# Testy statystyczne w R. Testy *t*-Studenta

#### Agnieszka Goroncy



#### Testy statystyczne

Informacje dotyczące testów statystycznych można znaleźć w plikach:

Testy statystyczne - podstawowe informacje

Testy statystyczne - teoria rozszerzona

#### *p*-wartość

Testy statystyczne przeprowadzone w środowisku R nie dadzą jednoznacznej odpowiedzi na to, czy hipotezę zerową należy przyjąć, czy też odrzucić. W zamian otrzymujemy coś bardziej użytecznego - tzw. p-wartość (p-value).

Czym jest p-wartość? Jest to **graniczny poziom istotności** - najmniejszy, przy którym zaobserwowana wartość statystyki testowej prowadzi do odrzucenia hipotezy zerowej. Jest to wiec taki poziom istotności, przy którym zmienia się decyzja testu (zwiększając poziom istotności testu  $\alpha$  od zera: najpierw dla najmniejszych poziomów istotności nie mamy podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, a później, po przekroczeniu p-wartości, zaczynamy odrzucać hipotezę zerową).

p-wartość pozwala bezpośrednio ocenić wiarygodność hipotezy: im p-wartość jest większa, tym bardziej hipoteza zerowa jest prawdziwa. Mała p-wartość świadczy przeciwko hipotezie zerowej.

#### p-wartość: podsumowanie

Znajomość p-wartości pozwala przeprowadzić testowanie dla dowolnego ustalonego poziomu istotności testu  $\alpha \in (0,1)$ :

- odrzucamy hipotezę zerową, gdy p-wartość  $\leqslant \alpha$ ,
- nie mamy podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, gdy p-wartość > α.

## Kiedy p-wartość uznamy za "małą", a kiedy za "dużą"?

Zarówno poziom istotności testu  $\alpha$ , jak i p-wartość, są liczbami z przedziału (0,1).

Poziom istotności, czyli maksymalne dopuszczalne prawdopodobieństwo popełnienia błędu I rodzaju (odrzucenia hipotezy zerowej, gdy jest ona prawdziwa), z reguły przyjmuje się bardzo mały, np. 0,05 (standardowo), 0,01.

**Uwaga:** Jeśli w zadaniu poziom istotności testu  $\alpha$  nie jest zadany, to bierzemy poziom standardowy, czyli  $\alpha=0.05$ .

#### Testy t-Studenta

Testy t-Studenta to parametryczne testy dla jednej lub dwóch prób, polegające na testowaniu hipotezy dotyczącej wartości oczekiwanej (nazywane też testami istotności). **Założenia stosowania:** pomiary podlegają rozkładowi normalnemu bądź rozmiar próbki jest duży (z reguły wystarczy n > 30).

Funkcja **t.test()** pozwala przeprowadzić test *t*-Studenta.

Pierwszym argumentem funkcji jest wektor z danymi. Kolejne ważne (opcjonalne) argumenty są następujące:

- y drugi wektor z danymi,
- alternative: two.sided / less / greater określa hipotezę alternatywną (domyślnie: dwustronna),
- mu liczba określająca hipotetyczną wartość oczekiwaną rozkładu (bądź różnicę wartości oczekiwanych w przypadku dwóch prób), domyślnie równa 0,
- paired wektor logiczny określający, czy test ma być przeprowadzony dla danych powiązanych (zależnych), domyślnie FALSE. Jeżeli paired=TRUE, wówczas wektory z danymi muszą być równej długości.

**Uwaga:** W przypadku, gdy nie są spełnione założenia testu, alternatywą dla testu *t*-Studenta jest test Wilcoxona.

#### Test *t*-Studenta: jedna próba

**Przykład 1.** Według normy technicznej wykonanie obróbki mechanicznej jednego pierścienia stalowego powinno zajmować szlifierzowi 22 minuty. Wylosowano 16 stanowisk roboczych, dla których czas obróbki wynosił odpowiednio: 23, 22, 24, 23, 26, 25, 26, 24, 23, 23, 27, 23, 22, 24, 25, 24 minuty. Zakładając, że czas obróbki ma rozkład normalny, zweryfikuj na poziomie istotności  $\alpha=0,05$  hipotezę  $H_0:\mu=22$  wobec hipotezy alternatywnej

- (a)  $H_1: \mu \neq 22$ ,
- (b)  $H_1: \mu < 22$ ,
- (c)  $H_1: \mu > 22$ .

Jeśli przeprowadzamy testowanie hipotez "ręcznie", czyli bez pomocy komputera, to zazwyczaj to robimy za pomocą tzw. obszaru krytycznego (patrz plik *Testy statystyczne - podstawowe informacje*). Przedstawimy najpierw tę metodę.

## Przykład 1. Obliczenia

Mamy:

$$n=16,$$
 $\bar{x}=\frac{1}{16}(23+\ldots+24)=24,$ 
 $s=\sqrt{\frac{1}{15}((23-24)^2+\ldots+(24-24)^2)}\simeq 1,46.$ 
 $\mu_0=22,$ 
 $\alpha=0.05.$ 

Hipoteza zerowa testu ma postać

$$H_0: \mu = 22.$$

Statystyka testowa wynosi

$$T_n = \sqrt{n} \frac{\bar{x} - \mu_0}{s} = \sqrt{16} \frac{24 - 22}{1,46} \simeq 5,48.$$



#### Przykład 1. Obliczenia, c.d.

(a) Hipoteza alternatywna  $H_1: \mu \neq 22$ Korzystając z *Tablice kwantyli rozkładu t-Studenta*, mamy:  $F_{t_{n-1}}^{-1}(1-\frac{\alpha}{2})=F_{t_{15}}^{-1}(0.975)=2.131$  (skoro n-1=15, to należy patrzeć 15-ty wiersz i kolumnę 0,975). Zatem obszar krytyczny ma postać

$$K = \left(-\infty, -F_{t_{n-1}}^{-1}(1-\frac{\alpha}{2})\right) \cup \left(F_{t_{n-1}}^{-1}(1-\frac{\alpha}{2}), +\infty\right)$$
  
=  $(-\infty, -2, 131) \cup (2, 131, \infty).$ 

**Decyzja**:  $T_n \in K$ , zatem **odrzucamy**  $H_0$ :  $\mu = 22$  **na rzecz**  $H_1$ :  $\mu \neq 22$ .

(b) Hipoteza alternatywna  $H_1: \mu < 22$  Z Tablice kwantyli rozkładu t-Studenta otrzymujemy:  $F_{t_{n-1}}^{-1}(1-\alpha) = F_{t_{15}}^{-1}(0.95) = 1.753$ . Zatem obszar krytyczny ma postać

#### Przykład 1. Obliczenia, c.d.

$$K = \left(-\infty, -F_{t_{n-1}}^{-1}(1-\alpha)\right) = (-\infty, -1,753).$$

Decyzja:  $T_n \notin K$ , zatem nie mamy podstaw do odrzucenia  $H_0$ :  $\mu = 22$ .

(c) Hipoteza alternatywna  $H_1: \mu > 22$  Mamy z Tablice kwantyli rozkładu t-Studenta:  $F_{t_{n-1}}^{-1}(1-\alpha) = F_{t_{15}}^{-1}(0.95) = 1.753$ . Zatem obszar krytyczny ma postać

$$K = (F_{t_{n-1}}^{-1}(1-\alpha), \infty) = (1,753, \infty).$$

**Decyzja:**  $T_n \in K$ , zatem **odrzucamy**  $H_0 : \mu = 22$  **na rzecz**  $H_1 : \mu > 22$ .

A teraz jak to robimy za pomocą programu R.

## Przykład 1.

Dla sprawdzenia wyniku ze str. 8 możemy obliczyć wartość statystyki testowej (nie jest to konieczne):

- > n=length(x)
- > T=sqrt(n)\*(mean(x)-22)/sd(x)

Jeśli hipoteza alternatywna  $H_1$  brzmi:  $\mu \neq 22$  (przypadek (a)):

> t.test(x, mu=22)

Skoro *p*-wartość=6.372e–05 < 0.05, odrzucamy  $H_0$  na rzecz  $H_1$ .

Jeśli hipoteza alternatywna  $H_1$  brzmi:  $\mu$  < 22 (przypadek (b)):

> t.test(x, mu=22, alternative="1")

Skoro p-wartość=1 > 0.05, nie mamy podstaw do odrzucenia hipotezy  $H_0$ .

Jeśli hipoteza alternatywna  $H_1$  brzmi:  $\mu > 22$  (przypadek (c)):

> t.test(x, mu=22, alternative="g")

Skoro p-wartość=3.186e-05 < 0.05, odrzucamy  $H_0$  na rzecz  $H_1$ .

#### Test *t*-Studenta: jedna próba

**Przykład 2** Wygenerujmy próbkę losową pochodzącą z rozkładu jednostajnego na przedziale (-1,1). Przetestujmy najpierw, czy możemy przyjąć, że wartość oczekiwana rozkładu, z którego pochodzi próbka, wynosi -2:

```
> x<-runif(40,-1,1)
> t.test(x, mu=-2)
```

Skoro p-wartość jest znacznie mniejsza od standardowej 0,05, odrzucamy hipotezę o średniej równej -2.

Sprawdźmy, czy test zachowa się prawidłowo przy wartości oczekiwanej równej 0 (mu=0 to wartość domyślna):

```
> t.test(x)
```

Zgodnie z oczekiwaniami, p-wartość jest większa od 0,05, co nie pozwala na odrzucenie hipotezy zerowej. Możemy zatem przyjąć, że wartość oczekiwana rozkładu, z którego pochodzą dane, wynosi 0.

**Uwaga**: Próbka nie pochodzi z rozkładu normalnego, ale ma liczebność większą od 30.

#### Test *t*-Studenta: dwie próby niezależne

**Przykład 3** Sprawdzamy równość wartości oczekiwanych rozkładów dwóch prób:

- > x1=c(50, 48, 39, 53, 51, 49, 50, 55, 47, 53)
- > x2=c(46, 54, 58, 49, 52, 51, 58, 46)

Skoro próbki mają różne rozmiary, na pewno są to próbki niezależne.

Standardowy test *t*-Studenta zakłada, że wariancje rozkładów obu próbek są zbliżone. Sprawdzimy więc najpierw, czy to ma miejsce. Stosujemy **test na równość wariancji**:

Test ten testuje hipotezę  $H_0$ : wariancje rozkładów próbek są takie same przeciw hipotezie  $H_1$ : wariancje rozkładów próbek są różne. Skoro p-wartość wynosi 0.8278>0.05, nie mamy podstaw do odrzucenia  $H_0$ .

## Test t-Studenta: dwie próby niezależne

Zatem wykonujemy test t-Studenta dla próbek o jednakowej wariancji:

> t.test(x1,x2,var.equal=TRUE)

Otrzymana p-wartość wynosi 0.3146 > 0.05, więc nie mamy podstaw sądzić, że wartości oczekiwane obydwu rozkładów są różne.

Gdyby się okazało, ze w teście na równość wariancji odrzucilibyśmy hipoteze zerowa, to wykonalibyśmy test t-Studenta dla dwóch prób za pomocą polecenia:

> t.test(x1,x2)

(czyli opcja var.equal=FALSE jest domyślna). W tym przypadku braku równości wariancji do wartości statystyki testowej wprowadza się specjalną korektę.

**Uwaga:** Przy małej liczebności prób w tym przykładzie niezbędne jest założenie o normalności rozkładów. 4日 → 4周 → 4 差 → 4 差 → 1 回 の 9 ○ ○

#### Test t-Studenta: dwie próby zależne

Przykład 4 Mamy dwa zestawy danych równej wielkości, które reprezentują wagi osób stosujących specyfik odchudzający przed i po kuracji. Chcemy sprawdzić, czy ów specyfik jest skuteczny:

$$>$$
 y2=c(64, 76, 100, 66, 77, 84, 64, 96, 110, 60)

Mamy dwie próbki jednakowego rozmiaru. Powiedziane jest, że pierwsza próbka reprezentuje wagi osób przed kuracją, a druga wagi tych samych osób po kuracji. Więc, są to próbki powiązane, czy innymi słowy zależne. Sprawdzamy, czy próbki mają w przybliżeniu takie same wariancje:

Skoro p-wartość wynosi 0.7857 > 0.05, nie mamy podstaw sądzić, że wariancje próbek są istotnie różne. Zatem wykonujemy test t-Studenta dla próbek zależnych o jednakowej wariancji. Specyfik jest skuteczny, gdy waga osób po kuracji się zmniejszyła 🗀 🗎 🔊 🤏 🗠

#### Test t-Studenta: dwie próby zależne

```
Więc,
> t.test(y1,y2,var.equal=TRUE,paired=TRUE,
+ alternative="g")
lub
> t.test(y2,y1,var.equal=TRUE,paired=TRUE,
+ alternative="1")
```

Skoro p-wartość wynosi 0.3124 > 0.05, nie mamy podstaw do odrzucenia  $H_0$ , czyli niestety stwierdzamy, że specyfik nie działa na tyle, aby średnia waga przed kuracją była większa niż średnia waga po kuracji.

**Uwaga:** Test *t*-Studenta dla dwóch prób zależnych jest tożsamy z testem t-Studenta dla jednej próby, będącej różnicą wartości z obu próbek.

**Uwaga:** Przy małej liczebności prób w tym przykładzie niezbędne jest założenie o normalności rozkładów. 

#### Odwoływanie się do wyników testu

Każdy test w R zwraca nam pewne informacje, do których możemy się odwoływać poprzez odpowiednią nazwę zmiennej.

#### Przykład:

- > wynik=t.test(x1,x2,var.equal=TRUE)
- > # sprawdzamy jakie informacje mamy dostępne:
- > wynik[]
- > wynikp.value
- > wynik\$alternative
- > wynik\$data.name

#### Literatura

- Jacek Koronacki, Jan Mielniczuk, **Statystyka dla studentów kierunków technicznych i przyrodniczych**, WNT, Warszawa, 2001
- Przemysław Biecek, **Przewodnik po pakiecie** R, Oficyna Wydawnicza GiS, Wrocław, 2011
- Joseph Adler, R in a Nutshell, O'Reilly Media, 2009