

# 第 1 章「確率変数と確率分布」

## 1 . 確率変数 ( Random Variable )

$X = X(\omega) : \Omega \rightarrow R^1$ への可測写像

- ・ 離散的 (discrete) な場合と連続的 (continuous) な場合がある .

## 2 . 分布関数 ( Distribution Function )

確率変数  $X$  が離散 , 連続いずれの場合でも , 任意の実数  $x$  に対して

$$F(x) = P(X \leq x) = P(\omega \in \Omega : X(\omega) \leq x)$$

が定義される . これを確率変数  $X$  の分布関数という .

- ・ 分布関数の性質

(D1) 任意の  $x$  に対して  $0 \leq F(x) \leq 1$  であり , かつ ,

$$F(-\infty) = 0, \quad F(+\infty) = 1$$

(D2) 単調非減少 , すなわち ,  $x < y$  ならば  $F(x) \leq F(y)$

(D3) 右連続 , すなわち , 任意の  $x$  に対して  $F(x) = F(x+)$  である . しかし , 必ずしも左連続ではない .

## 3 . 確率関数と密度関数 ( Probability and Density Functions )

- ・ 確率関数 ( 離散的な確率変数に対して定義 )

$$P(X = x) = P(X \leq x) - P(X < x)$$

- ・ 確率関数  $P(X = x)$  の性質

任意の  $x$  に対して  $P(X = x) \geq 0$  , かつ  $\sum_x P(X = x) = 1$

- ・ 密度関数 ( 連続的な確率変数に対して定義 )

$$f(x) = \frac{dF(x)}{dx} = F'(x)$$

(注) 連続的な場合には ,

$$P(X = x) = 0 \quad (\text{任意の実数 } x \text{ に対して})$$

である。したがって、確率関数は無意味となる。

・密度関数の意味合い

$$f(x) = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{F(x+h) - F(x)}{h} = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{P(x < X < x+h)}{h}$$

より、 $h$  が微小のとき、 $P(x < X < x+h) \cong h \times f(x)$  (底辺  $\times$  高さ) である。

・密度関数による確率計算

$$P(a < X < b) = P(a \leq X \leq b) = \int_a^b f(x) dx = F(b) - F(a)$$
$$P(X < c) = P(X \leq c) = \int_{-\infty}^c f(x) dx = F(c)$$

・密度関数  $f(x)$  の性質

任意の  $x$  に対して  $f(x) \geq 0$  , かつ  $\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$

#### 4 . 分布の特性値

・平均 ( Mean ) (あるいは確率変数の期待値 ( Expectation ) ): 平均は分布の重心である。

$$E(X) = \begin{cases} \sum_x x P(X = x) & (\text{離散的な場合}) \\ \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx & (\text{連続的な場合}) \end{cases}$$

(注) とりうる値が加算無限, あるいは連続的な確率変数の期待値は必ずしも存在しない。

例 1 : 離散的な場合

$$P(X = n) = \frac{6}{n^2 \pi^2} \quad (n = 1, 2, \dots), \quad \sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{n^2} = \frac{\pi^2}{6}$$

例 2 : 連続的な場合

$$f(x) = \frac{1}{\pi} \frac{1}{x^2 + 1}, \quad \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\pi} \frac{1}{x^2 + 1} = \left[ \frac{1}{\pi} \tan^{-1} x \right]_{-\infty}^{\infty} = 1$$

・分散 ( Variance )

$$V(X) = \begin{cases} \sum_x (x - E(X))^2 P(X = x) = \sum_x x^2 P(X = x) - E^2(X) & (\text{離散的な場合}) \\ \int_{-\infty}^{\infty} (x - E(X))^2 f(x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x) dx - E^2(X) & (\text{連続的な場合}) \end{cases}$$

・標準偏差 ( Standard Deviation )

$$SD(X) = \sqrt{V(X)}$$

を確率変数  $X$  の標準偏差という。

・標準化 ( Normalization )

$$Z = \frac{X - E(X)}{SD(X)}$$

は期待値 0, 分散 1 の確率変数となる。この変換を確率変数  $X$  の標準化という。

・ $k$  次のモーメント

$$E(X^k) = \begin{cases} \sum_x x^k P(X = x) & (\text{離散的な場合}) \\ \int_{-\infty}^{\infty} x^k f(x) dx & (\text{連続的な場合}) \end{cases}$$

定理  $k$  次の絶対モーメント  $E(|X|^k)$  が存在すれば, それより低い次数の絶対モーメントが (したがってモーメントも) 存在する。

[証明 - その 1]  $0 < j < k$  のとき, 任意の  $x$  に対して

$$|x|^j \leq 1 + |x|^k$$

が成り立つ。なぜなら,  $|x| \leq 1$  ならば  $|x|^j \leq 1 \leq 1 + |x|^k$  であり,  $|x| > 1$  ならば  $|x|^j \leq |x|^k$  となるからである。したがって,

$$E(|X|^j) \leq E(1 + |X|^k) = 1 + E(|X|^k) < \infty \quad (\text{等号成立の理由は 5 節参照})$$

を得る。

[証明 - その 2]  $0 < j < k$  のとき, イェンセン ( Jensen ) の不等式 ( 下を参照 ) を使って

$$E(|X|^k) = E((|X|^j)^{k/j}) \geq (E(|X|^j))^{k/j}$$

を得る。すなわち,

$$(E(|X|^k))^{1/k} \geq ((E(|X|^j))^{1/j})^{k/j} \quad (j < k)$$

となる。

・イェンセンの不等式:  $h(x)$  が凸 ( convex ) 関数ならば,

$$E(h(X)) \geq h(E(X))$$

が成り立つ .

[証明] 凸関数の性質から ,  $h(X)$  を下から支える直線

$$h(X) \geq h(\mu) + b(X - \mu)$$

が存在する . ただし ,  $\mu = E(X)$  である . ここで両辺の期待値をとれば結論を得る .

(注) 上の定理の証明では ,  $|X|^\alpha$  ( $\alpha > 1$ ) が凸関数となることを使った .

(問 1)  $k$  次のモーメントが存在すれば ,  $E(X - E(X))^k$  が存在することを示せ .

## 5 . 確率変数の関数の分布

$g(X)$  : 確率変数  $X$  の可測関数

は確率変数である . このとき ,

$$E(g(X)) = \begin{cases} \sum_x g(x) \times P(X = x) & (\text{離散的な場合}) \\ \int_{-\infty}^{\infty} g(x) f(x) dx & (\text{連続的な場合}) \end{cases}$$

(問 2)  $a, b$  を定数とするとき ,  $E(aX + b) = aE(X) + b$  となることを示せ .

(問 3)  $V(X) = E(X - E(X))^2 = E(X^2) - E^2(X)$  と表せることを示せ .

(問 4)  $|E(g(X))| \leq E(|g(X)|)$  となることを示せ .

## 6 . 積率母関数 (Moment Generating Function) など

・ 確率母関数 (Probability Generating Function)

離散分布に対して , 次のように定義される .

$$P(t) = E(t^X) = \sum_x t^x P(X = x)$$

例 : 二項分布  $P(X = k) = {}_n C_k p^k (1 - p)^{n-k}$  の場合

$$\begin{aligned} P(t) &= \sum_{k=0}^n t^k {}_n C_k p^k (1 - p)^{n-k} = \sum_{k=0}^n {}_n C_k (pt)^k (1 - p)^{n-k} \\ &= (pt + 1 - p)^n \end{aligned}$$

・ 確率母関数の効用

$$E(X(X - 1) \cdots (X - k + 1)) = \left. \frac{d^k P(t)}{dt^k} \right|_{t=1} = P^{(k)}(1)$$

左辺のモーメントを  $k$  次の階乗モーメントという .

(問5) 確率母関数を使って, 二項分布の平均と分散を求めよ.

・積率母関数 (Moment Generating Function)

$$M(t) = E(e^{tX})$$

を確率変数  $X$  の積率母関数という.

例: 二項分布  $P(X = k) = {}_n C_k p^k (1-p)^{n-k}$  の場合

$$\begin{aligned} M(t) &= \sum_{k=0}^n e^{tk} {}_n C_k p^k (1-p)^{n-k} = \sum_{k=0}^n {}_n C_k (pe^t)^k (1-p)^{n-k} \\ &= (pe^t + 1 - p)^n \end{aligned}$$

例: 標準正規分布  $f(x) = e^{-x^2/2} / \sqrt{2\pi}$  の場合

$$\begin{aligned} M(t) &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{tx} \exp\left\{-\frac{x^2}{2}\right\} dx \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{(x-t)^2 - t^2}{2}\right\} dx \\ &= e^{t^2/2} \end{aligned}$$

(注) 積率母関数はすべての  $t$  に対して存在するとは限らない. また, 存在しない場合もある.

・積率母関数の効用

$$E(X^k) = \left. \frac{d^k M(t)}{dt^k} \right|_{t=0} = M^{(k)}(0)$$

(問6) 積率母関数を使って, 二項分布と標準正規分布の平均と分散を求めよ.

(問7) 標準正規分布の積率母関数を使って,  $N(\mu, \sigma^2)$  の平均と分散を求めよ.

・特性関数 (Characteristic Function)

$$\phi(t) = E(e^{itX}) = M(it) \quad (i \text{ は虚数単位})$$

を確率変数  $X$  の特性関数という. 特性関数は常に存在する.

・特性関数の効用

1. 分布関数と特性関数は 1 対 1 に対応する ( フーリエ変換の性質 ) .

2. 逆変換公式により, 特性関数から分布関数を求めることができる .

$$F(y) - F(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{e^{-ity} - e^{-itx}}{-it} \phi(t) dt$$

3. 非負値確率変数の場合には ,

$$F(x) = \frac{1}{\pi} \int_0^{\infty} \operatorname{Re} \left[ \frac{1 - e^{-itx}}{it} \phi(t) \right] dt$$

4. ( 連続性定理 ) 分布関数の列  $\{F_n\}$  が分布関数  $F$  に  $F$  のすべての連続点  $x$  に対して収束 ( 分布収束 ) することと, 対応する特性関数列  $\{\phi_n\}$  が  $\phi$  に収束することは同値である . すなわち ,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} F_n(x) = F(x) \quad (F \text{ のすべての連続点 } x \text{ に対して})$$

$$\iff \lim_{n \rightarrow \infty} \phi_n(t) = \phi(t) \quad (\text{任意の } t \text{ に対して})$$

注 連続性定理は中心極限定理の証明に使われる .

## 7 . 確率不等式 ( Probability Inequality )

・マルコフの不等式

非負値のみをとる確率変数  $X$  (  $\Leftrightarrow P(X \geq 0) = 1$  ) が有限の期待値をもつとき, 任意の正数  $a$  に対して

$$P(X \geq a) \leq \frac{1}{a} E(X)$$

( 証明 ) 非負の  $x$  に対して, 次の関数を定義する .

$$g(x) = \begin{cases} 0 & (x < a) \\ a & (x \geq a) \end{cases}$$

このとき,  $\mu = E(X) \geq E(g(X)) = aP(X \geq a)$  が成り立つ . ゆえに, 不等式を得る .

・チェビシェフの不等式

確率変数  $X$  が期待値  $\mu$ , 分散  $\sigma^2$  をもつとき, 任意の正数  $\varepsilon, k$  に対して

$$P(|X - \mu| \geq \varepsilon) \leq \frac{\sigma^2}{\varepsilon^2} \iff P(|X - \mu| \geq k\sigma) \leq \frac{1}{k^2}$$

(注) 確率収束を証明する場合に使われる .

・片側チェビシェフの不等式

$$P(X - \mu \geq k\sigma) \leq \frac{1}{1 + k^2}$$

(証明) 定数  $c$  に対して , 次の関数を定義する .

$$g(x) = (x - c)^2, \quad h(x) = \begin{cases} (\mu + k\sigma - c)^2 & (x \geq \mu + k\sigma) \\ 0 & (x < \mu + k\sigma) \end{cases}$$

このとき ,  $E(g(X)) \geq E(h(X))$  が成り立つ . あとは , 適当に  $c$  を決めればよい .

・コーシー = シュワルツの不等式

$$(E(XY))^2 \leq E^2(X) E^2(Y)$$

(注) 左辺の期待値は多変数の確率変数に関するもの . この不等式は相関係数の絶対値が常に 1 以下となることを示すのに使われる .

・カントロビッチの不等式

確率変数  $X$  が  $0 < m \leq X \leq M$  の範囲で分布するとき ,

$$E(X) E\left(\frac{1}{X}\right) \leq \frac{(m + M)^2}{4mM}$$

(証明)  $0 < m \leq x \leq M$  に対して ,

$$0 \leq (M - x)(x - m) = (M + m - x)x - Mm \quad \iff \quad \frac{1}{x} \leq \frac{M + m - x}{Mm}$$

したがって ,

$$E(X) E\left(\frac{1}{X}\right) \leq \frac{E(X)(M + m - E(X))}{Mm}$$

ここで ,

$$E(X)(M + m - E(X)) = -(E(X) - (M + m)/2)^2 + (M + m)^2/4 \leq (M + m)^2/4$$

より , 不等式を得る .