

Непрерывная сл. вел.

Опре. Нека (Ω, \mathcal{A}, P) е вер. пр-во. Тогава $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ е непр. сл. вел., ако тя може да приема неизброимо много ст-ти.

Опре. (абсолютно непр. сл. вел.)

X е абс. непр. сл. вел., ако $\exists f_X: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$, т.е.:

а) $f_X(x) \geq 0, \forall x \in \mathbb{R}$

б) $\int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx = 1$

в) $P(X \in (a, b)) = \int_a^b f_X(x) dx, \forall a, b \in (-\infty, \infty), a < b$

f_X наричаме плътност

Твърждение Нека X е непр. сл. вел. Тогава, ако $c \in \mathbb{R}$, то $P(X=c) = 0$ (необходимо)
 $P(X \in [a, b]) = P(X \in [a, b)) = P(X \in (a, b]) = P(X \in (a, b))$, $\forall a, b \in (-\infty, \infty), a < b$

Доказателство $\{X=c\} = \bigcap_{n=1}^{\infty} \{X \in [c - \frac{1}{n}, c + \frac{1}{n}]\}$, $\forall n \geq 1$

$$P(X=c) \leq \lim_{n \rightarrow \infty} \int_{c-\frac{1}{n}}^{c+\frac{1}{n}} f_X(x) dx = \int_c^c f_X(x) dx = 0 \Rightarrow P(X=c) \leq 0, \text{ но } P(X=c) \geq 0 \Rightarrow P(X=c) = 0$$

и използваме факта, че $[a, b] = \{a\} \cup (a, b) \cup \{b\}$

Опре. (Функция на разпределение на НСВ)

Нека X е НСВ с плътност $f_X(x)$. Тогава ор-зия $F_X(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f_X(t) dt$ се нарича функция на разпределение на X .

Свойства 1. Ако f_X е непр. в x_0 , то $\frac{d}{dx} F_X \Big|_{x=x_0} = f_X(x_0)$

2. $F_X(-\infty) = \lim_{x \rightarrow -\infty} P(X \leq x) = \lim_{x \rightarrow -\infty} \int_{-\infty}^x f_X(t) dt = 0$

3. $F_X(+\infty) = 1$

4. $F_X(x) = P(X \leq x) = P(X < x) + \underbrace{P(X=x)}_0 = P(X < x)$

Смяна на променливите на НСВ

Теорема (Смяна на променливи на НСВ)

Нека X е НСВ и g е строго монотонна и диференцируема ф-я. Тогава $Y = g(X)$ е НСВ с пдп-ност $f_Y(y) = f_X(g^{-1}(y)) |g^{-1}(y)'|$

Доказателство Нека g е строго растяща

$$P(Y \in (a, b)) = \int_a^b f_Y(y) dy$$

$$\begin{aligned} P(Y \in (a, b)) &= P(g(X) \in (a, b)) = P(X \in (g^{-1}(a), g^{-1}(b))) \stackrel{x=g^{-1}(y)}{=} \int_{g^{-1}(a)}^{g^{-1}(b)} f_X(x) dx = \\ &\stackrel{x=g^{-1}(y)}{=} \int_a^b f_X(g^{-1}(y)) d g^{-1}(y) = \int_a^b \underbrace{f_X(g^{-1}(y)) \cdot g^{-1}(y)'}_{f_Y(y)} dy \end{aligned}$$

Нека g е строго намаляваща

$$\begin{aligned} P(Y \in (a, b)) &= P(g(X) \in (a, b)) = P(X \in (g^{-1}(b), g^{-1}(a))) = \int_{g^{-1}(b)}^{g^{-1}(a)} f_X(x) dx = \\ &\stackrel{x=g^{-1}(y)}{=} \int_b^a f_X(g^{-1}(y)) g^{-1}(y)' dy = \\ &= \int_a^b \underbrace{f_X(g^{-1}(y)) \cdot |g^{-1}(y)'|}_{f_Y(y)} dy \end{aligned}$$

$$\Rightarrow f_Y(y) = f_X(g^{-1}(y)) |g^{-1}(y)'|$$

Математическо очакване на НСВ

Нека X е НСВ. $E[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x f_X(x) dx$, ако $\int_{-\infty}^{\infty} |x| f_X(x) dx < \infty$

Свойства

1. $E[cX] = cE[X]$

2. $E[Y] = \int_{-\infty}^{\infty} y f_Y(y) dy$

3. $E[X+Y] = E[X] + E[Y]$

4. $E[XY] = E[X]E[Y]$, ако $X \perp Y$

5. $Y = g(X)$, то $E[Y] = E[g(X)] = \int_{-\infty}^{\infty} g(x) f_X(x) dx$, където $g \uparrow$ или $g \downarrow$

Доказателство) 5. $E[Y] = \int_{-\infty}^{\infty} y f_Y(y) dy \stackrel{y=g(x)}{\underset{x=g^{-1}(y)}} = \int_{-\infty}^{\infty} g(x) f_X(g^{-1}(y)) |g^{-1}'(y)| dy$
Нека $g \uparrow$ $\frac{x=g^{-1}(y)}{\frac{dy}{dx}=g'(x)}$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} g(x) f_X(x) \underbrace{g^{-1}(g(x))}_{\text{!}} g'(x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} g(x) f_X(x) dx$$

Вар (дисперсия)

Нека X е НСВ с плътност f_X . Тогава, ако $\int_{-\infty}^{\infty} x^2 f_X(x) dx < \infty$, то var дисперсия на X разбират $D[X] = E[\underbrace{(X - E[X])^2}_{g(x)}] = \int_{-\infty}^{\infty} (x - E[X])^2 f_X(x) dx$

Свойства

1. $D[cX] = c^2 D[X]$

2. $D[X+c] = D[X]$

3. $D[X+Y] = D[X] + D[Y]$, $X \perp Y$

Равномерно разпределена НСВ

Опред. За $-\infty < a < b < \infty$, казваме, че $X \sim \text{Unif}(a, b)$, ако $f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & x \in (a, b) \\ 0, & x \notin (a, b) \end{cases}$

$$E[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f_X(x) dx = \int_a^b x \cdot \frac{1}{b-a} dx = \frac{1}{b-a} \left[\frac{x^2}{2} \right]_a^b = \frac{b^2 - a^2}{2(b-a)} = \frac{b+a}{2}$$

$$E[X^2] = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 \cdot f_X(x) dx = \int_a^b x^2 \cdot \frac{1}{b-a} dx = \frac{1}{b-a} \left[\frac{x^3}{3} \right]_a^b = \frac{b^3 - a^3}{3(b-a)} = \frac{b^2 + ab + a^2}{3}$$

$$D[X] = E[X^2] - (E[X])^2 = \frac{b^2 + ab + a^2}{3} - \frac{(b+a)^2}{4} = \frac{4b^2 + 4ab + 4a^2 - 3b^2 - 3a^2 - 6ab}{12} = \frac{(b-a)^2}{12}$$

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f_X(t) dt = \begin{cases} 0, & x \leq a \\ \int_a^x \frac{1}{b-a} dt = \frac{x-a}{b-a}, & x \in (a, b) \\ 1, & x > b \end{cases}$$

$$Y \sim \text{Unif}(0, 1)$$

$$Y = \frac{X-a}{b-a} = g(X) \quad g^{-1}(y) = y(b-a) + a = X$$

$$f_Y(y) = f_X(g^{-1}(y)) |g^{-1}'(y)| = \frac{1}{b-a} \cdot (b-a) = 1, \quad y \in (0, 1)$$

$$E[X] = E[Y(b-a) + a] = (b-a)E[Y] + a$$

$$D[X] = D[Y(b-a) + a] = (b-a)^2 D[Y]$$

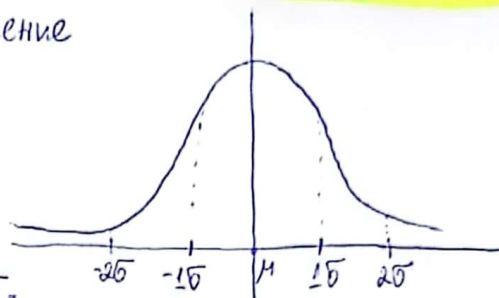
Нормално разпределение НСВ

Казваме, че $X \in N(\mu, \sigma^2)$, където $\mu \in \mathbb{R}, \sigma^2 > 0$, ако $f_X(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}, \forall x \in \mathbb{R}$

$Z \sim N(0, 1)$ - Стандартно нормално разпределение

$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma} =: g(x) \Rightarrow g^{-1}(z) = \sigma z + \mu = X$$

$$f_Z(z) = f_X(\sigma z + \mu) |g^{-1}'(z)| = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{\sigma z + \mu - \mu}{\sigma}\right)^2} \cdot \sigma = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1}{2}z^2} \cdot \sigma = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1}{2}z^2}$$



$$E[X] = E[\sigma Z + \mu] = \sigma E[Z] + \mu = \mu \Rightarrow E[X] = \mu$$

$$E[Z] = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} z \cdot e^{-\frac{z^2}{2}} dz = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} z e^{-\frac{z^2}{2}} dz \stackrel{u=\frac{z^2}{2}}{=} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} u e^{-u} du = 0$$

$$D[X] = D[\sigma Z + \mu] = \sigma^2 D[Z] = \sigma^2$$

$$E[Z^2] = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} z^2 e^{-\frac{z^2}{2}} dz$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} z^2 \cdot \frac{1}{z} d\left(-e^{-\frac{z^2}{2}}\right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left[-\left[z \cdot e^{-\frac{z^2}{2}}\right]_{-\infty}^{\infty} + \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{z^2}{2}} dz \right] = \frac{\sqrt{2\pi}}{\sqrt{2\pi}} = 1$$

Гаусов интеграл
 $\frac{\sqrt{2\pi}}{\sqrt{2\pi}}$

$$F_X(x) = P(X \leq x) = P(\sigma Z + \mu \leq x) = P\left(Z \leq \frac{x - \mu}{\sigma}\right) = \Phi\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right)$$