

確率・統計 A

若木宏文

wakaki@hiroshima-u.ac.jp
<http://home.hiroshima-u.ac.jp/wakaki/lecture/index.shtml>

2018.7.3

目次

確率変数と分布
多次元の場合

平均と特性量
平均の定義
基本的性質

2.5.3. 多次元の場合

多次元離散型分布と連続型分布

k 次元確率変数 $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_k)'$ の取り得る値の集合 D が、 \mathbb{R}^k の高々可算集合であるとき、 \mathbf{X} は **離散型**確率変数、また、 \mathbf{X} の分布を **離散型分布** という。

離散型分布は、確率関数

$f(\mathbf{x}) = f(x_1, \dots, x_k) = P(X_1 = x_1, \dots, X_k = x_k)$, $\mathbf{x} \in \mathbb{R}^k$ によって決定される。

k 次元確率変数 $(X_1, \dots, X_k)'$ 分布関数が

$$F(x_1, \dots, x_k) = \int_{-\infty}^{x_1} \cdots \int_{-\infty}^{x_k} f(s_1, \dots, s_k) ds_1 \cdots ds_k$$

と表されるとき、 $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_k)'$ は **連続型**確率変数、また、 \mathbf{X} の分布を **連続型分布** という。

$f(x_1, \dots, x_k)$ を \mathbf{X} または、 \mathbf{X} の分布の **確率密度関数** という。

多次元確率関数の性質 (離散型)

確率関数

X_i ($i = 1, \dots, k$) の取り得る値を x_{i1}, x_{i2}, \dots とすると

$$(1) f(x_{1j_1}, \dots, x_{kj_k}) \geq 0, \quad j_i = 1, 2, \dots \quad (i = 1, \dots, k)$$

$$(2) \sum_{j_1=1}^{\infty} \cdots \sum_{j_k=1}^{\infty} f(x_{1j_1}, \dots, x_{kj_k}) = 1$$

同時分布関数 :

$$F(z_1, \dots, z_k) = \sum_{x_{1j_1} \leq z_1} \cdots \sum_{x_{kj_k} \leq z_k} f(x_{1j_1}, \dots, x_{kj_k})$$

多項分布

1 回の試行で事象 A_1, \dots, A_{k+1} のいずれかが起こりうる.

$$P(A_j) = p_j \quad (j = 1, \dots, k)$$

$$P(A_{k+1}) = p_{k+1} = 1 - (p_1 + \dots + p_k)$$

X_j : n 回の独立な試行で A_j が起こる回数 ($j = 1, \dots, k$)

$$f(x_1, \dots, x_k) = P(X_1 = x_1, \dots, X_k = x_k)$$

$$= \frac{n!}{x_1! \cdots x_k! x_{k+1}!} p_1^{x_1} \cdots p_{k+1}^{x_{k+1}} \quad (x_{k+1} = n - (x_1 + \dots + x_k))$$

$$0 \leq p_j \quad (j = 1, \dots, k); p_1 + \dots + p_k \leq 1)$$

$$x_j \in \mathbb{Z}, x_j \geq 0 \quad (j = 1, \dots, k), x_1 + \dots + x_k \leq n\}$$

パラメータ $n, (p_1, \dots, p_k)$ をもつ **($k+1$) 項分布**といい,
 $M_{k+1}(n, (p_1, \dots, p_k))$ と表す.

多変量正規分布

$(X_1, \dots, X_k)'$ の確率密度関数が

$$f(x_1, \dots, x_k) = (2\pi)^{-k/2} |\Sigma|^{-1/2} \exp \left\{ -\frac{1}{2} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})' \Sigma^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}) \right\}$$

と表せるとき、 **k 次元正規分布**に従うという。ここで

$$\mathbf{x} = \begin{pmatrix} x_1 \\ \vdots \\ x_k \end{pmatrix}, \quad \boldsymbol{\mu} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \vdots \\ \mu_k \end{pmatrix}, \quad \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \cdots & \sigma_{1k} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{k1} & \cdots & \sigma_{kk} \end{pmatrix}.$$

パラメータ $\boldsymbol{\mu}$ は任意の定数，すなわち， $-\infty < \mu_i < \infty$ ($i = 1, \dots, k$) で， Σ は正定値行列である。

定理 2.12

$(X_1, \dots, X_k)'$ は離散型あるいは連続型.

X_i , $i = 1, \dots, k$ の周辺確率密度関数を $f_i(x_i)$,

同時確率密度関数を $f(x_1, \dots, x_k)$ とする.

このとき, X_1, \dots, X_k が独立であることと, 任意の $(x_1, \dots, x_k)' \in \{(x_1, \dots, x_k)'; f(x_1, \dots, x_k) > 0\}$ に対して

$$f(x_1, \dots, x_k) = f_1(x_1) \cdots f_k(x_k)$$

が成り立つことは同値である.

3.1. 平均の定義

離散型確率変数の平均

定義 3.1

確率変数 X は離散型で、その確率関数を $f(x)$ とする。
 X のとりうる値が有限個で、取り得る値の集合が
 $D = \{x_1, \dots, x_n\}$ の場合

$$E(X) = \sum_{j=1}^n x_j P(X = x_j) = \sum_{j=1}^n x_j f(x_j)$$

を X の平均, あるいは期待値という。

離散型確率変数の平均 (続き)

定義 3.1 (続き)

とりうる値の集合が可算集合 $D = \{x_1, x_2, \dots\}$ の場合には、
級数

$$E(X) = \sum_{j=1}^{\infty} x_j P(X = x_j) = \sum_{j=1}^{\infty} x_j f(x_j)$$

が絶対収束するとき、 X の平均は存在するといひ、
その極限值を X の平均、あるいは期待値という。

連続型確率変数の平均

定義 3.2

確率変数 X は連続型で、その確率密度関数を $f(x)$ とする。

$$\int_{-\infty}^{\infty} |x|f(x)dx < \infty$$

であるとき、 X の平均は存在するといひ、

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} xf(x)dx$$

を X の平均、あるいは期待値という。

平均の例

例 3.1

- (1) $X \sim B(1, p)$ のとき, $E(X) = p$
- (2) $X \sim B(n, p)$ のとき, $E(X) = np$

例 3.2

- (1) $X \sim U(a, b]$ のとき, $E(X) = \frac{b - a}{2}$
- (2) $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ のとき, $E(X) = \mu$.

(証明は板書で)

メモ用紙

メモ用紙

3.2. 基本的性質

確率変数の関数の期待値

定理 3.1

確率変数 X が離散型のとき, X のとりうる値を x_j , $j = 1, 2, \dots$ とし, 確率関数を $f(x_j)$ とする. また, X が連続型のとき, その確率密度関数を $f(x)$ とする. このとき

$$E\{g(X)\} = \begin{cases} \sum_{j=1}^{\infty} g(x_j)f(x_j), & X \text{ が離散型のとき} \\ \int_{-\infty}^{\infty} g(x)f(x)dx, & X \text{ が連続型のとき} \end{cases}$$

である.

(証明 (離散型の場合) は板書で)

注 3.3

$g(X)$ の分布を求めなくても, X の分布から求められる.

メモ用紙

例 3.3

X は一様分布 $U(0, 1]$ に従うとする. このとき, $Y = X^2$ の平均を考える. 定理 3.1 を利用すると

$$E(X^2) = \int_0^1 x^2 \cdot 1 dx = \frac{1}{3}$$

一方, Y の分布関数は $0 \leq y \leq 1$ のとき

$$F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(X \leq \sqrt{y}) = \sqrt{y}$$
$$f_Y(y) = F'_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{2} y^{-1/2}, & 0 < y \leq 1 \text{ のとき} \\ 0, & \text{その他のとき} \end{cases}$$

となるので

$$E(Y) = \int_0^1 y \cdot \frac{1}{2} y^{-1/2} dy = \frac{1}{3}$$

例 3.4

X : 連続型, $f(x)$: 確率密度関数, $F(x)$: 分布関数

g : 微分可能な狭義の単調減少関数,

$$a = \inf\{g(X(\omega)); \omega \in \Omega\}, b = \sup\{g(X(\omega)); \omega \in \Omega\}$$

$a < y < b$ のとき

$$F_Y(y) = P(g(X) \leq y) = P(X \geq g^{-1}(y)) = 1 - F(g^{-1}(y))$$

$$\frac{d}{dy} F_Y(y) = -\frac{dg^{-1}(y)}{dy} f(g^{-1}(y)) = \left| \frac{dg^{-1}(y)}{dy} \right| f(g^{-1}(y))$$

$$E(Y) = \int_a^b y \left| \frac{dg^{-1}(y)}{dy} \right| f(g^{-1}(y)) dy$$

$x = g^{-1}(y)$ と変数変換すると

$$E(Y) = \int_{-\infty}^{\infty} g(x) f(x) dx$$

(($x > g^{-1}(a)$ または $x < g^{-1}(b)$ で $f(x) = 0$))

多変量の場合

定理 3.2

n 次元確率ベクトル \mathbf{X} が離散型のとき、そのとりうる値を $\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2, \dots$ とし確率関数を $f(\mathbf{x}_j)$ とする。また、 \mathbf{X} が連続型のとき、その確率密度関数を $f(\mathbf{x})$ とする。このとき

$$E(g(\mathbf{X})) = \begin{cases} \sum_{j=1}^{\infty} g(\mathbf{x}_j) f(\mathbf{x}_j), & \mathbf{x} \text{ が離散型のとき} \\ \int_{-\infty}^{\infty} \cdots \int_{-\infty}^{\infty} g(\mathbf{x}) f(\mathbf{x}) d\mathbf{x}, & \mathbf{x} \text{ が連続型のとき} \end{cases}$$

である。

(離散型の場合の証明は定理 3.1 と同じ)

定理 3.2 の証明の準備

定理 3.3

n 次元確率ベクトル \mathbf{X} は連続型で、確率密度関数 $f(x_1, \dots, x_n)$ をもつとする。また、 \mathbf{X} のとりうる値は領域 $\mathcal{X} = \{\mathbf{x}; f(\mathbf{x}) > 0\} \subset \mathbb{R}^n$ であるとする。 $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)'$ から $\mathbf{y} = (y_1, \dots, y_n)'$ への変換

$$\begin{cases} y_1 = u_1(\mathbf{x}) = u_1(x_1, \dots, x_n) \\ \vdots \\ y_n = u_n(\mathbf{x}) = u_n(x_1, \dots, x_n) \end{cases}$$

は領域 \mathcal{X} を領域 \mathcal{Y} に写し、次の性質 (1) ~ (3) をみたすとする。

定理 3.3 (続き)

- (1) 1-1 である.
- (2) 逆変換

$$\mathbf{y} \rightarrow \mathbf{x} : x_i = v_i(\mathbf{y}) = v_i(y_1, \dots, y_n), \quad i = 1, \dots, n$$

は C^1 クラスである.

- (3) ヤコビ行列式

$$J = \begin{vmatrix} \frac{\partial x_1}{\partial y_1} & \cdots & \frac{\partial x_1}{\partial y_n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial x_n}{\partial y_1} & \cdots & \frac{\partial x_n}{\partial y_n} \end{vmatrix}$$

の値が任意の $\mathbf{y} \in \mathcal{Y}$ に対してゼロでない.

定理 3.3 (続き)

この変換により定義される確率変数を

$$Y_i = u_i(\mathbf{X}) = u_i(X_1, \dots, X_n), \quad i = 1, \dots, n$$

とする. このとき, $\mathbf{Y} = (Y_1, \dots, Y_n)'$ の確率密度関数は

$$h(y_1, \dots, y_n) = \begin{cases} f(v_1(\mathbf{y}), \dots, v_n(\mathbf{y}))|J|, & \mathbf{y} \in \mathcal{Y} \\ 0, & \mathbf{y} \in \mathcal{Y}^c \end{cases}$$

となる.

定理 3.3 の証明

$\mathbf{Y} = (Y_1, \dots, Y_n)'$ の分布関数は

$$\begin{aligned} F_{Y_1, \dots, Y_n}(a_1, \dots, a_n) &= P(Y_1 \leq a_1, \dots, Y_n \leq a_n) \\ &= P(u_1(\mathbf{x}) \leq a_1, \dots, u_n(\mathbf{x}) \leq a_n) \end{aligned}$$

と表せる. $D_{\mathbf{a}} = \{\mathbf{x} \in \mathbb{R}^n; u_i(\mathbf{x}) \leq a_i, i = 1, \dots, n\}$ とおく.
変数変換 $y_i = u_i(\mathbf{x}), i = 1, \dots, n$ を考えることによって

$$\begin{aligned} F_{Y_1, \dots, Y_n}(a_1, \dots, a_n) &= \int \cdots \int_{D_{\mathbf{a}}} f(x_1, \dots, x_n) dx_1 \cdots dx_n \\ &= \int_{-\infty}^{a_1} \cdots \int_{-\infty}^{a_n} h(y_1, \dots, y_n) dy_1 \cdots dy_n \end{aligned}$$

を得る.

□

定理 3.2 の証明 (連続型)

$$Y = Y_1 = u_1(X_1, \dots, X_n) = g(X_1, \dots, X_n)$$

とし, (1)~(3) が成り立つような関数 $u_2(\mathbf{x}), \dots, u_n(\mathbf{x})$ がとれる場合.

$Y = Y_1$ の確率密度関数は

$$h_1(y_1) = \int_{-\infty}^{\infty} \cdots \int_{-\infty}^{\infty} h(y_1, \dots, y_n) dy_2 \cdots dy_n$$

で与えられ, 変数変換 $y_i = u_i(\mathbf{x}), i = 1, \dots, n$ を考えること
によって

$$\begin{aligned} E(Y_1) &= \int_{-\infty}^{\infty} y_1 h_1(y_1) dy_1 = \int_{-\infty}^{\infty} \cdots \int_{-\infty}^{\infty} y_1 h(y_1, \dots, y_n) dy_1 \cdots dy_n \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \cdots \int_{-\infty}^{\infty} g(\mathbf{x}) f(\mathbf{x}) d\mathbf{x}. \quad \square \end{aligned}$$

例

X_1, X_2 は独立で, $X_1 \sim N(2, 1)$, $X_2 \sim N(1, 1)$

(1) $Y_1 = X_1 + X_2$, $Y_2 = X_1 - X_2$ とすると

$$\begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \end{pmatrix} \sim N_2(\boldsymbol{\mu}, \Sigma), \quad \boldsymbol{\mu} = \begin{pmatrix} 3 \\ 1 \end{pmatrix}, \quad \Sigma = \begin{pmatrix} 2 & 0 \\ 0 & 2 \end{pmatrix}$$

(2) $E(X_1 + X_2) = 3$

(証明は板書で)

メモ用紙

メモ用紙

平均の線形性と単調性, 独立な確率変数の積の平均

定理 3.4

確率変数 X, Y は平均をもつとする.

(1) 任意の定数 a に対して, $E(aX) = aE(X)$.

(2) $E(X + Y) = E(X) + E(Y)$.

(3) $X \leq Y \Rightarrow E(X) \leq E(Y)$.

(証明 (離散型の場合) を板書で)

定理 3.5

確率変数 X, Y は平均をもち, 独立とする. このとき

$$E(XY) = E(X)E(Y).$$

(証明 (離散型の場合) を板書で)

メモ用紙

メモ用紙

メモ用紙

注 3.5

g, h を \mathbb{R} 上の任意のボレル関数とする. 定理 3.2 を用いると定理 3.5 と同様に X, Y が独立ならば

$$E\{g(X)h(Y)\} = E\{g(X)\}E\{h(Y)\} \quad (1)$$

を示すことができる. 逆に, 任意のボレル関数 g, h に対して (1) が成り立つならば, g, h をそれぞれ, 区間

$J_a = (a_1, a_2], J_b = (b_1, b_2]$ の定義関数ととることにより

$P(X \in J_a, Y \in J_b) = E\{I_{(a_1, a_2]}(X)I_{(b_1, b_2]}(Y)\} = P(X \in J_a)P(Y \in J_b)$ が導かれるので, X, Y は独立である. ここで, 一般に集合 S の部分集合 A に対して, A の定義関数とは

$$I_A(s) = \begin{cases} 1, & s \in A \\ 0, & s \notin A \end{cases}$$

と定義される S 上の関数を意味する.