

### Wykład 6: Test t-Studenta

Niech  $X_1, X_2, \dots, X_n$  będzie próbą losową z rozkładu normalnego  $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$  o nieznannej wartości oczekiwanej  $EX_1 = \mu$  i nieznannej wariancji  $Var(X_1) = \sigma^2 > 0$ . Na poziomie istotności  $\alpha$  chcemy zweryfikować hipotezę  $H_0 : \mu = \mu_0$  przeciwko

(a)  $H_1 : \mu < \mu_0$ ,

(b)  $H_1 : \mu > \mu_0$ ,

(c)  $H_1 : \mu \neq \mu_0$ .

Wiemy, że średnia próbkowa  $\bar{X}$  jest dobrym estymatorem średniej populacyjnej  $\mu$  – w wykładzie 4 pokazaliśmy, że  $\bar{X}$  to estymator nieobciążony i mocno zgodny parametru  $\mu$ . Zatem rozsądnym jest wnioskowanie dotyczące średniej populacyjnej  $\mu$  oprzeć na średniej próbkowej  $\bar{X}$ . Za statystykę testową przyjmiemy więc pewną funkcję  $\bar{X}$ . Dokładniej będzie to następująca funkcja

$$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}}, \quad \text{gdzie} \quad S = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}. \quad (1)$$

Właśnie taka funkcja jest wygodna, bo można pokazać, że jeśli  $H_0$  jest prawdziwa, to powyżej zdefiniowane  $T$  jest zmienną losową o rozkładzie t-Studenta z  $(n-1)$ -stopniami swobody.

Rozważmy najpierw problem (a) czyli weryfikację  $H_0 : \mu = \mu_0$  przeciwko  $H_1 : \mu < \mu_0$ . Wtedy małe wartości  $\bar{X}$ , czyli równoważnie małe wartości  $T$ , będą przemawiać za odrzuceniem  $H_0$ . Stąd zbiór krytyczny będzie postaci

$$W = (-\infty, c],$$

gdzie  $c$  musimy dobrać tak by poziom istotności testu wynosił  $\alpha$ . Ponieważ  $H_0$  jest hipotezą prostą, to poziom istotności testu dany jest wzorem

$$P(\text{test odrzuci } H_0 | H_0) = P(T \in W | H_0) = P(T \leq c | H_0)$$

i potrzebujemy by

$$P(T \leq c | H_0) = \alpha. \quad (2)$$

Jak już zauważyliśmy, jeśli  $H_0$  jest prawdziwa, to  $T$  ma rozkład t-Studenta z  $(n-1)$ -stopniami swobody. Zatem na mocy (2)  $c$  to kwantyl rzędu  $\alpha$  rozkładu t-Studenta o  $(n-1)$ -stopniach swobody, który będziemy oznaczać  $t_{\alpha, n-1}$ . Ponieważ rozkład t-Studenta jest symetryczny, to  $t_{\alpha, n-1} = -t_{1-\alpha, n-1}$ . Reasumując szukany test to test o statystyce testowej  $T$  zdefiniowanej w (1) i o zbiorze krytycznym

$$W = (-\infty, -t_{1-\alpha, n-1}].$$

Teraz rozpatrzmy problem (b) czyli weryfikację  $H_0 : \mu = \mu_0$  przeciwko  $H_1 : \mu > \mu_0$ . W tym przypadku duże wartości  $\bar{X}$ , czyli równoważnie duże wartości  $T$ , będą przemawiać za odrzuceniem  $H_0$ . Stąd zbiór krytyczny będzie postaci

$$W = [d, +\infty),$$

gdzie  $d$  dobieramy tak by poziom istotności testu wynosił  $\alpha$ :

$$P(\text{test odrzuci } H_0 | H_0) = P(T \in W | H_0) = P(T \geq d | H_0) = \alpha.$$

Wtedy

$$P(T \leq d | H_0) = 1 - P(T > d | H_0) = 1 - P(T \geq d | H_0) = 1 - \alpha,$$

co oznacza, że  $d$  jest kwantylem rzędu  $1 - \alpha$  rozkładu t-Studenta o  $(n-1)$ -stopniach swobody:  $d = t_{1-\alpha, n-1}$  (znowu skorzystaliśmy z tego, że jeśli  $H_0$  jest prawdziwa, to  $T$  ma rozkład t-Studenta o  $(n-1)$ -stopniach swobody). Reasumując szukany test to test o statystyce testowej  $T$  zdefiniowanej w (1) i o zbiorze krytycznym

$$W = [t_{1-\alpha, n-1}, +\infty).$$

Pozostał nam problem (c) czyli weryfikacja  $H_0 : \mu = \mu_0$  przeciwko  $H_1 : \mu \neq \mu_0$ . W tym przypadku wartości  $\bar{X}$  odległe od  $\mu_0$ , czyli równoważnie wartości  $T$  odległe od 0, będą przemawiać za odrzuceniem  $H_0$ . Stąd zbiór krytyczny będzie postaci

$$W = (-\infty, b_1] \cup [b_2, +\infty),$$

gdzie  $b_1$  i  $b_2$  muszą być takie, aby poziom istotności testu wynosił  $\alpha$ :

$$\begin{aligned} P(\text{test odrzuci } H_0 | H_0) &= P(T \in W | H_0) = P(T \leq b_1 \text{ lub } T \geq b_2 | H_0) = \\ &= P(T \leq b_1 | H_0) + P(T \geq b_2 | H_0) = \alpha. \end{aligned}$$

Na ogół ujemne i dodatnie wartości  $T$  chcemy traktować tak samo i wtedy żądamy by

$$P(T \leq b_1 | H_0) = \alpha/2 \text{ and } P(T \geq b_2 | H_0) = \alpha/2.$$

Równoważnie potrzebujemy aby

$$P(T \leq b_1 | H_0) = \alpha/2 \text{ and } P(T \leq b_2 | H_0) = 1 - \alpha/2,$$

co oznacza, że  $b_1$  jest kwantylem rzędu  $\alpha/2$  zaś  $b_2$  – kwantylem rzędu  $1 - \alpha/2$  rozkładu t-Studenta o  $(n-1)$ -stopniach swobody:  $b_1 = t_{\alpha/2, n-1} = -t_{1-\alpha/2, n-1}$ ,  $b_2 = t_{1-\alpha/2, n-1}$  (ponownie skorzystaliśmy z tego, że jeśli  $H_0$  jest prawdziwa, to  $T$  ma rozkład t-Studenta o  $(n-1)$ -stopniach swobody). Zatem szukany test to test o statystyce testowej  $T$  zdefiniowanej w (1) i o zbiorze krytycznym

$$W = (-\infty, -t_{1-\alpha/2, n-1}] \cup [t_{1-\alpha/2, n-1}, +\infty).$$

**Uwaga 6.1.** Pokazuje się, że testu t-Studenta można używać także wtedy, gdy  $X_1, X_2, \dots, X_n$  to próba losowa z dowolnego rozkładu o nieznannej wartości oczekiwanej  $EX_1 = \mu$  i nieznannej wariancji  $Var(X_1) = \sigma^2 > 0$ , jednak jedynie wtedy, gdy próba ta jest duża ( $n \geq 100$ ). Zatem założenie o normalności można opuścić pod warunkiem, że dysponujemy dużą próbą.

**Przykład 6.1.** Dział kontroli jakości w zakładach chemicznych chce oszacować średnią wagę proszku do prania sprzedawanego w pudełkach o nominalnej wadze 3 kg. Pobrano w tym celu próbkę losową 7 pudełek i otrzymano wyniki (w kg): 2.93, 2.97, 3.05, 2.91, 3.02, 2.87, 2.92. Wiadomo, że rozkład wagi pudełka proszku do prania jest normalny.

(a) Czy na poziomie istotności 0,05 można twierdzić, że faktyczna średnia waga pudełka proszku do prania jest mniejsza niż 3 kg?

(b) Zakładając, że rzeczywista średnia waga pudełka proszku do prania wynosi 2,9 kg, wyznaczyć prawdopodobieństwo, że przeprowadzając test na poziomie istotności 0,05 i na podstawie 7 obserwacji, błędnie uznamy, że średnia waga pudełka jest zgodna z podaną na pudełku.