

Hipotézisvizsgálat

Az [elfogadási tartomány](#) az a tartomány, ahová ha a próba értéke kerül, akkor a nullhipotézist elfogadjuk.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

A [kritikus tartomány](#) az a tartomány, ahová ha a próba értéke kerül, akkor a nullhipotézist elvetjük.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

A [szignifikanciaszint](#) a hibás döntés valószínűsége.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

ELSŐ LÉPÉS: A HIPOTÉZIS MEGFOGALMAZÁSA

Minden [hipotézisvizsgálat](#) két egymásnak ellentmondó felvetés felírásával kezdődik. Az egyiket nullhipotézisnek nevezzük és H_0 -al jelöljük, a másikat pedig ellenhipotézisnek és jele H_1 .

MÁSODIK LÉPÉS: A PRÓBAFÜGGVÉNY KIVÁLASZTÁSA

A próbafüggvények kiválasztása magától a hipotézistől, illetve a [mintavétel](#) módjától is függ.

HARMADIK LÉPÉS: [SZIGNIFIKANCIASZINT](#) ÉS [KRITIKUS TARTOMÁNY](#)

Ha a próbafüggvény értéke az elfogadási tartományba fog esni, akkor ezt a tényt a nullhipotézist igazoló jelnek fogjuk tekinteni. Hogyha pedig a kritikus tartományba, akkor a nullhipotézist elvetjük.

NEGYEDIK LÉPÉS: [MINTAVÉTEL](#) ÉS DÖNTÉS

Ha a mintavétellel kapott eredményünk szerint a próbafüggvény az elfogadási tartományba esik, akkor a H_0 nullhipotézist tekintjük igaznak, a H_1 ellenhipotézist pedig elvetjük.

Ha viszont a próbafüggvény a minta alapján a kritikus tartományba esik, akkor a H_0 nullhipotézist vetjük el és a H_1 ellenhipotézist tekintjük igaznak.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

A [sokaság](#) normális eloszlású, szórása σ , H_0 a [sokaság](#) átlagára vonatkozik, a minta elemszáma n .

$$Z = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

A [sokaság](#) normális eloszlású, szórása nem ismert, H_0 a [sokaság](#) átlagára vonatkozik, a minta elemszáma n .

$$t = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\frac{s}{\sqrt{n}}}$$

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

A **sokaság** tetszőleges eloszlású, szórása nem ismert, H_0 a **sokaság** átlagára vonatkozik, a minta n elemű, elemszáma nagy.

$$Z = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

A **sokaság** tetszőleges eloszlású, H_0 a sokasági arányra vonatkozik, a minta n elemű, elemszáma nagy.

$$Z = \frac{P - P_0}{\sqrt{\frac{P_0(1-P_0)}{n}}}$$

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

A **sokaság** normális eloszlású, H_0 a sokasági szórásra vonatkozik, a minta n elemű.

$$\chi^2 = \frac{(n-1) \cdot s^2}{\sigma_0^2}$$

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

A **sokaság** eloszlására irányuló vizsgálat.

H_0 : mindegyik osztályköz valószínűsége egy adott eloszlásnak megfelelő érték, vagyis minden i -re az i -edik osztályköz valószínűsége a P_i érték.

Az ellenhipotézis pedig, H_1 : van olyan osztályköz, ami nem az adott eloszlásnak megfelelő P_i érték. A próbát $\chi^2_{1-\alpha}(v)$ jobb oldali kritikus értékkel végezzük el, a nullhipotézist az ennél kisebb, az ellenhipotézist az ennél nagyobb értékek igazolják. A minta elemszáma n .

$$\chi^2(v) = \sum_{i=1}^k \frac{(f_i - nP_i)^2}{nP_i}$$

ahol a v szabadságfok: $v = k - b - 1$.

Itt k = az osztályközök száma és b = az adott **eloszlás** azon paramétereinek száma, amit a mintából becsléssel határozzunk meg.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

A sokaságon belül két **ismérv** függetlenségére irányuló vizsgálat. H_0 : a két **ismérv** független, az ellenhipotézis pedig, H_1 : a két **ismérv** közti kapcsolat sztochasztikus vagy függvényszerű.

A próbát $\chi^2_{1-\alpha}(v)$ jobb oldali kritikus értékkel végezzük el, a nullhipotézist az ennél kisebb, az ellenhipotézist az ennél nagyobb értékek igazolják. A minta elemszáma n , a minta alapján készített **kontingencia tábla** sorainak száma r , oszlopainak száma c .

$$\chi^2(v) = \sum \frac{(n_{ij} - n_{ij}^*)^2}{n_{ij}^*}$$

ahol a v szabadságfok $v = (r - 1)(c - 1)$.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Két sokaságban valamely változó eloszlásának egyezőségére irányuló vizsgálat. H_0 : a két sokaságban az **eloszlás** egyező, az ellenhipotézis pedig, H_1 : a két **eloszlás** nem egyező.

A próbát $\chi^2_{1-\alpha}(v)$ jobb oldali kritikus értékkel végezzük el, a nullhipotézist az ennél kisebb, az ellenhipotézist az ennél nagyobb értékek igazolják. Mintát ezúttal mindkét sokaságból veszünk, az X sokaságból vett minta elemszáma n_X az Y sokaságból vett mintáé n_Y mindkét mintában az osztályközök száma k .

$$\chi^2(v) = n_X \cdot n_Y \cdot \sum_{i=1}^k \frac{1}{n_{\{Xi\}} + n_{\{Yi\}}} \cdot \left(\frac{n_{\{Xi\}}}{n_X} - \frac{n_{\{Yi\}}}{n_Y} \right)^2$$

ahol a v szabadságfok $v = k - 1$.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Mindkét **sokaság** normális eloszlású, szórásaik σ_X és σ_Y .

$$Z = \frac{(\bar{y} - \bar{x}) - \delta_0}{\sqrt{\frac{\sigma_Y^2}{n_Y} + \frac{\sigma_X^2}{n_X}}}$$

A nullhipotézis: $H_0: \mu_X - \mu_Y = \delta_0$, ahol δ tetszőleges, de előre megadott érték. A minták elemszáma n_X és n_Y .

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

A két **sokaság** normális eloszlású és szórásaik egyformák.

$$t(v) = \frac{(\bar{y} - \bar{x}) - \delta_0}{s \cdot \sqrt{\frac{1}{n_Y} + \frac{1}{n_X}}}$$

$$\text{itt } s^2 = \frac{(n_X - 1)s_X^2 + (n_Y - 1)s_Y^2}{n_X + n_Y - 2}$$

A nullhipotézis $H_0: \mu_X - \mu_Y = \delta_0$, ahol δ tetszőleges, de előre megadott érték.

A minták elemszáma n_X és n_Y , szórása s_X és s_Y , a szabadságfok $v = n_Y + n_X - 2$

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

A két [sokaság](#) eloszlása és szórása nem ismert, mindkettő szórása véges, és mindkét minta elemszáma elég nagy.

$$Z = \frac{(\bar{y} - \bar{x}) - \delta_0}{\sqrt{\frac{s_Y^2}{n_Y} + \frac{s_X^2}{n_X}}}$$

A nullhipotézis $H_0: \mu_X - \mu_Y = \delta_0$, ahol δ tetszőleges, de előre megadott érték.

A minták elemszáma n_X és n_Y , szórása s_X és s_Y .

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Két [sokaság](#) szórásának összehasonlítására irányuló próba, ha mindkét [sokaság](#) normális eloszlású. A nullhipotézis

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

$$F = \frac{s_1^2}{s_2^2} \quad F_{1-p}(v_1; v_2) = \frac{1}{F_p(v_2; v_1)}$$

Az F-[eloszlás](#) két szabadságfoka

$$v_1 = n_1 - 1 \text{ és } v_2 = n_2 - 1$$

$$\text{Bal oldali kritikus érték: } \frac{1}{F_{1-\alpha}(v_2; v_1)}$$

$$\text{Jobb oldali kritikus érték: } F_{1-\alpha}(v_1; v_2)$$

Kétoldali kritikus érték:

$$\frac{1}{F_{1-\frac{\alpha}{2}}(v_2; v_1)} \text{ és } F_{1-\frac{\alpha}{2}}(v_1; v_2)$$

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Több [sokaság](#) várható értékének összehasonlítására vonatkozó próba, ha mindegyik [sokaság](#) normális eloszlású és azonos szórású.

A H_0 nullhipotézis: $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \dots = \mu_M = \mu$, vagyis az, hogy a várható értékek az összes sokaságra (M db) megegyeznek, míg az ellenhipotézis az, hogy van olyan μ_j amire $\mu_j \neq \mu$.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

A Bartlett-próba több [sokaság](#) szórásának összehasonlítására vonatkozó próba, ha mindegyik [sokaság](#) normális eloszlású.

A H_0 nullhipotézis: $\sigma_1 = \sigma_2 = \sigma_3 = \dots = \sigma_M = \sigma$, vagyis az, hogy az összes [sokaság](#) (M db.) szórása megegyezik, míg az ellenhipotézis az, hogy van olyan σ_j , amire $\sigma_j \neq \sigma$.

$$SSB = \sum_{j=1}^M (n_j - 1) s_j^2 \quad s_b = \frac{SSB}{n-M}$$

A próbafüggvény

$$B^2 = \frac{1}{c} \left(v \cdot \ln s_b^2 - \sum_{j=1}^M v_j \ln s_j^2 \right)$$

$$c = 1 + \frac{1}{3(M-1)} \left(\sum_{j=1}^M \frac{1}{v_j} - \frac{1}{v} \right)$$

Jobb oldali kritikus érték: $\chi_{1-\alpha}^2(M-1)$

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)
