



MATEKING.HU

Képletgyűjtemény

MATEK 3 SZE tantárgy

Kiadás dátuma: 2026. 04. 19.

Tartalomjegyzék

Mátrixok inverze.....	2
Mátrixok LU-felbontása és egyéb mátrixfelbontások.....	5
Legkisebb négyzetek módszere, legjobb lineáris közelítés.....	6
Interpolációs polinomok.....	7
Valószínűségszámítás alapok.....	8
Visszatevéses és visszatevés nélküli mintavétel.....	9
Eloszlásfüggvény, sűrűségfüggvény.....	11
Várható érték és szórás.....	14
Exponenciális eloszlás és normális eloszlás.....	15
Poisson eloszlás, binomiális eloszlás.....	16
Hipotézisvizsgálat, próbafüggvények.....	18

Mátrixok inverze

Egy egyenletrendszer együtthatómátrixa az x-ek együtthatóiból álló [mátrix](#).

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

A Gauss-elimináció egy lineáris egyenletrendszerek megoldására használt algoritmus.

Az elimináció lényege, hogy egyenletrendszerünket visszavezetjük vagy valamely háromszög- vagy átlós [mátrix](#) alakra.

A Gauss-elimináció megengedett lépései:

- Két sort (egyenletet) felcserélhetünk
- Egy sort (egyenletet) nem nulla számmal szorozhatunk
- Egyik sorhoz (egyenlethez) hozzáadhatjuk egy másik sor (egyenlet) nem nulla számsorosát

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Az elemi bázistranszformáció (Szuper-Gauss) a lineáris egyenletrendszerek megoldásának egy algoritmikus módja.

1. lépés: a generáló elem választása

Csak x-es oszlopból és e-s sorból választhatunk generáló elemet, nullát nem választhatunk és lehetőleg 1-et vagy mínusz 1-et érdemes.

2. lépés: a bázistranszformáció

A generáló elem sorát osztjuk a generáló elemmel, oszlopát elhagyjuk.

A többi elemből kivonjuk a generáló elem neki megfelelő sorában és oszlopában lévő számok szorzatát, osztva a generálóelemmel.

3. lépés: megint generáló elem választás

Újra és újra végrehatjuk a bázistranszformációt, amíg az összes oszlop el nem tűnik

4. lépés: az utolsó transzformáció és a megoldás

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Az elemi bázistranszformáció (Szuper-Gauss) a lineáris egyenletrendszerek megoldásának egy algoritmikus módja.

1. lépés: a generáló elem választása

Csak x -es oszlopból és e -s sorból választhatunk generáló elemet, nullát nem választhatunk és lehetőleg 1-et vagy mínusz 1-et érdemes.

2. lépés: a bázistranszformáció

A generáló elem sorát osztjuk a generáló elemmel, oszlopát elhagyjuk.

A többi elemből kivonjuk a generáló elem neki megfelelő sorában és oszlopában lévő számok szorzatát, osztva a generálóelemmel.

3. lépés: megint generáló elem választás

Újra és újra végrehatjuk a bázistranszformációt, amíg az összes oszlop el nem tűnik

4. lépés: az utolsó transzformáció és a megoldás

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Ha egy egyenletrendszernek több az ismeretlene, mint ahány egyenlete van, akkor az egyenletrendszernek nincs egyértelmű megoldása.

Bázistranszformációval, ha maradnak e -s sorok ahol már nem tudunk generáló elemet választani, olyankor mindig végtelen sok megoldás van, vagy nincs megoldás.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Ha egy egyenletrendszerben két olyan egyenlet szerepel, ahol az ismeretlenek együtthatói megegyeznek, de más az eredményük, akkor az ellentmondó egyenletrendszer, aminek nincs megoldása.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

A bázistranszformáció során fent maradt x -ek úgynevezett szabadváltozók. A szabadságfok a szabadváltozók száma, tehát ahány x_i főt maradt.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Négyzetes [mátrixok](#) inverzét a Gauss-elimináció segítségével úgy állíthatjuk elő, hogy megoldjuk az $Ax = b$ egyenletrendszert úgy, hogy a b helyére beírjuk az egységmátrixot. Az eliminációs lépéseket addig kell végezni, amíg az egységmátrixot nem kapjuk az A helyén, a b helyén keletkezett [mátrix](#) pedig az A [mátrix](#) inverze lesz.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Négyzetes [mátrixok](#) inverzét a bázistranszformáció segítségével úgy állíthatjuk elő, hogy megoldjuk az $Ax = b$ egyenletrendszert úgy, hogy a b helyére beírjuk az egységmátrixot.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Négyzetes [mátrixok](#) inverzét a Gauss-Jordan elimináció segítségével úgy állíthatjuk elő, hogy megoldjuk az $Ax = b$ egyenletrendszert úgy, hogy a b helyére beírjuk az egységmátrixot.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Az inverz kiszámolása rettentő egyszerű dolog. Mindössze annyit kell tennünk, hogy felírjuk a mátrixot a szokásos táblázatba, és mellé írjuk az egységmátrixot. Ezek után jön a bázistranszformáció. Ha nem tudjuk mindegyik x -et levinni, akkor nincs inverz. Ha mindet le tudjuk vinni, akkor van.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Mátrixok LU-felbontása és egyéb mátrixfelbontások

Egy [mátrix](#) LU felbontása azt jelenti, hogy a mátrixot felbontjuk egy alsó és egy felső háromszög [mátrix](#) szorzatára. Módszere a Gauss eliminációra épül.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Egy $n \times n$ -es mátrixnak akkor létezik LU-felbontása, ha az első $n-1$ főminora nem nulla.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Hogyha egy olyan [mátrix](#) LU felbontására van szükségünk, amelynek valamelyik (nem utolsó) főminora 0, akkor megtehetjük azt, hogy egy permutációs [mátrix](#) segítségével felcseréljük a sorait. Hiszen a sorcsere hatására a [mátrix](#) determinánsa, az egyenletrendszer megoldása stb. nem változnak.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Az LU-felbontás módszere nem négyzetes mátrixokra ugyanolyan, mint eddig, a Gauss elimináció segítségével történik. Legfeljebb az U [mátrix](#) nem lesz négyzetes, így nem lesz valódi felső háromszög [mátrix](#).

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Ha az A [mátrix](#) szimmetrikus és pozitív definit [mátrix](#), akkor egyértelműen létezik olyan pozitív diagonális L alsó háromszög [mátrix](#), amelyre:

$$A = L \cdot L^T$$

Ezt a felbontást Cholesky-felbontásnak nevezzük. Ez tulajdonképpen egy olyan LU-felbontás, ahol az U [mátrix](#) az L -nek a transzponáltja.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Hogyha az A egy olyan $n \times k$ -as [mátrix](#), $n \geq k$, és a [mátrix](#) teljes oszloprangú, vagyis az oszlop [vektorok](#) rangja k , akkor létezik olyan $n \times n$ -es Q ortogonális [mátrix](#), és olyan R felső háromszög [mátrix](#), hogy

$$A = Q \cdot R$$

Ezt a felbontást nevezzük QR-felbontásnak.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Legkisebb négyzetek módszere, legjobb lineáris közelítés

Gauss-féle normálegyenletek:

$$n \cdot b_0 + b_1 \cdot \sum x_i = \sum y_i$$

$$b_1 \cdot x^2 + b_0 \cdot \sum x_i = \sum x_i y_i$$

Ahol n a megfigyelések száma.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Az $A\underline{x} = \underline{b}$ egyenletrendszer optimális megoldásai megegyeznek az

$$A^T \cdot A \cdot \underline{x} = A^T \cdot \underline{b}$$

egyenletrendszer megoldásaival.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Ha egy egyenletrendszernek nincs megoldása, akkor az optimális megoldás megadja a legjobb közelítést.

Az $A\underline{x} = \underline{b}$ egyenletrendszer optimális megoldásai megegyeznek az

$$A^T \cdot A\underline{x} = A^T \cdot \underline{b}$$

egyenletrendszer megoldásaival.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Az $A\underline{x} = \underline{b}$ egyenletrendszer Gauss-féle normálegyenlete:

$$A^T \cdot A\underline{x} = A^T \cdot \underline{b}$$

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Egy \underline{b} vektort nem csak merőlegesen vetíthetjük, hanem ferdén is. Viszont egyedül a merőleges vetítés rendelkezik a legjobb közelítés tulajdonságával.

A \underline{b} vektor legjobb közelítése a W altérben egy olyan \underline{b}' vektor, amire $|\underline{b} - \underline{b}'|$ minimális.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Interpolációs polinomok

Az interpoláció egy közelítő módszer, amely a függvény ismert értékei alapján ad közelítést a nem ismert értékeire.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

A Lagrange-féle interpolációs polinom megadja azt a polinomot, amely x_1 -ben y_1 -et, x_2 -ben y_2 -t és így tovább x_n -ben y_n értéket vesz föl. Általánosan így tudjuk legyártani:

$$P(x) = \sum_{j=1}^n \prod_{k \neq j} \frac{x-x_k}{x_j-x_k} \cdot y_j$$

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

A Newton interpoláció első lépése, hogy elkészítjük a Newton-együtthatókat:

$$N_1 = \frac{y_2 - y_1}{x_2 - x_1} \quad N_2 = \frac{y_3 - y_2}{x_3 - x_2} \quad N_3 = \frac{y_4 - y_3}{x_4 - x_3}$$

$$N_4 = \frac{N_2 - N_1}{x_3 - x_1} \quad N_5 = \frac{N_3 - N_2}{x_4 - x_2}$$

$$N_6 = \frac{N_5 - N_4}{x_4 - x_1}$$

A polinomot pedig így kapjuk meg:

$$P(x) = y_1 + N_1(x - x_1) + N_4(x - x_1)(x - x_2) + N_6(x - x_1)(x - x_2)(x - x_3)$$

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

A Hermite interpoláció abban különbözik a Lagrange és Newton féle interpolációtól, hogy az x_1, x_2, \dots, x_n helyeken nem csak az eredeti polinom-függvény értékeit, hanem a deriváltjait is nézzük.

A keresett polinomfüggvény mindig egyel kisebbfokú lesz, mint az interpolációs pontok száma k és a következő alakban keressük:

$$f(x) = a_{k-1}x^{k-1} + a_{k-2}x^{k-2} + \dots + a_1x + a_0$$

A polinom együtthatóit úgy kapjuk meg, hogy az ismert adatokat behelyettesítjük és egy egyenletrendszert alkotunk belőle, amit pl. Gauss eliminációval megoldhatunk.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Ha az f függvény $n + 1$ -szer deriválható az x_1, x_2, \dots, x_n és x által kifeszített I intervallumon, akkor az interpoláció hibája:

$$E_n(x) = \frac{f^{(n+1)}(\xi_x)}{(n+1)!} \cdot \prod_{i=1}^n (x - x_i) \quad \xi_x \in I$$

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Valószínűségszámítás alapok

Eseményeknek nevezzük a valószínűségi kísérlet során bekövetkező lehetséges kimeneteket.

Megkülönböztetünk elemi eseményeket, ilyen például, hogy egy dobókockával 1-est dobunk. Vannak azonban olyan események is amik több elemi eseményből épülnek fel, ilyen például az, hogy párosat dobunk.

Az eseményeket az ABC nagybetűivel jelöljük.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

A valószínűség kiszámításának klasszikus modelljét akkor alkalmazhatjuk, ha egy kísérletnek véges sok kimenetele van és ezek valószínűsége egyenlő. Ekkor az [esemény](#) valószínűségét úgy kaphatjuk meg, hogy megszámoljuk hány elemi eseményből áll és ezt elosztjuk az összes [elemi esemény](#) számával.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Visszatevéses és visszatevés nélküli mintavétel

Ezt a képletet hívjuk [binomiális](#) eloszlásnak:

$$P = \binom{n}{k} \cdot p^k \cdot (1 - p)^{n-k}$$

ahol n a kísérletek száma,

k a sikeres kísérletek száma,

p pedig a sikeres kísérlet valószínűsége.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Visszatevéses mintavételről beszélünk, ha egy p valószínűségű elem többszöri kihúzásának esélyét vizsgáljuk úgy, hogy ha kihúzzunk egy ilyen elemet, akkor ezt követően azt visszarakjuk.

Például ha azt vizsgáljuk, hogy egy kosárban van 8 piros és 5 kék golyó, és mennyi a valószínűsége, hogy háromszor húzva két piros és egy kék golyót húznánk úgy, hogy a kihúzott golyókat mindig visszatesszük, akkor az egy visszatevéses [mintavétel](#).

A visszatevéses mintavételhez kapcsolódó [eloszlás](#) a [binomiális eloszlás](#).

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

A visszatevés nélküli [mintavétel](#) tipikus példája, hogy van egy doboz, benne N darab elem. Közülük K darab valamilyen tulajdonságú, az egyszerűség kedvéért hívjuk selejtesnek. Mondjuk sárga vagy szép vagy ronda. Kihúzzunk n darab elemet, és ez a képlet meg fogja nekünk mondani, hogy mekkora az esélye, hogy közülük k darab a vizsgált tulajdonságú:

$$P(X = k) = \frac{\binom{K}{k} \cdot \binom{N-K}{n-k}}{\binom{N}{n}}$$

De vannak olyan esetek, amikor a visszatevés nélküli mintavételnél másik képletet kell használnunk. Ezt a másik képletet [binomiális](#) eloszlásnak nevezzük, és olyankor használjuk, amikor a selejtek száma helyett csak a selejtek arányát ismerjük.

Ez a [binomiális eloszlás](#) képlete:

$$P = \binom{n}{k} \cdot p^k \cdot (1 - p)^{n-k}$$

ahol n a kísérletek száma,

k a sikeres kísérletek száma,

p pedig a sikeres kísérlet valószínűsége.

És, hogy mi alapján döntjük el, hogy a két képlet közül melyiket kell használni? A dolog nagyon logikus, nézd meg a kapcsolódó epizódot és minden világos lesz.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

A [hipergeometriai eloszlás](#) a visszatevés nélküli mintavételhez kapcsolódó [eloszlás](#), képlete pedig:

$$P(X = k) = \frac{\binom{K}{k} \cdot \binom{N-K}{n-k}}{\binom{N}{n}}$$

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Eloszlásfüggvény, sűrűségfüggvény

Folytonosnak nevezzük azokat a valószínűségi változókat, amik folytonos mennyiségeket mérnek, ilyen például az idő, a távolság. Ebben az esetben az [eloszlás](#) függvény is mindig folytonos függvény lesz.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Diszkrétnek nevezzük azokat a valószínűségi változókat, amik megszámlálhatóan sok értéket vesznek fel. Ez azt jelenti, hogy vagy véges sokat, vagy végtelent, de úgy, hogy fel tudjuk sorolni az értékeit.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Az X [valószínűségi változó](#) eloszlásfüggvénye:

$$F(x) = P(X < x)$$

Ha az X [valószínűségi változó](#) diszkrét és értékei $X = a$, $X = b$, $X = c$ meg ilyenek, akkor az [eloszlásfüggvény](#) mindig egy lépcsőzetes függvény, ami minden számnál pontosan akkorát ugrik, mint az adott szám valószínűsége, amíg el nem érjük az 1-et.

$$F(x) = \begin{cases} 0 & \text{ha } x \leq a \\ P(X = a) & \text{ha } a < x \leq b \\ P(X = a) + P(X = b) & \text{ha } b < x \leq c \\ \dots \\ 1 \end{cases}$$

Ha az X [valószínűségi változó](#) folytonos, akkor az a és b számok között bármilyen valós értéket fölvehet. Ilyenkor az [eloszlásfüggvény](#) is folytonos, ami a -ig nullát vesz föl, a és b közt növekszik és b után végig egyet vesz föl. Vagyis ahol az X [valószínűségi változó](#) működik, ott a függvény életre kel, előtte és utána pedig hibernált állapotban van.

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

A [sűrűségfüggvény](#) úgy működik, hogy a valószínűségeket a görbe alatti területek adják meg. Az [eloszlásfüggvény](#) jele $F(x)$ volt, a [sűrűségfüggvény](#) jele $f(x)$. Az $a < X < b$ valószínűség éppen a görbe alatti terület a -tól b -ig.

$$P(a < X < b) = \int_a^b f(x) dx$$

Ha az $X < a$ valószínűséget szeretnénk kiszámolni:

$$P(X < a) = \int_{-\infty}^a f(x) dx$$

Ha a $b < X$ valószínűséget:

$$P(b < X) = \int_b^{+\infty} f(x) dx$$

Ha ezt a három területet összeadjuk, akkor éppen a teljes görbe alatti területet kapjuk, ami a 100%-ot jelenti, így hát ez a terület éppen 1.

A [sűrűségfüggvény](#) tulajdonságai:

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$$

nem negatív

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

1. $\lim_{-\infty} F(x) = 0$

2. $\lim_{\infty} F(x) = 1$

3. monoton nő

4. balról folytonos

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

1. $\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$

2. nem negatív

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

$$P(X < a) = F(a) = \int_{-\infty}^a f(x) dx$$

$$P(b < X) = 1 - F(b) = \int_b^{+\infty} f(x) dx$$

$$P(a < X < b) = F(b) - F(a) = \int_a^b f(x) dx$$

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Az X [valószínűségi változó](#) $F(x)$ eloszlásfüggvényéből úgy kapjuk meg az $f(x)$ sűrűségfüggvényét, hogy az $F(x)$ eloszlásfüggvényt deriváljuk, azaz:

$$F'(x) = f(x)$$

Ha az X [valószínűségi változó](#) $f(x)$ sűrűségi függvényét ismerjük, és meg akarjuk adni az $F(x)$ eloszlásfüggvényét, akkor azt pedig így tehetjük:

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt$$

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Várható érték és szórás

A [várható érték](#) jele $E(X)$.

Diszkrét esetben úgy kell kiszámolni, hogy

$$E(X) = \sum X_i P(X_i)$$

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

A szórás azt mutatja meg, hogy a [várható érték](#) körül milyen nagy ingadozásra számíthatunk.

Jele: $D(X)$

Kiszámításának módja diszkrét esetben:

$$D(X) = \sqrt{E(X^2) - E^2(X)}$$

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

[Folytonos valószínűségi változók](#) esetén a [várható érték](#):

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f(x) dx$$

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Folytonos [valószínűségi változó](#) esetén a szórást ugyanúgy kell számolni, mint diszkrét [valószínűségi változó](#) esetén:

$$D(X) = \sqrt{E(X^2) - E^2(X)}$$

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Exponenciális eloszlás és normális eloszlás

Az [egyenletes eloszlás](#) egy folytonos [eloszlás](#).

Eloszlásfüggvénye:

$$F(x) = \begin{cases} 0 & \text{ha } x \leq A \\ \frac{x-A}{B-A} & \text{ha } A < x \leq B \\ 1 & \text{ha } B < x \end{cases}$$

Sűrűségfüggvénye:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{B-A} & \text{ha } A < x \leq B \\ 0 & \text{különben} \end{cases}$$

Az [egyenletes eloszlás](#) várható értéke:

$$E(X) = \frac{A+B}{2}$$

Az [egyenletes eloszlás](#) szórása:

$$D(X) = \frac{B-A}{\sqrt{12}}$$

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

A [normális eloszlás](#) egy folytonos [eloszlás](#).

Eloszlásfüggvénye:

$$F(x) = \Phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)$$

Sűrűségfüggvénye:

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

A [normális eloszlás](#) várható értéke:

$$E(X) = \mu$$

A [normális eloszlás](#) szórása:

$$D(X) = \sigma$$

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Poisson eloszlás, binomiális eloszlás

A [hipergeometriai eloszlás](#) egy diszkrét [eloszlás](#).

Ismert, hogy mennyi az összes elem és az összes selejt, vagyis N , K és n .

$$P(X = k) = \frac{\binom{K}{k} \binom{N-K}{n-k}}{\binom{N}{n}}$$

A [hipergeometriai eloszlás](#) várható értéke:

$$E(X) = n \frac{K}{N}$$

A [hipergeometriai eloszlás](#) szórása:

$$D(X) = \sqrt{n \frac{K}{N} \left(1 - \frac{K}{N}\right) \frac{N-n}{N-1}}$$

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

A [binomiális eloszlás](#) egy diszkrét [eloszlás](#).

Csak valami %-os izé ismert, a [várható érték](#), az átlag, az arány, a valószínűség, továbbá X korlátos diszkrét [valószínűségi változó](#).

$$P(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$$

A [binomiális eloszlás](#) várható értéke:

$$E(X) = np$$

A [binomiális eloszlás](#) szórása:

$$D(X) = \sqrt{np(1-p)}$$

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

A [Poisson eloszlás](#) egy diszkrét [eloszlás](#), ahol előre ismert a [várható érték](#), és a [valószínűségi változó](#) nem korlátos, vagyis tetszőleges bármilyen nagy érték is lehet.

Például valamilyen anyagban a hibák száma, vagy egy adott idő alatt bekövetkező események száma. A [Poisson](#) eloszlásos feladatokban általában valamilyen százalék vagy arány vagy [várható érték](#) vagy átlag vagy valószínűség van megadva. Mondjuk egy könyvben az oldalak 80%-ában nincs hiba, vagy az 20 méter hosszú ruhaszövetek harmadában nincs hiba, vagy egy üzletben óránként várhatóan 13 vevő érkezik, vagy egy bankban percenként átlag 24 tranzakció történik, vagy 0,2 a valószínűsége, hogy 10 perc alatt nem érkezik segélyhívás. Ezek mind Poisson eloszlások, ahol az X nem korlátos diszkrét [valószínűségi változó](#).

$$P(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$$

A [Poisson eloszlás](#) várható értéke:

$$E(X) = \lambda$$

A [Poisson eloszlás](#) szórása:

$$D(X) = \sqrt{\lambda}$$

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Az [exponenciális eloszlás](#) egy folytonos [eloszlás](#).

Eloszlásfüggvénye:

$$F(x) = \begin{cases} 0 & \text{ha } x \leq 0 \\ 1 - e^{-\lambda x} & \text{ha } 0 < x \end{cases}$$

Sűrűségfüggvénye:

$$f(x) = \begin{cases} 0 & \text{ha } x \leq 0 \\ \lambda e^{-\lambda x} & \text{ha } 0 < x \end{cases}$$

Az [exponenciális eloszlás](#) várható értéke:

$$E(X) = \frac{1}{\lambda}$$

Az [exponenciális eloszlás](#) szórása:

$$D(X) = \frac{1}{\lambda}$$

[Megnézem a kapcsolódó epizódot](#)

Hipotézisvizsgálat, próbafüggvények

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](#)