

Příklad 71. Náhodná veličina X má na intervalu $(0, a)$ konstantní hustotu pravděpodobnosti (a jinde nulovou). S využitím vlastností střední hodnoty a rozptylu určete:

1. Momentovou vytvořující funkci náhodné veličiny X ,

2. $E(2X + 3)$,

3. $E(3X^2 - 2X + 1)$,

4. $D(2X + 3)$,

5. $D(X^2 + 1)$.

$$f_x(x) = \frac{1}{a} \text{ na } (0, a) \\ \text{má a jinde}$$

$$\begin{aligned} \text{od 1. } M_x(t) &= E(e^{t \cdot X}) = \int_0^a e^{t \cdot x} \cdot f_x(x) dx = \\ &= \int_0^a e^{t \cdot x} \cdot \frac{1}{a} dx = \frac{1}{a} \int_0^a e^{t \cdot x} dx = \frac{1}{a} \left[\frac{1}{t} e^{t \cdot x} \right]_0^a = \\ &= \frac{1}{a} \left(\frac{1}{t} e^{a \cdot t} - \frac{1}{t} \right) = \frac{1}{at} (e^{at} - 1). \end{aligned}$$

$$M_x(t) = \sum_{s=1}^{\infty} \frac{t^s}{s!} m_s$$

$$m_1 = EX, m_2 = E(X^2), m_3 = E(X^3), \dots$$

$$M_X(t) = \frac{1}{a} (e^{at} - 1) = \frac{1}{a} \left(1 + \frac{at}{1!} + \frac{a^2 t^2}{2!} + \frac{a^3 t^3}{3!} + \dots - 1 \right)$$

$$e^x = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{x^i}{i!} = 1 + \frac{x}{1!} + \frac{x^2}{2!} + \dots$$

$$= \sum_{i=0}^{\infty} \frac{a^i t^i}{(i+1)!} \Rightarrow \mu'_n = \frac{a^n}{n!}$$

$$\frac{a^5}{5!}$$

$$\Rightarrow EX = \mu'_1 = \frac{a}{1!}$$

$$\Rightarrow DX = E(X^2) - (E(X))^2 = \frac{a^2}{2!} - \left(\frac{a}{1!}\right)^2 = \frac{a^2}{2} - a^2 = -\frac{a^2}{2}$$

od 2. $E(2X+3) = 2EX + 3 = a + 3$

od 3. $E(3X^2 - 2X + 1) = 3E(X^2) - 2EX + 1 = a^2 - a + 1$

ad 4.

$$D(2X+3) = 4DX = \underline{\underline{2/9}}$$

$$D(a \cdot X + b) = a^2 \cdot D(X)$$

ad 5. $D(X^2+1) = D(X^2) = E(X^4) - (E X^2)^2 =$

$$D(X) = E(X^2) - (E X)^2$$

$$\begin{aligned} &= \frac{1}{9} - \left(\frac{1}{3}\right)^2 = \\ &= \frac{1}{9} - \frac{1}{9} = \underline{\underline{0}} \end{aligned}$$

bez M.V.T.:

$$E X^2 = \int_0^a x^2 \cdot \frac{1}{a} dx = \frac{1}{a} \cdot \frac{1}{3} a^3 = \frac{1}{3} a^2$$

$$E X^4 = \int_0^a x^4 \cdot \frac{1}{a} dx = \frac{1}{a} \cdot \frac{1}{5} a^5 = \frac{1}{5} a^4$$

Příklad 72. Náhodná veličina X má Poissonovo rozdělení (tj. pravděpodobnostní funkci $p(x) = \frac{\lambda^x}{x!} e^{-\lambda}$). Určete její momentovou vytvořující funkci, střední hodnotu a rozptyl.

$x=0,1,2,\dots$ $X \sim \text{Po}(\lambda)$

klasicky: $EX = \sum_{x=0}^{\infty} x \cdot \frac{\lambda^x}{x!} e^{-\lambda} = \dots$

Jinak:

$$M_X(t) = E(e^{t \cdot X}) = \sum_{x=0}^{\infty} e^{t \cdot x} \cdot \frac{\lambda^x}{x!} e^{-\lambda} = e^{-\lambda} \sum_{x=0}^{\infty} \frac{(\lambda e^t)^x}{x!} = e^{-\lambda} e^{\lambda e^t} = e^{\lambda(e^t - 1)}$$

$$e^x = \sum_{x=0}^{\infty} \frac{x^x}{x!}$$

$$\begin{cases} \mu_1' = M_X'(0) \\ \mu_2' = M_X''(0) \end{cases}$$

$$M_x(t) = \sum_{s=0}^{\infty} \mu_s^{-1} \frac{t^s}{s!}$$

$$M_x'(t) = \sum_{s=1}^{\infty} \mu_s^{-1} \frac{t^{s-1}}{(s-1)!}$$

$$M_x'(0) = \mu_1^{-1}$$

$$M_x''(t) = \sum_{s=2}^{\infty} \mu_s^{-1} \frac{t^{s-2}}{(s-2)!}$$

$$\vdots$$

obecně $M_x^{(k)}(t) = \sum_{s=k}^{\infty} \mu_s^{-1} \frac{t^{s-k}}{(s-k)!}$

$$M_x^{(k)}(0) = \mu_k^{-1}$$

$$\left(\frac{t^s}{s!} \right)' = \frac{s \cdot t^{s-1}}{s!} = \frac{t^{s-1}}{(s-1)!}$$

$$M_x(t) = e^{\lambda(e^t - 1)}$$

$$M'_x(t) = \underline{e^{\lambda(e^t - 1)}} \cdot \lambda e^t$$

$$M''_x(t) = e^{\lambda(e^t - 1)} \cdot \lambda e^t \cdot \lambda e^t + e^{\lambda(e^t - 1)} \cdot \lambda e^t \\ = \lambda e^t \cdot e^{\lambda(e^t - 1)} \cdot (\lambda e^t + 1)$$

EX

$$\mu'_1 = M'_x(0) = \lambda$$

$$\mu'_2 = M''_x(0) = \lambda(\lambda + 1)$$

$$\Rightarrow DX = \mu'_2 - (\mu'_1)^2 = \lambda(\lambda + 1) - \lambda^2 = \underline{\underline{\lambda}}$$

Příklad 73. Diskrétní náhodný vektor (X_1, X_2) má simultánní pravděpodobnostní funkci $\pi(0, -1) = c, \pi(0, 0) = \pi(0, 1) = \pi(1, -1) = \pi(2, -1) = 0, \pi(1, 0) = \pi(1, 1) = \pi(2, 1) = 2c, \pi(2, 0) = 3c$ a rovnou nule jinde. Určete konstantu c a vypočtěte:

1. kovarianci $C(X_1, X_2) = E((X_1 - EX_1)(X_2 - EX_2))$

2. korelační koeficient $R(X_1, X_2) = \frac{C(X_1, X_2)}{\sqrt{DX_1 DX_2}}$

$X_1 \backslash X_2$	-1	0	1	$\pi_1(X_1) = P(X_1 = x_1)$
0	c	0	0	c
1	0	2c	2c	4c
2	0	3c	2c	5c
$\pi_2(X_2)$	c	5c	4c	1 = 10c

$$\Rightarrow 10c = 1$$

$$\Rightarrow c = \frac{1}{10}$$

$$EX_1 = \sum x_1 \cdot \pi_1(x_1) = 0 \cdot c + 1 \cdot 4c + 2 \cdot 5c = 1,4$$

$$EX_2 = -1 \cdot c + 0 \cdot 5c + 1 \cdot 4c = 0,3$$

$x_1 \backslash x_2$	-1	0	1
0	$-14c \cdot (-1-3c)$	$14 \cdot 3c^2$	$-14c \cdot (1-3c)$
1	$(1-14c)(1-3c)$	$1-14c \cdot 3c$	$(1-14c)(1-3c)$
2	$(2-14c)(-1-3c)$	$(2-14c) \cdot 3c$	$(2-14c)(1-3c)$

$$(x_1 - EX_1)(x_2 - EX_2)$$

$$\sum (x_1 - EX_1)(x_2 - EX_2) \cdot \pi(x_1, x_2)$$

dobročina \rightarrow OBCale

$$\pi(0,1)$$

	-1	0	1	
0	0,1	0	0	0,1
1	0	0,2	0,2	0,4
2	0	0,3	0,2	0,5
	0,1	0,5	0,4	1

$$EX_1 = 1,4$$

$$EX_2 = 0,3$$

*

	-1	0	1
0	1,82	0,42	-0,98
1	0,52	0,12	-0,28
2	-0,78	-0,18	0,42

$$\leftarrow (X_1 - EX_1)(X_2 - EX_2)$$

	0,18	0	0
	0	0,02	-0,06
	0	-0,05	0,08

$$\leftarrow (X_1 - EX_1)(X_2 - EX_2) \cdot \pi(X_1, X_2)$$

0,18

$$C(X_1, X_2) = E \left[(X_1 - EX_1)(X_2 - EX_2) \right] =$$

$$= \sum (X_1 - EX_1)(X_2 - EX_2) \cdot \pi(X_1, X_2)$$

VLASTNOSTI ŠESTIHO MOCHOVY

- a) $E(a) = a,$
- b) $E(a + bX) = a + bE(X),$
- c) $E(X - E(X)) = 0,$
- d) $E\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \sum_{i=1}^n E(X_i),$
- e) Jsou-li náhodné veličiny X_1, \dots, X_n stochasticky nezávislé, pak platí
 $E\left(\prod_{i=1}^n X_i\right) = \prod_{i=1}^n E(X_i).$

$$C(X, Y) = E\left(\begin{pmatrix} X - E(X) \\ Y - E(Y) \end{pmatrix}\right)$$

Vlastnosti kovariance

- a) $C(a_1, X_2) = C(X_1, a_2) = \underline{C(a_1, a_2)} = 0,$
- b) $C(a_1 + \underline{b_1}X_1, a_2 + \underline{b_2}X_2) = b_1b_2C(X_1, X_2),$
- c) $C(X, X) = D(X),$
- d) $C(X_1, X_2) = C(X_2, X_1),$
- e) $C(X_1, X_2) = E(X_1X_2) - E(X_1)E(X_2),$
- f) $C\left(\sum_{i=1}^n X_i, \sum_{j=1}^m Y_j\right) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m C(X_i, Y_j).$

Vlastnosti rozptylu

- a) $D(a) = 0,$
- b) $D(a + bX) = b^2D(X),$
- c) $D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2,$
- d) $D\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \sum_{i=1}^n D(X_i) + 2 \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n C(X_i, X_j)$ (Jsou-li náhodné veli-

Příklad 74. Necht' X_1, X_2 stochasticky nezávislé náhodné veličiny s normovaným normálním rozdělením. Určete rozdělení transformované náhodné veličiny $Y = 3 + X_1 - 2X_2$ a najděte její dolní kvartil.

$$X_1 \sim N(0, 1) \quad , \quad X_2 \sim N(0, 1)$$

$$X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$$

$$Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$$

X, Y nezávislé

$$X + Y \sim N(\underbrace{\mu_1 + \mu_2}_{E(X+Y)}, \underbrace{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}_{D(X+Y)})$$

$$D(X+Y) = D(X) + D(Y)$$

$$\Rightarrow Y \sim N(\mu, \sigma^2)$$

$E(Y) = 0$ $D(Y) = 0$

$$E(Y) = 3 + \underbrace{E(X_1)}_0 - 2 \underbrace{E(X_2)}_0 = 3$$

$$D(Y) = D(X_1) + 4D(X_2) = 5$$

$$D(a+bX) = b^2 \cdot D(X)$$

$$\underline{\underline{Y \sim N(3, 5)}}$$

$$Y \sim N(3, 5)$$

$$U = \frac{Y-3}{\sqrt{5}}$$

$$EU = \frac{1}{\sqrt{5}}(EY - 3) = 0$$

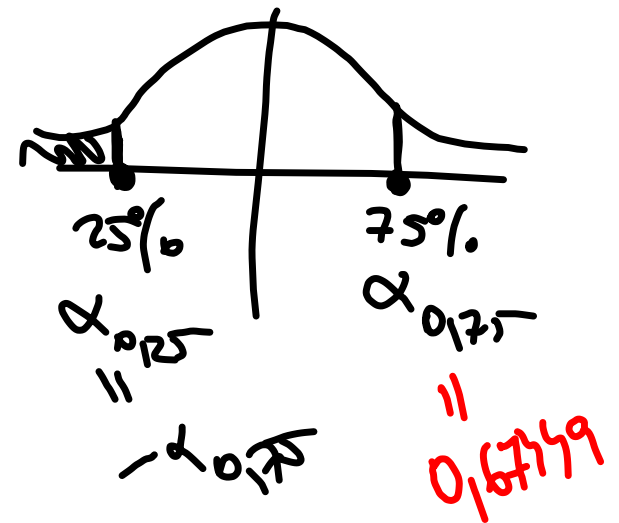
$$DU = \frac{1}{\sqrt{5}} DY = \frac{1}{\sqrt{5}} \cdot 5 = 1$$

$$U \sim N(0, 1)$$

další kvantil $U = \frac{Y-3}{\sqrt{5}}$

$$\frac{y_{0.25} - 3}{\sqrt{5}} = -0,67449$$

$$y_{0.25} = 3 - 0,67449 \cdot \sqrt{5}$$



Příklad 75. *Bud' (X, Y) náhodný vektor, který má rovnoměrné rozdělení na jednotkovém kruhu.*

- 1. Určete sdruženou hustotu náhodného vektoru (X, Y) .*
- 2. Dokažte, že X a Y nejsou stochasticky nezávislé.*
- 3. Určete hustotu sdruženého rozdělení transformovaného vektoru (R, Φ) , kde R a Φ udávají polární souřadnice vektoru (X, Y) .*
- 4. Určete marginální hustoty náhodných veličin R a Φ a odvoďte, že jsou nezávislé (a tedy i nekorelované).*
- 5. (volitel.) Určete marginální hustoty náhodných veličin X a Y a jejich střední hodnoty, rozptyly a kovarianci.*

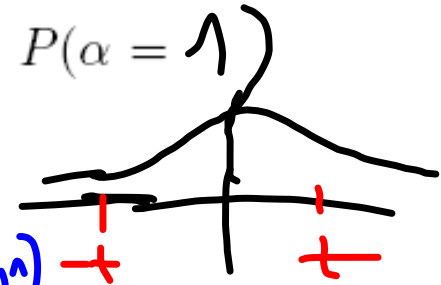
nezávislé

Příklad 76. Uvažte náhodné veličiny $X \sim N(0,1)$ a α , kde $P(\alpha = 1) = P(\alpha = -1) = 1/2$. Určete:

1. rozdělení náhodné veličiny αX ,
2. kovarianci $C(X, \alpha X)$.
3. Ukažte, že X a αX nejsou nezávislé.

Φ - distribuce Norm

$\alpha = 1$



$$\begin{aligned} \text{ad 1. } F(t) &= P(\alpha \cdot X < t) = \frac{1}{2} P(X < t) + \\ &+ \frac{1}{2} P(X > -t) = \\ &= \frac{1}{2} \Phi(t) + \frac{1}{2} \Phi(t) = \Phi(t) \end{aligned}$$

$$\Rightarrow \alpha \cdot X \sim N(0,1)$$

$$\begin{aligned} \text{ad 2. } C(X, \alpha X) &= E((X - EX) \cdot (\alpha X - E\alpha X)) = \\ &= E(X \cdot \alpha X) = E(\alpha \cdot X^2) = \alpha \cdot E X^2 = 0 \end{aligned}$$

ad 3. $X, \alpha X$ nejsou nezávislé:

úvaha:

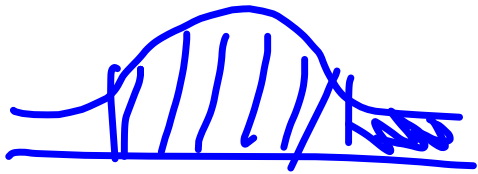
$$P(X \leq a, \alpha X \leq b) = P(X \leq a) \cdot P(\alpha X \leq b)$$

$a=1, b=1$

$$\frac{1}{2} \Phi(1) + \frac{1}{2} (P(X \leq 1, \alpha X \leq 1)) = \Phi(1) \cdot \Phi(1)$$

$$\frac{1}{2} \Phi(1) + \frac{1}{2} (2\Phi(1) - 1) \stackrel{?}{=} \Phi(1) \cdot \Phi(1)$$

$$\frac{1}{2} (3\Phi(1) - 1) \neq \Phi(1)^2$$



říklad 77. 1. Dokažte Markovovu nerovnost

$$\underline{X \geq 0} \quad \cancel{X \in \mathbb{R}} \quad P[X > \lambda] < \frac{EX}{\lambda} \iff \lambda P[X > \lambda] < EX$$

2. Z Markovovy nerovnosti odvoďte Čebyševovu nerovnost.

$$P(|X - EX| > \lambda) < \frac{DX}{\lambda^2}$$

ad 1. spojitá X :

$$\lambda P(X > \lambda) = \lambda \int_{\lambda}^{\infty} d_x(x) \cdot dx = \int_{\lambda}^{\infty} \lambda \cdot f_x(x) dx \leq$$

$$\int_{\lambda}^{\infty} x \cdot f_x(x) dx \leq \int_0^{\infty} x \cdot f_x(x) dx = EX$$

ad 2. chceme $P(|X - EX| > \lambda) < \frac{DX}{\lambda^2}$

$$DX = E((X - EX)^2)$$

do Markovovy nerovnosti dosadíme $X \leftarrow |X - EX|^2$

$$P(|X - EX|^2 > \lambda^2) < \frac{E(|X - EX|^2)}{\lambda^2} = \frac{DX}{\lambda^2}$$

$$= P(|X - EX| > \lambda)$$

a to je Čebyšev.

Příklad 78. *Mějme nezápornou náhodnou veličinu X se střední hodnotou μ .*

- 1. Bez dalších informací o rozdělení X odhadněte $P(X > 3\mu)$.*
- 2. Víte-li, že $X \sim \text{Ex}(\frac{1}{\mu})$, vypočtěte $P(X > 3\mu)$.*

Příklad 79. *Určete pravděpodobnost, že při 600 hodech kostkou padne šestka alespoň 75 krát a nejvýše 125 krát*

- 1. pomocí Čebyševovy nerovnosti,*
- 2. pomocí de Moivre-Laplaceovy věty.*

Příklad 80. Víme, že v jisté oblasti je 80% domácností vybaveno DVD přehrávačem. S pravděpodobností 95% určete

1. rozmezí počtu těch domácností z vylosovaných 900 domácností, které vlastní DVD,
2. dolní odhad počtu těch domácností z vylosovaných 900 domácností, které vlastní DVD.

