

Badanie istotności różnic

Elementy statystyki STA - Wykład 6

dr hab. Waldemar Wołyński Wydział Matematyki i Informatyki Uniwersytet im. Adama Mickiewicza

1



Badanie istotności różnic

Badanie istotności różnic Testy *t*-Studenta



Student (William S. Gosset) (1876 - 1937)

Elementy statystyki

dr hab. Waldemar Wołyński



Badanie istotności różnic

Test t-Studenta dla jednej próby

Elementy statystyki dr hab. Waldemar Wołyński



Badanie istotności różnic

Rozważamy model jednej próby prostej z populacji o rozkładzie normalnym.

Uwaga: Założenie normalności rozkładów błędów możemy (ewentualnie) zastąpić założeniem mówiącym o dysponowaniu dużą próbą, tzn. n > 100.

Hipoteza zerowa: wartość oczekiwana (średnia) badanej cechy **nie różni się istotnie** od zadanej wartości.

$$H_0: \mu = \mu_0$$

Badanie istotności różnic

Hipoteza zerowa:

 $H_0: \mu = \mu_0$

Hipotezy alternatywne:

 $H_1: \mu \neq \mu_0$

 $H_1: \mu > \mu_0$

 $H_1: \mu < \mu_0$

Statystyka testowa:

$$t=\frac{\bar{X}-\mu_0}{S}\sqrt{n}.$$

Rozkład statystyki testowej: $t|_{H_0} \sim t(n-1)$

R: t.test – test t–Studenta dla jednej próby.

Posiadamy obserwacje jednej zmiennej (cechy) na jednostkach eksperymentalnych pochodzących z dwóch populacji (grup) lub posiadamy dwukrotne obserwacje tej samej zmiennej na tych samych jednostkach eksperymentalnych jednej populacji.

Rodzaje prób:

- Próby niezależne obserwacje w poszczególnych populacjach (grupach) dokonywane są na różnych jednostkach eksperymentalnych.
- Próby zależne obserwacje dokonywane są dwukrotnie na tych samych jednostkach eksperymentalnych.

Model: dwie próby proste niezależne z populacji o rozkładach normalnych

Elementy statystyki

dr hab. Waldemar Wołyński



Badanie istotności różnic

$$X_{ij} = \mu_i + \varepsilon_{ij}, \quad j = 1, \ldots, n_i, \ i = 1, 2$$

gdzie

 $X_{ij} - j$ -ta obserwacja badanej cechy X w i-tej populacji (grupie), μ_i – wartość oczekiwana (średnia, "prawdziwa" wartość) badanej cechy X w i-tej populacji (grupie), ε_{ii} – błędy.

7

- mają rozkłady normalne (dokładnie: są zmiennymi losowymi o rozkładach normalnych),
- są niezależne (dokładnie: są niezależnymi zmiennymi losowymi).
- mają wartość oczekiwaną równą zero (nie ma błędu systematycznego), tzn.

$$E(\varepsilon_{ij})=0,\quad j=1,\ldots,n_i,\; i=1,2,$$

 w każdej z dwóch niezależnych prób mają jednakową, stałą i niezerową wariancję, tzn.

$$Var(\varepsilon_{ij}) = \sigma_i^2, \quad j = 1, \ldots, n_i, \ i = 1, 2.$$

Uwaga:

Model ma cztery parametry: μ_1 , μ_2 , σ_1^2 i σ_2^2 .

Elementy statystyki

dr hah Waldemar Wołyński



Badanie istotności różnic

Uwaga: Założenie normalności rozkładów błędów możemy (ewentualnie) zastąpić założeniem mówiącym o dysponowaniu dużymi próbami, tzn. n_1 , $n_2 > 100$.

Hipoteza zerowa: wartości oczekiwane (średnie) badanej cechy w dwóch populacjach (grupach) **nie różnią się istotnie**.

$$H_0: \mu_1 = \mu_2$$

Hipotezy alternatywne:

 $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$

 $H_1: \mu_1 > \mu_2$

 $H_1: \mu_1 < \mu_2$

9

Model z jednorodnymi wariancjami

Zakładamy dodatkowo, że $\sigma_1^2=\sigma_2^2=\sigma^2$. Oznacza to, że w modelu mamy jedynie trzy parametry: μ_1 , μ_2 i σ^2 .

Fakt

Estymatorami nieobciążonymi parametrów modelu są statystyki:

$$\hat{\mu}_1 = \overline{X}_1 = \frac{1}{n_1} \sum_{j=1}^{n_1} X_{1j}, \quad \hat{\mu}_2 = \overline{X}_2 = \frac{1}{n_2} \sum_{j=1}^{n_2} X_{2j},$$

$$\hat{\sigma}^2 = S^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2},$$

gdzie

$$S_i^2 = \frac{1}{n_i - 1} \sum_{j=1}^{n_i} (X_{ij} - \overline{X}_i)^2, \quad i = 1, 2.$$

Elementy statystyki

dr hab. Waldemar Wołyński



Badanie istotności różnic



Badanie istotności różnic

Statystyka testowa:

$$t=\frac{\overline{X}_1-\overline{X}_2}{S}\sqrt{n}, \ n=\frac{n_1n_2}{n_1+n_2}.$$

Rozkład statystyki testowej: $t|_{H_0} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$

R: t.test – test *t*–Studenta dla dwóch prób niezależnych o jednorodnych wariancjach.



Badanie istotności różnic

Zakładamy, że $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$.

Fakt

Estymatorami nieobciążonymi parametrów modelu sa statystyki:

$$\hat{\mu}_1 = \overline{X}_1 = \frac{1}{n_1} \sum_{j=1}^{n_1} X_{1j}, \quad \hat{\mu}_2 = \overline{X}_2 = \frac{1}{n_2} \sum_{j=1}^{n_2} X_{2j},$$

$$\hat{\sigma}_1^2 = \frac{1}{n_1 - 1} \sum_{j=1}^{n_1} (X_{1j} - \overline{X}_1)^2, \quad \hat{\sigma}_2^2 = \frac{1}{n_2 - 1} \sum_{j=1}^{n_2} (X_{2j} - \overline{X}_2)^2.$$

Worynski

UXM WMI

Badanie istotności różnic

Test *t*—Studenta dla dwóch prób niezależnych o niejednorodnych wariancjach

Statystyka testowa:

$$t = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}}.$$

Rozkład statystyki testowej:

$$t|_{H_0} \sim t(m) \text{ (przybliżony)}, \ \ \frac{1}{m} = \frac{c^2}{n_1-1} + \frac{(1-c)^2}{n_2-1}, \ c = \frac{S_1^2}{n_1} / (\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}).$$

R: t.test – test *t*–Studenta dla dwóch prób niezależnych o niejednorodnych wariancjach.

Uwaga. Test ten nosi również nazwę testu Welcha.

Wybór modelu - test F dla dwóch wariancji

Hipoteza zerowa: wariancje badanej cechy w dwóch populacjach (grupach) **nie różnią się istotnie**.

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

Hipoteza alternatywna:

$$H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$$

Statystyka testowa:

$$F=\frac{S_1^2}{S_2^2}.$$

Rozkład statystyki testowej:

$$F|_{H_0} \sim F(n_1-1,n_2-1)$$

R: var.test – test F dla dwóch wariancji

Elementy statystyki

dr hab. Waldemar Wołyński



Badanie istotności różnic

Model: dwie próby proste zależne z populacji o rozkładzie normalnym



dr hab. Waldemar Wołyński



Badanie istotności różnic

$$X_{ij} = \mu_i + \varepsilon_{ij}, \quad j = 1, \ldots, n, \ i = 1, 2$$

gdzie

 X_{ij} – obserwacja badanej cechy X na j-tej jednostce w i-tej próbie,

 μ_i – wartość oczekiwana (średnia, "prawdziwa" wartość) badanej cechy X w i-tej próbie,

 ε_{ij} – błędy.

UAM WMI

O błędach zakładamy, że:

- mają rozkłady normalne (dokładnie: są zmiennymi losowymi o rozkładach normalnych),
- są zależne (dokładnie: zależne są zmienne losowe ε_{1j} i ε_{2j} dla każdego j),
- mają wartość oczekiwaną równą zero (nie ma błędu systematycznego), tzn.

$$E(\varepsilon_{ij})=0, \quad j=1,\ldots,n_i, \ i=1,2,$$

 w każdej z dwóch zależnych prób mają jednakową, stałą i niezerową wariancję, tzn.

$$Var(\varepsilon_{ij}) = \sigma_i^2, \quad j = 1, ..., n, \ i = 1, 2.$$

Mamy

$$X_{2j}-X_{1j}=(\mu_2-\mu_1)+(\varepsilon_{2j}-\varepsilon_{1j}), \quad j=1,\ldots,n.$$

Podstawiając

$$Z_j = X_{2j} - X_{1j}, \ \delta = \mu_2 - \mu_1, \ \varepsilon_j = \varepsilon_{2j} - \varepsilon_{1j},$$

sprowadzamy model dwóch prób zależnych do modelu jednej próby prostej

$$Z_j = \delta + \varepsilon_j, \quad j = 1, \ldots, n,$$

gdzie δ oznacza różnicę (zmianę) wartości oczekiwanych badanej cechy X w dwóch próbach, a założenia dotyczące błędów są identyczne jak w przypadku modelu jednej próby prostej z populacji o rozkładzie normalnym.

R: t.test – test t–Studenta dla dwóch prób zależnych.

Elementy statystyki

dr hab. Waldemar Wołyński



Badanie istotności różnic