

概率与统计第13讲

主讲：邱玉文

内容：随机变量的数学期望，方差等



本次内容概要

一、数学期望；

二、随机变量函数的数学期望；

三、数学期望的性质；

四、方差和标准差；

五、方差的性质；



一、数学期望（均值）



【例】设随机变量 $X \sim U(0, 2)$, Y 的密度函数为

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{2} e^{-\frac{y}{2}}, & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases}$$

且 X 与 Y 相互独立。

(1) 求 X 与 Y 的联合密度函数;

(2) 求概率 $P(X \leq Y)$ 。

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{2} e^{-\frac{y}{2}} & y > 0 \\ 0 & y \leq 0 \end{cases}$$





解：（1） X 的边缘密度为

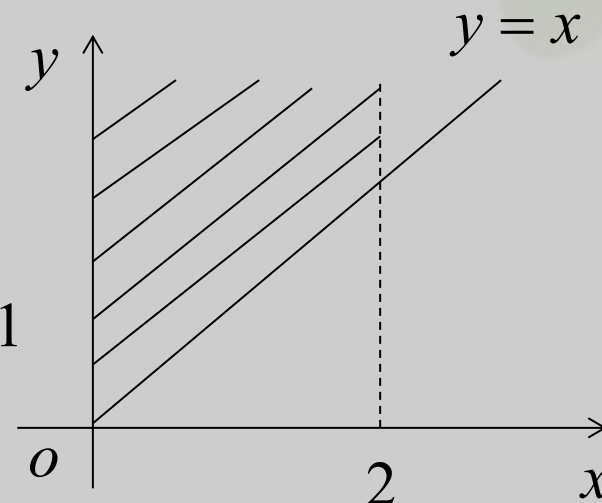
$$f_X(x) = \begin{cases} 0.5, & 0 \leq x \leq 2 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

由 X 与 Y 独立可知 X 与 Y 的联合密度函数为

$$f(x, y) = \underbrace{f_X(x)}_{f_Y(y)} = \begin{cases} 0.25e^{-0.5y}, & 0 \leq x \leq 2, y > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$(2) \quad P(X \leq Y) = \iint_{x \leq y} f(x, y) dx dy$$

$$= \int_0^2 \left(\int_x^{+\infty} 0.25e^{-0.5y} dy \right) dx = 1 - e^{-1} \approx 0.6321$$





1. 已知离散型随机变量 X 的概率分布为 $\frac{X}{p(x_i)} \left| \begin{array}{ccc} 0 & 1 & 2 \\ a^2 & a & 0.04 \end{array} \right.$, 则 $a = (\quad)$.

2. 若随机变量 X 的概率函数为 $\frac{X}{p} \left| \begin{array}{ccccc} 0 & 1 & 2 & 3 & 4 \\ 0.1 & 0.2 & 0.3 & 0.3 & 0.1 \end{array} \right.$, 则 $P(X < 3) = (\quad)$.

3. 设每次试验成功的概率为 0.1, 现进行 10 次这样的独立试验, 记 X 为试验成功的次数, 则随机变量 X 服从的分布为 (\quad) .



4. 某电话站在一小时内接到的电话次数 X 服从泊松分布 $P(5)$ ，则一小时内至少接到两个电话的概率为 () .

5. 若连续型随机变量 X 的分布函数为 $F(x) = \begin{cases} -1, & x < 0 \\ Ax^2 + B, & 0 \leq x < 1, \\ 2, & x \geq 1 \end{cases}$ 则 () ;

6. 随机变量 X 服从参数为 λ 的指数分布，即概率密度函数为 $f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0; \end{cases}$ 且 $P(X > 1) = e^{-2}$ ，则 $P(X \leq 2) =$ () .





7. 随机变量 X 的概率密度函数为 $f(x) = \frac{1}{2}e^{-|x|}$, $-\infty < x < +\infty$, 则 $F(x) =$

() .

8. 已知随机变量 X 的分布函数为 $F(x) = \begin{cases} 0, & x < -1, \\ 0.2, & -1 \leq x < 0, \\ 0.8, & 0 \leq x < 1, \\ 1, & x \geq 1, \end{cases}$ 则 X 为离散型随

机变量, 且概率函数为 () .

|



9. 若二维随机变量 (X, Y) 的联合概率分布为

X	Y		
	-1	0	1
-1	0.1	0.2	0.2
1	0.2	0.3	0

则 $P(Y > X) = (\quad)$.

10. 若二维随机变量 (X, Y) 的联合概率分布为

$X \setminus Y$	1	6
3	0.1	a
4	0.4	b

, 且 X 与 Y 相互

独立, 则 (\quad) .

11. 随机变量 $X \sim U(0, 2)$, $Y \sim e(1)$ 且相互独立, 则 $P(X < 1, Y > 1) = (\quad)$.





12. 二维连续型随机变量 (X, Y) 的联合概率密度函数为

$$f(x, y) = \begin{cases} 4xy, & 0 < x, y < 1; \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}, \text{ 则概率 } P(Y \leq X) = (\quad).$$

13. 设二维连续型随机变量 (X, Y) 的联合概率密度函数为

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{A}{2} e^{-(x+y)}, & x \geq 0, y \geq 0, \\ 0, & \text{其它,} \end{cases} \text{ 则系数 } A = (\quad);$$

14. 二维连续型随机变量 (X, Y) 的联合概率密度函数为

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{6-x-y}{8}, & 0 < x < 2, 2 < y < 4; \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

则关于 X 的边缘概率密度为 (\quad) .



15. 二维离散型随机变量 (X, Y) 的联合概率分布为

	Y	
X	-1	0
0	0.2	0.3
1	a	0.2

，则 XY 的

分布是 () .

16. 若连续型随机变量 X 的概率密度函数为 $f_X(x) = \begin{cases} \frac{x}{2}, & 0 < x < 2 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$ ，则随

机变量 $Y = 2X + 5$ 的概率密度函数为 () .

17. 若二维离散型随机变量 (X, Y) 的联合概率分布为

	Y	
X	-1	0
0	0.2	0.3
1	a	0.1

，则关

于 Y 的边缘分布是 () .



18. 若二维连续型随机变量 (X, Y) 的联合概率密度函数为

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{6-x-y}{8}, & 0 < x < 2, 2 < y < 4; \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

则 X 与 Y 相互独立.

19. 若随机变量 X 的概率分布为

X	0	1	2	3	4
p	0.2	0.1	0.3	0.3	0.1

，则

$Y = (X - 2)^2$ 的概率分布是 () .

20. 设随机变量 X 的概率密度为 $f_X(x) = \begin{cases} e^{-x}, & x \geq 0, \\ 0, & x < 0. \end{cases}$ 又随机变量 $Y = e^X$ ，则

对任意的 y 有概率密度 () .





一、数学期望的定义

1. 离散随机变量情形

$$E(X) = \sum_i x_i p(x_i)$$

2. 连续随机变量情形

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx$$



【数学期望的例子】

例 1 甲, 乙两人进行打靶, 所得分数分别记为 X_1, X_2 , 它们的概率函数分别为

$$\begin{array}{c|ccc} X_1 & 0 & 1 & 2 \\ \hline p_i & 0 & 0.2 & 0.8 \end{array}, \quad \begin{array}{c|ccc} X_2 & 0 & 1 & 2 \\ \hline p_i & 0.6 & 0.3 & 0.1 \end{array}.$$

试评定他们的成绩的好坏.

解 $E(X_1) = 0 \times 0 + 1 \times 0.2 + 2 \times 0.8 = 1.8 (\text{分}).$

$$E(X_2) = 0 \times 0.6 + 1 \times 0.3 + 2 \times 0.1 = 0.5 (\text{分}).$$

很明显, 乙的成绩远不如甲的成绩.



【例】 航班每次飞行坠机概率为十万分之一，每位乘客保费为20元，死亡赔付金额为40万。问保险公司从每位顾客手中平均获取多大利润

解：用 X 表示保险公司从一位顾客手中获取的利润。则 X 的分布列为

X	20	$20 - 400000$
p	0.99999	0.00001

从而可得 X 的期望为：

$$E(X) = 20 \times 0.99999 + (20 - 400000) \times 0.00001 = 16$$

例 3 设随机变量 X 服从泊松分布 $P(\lambda)$, 求数学期望 $E(X)$.

解 由 § 2.3 知, X 的概率函数为

$$p_{\lambda}(m) = \frac{\lambda^m}{m!} e^{-\lambda}, m = 0, 1, 2, \dots$$

所以, 按公式(3.1)得

$$\begin{aligned} E(X) &= \sum_{m=0}^{\infty} m \frac{\lambda^m}{m!} e^{-\lambda} = \sum_{m=1}^{\infty} m \frac{\lambda^m}{m!} e^{-\lambda} \\ &= \lambda e^{-\lambda} \sum_{m=1}^{\infty} \frac{\lambda^{m-1}}{(m-1)!} = \lambda e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} \quad (k = m - 1) \\ &= \lambda e^{-\lambda} e^{\lambda} = \lambda. \end{aligned}$$

不建议看证明过程



数学期望的例子

【例】已知随机变量 X 的密度函数如下，求 X 的期望。

$$f(x) = \begin{cases} 2x, & 0 \leq x \leq 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

解： $E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx$

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

【例】已知连续随机变量 X 的概率密度

$$f(r) = \begin{cases} \frac{2r}{R^2}, & 0 < r < R; \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

求数学期望 $E(X)$.

解:

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_{-\infty}^{+\infty} rf(r)dr = \int_0^R r \frac{2r}{R^2} dr \\ &= \frac{2}{R^2} \int_0^R r^2 dr = \frac{2}{R^2} \cdot \frac{R^3}{3} = \frac{2}{3} R. \end{aligned}$$



【数学期望的例子】

例 4 已知随机变量 X 的分布函数 $F(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0 \\ x/4, & 0 < x \leq 4 \\ 1, & x > 4 \end{cases}$, 求 $E(X)$.

$$f(x) = F'(x)$$

解 随机变量 X 的分布密度为 $f(x) = F'(x) = \begin{cases} 1/4, & 0 < x \leq 4 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$

$$\text{故 } E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_0^4 x \cdot \frac{1}{4} dx = \frac{x^2}{8} \Big|_0^4 = 2.$$

$$\int_0^4 \frac{1}{4} x dx$$
$$\int_0^4 A x^4 dx = \frac{A}{5} x^5 \Big|_0^4 = \frac{2}{5}$$

例 5 设随机变量 X 服从指数分布 $e(\lambda)$, 求数学期望 $E(X)$.

解 由 § 2.5 知, X 的概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0; \\ 0, & x \leq 0. \end{cases}$$

所以, 按公式(3.3)得

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_0^{+\infty} \lambda x e^{-\lambda x} dx \\ &= \frac{1}{\lambda} \int_0^{+\infty} t e^{-t} dt = \frac{1}{\lambda}. \end{aligned}$$

【数学期望不存在的例子】

设 X 服从柯西分布，密度函数是

$$f(x) = \frac{1}{\pi(1+x^2)}, \quad -\infty < x < +\infty,$$

求数学期望 $E(X)$.

解：

$$\int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \frac{1}{\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{x}{1+x^2} dx$$

因为反常积分 $\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{x}{1+x^2} dx$ 不绝对收敛，所以 $E(X)$ 不存在.



二、随机变量函数的数学期望



二、随机变量函数的数学期望

1. 离散随机变量情形

设离散随机变量 X 的概率函数为 $p(x_i)$, $i = 1, 2, \dots$, 则 X 的函数 $Y = g(X)$ 的数学期望为

$$E(Y) = E(g(X)) = \sum_i g(x_i) p(x_i)$$

2. 连续随机变量情形

设连续随机变量 X 的密度函数为 $f(x)$, 则 X 的函数 $Y = g(X)$ 的数学期望为

$$E(Y) = E(g(X)) = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) f(x) dx$$

【随机变量函数的数学期望例子】

例 9 随机变量 X 在 $[0, \pi]$ 上服从均匀分布,

求 $E(X)$, $E(\sin X)$, $E(X^2)$ 及 $E[X - E(X)]^2$.

解 根据随机变量函数数学期望的计算公式, 有

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_0^{\pi} x \cdot \frac{1}{\pi} dx = \frac{\pi}{2},$$

$$E(\sin X) = \int_{-\infty}^{+\infty} \sin x f(x)dx = \int_0^{\pi} \sin x \cdot \frac{1}{\pi} dx = \frac{1}{\pi} (-\cos x) \Big|_0^{\pi} = \frac{2}{\pi},$$

$$E(X^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x)dx = \int_0^{\pi} x^2 \cdot \frac{1}{\pi} dx = \frac{\pi^2}{3},$$

$$E[X - E(X)]^2 = E\left(X - \frac{\pi}{2}\right)^2 = \int_0^{\pi} \left(x - \frac{\pi}{2}\right)^2 \cdot \frac{1}{\pi} dx = \frac{\pi^2}{12}.$$



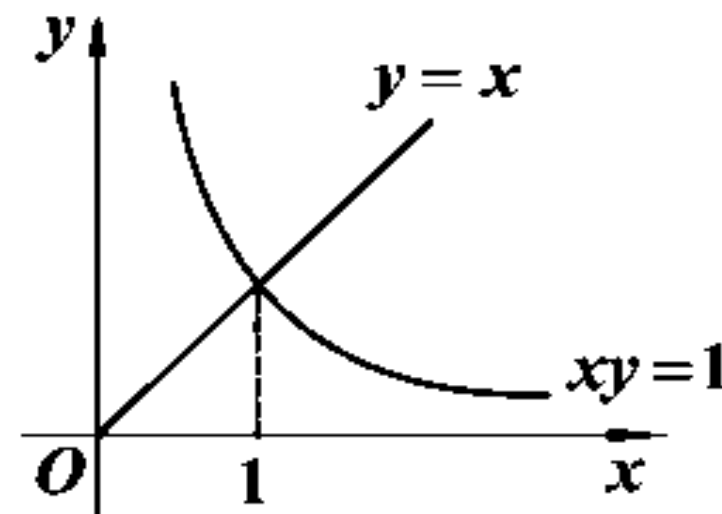
随机变量函数的数学期望例子

例 10 设随机变量 (X, Y) 的概率密度

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{3}{2x^3 y^2}, & \frac{1}{x} < y < x, x > 1, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

求数学期望 $E(Y), E\left(\frac{1}{XY}\right)$.

$$\begin{aligned} \text{解} \quad E(Y) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} y f(x, y) dy dx \\ &= \int_1^{+\infty} dx \int_{1/x}^x \frac{3}{2x^3 y^2} dy \\ &= \frac{3}{2} \int_1^{+\infty} \frac{1}{x^3} [\ln y]_{1/x}^x dy = 3 \int_1^{+\infty} \frac{\ln x}{x^3} dx \\ &= \left(-\frac{3}{2} \frac{\ln x}{x^2} \right) \Big|_1^{+\infty} + \frac{3}{2} \int_1^{+\infty} \frac{1}{x^3} dx = \frac{3}{4}. \end{aligned}$$





三、数学期望的性质

三、数学期望的性质

➤ 常数的期望为该常数: $E(c) = c$

➤ $E(aX + b) = aE(X) + b$

➤ $E(aX + bY) = aE(X) + bE(Y)$

➤ $E\left(\sum_{i=1}^n c_i X_i\right) = \sum_{i=1}^n c_i E(X_i)$

➤ 若随机变量 X 与 Y 相互独立, 且 $E(X)$ 和 $E(Y)$ 存在, 则

$$E(XY) = E(X)E(Y)$$





四、方差和标准差

一、方差的定义

1. 定义

$$D(X) = E \left\{ [X - E(X)]^2 \right\}$$

方差用来描述随机变量取值的波动（集中与分散）程度

2. 离散和连续情形

$$D(X) = \begin{cases} \sum_{i=1}^{\infty} (x_i - E(X))^2 p(x_i), & \text{离散情形} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} (x - E(X))^2 f(x) dx, & \text{连续情形} \end{cases}$$

3. 计算 $D(X)$ 的简便公式

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



【例】 在M电子有限公司生产的简易二极管中，按质量等级可分为5级，其中1级最差，5级最好。现统计了今年1月份生产的二极管质量各等级所占比率，如下表所列。求平均质量等级和质量等级的方差

X	1	2	3	4	5
P	0.1	0.2	0.3	0.3	0.1

解：平均质量等级

$$E(X) = 1 \times 0.1 + 2 \times 0.2 + 3 \times 0.3 + 4 \times 0.3 + 5 \times 0.1 = 3.1$$

质量等级的方差

$$D(X) = 1 \times 0.1 + 4 \times 0.2 + 9 \times 0.3 + 16 \times 0.3 + 25 \times 0.1 - 3.1^2 = 1.29$$

【求方差的例子】

例4 设 $X \sim U(a, b)$, 求 $E(X)$, $D(X)$.

解 X 的概率密度为 $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a < x < b, \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$

而 $E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_a^b \frac{x}{b-a} dx = \frac{a+b}{2}$, 故所求方差为

$$D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \int_a^b x^2 \frac{1}{b-a} dx - \left(\frac{a+b}{2} \right)^2 = \frac{(b-a)^2}{12}.$$



【求方差的例子】

例5 设随机变量 X 服从指数分布, 其概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} e^{-x/\theta}, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0. \end{cases}$$

其中 $\theta > 0$, 求 $E(X), D(X)$.

解 $E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_0^{+\infty} x \frac{1}{\theta} e^{-x/\theta} dx = -xe^{-x/\theta} \Big|_0^{+\infty} + \int_0^{+\infty} e^{-x/\theta} dx = \theta,$

$$E(X^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x) dx = \int_0^{+\infty} x^2 \frac{1}{\theta} e^{-x/\theta} dx = -x^2 e^{-x/\theta} \Big|_0^{+\infty} + \int_0^{+\infty} 2xe^{-x/\theta} dx = 2\theta^2$$

于是 $D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = 2\theta^2 - \theta^2 = \theta^2.$

即有 $E(X) = \theta, D(X) = \theta^2.$



五、方差的性质

3. 方差的性质

➤ 常数的方差为0，即 $D(c) = 0$

➤ $D(aX + b) = a^2 D(X)$

➤ 若随机变量 X 与 Y 相互独立，且方差都存在，则

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

$$D(aX \pm bY) = a^2 D(X) + b^2 D(Y)$$

➤ 对任意随机变量 X 与 Y ，若它们的方差都存在，则

$$D(aX \pm bY) = a^2 D(X) + b^2 D(Y) \pm 2ab \operatorname{cov}(X, Y)$$

其中 $\operatorname{cov}(X, Y)$ 称为 X 与 Y 的协方差

$$\operatorname{cov}(X, Y) = E[(X - E(X))(Y - E(Y))]$$



二、标准差的定义

方差的量纲是随机变量量纲的平方，这使得对方差的理解不够直观，为此引入标准差的概念，把它定义为方差的平方根，即

$$\sigma(X) = \sqrt{D(X)}$$

标准差在6西格玛管理中有非常重要的作用。

3、随机变量的标准化

1. 标准化变换公式

$$X^* = \frac{X - E(X)}{\sigma(X)}$$

X^* 称为 X 的**标准化随机变量**。

2. 标准化随机变量的均值和方差

$$E(X^*) = 0, \quad D(X^*) = 1$$



六、常用随机变量的期望和方差



常用分布的期望和方差

1、二项分布的期望和方差

设随机变量 $X \sim B(n, p)$ ，其概率函数为

$$p(x) = C_n^x p^x (1-p)^{n-x}, \quad x = 0, 1, \dots, n$$

可求得 X 的期望和方差如下：

$$E(X) = np, \quad D(X) = np(1-p)$$



2、泊松分布的期望和方差

设随机变量 $X \sim P(\lambda)$ ，其概率函数为

$$p(x) = \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!}, \quad x = 0, 1, \dots$$

可求得 X 的期望和方差如下：

$$E(X) = \lambda, \quad D(X) = \lambda$$

3、均匀分布的期望和方差

设随机变量 $X \sim U(a, b)$ ，其密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a \leq x \leq b \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

可求得 X 的期望和方差如下：

$$E(X) = \frac{a+b}{2}, \quad D(X) = \frac{(b-a)^2}{12}.$$

4、指数分布的期望和方差

设随机变量 $X \sim e(\lambda)$ ，其密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$$

可求得 X 的期望和方差如下：

$$E(X) = \frac{1}{\lambda}, \quad D(X) = \frac{1}{\lambda^2}$$

5、正态分布的期望和方差

设随机变量 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ，其密度函数为

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad -\infty < x < +\infty$$

可求得 X 的期望和方差如下：

$$E(X) = \mu, \quad D(X) = \sigma^2$$

6、常用分布的期望和方差

6、常用分布的期望和方差

分布名称 及记号	概率函数或概率密度	数学期望	方差
“0—1”分布	$p(x) = p^x q^{1-x}, x=0, 1.$ $(0 < p < 1, p + q = 1)$	p	pq
二项分布 $B(n, p)$	$p(x) = C_n^x p^x q^{n-x}, x=0, 1, \dots, n.$ $(0 < p < 1, p + q = 1)$	np	npq
超几何分布 $H(n, M, N)$	$p(x) = \frac{C_M^x C_{N-M}^{n-x}}{C_N^n},$ $x=0, 1, \dots, \min(n, M).$ $(0 \leq n \leq N, 0 \leq M \leq N)$	$\frac{nM}{N}$	$\frac{nM(N-M)(N-n)}{N^2(N-1)}$
泊松分布 $P(\lambda)$	$p(x) = \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!}, x=0, 1, 2, \dots.$ $(\lambda > 0)$	λ	λ

0

0.2

6、常用分布的期望和方差（续）

泊松分布 $P(\lambda)$	$p(x) = \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!}, x = 0, 1, 2, \dots,$ $(\lambda > 0)$	λ	λ
几何分布 $G(p)$	$p(x) = pq^{x-1}, x = 1, 2, 3, \dots,$ $(0 < p < 1, p + q = 1)$	$\frac{1}{p}$	$\frac{q}{p^2}$
均匀分布 $U(a, b)$	$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a \leq x \leq b; \\ 0, & x < a \text{ 或 } x > b. \end{cases}$	$\frac{a+b}{2}$	$\frac{(b-a)^2}{12}$
指数分布 $e(\lambda)$	$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0; \\ 0, & x \leq 0. \end{cases}$ $(\lambda > 0)$	$\frac{1}{\lambda}$	$\frac{1}{\lambda^2}$
正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$	$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}},$ $-\infty < x < +\infty.$ $(\sigma > 0)$	μ	σ^2



天津中德应用技术大学
Tianjin Sino-German University of Applied Sciences