

## Emlékeztető

### Eseményalgebra

De Morgan azonosságok:  $\overline{A \cap B} = \overline{A} \cup \overline{B}$        $\overline{A \cup B} = \overline{A} \cap \overline{B}$

$B_1, B_2 \dots$  TELJES ESEMÉNYRENDSZER,  
ha közülük pontosan egy bekövetkezik, azaz:  
 $B_1 \cup B_2 \cup \dots = H$  és  $i \neq j \rightarrow B_i \cap B_j = \emptyset$

### Valószínűség: axiómák és néhány alaptulajdonság

$$0 \leq P(A) \leq 1 \quad P(\emptyset) = 0 \quad P(H) = 1$$

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$$

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B), \quad \text{ha } A, B \text{ kizárják egymást } (A \cap B = \emptyset)$$

$$P(\overline{A}) = 1 - P(A)$$

$$P(A \setminus B) = P(A) - P(A \cap B)$$

$$P(A \setminus B) = P(A) - P(B), \quad \text{ha } B \text{ része } A\text{-nak } (B \subset A)$$

Feltételes valószínűség: 
$$\mathbf{P}(A|B) = \frac{\mathbf{P}(A \cap B)}{\mathbf{P}(B)}$$

Események függetlensége  $A, B$  független események:

$$\mathbf{P}(A \cap B) = \mathbf{P}(A) \cdot \mathbf{P}(B) \iff \mathbf{P}(A|B) = \mathbf{P}(A) \iff \mathbf{P}(B|A) = \mathbf{P}(B)$$

TELJES VALÓSZÍNŰSÉG TÉTELE ( $B_1, B_2, \dots, B_n$  teljes eseményrendszer)

$$\mathbf{P}(A) = \sum_{i=1}^n \mathbf{P}(A|B_i) \cdot \mathbf{P}(B_i) = \mathbf{P}(A|B_1) \cdot \mathbf{P}(B_1) + \dots + \mathbf{P}(A|B_n) \cdot \mathbf{P}(B_n)$$

BAYES TÉTEL ( $B_1, B_2, \dots, B_n$  teljes eseményrendszer)

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(B_k|A) &= \frac{\mathbf{P}(A|B_k) \cdot \mathbf{P}(B_k)}{\sum_{i=1}^n \mathbf{P}(A|B_i) \cdot \mathbf{P}(B_i)} \quad \left( = \frac{\mathbf{P}(A|B_k) \cdot \mathbf{P}(B_k)}{\mathbf{P}(A)} \right) = \\ &= \frac{\mathbf{P}(A|B_k) \cdot \mathbf{P}(B_k)}{\mathbf{P}(A|B_1) \cdot \mathbf{P}(B_1) + \dots + \mathbf{P}(A|B_n) \cdot \mathbf{P}(B_n)} \\ &\quad \text{(a nevező ugyanaz, mint a teljes valószínűség tételében)} \end{aligned}$$

Visszatevés nélküli mintavétel képlete: 
$$\frac{\binom{M}{k} \binom{N-M}{n-k}}{\binom{N}{n}}$$

Visszatevéses mintavételképlete: 
$$\binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$$

# Valószínűségszámítás

## A sűrűség- és eloszlásfüggvény tulajdonságai

$$0 \leq f(x) \quad \text{és} \quad \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1 \quad \text{diszkrét eloszlásnál: } 0 \leq p_i \quad \text{és} \quad \sum_i p_i = 1$$

$$F(x) = \mathbf{P}(\xi < x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt \quad F'(x) = f(x)$$

$$F(x) \text{ balról folytonos, azaz: } F(a) = \lim_{x \rightarrow a^-} F(x) \quad (a \in \mathbf{R})$$

$$\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0 \quad \lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = 1$$

## Várható érték és szórás

$$\mathbf{M}(\xi) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx \quad \text{diszkrét eloszlásnál: } \mathbf{M}(\xi) = \sum_i x_i p_i$$

$$\mathbf{D}^2(\xi) = \mathbf{M}([\xi - \mathbf{M}(\xi)]^2) = \mathbf{M}(\xi^2) - \mathbf{M}^2(\xi)$$

$$\mathbf{M}(a\xi + b) = a\mathbf{M}(\xi) + b$$

$$\mathbf{D}(\xi) a\xi + b = |a| \mathbf{D}(\xi)$$

## Markov-egyenlőtlenség

Ha az  $\eta \geq 0$  valószínűségi változónak létezik a várható értéke akkor:

$$\mathbf{P}(\eta \geq t \mathbf{M}(\eta)) \leq \frac{1}{t} \quad (0 < t)$$

## Csebisev-egyenlőtlenség

Ha a  $\xi$  valószínűségi változónak létezik a várható értéke és szórása, akkor:

$$\mathbf{P}(|\xi - \mathbf{M}(\xi)| \geq t \mathbf{D}(\xi)) \leq \frac{1}{t^2}$$

## Bernoulli tétele

$$\mathbf{P}\left(\left|\frac{\eta_n}{n} - p\right| \geq \varepsilon\right) \leq \frac{pq}{n\varepsilon^2} \leq \frac{1}{4n\varepsilon^2} \quad (\varepsilon > 0 \quad q = 1 - p)$$

## Diszkrét eloszlások

### Karakterisztikus eloszlás

$$\xi \in \{0; 1\} \quad \mathbf{P}(\xi = 0) = p \quad \mathbf{P}(\xi = 1) = 1 - p = q$$
$$\mathbf{M}(\xi) = p \quad \mathbf{D}(\xi) = \sqrt{pq}$$

### Diszkrét egyenletes eloszlás

$$\xi : x_1, x_2, \dots, x_n \quad \mathbf{P}(\xi = x_i) = \frac{1}{n}$$
$$\mathbf{M}(\xi) = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n} \quad \mathbf{D}^2(\xi) = \frac{x_1^2 + x_2^2 + \dots + x_n^2}{n} - \left( \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n} \right)^2$$

### Hipergeometrikus eloszlás

$$\xi \in \{0; 1; \dots; n\} \quad \mathbf{P}(\xi = k) = \frac{\binom{M}{k} \binom{N-M}{n-k}}{\binom{N}{n}}$$
$$\mathbf{M}(\xi) = n \cdot \frac{M}{N} \quad \mathbf{D}(\xi) = \sqrt{n \cdot \frac{M}{N} \cdot \frac{N-n}{N-1}}$$

### Binomiális eloszlás

$$\xi : 0; 1; \dots; n \quad \mathbf{P}(\xi = k) = \binom{n}{k} p^k q^{n-k} \quad (q = 1 - p)$$
$$\mathbf{M}(\xi) = np \quad \mathbf{D}(\xi) = \sqrt{npq}$$

### Poisson eloszlás

$\lambda > 0$  paraméterrel

$$\xi \in \mathbf{N} \quad \mathbf{P}(\xi = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \quad \mathbf{M}(\xi) = \lambda \quad \mathbf{D}(\xi) = \sqrt{\lambda}$$

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

## Folytonos eloszlások

### Egyenletes eloszlás

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & \text{ha } a < x < b \\ 0 & \text{egyébként} \end{cases} \quad F(x) = \begin{cases} 0 & \text{ha } x < a \\ \frac{x-a}{b-a} & \text{ha } a \leq x \leq b \\ 1 & \text{ha } b < x \end{cases}$$

$$M(\xi) = \frac{a+b}{2} \quad D(\xi) = \frac{b-a}{2\sqrt{3}}$$

### Exponenciális eloszlás

$\lambda > 0$  paraméterrel

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

$$M(\xi) = D(\xi) = \frac{1}{\lambda}$$

### Normális eloszlás

$m$  és  $\sigma$  paraméterekkel

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}} \quad F(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{(t-m)^2}{2\sigma^2}} dt$$

$$M(\xi) = m \quad D(\xi) \xi = \sigma$$

### Standard normális eloszlás ( $m = 0 \quad \sigma = 1$ )

$$\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \quad \Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

$$F(x) = \Phi\left(\frac{x-m}{\sigma}\right) \quad \Phi(-x) = 1 - \Phi(x)$$

---

**matek.x3.hu**

**matek@x3.hu**