

# 1. Alapfogalmak, axiómák

**1.1. Definíció:** *Véletlen kísérlet:*  $(\mathfrak{K})$  olyan folyamat, kísérlet, amelynek kimenetele előre nem mondható meg, csak az, hogy milyen kísérletkimenetek lehetnek. Akárhányszor megfigyelhető, ill. végrehajtható azonos feltételek mellett.

**1.2. Definíció:** *Elemi esemény  $(\omega)$ :* a  $\mathfrak{K}$  véletlen kísérlet lehetséges kimenetelei. A véletlen kísérlet végrehajtása során az elemi események halmazából mindig csak egy fog realizálódni.

**1.3. Definíció:** *Eseménytér  $(\Omega)$ :* a  $\mathfrak{K}$  véletlen kísérlettel kapcsolatos összes elemi esemény halmaza.

**1.4. Definíció:** *Esemény  $(A, B, C, \dots)$ :* elemi események halmaza, eseménytér részhalmaza.

**1.5. Definíció:** Az  $A$  esemény *bekövetkezik*, ha a kísérlet végrehajtása során olyan elemi esemény realizálódott, ami  $A$  eleme.

**1.6. Definíció:** Az  $A$  esemény *magá után vonja* a  $B$  eseményt, ha az  $A$  esemény részhalmaza a  $B$  eseménynek. **Jelölés:**  $A \subseteq B$

**1.7. Definíció:** Az  $A$  és  $B$  események *ekvivalensek*, ha  $A \subseteq B$  és  $B \subseteq A$  teljesül egyszerre. **Jelölés:**  $A = B$

**1.8. Definíció:** *Lehetetlen eseménynek* nevezzük azt, amely a  $\mathfrak{K}$  bármely végrehajtása során soha nem fog bekövetkezni. **Jelölés:**  $\emptyset$

**1.9. Definíció:** *Biztos eseménynek*  $(\Omega)$  nevezzük azt az eseményt, amelyik a  $\mathfrak{K}$  bármely végrehajtása során mindig bekövetkezik.

**1.10. Definíció:** Egy  $A$  esemény *ellentett eseménye* az, amely pontosan akkor következik be, amikor  $A$  nem következik be. Jele:  $\bar{A}$

**1.11. Definíció:** Az  $A$  és  $B$  események *összege:* pontosan akkor következik be, ha  $A$  és  $B$  közül legalább az egyik bekövetkezik. Jele:  $A + B$

**1.12. Definíció:** Az  $A$  és  $B$  események *szorzata:* pontosan akkor következik be, amikor  $A$  és  $B$  egyidejűleg bekövetkezik. Jele:  $AB$

**1.13. Definíció:** Az  $A$  és  $B$  események *különbsége:* pontosan akkor következik be, ha  $A$  bekövetkezik, de  $B$  nem. Jele:  $A \setminus B$

**1.14. Tétel:** Tetsz.  $A, B$  és  $C$  eseményekre igazak az alábbiak:

- $A + B = B + A, (A + B) + C = A + (B + C)$
- $A + A = A$
- $AB = BA, (AB)C = A(BC)$
- $AA = A$
- $A(B + C) = (AB) + (AC)$
- $A + (BC) = (A + B)(A + C)$
- $\overline{\bar{A}} = A$
- $\overline{A + B} = \bar{A} \cdot \bar{B}, \overline{A \cdot B} = \bar{A} + \bar{B}$  (*De-Morgan*)
- $A \cdot \bar{A} = \emptyset, A + \bar{A} = \Omega$
- $A\Omega = A, A + \Omega = \Omega$
- $A\emptyset = \emptyset, A + \emptyset = A$

**1.15. Definíció:** Az  $A$  és  $B$  események *egymást kizáróak*, ha  $AB = \emptyset$ .

**1.16. Definíció:** Az  $A_1, A_2, \dots, A_n, \dots$  események rendszere *teljes eseményrendszert* alkot, ha  $\forall i, j$ -re  $A_i \cdot A_j = \emptyset$ , és  $\sum_{\forall i} A_i = \Omega$ .

**1.17. Axióma:** A  $\mathfrak{K}$  véletlen kísérlettel kapcsolatos összes események  $\mathfrak{F}$  rendszere (az ún. *eseményalgebra*)  $\sigma$ -algebra, azaz kielégíti az alábbi tulajdonságokat:

- $\Omega \in \mathfrak{F}$
- $A \in \mathfrak{F} \Rightarrow \bar{A} \in \mathfrak{F}$
- $A_1, \dots, A_n, \dots \in \mathfrak{F} \Rightarrow \sum_{\forall i} A_i \in \mathfrak{F}$

**1.18. Tétel:**

- $\emptyset \in \mathfrak{F}$
- $A, B \in \mathfrak{F} \Rightarrow A + B \in \mathfrak{F}$
- $A, B \in \mathfrak{F} \Rightarrow AB \in \mathfrak{F}$
- $A_1, A_2, \dots, A_n \in \mathfrak{F} \Rightarrow \prod_{\forall i} A_i \in \mathfrak{F}$
- $A, B \in \mathfrak{F} \Rightarrow A \setminus B \in \mathfrak{F}$  és  $B \setminus A \in \mathfrak{F}$

**1.19. Axióma:** Adott egy  $\mathbf{P} : \mathfrak{F} \rightarrow [0, 1]$  halmazfüggvény, melyet *valószínűségnek* nevezzük. A  $\mathbf{P}$  függvény kielégíti az alábbi tulajdonságokat:

- $\mathbf{P}(\Omega) = 1$

2. Ha  $A_1, \dots, A_n, \dots \in \mathfrak{F}$  páronként egymást kizárják, akkor  $\mathbf{P}\left(\sum_{\forall i} A_i\right) = \sum_{\forall i} \mathbf{P}(A_i)$ .

**1.20. Definíció:** Az  $(\Omega, \mathfrak{F}, \mathbf{P})$  hármast a  $\mathfrak{K}$  véletlen kísérlethez tartozó *Kolmogorov-féle valószínűségi mezőnek* hívjuk.

**1.21. Tétel:** *Valószínűség tulajdonságai:*

- $\mathbf{P}(\bar{A}) = 1 - \mathbf{P}(A)$
- $\mathbf{P}(\emptyset) = 1 - \mathbf{P}(\Omega) = 0$
- Ha  $A_1, \dots, A_n, \dots \in \mathfrak{F}$  események teljes eseményrendszert alkotnak, akkor  $\sum_{\forall i} \mathbf{P}(A_i) = 1$
- Ha  $A \subseteq B$ , akkor  $\mathbf{P}(A) \leq \mathbf{P}(B)$
- $\mathbf{P}(A \setminus B) = \mathbf{P}(B) - \mathbf{P}(AB)$

**1.22. Tétel:** *Poincaré-tétel:* Ha  $A_1, \dots, A_n \in \mathfrak{F}$  tetszőlegesek, akkor  $\mathbf{P}\left(\sum_{i=1}^n A_i\right) = \sum_{i=1}^n (-1)^{n+1} S_i^n$ ,

ahol  $S_i^n = \sum_{1 \leq j_1 < \dots < j_i \leq n} \mathbf{P}(A_{j_1} \cdot A_{j_2} \cdot \dots \cdot A_{j_i})$

**1.23. Tétel:** *Boole-egyenlőtlenség:* Legyen  $(\Omega, \mathfrak{F}, \mathbf{P})$  Kolmogorov-féle valószínűségi mező. Akkor minden  $A_1, \dots, A_n \in \mathfrak{F}$  esetén:

- $\mathbf{P}\left(\sum_{i=1}^n A_i\right) \leq \sum_{i=1}^n \mathbf{P}(A_i)$
- $\mathbf{P}\left(\prod_{i=1}^n A_i\right) \geq 1 - \sum_{i=1}^n \mathbf{P}(A_i)$

**1.24. Tétel:** *A valószínűség folytonossági tulajdonsága*

- Ha  $A_1, \dots, A_n, \dots$  olyan események, hogy  $A_1 \subseteq \dots \subseteq A_n \subseteq \dots \subseteq \sum_{i=1}^{\infty} A_i = \lim_{n \rightarrow \infty} A_n$ , akkor  $\mathbf{P}\left(\sum_{i=1}^{\infty} A_i\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}(A_n)$
- Ha  $A_1 \supseteq \dots \supseteq A_n \supseteq \dots \supseteq \prod_{i=1}^{\infty} A_i = \lim_{n \rightarrow \infty} A_n$ , akkor  $\mathbf{P}\left(\prod_{i=1}^{\infty} A_i\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}(A_n)$

## 2. Kísérletsorozat, az események relatív gyakorisága

**2.1. Definíció:** Tekintsünk egy  $\mathfrak{K}$  véletlen kísérletet, és jelölje  $\mathfrak{K}_n$  azt a kísérletet, amely a  $\mathfrak{K}$   $n$ -szeres azonos körülmények közötti ismételt végrehajtásából áll. (*n-szeres kísérletsorozat*)

**2.2. Definíció:** Ha egy  $n$ -szeres kísérletsorozatban az  $A$  esemény  $k$ -szor következett be, akkor  $k_A$  az  $A$  *gyakorisága*,  $r_n(A) = \frac{k_A}{n}$  a *relatív gyakorisága*.

**2.3. Tétel:** adott  $n$ -szeres kísérletsorozatnál:

- $r_n : \mathfrak{F} \rightarrow [0, 1]$
- $r_n(\Omega) = 1$
- Ha  $A_1, \dots, A_n, \dots$  egymást kizáró események, akkor  $r_n\left(\sum_{i=1}^{\infty} A_i\right) = \sum_{i=1}^{\infty} r_n(A_i)$

## 3. A feltételes valószínűség és az események függetlensége

**3.1. Definíció:** Legyenek  $A, B \in \mathfrak{F}$  olyan események, hogy  $A$  tetszőleges és  $\mathbf{P}(B) > 0$ . Akkor az  $A$  eseménynek a  $B$ -re vonatkoztatott *feltételes valószínűségén* a  $\mathbf{P}(A | B) = \frac{\mathbf{P}(AB)}{\mathbf{P}(B)}$  számot értjük.

**3.2. Tétel:** Tekintsük az  $(\Omega, \mathfrak{F}, \mathbf{P})$  Kolmogorov-féle valószínűségi mezőt, és  $B \in \mathfrak{F}$ ,  $\mathbf{P}(B) > 0$  rögzített. Ekkor a  $\mathbf{P}_B(A)$  feltételes valószínűsége teljesülnek az alábbi tulajdonságok:

- $0 \leq \mathbf{P}_B(A) \leq 1 \quad (\forall A \in \mathfrak{F})$
- $\mathbf{P}_B(B) = 1, \mathbf{P}_B(\emptyset) = 0$
- $\forall A_1, \dots, A_n, \dots \in \mathfrak{F} : A_i \cdot A_j = \emptyset \quad (i \neq j) \Rightarrow \mathbf{P}_B\left(\sum_{i=1}^{\infty} A_i\right) = \sum_{i=1}^{\infty} \mathbf{P}_B(A_i)$

**3.3. Definíció:** Legyenek  $A, B \in \mathfrak{F}$  tetszőleges események. Az  $A$  és  $B$  események *függetlenek*, ha  $\mathbf{P}(AB) = \mathbf{P}(A)\mathbf{P}(B)$ .

**3.4. Tétel:** Ha az  $A, B \in \mathfrak{F}$  események függetlenek, akkor  $A$  és  $\bar{B}$ ,  $\bar{A}$  és  $B$ ,  $\bar{A}$  és  $\bar{B}$  is függetlenek.

**3.5. Tétel:** Az  $\emptyset$  és  $\Omega$  események minden  $A \in \mathfrak{F}$  eseménytől függetlenek.

**3.6. Definíció:** Az  $A_1, \dots, A_n \in \mathfrak{F}$  események *páronként függetlenek*, ha  $\mathbf{P}(A_i A_j) = \mathbf{P}(A_i)\mathbf{P}(A_j) \quad (\forall i \neq j)$

**3.7. Definíció:** Az  $A_1, \dots, A_n \in \mathfrak{F}$  események *teljesen függetlenek*, ha  $\forall k \in \{2, \dots, n\}$  és  $\forall 1 \leq i_1 < \dots < i_k \leq n$  indexkombinációra  $\mathbf{P}(A_{i_1} \cdots A_{i_k}) = \mathbf{P}(A_{i_1}) \cdots \mathbf{P}(A_{i_k})$

**3.8. Tétel:** Ha az  $A_1, \dots, A_n \in \mathfrak{F}$  események teljesen függetlenek  $\Rightarrow$  páronként is függetlenek. (Fordítva általában nem igaz)

**3.9. Tétel:** Ha az  $A_1, \dots, A_n \in \mathbf{F}$  események teljesen függetlenek, akkor közülük bármelyiket az ellentett eseményére felcserélve, újra teljesen független rendszert kapunk.

**3.10. Tétel:** *Szorzási szabály:* legyenek az  $A_1, \dots, A_n \in \mathfrak{F}$  tetszőleges események úgy, hogy  $\mathbf{P}\left(\prod_{i=1}^n A_i\right) > 0$ . Ekkor

$$\mathbf{P}\left(\prod_{i=1}^n A_i\right) = \mathbf{P}\left(A_n \prod_{i=1}^{n-1} A_i\right) \mathbf{P}\left(A_{n-1} \prod_{i=1}^{n-2} A_i\right) \cdots \mathbf{P}(A_2 A_1) \mathbf{P}(A_1)$$

**3.11. Tétel:** *A teljes valószínűség tétele:* Legyen  $A_1, \dots, A_n \dots \in \mathfrak{F}$  teljes eseményrendszer. Tegyük fel továbbá, hogy  $\mathbf{P}(A_i) > 0 \forall i$ -re. Ekkor tetszőleges  $B \in \mathfrak{F}$  eseményre  $\mathbf{P}(B) = \sum_{i=1}^{\infty} \mathbf{P}(B | A_i) \mathbf{P}(A_i)$

**3.12. Tétel:** *Bayes-tétele:* Alkosson  $A_1, \dots, A_n, \dots \in \mathfrak{F}$  teljes eseményrendszert. Tegyük fel továbbá, hogy  $\mathbf{P}(A_i) > 0 \forall i$ -re. Ekkor tetszőleges  $B \in \mathfrak{F}$  eseményre, ahol  $\mathbf{P}(B) > 0$ ,  $\mathbf{P}(A_i | B) = \frac{\mathbf{P}(B | A_i) \mathbf{P}(A_i)}{\sum_{j=1}^{\infty} \mathbf{P}(B | A_j) \mathbf{P}(A_j)}$

## 4. A valószínűségi változó

**4.1. Definíció:** A balról zárt, jobbról nyílt valós intervallumok által generált  $\sigma$ -algebrát *Borel-féle  $\sigma$ -algebrának* nevezzük, és  $\mathfrak{B}$ -vel jelöljük:  $\mathfrak{B} = \sigma(\{[a, b), a, b \in \mathbb{R}\})$

**4.2. Definíció:** Legyen  $(\Omega, \mathfrak{F}, \mathbf{P})$  Kolmogorov-féle valószínűségi mező. Az  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  függvényt *valószínűségi változónak* nevezzük, ha minden  $B \in \mathfrak{B}$  esetén  $A = \{\omega : X(\omega) \in B\} \in \mathfrak{F}$

## 5. Az eloszlásfüggvény

**5.1. Definíció:** Legyen  $(\Omega, \mathfrak{F}, \mathbf{P})$  Kolmogorov-féle valószínűségi mező,  $X$  valószínűségi változó.

Ekkor a  $Q_X(B) = \mathbf{P}(\{\omega : X(\omega) \in B\}) = \mathbf{P}(X \in B)$ , ( $b \in \mathfrak{B}$ ) az  $X$  valószínűségi változó eloszlása.

**5.2. Tétel:** *A  $Q_X$  halmazfüggvény tulajdonságai:*

- $Q_X(\mathbb{R}) = 1$
- Ha  $B_1, \dots, B_n, \dots$  diszjunkt Borel-halmazok, akkor  $Q_X\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} B_i\right) = \sum_{i=1}^{\infty} Q_X(B_i)$

**5.3. Definíció:** Az  $F_X(x) = Q_X((-\infty, x))$ ,  $x \in \mathbb{R}$  függvényt az  $X$  valószínűségi változó *eloszlásfüggvényének* nevezzük.

**5.4. Tétel:** A valószínűségi változó eloszlása és eloszlásfüggvénye kölcsönösen egyértelműen meghatározzák egymást.

**5.5. Tétel:** *Az  $F_X$  eloszlásfüggvény tulajdonságai:*

- $F_X$  monoton nő, azaz  $(F_X(x) \leq F_X(y))$ , ha  $x < y$
- $F_x$  balról folytonos, azaz  $\lim_{x \rightarrow y-} F_X(x) = F_X(y) \forall y \in \mathbb{R}$ -re
- $\lim_{x \rightarrow +\infty} F_X(x) = 1$  és  $\lim_{x \rightarrow -\infty} F_X(x) = 0$

**5.6. Tétel:** tetszőleges  $x < y$  esetén

- $\mathbf{P}(x \leq X < y) = F_X(y) - F_X(x)$
- $\mathbf{P}(x < X < y) = F_X(y) - F_X(x + 0)$
- $\mathbf{P}(x \leq X \leq y) = F_X(y + 0) - F_X(x)$
- $\mathbf{P}(x < X \leq y) = F_X(y + 0) - F_X(x + 0)$
- $\mathbf{P}(X = x) = F_X(x + 0) - F_X(x)$

## 6. Diszkrét valószínűségi változók

**6.1. Definíció:** Az  $X$  valószínűségi változót *diszkrétnek* nevezzük, ha értékkészlete megszámlálható, vagyis  $\forall \omega \in \Omega$ -ra  $X(\omega) \in E = \{x_1, \dots, x_n, \dots\}$

**6.2. Definíció:** A  $p_i = \mathbf{P}(\{\omega : X(\omega) = x_i\}) = \mathbf{P}(X = x_i)$  ( $i = 1, 2, \dots$ ) valószínűségek összességét az  $X$  diszkrét v.v. *eloszlásának* nevezzük.

**6.3. Tétel:** Az  $X$  diszkrét v.v.  $p_1, p_2, \dots, p_n, \dots$  eloszlására teljesül, hogy

- a)  $0 \leq p_i \leq 1$   
 b)  $\sum_{i=1}^{\infty} p_i = 1$

**6.4. Tétel:** Az  $X$  diszkrét v.v.  $F_X$  eloszlásfüggvényére:  $F_X(x) = \sum_{x_i < x} p_i$ , másrészt:  $p_i = F_X(x_i + 0) - F(x_i)$

## 7. Nevezetes diszkrét eloszlások

### Binomiális eloszlás

Legyen  $(\Omega, \mathfrak{F}, \mathbf{P})$  Kolmogorov-féle valószínűségi mező,  $A \in \mathfrak{F}$  egy pozitív valószínűségű esemény:  $p = \mathbf{P}(A) > 0$ . Hajtsunk végre egy  $n$ -szeres kísérletsorozatot. Vegye fel  $X$  azt az értéket, ahányszor  $A$  bekövetkezett a kísérletsorozatban.  $X$  lehetséges értékei:  $0, 1, \dots, n$ . Az egyes értékek felvételének valószínűségei, azaz  $X$  eloszlása:  $p_k = \mathbf{P}(X = k) = \binom{n}{k} \cdot p^k \cdot (1-p)^{n-k} = \binom{n}{k} \cdot p^k \cdot q^{n-k}$

**Jelölés:**  $X \in B(n, p)$

### Geometriai eloszlás

Legyen  $\mathfrak{K}$  egy véletlen kísérlet, és  $(\Omega, \mathfrak{F}, \mathbf{P})$  a hozzátartozó Kolmogorov-féle valószínűségi mező,  $A \in \mathfrak{F}$  egy pozitív valószínűségű esemény:  $p = \mathbf{P}(A) > 0$ . A  $\mathfrak{K}$  kísérlethez tartozó kísérletsorozatot addig hajtsuk végre, amíg az  $A$  esemény be nem következik. Az  $X$  v.v.-t értelmezzük úgy, mint az  $A$  esemény bekövetkezéséhez szükséges ismétlések számát.  $X$ -et  $p$  paraméterű *geometriai eloszlású* v.v.-nak nevezzük.

**Jelölés:**  $X \in G(p)$

**7.1. Tétel:** A *geometriai eloszlás örökifjú tulajdonsága*

$\mathbf{P}(X = m + k \mid X > m) = \mathbf{P}(X = k), \forall m, k$ -ra, azaz annak a feltételes valószínűsége, hogy a következő  $k$  végrehajtás végén bekövetkezik  $A$  esemény, amennyiben előző  $m$  megfigyelés alatt nem következett be, ugyanannyi, mint annak a valószínűsége, hogy éppen a  $k$ -adik végrehajtás után következik be az  $A$  esemény.

## 8. Folytonos valószínűségi változók

**8.1. Definíció:** Legyen  $X$  az  $(\Omega, \mathfrak{F}, \mathbf{P})$ -n értelmezett v.v., melynek értékkészlete kontinuum számosságú. Jelölje  $F_X$  az eloszlásfüggvényt.  $X$ -et folytonos v.v.-nek nevezzük, ha  $F_X$  abszolút folytonos, azaz létezik olyan Riemann integrálható  $f_X : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  függvény, melyre fennáll az  $F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(t) dt$  ( $x \in \mathbb{R}$ ) összefüggés.

Az  $f_X$  függvényt az  $X$  v.v. (vagy az  $F_X$  eloszlásfüggvény) *sűrűségfüggvényének* nevezzük. Ha  $F_X$  abszolút folytonos, akkor folytonos is és majdnem mindenütt differenciálható, azaz pl. véges sok helyen lehet csak töréspontja.  $\frac{dF_X(x)}{dx} = f_X(x)$ , ha  $x$  folytonossági pontja  $f_X$ -nek.

**8.2. Tétel:** A *sűrűségfüggvény tulajdonságai*

Legyen  $X$  az  $(\Omega, \mathfrak{F}, \mathbf{P})$ -n értelmezett folytonos v.v. Akkor az  $f_X : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  sűrűségfüggvényre teljesül, hogy

- a)  $f_X(x) \geq 0$   
 b)  $\int_{-\infty}^{\infty} f_X(t) dt = 1$

## 9. Nevezetes folytonos eloszlások

### Az egyenletes eloszlású valószínűségi változó

Az  $X$  az  $[a, b]$  intervallumon egyenletes eloszlású, ha eloszlásfüggvénye:

$$F_X(x) = \begin{cases} 0, & x \leq a \\ \frac{x-a}{b-a}, & a < x \leq b \\ 1, & x > b \end{cases}$$

**Jelölés:**  $X \in U([a, b])$ .

Ekkor a sűrűségfüggvény:

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & x \in (a, b) \\ 0, & x \notin (a, b) \end{cases}$$

### Az exponenciális eloszlás valószínűségi változó

Az  $X$  v.v.  $\lambda > 0$  paraméterű exponenciális eloszlású, ha eloszlásfüggvénye:

$$F_X(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$$

**Jelölés:**  $X \in E(\lambda)$ .

A sűrűségfüggvény:

$$f_X(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & \text{egyebkent} \end{cases}$$

#### 9.1. Tétel: Az exponenciális eloszlás örökifjú tulajdonsága

Legyen  $X$  folytonos eloszlású v.v.  $\mathbf{P}(X < x) = F(x)$  eloszlásfüggvénnyel. Akkor  $\mathbf{P}(x < x+t \mid X \geq x) = \mathbf{P}(X < t) \forall 0 < x, t$ -re  $\iff \exists \lambda > 0 : F(x) = 1 - e^{-\lambda x}, x > 0$ , vagyis  $X \in E(\lambda)$

### A normális eloszlás valószínűségi változó

Az  $X$  v.v.  $\mu \in \mathbb{R}$  és  $\sigma > 0$  paraméterű normális eloszlású, ha eloszlásfüggvénye:  $F_X(x) = \Phi_{\mu, \sigma}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}} dt, x \in \mathbb{R}$ .

**Jelölés:**  $X \in N(\mu, \sigma)$

Az  $X$  sűrűségfüggvénye:  $f_X(x) = \varphi_{\mu, \sigma}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, x \in \mathbb{R}$

Ha  $X \in N(0, 1)$ , akkor *standard* normális eloszlás. Ilyenkor  $\varphi_{0,1}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$  és  $\Phi_{0,1}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt$

#### 9.2. Tétel: A $\varphi$ Gauss-függvény tulajdonságai

- $\varphi(-x) = \varphi(x)$
- $\lim_{x \rightarrow \infty} \varphi(x) = \lim_{x \rightarrow -\infty} \varphi(x) = 0$
- $\frac{1}{\sqrt{2\pi}} = \varphi(0) \geq \varphi > 0, \forall x \in \mathbb{R}$
- $\varphi$  inflexiós helyei a  $+1$  és  $-1$  ( $\varphi''(-1) = \varphi''(+1) = 0$ )
- $\int_{-\infty}^{\infty} \varphi(x) dx = 1$

#### 9.3. Tétel: A $\Phi$ eloszlásfüggvény tulajdonságai

- $\Phi(x) = 1 - \Phi(-x), \forall x > 0$ , azaz  $\Phi$  grafikonja szimmetrikus a  $(0, \frac{1}{2})$ -ra
- $\Phi$  szigorúan monoton növekvő
- $\Phi(x) = \frac{1}{2} + \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left( x - \frac{x^3}{1! \cdot 2 \cdot 3} + \dots + \frac{(-1)^k x^{2k+1}}{k! 2^k (2k+1)} + \dots \right), \forall x > 0$
- $\lim_{x \rightarrow \infty} \Phi(x) = 1, \lim_{x \rightarrow -\infty} \Phi(x) = 0$

## 10. A várható érték

### 10.1. Definíció:

- Az  $X$  diszkrét v.v.-nak akkor létezzék *várható értéke*, ha a  $\sum_{i=1}^{\infty} |x_i| \cdot \mathbf{P}(X = x_i)$  sor konvergens. Ekkor az  $X$  várható értékén az  $\mathbb{E}X = \sum_{i=1}^{\infty} x_i \cdot \mathbf{P}(X = x_i)$  sorösszeget értjük.

b) Az  $X$  folytonos v.v.-nak akkor létezzék *várható értéke*, ha az  $\int_{-\infty}^{\infty} |x| \cdot f_X(x) dx$  konvergens. Ekkor az  $X$  várható értékén az  $\mathbb{E}X = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f_X(x) dx$  számot értjük.

**10.2. Tétel:** Legyen  $g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  tetsz. valós függvény. Ekkor, ha az  $Y = g(X)$  v.v., és létezik a várható értéke, akkor

a) ha  $X$  diszkrét:  $\mathbb{E}Y = \sum_{i=1}^{\infty} g(x_i) \cdot \mathbf{P}(X = x_i)$

b) ha  $X$  folytonos:  $\mathbb{E}Y = \int_{-\infty}^{\infty} g(x) \cdot f_X(x) dx$

**10.3. Tétel:** Legyen az  $X$  v.v.-nak várható értéke  $\mathbb{E}X$ . Ekkor az  $Y = a \cdot X + b$  v.v.-nak is létezik várható értéke, és  $\mathbb{E}Y = a \cdot \mathbb{E}X + b$ .

## 11. Magasabb momentumok, szórásnégyzet

**11.1. Definíció:** Az  $X$  v.v.  $n$ -edik momentumán az  $X^n$  v.v. várható értékét értjük, ha az létezik. **Jelölés:**  $\mu_n = \mathbb{E}X^n$ .

**11.2. Definíció:** Az  $X$  v.v. *szórásnégyzetén* vagy *varianciáján* az  $Y = (X - \mathbb{E}X)^2$  v.v. várható értékét értjük. **Jelölés:**  $\sigma^2 X = \mathbb{E}(X - \mathbb{E}X)^2$

Az  $X$  v.v. *szórása* a szórásnégyzet pozitív négyzetgyöke:  $\sigma X = \sqrt{\mathbb{E}(X - \mathbb{E}X)^2}$

**11.3. Tétel:** Legyen  $X$  olyan v.v., melynek létezik szórásnégyzete. Ekkor minden valós  $x$  esetén:  $\sigma^2 X = \mathbb{E}(X - \mathbb{E}X)^2 \leq \mathbb{E}(X - x)^2$

**11.4. Tétel:**  $\sigma^2 X = 0 \iff \mathbf{P}(X = \mathbb{E}X) = 1$

**11.5. Tétel:** *Steiner formula*

$\sigma^2 X = \mathbb{E}(X - a)^2 - [\mathbb{E}(X - a)]^2, \forall a \in \mathbb{R}$ . Speciálisan  $a = 0$ -ra:  $\mathbb{E}X^2 - [\mathbb{E}X]^2$

**11.6. Tétel:**  $\sigma^2(\alpha X + b) = \alpha^2 \sigma^2 X, \forall \alpha, b \in \mathbb{R}$

**11.7. Definíció:** Egy  $X$  v.v. *standardizáltján* az  $\tilde{X} = \frac{X - \mathbb{E}X}{\sigma X}$  lineáris transzformált v.v.-t értjük.

## 12. Nevezetes eloszlások várható értékei és szórásnégyzetei

<b>Binomiális eloszlás</b>	$\mathbb{E}X = np$	$\sigma^2 X = npq$
<b>Poisson-eloszlás</b>	$\mathbb{E}X = \lambda$	$\sigma^2 X = \lambda$
<b>Geometriai eloszlás</b>	$\mathbb{E}X = \frac{1}{1-q} = \frac{1}{p}$	$\sigma^2 X = \frac{1-p}{p^2}$
<b>Egyenletes eloszlás</b>	$\mathbb{E}X = \frac{a+b}{2}$	$\sigma^2 X = \frac{(b-a)^2}{12}$
<b>Exponenciális eloszlás</b>	$\mathbb{E}X = \frac{1}{\lambda}$	$\sigma^2 X = \frac{1}{\lambda^2}$
<b>Normális eloszlás</b>		
$X \in N(0, 1)$	$\mathbb{E}X = 0$	$\sigma^2 X = 1$
$X \in N(\mu, \sigma)$	$\mathbb{E}X = \mu$	$\sigma^2 X = \sigma^2$

## 13. Valószínűségi vektorváltozók, valószínűségi változók együttes eloszlása

**13.1. Definíció:** Legyen  $(\Omega, \mathfrak{F}, \mathbf{P})$  Kolmogorov-féle valószínűségi mező. Tekintsük az  $\underline{X} : \Omega \rightarrow \mathbb{R}^p$  függvényt. Az  $\underline{X} = (X_1, \dots, X_p)^T$  valószínűségi vektorváltozó, ha minden  $B \in \mathfrak{B}^p$   $p$ -dimenziós Borel-halmazra:  $\{\omega : \underline{X}(\omega) \in B\} \in \mathfrak{F}$  teljesül.

**13.2. Definíció:** A  $Q_{\underline{X}}(B) = \mathbf{P}(\{\omega : \underline{X}(\omega) \in B\}), B \in \mathfrak{B}^p$  az  $\underline{X}$  v.v. *eloszlása*.

**13.3. Definíció:** Legyen  $(x_1, \dots, x_p)^T = \underline{x} \in \mathbb{R}^p$ , és a hozzátartozó  $p$ -dimenziós Borel-halmaz  $B_{\underline{x}} = (-\infty, x_1) \times \dots \times (-\infty, x_p)$ . Ekkor az  $F_{\underline{X}}(\underline{x}) = F_{X_1, \dots, X_p}(x_1, \dots, x_p) = Q_{\underline{X}}(B_{\underline{x}}) = \mathbf{P}(X_1 < x_1, \dots, X_p < x_p)$  függvényt az  $\underline{X}$  v.v.v. *eloszlásfüggvényének*, ill. az  $X_1, \dots, X_p$  komponens v.v.-k *együttes eloszlásfüggvényének* nevezzük.

**13.4. Tétel:** Az *együttes eloszlásfüggvény tulajdonságai*

- $F_{\underline{X}}$  minden változójában monoton nem csökkenő függvény, azaz  $\forall i$ -re, ha  $x_i^* < x_i^{**}$ , akkor  $F_{\underline{X}}(x_1, \dots, x_i^*, \dots, x_p) \leq F_{\underline{X}}(x_1, \dots, x_i^{**}, \dots, x_p)$ .
- $F_{\underline{X}}$  minden változójában balról folytonos függvény, azaz  $\lim_{y \rightarrow x_i^0 - 0} F_{\underline{X}}(x_1, \dots, y, \dots, x_p) = F_{\underline{X}}(x_1, \dots, x_i^0, \dots, x_p)$
- $\lim_{\forall x_i \rightarrow \infty} F_{\underline{X}}(x_1, \dots, x_i, \dots, x_p) = 1$  és  $\lim_{\exists x_i \rightarrow -\infty} F_{\underline{X}}(x_1, \dots, x_i, \dots, x_p) = 0$
- Legyen  $T = [a, b] \times [c, d]$  tetszőleges  $p = 2$  dimenziós tégl. Ekkor  $F_{\underline{X}}(a, c) + F_{\underline{X}}(b, d) - F_{\underline{X}}(a, d) - F_{\underline{X}}(b, c) \geq 0$ .

**13.5. Definição:** Ha  $\underline{X} = (X_1, \dots, X_p)^T$  v.v.v. eloszlásfüggvénye  $F_{\underline{X}}$  és  $1 \leq j_1 < j_2 < \dots < j_k \leq p$  egy tetszőleges  $k$  elemű indexkombináció, akkor az indexekhez tartozó  $X_{j_1}, X_{j_2}, \dots, X_{j_k}$  komponens v.v-k együttes eloszlásfüggvénye az  $F_{\underline{X}}$  egy  $k$ -dimenziós *perem- vagy vetületi eloszlásfüggvénye*.

**13.6. Definição:** Legyenek  $X_1, \dots, X_p$  v.v. az  $(\Omega, \mathfrak{F}, \mathbf{P})$  Kolmogorov-féle v.m-n.

- a)  $X_1, \dots, X_p$ , *páronként függetlenek*, ha  $\forall 1 \leq i < j \leq p$ -re  $F_{X_i, X_j}(x, y) = F_{X_i} \cdot F_{X_j}$  teljesül  $\forall x, y \in \mathbb{R}$ -re.
- b)  $X_1, \dots, X_p$  *teljesen függetlenek*, ha  $\forall 2 \leq k \leq p$  és  $\forall 1 \leq i_1 < i_2 < \dots < i_k \leq p$  indexkombinációra  $F_{X_{i_1}, \dots, X_{i_k}}(x_{i_1}, \dots, x_{i_k}) = \prod_{j=1}^k F_{X_{i_j}}, \forall x_{i_1}, \dots, x_{i_k} \in \mathbb{R}$ -re.

**13.7. Tétel:** Ha  $X_1, \dots, X_p$  teljesen függetlenek, akkor páronként is függetlenek. (megfordítás általában nem igaz)

## 14. Diszkrét valószínűségi változók együttes eloszlása

**14.1. Definição:**

- a) Ha  $X$  és  $Y$  diszkrét v.v-k  $E = \{x_1, \dots, x_n, \dots\}$  ill.  $D = \{y_1, \dots, y_n, \dots\}$  értékkészletekkel, akkor az  $r_{ij} = \mathbf{P}(\{\omega : X(\omega) = x_i\} \cap \{\omega : Y(\omega) = y_j\}) = \mathbf{P}(X = x_i, Y = y_j)$  ( $i, j = 1, 2, \dots$ ) valószínűségek összességét a két diszkrét v.v. *együttes eloszlásának* nevezzük.
- b) Az  $X_1, \dots, X_p$  diszkrét v.v. értékkészleteit jelölje rendre  $e^{(i)} = \{x_1^{(1)}, \dots, x_n^{(i)}\}$  ( $i = 1, \dots, p$ ).  
Ekkor az  $r_{i_1, \dots, i_p} = \mathbf{P}(X_1 = x_{i_1}^{(1)}, \dots, X_p = x_{i_p}^{(p)})$  valószínűségek összessége az  $X_1, \dots, X_p$  diszkrét v.v-k *együttes eloszlása*.

**14.2. Definição:** Ha adott az  $X_1, \dots, X_p$  diszkrét v.v-k  $\{r_{i_1, \dots, i_p} = \mathbf{P}(X_1 = x_{i_1}^{(1)}, \dots, X_p = x_{i_p}^{(p)}), \forall i_k\}$  együttes eloszlása, és  $1 \leq j_1 < \dots < j_k \leq p$ , akkor az  $X_{j_1}, \dots, X_{j_k}$  diszkrét v.v-k együttes eloszlását *k-dimenziós vetületi- vagy peremeloszlásnak* nevezzük.

**14.3. Tétel:** A diszkrét v.v-k együttes eloszlása kielégíti az alábbi tulajdonságokat:

- a)  $0 \leq r_{i_1, \dots, i_p} \leq 1$
- b)  $\sum_{\forall i_1, \dots, i_p} r_{i_1, \dots, i_p} = 1$
- c)  $\mathbf{P}(X_{j_1} = x_{j_1}, \dots, X_{j_k} = x_{j_k}) = \sum_{\forall i_l \notin \{j_1, \dots, j_k\}} r_{i_1, \dots, i_p}$

**14.4. Tétel:**

- a) Az  $X$  és  $Y$  diszkrét v.v-k függetlenek, ha  $\forall i, j$ -re  $\mathbf{P}(X = x_i, Y = y_j) = \mathbf{P}(X = x_i) \cdot \mathbf{P}(Y = y_j)$ .
- b) Az  $X_1, \dots, X_p$  diszkrét v.v-k teljesen függetlenek, ha  $\forall 2 \leq k \leq p$ -re és  $\forall 1 \leq j_1 < \dots < j_k \leq p$  esetén  
$$\mathbf{P}(X_{j_1} = x_{j_1}, \dots, X_{j_k} = x_{j_k}) = \prod_{\alpha=1}^k \mathbf{P}(X_{j_\alpha} = x_{j_\alpha})$$

### Polinomiális eloszlás

Legyen  $(\Omega, \mathfrak{F}, \mathbf{P})$  Kolmogorov-féle valószínűségi mező,  $A_1, \dots, A_r \in \mathfrak{F}$  egy  $r$  eseményből álló teljes eseményrendszer, azaz  $A_i \cdot A_j = \emptyset, \sum_{i=1}^r A_i = \Omega$ . Ekkor, ha  $0 < \mathbf{P}(A_i) = p_i$ , akkor  $\sum_{i=1}^r p_i = 1$ . Hajtsunk végre egy  $n$ -szeres kísérletsorozatot. Vegye fel  $X_i$  azt az értéket, ahányszor  $A_i$  bekövetkezett a kísérletsorozatban. Az  $X_1, \dots, X_r$  v.v-k együttes eloszlását  $n, p_1, \dots, p_r$  paraméterű polinomiális eloszlásnak nevezzük.  $X_i \in \{0, 1, \dots, n\}$  és  $\sum_{i=1}^r X_i = n$ . Az  $X_1, \dots, X_r$  v.v-k együttes eloszlása:  $\mathbf{P}(X_1 = k_1, \dots, X_r = k_r) = \frac{n!}{k_1! \dots k_r!} p_1^{k_1} \dots p_r^{k_r}$ .

## 15. Folytonos valószínűségi változók együttes eloszlása

**15.1. Definição:**  $\underline{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)^T$  folytonos v.v-k *együttes sűrűségfüggvényén* azt az  $f_{X_1, X_2, \dots, X_p}(x_1, \dots, x_p)$  Riemann-integrálható függvényt értjük, melyre:

$$F_{X_1, X_2, \dots, X_p}(x_1, \dots, x_p) = \int_{-\infty}^{x_1} \int_{-\infty}^{x_2} \dots \int_{-\infty}^{x_p} f_{X_1, X_2, \dots, X_p}(t_1, \dots, t_p) dt_p \dots dt_1, \text{ ha } \underline{x} = (x_1, \dots, x_p)^T \text{ folytonossági pontja}$$

$f_{X_1, X_2, \dots, X_p}(x_1, \dots, x_p)$ -nek.

**15.2. Definição:** Az  $f_{X_1, \dots, X_p}(x_1, \dots, x_p)$  együttes sűrűségfüggvény egy *k-dimenziós vetületi sűrűségfüggvényén* ( $2 \leq k \leq p - 1$ ) valamely  $1 \leq i_1 < i_2 < \dots < i_k \leq p$  indexkombinációra az  $X_{i_1}, \dots, X_{i_k}$  v.v-k együttes sűrűségfüggvényét értjük.

**15.3. Tétel:**  $f_{X_{i_1}, \dots, X_{i_k}}(t_{i_1}, \dots, t_{i_k}) = \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} f_{X_1, \dots, X_p}(t_1, \dots, t_p) dt_{j_1} \dots dt_{j_{p-k}}$ , azaz az együttes sűrűségfüggvényt az összes többi - a kiválasztott indexkombinációban nem szereplő - indexhez tartozó változóra kell kiintegrálni a teljes számegegyenesen hogy előállítsuk a k-dimenziós vetületi sűrűségfüggvényt.

**Kétdimenziós normális eloszlás**

Ha  $X$  és  $Y$  együttes sűrűségfüggvénye

$$f_{X,Y}(x,y) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \cdot e^{\left(-\frac{1}{2\sqrt{1-\rho^2}} \left[ \frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} - 2\rho \frac{(x-\mu_1)(y-\mu_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2} \right] \right)}$$

$x, y \in \mathbb{R}$  alakú, akkor a két valószínűségi változó együttes eloszlása kétdimenziós normális, ahol a peremeloszlásokra  $X \in N(\mu_1, \sigma_1)$ ,  $Y \in N(\mu_2, \sigma_2)$  teljesül.

**15.4. Tétel:** Legyenek  $X_1, \dots, X_p$  folytonos v.v-k.

a)  $X_1, \dots, X_p$  páronként függetlenek  $\iff \forall 1 \leq i < j \leq p$ -re:  $f_{X_i, X_j}(x, y) = f_{X_i}(x) \cdot f_{X_j}(y) \quad \forall x, y \in \mathbb{R}$ -re.

b)  $X_1, \dots, X_p$  teljesen függetlenek  $\iff \forall 2 \leq k \leq p$  és  $\forall 1 \leq i_1 < \dots < i_k \leq p$  indexkombinációra:

$$f_{X_{i_1}, \dots, X_{i_k}}(x_{i_1}, \dots, x_{i_k}) = \prod_{i=1}^k f_{X_{i_j}}(x_{i_j}), \quad \forall x_{i_1}, \dots, x_{i_k} \in \mathbb{R}.$$

**15.5. Tétel:** Az együttes sűrűségfüggvény tulajdonságai

a)  $f_X(t) \geq 0, (\forall t)$

b)  $\int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} f_X(t) dt_1 \dots dt_n = 1 \quad \left( \lim_{\forall t_i \rightarrow \infty} F_X(t) = 1 \right)$

**16. Valószínűségi vektorváltozók transzformációi**

**16.1. Tétel:** Két folytonos v.v. összegének eloszlása

Legyen  $X$  és  $Y$  v.v. az  $(\Omega, \mathfrak{F}, \mathbf{P})$  Kolmogorov-féle valószínűségi mezőn. Jelölje  $f_{X,Y}(x,y)$  az együttes sűrűségfüggvényüket. Ekkor a  $Z = X + Y$  v.v. sűrűségfüggvénye:

$$f_Z(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(t, x-t) dt = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(x-t, t) dt$$

Ha  $X$  és  $Y$  függetlenek is, akkor

$$f_Z(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(t) \cdot f_Y(x-t) dt = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x-t) \cdot f_Y(t) dt$$

Utóbbi esetben  $f_Z$  az  $f_X$  és  $f_Y$  sűrűségfüggvények *konvolúciója*.

**16.2. Tétel:** Két folytonos v.v. különbségének eloszlása

Legyen  $x$  és  $Y$  v.v. az  $(\Omega, \mathfrak{F}, \mathbf{P})$  Kolmogorov-féle valószínűségi mezőn. Jelölje  $f_{X,Y}(x,y)$  az együttes sűrűségfüggvényüket. Ekkor a  $Z = X - Y$  v.v. sűrűségfüggvénye:

$$f_Z(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(t, x+t) dt = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(x+t, t) dt$$

Ha  $X$  és  $Y$  függetlenek is, akkor

$$f_Z(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(t) \cdot f_Y(x+t) dt = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x+t) \cdot f_Y(t) dt$$

**16.3. Tétel:** Diszkrét v.v-k összegének eloszlása

Ha  $X$  és  $Y$  diszkrét nemnegatív egészértékű v.v-k, akkor  $Z = X + Y$  szintén diszkrét nemnegatív egészértékű v.v., melynek eloszlása:

$$\mathbf{P}(Z = k) = \sum_{\alpha=0}^k \mathbf{P}(X = \alpha, Y = k - \alpha) = \sum_{\alpha=0}^k \mathbf{P}(X = k - \alpha, Y = \alpha), \quad k = 0, 1, \dots$$

Ha  $X$  és  $Y$  függetlenek is, akkor

$$\mathbf{P}(Z = k) = \sum_{\alpha=0}^k \mathbf{P}(X = \alpha)\mathbf{P}(Y = k - \alpha) = \sum_{\alpha=0}^k \mathbf{P}(X = k - \alpha)\mathbf{P}(Y = \alpha)$$

**16.4. Tétel:**

a) Az  $X_1, \dots, X_p$  diszkrét v.v-k értékészleteit jelölje rendre  $R^{(i)} = \{x_1^{(i)}, \dots, x_n^{(i)} \dots\} (i = 1..p)$ , együttes eloszlásukat pedig



$\{r_{i_1, \dots, i_p} = \mathbf{P}(X_1 = x_{i_1}^{(1)}, \dots, X_p = x_{i_p}^{(p)})\}$ . Legyen  $g : \mathbb{R}^p \rightarrow \mathbb{R}$  tetszőleges  $p$ -változós valós függvény. Ekkor az  $Y = g(X_1, \dots, X_p)$  v.v. és létezik a várható értéke:  
 $\mathbb{E}Y = \sum_{\forall(i, \dots, i_p)} \mathbf{P}(X_1 = x_{i_1}^{(1)}, \dots, X_p = x_{i_p}^{(p)})$

b) Az  $X_1, \dots, X_p$  folytonos v.v.-k együttes sűrűségfüggvényét jelölje  $f_{X_1, \dots, X_p}(x_1, \dots, x_p)$ . Legyen  $g : \mathbb{R}^p \rightarrow \mathbb{R}$  tetszőleges  $p$ -változós valós függvény. Ekkor az  $Y = g(X_1, \dots, X_p)$  v.v. és létezik a várható értéke:

$$\mathbb{E}Y = \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} g(x_1, \dots, x_p) \cdot f_{X_1, \dots, X_p}(x_1, \dots, x_p) dx_p \dots dx_1$$

**16.5. Tétel:** Az  $Y = X_1 + \dots + X_p$  v.v. várható értéke létezik, amennyiben az  $X_i$  tagok várható értéke létezik, és  $\mathbb{E}Y = \mathbb{E}X_1 + \dots + \mathbb{E}X_p$ .

**16.6. Tétel:** Legyenek az  $X$  és  $Y$  v.v.-k függetlenek, és létezzék a várható értékük. Ekkor a  $Z = XY$  v.v.-nek is létezik a várható értéke, és  $\mathbb{E}Z = \mathbb{E}X \cdot \mathbb{E}Y$ .

**16.7. Tétel:** Legyenek az  $X$  és  $Y$  v.v.-k függetlenek, és létezzék a szórásnégyzetük. Ekkor  $\sigma^2(X \pm Y) = \sigma^2X + \sigma^2Y$ .

## 17. Konvolúció

**17.1. Definíció:** Legyen  $Z = X + Y$ , ahol  $X, Y$  független v.v.-k. Ekkor  $Z$  eloszlását az  $X$  és  $Y$  *konvolúciós eloszlásának* nevezzük.

a) Diszkrét eset:  $X, Y$  függetlenek,  $R_x, R_y \subseteq \mathbb{Z}$ ,  $Z = X + Y$ ,  $R_z \subseteq \mathbb{Z}$

$$\text{tfh. } X, Y \geq 0 \ (\Rightarrow Z \geq 0) \ \mathbf{P}(Z = k) = \sum_{l=0}^k \mathbf{P}(X = l, Y = k - l) = \sum_{l=0}^k \mathbf{P}(X = l) \cdot \mathbf{P}(Y = k - l)$$

b) Folytonos eset:  $X, Y$  folytonos, függetlenek  $f_{X,Y}(t, s) = f_X(t) \cdot f_Y(s) \ \forall t, s$

$$Z = X + Y : f_Z(u) = f_{X+Y}(u) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(s) \cdot f_Y(u - s) ds$$

## 18. A kovariancia és a korrelációs együttható

**18.1. Definíció:** Legyenek  $X$  és  $Y$  v.v.-k az  $(\Omega, \mathfrak{F}, \mathbf{P})$  Kolmogorov-féle valószínűségi mezőn. Tegyük fel, hogy létezik a szórásnégyzetük. Ekkor az  $X$  és  $Y$  *kovarianciáján* a  $Z = (X - \mathbb{E}X) \cdot (Y - \mathbb{E}Y)$  v.v. várható értékét értjük.

**Jelölés:**  $\text{cov}(X, Y)$

*Megjegyzés:*  $\text{cov}(X, X) = \sigma^2X$

**18.2. Definíció:** Az  $X$  és  $Y$  v.v.-k *korrelációs együtthatóján* standardizáltjaik kovarianciáját értjük.

**Jelölés:**  $\mathbf{R}(X, Y) = \text{cov}(\tilde{X}, \tilde{Y}) = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sigma_X \cdot \sigma_Y}$

**18.3. Tétel:**  $\text{cov}(X, Y) = \mathbb{E}(XY) - \mathbb{E}X \cdot \mathbb{E}Y$ .

**18.4. Tétel:** Ha  $X$  és  $Y$  függetlenek  $\Rightarrow \text{cov}(X, Y) = 0$ ,  $\mathbf{R}(X, Y) = 0$ .

**18.5. Definíció:** Az  $X$  és  $Y$  v.v.-k *korrelálatlanok*, ha  $\mathbf{R}(X, Y) = \text{cov}(X, Y) = 0$ .

**18.6. Tétel:** Ha  $X$  és  $Y$  v.v.-k szórásnégyzetei léteznek, úgy  $\sigma^2(X \pm Y) = \sigma^2X + \sigma^2 \pm 2 \cdot \text{cov}(X, Y)$ .

**18.7. Tétel:**  $\sigma^2 \left( \sum_{i=1}^p X_i \right) = \sum_{i=1}^p \sigma^2 X_i + 2 \cdot \sum_{i < j} \text{cov}(X_i, X_j)$ .

**18.8. Tétel:** Tetszőleges  $a, b \in \mathbb{R}$  esetén  $\text{cov}(aX + bY, Z) = a \cdot \text{cov}(X, Z) + b \cdot \text{cov}(Y, Z)$ .

**18.9. Tétel:** Ha az  $X$  és  $Y$  v.v.-k szórásnégyzetei léteznek, akkor  $-1 \leq \mathbf{R}(X, Y) \leq 1$ .

**18.10. Következmény:**  $|\text{cov}(X, Y)| \leq \sigma_X \cdot \sigma_Y$

**18.11. Tétel:** Ha az  $X$  és  $Y$  v.v.-k szórásnégyzetei léteznek, akkor  $\mathbf{R}(X, Y) = \pm 1 \iff \exists a, b \in \mathbb{R} : \mathbf{P}(X = a \cdot Y + b) = 1$ .

**18.12. Definíció:** Az  $\underline{X} = (X_1, \dots, X_p)^T$  v.v. *várható érték vektorán* a komponens v.v.-k várható értékeiből álló vektort értjük:  $\mathbb{E}(\underline{X}) = (\mathbb{E}X_1, \dots, \mathbb{E}X_p)^T$ .

**18.13. Definíció:** Az  $\underline{X} = (X_1, \dots, X_p)^T$  v.v. *kovarianciamátrixán* a  $\underline{\underline{\Sigma}} = (\text{cov}(X_i, X_j))$  ( $i = 1 \dots p, j = 1 \dots p$ )  $p \times p$ -s mátrixot értjük.

**18.14. Tétel:**  $\underline{\underline{\Sigma}}$  szimmetrikus és pozitív szemidefinit.

## 19. A feltételes várható érték

*Diszkrét eset:*

### 19.1. Definíció:

- a) Legyen  $A \in \mathfrak{F}, \mathbf{P}(A) > 0$  tetszőleges esemény,  $X \in \{x_1, x_2, \dots\}$  pedig egy tetszőleges diszkrét v.v. Ekkor  $\mathbf{P}(X = x_i | A) = \frac{\mathbf{P}(X = x_i, A)}{\mathbf{P}(A)}$ ,  $i = 1, 2, \dots$  az  $X$  feltételes eloszlása  $A$ -ra nézve.
- b) Legyen  $A_1, A_2, \dots \in \mathfrak{F}$  egy teljes eseményrendszer,  $X \in \{x_1, x_2, \dots\}$  pedig egy tetszőleges diszkrét v.v. Ekkor a  $\{\{\mathbf{P}(X = x_i | A_j), i = 1, 2, \dots\}, j = 1, 2, \dots\}$  eloszlásokat az  $X$ -nek az  $\{A_j, j = 1, 2, \dots\}$  rendszerre vonatkozó feltételes eloszlásának nevezzük.
- c) Legyen  $X \in \{x_1, x_2, \dots\}$  és  $Y \in \{y_1, y_2, \dots\}$  diszkrét v.v.  $(\Omega, \mathfrak{F}, \mathbf{P})$ -n. Ekkor a  $\{\{\mathbf{P}(X = x_i | Y = y_j), i = 1, 2, \dots\}, j = 1, 2, \dots\}$  eloszlásokat az  $X$ -nek az  $Y$ -ra vonatkozó feltételes eloszlásának nevezzük.

### 19.2. Definíció:

- a)  $\mathbb{E}(X | Y = y_j) \doteq \sum_{\forall x_i} x_i \cdot \mathbf{P}(X = x_i, Y = y_j) \doteq r(y_j)$ , az  $X$  feltételes várható értéke az  $Y = y_j$  feltétel mellett.
- b) Az  $X$ -nek az  $Y$ -ra vonatkozó regresszióján, vagy feltételes várható értékén azt az  $\mathbb{E}(X | Y)$ -vel jelölt diszkrét v.v-t értjük, melynek értékészlete  $K = \{r(y_j) \doteq \mathbb{E}(X | Y = y_j), j = 1, 2, \dots\}$ , eloszlása pedig  $\mathbf{P}(\mathbb{E}(X | Y) = r(y_j)) = \mathbf{P}(Y = y_j), j = 1, 2, \dots$ .

Folytonos eset:

Legyen  $X$  és  $Y$  folytonos v.v.  $(\Omega, \mathfrak{F}, \mathbf{P})$ -n  $F_{X,Y}(x, y)$  és  $f_{X,Y}(x, y)$  együttes eloszlás-, ill. együttes sűrűségfüggvénnyel. Tekintsük az alábbi függvényt:

$$\mathbf{P}(X < x | y \leq Y < y + \Delta y) \rightarrow \frac{\partial F_{X,Y}(x, y)}{\partial y}$$

$$\frac{\partial F_{X,Y}(x, y)}{\partial y}$$

**19.3. Definíció:** Az  $F_{X|Y}(x|y) \doteq \frac{\partial F_{X,Y}(x, y)}{\partial y}$  kétváltozós függvényt az  $X$ -nek az  $Y$ -ra vonatkozó feltételes sűrűségfüggvényének

nevezzük:  $f_{X|Y}(x|y) \doteq \frac{f_{X,Y}(x, y)}{f_Y(y)}$

**19.4. Definíció:** Az  $X$ -nek az  $Y$ -ra vonatkozó feltételes várható értékén vagy regresszióján az  $\mathbb{E}(X | Y) = r(Y)$  v.v-t értjük, ahol  $r(y) = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f_{X|Y}(x|y) dx$  a regressziós görbe.

**19.5. Tétel:** A regresszió tulajdonságai:

- a)  $\mathbb{E}(\mathbb{E}(X|Y)) = \mathbb{E}X$
- b)  $\mathbb{E}(h(Y) \cdot X|Y) = h(Y) \cdot \mathbb{E}(X|Y)$
- c) Ha  $X$  és  $Y$  függetlenek, akkor  $\mathbb{E}(X|Y) = \mathbb{E}X$ .

**19.6. Tétel:** Legyen  $d : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  tetszőleges függvény. Ekkor  $\mathbb{E}(X - r(Y))^2 \leq \mathbb{E}(X - d(Y))^2$ , ahol  $r(Y) = \mathbb{E}(X|Y)$ . Speciálisan, ha  $d(y) \equiv \mathbb{E}X$ , akkor  $\mathbb{E}(X - \mathbb{E}(X|Y))^2 \leq \mathbb{E}(X - \mathbb{E}X)^2 = \sigma^2 X$

**19.7. Definíció:** Legyen  $X$  és  $Y$  két adott valószínűségi változó. Az  $a^*X + b^*$  v.v. az  $Y$ -nak  $X$ -re vonatkozó lineáris regressziója, ha  $\mathbb{E}(Y - a^*X - b^*) = \min_{\forall a, b \in \mathbb{R}} \mathbb{E}(Y - aX - b)$ .

**19.8. Tétel:**  $a^* = \mathbf{R}(X, Y) \frac{\sigma_Y}{\sigma_X}, b^* = \mathbb{E}Y - \mathbf{R}(X, Y) \frac{\sigma_Y}{\sigma_X} \mathbb{E}X$

## 20. Nevezetes egyenlőtlenségek

**20.1. Tétel:** Markov-egyenlőtlenség:

Legyen  $Y \geq 0$  olyan v.v., melynek létezik a várható értéke:  $\mathbb{E}Y \geq 0$ . Ekkor  $\forall \delta > 0$  esetén  $\mathbf{P}(Y > \delta) \leq \frac{\mathbb{E}Y}{\delta}$ .

**20.2. Tétel:** Csebisev-egyenlőtlenség:

Legyen  $X$  olyan v.v., melynek véges a szórásnégyzete:  $\sigma^2 X < \infty$ . Ekkor  $\forall \epsilon > 0$  esetén  $\mathbf{P}(|X - \mathbb{E}X| \geq \epsilon) \leq \frac{\sigma^2 X}{\epsilon^2}$ .

## 21. Valószínűségi változók sorozatainak konvergenciái

**21.1. Definíció:** Legyenek  $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$  és  $X$  v.v-k az  $(\Omega, \mathfrak{F}, \mathbf{P})$  Kolmogorov-féle valószínűségi mezőn. Azt mondjuk, hogy

- a) Az  $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$  v.v. sorozat egy valószínűséggel konvergál  $X$ -hez, ha az  $A = \left\{ \omega; \lim_{n \rightarrow \infty} X_n(\omega) = X(\omega) \right\}$  esemény egy valószínűségű:  $\mathbf{P}(A) = 1$ .
- Jelölés:  $X_n \rightarrow^{1v} X$

- b) Az  $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$  v.v. sorozat  $L_r$ -ben (vagy  $r$ -edik momentumban) tart  $X$ -hez, ha  $\mathbb{E}(|X_n - X|^r) \rightarrow 0$  ( $n \rightarrow \infty$ ).  
**Jelölés:**  $X_n \xrightarrow{L^r} X$
- c) Az  $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$  v.v. sorozat *sztochasztikusan konvergál*  $X$ -hez, ha  $\forall \epsilon > 0$  esetén  $\mathbf{P}(\{\omega; |X_n(\omega) - X(\omega)| > \epsilon\}) \rightarrow 0$  ( $n \rightarrow \infty$ ).  
**Jelölés:**  $X_n \xrightarrow{st} X$
- d) Az  $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$  v.v. sorozat *eloszlásban konvergál*  $X$ -hez, ha  $\lim_{n \rightarrow \infty} F_{X_n}(x) = F_X(x)$  minden olyan  $x \in \mathbb{R}$ -ben, ahol  $F_X(x)$  folytonos.  
**Jelölés:**  $X_n \xrightarrow{e} X$

### 21.2. Tétel:

- a) Az eloszlásban való konvergenciából nem következik egyik másik sem.  
b) A sztochasztikus konvergenciából következik az eloszlásban való konvergencia.  
c) Az  $L_1$ -beli konvergenciából következik a sztochasztikus konvergencia (így az eloszlásban való konvergencia is).  
d) Az egy valószínűségű konvergenciából következik a sztochasztikus konvergencia.

## 22. Nagy számok törvényei

### 22.1. Tétel: A nagy számok tételének Csebisev-féle gyenge alakja:

Legyenek az  $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$  v.v-k páronként függetlenek és azonos eloszlásúak az  $(\Omega, \mathfrak{F}, \mathbf{P})$  Kolmogorov-féle valószínűségi mezőn. Létezzék a közös  $\mu = \mathbb{E}X_i$  várható értékük és a közös  $d^2 = \sigma^2 X_i$  szórásnégyzetük. Ekkor a  $Z_n = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n}$  v.v. sorozatra  $Z_n \xrightarrow{st} \mu$ .

### 22.2. Tétel: A nagy számok tételének Bernoulli-féle gyenge alakja:

Legyen  $(\Omega, \mathfrak{F}, \mathbf{P})$  Kolmogorov-féle valószínűségi mező,  $A \in \mathfrak{F}$  egy pozitív valószínűségű esemény:  $p = \mathbf{P}(A) > 0$ . Hajtsunk végre egy végtelen kísérletsorozatot, vagyis figyeljük meg  $A$  bekövetkezéseit az  $1, 2, \dots, n, \dots$ -edik végrehajtáskor. Legyen  $X_i = \begin{cases} 1, & \text{ha } A \text{ bekövetkezik} \\ 0, & \text{ha nem} \end{cases}$ .  $X_i$ -k teljesen függetlenek és azonos eloszlásúak:  $\mathbf{P}(X_i = 1) = \mathbf{P}(A) = p$  és  $\mathbf{P}(X_i = 0) = 1 - p = q$ ,  $\mathbb{E}X_i = p$ ,  $\sigma^2 X_i = pq$ . Legyen  $Z_n = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n} = r_n(A)$  a relatív gyakoriság. Ekkor  $r_n(A) \xrightarrow{st} p$ .

### 22.3. Tétel: A nagy számok tételének Kolmogorov-féle erős alakja:

Legyenek az  $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$  v.v-k teljesen függetlenek az  $(\Omega, \mathfrak{F}, \mathbf{P})$  Kolmogorov-féle valószínűségi mezőn. Létezzék a közös  $\mu = \mathbb{E}(X_i)$  várható értékük és a szórásnégyzetükre:  $\sum_{i=1}^{\infty} \sigma^2 X_i \cdot \frac{1}{i^2} < \infty$ . Ekkor a  $Z_n = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n}$  v.v. sorozatra  $Z_n \xrightarrow{1v} \mu$ .

## 23. Centrális határeloszlás tételek

### 23.1. Tétel: A centrális határeloszlás tétel:

Legyenek az  $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$  v.v-k páronként függetlenek és azonos eloszlásúak az  $(\Omega, \mathfrak{F}, \mathbf{P})$  Kolmogorov-féle valószínűségi mezőn. Létezzék a közös  $\mu = \mathbb{E}(X_i)$  várható értékük és a közös  $\sigma^2 = \sigma^2 X_i$  szórásnégyzetük. Ekkor a  $Z_n = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n - n\mu}{\sqrt{n} \cdot \mu}$  v.v. sorozathoz létezik olyan  $Z \in N(0, 1)$ , hogy  $Z_n \xrightarrow{e} Z$ .

### 23.2. Tétel: Moivre-Laplace-tétel:

Legyen  $(\Omega, \mathfrak{F}, \mathbf{P})$  Kolmogorov-féle valószínűségi mező,  $A \in \mathfrak{F}$  egy pozitív valószínűségű esemény:  $p = \mathbf{P}(A) > 0$ . Hajtsunk végre egy végtelen kísérletsorozatot, vagyis figyeljük meg  $A$  bekövetkezéseit az  $1, 2, \dots, n, \dots$ -edik kísérletnél. Legyen  $X_i = \begin{cases} 1, & \omega \in A \\ 0, & \omega \notin A \end{cases}$ . Az  $X_i$ -k teljesen függetlenek és azonos eloszlásúak:  $\mathbf{P}(X_i = 1) = \mathbf{P}(A) = p$  és  $\mathbf{P}(X_i = 0) = 1 - p = q$ ,  $\mathbb{E}X_i = p$ ,  $\sigma^2 X_i = pq$ . Ekkor a  $Z_n = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n - n \cdot p}{\sqrt{n \cdot p \cdot (1 - p)}}$  v.v. sorozathoz létezik olyan  $Z \in N(0, 1)$ , hogy  $Z_n \xrightarrow{e} Z$ .

## 24. Markov-láncok

**24.1. Definíció:** az  $\{X_n, n \geq 0\}$  v.v. sorozat diszkrét idejű, diszkrét állapotterű *Markov-lánc*, ha  $R_{x_i} = S \subseteq \mathbb{Z}$ , és teljesül a Markov-tulajdonság:  $P(X_n = j \mid X_0 = i_0, X_1 = i_1, \dots, X_{n-1} = i_{n-1}) = \mathbf{P}(X_n = j \mid X_{n-1} = i_{n-1}) \forall n$ -re,  $\forall i_0, \dots, i_{n-1}, j \in S$

**24.2. Definíció:** a  $\{X_n, n \geq 0\}$  Markov-lánc *homogén*, ha  $\mathbf{P}(X_n = j \mid X_{n-1} = i) = \mathbf{P}(X_1 = j \mid X_0 = i) \forall n$ -re és  $\forall i, j \in S$ -re.

Az *egy-lépéses átmenet-valószínűség*:  $\mathbf{p}_{ij}^{(1)} = \mathbf{P}(X_1 = j \mid X_0 = i) \forall i, j \in S$

Az *n-lépéses átmenet-valószínűség*:  $\mathbf{p}_{ij}^{(n)} = \mathbf{P}(X_n = j \mid X_0 = i) \forall i, j \in S$

**24.3. Definição:** Átmenet-valószínűségi mátrix:  $\underline{\underline{P}} = (p_{ij}^{(1)}) (i, j \in S)$

$n$ -lépéses átmenet-valószínűségi mátrix:  $\underline{\underline{P}}^{(n)} = (p_{ij}^{(n)}) (i, j \in S)$

**24.4. Tétel:**  $\underline{\underline{P}}, \underline{\underline{P}}^{(n)} \forall$  sorában 1-1 eloszlás van.

**24.5. Tétel:** *Chapmann-Kolmogorov*

$$\underline{\underline{P}}^{(n)} = \underline{\underline{P}}^i \cdot \underline{\underline{P}}^{(n-i)} = \underline{\underline{P}}^n$$

**24.6. Definição:** *stabilitás*

$$q_i^{(n)} = \mathbf{P}(X_n = i)$$

$q_i^{(\infty)} = \lim_{n \rightarrow \infty} q_i^{(n)}$ , ha létezik ez a határérték, akkor a Markov-lánc stabil.

$\underline{q}^{(\infty)} = (q_1^{(\infty)}, \dots, q_k^{(\infty)})$ , ahol  $1, \dots, k \in S$ , és  $S$  minden elemét kiteszik ( $\underline{q}^{(\infty)}$  neve *határeloszlás*).

Erre a vektorra igaz a következő egyenlőség:  $\underline{q}^{(\infty)} = \underline{q}^{(\infty)} \underline{\underline{P}}$

## 25. Matematikai statisztika

### Kiindulás

$\kappa$ : véletlen kísérlet

$\Omega$ : elemi események halmaza

$\mathfrak{F}$ : események halmazrendszer

$\mathbf{P} \in \mathcal{P}$ , de pontosan nem ismert

### Alapfeladat

$\mathcal{P}$  halmazból kiválasztani azon mértéket, amely ténylegesen a kísérlethez tartozik.

*Statisztikai minta:*  $X_1, \dots, X_n$  azonos eloszlású, egymástól teljesen független v.v. sorozat.

*Statisztikai minta realizáció:*  $x_1, \dots, x_n$ , ahol  $n$  a mintaelemszám,  $x_i$  az  $i$ -edik mintaelem.

$F_X$  a minta eloszlása,  $\mathbb{E}X = m, \sigma X = D$

**25.1. Definição:** Legyen  $(\Omega, \mathfrak{F})$  mérhető tér, és  $\mathcal{P}$  valószínűségi mértékek halmaza, ahol  $\forall \mathbf{P} \in \mathcal{P}$  esetén  $(\Omega, \mathfrak{F}, \mathcal{P})$  Kolmogorov-féle valószínűségi mező.

Az  $\underline{X} = (X_1, \dots, X_n)^T$  statisztikai megfigyelést *statisztikai mintának* nevezzük, ha  $X_i$ -k teljesen független, azonos eloszlású v.v.-k  $\forall \mathbf{P} \in \mathcal{P}$  esetén:  $\mathbf{P}(X_i < x) = F_P(x) (i = 1, \dots, n)$  és  $\mathbf{P}(X_{i_1} < x_{i_1}, \dots, X_{i_k} < x_{i_k}) = \prod_{\alpha=1}^k F_P(x_{i_\alpha}) (\forall 2 \leq k \leq n)$ .

$T_n : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$ : *statisztikai függvény*

$T_n = T_n(X_1, \dots, X_n)$ : *statisztika*

$T_n = T_n(x_1, \dots, x_n)$ : *statisztika számított értéke*

*Empirikus közép- vagy átlagstatisztika:*  $T_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = \bar{X}_n$

*Empirikus szórásnégyzet statisztika:*  $T_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2 = s_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - \bar{X}_n^2$

*Korrigált empirikus szórásnégyzet:*  $(s_n^*)^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2$

*Rendezett minta:*

$$X_1^* = \min\{X_1, \dots, X_n\}$$

$$X_n^* = \max\{X_1, \dots, X_n\}$$

$$X_1^* \leq \dots \leq X_n^*$$

$r_i(X_1, \dots, X_n) = X_j$ , ha  $X_j$  az  $i$ -edik legkisebb  $X_1, \dots, X_n$  között

$X_i^* = r_i(X_1, \dots, X_n)$  az  $i$ -edik rendezett minta statisztika

$$\mathbf{P}(X_k^* < x) = F_k(x) = \sum_{i=k}^n \binom{n}{i} \cdot F(x)^i \cdot (1 - F(x))^{n-i}$$

$$\text{Empirikus eloszlásfüggvény: } F_n(x) = \begin{cases} 0, & \text{ha } x \leq X_1^* \\ \frac{k}{n}, & \text{ha } X_k^* \leq x \leq X_{k+1}^* \\ 1, & \text{ha } x > X_n^* \end{cases}$$

Paraméteres probléma:  $F_x(t, \vartheta)$

**25.2. Definíció:** a  $T_n$  statisztika a  $\vartheta$  paraméter *torzítatlan becslése*, ha  $\mathbb{E}(T_n) = \vartheta$ .

**25.3. Definíció:** a  $T_n$  statisztika a  $\vartheta$  paraméter *aszimptotikusan torzítatlan becslése*, ha  $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}(T_n) = \vartheta$ .

**25.4. Tétel:** az  $\bar{X}_n$  a minta várható értékének ( $\mathbb{E}X = \vartheta$ ) torzítatlan becslése.

**25.5. Tétel:** tfl.  $\vartheta = \sigma X$

Akkor  $s_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2$  a  $\vartheta$  aszimptotikusan torzítatlan becslése,

és  $(s_n^*)^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2$  a  $\vartheta$  torzítatlan becslése.

**25.6. Definíció:** a  $T_n$  statisztika sorozat a  $\vartheta$  paraméter *konzisztens becslése*, ha  $\mathbf{P}(|T_n - \vartheta| \geq \epsilon) \rightarrow 0$  ( $n \rightarrow \infty$ ).

**25.7. Definíció:** a  $T_n$  statisztika sorozat a  $\vartheta$  paraméter *erősen konzisztens becslése*, ha  $\mathbb{E}T_n = \vartheta, \sigma^2 T_n \rightarrow 0$  ( $n \rightarrow \infty$ ).

**25.8. Tétel:** ha  $T_n$  erősen konzisztens  $\Rightarrow$  konzisztens is.

**25.9. Tétel:**

a)  $\bar{X}_n$  a  $\vartheta$  várható érték erősen konzisztens becslése, ha  $\exists \sigma^2 X$

b)  $s_n^2$  a  $\vartheta$  szórásnégyzetnek konzisztens becslése,  $(s_n^*)^2$  erősen konzisztens becslése, ha  $\exists \mathbb{E}(X^2)$

**25.10. Tétel:** *Matematikai statisztika alaptétele:*

$$\mathbf{P}\left(\lim_{n \rightarrow \infty} \sup_{x \in \mathbb{R}} |F_n(x) - F(x)| = 0\right) = 1$$

## 26. Maximum likelihood becslés

**26.1. Definíció:** Legyen adott  $\mathcal{P}$  valószínűségi mértékek egy tere, és az  $X_1, \dots, X_n$  statisztikai minta, amelyek eloszlásfüggvénye abszolút folytonos  $\forall \mathbf{P}_\vartheta \in \mathcal{P}$ -re, jelölje  $L(\underline{x}, \vartheta) = \prod_{i=1}^n f_\vartheta(x_i)$  a minta együttes sűrűségfüggvényét.

A  $\vartheta$  paraméter *maximum likelihood becslésén* azt a  $\tau_n(X_1, \dots, X_n)$  statisztikát értjük, melyre:  $L(x, \tau_n(x)) = \max_{\vartheta \in \mathbb{R}^k} L(x, \vartheta)$  teljesül  $\forall \underline{x} \in \mathbb{R}^n$ .

**26.2. Definíció:** Legyen adott  $\mathcal{P}$  valószínűségi mértékek egy tere, és az  $X_1, \dots, X_n$  diszkrét eloszlású statisztikai minta  $E \subseteq \mathbb{R}$  értékkészlettel  $\forall \mathbf{P}_\vartheta \in \mathcal{P}$ -re. Jelölje  $L(\underline{x}, \vartheta) = \mathbf{P}_\vartheta(X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n) = \prod_{i=1}^n \mathbf{P}_\vartheta(X_i = x_i)$  a minta együttes eloszlását.

A  $\vartheta$  paraméter *maximum likelihood becslésén* azt a  $\tau_n(X_1, \dots, X_n)$  statisztikát értjük, melyre  $L(x, \tau_n(x)) = \max_{\vartheta \in \mathbb{R}^k} L(x, \vartheta)$  teljesül  $\forall \underline{x} \in E^n$ .

$$\text{log-likelihood függvény: } l(\underline{x}, \vartheta) = \ln L(\underline{x}, \vartheta) = \sum_{i=1}^n \ln f_\vartheta(x_i)$$

**26.3. Tétel:** Legyen adott  $\mathcal{P}$  valószínűségi mértékek egy tere, és az  $X_1, \dots, X_n$  statisztikai minta. Jelölje  $L(\underline{x}, \vartheta)$  a likelihood függvényt, és  $\tau_n$  a maximum likelihood statisztikát.

i) ha  $\exists$  hatásos becslés a  $\vartheta$  paraméterre, akkor  $\tau_n$  maga a hatásos becslés.

ii) ha  $\exists T_n$  elégséges becslés a  $\vartheta$  paraméterre, akkor megadható olyan  $h(x)$  függvény, mellyel  $h(\tau_n) = T_n$ .

**26.4. Definíció:** Legyen adott  $\mathcal{P}$  valószínűségi mértékek egy tere, és  $X_1, \dots, X_n$  statisztikai minta. Tfl.  $\exists$  az  $m_j = \mathbb{E}_\vartheta X_i^j = g_j(\vartheta)$  ( $j = 1, \dots, k$ ) momentumok, és  $\exists g_j^{-1}(m_1, \dots, m_k) = \vartheta_j$  ( $j = 1, \dots, k$ ). Tekintsük az  $\hat{m}_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^j$  ( $j = 1, \dots, k$ ) empirikus momentum statisztikákat. Akkor az  $m_j = g_j^{-1}(\hat{m}_1, \dots, \hat{m}_k)$  statisztikák a  $\vartheta_j$  paraméter momentumos becslései.

## 27. Normális eloszlásból származó eloszlások

**27.1. Definíció:** Legyen  $X_1, \dots, X_n \in N(0, 1)$  teljesen függetlenek, akkor az  $Y = \sum_{i=1}^n X_i^2$  v.v. eloszlása *n-szabadságfokú  $\chi^2$ -eloszlás*.

Jelölés:  $Y \in \chi^2$

**27.2. Definíció:** Legyen  $X \in N(0, 1), Y \in \chi^2$  függetlenek, akkor  $Z = \frac{X}{\sqrt{\frac{Y}{n}}}$  eloszlása  $n$ -szabadságfokú  $t$ /Student eloszlású v.v.

**Jelölés:**  $Z \in t_n$

**27.3. Definíció:** Ha  $X \in \chi_n^2, Y \in \chi_m^2$  függetlenek, akkor  $Z = \frac{\frac{X}{n}}{\frac{Y}{m}}$   $n, m$  szabadságfokú  $F$ - vagy  $F$ ischer-eloszlású v.v.

**27.4. Tétel: Lukács tétel:**

Legyen  $X_1, \dots, X_n \in N(m, D)$  eloszlásból származó statisztikai minta. Ekkor:

- i)  $\bar{X}_n \in N\left(m, \frac{D}{\sqrt{n}}\right)$
- ii)  $\frac{ns_n^2}{D^2} \in \chi_{n-1}^2$
- iii)  $\bar{X}_n$  és  $s_n^2$ , ill.  $\bar{X}_n$  és  $(s_n^*)^2$  is függetlenek.

**27.5. Definíció:** a  $T'_n < T''_m$  statisztikák  $1 - \epsilon$  szintű *konfidencia intervallumot* adnak a  $\vartheta$  paraméterhez, ha  $\mathbf{P}\left(\vartheta \in [T'_n, T''_m]\right)$

## 28. Hipotézis elmélet, próbák

$(\Omega, \mathcal{P}, \mathbf{P}), \mathcal{P} = \mathcal{P}_0 \cup \mathcal{P}_1, \mathcal{P}_0 \cap \mathcal{P}_1 = \emptyset$

$H_0 : \mathbf{P} \in \mathcal{P}_0$ : *nullhipotézis*

$H_1 : \mathbf{P} \in \mathcal{P}_1$ : *alternatív hipotézis*

$t_n(X_1, \dots, X_n)$  próbatasztika,  $\mathbf{P}(K_1(\epsilon) \leq t_n \leq K_2(\epsilon)) \geq 1 - \epsilon$

## 29. Paraméteres próbák

### Egymintás $u$ -próba

Legyen  $X_1, \dots, X_n$  statisztikai minta,  $\in N(\vartheta, \sigma_0), \sigma_0 > 0$  adott

$H_0 : \vartheta = \vartheta_0, (\vartheta_0 \text{adott, hipotetikus érték})$

$H_1 : \vartheta \neq \vartheta_0$

$$\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \in N\left(\vartheta, \frac{\sigma_0}{\sqrt{n}}\right)$$

Ha  $H_0$  igaz, akkor:  $\bar{X}_n \in N\left(\vartheta, \frac{\sigma_0}{\sqrt{n}}\right) \Rightarrow \frac{\bar{X}_n - \vartheta_0}{\sigma_0} \cdot \sqrt{n} \in N(0, 1)$

**Döntés:** Ha  $\left| \frac{\bar{X}_n - \vartheta_0}{\sigma_0} \cdot \sqrt{n} \right| < u_\epsilon \Rightarrow H_0$ -t elfogadjuk.

$$\mathbf{P}(-u_\epsilon < u(x) < u_\epsilon) = 1 - \epsilon$$

### Kétmintás $u$ -próba

$X_1, \dots, X_n \in N(\vartheta_1, \sigma_1)$  statisztikai minta,  $\sigma_1 > 0$  adott } a két minta független egymástól.  
 $Y_1, \dots, Y_m \in N(\vartheta_2, \sigma_2)$  statisztikai minta,  $\sigma_2 > 0$  adott }

$H_0 : \vartheta_1 = \vartheta_2 \quad \left. \begin{array}{l} \bar{X}_n \in N\left(\vartheta_1, \frac{\sigma_1}{\sqrt{n}}\right) \\ \bar{Y}_m \in N\left(\vartheta_2, \frac{\sigma_2}{\sqrt{m}}\right) \end{array} \right\}$  függetlenek  $\Rightarrow \bar{X}_n - \bar{Y}_m \in N\left(\vartheta_1 - \vartheta_2, \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n} + \frac{\sigma_2^2}{m}}\right)$

Ha  $H_0$  igaz, akkor:  $\frac{\bar{X}_n - \bar{Y}_m}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n} + \frac{\sigma_2^2}{m}}} \in N(0, 1)$

**Döntés:** Legyen  $\epsilon > 0, \exists u_\epsilon > 0$ , ha  $\frac{\bar{X}_n - \bar{Y}_m}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n} + \frac{\sigma_2^2}{m}}} < u_\epsilon \Rightarrow H_0$ -t  $\epsilon$ -szinten elfogadjuk.

### Egymintás $t$ -próba

Legyen  $X_1, \dots, X_n$  statisztikai minta,  $\in N(\vartheta, \sigma)$ ,  $\sigma > 0$  nem ismert

$$\left. \begin{array}{l} H_0 : \vartheta = \vartheta_0 \\ H_1 : \vartheta \neq \vartheta_0 \end{array} \right\} \left. \begin{array}{l} \bar{X}_n \in N(\vartheta_0, \sigma) \\ \frac{\bar{X}_n - \vartheta_0}{\frac{\sigma}{(n-1)(s_n^*)^2}} \cdot \sqrt{n} \in N(0, 1) \end{array} \right\} \text{függetlenek} \Rightarrow \frac{\bar{X}_n - \vartheta_0}{s_n^*} \cdot \sqrt{n} \in t_{n-1}$$

Döntés: Ha  $\frac{\bar{X}_n - \vartheta_0}{s_n^*} \cdot \sqrt{n} < t_\epsilon \Rightarrow H_0$ -t  $\epsilon$  szinten elfogadjuk.

### Kétmintás $t$ -próba

$\left. \begin{array}{l} X_1, \dots, X_n \in N(\vartheta_1, \sigma_1) \\ Y_1, \dots, Y_m \in N(\vartheta_2, \sigma_2) \end{array} \right\}$  függetlenek, de  $\sigma$  nem ismert (azonos a szórásuk)

$$H_0 : \vartheta_1 = \vartheta_2 \quad \bar{X}_n - \bar{Y}_m \in N\left(\vartheta_1 - \vartheta_2, \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n} + \frac{\sigma_2^2}{m}}\right) \Rightarrow$$

$$H_1 : \vartheta_1 \neq \vartheta_2 \quad \Rightarrow \frac{\bar{X}_n - \bar{Y}_m - (\vartheta_1 - \vartheta_2)}{\sigma \cdot \sqrt{\frac{1}{n} - \frac{1}{m}}} \in N(0, 1)$$

$$\frac{(n-1)(s_{n,X}^*)^2}{\sigma^2} \in \chi_{n-1}^2, \quad \frac{(m-1)(s_{m,Y}^*)^2}{\sigma^2} \in \chi_{m-1}^2 \Rightarrow \frac{(n-1)(s_{n,X}^*)^2}{\sigma^2} + \frac{(m-1)(s_{m,Y}^*)^2}{\sigma^2} \in \chi_{n+m-2}^2$$

### F-próba

$\left. \begin{array}{l} X_1, \dots, X_n \in N(\vartheta_1, \sigma_1) \\ Y_1, \dots, Y_m \in N(\vartheta_2, \sigma_2) \end{array} \right\}$  függetlenek,  $\vartheta_0, \vartheta_1, \sigma_1 > 0, \sigma_2 > 0$  ismeretlenek

$$\left. \begin{array}{l} H_0 : \vartheta_1 = \vartheta_2 \\ H_1 : \vartheta_1 \neq \vartheta_2 \end{array} \right\} \frac{(n-1)(s_{n,X}^*)^2}{\sigma^2} \in \chi_{n-1}^2 \quad \frac{(m-1)(s_{m,Y}^*)^2}{\sigma^2} \in \chi_{m-1}^2 \quad \frac{(s_{n,X}^*)^2}{(s_{m,Y}^*)^2} \in F_{n-1, m-1}$$

Döntés: Ha  $F_{1,\epsilon} < \frac{(s_{n,X}^*)^2}{(s_{m,Y}^*)^2} < F_{2,\epsilon} \Rightarrow H_0$ -t elfogadjuk  $\epsilon$ -szinten.