Ch05: 多维随机变量及其数字特征

Operations on Multi-dimensional Random Variables – 2

November 15, 2023

引言

已知二维随机向量 (X,Y) 的概率分布, 求随机变量 (X,Y) 的函数 Z = g(X,Y) 的概率分布, 分离散和连续两种情况讨论.

离散型随机变量函数的分布

已知离散型随机向量 (X,Y) 的联合分布列, 求随机变量 Z = g(X,Y) 的分布列:

•根据 X, Y 的各种取值, 计算随机变量 Z 的取值;

Y	y_1	y_2	•••	y_n
x_1	$X = x_1, Y = y_1$	$X = x_1, Y = y_2$ $X = x_2, Y = y_2$ \vdots		$X = x_1, Y = y_n$
x_2	$X = x_2, Y = y_1$	$X = x_2, Y = y_2$		$X = x_2, Y = y_n$
:	:	:	٠	:
x_m	$X = x_m, Y = y_1$	$X = x_m, Y = y_2$	•••	$X = x_m, Y = y_n$

•对相同的 Z 值合并, 对应的概率相加.

离散型随机变量函数的分布——重要性质

• < 和函数 > Z = X + Y 的分布列为 $P(Z = X + Y = k) = \sum_{i=1}^{k} a_i b_{k-i}$.

- •二项分布之和是二项分布, 即 $Z = X + Y \sim B(n_1 + n_2, p)$.
- •泊松分布之和是泊松分布, 即 $Z = X + Y \sim P(\lambda_1 + \lambda_2)$.

连续型随机向量函数的分布

设二维连续型随机向量 (X,Y) 的联合概率密度为 f(x,y), 求随机变量 Z = g(X,Y) 的概率密度:

• 先计算分布函数 (积分区域)

$$F_Z(z) = P(Z \le z) = P(g(x, y) \le z) = \int \int_{g(x, y) \le z} f(x, y) dx dy$$

•对分布函数 $F_Z(z)$ 求导得到密度函数

$$f_Z(z) = F_Z'(z)$$

连续型随机变量函数的分布——重要性质

• < 求和基本公式 > Z = X + Y 的密度函数为

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, z - x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} f(z - y, y) dy$$

• < 和函数 + 独立性 > Z = X + Y 的密度函数为

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) f_Y(z - x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(z - y) f_Y(y) dy$$

- .均匀分布: 例 0.85.
- ·指数分布: 例 0.86.
- •正态分布之和是正态分布, 即 $X + Y \sim \mathcal{N}\left(\mu_1 + \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2\right)$
- < 乘/除法 > Z = XY 和 Z = Y/X 的概率密度分别为

$$f_{XY}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{|x|} f(x, \frac{z}{x}) dx \qquad f_{Y/X}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} |x| f(x, xz) dx$$

• < 最大值/最小值 > $Y = \max(X_1, ..., X_n)$ 和 $Z = \min(X_1, ..., X_n)$ 的分布函数分别为

$$\begin{cases} F_Y(y) = F_{X_1}(y) \ F_{X_2}(y) \ \dots \ F_{X_n}(y) \\ F_Z(z) = 1 \ - \ [1 - F_{X_1}(z)] \ [1 - F_{X_2}(z)] \ \dots \ [1 - F_{X_n}(z)] \end{cases}$$

• < 复合函数 > (u,v) = (u(x,y),v(x,y)) OR (x,y) = (x(u,v),y(u,v)), 则有

$$f_{UV}(u,v) = f_{XY}(x(u,v),y(u,v))|J|,$$

其中,J为变换的雅可比行列式,即

$$J = \left| \frac{\partial(x,y)}{\partial(u,v)} \right| = \left| \frac{\partial(u,v)}{\partial(x,y)} \right|^{-1} = \left| \frac{\partial u}{\partial x} \frac{\partial u}{\partial y} \right|^{-1},$$

例题补充: 例 0.90

例 0.90 设 X_1, X_2, X_3 相互独立, 并且有相同的概率分布

$$P(X_i = p) = p$$
, $P(X_i = 0) = 1 - p$, $i = 1, 2, 3$

考虑变量

$$Y_1 = \begin{cases} 1, & \ddot{\pi} X_1 + X_2 \ 0, & \ddot{\pi} X_1 + X_2 \ \end{pmatrix}$$
 $\ddot{\pi}$ $\ddot{\pi}$

求乘积变量 Y_1Y_2 的概率分布.

解答:例 0.90

题目: 如上所述.

解答:

- $Y_1, Y_2 \in \{0, 1\} \Rightarrow Y_1Y_2 \in \{0, 1\}$, 原问题转化为"求 $P(Y_1Y_2 = 1)$ 和 $P(Y_1Y_2 = 0)$ ".
- For the case of $Y_1Y_2 = 1$,

$$P(Y_1Y_2 = 1) = P(Y_1 = 1, Y_2 = 1)$$

= $P(\overline{X}_1 + X_2)$ 为奇数, 若 $X_2 + X_3$ 为奇数)
= $P(\{X_1 = 0, X_2 = 1, X_3 = 0\}) \cup \{X_1 = 1, X_2 = 0, X_3 = 1\})$ 事件不相容
= $P(\{X_1 = 0, X_2 = 1, X_3 = 0\}) + P(\{X_1 = 1, X_2 = 0, X_3 = 1\})$
= $P(X_1 = 0)P(X_2 = 1)P(X_3 = 0) + P(X_1 = 1)P(X_2 = 0)P(X_3 = 1)$
= $P(1 - p)^2 + P^2(1 - p)$.

• For the case of $Y_1Y_2 = 0$,

$$P(Y_1Y_2=1)=1-P(Y_1Y_2=0)=1-pq$$
.

例题补充:例 0.91

例 0.91 设系统 L 由两个相互独立的子系统 L_1 和 L_2 连接而成, 其连接的方式分别为 (1) 串联; (2) 并联. 设 L_1 和 L_2 的寿命分别为 X 和 Y, 已知它们的密度函数分别为

$$f_X(x) = \begin{cases} \alpha e^{-\alpha x}, & x > 0\\ 0, & x \le 0 \end{cases}$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} \beta e^{-\beta y}, & y > 0 \\ 0, & y \le 0 \end{cases}$$

其中 $\alpha > 0$, $\beta > 0$. 试分别就以上两种连接方式求系统 L 的寿命 Z 的密度函数.

解答:例 0.91

题目: 如上所述.

解答: 建模要点 - 串联和并联各代表何种运算?

• L_1 和 L_2 串联时, L 的寿命 $Z = \min(X, Y)$, 而 X 和 Y 的分布函数为

$$F_X(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\alpha x}, & x > 0 \\ 0, & x \le 0 \end{cases} \quad F_Y(y) = \begin{cases} 1 - e^{-\beta y}, & y > 0 \\ 0, & y \le 0 \end{cases}$$

由此 Z 的分布函数为

$$F_Z(z) = 1 - (1 - F_X(x))(1 - F_Y(y)) = \begin{cases} 1 - e^{-(\alpha + \beta)z}, & z > 0 \\ 0, & z \le 0 \end{cases}$$

于是 Z 的密度函数为

$$f_Z(z) = \begin{cases} (\alpha + \beta)e^{-(\alpha + \beta)z}, & z > 0\\ 0, & z \le 0 \end{cases}$$

• L_1 和 L_2 并联时, L 的寿命 $Z = \max(X, Y)$, 由此 Z 的分布函数为

$$F_Z(z) = F_X(x)F_Y(y) = \begin{cases} (1 - e^{-\alpha z})(1 - e^{-\beta z}), & z > 0\\ 0, & z \le 0 \end{cases}$$

于是 Z 的密度函数为

$$f_Z(z) = \begin{cases} \alpha e^{-\alpha z} + \beta e^{-\beta z} + (\alpha + \beta) e^{-(\alpha + \beta)z}, & z > 0 \\ 0, & z \le 0 \end{cases}$$

例题补充: 例 0.92

例 0.92 假设一电路装有 3 个同种电气元件, 其工作状态相互独立, 且无故障工作时间都服从参数为 $\lambda > 0$ 的指数分布 $e(\lambda)$. 当 3 个元件都无故障时, 电路正常工作, 否则整个电路都不能正常工作. 试求电路正常工作的时间 T 的概率分布.

解答:例 0.92

题目: 如上所述.

解答:

• 解法一, 以 X_i (i = 1, 2, 3) 表示第 i 个电气元件无故障工作的时间, 则 X_1, X_2, X_3 相互独立且同分布, 其分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & x \le 0 \end{cases}$$

设 G(t) 是 T 的分布函数, $T = \min\{X_1, X_2, X_3\}$. 当 $t \le 0$ 时, G(t) = 0. 当 t > 0, 有

$$G(t) = P\{T \le t\} = 1 - \{T > t\} = 1 - P\{X_1 > t, X_2 > t, X_3 > t\}$$
$$= 1 - P\{X_1 > t\}P\{X_2 > t\}P\{X_3 > t\} = 1 - [1 - F(t)]^3$$
$$= 1 - e^{-3\lambda x}$$

得知 Τ 服从参数为 3λ 的指数分布:

$$G(t) = \begin{cases} 1 - e^{-3\lambda t}, & t > 0 \\ 0, & t \le 0 \end{cases}$$

• 解法二, 本题也可以直接利用公式计算, 因为 X_1, X_2, X_3 相互独立且同分布, 而 $T = \min(X_1, X_2, X_3)$, 故

$$G(t) = 1 - [1 - F(t)]^3 = \begin{cases} 1 - e^{-3\lambda t}, & t > 0 \\ 0, & t \le 0 \end{cases}$$

例题补充: 例 0.93

例 0.93 假设一设备开机后无故障工作时间 X 服从指数分布, 平均无故障工作的时间 $\mathbb{E}(X)$ 为 5 小时. 设备定时开机. 出现故障时自动关机, 而在无故障的情况下工作 2 小时便关机. 试求该设备每次开机无故障工作的时间 Y 的分布函数 F(y).

解答:例 0.93

题目: 如上所述.

解答:

• 设 X 的分布参数为 λ . 由于 $\mathbb{E}(X) = \frac{1}{\lambda} = 5$, 可见 $\lambda = \frac{1}{5}$, 显然

$$Y = \min(X, 2)$$

对于 y < 0, F(y) = 0. 对于 $y \ge 2$, F(y) = 1. 设 $0 \le y < 2$, 有

$$F(y) = P\{Y \leq y\} = P\{\min(X,2) \leq y\}$$

于是 Y 的分布函数为

$$F(y) = \begin{cases} 0, & y < 0 \\ 1 - e^{-\frac{y}{5}}, & 0 \le y < 2 \\ 1, & y \ge 2 \end{cases}$$

例题补充: 例 0.94

例 0.94 设某班车起点站上客人数 X 服从参数为 λ ($\lambda > 0$) 的泊松分布,每位乘客在中途下车的概率为 p (0),且中途下车与否相互独立. 以 <math>Y 表示在中途下车的人数. 求:

- (1) 在发车时有n个乘客的条件下,中途有m人下车的概率;
- (2) 二维随机变量 (X,Y) 的概率分布.

解答:例 0.94

题目: 如上所述.

解答: 这是一个关于条件分布的例题.

•对于第1小题,有

$$P{Y = m \mid X = n} = C_n^m p^m (1 - p)^{n - m}, \quad 0 \le m \le n, n = 0, 1, 2, \dots$$

•对于第2小题,有

$$P\{X = n, Y = m\} = P\{Y = m \mid X = n\}P\{X = n\} = C_n^m p^m (1 - p)^{n - m} \cdot \frac{e^{-\lambda}}{n!} \lambda^n$$

其中, $0 < m < n, n = 0, 1, 2, \dots$

例题补充: 例 0.95

例 0.95 [h_0 8 加强题] 设某种型号的电子元件的寿命 (以小时计) 近似地服从 $\mathcal{N}(160, 20^2)$, 随机地选择 4 只. 求其中没有一只寿命小于 180 小时的概率.

解答:例 0.95

题目: 如上所述.

解答:

● 随机取 4 只, 记其寿命分别为: X₁, X₂, X₃, X₄. 这四个变量独立同分布, 即

$$X_i \sim \mathcal{N}(160, 20^2)$$
 $i = 1, 2, 3, 4$

- $i \exists X = \min\{X_1, X_2, X_3, X_4\}.$
- 所求问题可以转化为 $P(X \ge 180)$, 则有

$$P(X \ge 180) = [1 - F(180)]^4$$

$$= \left[1 - \Phi(\frac{180 - 160}{20})\right]^4$$

$$= (1 - 0.8413)^4$$

$$\approx 0.000634$$

多维随机变量的分布函数和密度函数

将二维随机向量及分布推广到多维随机向量,二维与多维随机变量没有本质性的区别,只是相关概念和结论的扩展.

定义 0.49 设 $(X_1, X_2, ..., X_n)$ 为 n 维随机向量, 对任意实数 $x_1, x_2, ..., x_n$, 函数

$$F(x_1, x_2, \dots, x_n) = P(X_1 \le x_1, X_2 \le x_2, \dots, X_n \le x_n)$$

称为n 维随机向量 $(X_1, X_2, ..., X_n)$ 的分布函数, 或随机变量 $X_1, X_2, ..., X_n$ 的联合分布函数. 若存在可积函数 $f(x_1, x_2, ..., x_n)$, 使得对任意实数 $x_1, x_2, ..., x_n$ 有

$$F(x_1, x_2, \dots, x_n) = \int_{-\infty}^{x_1} \int_{-\infty}^{x_2} \dots \int_{-\infty}^{x_n} f(u_1, u_2, \dots, u_n) du_1 du_2 \dots du_n,$$

则称 (X_1, X_2, \ldots, X_n) 为连续型随机向量, 称 $f(x_1, x_2, \ldots, x_n)$ 为n 维联合密度函数.

n 维联合密度函数的性质

- 非负性. 对任意实数 x_1, x_2, \ldots, x_n 有 $f(x_1, x_2, \ldots, x_n) \ge 0$;
- •规范性.

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \cdots \int_{-\infty}^{+\infty} f(u_1, u_2, \dots, u_n) \ du_1 du_2 \dots du_n = 1$$

• 连续性. 若 $f(x_1, x_2, ..., x_n)$ 在点 $(x_1, x_2, ..., x_n)$ 处连续,则有

$$\frac{\partial F(x_1, x_2, \dots, x_n)}{\partial x_1 \partial x_2 \dots \partial x_n} = f(x_1, x_2, \dots, x_n)$$

 \bullet 有界区域可积. 设 G 是 n 维空间的一片区域,则有

$$P((X_1, X_2, \dots, X_n) \in G) = \int \dots \int_G f(u_1, u_2, \dots, u_n) du_1 du_2 \dots du_n$$

多维随机变量的边缘分布函数和边缘密度函数

定义 **0.50** n 维随机向量 $(X_1, X_2, ..., X_n)$ 中任意 k $(k \le n)$ 个分量所构成的随机向量,它的分布函数和密度函数被称为 k 维边缘分布函数和 k 维边缘密度函数.

例如,随机向量 (X_1, X_2, \ldots, X_n) 前 k 维随机向量的边缘分布函数和边缘密度函数分布为

$$F_{X_1, X_2, \dots, X_k}(x_1, x_2, \dots, x_k) = P(X_1 \le x_1, X_2 \le x_2, \dots, X_k \le x_k)$$

$$= \lim_{\substack{x_{k+1} \to +\infty \\ x_n \to +\infty}} F(x_1, x_2, \dots, x_k)$$

$$f_{X_1, X_2, \dots, X_k}(x_1, x_2, \dots, x_k) = \int_{-\infty}^{+\infty} \dots \int_{-\infty}^{+\infty} f(u_1, \dots, u_k, u_{k+1}, \dots, u_n) \, du_{k+1} \dots du_n$$

多维随机变量的独立性

将二维随机向量及分布推广到多维随机向量,二维与多维随机变量没有本质性的区别,只是相关概念和结论的扩展.

定义 **0.51** 若随机向量 $(X_1, X_2, ..., X_n)$ 的联合分布函数 $F(x_1, x_2, ..., x_n)$ 满足

$$F(x_1, x_2, \dots, x_n) = F_{X_1}(x_1) F_{X_2}(x_2) \dots F_{X_n}(x_n)$$

则称 X_1, X_2, \ldots, X_n 相互独立. 若随机向量 $X = (X_1, X_2, \ldots, X_m)$ 和 $Y = (Y_1, Y_2, \ldots, Y_n)$ 的联合分布函数 $F(x_1, \ldots, x_m, y_1, \ldots, y_n)$ 满足

$$F(x_1, \ldots, x_m, y_1, \ldots, y_n) = F_X(x_1, \ldots, x_m) F_Y(y_1, \ldots, y_n)$$

则称随机向量 X 和 Y 相互独立.

多维正态分布

多维随机向量中最重要的常用是多维正态分布.

定义 0.52 给定一个向量 $\mu \in \mathbb{R}^n$ 和正定矩阵 $\Sigma \in \mathbb{R}^{n \times n}$, 对任意实数向量 $\mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_n)^{\mathsf{T}}$, 若随机向量 $X = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ 的密度函数为

$$f(\boldsymbol{x}) = (2\pi)^{-n/2} |\boldsymbol{\Sigma}|^{-1/2} \exp\left(-(\boldsymbol{x} - \boldsymbol{\mu})^{\top} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\boldsymbol{x} - \boldsymbol{\mu})/2\right)$$

则称随机向量 X 服从参数为 μ 和 Σ 的多维正态分布 (multivariate normal distribution), 记为 $X = (X_1, X_2, \ldots, X_n) \sim \mathcal{N}(\mu, \Sigma)$. 特别地, 当 n = 2 时, 二维随机变量 $(X, Y) \sim \mathcal{N}(\mu_x, \mu_y, \sigma_x^2, \sigma_y^2, \rho)$ 可以写成矩阵形式

$$oldsymbol{\mu} = egin{pmatrix} \mu_x \ \mu_y \end{pmatrix}$$
 for $oldsymbol{\Sigma} = egin{pmatrix} \sigma_x^2 &
ho\sigma_x\sigma_y \
ho\sigma_x\sigma_y & \sigma_y^2 \end{pmatrix}$

多维标准正态分布及标准化

回顾: 一维随机变量 $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$, 则

$$Y = (X - \mu)/\sigma \sim \mathcal{N}(0, 1) .$$

即正态变量都可以通过一个线性变换(标准化)化成标准状态变量.

定义 0.53 当 $\mu = \mathbf{0}_n$ (全为零的 n 维向量), 以及 $\Sigma = \mathbf{I}_n$ $(n \times n$ 单位阵) 时, 正态分布 $\mathcal{N}(\mathbf{0}_n, \mathbf{I}_n)$ 被称为 n 维标准正态分布.

定理 0.27 设 n 维随机向量 $X = (X_1, X_2, ..., X_n) \sim \mathcal{N}(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma})$,以及正定矩阵 $\boldsymbol{\Sigma}$ 的特征值分解 $\boldsymbol{\Sigma} = \boldsymbol{U}^{\top} \boldsymbol{\Lambda} \boldsymbol{U}$,则随机向量

$$Y = \mathbf{\Lambda}^{-1/2} \mathbf{U}(X - \boldsymbol{\mu}) \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}_n, \boldsymbol{I}_n)$$
.

Proof of Theorem 0.27

证明 根据 $Y = \Lambda^{-1/2}U(X - \mu)$ 可得 $X = U^{T}\Lambda^{1/2}Y + \mu$, 已知 X 的概率密度函数为

$$f_X(x) = (2\pi)^{-n/2} |\Sigma|^{-1/2} \exp(-(x-\mu)^{\mathrm{T}} \Sigma^{-1} (x-\mu)/2)$$
.

根据 n 维随机变量函数 (定理 5.10 的多维情况) 的概率密度公式有

$$f_Y(y) = f_X \left(U^{\mathrm{T}} \Lambda^{1/2} y + \mu \right) \left| U^{\mathrm{T}} \Lambda^{1/2} \right| ,$$

其中 $\mathbf{y} = (y_1, y_2, \dots, y_n)^{\mathrm{T}}$. 根据特征值分解 $\mathbf{\Sigma} = \mathbf{U}^{\mathrm{T}} \mathbf{\Lambda} \mathbf{U}$ 有

$$\left| U^{\mathrm{T}} \mathbf{\Lambda}^{1/2} \right| = |\mathbf{\Sigma}|^{1/2} ,$$

以及将 $x = U^{\mathrm{T}} \Lambda^{1/2} y + \mu$ 代入有

$$(x - \mu)^{\mathrm{T}} \Sigma^{-1} (x - \mu) = y^{\mathrm{T}} y$$
.

由此可得随机向量 $Y = \Lambda^{-1/2}U(X - \mu)$ 的密度函数为

$$f_Y(\boldsymbol{y}) = (2\pi)^{-n/2} \exp\left(-\boldsymbol{y}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{y}/2\right)$$
,

Proof of Theorem 0.27

• 随机向量 $X = (X_1, X_2, ..., X_n)$ 的密度函数为

$$f(\boldsymbol{x}) = (2\pi)^{-n/2} |\boldsymbol{\Sigma}|^{-1/2} \exp\left(-(\boldsymbol{x} - \boldsymbol{\mu})^{\top} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\boldsymbol{x} - \boldsymbol{\mu})/2\right)$$

•根据

$$Y = \mathbf{\Lambda}^{-1/2} \mathbf{U}(X - \boldsymbol{\mu}) = \mathbf{\Sigma}^{-1/2} (X - \boldsymbol{\mu})$$

则有

$$oldsymbol{y}^{ op}oldsymbol{y} = (oldsymbol{x} - oldsymbol{\mu})^{ op}oldsymbol{\Sigma}^{-1}(oldsymbol{x} - oldsymbol{\mu})$$

•带入,则有

$$f_Y \boldsymbol{y} = (2\pi)^{-n/2} \exp\left(-\boldsymbol{y}^{\top} \boldsymbol{y}/2\right)$$

多维正态分布的可加性

定理 0.28 [线性性] 随机向量 $X = (X_1, X_2, ..., X_n) \sim \mathcal{N}(\mu, \Sigma)$, 则有

$$Y = AX + b \sim \mathcal{N}(A\mu + b, A\Sigma A^{\top})$$

其中 $|\mathbf{A}| \neq 0$, $\mathbf{A} \in \mathbb{R}^{n \times n}$ 和 $\mathbf{b} \in \mathbb{R}^{n \times 1}$.

多维正态分布其他性质 - 该证明留作思考题

定理 0.29 设随机向量 $X = (X_1, X_2, \dots, X_n)^{\top}$ 和 $Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_m)^{\top}$,以及

$$\begin{pmatrix} X \\ Y \end{pmatrix} \sim \mathcal{N} \left(\begin{pmatrix} \boldsymbol{\mu_x} \\ \boldsymbol{\mu_y} \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \boldsymbol{\Sigma_{xx}} & \boldsymbol{\Sigma_{xy}} \\ \boldsymbol{\Sigma_{yx}} & \boldsymbol{\Sigma_{yy}} \end{pmatrix} \right),$$

则有

- 随机向量 X 和 Y 的边缘分布为 $X \sim \mathcal{N}(\mu_x, \Sigma_{xx})$ 和 $Y \sim \mathcal{N}(\mu_y, \Sigma_{yy})$
- 随机向量 X 和 Y 相互独立的充要条件是 $\Sigma_{xy} = \mathbf{0}_{m \times n}$ (元素全为零的 $m \times n$ 矩阵)
- 在X = x的条件下, 随机向量Y的分布

$$Y \mid X = x \sim \mathcal{N}(\mu_y + \Sigma_{yx}\Sigma_{xx}^{-1}(x - \mu_x), \Sigma_{yy} - \Sigma_{yx}\Sigma_{xx}^{-1}\Sigma_{xy})$$

• 在Y = y的条件下,随机向量X的分布

$$X \mid Y = y \sim \mathcal{N}(\mu_x + \Sigma_{xy}\Sigma_{yy}^{-1}(y - \mu_y), \Sigma_{xx} - \Sigma_{xy}\Sigma_{yy}^{-1}\Sigma_{yx})$$