

Lec-13. 期望

主讲教师：吴利苏 (wulisu@sdust.edu.cn)

主 页：wulisu.cn

样本空间 \Rightarrow 随机变量

样本空间 \Rightarrow 随机变量

- 分布函数, 分布律, 概率密度都能完整地描述随机变量, 但在实际问题中, 往往更关注能描述随机变量某一特征的常数. 例如, 运动员的平均身高, 期末考试的平均成绩等.

样本空间 \Rightarrow 随机变量 \Rightarrow 数字特征:

- 分布函数, 分布律, 概率密度都能完整地描述随机变量, 但在实际问题中, 往往更关注能描述随机变量某一特征的常数. 例如, 运动员的平均身高, 期末考试的平均成绩等.

样本空间 \Rightarrow 随机变量 \Rightarrow 数字特征:

- 分布函数, 分布律, 概率密度都能完整地描述随机变量, 但在实际问题中, 往往更关注能描述随机变量某一特征的常数. 例如, 运动员的平均身高, 期末考试的平均成绩等.

- 1. 概率平均: 期望
- 2. 偏离情况或聚散情况: 方差
- 3. 两个随机变量之间的关系: 协方差/相关系
- 4. 其他数字特征: 矩

主要内容

1. 离散型随机变量的数学期望
2. 连续型随机变量的数学期望
3. 随机变量函数的数学期望
4. 两个随机变量函数的数学期望
5. 期望的性质

引例

例 (分赌本问题)

A, B 两人赌技相同, 各出赌金 100 元, 并约定先胜三局者为胜, 取得全部赌金 200 元. 由于出现意外情况, 在 A 胜 2 局 B 胜 1 局时, 不得不终止赌博. 如果要分赌金, 该如何分配才算公平?

解: 因为最多再赌两局必分胜负. 三种情况:

(1) 第四局 A 胜, $p = \frac{1}{2}$;

(2) 第四局 B 胜, 第五局 A 胜, $p = \frac{1}{4}$;

(3) 第四局 B 胜, 第五局 B 胜, $p = \frac{1}{4}$;

A 获胜的可能性为 $\frac{3}{4}$, B 为 $\frac{1}{4}$.

解: 因为最多再赌两局必分胜负. 三种情况:

(1) 第四局 A 胜, $p = \frac{1}{2}$;

(2) 第四局 B 胜, 第五局 A 胜, $p = \frac{1}{4}$;

(3) 第四局 B 胜, 第五局 B 胜, $p = \frac{1}{4}$;

A 获胜的可能性为 $\frac{3}{4}$, B 为 $\frac{1}{4}$.

若设 X 为在 A 胜 2 局 B 胜 1 局的前提下, 继续赌下去 A 最终所得的赌金.

X	0	200
P	$\frac{1}{4}$	$\frac{3}{4}$

解: 因为最多再赌两局必分胜负. 三种情况:

(1) 第四局 A 胜, $p = \frac{1}{2}$;

(2) 第四局 B 胜, 第五局 A 胜, $p = \frac{1}{4}$;

(3) 第四局 B 胜, 第五局 B 胜, $p = \frac{1}{4}$;

A 获胜的可能性为 $\frac{3}{4}$, B 为 $\frac{1}{4}$.

若设 X 为在 A 胜 2 局 B 胜 1 局的前提下, 继续赌下去 A 最终所得的赌金.

X	0	200
P	$\frac{1}{4}$	$\frac{3}{4}$

A 期望所得的赌金为 X 的期望值为

$$200 \times \frac{3}{4} + 0 \times \frac{1}{4} = 150.$$

同理 B 期望所得为 50.

例

设某射击手在相同条件下, 瞄准靶子相继射击 90 次. (命中环数是一个随机变量)

X 命中环数	0	1	2	3	4	5
次数	2	13	15	10	20	30

问该射击手每次射击平均中靶多少环?

解:

$$\begin{aligned} & \frac{\text{平均射击环数}}{\text{射中靶的总环数}} \\ &= \frac{\text{总次数}}{0 \times 2 + 1 \times 13 + 2 \times 15 + 3 \times 10 + 4 \times 20 + 5 \times 30} \\ &= \frac{90}{90} \end{aligned}$$

解:

$$\begin{aligned}& \frac{\text{平均射击环数}}{\text{射中靶的总环数}} \\&= \frac{\text{总次数}}{0 \times 2 + 1 \times 13 + 2 \times 15 + 3 \times 10 + 4 \times 20 + 5 \times 30} \\&= \frac{90}{\sum \frac{k \cdot n_k}{n}} = \sum k \cdot \frac{n_k}{n} = \sum k \cdot P_k\end{aligned}$$

□

离散型随机变量的数学期望

定义

设 X 的分布律为 $P\{X = x_k\} = p_k, k = 1, 2, \dots$, 若级数 $\sum_{k=1}^{\infty} x_k p_k$ 绝对收敛, 则称级数

$$E(X) = \sum_{k=1}^{\infty} x_k p_k$$

为 X 的数学期望.

注

- (1) 级数的绝对收敛性保证了级数的和不随级数各项次序的改变而改变.
- (2) $E(X)$ 是一个实数, 表示一种**加权平均**, 与算术平均值不同.

加权平均

$$E = \sum_{k=1}^{\infty} x_k p_k = x_1 p_1 + x_2 p_2 + \cdots .$$

其中 $p_1 + p_2 + \cdots = 1$, $p_i \geq 0$.

算术平均

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^{\infty} x_k = \frac{1}{n} (x_1 + x_2 + \cdots + x_n).$$

连续型随机变量的数学期望

定义

设 X 的概率密度为 $f(x)$, 若积分 $\int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx$ 绝对收敛, 则称

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

为 X 的数学期望.

随机变量函数的分布

定理

设 Z 是 X 的函数. $Z = g(X)$,

(1) 若 X 是离散型的, $P\{X = x_k\} = p_k$, 则

$$E(Y) = E(g(X)) = \sum_{k=1}^{\infty} g(x_k) p_k.$$

(2) 若 X 是连续型的, $f(x)$, 则

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

随机变量函数的期望

注

- 求 $E(g(X))$ 和 $E(g(X, Y))$ 时, 不必算出 $g(X)$ 和 $g(X, Y)$ 的分布律或概率密度, 而只用 X 或 (X, Y) 的分布律或概率密度就可以.

随机变量函数的期望

注

- 求 $E(g(X))$ 和 $E(g(X, Y))$ 时, 不必算出 $g(X)$ 和 $g(X, Y)$ 的分布律或概率密度, 而只用 X 或 (X, Y) 的分布律或概率密度就可以.
- 2. 除特殊说明外, 均假设期望存在, (即满足绝对收敛条件).

两个随机变量函数的分布

定理

设 Z 是 X, Y 的函数. $Z = g(X, Y)$,

(1) 若 (X, Y) 是离散型的, $P\{X = x_k, Y = y_j\} = p_{ij}$, 则

$$E(Z) = E(g(X, Y)) = \sum_{i=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} g(x_i, y_j) p_{ij}.$$

(2) 若 (X, Y) 是连续型的, $f(x, y)$, 则

$$E(Z) = E(g(X, Y)) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} g(x, y) f(x, y) dx dy.$$

例

X	1	2
P	0.02	0.98

X 的算术平均值为 1.5, $E(X) = 1.98$.



例

X	1	2
P	0.02	0.98

X 的算术平均值为 1.5, $E(X) = 1.98$. □

- 当 X 取各个可能值是等概率分布时, 期望与算术平均值相等.

例

有两个相互独立工作的电子装置, 它们的寿命 (以 h 计) $X_k(k=1, 2)$ 服从同一指数分布,

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}} & x > 0; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases} \quad \theta > 0.$$

若将这两个电子装置串联连接组成整机, 求整机寿命 (以 h 计) N 的数学期望.

$$\text{解: } F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{x}{\theta}} & x > 0; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

$$\begin{aligned} F_{\min}(x) &= 1 - (1 - F(x))^2 \\ &= \begin{cases} 1 - e^{-\frac{2x}{\theta}} & x > 0; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases} \end{aligned}$$

$$f_{\min}(x) = \begin{cases} \frac{2}{\theta} e^{-\frac{2x}{\theta}} & x > 0; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

$$E(N) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_{\min}(x) dx = \int_0^{+\infty} \frac{2x}{\theta} e^{-\frac{2x}{\theta}} dx = \frac{\theta}{2}. \quad \square$$

例

按规定, 某车站每天8:00 ~ 9:00, 9:00 ~ 10:00 都恰有一辆客车到站, 但到站的时刻是随机的, 且两者到站的时刻是相互独立的. 其规律为

到站时刻	8:10	8:30	8:50
P	$\frac{1}{6}$	$\frac{3}{6}$	$\frac{2}{6}$
到站时刻	9:10	9:30	9:50
P	$\frac{1}{6}$	$\frac{3}{6}$	$\frac{2}{6}$

- (i) 一旅客 8:00 到达车站, 求他候车时间的数学期望.
- (ii) 一旅客 8:20 到达车站, 求他候车时间的数学期望.

解: (i) 设该旅客候车时间为 $X(\text{min})$

X	10	30	50
P	$\frac{1}{6}$	$\frac{3}{6}$	$\frac{2}{6}$

$$E(X) = 10 \times \frac{1}{6} + 30 \times \frac{3}{6} + 50 \times \frac{2}{6} = 33.33$$

(ii)

X	10	30	50	70	90
P	$\frac{3}{6}$	$\frac{2}{6}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{2}{36}$

$$E(X) = 10 \times \frac{3}{6} + 30 \times \frac{2}{6} + 50 \times \frac{1}{36} + 70 \times \frac{3}{36} + 90 \times \frac{2}{36} = 27.22.$$

□

例 (商店的销售策略)

某商店对某种家用电器的销售采用先使用后付款的方式, 记使用寿命为 X (以年计), 规定:

$X \leq 1$, 一台付款 1500 元;

$1 < X \leq 2$, 一台付款 2000 元;

$2 < X \leq 3$, 一台付款 2500 元;

$X > 3$, 一台付款 3000 元.

设 X 服从指数分布, $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{10} e^{-\frac{x}{10}} & x > 0; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$

试求该商店一台这种家用电器收费 Y 的数学期望.

解: 先求出 X 落在各个区间的概率.

$$P\{X \leq 1\} = \int_0^1 \frac{1}{10} e^{-\frac{x}{10}} = 1 - e^{-0.1} = 0.0952,$$

$$P\{1 < X \leq 2\} = \int_1^2 \frac{1}{10} e^{-\frac{x}{10}} = e^{-0.1} - e^{-0.2} = 0.0861,$$

$$P\{2 < X \leq 3\} = \int_2^3 \frac{1}{10} e^{-\frac{x}{10}} = e^{-0.2} - e^{-0.3} = 0.0779,$$

$$P\{X > 3\} = \int_3^{\infty} \frac{1}{10} e^{-\frac{x}{10}} = e^{-0.3} = 0.7408.$$

解: 先求出 X 落在各个区间的概率.

$$P\{X \leq 1\} = \int_0^1 \frac{1}{10} e^{-\frac{x}{10}} = 1 - e^{-0.1} = 0.0952,$$

$$P\{1 < X \leq 2\} = \int_1^2 \frac{1}{10} e^{-\frac{x}{10}} = e^{-0.1} - e^{-0.2} = 0.0861,$$

$$P\{2 < X \leq 3\} = \int_2^3 \frac{1}{10} e^{-\frac{x}{10}} = e^{-0.2} - e^{-0.3} = 0.0779,$$

$$P\{X > 3\} = \int_3^\infty \frac{1}{10} e^{-\frac{x}{10}} = e^{-0.3} = 0.7408.$$

Y	1500	2000	2500	3000
P	0.0952	0.0861	0.0779	0.7408

$$E(Y) = 2732.15.$$

□

例

设 $X \sim \pi(\lambda)$, 求 $E(X)$.

例

设 $X \sim \pi(\lambda)$, 求 $E(X)$.

解: $P\{X = k\} = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}, k = 0, 1, 2, \dots, \lambda > 0.$

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



例

$X \sim N(0, 1)$, 求 $E(X)$.

例

$X \sim N(0, 1)$, 求 $E(X)$.

解: $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}.$

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{x}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = 0.$$

□

例

$X \sim U(a, b)$, 求 $E(X)$.

例

$X \sim U(a, b)$, 求 $E(X)$.

$$\text{解: } f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & a < x < b; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

$$E(X) = \int_a^b \frac{x}{b-a} dx = \frac{a+b}{2}, (a, b) \text{ 的中点.}$$

□

例

$X = x_k$	-1	0	1	2
P_k	p_1	p_2	p_3	p_4

若 $Y = g(X) = X^2$, 求 $E(Y)$.

例

$X = x_k$	-1	0	1	2
P_k	p_1	p_2	p_3	p_4

若 $Y = g(X) = X^2$, 求 $E(Y)$.

解:

Y	1	0	4
P	$p_1 + p_3$	p_2	p_4

$$E(Y) = 1 \times (p_1 + p_3) + 0 \times p_2 + 4 \times p_4 = \sum_{k=1}^4 g(x_k) P\{X = x_k\} = p_1 + p_3 + 4p_4.$$

□

例
设

$X \backslash Y$	-1	0	1	$P\{X = x_i\}$
1	0.2	0.1	0.1	0.4
2	0.1	0	0.1	0.2
3	0	0.3	0.1	0.4
$P\{Y = y_j\}$	0.3	0.4	0.3	1

求 $E(X)$, $E(Y)$, $E(Y/X)$, $E[(X - Y)^2]$.

$$\text{解: } E(X) = 0.4 \times 1 + 0.2 \times 2 + 0.4 \times 3 = 2.$$

$$E(Y) = 0.3 \times (-1) + 0.4 \times 0 + 0.3 \times 1 = 0.$$

Y/X	-1	0	1	$-\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	$-\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$
P	0.2	0.4	0.1	0.1	0.1	0	0.1

$$E(Y/X) = -\frac{1}{15}$$

$(X - Y)^2$	4	1	0	9	4	1	16	9	4
P	0.2	0.1	0.1	0.1	0	0.1	0	0.3	0.1

$$[E(X - Y)^2] = 5.$$

□

例

设 (X, Y) 的概率密度,

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

求 $E(Y)$, $E(\frac{1}{XY})$.

例

设 (X, Y) 的概率密度,

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

求 $E(Y)$, $E(\frac{1}{XY})$.

$$\begin{aligned} \text{解: } E(Y) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} yf(x, y) dydx \\ &= \int_1^{+\infty} \int_{\frac{1}{x}}^x \frac{3}{2x^3y} dydx = \frac{3}{4}. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E(\frac{1}{XY}) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{xy} f(x, y) dydx \\ &= \int_1^{+\infty} \int_{\frac{1}{x}}^x \frac{3}{2x^4y^3} dydx = \frac{3}{5}. \end{aligned}$$



例

某公司计划开发一种新产品市场, 并试图确定该产品的产量. 他们估计出售一件产品可获利 m 元, 而积压一件将导致亏损 n 元. 他们预售销售量 Y 服从指数分布

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} e^{-\frac{y}{\theta}} & y > 0; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

$\theta > 0$, 问若要获得利润的期望最大, 应生产多少件产品 (m, n, θ 为已知)

解: 设生产 x 件, 则获利 Q 是 x 的函数,

$$Q = Q(x) = \begin{cases} mY - n(x - Y) & Y < x; \\ mx & Y \geq x, \end{cases}$$

Q 是随机变量, 它是 Y 的函数, 其数学期望为

$$\begin{aligned} E(Q) &= \int_0^\infty Q f_Y(y) dy \\ &= \int_0^x [my - n(x - y)] \frac{1}{\theta} e^{-y/\theta} dy + \int_x^\infty mx \frac{1}{\theta} e^{-y/\theta} dy \\ &= (m + n)\theta - (m + n)\theta e^{-x/\theta} - nx. \end{aligned}$$

$$E'(Q) = (m + n)e^{-x/\theta} - n = 0, \text{ 则 } x = -\theta \ln \frac{n}{m+n}.$$

$$\text{而 } E''(Q) = -\frac{m+n}{\theta} e^{-x/\theta} < 0,$$

故 $x = -\theta \ln \frac{n}{m+n}$ 为 $E(Q)$ 的极大值, 也是最大值. \square

期望的性质

性质（线性性质）

1. 设 C 是常数, 则 $E(C) = C$.
2. X 是一个随机变量, C 是常数, 则有 $E(CX) = CE(X)$.
3. X, Y 是两个随机变量, $E(X + Y) = E(X) + E(Y)$.

期望的性质

性质 (线性性质)

1. 设 C 是常数, 则 $E(C) = C$.
2. X 是一个随机变量, C 是常数, 则有 $E(CX) = CE(X)$.
3. X, Y 是两个随机变量, $E(X + Y) = E(X) + E(Y)$.

- 由 1-3 有

$$E(aX + bY + c) = aE(X) + bE(Y) + c.$$

- 可推广到有限个的线性组合

$$E(C_0 + \sum C_i X_i) = C_0 + \sum E(X_i).$$

期望的性质

性质（独立性前提下，满足可乘性）

4. X, Y 相互独立, 则有 $E(XY) = E(X)E(Y)$.

期望的性质

性质（独立性前提下，满足可乘性）

4. X, Y 相互独立, 则有 $E(XY) = E(X)E(Y)$.

- 可推广到任意有限个相互独立的随机变量之积.
 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立, 则

$$E\left(\prod_i X_i\right) = \prod_i E(X_i).$$

证明: 3.

$$\begin{aligned} E(X + Y) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} (x + y)f(x, y) dx dy \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x, y) dx dy + \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} yf(x, y) dx dy \\ &= E(X) + E(Y). \end{aligned}$$

证明: 3.

$$\begin{aligned} E(X + Y) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} (x + y)f(x, y) dx dy \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x, y) dx dy + \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} yf(x, y) dx dy \\ &= E(X) + E(Y). \end{aligned}$$

4.

$$\begin{aligned} E(XY) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xyf(x, y) dx dy \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xyf_X(x)f_Y(y) dx dy \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} xf_X(x) dx \int_{-\infty}^{+\infty} yf_Y(y) dy = E(X)E(Y) \end{aligned}$$

例

$X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 证 $E(X) = \mu$.

例

$X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 证 $E(X) = \mu$.

证: 令 $Z = \frac{X-\mu}{\sigma}$, 则 $Z \sim N(0, 1)$. $E(Z) = 0$.

$X = \mu + Z\sigma$, $E(X) = E(\mu + Z\sigma) = E(\mu) + E(\sigma Z) = \mu$.

□

例

$X \sim b(n, p)$, $0 < p < 1$, $n \geq 1$, 求 $E(X)$.

例

$X \sim b(n, p)$, $0 < p < 1$, $n \geq 1$, 求 $E(X)$.

解: 由题意知, X 可看成 n 重伯努利试验中 A 发生的次数,
 $P(A) = p$.

$$X_k = \begin{cases} 1 & A \text{ 第 } k \text{ 次发生;} \\ 0 & \text{未发生.} \end{cases} \quad k = 1, 2, \dots, n$$

于是 X_1, \dots, X_n 相互独立, 服从 $(0-1)$ 分布.

$$E(X_k) = p, \quad \forall k.$$

$$X = X_1 + \dots + X_n = \sum_{k=1}^n X_k.$$

$$E(X) = np.$$

□

以 n, p 为参数的二项分布的随机变量, 可理解为 n 个相互独立且服从以 p 为参数 $(0-1)$ 分布的随机变量.

例

一民航送客车载有 20 位旅客自机场开出, 旅客有 10 个车站可以下车. 如果到达一个车站没有旅客下车就不停车. 以 X 表示停车的次数. 求 $E(X)$. (设每位旅客在各个车站下车是等可能的, 并设各位旅客是否下车是相互独立的)

解. $X_i = \begin{cases} 0 & \text{第 } i \text{ 站没有人下车;} \\ 1 & i \text{ 站有人下车.} \end{cases} \quad i = 1, 2, \dots, 10$

则 $X = X_1 + \dots + X_{10}$.

任一旅客在第 i 站下车的概率为 $\frac{1}{10}$, 不下车 $\frac{9}{10}$, 则
20 位旅客有下车的概率 $1 - (\frac{9}{10})^{20}$.

$$E(X_i) = 1 - (\frac{9}{10})^{20}, \quad X \sim b(10, 1 - (\frac{9}{10})^{20}).$$

所以

$$E(X) = \sum_{i=1}^{10} E(X_i) = 10 \cdot \left(1 - (\frac{9}{10})^{20}\right). \quad \square$$

本题是将 X 分解成数个随机变量之和,

$$X = X_1 + \dots + X_n$$

然后由

$$E(X) = E(X_1) + \dots + E(X_n)$$

求得数学期望. 这种处理方法具有一定的普适性.

小结

- X 为离散型随机变量, 则 $E(X) = \sum_{k=1}^{\infty} x_k p_k$.
- X 为连续型随机变量, 则 $E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x) dx$.
- X 为离散型随机变量, 则 $Y = g(X)$ 的期望为

$$E(Y) = E(g(X)) = \sum_{k=1}^{\infty} g(x_k) p_k.$$

- X 为连续型随机变量, 则 $Y = g(X)$ 的期望为

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

- (X, Y) 为离散型随机变量, 则 $Z = g(X, Y)$ 的期望为

$$E(Z) = E(g(X, Y)) = \sum_{i=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} g(x_i, y_j) p_{ij}.$$

- (X, Y) 为连续型随机变量, 则 $Z = g(X, Y)$ 的期望为

$$E(Z) = E(g(X, Y)) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} g(x, y) f(x, y) dx dy.$$

- 线性性质: $E(aX + bY + c) = aE(X) + bE(Y) + c$.
- 独立条件下的可乘性质: X, Y 独立, 则 $E(XY) = E(X)E(Y)$.