

# Lista\_3

## Analiza przeżycia

Olga Foriasz

2025-10-15

## LISTA 4

### Zadanie 1 - Funkcja ilorazu wiarygodności

Zadanie zaczynamy od wygenerowania danych cenzurowanych I-go typu, które są realizacjami zmiennych losowych z rozkładu wykładniczego.

```
generowanie_1 <- function(n,lambda){  
  x <- rexp(n,lambda)  
  x <- sort(x)  
  t0 <- mean(x)  
  delta <- numeric(n)  
  delta[x<=t0]=1  
  x[x>t0]=t0  
  dane <- data.frame(x,delta)  
  names(dane)<-c("czas","dane")  
  return(dane)  
}  
  
##generowanie_1(10,1/2)
```

Następnie piszemy funkcję wyliczającą funkcję wiarygodności:

```
L <- function(x, t0, r, theta) {  
  n <- length(x$czas)  
  return (factorial(n) / factorial(n - r) * theta^r *  
          exp(-theta * (sum(x$czas[1:r]) + t0 * (n - r))))  
}
```

Korzystając z wcześniejszych funkcji deklarujemy następną, w której wartością zwracaną będzie wartość poziomu krytycznego w teście ilorazu wiarygodności do testowania hipotez dwustronnych (type="two.sided"), jednostronnych prawostronnie (type="greater"), jednostronnych lewostronnie (type="less"):

```
IW <- function(x,t0,r,theta0,type){  
  n <- length(x$czas)  
  T1 <- sum(x$czas[1:r])+t0*(n-r)
```

```

t <- r/T1
mianownik <- L(x,t0, r, t)
if(type=="two.sided"){
  licznik = L(x,t0, r, theta0)
}
if(type=="greater"){
  if(mianownik <= theta0){
    licznik=mianownik
  }else{licznik=L(x,t0, r, theta0)}
}
if(type=="less"){
  if(mianownik>theta0){
    licznik=mianownik
  }else{licznik=L(x,t0, r, theta0)}
}
lambda = licznik/mianownik
G=-2*log(lambda)
return(1-pchisq(G,1))
}

```

## Zadanie 2

W tym zadaniu przeprowadzono symulacje mające na celu oszacowanie mocy testu ilorazu wiarygodności oraz jego rozmiaru dla wybranych wartości parametrów.

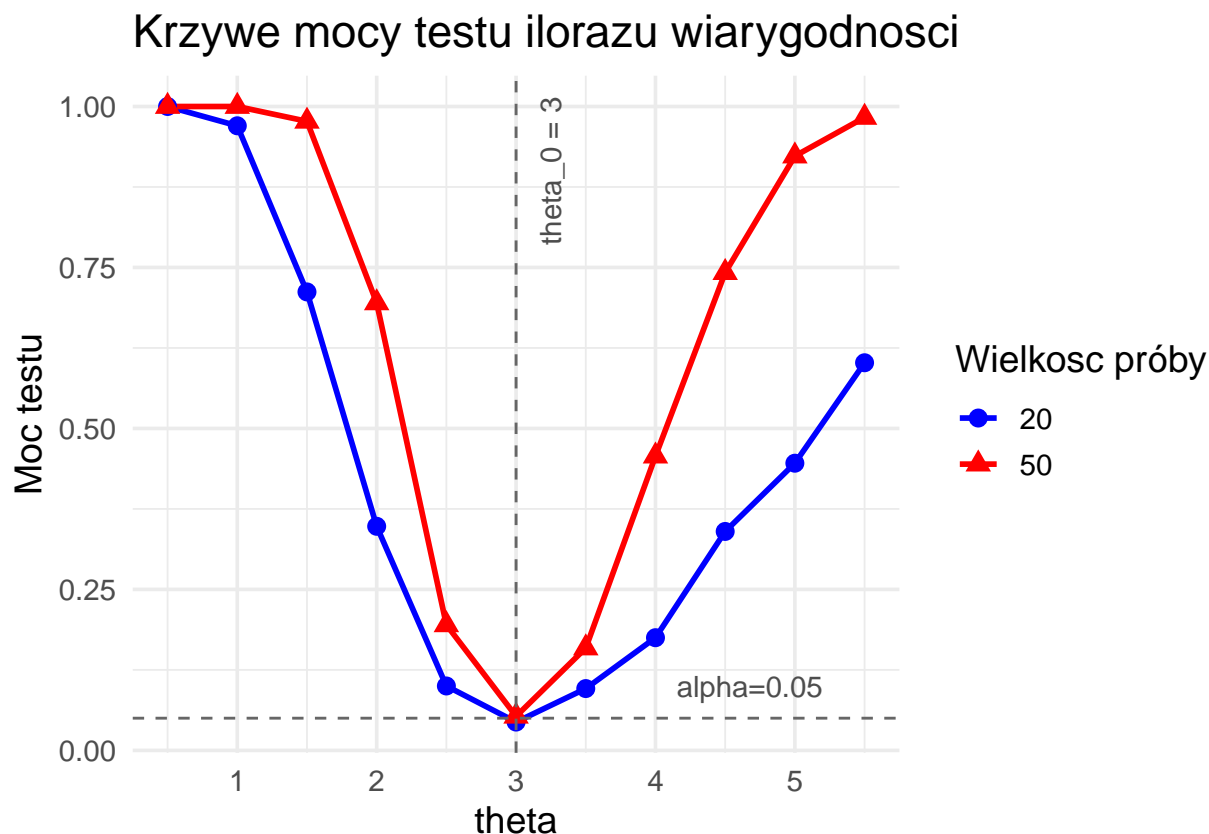
Założono, że badane dane pochodzą z rozkładu wykładniczego, a cenzurowanie jest typu I przy ustalonym czasie  $t_0 = 0.5$ . Hipoteza zerowa dotyczyła wartości parametru  $\theta_0 = 3$ , natomiast alternatywy — dziesięć różnych wartości parametru  $\theta$ : 0.5, 1, 1.5, 2, 2.5, 3, 3.5, 4, 4.5, 5. Dla każdej z tych wartości przeprowadzono  $M = 1000$  replikacji testu.

Symulacje wykonano dla dwóch liczebności prób:  $n = 20$  oraz  $n = 50$ .

Na podstawie otrzymanych wartości p-value wyznaczono estymator mocy testu oraz rozmiaru testu.

Na wykresie poniżej przedstawiono krzywe mocy testu dla obu wielkości prób.

Dodatkowo zaznaczono: - przerywaną linię poziomą odpowiadającą poziomowi istotności  $\alpha = 0.05$ ,  
- przerywaną linię pionową dla  $\theta_0 = 3$



Można zaobserwować, że wraz z oddalaniem się od naszego  $\theta_0$  moc testu rośnie, a dla  $\theta = \theta_0$  empiryczny rozmiar testu jest zbliżony do nominalnego poziomu  $\alpha$  i wynosi dla  $n = 20$ : 0.039 oraz dla  $n = 50$ : 0.048. Dodatkowo możemy zauważyć, że wraz ze wzrostem liczebności próby moc testu również rośnie.

### Zadanie 3

Zakładamy, że  $\alpha=0.05$ . Korzystając z wcześniej napisanej funkcji IW, liczymy p-value dla danych pochodzących z listy 2. z zadania 3. Weryfikujemy hipotezę, że średni czas do remisji w grupie A i B wynosi 1.

```
p1 <- round(IW(dane_A,1,10,1,"two.sided"),2)
p2 <- round(IW(dane_B,1,10,1,"two.sided"),2)
```

Otrzymaliśmy wyniki  $p=0.24$  dla grupy A oraz  $p=0.32$  dla grupy B. Przy założeniu ustalonej  $\alpha$   $p>0.05$  dla obu przypadków. Zatem nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy ani w grupie A, ani w grupie B.