812584 -3.744993
##      8      9     10     11     12     13     14
##  4.255007 12.255007 -8.677401  2.322599 -15.609810 -9.609810 -5.609810
##     15     16     17     18     19     20     21
## -1.609810 -7.542219  0.457781  0.457781 12.457781 -11.474628 -1.474628
##     22     23     24     25     26     28     29
## 22.525372 42.525372 -21.407036 -15.407036 12.592964 -13.339445 -5.339445
##     30     31     32     33     34     35     36
## -17.271854 -9.271854  0.728146 -11.204263  2.795737 22.795737 30.795737
##     37     38     39     40     41     42     43
## -21.136672 -11.136672 10.863328 -29.069080 -13.069080 -9.069080 -5.069080
##     44     45     46     47     48     49     50
##  2.930920 -2.933898 -18.866307 -6.798715 15.201285 16.201285 43.201285
##     51
##  4.268876
```

5.

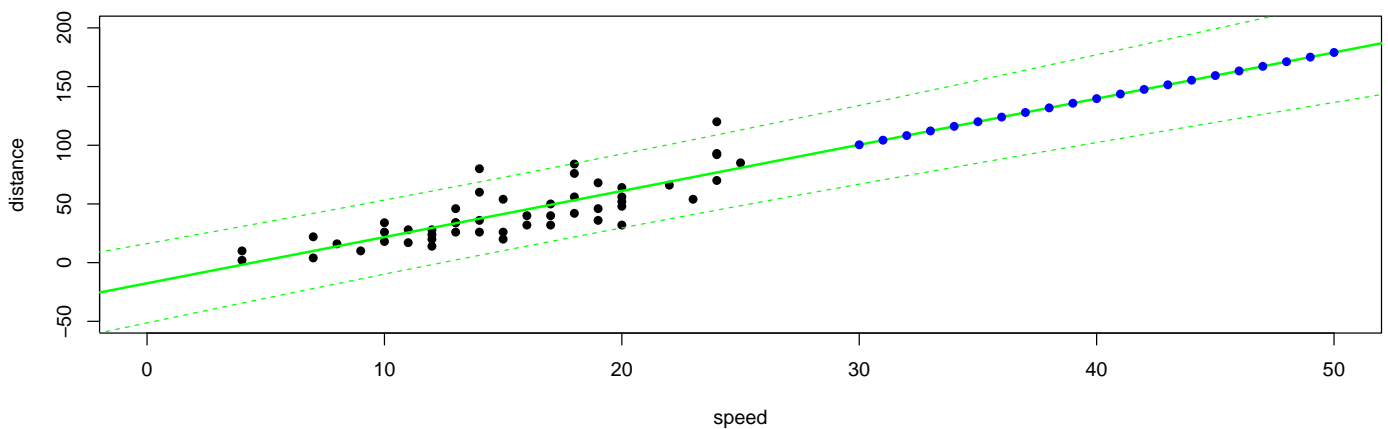
Wykres rozrzutu



6.

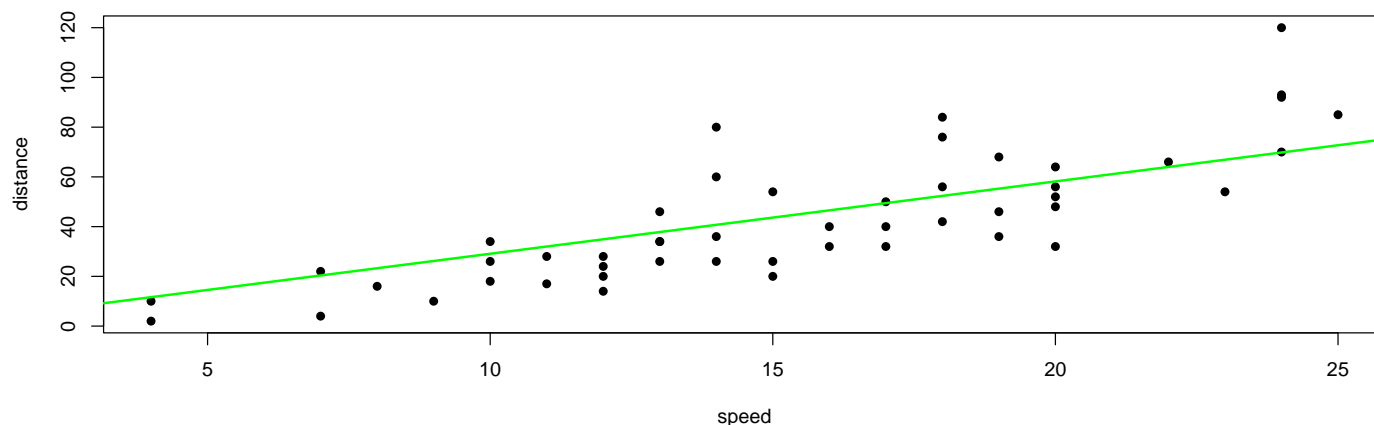
##	fit	lwr	upr
## 1	100.3932	66.86529	133.9210
## 2	104.3256	70.48482	138.1663
## 3	108.2580	74.08678	142.4292
## 4	112.1904	77.67167	146.7091
## 5	116.1228	81.24002	151.0056
## 6	120.0552	84.79233	155.3181
## 7	123.9876	88.32911	159.6461
## 8	127.9200	91.85088	163.9892
## 9	131.8524	95.35814	168.3467
## 10	135.7848	98.85140	172.7183
## 11	139.7173	102.33114	177.1034
## 12	143.6497	105.79785	181.5015
## 13	147.5821	109.25201	185.9121
## 14	151.5145	112.69408	190.3349
## 15	155.4469	116.12452	194.7693
## 16	159.3793	119.54375	199.2148
## 17	163.3117	122.95222	203.6712
## 18	167.2441	126.35033	208.1379
## 19	171.1765	129.73848	212.6146
## 20	175.1089	133.11707	217.1008
## 21	179.0413	136.48646	221.5962

Wykres rozrzutu z predykcją dla pr dko ci 30, 31, ..., 50



7.

Wykres rozrzutu



```
##      speed
## 2.909132

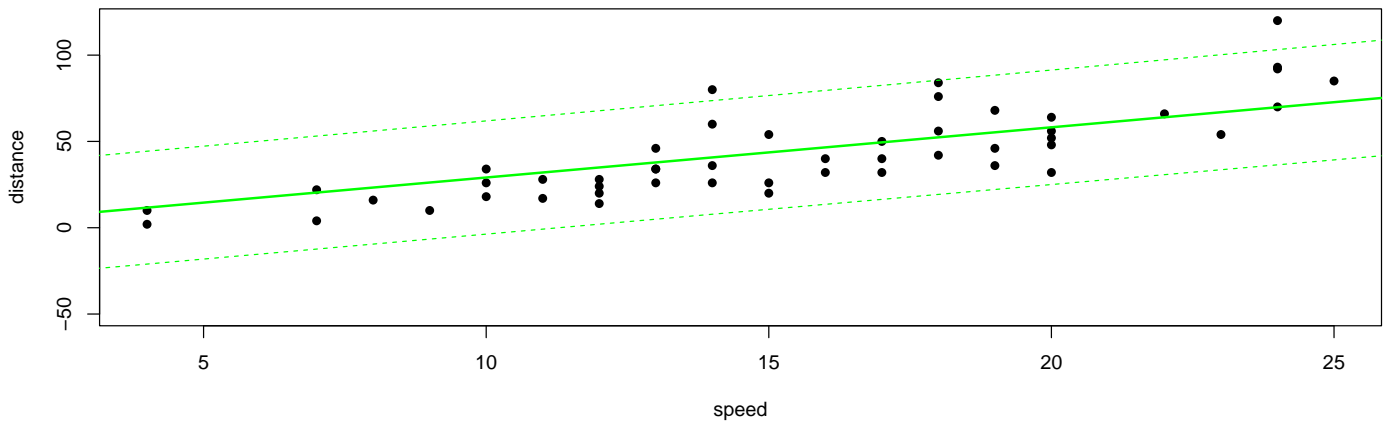
##          2.5 %   97.5 %
## speed 2.625041 3.193223

##
## Call:
## lm(formula = distance ~ speed - 1, data = braking_1)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -26.183 -12.637  -5.455   4.590  50.181
##
## Coefficients:
##      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## speed    2.9091     0.1414  20.58  <2e-16 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 16.26 on 49 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.8963, Adjusted R-squared:  0.8942
## F-statistic: 423.5 on 1 and 49 DF,  p-value: < 2.2e-16

##      1      2      3      4      5      6      7      8
## 11.63653 11.63653 20.36393 20.36393 23.27306 26.18219 29.09132 29.09132
##      9     10     11     12     13     14     15     16
## 29.09132 32.00045 32.00045 34.90959 34.90959 34.90959 34.90959 37.81872
##     17     18     19     20     21     22     23     24
## 37.81872 37.81872 37.81872 40.72785 40.72785 40.72785 40.72785 43.63698
##     25     26     28     29     30     31     32     33
## 43.63698 43.63698 46.54611 46.54611 49.45525 49.45525 49.45525 52.36438
##     34     35     36     37     38     39     40     41
## 52.36438 52.36438 52.36438 55.27351 55.27351 55.27351 58.18264 58.18264
##     42     43     44     45     46     47     48     49
## 58.18264 58.18264 58.18264 64.00091 66.91004 69.81917 69.81917 69.81917
##     50     51
## 69.81917 72.72830
```

##	1	2	3	4	5	6
##	-9.6365286	-1.6365286	-16.3639250	1.6360750	-7.2730572	-16.1821893
##	7	8	9	10	11	12
##	-11.0913214	-3.0913214	4.9086786	-15.0004536	-4.0004536	-20.9095857
##	13	14	15	16	17	18
##	-14.9095857	-10.9095857	-6.9095857	-11.8187179	-3.8187179	-3.8187179
##	19	20	21	22	23	24
##	8.1812821	-14.7278500	-4.7278500	19.2721500	39.2721500	-23.6369822
##	25	26	28	29	30	31
##	-17.6369822	10.3630178	-14.5461143	-6.5461143	-17.4552464	-9.4552464
##	32	33	34	35	36	37
##	0.5447536	-10.3643786	3.6356214	23.6356214	31.6356214	-19.2735107
##	38	39	40	41	42	43
##	-9.2735107	12.7264893	-26.1826429	-10.1826429	-6.1826429	-2.1826429
##	44	45	46	47	48	49
##	5.8173571	1.9990928	-12.9100393	0.1808285	22.1808285	23.1808285
##	50	51				
##	50.1808285	12.2716964				

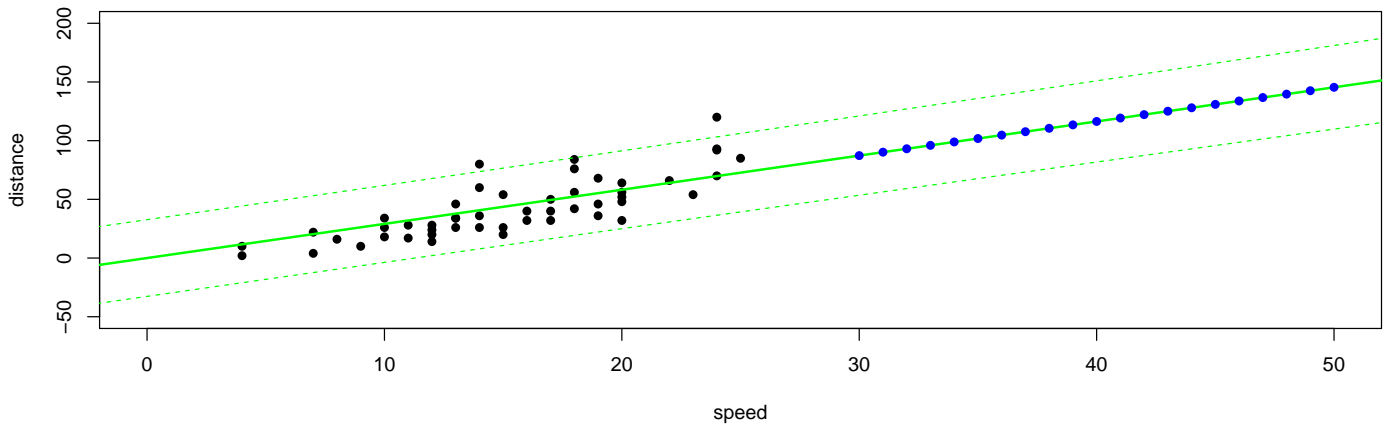
Wykres rozrzutu



##	fit	lwr	upr
## 1	87.27396	53.50656	121.0414
## 2	90.18310	56.34287	124.0233
## 3	93.09223	59.17696	127.0075
## 4	96.00136	62.00884	129.9939
## 5	98.91049	64.83853	132.9825
## 6	101.81963	67.66604	135.9732
## 7	104.72876	70.49138	138.9661
## 8	107.63789	73.31458	141.9612
## 9	110.54702	76.13565	144.9584
## 10	113.45615	78.95460	147.9577
## 11	116.36529	81.77146	150.9591
## 12	119.27442	84.58623	153.9626
## 13	122.18355	87.39894	156.9682
## 14	125.09268	90.20960	159.9758
## 15	128.00181	93.01824	162.9854
## 16	130.91095	95.82486	165.9970
## 17	133.82008	98.62948	169.0107
## 18	136.72921	101.43213	172.0263

```
## 19 139.63834 104.23282 175.0439
## 20 142.54748 107.03157 178.0634
## 21 145.45661 109.82839 181.0848
```

Wykres rozrzutu z predykcją dla prędkości 30, 31, ..., 50



Zadanie 3. Zbiór danych w pliku Automobile.csv zawiera dane charakteryzujące różne typy samochodów.

```
##   symboling normalized.losses      make fuel.type aspiration num.of.doors
## 1         3                NA alfa-romero    gas         std           2
## 2         3                NA alfa-romero    gas         std           2
## 3         1                NA alfa-romero    gas         std           2
## 4         2              164      audi      gas         std           4
## 5         2              164      audi      gas         std           4
## 6         2                NA      audi      gas         std           2
##   body.style drive.wheels engine.location wheel.base length width height
## 1 convertible      rwd      front      88.6  168.8  64.1  48.8
## 2 convertible      rwd      front      88.6  168.8  64.1  48.8
## 3  hatchback      rwd      front      94.5  171.2  65.5  52.4
## 4      sedan      fwd      front      99.8  176.6  66.2  54.3
## 5      sedan      4wd      front      99.4  176.6  66.4  54.3
## 6      sedan      fwd      front      99.8  177.3  66.3  53.1
##   curb.weight engine.type num.of.cylinders engine.size fuel.system bore stroke
## 1      2548      dohc      four          130      mpfi  3.47  2.68
## 2      2548      dohc      four          130      mpfi  3.47  2.68
## 3      2823      ohcv      six           152      mpfi  2.68  3.47
## 4      2337      ohc      four          109      mpfi  3.19  3.40
## 5      2824      ohc      five          136      mpfi  3.19  3.40
## 6      2507      ohc      five          136      mpfi  3.19  3.40
##   compression.ratio horsepower peak.rpm city.mpg highway.mpg price
## 1          9.0          111     5000      21          27 13495
## 2          9.0          111     5000      21          27 16500
## 3          9.0          154     5000      19          26 16500
## 4         10.0          102     5500      24          30 13950
## 5          8.0          115     5500      18          22 17450
## 6          8.5          110     5500      19          25 15250
```

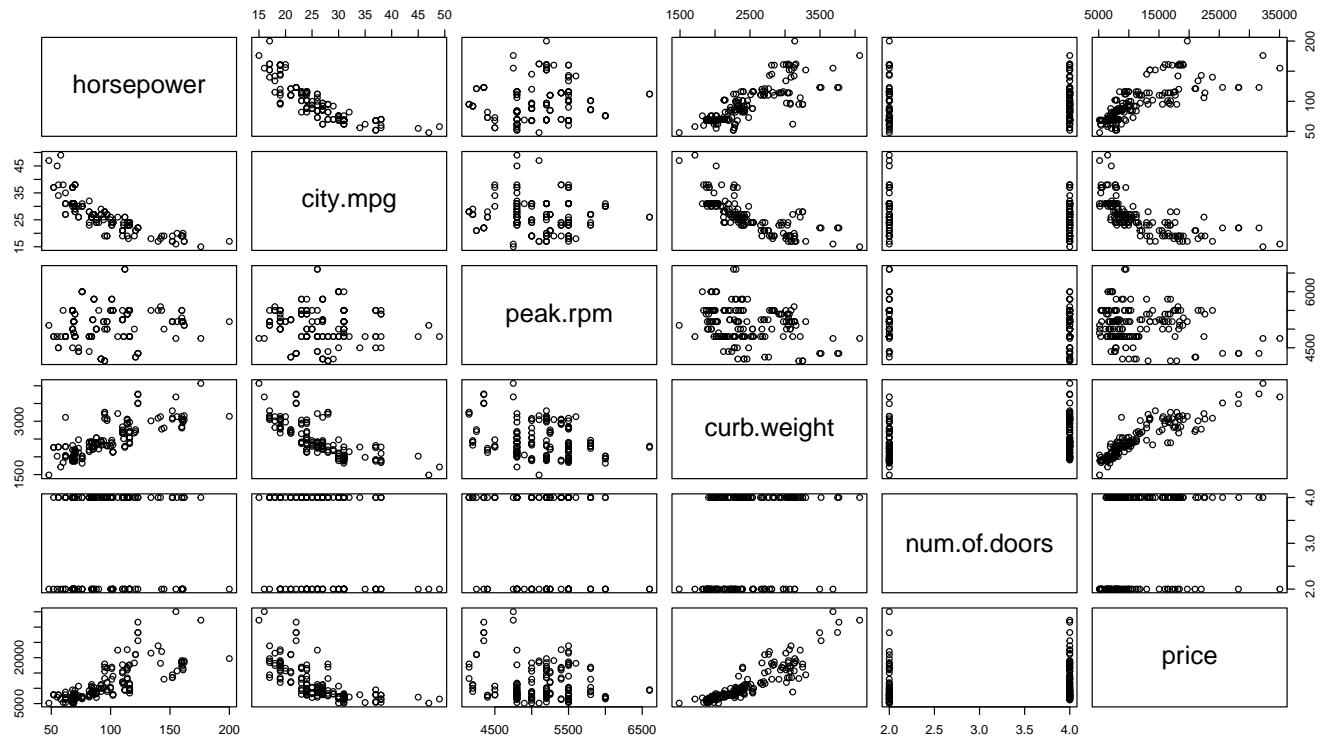
1. W tym zestawie danych występują braki danych. Usuń wszystkie obserwacje, dla których nie mamy pełnych informacji o wszystkich zmiennych zawartych w zbiorze danych, używając funkcji `na.omit()`.

```
## wymiar nowych danych
```

```
## [1] 159 26
```

2. Interesuje nas zbudowanie modelu opisującego cenę samochodów w zależności od pewnych ich cech. Weźmy pod uwagę następujące zmienne: `horsepower`, `city.mpg`, `peak.rpm`, `curb.weight` i `num.of.doors` jako zmienne niezależne.

- Dopasuj model regresji liniowej do tych danych.



```
##
## Call:
## lm(formula = price ~ horsepower + city.mpg + peak.rpm + curb.weight +
##     num.of.doors, data = auto_wna)
##
## Coefficients:
## (Intercept)      horsepower      city.mpg      peak.rpm      curb.weight
## -2.075e+04      2.743e+01      7.733e+01      4.847e-01      1.053e+01
## num.of.doors
## -2.758e+02
```

- Jakie są wartości estymatorów współczynników regresji i przedziały ufności? Które zmienne są stymulantami a które destymulantami?

```
## (Intercept)      horsepower      city.mpg      peak.rpm      curb.weight
## -2.074964e+04  2.742792e+01  7.732533e+01  4.847128e-01  1.053105e+01
## num.of.doors
## -2.757982e+02

##              2.5 %              97.5 %
## (Intercept) -3.063522e+04 -10864.058946
## horsepower  -2.484962e+00   57.340811
## city.mpg     -5.460472e+01  209.255385
## peak.rpm     -5.605008e-01   1.529926
## curb.weight   8.731667e+00  12.330436
## num.of.doors -7.313926e+02  179.796209
```

- Które współczynniki są statystycznie istotne w skontruowanym modelu? Jak jest dopasowanie modelu?

```
##
## Call:
## lm(formula = price ~ horsepower + city.mpg + peak.rpm + curb.weight +
##     num.of.doors, data = auto_wna)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -8235.7 -1413.0   -89.7    937.4   9759.4
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -2.075e+04  5.004e+03  -4.147 5.57e-05 ***
## horsepower    2.743e+01  1.514e+01   1.811  0.072 .
## city.mpg       7.733e+01  6.678e+01   1.158  0.249
## peak.rpm       4.847e-01  5.291e-01   0.916  0.361
## curb.weight    1.053e+01  9.108e-01  11.562 < 2e-16 ***
## num.of.doors -2.758e+02  2.306e+02  -1.196  0.234
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 2597 on 153 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.8109, Adjusted R-squared:  0.8048
## F-statistic: 131.2 on 5 and 153 DF,  p-value: < 2.2e-16
```

- Oblicz wartości dopasowane przez model oraz wartości reszt.

```
##           4           5           7           9           11           12           13           14
## 10077.611 15098.844 15249.651 18466.353 11280.669 10729.073 14240.554 14268.165
##          19          20          21          22          23          24          25          26
## 1791.835  5909.721  5726.711  5847.073  5383.121  8428.218  5789.850  6021.533
##          27          29          30          31          32          33          34          35
## 6021.533 11536.412 16171.344 4444.837  5244.631  5294.264  6441.563  6610.060
##          36          37          38          39          40          41          42          43
## 6627.140  6774.575  9504.115 10062.260  9668.630 10384.741 11543.572 10188.311
##          48          51          52          53          54          55          60          61
## 29256.003  5210.874  5393.510  5446.165  5315.811  5368.466 10456.347 10168.027
##          62          63          65          66          68          69          70          71
## 10456.347 10168.027 10325.993 13449.171 22347.106 24821.903 22688.081 25032.524
##          73          77          78          79          80          81          82          86
## 25296.608  6289.377  6099.232  6731.096  8607.246 11283.398  9985.406  9823.459
##          87          88          89          90          91          92          93          94
## 10244.701 11079.326 11079.326  5402.039  7254.692  5707.439  5366.464  6272.134
##          95          96          97          98          99         100         101         102
##  6054.964  6865.855  5713.989  6409.038  6655.234  9890.130  9658.447 18744.853
##         103         104         105         106         107         108         109         112
## 20861.595 18530.917 19417.779 21076.356 20133.890 16504.197 18597.259 17028.549
##         113         116         117         118         119         120         121         122
## 19176.467 17083.405 19176.467 19110.371  6289.377  8428.218  5789.850  6021.533
##         123         124         126         133         134         135         136         137
##  8148.806 11536.412 16011.320 13875.944 13713.997 14391.966 14377.453 16793.526
```

##	138	139	140	141	142	143	144	145
##	16652.641	6952.124	7170.026	8433.753	7786.395	7757.106	9899.018	9695.244
##	146	147	148	149	150	151	152	153
##	11807.036	9004.096	11032.764	9986.506	13204.058	6336.440	6606.347	5791.474
##	154	155	156	157	158	159	160	161
##	8582.203	8378.212	17013.674	6628.622	6923.491	8451.542	8760.844	7384.128
##	162	163	164	165	166	167	168	169
##	6905.744	7095.303	8029.625	8398.212	10833.086	11201.673	12811.703	12769.579
##	170	171	172	173	174	175	176	177
##	12927.545	14275.519	14644.106	17392.711	9443.991	10767.381	10216.073	10216.073
##	178	179	180	181	183	184	185	186
##	10679.439	18522.082	18865.999	19465.659	9123.382	8925.756	8603.379	8405.753
##	187	188	189	191	195	196	197	198
##	9069.209	9476.020	9787.757	9078.471	16336.304	17621.093	16655.844	17782.666
##	199	200	201	202	203	204	205	
##	18444.109	19623.587	16757.546	18682.970	17599.813	19270.000	17606.661	
##	4	5	7	9	11	12		
##	3872.38860	2351.15555	2460.34881	5408.64732	5149.33069	6195.92704		
##	13	14	19	20	21	22		
##	6729.44647	6836.83500	3359.16525	385.27925	848.28880	-275.07295		
##	23	24	25	26	27	29		
##	993.87903	-471.21802	439.14971	670.46658	1587.46658	-2615.41226		
##	30	31	32	33	34	35		
##	-3207.34381	2034.16262	1610.36919	104.73611	87.43730	518.94048		
##	36	37	38	39	40	41		
##	667.86006	520.42534	-1609.11460	-967.26032	-823.62974	-89.74124		
##	42	43	48	51	52	53		
##	1401.42812	156.68902	2993.99694	-15.87397	701.49018	1348.83492		
##	54	55	60	61	62	63		
##	1379.18922	2026.53396	-1611.34731	-1673.02725	138.65269	76.97275		
##	65	66	68	69	70	71		
##	919.00698	4830.82889	3204.89401	3426.09694	5487.91869	6567.47591		
##	73	77	78	79	80	81		
##	9759.39224	-900.37711	89.76754	-62.09554	-918.24589	-1324.39806		
##	82	86	87	88	89	90		
##	-1486.40630	-2834.45885	-2055.70091	-1800.32640	-1800.32640	96.96127		
##	91	92	93	94	95	96		
##	-155.69190	941.56078	1482.53610	1076.86568	1244.03608	933.14513		
##	97	98	99	100	101	102		
##	1785.01141	1589.96202	1593.76616	-941.13028	-109.44715	-5245.85340		
##	103	104	105	106	107	108		
##	-6462.59473	-5031.91727	-2218.77858	-1377.35637	-1734.89007	-4604.19683		
##	109	112	113	116	117	118		
##	-5397.25921	-1448.54881	-2276.46704	-453.40466	-1226.46704	-960.37140		
##	119	120	121	122	123	124		
##	-717.37711	-471.21802	439.14971	670.46658	-539.80580	-2615.41226		
##	126	133	134	135	136	137		
##	6006.68036	-2025.94445	-1543.99700	648.03403	1132.54676	1356.47410		
##	138	139	140	141	142	143		
##	1967.35945	-1834.12417	-117.02643	-830.75259	-660.39477	17.89435		
##	144	145	146	147	148	149		

```
##      60.98200 -462.24445 -548.03567 -1541.09590 -834.76357 -1973.50592
##           150           151           152           153           154           155
## -1510.05754 -988.44041 -268.34691  696.52572 -1664.20289 -480.21208
##           156           157           158           159           160           161
## -8235.67421  309.37827  274.50883 -553.54226 -972.84358  353.87195
##           162           163           164           165           166           167
##  1452.25582 2162.69690  28.37473 -160.21207 -1535.08600 -1663.67279
##           168           169           170           171           172           173
## -4362.70319 -3130.57898 -2938.54475 -3076.51933 -3095.10613  276.28947
##           174           175           176           177           178           179
## -495.99066 -69.38117 -228.07252  681.92748  568.56122 -1964.08195
##           180           181           183           184           185           186
## -2867.99868 -3775.65894 -1348.38201 -950.75627 -608.37882 -210.75307
##           187           188           189           191           195           196
## -574.20931  18.98040  207.24268  901.52930 -3396.30442 -4206.09269
##           197           198           199           200           201           202
## -670.84394 -1267.66643 -24.10880 -673.58655  87.45352  362.02963
##           203           204           205
##  3885.18734  3199.99996  5018.33919
```

3. Spróbuj zredukować model korzystając z regresji krokowej (“backward”, “forward”, AIC, BIC).

```
## Start:  AIC=2506.06
## price ~ horsepower + city.mpg + peak.rpm + curb.weight + num.of.doors
##
##           Df Sum of Sq      RSS      AIC
## - peak.rpm      1   5661937 1037719493 2504.9
## - city.mpg      1   9044038 1041101594 2505.4
## - num.of.doors  1   9647889 1041705445 2505.5
## <none>                                1032057556 2506.1
## - horsepower    1  22134795 1054192350 2507.4
## - curb.weight   1 901782660 1933840216 2603.9
##
## Step:  AIC=2504.93
## price ~ horsepower + city.mpg + curb.weight + num.of.doors
##
##           Df Sum of Sq      RSS      AIC
## - city.mpg      1   6994707 1044714200 2504.0
## - num.of.doors  1   9518068 1047237561 2504.4
## <none>                                1037719493 2504.9
## - horsepower    1   32461892 1070181386 2507.8
## - curb.weight   1 1136974423 2174693916 2620.6
##
## Step:  AIC=2504
## price ~ horsepower + curb.weight + num.of.doors
##
##           Df Sum of Sq      RSS      AIC
## - num.of.doors  1  12661847 1057376047 2503.9
## <none>                                1044714200 2504.0
## - horsepower    1   26482698 1071196898 2506.0
## - curb.weight   1 1155965636 2200679836 2620.5
##
```



```

## Step: AIC=2503.91
## price ~ horsepower + curb.weight
##
##           Df Sum of Sq      RSS      AIC
## <none>                1057376047 2503.9
## - horsepower    1    42071205 1099447251 2508.1
## - curb.weight   1 1249455315 2306831362 2625.9
##
## Call:
## lm(formula = price ~ horsepower + curb.weight, data = auto_wna)
##
## Coefficients:
## (Intercept)    horsepower    curb.weight
## -14608.000         27.404          9.519
##
## Start: AIC=2524.47
## price ~ horsepower + city.mpg + peak.rpm + curb.weight + num.of.doors
##
##           Df Sum of Sq      RSS      AIC
## - peak.rpm    1    5661937 1037719493 2520.3
## - city.mpg     1    9044038 1041101594 2520.8
## - num.of.doors 1    9647889 1041705445 2520.9
## - horsepower   1   22134795 1054192350 2522.8
## <none>                1032057556 2524.5
## - curb.weight  1  901782660 1933840216 2619.2
##
## Step: AIC=2520.28
## price ~ horsepower + city.mpg + curb.weight + num.of.doors
##
##           Df Sum of Sq      RSS      AIC
## - city.mpg     1    6994707 1044714200 2516.3
## - num.of.doors 1    9518068 1047237561 2516.7
## - horsepower   1   32461892 1070181386 2520.1
## <none>                1037719493 2520.3
## - curb.weight  1 1136974423 2174693916 2632.8
##
## Step: AIC=2516.27
## price ~ horsepower + curb.weight + num.of.doors
##
##           Df Sum of Sq      RSS      AIC
## - num.of.doors 1   12661847 1057376047 2513.1
## - horsepower   1   26482698 1071196898 2515.2
## <none>                1044714200 2516.3
## - curb.weight  1 1155965636 2200679836 2629.7
##
## Step: AIC=2513.12
## price ~ horsepower + curb.weight
##
##           Df Sum of Sq      RSS      AIC
## <none>                1057376047 2513.1
## - horsepower    1    42071205 1099447251 2514.3

```

```
## - curb.weight 1 1249455315 2306831362 2632.1
##
## Call:
## lm(formula = price ~ horsepower + curb.weight, data = auto_wna)
##
## Coefficients:
## (Intercept)    horsepower    curb.weight
## -14608.000         27.404         9.519
## Start:  AIC=2760.9
## price ~ 1
##
##           Df Sum of Sq      RSS      AIC
## + curb.weight  1 4359325314 1099447251 2508.1
## + horsepower  1 3151941203 2306831362 2625.9
## + city.mpg    1 2616073039 2842699526 2659.2
## + peak.rpm    1 161334765 5297437800 2758.1
## + num.of.doors 1 143528709 5315243857 2758.7
## <none>                5458772565 2760.9
##
## Step:  AIC=2508.12
## price ~ curb.weight
##
##           Df Sum of Sq      RSS      AIC
## + horsepower  1 42071205 1057376047 2503.9
## + num.of.doors 1 28250353 1071196898 2506.0
## + peak.rpm    1 21371766 1078075485 2507.0
## <none>                1099447251 2508.1
## + city.mpg    1 1628352 1097818899 2509.9
##
## Step:  AIC=2503.91
## price ~ curb.weight + horsepower
##
##           Df Sum of Sq      RSS      AIC
## <none>                1057376047 2503.9
## + num.of.doors 1 12661847 1044714200 2504.0
## + city.mpg    1 10138486 1047237561 2504.4
## + peak.rpm    1 3133537 1054242509 2505.4
##
## Call:
## lm(formula = price ~ curb.weight + horsepower, data = auto_wna)
##
## Coefficients:
## (Intercept)    curb.weight    horsepower
## -14608.000         9.519         27.404
## Start:  AIC=2763.97
## price ~ 1
##
##           Df Sum of Sq      RSS      AIC
## + curb.weight  1 4359325314 1099447251 2514.3
```

```
## + horsepower      1 3151941203 2306831362 2632.1
## + city.mpg        1 2616073039 2842699526 2665.3
## <none>              5458772565 2764.0
## + peak.rpm        1 161334765 5297437800 2764.3
## + num.of.doors    1 143528709 5315243857 2764.8
##
## Step:  AIC=2514.26
## price ~ curb.weight
##
##              Df Sum of Sq      RSS      AIC
## + horsepower      1 42071205 1057376047 2513.1
## <none>              1099447251 2514.3
## + num.of.doors    1 28250353 1071196898 2515.2
## + peak.rpm        1 21371766 1078075485 2516.2
## + city.mpg        1 1628352 1097818899 2519.1
##
## Step:  AIC=2513.12
## price ~ curb.weight + horsepower
##
##              Df Sum of Sq      RSS      AIC
## <none>              1057376047 2513.1
## + num.of.doors    1 12661847 1044714200 2516.3
## + city.mpg        1 10138486 1047237561 2516.7
## + peak.rpm        1 3133537 1054242509 2517.7
##
## Call:
## lm(formula = price ~ curb.weight + horsepower, data = auto_wna)
##
## Coefficients:
## (Intercept)  curb.weight  horsepower
## -14608.000      9.519      27.404
```

4. Dokonaj redukcji modelu metodą eliminacji wstecznej, tak aby w kolejnych krokach z pełnego modelu stopniowo usuwać najmniej istotną zmienną niezależną, aż otrzymamy model ze wszystkimi istotnymi zmiennymi niezależnymi. Jakie było zachowanie odpowiedniego współczynnika determinacji w kolejnych modelach?

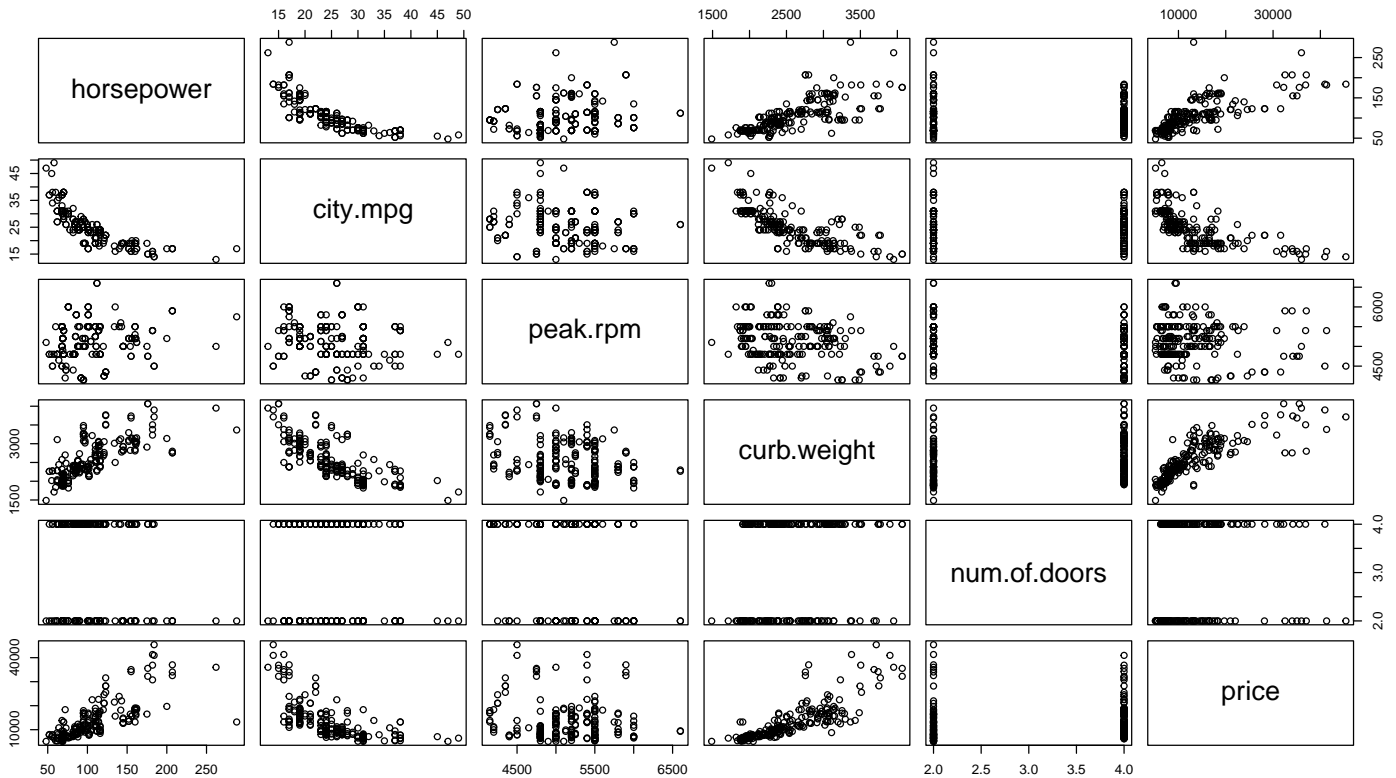
```
##              Estimate Std. Error  t value    Pr(>|t|)
## (Intercept) -17339.01129 3341.9262712 -5.188328 6.597139e-07
## horsepower    31.64419   14.4173920  2.194862 2.967071e-02
## city.mpg      67.03355   65.7941206  1.018838 3.098778e-01
## curb.weight   10.09671    0.7772917 12.989598 1.600643e-26
## num.of.doors -273.92557   230.4824166 -1.188488 2.364708e-01
## [1] 0.8049611

##              Estimate Std. Error  t value    Pr(>|t|)
## (Intercept) -14148.487819 1167.1823639 -12.121917 3.283606e-24
## horsepower    22.757081   11.4806990  1.982203 4.922435e-02
## curb.weight     9.917956    0.7573256 13.096027 7.371627e-27
## num.of.doors  -311.804092   227.4920297 -1.370615 1.724765e-01
## [1] 0.8049132
```

```
##           Estimate   Std. Error   t value   Pr(>|t|)
## (Intercept) -14607.99973 1121.1401301 -13.02959 1.000781e-26
## horsepower   27.40398   10.9995177   2.49138 1.377104e-02
## curb.weight   9.51894    0.7011011  13.57713 3.237394e-28
## [1] 0.8038145
```

5. Zamiast usuwać obserwacje z brakującymi danymi, jak to zrobiliśmy w punkcie 1, uzupełnij je za pomocą średniej i mediany sąsiednich wartości dla zmiennych ilościowych i porządkowych, odpowiednio. Aby to zrobić, użyj funkcji `impute()` dostępnej w pakiecie `Hmisc`. W przypadku takich danych postępuj zgodnie z instrukcjami w punktach 2-4.

```
##      horsepower      city.mpg      peak.rpm      curb.weight      num.of.doors
## Min.      : 48.0    Min.      :13.00    Min.      :4150    Min.      :1488    Min.      :2.000
## 1st Qu.: 70.0    1st Qu.:19.00    1st Qu.:4800    1st Qu.:2145    1st Qu.:2.000
## Median : 95.0    Median :24.00    Median :5200    Median :2414    Median :4.000
## Mean   :104.3    Mean   :25.22    Mean   :5125    Mean   :2556    Mean   :3.123
## 3rd Qu.:116.0    3rd Qu.:30.00    3rd Qu.:5500    3rd Qu.:2935    3rd Qu.:4.000
## Max.   :288.0    Max.   :49.00    Max.   :6600    Max.   :4066    Max.   :4.000
## NA's    :2              NA's    :2              NA's    :2
##      price
## Min.      : 5118
## 1st Qu.: 7775
## Median :10295
## Mean   :13207
## 3rd Qu.:16500
## Max.   :45400
## NA's    :4
##      horsepower      city.mpg      peak.rpm      curb.weight      num.of.doors
## Min.      : 48.0    Min.      :13.00    Min.      :4150    Min.      :1488    Min.      :2.000
## 1st Qu.: 70.0    1st Qu.:19.00    1st Qu.:4800    1st Qu.:2145    1st Qu.:2.000
## Median : 95.0    Median :24.00    Median :5200    Median :2414    Median :4.000
## Mean   :104.3    Mean   :25.22    Mean   :5125    Mean   :2556    Mean   :3.132
## 3rd Qu.:116.0    3rd Qu.:30.00    3rd Qu.:5500    3rd Qu.:2935    3rd Qu.:4.000
## Max.   :288.0    Max.   :49.00    Max.   :6600    Max.   :4066    Max.   :4.000
##      price
## Min.      : 5118
## 1st Qu.: 7788
## Median :10595
## Mean   :13207
## 3rd Qu.:16500
## Max.   :45400
## 2.
```



```
##
## Call:
## lm(formula = price ~ horsepower + city.mpg + peak.rpm + curb.weight +
##     num.of.doors, data = auto_sel)
##
## Coefficients:
## (Intercept)      horsepower      city.mpg      peak.rpm      curb.weight
## -2.593e+04      6.722e+01      1.413e+02      6.572e-01      1.017e+01
## num.of.doors
## -2.525e+02

## (Intercept)      horsepower      city.mpg      peak.rpm      curb.weight
## -2.593379e+04  6.721715e+01  1.413170e+02  6.572019e-01  1.017053e+01
## num.of.doors
## -2.524809e+02

##              2.5 %          97.5 %
## (Intercept) -4.024060e+04 -11626.968553
## horsepower   3.717412e+01   97.260183
## city.mpg     -2.781769e+01   310.451628
## peak.rpm     -8.865075e-01    2.200911
## curb.weight   7.723371e+00    12.617692
## num.of.doors -9.046288e+02   399.666961

##
## Call:
## lm(formula = price ~ horsepower + city.mpg + peak.rpm + curb.weight +
##     num.of.doors, data = auto_sel)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
```

```

## -20128 -2083 -138 1379 16751
##
## Coefficients:
##             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -2.593e+04 7.255e+03 -3.575 0.00044 ***
## horsepower  6.722e+01 1.524e+01  4.412 1.68e-05 ***
## city.mpg    1.413e+02 8.577e+01  1.648 0.10101
## peak.rpm    6.572e-01 7.828e-01  0.840 0.40219
## curb.weight 1.017e+01 1.241e+00  8.196 3.00e-14 ***
## num.of.doors -2.525e+02 3.307e+02 -0.763 0.44610
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 4182 on 199 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.7245, Adjusted R-squared:  0.7176
## F-statistic: 104.7 on 5 and 199 DF,  p-value: < 2.2e-16

##           1           2           3           4           5           6           7           8
## 13190.535 13190.535 18595.135 10687.189 15666.159 12752.293 15674.800 16793.559
##           9          10          11          12          13          14          15          16
## 19869.950 21242.310 11770.668 11265.706 15017.431 15071.849 17879.986 23950.589
##          17          18          19          20          21          22          23          24
## 25981.131 26606.168 1915.053 6244.963 6095.970 6055.273 5207.372 9066.510
##          25          26          27          28          29          30          31          32
## 5627.928 5851.680 5851.680 9202.291 11431.313 17868.134 4961.068 5493.989
##          33          34          35          36          37          38          39          40
## 5262.202 6583.307 6746.035 6790.282 6932.669 9710.564 10249.602 9897.198
##          41          42          43          44          45          46          47          48
## 10588.794 12118.960 10751.530 8613.936 6244.963 6095.970 14094.645 31481.352
##          49          50          51          52          53          54          55          56
## 31481.352 36468.874 4879.841 5122.863 5173.716 5075.575 5126.428 10901.649
##          57          58          59          60          61          62          63          64
## 10901.649 10952.501 14266.179 10293.020 10042.321 10293.020 10042.321 10348.195
##          65          66          67          68          69          70          71          72
## 10194.879 14248.699 12497.433 23041.219 25431.293 23342.770 25634.704 26895.516
##          73          74          75          76          77          78          79          80
## 26841.098 30025.164 28648.577 20891.531 6482.436 5898.968 6509.199 9239.409
##          81          82          83          84          85          86          87          88
## 12327.501 9972.292 18091.886 18986.893 19037.745 9843.640 10250.461 12158.167
##          89          90          91          92          93          94          95          96
## 12158.167 5209.645 7285.990 5504.590 5203.039 6077.705 5840.218 6623.349
##          97          98          99          100          101          102          103          104
## 5538.667 6209.922 6419.938 10445.677 10221.925 20570.930 22615.206 20497.595
##          105          106          107          108          109          110          111          112
## 21652.170 24749.818 22343.766 16262.390 18641.371 18398.202 20587.154 16687.335
##          113          114          115          116          117          118          119          120
## 19200.750 18823.146 21146.533 16821.769 19200.750 20658.924 6482.436 9066.510
##          121          122          123          124          125          126          127          128
## 5627.928 5851.680 7906.127 11431.313 17939.328 17726.673 21785.066 21785.066
##          129          130          131          132          133          134          135          136
## 22232.570 33335.099 12912.585 12207.254 14406.377 14277.725 14904.733 14918.468
##          137          138          139          140          141          142          143          144

```

##	19174.481	19066.170	6649.940	6595.560	7816.024	8060.598	7690.124	10265.437
##	145	146	147	148	149	150	151	152
##	9370.990	12591.604	8970.057	11293.731	9585.642	13874.161	6017.883	6011.994
##	153	154	155	156	157	158	159	160
##	5252.769	7947.960	7484.397	15824.233	6320.445	6605.219	7720.595	8285.863
##	161	162	163	164	165	166	167	168
##	7583.197	6454.802	6637.872	7579.096	7935.065	12137.600	12493.569	13737.767
##	169	170	171	172	173	174	175	176
##	13697.085	13849.643	15151.471	15507.440	18161.948	9755.364	10382.977	10367.737
##	177	178	179	180	181	182	183	184
##	10367.737	10815.240	20894.504	21160.008	21629.888	21691.982	8435.412	9007.282
##	185	186	187	188	189	190	191	192
##	7960.962	8532.831	9173.575	9398.655	10459.079	9541.391	9205.763	13813.593
##	193	194	195	196	197	198	199	200
##	11477.725	12186.006	17134.813	18375.618	17510.052	18598.299	20668.854	21807.954
##	201	202	203	204	205			
##	17541.634	20989.177	18855.344	19728.717	18095.125			
##	1	2	3	4	5	6		
##	304.46471	3309.46471	-2095.13493	3262.81115	1783.84136	2497.70662		
##	7	8	9	10	11	12		
##	2035.19953	2126.44112	4005.05039	-8035.18068	4659.33202	5659.29390		
##	13	14	15	16	17	18		
##	5952.56858	6033.15126	6685.01422	6809.41069	15333.86915	10273.83162		
##	19	20	21	22	23	24		
##	3235.94685	50.03666	479.02995	-483.27332	1169.62848	-1109.50973		
##	25	26	27	28	29	30		
##	601.07204	840.32035	1757.32035	-644.29131	-2510.31292	-4904.13419		
##	31	32	33	34	35	36		
##	1517.93247	1361.01059	136.79764	-54.30670	382.96480	504.71800		
##	37	38	39	40	41	42		
##	362.33057	-1815.56413	-1154.60228	-1052.19836	-293.79448	826.03976		
##	43	44	45	46	47	48		
##	-406.53002	-1828.93587	6962.16601	7111.15930	-3046.64478	768.64785		
##	49	50	51	52	53	54		
##	4068.64785	-468.87404	315.15897	972.13669	1621.28403	1619.42467		
##	55	56	57	58	59	60		
##	2268.57202	43.35142	943.35142	2692.49876	1378.82149	-1448.02008		
##	61	62	63	64	65	66		
##	-1547.32148	301.97992	202.67852	446.80464	1050.12055	4031.30137		
##	67	68	69	70	71	72		
##	5846.56664	2510.78150	2816.70670	4833.23024	5965.29608	7288.48419		
##	73	74	75	76	77	78		
##	8214.90152	10934.83623	16751.42259	-4388.53133	-1093.43563	290.03237		
##	79	80	81	82	83	84		
##	159.80051	-1550.40876	-2368.50141	-1473.29184	-5462.88588	-4117.89261		
##	85	86	87	88	89	90		
##	-4548.74526	-2854.63960	-2061.46085	-2879.16706	-2879.16706	289.35500		
##	91	92	93	94	95	96		
##	-186.98964	1144.40960	1645.96086	1271.29519	1458.78207	1175.65118		
##	97	98	99	100	101	102		
##	1960.33333	1789.07828	1829.06180	-1496.67652	-672.92483	-7071.92964		

##	103	104	105	106	107	108
##	-8216.20638	-6998.59499	-4453.16993	-5050.81818	-3944.76604	-4362.39001
##	109	110	111	112	113	114
##	-5441.37080	-5958.20153	-6727.15363	-1107.33491	-2300.75000	-2128.14643
##	115	116	117	118	119	120
##	-4071.53284	-191.76922	-1250.75000	-2508.92444	-910.43563	-1109.50973
##	121	122	123	124	125	126
##	601.07204	840.32035	-297.12692	-2510.31292	-5175.32791	4291.32669
##	127	128	129	130	131	132
##	10742.93382	12242.93382	14795.43045	-20127.96980	-3617.58498	-2312.25366
##	133	134	135	136	137	138
##	-2556.37703	-2107.72480	135.26695	591.53174	-1024.48083	-446.16966
##	139	140	141	142	143	144
##	-1531.93993	457.44008	-213.02365	-934.59825	84.87648	-305.43659
##	145	146	147	148	149	150
##	-137.98996	-1332.60375	-1507.05739	-1095.73069	-1572.64158	-2180.16114
##	151	152	153	154	155	156
##	-669.88303	326.00563	1235.23079	-1029.95994	413.60262	-7046.23285
##	157	158	159	160	161	162
##	617.55549	592.78062	177.40529	-497.86258	154.80285	1903.19766
##	163	164	165	166	167	168
##	2620.12810	478.90385	302.93526	-2839.60004	-2955.56863	-5288.76733
##	169	170	171	172	173	174
##	-4058.08520	-3860.64317	-3952.47114	-3958.43973	-492.94834	-807.36385
##	175	176	177	178	179	180
##	315.02272	-379.73665	530.26335	432.75999	-4336.50360	-5162.00787
##	181	182	183	184	185	186
##	-5939.88827	-5941.98192	-660.41202	-1032.28159	34.03827	-337.83131
##	187	188	189	190	191	192
##	-678.57476	96.34520	-464.07883	2053.60918	774.23670	-518.59328
##	193	194	195	196	197	198
##	2367.27500	103.99429	-4194.81287	-4960.61766	-1525.05205	-2083.29888
##	199	200	201	202	203	204
##	-2248.85442	-2857.95390	-696.63411	-1944.17655	2629.65563	2741.28261
##	205					
##	4529.87534					

3.

Start: AIC=3424.69

price ~ horsepower + city.mpg + peak.rpm + curb.weight + num.of.doors

##

##		Df	Sum of Sq	RSS	AIC
##	- num.of.doors	1	10192607	3490187999	3423.3
##	- peak.rpm	1	12324997	3492320389	3423.4
##	<none>			3479995392	3424.7
##	- city.mpg	1	47472671	3527468063	3425.5
##	- horsepower	1	340402702	3820398094	3441.8
##	- curb.weight	1	1174580109	4654575501	3482.3

##

Step: AIC=3423.29

price ~ horsepower + city.mpg + peak.rpm + curb.weight


```

##
##           Df Sum of Sq      RSS      AIC
## - peak.rpm      1  12030940 3502218939 3422.0
## <none>                        3490187999 3423.3
## - city.mpg      1   48682445 3538870444 3424.1
## - horsepower    1  440974262 3931162261 3445.7
## - curb.weight   1 1240381716 4730569715 3483.6
##
## Step: AIC=3422
## price ~ horsepower + city.mpg + curb.weight
##
##           Df Sum of Sq      RSS      AIC
## <none>                        3502218939 3422.0
## - city.mpg      1   38636782 3540855721 3422.2
## - horsepower    1  556659511 4058878450 3450.2
## - curb.weight   1 1750422882 5252641821 3503.1
##
## Call:
## lm(formula = price ~ horsepower + city.mpg + curb.weight, data = auto_sel)
##
## Coefficients:
## (Intercept)    horsepower      city.mpg    curb.weight
## -21384.432         75.415        121.380          9.261
##
## Start: AIC=3444.63
## price ~ horsepower + city.mpg + peak.rpm + curb.weight + num.of.doors
##
##           Df Sum of Sq      RSS      AIC
## - num.of.doors  1   10192607 3490187999 3439.9
## - peak.rpm      1   12324997 3492320389 3440.0
## - city.mpg      1   47472671 3527468063 3442.1
## <none>                        3479995392 3444.6
## - horsepower    1  340402702 3820398094 3458.4
## - curb.weight   1 1174580109 4654575501 3498.9
##
## Step: AIC=3439.91
## price ~ horsepower + city.mpg + peak.rpm + curb.weight
##
##           Df Sum of Sq      RSS      AIC
## - peak.rpm      1  12030940 3502218939 3435.3
## - city.mpg      1   48682445 3538870444 3437.4
## <none>                        3490187999 3439.9
## - horsepower    1  440974262 3931162261 3459.0
## - curb.weight   1 1240381716 4730569715 3496.9
##
## Step: AIC=3435.29
## price ~ horsepower + city.mpg + curb.weight
##
##           Df Sum of Sq      RSS      AIC
## - city.mpg      1   38636782 3540855721 3432.2
## <none>                        3502218939 3435.3

```

```

## - horsepower 1 556659511 4058878450 3460.2
## - curb.weight 1 1750422882 5252641821 3513.1
##
## Step: AIC=3432.22
## price ~ horsepower + curb.weight
##
##           Df Sum of Sq      RSS      AIC
## <none>                3540855721 3432.2
## - horsepower 1 580023407 4120879128 3458.0
## - curb.weight 1 1834490017 5375345738 3512.5
##
## Call:
## lm(formula = price ~ horsepower + curb.weight, data = auto_sel)
##
## Coefficients:
## (Intercept)  horsepower  curb.weight
## -15818.459      64.615      8.722
## Start: AIC=3678.97
## price ~ 1
##
##           Df Sum of Sq      RSS      AIC
## + curb.weight 1 8510293560 4.1209e+09 3451.3
## + horsepower 1 7255826951 5.3753e+09 3505.8
## + city.mpg    1 5627042447 7.0041e+09 3560.1
## + peak.rpm    1 128478511 1.2503e+10 3678.9
## <none>                1.2631e+10 3679.0
## + num.of.doors 1 22223129 1.2609e+10 3680.6
##
## Step: AIC=3451.35
## price ~ curb.weight
##
##           Df Sum of Sq      RSS      AIC
## + horsepower 1 580023407 3540855721 3422.2
## + peak.rpm    1 188393930 3932485198 3443.8
## + num.of.doors 1 172156795 3948722333 3444.6
## + city.mpg    1 62000678 4058878450 3450.2
## <none>                4120879128 3451.3
##
## Step: AIC=3422.25
## price ~ curb.weight + horsepower
##
##           Df Sum of Sq      RSS      AIC
## + city.mpg    1 38636782 3502218939 3422.0
## <none>                3540855721 3422.2
## + num.of.doors 1 11184104 3529671617 3423.6
## + peak.rpm    1 1985277 3538870444 3424.1
##
## Step: AIC=3422
## price ~ curb.weight + horsepower + city.mpg
##

```

```

##           Df Sum of Sq          RSS      AIC
## <none>                3502218939 3422.0
## + peak.rpm           1  12030940 3490187999 3423.3
## + num.of.doors       1   9898550 3492320389 3423.4

##
## Call:
## lm(formula = price ~ curb.weight + horsepower + city.mpg, data = auto_sel)
##
## Coefficients:
## (Intercept)  curb.weight  horsepower      city.mpg
## -21384.432      9.261      75.415      121.380

## Start:  AIC=3682.29
## price ~ 1
##
##           Df Sum of Sq          RSS      AIC
## + curb.weight       1 8510293560 4.1209e+09 3458.0
## + horsepower         1 7255826951 5.3753e+09 3512.5
## + city.mpg           1 5627042447 7.0041e+09 3566.7
## <none>                1.2631e+10 3682.3
## + peak.rpm           1  128478511 1.2503e+10 3685.5
## + num.of.doors       1   22223129 1.2609e+10 3687.3
##
## Step:  AIC=3457.99
## price ~ curb.weight
##
##           Df Sum of Sq          RSS      AIC
## + horsepower         1 580023407 3540855721 3432.2
## + peak.rpm           1 188393930 3932485198 3453.7
## + num.of.doors       1 172156795 3948722333 3454.6
## <none>                4120879128 3458.0
## + city.mpg           1  62000678 4058878450 3460.2
##
## Step:  AIC=3432.22
## price ~ curb.weight + horsepower
##
##           Df Sum of Sq          RSS      AIC
## <none>                3540855721 3432.2
## + city.mpg           1  38636782 3502218939 3435.3
## + num.of.doors       1  11184104 3529671617 3436.9
## + peak.rpm           1   1985277 3538870444 3437.4

##
## Call:
## lm(formula = price ~ curb.weight + horsepower, data = auto_sel)
##
## Coefficients:
## (Intercept)  curb.weight  horsepower
## -15818.459      8.722      64.615

## 4.

##           Estimate Std. Error  t value    Pr(>|t|)

```

```
## (Intercept) -2.635706e+04 7226.3754586 -3.6473412 3.379537e-04
## horsepower  7.139625e+01  14.2029379  5.0268648 1.104343e-06
## city.mpg    1.430558e+02  85.6502655  1.6702319 9.643773e-02
## curb.weight 9.855041e+00   1.1689345  8.4307899 6.749078e-15
## peak.rpm    6.492573e-01   0.7819454  0.8303102 4.073535e-01
## [1] 0.7181583
```

```
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -21384.431936 4040.8655146 -5.292042 3.151748e-07
## horsepower   75.415001  13.3424794  5.652248 5.374600e-08
## city.mpg    121.380259  81.5119348  1.489110 1.380257e-01
## curb.weight   9.261327   0.9240072 10.023003 1.962328e-19
## [1] 0.7185938
```

```
##           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -15818.45917 1540.0560178 -10.271353 3.508074e-20
## horsepower   64.61495  11.2328166  5.752337 3.223308e-08
## curb.weight   8.72178   0.8525618 10.230085 4.645579e-20
## [1] 0.7168977
```

6. Korzystając z ostatecznych modeli uzyskanych dla obu zbiorów danych, wykonaj prognozę ceny samochodu, dla którego zmienne `curb.weight` i `horsepower` są równe 2823 i 154, odpowiednio. Który model daje lepszą prognozę, gdyby cena tego samochodu wynosiła 1650? Jak możemy to wyjaśnić?

```
##           fit      lwr      upr
## 1 16484.18 11243.94 21724.42

##           fit      lwr      upr
## 1 18753.83 10437.85 27069.81

## [1] 0.8038145

## [1] 0.7168977
```

Zadanie 4. W jednym badaniu klinicznym oceniono wpływ poziomów enzymu LDH i zmian poziomów bilirubiny na zdrowie pacjentów z przewlekłym zapaleniem wątroby. Uzyskane wyniki są zawarte w pliku `liver_data.RData`. Zmienne to: `bilirubin` - zmiana stężenia bilirubiny we krwi, `ldh` - stężenie enzymu LDH w cieple pacjenta, `condition` - zmiana stanu pacjenta (Yes - pogorszenie, No - brak pogorszenia).

```
## bilirubin ldh condition
## 1      0.9  75         No
## 2      0.8 150         No
## 3      0.6 250         No
## 4      0.8 375         Yes
## 5      3.2 160         Yes
## 6      1.7 106         No
```

1. Dopasuj model regresji logistycznej do tych danych. Jakie są wartości estymatorów współczynników regresji?

```
##
## Call: glm(formula = condition ~ bilirubin + ldh, family = "binomial",
## data = liver_data)
##
## Coefficients:
```

```
## (Intercept)    bilirubin        ldh
##      -8.13113      2.88050      0.02464
##
## Degrees of Freedom: 38 Total (i.e. Null);  36 Residual
## Null Deviance:      54.04
## Residual Deviance: 33.11      AIC: 39.11
```

2. Które współczynniki są statystycznie istotne w skonstruowanym modelu? Jakie jest dopasowanie modelu?

```
##
## Call:
## glm(formula = condition ~ bilirubin + ldh, family = "binomial",
##      data = liver_data)
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
## (Intercept) -8.131132   2.639959  -3.080  0.00207 **
## bilirubin    2.880497   1.105836   2.605  0.00919 **
## ldh          0.024635   0.008764   2.811  0.00494 **
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## (Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)
##
##      Null deviance: 54.040  on 38  degrees of freedom
## Residual deviance: 33.114  on 36  degrees of freedom
## AIC: 39.114
##
## Number of Fisher Scoring iterations: 6
```

3. Czy model ten może być zredukowany za pomocą regresji krokowej?

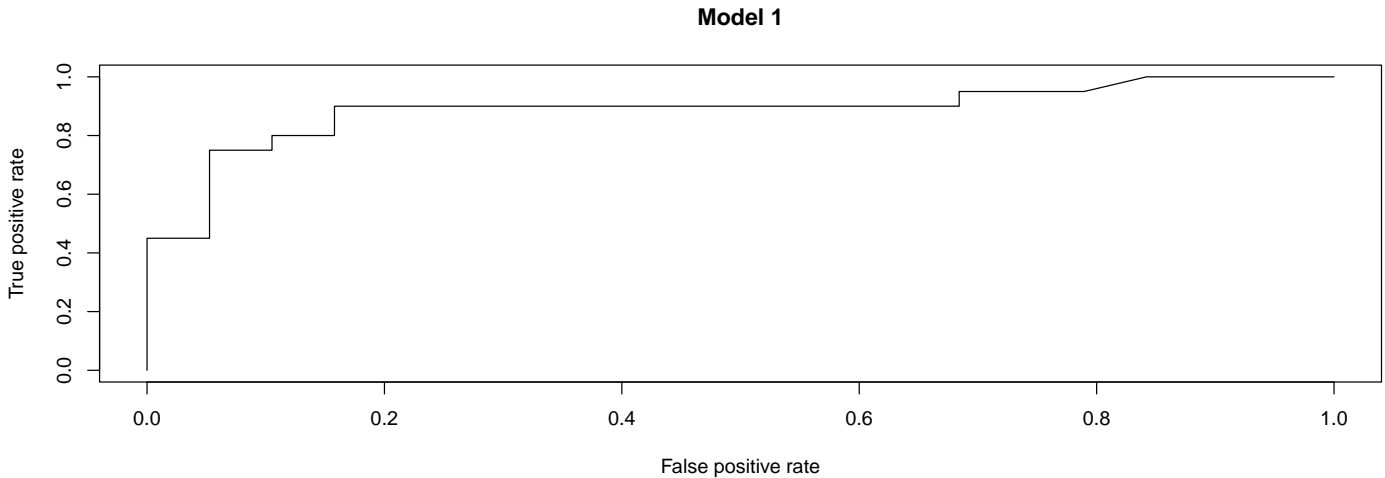
```
## Start:  AIC=39.11
## condition ~ bilirubin + ldh
##
##              Df Deviance    AIC
## <none>          33.114 39.114
## - ldh           1  46.989 50.989
## - bilirubin     1  48.726 52.726
##
## Call:  glm(formula = condition ~ bilirubin + ldh, family = "binomial",
##      data = liver_data)
##
## Coefficients:
## (Intercept)    bilirubin        ldh
##      -8.13113      2.88050      0.02464
##
## Degrees of Freedom: 38 Total (i.e. Null);  36 Residual
## Null Deviance:      54.04
## Residual Deviance: 33.11      AIC: 39.11
```

4. Zinterpretuj współczynniki modelu.

```
## bilirubin
## 17.82313

## ldh
## 1.024941
```

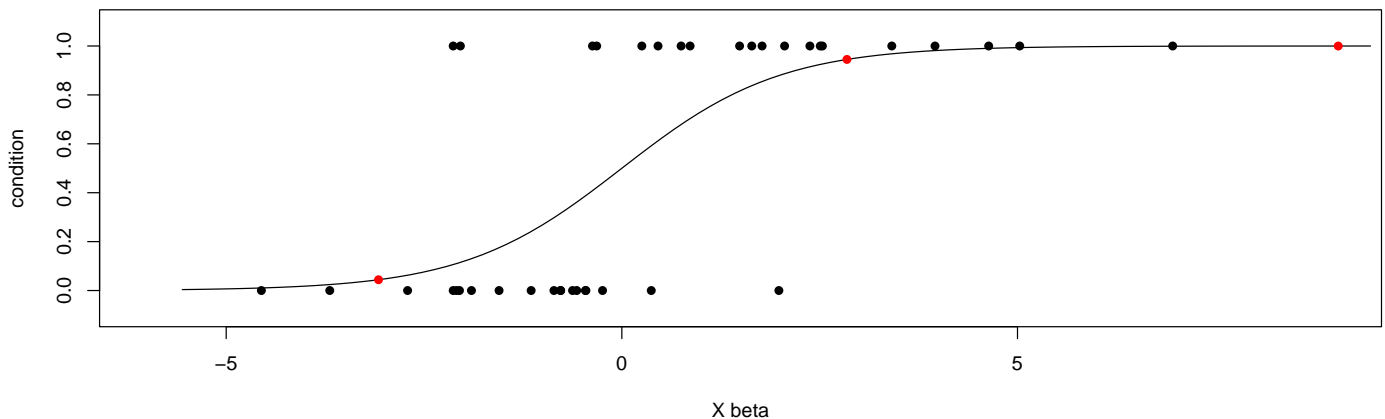
5. Narysuj krzywą ROC i oblicz AUC dla modelu.



```
## [[1]]
## [1] 0.8881579
```

6. Dokonaj predykcji zmiennej `condition` dla trzech pacjentów scharakteryzowanych następująco: $(\text{bilirubin}, \text{ldh}) = (0.9, 100), (2.1, 200), (3.4, 300)$. Zilustruj wyniki na wykresie.

```
##          1          2          3
## 0.04414365 0.94505776 0.99988299
```



7. Powyższy wykres pokazuje, że istnieją dwie obserwacje odstające dla pacjentów z pogorszeniem i jedna obserwacja odstająca dla pacjentów bez pogorszenia. Zidentyfikuj je i wykonaj powyższą analizę dla danych bez tych trzech wartości odstających. Jak zmieniają się wyniki?

1.

```
##
## Call: glm(formula = condition ~ bilirubin + ldh, family = "binomial",
## data = liver_data_wo)
##
## Coefficients:
## (Intercept)    bilirubin         ldh
##   -72.7256      30.2781      0.1947
```

```
##
## Degrees of Freedom: 35 Total (i.e. Null); 33 Residual
## Null Deviance: 49.91
## Residual Deviance: 6.207 AIC: 12.21
```

2.

```
##
## Call:
## glm(formula = condition ~ bilirubin + ldh, family = "binomial",
## data = liver_data_wo)
##
## Coefficients:
## Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
## (Intercept) -72.7256 45.3298 -1.604 0.109
## bilirubin 30.2781 18.9417 1.598 0.110
## ldh 0.1947 0.1235 1.577 0.115
##
## (Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)
##
## Null deviance: 49.9066 on 35 degrees of freedom
## Residual deviance: 6.2068 on 33 degrees of freedom
## AIC: 12.207
##
## Number of Fisher Scoring iterations: 10
```

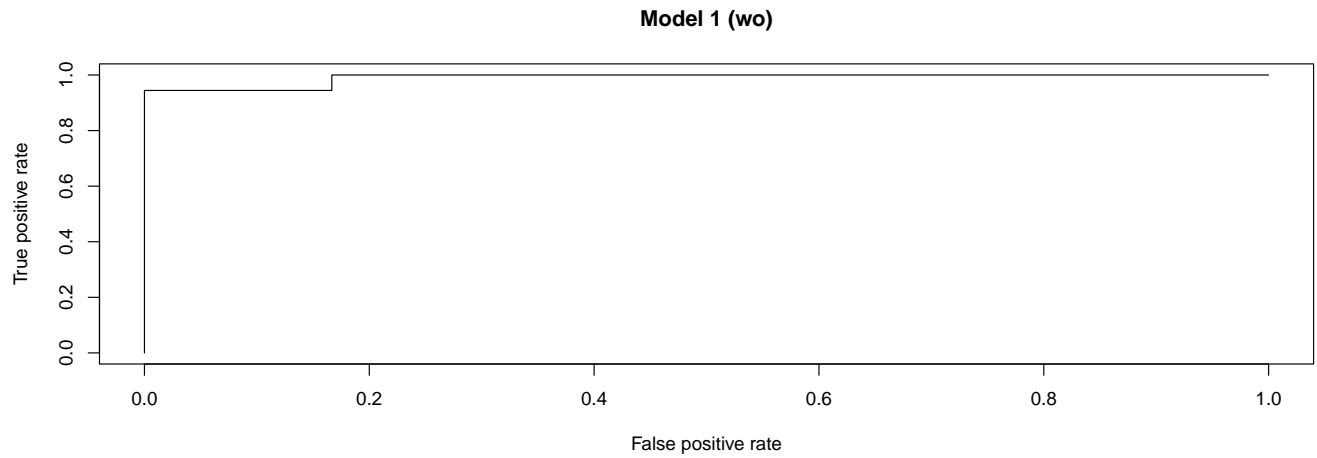
3.

```
## Start: AIC=12.21
## condition ~ bilirubin + ldh
##
## Df Deviance AIC
## <none> 6.207 12.207
## - ldh 1 38.422 42.422
## - bilirubin 1 44.216 48.216
##
## Call: glm(formula = condition ~ bilirubin + ldh, family = "binomial",
## data = liver_data_wo)
##
## Coefficients:
## (Intercept) bilirubin ldh
## -72.7256 30.2781 0.1947
##
## Degrees of Freedom: 35 Total (i.e. Null); 33 Residual
## Null Deviance: 49.91
## Residual Deviance: 6.207 AIC: 12.21
```

4.

```
## bilirubin
## 1.411294e+13
## ldh
## 1.214999
```

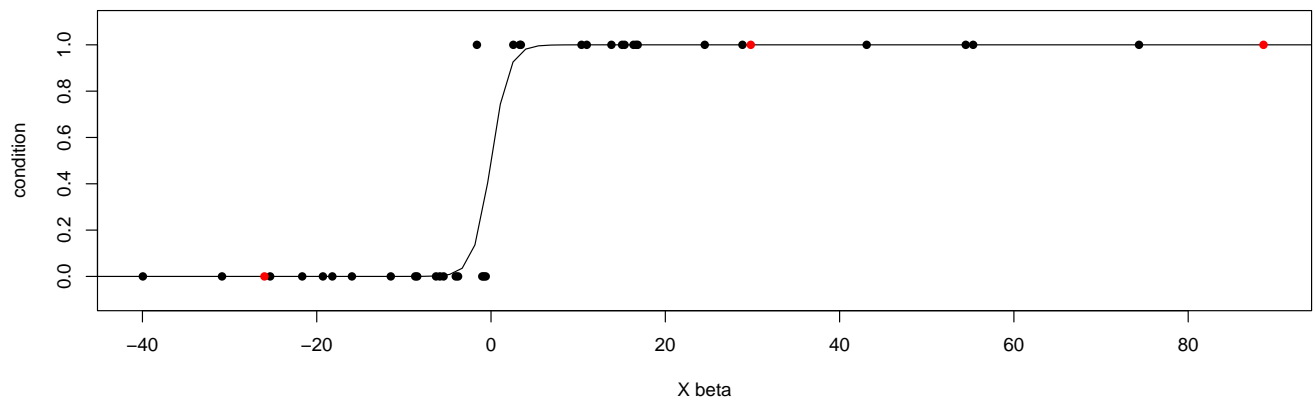
5.



```
## [[1]]
## [1] 0.9907407
```

6.

```
##          1          2          3
## 5.104082e-12 1.000000e+00 1.000000e+00
```



Zadanie 5. Użyj modelu regresji Poissona do zestawu danych `moths` (wpływ siedliska na liczbę moli) z pakietu `DAAG`. Użyj zlogarytmowanej zmiennej `meters` jako zmiennej objaśniającej, a liczby moli `A` jako zmiennej objaśnianej.

```
##   meters A   P   habitat
## 1     25 9   8   NWsoak
## 2     37 3  20   SWsoak
## 3    109 7   9 Lowerside
## 4     10 0   2 Lowerside
## 5    133 9   1 Upperside
## 6     26 3  18 Disturbed
```

1. Dopasuj model regresji Poissona do tych danych. Jakie są wartości estymatorów współczynników regresji?

```
##
## Call:  glm(formula = A ~ log(meters), family = "poisson", data = moths)
##
## Coefficients:
## (Intercept)  log(meters)
##      1.2058      0.1506
```



```
##
## Degrees of Freedom: 40 Total (i.e. Null); 39 Residual
## Null Deviance: 257.1
## Residual Deviance: 248.3 AIC: 367
```

2. Które współczynniki są statystycznie istotne w skonstruowanym modelu? Jak jest dopasowanie modelu?

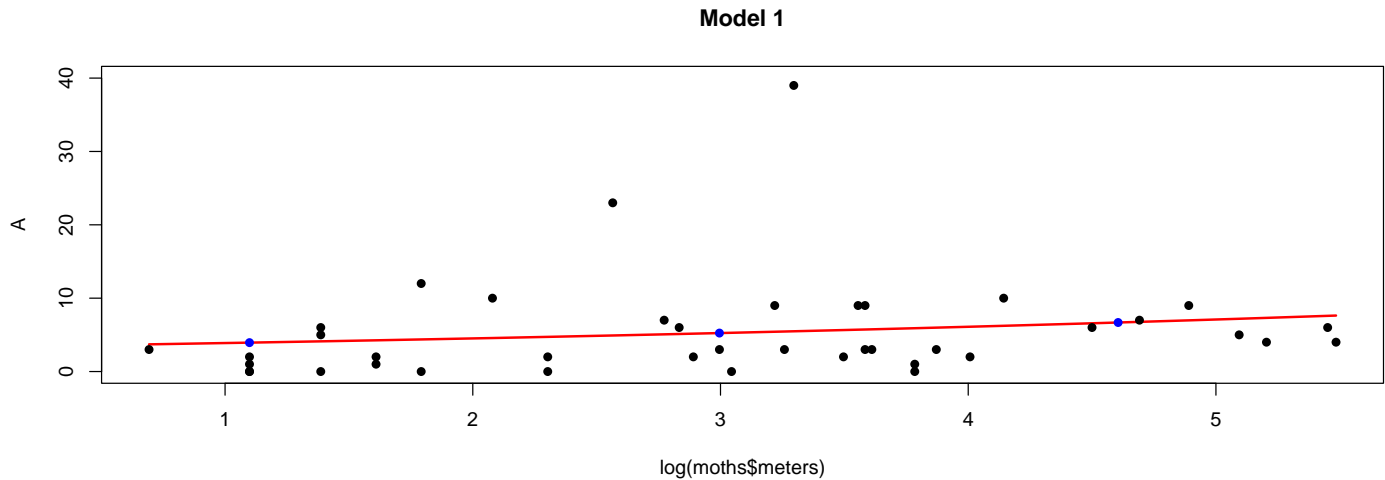
```
##
## Call:
## glm(formula = A ~ log(meters), family = "poisson", data = moths)
##
## Coefficients:
##             Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
## (Intercept)  1.20577    0.17814   6.769 1.3e-11 ***
## log(meters)  0.15065    0.05068   2.972 0.00295 **
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## (Dispersion parameter for poisson family taken to be 1)
##
##    Null deviance: 257.11  on 40  degrees of freedom
## Residual deviance: 248.25  on 39  degrees of freedom
## AIC: 366.97
##
## Number of Fisher Scoring iterations: 6
```

3. Czy model ten może być zredukowany za pomocą regresji krokowej?

```
## Start: AIC=366.97
## A ~ log(meters)
##
##             Df Deviance    AIC
## <none>             248.25 366.97
## - log(meters)  1    257.11 373.83
##
## Call:  glm(formula = A ~ log(meters), family = "poisson", data = moths)
##
## Coefficients:
## (Intercept)  log(meters)
##      1.2058      0.1506
##
## Degrees of Freedom: 40 Total (i.e. Null); 39 Residual
## Null Deviance: 257.1
## Residual Deviance: 248.3 AIC: 367
```

4. Dokonaj predykcji zmiennej A dla meters = 3, 20, 100. Zilustruj wyniki na wykresie.

```
##      1      2      3
## 3.940363 5.243913 6.682717
```



5. Wykonaj powyższą analizę dla zmiennej P jako zmiennej zależnej.

```
## 1.

##
## Call:  glm(formula = P ~ log(meters), family = "poisson", data = moths)
##
## Coefficients:
## (Intercept)  log(meters)
##      0.8643      0.1372
##
## Degrees of Freedom: 40 Total (i.e. Null);  39 Residual
## Null Deviance:      217.8
## Residual Deviance: 212.8    AIC: 309

## 2.

##
## Call:
## glm(formula = P ~ log(meters), family = "poisson", data = moths)
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
## (Intercept)   0.8643     0.2145   4.030 5.58e-05 ***
## log(meters)   0.1372     0.0614   2.234  0.0255 *
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## (Dispersion parameter for poisson family taken to be 1)
##
##      Null deviance: 217.82  on 40  degrees of freedom
## Residual deviance: 212.82  on 39  degrees of freedom
## AIC: 309.05
##
## Number of Fisher Scoring iterations: 6

## 3.

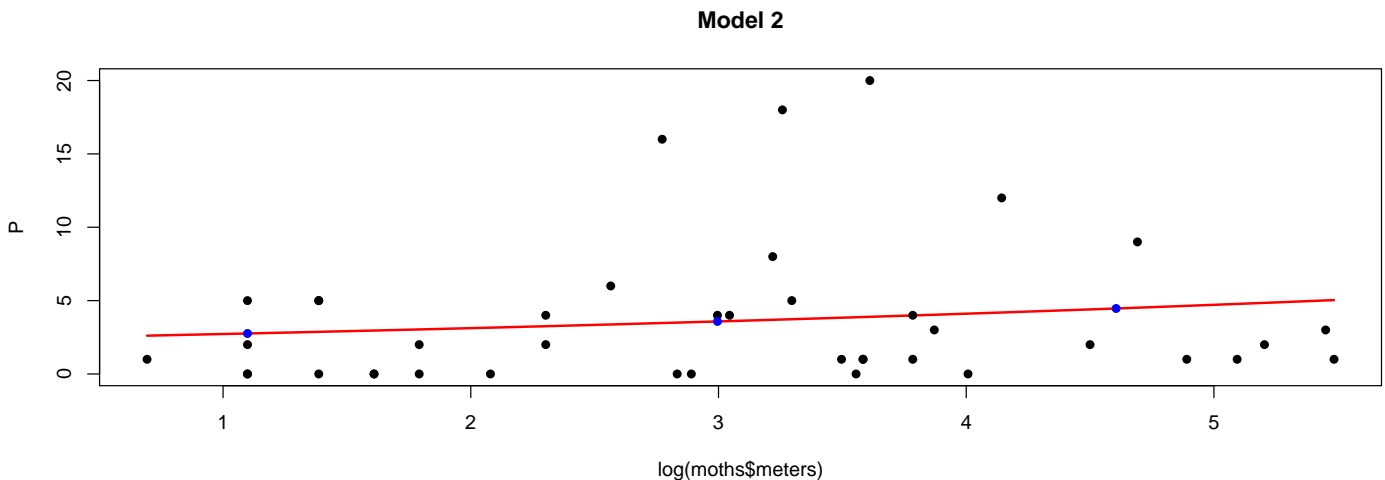
## Start:  AIC=309.05
## P ~ log(meters)
##
```

```
##           Df Deviance    AIC
## <none>          212.82 309.05
## - log(meters)  1    217.82 312.04

##
## Call:  glm(formula = P ~ log(meters), family = "poisson", data = moths)
##
## Coefficients:
## (Intercept)  log(meters)
##      0.8643      0.1372
##
## Degrees of Freedom: 40 Total (i.e. Null);  39 Residual
## Null Deviance:      217.8
## Residual Deviance: 212.8    AIC: 309

## 4.

##           1           2           3
## 2.759453 3.579565 4.463761
```



8 Analiza składowych głównych

- Analiza składowych głównych jest techniką redukcji wymiaru.
- Składowe główne zostały po raz pierwszy zaproponowane przez Pearsona (1901), a następnie rozwinięte przez Hotellinga (1933).
- Analiza składowych głównych jest zaliczana do systemów uczących się bez nadzoru, a więc każdy element zbioru uczącego składa się jedynie z wektora cech (zmiennych). Zadaniem systemu uczącego się bez nadzoru jest opisanie obserwowanych danych na podstawie wyłącznie nich samych. Można je określić jako zadanie wykrycia wewnętrznej struktury zbioru danych lub współzależności między tymi danymi.
- Celem badacza może być redukcja danych, a dokładniej - liczby zmiennych. Polega ona na poszukiwaniu takiego zbioru zmiennych, mniej licznego od zbioru zmiennych oryginalnych, na których podstawie można z pewnym, ale możliwie najmniejszym błędem, odtworzyć wartości zmiennych oryginalnych. Aby taka redukcja była możliwa między zmiennymi oryginalnymi muszą zachodzić zależności statystyczne.
- Nowe zmienne (składowe główne) są liniowymi funkcjami zmiennych oryginalnych.
- Metoda składowych głównych ma głównie charakter eksploracyjny i umożliwia redukcję danych w przypadku zbioru skorelowanych ze sobą zmiennych.

- Zmienne te są traktowane w jednakowy sposób, tj. nie są one dzielone - tak jak w przypadku analizy regresji - na zmienne zależne i niezależne.
- Metoda ta przekształca oryginalne, skorelowane zmienne w nowe, nieskorelowane zmienne, tzw. składowe główne, które wyjaśniają w maksymalnym stopniu całkowitą wariancję z próby.
- Każda nowa zmienna jest liniową funkcją oryginalnych zmiennych.
- Składowe główne są uporządkowane według udziału w redukcji wspólnego zróżnicowania oryginalnych zmiennych (wielkości całkowitej wariancji). Pierwsza składowa główna redukuje największą część tego zróżnicowania. Druga - kolejną największą część tego zróżnicowania, którego nie redukowała pierwsza składowa główna, itd.
- Badacz może więc zredukować liczbę zmiennych, ograniczając się do kilku pierwszych składowych głównych, z możliwie małą stratą informacji.
- Oceną ograniczenia się tylko do kilku składowych głównych jest udział zredukowanej przez nie wariancji w wielkości całkowitej wariancji.
- W sytuacji gdy oryginalne zmienne nie są skorelowane, zastosowanie metody składowych głównych nie zapewnia możliwości redukcji danych przy ograniczonej stracie informacji.
- Wyznaczanie wartości składowych głównych dla badanych obiektów nie przedstawia żadnej trudności i nie wymaga przyjmowania dodatkowych założeń.
- Analiza składowych głównych jest często stosowana. Przekształcenie liczego zbioru skorelowanych zmiennych oryginalnych w kilka nieskorelowanych składowych głównych stanowi na ogół pierwszy etap dla zastosowania innych metod wielowymiarowej analizy danych, np. analizy skupień, regresji czy też analizy dyskryminacyjnej.

8.1 Konstrukcja składowych głównych

- Pierwsza składowa główna jest definiowana jako unormowana kombinacja liniowa mająca maksymalną wariancję z próby spośród wszystkich unormowanych kombinacji liniowych zmiennych pierwotnych X_1, \dots, X_p .
- Dokładniej, dla wektora obserwacji $\mathbf{X} = (X_1, X_2, \dots, X_p)'$ w próbie poszukujemy kombinacji liniowej

$$Z_1 = a_{11}X_1 + a_{12}X_2 + \dots + a_{1p}X_p = \mathbf{a}_1'\mathbf{X},$$

której wariancja z próby

$$s_{Z_1}^2 = \mathbf{a}_1'\mathbf{S}\mathbf{a}_1$$

jest maksymalna, gdzie

$$\mathbf{S} = \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n (\mathbf{X}_j - \bar{\mathbf{X}})(\mathbf{X}_j - \bar{\mathbf{X}})'$$

jest macierzą kowariancji z próby $\mathbf{X}_1, \mathbf{X}_2, \dots, \mathbf{X}_n$ oraz $\bar{\mathbf{X}} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \mathbf{X}_j$, natomiast wektor \mathbf{a}_1 spełnia warunek $\mathbf{a}_1'\mathbf{a}_1 = 1$, tj. kwadrat jego długości jest równy jeden. Warunek ten wprowadzony jest po to, by zapewnić jednoznaczność (z wyjątkiem znaku) składowej głównej.

- Wektor \mathbf{a}_1 , który maksymalizuje wariancję $s_{Z_1}^2$, przy dodatkowym warunku $\mathbf{a}_1'\mathbf{a}_1 = 1$, jest wektorem charakterystycznym odpowiadającym największej wartości własnej λ_1 macierzy \mathbf{S} , lub inaczej największemu pierwiastkowi równania

$$|\mathbf{S} - \lambda\mathbf{I}| = 0.$$

- Wariancja składowej głównej Z_1 jest zatem największym pierwiastkiem tego równania.

- W celu wyznaczenia drugiej składowej głównej, konstruujemy kombinację liniową

$$Z_2 = \mathbf{a}'_2 \mathbf{X}$$

taką, że jest ona nieskorelowana z Z_1 , ma maksymalną wariancję i spełnia warunek $\mathbf{a}'_2 \mathbf{a}_2 = 1$. Wariancja z próby Z_2 jest równa

$$s_{Z_2}^2 = \mathbf{a}'_2 \mathbf{S} \mathbf{a}_2.$$

- Stąd poszukujemy wektora \mathbf{a}_2 maksymalizującego $s_{Z_2}^2$ przy dodatkowym warunkach $\mathbf{a}'_2 \mathbf{a}_2 = 1$ i $\mathbf{a}'_2 \mathbf{a}_1 = 0$.
- Wektor \mathbf{a}_2 jest wektorem własnym macierzy \mathbf{S} odpowiadającym drugiej wartości własnej $\lambda_2 < \lambda_1$ ortogonalnym do wektora \mathbf{a}_1 i unormowanym tak, by kwadrat jego długości był równy jedności ($\mathbf{a}'_2 \mathbf{a}_2 = 1$).
- Ponieważ macierz \mathbf{S} ma p wartości własnych, to otrzymujemy p składowych głównych:

$$Z_1 = \mathbf{a}'_1 \mathbf{X},$$

$$Z_2 = \mathbf{a}'_2 \mathbf{X},$$

...

$$Z_p = \mathbf{a}'_p \mathbf{X}.$$

- Składowe główne Z_1, Z_2, \dots, Z_p można zapisać w postaci

$$\mathbf{Z} = \mathbf{A} \mathbf{X},$$

gdzie

$$\mathbf{Z} = \begin{bmatrix} Z_1 \\ Z_2 \\ \vdots \\ Z_p \end{bmatrix}, \quad \mathbf{A} = \begin{bmatrix} \mathbf{a}'_1 \\ \mathbf{a}'_2 \\ \vdots \\ \mathbf{a}'_p \end{bmatrix}.$$

- W rezultacie otrzymujemy tyle składowych głównych ile było zmiennych wejściowych, ale najczęściej jedynie kilka z nich wyjaśnia prawie całą zmienność oryginalnych danych.

8.2 Własności

- Jeżeli wektor własny \mathbf{a}_1 macierzy kowariancji z próby \mathbf{S} jest wyskalowany tak, by $\mathbf{a}'_1 \mathbf{a}_1 = 1$, to wariancja z próby pierwszej składowej głównej Z_1 jest równa

$$s_{Z_1}^2 = \mathbf{a}'_1 \mathbf{S} \mathbf{a}_1 = \lambda_1.$$

- Stąd wartość własna λ_1 macierzy \mathbf{S} jest równa wariancji z próby pierwszej składowej głównej $Z_1 = \mathbf{a}'_1 \mathbf{X}$.
- Podobnie, wariancja z próby każdej innej składowej głównej jest równa odpowiedniej wartości własnej:

$$s_{Z_j}^2 = \mathbf{a}'_j \mathbf{S} \mathbf{a}_j = \lambda_j, \quad j = 2, 3, \dots, p.$$

- Składowa główna Z_1 ma maksymalną wariancję λ_1 , natomiast składowa główna Z_p ma najmniejszą wariancję λ_p , gdzie $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_p$ są wartościami własnymi macierzy kowariancji z próby \mathbf{S} .
- Składowe główne są wzajemnie ortogonalne, tj. $\mathbf{a}'_j \mathbf{a}_k = 0$, dla wszystkich $j \neq k$. Ortogonalność składowych głównych pociąga za sobą własność ich nieskorelowania.

- Suma wariancji z próby składowych głównych jest równa sumie wariancji z próby zmiennych pierwotnych:

$$\sum_{j=1}^p s_{Z_j}^2 = \sum_{j=1}^p \lambda_j = \text{tr}(\mathbf{S}) = \sum_{j=1}^p s_{X_j}^2.$$

- W analizie składowych głównych oczekujemy, że dla pewnego małego k , suma

$$\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_k$$

będzie bliska

$$\text{tr}(\mathbf{S}) = \lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_p.$$

Jeśli tak jest, to k pierwszych składowych głównych wyjaśnia dobrze zmienność wektora $\mathbf{X} = (X_1, X_2, \dots, X_p)'$ i pozostałe $p - k$ składowe główne wnoszą niewiele, ponieważ mają one małe wariancje z próby.

- Wskaźnik

$$\frac{\lambda_1 + \dots + \lambda_k}{\lambda_1 + \dots + \lambda_p} 100\%$$

jest procentową miarą wyjaśniania zmienności wektora \mathbf{X} przez pierwszych k składowych głównych.

- Składowe główne nie są niezmiennicze względem zmiany skali zmiennych pierwotnych. Oznacza to, że przeskalowanie danych zmienia wyniki analizy metodą składowych głównych.
- Z tego względu składowe główne uzyskane z macierzy kowariancji oraz korelacji różnią się. Zaleca się wykorzystywać te uzyskane z macierzy kowariancji. W przypadku jednak dużych różnic w wariancjach lub cech mierzonych na różnych skalach należy wprawdzie przeskalować dane.

8.3 Ładunki i wyniki

- Jako wynik otrzymujemy najczęściej dwa typy parametrów: **ładunki** (ang. *loadings*) oraz **wyniki** (ang. *scores*).
- Ładunki to współczynniki pokazujące wkład poszczególnych zmiennych bazowych w tworzeniu składowych głównych. Im wartość bezwzględna z ładunku większa tym zmienna ma większy wkład w budowę składowej głównej.
- Wyniki nie są niczym innym jak współrzędnymi obserwacji w nowym układzie współrzędnych utworzonym przez składowe główne, to one najczęściej podlegają wizualizacji.
- Niestety przy większej liczbie pierwotnych zmiennych występują problemy z interpretacją ładunków.

8.4 Metody pomijania składowych głównych

- Jeśli chcemy zredukować wymiar danych musimy się zastanowić ile składowych wybrać do dalszej analizy.
- Najczęściej decyzję tę podejmuje się bazując na **wykresie osypiska**, zwanym też **wykresem piargowym** (ang. *scree plot*). Wartości własne numerujemy w porządku malejącym. Na osi odciętych zaznaczamy numer wartości własnych, na osi rzędnych zaznaczamy wielkości wartości własnych i wielkości te łączymy odcinkami. Jako optymalną liczbę czynników wybieramy tę, gdzie wykres się znacząco spłaszcza. Kryterium osypiska prowadzi niekiedy do odrzucenia zbyt wielu czynników, ale w typowych sytuacjach (niezbyt dużo czynników i sporo obserwacji) radzi sobie całkiem dobrze.
- Drugim popularnym kryterium jest ustalenie pewnego poziomu wariancji jaki muszą wyjaśnić składowe główne (najczęściej 90%).
- W trzecim podejściu, pomijamy te składowe główne, których wartości własne są mniejsze od średniej

$$\bar{\lambda} = \frac{1}{p} \sum_{j=1}^p \lambda_j.$$

- Jest to zarazem średnia wariancja zmiennych pierwotnych, ponieważ $\sum_{j=1}^p \lambda_j = \text{tr}(\mathbf{S})$.

8.5 Wizualizacja

- Na koniec możemy zwizualizować nowe dane na jednym wykresie, na którym jako punkty będą przedstawione poszczególne obserwacje w nowym układzie dwóch pierwszych składowych głównych, natomiast wektory oznaczać będą cechy.
- Kierunek wektorów pokazuje wpływ tych cech odpowiednio na pierwszą i drugą składową. Kąt przecięcia strzałek jest proporcjonalny do zależności pomiędzy cechami (dokładnie iloczyn skalarny odpowiednich wektorów wyznacza korelację), a ich długość odzwierciedla odchylenie standardowe.
- Tego typu wykres nazywa się **biplotem** (ang. *biplot*).
- Żeby stwierdzić, czy taki wykres jest adekwatnym odzwierciedleniem położenia oryginalnych punktów, można na niego nanieść **minimalne drzewo rozpinające (MST)** (ang. *minimum spanning tree*). MST to graf, którego wierzchołkami są obserwacje, dwa punkty połączone są dokładnie jedną ścieżką, a suma krawędzi jest minimalna. Punkty połączone krawędziami powinny być blisko siebie na wykresie.

8.6 Zastosowanie

- Analiza składowych głównych ma szerokie zastosowanie.
- Jej dwa popularne zastosowania to regresja składowych głównych (PCR) i regresja częściowych najmniejszych kwadratów (PLSR).
- Pierwsza z nich polega na zastąpieniu oryginalnych zmiennych przez pewną liczbę składowych głównych.
- Metoda PLSR jest wariantem metody składowych głównych, w której szukamy pewnej liczby ortogonalnych do siebie kombinacji liniowych predyktorów dobrze prognozujących zmienną objaśnianą.
- Przewaga PCR/PLSR nad metodą najmniejszych kwadratów jest najczęściej widoczna w sytuacji, gdy liczba zmiennych objaśniających jest duża w stosunku do liczby obserwacji.

8.7 Przykład 8

Przykład. Zbiór danych `USArrests` zawiera informacje dotyczące liczby morderstw, napadów, gwałtów przypadających na 100,000 osób w poszczególnych stanach USA w roku 1973 oraz procent ludności mieszkającej w miastach. Chcielibyśmy się dowiedzieć, czy stany są do siebie w pewien sposób zbliżone oraz spróbować zwizualizować je na płaszczyźnie.

```
head(USArrests)
```

```
##           Murder  Assault  UrbanPop  Rape
## Alabama      13.2      236         58 21.2
## Alaska       10.0      263         48 44.5
## Arizona       8.1      294         80 31.0
## Arkansas      8.8      190         50 19.5
## California    9.0      276         91 40.6
## Colorado     7.9      204         78 38.7
```

```
dim(USArrests)
```

```
## [1] 50  4
```

- przygotowanie danych do analizy składowych głównych

```
# sprawdzamy czy wariancje (,,zmienności'') zmiennych są bardzo zróżnicowane
var(USArrests)
```

```
##           Murder    Assault  UrbanPop    Rape
## Murder    18.970465  291.0624   4.386204  22.99141
## Assault   291.062367 6945.1657  312.275102 519.26906
```

```
## UrbanPop    4.386204  312.2751 209.518776  55.76808
## Rape        22.991412  519.2691  55.768082  87.72916
```

```
# tak są, więc centrujemy i skalujemy funkcją scale
USArrests_scale <- scale(USArrests)
var(USArrests_scale)
```

```
##           Murder    Assault    UrbanPop      Rape
## Murder    1.00000000 0.8018733 0.06957262 0.5635788
## Assault    0.80187331 1.00000000 0.25887170 0.6652412
## UrbanPop   0.06957262 0.2588717 1.00000000 0.4113412
## Rape       0.56357883 0.6652412 0.41134124 1.0000000
```

- model analizy składowych głównych w R i procent wyjaśnianej wariancji zmiennych oryginalnych przez poszczególne składowe główne

```
pca <- prcomp(USArrests, scale = TRUE)
# lub
# pca <- prcomp(USArrests_scale)
pca
```

```
## Standard deviations (1, ..., p=4):
## [1] 1.5748783 0.9948694 0.5971291 0.4164494
##
## Rotation (n x k) = (4 x 4):
##           PC1          PC2          PC3          PC4
## Murder   -0.5358995 -0.4181809  0.3412327  0.64922780
## Assault  -0.5831836 -0.1879856  0.2681484 -0.74340748
## UrbanPop -0.2781909  0.8728062  0.3780158  0.13387773
## Rape     -0.5434321  0.1673186 -0.8177779  0.08902432
```

```
# bez skalowania
prcomp(USArrests)
```

```
## Standard deviations (1, ..., p=4):
## [1] 83.732400 14.212402  6.489426  2.482790
##
## Rotation (n x k) = (4 x 4):
##           PC1          PC2          PC3          PC4
## Murder    0.04170432 -0.04482166  0.07989066 -0.99492173
## Assault    0.99522128 -0.05876003 -0.06756974  0.03893830
## UrbanPop   0.04633575  0.97685748 -0.20054629 -0.05816914
## Rape       0.07515550  0.20071807  0.97408059  0.07232502
```

```
summary(pca)
```

```
## Importance of components:
##           PC1          PC2          PC3          PC4
## Standard deviation    1.5749 0.9949 0.59713 0.41645
## Proportion of Variance 0.6201 0.2474 0.08914 0.04336
## Cumulative Proportion 0.6201 0.8675 0.95664 1.00000
```

- wyniki

```
head(pca$x)
```



```
##          PC1      PC2      PC3      PC4
## Alabama -0.9756604 -1.1220012  0.43980366  0.154696581
## Alaska  -1.9305379 -1.0624269 -2.01950027 -0.434175454
## Arizona  -1.7454429  0.7384595 -0.05423025 -0.826264240
## Arkansas  0.1399989 -1.1085423 -0.11342217 -0.180973554
## California -2.4986128  1.5274267 -0.59254100 -0.338559240
## Colorado -1.4993407  0.9776297 -1.08400162  0.001450164
```

- ładunki

```
pca$rotation
```

```
##          PC1      PC2      PC3      PC4
## Murder  -0.5358995 -0.4181809  0.3412327  0.64922780
## Assault -0.5831836 -0.1879856  0.2681484 -0.74340748
## UrbanPop -0.2781909  0.8728062  0.3780158  0.13387773
## Rape    -0.5434321  0.1673186 -0.8177779  0.08902432
```

- wykres osypiska (piargowy)

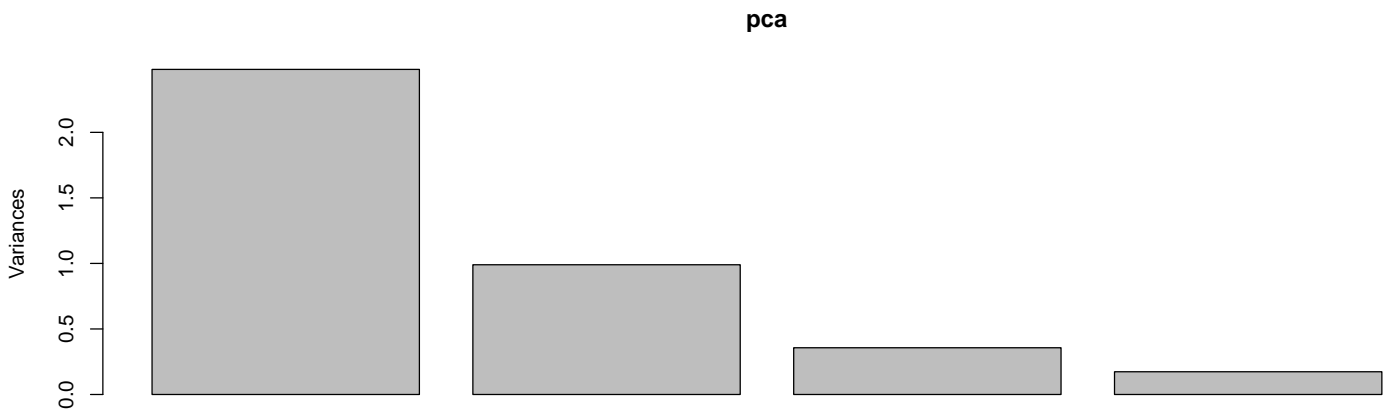
```
pca$sdev^2
```

```
## [1] 2.4802416 0.9897652 0.3565632 0.1734301
```

```
apply(pca$x, 2, var)
```

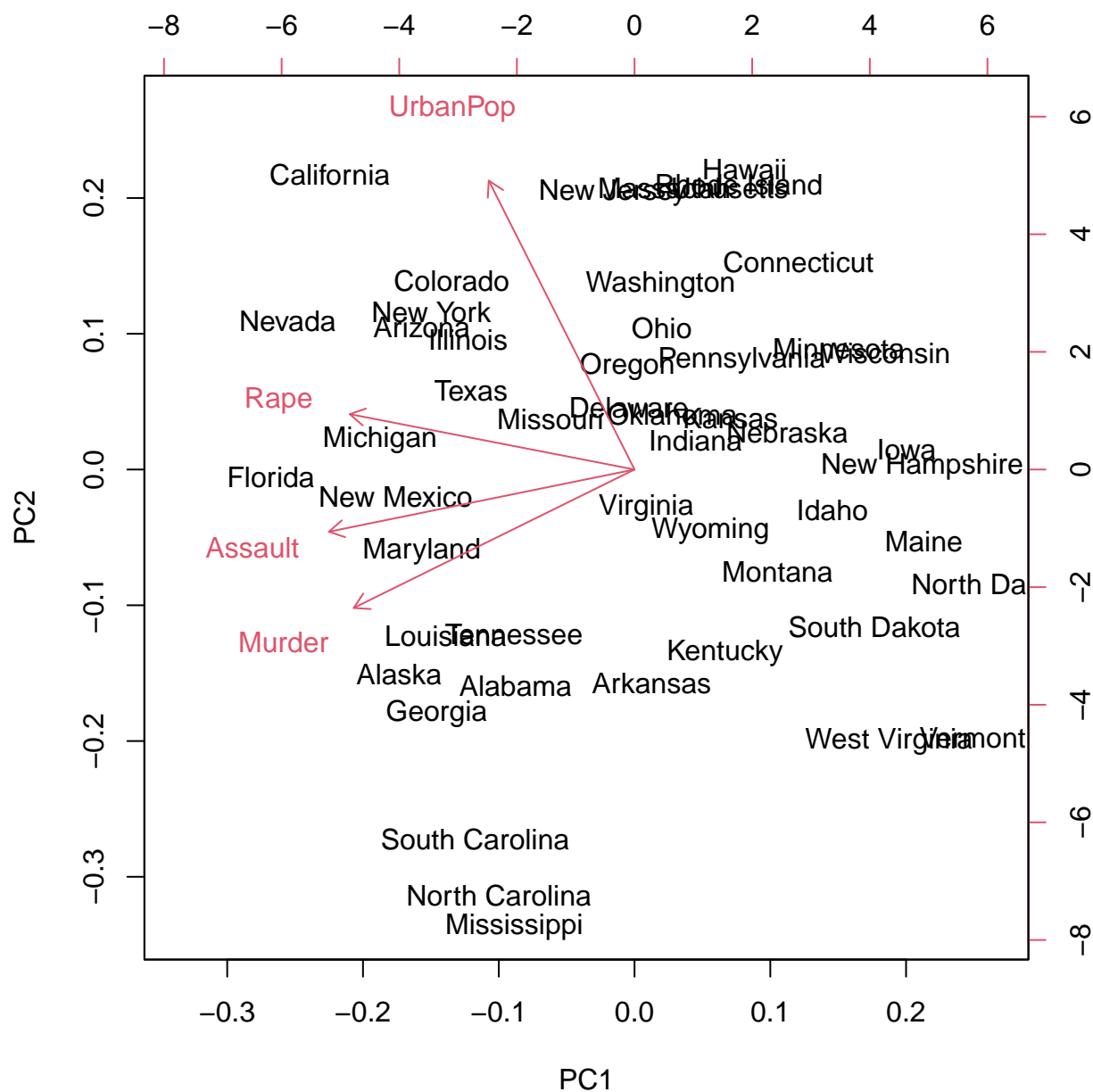
```
##          PC1      PC2      PC3      PC4
## 2.4802416 0.9897652 0.3565632 0.1734301
```

```
plot(pca)
```



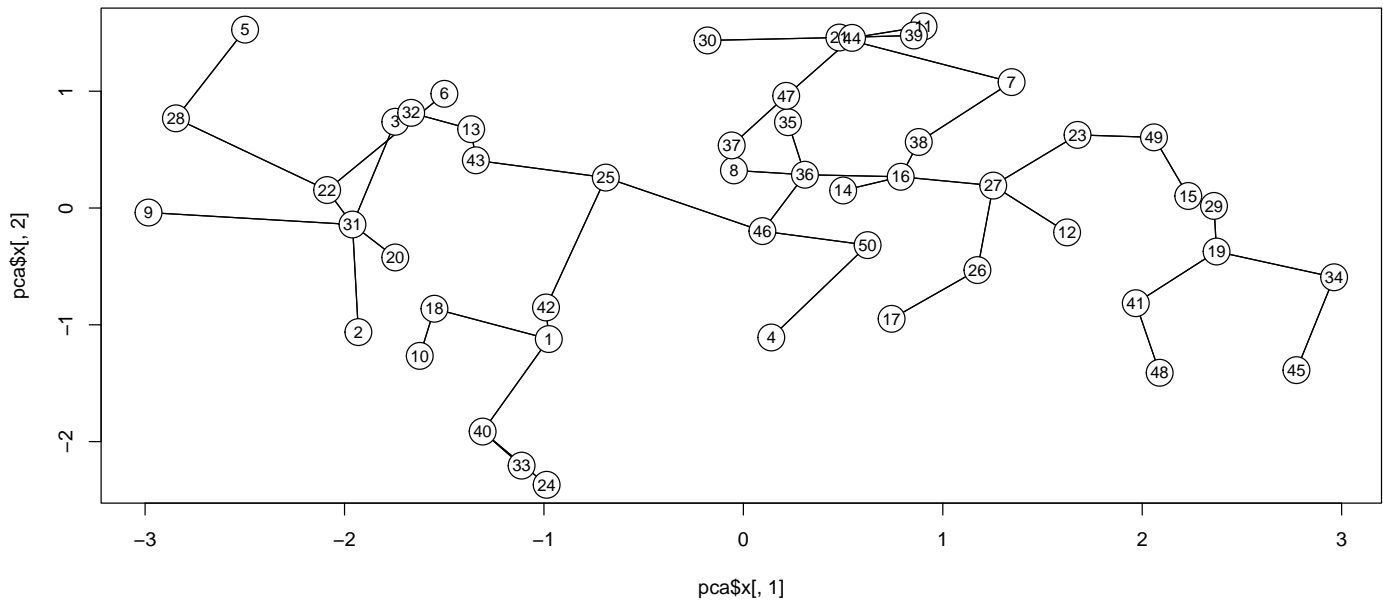
- biplot

```
biplot(pca)
```



- minimalne drzewo rozpinające (MST)

```
library(ape)
plot(mst(dist(USArrests_scale)), x1 = pca$x[, 1], x2 = pca$x[, 2])
```



```
# odczytywanie nazw obserwacji
row.names(USArrests_scale[c(24, 33),])
```

```
## [1] "Mississippi"      "North Carolina"
```

8.8 Zadania 8

Zadanie 1. W powyższym przykładzie do analizy składowych głównych zostały wykorzystane wszystkie zmienne. Jednak jedna z nich jest bardzo słabo skorelowana z pozostałymi. Ustal tę zmienną, a następnie wykonaj poniższe polecenia bez jej uwzględnienia:

1. Dokonaj analizy składowych głównych.

```
## Standard deviations (1, ..., p=3):
## [1] 1.5357670 0.6767949 0.4282154
##
## Rotation (n x k) = (3 x 3):
##           PC1      PC2      PC3
## Murder   -0.5826006 -0.5339532  0.6127565
## Assault  -0.6079818 -0.2140236 -0.7645600
## Rape     -0.5393836  0.8179779  0.1999436
```

2. Jaki procent wariancji tłumaczony jest przez poszczególne składowe?

```
## Importance of components:
##           PC1      PC2      PC3
## Standard deviation    1.5358 0.6768 0.42822
## Proportion of Variance 0.7862 0.1527 0.06112
## Cumulative Proportion 0.7862 0.9389 1.00000
```

3. Wyznacz współrzędne obserwacji w nowym układzie współrzędnych utworzonym przez składowe główne.

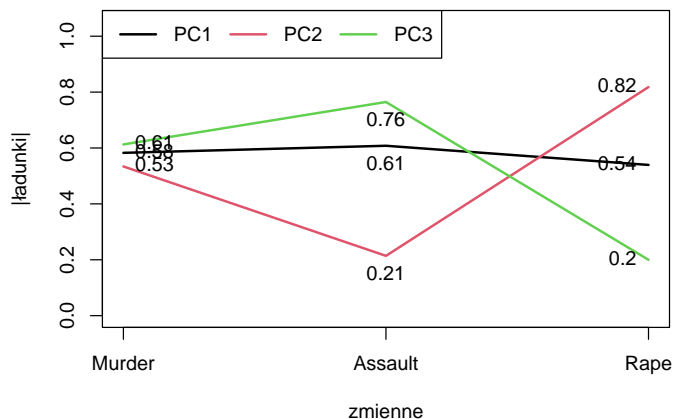
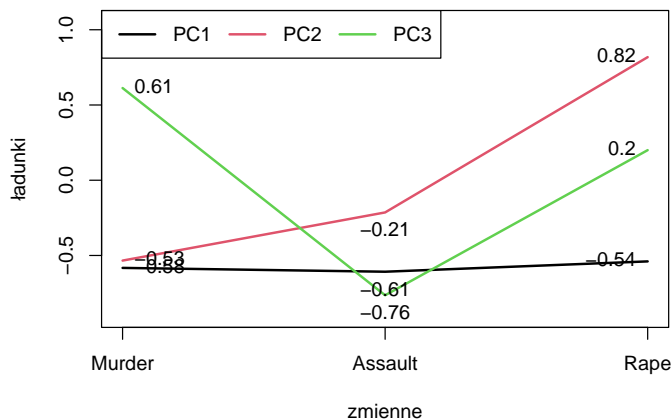
```
##           PC1      PC2      PC3
## Alabama   -1.1980278 -0.8338118  0.16217848
## Alaska    -2.3087473  1.5239622 -0.03833574
## Arizona   -1.5033307  0.4983038 -0.87822311
## Arkansas  -0.1759894 -0.3247326 -0.07111174
## California -2.0452358  1.2725770 -0.38153933
```

```
## Colorado    -1.2634133  1.4264063  0.08369314
```

```
## ...
```

4. Dokonaj interpretacji ładunków i zilustruj je na wykresie.

```
##           PC1      PC2      PC3
## Murder  -0.5826006 -0.5339532  0.6127565
## Assault -0.6079818 -0.2140236 -0.7645600
## Rape    -0.5393836  0.8179779  0.1999436
```



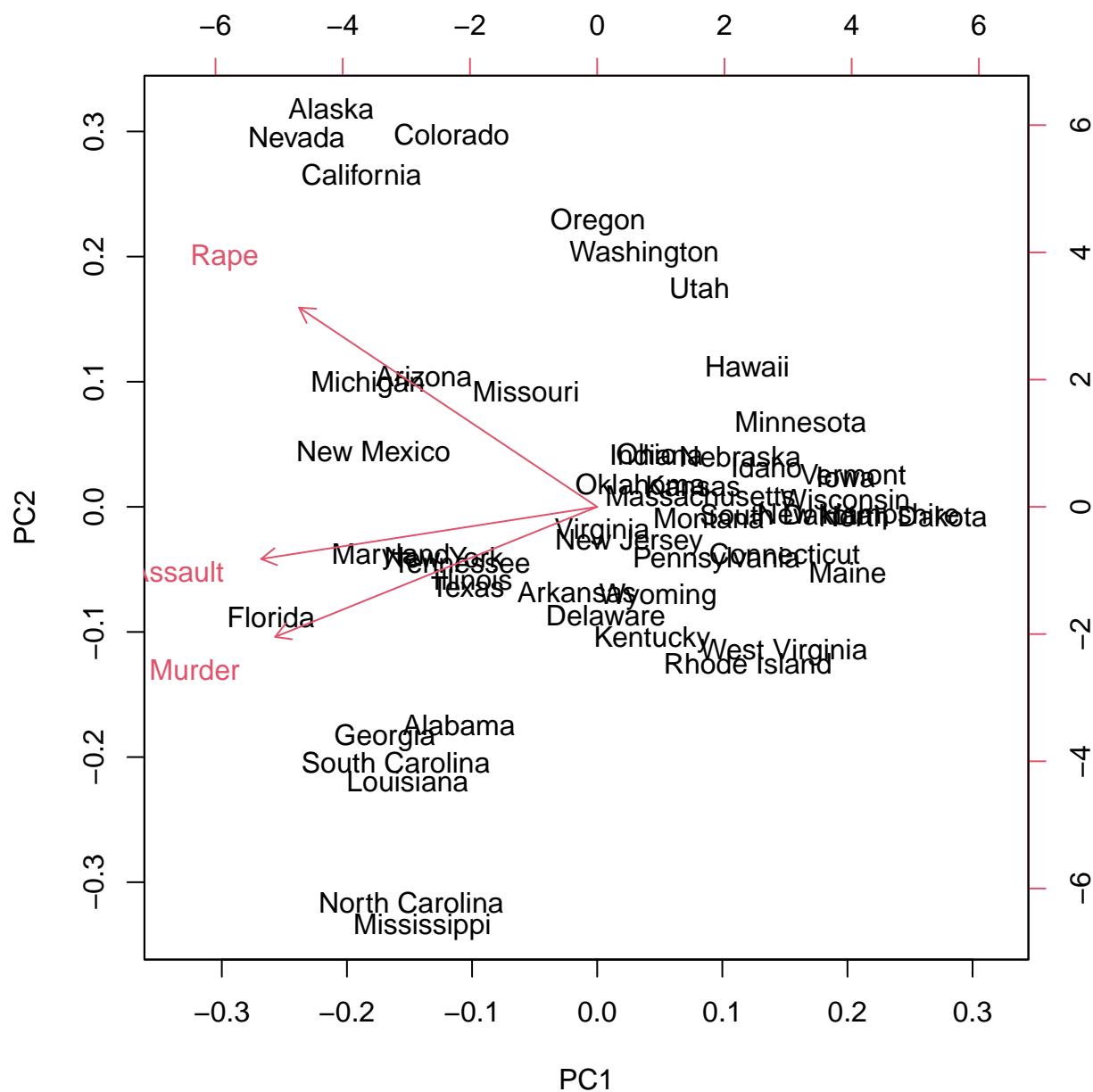
5. Narysuj wykres osypiska i zaproponuj optymalną liczbę składowych głównych w oparciu o trzy kryteria.

pca_1

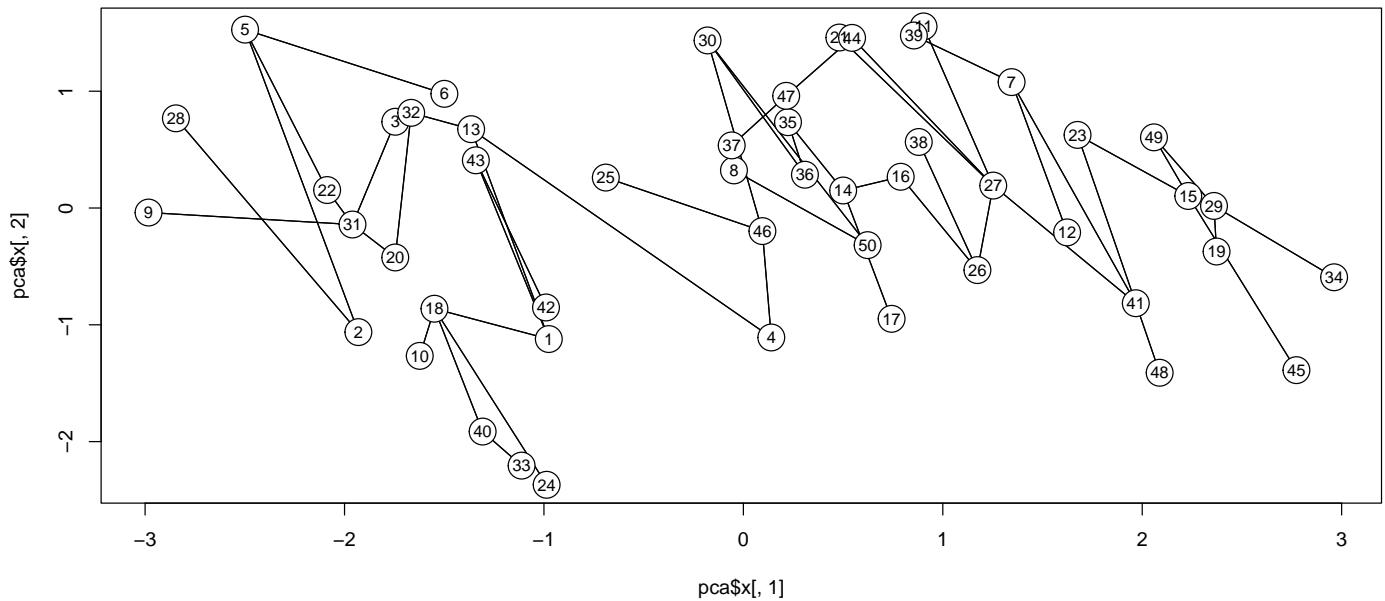


```
## 1 lub 2
```

6. Przedstaw stany w układzie dwóch pierwszych składowych głównych (dokładniej narysuj biplot i dokonaj jego interpretacji).



7. Przedstaw stany za pomocą minimalnego drzewa rozpinającego.



Zadanie 2. Zbiór danych `mtcars` zawiera informacje na temat 32 samochodów z roku 1974.

1. Dokonaj analizy składowych głównych biorąc pod uwagę cechy: `mpg`, `disp`, `hp`, `drat`, `wt`, `qsec`.

```
## Standard deviations (1, ..., p=6):
## [1] 2.0463129 1.0714999 0.5773705 0.3928874 0.3532648 0.2279872
##
## Rotation (n x k) = (6 x 6):
##           PC1      PC2      PC3      PC4      PC5      PC6
## mpg  -0.4586835 -0.05867609  0.19479235 -0.78205878  0.1111533 -0.35249327
## disp  0.4660354  0.06065296 -0.09688406 -0.60001871 -0.2946297  0.56825752
## hp    0.4258534 -0.36147576 -0.14613554 -0.12301873  0.8057408 -0.04771555
## drat -0.3670963 -0.43652537 -0.80049152 -0.02259258 -0.1437714  0.11277675
## wt    0.4386179  0.29953457 -0.41776208 -0.10438337 -0.2301541 -0.69246040
## qsec -0.2528320  0.76284877 -0.34059066 -0.04268124  0.4218755  0.24152663
```

2. Jaki procent wariancji tłumaczony jest przez poszczególne składowe?

```
## Importance of components:
##           PC1      PC2      PC3      PC4      PC5      PC6
## Standard deviation  2.0463 1.0715 0.57737 0.39289 0.3533 0.22799
## Proportion of Variance 0.6979 0.1913 0.05556 0.02573 0.0208 0.00866
## Cumulative Proportion 0.6979 0.8892 0.94481 0.97054 0.9913 1.00000
```

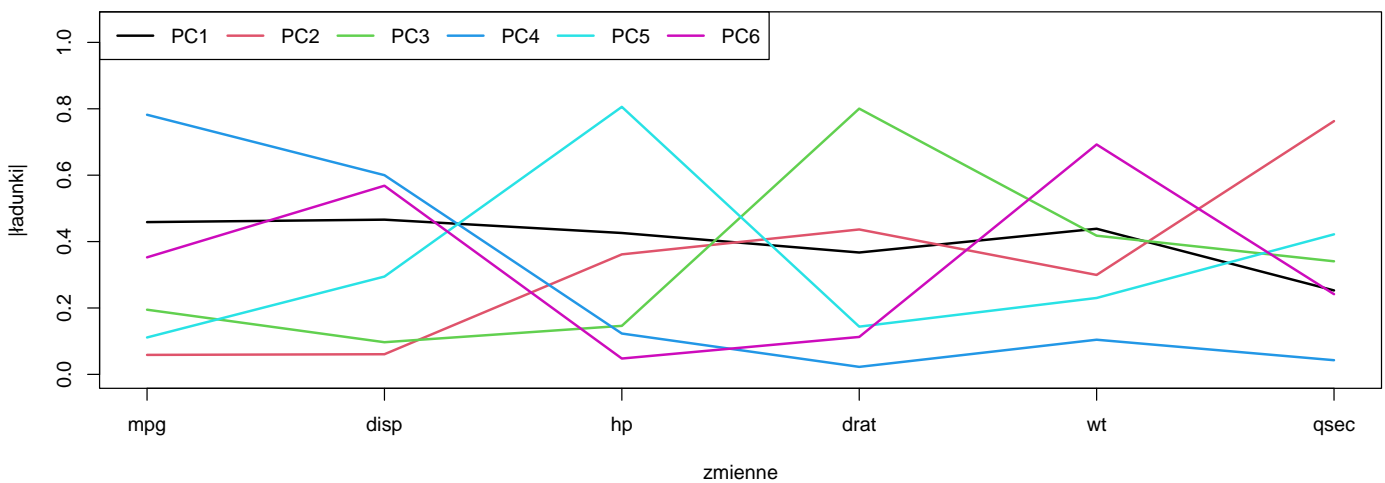
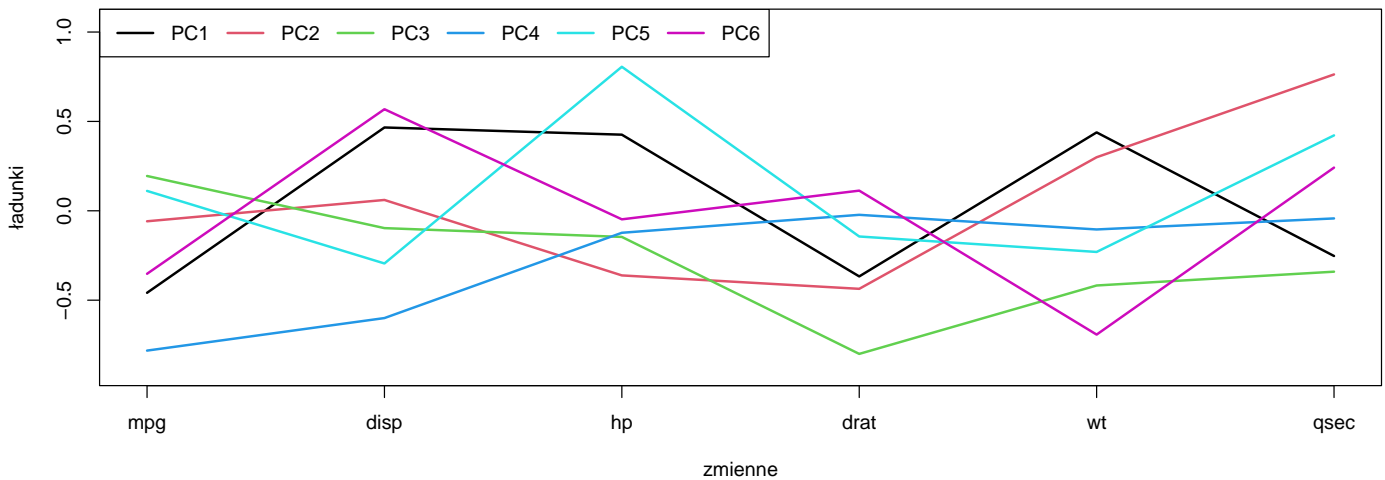
3. Wyznacz współrzędne obserwacji w nowym układzie współrzędnych utworzonym przez składowe główne.

```
##           PC1      PC2      PC3      PC4      PC5
## Mazda RX4      -0.8425806 -0.873469391 0.2282783  0.3742725 -0.51522641
## Mazda RX4 Wag -0.8075041 -0.556341552 0.0126678  0.3336931 -0.44299870
## Datsun 710      -1.6850448  0.040006569 0.1564937  0.4057157  0.03340433
## Hornet 4 Drive -0.0964443  1.294377904 0.5702297 -0.2520788  0.04326023
## Hornet Sportabout 1.2915096  0.006516693 0.5250741 -0.4813192 -0.12822104
## Valiant         0.2187309  2.005957905 0.7258399  0.3136170  0.21465335
##
##           PC6
## Mazda RX4      -0.05293884
## Mazda RX4 Wag -0.15771326
## Datsun 710      0.10756126
```

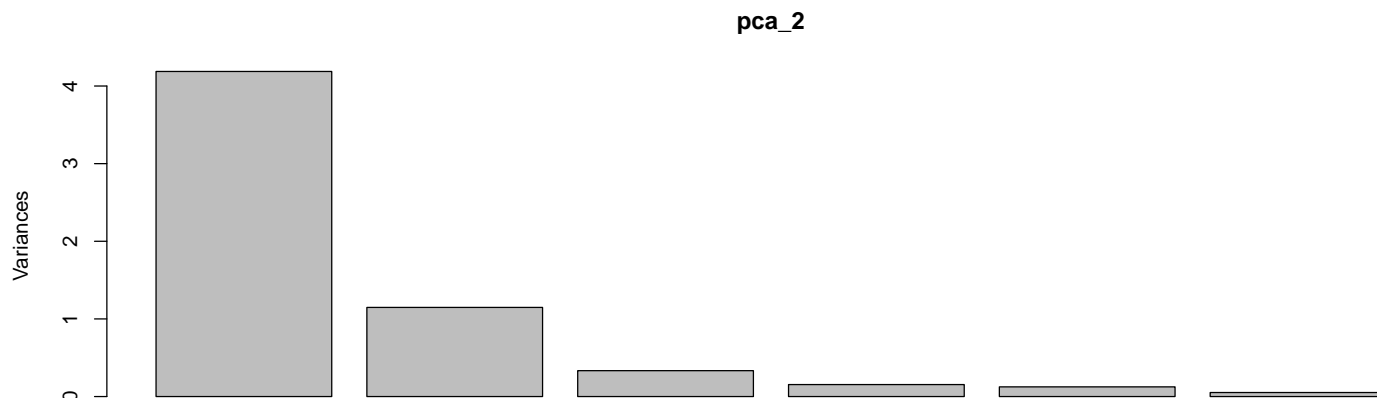
```
## Hornet 4 Drive      0.18173489
## Hornet Sportabout  0.29051949
## Valiant             0.09145688
## ...
```

4. Dokonaj interpretacji ładunków i zilustruj je na wykresie.

	PC1	PC2	PC3	PC4	PC5	PC6
mpg	-0.4586835	-0.05867609	0.19479235	-0.78205878	0.1111533	-0.35249327
disp	0.4660354	0.06065296	-0.09688406	-0.60001871	-0.2946297	0.56825752
hp	0.4258534	-0.36147576	-0.14613554	-0.12301873	0.8057408	-0.04771555
drat	-0.3670963	-0.43652537	-0.80049152	-0.02259258	-0.1437714	0.11277675
wt	0.4386179	0.29953457	-0.41776208	-0.10438337	-0.2301541	-0.69246040
qsec	-0.2528320	0.76284877	-0.34059066	-0.04268124	0.4218755	0.24152663

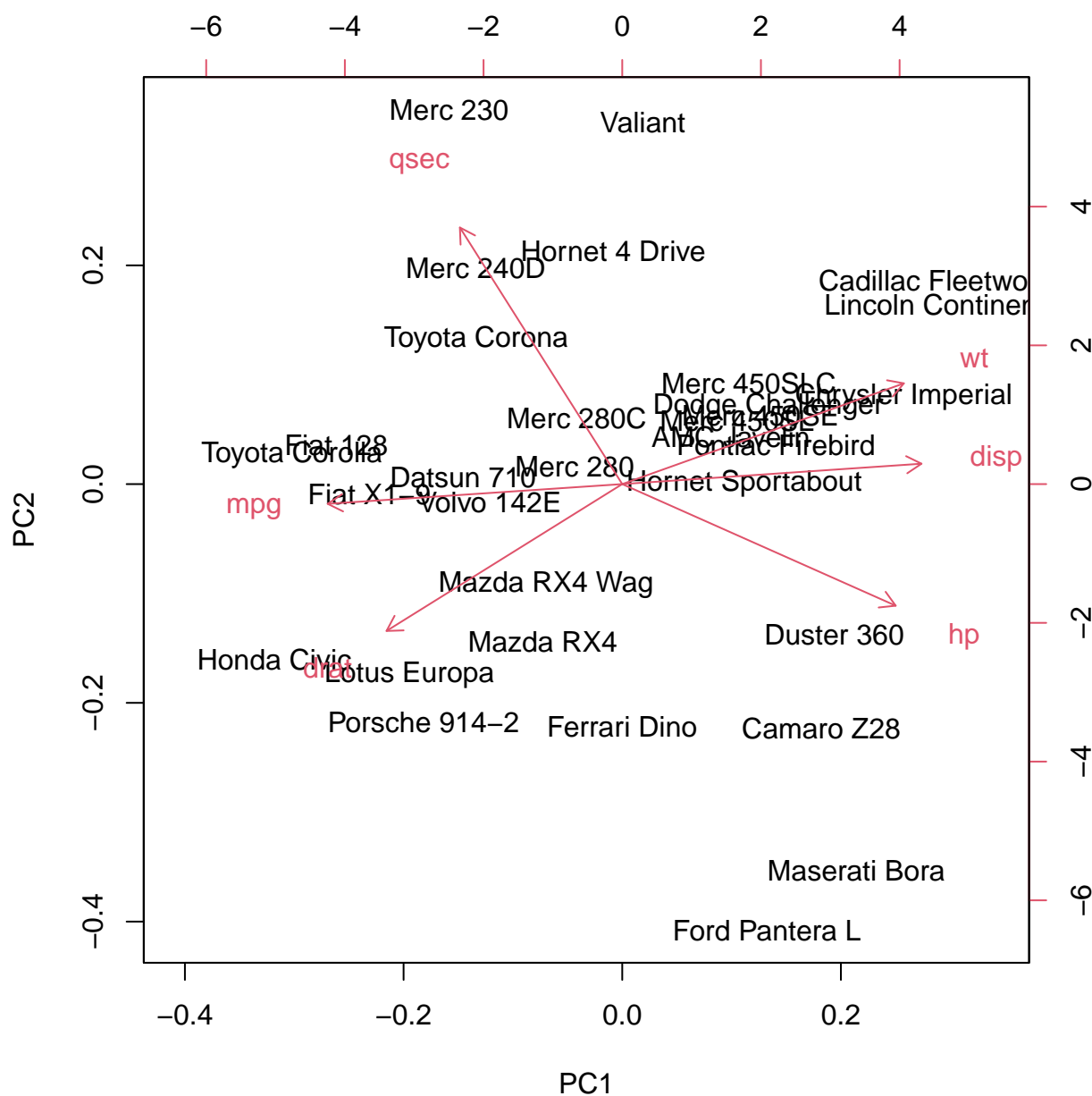


5. Narysuj wykres osypiska i zaproponuj optymalną liczbę składowych głównych w oparciu o trzy kryteria.

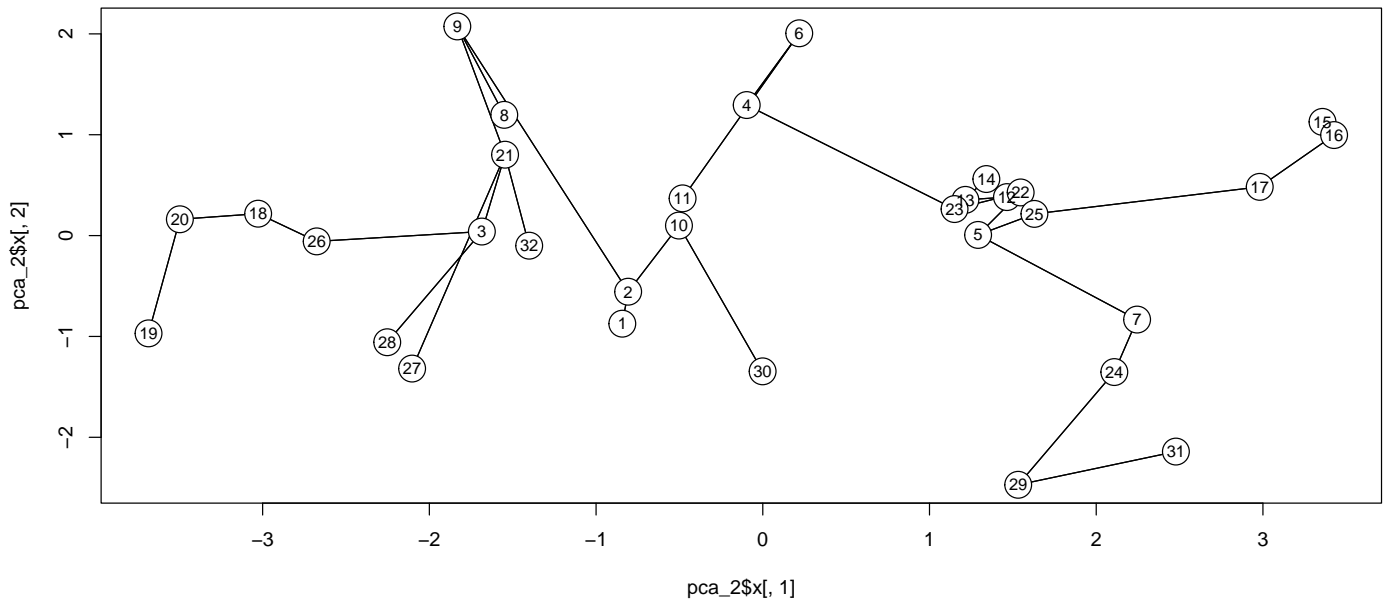


2 lub 3

6. Przedstaw samochody w układzie dwóch pierwszych składowych głównych (dokładniej narysuj biplot i dokonaj jego interpretacji).



7. Przedstaw samochody za pomocą minimalnego drzewa rozpinającego.



8. Jak bardzo będą różniły się wyniki, jeśli nie wykonamy skalowania danych?

Ad. 1.

```
## Standard deviations (1, ..., p=6):
## [1] 310.0207637 40.8471739 15.7168252 2.1068823 0.3894500 0.2969505
##
## Rotation (n x k) = (6 x 6):
##           PC1      PC2      PC3      PC4      PC5
## mpg -0.05193468 0.121255352 -0.82446804 0.540735371 -0.064362234
## disp -0.85253108 -0.522102198 -0.00915689 0.022137483 0.001587345
## hp -0.51734213 0.841835388 0.15361995 -0.004990023 -0.006795464
## drat -0.01010286 0.021298587 -0.10869056 -0.033506518 0.982931599
## wt -0.01067910 0.001369032 -0.04162846 -0.192177061 0.129755288
## qsec -0.05132793 0.059700171 -0.53199901 -0.817945952 -0.113215907
##           PC6
## mpg 0.0794678281
## disp -0.0048593900
## hp -0.0003699391
## drat -0.1426655136
## wt 0.9717935462
## qsec -0.1700734209
```

Ad. 2.

```
## Importance of components:
##           PC1      PC2      PC3      PC4      PC5      PC6
## Standard deviation 310.0208 40.84717 15.71683 2.10688 0.3895 0.297
## Proportion of Variance 0.9804 0.01702 0.00252 0.00005 0.0000 0.000
## Cumulative Proportion 0.9804 0.99743 0.99995 1.00000 1.0000 1.000
```

Ad. 3.

```
##           PC1      PC2      PC3      PC4      PC5
## Mazda RX4 -195.3155 12.68122 -11.170400 0.2509678 0.46472555
## Mazda RX4 Wag -195.3469 12.71500 -11.478935 -0.2560871 0.43441224
## Datsun 710 -142.3892 25.86447 -15.915699 -1.5412826 0.05036709
```

```

## Hornet 4 Drive      -279.0353 -38.27504 -13.918563  0.1123864 -0.47164240
## Hornet Sportabout -399.3594 -37.28023  -1.370742  2.5199166 -0.20567766
## Valiant             -248.1831 -25.61490 -12.054118 -3.0519863 -0.64870858
##                      PC6
## Mazda RX4           0.04092377
## Mazda RX4 Wag       0.19349001
## Datsun 710           -0.20711953
## Hornet 4 Drive      -0.21512523
## Hornet Sportabout -0.32914754
## Valiant             -0.16407438

## ...

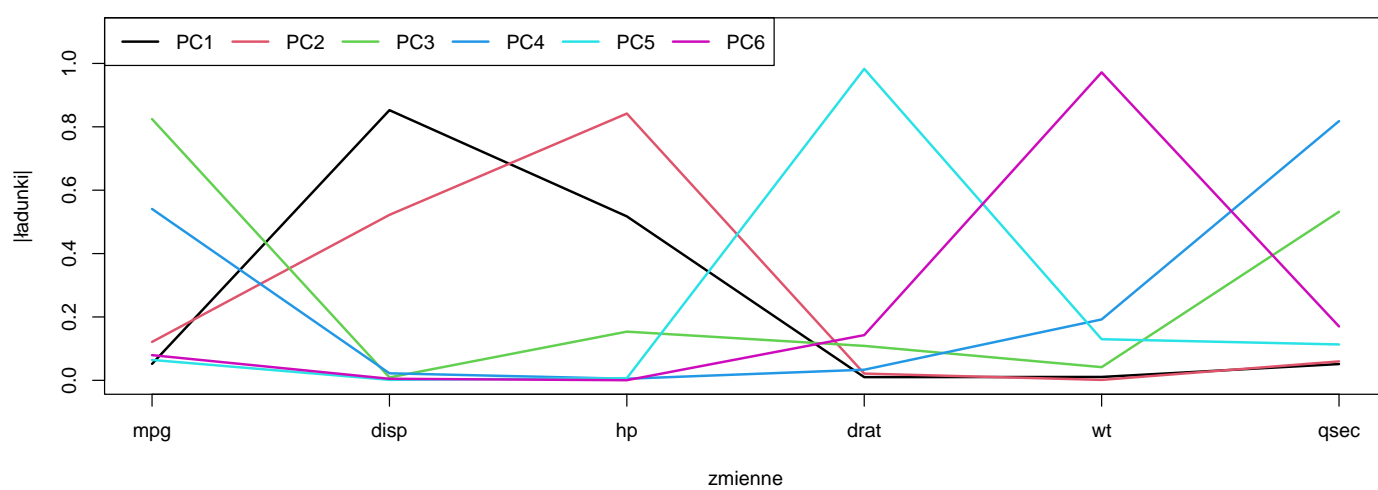
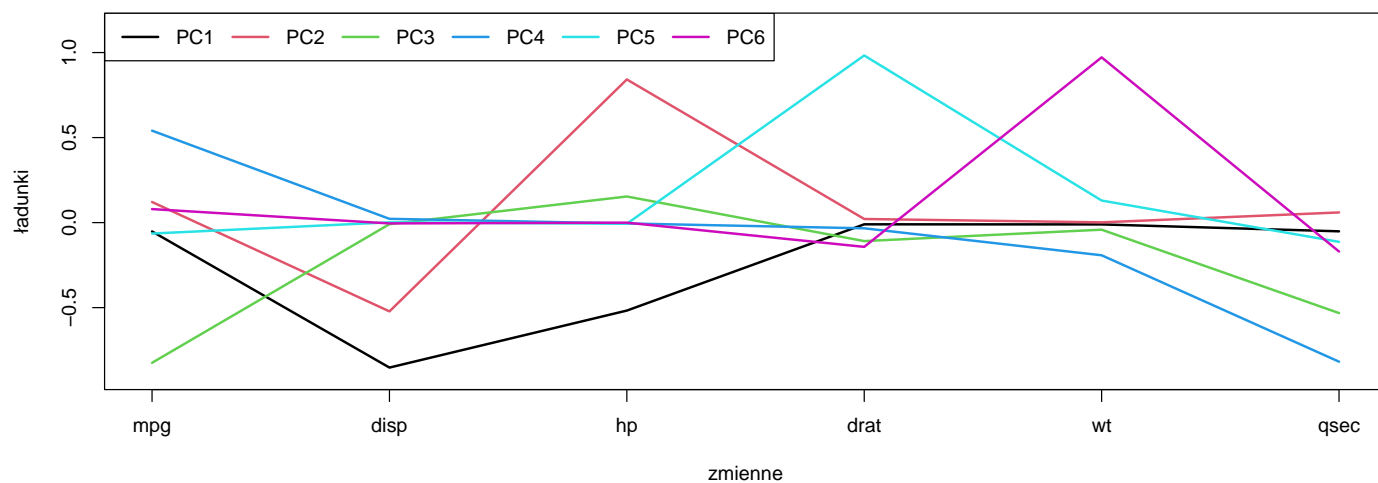
```

Ad. 4.

```

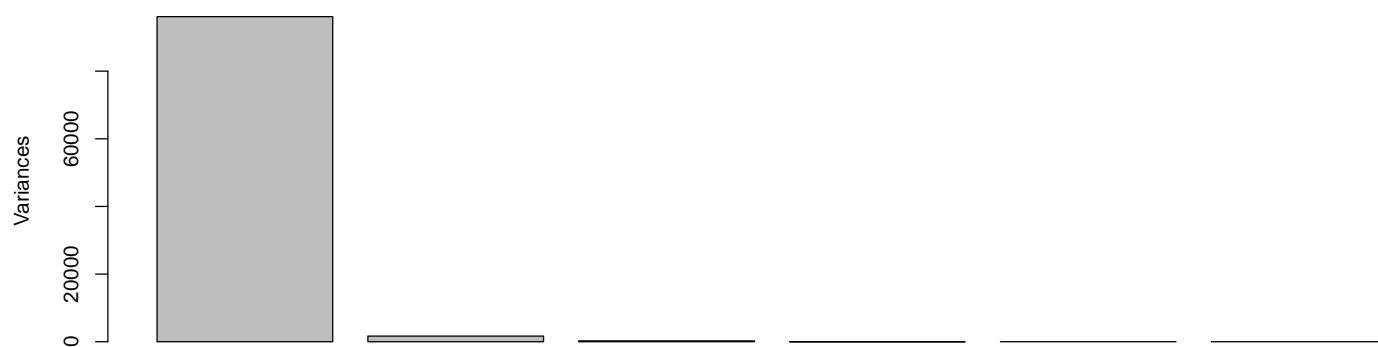
##          PC1          PC2          PC3          PC4          PC5
## mpg  -0.05193468  0.121255352 -0.82446804  0.540735371 -0.064362234
## disp -0.85253108 -0.522102198 -0.00915689  0.022137483  0.001587345
## hp   -0.51734213  0.841835388  0.15361995 -0.004990023 -0.006795464
## drat -0.01010286  0.021298587 -0.10869056 -0.033506518  0.982931599
## wt   -0.01067910  0.001369032 -0.04162846 -0.192177061  0.129755288
## qsec -0.05132793  0.059700171 -0.53199901 -0.817945952 -0.113215907
##          PC6
## mpg    0.0794678281
## disp -0.0048593900
## hp    -0.0003699391
## drat -0.1426655136
## wt     0.9717935462
## qsec -0.1700734209

```



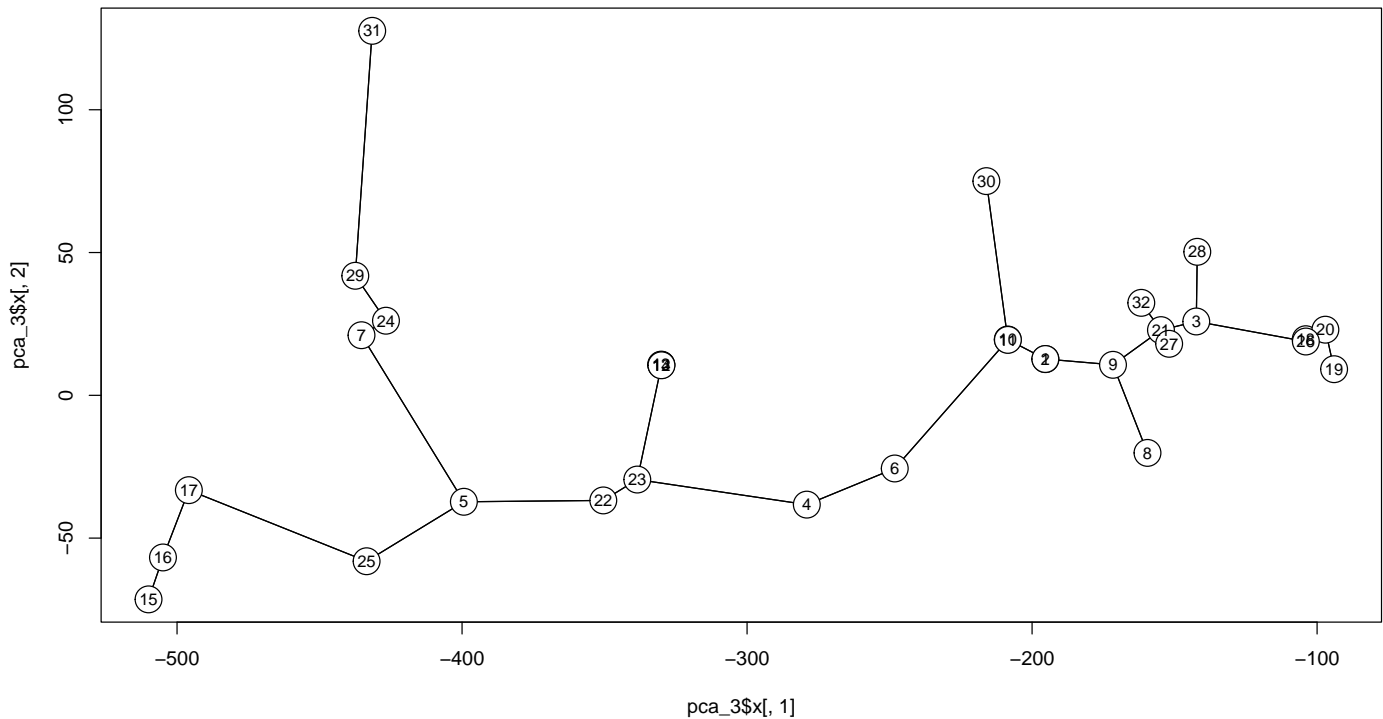
Ad. 5.

pca_3



1

Ad. 6.



9 Analiza skupień

- Analiza skupień jest narzędziem analizy danych służącym do grupowania n obiektów, opisanych za pomocą wektora p -cech, w K niepustych, rozłącznych i możliwie „jednorodnych” grup (skupień).
- Obiekty należące do danego skupienia powinny być „podobne” do siebie, a obiekty należące do różnych skupień powinny być z kolei możliwie mocno „niepodobne” do siebie.
- Głównym celem tej analizy jest wykrycie w zbiorze danych, tzw. „naturalnych” skupień, czyli skupień, które dają się w sensowny sposób interpretować.

9.1 Algorytm zachłanny

- Zwróćmy uwagę, że pod tym terminem kryje się szereg różnych algorytmów.
- Konceptyjnie, najprostszym byłby następujący: Ustalamy liczbę skupień K oraz kryterium optymalnego podziału obiektów. Przeszukujemy wszystkie możliwe podziały n obiektów na K skupień, wybierając najlepszy podział ze względu na przyjęte kryterium optymalności.
- Bezpośrednie sprawdzenie wszystkich możliwych podziałów jest jednak, nawet przy niewielkim n , praktycznie niemożliwe. Ich liczba bowiem jest równa

$$\frac{1}{K!} \sum_{k=1}^K (-1)^{K-k} \binom{K}{k} k^n$$

i np. dla $n = 100$ obiektów i $K = 4$ skupień jest rzędu 10^{58} .

- Dodatkowym problemem jest wybór końcowej liczby skupień. Często bardzo pomocne są w tym przypadku metody wizualizacji danych. W sytuacji, gdy liczba cech jest większa niż trzy, zmuszeni jesteśmy dodatkowo do redukcji wymiaru danych. W tym celu korzystamy zazwyczaj z techniki analizy składowych głównych.
- Istnieją również inne, bardziej automatyczne, kryteria wyboru końcowej liczby skupień.

9.2 Algorytmy hierarchiczne

- Najprostszą i zarazem najczęściej używaną metodą analizy skupień jest **metoda hierarchiczna**.

- Wspólną cechą krokowych algorytmów tej metody jest wyznaczanie skupień poprzez łączenie (aglomerację) powstałych, w poprzednich krokach algorytmu, mniejszych skupień.
- Inne wersje tej metody zamiast idei łączenia skupień, bazują na pomyśle ich dzielenia.
- Podstawą wszystkich algorytmów tej metody jest odpowiednie określenie miary niepodobieństwa obiektów. Miary niepodobieństwa, to semi-metryki (a często również metryki) na przestrzeni próby \mathcal{X} .

Definicja. Funkcję $\rho : \mathcal{X} \times \mathcal{X} \rightarrow \mathbb{R}$ nazywamy **miarą niepodobieństwa** jeśli:

1. $\rho(\mathbf{x}, \mathbf{y}) \geq 0$,
 2. $\rho(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = 0$ wtedy i tylko wtedy, gdy $\mathbf{x} = \mathbf{y}$,
 3. $\rho(\mathbf{y}, \mathbf{x}) = \rho(\mathbf{x}, \mathbf{y})$.
- Określona w ten sposób miara jest semi-metryką na przestrzeni próby.
 - Jak widać nie musi ona być (choć często jest) metryką, tzn. nie musi spełniać warunku trójkąta:

$$\rho(\mathbf{x}, \mathbf{y}) \leq \rho(\mathbf{x}, \mathbf{z}) + \rho(\mathbf{z}, \mathbf{y}).$$

Nierówność trójkąta nie jest nam potrzebna do określenia kolejności odległości punktów od \mathbf{x} , ponieważ nie interesują nas odległości pomiędzy pozostałymi punktami.

- Wybór miary niepodobieństwa obiektów jest arbitralny i zależy głównie od charakteru danych.
- Dla danych ilościowych, jako miarę niepodobieństwa pomiędzy obiektami używa się często zwykłą **odległość (metrykę) euklidesową**

$$\rho_1(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = ((\mathbf{x} - \mathbf{y})'(\mathbf{x} - \mathbf{y}))^{1/2} = \left(\sum_{i=1}^p (x_i - y_i)^2 \right)^{1/2}$$

lub jej kwadrat

$$\rho_2(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = (\mathbf{x} - \mathbf{y})'(\mathbf{x} - \mathbf{y}) = \sum_{i=1}^p (x_i - y_i)^2.$$

- Zwróćmy uwagę, że druga miara nie jest metryką, ponieważ nie jest dla niej spełniony warunek trójkąta.
- Jeżeli cechy opisujące obiekty wyrażone są w różnych jednostkach, to w celu zniwelowania ich wpływu możemy zastosować **ważoną odległość euklidesową**

$$\rho_3(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = ((\mathbf{x} - \mathbf{y})' \mathbf{W}^{-1} (\mathbf{x} - \mathbf{y}))^{1/2} = \left(\sum_{i=1}^p \frac{1}{w_i^2} (x_i - y_i)^2 \right)^{1/2},$$

gdzie $\mathbf{W} = \text{diag}\{w_1^2, \dots, w_p^2\}$, a wagi w_i są odchyleniami standardowymi poszczególnych cech.

- Aby miara uwzględniała również korelacje pomiędzy cechami stosujemy jako miarę niepodobieństwa **odległość Mahalanobisa**

$$\rho_4(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = ((\mathbf{x} - \mathbf{y})' \mathbf{S}^{-1} (\mathbf{x} - \mathbf{y}))^{1/2},$$

gdzie \mathbf{S} jest estymatorem macierzy kowariancji.

- Rzadziej stosuje się również inne miary niepodobieństwa:

– **Odległość miejska (taksówkowa, manhatańska)**

$$\rho_5(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \sum_{i=1}^p |x_i - y_i|.$$

- Odległość ta, tak samo jak odległość euklidesowa, jest szczególnym przypadkiem odległości Minkowskiego w przestrzeni \mathbb{R}^p danej wzorem:

$$\rho(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \left(\sum_{i=1}^p |x_i - y_i|^q \right)^{1/q}.$$

- W przypadku danych jakościowych, możemy w naturalny sposób zdefiniować miarę niepodobieństwa obiektów jako

$$\rho_{11}(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \frac{1}{p} \sum_{i=1}^p I(x_i \neq y_i).$$

Miara ta nazywana jest **współczynnikiem Sneatha**.

Algorytm aglomeracyjny

1. W pierwszym kroku każdy z obiektów tworzy oddzielne skupienie. Zatem skupień tych jest n .
2. W kroku drugim w jedno skupienie połączone zostają dwa najbardziej podobne do siebie obiekty (w sensie wybranej miary niepodobieństwa obiektów). Otrzymujemy zatem $n - 1$ skupień.
3. Postępując analogicznie, tzn. łącząc (wiążąc) ze sobą skupienia złożone z najbardziej podobnych do siebie obiektów, w każdym następnym kroku, liczba skupień maleje o jeden.
4. Obliczenia prowadzimy do momentu uzyskania zadeklarowanej, końcowej liczby skupień K lub do połączenia wszystkich obiektów w jedno skupienie.

Dendrogram

- Graficzną ilustracją algorytmu jest **dendrogram**, czyli drzewo binarne, którego węzły reprezentują skupienia, a liście obiekty. Liście są na poziomie zerowym, a węzły na wysokości odpowiadającej mierze niepodobieństwa pomiędzy skupieniami reprezentowanymi przez węzły potomki.

Metody wiązania skupień

- Algorytm ten wykorzystuje nie tylko miary niepodobieństwa pomiędzy obiektami, potrzebne są nam również metody wiązania skupień.
- Niech R i S oznaczają skupienia, a $\rho(R, S)$ oznacza miarę niepodobieństwa pomiędzy nimi.
- Poniżej podano trzy najczęściej wykorzystywane sposoby jej określenia.
 - Metoda pojedynczego wiązania (najbliższego sąsiedztwa) - miara niepodobieństwa pomiędzy dwoma skupieniami jest określona jako najmniejsza miara niepodobieństwa między dwoma obiektami należącymi do różnych skupień, tzn.

$$\rho(R, S) = \min_{i \in R, j \in S} \rho(\mathbf{X}_i, \mathbf{X}_j).$$

Zastosowanie tego typu odległości prowadzi do tworzenia wydłużonych skupień, tzw. łańcuchów. Pozwala na wykrycie obserwacji odstających, nie należących do żadnej z grup, i warto przeprowadzić klasyfikację za jej pomocą na samym początku, aby wyeliminować takie obserwacje i przejść bez nich do właściwej części analizy.

- Metoda pełnego wiązania (najdalszego sąsiedztwa) - miara niepodobieństwa pomiędzy dwoma skupieniami jest określona jako największa miara niepodobieństwa między dwoma obiektami należącymi do różnych skupień, tzn.

$$\rho(R, S) = \max_{i \in R, j \in S} \rho(\mathbf{X}_i, \mathbf{X}_j).$$

Metoda ta jest przeciwieństwem metody pojedynczego wiązania. Jej zastosowanie prowadzi do tworzenia zwartych skupień o małej średnicy.

- Metoda średniego wiązania - miara niepodobieństwa pomiędzy dwoma skupieniami jest określona jako średnia miara niepodobieństwa między wszystkimi parami obiektów należących do różnych skupień, tzn.

$$\rho(R, S) = \frac{1}{n_R n_S} \sum_{i \in R} \sum_{j \in S} \rho(\mathbf{X}_i, \mathbf{X}_j),$$

gdzie n_R i n_S są liczbami obiektów wchodzących w skład skupień R i S odpowiednio. Metoda ta jest swoistym kompromisem pomiędzy metodami pojedynczego i pełnego wiązania. Ma ona jednak zasadniczą wadę. W odróżnieniu od dwóch poprzednich wykorzystywana w niej miara niepodobieństwa nie jest niezmiennicza ze względu na monotoniczne przekształcenia miar niepodobieństwa pomiędzy obiektami.

- Inne metody wiązania skupień
 - W przypadku gdy liczebności skupień są zdecydowanie różne, zamiast metodą średniego wiązania możemy posługiwać się jej ważonym odpowiednikiem. Wagami są wtedy liczebności poszczególnych skupień.
 - Inna popularna metoda wiązania skupień pochodzi od Warda (1963). Do obliczania miary niepodobieństwa pomiędzy skupieniami wykorzystuje on podejście analizy wariancji (minimalizacja sumy kwadratów odchyleń dowolnych dwóch skupień (wariancji wewnątrz grupowej), które mogą zostać uformowane na każdym etapie). Metoda daje bardzo dobre wyniki (grupy bardzo homogeniczne), jednak ma skłonność do tworzenia skupień o małej wielkości i o podobnych rozmiarach. Często nie jest też w stanie zidentyfikować grup o szerokim zakresie zmienności poszczególnych cech oraz niewielkich grup.
- Algorytm aglomeracyjny jest bardzo szybki i uniwersalny w tym sensie, że może być on stosowany zarówno do danych ilościowych jak i jakościowych. Wykorzystuje on jedynie miary niepodobieństwa pomiędzy obiektami oraz pomiędzy skupieniami.
- Należy podkreślić zasadniczy wpływ wybranej miary niepodobieństwa na uzyskane w końcowym efekcie skupienia.
- Do ustalenia końcowej liczby skupień wykorzystać możemy wykresy rozrzutu (przy wielu wymiarach w układzie dwóch pierwszych składowych głównych). Pomocny może być także dendrogram. Ustalamy wtedy progową wartość miary niepodobieństwa pomiędzy skupieniami, po przekroczeniu której zatrzymany zostaje proces ich dalszego łączenia.

9.3 Metoda K-średnich

- Najbardziej popularnym, niehierarchicznym algorytmem analizy skupień jest **algorytm K-średnich**.
- Przyporządkowanie n obiektów do zadanej liczby skupień K , odbywa się niezależnie dla każdej wartości K (nie bazując na wyznaczonych wcześniej mniejszych lub większych skupieniach).
- Niech C_K oznacza funkcję, która każdemu obiektowi (dokładnie jego numerowi), przyporządkowuje numer skupienia do którego jest on przyporządkowany (przy podziale na K skupień).
- Zakładamy, że wszystkie cechy są ilościowe o wartościach rzeczywistych (przestrzeń próby to \mathbb{R}^p).
- Główną ideą metody K-średnich jest taka alokacja obiektów, która minimalizuje zmienność wewnątrz powstałych skupień, a co za tym idzie maksymalizuje zmienność pomiędzy skupieniami.
- Dla ustalonej funkcji C_K , przez $W(C_K)$ i $B(C_K)$ oznaczmy macierze zmienności odpowiednio wewnątrz i pomiędzy skupieniami.
- Niech $\bar{\mathbf{X}}_k = \frac{1}{n_k} \sum_{C_K(i)=k} \mathbf{X}_i$ oznacza wektor średnich k -tego skupienia, $\bar{\mathbf{X}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbf{X}_i$ średnią ogólną,

a n_k jest liczebnością k -tego skupienia.

$$W(C_K) = \sum_{k=1}^K \sum_{C_K(i)=k} (\mathbf{X}_i - \bar{\mathbf{X}}_k)(\mathbf{X}_i - \bar{\mathbf{X}}_k)',$$

$$B(C_K) = \sum_{k=1}^K n_k (\bar{\mathbf{X}}_k - \bar{\mathbf{X}})(\bar{\mathbf{X}}_k - \bar{\mathbf{X}})'.$$

- Znana z analizy wariancji, zależność opisuje związek pomiędzy tymi macierzami:

$$T = W(C_K) + B(C_K),$$

gdzie

$$T = \sum_{i=1}^n (\mathbf{X}_i - \bar{\mathbf{X}})(\mathbf{X}_i - \bar{\mathbf{X}})'$$

jest niezależną od dokonanego podziału na skupienia macierzą zmienności całkowitej.

- Powszechnie stosowane algorytmy metody K -średnich minimalizują ślad macierzy $W(C_K)$.

Algorytm metody K -średnich

1. W losowy sposób rozmieszczamy n obiektów w K skupieniach. Niech funkcja $C_K^{(1)}$ opisuje to rozmieszczenie.
2. Dla każdego z K skupień obliczamy wektory średnich $\bar{\mathbf{X}}_k$, $k = 1, 2, \dots, K$.
3. Rozmieszczamy ponownie obiekty w K skupieniach, w taki sposób że

$$C_K^{(l)}(i) = \arg \min_{1 \leq k \leq K} \rho_2(\mathbf{X}_i, \bar{\mathbf{X}}_k).$$

4. Powtarzamy kroki drugi i trzeci aż do momentu, gdy przyporządkowanie obiektów do skupień pozostanie niezmienione, tzn. aż do momentu, gdy $C_K^{(l)} = C_K^{(l-1)}$.
- Istnieje wiele modyfikacji powyższego algorytmu. Przykładowo, losowe rozmieszczenie elementów w skupieniach (krok pierwszy algorytmu) zastąpione zostaje narzuconym podziałem, mającym na celu szybsze ustabilizowanie się algorytmu.
 - Wszystkie wersje algorytmu K -średnich są zbieżne. Nie gwarantują one jednak zbieżności do optymalnego rozwiązania C_K^* . Niestety, w zależności od początkowego podziału, algorytm zbiega do zazwyczaj różnych lokalnie optymalnych rozwiązań. W związku z tym, aby uzyskać najlepszy podział, zaleca się często wielokrotne stosowanie tego algorytmu z różnymi, wstępnymi rozmieszczeniami obiektów.

Wybór K

- W literaturze znaleźć można wiele pomysłów na automatyczne wyznaczania końcowej liczby skupień. Jedna z nich zasługuje na szczególną uwagę.
- Caliński i Harabasz (1974) zaproponowali aby końcową liczbę skupień wybierać w oparciu o wartości pseudo-statystyki F postaci:

$$CH(K) = \frac{\text{tr}(B(C_K))/(K-1)}{\text{tr}(W(C_K))/(n-K)}.$$

- Optymalną wartość K dobieramy tak, aby ją zmaksymalizować.

9.4 Metoda hierarchiczna, a niehierarchiczna

- Obie metody mają swoje wady i zalety.
- W przypadku metod hierarchicznych istnieje wiele algorytmów dających różne wyniki, z których nie jesteśmy w stanie określić, które rozwiązanie jest najlepsze. Poza tym nie ma możliwości korekty rozwiązania, obiekt raz przydzielony do klasy już w niej pozostaje. Ostatecznie metody hierarchiczne są mało wydajne w przypadku dużych zbiorów danych (duża czaso- i pamięciożerność).

- Główną wadą metod optymalizacyjnych jest konieczność zadania liczby klas z góry. Dodatkowo bardzo duże znaczenie ma wybór początkowych środków ciężkości.
- W praktyce często metoda hierarchiczna służy do wstępnej obróbki danych i wyznaczenia punktów startowych dla metody K -średnich (np. jako średnie w skupieniach).
- Analiza skupień nie jest odporna na zmiany skali, czyli jeśli różne zmienne mają różne skale, to te największe mogą zdominować odległości. Oczywiście może to być celowe (pewne zmienne są „ważniejsze” od innych). W ogólności jednak warto wykonać wpierw skalowanie danych.

9.5 Przykład 9

Przykład. Zbiór danych `USArrests` zawiera informacje dotyczące liczby morderstw, napadów, gwałtów przypadających na 100,000 osób w poszczególnych stanach USA w roku 1973 oraz procent ludności mieszkającej w miastach. Chcielibyśmy się dowiedzieć, czy i które stany są do siebie w pewien sposób zbliżone.

```
head(USArrests)
```

```
##           Murder Assault UrbanPop Rape
## Alabama      13.2      236       58 21.2
## Alaska       10.0      263       48 44.5
## Arizona       8.1      294       80 31.0
## Arkansas      8.8      190       50 19.5
## California    9.0      276       91 40.6
## Colorado      7.9      204       78 38.7
```

```
dim(USArrests)
```

```
## [1] 50  4
```

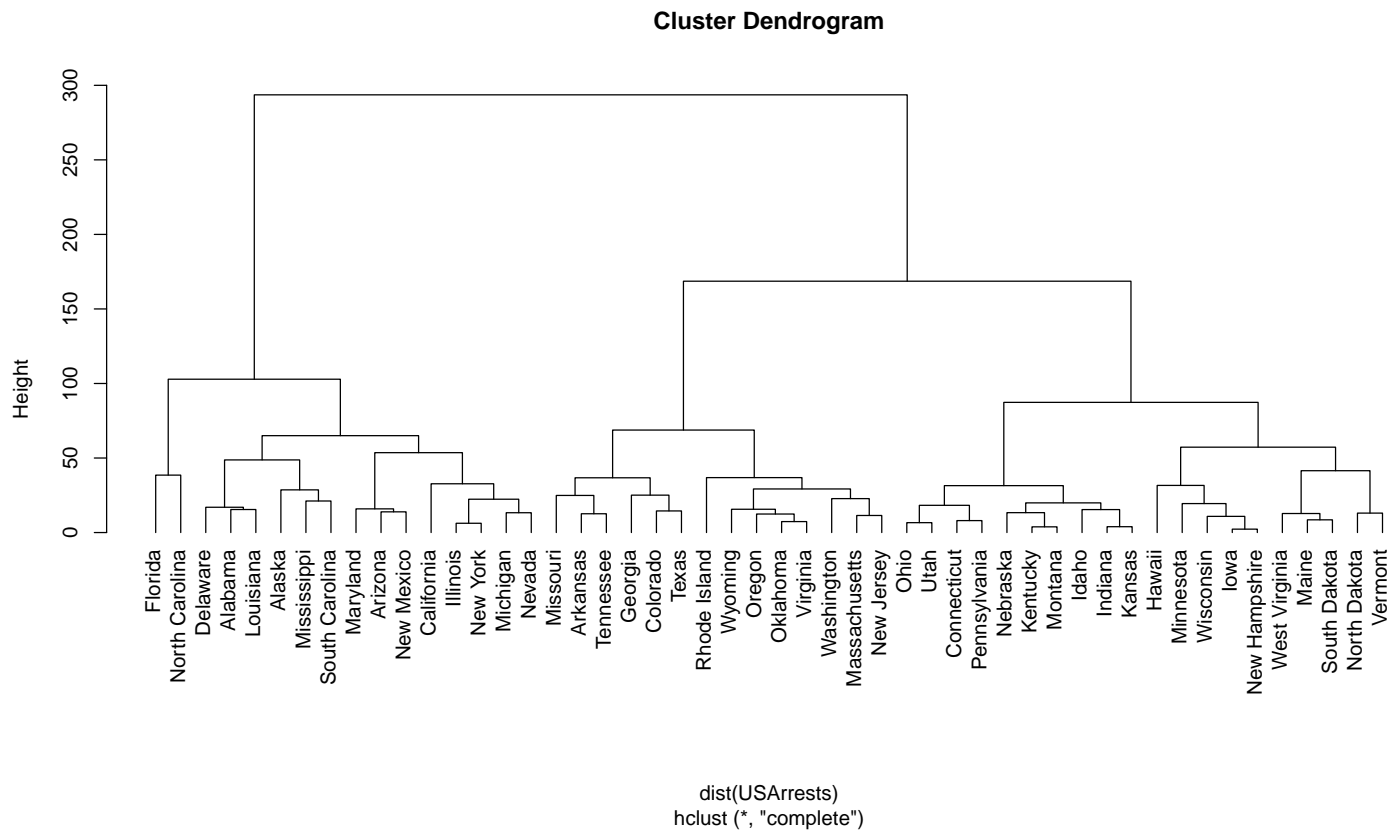
1. metoda hierarchiczna

```
(skupienia_1 <- hclust(dist(USArrests)))
```

```
##
## Call:
## hclust(d = dist(USArrests))
##
## Cluster method      : complete
## Distance            : euclidean
## Number of objects: 50
```

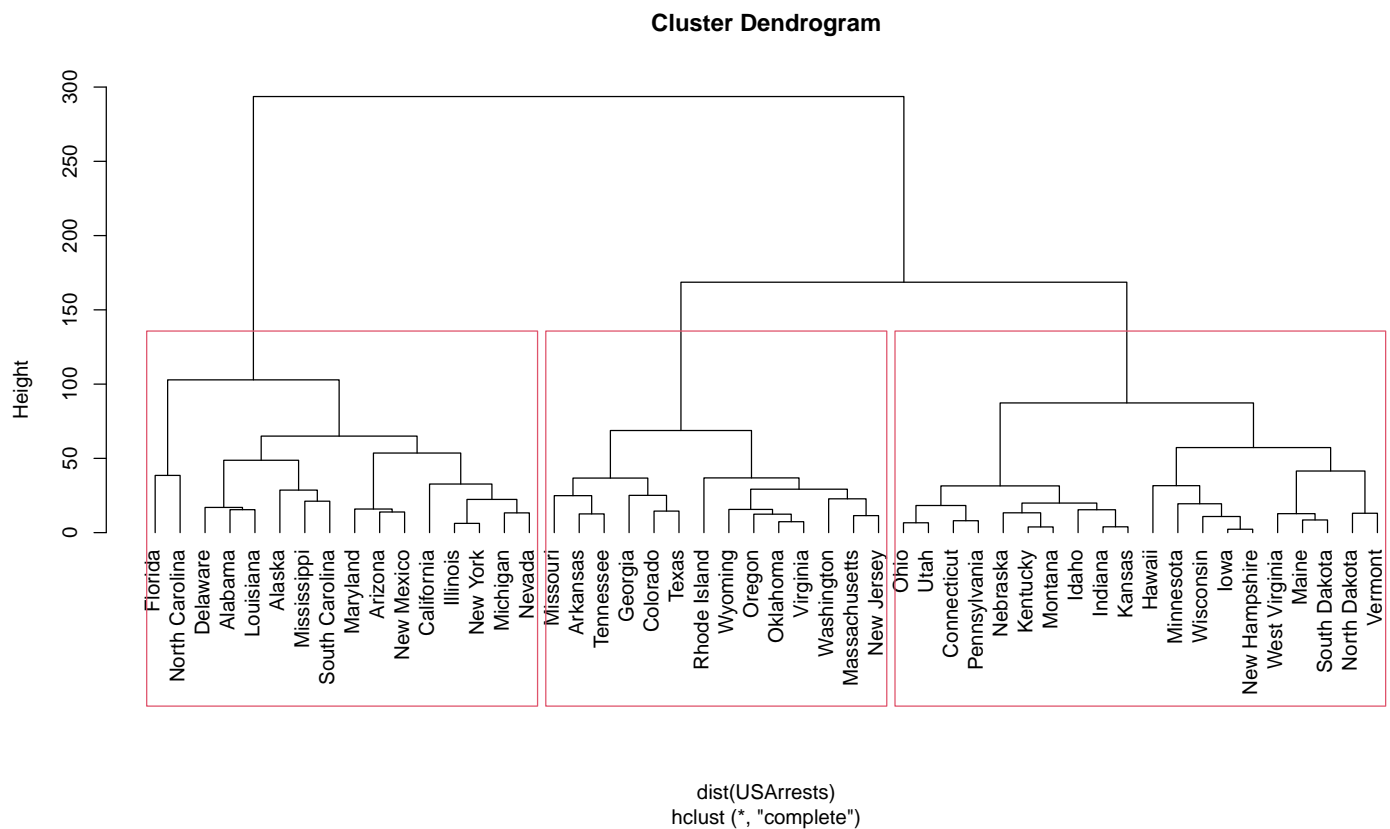
- dendrogram

```
plot(skupienia_1, hang = -1)
```



- automatyczny podział na skupienia i nanoszenie ich na dendrogram

```
plot(skupienia_1, hang = -1)
(podzial_1 <- rect.hclust(skupienia_1, k = 3))
```



```
## [[1]]
```

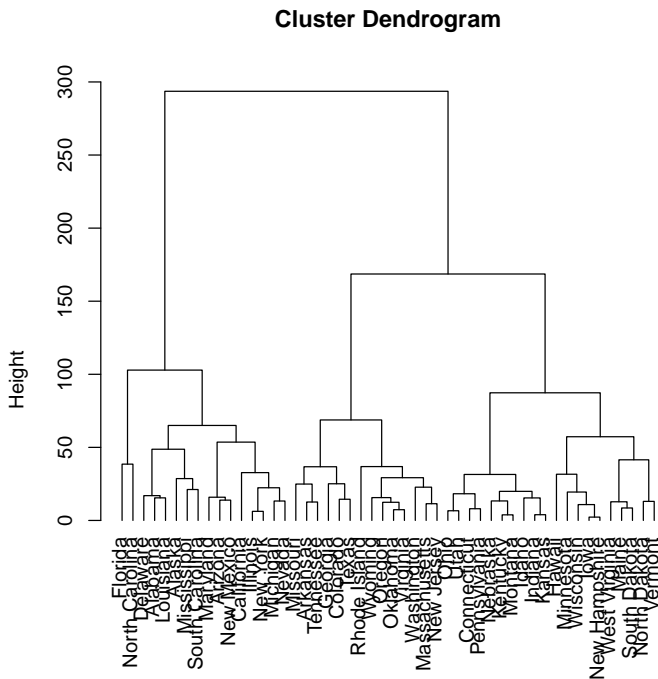
```
##      Alabama      Alaska      Arizona      California      Delaware
##      1            2            3            5            8
##      Florida      Illinois      Louisiana      Maryland      Michigan
##      9            13           18           20           22
##      Mississippi      Nevada      New Mexico      New York North Carolina
##      24            28           31           32           33
## South Carolina
##      40
##
## [[2]]
##      Arkansas      Colorado      Georgia Massachusetts      Missouri
##      4            6            10           21           25
##      New Jersey      Oklahoma      Oregon Rhode Island      Tennessee
##      30            36           37           39           42
##      Texas      Virginia      Washington      Wyoming
##      43            46           47           50
##
## [[3]]
##      Connecticut      Hawaii      Idaho      Indiana      Iowa
##      7            11           12           14           15
##      Kansas      Kentucky      Maine      Minnesota      Montana
##      16           17           19           23           26
##      Nebraska New Hampshire North Dakota      Ohio Pennsylvania
##      27           29           34           35           38
##      South Dakota      Utah      Vermont West Virginia      Wisconsin
##      41            44           45           48           49
```

```
(podzial_2 <- cutree(skupienia_1, k = 3))
```

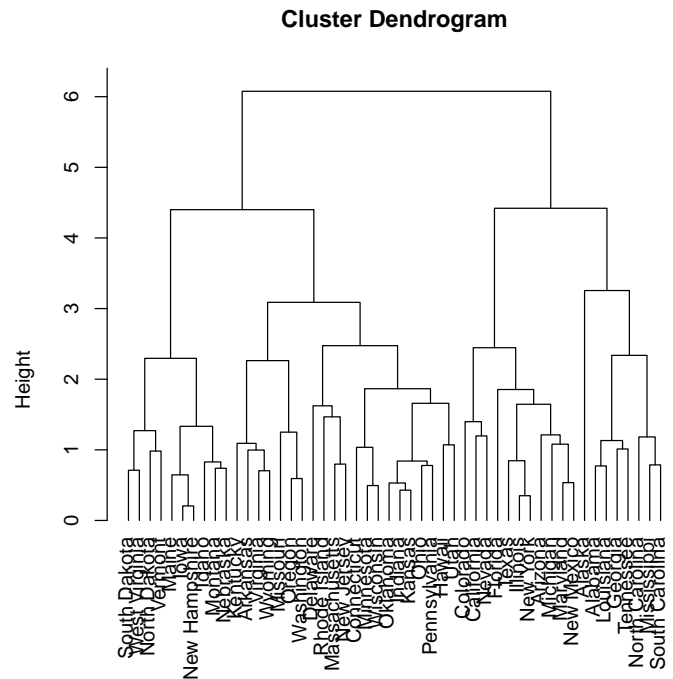
```
##      Alabama      Alaska      Arizona      Arkansas      California
##      1            1            1            2            1
##      Colorado      Connecticut      Delaware      Florida      Georgia
##      2            3            1            1            2
##      Hawaii      Idaho      Illinois      Indiana      Iowa
##      3            3            1            3            3
##      Kansas      Kentucky      Louisiana      Maine      Maryland
##      3            3            1            3            1
##      Massachusetts      Michigan      Minnesota      Mississippi      Missouri
##      2            1            3            1            2
##      Montana      Nebraska      Nevada      New Hampshire      New Jersey
##      3            3            1            3            2
##      New Mexico      New York North Carolina      North Dakota      Ohio
##      1            1            1            3            3
##      Oklahoma      Oregon      Pennsylvania      Rhode Island South Carolina
##      2            2            3            2            1
##      South Dakota      Tennessee      Texas      Utah      Vermont
##      3            2            2            3            3
##      Virginia      Washington West Virginia      Wisconsin      Wyoming
##      2            2            3            3            2
```

- zmiana skali ma wpływ na analizę skupień

```
par(mfrow = c(1, 2))
plot(hclust(dist(USArrests)), hang = -1)
plot(hclust(dist(scale(USArrests))), hang = -1)
```



dist(USArrests)
hclust (*, "complete")



dist(scale(USArrests))
hclust (*, "complete")

```
par(mfrow = c(1, 1))
```

- parametry metody hierarchicznej

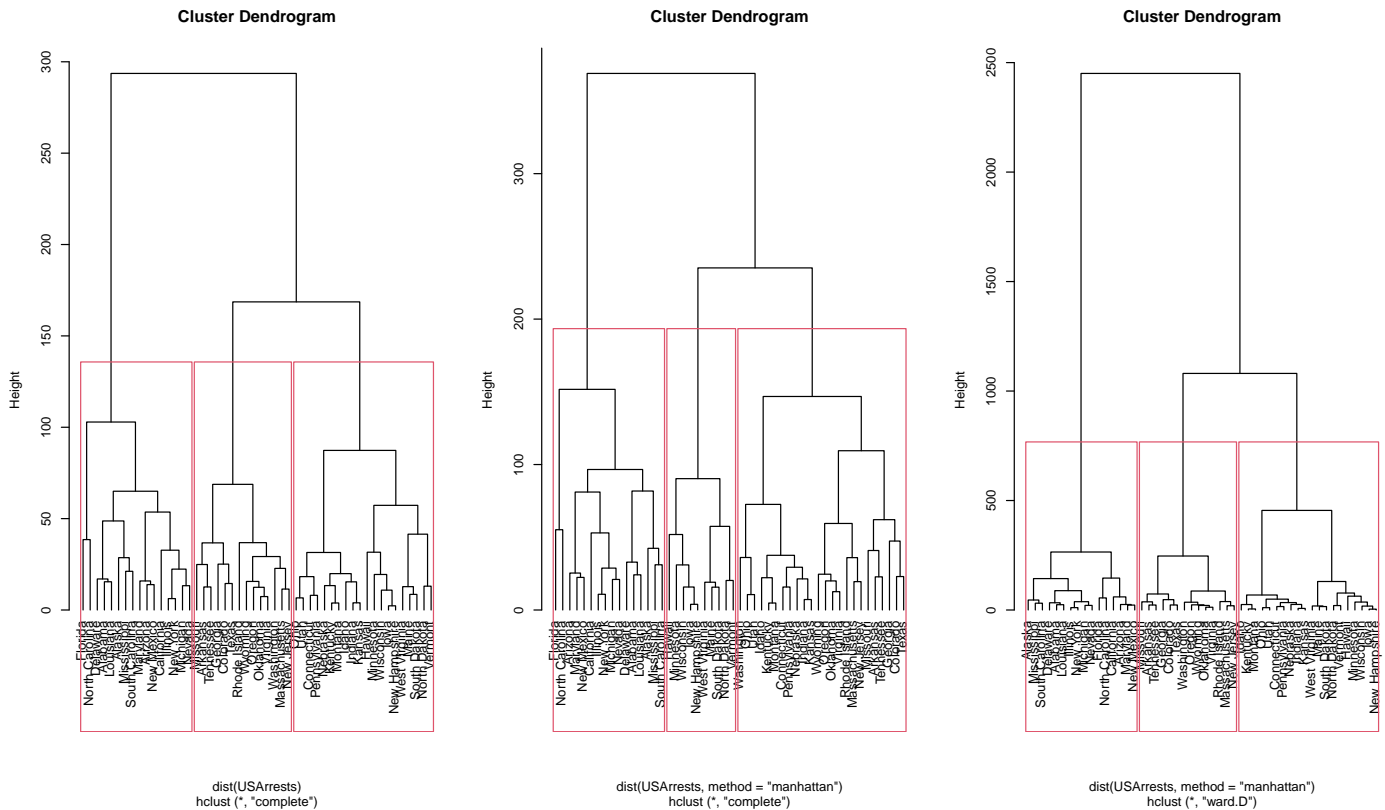
```
# inna miara niepodobieństwa
(skupienia_2 <- hclust(dist(USArrests, method = 'manhattan')))
```

```
##
## Call:
## hclust(d = dist(USArrests, method = "manhattan"))
##
## Cluster method   : complete
## Distance         : manhattan
## Number of objects: 50
```

```
# inna miara niepodobieństwa i inna metoda wiązania skupień
(skupienia_3 <- hclust(dist(USArrests, method = 'manhattan'), 'ward.D'))
```

```
##
## Call:
## hclust(d = dist(USArrests, method = "manhattan"), method = "ward.D")
##
## Cluster method   : ward.D
## Distance         : manhattan
## Number of objects: 50
```

```
# porównanie dendrogramów
par(mfrow = c(1, 3))
plot(skupienia_1, hang = -1)
rect.hclust(skupienia_1, k = 3)
plot(skupienia_2, hang = -1)
rect.hclust(skupienia_2, k = 3)
plot(skupienia_3, hang = -1)
rect.hclust(skupienia_3, k = 3)
```



```
par(mfrow = c(1, 1))
```

2. metoda K -średnich

```
set.seed(1234)
(skupienia_4 <- kmeans(USArrests, centers = 3, nstart = 1000))
```

```
## K-means clustering with 3 clusters of sizes 14, 20, 16
```

```
##
```

```
## Cluster means:
```

```
##      Murder  Assault UrbanPop      Rape
## 1  8.214286 173.2857 70.64286 22.84286
## 2  4.270000  87.5500 59.75000 14.39000
## 3 11.812500 272.5625 68.31250 28.37500
```

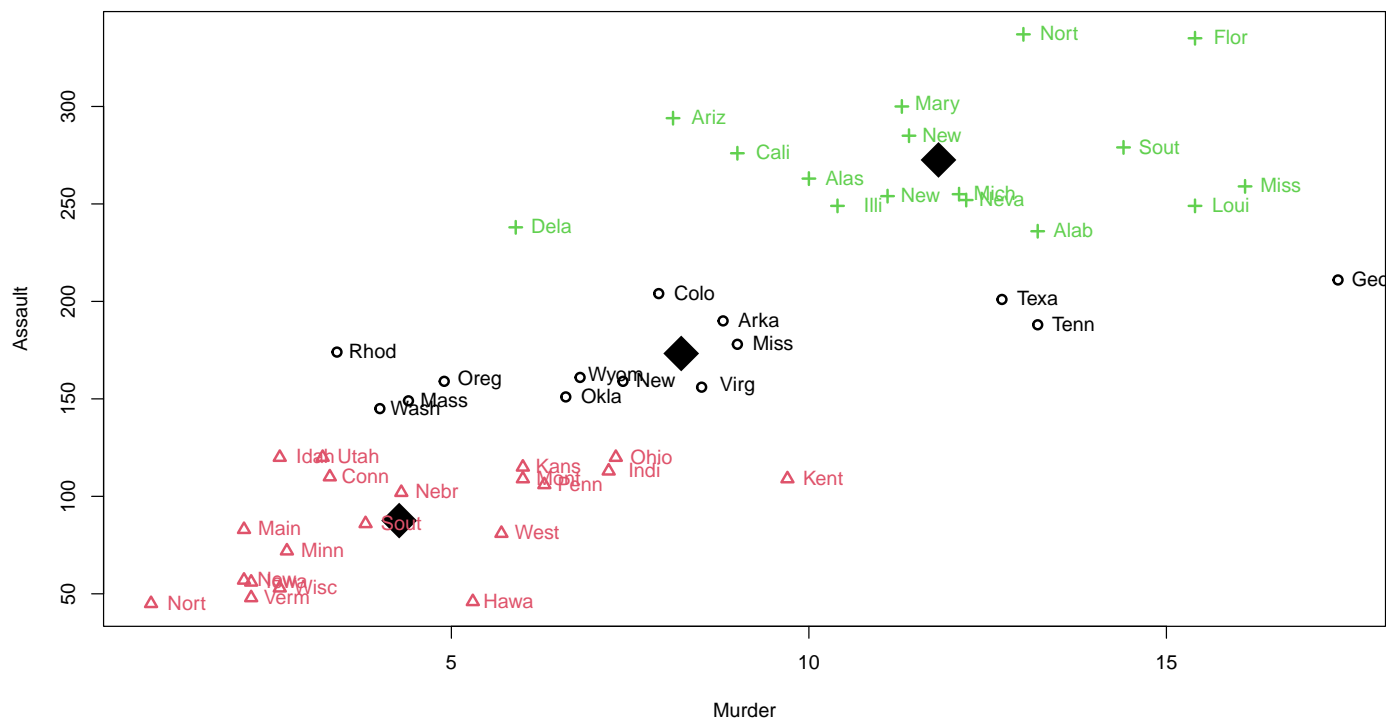
```
##
```

```
## Clustering vector:
```

```
##      Alabama      Alaska      Arizona      Arkansas      California
##           3           3           3           1           3
##      Colorado  Connecticut  Delaware      Florida      Georgia
##           1           2           3           3           1
##      Hawaii      Idaho      Illinois      Indiana      Iowa
```

```
##           2           2           3           2           2
##      Kansas      Kentucky      Louisiana      Maine      Maryland
##           2           2           3           2           3
## Massachusetts      Michigan      Minnesota      Mississippi      Missouri
##           1           3           2           3           1
##      Montana      Nebraska      Nevada      New Hampshire      New Jersey
##           2           2           3           2           1
##      New Mexico      New York      North Carolina      North Dakota      Ohio
##           3           3           3           2           2
##      Oklahoma      Oregon      Pennsylvania      Rhode Island      South Carolina
##           1           1           2           1           3
##      South Dakota      Tennessee      Texas      Utah      Vermont
##           2           1           1           2           2
##      Virginia      Washington      West Virginia      Wisconsin      Wyoming
##           1           1           2           2           1
##
## Within cluster sum of squares by cluster:
## [1] 9136.643 19263.760 19563.863
## (between_SS / total_SS = 86.5 %)
##
## Available components:
##
## [1] "cluster"      "centers"      "totss"        "withinss"     "tot.withinss"
## [6] "betweenss"    "size"         "iter"         "ifault"
```

```
# wykres danych w układzie Murder-Assault z podziałem na
# otrzymane skupienia i centrami skupień
plot(USArrests[, 1:2], pch = skupienia_4$cluster,
     col = skupienia_4$cluster, lwd = 2)
points(skupienia_4$centers, pch = 18, cex = 4)
text(USArrests[, 1:2] + 0.5, substring(row.names(USArrests), 1, 4),
     col = skupienia_4$cluster)
```



- metoda K -średnich z wyborem optymalnej liczby skupień poprzez indeks Calińskiego-Harabasa

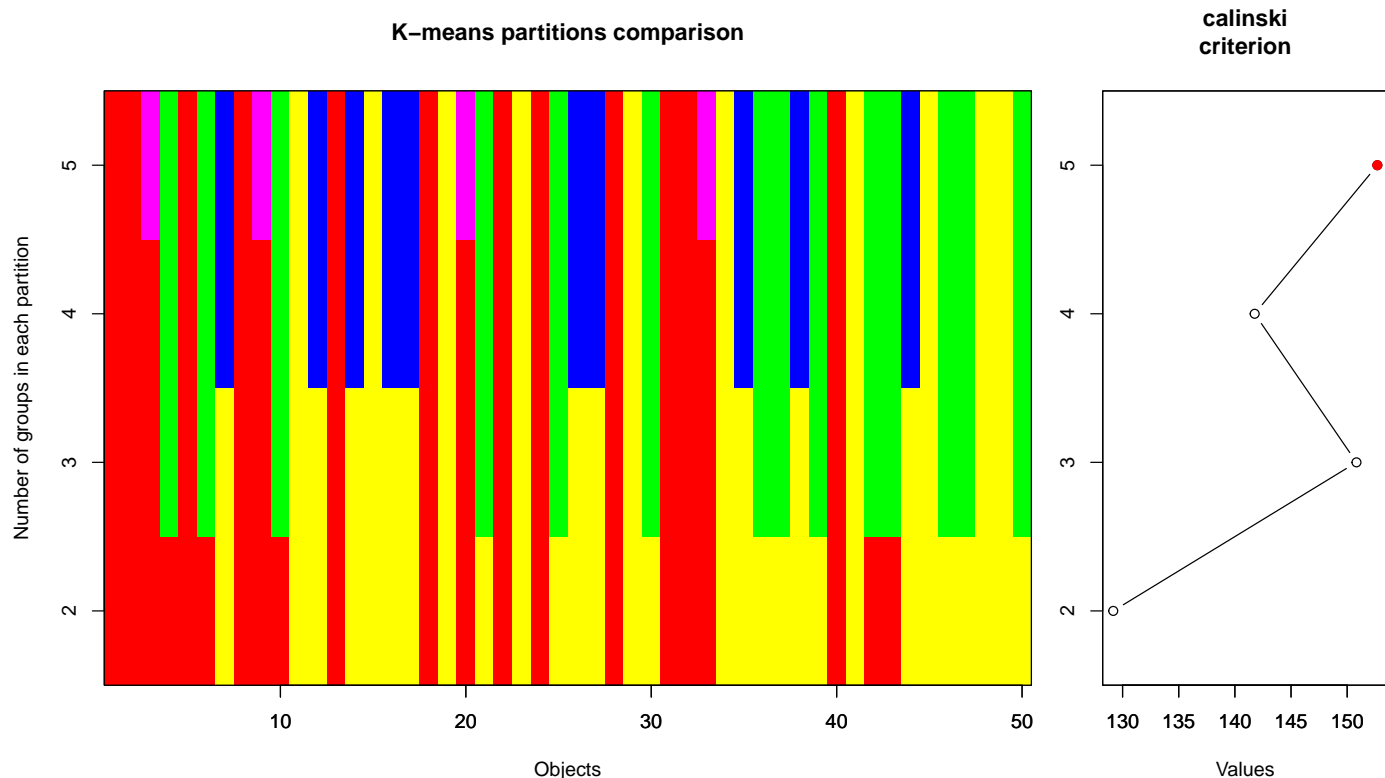
```
library(vegan)
set.seed(1234)
(model <- cascadeKM(USArrests, 2, 5))
```

```
## $partition
##           2 groups 3 groups 4 groups 5 groups
## Alabama          1          1          2          1
## Alaska            1          1          2          1
## Arizona            1          1          2          3
## Arkansas           1          3          3          4
## California         1          1          2          1
## Colorado           1          3          3          4
## Connecticut        2          2          4          5
## Delaware           1          1          2          1
## Florida            1          1          2          3
## Georgia            1          3          3          4
## Hawaii             2          2          1          2
## Idaho              2          2          4          5
## Illinois            1          1          2          1
## Indiana            2          2          4          5
## Iowa               2          2          1          2
## Kansas             2          2          4          5
## Kentucky           2          2          4          5
## Louisiana          1          1          2          1
## Maine              2          2          1          2
## Maryland           1          1          2          3
## Massachusetts      2          3          3          4
## Michigan           1          1          2          1
## Minnesota          2          2          1          2
## Mississippi        1          1          2          1
## Missouri           2          3          3          4
## Montana            2          2          4          5
## Nebraska           2          2          4          5
## Nevada             1          1          2          1
## New Hampshire      2          2          1          2
## New Jersey         2          3          3          4
## New Mexico         1          1          2          1
## New York           1          1          2          1
## North Carolina     1          1          2          3
## North Dakota       2          2          1          2
## Ohio               2          2          4          5
## Oklahoma           2          3          3          4
## Oregon             2          3          3          4
## Pennsylvania       2          2          4          5
## Rhode Island       2          3          3          4
## South Carolina     1          1          2          1
## South Dakota       2          2          1          2
## Tennessee          1          3          3          4
## Texas              1          3          3          4
## Utah               2          2          4          5
```



```
## Vermont                2          2          1          2
## Virginia                2          3          3          4
## Washington              2          3          3          4
## West Virginia           2          2          1          2
## Wisconsin               2          2          1          2
## Wyoming                 2          3          3          4
##
## $results
##           2 groups  3 groups  4 groups  5 groups
## SSE      96399.0281 47964.2654 34728.6294 24417.0235
## calinski  129.1675  150.8274  141.7624  152.6864
##
## $criterion
## [1] "calinski"
##
## $size
##           2 groups 3 groups 4 groups 5 groups
## Group 1         21      16      10      12
## Group 2         29      20      16      10
## Group 3          NA      14      14       4
## Group 4          NA      NA      10      14
## Group 5          NA      NA      NA      10
##
## attr(,"class")
## [1] "cascadeKM"
```

```
# wykres podziału na grupy
# (na osi x obserwacje, na osi y liczba skupień, kolory oznaczają skupienia)
# oraz wykres wartości indeksu Calińskiego-Harabasz dla
# poszczególnych liczb skupień (czerwona kropka oznacza
# optymalną liczbę skupień według tego kryterium)
plot(model)
```



9.6 Zadania 9

Zadanie 1. Plik wojewodztwa.txt zawiera dane dotyczące następujących cech województw w Polsce: współczynnik aktywności zawodowej (w %), wskaźnik zatrudnienia (w %), stopa bezrobocia rejestrowanego (w %), śmiertelność niemowląt (na 1000 urodzeń żywych), oczekiwana dalsza długość życia w momencie narodzin, gęstość zaludnienia (osoby na 1 km kwadratowy), produkt krajowy brutto na mieszkańca. Celem badania jest wyznaczenie podobieństw w województwach Polski.

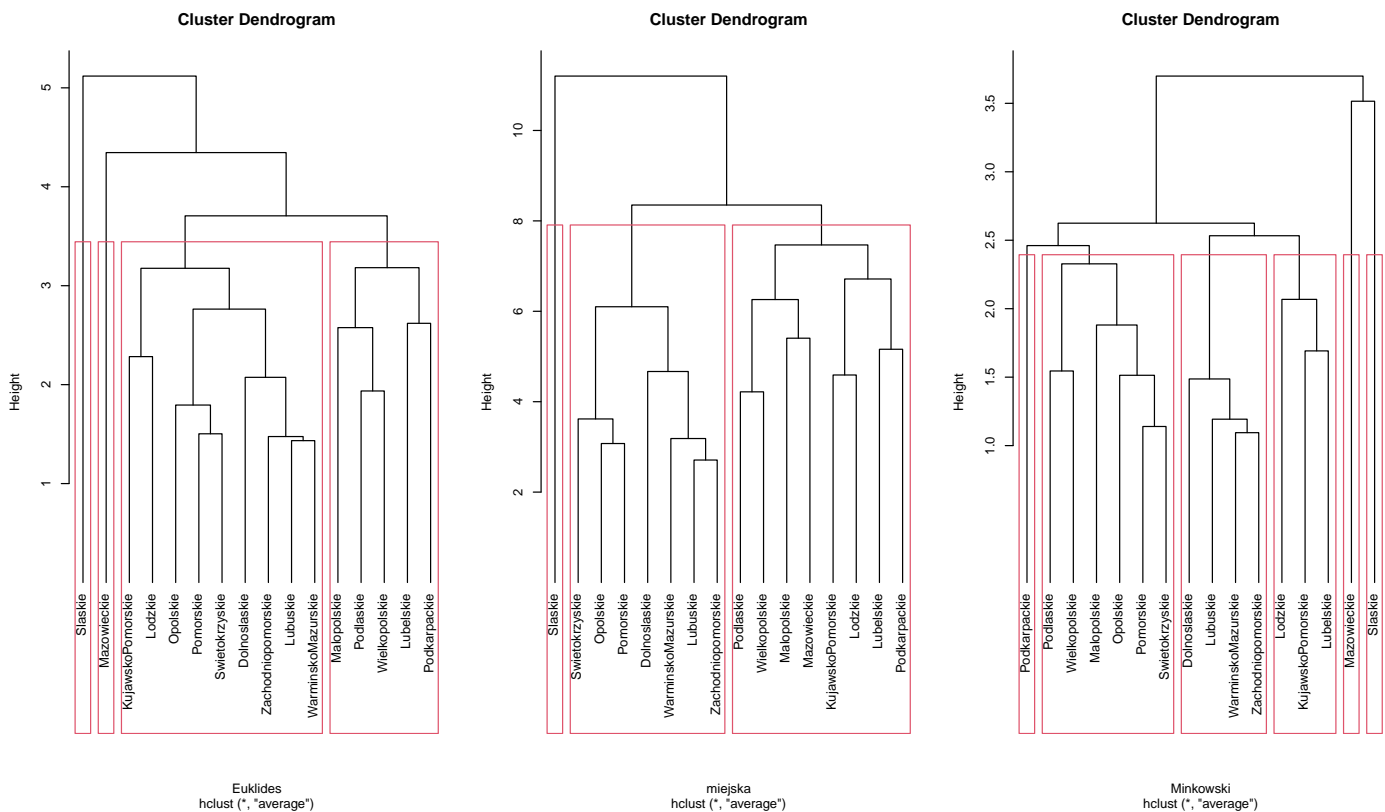
```
##          wojewodztwo  wspaktzaw  wskzatr  bezrobrej  smniemowl  lifeexp  gestzaludn
## 1      Dolnoslaskie    54.3    41.5    20.6        6.9    74.6    144.8
## 2  KujawskoPomorskie    56.2    45.1    22.3        6.6    74.8    115.1
## 3      Lubelskie      56.1    48.7    17.0        7.3    74.9     86.8
## 4      Lubuskie      53.2    42.2    23.0        6.2    74.6     72.1
## 5      Lodzkie       55.9    45.7    17.9        6.1    73.5    141.5
## 6    Malopolskie     54.8    46.1    13.8        5.8    76.2    215.0
##  pkbcap
## 1    26620
## 2    22474
## 3    17591
## 4    23241
## 5    23666
## 6    21989
## ...
## [1] 16 8
```

1. Zauważmy, że jedna ze zmiennych przyjmuje znacznie większe wartości niż pozostałe zmienne. Czy w takim przypadku powinniśmy dokonać standaryzacji wszystkich zmiennych?

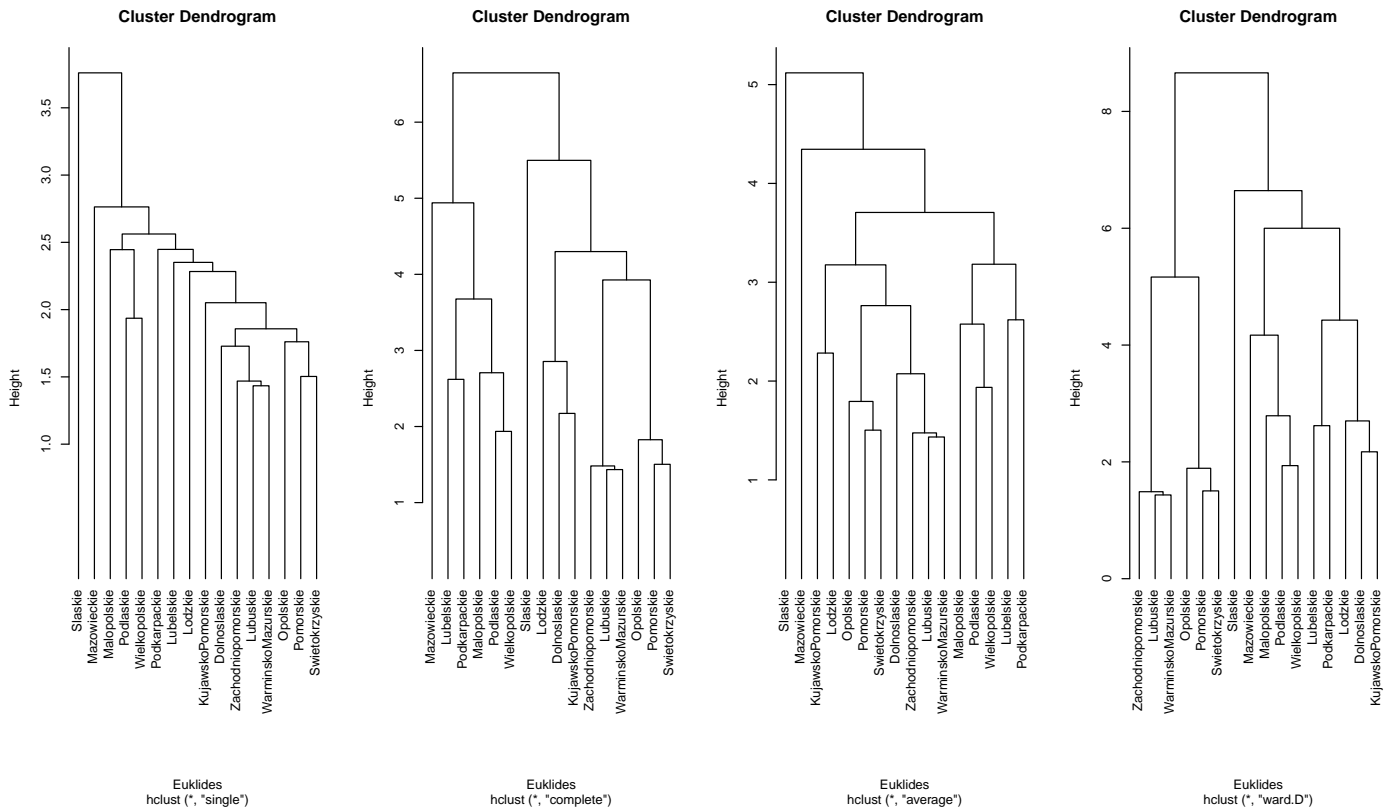
```
##          wojewodztwo  wspaktzaw  wskzatr  bezrobrej  smniemowl  lifeexp
## 1      Dolnoslaskie -0.08925698 -1.1278399  0.3969181  0.7935138 -0.7398300
```

```
## 2 KujawskoPomorskie 1.20284403 0.2602707 0.8170027 0.3703064 -0.4613058
## 3 Lubelskie 1.13483871 1.6483813 -0.4926727 1.3577903 -0.3220437
## 4 Lubuskie -0.83731545 -0.8579295 0.9899787 -0.1939700 -0.7398300
## 5 Lodzkie 0.99882808 0.4916225 -0.2702750 -0.3350392 -2.2717134
## 6 Malopolskie 0.25076960 0.6458570 -1.2834201 -0.7582465 1.4883640
## gestzaludn pkbcap
## 1 0.2031423 0.530348302
## 2 -0.1799261 -0.206399582
## 3 -0.5449373 -1.074113021
## 4 -0.7345368 -0.070103001
## 5 0.1605792 0.005419877
## 6 1.1085766 -0.292584513
## ...
```

2. Wykorzystując odległości euklidesową, miejską i Minkowskiego z potęgą cztery jako miary niepodobieństwa oraz metodę średniego wiązania skupień wykonaj hierarchiczną analizę skupień. Narysuj dendrogramy. Przy ich pomocy określ jaką liczbę skupień wydaje się najbardziej sensowna. Zaznacz te skupienia na wykresie.

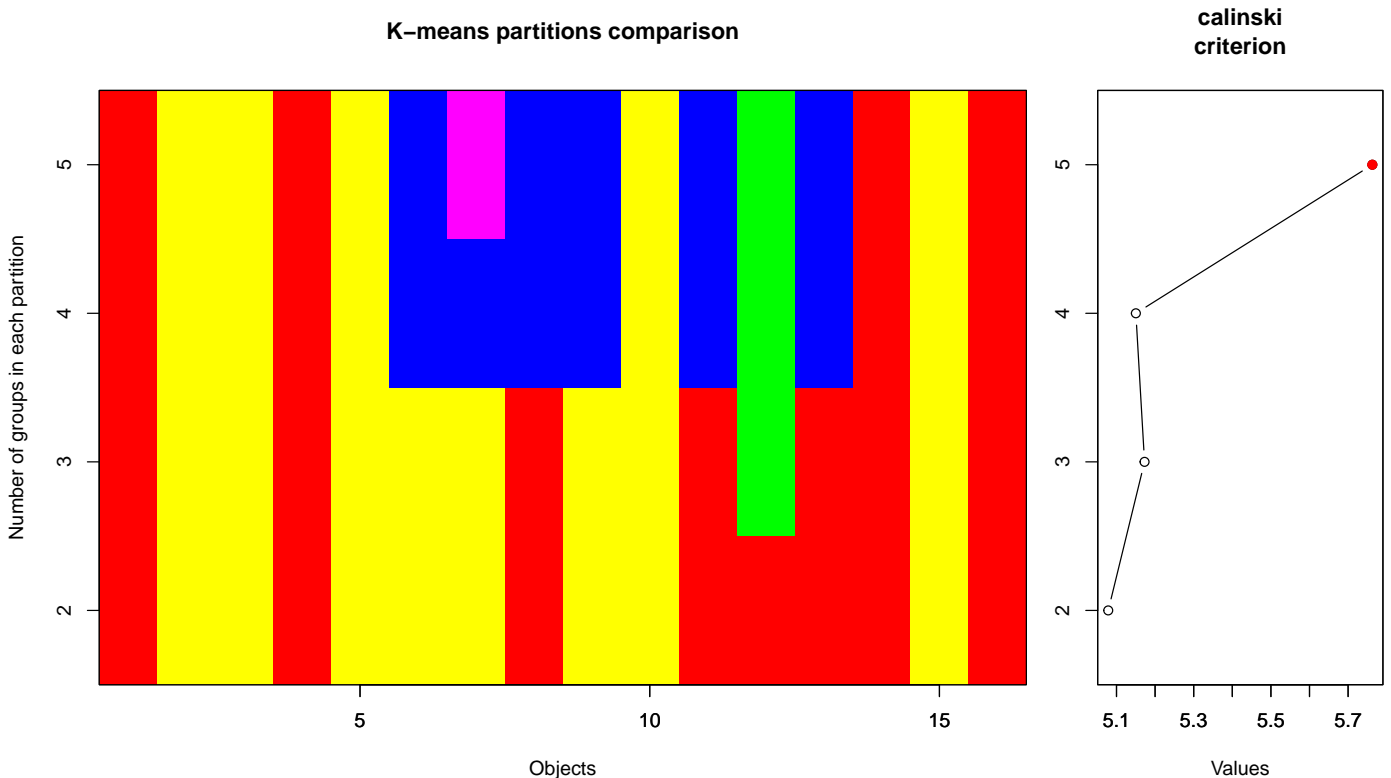


3. Wykorzystując odległość euklidesową jako miarę niepodobieństwa oraz metody pojedynczego, kompletnego, średniego wiązania skupień oraz metodę Warda łączenia skupień wykonaj hierarchiczną analizę skupień. Narysuj dendrogramy.



4. Jaką optymalną liczbę skupień proponuje indeks Calińskiego-Harabasa? Rozważ $K = 2, 3, 4, 5$.

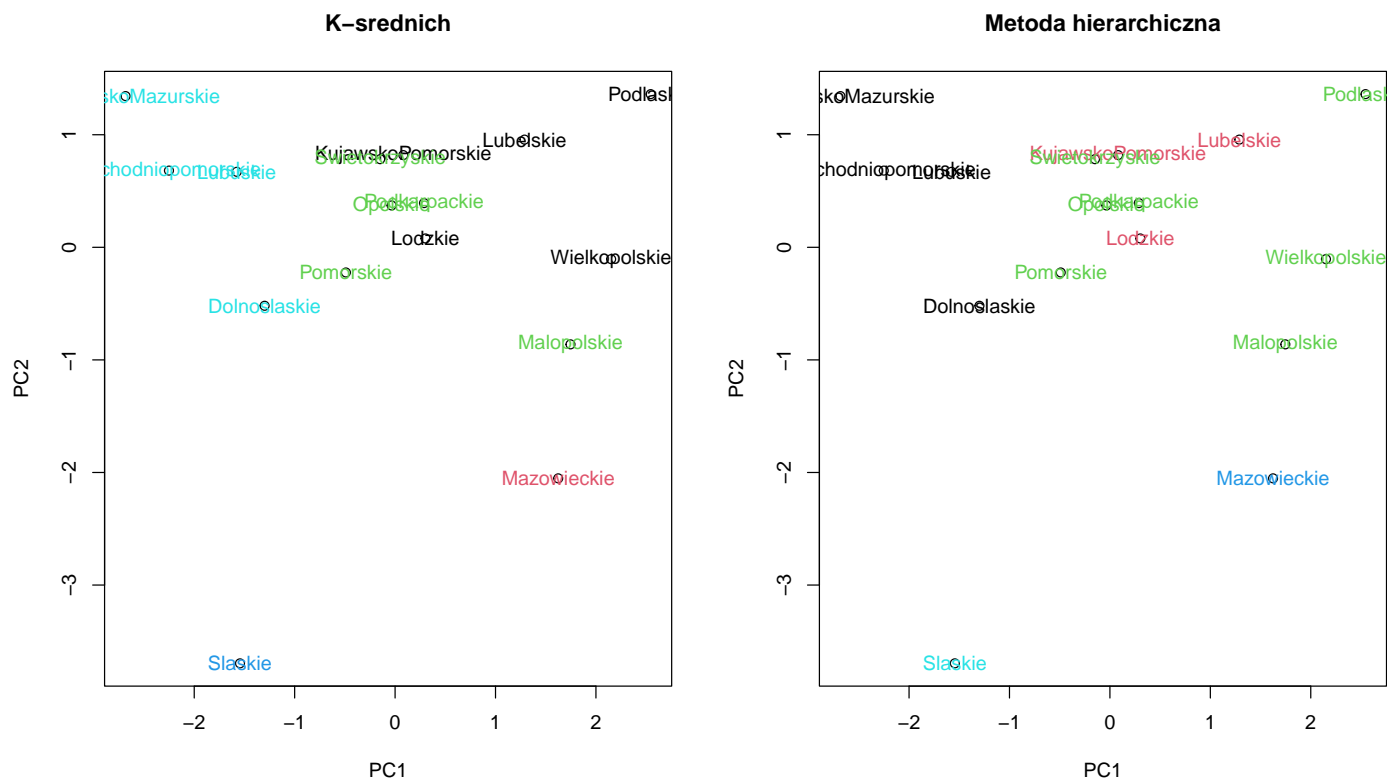
	2 groups	3 groups	4 groups	5 groups
## SSE	77.049773	58.469889	45.900765	33.919492
## calinski	5.078577	5.172675	5.150174	5.762804



5. Wykonaj analizę skupień korzystając z metody K -średnich oraz hierarchicznej analizy skupień (odległość Minkowskiego z potęgą cztery, metoda średniego wiązania skupień) dla liczby skupień wyznaczonej

przez indeks Calińskiego-Harabasa. Przedstaw obserwacje w układzie dwóch pierwszych składowych głównych z podziałem na otrzymane skupienia.

```
## K-średnich
## [1] "KujawskoPomorskie" "Lubelskie"          "Lodzkie"
## [4] "Podlaskie"          "Wielkopolskie"
## [1] "Mazowieckie"
## [1] "Malopolskie"      "Opolskie"          "Podkarpackie"      "Pomorskie"
## [5] "Swietokrzyskie"
## [1] "Slaskie"
## [1] "Dolnoslaskie"      "Lubuskie"          "WarminskoMazurskie"
## [4] "Zachodniopomorskie"
## metoda hierarchiczna
## [1] "Dolnoslaskie"      "Lubuskie"          "WarminskoMazurskie"
## [4] "Zachodniopomorskie"
## [1] "KujawskoPomorskie" "Lubelskie"          "Lodzkie"
## [1] "Malopolskie"      "Opolskie"          "Podkarpackie"      "Podlaskie"
## [5] "Pomorskie"        "Swietokrzyskie"    "Wielkopolskie"
## [1] "Mazowieckie"
## [1] "Slaskie"
## Importance of components:
##              PC1      PC2      PC3      PC4      PC5      PC6      PC7
## Standard deviation  1.5860 1.3168 1.1021 0.9503 0.70586 0.31884 0.18202
## Proportion of Variance 0.3593 0.2477 0.1735 0.1290 0.07118 0.01452 0.00473
## Cumulative Proportion 0.3593 0.6070 0.7805 0.9096 0.98074 0.99527 1.00000
```



Zadanie 2. W pliku wina.txt zawarto informację o trzynastu cechach różnych gatunków win. Co więcej obserwacje podzielone są na trzy grupy.

```
##      V1  V2  V3  V4  V5  V6  V7  V8  V9  V10  V11  V12  V13  V14
## 1 14.23 1.71 2.43 15.6 127 2.80 3.06 0.28 2.29 5.64 1.04 3.92 1065 1
## 2 13.20 1.78 2.14 11.2 100 2.65 2.76 0.26 1.28 4.38 1.05 3.40 1050 1
## 3 13.16 2.36 2.67 18.6 101 2.80 3.24 0.30 2.81 5.68 1.03 3.17 1185 1
## 4 14.37 1.95 2.50 16.8 113 3.85 3.49 0.24 2.18 7.80 0.86 3.45 1480 1
## 5 13.24 2.59 2.87 21.0 118 2.80 2.69 0.39 1.82 4.32 1.04 2.93 735 1
## 6 14.20 1.76 2.45 15.2 112 3.27 3.39 0.34 1.97 6.75 1.05 2.85 1450 1

## ...

## [1] 178 14

##
## 1 2 3
## 59 71 48
```

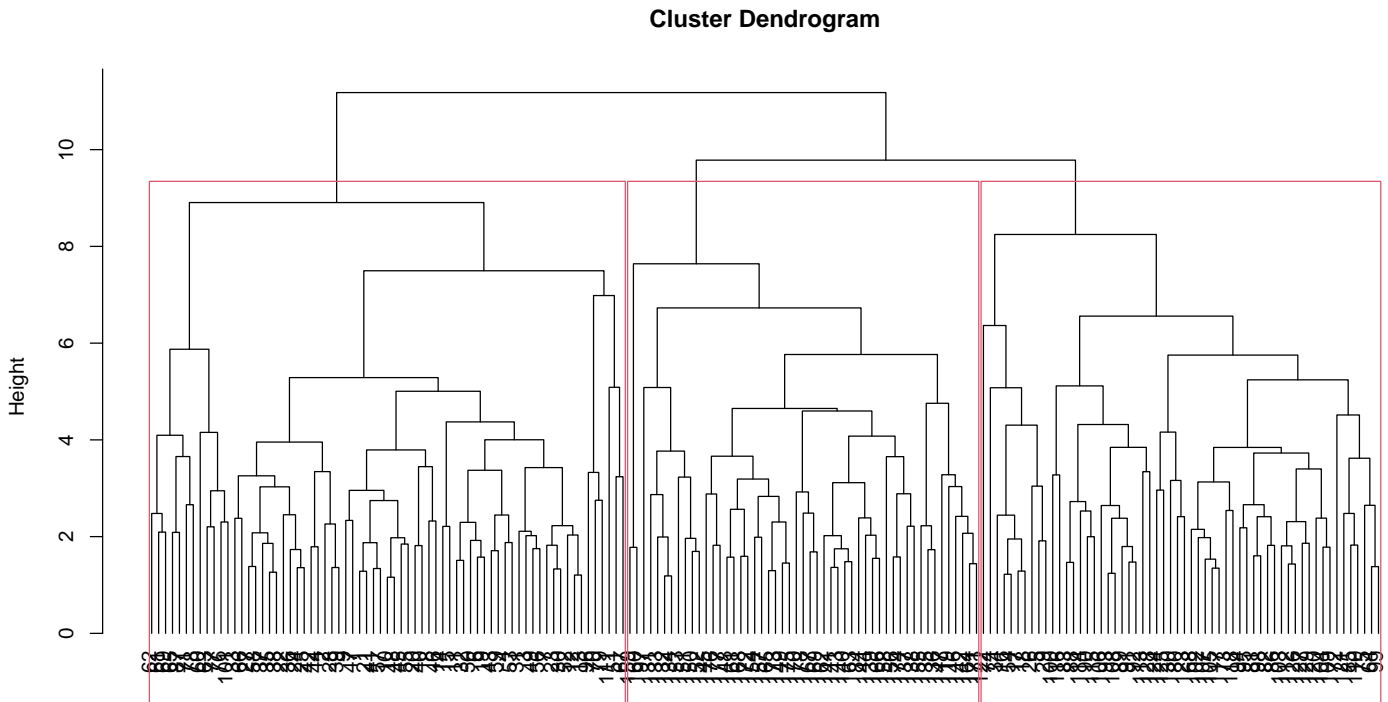
1. Czy powinniśmy dokonać standaryzacji zmiennych?

```
##      V1      V2      V3      V4      V5      V6      V7
## 1 1.5143408 -0.56066822 0.2313998 -1.1663032 1.90852151 0.8067217 1.0319081
## 2 0.2455968 -0.49800856 -0.8256672 -2.4838405 0.01809398 0.5670481 0.7315653
## 3 0.1963252 0.02117152 1.1062139 -0.2679823 0.08810981 0.8067217 1.2121137
## 4 1.6867914 -0.34583508 0.4865539 -0.8069748 0.92829983 2.4844372 1.4623994
## 5 0.2948684 0.22705328 1.8352256 0.4506745 1.27837900 0.8067217 0.6614853
## 6 1.4773871 -0.51591132 0.3043010 -1.2860793 0.85828399 1.5576991 1.3622851

##      V8      V9      V10      V11      V12      V13  V14
## 1 -0.6577078 1.2214385 0.2510088 0.3611585 1.8427215 1.01015939 1
## 2 -0.8184106 -0.5431887 -0.2924962 0.4049085 1.1103172 0.96252635 1
## 3 -0.4970050 2.1299594 0.2682629 0.3174085 0.7863692 1.39122370 1
## 4 -0.9791134 1.0292513 1.1827317 -0.4263410 1.1807407 2.32800680 1
```

```
## 5  0.2261576  0.4002753 -0.3183774  0.3611585  0.4483365 -0.03776747  1
## 6 -0.1755994  0.6623487  0.7298108  0.4049085  0.3356589  2.23274072  1
## ...
```

2. Wykonaj hierarchiczną analizę skupień. Narysuj dendrogram z podziałem na skupienia w liczbie równej liczbie grup wyszczególnionych w danych. Jaki jest błąd otrzymanego podziału?

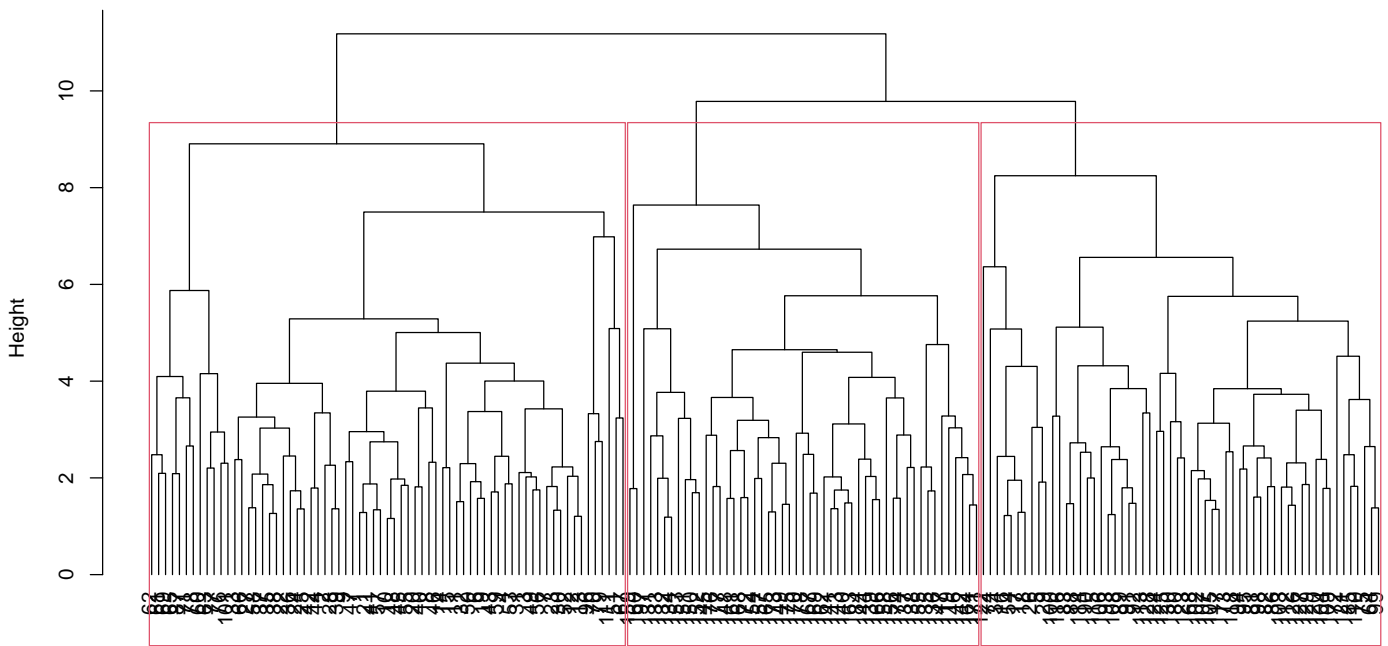


```
dist(wina_2[, -ncol(wina_2)])
hclust (*, "complete")

## [1] 1 1 1 1 2 1 1 1 1 1 1 1 1 1 2 2 2 1 1 1 1 1 1 2 1 1 2 1 1 1 2 1 1 1
## [38] 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 2 1 1 1 1 1 1 1 1 1 2 1 1 1 2 1 1 1 2 2 2
## [75] 2 1 1 1 1 2 2 2 2 3 2 2 1 2 2 2 2 2 2 2 1 3 2 2 2 1 2 2 2 2 2 2 2 2 1
## [112] 2 2 2 2 2 2 2 3 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3
## [149] 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3
## [1] 0.1629213
```

3. Wykonaj polecenie 2 tylko, że na składowych głównych. Co obserwujemy i dlaczego?

Cluster Dendrogram



dist(model_pca\$x)
hclust (*, "complete")

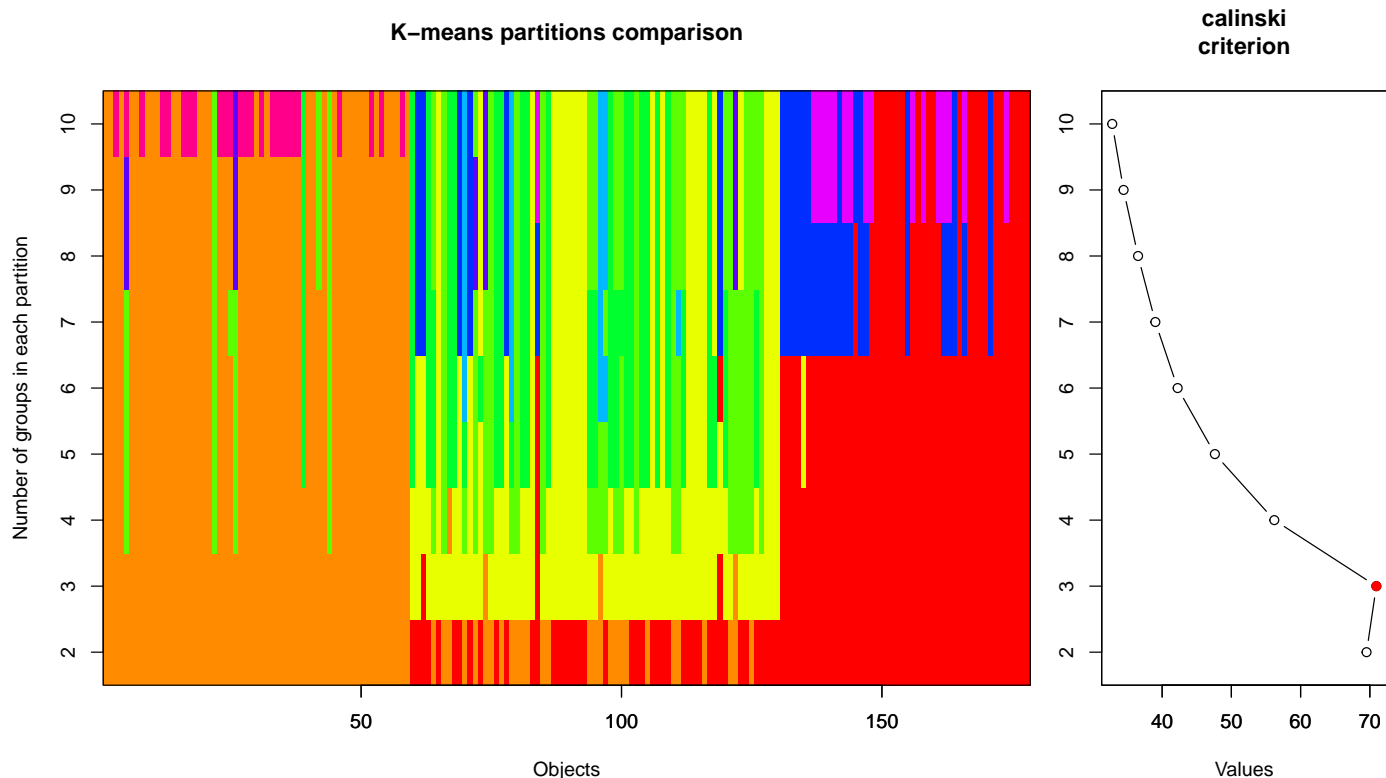
```
## [1] 1 1 1 1 2 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 2 2 2 1 1 1 1 1 1 1 2 1 1 2 1 1 1 1 2 1 1 1
## [38] 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 2 1 1 1 1 1 1 1 1 1 2 1 1 1 2 1 1 1 2 2 2
## [75] 2 1 1 1 1 2 2 2 2 3 2 2 1 2 2 2 2 2 2 2 1 3 2 2 2 1 2 2 2 2 2 2 2 2 2 1
## [112] 2 2 2 2 2 2 2 3 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3
## [149] 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3
## [1] 0.1629213
```

4. Wykonaj analizę skupień korzystając z metody K -średnich dla K równego liczbie grup wyszczególnionych w danych. Jaki jest błąd otrzymanego podziału?

```
## [1] 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2
## [38] 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 3 3 1 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 2
## [75] 3 3 3 3 3 3 3 3 3 1 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 2 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3 3
## [112] 3 3 3 3 3 3 3 1 3 3 2 3 3 3 3 3 3 3 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1
## [149] 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1
## [1] 0.03370787
```

5. Jaka optymalną liczbę skupień proponuje indeks Calińskiego-Harabasa? Rozważ $K = 2, 3, \dots, 10$.

```
##          2 groups   3 groups   4 groups   5 groups   6 groups   7 groups
## SSE      1649.43998 1270.74912 1168.61434 1095.15295 1032.79520 971.23335
## calinski  69.52333  70.94001  56.20192  47.62155  42.24094  39.02085
##          8 groups   9 groups 10 groups
## SSE      918.95440 874.89052 834.66749
## calinski 36.52408  34.43467 32.79335
```

10 Klasyfikacja

- **Uczenie się pod nadzorem** lub **uczenie się z przykładów** jest procesem budowy (konstrukcji), na bazie dostępnych danych wejściowych \mathbf{X}_i oraz wyjściowych Y_i , $i = 1, 2, \dots, n$, reguły klasyfikacyjnej zwanej inaczej **klasyfikatorem**, służącej do predykcji etykiety Y grupy, do której należy obserwacja \mathbf{X} .
- Załóżmy, że dysponujemy K niezależnymi, prostymi próbami losowymi o liczebnościach, odpowiednio, n_1, n_2, \dots, n_K , pobranymi z K różnych populacji (klas, grup):

$$\begin{aligned} \mathbf{X}_{11}, \mathbf{X}_{12}, \dots, \mathbf{X}_{1n_1} &- \text{z populacji 1} \\ \mathbf{X}_{21}, \mathbf{X}_{22}, \dots, \mathbf{X}_{2n_2} &- \text{z populacji 2} \\ &\dots \\ \mathbf{X}_{K1}, \mathbf{X}_{K2}, \dots, \mathbf{X}_{Kn_K} &- \text{z populacji } K \end{aligned}$$

gdzie $\mathbf{X}_{ij} = (X_{ij1}, X_{ij2}, \dots, X_{ijp})'$ jest j -tą obserwacją z i -tej populacji zawierającą p obserwowanych cech, $i = 1, 2, \dots, K$, $j = 1, 2, \dots, n_i$.

- Powyższe dane można wygodniej zapisać w innej postaci, a mianowicie w postaci jednego ciągu n uporządkowanych par losowych

$$(\mathbf{X}_1, Y_1), (\mathbf{X}_2, Y_2), \dots, (\mathbf{X}_n, Y_n),$$

gdzie $\mathbf{X}_i = (X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ip})' \in \mathcal{X} \subset \mathbb{R}^p$ jest i -tą obserwacją, natomiast Y_i jest etykietą populacji, do której ta obserwacja należy, przyjmującą wartości w pewnym skończonym zbiorze \mathcal{Y} , $i = 1, 2, \dots, n$, $n = n_1 + n_2 + \dots + n_K$.

- Zbiór \mathcal{Y} nazywamy **przestrzenią etykiet**.
- Składowe wektora $\mathbf{X}_i = (X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ip})'$ nazywać będziemy **cechami**, **zmiennymi** lub **atrybutami**.

- Próbę

$$\mathcal{L}_n = \{(\mathbf{X}_1, Y_1), (\mathbf{X}_2, Y_2), \dots, (\mathbf{X}_n, Y_n)\}$$

nazywać będziemy **próbą uczącą**.

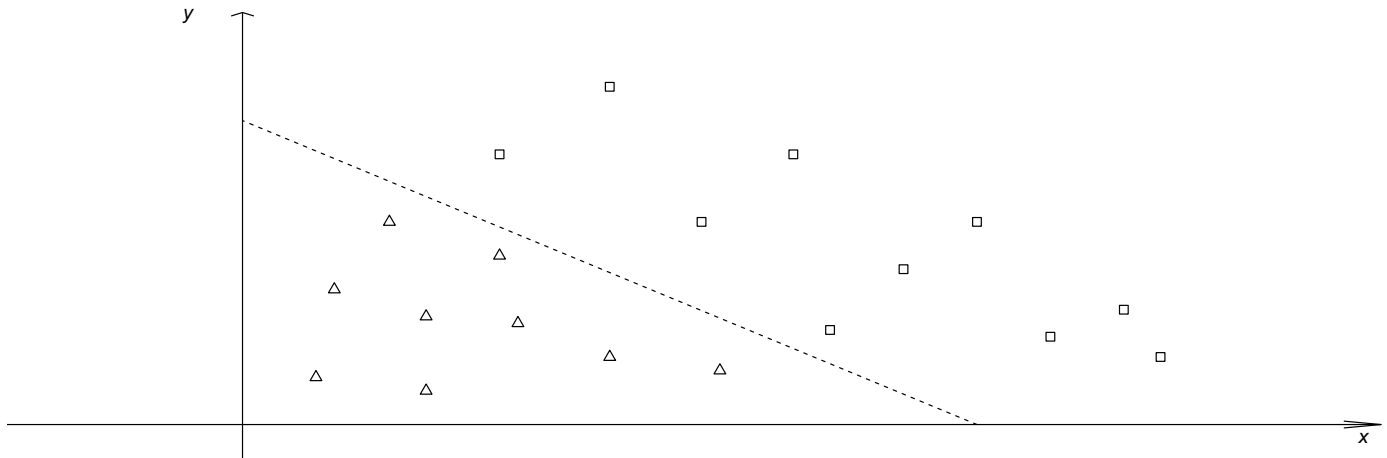
- Interesuje nas problem predykcji etykiety Y na podstawie wektora cech \mathbf{X} .
- Problem ten nazywany jest **klasyfikacją, dyskryminacją, uczeniem się pod nadzorem** lub **rozpoznawaniem wzorców**.
- Reguła klasyfikacyjna, zwana krótko **klasyfikatorem**, jest funkcją

$$d: \mathcal{X} \rightarrow \mathcal{Y}.$$

- Gdy obserwujemy nowy wektor \mathbf{X} , to prognozą etykiety Y jest $d(\mathbf{X})$.
- Na poniższym rysunku pokazanych jest 20 punktów. Wektor cech $\mathbf{X} = (X_1, X_2)'$ jest dwuwymiarowy a etykieta $Y \in \mathcal{Y} = \{1, 0\}$.
- Wartości cechy \mathbf{X} dla $Y = 0$ reprezentowane są przez trójkąty, a dla $Y = 1$ przez kwadraty.
- Linia przerywana reprezentuje liniową regułę klasyfikacyjną postaci

$$d(\mathbf{x}) = \begin{cases} 1, & \text{jeżeli } a + b_1x_1 + b_2x_2 > 0, \\ 0, & \text{poza tym.} \end{cases}$$

- Każdy punkt leżący poniżej tej linii klasyfikowany jest do grupy o etykiecie 0 oraz każdy punkt leżący powyżej tej linii klasyfikowany jest do grupy o etykiecie 1.



10.1 Błąd klasyfikacji

- Naszym celem jest znalezienie takiego klasyfikatora $d: \mathcal{X} \rightarrow \mathcal{Y}$, który daje dokładną predykcję.
- Miarą jakości klasyfikatora jest jego **rzeczywisty poziom błędu** równy

$$e(d) = P(d(\mathbf{X}) \neq Y).$$

10.2 Klasyfikator bayesowski

- Załóżmy, że $Y \in \mathcal{Y} = \{1, 2, \dots, K\}$.
- Prawdopodobieństwa

$$\pi_1 = P(Y = 1), \pi_2 = P(Y = 2), \dots, \pi_K = P(Y = K)$$

nazywamy prawdopodobieństwami **a priori** (przed doświadczeniem).

- Prawdopodobieństwa

$$p_1(\mathbf{x}) = P(Y = 1 | \mathbf{X} = \mathbf{x}),$$

$$p_2(\mathbf{x}) = P(Y = 2 | \mathbf{X} = \mathbf{x}),$$

...

$$p_K(\mathbf{x}) = P(Y = K | \mathbf{X} = \mathbf{x})$$

nazywamy prawdopodobieństwami **a posteriori** (po doświadczeniu).

- Ze wzoru Bayesa mamy

$$p_k(\mathbf{x}) = \frac{\pi_k f_k(\mathbf{x})}{\sum_{i=1}^K \pi_i f_i(\mathbf{x})}, \quad k = 1, 2, \dots, K,$$

gdzie $f_k(\mathbf{x})$ oznacza gęstość rozkładu wektora \mathbf{X} w k -tej klasie.

Definicja. Klasyfikator postaci

$$d_B(\mathbf{x}) = \arg \max_k p_k(\mathbf{x}) = \arg \max_k \pi_k f_k(\mathbf{x})$$

nazywamy **klasyfikatorem bayesowskim**, gdzie $\arg \max_k$ oznacza tę wartość k , która maksymalizuje dane wyrażenie.

Twierdzenie. Klasyfikator bayesowski d_B jest optymalny, tj. jeżeli d jest jakimkolwiek innym klasyfikatorem, to $e(d_B) \leq e(d)$, gdzie $e(d)$ jest rzeczywistym poziomem błędu klasyfikatora d .

Klasyfikatory gaussowskie

- Najprostszym podejściem do zagadnienia klasyfikacji jest przyjęcie modelu parametrycznego dla gęstości oraz wykorzystanie jej estymatora, tj. przyjęcie założenia, że znana jest postać gęstości z wyjątkiem tkwiących w niej parametrów.
- Załóżmy, że $f_k(\mathbf{x})$ są gęstościami p -wymiarowego rozkładu normalnego, $k = 1, 2, \dots, K$. Dokładniej $\mathbf{X} | Y = k \sim N_p(\boldsymbol{\mu}_k, \boldsymbol{\Sigma}_k)$.
- Mówimy, że wektor losowy $\mathbf{X} = (X_1, X_2, \dots, X_p)'$ ma p -wymiarowy rozkład normalny $N_p(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma})$ z parametrami $\boldsymbol{\mu} = (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_p)'$ i $\boldsymbol{\Sigma} = (\sigma_{ij})_{i,j=1}^p > 0$, jeżeli jego gęstość jest postaci

$$f(\mathbf{x}) = (2\pi)^{-\frac{p}{2}} |\boldsymbol{\Sigma}|^{-\frac{1}{2}} \exp \left[-\frac{1}{2} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})' \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}) \right].$$

Twierdzenie. Załóżmy, że $Y \in \{1, 2, \dots, K\}$. Jeżeli $f_k(\mathbf{x})$ jest gęstością p -wymiarowego rozkładu normalnego (gaussowskiego) $N_p(\boldsymbol{\mu}_k, \boldsymbol{\Sigma}_k)$, to klasyfikator bayesowski ma postać

$$d_B(\mathbf{x}) = \arg \max_k \delta_k(\mathbf{x}),$$

gdzie

$$\delta_k(\mathbf{x}) = -\frac{1}{2} \ln |\boldsymbol{\Sigma}_k| - \frac{1}{2} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_k)' \boldsymbol{\Sigma}_k^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_k) + \ln \pi_k.$$

Procedura klasyfikacji oparta na tej funkcji nosi nazwę **kwadratowej analizy dyskryminacyjnej (QDA)**. Jeżeli ponadto wszystkie macierze kowariancji są sobie równe i równe macierzy $\boldsymbol{\Sigma}$, to

$$\delta_k(\mathbf{x}) = \mathbf{x}' \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \boldsymbol{\mu}_k - \frac{1}{2} \boldsymbol{\mu}_k' \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \boldsymbol{\mu}_k + \ln \pi_k.$$

Procedura klasyfikacji oparta na tej funkcji nosi nazwę **liniowej analizy dyskryminacyjnej (LDA)**.

- Występujące w powyższych wzorach parametry nie są zazwyczaj znane i w praktyce należy zastąpić je ich estymatorami z próby uczącej.

- Jeżeli próba ucząca zawiera n_i obserwacji z i -tej grupy, $n_1 + n_2 + \dots + n_K = n$ oraz \mathbf{X}_{ij} jest j -tą obserwacją z i -tej grupy, to estymatory nieznanymi parametrów są równe:

$$\hat{\pi}_k = \frac{n_k}{n},$$

$$\hat{\boldsymbol{\mu}}_k = \bar{\mathbf{X}}_k = \frac{1}{n_k} \sum_{j=1}^{n_k} \mathbf{X}_{kj},$$

$$\hat{\boldsymbol{\Sigma}}_k = \mathbf{S}_k = \frac{1}{n_k - 1} \sum_{j=1}^{n_k} (\mathbf{X}_{kj} - \bar{\mathbf{X}}_k)(\mathbf{X}_{kj} - \bar{\mathbf{X}}_k)',$$

$$\hat{\boldsymbol{\Sigma}} = \mathbf{S} = \frac{1}{n - K} \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^{n_k} (\mathbf{X}_{kj} - \bar{\mathbf{X}}_k)(\mathbf{X}_{kj} - \bar{\mathbf{X}}_k)'.$$

10.3 Estymacja błędu klasyfikacji

- Jakość klasyfikatora \hat{d} mierzona jest za pomocą warunkowego prawdopodobieństwa błędu

$$e(\hat{d}) = P(\hat{d}(\mathbf{X}) \neq Y | \mathcal{L}_n),$$

gdzie para losowa (\mathbf{X}, Y) jest niezależna od próby uczącej \mathcal{L}_n .

- Wielkość $e(\hat{d})$ nazywamy **aktualnym poziomem błędu** klasyfikatora.
- Chcemy znaleźć taki klasyfikator \hat{d} , dla którego $e(\hat{d})$ jest bliskie $e(d_B)$. Jednakże $e(\hat{d})$ jest zmienną losową, ponieważ zależy od losowej próby uczącej \mathcal{L}_n .
- Niech $\hat{d}(\mathbf{x}) = \hat{d}(\mathbf{x}; \mathcal{L}_n)$ oznacza klasyfikator skonstruowany przy pomocy próby uczącej \mathcal{L}_n . Ponadto, niech $\hat{e} \equiv \hat{e}(\hat{d})$ oznacza ocenę aktualnego poziomu błędu klasyfikatora \hat{d} .
- Ocenę \hat{e} nazywać będziemy **błędem klasyfikacji**.
- W sytuacjach, kiedy na populację nie narzuca się żadnej konkretnej rodziny rozkładów, jedyną drogą oceny prawdopodobieństwa $e(\hat{d})$ jest użycie metod estymacji nieparametrycznej.
- W najlepszej sytuacji jesteśmy wtedy, gdy dysponujemy m -elementową **próbą testową** (ang. *test sample*) \mathcal{T}_m niezależną od próby uczącej \mathcal{L}_n . Niech zatem

$$\mathcal{T}_m = \{(\mathbf{X}_1^t, Y_1^t), (\mathbf{X}_2^t, Y_2^t), \dots, (\mathbf{X}_m^t, Y_m^t)\}.$$

Wtedy za estymator aktualnego poziomu błędu klasyfikatora \hat{d} przyjmujemy:

$$\hat{e}_{\mathcal{T}} = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m I(\hat{d}(\mathbf{X}_j^t; \mathcal{L}_n) \neq Y_j^t).$$

- W przypadku, gdy nie dysponujemy niezależną próbą testową, do estymacji używamy jedynie próby uczącej.
- Naturalną oceną aktualnego poziomu błędu jest wtedy wartość **estymatora ponownego podstawiania (resubstytucji)** (ang. *resubstitution error*)

$$\hat{e}_R = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n I(\hat{d}(\mathbf{X}_j; \mathcal{L}_n) \neq Y_j).$$

- Wartość tego estymatora uzyskuje się poprzez klasyfikację regułą \hat{d} tych samych obserwacji, które służyły do jej konstrukcji. Oznacza to, iż próba ucząca jest zarazem próbą testową.

- Estymator ten jest więc obciążonym estymatorem wielkości $e(\hat{d})$ i zaniża jej rzeczywistą wartość. Uwidacznia się to szczególnie w przypadku złożonych klasyfikatorów opartych na relatywnie małych próbach uczących.
- Redukcję obciążenia można uzyskać stosując poniższe metody estymacji.
- Jednym ze sposobów redukcji obciążenia estymatora \hat{e}_R jest tzw. metoda podziału próby na dwa podzbiory: próbę uczącą i próbę testową. Wówczas klasyfikator konstruuje się za pomocą pierwszego z nich, drugi natomiast służy do konstrukcji estymatora.
- Wykorzystanie tylko części informacji w celu uzyskania reguły klasyfikacyjnej prowadzi jednak często do zawyżenia wartości estymatora błędu. Rozwiązaniem tego problemu jest **metoda sprawdzania krzyżowego** (ang. *cross validation*, *leave-one-out*).

- Oznaczmy przez $\mathcal{L}_n^{(-j)}$ próbę uczącą \mathcal{L}_n , z której usunięto obserwację $\mathbf{Z}_j = (\mathbf{X}_j, Y_j)$. Klasyfikator konstruuje się wykorzystując próbę $\mathcal{L}_n^{(-j)}$, a następnie testuje się go na pojedynczej obserwacji \mathbf{Z}_j . Czynność tę powtarza się n razy, dla każdej obserwacji \mathbf{Z}_j z osobna. Odpowiedni estymator ma postać:

$$\hat{e}_{CV} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n I(\hat{d}(\mathbf{X}_j; \mathcal{L}_n^{(-j)}) \neq Y_j).$$

- Procedura ta w każdym z n etapów jest w rzeczywistości metodą podziału próby dla przypadku jednoelementowego zbioru testowego. Każda obserwacja próby jest użyta do konstrukcji klasyfikatora \hat{d} . Każda z nich jest też (dokładnie jeden raz) elementem testowym.
- Estymator ten, choć granicznie nieobciążony, ma większą wariancję. Ponadto wymaga on konstrukcji n klasyfikatorów, co dla dużych n oznacza znaczący wzrost obliczeń.
- Rozwiązaniem pośrednim jest **metoda rotacyjna**, zwana często **v-krokową metodą sprawdzania krzyżowego** (ang. *v-fold cross validation*). Polega ona na losowym podziale próby na v podzbiorów, przy czym $v-1$ z nich tworzy próbę uczącą, natomiast pozostały - próbę testową. Procedurę tę powtarza się v razy, dla każdego podzbioru rozpatrywanego kolejno jako zbiór testowy.

- Odpowiedni estymator jest postaci:

$$\hat{e}_{vCV} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^v \sum_{j=1}^n I(\mathbf{Z}_j \in \tilde{\mathcal{L}}_n^{(i)}) I(\hat{d}(\mathbf{X}_j; \tilde{\mathcal{L}}_n^{(-i)}) \neq Y_j),$$

gdzie $\tilde{\mathcal{L}}_n^{(1)}, \tilde{\mathcal{L}}_n^{(2)}, \dots, \tilde{\mathcal{L}}_n^{(v)}$ jest losowym v -podziałem próby \mathcal{L}_n na równoliczne podzbiory, a $\tilde{\mathcal{L}}_n^{(-i)} = \mathcal{L}_n \setminus \tilde{\mathcal{L}}_n^{(i)}$, $i = 1, 2, \dots, v$.

- Metoda ta daje mniejsze obciążenie błędu niż metoda podziału próby i wymaga mniejszej liczby obliczeń w porównaniu ze sprawdzaniem krzyżowym (jeśli tylko $v < n$).
- W zagadnieniu estymacji aktualnego poziomu błędu zalecane jest obranie wartości $v = 10$.
- Metoda sprawdzania krzyżowego jest powszechnie wykorzystywana w zagadnieniu wyboru modelu. Z rodziny klasyfikatorów opisanej parametrycznie wybieramy wtedy klasyfikator, dla którego błąd klasyfikacji ma wartość najmniejszą.
- **Próba bootstrapową** nazywamy próbę n -elementową pobraną z n -elementowej próby uczącej w procesie n -krotnego losowania pojedynczych obserwacji ze zwracaniem.
 - Niech $\mathcal{L}_n^{*1}, \mathcal{L}_n^{*2}, \dots, \mathcal{L}_n^{*B}$ będzie ciągiem kolejno pobranych B prób bootstrapowych.
 - **Bootstrapowa ocena aktualnego poziomu błędu** (ang. *bootstrap error*) ma postać

$$\hat{e}_B = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \frac{\sum_{j=1}^n I(\mathbf{Z}_j \notin \mathcal{L}_n^{*b}) I(\hat{d}(\mathbf{X}_j; \mathcal{L}_n^{*b}) \neq Y_j)}{\sum_{j=1}^n I(\mathbf{Z}_j \notin \mathcal{L}_n^{*b})}.$$

- Widać, że powyższa ocena aktualnego poziomu błędu jest uzyskana metodą sprawdzania krzyżowego zastosowaną do prób bootstrapowych.

10.4 Przykład 10

Przykład. Zbiór danych `iris` zawiera informacje na temat czterech cech trzech gatunków irysa.

```
head(iris)
```

```
##   Sepal.Length Sepal.Width Petal.Length Petal.Width Species
## 1         5.1         3.5         1.4         0.2   setosa
## 2         4.9         3.0         1.4         0.2   setosa
## 3         4.7         3.2         1.3         0.2   setosa
## 4         4.6         3.1         1.5         0.2   setosa
## 5         5.0         3.6         1.4         0.2   setosa
## 6         5.4         3.9         1.7         0.4   setosa
```

```
dim(iris)
```

```
## [1] 150   5
```

```
table(iris$Species)
```

```
##
##      setosa versicolor  virginica
##         50         50         50
```

Na przykładzie tego zbioru danych przedstawimy liniową analizę dyskryminacyjną (LDA).

- model liniowej analizy dyskryminacyjnej w R

```
library(MASS)
```

```
(model_lda <- lda(Species ~ ., data = iris))
```

```
## Call:
## lda(Species ~ ., data = iris)
##
## Prior probabilities of groups:
##      setosa versicolor  virginica
## 0.3333333 0.3333333 0.3333333
##
## Group means:
##           Sepal.Length Sepal.Width Petal.Length Petal.Width
## setosa           5.006         3.428         1.462         0.246
## versicolor       5.936         2.770         4.260         1.326
## virginica        6.588         2.974         5.552         2.026
##
## Coefficients of linear discriminants:
##           LD1          LD2
## Sepal.Length 0.8293776 -0.02410215
## Sepal.Width  1.5344731 -2.16452123
## Petal.Length -2.2012117  0.93192121
## Petal.Width  -2.8104603 -2.83918785
##
## Proportion of trace:
##      LD1      LD2
```

```
## 0.9912 0.0088
```

```
# lub
```

```
# model_lda <- lda(iris[, 1:4], grouping = iris$Species)
```

- tablica kontyngencji

```
head(stats::predict(model_lda)$posterior)
```

```
##   setosa   versicolor   virginica
## 1      1 3.896358e-22 2.611168e-42
## 2      1 7.217970e-18 5.042143e-37
## 3      1 1.463849e-19 4.675932e-39
## 4      1 1.268536e-16 3.566610e-35
## 5      1 1.637387e-22 1.082605e-42
## 6      1 3.883282e-21 4.566540e-40
```

```
head(stats::predict(model_lda)$class)
```

```
## [1] setosa setosa setosa setosa setosa setosa
```

```
## Levels: setosa versicolor virginica
```

```
(conf_matrix <- table(stats::predict(model_lda)$class, iris$Species))
```

```
##
##           setosa versicolor virginica
## setosa      50          0          0
## versicolor   0         48          1
## virginica    0          2         49
```

- błąd klasyfikacji metodą ponownego podstawiania

```
(1 - sum(diag(conf_matrix)) / nrow(iris))
```

```
## [1] 0.02
```

- błąd klasyfikacji metodą sprawdzania krzyżowego z $v = 1$ (1-CV, LOO, ang. *leave one out*)

```
pred_loo <- numeric(nrow(iris))
```

```
for (i in 1:nrow(iris)) {
  model_lda_i <- lda(Species ~ ., data = iris[-i, ])
  pred_loo[i] <- stats::predict(model_lda_i, iris[i, ])$class
}
```

```
table(iris$Species, pred_loo)
```

```
##           pred_loo
##           1  2  3
## setosa     50  0  0
## versicolor  0 48  2
## virginica   0  1 49
```

```
(1 - sum(diag(table(iris$Species, pred_loo)))) / nrow(iris))
```

```
## [1] 0.02
```

- predykcja

```
new_data <- data.frame(Sepal.Length = 5.1,
                       Sepal.Width = 3.5,
```

```

        Petal.Length = 1.3,
        Petal.Width = 0.3)
stats::predict(model_lda, new_data)

## $class
## [1] setosa
## Levels: setosa versicolor virginica
##
## $posterior
##   setosa   versicolor   virginica
## 1      1 4.850575e-22 6.605032e-42
##
## $x
##      LD1      LD2
## 1 8.000875 -0.6775315

```

10.5 Zadania 10

Zadanie 1. Kontynuujemy przykład dotyczący zbioru danych `iris`.

1. Wyznacz błąd klasyfikacji liniowej analizy dyskryminacyjnej metodą sprawdzania krzyżowego z $v = 10$ (10-CV).

```
## [1] 0.02
```

2. Błąd klasyfikacji można oszacować również następującą metodą bootstrapową.

- Przyjmijmy, że zbiór danych ma n obserwacji.
- Krok 1. Losujemy ze zwracaniem n obserwacji ze zbioru danych tworzących próbę bootstrapową.
- Krok 2. Konstruujemy klasyfikator na bazie próby bootstrapowej.
- Krok 3. Liczymy błąd klasyfikatora wyznaczonego w kroku 2 dla obserwacji, które nie znalazły się w próbie bootstrapowej.
- Krok 4. Powtarzamy kroki 1-3 n_boot razy, otrzymując błędy b_1, \dots, b_{n_boot} .
- Krok 5. Obliczamy błąd klasyfikacji metodą bootstrapową według wzoru

$$\frac{1}{n_boot} \sum_{i=1}^{n_boot} b_i.$$

Wyznacz błąd klasyfikacji liniowej analizy dyskryminacyjnej metodą bootstrapową. Przyjmij `n_boot = 100`.

```
## [1] 0.0259815
```

Zadanie 2. W pliku `wina.txt` zawarto informację o trzynastu cechach różnych gatunków win. Co więcej obserwacje podzielone są na trzy grupy.

```

##      V1    V2    V3    V4    V5    V6    V7    V8    V9    V10   V11   V12   V13 V14
## 1 14.23  1.71  2.43 15.6 127  2.80  3.06  0.28  2.29  5.64  1.04  3.92 1065   1
## 2 13.20  1.78  2.14 11.2 100  2.65  2.76  0.26  1.28  4.38  1.05  3.40 1050   1
## 3 13.16  2.36  2.67 18.6 101  2.80  3.24  0.30  2.81  5.68  1.03  3.17 1185   1
## 4 14.37  1.95  2.50 16.8 113  3.85  3.49  0.24  2.18  7.80  0.86  3.45 1480   1
## 5 13.24  2.59  2.87 21.0 118  2.80  2.69  0.39  1.82  4.32  1.04  2.93  735   1
## 6 14.20  1.76  2.45 15.2 112  3.27  3.39  0.34  1.97  6.75  1.05  2.85 1450   1
## ...

```

1. Jaki jest wymiar tych danych? Jakie są etykiety klas i ich liczebności?


```
## [1] 178 14
```

```
##
```

```
## 1 2 3
```

```
## 59 71 48
```

2. Wykonaj liniową analizę dyskryminacyjną bazując na trzech pierwszych zmiennych w tym zbiorze danych.

```
##          1          2          3
## 0.3314607 0.3988764 0.2696629
```

```
##          V1          V2          V3
## 1 13.74475 2.010678 2.455593
## 2 12.27873 1.932676 2.244789
## 3 13.15375 3.333750 2.437083
```

```
##          LD1          LD2
## V1 -1.8725417 -0.2943580
## V2 -0.0862327  1.0473192
## V3 -1.4493443  0.1419408
```

3. Wyznacz oceny prawdopodobieństw a posteriori i przewidywaną przynależność do klas obserwacji oraz tablicę kontyngencji otrzymanego klasyfikatora.

```
##          1          2          3
## 1 0.9705550 0.0006735689 0.02877140
## 2 0.3933512 0.3924750849 0.21417373
## 3 0.5316537 0.0682685490 0.40007778
## 4 0.9723331 0.0002235964 0.02744332
## 5 0.5798070 0.0197639349 0.40042907
## 6 0.9668517 0.0007345077 0.03241381
```

```
## [1] 1 1 1 1 1 1
```

```
## Levels: 1 2 3
```

```
##
```

```
##          1  2  3
## 1 51  5  7
## 2  4 62  8
## 3  4  4 33
```

4. Wyznacz błąd klasyfikacji metodą ponownego podstawiania.

```
## [1] 0.1797753
```

5. Wyznacz błąd klasyfikacji metodą sprawdzania krzyżowego z $v = 1$.

```
##      pred_loo
##      1  2  3
## 1 49  5  5
## 2  5 61  5
## 3 10  8 30
```

```
## [1] 0.2134831
```

6. Wyznacz błąd klasyfikacji metodą sprawdzania krzyżowego z $v = 10$.

```
## [1] 0.2078652
```

7. Wyznacz błąd klasyfikacji metodą bootstrapową. Przyjmij `n_boot = 100`.

```
## [1] 0.2111531
```

8. Do których klas i z jakimi prawdopodobieństwami a posteriori należy zaklasyfikować poniższe nowe obserwacje?

V1	V2	V3
13.64	3.10	2.56
13.94	1.73	2.27
13.08	3.90	2.36
12.29	3.17	2.21

```
## $class
```

```
## [1] 1 1 3 2
```

```
## Levels: 1 2 3
```

```
##
```

```
## $posterior
```

```
##           1           2           3
```

```
## 1 0.531302523 0.007133455 0.46156402
```

```
## 2 0.924346812 0.007006399 0.06864679
```

```
## 3 0.061216479 0.054434582 0.88434894
```

```
## 4 0.005015639 0.810915785 0.18406858
```

```
##
```

```
## $x
```

```
##           LD1           LD2
```

```
## 1 -1.5435449  0.6390430
```

```
## 2 -1.5668588 -0.9252545
```

```
## 3 -0.2740389  1.6133507
```

```
## 4  1.4856206  1.0600594
```