

第8講：確率変数の関数

平成16年12月8日

確率変数の関数：離散の場合

- X : 離散型確率変数
- $Y = g(X)$: 離散型確率変数
- $g^{-1}(y) = \{x | g(x) = y\}$
- Y の分布 :

$$\begin{aligned} P(Y = y) &= P[g(X) = y] \\ &= P[X \in g^{-1}(y)] \\ &= \sum_{x \in g^{-1}(y)} P(X = x) \end{aligned}$$

- X が一様分布

$$P(X = x) = \frac{1}{101}, \quad (x = 0, 1, 2, \dots, 100)$$

-

$$Y = g(X) = \begin{cases} 0 & \text{if } 0 \leq X < 60 \\ 1 & \text{if } 60 \leq X < 80 \\ 2 & \text{if } 80 \leq X \leq 100 \end{cases}$$

- $Y = g(X)$ の分布:

$$\begin{aligned} P(Y = 0) &= P(0 \leq X < 60) \\ &= \sum_{x=0}^{59} P(X = x) = \frac{60}{101} \\ P(Y = 1) &= \sum_{x=60}^{79} P(X = x) = \frac{20}{101} \\ P(Y = 2) &= \sum_{x=80}^{100} P(X = x) = \frac{21}{101} \end{aligned}$$

確率変数の関数：連続の場合

- X : 連続型確率変数で、密度関数 $f(x)$
- $Y = g(X)$: 微分可能な単調関数
- Y の密度関数 $h(y)$:

$$h(y) = \begin{cases} f[g^{-1}(y)] [g^{-1}(y)]' & g(x) : \text{単調増加} \\ -f[g^{-1}(y)] [g^{-1}(y)]' & g(x) : \text{単調減少} \end{cases}$$

ただし、 $x = g^{-1}(y)$ は $y = g(x)$ の逆関数

証明: 任意の $a, b \in R$ に対し

$$\begin{aligned} P[a \leq Y \leq b] &= P[a \leq g(X) \leq b] \\ &= P[g^{-1}(a) \leq X \leq g^{-1}(b)] \\ &= \int_{g^{-1}(a)}^{g^{-1}(b)} f(x) dx \\ &\stackrel{x=g^{-1}(y)}{=} \int_a^b f[g^{-1}(y)] [g^{-1}(y)]' dy \end{aligned}$$

- $X \sim N(\mu, \sigma^2)$
- $Y = aX + b, \quad (a \neq 0)$

$$\implies Y \sim N(a\mu + b, a^2\sigma^2)$$

解: $y = g(x) = ax + b$ から

$$x = \frac{y - b}{a}, \quad \frac{dx}{dy} = \frac{1}{a}$$

したがって、

$$\begin{aligned} f[g^{-1}(y)] \frac{dx}{dy} &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp \left\{ -\frac{[(y - b)/a - \mu]^2}{2\sigma^2} \right\} \frac{1}{|a|} \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma|a|} \exp \left\{ -\frac{[y - (a\mu + b)]^2}{2\sigma^2 a^2} \right\} \\ &= N(a\mu + b, a^2\sigma^2) \end{aligned}$$

- X の密度関数: $f(x)$
- $Y = X^2$ の密度関数: $g(y)$

$$g(y) = \begin{cases} \frac{1}{2\sqrt{y}} (f(\sqrt{y}) + f(-\sqrt{y})) & y > 0 \\ 0 & y \leq 0 \end{cases}$$

証明 $0 < a < b$ に対して

$$\begin{aligned} P(a < Y < b) &= P(a < X^2 < b) \\ &= P(\sqrt{a} < X < \sqrt{b}) + P(-\sqrt{b} < X < -\sqrt{a}) \\ &= \int_{\sqrt{a}}^{\sqrt{b}} f(x) dx + \int_{-\sqrt{b}}^{-\sqrt{a}} f(x) dx \\ &\stackrel{y=x^2}{=} \int_a^b f(\sqrt{y}) \frac{1}{2\sqrt{y}} dy + \int_b^a f(-\sqrt{y}) \frac{1}{-2\sqrt{y}} dy \\ &= \int_a^b \frac{1}{2\sqrt{y}} (f(\sqrt{y}) + f(-\sqrt{y})) dy \end{aligned}$$

2つの確率変数の関数：離散の場合

- X, Y : 離散型確率変数
- (X, Y) : 同時分布 $p(x, y)$

$$p(x, y) = P(X = x, Y = y)$$

- $Z = \psi(X, Y)$ の分布：

$$\begin{aligned} P(Z = z) &= P[\psi(X, Y) = z] \\ &= \sum_{(x, y) \in D} p(x, y) \end{aligned}$$

ただし、

$$D = \{(x, y) | \psi(x, y) = z\}$$

- $X \sim \text{Bi}(m, p), Y \sim \text{Bi}(n, p)$
- X, Y : 独立
- $Z = X + Y \sim \text{Bi}(m + n, p)$

証明 恒等式 ${}_{m+n}C_z = \sum_{x+y=z} {}_mC_x \cdot {}_nC_y$ に注意すると、

$$\begin{aligned} P(Z = z) &= P(X + Y = z) \\ &= \sum_{x+y=z} P(X = x) P(Y = y) \\ &= \sum_{x+y=z} {}_mC_x \cdot {}_nC_y p^{x+y} (1-p)^{m+n-(x+y)} \\ &= p^z (1-p)^{m+n-z} \sum_{x+y=z} {}_mC_x \cdot {}_nC_y \\ &= {}_{m+n}C_z p^z (1-p)^{m+n-z} \end{aligned}$$

積率母関数の性質：

定理 1 $M(t)$ がある確率分布の積率母関数とするとき、 $M(t)$ を積率母関数とするような確率分布はただ 1 つしかない。

例：二項分布の再生性

$X \sim \text{Bi}(m, p)$, $Y \sim \text{Bi}(n, p)$ で、また X と Y が独立ならば、 $X + Y$ も二項分布に従う。

証明 X, Y が独立のとき

$$\begin{aligned} M_{X+Y}(t) &= E(e^{(X+Y)t}) \\ &= E(e^{Xt} e^{Yt}) \\ &= E(e^{Xt}) E(e^{Yt}) \\ &= M_X(t) M_Y(t) \end{aligned}$$

に注意すると、

$$\begin{aligned} M_{X+Y}(t) &= M_X(t) M_Y(t) \\ &= (pe^t + 1 - p)^m (pe^t + 1 - p)^n \\ &= (pe^t + 1 - p)^{m+n} \end{aligned}$$

従って、 $X + Y \sim \text{Bi}(m + n, p)$

例：ポアソン分布の再生性

$X \sim \text{Po}(\lambda_1)$, $Y \sim \text{Po}(\lambda_2)$ で、また X と Y が独立ならば、 $X + Y$ もポアソン分布に従う。

証明 X と Y の独立性から

$$\begin{aligned} M_{X+Y}(t) &= M_X(t) M_Y(t) \\ &= e^{\lambda_1(e^t-1)} e^{\lambda_2(e^t-1)} \\ &= e^{(\lambda_1+\lambda_2)(e^t-1)} \end{aligned}$$

従って、

$$X + Y \sim \text{Po}(\lambda_1 + \lambda_2)$$

例：正規分布の再生性

$X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$, $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ で、また X と Y が独立ならば、 $X + Y$ も正規分布に従う。

証明 X と Y の独立性から

$$\begin{aligned} M_{X+Y}(t) &= M_X(t) M_Y(t) \\ &= \exp\left\{\mu_1 t + \frac{\sigma_1^2 t^2}{2}\right\} \exp\left\{\mu_2 t + \frac{\sigma_2^2 t^2}{2}\right\} \\ &= \exp\left\{(\mu_1 + \mu_2)t + \frac{(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)t^2}{2}\right\} \end{aligned}$$

従って、

$$X + Y \sim N(\mu_1 + \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$$