

Valószínűségszámítás vizsgadolgozat
Műszaki informatikus BSc
2012.12.19.
 Megoldások

1. Ha $Y_1, Y_2 \in U(0, 1)$ függetlenek, akkor $X = |Y_1 - Y_2|$.
 $F_X(t) = \mathbf{P}(X < t) = \mathbf{P}(Y_2 - t < Y_1 < Y_2 + t) = 1 - (1 - t)^2, t \in (0, 1)$.

$$F_X\left(\frac{1}{3}\right) = \frac{5}{9}. f_X(t) = F'_X(t) = 2 - 2t.$$

$$\mathbf{E}X = \int_0^1 t \cdot (2 - 2t) dt = \frac{1}{3}, \mathbf{E}X^2 = \int_0^1 t^2 \cdot (2 - 2t) dt = \frac{1}{6},$$

$$\sigma^2 X = \mathbf{E}X^2 - (\mathbf{E}X)^2 = \frac{1}{18}, \sigma X = \frac{1}{\sqrt{18}}.$$

2. a.) $\mathbf{P}(A\bar{B} + \bar{A}B) = \mathbf{P}(A\bar{B}) + \mathbf{P}(\bar{A}B) = \mathbf{P}(A)\mathbf{P}(\bar{B}) + \mathbf{P}(\bar{A})\mathbf{P}(B) = \frac{1}{3} + \frac{1}{6} = \frac{1}{2}$
 b.) $\mathbf{P}(A + B) = \mathbf{P}(A) + \mathbf{P}(B) - \mathbf{P}(AB) = \frac{1}{2} + \frac{1}{3} - \frac{1}{6} = \frac{2}{3}$

3. a.) $\frac{1}{c} = \int_{-1}^{+1} \int_{-1}^{+1} 1 + x^3y - xy^3 dx dy = 4,$

b.) $f_X(x) = \frac{1}{4} \int_{-1}^1 1 + x^3y - xy^3 dy = \frac{1}{4} \left[y + x^3 \frac{y^2}{2} - x \frac{y^4}{4} \right]_{-1}^1 = \frac{1}{2};$

$$f_Y(y) = \frac{1}{4} \int_{-1}^1 1 + x^3y - xy^3 dx = \frac{1}{4} \left[x + \frac{x^4}{4}y - \frac{x^2}{2}y \right]_{-1}^1 = \frac{1}{2};$$

A vetületi eloszlások egyaránt $U(-1, 1)$ eloszlások! X, Y nem függetlenek, mivel $f_X(x) \cdot f_Y(y) \neq f_{X,Y}(x, y)$.

4. Az X, Y együttes eloszlás táblázata:

\overline{Y}	\overline{X}	0	1	2	3	Y perem
0		$\frac{8}{216}$	$\frac{12}{216}$	$\frac{6}{216}$	$\frac{1}{216}$	$\frac{27}{216}$
1		$\frac{36}{216}$	$\frac{36}{216}$	$\frac{9}{216}$	0	$\frac{81}{216}$
2		$\frac{54}{216}$	$\frac{27}{216}$	0	0	$\frac{81}{216}$
3		$\frac{27}{216}$	0	0	0	$\frac{27}{216}$
X perem		$\frac{125}{216}$	$\frac{75}{216}$	$\frac{15}{216}$	$\frac{1}{216}$	1

X és Y nem függetlenek, mert pl. $\mathbf{P}(X = 3, Y = 3) = 0 \neq \frac{1}{216} \cdot \frac{27}{216} = \mathbf{P}(X = 3)\mathbf{P}(Y = 3)$.

$$\mathbf{E}X = \frac{1}{2}; \mathbf{E}Y = \frac{3}{2}; \mathbf{E}X^2 = \frac{2}{3}; \mathbf{E}Y^2 = 3; \sigma^2 X = \frac{5}{12}; \sigma^2 Y = \frac{3}{4};$$

$$\mathbf{E}XY = 1 \cdot 1 \cdot \frac{36}{216} + 1 \cdot 2 \cdot \frac{37}{216} + 2 \cdot 1 \cdot \frac{9}{216} = 0,5 \implies \text{cov}(X, Y) = -\frac{1}{4}.$$

$$\text{A kovarianciamátrix: } \underline{\underline{\Sigma}} = \begin{pmatrix} \frac{5}{12} & -\frac{1}{4} \\ -\frac{1}{4} & \frac{3}{4} \end{pmatrix}.$$

$$5. f_X(x) = \int_0^1 \frac{4}{5} (x + y + xy) dy = \frac{4}{5} \left[xy + \frac{y^2}{2} + x \frac{y^2}{2} \right]_0^1 = \frac{4}{5} \left(\frac{3}{2}x + \frac{1}{2} \right)$$

$$f_{Y|X}(y | x) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_X(x)} = \frac{2x+2y+2xy}{3x+1}, \text{ így}$$

$$\mathbf{E}(Y | X = x) = \int_0^1 y \frac{2x+2y+2xy}{3x+1} dy = \frac{5x+2}{9x+3}, \text{ azaz } \mathbf{E}(Y | X) = \frac{5X+2}{9X+3}.$$

$$\mathbf{E}(Y \cdot X^2 | X) = X^2 \cdot \mathbf{E}(Y | X) = \frac{5X+2}{9X+3} \cdot X^2.$$

6. A T_n statisztika az minta eloszlása ϑ paraméterének torzítatlan becslése, ha $\mathbf{E}T_n = \vartheta$.
A T_n statisztika az minta eloszlása ϑ paraméterének konzisztens becslése, ha minden $\varepsilon > 0$ esetén

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}(|T_n - \vartheta| \geq \varepsilon) = 0$$

Pl. az átlagstatisztika a várható érték torzítatlan becslése. Ha a minta szórása létezik, akkor ez a becslés konzisztens is. Ez a helyzet pl. a normális eloszlás esetében.