

Семинар 1

Случайна Величина

Задача 1.1. Като използвате дефиницията за математическо очакване на дискретна случайна величина докажете свойство 1:

$$M(C) = C$$

Упътване: фактически константата C е дискретна случайна величина, която заема само една стойност $X_1 = C$ с вероятност $p_1 = 1$.

Решение: За дискретна случайна величина математическото очакване се изчислява по следния начин:

$$M(C) = \sum_{k=1}^{\infty} p_k \cdot X_k = p_1 \cdot X_1 = 1 \cdot C = C$$

Задача 1.2. Като използвате дистрибутивното свойство на умножението и събирането [т.е. $a(b+c) = ab + ac$] и дефиницията за математическо очакване на дискретна случайна величина докажете свойства 2 и 3 за дискретна случайна величина.

Решение:

Свойство 2: За дискретната случайна величина CX математическото очакване се изчислява по следния начин:

$$M(CX) = \sum_{k=1}^{\infty} p_k \cdot CX_k = C \sum_{k=1}^{\infty} p_k \cdot X_k = C \cdot M(X)$$

Свойство 3: дискретната случайна величина $X+Y$ математическото очакване се изчислява по следния начин:

$$M(X+Y) = \sum_{k=1}^{\infty} p_k \cdot (X_k + Y_k) = \sum_{k=1}^{\infty} p_k \cdot X_k + \sum_{k=1}^{\infty} p_k \cdot Y_k = \sum_{l=1}^{\infty} p_l \cdot X_l + \sum_{m=1}^{\infty} p_m \cdot Y_m = M(X) + M(Y)$$

Тук използвахме факта, че вероятностния ред на сумата, p_k , е в един случай този на X - p_l , а в друг - този на Y - p_m ,

Задача 1.3. Като използвате линейността на определения интеграл и дефиницията за математическо очакване на непрекъснатата случайна величина докажете свойства 2 и 3 за непрекъснатата случайна величина. От статистиката е известно, че $p(Cx) = p(x)$ и $p(x+y) = p(x)$ за случайната величина X и $p(y)$ за случайна величина Y .

Свойство 2: За непрекъснатата случайна величина CX математическото очакване се изчислява по следния начин:

$$M(CX) = \int_{-\infty}^{\infty} p(Cx)d(Cx) = \int_{-\infty}^{\infty} p(x)Cdx = C \int_{-\infty}^{\infty} p(x)dx = CM(X)$$

Тук използвахме факта, че $p(Cx) = p(x)$.

Свойство 3: За непрекъснатата случайна величина $X+Y$ математическото очакване се изчислява по следния начин

$$M(X+Y) = \int_{-\infty}^{\infty} p(x+y)d(x+y) = \int_{-\infty}^{\infty} p(x+y)dx + \int_{-\infty}^{\infty} p(x+y)dy = \int_{-\infty}^{\infty} p(x)dx + \int_{-\infty}^{\infty} p(y)dy = M(X)+M(Y)$$

Тук използвахме факта, че $p(x+y) = p(x)$ за случайната величина X и $p(y)$ за случайна величина Y .

Задача 1.4. Като използвате дефинициите за математическо очакване и дисперсия на случайна величина докажете свойства 5 и 6.

Свойство 5: По дефиниция дисперсията на случайна величина се дава с $D(X) = M[X-M(X)]^2$ или като заместим X с C получаваме (като използваме и свойства 1 и 2)

$$D(C) = M[C-M(C)]^2 = M[C-C]^2 = M[0]^2 = M[0] = 0$$

Свойство 6: Използвайки същата дефиниция за дисперсията на случайна величина се получава (като използваме и свойства 1 и 2):

$$\begin{aligned} D(CX) &= M[CX-M(CX)]^2 = M[CX-CM(X)]^2 = M\{C^2[X-M(X)]^2\} = \\ &= C^2M[(X-M(X)]^2 = C^2D[X] \end{aligned}$$

Задача 1.5. Докажете формулите в (1.4) с помощта на свойства 1 - 7!

Решение за математическото очакване: използваме свойства 1 и 2 като първо изнасяме реципрочната стойност на корена от дисперсията пред математическото очакване, защото това просто е едно число. След това не забравяме също, че $M(X)$ също е число, т.е. $M[M(X)] = M(X)$.

$$\begin{aligned} M(Y) &= M\left[\frac{X - M(X)}{\sqrt{D(X)}}\right] = \frac{1}{\sqrt{D(X)}} M[X - M(X)] = \frac{1}{\sqrt{D(X)}} \{M(X) - M[M(X)]\} = \\ &= \frac{1}{\sqrt{D(X)}} [M(X) - M(X)] = \frac{1}{\sqrt{D(X)}} [0] = 0 \end{aligned}$$

Решение за дисперсията: използваме свойства 5 и 6 като първо изнасяме квадрат от реципрочната стойност на корена от дисперсията пред дисперсията, защото това просто е едно число. След това не забравяме също, че $M(X)$ също е число, т.е. $D[M(X)] = 0$.

$$\begin{aligned} D(Y) &= D\left[\frac{X - M(X)}{\sqrt{D(X)}}\right] = \frac{1}{D(X)} D[X - M(X)] = \frac{1}{D(X)} \{D(X) + D[M(X)]\} = \\ &= \frac{1}{D(X)} [D(X) + 0] = \frac{D(X)}{D(X)} = 1 \end{aligned}$$

Задача 1.6 Вероятността случайната величина да заема стойности в интервала $(-\infty, +\infty)$ е единица. Докажете това за нормалното разпределение - съответният интеграл няма решение, но двойният интеграл по-долу може да се реши със замяна на променливите x и y с радиални координати r и φ .

$$\int_0^{\infty} \int_0^{\infty} e^{-(x^2+y^2)} dx dy = \int_0^{\infty} \int_0^{\infty} e^{-x^2} e^{-y^2} dx dy = \int_0^{\infty} e^{-x^2} dx \int_0^{\infty} e^{-y^2} dy = \left(\int_0^{\infty} e^{-y^2} dy\right)^2$$

Решение: Вкарваме μ , корен от 2 и σ^2 в диференциала dx , а след това понеже подинтегралната функция е симетрична функция, разделяме този интеграл на две области, които обединяваме (поне са равни). При което получаваме значително по-просто изглеждащ интеграл.

$$\int_{-\infty}^{\infty} p(x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{\pi}} e^{-\left(\frac{x-\mu}{\sigma\sqrt{2}}\right)^2} d\left(\frac{x-\mu}{\sigma\sqrt{2}}\right) = \frac{1}{\sqrt{\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-u^2} du =$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} p(x) dx = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^{\infty} e^{-u^2} du$$

Този интеграл е нерешим в явен вид, но е равен на корен квадратен от следния двоен интеграл:

$$\int_0^{\infty} \int_0^{\infty} e^{-(x^2+y^2)} dx dy = \int_0^{\infty} \int_0^{\infty} e^{-x^2} e^{-y^2} dx dy = \int_0^{\infty} e^{-x^2} dx \int_0^{\infty} e^{-y^2} dy = \left(\int_0^{\infty} e^{-y^2} dy \right)^2$$

Но двойният интеграл може да се реши чрез смяна на променливите $x = r\cos(\theta)$ и $y = r\sin(\theta)$, при което се получава

$$\int_0^{\infty} \int_0^{\infty} e^{-(x^2+y^2)} dx dy = \int_0^{\infty} \int_0^{\pi/2} e^{-\rho^2} \rho d\rho d\theta = \int_0^{\infty} e^{-\rho^2} \rho d\rho \int_0^{\pi/2} d\theta = -\frac{1}{2} \int_0^{\infty} e^{-\rho^2} d\rho^2 \cdot \theta \Big|_0^{\pi/2} =$$

$$\int_0^{\infty} \int_0^{\infty} e^{-(x^2+y^2)} dx dy = -\frac{1}{2} e^{-\rho^2} \Big|_0^{\infty} \cdot \theta \Big|_0^{\pi/2} = \frac{\pi}{4}$$

Т.е първоначалният интеграл е равен на:

$$\int_{-\infty}^{\infty} p(x) dx = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^{\infty} e^{-u^2} du = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \sqrt{\frac{\pi}{4}} = 1$$

Задача 1.7. Намерете математическото очакване и дисперсията на равномерното разпределение.

Решение: Разбиваме цялата област на интегриране на три интервала, в които плътността на вероятността на нормалното разпределение има различни значения - нула извън интервала (a, b) и константа в този интервал.

За математическото очакване се получава:

$$M(X) = \int_{-\infty}^{\infty} xp(x)dx = \int_{-\infty}^a x0 dx + \int_a^b xC dx + \int_b^{\infty} x0 dx = \int_a^b xC dx$$

Взимаме предвид, че в интервала (a, b) плътността е $C = (b - a)/2$ (вижте този материал) и получаваме.

$$M(X) = \int_a^b xC dx = C \left. \frac{x^2}{2} \right|_a^b = C \left(\frac{b^2}{2} - \frac{a^2}{2} \right) = \frac{1}{b-a} \frac{(b-a)(b+a)}{2} = \frac{(b+a)}{2}$$

За дисперсията се получава:

$$\begin{aligned} D(X) &= \int_{-\infty}^{\infty} (x - M(x))^2 p(x) dx = \\ &= \int_{-\infty}^a (x - \mu)^2 0 dx + \int_a^b (x - \mu)^2 C dx + \int_b^{\infty} (x - \mu)^2 0 dx \\ &= \int_a^b (x - \mu)^2 C dx = C \int_a^b (x - \mu)^2 d(x - \mu) = C \left. \frac{(x - \mu)^3}{3} \right|_a^b = \\ &= \frac{C}{3} \left[(b - \mu)^3 - (a - \mu)^3 \right] = \frac{C}{3} \left[\left(b - \frac{a+b}{2} \right)^3 - \left(a - \frac{a+b}{2} \right)^3 \right] \\ &= \frac{C}{3} \left[\left(\frac{2b}{2} - \frac{a+b}{2} \right)^3 - \left(\frac{2a}{2} - \frac{a+b}{2} \right)^3 \right] = \frac{C}{3 \cdot 2^3} [(b-a)^3 - (a-b)^3] = \\ &= \frac{C}{3 \cdot 2^3} [2(b-a)^3] = \frac{1}{b-a} \frac{(b-a)^3}{3 \cdot 2^2} = \frac{(b-a)^2}{12} \end{aligned}$$

Задача 1.8. Докажете, че математическото очакване и дисперсията на нормалното разпределение са съответно μ и σ^2 .

Решение: И при двата интеграла сменяме променливата x с $y = (x - \mu)/\sigma$, при което се получава $x = (\sigma y + \mu)$ и $dx = \sigma dy$, както и интегралните граници остават същите $\infty = (\infty - \mu)/\sigma$ и $-\infty = (-\infty - \mu)/\sigma$.

За математическото очакване се получава:

$$M(X) = \int_{-\infty}^{\infty} xp(x)dx = \int_{-\infty}^{\infty} x \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} (\sigma y + \mu) e^{-\frac{y^2}{2}} d\sigma y =$$

$$\frac{\sigma}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} ye^{-\frac{y^2}{2}} d(\sigma y) + \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} \mu e^{-\frac{y^2}{2}} d\sigma y = \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} ye^{-\frac{y^2}{2}} dy + \frac{\sigma}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} \mu e^{-\frac{y^2}{2}} dy$$

Първият интеграл е интеграл от нечетна функция в симетрични граници и затова е равен на нула, а последният интеграл беше решен в Задача 1.6 (по-горе) и е равен на корен от пи.

$$M(X) = \frac{\mu}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{y^2}{2}} dy = \frac{\sqrt{2}\mu}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\left(\frac{y}{\sqrt{2}}\right)^2} d\frac{y}{\sqrt{2}} = \frac{\mu}{\sqrt{\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-u^2} du = \frac{\mu}{\sqrt{\pi}} \sqrt{\pi} = \mu$$

Вместо да решаваме последния интеграл може да го запишем в позната форма

$$M(X) = \mu \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^2}{2}} dy = \mu$$

откъдето се вижда, че това е интеграл от плътността на вероятността на стандартното разпределение (т.е. нормално разпределение с $\mu = 1$ и $\sigma^2 = 0$) и той е равен на единица.

За дисперсията се получава:

$$D(X) = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^2 p(x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^2 \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx =$$

$$\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} (\sigma y)^2 e^{-\frac{y^2}{2}} d\sigma y = \frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} y^2 e^{-\frac{y^2}{2}} dy$$

Този интеграл може да го интегрираме по части, за целта вкарваме експоненциалната функция под диференциала

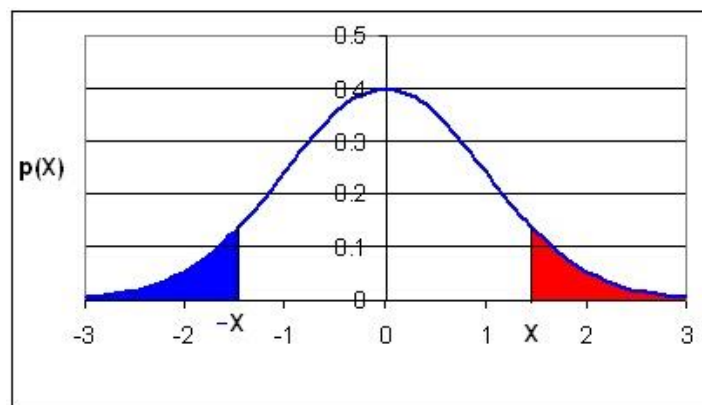
$$D(X) = \frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} y^2 e^{-\frac{y^2}{2}} dy = -\sigma^2 \int_{-\infty}^{\infty} y \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\left(\frac{y}{\sqrt{2}}\right)^2} d\left(-\frac{y}{2}\right) =$$

$$-\sigma^2 \int_{-\infty}^{\infty} y \frac{1}{\sqrt{2\pi}} d\left(e^{-\left(\frac{y}{\sqrt{2}}\right)^2}\right) = \frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} y \left(-e^{-\left(\frac{y}{\sqrt{2}}\right)^2}\right) \Big|_{-\infty}^{\infty} + \sigma^2 \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\left(\frac{y}{\sqrt{2}}\right)^2} dy = \sigma^2$$

Първият интеграл е нула, а последният интеграл е интеграл от плътността на вероятността на стандартното разпределение (т.е. нормално разпределение с $\mu = 1$ и $\sigma^2 = 0$) и е равен на единица.

Задача 1.9. За стандартното разпределение докажете, че $F'(X) = 2F(X) - 1$, където $F(X)$ е интеграл в граници от $-\infty$ до X , а $F'(X)$ - интеграл в граници от $-X$ до $+X$. Използвайте симетричността на Гаусовата крива.

Решение:



По-горе е дадена плътността на вероятността на стандартното разпределение. Интегралът $F(X)$ е равен на площта под кривата от $-\infty$ до червено-оцветената площ, а площта под цялата крива е единица. Стандартното разпределение е симетрично относно нулата и затова червената площ е равна на синята площ на графиката. Червената площ е $1 - F(X)$, т.е. и синята площ е същата. Тогава $F'(X)$ ще е площта под кривата между двете оцветени площи и тя ще е равна на $F(X) - (1 - F(X))$ или $2F(X) - 1$.

Задача 1.10. За стандартното разпределение намерете от [приложение 1](#) $F'(2.87)$ и $F(2.87)$, където $F(2.87)$ е интеграл в граници от $-\infty$ до 2.87 , а $F'(2.87)$ - интеграл в граници от -2.87 до $+2.87$. Използвайте, че $F'(X) = 2F(X) - 1$.

Решение: От [приложение 1](#) намираме, че $F(2.87) = 0.99795$. Следователно $F'(2.87) = 2 \times F(2.87) - 1 = 2 \times 0.99795 - 1 = 0.9959$.

Задача 1.11. За нормално разпределение с $\mu = 3.44$ и $\sigma = 0.39$ намерете от [приложение 1](#) $F(4.56)$, където $F(4.56)$ е интеграл в граници от $-\infty$ до 4.56 .

Решение: Подобно на задача 3 сменяме променливата x с $y = (x - \mu)/\sigma$, при което се получава $x = (\sigma y + \mu)$ и $dx = \sigma dy$, както и интегралните граници стават $2.87 = (4.56 - \mu)/\sigma = (4.56 - 3.44)/0.39$ и $-\infty = (-\infty - \mu)/\sigma$.

$$F(4.56) = \int_{-\infty}^{4.56} p(x) dx = \int_{-\infty}^{4.56} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{2.87} e^{-\frac{y^2}{2}} d(\sigma y) =$$

$$\frac{\sigma}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{2.87} e^{-\frac{y^2}{2}} d(\sigma y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{2.87} e^{-\frac{y^2}{2}} dy = 0.99795$$

Последният интеграл е интеграл от плътността на стандартното разпределение и него го взехме от [приложение 1](#).

Видяхме, че с помощта на таблицата на функцията на разпределение на стандартното разпределение, дадена в [приложение 1](#), можем да намерим функцията на разпределение на нормално разпределение с произволни математическо очакване и дисперсия: за целта нормираме интегралната граница по формулата $y = (x - \mu)/\sigma$.

Задача 1.12. За нормално разпределение с $m = 3.44$ и $s = 0.39$ намерете от [приложение 1](#) интеграл в граници от 2.32 до 4.56. Използвайте, че $F'(X) = 2F(X) - 1$.

Решение: Сменяме интегралните граници по формулата $y = (x - \mu)/\sigma$, при което се получават следните нови интегрални граници (т.е. тези за стандартното разпределение) $2.87 = (4.56 - \mu)/\sigma = (4.56 - 3.44)/0.39$ и $-2.87 = (2.32 - 3.44)/0.39$. Това е интеграл от плътността на стандартното разпределение в симетрични граници и може да бъде намерен по формулата $F'(2.87) = 2 \times F(2.87) - 1 = 2 \times 0.99795 - 1 = 0.9959$. (сравнете със задача 1.10)

Задача 1.13*. В теория на вероятностите две събития са независими, ако вероятността да се случат и двете е равна на произведение на вероятностите да се случат събитията поотделно: $P(X \text{ и } Y) = P(X)P(Y)$. В статистиката плътността на разпределение на произведението на две независими събития се дава с $p(xy) = p(x)p(y)$. Като използвате линейността на определения интеграл и дефиницията за математическо очакване на непрекъсната случайна величина докажете свойство 4 за непрекъсната случайна величина.

Решение:

Свойство 4: За непрекъсната случайна величина X, Y математическото очакване се изчислява по следния начин:

$$M(X + Y) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (xy) p(xy) d(xy) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xp(x)yp(y) dx dy = \int_{-\infty}^{\infty} xp(x) dx \int_{-\infty}^{\infty} yp(y) dy = M(X)M(Y)$$