

1.6 積率と積率母関数

定義 1.16 正の各整数 n に対して, $\mathbb{E}[|X|^n] < \infty$ のとき,

$$\mu'_n = \mathbb{E}[X^n]$$

を X の n 次の積率という. さらに,

$$\mu_n = \mathbb{E}[(X - \mu)^n]$$

を中心まわりの n 次の積率という. ただし, $\mu = \mathbb{E}[X]$ である.

定義 1.17 X の中心まわりの 2 次の積率を分散といい, $\text{VAR}[X]$ と書く. すなわち, $\text{VAR}[X] = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2]$ である.

注意 1.9 $\mathbb{E}[X^2] < \infty$ ならば, $\mathbb{E}[|X|] < \infty$ であることに注意せよ. これは Hölder の不等式からわかる. 以下では直接的に確認する. 簡単なために, X を連続型確率変数とし, 確率密度関数 $f_X(x)$ を持つとして議論を進める.

$$\mathbb{E}[|X|] = \int_{-\infty}^{\infty} |x|f_X(x) dx = \int_{-\infty}^{-1} |x|f_X(x) dx + \int_{-1}^1 |x|f_X(x) dx + \int_1^{\infty} |x|f_X(x) dx$$

となる. $x \leq -1$ または $x \geq 1$ のときは, $|x|f_X(x) \leq x^2 f_X(x)$ となり, $-1 \leq x \leq 1$ のときは $|x|f_X(x) \leq f_X(x)$ となることに注意すれば,

$$\mathbb{E}[|X|] \leq \int_{-\infty}^{-1} x^2 f_X(x) dx + \int_{-1}^1 f_X(x) dx + \int_1^{\infty} x^2 f_X(x) dx \leq \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f_X(x) dx + \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx = \mathbb{E}[X^2] + 1 < \infty$$

がわかる.

定理 1.7 (分散の性質) (i) $\text{VAR}[a + bX] = b^2 \text{VAR}[X]$. ただし, a, b は定数である.

(ii) $\text{VAR}[X] = \mathbb{E}[X^2] - \{\mathbb{E}[X]\}^2$

(iii) $\text{VAR}[X] = 0 \implies P(X = \mathbb{E}[X]) = 1$

証明

□

定義 1.18 ある正の数 t_0 が存在して, すべての $t \in (-t_0, t_0)$ に対し, e^{tX} の期待値が存在するならば, X の積率母関数を

$$M_X(t) = \mathbb{E}[e^{tX}], \quad t \in (-t_0, t_0)$$

で定義する. このような t_0 が存在しないとき, X の積率母関数は存在しないという.

定理 1.8 (積率母関数の性質) $M_X(t)$ を X の積率母関数とする. このとき, 正の整数 n に対して

$$\mathbb{E}[X^n] = \left. \frac{d^n}{dt^n} M_X(t) \right|_{t=0}$$

となる.

証明 X が連続型の場合のみを示す．微分記号と積分記号の交換が可能であると仮定すれば，

$$\begin{aligned}\frac{d}{dt}M_X(t) &= \frac{d}{dt} \int_{-\infty}^{\infty} e^{tx} f_X(x) dx \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \left(\frac{d}{dt} e^{tx} \right) f_X(x) dx \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} (x e^{tx} f_X(x)) dx = \mathbb{E}[X e^{tX}]\end{aligned}$$

したがって

$$\left. \frac{d}{dt} M_X(t) \right|_{t=0} = \mathbb{E}[X e^{tX}] \Big|_{t=0} = \mathbb{E}[X]$$

□

例 1.7 X の確率分布は

X の取る値	0	1	合計
確率	1/2	1/2	1

とする．このとき， $t \in \mathbb{R}$ に対し

$$M_X(t) = \mathbb{E}[e^{tX}] = 1 \times f_X(0) + e^t \times f_X(1) = \frac{1}{2}(1 + e^t)$$

となる．よって

$$\mathbb{E}[X] = \left. \frac{d}{dt} M_X(t) \right|_{t=0} = \left. \frac{1}{2} e^t \right|_{t=0} = \frac{1}{2}$$

となる． X の分散は

$$\text{VAR}[X] = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2] = (0 - \frac{1}{2})^2 \times f_X(0) + (1 - \frac{1}{2})^2 \times f_X(1) = \frac{1}{4}$$

となる．一方，

$$\mathbb{E}[X^2] = \left. \frac{d^2}{dt^2} M_X(t) \right|_{t=0} = \left. \frac{1}{2} e^t \right|_{t=0} = \frac{1}{2}$$

より

$$\text{VAR}[X] = \mathbb{E}[X^2] - \{\mathbb{E}[X]\}^2 = \frac{1}{2} - \left(\frac{1}{2}\right)^2 = \frac{1}{4}$$

となる．

命題 1.7 確率変数 X と Y の分布関数を $F_X(\cdot)$ と $F_Y(\cdot)$ とする．ある正の整数 t_0 が存在して，すべての $t \in (-t_0, t_0)$ に対し， X と Y の積率母関数 $M_X(t)$ と $M_Y(t)$ が存在して， $M_X(t) = M_Y(t)$ ならば，すべての $x \in \mathbb{R}$ に対して $F_X(x) = F_Y(x)$ である．

証明 証明は略．

□