

Introduction to mathematical statistics ゼミ

(第 3 回)

担当: 伊藤真道

7/31

3 Chap.3. Some Special Distributions

3.5 The Bivariate Normal Distribution / 二変量正規分布

以下の関数を考える.

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

但し, ここで, $-\infty < x < \infty, -\infty < y < \infty, -1 < \rho < 1, \sigma_1 > 0, \sigma_2 > 0$ である. この時点で, $\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho$ のような分布を特徴付けるパラメータは未知とする. 加えて, $f(x, y)$ が同時確率密度関数の性質を持つのかもわからないとする. 以下, 上記の設定のもとで,

1. $f(x, y)$ は同時密度関数
2. $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2), Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$
3. ρ は X, Y の相関係数

であることを示す.

このような形の同時密度関数は, 二変量正規分布の確率密度関数と呼ばれ, X, Y は二変量正規分布を持つという.

実のところ同時密度関数であるこの非負値関数 $f(x, y)$ は, 以下のように考えることができる. X の関数を

$$f_1(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy$$

と定義し, 2 変量正規分布の密度関数の指数部に注目すると,

$$\begin{aligned}
(\text{指数部}) &= \frac{1}{1-\rho^2} \left[\left(\frac{y-\mu_2}{\sigma_2} \right)^2 - 2\rho \left(\frac{x-\mu_1}{\sigma_1} \right) \left(\frac{y-\mu_2}{\sigma_2} \right) + \rho^2 \left(\frac{x-\mu_1}{\sigma_1} \right)^2 \right. \\
&\quad \left. - \rho^2 \left(\frac{x-\mu_1}{\sigma_1} \right)^2 + \left(\frac{x-\mu_1}{\sigma_1} \right)^2 \right] \\
&= \frac{1}{1-\rho^2} \left[\left\{ \left(\frac{y-\mu_2}{\sigma_2} \right) - \rho \left(\frac{x-\mu_1}{\sigma_1} \right) \right\}^2 + (1-\rho^2) \left(\frac{x-\mu_1}{\sigma_1} \right)^2 \right] \\
&= \frac{1}{1-\rho^2} \left[\left(\frac{y-\mu_2}{\sigma_2} \right) - \rho \left(\frac{x-\mu_1}{\sigma_1} \right) \right]^2 + \left(\frac{x-\mu_1}{\sigma_1} \right)^2 \\
&= \frac{1}{1-\rho^2} \left[\frac{y-\mu_2 + \rho \frac{\sigma_2}{\sigma_1} (x-\mu_1)}{\sigma_2} \right]^2 + \left(\frac{x-\mu_1}{\sigma_1} \right)^2 \\
&= \frac{1}{1-\rho^2} \left[\frac{y-b}{\sigma_2} \right]^2 + \left(\frac{x-\mu_1}{\sigma_1} \right)^2 \\
&\quad (b := \mu_2 + \rho \frac{\sigma_2}{\sigma_1} (x-\mu_1))
\end{aligned}$$

のように、 y に関する部分と関係しない部分に分割できる。よって、

$$f_1(x) = \frac{\exp[-(x-\mu_1)^2/2\sigma_1^2]}{\sqrt{2\pi\sigma_1^2}} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\exp[-(y-b)^2/[2\sigma_2^2(1-\rho^2)]]}{\sqrt{2\pi\sigma_2^2(1-\rho^2)}} dy$$

と表すことができる。積分記号の中は $N(b, \sigma_2^2(1-\rho^2))$ の確率密度関数だから、1 となる。以上から、

$$f_1(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1^2}} \exp\left[-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}\right], \quad -\infty < x < \infty$$

となる。さらに、この結果を利用して、

$$\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx dy = \int_{-\infty}^{\infty} f_1(x) dx = 1$$

が導かれることから、非負値関数 $f(x, y)$ は二つの連続型確率変数 X, Y の同時密度関数である。結果として、 $f_1(x)$ は X の周辺密度関数であることと、 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$ であることがわかる。同様の考え方で、 $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ であることもわかる。

さらに、上記の議論から、同時密度関数は、

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

と y に関係しない部分 ($=x$ のみの部分) と、 y に関係する部分の積として表すことができる。2 番目の因数は、 $X = x$ の元での Y の条件付き分布 $N(b = \mu_2 + \rho \frac{\sigma_2}{\sigma_1} (x-\mu_1), \sigma_2^2(1-\rho^2))$ を表している。二変量正規分布に関して、 $X = x$ のもとでの Y の条件付き期待値は、 x に対して線形であり、

$$E[Y|X = x] = \mu_2 + \rho \frac{\sigma_2}{\sigma_1} (x - \mu_1)$$

で与えられる。この線形な条件付き期待値の x の係数が、 $\rho(\sigma_2/\sigma_1)$ であることと、 σ_1, σ_2 のそれぞれが標準偏差を表していることから、 ρ は X, Y の相関係数を表している。

$Y|x$ の条件付き期待値が $\rho = 0$ でない限り、 x に依存するのに対して、条件付き分散 $\sigma_2^2(1-\rho^2)$

は依存しない。

以上の議論を X と Y を入れ替えて行うことで、

$$X|y \sim N(\mu_1 + \rho \frac{\sigma_1}{\sigma_2}(y - \mu_2), \sigma_1^2(1 - \rho^2))$$

であることも確認していただきたいです！お願いします！

jnotej

二変量正規分布の積率母関数は以下のようにして導出される．全ての実数 t_1, t_2 に対して、

$$\begin{aligned} M(t_1, t_2) &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} e^{t_1 x + t_2 y} dx dy \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} e^{t_1 x} f_1(x) \left[\int_{-\infty}^{\infty} e^{t_2 y} f(y|x) dy \right] dx \end{aligned}$$

が存在するとする． \square 中の積分は、 $Y|x$ の積率母関数を表す． $f(y|x)$ が $N(\mu_2 + \rho \frac{\sigma_2}{\sigma_1}(x - \mu_1), \sigma_2^2(1 - \rho^2))$ の密度関数であることから、

$$\int_{-\infty}^{\infty} e^{t_2 y} f(y|x) dy = \exp\{t_2(\mu_2 + \rho \frac{\sigma_2}{\sigma_1}(x - \mu_1)) + \frac{t_2^2 \sigma_2^2 (1 - \rho^2)}{2}\}$$

である．よって、 $M(t_1, t_2)$ は以下のようにかける．

$$\begin{aligned} M(t_1, t_2) &= \exp\{t_2(\mu_2 + \rho \frac{\sigma_2}{\sigma_1}(x - \mu_1)) + \frac{t_2^2 \sigma_2^2 (1 - \rho^2)}{2}\} \int_{-\infty}^{\infty} e^{t_1 x} f_1(x) dx \\ &= \exp\{t_2 \mu_2 - t_2 \rho \frac{\sigma_2}{\sigma_1} \mu_1 + \frac{t_2^2 \sigma_2^2 (1 - \rho^2)}{2}\} \int_{-\infty}^{\infty} \exp[(t_1 + t_2 \rho \frac{\sigma_2}{\sigma_1})x] f_1(x) dx \\ &= \exp\{t_2 \mu_2 - t_2 \rho \frac{\sigma_2}{\sigma_1} \mu_1 + \frac{t_2^2 \sigma_2^2 (1 - \rho^2)}{2}\} \exp[\mu_1(t_1 + t_2 \rho \frac{\sigma_2}{\sigma_1}) + \frac{\sigma_1^2 (t_1 + t_2 \rho \frac{\sigma_2}{\sigma_1})^2}{2}] \\ &= \exp[t_1 \mu_1 + t_2 \mu_2 + \frac{\sigma_1^2 t_1^2 + 2\rho \sigma_1 \sigma_2 t_1 t_2 + \sigma_1^2 \sigma_2^2}{2}] \end{aligned}$$

もし、積率母関数 $M(t_1, t_2)$ において、 $\rho = 0$ とおくならば、

$$\begin{aligned} M(t_1, t_2) &= \exp\left[t_1\mu_1 + t_2\mu_2 + \frac{\sigma_1^2 t_1^2 + \sigma_2^2 t_2^2}{2}\right] \\ &= \exp\left[t_1\mu_1 + \frac{\sigma_1^2 t_1^2}{2}\right] \exp\left[t_2\mu_2 + \frac{\sigma_2^2 t_2^2}{2}\right] \\ &= M(t_1, 0)M(0, t_2) \\ & (= M_X(t_1)M_Y(t_2)) \end{aligned}$$

のように、 X, Y の同時密度関数の積率母関数は、それぞれの周辺分布の積率母関数の積になる。よって、この場合 ($\rho = 0$ の場合)、 X, Y は独立であるとわかる (2-4. 独立性を参照)。逆に、 $M(t_1, t_2) = M(t_1, 0)M(0, t_2)$ が成立するとき、つまり、

$$\begin{aligned} M(t_1, t_2) &= \exp\left[t_1\mu_1 + t_2\mu_2 + \frac{\sigma_1^2 t_1^2 + 2\rho\sigma_1\sigma_2 t_1 t_2 + \sigma_2^2 t_2^2}{2}\right] \\ &= \exp\left[t_1\mu_1 + t_2\mu_2 + \frac{\sigma_1^2 t_1^2 + \sigma_2^2 t_2^2}{2}\right] \exp[\rho\sigma_1\sigma_2 t_1 t_2] \\ M(t_1, 0)M(0, t_2) &= \exp\left[t_1\mu_1 + \frac{\sigma_1^2 t_1^2}{2}\right] \exp\left[t_2\mu_2 + \frac{\sigma_2^2 t_2^2}{2}\right] \\ &= \exp\left[t_1\mu_1 + t_2\mu_2 + \frac{\sigma_1^2 t_1^2 + \sigma_2^2 t_2^2}{2}\right] \end{aligned}$$

が一致するとき、 $\exp[\rho\sigma_1\sigma_2 t_1 t_2] = 1$ であり、このことと、 $\sigma_1, \sigma_2 > 0$ であること、 $\forall t_1, t_2 \in \mathbb{R}$ に対して成り立つということから、 $\rho = 0$ であることも導かれる。以上を以下の定理としてまとめる。

定理 3.3. 確率変数 X, Y が二変量正規分布 $N((\mu_1, \mu_2)^T, \Sigma)$ に従うとする。但しここで、分散共分散行列 Σ は

$$\begin{aligned} \Sigma &= E[\{(X, Y) - (\mu_1, \mu_2)\}^T \{(X, Y) - (\mu_1, \mu_2)\}] \\ &= \begin{pmatrix} E[(X - \mu_1)^2] & E[(X - \mu_1)(Y - \mu_2)] \\ E[(X - \mu_1)(Y - \mu_2)] & E[(Y - \mu_2)^2] \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_1\sigma_2\rho \\ \sigma_1\sigma_2\rho & \sigma_2^2 \end{pmatrix} \end{aligned}$$

である。このとき、 $\rho = 0 \Leftrightarrow X \perp\!\!\!\perp Y$ が成立する。

これは、二変量正規分布に対しての性質であり、一般には、 $X \perp\!\!\!\perp Y \Rightarrow \rho = 0$ が成立しても、 $\rho = 0 \Rightarrow X \perp\!\!\!\perp Y$ が成立するとは限らない (Exercises2.18(c) を参照)、ということに注意されたい。
jnotej

