

10.

### 13. Valószínűségi változók függetlensége, a függetlenség különböző jellemzése. Valószínűségi változók korrelálatlansága. Függetlenség és korrelálatlanság kapcsolata. A lineáris kapcsolat tesztelése.

#### Valószínűségi változók függetlensége:

Valószínűségi változók függetlensége

Definíció: A  $\xi$  és  $\eta$  valószínűségi változókat egymástól függetleneknek nevezzük, ha együttes eloszlásfüggvényük egyenlő a perem-eloszlásfüggvények szorzatával. Képletben:

$$F(x, y) = F_1(x) \cdot F_2(y) \quad ((x, y) \in \mathbb{R}^2)$$

**Tétel:** Ha  $\xi$  és  $\eta$  függetlenek, akkor tetszés szerinti  $a < b$ ;  $c < d$  számpárok esetén:  $P(a \leq \xi < b; c \leq \eta < d) = P(a \leq \xi < b) \cdot P(c \leq \eta < d)$

*Bizonyítás:*

$$\begin{aligned} P(a \leq \xi < b; c \leq \eta < d) &= F(b, d) - F(a, d) - F(b, c) + F(a, c) = \\ &= F(b)F(d) - F(a)F(d) - F(b)F(c) + F(a)F(c) = \\ &= [F(b) - F(a)] [F(d) - F(c)] = P(a \leq \xi < b) P(c \leq \eta < d). \end{aligned}$$

**Tétel:** A  $\xi$  és  $\eta$  diszkrét valószínűségi változók akkor és csak akkor függetlenek, ha minden lehetséges  $(x_i, y_j)$  értékpárra

$$P(\xi = x_i; \eta = y_j) = P(\xi = x_i) \cdot P(\eta = y_j)$$

Vagy a szokásos jelölésekkel:  $p_{ij} = p_i \cdot q_j$  ( $i = 1 \dots n; j = 1 \dots m$ )

*Következmény:*

Ha  $\xi$  lehetséges értékei  $x_1, \dots, x_m$  és  $\eta$  lehetséges értékei  $y_1, y_2, \dots, y_n$ , akkor  $\xi$  és  $\eta$  függetlensége esetén

$$\begin{aligned} P(\xi = x_i; \eta = y_j) &= P(\xi = x_i) P(\eta = y_j) \\ (i &= 1, 2, \dots, m; j = 1, 2, \dots, n). \end{aligned} \quad (6.8)$$

Most tegyük fel, hogy a (6.8) egyenlőség igaz, akkor

$$\begin{aligned} F(x, y) &= \sum_{x_i < x} \sum_{y_j < y} P(\xi = x_i; \eta = y_j) = \sum_{x_i < x} \sum_{y_j < y} P(\xi = x_i) P(\eta = y_j) = \\ &= \sum_{x_i < x} P(\xi = x_i) \sum_{y_j < y} P(\eta = y_j) = F_1(x) F_2(y). \end{aligned}$$

Ezzel beláttuk a következő állítás helyességét.

**Tétel:** A  $x$  és  $y$  folytonos valószínűségi változók akkor és csak akkor függetlenek, ha a sűrűségfüggvényekre is fennáll az ún. szorzási szabály:  $f(x, y) = f_1(x) \times f_2(y)$  ( $(x, y) \in \mathbb{R}^2$ )

19.

**Bizonyítás:**

Ha  $\xi$  és  $\eta$  függetlenek, akkor

$$f(x, y) = F''_{xy} = (F_1(x)F_2(y))''_{xy} = F'_1(x)F'_2(y) = f_1(x)f_2(y).$$

Fordítva, ha (6.10) fennáll, akkor

$$\begin{aligned} F(x, y) &= \int_{-\infty}^y \int_{-\infty}^x f(u, v) du dv = \int_{-\infty}^y \int_{-\infty}^x f_1(u)f_2(v) du dv = \\ &= \int_{-\infty}^y f_2(v) \int_{-\infty}^x f_1(u) du dv = F_2(y)F_1(x). \end{aligned}$$

**Tétel:** Ha  $\xi$  és  $\eta$  függetlenek, akkor  $M(\xi\eta) = M(\xi) \cdot M(\eta)$  (amennyiben ezek a várható értékek léteznek) Következménye: Ha  $\xi$  és  $\eta$  függetlenek, akkor  $\text{cov}(\xi, \eta) = R(\xi, \eta) = 0$ .

**Bizonyítás:**

a) Legyenek  $\xi$  és  $\eta$  diszkrét valószínűségi változók. A (6.9) miatt

$$M(\xi\eta) = \sum_i \sum_j x_i y_j p_{ij} = \sum_i \sum_j x_i p_i y_j q_j = \sum_i x_i p_i \sum_j y_j q_j = M(\xi)M(\eta).$$

b) Folytonos esetben, felhasználva a (6.10) formulát

$$M(\xi\eta) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xy f(x, y) dy dx = \int_{-\infty}^{\infty} x f_1(x) \int_{-\infty}^{\infty} y f_2(y) dy dx = M(\xi)M(\eta).$$

1. Következmény: Ha  $\xi$  és  $\eta$  függetlenek, akkor

$$\text{cov}(\xi, \eta) = R(\xi, \eta) = 0.$$

Tehát a függetlenségből következik a korrelálatlanság.

**Tétel:** Ha  $\xi$  és  $\eta$  függetlenek, akkor négyzeteik,  $\xi^2$  és  $\eta^2$  is függetlenek.

**Kovariancia és korrelációs együttható értelmezése, korrelálatlanság és függetlenség kapcsolata**

**Kovariancia és korrelációs együttható**

**Definíció:** Ha létezik a  $\xi$  és az  $\eta$  valószínűségi változók várható értéke, továbbá létezik  $M([\xi - M(\xi)][\eta - M(\eta)])$  várható érték, akkor ezt a  $\xi$  és az  $\eta$  kovarianciájának nevezzük:  $\text{cov}(\xi, \eta) = M([\xi - M(\xi)][\eta - M(\eta)]) = M(\xi\eta) - M(\xi)M(\eta)$ . **Definíció:** Ha a  $\xi$  és  $\eta$  valószínűségi változóknek létezik a szórásuk, akkor az  $R(\xi, \eta) = \text{cov}(\xi, \eta) / D(\xi)D(\eta)$  számot a  $\xi$  és az  $\eta$  korrelációs együtthatójának nevezzük.

Ha  $\eta = a\xi$ , azaz a kapcsolat függvényyszerű:  $M(\eta) = a \cdot M(\xi)$ ;  $M(\xi\eta) = a \cdot M(\xi^2)$  és  $D(\eta) = |a| \cdot D(\xi)$ ,  $R(\xi, \eta) = 1$ , ha  $a > 0$ ;  $-1$ , ha  $a < 0$ .

**Definíció:** Ha  $\xi$  és  $\eta$  korrelációs együtthatója létezik és  $R(\xi, \eta) = 0$  akkor azt mondjuk, hogy a  $\xi$  és az  $\eta$  valószínűségi változók korrelálatlanok.

19.

**Tétel:** Ha  $\xi$  és  $\eta$  szórása létezik, akkor létezik  $\xi + \eta$  szórása is és  $D^2(\xi + \eta) = D^2(\xi) + D^2(\eta) + 2 \operatorname{cov}(\xi, \eta)$ .

*Bizonyítás:*

$$\begin{aligned} D^2(\xi + \eta) &= M([\xi + \eta]^2) - M^2(\xi + \eta) = \\ &= M(\xi^2 + 2\xi\eta + \eta^2) - [M(\xi) + M(\eta)]^2 = \\ &= M(\xi^2) + 2M(\xi\eta) + M(\eta^2) - M^2(\xi) - 2M(\xi)M(\eta) - M^2(\eta) = \\ &= M(\xi^2) - M^2(\xi) + M(\eta^2) - M^2(\eta) + 2[M(\xi\eta) - M(\xi)M(\eta)] = \\ &= D^2(\xi) + D^2(\eta) + 2 \operatorname{cov}(\xi, \eta). \end{aligned}$$

Következménye: Ha  $\xi$  és  $\eta$  korrelálatlanok és létezik a szórásuk, akkor  $D^2(\xi + \eta) = D^2(\xi) + D^2(\eta)$ .