

Příklad 1. Náhodná veličina X je dána pravděpodobnostní funkcí

$x - E(X)$				
-3		pro $x = -2$	$2x+5$	x^2
2	$\frac{1}{3}$	pro $x = 3$	1	1
0	$\frac{1}{2}$	pro $x = 1$	7	1
	0	jinak.		

Určete $E(X)$, $E(2X+5)$, $E(X^2)$, $D(X)$ a $D(2X+1)$.

$E(X) = \sum_{x=-\infty}^{\infty} x \cdot p(x) = -2 \cdot \frac{1}{3} + 3 \cdot \frac{1}{2} + 1 \cdot \frac{1}{6} = \frac{6}{6} = 1$

$E(2X+5) = 2 \cdot E(X) + 5 = 2 \cdot 1 + 5 = 7$

[lebo: $= 1 \cdot \frac{1}{3} + 11 \cdot \frac{1}{2} + 7 \cdot \frac{1}{6} = \frac{42}{6} = 7$]

$E(X^2) = \sum_{x=-\infty}^{\infty} x^2 \cdot p(x) = 4 \cdot \frac{1}{3} + 9 \cdot \frac{1}{2} + 1 \cdot \frac{1}{6} = \frac{36}{6} = 6$

$D(X) = E((X-E(X))^2) = \sum_{x=-\infty}^{\infty} (x-1)^2 \cdot p(x) = 9 \cdot \frac{1}{3} + 4 \cdot \frac{1}{2} + 0 \cdot \frac{1}{6} = 5$

Le'pe: $D(X) = E(X^2) - E(X)^2 = 6 - 1^2 = 5$

$D(2X+1) = 2^2 \cdot D(X) = 20$

4 26-15:53

Příklad 2. Nekorelované náhodné veličiny X a Y mají rozptyly $D(X) = a$ a $D(Y) = 2$. Určete konstantu a , jestliže rozptyl náhodné veličiny $Z = 3Y - X$ je $D(Z) = 25$.

$C(X, Y) = 0 \Rightarrow D(X+Y) = D(X) + D(Y)$ **NE OBECNĚ**

$25 = D(Z) = D(3Y - X) = D(3Y) + D(-X) = 9 \cdot D(Y) + (-1)^2 \cdot D(X) = 9 \cdot 2 + a = 18 + a$

$\Rightarrow a = 7$

4 26-15:53

Příklad 3. Náhodná veličina X má na intervalu $(0, a)$ konstantní hustotu pravděpodobnosti (a jinde nulovou). S využitím vlastností střední hodnoty a rozptylu určete:

- $E(2X+3)$,
- $E(3X^2 - 2X + 1)$,
- $D(2X+3)$,
- $D(X^2+1)$,
- momentovou vytvořující funkci $E(e^{tX})$ náhodné veličiny X .

$f_X(x) = \frac{1}{a}$ pro $x \in (0, a)$

ad 1. $E(X) = \int_0^a x \cdot \frac{1}{a} dx = \frac{1}{a} \left[\frac{x^2}{2} \right]_0^a = \frac{a}{2}$

$E(2X+3) = 2 \cdot E(X) + 3 = a + 3$

ad 2. $E(X^2) = \int_0^a x^2 \cdot \frac{1}{a} dx = \frac{1}{a} \left[\frac{x^3}{3} \right]_0^a = \frac{a^2}{3}$

$D(X) = E(X^2) - E(X)^2 = \frac{a^2}{3} - \left(\frac{a}{2}\right)^2 = \frac{a^2}{12}$

$\sqrt{D(X)} = \frac{a}{2\sqrt{3}}$

$E(3X^2 - 2X + 1) = 3E(X^2) - 2E(X) + 1 = 3 \cdot \frac{a^2}{3} - 2 \cdot \frac{a}{2} + 1 = a^2 - a + 1$

ad 3. $D(2X+3) = 2^2 \cdot D(X) = \frac{a^2}{3}$

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

$E(X^4) = \int_0^a x^4 \cdot \frac{1}{a} dx = \frac{1}{a} \left[\frac{x^5}{5} \right]_0^a = \frac{a^4}{5}$

$D(X^2+1) = \frac{a^4}{5} - \left(\frac{a^2}{3}\right)^2 = \frac{a^4}{5} - \frac{a^4}{9} = \frac{4}{45} a^4$

4 26-15:53

Momentová vytvořující funkce

obecné momenty $\mu_1' = E(X)$, $\mu_2' = E(X^2)$, $\mu_k' = E(X^k)$

centrální momenty $\mu_2 = E(X - E(X))^2, \dots$

$M_X(t) = E(e^{tX}) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{tx} f_X(x) dx$

$= \int_0^a e^{tx} \cdot \frac{1}{a} dx = \frac{1}{a} \left[\frac{1}{t} \cdot e^{tx} \right]_0^a = \frac{1}{at} (e^{at} - 1)$

Platí: $M_X(t) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\mu_k'}{k!} \cdot \frac{t^k}{k!}$

$M_X(0) = \mu_0' = 1$
 $M_X'(0) = \mu_1' = E(X)$
 $M_X''(0) = \mu_2' = E(X^2)$

4 26-16:44

$M_X(t) = \frac{1}{at} (e^{at} - 1)$

$= \frac{1}{at} \left(\sum_{k=0}^{\infty} \frac{(at)^k}{k!} - 1 \right) = \frac{1}{at} \left(1 + \frac{at}{1!} + \frac{(at)^2}{2!} + \dots - 1 \right)$

$= \frac{1}{1} + \frac{at}{2!} + \frac{(at)^2}{3!} + \dots = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{a^k t^{k-1}}{(k-1)!} = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{a^k t^k}{k!} = e^{at}$

např. $E(X^4) = \mu_4' = \frac{a^4}{5}$

$\mu_k' = E(X^k)$

4 26-16:50

Příklad 4. Náhodná veličina X má Poissonovo rozdělení (tj. pravděpodobnostní funkci $p(x) = \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!}$). Určete její momentovou vytvořující funkci, střední hodnotu a rozptyl.

$X \sim P_0(\lambda)$

$\sum_{x=0}^{\infty} p(x) = \sum_{x=0}^{\infty} \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!} = e^{-\lambda} \sum_{x=0}^{\infty} \frac{\lambda^x}{x!} = e^{-\lambda} e^{\lambda} = 1$

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

$E(X) = \mu_1' = M_X'(0) = \left(\lambda e^{\lambda(e^t - 1)} \cdot \lambda e^t \right)_{t=0} = \lambda$

$E(X^2) = \mu_2' = M_X''(0) = \left(\lambda e^{\lambda(e^t - 1)} \cdot \lambda e^t + \lambda^2 e^{2t} e^{\lambda(e^t - 1)} \right)_{t=0} = \lambda + \lambda^2 = \lambda^2 + \lambda$

$D(X) = E(X^2) - E(X)^2 = \lambda^2 + \lambda - \lambda^2 = \lambda$

4 26-15:54

Jinak (bez M.V.F.):

$$E(X) = \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot \frac{\lambda^k}{k!} \cdot e^{-\lambda} = e^{-\lambda} \cdot \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot \frac{\lambda^k}{k!} =$$

$$= e^{-\lambda} \cdot \lambda \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} = \lambda \cdot e^{-\lambda} \cdot \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} = \lambda \cdot e^{-\lambda} \cdot e^{\lambda} = \lambda$$

4 26-17:10

Příklad 5. 1. Dokažte Markovovu nerovnost $X \geq 0$ $P[X > \lambda] < \frac{EX}{\lambda}$ $X \in \mathbb{R}^+$

2. Z Markovovy nerovnosti odvoďte Čebyševovu nerovnost $P(|X - EX| \geq \epsilon) \leq \frac{DX}{\epsilon^2}$ $\sigma = \sqrt{DX}$

3. Počet aut vjíždějících do křižovatky v určitém časovém intervalu se řídí Poissonovým rozdělením se střední hodnotou 120. Určete dolní odhad pravděpodobnosti, že v tomto intervalu vjede do křižovatky 100 až 140 aut.

Čebyšev: $P(|X - EX| \leq \epsilon) \geq 1 - \frac{DX}{\epsilon^2}$
 $P(|X - EX| \leq t \cdot \sigma) \geq 1 - \frac{1}{t^2}$
 $P(|X - EX| \geq t \cdot \sigma) \leq \frac{1}{t^2}$
 $P(|X - EX| \geq 3\sigma) \leq \frac{1}{9}$

4 26-15:54

Markov: $X \in \mathbb{R}^+$

$$P[X > \lambda] < \frac{EX}{\lambda} \Rightarrow \lambda \cdot P[X > \lambda] < EX$$

spojitá:

$$\lambda \cdot P[X > \lambda] = \lambda \cdot \int_{\lambda}^{\infty} f_X(x) dx =$$

$$= \int_{\lambda}^{\infty} \lambda \cdot f_X(x) dx \leq \int_{\lambda}^{\infty} x \cdot f_X(x) dx \leq$$

$$\int_0^{\infty} x \cdot f_X(x) dx = E(X)$$

4 26-17:20

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

$X \leftarrow (X - EX)^2$ do Markovovy
 $\lambda \leftarrow \lambda^2$

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

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

4 26-17:25

ad3. (POZN. vime-li, že je $X \sim \text{Poisson}(\lambda)$, je lepší využít přímo hodnot kvantilů, uděláme příklad)

Čebyšev: $EX = 120$ $DX = 120$

$$P(|X - 120| \leq 20) \geq 1 - \frac{120}{20^2} = 0,7$$

$X \sim \text{Pois}(120) \Rightarrow EX = 120$
 $DX = 120$

4 26-17:29

Příklad 6. Nechť má X binomické rozdělení s parametry $n = 4, p = 2/3$. Určete rozdělení transformované náhodné veličiny $Y = (X - 2)^2$ a nakreslete graf její distribuční funkce.

$X \sim B(4, \frac{2}{3})$ $P(X = k) = \binom{4}{k} \cdot (\frac{2}{3})^k \cdot (\frac{1}{3})^{4-k}$
 $k = 0, 1, 2, 3, 4$

$P(Y = 0) = P((X - 2)^2 = 0) = P(X = 2) = \binom{4}{2} \cdot (\frac{2}{3})^2 \cdot (\frac{1}{3})^2 = \frac{6}{81} = \frac{2}{27}$

$\sqrt{k} + 2 \leq 4 \Rightarrow \sqrt{k} \leq 2 \Rightarrow k \leq 4, k = 0, 1, 2, 3, 4$
 $\Rightarrow k \in \{0, 1, 4, 3\}$

$P(Y = 0) = P(X = \sqrt{0} + 2) = P(X = 2) = \frac{2}{27}$

$P(Y = 1) = P((X - 2)^2 = 1) = P(X = 2 - \sqrt{1}) \cup P(X = 2 + \sqrt{1}) = P(X \in \{3, 1\}) = \binom{4}{3} \cdot (\frac{2}{3})^3 \cdot (\frac{1}{3}) + \binom{4}{1} \cdot (\frac{2}{3}) \cdot (\frac{1}{3})^3 = \frac{8}{81} + \frac{4}{81} = \frac{12}{81} = \frac{4}{27}$

$P(Y = 4) = P((X - 2)^2 = 4) = P(X = 2 - \sqrt{4}) \cup P(X = 2 + \sqrt{4}) = P(X \in \{4, 0\}) = \frac{16}{81} + \frac{4}{81} = \frac{20}{81}$

4 26-15:54

Příklad 7. Mějme náhodnou veličinu X hustoty $f(x) = 2xe^{-x^2}$ pro $x > 0$ (a jinde nulové). Určete hustotu pravděpodobnosti náhodné veličiny $Y = X^2$.

4 26-15:54

Příklad 8. Na výrobcích měříme délku s přesností $\pm 0,5\text{mm}$ a šířku s přesností $\pm 0,2\text{mm}$. Náhodná veličina X udává chybu při měření délky a Y chybu při měření šířky. Předpokládejme, že simultánní hustota pravděpodobnosti $\varphi(x, y)$ je uvnitř mezi chyb konstantní (a jinde samozřejmě nulová). Určete

1. tuto konstantu,
2. obě marginální hustoty pravděpodobnosti,
3. simultánní distribuční funkci,
4. obě marginální distribuční funkce,
5. $P(-0,1 < X < 0,1)$,
6. zda jsou X a Y stochasticky nezávislé.

4 26-15:54