

Matematikai statisztika

Informatika alapszak, "B" spec.

Zempléni András

Valószínűségelméleti és Statisztika Tanszék
Matematikai Intézet
Természettudományi Kar
Eötvös Loránd Tudományegyetem

Honlap: zempleni.elte.hu

E-mail: andras.zempleni@ttk.elte.hu

Szoba: D 3-310

3. stat. előadás

Def.: **Standard hiba.** A becslés standard hibája a becslés szórása (jele: s.e., az angol standard error megnevezésből).

- Példa: $s.e.(\bar{X}) = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$
- Ha σ ismeretlen, akkor becsüljük: $\widehat{s.e.}(\bar{X}) = \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}$
- Megj.: A becslés nem torzítatlan! (Csak aszimptotikusan)
- Alkalmazás: a becslési hiba behatárolható a segítségével (ld. Csebisev-egyenlőtlenség)
- Általában ennél pontosabb közelítés is adható

Def.: **Konfidenciaintervallum.** Olyan intervallum, mely legalább $1 - \alpha$ valószínűséggel tartalmazza a paramétert minden ϑ értékre.

Legyen $X_1, \dots, X_n \sim N(m, \sigma^2)$ i.i.d. minta, $\alpha > 0$ "kicsi" valós szám.

Kétoldali $(1 - \alpha)$ -megbízhatóságú konfidenciaintervallumok:

- m -re

- ha σ ismert, akkor $\boxed{\bar{X} \pm u_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$

- ha σ ismeretlen, akkor $\bar{X} \pm t_{n-1, 1-\frac{\alpha}{2}} \frac{S_n^*}{\sqrt{n}}$

- σ^2 -re: $\left[\frac{(n-1) \cdot (S_n^*)^2}{\chi_{n-1, 1-\frac{\alpha}{2}}^2}, \frac{(n-1) \cdot (S_n^*)^2}{\chi_{n-1, \frac{\alpha}{2}}^2} \right]$

Egyoldali (alsó) $(1 - \alpha)$ -megbízhatóságú konfidenciaintervallumok:

- m -re

- ha σ ismert, akkor $(-\infty, \bar{X} + u_{1-\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}})$

- ha σ ismeretlen, akkor $(-\infty, \bar{X} + t_{n-1, 1-\alpha} \frac{S_n^*}{\sqrt{n}})$

- σ^2 -re: $(0, \frac{(n-1) \cdot (S_n^*)^2}{\chi_{n-1, \alpha}^2})$

- **Hipotézis:** egy állítás, aminek igazságát vizsgálni szeretnénk. Egy hipotézist vagy elfogadunk, vagy elutasítunk/elvetünk.

- A paraméterteret diszjunkt részekre bontjuk: $\Theta = \Theta_0 \cup^* \Theta_1$

- A hipotézisvizsgálati alapfeladat (absztraktul, a gyakorlatban konkretizálni szoktuk)

$H_0 : \vartheta \in \Theta_0$ nullhipotézis

$H_1 : \vartheta \in \Theta_1$ ellenhipotézis vagy alternatív hipotézis

- A nullhipotézis esetén az elfogadás helyett helyesebb azt mondani, hogy nem tudjuk elvetni. Az okokról később.

- A H_0 hipotézisnek azon állítást szokás választani,
 - ami sok éves tapasztalatnak felel meg
 - amit "remélünk", hogy teljesül
 - aminek az elutasítása, gyakran negatív következményekkel jár (büntetés, bírság, riasztás stb.)

Hogyan döntsünk? Vajon H_0 igaz, vagy H_1 ? \rightarrow jó lenne valamilyen matematikai eljárás

- Statisztikai próba vagy röviden **próba**: az a módszer/eljárás, amely során a minta segítségével döntést hozunk a hipotézis(ek)ről.
- **Paraméteres próba**: Olyan próba, amely során a feladatban lévő ismeretlen eloszlás jellege ismert, és a nullhipotézis az eloszlás valamely paraméterére (vagy annak egy minket érdeklő függvényére) vonatkozik.
- Mintatér felbontása két diszjunkt részre: $\mathcal{X} = \mathcal{X}_e \cup^* \mathcal{X}_k$
- \mathcal{X}_k : **kritikus tartomány** – azon x megfigyelések halmaza, amikre *elutasítjuk* a nullhipotézist
- \mathcal{X}_e : **elfogadási tartomány** – azon x megfigyelések halmaza, amikre *elfogadjuk* a nullhipotézist

- Döntési mátrix hipotézisvizsgálat esetén:

Döntés	H_0 -t	
	elfogadjuk (\mathcal{X}_e)	elutasítjuk (\mathcal{X}_k)
H_0 teljesül (Θ_0)	helyes döntés	elsőfajú hiba
H_0 nem teljesül (Θ_1)	másodfajú hiba	helyes döntés

- Elsőfajú hiba** (type I error): a nullhipotézist elvetettük, de nem szabadott volna, mert a H_0 -beli állítás igaz
 Valószínűsége: $\alpha(\vartheta) := P_{\vartheta}(\mathcal{X}_k)$, ahol $\vartheta \in \Theta_0$
 További szokásos jelölések: $\alpha(\vartheta) = P_{\vartheta \in \Theta_0}(\mathcal{X}_k) = P_{H_0}(\mathcal{X}_k) = P_0(\mathcal{X}_k)$
- Másodfajú hiba** (type II error): a nullhipotézist elfogadtuk, de nem szabadott volna, mert a H_0 -beli állítás hamis
 Valószínűsége: $\beta(\vartheta) := P_{\vartheta}(\mathcal{X}_e)$, ahol $\vartheta \in \Theta_1$
 További szokásos jelölések: $\beta(\vartheta) = P_{\vartheta \in \Theta_1}(\mathcal{X}_e) = P_{H_1}(\mathcal{X}_e) = P_1(\mathcal{X}_e)$
- Erőfüggvény**: $\psi(\vartheta) := P_{\vartheta}(\mathcal{X}_k)$, ahol $\vartheta \in \Theta_1$

- **Terjedelem:** $\alpha := \sup_{\vartheta \in \Theta_0} \alpha(\vartheta)$

Hosszabban: a próba pontos terjedelmének is hívják

- A hipotézisvizsgálati feladat elején rögzíteni szokás a terjedelmet, tipikusan 5%-on (esetleg más szám 1% és 10% között). Ezáltal döntésünket
 - 5%-os elsőfajú hiba valószínűsége mellett, vagy másképp:
 - 95%-os megbízhatósággal

fogjuk meghozni.

- H_0 egyszerű, ha $|\Theta_0| = 1$ (egyelemű)
- H_0 összetett, ha $|\Theta_0| > 1$ (legalább kételemű)
A továbbiakban feltesszük, hogy $\Theta \subset \mathbb{R}$ (valós paraméter esete)
- **Kétoldali próba:** $H_0 : \vartheta = \vartheta_0$ $H_1 : \vartheta \neq \vartheta_0$
- **Egyoldali próba:** $H_0 : \vartheta = \vartheta_0$ $H_1 : \vartheta > \vartheta_0$ (vagy $H_1 : \vartheta < \vartheta_0$)
- **Próbastatisztika:** Olyan alkalmas T statisztika, amely segítségével a kritikus tartományt meghatározzuk.

- Az alábbi alakú kritikus tartományok közül választjuk ki a H_1 -nek megfelelőt:

$$\mathcal{X}_k = \{x \in \mathcal{X} : T(x) > c\} \quad (\text{egyoldali próbánál})$$

$$\mathcal{X}_k = \{x \in \mathcal{X} : T(x) < c\} \quad (\text{egyoldali próbánál})$$

$$\mathcal{X}_k = \{x \in \mathcal{X} : |T(x)| > c\} \quad (\text{kétoldali próbánál})$$

- c neve: **kritikus érték**, ami jellemzően függ a próba terjedelmétől, ezért c_α -val jelöljük. Ez általában arra utal, hogy c_α a $T(X)$ valószínűségi változó α -kvantilise.
- **A próba meghatározása:** előre rögzített α terjedelemhez azt a c_α értéket keressük, amire a próba terjedelme éppen α :

$$\sup_{\vartheta \in \Theta_0} P_\vartheta(T(X) > c_\alpha) = \alpha.$$

A hipotézisvizsgálat menete I.

- A terjedelem (α) lefixálása, ami jellemzően 1% és 10% közötti, tipikusan 5%
Megbízhatóság = $1 - \alpha$, általában %-osan írjuk
- Nullhipotézis (H_0) felírása – sokévi, megszokott, elvárt értékeknek megfelelő paramétertartomány
- Alternatív hipotézis (H_1) felírása – a feladat alapján bennünket érdeklő kérdésnek megfelelő paramétertartomány
- A probléma megoldására alkalmas próba vagy próbák kiválasztása – feltételek ellenőrzése
- Próbastatisztika kiszámítása
- Kritikus érték kiszámítása, kritikus tartomány (\mathcal{X}_k) megállapítása
- Döntés:
 - $x \in \mathcal{X}_k \rightarrow$ **erős döntés**, H_1 -et elfogadjuk, H_0 -t elvetjük/elutasítjuk
 - $x \in \mathcal{X}_e \rightarrow$ **gyenge döntés**, H_0 -t nem tudjuk elutasítani

A hipotézisvizsgálat menete II.

- A terjedelem (α) lefixálása
- Nullhipotézis (H_0) felírása
- Alternatív hipotézis (H_1) felírása
- A probléma megoldására alkalmas próba vagy próbák kiválasztása
- Számítógéppel dolgozva, az előző dián lévő 6.)-7.) helyett dönthetünk az ún. p -érték alapján is:

$$p\text{-érték} < \alpha \Leftrightarrow x \in \mathcal{X}_k \Leftrightarrow H_1\text{-et elfogadjuk}$$

p -érték: az a terjedelem, amire a kritikus érték megegyezik a próbastatisztikával (másképpen: a legkisebb olyan α , amire az adott minta esetén elvetjük H_0 -t)

Ha például a p -érték = 0.06, akkor 5%-os elsőfajú hiba valószínűség mellett nem tudjuk elvetni H_0 -t, de 10%-os elsőfajú hiba valószínűség esetén már elvetjük H_0 -t.

Ha viszont például a p -érték = 0.16, akkor a hagyományos, értelmes – 90% fölötti – megbízhatósági szinteken nem tudjuk elvetni H_0 -t.

Nevezetes paraméteres próbák – áttekintés

Próbák a normális eloszlás várható értékére vonatkozóan:

- [Egymintás \$\mu\$ -próba](#), [egymintás \$t\$ -próba](#)
- Kétmintás próbák:

	a két minta független	a két minta párosított
σ_1 és σ_2 ismert	kétmintás μ-próba	egymintás μ -próba a különbségekre
σ_1 és σ_2 ismeretlen	előzetes F -próba	
	$\sigma_1 = \sigma_2$ kétmintás t-próba	$\sigma_1 \neq \sigma_2$ Welch-próba
		egymintás t -próba a különbségekre

Próbák normális eloszlás szórásnégyzetére vonatkozóan:

- Egymintás próba: [\$\chi^2\$ -próba](#)
- Kétmintás próba: [\$F\$ -próba](#)

Összefüggő (párosított) minták: X_i és Y_i ugyanahhoz, az i -edik személyhez, tárgyhoz, objektumhoz tartozó véletlen mennyiség, $i = 1, 2, \dots$

Egymintás u -próba

$X_1, \dots, X_n \sim N(m, \sigma^2)$, ahol σ ismert, m ismeretlen paraméter

Kétoldali: $H_0 : m = m_0$

$H_1 : m \neq m_0$

Próbastatisztika: $T(\mathbf{X}) = u := \sqrt{n} \frac{\bar{X} - m_0}{\sigma}$ H_0 esetén $\sim N(0, 1)$

Kritikus tartomány: $\mathcal{X}_k = \{x : |u| > u_{1-\alpha/2}\}$

Egyoldali próbák esetén H_0 és a próbastatisztika ugyanaz marad, csak H_1 , és ezáltal a kritikus tartomány változik.

Egyoldaliak:

$H_1 : m > m_0$

$H_1 : m < m_0$

Kritikus tartomány: $\mathcal{X}_k = \{x : u > u_{1-\alpha}\}$

$\mathcal{X}_k = \{x : u < -u_{1-\alpha}\}$

Áttekintés

Egymintás t -próba

$X_1, \dots, X_n \sim N(m, \sigma^2)$, ahol m és σ ismeretlen paraméterek

Kétoldali: $H_0 : m = m_0$

$H_1 : m \neq m_0$

Próbastatisztika: $T(\mathbf{X}) = t := \sqrt{n} \frac{\bar{X} - m_0}{S_n^*}$ H_0 esetén t_{n-1}

Kritikus tartomány: $\mathcal{X}_k = \{x : |t| > t_{n-1, 1-\alpha/2}\}$

Egyoldali próbák esetén H_0 és a próbastatisztika ugyanaz marad, csak H_1 , és ezáltal a kritikus tartomány változik.

Egyoldaliak:

$H_1 : m > m_0$

$H_1 : m < m_0$

Kritikus tartomány: $\mathcal{X}_k = \{x : t > t_{n-1, 1-\alpha}\}$

$\mathcal{X}_k = \{x : t < -t_{n-1, 1-\alpha}\}$

[Áttekintés](#)