

多维随机变量

对随机事件 $A, B, A_1, A_2, \cdots, A_n$, 以后用 $\{A, B\}$ 表示 AB , 用

$$\{A_1, A_2, \cdots, A_n\} \text{ means } \bigcap_{j=1}^n A_j$$

于是有

$$\{X \leqslant x, Y \leqslant y\} = \{X \leqslant x\} \cap \{Y \leqslant y\}$$

离散型随机向量

联合分布函数

对于随机变量 X_1, X_2, \cdots, X_m , 有

$$\{X_1 \leqslant x_1, X_2 \leqslant x_2, \cdots, X_m \leqslant x_m\} = \bigcap_{j=1}^m \{X_j \leqslant x_j\}$$

对于随机向量 (X, Y) , 称

$$F(x, y) = P(X \leqslant x, Y \leqslant y)$$

为 (X, Y) 的联合分布函数。

$F(x, y)$ 是 x (or y)的单调不减函数。

边缘分布函数

设 $F(x, y)$ 是 (X, Y) 的联合分布函数, 由于 $\{Y \leqslant \infty\}$ 和 $\{X \leqslant \infty\}$ 是必然事件, 所以 X, Y 分别有概率分布

$$\begin{aligned} F_X(x) &= P(X \leqslant x, Y \leqslant \infty) = F(x, \infty) \\ F_Y(y) &= P(X \leqslant \infty, Y \leqslant y) = F(\infty, y) \end{aligned}$$

这时称 X 的分布函数 $F_X(x)$, Y 的分布函数 $F_Y(y)$ 为 (X, Y) 的边缘分布函数。

独立性

设 X_1, X_2, \dots 是随机变量.

(1) 如果对任何实数 x_1, x_2, \cdots, x_n ,

$$P(X_1 \leqslant x_1, \dots, X_n \leqslant x_n) = P(X_1 \leqslant x_1) \dots P(X_n \leqslant x_n)$$

则称随机变量 X_1, X_2, \cdots, X_n 相互独立。

(2) 如果对任何 n , X_1, X_2, \cdots, X_n 相互独立, 则称随机变量序列 $\{X_j\} = \{X_j \mid j = 1, 2, \cdots\}$ 相互独立。

设随机向量 (X_1, X_2, \cdots, X_n) 有联合分布函数 $F(x_1, x_2, \cdots, x_n)$, X_i 有分布函数 $F_i(x_i)$. 根据独立性的定义知道, X_1, X_2, \cdots, X_n 相互独立的充分必要条件是对任何 (x_1, x_2, \cdots, x_n) , 有

$$F(x_1, x_2, \cdots, x_n) = F_1(x_1)F_2(x_2) \cdots F_n(x_n)$$

容易理解, 如果 S_1, S_2, \cdots, S_n 是 n 个独立进行的试验, X_i 是试验 S_i 下的随机变量, 则 X_1, X_2, \cdots, X_n 相互独立. 如果 S_1, S_2, \cdots 是独立 进行的试验, X_i 是试验 S_i 下的事件, 则 X_1, X_2, \cdots 相互独立.

离散型随机向量的边缘分布

设离散型随机向量 (X, Y) 有联合概率分布

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

则 X 和 Y 分别有概率分布

$$\begin{aligned} p_i &\equiv P(X = x_i) = \sum_{j=1}^{\infty} P(X = x_i, Y = y_j) = \sum_{j=1}^{\infty} p_{ij}, i \geqslant 1 \\ q_j &\equiv P(Y = y_j) = \sum_{i=1}^{\infty} P(X = x_i, Y = y_j) = \sum_{i=1}^{\infty} p_{ij}, j \geqslant 1 \end{aligned}$$

这时称 X 的分布 $\{p_i\}$, Y 的分布 $\{q_j\}$ 为 (X, Y) 的边缘分布.

【示例：三项分布】 设 A, B, C 是试验 S 的完备事件组, $P(A) = p_1, P(B) = p_2, P(C) = p_3$. 对试验 S 进行 n 次独立重复试 验时, 用 X_1, X_2, X_3 分别表示 A, B, C 发生的次数, 则 (X_1, X_2, X_3) 的联合分布是

$$P\left(X_1=i,X_2=j,X_3=k\right)=\frac{n!}{i!j!k!}p_1^ip_2^jp_3^k$$

其中 $i,j,k\geqslant 0,i+j+k=n$.

将 $1,2,\cdots,n$ 分成有次序的3组, 不考虑每组中元素的次序, 第 1, 2, 3 组分别有 i,j,k 个元素的不同结果共有

$$N=\frac{n!}{i!j!k!}$$

个。用第 l 个分组结果 $\{a_1,a_2,\cdots,a_i\}\equiv A_l,\{b_1,b_2,\cdots,b_j\}\equiv B_l,\{c_1,c_2,\cdots,c_k\}\equiv C_l$ 表示第 a_1,a_2,\cdots,a_i 次试验 A 发生, 第 b_1,b_2,\cdots,b_j 次试验 B 发生, 第 c_1,c_2,\cdots,c_k 次试验 C 发生, 则

$$P\left(A_lB_lC_l\right)=p_1^ip_2^jp_3^k,1\leqslant l\leqslant N$$

因为对于不同的 l , 事件 $A_lB_lC_l$ 互不相容, 所以得到

$$\begin{aligned}P\left(X_1=i,X_2=j,X_3=k\right)&=P\left(\bigcup_{l=1}^NA_lB_lC_l\right)\\&=\sum_{l=1}^NP\left(A_lB_lC_l\right)=\frac{n!}{i!j!k!}p_1^ip_2^jp_3^k\end{aligned}$$

连续型随机向量

联合密度函数

设 (X,Y) 是随机向量, 如果有 R^2 上的非负函数 $f(x,y)$ 使得对 R^2 的任何**长方形子集**

$$D=\{(x,y)\mid a<x\leqslant b,c<y\leqslant d\}$$

有

$$P((X,Y)\in D)=\iint_Df(x,y)\mathrm{d}x\,\mathrm{d}y$$

则称 (X,Y) 是连续型随机向量, 并称 $f(x,y)$ 是 (X,Y) 的联合概率密度。

示性函数

设 $f(x,y)$ 是 (X,Y) 的联合密度. 可以证明对 R^2 的**任何子区域** B , 有

$$\begin{aligned}P((X,Y)\in B)&=\iint_{R^2}\mathrm{I}[(x,y)\in B]f(x,y)\mathrm{d}x\,\mathrm{d}y\\&=\iint_Bf(x,y)\mathrm{d}x\,\mathrm{d}y\end{aligned}$$

其中

$$\mathrm{I}[(x,y)\in B]=\begin{cases}1,&\text{当}(x,y)\in B\\0,&\text{否则}\end{cases}$$

是集合 B 的示性函数, 也常简写成 $\mathrm{I}[B]$.

Fubini定理

设 D 是 R^2 子区域, 函数 $h(x,y)$ 在 D 中非负, 或 $|h(x,y)|$ 在 D 上的积分有限. 用 $\mathrm{I}[D]$ 表示 D 的示性函数, 则

$$\begin{aligned}\iint_Dh(x,y)\mathrm{d}x\,\mathrm{d}y&=\int_{-\infty}^{\infty}\left(\int_{-\infty}^{\infty}h(x,y)\mathrm{I}[D]\mathrm{d}y\right)\mathrm{d}x\\&=\int_{-\infty}^{\infty}\left(\int_{-\infty}^{\infty}h(x,y)\mathrm{I}[D]\mathrm{d}x\right)\mathrm{d}y\end{aligned}$$

定理给出了化二重积分为一元积分的方法。注意, 计算

$$\int_{-\infty}^{\infty}\left(\int_{-\infty}^{\infty}h(x,y)\mathrm{I}[D]\mathrm{d}y\right)\mathrm{d}x$$

时, 将 x 视为常数先对 y 积出 $\int_{-\infty}^{\infty}h(x,y)\mathrm{I}[D]\mathrm{d}y$, 然后再对 x 进行积分。

边缘密度函数

如果 $f(x,y)$ 是随机向量 (X,Y) 的联合密度, 则称 X,Y 各自的概率密度为 $f(x,y)$ 或 (X,Y) 的边缘密度, 下面计算 (X,Y) 的边缘密度。对任何 X , 从概率密度的定义和

$$\begin{aligned}P(X\leqslant x)&=P(X\leqslant x,Y<\infty)\\&=\int_{-\infty}^x\left(\int_{-\infty}^{\infty}f(x,y)dy\right)dx\end{aligned}$$

知 X 有边缘密度 (Y 的情形类似)

$$f_x(x)=\int_{-\infty}^{\infty}f(x,y)\mathrm{d}y$$

求解示例：二维均匀分布

设 D 是 R^2 的子区域, D 的面积 $m(D)$ 是正数。如果 (X,Y) 有联合密度

$$f(x,y)=\begin{cases}\frac{1}{m(D)}, & (x,y)\in D\\0, & (x,y)\notin D\end{cases}$$

则称 (X,Y) 在 D 上均匀分布, 记做 $(X,Y)\sim\mathcal{U}(D)$ 。

【例题】 设 (X,Y) 在单位圆 $D=\{(x,y)\mid x^2+y^2\leqslant 1\}$ 内均匀分布, 求 X 和 Y 的概率密度。

【解答】 用 $\mathrm{I}[D]$ 表示 D 的示性函数, 即

$$\mathrm{I}[D]=\mathrm{I}\left[x^2+y^2\leqslant 1\right]=\begin{cases}1, & \text{当 } x^2+y^2\leqslant 1\\0, & \text{否则}\end{cases}$$

则 (X,Y) 有联合密度 $f(x,y)=\frac{1}{\pi}\mathrm{I}[D]$ 。

X 只在 $[-1,1]$ 中取值, 用上一小节得到的公式来求: (Y 的情况类似, **注意要写范围**)

$$\begin{aligned}f_x(x)&=\int_{-\infty}^{\infty}f(x,y)\mathrm{d}y\\&=\frac{1}{\pi}\int_{-\infty}^{\infty}\mathrm{I}\left[x^2+y^2\leqslant 1\right]\mathrm{d}y\\&=\frac{1}{\pi}\int_{-\infty}^{\infty}\mathrm{I}\left[|y|\leqslant \sqrt{1-x^2}\right]\mathrm{d}y\\&=\frac{2}{\pi}\sqrt{1-x^2}, |x|\leqslant 1\end{aligned}$$

独立性

设 X,Y 分别有概率密度 $f_x(x),f_y(y)$ 。则 X,Y 独立的充分必要条件是随机向量 (X,Y) 有联合密度

$$f(x,y)=f_x(x)f_y(y)$$

【证明】 只需证明 $f(x,y)=f_x(x)f_y(y)\Leftrightarrow F(x,y)=F_x(x)F_y(y)$ 即可。

设 X 有概率密度 $f_x(x)$, 则 X 的取值范围是 $\{x\mid f_x(x)>0\}$ 。如果观测到 $X=x$, 则 $f_x(x)>0$ 。

设 (X,Y) 有联合密度 $f(x,y)$, 对于确定的 x , 已知 $X=x$ 时, Y 的取值范围是 $\{y\mid f(x,y)>0\}$ 。

如果 X,Y 独立, 则已知 $X=x$ 时, 可将 Y 的取值范围写成 $\{y\mid f_X(x)f_Y(y)>0\}=\{y\mid f_Y(y)>0\}$ 。

定理1

设 (X,Y) 是随机向量。已知 $X=x$ 时, 如果 Y 的取值范围和 x 有关, 则 X,Y 不独立。

定理2

若连续型随机向量 (X_1,\ldots,X_n) 的概率密度函数 $f(x_1,\ldots,x_n)$ 可表为 n 个函数 g_1,\ldots,g_n 之积, 其中 g_i 只依赖于 x_i , 即

$$f(x_1,\ldots,x_n)=g_1(x_1)\cdots g_n(x_n)$$

则 X_1,\ldots,X_n 相互独立, 且 X_i 的边缘密度函数 $f_i(x_i)$ 与 $g_i(x_i)$ 只相差一个常数因子。

离散型随机向量的函数

Possion分布的可加性

如果 X_1,X_2,\cdots,X_n 相互独立, $X_i\sim\mathcal{P}(\lambda_i)$, 则 $Z_n=X_1+X_2+\cdots+X_n\sim\mathcal{P}(\lambda_1+\lambda_2+\cdots+\lambda_n)$ 。

二项分布的可加性

如果 X_i 服从二项分布 $\mathcal{B}(m_i,p)$, X_1,X_2,\cdots,X_n 相互独立, 则它们的和 $Z_n=X_1+X_2+\cdots+X_n$ 服从二项分布 $\mathcal{B}(m_1+m_2+\cdots+m_n,p)$ 。

连续型随机向量的函数

设随机向量 (X,Y) 有联合密度 $f(x,y)$, $U=u(x,y)$ 是二元函数, 则 $U=u(X,Y)$ 是随机变量。于是可以研究 U 的概率密度的计算问题。

瑞利密度函数

设 X, Y 独立, 都服从标准正态分布 $N(0, 1)$, 求脱靶量 $R = \sqrt{X^2 + Y^2}$ 的概率密度。

【解】 (X, Y) 有联合密度

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

R 在 $(0, \infty)$ 中取值。定义 $D = \{(x, y) \mid x^2 + y^2 \leq r\}$ 。对 $r > 0$, 得到 R 的分布函数

$$\begin{aligned} F_R(r) &= P\left(\sqrt{X^2 + Y^2} \leq r\right) \\ &= \iint_D \frac{1}{2\pi} \exp\left(-\frac{x^2 + y^2}{2}\right) dx dy \\ &= \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} d\theta \int_0^r e^{-z^2/2} z dz \quad [\text{取 } x = z \cos \theta, y = z \sin \theta] \\ &= \int_0^r e^{-z^2/2} z dz \end{aligned}$$

$F_R(r)$ 连续, 求导得到 R 的概率密度

$$f_R(r) = re^{-r^2/2}, r > 0$$

称为瑞利概率密度。

$U = X + Y$ 的概率密度

设 (X, Y) 有联合密度 $f(x, y)$, 则 $U = X + Y$ 有概率密度

$$f_U(u) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, u - x) dx$$

当 X, Y 独立时, $U = X + Y$ 有概率密度

$$f_U(u) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) f_Y(u - x) dx$$

【解】对 $x > 0$, 利用 $I[x + y \leq u] = I[y \leq u - x]$ 得到

$$\begin{aligned} F_u(u) &= P(U \leq u) = P(X + Y \leq u) \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \left(\int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) I[x + y \leq u] dy \right) dx \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \left(\int_{-\infty}^{u-x} f(x, y) dy \right) dx. \end{aligned}$$

分布函数 $F_u(u)$ 是 u 的连续函数。对 u 求导数, 并让求导数穿过第一个积分号, 得到 U 的概率密度。

$V = X - Y$ 的概率密度

设 (X, Y) 有联合密度 $f(x, y)$, 则 $V = X - Y$ 有概率密度

$$f_V(v) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, x - v) dx$$

特别当 X, Y 独立时, $V = X - Y$ 有概率密度

$$f_V(v) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) f_Y(x - v) dx$$

微分形式的概率密度

如果平面的开集 D 使得 $P((X, Y) \in D) = 1$, 且 D 中的连续函数 $g(x, y)$ 使得

$$P(X = x, Y = y) = g(x, y) dx dy, (x, y) \in D$$

则

$$f(x, y) = g(x, y), (x, y) \in D$$

是 (X, Y) 的联合密度。

和一元情况相似, 在应用上述结论时, 要遵守以下约定:

- 只有在 $A = B$ 时, 才能写 $P(A) = P(B)$;
- 只有在 $A = \bigcup_{i=1}^n A_i$, 且 A_1, A_2, \dots, A_n 作为集合互不相交时, 才能写

$$P(A) = \sum_{i=1}^n P(A_i)$$

坐标变换

如果 $x = x(u, v), y = y(u, v)$ 在平面的开集 D 内有连续的偏导数, 并且雅可比行列式

$$J = \frac{\partial(x, y)}{\partial(u, v)} = \begin{vmatrix} \partial x / \partial u & \partial x / \partial v \\ \partial y / \partial u & \partial y / \partial v \end{vmatrix} \neq 0$$

则有

$$\mathrm{d} x \mathrm{~d} y=\left|\frac{\partial(x, y)}{\partial(u, v)}\right| \mathrm{d} u \mathrm{~d} v=|J| \mathrm{d} u \mathrm{~d} v, \quad(u, v) \in D$$

其中 $|J|$ 是 J 的绝对值。

设 (X, Y) 有联合密度 $f(x, y), (U, V)$ 由线性变换 $U=2 X-Y, V=2 X+3 Y$ 决定, 求 (U, V) 的联合密度。

【解】从 $u=2 x-y, v=2 x+3 y$ 解出 $x=(3 u+v) / 8, \quad y=(-u+v) / 4,$

并且 $J^{-1}=\frac{\partial(u, v)}{\partial(x, y)}=\left|\begin{array}{cc} 2 & -1 \\ 2 & 3 \end{array}\right|=8, \quad J=\frac{\partial(x, y)}{\partial(u, v)}=\frac{1}{8}$

对于 $(u, v),$ 从

$$\begin{aligned} P(U=u, V=v) &=P(2 X-Y=u, 2 X+3 Y=v) \\ &=P\left(X=\frac{3 u+v}{8}, Y=\frac{v-u}{4}\right) \\ &=f\left(\frac{3 u+v}{8}, \frac{v-u}{4}\right)|J| \mathrm{d} u \mathrm{~d} v \end{aligned}$$

得到 (U, V) 的联合密度

$$g(u, v)=\frac{1}{8} f\left(\frac{3 u+v}{8}, \frac{v-u}{4}\right)$$

二维正态分布

如果 Y_1, Y_2 **独立**, 都服从标准正态分布 $N(0, 1),$ 则 $Y = (Y_1, Y_2)$ 有联合密度

$$\varphi\left(y_1, y_2\right)=\frac{1}{2 \pi} \exp \left(-\frac{y_1^2+y_2^2}{2}\right)$$

这时称 $Y = (Y_1, Y_2)$ 服从**二维标准正态分布**, 记作 $Y \sim N(0, I)$ 。

设 $Y = (Y_1, Y_2)$ 服从二维标准正态分布 $N(0, I), ad-bc \neq 0.$ 定义

$$\begin{cases} X_1=a Y_1+b Y_2+\mu_1 \\ X_2=c Y_1+d Y_2+\mu_2 \end{cases}$$

则称 (X_1, X_2) 服从的分布为二维正态分布。

引入

$$\sigma_1=\sqrt{a^2+b^2}, \sigma_2=\sqrt{c^2+d^2}, \rho=(a c+b d) /\left(\sigma_1 \sigma_2\right)$$

则可以把 $\boldsymbol{X} = (X_1, X_2)$ 的联合密度写成 (略去推导)

$$f\left(x_1, x_2\right)=\frac{1}{2 \pi \sigma_1 \sigma_2 \sqrt{1-\rho^2}} \exp \left\{-\frac{1}{2\left(1-\rho^2\right)}\left[\frac{\left(x_1-\mu_1\right)^2}{\sigma_1^2}-\frac{2 \rho\left(x_1-\mu_1\right)\left(x_2-\mu_2\right)}{\sigma_1 \sigma_2}+\frac{\left(x_2-\mu_2\right)^2}{\sigma_2^2}\right]\right\}$$

因为中只有 5 个参数 $\mu_1, \mu_2 ; \sigma_1^2, \sigma_2^2 ; \rho,$ 所以又称 (X_1, X_2) 服从参数为 $\left(\mu_1, \mu_2 ; \sigma_1^2, \sigma_2^2 ; \rho\right)$ 的正态分布, 记做

$$\left(X_1, X_2\right) \sim N\left(\mu_1, \mu_2 ; \sigma_1^2, \sigma_2^2 ; \rho\right)$$

定理

如果 (X_1, X_2) 有上面的联合密度 $f(x_1, x_2),$ 则

- (1) $X_1 \sim N\left(\mu_1, \sigma_1^2\right), X_2 \sim N\left(\mu_2, \sigma_2^2\right) ;$
- (2) X_1, X_2 独立的充分必要条件是 $\rho=0 ;$
- (3) 当 $a_1 a_4-a_3 a_2 \neq 0,$ 随机向量 (Z_1, Z_2) 服从二维正态分布, 其中

$$\begin{cases} Z_1=a_1 X_1+a_2 X_2+c_1 \\ Z_2=a_3 X_1+a_4 X_2+c_2 \end{cases}$$

- (4) 线性组合 $Z_1=a_1 X_1+a_2 X_2+c_1$ 服从正态分布。

定理的推论

- 如果 $Y = (Y_1, Y_2)$ 服从二维标准正态分布 $N(0, I)$, $X_1 = Y_1 + bY_2, X_2 = -bY_1 + Y_2$, 则 X_1, X_2 独立, 都服从正态分布 $N(0, 1 + b^2)$;
- 如果 $Y = (Y_1, Y_2)$ 服从二维标准正态分布 $N(0, I)$, a, b 是不全为0的常数, 则线性组合 $X = aY_1 + bY_2 + c$ 服从正态分布;
- 如果 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2), Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 独立, 且 X, Y 独立, 常数 $a \neq 0$, 则线性组合 $U = aX + bY + c$ 服从正态分布。

条件分布

设 A, B 是事件, $P(A) > 0$ 。已知 A 发生的条件下, B 的条件概率是

$$P(B \mid A) = \frac{P(AB)}{P(A)}$$

以后称 $P(B \mid A)$ 是 $B \mid A$ 的概率。完全类似地, 如果随机变量 X 的取值是 x_1, x_2, \dots , 则称

$$h_i = P(X = x_i \mid A), i = 1, 2, \dots$$

为 $X \mid A$ 的概率分布。

【例题】设 (X, Y) 是离散型随机向量, 有联合分布

$$p_{ij} = P(X = x_i, Y = y_j) > 0, \quad i, j = 1, 2, \dots$$

对确定的 j , 计算 $X \mid \{Y = y_j\}$ 的分布; 对确定的 i , 计算 $Y \mid \{X = x_i\}$ 的分布。

【解答】 X, Y 分别有边缘分布

$$\begin{aligned} p_i &= P(X = x_i) = \sum_{j=1}^{\infty} p_{ij}, i = 1, 2, \dots \\ q_j &= P(Y = y_j) = \sum_{i=1}^{\infty} p_{ij}, j = 1, 2, \dots \end{aligned}$$

根据条件概率公式得到 $X \mid \{Y = y_j\}$ 的概率分布

$$P(X = x_i \mid Y = y_j) = \frac{p_{ij}}{q_j}, i = 1, 2, \dots$$

同理得到 $Y \mid \{X = x_i\}$ 的概率分布

$$P(Y = y_j \mid X = x_i) = \frac{p_{ij}}{p_i}, j = 1, 2, \dots$$

根据微分法知道, 已知 $Y = y$ 的条件下, X 有条件密度

$$f_{X|Y}(x \mid y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)}$$

以后称 $f_{X|Y}(x \mid y)$ 为 $X \mid \{Y = y\}$ 的概率密度。

$$\begin{aligned} P(X = x \mid Y = y) &= \frac{P(X = x, Y = y)}{P(Y = y)} \\ &= \frac{f(x, y) \mathrm{d}x \mathrm{d}y}{f_Y(y) \mathrm{d}y} \\ &= \frac{f(x, y)}{f_Y(y)} \mathrm{d}x. \end{aligned}$$

设随机向量 (X, Y) 有联合密度 $f(x, y)$, Y 有边缘密度 $f_Y(y)$ 。如果在 y 处 $f_Y(y) > 0$, 则称

$$F_{X|Y}(x \mid y) = P(X \leqslant x \mid Y = y) = \int_{-\infty}^x \frac{f(s, y)}{f_Y(y)} \mathrm{d}s, x \in R$$

为 $X \mid \{Y = y\}$ 的分布函数, 简称为**条件分布函数**。称

$$f_{X|Y}(x \mid y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)}, x \in R$$

为 $X \mid \{Y = y\}$ 的概率密度, 简称为**条件密度**。

根据上述定义, 可以得到条件密度和条件分布函数的关系如下:

如果 y 使得 $f_Y(y) > 0$, 则

$$F_{X|Y}(x \mid y) = P(X \leqslant x \mid Y = y) = \int_{-\infty}^x f_{X|Y}(s \mid y) \mathrm{d}s, x \in R$$

容易看出, X, Y 独立的充分必要条件是

$$F_{X|Y}(x \mid y) = F_X(x), f_{X|Y}(x \mid y) = f_X(x)$$

之一对所有的 x, y 成立。

【例题】设炮击的目标是 (μ_1, μ_2) ，弹落点的坐标 (X, Y) 服从正态分布 $N(\mu_1, \mu_2; \sigma_1^2, \sigma_2^2; \rho)$ ，有概率密度

$$f(x, y) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2(1-\rho^2)} \left[\frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} - \frac{2\rho(x-\mu_1)(y-\mu_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2} \right] \right\}$$

已知弹落点的纵坐标是 y 时，计算弹落点横坐标的概率密度。

【解答】对确定的 y ，需要计算 $X \mid \{Y = y\}$ 的概率密度 $f_{X|Y}(x \mid y)$ 。

定义

$$\mu_y = \mu_1 + \rho(\sigma_1/\sigma_2)(y - \mu_2), \sigma_y^2 = (1 - \rho^2)\sigma_1^2$$

用 $A(x) \propto B(x)$ 表示函数 $A(x)$ 和 $B(x)$ 相差一个常数因子。对于确定的 y ，作为 x 的函数，有

$$\begin{aligned} f_{x|Y}(x \mid y) &\propto f(x, y) \\ &\propto \exp \left\{ -\frac{1}{2(1-\rho^2)} \left[\frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} - \frac{2\rho(x-\mu_1)(y-\mu_2)}{\sigma_1\sigma_2} \right] \right\} \\ &\propto \exp \left\{ -\frac{1}{2(1-\rho^2)\sigma_1^2} \left[(x-\mu_1)^2 - 2\rho(\sigma_1/\sigma_2)(x-\mu_1)(y-\mu_2) \right] \right\} \\ &\propto \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma_y^2} [x - \mu_1 - \rho(\sigma_1/\sigma_2)(y - \mu_2)]^2 \right\} \\ &\propto \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_y} \exp \left[-\frac{(x - \mu_y)^2}{2\sigma_y^2} \right]. \end{aligned}$$

说明 $X \mid \{Y = y\}$ 服从正态分布 $N(\mu_y, \sigma_y^2)$ 。