Hipotézisvizsgálat (8. előadás)

Nullhipotézis (null hypothesis). $H_0 : \vartheta \in \Theta_0$.

Ellenhipotézis (alternative hypothesis). $H_1 : \vartheta \in \Theta_1$.

- **Elsőfajú hibát** vétünk, ha H_0 igaz, és elutasítjuk.
- A próba **szignifikanciaszintje vagy terjedelme** (level of significance):

$$\alpha = \sup_{\vartheta \in \Theta_0} \mathbb{P}_\vartheta(\underline{X} \in B_1).$$

- **Másodfajú hibát** vétünk, ha H_0 nem igaz, és elfogadjuk.
- A próba **erőfüggvénye** az alábbi $\beta : \Theta_1 \to [0, 1]$ függvény:

$$\beta(\vartheta) = \mathbb{P}_\vartheta(\underline{X} \in B_1) \qquad (\vartheta \in \Theta_1).$$

Hipotézisvizsgálat: *p*-érték

Definíció

Egy hipotézisvizsgálati feladatban a p-érték (p-value) a legnagyobb olyan szignifikanciaszint, ami mellett H_0-t elfogadjuk.

Vagyis ha α a szignifikanciaszint, akkor

$p < \alpha$ esetén elutasítjuk H_0-t, szignifikáns eltérés H_0-tól.

$p \geq \alpha$ esetén elfogadjuk H_0-t, nincs szignifikáns eltérés H_0-tól, nem volt elég bizonyíték H_1-re.

A szokásos $\alpha = 0,05$ értékkel: $p < 0,05$ esetén **elutasítjuk a nullhipotézist, szignifikáns eltérés van**, különben elfogadjuk a nullhipotézist, nincs szignifikáns eltérés.

Nagy mintaelemszám esetén kis eltérés is szignifikáns. A próba ereje használható annak ellenőrzésére, hogy nem volt-e túl érzékeny az eljárás.

Neyman–Pearson-lemma

Tegyük fel, hogy a paramétertér két elemből áll: $\Theta = \{\vartheta_0, \vartheta_1\}$. A likelihood-függvények: $L_{n,0}$ illetve $L_{n,1}$.

Likelihood-hányados próba: válasszunk egy c számot. Ha

$$\frac{L_{n,1}(X_1, \dots, X_n)}{L_{n,0}(X_1, \dots, X_n)} \geq c$$

akkor utasítsuk el a nullhipotézist, különben fogadjuk el.

Lemma (Neyman–Pearson-lemma, 1. rész)

Tegyük fel, hogy a likelihood-hányados próba szignifikanciaszintje α. Ekkor a likelihood-hányados próba a legerősebb próba a legfeljebb α szignifikanciaszintű próbák között.

Például: ϑ_0 esetén indikátor eloszlás $0,2$ paraméterrel, ϑ_1 esetén indikátor eloszlás $0,9$ paraméterrel. Ha 10 megfigyelésből k-nál következik be az esemény:

$$\frac{L_{n,1}(X_1, \dots, X_n)}{L_{n,0}(X_1, \dots, X_n)} = \frac{\binom{10}{k} 0,9^k 0,1^{n-k}}{\binom{10}{k} 0,2^k 0,8^{n-k}} = \left(\frac{0,9}{0,2}\right)^k \left(\frac{0,1}{0,8}\right)^{n-k}.$$

Ez annál nagyobb, minél nagyobb k. Elutasítjuk H_0-t, ha $k \geq k_0$ megfelelő k_0-lal.

Neyman–Pearson-lemma

Például: ϑ_0 esetén indikátor eloszlás $0,2$ paraméterrel, ϑ_1 esetén indikátor eloszlás $0,9$ paraméterrel. Legyen X az, hogy 10 megfigyelésből hányszor következik be az esemény. A Neyman–Pearson-lemma szerint akkor utasítjuk el H_0-t, ha $X \geq k_0$ megfelelő k_0-lal.

Ha $k_0 = 5$: az elsőfajú hiba valószínűsége még megfelelő:

$$\mathbb{P}_0(X \geq 5) = \sum_{j=5}^{10} \binom{10}{j} 0,2^j 0,8^{10-j} = 0,033 \leq 0,05.$$

Ha $k_0 = 4$: az elsőfajú hiba valószínűsége túl nagy:

$$\mathbb{P}_0(X \geq 4) = \sum_{j=4}^{10} \binom{10}{j} 0,2^j 0,8^{10-j} = 0,12 > 0,05.$$

Neyman–Pearson-lemma

Például: ϑ_0 esetén indikátor eloszlás $0,2$ paraméterrel, ϑ_1 esetén indikátor eloszlás $0,9$ paraméterrel. Legyen X az, hogy 10 megfigyelésből hányszor következik be az esemény. A Neyman–Pearson-lemma szerint akkor utasítjuk el H_0-t, ha $X \geq k_0$ megfelelő k_0-lal.

Ha $k_0 = 5$: az elsőfajú hiba valószínűsége még megfelelő:

$$\mathbb{P}_0(X \geq 5) = \sum_{j=5}^{10} \binom{10}{j} 0,2^j 0,8^{10-j} = 0,033 \leq 0,05.$$

Ha $k_0 = 4$: az elsőfajú hiba valószínűsége túl nagy:

$$\mathbb{P}_0(X \geq 4) = \sum_{j=4}^{10} \binom{10}{j} 0,2^j 0,8^{10-j} = 0,12 > 0,05.$$

Pontosan $\alpha = 0,05$ terjedelem: $X \geq 5$ esetén biztosan, $X = 4$ esetén 19% valószínűséggel utasítjuk el a nullhipotézist ($0,19 \cdot \mathbb{P}_0(X = 4) = 0,05 - 0,03$). Ez legerősebb próba a legfeljebb $\alpha = 0,05$ szignfikanciaszintű próbák között, és erősebb, mint a $k_0 = 5$-tel kapott determinisztikus próbáé.

Véletlenített próba

Tegyük fel, hogy a paramétertér két elemből áll: $\Theta = \{\vartheta_0, \vartheta_1\}$. A likelihood-függvények: $L_{n,0}$ illetve $L_{n,1}$.

Likelihood-hányados próba: válasszunk egy c számot. Ha

$$\frac{L_{n,1}(X_1, \dots, X_n)}{L_{n,0}(X_1, \dots, X_n)} > c$$

akkor utasítsuk el a nullhipotézist. Ha a hányados egyenlő c-vel, akkor p valószínűséggel utasítsuk el, és $1 - p$ valószínűséggel fogadjuk el. Ha kisebb c-nél, fogadjuk el a nullhipotézist.

Lemma (Neyman–Pearson-lemma, 2. rész)

Legyen $\alpha \in (0, 1)$ tetszőleges. Ekkor lehet olyan c és p számokat választani, hogy a likelihood-hányados próba a szignifikanciaszintje éppen α, és így ez a legerősebb próba a legfeljebb α szignifikanciaszintű próbák között.

Szekvenciális próbák

A valószínűséghányados n elemű mintából:

$$V_n = \frac{L_{n,1}(X_1, \dots, X_n)}{L_{n,0}(X_1, \dots, X_n)} = \frac{\prod_{j=1}^n f_1(X_j)}{\prod_{j=1}^n f_0(X_j)},$$

ha az eloszlás abszolút folytonos.

A, B rögzített, a próbára jellemző számok. Addig veszünk mintaelemeket, amíg $V_n \geq B$ vagy $V_n \leq A$ nem teljesül. Vagyis:

- ha $V_n \geq B$, elutasítjuk H_0-t;
- ha $V_n \leq A$, elfogadjuk H_0-t;
- ha $A < V_n < B$: új mintaelemet veszünk.

Kétlépcsős változat: n_1 elemű mintát veszünk. Ha $V_{n_1} \geq B$, elutasítjuk H_0-t, ha $V_{n_2} \leq A$, elfogadjuk H_0-t, különben további n_2 darab mintaelemet veszünk, és akkor utasítjuk el a nullhipotézist, ha $V_{n_1+n_2} > C$ teljesül.

Neyman–Pearson-lemma

Példa: legyen $\Theta = \{m_0, m_1\}$, és $\mathcal{P}$ álljon az $N(m_0, \sigma)$ és $N(m_1, \sigma)$ eloszlásokból. A likelihood-hányados:

$$\frac{L_{n,1}(X_1, \dots, X_n)}{L_{n,0}(X_1, \dots, X_n)} = \frac{\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}\cdot\sigma}\right)^n \prod_{j=1}^n \exp(-(X_j - m_1)^2/(2\sigma^2))}{\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}\cdot\sigma}\right)^n \prod_{j=1}^n \exp(-(X_j - m_0)^2/(2\sigma^2))} =$$

$$= \exp\left(-\frac{\sum_{j=1}^n (X_j - m_1)^2}{2\sigma^2} + \frac{\sum_{j=1}^n (X_j - m_0)^2}{2\sigma^2}\right) =$$

$$= \exp\left(-\frac{\sum_{j=1}^n (X_j^2 - 2m_1 X_j + m_1^2)}{2\sigma^2} + \frac{\sum_{j=1}^n (X_j^2 - 2m_0 X_j + m_0^2)}{2\sigma^2}\right) =$$

$$= \exp\left(\frac{2(m_1 - m_0)\sum_{j=1}^n X_j + (m_0^2 - m_1^2)n}{2\sigma^2}\right).$$

Ha $m_1 > m_0$: akkor utasítjuk el a nullhipotézist, ha $\frac{L_{n,1}}{L_{n,0}}$ nagyobb egy c kritikus értéknél, vagyis ha $\sum_{j=1}^n X_j$ nagyobb egy c' kritikus értéknél. Ezért a lesz a z-próba legerősebb próba: ez is ilyen alakú.

Normális eloszlás paramétereire vonatkozó próbák

Az alábbi próbák akkor használhatók, ha

- a megfigyelések függetlenek, és feltételezhetjük, hogy normális eloszlásúak
- a megfigyelések függetlenek, véges szórású eloszlásból származnak, és a minta mérete, azaz n "elég nagy", például $n \geq 100$ (hogy a centrális határeloszlástétel alapján az átlag közel normális eloszlású legyen), de nem túlságosan nagy (túl érzékennyé válik a próba)

Normális eloszlás paramétereire vonatkozó próbák

Az alábbi próbák akkor használhatók, ha

- a megfigyelések függetlenek, és feltételezhetjük, hogy normális eloszlásúak
- a megfigyelések függetlenek, véges szórású eloszlásból származnak, és a minta mérete, azaz n "elég nagy", például $n \geq 100$ (hogy a centrális határeloszlástétel alapján az átlag közel normális eloszlású legyen), de nem túlságosan nagy (túl érzékennyé válik a próba)

- **z-próba** (vagy u-próba): **várható értékre** vonatkozó hipotézis esetén, ha **a σ szórás ismert** – egymintás esetben legerősebb próba

Normális eloszlás paramétereire vonatkozó próbák

Az alábbi próbák akkor használhatók, ha

- a megfigyelések függetlenek, és feltételezhetjük, hogy normális eloszlásúak
- a megfigyelések függetlenek, véges szórású eloszlásból származnak, és a minta mérete, azaz n "elég nagy", például $n \geq 100$ (hogy a centrális határeloszlástétel alapján az átlag közel normális eloszlású legyen), de nem túlságosan nagy (túl érzékennyé válik a próba)

- ***z*-próba** (vagy u-próba): **várható értékre** vonatkozó hipotézis esetén, ha **a σ szórás ismert** – egymintás esetben legerősebb próba
- ***t*-próba** (vagy Student-próba): **várható értékre** vonatkozó hipotézis esetén, ha **a σ szórás nem ismert** (csak az s_n^* tapasztalati szórás)
- ***F*-próba**: **szórásra** vonatkozó hipotézis esetén

Kapcsolat a konfidenciaintervallummal: egymintás próbánál akkor fogadjuk el a nullhipotézist α terjedelem mellett, ha a benne megadott érték (várható érték vagy szórás) az $1-\alpha$ megbízhatósági szintű konfidenciaintervallumba esik.

Egymintás egyoldali z-próba (one-sample one-sided z test)

A próba a normális eloszlás várható értékére vonatkozik ismert szórás mellett. Torzítatlan, konzisztens, **legerősebb próba** egyoldali esetben (a Neyman–Pearson-lemma alapján bizonyítható).

- $X_1, X_2, \ldots, X_n \sim N(m, \sigma^2)$, ahol m ismeretlen paraméter, $\sigma > 0$ ismert.
- Próbastatisztika (eloszlása standard normális H_0 mellett, ezt beláttuk):

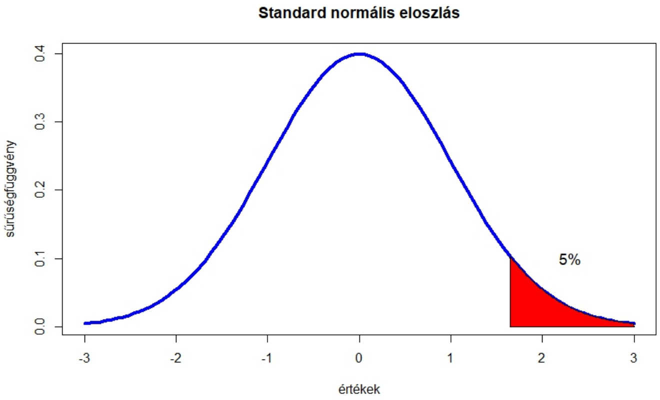
$$z = \frac{\overline{X} - m_0}{\sigma} \cdot \sqrt{n}.$$

- **Egyoldali ellenhipotézis** (one-sided): $H_0 : m \leq m_0$; $H_1 : m > m_0$.
- Ha $z > \Phi^{-1}(1-\alpha)$, akkor elvetjük a nullhipotézist, különben elfogadjuk.
- A p-érték ilyenkor $1 - \Phi(z)$.

$p < 0,05$: a várható érték szignifikánsan több m_0-nál.

$p \geq 0,05$: a várható érték nem több szignifikánsan m_0-nál.

Az egyoldali z-próba kritikus értéke



Az $\alpha = 0,05$ szignifikanciaszintű egyoldali z-próba kritikus értéke:
$\Phi^{-1}(1-\alpha) = \Phi^{-1}(0,95) = 1,645$.

Példa: egymintás egyoldali z-próba

Feltételezés: a testmagasság normális eloszlású.

- Az európai férfiak átlagos testmagassága $177,6$ cm.
- Megmértük 90 holland férfi testmagasságát, a magasságok átlaga 181,7 cm lett. A szórást 8,5 cm-nek feltételezve mondhatjuk-e, hogy a holland férfiak testmagassága szignifikánsan több az európai átlagnál?

Példa: egymintás egyoldali z-próba

Feltételezés: a testmagasság normális eloszlású.

- Az európai férfiak átlagos testmagassága $177,6$ cm.
- Megmértük 90 holland férfi testmagasságát, a magasságok átlaga 181,7 cm lett. A szórást 8,5 cm-nek feltételezve mondhatjuk-e, hogy a holland férfiak testmagassága szignifikánsan több az európai átlagnál?
- $H_0 : m \leq 177,6$; $H_1 : m > 177,6$.
- $$z = \frac{\overline{X} - m_0}{\sigma} \cdot \sqrt{n} = \frac{181,7 - 177,6}{8,5}\sqrt{90} = 4,57.$$
- $\alpha = 0,05$ szignifikanciaszint mellett $\Phi^{-1}(1-\alpha) = 1,645$, így $z > \Phi^{-1}(1-\alpha)$.
  p-érték: $1 - \Phi(4,57) < 0,0001 < 0,05$.
- Elutasítjuk a nullhipotézist. Az adatok alapján a holland férfiak testmagasságának várható értéke szignifikánsan több 177,6 cm-nél, vagyis az európai átlagnál.

Egymintás kétoldali z-próba

A próba a normális eloszlás várható értékére vonatkozik ismert szórás mellett. Nem legerősebb (nincs legerősebb próba ebben a feladatban).

- $X_1, X_2, \dots, X_n \sim N(m, \sigma^2)$, ahol m ismeretlen paraméter, $\sigma > 0$ ismert.
- Próbastatisztika (eloszlása standard normális H_0 mellett):

$$z = \frac{\overline{X} - m_0}{\sigma} \cdot \sqrt{n}.$$

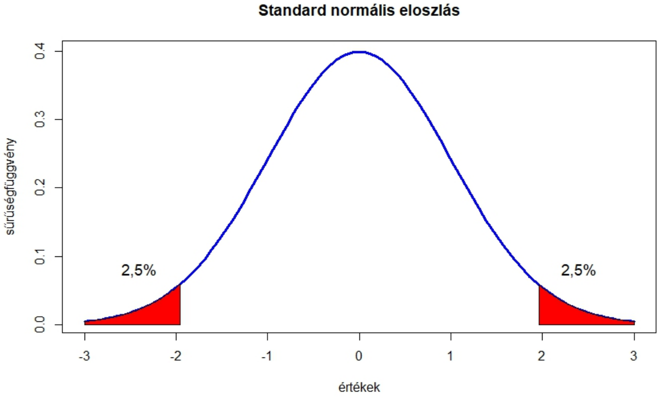
- **Kétoldali ellenhipotézis** (two-sided): $H_0 : m = m_0$; $H_1 : m \neq m_0$.
- Ha $|z| > \Phi^{-1}(1 - \alpha/2)$, akkor elvetjük a nullhipotézist, különben elfogadjuk.
- A p-érték ilyenkor $2 - 2\Phi(|z|)$.

Φ a standard normális eloszlásfüggvény: $\Phi(t) = \int_{-\infty}^{t} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} dx$.

$p < 0,05$: a várható érték szignifikánsan eltér m_0-tól.

$p \geq 0,05$: nincs szignifikáns eltérés m_0-tól.

A kétoldali z-próba kritikus értéke



Az $\alpha = 0,05$ szignifikanciaszintű kétoldali z-próba kritikus értéke:
$\Phi^{-1}(1 - \alpha/2) = \Phi^{-1}(0,975) = 1,96.$

Példa: egymintás z-próba

Egy gyárban a minőségellenőrzésnél olyan mérleget használnak, melynél egy m tömegű tárgyat mérve a mérési eredmények független normális eloszlású valószínűségi változók m várható értékkel és $\sigma = 3$ gramm szórással.

- A termékkatalógus szerint egy adott típusú kalapács fejének 364 g tömegűnek kell lennie.
- A fenti mérlegen megmérték 20 kalapács fejének tömegét. Az átlag 367,2 gramm lett. Ez alapján állítható-e, hogy a kalapácsok fejének tömege szignifikánsan eltér az előírt 364 grammtól?

Példa: egymintás z-próba

Egy gyárban a minőségellenőrzésnél olyan mérleget használnak, melynél egy m tömegű tárgyat mérve a mérési eredmények független normális eloszlású valószínűségi változók m várható értékkel és $\sigma = 3$ gramm szórással.

- A termékkatalógus szerint egy adott típusú kalapács fejének 364 g tömegűnek kell lennie.
- A fenti mérlegen megmérték 20 kalapács fejének tömegét. Az átlag 367,2 gramm lett. Ez alapján állítható-e, hogy a kalapácsok fejének tömege szignifikánsan eltér az előírt 364 grammtól?
- $H_0 : m = 364$; $H_1 : m \neq 364.$
- $$z = \frac{\overline{X} - m_0}{\sigma} \cdot \sqrt{n} = \frac{367,2 - 364}{3}\sqrt{20} = 4,77.$$
- $\alpha = 0,05$ szignifikanciaszint mellett $\Phi^{-1}(1-\alpha/2) = 1,96$. $p = 1,84 \cdot 10^{-6} < 0,05$.
- $|z| < \Phi^{-1}(1-\alpha/2)$, elutasítjuk a nullhipotézist. A kalapácsok fejének tömegének várható értéke a minta alapján szignifikánsan eltér az előírt 364 grammtól.

Fisher–Bartlett-tétel

Valójában az eloszlás valódi szórása a legtöbb esetben nem ismert. A σ szórást az s_n^* korrigált tapasztalati szórással helyettesítjük. Kérdés, hogyan változik így az eloszlás.

Tétel (Fisher–Bartlett)

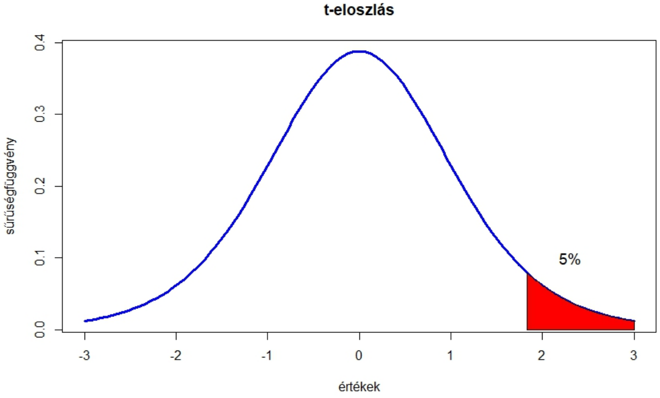
Tegyük fel, hogy $X_1, X_2, \ldots, X_n$ független m várható értékű, σ szórású, **normális eloszlású** *valószínűségi változók. Ekkor*

1. $\overline{X} \sim N\left(m, \frac{\sigma^2}{n}\right)$;
2. $\overline{X}$ *és* s_n^* *függetlenek;*
3. $(n-1)s_n^{*2}/\sigma^2$ *eloszlása* $n-1$ *szabadsági fokú* χ^2*-eloszlás;*
4. $(\overline{X}-m)\sqrt{n}/s_n^*$ *eloszlása* $n-1$ *szabadsági fokú t-eloszlás.*

Itt

$$s_n^* = \sqrt{\frac{1}{n-1}\sum_{j=1}^{n}(X_j - \overline{X})^2} = \sqrt{\frac{n}{n-1}\left(\left(\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n}X_j^2\right) - \overline{X}^2\right)}.$$

t-eloszlás egyoldali kritikus értékei



Az $f = 9$ szabadsági fokú $\alpha = 0,05$ szignfikianciaszintű egyoldali t-próba kritikus értéke: $\overline{t}_{9,0,05} = 1,83$.

Egymintás egyoldali t-próba (one-sample one-sided t-test)

- **A normális eloszlás várható értékére, ismeretlen szórás esetén – legerősebb próba.**
- $X_1, X_2, \ldots, X_n \sim N(m, \sigma^2)$, ahol m, σ ismeretlen paraméterek.
- Próbastatisztika, aminek eloszlása t-eloszlás H_0 mellett a Fisher–Bartlett-tétel szerint:

$$t = \frac{\overline{X} - m_0}{s_n^*} \cdot \sqrt{n}.$$

- **Egyoldali ellenhipotézis** (one-sided): $H_0 : m \leq m_0$; $\quad H_1 : m > m_0$.
- Ha $t > \bar{t}_{n-1,\alpha}$, azaz $p < \alpha$, elutasítjuk a nullhipotézist; ilyenkor a várható érték szignifikánsan több m_0-nál.
- Ha $t \leq \bar{t}_{n-1,\alpha}$, azaz $p \geq \alpha$, elfogadjuk a nullhipotézist, a várható érték nem több szignifikánsan m_0-nál az adatok alapján.
- A kritikus érték: $\bar{t}_{n-1,\alpha}$ az $f = n-1$ szabadsági fokú (degree of freedom) t-eloszlás $1-\alpha$-kvantilise, vagyis az $f = n-1$ szabadsági fokú egyoldali t-próba kritikus értéke α szignifikanciaszint (level of significance) mellett.

Példa: egymintás egyoldali t-próba

Egy adott helyen vett tíz mintából megmértük az ivóvíz keménységét. Az alábbi eredmények adódtak (mg/l CaO):

351	370	352	340	362	363	366	355	374	347

Állíthatjuk-e az adatok alapján, hogy az ivóvíz keménységének várható értéke szignifikánsan meghaladja a 350 mg/l egészségügyi határértéket?

Példa: egymintás egyoldali t-próba

Egy adott helyen vett tíz mintából megmértük az ivóvíz keménységét. Az alábbi eredmények adódtak (mg/l CaO):

351	370	352	340	362	363	366	355	374	347

Állíthatjuk-e az adatok alapján, hogy az ivóvíz keménységének várható értéke szignifikánsan meghaladja a 350 mg/l egészségügyi határértéket?

$$n = 10; \qquad \overline{X} = 358; \qquad s_n^* = 10,77$$

Feltételezzük, hogy a mérési eredmények normális eloszlásúak, **az egymintás egyoldali t-próbát** alkalmazzuk: $H_0 : m \leq 350$; $H_1 : m > 350$.

$$t = \frac{\overline{X} - m_0}{s_n^*} \cdot \sqrt{n} = \frac{358 - 350}{10,77}\sqrt{10} = 2,35.$$

Az $f = n - 1 = 9$ szabadsági fokú egyoldali t-próba kritikus értéke $\alpha = 0,05$ szignifikanciaszint mellett $\bar{t}_{9;0,05} = 1,833$.

Példa: egymintás egyoldali t-próba

Egy adott helyen vett tíz mintából megmértük az ivóvíz keménységét. Az alábbi eredmények adódtak (mg/l CaO):

351	370	352	340	362	363	366	355	374	347

Állíthatjuk-e az adatok alapján, hogy az ivóvíz keménységének várható értéke szignifikánsan meghaladja a 350 mg/l egészségügyi határértéket?

$$n = 10; \qquad \overline{X} = 358; \qquad s_n^* = 10,77$$

Feltételezzük, hogy a mérési eredmények normális eloszlásúak, **az egymintás egyoldali t-próbát** alkalmazzuk: $H_0 : m \leq 350$; $H_1 : m > 350$.

$$t = \frac{\overline{X} - m_0}{s_n^*} \cdot \sqrt{n} = \frac{358 - 350}{10,77}\sqrt{10} = 2,35.$$

Az $f = n - 1 = 9$ szabadsági fokú egyoldali t-próba kritikus értéke $\alpha = 0,05$ szignifikanciaszint mellett $\bar{t}_{9;0,05} = 1,833$.

Mivel $t > \bar{t}_{9;0,05}$, **elutasítjuk a nullhipotézist**, a vízkeménység szignifikánsan meghaladja 350 mg/l határértéket. A p-érték: $p = 0,0217 < 0,05.$

Hipotézisvizsgálat: példa az R szoftverben

Tíz mintából mértük meg a víz keménységét.

Nullhipotézis (null hypothesis, H_0): $m \leq 350$

Ellenhipotézis (alternative hypothesis, H_1): $m > 350$

```
> viz<-c(348, 367, 349, 337, 359, 360, 363, 352, 371, 344)
> t.test(viz, mu=350, alternative="greater")
```

Hipotézisvizsgálat: példa az R szoftverben

Tíz mintából mértük meg a víz keménységét.

Nullhipotézis (null hypothesis, H_0): $m \leq 350$

Ellenhipotézis (alternative hypothesis, H_1): $m > 350$

> viz<-c(348, 367, 349, 337, 359, 360, 363, 352, 371, 344)

> t.test(viz, mu=350, alternative="greater")

```
One Sample t-test

data:  viz

t = 2.3489, df = 9, p-value = 0.02169

alternative hypothesis:  true mean is greater than 350

95 percent confidence interval:  351.7566 Inf

mean of x :  358
```

Most $p = 0.02169 < 0,05 = \alpha$, elutasítjuk a nullhipotézist.

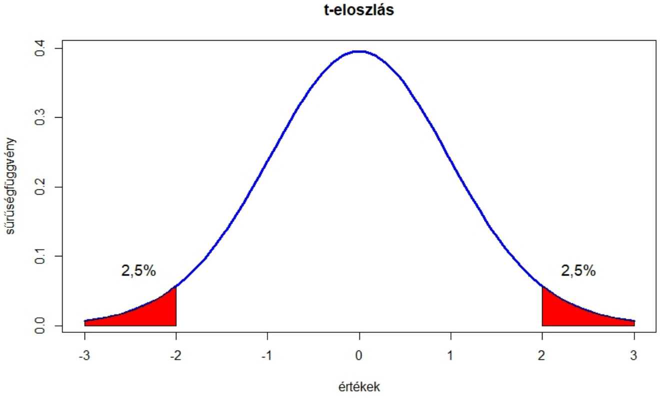
Egymintás kétoldali t-próba (one-sample two-sided t-test)

- **A normális eloszlás várható értékére, ismeretlen szórás esetén.** Nem legerősebb (nincs ilyen).
- $X_1, X_2, \ldots, X_n \sim N(m, \sigma^2)$, ahol m, σ ismeretlen paraméterek.
- Próbastatisztika (eloszlása t-eloszlás/Student-eloszlás H_0 mellett):

$$t = \frac{\overline{X} - m_0}{s_n^*} \cdot \sqrt{n}.$$

- **Kétoldali ellenhipotézis** (two-sided): $H_0 : m = m_0$; $H_1 : m \neq m_0$.
- Ha $|t| > t_{n-1,\alpha}$, azaz $p < \alpha$, akkor elutasítjuk a nullhipotézist, a várható érték szignifikánsan eltér m_0-tól.
- Ha $|t| \leq t_{n-1,\alpha}$, azaz $p \geq \alpha$, akkor elfogadjuk H_0-t, a várható érték nem tér el szignifikánsan m_0-tól.
- A kritikus érték: $t_{n-1,\alpha}$ az $f = n-1$ szabadsági fokú (degree of freedom) t-eloszlás $1-\alpha/2$-kvantilise, vagyis az $f = n-1$ szabadsági fokú (degree of freedom) kétoldali t-próba kritikus értéke α szignifikanciaszint mellett.

Kétoldali t-próba kritikus értékei



Az $f = 29$ szabadsági fokú $\alpha = 0,05$ szignfikianciaszintű kétoldali t-próba kritikus értéke: $t_{29;0,05} = 2,04$.

Példa: Egymintás kétoldali t-próba

Egy gyógyszer hatóanyagtartalma a csomagolás szerint 10 mg. Harminc tabletta hatóanyag-tartalmát megmérve a mérések átlaga $9,8$, korrigált tapasztalati szórása $0,62$ lett. A szignifikanciaszintet $\alpha = 0,05$-nek választva az adatok alapján szignifikánsan eltér-e a hatóanyag-tartalom várható értéke a 10 mg-tól?

Példa: Egymintás kétoldali t-próba

Egy gyógyszer hatóanyagtartalma a csomagolás szerint 10 mg. Harminc tabletta hatóanyag-tartalmát megmérve a mérések átlaga $9,8$, korrigált tapasztalati szórása $0,62$ lett. A szignifikanciaszintet $\alpha = 0,05$-nek választva az adatok alapján szignifikánsan eltér-e a hatóanyag-tartalom várható értéke a 10 mg-tól?

$$n = 30; \qquad \overline{X} = 9,8; \qquad s_n^* = 0,62$$

Egymintás kétoldali t-próbát végezhetünk, normális eloszlást feltételezve.

$$H_0 : m = 10; \qquad H_1 : m \neq 10; \qquad \alpha = 0,05; \qquad f = n - 1 = 29.$$

$$t = \frac{\overline{X} - m_0}{s_n^*} \cdot \sqrt{n} = \frac{9,8 - 10}{0,62} \cdot \sqrt{30} = -1,77.$$

A kritikus érték: $t_{29,0,975} = 2,045 \Rightarrow |t| = 1,77 \leq 2,045$, nincs szignifikáns eltérés.
p-érték: $p = 0,0867 \geq 0,05$.

Kétmintás, egyoldali, párosítatlan Student-féle t-próba

A **várható érték összehasonlítására** azonos szórás esetén (two-sample one-sided unpaired Student t-test).

$X_1, \ldots, X_{n_1}, Y_1, \ldots, Y_{n_2}$ **független normális eloszlású** **azonos szórású** valószínűségi változók: $X_i \sim N(m_1, \sigma^2)$, $Y_i \sim N(m_2, \sigma^2)$, ahol m_1, m_2, σ ismeretlen paraméterek.

Egyoldali ellenhipotézis: $H_0 : m_1 \leq m_2$; $\quad H_1 : m_1 > m_2$.

Kétmintás, egyoldali, párosítatlan Student-féle t-próba

A **várható érték összehasonlítására** azonos szórás esetén (two-sample one-sided unpaired Student t-test).

$X_1, \ldots, X_{n_1}, Y_1, \ldots, Y_{n_2}$ **független normális eloszlású azonos szórású** valószínűségi változók: $X_i \sim N(m_1, \sigma^2)$, $Y_i \sim N(m_2, \sigma^2)$, ahol m_1, m_2, σ ismeretlen paraméterek.

Egyoldali ellenhipotézis: $H_0 : m_1 \leq m_2$; $H_1 : m_1 > m_2$.

Próbastatisztika (eloszlása t-eloszlás $m_1 = m_2$ mellett):

$$t = \frac{\overline{X} - \overline{Y}}{\sqrt{(n_1 - 1)s_{n_1}^{*2}(X) + (n_2 - 1)s_{n_2}^{*2}(Y)}} \cdot \sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 - 2)}{n_1 + n_2}}.$$

Ha $t > \overline{t}_{n_1+n_2-2,\,\alpha}$, akkor elvetjük a nullhipotézist, különben elfogadjuk. A $\overline{t}_{n_1+n_2-2,\,\alpha}$ kritikus érték az $f = n_1 + n_2 - 2$ szabadsági fokú **egyoldali** t-próba kritikus értéke α szignifikanciaszint mellett (a megfelelő eloszlás $1 - \alpha$-kvantilise).

Ha $p < \alpha$: elvetjük H_0-t, az első várható érték szignifikánsan nagyobb a másodiknál.

Kétmintás t-próba: példa

Két különböző márkájú vaj tömegét mértük meg, az X típusúét tízszer, az Y típusúét nyolcszor. Az átlagok és korrigált tapasztalati szórások (kg-ban):

$$\overline{X} = 0,217, \qquad s_n^*(X) = 0,027, \qquad \overline{Y} = 0,203, \qquad s_n^*(Y) = 0,03.$$

Állíthatjuk-e $\alpha = 0,05$ szignifikanciaszint mellett, hogy az X típusú vajak tömege szignifikánsan több az Y típusú vajénál? Feltételezzük, hogy a mérések **szórása azonos**.

Kétmintás t-próba: példa

Két különböző márkájú vaj tömegét mértük meg, az X típusúét tízszer, az Y típusúét nyolcszor. Az átlagok és korrigált tapasztalati szórások (kg-ban):

$$\overline{X} = 0,217, \qquad s_n^*(X) = 0,027, \qquad \overline{Y} = 0,203, \qquad s_n^*(Y) = 0,03.$$

Állíthatjuk-e $\alpha = 0,05$ szignifikanciaszint mellett, hogy az X típusú vajak tömege szignifikánsan több az Y típusú vajénál? Feltételezzük, hogy a mérések **szórása azonos**.

$$t = \frac{\overline{X} - \overline{Y}}{\sqrt{(n_1 - 1)s_{n_1}^{*2}(X) + (n_2 - 1)s_{n_2}^{*2}(Y)}} \cdot \sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 - 2)}{n_1 + n_2}}.$$

Behelyettesítve:

$$t = \frac{0,217 - 0,203}{\sqrt{9 \cdot 0,027^2 + 7 \cdot 0,03^2}} \cdot \sqrt{\frac{80 \cdot 16}{18}} = 1,04.$$

Kétmintás t-próba: példa

Két különböző márkájú vaj tömegét mértük meg, az X típusúét tízszer, az Y típusúét nyolcszor. Az Az átlagok és korrigált tapasztalati szórások (kg-ban):

$$\overline{X} = 0,217, \qquad s_n^*(X) = 0,027, \qquad \overline{Y} = 0,203, \qquad s_n^*(Y) = 0,03.$$

Állíthatjuk-e $\alpha = 0,05$ szignifikanciaszint mellett, hogy az X típusú vajak tömege szignifikánsan több az Y típusú vajénál? Feltételezzük, hogy a mérések **szórása azonos**.

$H_0 : m_1 \leq m_2$, $H_1 : m_1 > m_2$

A próbastatisztika értéke: $t = 1,04$.

Az $f = n_1 + n_2 - 2 = 10 + 8 - 2 = 16$ szabadsági fokú egyoldali t-próba kritikus értéke $\alpha = 0,05$ szignifikanciaszint mellett: $\overline{t}_{16,0,05} = 1,746$.

Kétmintás t-próba: példa

Két különböző márkájú vaj tömegét mértük meg, az X típusúét tízszer, az Y típusúét nyolcszor. Az Az átlagok és korrigált tapasztalati szórások (kg-ban):

$$\overline{X} = 0,217, \qquad s_n^*(X) = 0,027, \qquad \overline{Y} = 0,203, \qquad s_n^*(Y) = 0,03.$$

Állíthatjuk-e $\alpha = 0,05$ szignifikanciaszint mellett, hogy az X típusú vajak tömege szignifikánsan több az Y típusú vajénál? Feltételezzük, hogy a mérések **szórása azonos**.

$H_0 : m_1 \leq m_2$, $H_1 : m_1 > m_2$

A próbastatisztika értéke: $t = 1,04$.

Az $f = n_1 + n_2 - 2 = 10 + 8 - 2 = 16$ szabadsági fokú egyoldali t-próba kritikus értéke $\alpha = 0,05$ szignifikanciaszint mellett: $\overline{t}_{16,0,05} = 1,746$.

Itt $t = 1,04 < 1,746 = \overline{t}_{16,0,05}$, ezért **elfogadjuk H_0-t**. Az X típusú vaj tömege **nem haladja meg szignifikánsan** az Y típusúét.

p-érték: 0,149>0,05

Kétmintás t-próba: példa

Kétféle joghurt cukortartalmát szeretnénk összehasonlítani. Az elsőből $n_1 = 20$, a másodikból $n_2 = 12$ dobozban mértük meg a cukortartalmat (grammban).

Az átlagok és korrigált tapasztalati szórások grammban számolva ($X_1, \ldots, X_{20}$ az első minta, $Y_1, \ldots, Y_{12}$ a második):

$$\overline{X} = 18,4, \qquad s_n^*(X) = 1,2, \qquad \overline{Y} = 19,9, \qquad s_n^*(Y) = 1,3.$$

Állíthatjuk-e $\alpha = 0,05$ szignifikanciaszint mellett, hogy a kétféle joghurtban szignifikánsan eltérő a cukortartalom?

Kétmintás, kétoldali, párosítatlan Student-féle t-próba

A **várható érték összehasonlítására** azonos szórás esetén (two-sample two-sided unpaired Student t-test).

$X_1, \dots, X_{n_1}, Y_1, \dots, Y_{n_2}$ **független normális eloszlású azonos szórású** valószínűségi változók: $X_i \sim N(m_1, \sigma^2)$, $Y_i \sim N(m_2, \sigma^2)$, ahol m_1, m_2, σ ismeretlen paraméterek.

Kétoldali ellenhipotézis: $H_0 : m_1 = m_2$; $H_1 : m_1 \neq m_2$.

Kétmintás, kétoldali, párosítatlan Student-féle t-próba

A **várható érték összehasonlítására** azonos szórás esetén (two-sample two-sided unpaired Student t-test).

$X_1, \dots, X_{n_1}, Y_1, \dots, Y_{n_2}$ **független normális eloszlású azonos szórású** valószínűségi változók: $X_i \sim N(m_1, \sigma^2)$, $Y_i \sim N(m_2, \sigma^2)$, ahol m_1, m_2, σ ismeretlen paraméterek.

Kétoldali ellenhipotézis: $H_0 : m_1 = m_2$; $H_1 : m_1 \neq m_2$.

Próbastatisztika (eloszlása t-eloszlás H_0 mellett):

$$t = \frac{\overline{X} - \overline{Y}}{\sqrt{(n_1 - 1)s_{n_1}^{*2}(X) + (n_2 - 1)s_{n_2}^{*2}(Y)}} \cdot \sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 - 2)}{n_1 + n_2}}.$$

Ha $|t| > t_{n_1+n_2-2,1-\alpha}$, akkor elvetjük a nullhipotézist, különben elfogadjuk. A $t_{n_1+n_2-2,1-\alpha}$ kritikus érték az $f = n_1 + n_2 - 2$ szabadsági fokú **kétoldali** t-próba kritikus értéke α szignifikanciaszint mellett (a megfelelő eloszlás $1-\alpha/2$-kvantilise).

Ha $p < \alpha$: elvetjük H_0-t, az várható értékek szignifikánsan eltérnek egymástól.

Kétmintás t-próba: példa

Kétféle joghurt cukortartalmát szeretnénk összehasonlítani. Az elsőből $n_1 = 20$, a másodikból $n_2 = 12$ dobozban mértük meg a cukortartalmat (grammban).

Az átlagok és korrigált tapasztalati szórások grammban számolva ($X_1, \dots, X_{20}$ az első minta, $Y_1, \dots, Y_{12}$ a második):

$$\overline{X} = 18,4, \qquad s_n^*(X) = 1,2, \qquad \overline{Y} = 19,9, \qquad s_n^*(Y) = 1,3.$$

Állíthatjuk-e $\alpha = 0,05$ szignifikanciaszint mellett, hogy a kétféle joghurtban szignifikánsan eltérő a cukortartalom? Feltételezzük, hogy a minták **függetlenek, normális eloszlásúak**, **azonos szórásúak**.

Kétmintás t-próba: példa

Kétféle joghurt cukortartalmát szeretnénk összehasonlítani. Az elsőből $n_1 = 20$, a másodikból $n_2 = 12$ dobozban mértük meg a cukortartalmat (grammban).

Az átlagok és korrigált tapasztalati szórások grammban számolva ($X_1, \ldots, X_{20}$ az első minta, $Y_1, \ldots, Y_{12}$ a második):

$$\overline{X} = 18,4, \qquad s_n^*(X) = 1,2, \qquad \overline{Y} = 19,9, \qquad s_n^*(Y) = 1,3.$$

Állíthatjuk-e $\alpha = 0,05$ szignifikanciaszint mellett, hogy a kétféle joghurtban szignifikánsan eltérő a cukortartalom? Feltételezzük, hogy a minták **függetlenek, normális eloszlásúak**, **azonos szórásúak**.

$$t = \frac{\overline{X} - \overline{Y}}{\sqrt{(n_1 - 1)s_{n_1}^{*2}(X) + (n_2 - 1)s_{n_2}^{*2}(Y)}} \cdot \sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 - 2)}{n_1 + n_2}}.$$

Behelyettesítve:

$$t = \frac{18,4 - 19,9}{\sqrt{19 \cdot 1,2^2 + 11 \cdot 1,3^2}} \cdot \sqrt{\frac{20 \cdot 12 \cdot 30}{32}} = -3,3.$$

Kétmintás t-próba: példa

Kétféle joghurt cukortartalmát szeretnénk összehasonlítani. Az elsőből $n_1 = 20$, a másodikból $n_2 = 12$ dobozban mértük meg a cukortartalmat (grammban).

Az átlagok és korrigált tapasztalati szórások grammban számolva ($X_1, \ldots, X_{20}$ az első minta, $Y_1, \ldots, Y_{12}$ a második):

$$\overline{X} = 18,4, \qquad s_n^*(X) = 1,2, \qquad \overline{Y} = 19,9, \qquad s_n^*(Y) = 1,3.$$

Állíthatjuk-e $\alpha = 0,05$ szignifikanciaszint mellett, hogy a kétféle joghurtban szignifikánsan eltérő a cukortartalom? Feltételezzük, hogy a minták **függetlenek, normális eloszlásúak, azonos szórásúak**.

$H_0 : m_1 = m_2$, $H_1 : m_1 \neq m_2$

A próbastatisztika értéke: $t = -3,3$.

Az $f = n_1 + n_2 - 2 = 20 + 12 - 2 = 30$ szabadsági fokú **kétoldali** t-próba kritikus értéke $\alpha = 0,05$ szignifikanciaszint mellett: $t_{16,0,05} = 2,042$.

Kétmintás t-próba: példa

Kétféle joghurt cukortartalmát szeretnénk összehasonlítani. Az elsőből $n_1 = 20$, a másodikból $n_2 = 12$ dobozban mértük meg a cukortartalmat (grammban).

Az átlagok és korrigált tapasztalati szórások grammban számolva ($X_1, \ldots, X_{20}$ az első minta, $Y_1, \ldots, Y_{12}$ a második):

$$\overline{X} = 18,4, \qquad s_n^*(X) = 1,2, \qquad \overline{Y} = 19,9, \qquad s_n^*(Y) = 1,3.$$

Állíthatjuk-e $\alpha = 0,05$ szignifikanciaszint mellett, hogy a kétféle joghurtban szignifikánsan eltérő a cukortartalom? Feltételezzük, hogy a minták **függetlenek, normális eloszlásúak, azonos szórásúak**.

$H_0 : m_1 = m_2$, $H_1 : m_1 \neq m_2$

A próbastatisztika értéke: $t = -3,3$.

Az $f = n_1 + n_2 - 2 = 20 + 12 - 2 = 30$ szabadsági fokú **kétoldali** t-próba kritikus értéke $\alpha = 0,05$ szignifikanciaszint mellett: $t_{16,0,05} = 2,042$.

Itt $|t| = 3,3 > 2,042 = t_{30,0,05}$, ezért **elutasítjuk** H_0**-t**. A kétféle joghurt cukortartalma **szignifikánsan különböző**

Kétmintás t-próba: példa

Kétféle joghurt cukortartalmát szeretnénk összehasonlítani. Az elsőből $n_1 = 20$, a másodikból $n_2 = 12$ dobozban mértük meg a cukortartalmat (grammban).

Az átlagok és korrigált tapasztalati szórások grammban számolva ($X_1, \ldots, X_{20}$ az első minta, $Y_1, \ldots, Y_{12}$ a második):

$$\overline{X} = 18,4, \qquad s_n^*(X) = 1,2, \qquad \overline{Y} = 19,9, \qquad s_n^*(Y) = 1,3.$$

Állíthatjuk-e $\alpha = 0,05$ szignifikanciaszint mellett, hogy a kétféle joghurtban szignifikánsan eltérő a cukortartalom? Feltételezzük, hogy a minták **függetlenek, normális eloszlásúak, azonos szórásúak**.

$H_0 : m_1 = m_2$, $H_1 : m_1 \neq m_2$

A próbastatisztika értéke: $t = -3,3$.

Az $f = n_1 + n_2 - 2 = 20 + 12 - 2 = 30$ szabadsági fokú **kétoldali** t-próba kritikus értéke $\alpha = 0,05$ szignifikanciaszint mellett: $t_{16,0,05} = 2,042$.

Itt $|t| = 3,3 > 2,042 = t_{30,0,05}$, ezért **elutasítjuk H_0-t**. A kétféle joghurt cukortartalma **szignifikánsan különböző** – ha a szórások azonosak, és a próba alkalmazható (ezt eddig feltettük).

F-próba

Független normális eloszlású minták **szórásának** összehasonlítására.

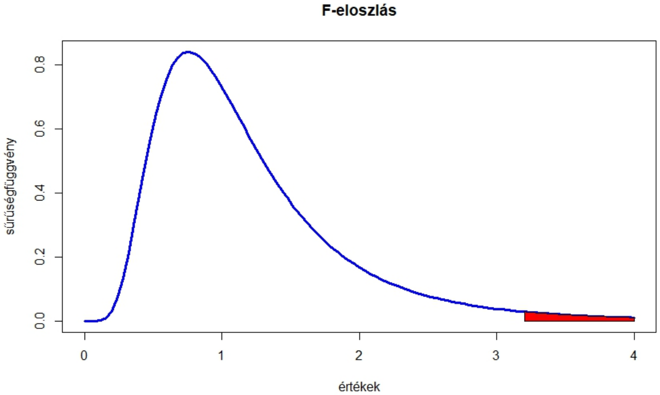
- Legyenek most $X_1, X_2, \ldots, X_{n_1}, Y_1, \ldots, Y_{n_2}$ független normális eloszlású valószínűségi változók, ahol $X_i \sim N(m_1, \sigma_1^2)$, $Y_i \sim N(m_2, \sigma_2^2)$. Itt $m_1, m_2, \sigma_1, \sigma_2$ ismeretlen paraméterek.
- Kétoldali ellenhipotézis: $H_0 : \sigma_1 = \sigma_2$; $H_1 : \sigma_1 \neq \sigma_2$.
- Próbastatisztika (eloszlása F-eloszlás H_0 mellett):

$$F = \frac{s_{n_1}^{*2}}{s_{n_2}^{*2}}.$$

- Ha $F > F_{n_1-1,n_2-1}$ vagy $1/F > F_{n_2-1,n_1-1}$, akkor elvetjük a nullhipotézist, különben elfogadjuk, ahol F_{f_1,f_2} az f_1, f_2 szabadsági fokú az F-eloszlás $1-\alpha/2$-kvantilise.

$p < 0,05$: a szórások szignifikánsan eltérnek.

Az F-próba kritikus értéke



Az F-próba kritikus értéke: $F_{19,11} = 3,24$, ez az eloszlás $1-\alpha/2 = 0,975$-kvantilise

Kétmintás F-próba: példa

Kétféle joghurt cukortartalmát szeretnénk összehasonlítani. Az elsőből $n_1 = 20$, a másodikból $n_2 = 12$ dobozban mértük meg a cukortartalmat (grammban). Az átlagok és korrigált tapasztalati szórások ($X_1, \ldots, X_{20}$ az első minta, $Y_1, \ldots, Y_{12}$ a második):

$$\overline{X} = 18,4, \qquad s_n^*(X) = 1,2, \qquad \overline{Y} = 19,9, \qquad s_n^*(Y) = 1,3.$$

Állíthatjuk-e $\alpha = 0,05$ szignifikanciaszint mellett, hogy a kétféle joghurtban szignifikánsan eltérő a cukortartalom szórása? Feltételezzük, hogy a minták **független, normális eloszlásúak**.

Kétmintás F-próba: példa

Kétféle joghurt cukortartalmát szeretnénk összehasonlítani. Az elsőből $n_1 = 20$, a másodikból $n_2 = 12$ dobozban mértük meg a cukortartalmat (grammban). Az átlagok és korrigált tapasztalati szórások ($X_1, \ldots, X_{20}$ az első minta, $Y_1, \ldots, Y_{12}$ a második):

$$\overline{X} = 18,4, \qquad s_n^*(X) = 1,2, \qquad \overline{Y} = 19,9, \qquad s_n^*(Y) = 1,3.$$

Állíthatjuk-e $\alpha = 0,05$ szignifikanciaszint mellett, hogy a kétféle joghurtban szignifikánsan eltérő a cukortartalom szórása? Feltételezzük, hogy a minták **függetlenek, normális eloszlásúak**.

$H_0 : \sigma_1 = \sigma_2$, $H_1 : \sigma_1 \neq \sigma_2$

A próbastatisztika értéke: $F = \frac{s_{n_1}^{*2}}{s_{n_2}^{*2}} = \frac{1,2^2}{1,3^2} = 0,85$, és $\frac{1}{F} = \frac{1,3^2}{1,2^2} = 1,17$.

Az $(f_1, f_2) = (n_1 - 1, n_2 - 1) = (19,11)$ szabadsági fokú F-próba kritikus értéke $\alpha = 0,05$ esetén: $3,24$, míg az $(f_2, f_1) = (n_2 - 1, n_1 - 1) = (11,19)$ szabadsági fok esetén $2,76$.

Kétmintás F-próba: példa

Kétféle joghurt cukortartalmát szeretnénk összehasonlítani. Az elsőből $n_1 = 20$, a másodikból $n_2 = 12$ dobozban mértük meg a cukortartalmat (grammban). Az átlagok és korrigált tapasztalati szórások ($X_1, \dots, X_{20}$ az első minta, $Y_1, \dots, Y_{12}$ a második):

$$\overline{X} = 18,4, \qquad s_n^*(X) = 1,2, \qquad \overline{Y} = 19,9, \qquad s_n^*(Y) = 1,3.$$

Állíthatjuk-e $\alpha = 0,05$ szignifikanciaszint mellett, hogy a kétféle joghurtban szignifikánsan eltérő a cukortartalom szórása? Feltételezzük, hogy a minták **függetlenek, normális eloszlásúak**.

$H_0 : \sigma_1 = \sigma_2$, $H_1 : \sigma_1 \neq \sigma_2$

A próbastatisztika értéke: $F = \frac{s_{n_1}^{*2}}{s_{n_2}^{*2}} = \frac{1,2^2}{1,3^2} = 0,85$, és $\frac{1}{F} = \frac{1,3^2}{1,2^2} = 1,17$.

Az $(f_1, f_2) = (n_1 - 1, n_2 - 1) = (19, 11)$ szabadsági fokú F-próba kritikus értéke $\alpha = 0,05$ esetén: $3,24$, míg az $(f_2, f_1) = (n_2 - 1, n_1 - 1) = (11, 19)$ szabadsági fok esetén $2,76$.

Mivel $F < 3,24$ és $1/F < 2,76$, **elfogadjuk a nullhipotézist**, a szórások nem térnek el szignifikánsan, és **a kétmintás t-próba valóban alkalmazható**.

Normális eloszlásra vonatkozó kétmintás próbák

Az alábbiakat kell ellenőrizni kétmintás próbáknál:

- A minta **normális eloszlású**, vagy a mintaelemszám elég nagy és a szórás feltehetően véges (a centrális határeloszlástétel alapján az átlag közel normális eloszlású).

Normális eloszlásra vonatkozó kétmintás próbák

Az alábbiakat kell ellenőrizni kétmintás próbáknál:

- A minta **normális eloszlású**, vagy a mintaelemszám elég nagy és a szórás feltehetően véges (a centrális határeloszlástétel alapján az átlag közel normális eloszlású).
- Kétmintás esetben: a **két minta egymástól független** (''unpaired'' eset). Ha a két minta természetes módon párosítható, **párosított** (''paired'') próba alkalmazható. Példa: megmérjük húsz ember vérnyomását egy adott napon reggel és este. Igaz-e, hogy a reggeli érték jelentősen eltér az estitől?
- Ha a **szórásokról feltételezhetjük, hogy megegyeznek**: a Student-féle t-próba alkalmazható.
- Ha a **szórásokról nem tételezhetjük fel, hogy megegyeznek**: a Welch-féle t-próba alkalmazható.

Példa: párosított t-próba

1991 és 2010 között feljegyezték az éves csapadékösszeget Budapesten, illetve Szegeden. Az átlag Budapesten 533 mm, a korrigált tapasztalati szórás 139, Szegeden az átlag 540 mm, a korrigált tapasztalati szórás 143 lett (forrás: OMSZ). Állíthatjuk-e, hogy Szegeden szignifikánsan nagyobb a csapadékmennyiség várható értéke?

év	1991	1992	1993	1994	1995	...	átlag	s_n^*
Budapest	594	364	505	481	575	...	**533**	139
Szeged	617	457	408	399	562	...	**540**	143

Példa: párosított t-próba

1991 és 2010 között feljegyezték az éves csapadékösszeget Budapesten, illetve Szegeden. Az átlag Budapesten 533 mm, a korrigált tapasztalati szórás 139, Szegeden az átlag 540 mm, a korrigált tapasztalati szórás 143 lett (forrás: OMSZ). Állíthatjuk-e, hogy Szegeden szignifikánsan nagyobb a csapadékmennyiség várható értéke?

év	1991	1992	1993	1994	1995	...	átlag	s_n^*
Budapest	594	364	505	481	575	...	**533**	139
Szeged	617	457	408	399	562	...	**540**	143

A két adatsor **nem független**, mert egy éven belül a két város időjárása nem független (az egyes minták sem teljesen függetlenek, és nem biztos, hogy normális eloszlásúak). Ezért **párosított** (paired) t-próba alkalmazható, egyoldali nullhipotézissel.

$H_0 : m_1 \geq m_2$, $H_1 : m_1 < m_2$, ahol m_1 a budapesti, m_2 a szegedi csapadékmennyiség várható értéke.

Példa: párosított t-próba

1991 és 2010 között feljegyezték az éves csapadékösszeget Budapesten, illetve Szegeden. Az átlag Budapesten 533 mm, a korrigált tapasztalati szórás 139, Szegeden az átlag 540 mm, a korrigált tapasztalati szórás 143 lett (forrás: OMSZ). Állíthatjuk-e, hogy Szegeden szignifikánsan nagyobb a csapadékmennyiség várható értéke?

év	1991	1992	1993	1994	1995	...	átlag	s_n^*
Budapest	594	364	505	481	575	...	**533**	139
Szeged	617	457	408	399	562	...	**540**	143

A két adatsor **nem független**, mert egy éven belül a két város időjárása nem független (az egyes minták sem teljesen függetlenek, és nem biztos, hogy normális eloszlásúak). Ezért **párosított** (paired) t-próba alkalmazható, egyoldali nullhipotézissel.

$H_0 : m_1 \geq m_2$, $H_1 : m_1 < m_2$, ahol m_1 a budapesti, m_2 a szegedi csapadékmennyiség várható értéke.

A próbát elvégezve a p-értékre $0,366$ adódott.

Példa: párosított t-próba

1991 és 2010 között feljegyezték az éves csapadékösszeget Budapesten, illetve Szegeden. Az átlag Budapesten 533 mm, a korrigált tapasztalati szórás 139, Szegeden az átlag 540 mm, a korrigált tapasztalati szórás 143 lett (forrás: OMSZ). Állíthatjuk-e, hogy Szegeden szignifikánsan nagyobb a csapadékmennyiség várható értéke?

év	1991	1992	1993	1994	1995	...	átlag	s_n^*
Budapest	594	364	505	481	575	...	**533**	139
Szeged	617	457	408	399	562	...	**540**	143

A két adatsor **nem független**, mert egy éven belül a két város időjárása nem független (az egyes minták sem teljesen függetlenek, és nem biztos, hogy normális eloszlásúak). Ezért **párosított** (paired) t-próba alkalmazható, egyoldali nullhipotézissel.

$H_0 : m_1 \geq m_2$, $H_1 : m_1 < m_2$, ahol m_1 a budapesti, m_2 a szegedi csapadékmennyiség várható értéke.

A próbát elvégezve a p-értékre $0,366$ adódott.

Elfogadjuk a nullhipotézist, az adatok alapján Szegeden nem több szignifikánsan a csapadékmennyiség várható értéke, mint Budapesten.

Welch-féle t-próba

A **várható érték összehasonlítására** párosítatlan esetben (two-sample two-sided unpaired Welch t-test). Legyenek $X_1, \ldots, X_{n_1}, Y_1, \ldots, Y_{n_2}$ **független normális eloszlású** valószínűségi változók: $X_i \sim N(m_1, \sigma_1^2)$, $Y_i \sim N(m_2, \sigma_2^2)$, ahol $m_1, m_2, \sigma_1, \sigma_2$ ismeretlen paraméterek.

Kétoldali ellenhipotézis: $H_0 : m_1 = m_2$; $H_1 : m_1 \neq m_2$.

Próbastatisztika:

$$t = \frac{\overline{X} - \overline{Y}}{\sqrt{\frac{s_{n_1}^{*2}(X)}{n_1} + \frac{s_{n_2}^{*2}(Y)}{n_2}}}.$$

Ha $|t| > t_{f,1-\alpha}$, akkor elvetjük a nullhipotézist, különben elfogadjuk. A $t_{f,1-\alpha}$ kritikus érték az f szabadsági fokú **kétoldali** t-próba kritikus értéke α szignifikanciaszint mellett (a megfelelő eloszlás $1 - \alpha/2$-kvantilise).

Szabadsági fok:

$$f \approx \frac{\left(\frac{s_{n_1}^{*2}(X)}{n_1} + \frac{s_{n_2}^{*2}(Y)}{n_2}\right)^2}{\frac{s_{n_1}^{*4}(X)}{n_1^2(n_1-1)} + \frac{s_{n_2}^{*4}(Y)}{n_2^2(n_2-1)}}.$$

Ha $p < \alpha$: elvetjük H_0-t, az várható értékek szignifikánsan eltérnek egymástól.

χ^2-próba: illeszkedésvizsgálat

Legyen $A_1, A_2, \ldots, A_r$ teljes eseményrendszer, $p_1, p_2, \ldots, p_r$ pedig olyan nemnegatív számok, melyek összege 1.

$H_0 : \mathbb{P}(A_k) = p_k$ minden $k = 1, 2, \ldots, r$-re.

$H_1 : \mathbb{P}(A_k) \neq p_k$ valamelyik $k = 1, 2, \ldots, r$-re.

- n független megfigyelést végzünk.
- N_k: hányszor következett be A_k.
- Ha van k, hogy $N_k < 4$: néhány osztályt össze kell vonnunk, hogy a próbát alkalmazhassuk (vagyis A_j és A_k helyett $A_j \cup A_k$-t és $p_j + p_k$-t tekintjük).
- Próbastatisztika:

$$\chi^2 = \sum_{k=1}^{r} \frac{(N_k - n \cdot p_k)^2}{n \cdot p_k}.$$

χ^2-próba

Adott $(A_k)_{k=1}^r$ teljes eseményrendszer, és $(p_k)_{k=1}^r$ számok: $\sum_{k=1}^r p_k = 1$.

$H_0 : \mathbb{P}(A_k) = p_k$ minden $k = 1, 2, \ldots, r$-re. H_1: a nullhipotézis nem igaz

Próbastatisztika (feltéve, hogy $N_k \geq 4$ minden k-ra):

$$\chi^2 = \sum_{k=1}^{r} \frac{(N_k - n \cdot p_k)^2}{n \cdot p_k}.$$

χ^2-próba

Adott $(A_k)_{k=1}^r$ teljes eseményrendszer, és $(p_k)_{k=1}^r$ számok: $\sum_{k=1}^r p_k = 1$.

$H_0 : \mathbb{P}(A_k) = p_k$ minden $k = 1, 2, \ldots, r$-re. H_1: a nullhipotézis nem igaz

Próbastatisztika (feltéve, hogy $N_k \geq 4$ minden k-ra):

$$\chi^2 = \sum_{k=1}^{r} \frac{(N_k - n \cdot p_k)^2}{n \cdot p_k}.$$

Legyen c_{krit} az $f = r - 1$ szabadsági fokú χ^2-próba kritikus értéke α szignifikanciaszint mellett.

$\chi^2 > c_{\mathrm{krit}}$ vagy $p < \alpha$: elutasítjuk H_0-t, az eloszlás szignifikánsan eltér (p_k)-tól.

$\chi^2 \leq c_{\mathrm{krit}}$ vagy $p \geq \alpha$: elfogadjuk H_0-t, az eloszlás nem tér el szignifikánsan (p_k)-tól.

χ^2-próba

Adott $(A_k)_{k=1}^r$ teljes eseményrendszer, és $(p_k)_{k=1}^r$ számok: $\sum_{k=1}^r p_k = 1$.

$H_0 : \mathbb{P}(A_k) = p_k$ minden $k = 1, 2, \ldots, r$-re. H_1: a nullhipotézis nem igaz

Próbastatisztika (feltéve, hogy $N_i \geq 4$ minden k-ra):

$$\chi^2 = \sum_{k=1}^{r} \frac{(N_k - n \cdot p_k)^2}{n \cdot p_k}.$$

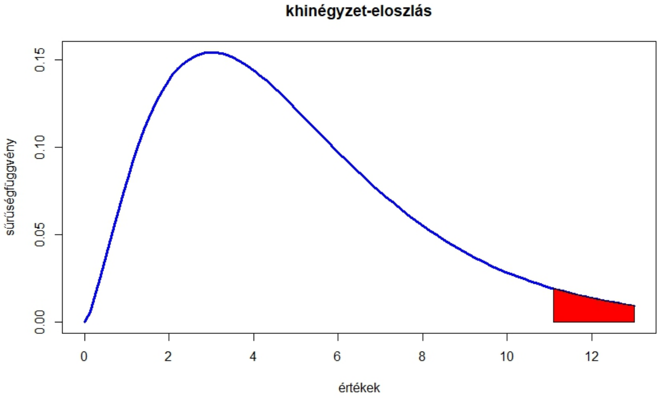
Legyen c_{krit} az $f = r - 1$ szabadsági fokú χ^2-próba kritikus értéke α terjedelem (szignifikanciaszint) mellett.

Ez az $f = r - 1$ szabadsági fokú χ^2-eloszlás $1 - \alpha$-kvantilise, vagyis

$$\mathbb{P}(Z_1^2 + \ldots + Z_f^2 < c_{\mathrm{krit}}) = 1 - \alpha,$$

ahol $Z_1, \ldots, Z_f$ független standard normális eloszlású valószínűségi változók.

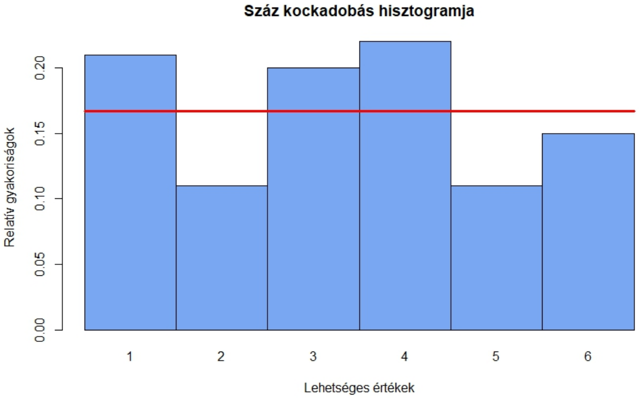
χ^2-próba kritikus értéke



Az $f = 5$ szabadsági fokú χ^2-eloszlás sűrűségfüggvénye. Az $\alpha = 0,05$ szignifikanciaszintű próba kritikus értéke: $c_{\mathrm{krit}} = 11,1$.

χ^2-próba: példa

Dobókockával dobunk százszor. A terjedelmet $\alpha = 0,05$-nek választva elfogadható-e, hogy szabályos a dobókocka?



χ^2-próba: példa

Dobókockával dobunk százszor. A terjedelmet $\alpha = 0,05$-nek választva elfogadható-e, hogy szabályos a dobókocka?

érték	1	2	3	4	5	6
gyakoriság	21	11	20	22	11	15

χ^2-próba: példa

Dobókockával dobunk százszor. A terjedelmet $\alpha = 0,05$-nek választva elfogadható-e, hogy szabályos a dobókocka?

érték	1	2	3	4	5	6
gyakoriság	21	11	20	22	11	15

Minden szám legalább négyszer előfordult, alkalmazhatjuk a χ^2-próbát. A_i: i-t dobunk, $r = 6$, $p_k = 1/6$, $k = 1, 2, \ldots, 6$.

$H_0 : \mathbb{P}(A_k) = 1/6$ minden k-ra; $\qquad H_1 : \mathbb{P}(A_k) \neq 1/6$ valamelyik k-ra

χ^2-próba: példa

Dobókockával dobunk százszor. A terjedelmet $\alpha = 0,05$-nek választva elfogadható-e, hogy szabályos a dobókocka?

érték	1	2	3	4	5	6
gyakoriság	21	11	20	22	11	15

Minden szám legalább négyszer előfordult, alkalmazhatjuk a χ^2-próbát. A_i: i-t dobunk, $r = 6$, $p_k = 1/6$, $k = 1, 2, \ldots, 6$.

$H_0 : \mathbb{P}(A_k) = 1/6$ minden k-ra; $H_1 : \mathbb{P}(A_k) \neq 1/6$ valamelyik k-ra

$$\chi^2 = \sum_{k=1}^{r} \frac{(N_k - n \cdot p_k)^2}{n \cdot p_k} = \frac{(21 - 100 \cdot 1/6)^2}{100 \cdot 1/6} + \frac{(11 - 100 \cdot 1/6)^2}{100 \cdot 1/6} + \ldots + \frac{(15 - 100 \cdot 1/6)^2}{100 \cdot 1/6} = 7,52.$$

χ^2-próba: példa

Dobókockával dobunk százszor. A terjedelmet $\alpha = 0,05$-nek választva elfogadható-e, hogy szabályos a dobókocka?

érték	1	2	3	4	5	6
gyakoriság	21	11	20	22	11	15

χ^2-próba: példa

Dobókockával dobunk százszor. A terjedelmet $\alpha = 0,05$-nek választva elfogadható-e, hogy szabályos a dobókocka?

érték	1	2	3	4	5	6
gyakoriság	21	11	20	22	11	15

$H_0 : \mathbb{P}(A_k) = 1/6$ minden k-ra; $H_1 : \mathbb{P}(A_k) \neq 1/6$ valamelyik k-ra

$$\chi^2 = 7,52; \qquad f = r - 1 = 5; \qquad \alpha = 0,05; \qquad c_{\mathrm{krit}} = 11,1$$

χ^2-próba: példa

Dobókockával dobunk százszor. A terjedelmet $\alpha = 0,05$-nek választva elfogadható-e, hogy szabályos a dobókocka?

érték	1	2	3	4	5	6
gyakoriság	21	11	20	22	11	15

$H_0 : \mathbb{P}(A_k) = 1/6$ minden k-ra; $H_1 : \mathbb{P}(A_k) \neq 1/6$ valamelyik k-ra

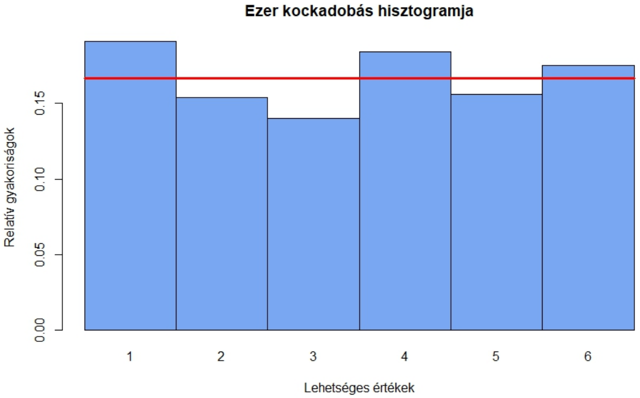
$$\chi^2 = 7,52; \qquad f = r - 1 = 5; \qquad \alpha = 0,05; \qquad c_{\text{krit}} = 11,1$$

$\chi^2 = 7,52 < c_{\text{krit}} = 11,1$, illetve a p-értékre $0,1847 > 0,05$.

Elfogadjuk H_0-t, elfogadható, hogy a dobókocka szabályos, nincs szignifikáns eltérés az egyenletes eloszlástól.

χ^2-próba: példa

Dobókockával dobunk ezerszer. A terjedelmet $\alpha = 0,05$-nek választva elfogadható-e, hogy szabályos a dobókocka?



χ^2-próba: példa

Ha ezerszer dobunk, és az alábbi eredmények adódnak:

érték	1	2	3	4	5	6
gyakoriság	191	154	140	184	156	175

$H_0 : \mathbb{P}(A_k) = 1/6$ minden k-ra; $H_1 : \mathbb{P}(A_k) \neq 1/6$ valamelyik k-ra

$$\chi^2 = 11,68; \qquad f = r - 1 = 5; \qquad \alpha = 0,05; \qquad c_{\mathrm{krit}} = 11,1$$

χ^2-próba: példa

Ha ezerszer dobunk, és az alábbi eredmények adódnak:

érték	1	2	3	4	5	6
gyakoriság	191	154	140	184	156	175

$H_0 : \mathbb{P}(A_k) = 1/6$ minden k-ra; $H_1 : \mathbb{P}(A_k) \neq 1/6$ valamelyik k-ra

$$\chi^2 = 11,68; \qquad f = r - 1 = 5; \qquad \alpha = 0,05; \qquad c_{\mathrm{krit}} = 11,1$$

$\chi^2 = 11,68 > c_{\mathrm{krit}} = 11,1$, illetve a p-értékre $0,039 < 0,05$.

Elutasítjuk H_0-t, nem fogadható el, hogy a dobókocka szabályos, a minta alapján az eloszlás szignifikánsan eltér az egyenletes eloszlástól.

Házi feladat április 16., kedd, 12:00-ig

A félév elején gyűjtött adatok alapján válasszuk szét két csoportra az embereket aszerint, hogy van-e kutyájuk.

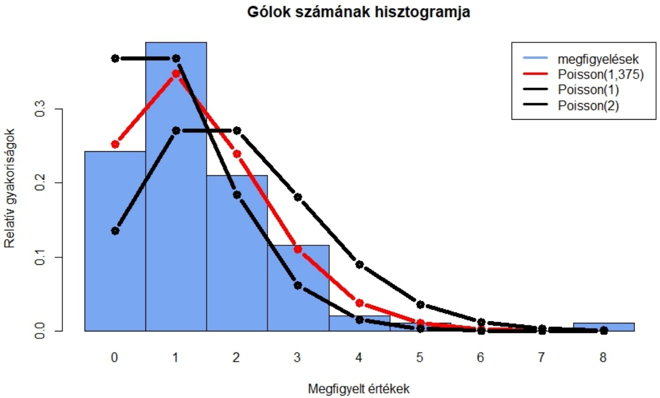
Állíthatjuk-e $\alpha = 0,05$ szignifikanciaszinten, hogy a kutyával rendelkezők sportolással töltött idejének várható értéke szignifikánsan kevesebb, mint a kutyával nem rendelkezőké?

Állíthatjuk-e $\alpha = 0,05$ szignifikanciaszinten, hogy a kutyával rendelkezők utazással töltött ideje szignifikánsan különbözik a kutyával nem rendelkezőkétől?

Becsléses illeszkedésvizsgálat: példa

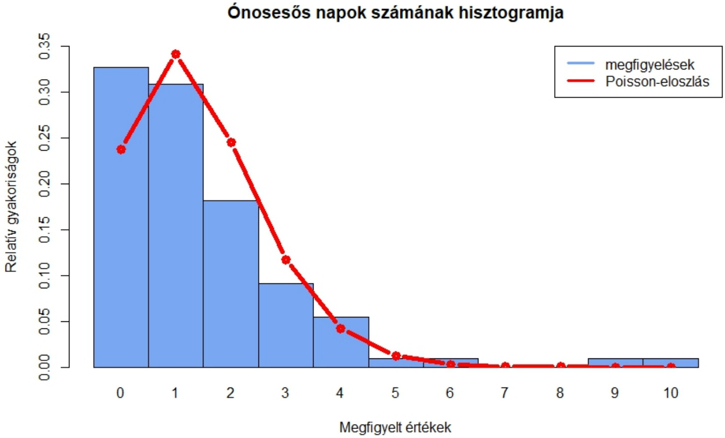
Elfogadható-e 0,05 terjedelem (szignifikanciaszint) mellett, hogy az egy futballmérkőzésen lőtt gólok száma Poisson-eloszlású?

Megfigyelt adatok $n = 95$ elemű mintából, melyek átlaga $\overline{X} = 1,379$, és a $\hat{\lambda} = 1,379$ paraméterű Poisson-eloszlás: $\mathbb{P}(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!}e^{-\lambda}$.

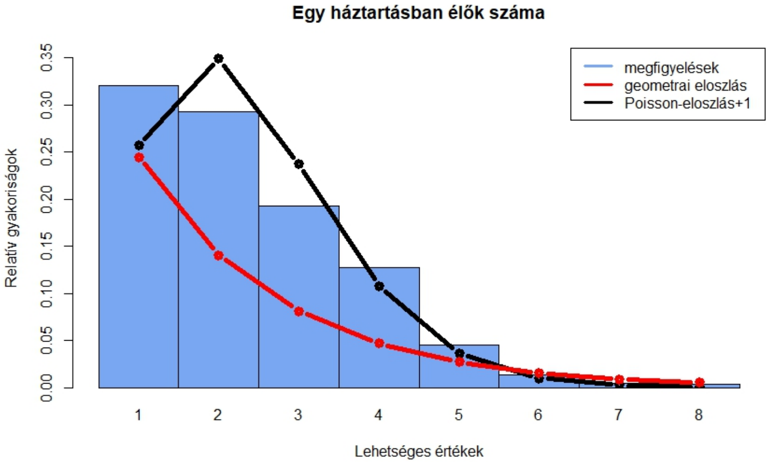


Becsléses illeszkedésvizsgálat: példa

Elfogadható-e 0,05 szignifikanciaszint mellett, hogy Budapesten az ónosesős napok száma egy év alatt Poisson-eloszlású? Megfigyelt adatok $n = 110$ elemű mintából (1901–2010, Országos Meteorológiai Szolgálat), melyek átlaga $\overline{X} = 1,44$, és a $\hat{\lambda} = 1,44$ paraméterű Poisson-eloszlás: $\mathbb{P}(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!}e^{-\lambda}$.



Egy háztartásban élők száma



Egy háztartásban élők számának hisztogramja (forrás: KSH, 2011), és a geometriai eloszlás ($p = 1/\overline{X}$), illetve a Poisson($\overline{X}$)-eloszlás eggyel eltolva. Itt $\overline{X} = 2,36$ az átlag, és $n = 4105698$ a háztartások száma, **túl nagy a mintaelemszám**.

Becsléses illeszkedésvizsgálat

$A_1, A_2, \ldots, A_r$ teljes eseményrendszer, azaz olyan események, amik közül pontosan az egyik következik be. N_k: hányszor következik be A_k egy n elemű független mintában. Feltesszük, hogy $N_k \geq 4$ minden k-ra, ha nem, osztályokat vonunk össze. Adott $p_k(\lambda)$ minden $\lambda \in \mathcal{L}$-re.

H_0: van olyan $\lambda \in \mathcal{L}$, melyre $\mathbb{P}(A_k) = p_k(\lambda)$ minden $k = 1, 2, \ldots, r$-re.

H_1: nincs ilyen $\lambda \in \mathcal{L}$, az eloszlás szignifikánsan eltér a $\big(p_k(\lambda)\big)$ eloszláscsaládtól.

Becsléses illeszkedésvizsgálat

$A_1, A_2, \ldots, A_r$ teljes eseményrendszer, azaz olyan események, amik közül pontosan az egyik következik be. N_k: hányszor következik be A_k egy n elemű független mintában. Feltesszük, hogy $N_k \geq 4$ minden k-ra, ha nem, osztályokat vonunk össze. Adott $p_k(\lambda)$ minden $\lambda \in \mathcal{L}$-re.

H_0: van olyan $\lambda \in \mathcal{L}$, melyre $\mathbb{P}(A_k) = p_k(\lambda)$ minden $k = 1, 2, \ldots, r$-re.

H_1: nincs ilyen $\lambda \in \mathcal{L}$, az eloszlás szignifikánsan eltér a $\big(p_k(\lambda)\big)$ eloszláscsaládtól.

A λ paramétervektor maximumlikelihood-becslése legyen $\hat{\lambda}$, és legyen $\hat{p}_k = p_k(\hat{\lambda})$. A λ dimenziója, vagyis a becsült paraméterek száma d. Próbastatisztika:

$$\chi^2 = \sum_{k=1}^{r} \frac{(N_k - n \cdot \hat{p}_k)^2}{n \cdot \hat{p}_k}.$$

Legyen $f = r - d - 1$, és c_{krit} az f szabadsági fokú χ^2-próba kritikus értéke α szignifikanciaszint mellett (**a szabadsági fokból levonjuk a becsült paraméterek számát**). H_0-t elutasítjuk, ha $\chi^2 > c_{\mathrm{krit}}$ (azaz $p < \alpha$), ilyenkor a minta szignifikánsan eltér a nullhipotézisben szereplő eloszláscsaládtól. Ha $\chi^2 \leq c_{\mathrm{krit}}$, akkor elfogadjuk a nullhipotézist.

Becsléses illeszkedésvizsgálat: példa

Példa. Az egy futballmérkőzésen lőtt gólok száma a világbajnokság $n = 95$ mérkőzésén:

gólok száma	0	1	2	3	4	5	6	7	8
mérkőzések száma	23	37	20	11	2	1	0	0	1

Poisson-esetben a λ paraméter maximumlikelihood-becslése:

$$\hat{\lambda} = \overline{X} = \frac{0 \cdot 23 + 1 \cdot 37 + 2 \cdot 20 + 3 \cdot 11 + 4 \cdot 2 + 5 \cdot 1 + 8 \cdot 1}{95} = 1,379.$$

Mivel vannak olyan osztályok, ahova 4-nél kevesebb megfigyelés esik, a beosztást módosítjuk:

gólok száma	0	1	2	3	≥ 4
mérkőzések száma	23	37	20	11	4

Becsléses illeszkedésvizsgálat: példa

H_0: az eloszlás Poisson-eloszlásból származik valamely $\lambda > 0$-val.

H_1: az eloszlás eltér a Poisson-eloszlástól.

$\hat{\lambda} = 1,379$ a paraméter maximumlikelihood-becslése. Ekkor

$$\hat{p}_k = \frac{\hat{\lambda}^k}{k!} e^{-\hat{\lambda}} \qquad (k = 0, 1, 2, \ldots)$$

a Poisson-eloszlás definíciójába a $\hat{\lambda}$ becsült paramétert helyettesítve.

Becsléses illeszkedésvizsgálat: példa

H_0: az eloszlás Poisson-eloszlásból származik valamely $\lambda > 0$-val.

H_1: az eloszlás eltér a Poisson-eloszlástól.

$\hat{\lambda} = 1,379$ a paraméter maximumlikelihood-becslése. Ekkor

$$\hat{p}_k = \frac{\hat{\lambda}^k}{k!} e^{-\hat{\lambda}} \qquad (k = 0, 1, 2, \dots)$$

a Poisson-eloszlás definíciójába a $\hat{\lambda}$ becsült paramétert helyettesítve.

gólok száma	0	1	2	3	≥ 4
mérkőzések száma	23	37	20	11	4
$n\hat{p}_k$ (Poisson($\hat{\lambda}$))	23,92	32,99	22,75	10,46	4,88

$$\chi^2 = \sum_{k=1}^{r} \frac{(N_k - n \cdot \hat{p}_k)^2}{n \cdot \hat{p}_k} = \frac{(23 - 23,92)^2}{23,92} + \frac{(37 - 32,99)^2}{32,99} + \dots = 1,04.$$

Becsléses illeszkedésvizsgálat: példa

H_0: az eloszlás Poisson-eloszlásból származik valamely $\lambda > 0$-val.

H_1: az eloszlás eltér a Poisson-eloszlástól.

$\hat{\lambda} = 1,379$ a paraméter maximumlikelihood-becslése.

gólok száma	0	1	2	3	≥ 4
mérkőzések száma	23	37	20	11	4
Poisson($\hat{\lambda}$)-eloszlás	23,92	32,99	22,75	10,46	4,88

Becsléses illeszkedésvizsgálat: példa

H_0: az eloszlás Poisson-eloszlásból származik valamely $\lambda > 0$-val.

H_1: az eloszlás eltér a Poisson-eloszlástól.

$\hat{\lambda} = 1,379$, egydimenziós paramétert (egy pozitív számot) kellett becsülni, tehát d=1. Az osztályok száma $r = 5$.

gólok száma	0	1	2	3	≥ 4
mérkőzések száma	23	37	20	11	4
Poisson($\hat{\lambda}$)-eloszlás	23,92	32,99	22,75	10,46	4,88

$$\chi^2 = 1,04; \quad \mathrm{f} = \mathrm{r} - \mathrm{d} - 1 = 5 - 1 - 1 = 3; \quad \alpha = 0,05; \quad c_{\mathrm{krit}} = 7,81.$$

Becsléses illeszkedésvizsgálat: példa

H_0: az eloszlás Poisson-eloszlásból származik valamely $\lambda > 0$-val.

H_1: az eloszlás eltér a Poisson-eloszlástól.

$\hat{\lambda} = 1,379$, egydimenziós paramétert (egy pozitív számot) kellett becsülni, tehát d=1. Az osztályok száma $r = 5$.

gólok száma	0	1	2	3	≥ 4
mérkőzések száma	23	37	20	11	4
Poisson($\hat{\lambda}$)-eloszlás	23,92	32,99	22,75	10,46	4,88

$$\chi^2 = 1,04; \quad f = r - d - 1 = 5 - 1 - 1 = 3; \quad \alpha = 0,05; \quad c_{\text{krit}} = 7,81.$$

$\chi^2 = 1,04 < 7,81 = c_{\text{krit}}$, ezért elfogadjuk, hogy a minta Poisson-eloszlású, nincs szignifikáns eltérés a Poisson-eloszlástól. A p-érték: $p = 0,21$.

Becsléses illeszkedésvizsgálat: példa

Példa. Az ónosesős napok évenkénti száma $n = 110$ éven keresztül Budapesten:

ónosesős napok száma	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
évek száma	36	34	20	10	6	1	1	0	0	1	1

Poisson-esetben a λ paraméter maximumlikelihood-becslése:

$$\hat{\lambda} = \overline{X} = \frac{0 \cdot 36 + 1 \cdot 34 + 2 \cdot 20 + 3 \cdot 10 + \ldots + 10 \cdot 1}{110} = 1,436.$$

Mivel vannak olyan osztályok, ahova 4-nél kevesebb megfigyelés esik, a beosztást módosítjuk:

ónosesős napok száma	0	1	2	3	4	≥ 5
évek száma	36	34	20	10	6	4

Becsléses illeszkedésvizsgálat: példa

H_0: az eloszlás Poisson-eloszlásból származik valamely $\lambda > 0$-val.

H_1: az eloszlás eltér a Poisson-eloszlástól.

$\hat{\lambda} = 1,436$ a paraméter maximumlikelihood-becslése. Ekkor

$$\hat{p}_k = \frac{\hat{\lambda}^k}{k!} e^{-\hat{\lambda}} \qquad (i = 0, 1, 2, \ldots)$$

a Poisson-eloszlás definíciójába a $\hat{\lambda}$ becsült paramétert helyettesítve.

ónosesős napok száma	0	1	2	3	4	≥ 5
évek száma	36	34	20	10	6	4
$n\hat{p}_k$ (Poisson($\hat{\lambda}$))	26,17	37,58	26,98	12,91	4,64	1,73

$$\chi^2 = \sum_{k=1}^{r} \frac{(N_k - n \cdot \hat{p}_k)^2}{n \cdot \hat{p}_k} = \frac{(36 - 26,17)^2}{26,17} + \frac{(34 - 37,58)^2}{37,58} + \ldots = 9,88.$$

Becsléses illeszkedésvizsgálat: példa

H_0: az eloszlás Poisson-eloszlásból származik valamely $\lambda > 0$-val.

H_1: az eloszlás eltér a Poisson-eloszlástól.

$\hat{\lambda} = 1,436$, egydimenziós paramétert (egy pozitív számot) kellett becsülni, tehát d=1. Az osztályok száma $r = 6$.

ónosesős napok száma	0	1	2	3	4	≥ 5
évek száma	36	34	20	10	6	4
$n\hat{p}_k$ (Poisson($\hat{\lambda}$))	26,17	37,58	26,98	12,91	4,64	1,73

$\chi^2 = 9,88$; $\mathrm{f} = \mathrm{r} - \mathrm{d} - 1 = 6 - 1 - 1 = 4$; $\alpha = 0,05$; $c_{\mathrm{krit}} = 9,49$.

Becsléses illeszkedésvizsgálat: példa

H_0: az eloszlás Poisson-eloszlásból származik valamely $\lambda > 0$-val.

H_1: az eloszlás eltér a Poisson-eloszlástól.

$\hat{\lambda} = 1,436$, egydimenziós paramétert (egy pozitív számot) kellett becsülni, tehát d=1. Az osztályok száma $r = 6$.

ónosesős napok száma	0	1	2	3	4	≥ 5
évek száma	36	34	20	10	6	4
$n\hat{p}_k$ (Poisson($\hat{\lambda}$))	26,17	37,58	26,98	12,91	4,64	1,73

$$\chi^2 = 9,88; \quad \mathrm{f = r - d - 1} = 6 - 1 - 1 = 4; \quad \alpha = 0,05; \quad c_{\mathrm{krit}} = 9,49.$$

$\chi^2 = 9,88 > 9,49 = c_{\mathrm{krit}}$, ezért elutasítjuk, hogy a minta Poisson-eloszlású, az eloszlás szignifikánsan eltér a Poisson-eloszlástól. A p-érték: $p = 0,04$.

Függetlenségvizsgálat

Két szempont szerint soroljuk osztályokba a megfigyeléseket.

Első szempont: $A_1, \ldots, A_r$. Második szempont: $B_1, \ldots, B_s$.

H_0: **a két szempont független** egymástól, azaz $\mathbb{P}(A_i \cap B_j) = \mathbb{P}(A_i) \cdot \mathbb{P}(B_j)$ minden i, j-re.

H_1: a nullhipotézis nem igaz, a két szempont között **összefüggés** van.

Függetlenségvizsgálat

Két szempont szerint soroljuk osztályokba a megfigyeléseket.

Első szempont: $A_1, \ldots, A_r$. Második szempont: $B_1, \ldots, B_s$.

H_0: **a két szempont független** egymástól, azaz $\mathbb{P}(A_i \cap B_j) = \mathbb{P}(A_i) \cdot \mathbb{P}(B_j)$ minden i, j-re.

H_1: a nullhipotézis nem igaz, a két szempont között **összefüggés** van.

N_{ij}: hány olyan megfigyelés van, melyre A_i és B_j teljesül.

$N_{i.} = \sum_{j=1}^{s} N_{ij}$ (azaz az A_i gyakorisága); $N_{.j} = \sum_{i=1}^{r} N_{ij}$ (azaz B_j gyakorisága); n pedig az összes megfigyelés száma. Ekkor a próbastatisztika:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{r} \sum_{j=1}^{s} \frac{\left(N_{ij} - \frac{N_{i.} N_{.j}}{n}\right)^2}{\frac{N_{i.} N_{.j}}{n}}.$$