

確率統計 A

第 3 章 平均と特性量 (Part 2)

(2012 年 6 月 5 日)

講師:若木宏文

E-mail: wakaki@math.sci.hiroshima-u.ac.jp

Web: <http://home.hiroshima-u.ac.jp/~wakaki/lecture/probstatA12/>

確率統計 A, 2012年6月5日: P.1

3.2. 基本的性質

確率統計 A, 2012年6月5日: P.2

確率変数の関数の期待値 (1/2)

$$\text{確率変数の期待値 : } E(X) = \begin{cases} \sum_{j=1}^{\infty} x_j f(x_j) & (\text{離散型}) \\ \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx & (\text{連続型}) \end{cases}$$

では $E\{g(X)\}$ は?

定義に従えば、確率変数 $Y=g(X)$ の確率関数または確率密度関数 $h(y)$ を求め、

$$E\{g(X)\} = E(Y) = \begin{cases} \sum_{j=1}^{\infty} y_j h(y_j) & (\text{離散型}) \\ \int_{-\infty}^{\infty} y h(y) dy & (\text{連続型}) \end{cases}$$

を計算すればよい。

確率統計 A, 2012年6月5日: P.3

Example 3.3

$X \sim U(0,1)$ のとき, $Y = X^2$ の平均を計算してみよう!

X の確率密度関数は $f_X(x) = \begin{cases} 1 & (0 < x \leq 1) \\ 0 & (\text{上記以外}) \end{cases}$

分布関数は $F_X(x) = P(X \leq x) = \begin{cases} 0 & (x \leq 0) \\ x & (0 < x \leq 1) \\ 1 & (x > 1) \end{cases}$

確率統計 A, 2012年6月5日: P.4

確率変数の関数の期待値 (2/2)

定理 3.1. 確率変数 X が離散型のとき, そのとる値を $x_j, j=1,2,\dots$ 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

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

注 3.3. この定理は, $g(X)$ の平均が本来 $g(X)$ の分布から求められるべきであるが, X の分布から求められることを述べている.

確率統計 A, 2012年6月5日: P.5

定理 3.1 の多変量版

定理 3.2. n 次元確率ベクトル X が離散型のとき, とりうる値を x_1, x_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,

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

確率統計 A, 2012年6月5日: P.6

定理3.2の証明(離散型の場合)

確率統計A, 2012年6月5日: P.7

変数変換後の確率密度関数 (1/2)

定理 3.3. n 次元確率ベクトル 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、 X のとりうる値は領域 $\mathcal{X} = \{x; f(x) > 0\} \subset \mathbb{R}^n$ であるとする。 $x = (x_1, \dots, x_n)'$ から

$$y = (y_1, \dots, y_n)' \text{への変換 } \begin{cases} y_1 = u_1(x) = u_1(x_1, \dots, x_n) \\ \vdots \\ y_n = u_n(x) = u_n(x_1, \dots, x_n) \end{cases}$$

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。

1. 1-1 である。
2. 逆変換

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

は C^1 クラスである。

確率統計A, 2012年6月5日: P.8

変数変換後の確率密度関数 (2/2)

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 $y \in \mathcal{Y}$ に対して 0 でない。

この変換により定義される確率変数を

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

とする。このとき、 $Y = (Y_1, \dots, Y_n)'$ の確率密度関数は次式で与えられる。

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

確率統計A, 2012年6月5日: P.9

定理3.3の証明

確率統計A, 2012年6月5日: P.10

定理3.2の証明(連続型の場合)

確率統計A, 2012年6月5日: P.11

Example

X_1 と X_2 が独立で $N(0,1)$ に従うとき,
 $Y_1=X_1+X_2$ と $Y_2=X_1-X_2$ の同時確率密度
関数を計算してみよう!

X_1 と X_2 の同時確率密度関数は

$$f(x_1, x_2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp(-x_1^2/2) \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp(-x_2^2/2)$$

確率統計A, 2012年6月5日: P.12

期待値に関する関係式 (1/2)

定理 3.4. 確率変数 X と Y は平均を持つとする.

1. 任意の定数 a に対して

$$E(aX) = aE(X)$$

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

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

確率統計 A, 2012年6月5日: P.13

定理3.4の証明

確率統計 A, 2012年6月5日: P.14

期待値に関する関係式 (2/2)

定理 3.5. 確率変数 X と Y は平均を持ち独立とする. このとき

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

注3.5. 定理3.2と定理3.5を用いると, 確率変数 X と Y が独立とすると

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

(g と h に少し仮定が必要. また, $E\{g(X)\}$ と $E\{h(Y)\}$ が存在することも必要)

確率統計 A, 2012年6月5日: P.15

定理3.5の証明

確率統計A, 2012年6月5日: P.16
