AI 中的数学 第七、八讲

方聪, 概率统计部分参考章复熹和张原老师课件

2024 年秋季

- 1 多元随机变量
- 2 二元正态分布

方聪,概率统计部分参考章复熹和张原老师课件

AI 中的数学 2 / 33

3 / 33

- 1 多元随机变量
- 2 二元正态分布

AI 中的数学

- 例 1.3. 考察钢的硬度 X 与含碳量 Y, 含硫量 Z 之间的关系.
- 定义 1.1&1.1'. 设 X_1, \dots, X_n 是同一个概率空间 (Ω, \mathcal{F}, P) 上的随机变量,则称 $\xi = \vec{X} = (X_1, \dots, X_n) : \Omega \to \mathbb{R}^n, \omega \mapsto (X_1(\omega), \dots, X_n(\omega))$ 为 (Ω, \mathcal{F}, P) 上的 $(n \, \mathfrak{4})$ 随机向量 / 变量.
- 定义 1.2. n 维随机向量的函数指新变量 $Y = f(X_1, \dots, X_n)$, 其中 $f: \mathbb{R}^n \to \mathbb{R}$, $(x_1, \dots, x_n) \mapsto f(x_1, \dots, x_n)$.
- 例 1.6. 三维空间中的一个随机点 (X, Y, Z) 与原点的距离为

$$f(X, Y, Z) = \sqrt{X^2 + Y^2 + Z^2}.$$

n 维随机向量: 称 n 个随机变量 X_1, \dots, X_n 的整体 $\xi = (X_1, \dots, X_n)$ 为 n 维随机向量(或者 n 维随机变量),一维随机向量简称随机变量。

n 维随机变量数学上的精确定义: 设 $X_1 = X_1(\omega), \dots, X_n = X_n(\omega)$ 都是概率空间 (Ω, \mathcal{F}, P) 上的随机变量,则称

$$\xi = \xi(\Omega) \triangleq (X_1(\omega), \cdots, X_n(\omega))$$

为概率空间 (Ω, \mathcal{F}, P) 上的 n 维随机向 (\mathfrak{T}) 量。

例如,用炮弹向远处目标攻击,炮弹的落点用平面坐标系中的坐标表示为(X,Y),是一个二维随机向量。

随机向量的函数:设 $X_1 = X_1(\omega), \dots, X_n = X_n(\omega)$ 是 n 个随机变量, $f(x_1, \dots, x_n)$ 是 n 元实值函数,则称随机变量 $Y \triangleq f(x_1, \dots, x_n)$ 为随机变量 X_1, \dots, X_n 的函数 (即随机向量 (X_1, \dots, X_n) 的函数)。

6 / 33

离散型情形

§3.2 二维随机向量的联合分布与边缘分布,§3.7 条件分布

- 定义 2.1&2.2. 若 ξ = (X, Y) 取有限个或可列个"值"(二维向量), 则称 ξ 为离散型.
- ξ 是离散型当且仅当 X, Y 都是离散型.
- 定义 2.2. 设 X, Y 的可能值分别为 x_i, y_j, 则称

$$p_{ij} = P(X = x_i, Y = y_j), \quad i, j = 1, 2, \cdots$$

为 ξ 的联合分布(列).

• 联合分布列满足: $p_{ij} \ge 0, i, j = 1, 2, \cdots$ (非负性);

$$\sum_{i,j} p_{ij} = 1 \text{ (规范性)}.$$

- 定义 2.3. 设 ξ = (X, Y), 则 X 的分布称为 ξ 关于 X 的边缘分布, 关于 Y 的边缘分布类似.
- 例 2.5. $0 \leqslant \varepsilon \leqslant \frac{1}{4}$,

$$P(\xi = (0,0)) = P(\xi = (1,1)) = \frac{1}{4} + \varepsilon;$$

$$P(\xi = (0,1)) = P(\xi = (1,0)) = \frac{1}{4} - \varepsilon.$$

总有, $X, Y \sim B\left(1, \frac{1}{2}\right)$.

给定 j, 将

$$P(X = x_i | Y = y_j), i = 1, 2, \cdots$$

称为在 $Y = y_j$ 的条件下, X 的条件分布 (列); Y 的条件分布类似. (7.3)

● 联合分布列 ⇔ 边缘分布列、条件分布列.

例 2.2&2.3: 有大量粉笔, 含白、黄、红三种颜色, 比例分别为 p_1 , p_2 , p_3 . 从中抽取 n 支. 求: 恰好抽到 k_1 支白, k_2 支黄的概率.

- 设恰好抽到 X 支白, Y 支黄, 即求 (X, Y) = (k₁, k₂) 的概率.
- 可以理解为放回抽样, 连续抽取 n 次.
- 所求事件包含了

$$C_n^{k_1} C_{n-k_1}^{k_2} = \frac{n!}{k_1! k_2! (n-k_1-k_2)!}$$

个基本事件, 其中, 每一个的概率都为

$$p_1^{k_1}p_2^{k_2}p_3^{n-k_1-k_2}.$$

$$P(X = k_1, Y = k_2) = C_n^{k_1} C_{n-k_1}^{k_2} p_1^{k_1} p_2^{k_2} p_3^{n-k_1-k_2}.$$

例:有一大批量粉笔,其中60%是白的,25%是黄的,15%是红的,现从中随机的依次取出6支,问:其中恰有3支白色,1支黄色,2支红色的概率是多少?

例:有一大批量粉笔,其中 60% 是白的,25% 是黄的,15% 是红的,现从中随机的依次取出 6 支,问:其中恰有 3 支白色,1 支黄色,2 支红色的概率是多少?

$${X = 3, Y = 1}, \mathbb{P}{(X, Y) = (3, 1)}.$$

由三项分布, 概率可表示为

$$P((X,Y) = (3,1)) = \frac{6!}{3!1!2!} 0.6^3 \times 0.25 \times 0.15^2.$$

用组合数方法同样可以得到上述结果。

一般的,对于满足 $k_1 \ge 0, k_2 \ge 0$ 及 $k_1 + k_2 \le 6$ 的 k_1, k_2 ,由三项分布有

$$P((X,Y) = (k_1, k_2)) = \frac{6!}{k_1! k_2! (6 - k_1 - k_2)!} 0.6^{k_1} \times 0.25^{k_2} \times 0.15^{6 - k_1 - k_2}.$$

二维随机向量的边缘分布:对于二维随机向量 $\xi = (X,Y)$,分量 X 的概率分布称为 ξ 关于 X 的边缘分布,分量 Y 的概率分布称 为 ξ 关于 Y 的边缘分布。

二维随机向量 $\xi = (X, Y)$ 的两个边缘分布均由 ξ 的概率分布完

全确定。

例:从 1,2,3,4 中任取一数记为 X,再从 $1,\dots,X$ 中任取一数记为 Y,求 (X Y) 的联合分布列及 P(X = Y)。

解: 易知 X 的分布列为:

$$P(X = i) = \frac{1}{4}, \quad i = 1, 2, 3, 4.$$

显然, P(X = i, Y = j) = 0, j > i, i = 1, 2, 3, 4, 当 $1 \le j \le i \le 4$ 时, 由乘法公式得

$$P(X = i, Y = j) = P(X = i)P(Y = j|X = i) = \frac{1}{4} \times \frac{1}{i} = \frac{1}{4i}.$$

$$P(X = Y) = \sum_{i=1}^{N} P(X = Y = i) = \sum_{i=1}^{N} \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{4} \cdot \frac{2}{1} \cdot \frac{3}{4} \cdot \frac{4}{16} \cdot \frac{1}{16} \cdot \frac{1}{4} = \frac{25}{48}.$$

例:(对应郑书例 2.5)设随机变量 X 取值是 0 或 1,随机变量 Y 取值也是 0 或 1,且二维随机向量 (X,Y) 的概率分布是

$$\begin{split} P((X,Y) &= (0,0)) = \frac{1}{4} + \varepsilon, \quad P((X,Y) = (0,1)) = \frac{1}{4} - \varepsilon, \\ P((X,Y) &= (1,0)) = \frac{1}{4} - \varepsilon, \quad P((X,Y) = (1,1)) = \frac{1}{4} + \varepsilon, \\ \not \bot \, \psi \, \, 0 \leqslant \varepsilon \leqslant \frac{1}{4} \circ \end{split}$$

易知不同的 ε 对应不同的联合分布, 但是

$$P(X = 0) = P((X, Y) = (0, 0)) + P((X, Y) = (0, 1)) = \frac{1}{2},$$

$$P(X = 1) = P((X, Y) = (1, 0)) + P((X, Y) = (1, 1)) = \frac{1}{2}.$$

同理,

$$P(Y = 0) = P(Y = 1) = \frac{1}{2},$$

有无穷多个不同的联合分布具有相同的边缘分布。

2. 连续型情形

定义 2.4. 设 ξ = (X, Y). 若存在 p(x, y) 使得

$$P(\xi \in D) = \iint_D p(x, y) dx dy,$$

对任意开矩形 D 成立,则称 ξ 为连续型随机向量, 称 p(x,y) 为 ξ 的联合密度 (函数), 也记为 $p_{X,Y}(x,y)$.

• 联合密度满足:

$$p(x,y) \geqslant 0;$$
 $\iint_{\mathbb{R}^2} p(x,y) dx dy = 1.$

• * 对更一般的集合 D 都成立, 例如, D 是单位圆盘.

例: (对应郑书例 2.6) 设二维随机向量 $\xi = (X, Y)$ 的联合密度为

其中 c 是一个常数, 求:

(1) c 的值; (2) P(0 < X < 1, 0 < Y < 1).

解: (1) 由归一性知

$$1 = \int_0^{+\infty} \int_0^{+\infty} c e^{-(x+y)} dx dy = c \int_0^{+\infty} e^{-x} dx \cdot \int_0^{+\infty} e^{-y} dy$$

于是 c=1。

(2) 取
$$D = \{(x,y): 0 < x < 1, 0 < y < 1\}$$
, 由定义知

$$P(0 < X < 1, 0 < Y < 1) = \int_0^1 \int_0^1 e^{-(x+y)} dx dy$$
$$= \int_0^1 e^{-x} dx \cdot \int_0^1 e^{-y} dy = (1 - e^{-1})^2.$$

设 G 是平面上面积为 $a(0 < a < +\infty)$ 的区域,称二维随机向量 $\xi = (X, Y)$ 服从 G 上的均匀分布,若 $P((X, Y) \in G) = 1$,且 (X, Y) 取值属于 G 的任何部分 A (A 是 G 的子区域) 的概率与 A 的面积成正比。容易推知二维随机向量 $\xi = (X, Y)$ 有联合密 度为

$$p(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{a}, & (x,y) \in G, \\ 0, & \text{ \sharp te}, \end{cases}$$
 (1)

• 定理 2.1. 若 $\xi = (X, Y)$ 是连续型,则 X, Y 都是连续型,且

$$p_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} p_{X,Y}(x,y) dy, \quad p_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} p_{X,Y}(x,y) dx.$$

• 称 px(·) 与 py(·) 为 ξ 的边缘密度.

例 2.7. G 为由 $y = x^2$ 和 y = x 所围成的有限区域. $\xi \sim U(G)$. 求: ξ 的联合密度与边缘密度.

- *G* 的面积: $a = \int_0^1 x dx \int_0^1 x^2 dx = \frac{1}{6}$.
- 联合密度: $p(x,y) = 6, (x,y) \in G$.
- 边缘密度:

$$\begin{aligned} p_X(x) &= \int_{-\infty}^{\infty} p(x, y) dy = \int_{x^2}^{x} 6 dy = 6 \left(x - x^2 \right), & 0 < x < 1. \\ p_Y(y) &= \int_{-\infty}^{\infty} p(x, y) dx = \int_{y}^{\sqrt{y}} 6 dx = 6 \left(\sqrt{y} - y \right), & 0 < y < 1. \end{aligned}$$

注: X, Y 都取遍 (0,1), 但 ξ 不能取遍 (0,1) × (0,1).

例:设二维随机向量 $\xi = (X, Y)$ 有联合密度

$$p_1(x,y) = \frac{1}{2\pi} \exp\{-\frac{1}{2}(x^2 + y^2)\},\,$$

二维随机向量 $\eta = (U, V)$ 有联合密度

$$p_2(x,y) = \begin{cases} 2p_1(x,y), & xy \ge 0, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

则 X 与 U 有相同的分布密度, Y 与 V 有相同的分布密度。

一方面,当 $x \leq 0$ 时,

$$\int_{-\infty}^{+\infty} p_2(x,y) dy = \int_{-\infty}^{0} 2p_1(x,y) dy = \frac{1}{\pi} \int_{-\infty}^{0} e^{-(x^2 + y^2)/2} dy$$
$$= \frac{1}{\pi} e^{-x^2/2} \int_{-\infty}^{0} e^{-y^2/2} = \frac{1}{\pi} e^{-x^2/2} \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-y^2/2} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2}.$$

类似的, 当x > 0时,

$$\int_{-\infty}^{+\infty} p_2(x,y) dy = \int_0^{+\infty} 2p_1(x,y) dy$$
$$= \frac{1}{\pi} \int_0^{+\infty} e^{-(x^2 + y^2)/2} dy = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2}.$$

即,对一切
$$x$$
, $\int_{-\infty}^{+\infty} p_2(x,y) dy = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2}$ 。
同理,对一切 y , $\int_{-\infty}^{+\infty} p_2(x,y) dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-y^2/2}$ 。

• 定义 2.6, 例 2.8& 例 7.5. 若 $\xi = (X, Y)$ 的联合密度 p(x, y) 有如下表达式,则称 ξ 服从二维 (元) 正态分布.

$$\frac{1}{2\pi\sigma_{1}\sigma_{2}\sqrt{1-\rho^{2}}}\exp\left\{-\frac{u^{2}+v^{2}-2\rho uv}{2\left(1-\rho^{2}\right)}\right\},\label{eq:equation:equ$$

其中,

$$u = \frac{x - \mu_1}{\sigma_1}, \quad v = \frac{y - \mu_2}{\sigma_2},$$

有 5 个参数: $\mu_1, \mu_2 \in \mathbb{R}$,

$$\sigma_1, \sigma_2 > 0$$

$$\rho \in (-1, 1)$$

|一般二维随机向量及其联合分布函数:设 $\xi = (X, Y)$ 是二维随机 | 向量,则称

$$F(x,y) = P(X \leqslant x, Y \leqslant y) \quad (x, y \in \mathbb{R})$$

为 ξ 的分布函数。也称为(X,Y)的联合分布函数。

分布函数 F(x,y) 有以下性质:

- $(1) \ 0 \leqslant F(x,y) \leqslant 1;$
- (2) F(x,y) 是 x 的右连续增函数,也是 y 的右连续增函数;
- (3) $\lim_{x \to -\infty} F(x, y) = 0, \lim_{y \to -\infty} F(x, y) = 0;$
- (4) $\lim_{x\to+\infty} F(x,y) = P(Y\leqslant y), \lim_{y\to+\infty} F(x,y) = P(X\leqslant x);$
- (5) 对任何 $x_1 \leq x_2, y_1 \leq y_2$,有

$$F(x_2, y_2) - F(x_1, y_2) - F(x_2, y_1) + F(x_1, y_1) \ge 0.$$

关于性质
$$(5)$$
, 对一切 $x_1 \leqslant x_2, y_1 \leqslant y_2$, 有

$$P(x_1 < X \le x_2, y_1 < Y \le y_2)$$

$$= P(x_1 < X \le x_2, Y \le y_2) - P(x_1 < X \le x_2, Y \le y_1)$$

$$= P(X \le x_2, Y \le y_2) - P(X \le x_1, Y \le y_2)$$

$$- [P(X \le x_2, Y \le y_1) - P(X \le x_1, Y \le y_1)]$$

$$= F(x_2, y_2) - F(x_1, y_2) - [F(x_2, y_1) - F(x_1, y_1)]$$

由
$$P(x_1 < X \leq x_2, y_1 < Y \leq y_2) \ge 0$$
 知性质 (5) 成立。

若二维随机向量 $\xi = (X, Y)$ 有联合密度 p(x, y),则 ξ 的联合分布函数 F(x, y) 与联合密度 p(x, y) 有关系式

$$F(x,y) = \int_{-\infty}^{x} \int_{-\infty}^{y} p(u,v) du dv.$$
 (2)

例:设二维随机向量 (X,Y) 有密度函数

$$p(x,y) = \begin{cases} Ce^{-(2x+y)}, & x > 0, y > 0, \\ 0, & \text{#th.} \end{cases}$$

求 (1) 常数 C 的值; (2) 联合分布函数 F(x,y); (3) 概率 $P(X \leq Y)$ 。

例:设二维随机向量(X,Y)有密度函数

$$p(x,y) = \begin{cases} Ce^{-(2x+y)}, & x > 0, y > 0, \\ 0, & \text{ #.e.} \end{cases}$$

求 (1) 常数 C 的值; (2) 联合分布函数 F(x,y); (3) 概率 $P(X \leq Y)$ 。

解: (1) 由于

$$1 = C \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) dx dy = C \int_{0}^{+\infty} e^{-2x} dx \int_{0}^{+\infty} e^{-y} dy = \frac{C}{2}$$

得 C=2。

(2) 利用公式

$$\begin{split} F(x,y) &= \int_{-\infty}^{y} \int_{-\infty}^{x} p(t,r) dt dr \\ &= \left\{ \begin{array}{cc} \int_{0}^{y} \int_{0}^{x} 2e^{-2t-r} dt dr, & x > 0, y > 0, \\ 0, & & \sharp \, \&, \end{array} \right. \\ &= \left\{ \begin{array}{cc} (1 - e^{-2x})(1 - e^{-y}), & x > 0, y > 0, \\ 0, & & \sharp \, \&. \end{array} \right. \end{split}$$

(3) 设区域
$$G = \{(x,y)|x \leq y\}$$
,则
$$P(X \leq Y) = P((X,Y) \in G) = \iint_G p(x,y) dy dx$$
$$= \int_0^{+\infty} \int_x^{+\infty} 2e^{-2x-y} dy dx = \frac{2}{3}.$$

例:设(X,Y)的联合密度函数为

$$p(x,y) = \begin{cases} 1, & 0 < x < 1, |y| < x, \\ 0, & \text{ #b.} \end{cases}$$

求边际密度函数。

解:根据定义

$$p_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) dy = \begin{cases} \int_{-x}^{x} 1 dy = 2x & x \in (0, 1), \\ 0, & x \notin (0, 1). \end{cases}$$

$$p_{Y}(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) dx = \begin{cases} \int_{Y}^{1} 1 dx = 1 - y & y \in [0, 1), \\ \int_{-y}^{1} 1 dx = 1 + y, & y \in (-1, 0), \\ 0, & y \notin (-1, 1). \end{cases}$$

• 联合密度: $u = \frac{x - \mu_1}{\sigma_1}, v = \frac{y - \mu_2}{\sigma_2},$

$$\frac{1}{2\pi\sigma_{1}\sigma_{2}\sqrt{1-\rho^{2}}}\exp\left\{-\frac{u^{2}+v^{2}-2\rho uv}{2\left(1-\rho^{2}\right)}\right\}.$$

• 边缘密度: $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2), Y \sim N(\mu_2, \sigma_2)^2$. 例如,

$$\begin{split} p_X(x) &= \int_{-\infty}^{\infty} p(x,y) dy \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{2\pi\sigma_1 \sqrt{1 - \rho^2}} \exp\left\{ -\frac{(v - 2\rho u)^2 + (1 - \rho^2) u^2}{2(1 - \rho^2)} \right\} dv \\ &= \frac{1}{2\pi\sigma_1 \sqrt{1 - \rho^2}} e^{-\frac{(1 - \rho^2)u^2}{2(1 - \rho^2)}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left\{ -\frac{(v - 2\rho u)^2}{2(1 - \rho^2)} \right\} dv \\ &= \frac{1}{2\pi\sigma_1 \sqrt{1 - \rho^2}} e^{-\frac{1}{2}u^2} \sqrt{2\pi(1 - \rho^2)} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} e^{-\frac{(x - \mu_1)^2}{2\sigma_1^2}} \,. \end{split}$$

- 1 多元随机变量
- 2 二元正态分布

AI 中的数学 28 / 33

二维正态分布: 若 $\xi = (X, Y)$ 的联合密度 p(x, y) 有如下表达式,则称 ξ 服从二维 (π) 正态分布。

$$\frac{1}{2\pi\sigma_{1}\sigma_{2}\sqrt{1-\rho^{2}}}\exp\left\{-\frac{u^{2}+v^{2}-2\rho uv}{2(1-\rho^{2})}\right\},$$
 (3)

其中,

$$u = \frac{x - \mu_1}{\sigma_1}, \quad v = \frac{y - \mu_2}{\sigma_2},$$

共有 5 个参数: $\mu_1, \mu_2 \in \mathbb{R}$, $\sigma_1, \sigma_2 > 0$, $\rho \in (-1, 1)$

例:设二维随机向量 $\xi = (X, Y)$ 服从二维正态分布,试求出 X

的分布密度和 Y 的分布密度。

解:设X的分布密度为 $p_X(x)$,做变量代换 $v = \frac{y-\mu_2}{\sigma_2}$,得

$$\begin{split} & \rho_{X}(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} \rho(x,y) dy \\ & = \frac{1}{2\pi\sigma_{1}\sigma_{2}\sqrt{1-\rho^{2}}} \exp\left\{-\frac{1}{2(1-\rho^{2})} \left(\frac{x-\mu_{1}}{\sigma_{1}}\right)^{2}\right\} \\ & \cdot \int_{-\infty}^{+\infty} \exp\left\{-\frac{1}{2(1-\rho^{2})} \left[\left(\frac{y-\mu_{2}}{\sigma_{2}}\right)^{2} - 2\rho \frac{y-\mu_{2}}{\sigma_{2}} \frac{x-\mu_{1}}{\sigma_{1}}\right]\right\} dy \\ & = \frac{1}{2\pi\sigma_{1}\sqrt{1-\rho^{2}}} \exp\left\{-\frac{1}{2(1-\rho^{2})} \left(\frac{x-\mu_{1}}{\sigma_{1}}\right)^{2}\right\} \cdot \\ & \int_{-\infty}^{+\infty} \exp\left\{-\frac{1}{2(1-\rho^{2})} [v^{2} - 2\rho v \frac{x-\mu_{1}}{\sigma_{1}}]\right\} dv \end{split}$$

$$\begin{split} & \int_{-\infty}^{+\infty} \exp\left\{-\frac{1}{2\left(1-\rho^{2}\right)} \left[v^{2}-2\rho v \frac{x-\mu_{1}}{\sigma_{1}}\right]\right\} dv \\ & = \int_{-\infty}^{+\infty} \exp\left\{-\frac{1}{2\left(1-\rho^{2}\right)} \left[\left(v-\rho \frac{x-\mu_{1}}{\sigma_{1}}\right)^{2}-\rho^{2}\left(\frac{x-\mu_{1}}{\sigma_{1}}\right)^{2}\right]\right\} dv \\ & = \exp\left\{\frac{\rho^{2}}{2(1-\rho^{2})} \left(\frac{x-\mu_{1}}{\sigma_{1}}\right)^{2}\right\}. \\ & \int_{-\infty}^{+\infty} \exp\left\{-\frac{1}{2\left(1-\rho^{2}\right)} \left(v-\rho \frac{x-\mu_{1}}{\sigma_{1}}\right)^{2}\right\} dv \\ & = \exp\left\{\frac{\rho^{2}}{2(1-\rho^{2})} \left(\frac{x-\mu_{1}}{\sigma_{1}}\right)^{2}\right\} \sqrt{2\pi(1-\rho^{2})}. \end{split}$$

于是

$$p_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} \exp\left\{-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}\right\}.$$

同理知

$$\rho_Y(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_2} \exp\left\{-\frac{(y-\mu_2)^2}{2\sigma_2^2}\right\}.$$

这表明 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2), Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2).$

例: 假定 $(\xi_1, \xi_2) \sim N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$,试求 (ξ_1, ξ_2) 落在

$$D = \left\{ (x,y) \left| \left(\frac{x - \mu_1}{\sigma_1} \right)^2 - 2\rho \frac{(x - \mu_1)(y - \mu_2)}{\sigma_1 \sigma_2} + \left(\frac{y - \mu_2}{\sigma_2} \right)^2 \leqslant \lambda^2 \right\} \right.$$

内的概率。