

# 第5回：確率変数と確率分布

尚 晋  
大学院経済学研究科 助教

2025年5月20日

## 今日のポイント

1. 確率変数と確率分布
2. 確率変数の期待値と分散

1 確率変数と確率分布	1	2 確率変数の期待値と分散	4
1.1 離散型の確率変数の確率分布	1	2.1 期待値	4
1.2 連続型の確率変数の確率分布	2	2.2 分散と標準偏差	5
1.3 累積分布関数	3	2.3 標準化	7

## 1 確率変数と確率分布

### 1.1 離散型の確率変数の確率分布

**離散型確率変数** とりうる各値に対しそれぞれ確率が与えられている変数を確率変数という。確率変数は、 $X$ のように大文字を用いて表す。例えば、サイコロを振って出る目 $X$ は確率変数である。正しいさいころなら、下記が成り立つ。さらに、2個のさいころを同時に振って出る目 $X_1, X_2$ の和 $X_1 + X_2$ も確率変数で、各値の確率は表5.3, 図5.3となる。

$$P(X = 1) = 1/6, P(X = 2) = 1/6, \dots, P(X = 6) = 1/6 \quad (1a)$$

$$\text{一般には, } P(X = 1) = p_1, P(X = 2) = p_2, \dots, P(X = 6) = p_6 \quad (1b)$$

$$\text{ここで, } p_1 \geq 0, p_2 \geq 0, \dots, p_6 \geq 0, p_1 + p_2 + \dots + p_6 = 1 \text{ が成り立つ.} \quad (1c)$$

**離散型確率分布** 一般に可算集合 $\{x_1, x_2, \dots\}$ の中の値をとる確率変数 $X$ は離散型と言われ、それぞれ値の確率：

$$P(X = x_k) = f(x_k) \quad (k = 1, 2, \dots) \quad (2)$$

を $X$ の確率分布(probability distribution)という、ただし、 $f$ は

$$f(x_k) \geq 0, \quad (k = 1, 2, \dots) \text{ かつ } \sum_{k=1}^{\infty} f(x_k) = 1 \quad (3)$$

の条件を満たす。この $f$ を離散型の確率分布という。

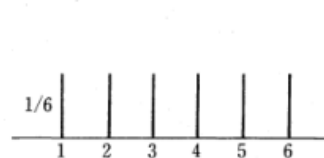


図 5.2 さいころの目の確率  
どの目も等確率で出現する。離散型一様分布と呼ばれる。

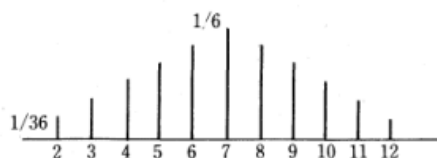


図 5.3 2個のさいころの目の和の確率  
和の確率分布に峰(モード)が出現する。これは中心極限定理の初期段階である(第8章参照)。

表 5.3 2個のさいころの目の和の確率の表

和 (和/2)	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
	1	3/2	2	5/2	3	7/2	4	9/2	5	11/2	6
確 率	1/36	2/36	3/36	4/36	5/36	6/36	5/36	4/36	3/36	2/36	1/36

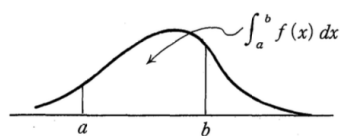


図 5.4 密度関数の図

密度関数は確率論の重要な概念だが、目でもわかりやすい。曲線下の面積がその区間の確率となる。 $f(x)$ が0である区間の確率は0である。

## 1.2 連続型の確率変数の確率分布

連続型確率変数 厳密に測定すると実現値が無限に存在するため、それぞれの実現値に番号が振れない確率変数のこと。

連続型確率変数の確率分布 確率変数 $X$ のとり値が関数 $f(x)$ によって、

$$P(a \leq X \leq b) = \int_a^b f(x) dx \quad (4)$$

と表される場合、 $X$ は連続型の確率分布を持つという(図5.4)。ただし、全ての $x$ に対して、

$$f(x) \geq 0, \quad \text{かつ} \quad \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1 \quad (5)$$

を満たす。関数 $f(x)$ を $X$ の確率密度関数(probability density function)あるいは単に密度関数という。確率変数 $X$ が確率分布 $f(x)$ をもつとき、 $X$ は $f(x)$ に「従う」という。

密度関数(連続型確率分布)の性質:

- $a$ と $b$ ががきわめて近いとすると、

$$P(x \leq X \leq x + \Delta x) \doteq f(x) \cdot \Delta x \quad (6)$$

である。「確率密度」とは、確率を求めるために長さ $\Delta x$ に乗ずるべき「密度」という意味で、 $f(x)$ が大きい所には確率が濃くあるということを示している。

- 連続型の確率分布においては、一点の確率は0となる。なぜなら、 $a = b$ とおけば、

$$P(X = a) = 0 \quad (7)$$

となるから。

- 上記の性質から、 $P(a \leq X \leq b) = P(a < X < b) = P(a < X \leq b) = P(a \leq X < b)$ 。

### 1.3 累積分布関数

ある値以下の確率が必要なことがある。たとえば、飛行機の安全性を考えると、現実の積載重量 $X$ が最大安全値を下回る確率は、この飛行機の安全確率となる。

**累積分布関数** 確率 $X$ に対して、 $x$ を実数とするととき $x$ 以下の確率

$$F(x) = P(X \leq x) \quad (8)$$

を $X$ の積分布関数(cumulative distribution function)と呼ぶ。

**連続型の場合** 連続型の場合は $F(x)$ は $f$ の定積分となる。

$$F(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(u) du \quad (9)$$

微分積分学の基本定理によって、 $F(x)$ から $F'(x) = f(x)$ として元の密度関数 $f(x)$ が復元される。従って、 $F(x)$ でも $f(x)$ でも確率分布を表すことができる。

**離散型の場合** 離散型の場合は確率を $-\infty$ からは $x$ まで積み上げたものになる：

$$F(x) = P(X \leq x) = \sum_{u \leq x} f(u) \quad (10)$$

**累積分布関数の性質：**

- 単調増加関数：

$$x_1 < x_2 \quad \text{ならば} \quad F(x_1) \leq F(x_2) \quad (11)$$

- 範囲：

$$\begin{aligned} x \rightarrow \infty \text{の時} \quad F(x) &\rightarrow 1 \\ x \rightarrow -\infty \text{の時} \quad F(x) &\rightarrow 0 \end{aligned} \quad (12)$$

- 右連続(理解するには表5.4と図5.9を参照)：

$$\text{各点} x \text{で} \epsilon \downarrow 0 \text{の時} \quad F(x + \epsilon) \rightarrow F(x) \quad (13)$$

表 5.4

$x$	$f(x)$	$F(x)$
2	1/36	1/36=0.028
3	2/36	3/36=0.083
4	3/36	6/36=0.167
5	4/36	10/36=0.278
6	5/36	15/36=0.417
7	6/36	21/36=0.583
8	5/36	26/36=0.722
9	4/36	30/36=0.833
10	3/36	33/36=0.917
11	2/36	35/36=0.972
12	1/36	1

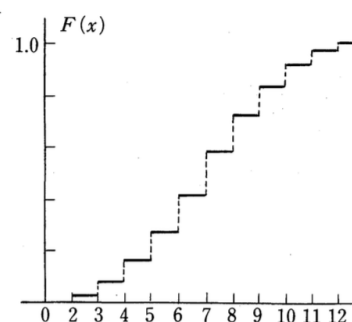


図 5.9

2 個のさいころの目の和の累積分布関数 $F(x)$ とその階段状グラフ(表 5.5, 図 5.9)

2, 3, ..., 12 の各整数点で不連続(ただし右からは連続), それ以外では連続である。増加は不連続点でのジャンプに限る。典型的な離散型の確率分布である。階段の蹴上げの高さが $f(x)$ であるが、表の $F(x)$ は整数値に対してのみ表示した。

## 補足 1.1 累積分布関数の右連続性：離散型分布（サイコロ）の場合

## ■右連続の定義

右連続とは「右から近づいたとき、右側からの極限は関数値と一致する」こと。

関数  $f(x)$  が点  $x = a$  で 右連続 (right-continuous) であるとは、

$$\lim_{x \rightarrow a^+} f(x) = f(a)$$

が成り立つことをいう。つまり、 $a$  より大きい値（右側）から  $a$  に近づけたときの極限が  $f(a)$  と等しいことを意味する。

次の2つの極限表記 ( $\lim_{x \rightarrow 3^+} F(x)$  と  $\lim_{x \downarrow 3} F(x)$ ) は、どちらも「 $x$  を3より大きい値から近づけたときの  $F(x)$  の極限值」を意味する。

## ■サイコロの例

サイコロの出目  $X \in \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$  に対して、確率は一様分布：

$$P(X = k) = \frac{1}{6} \quad (k = 1, 2, \dots, 6)$$

このときの累積分布関数  $F(x) = P(X \leq x)$  は：

$$F(x) = \begin{cases} 0 & (x < 1) \\ \frac{1}{6} & (1 \leq x < 2) \\ \frac{2}{6} & (2 \leq x < 3) \\ \frac{3}{6} & (3 \leq x < 4) \\ \frac{4}{6} & (4 \leq x < 5) \\ \frac{5}{6} & (5 \leq x < 6) \\ 1 & (x \geq 6) \end{cases}$$

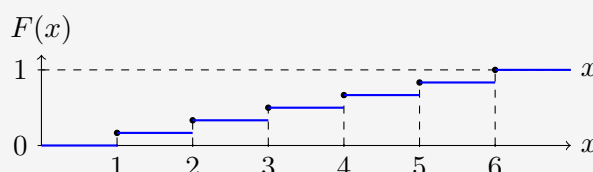
この関数において、例えば  $x = 2$  における右極限と左極限を考えると：

$$\lim_{x \rightarrow 2^+} F(x) = \frac{2}{6} = F(2) \quad (\text{右連続})$$

$$\lim_{x \rightarrow 2^-} F(x) = \frac{1}{6} \neq F(2) \quad (\text{左連続ではない})$$

よって、累積分布関数はすべての点で右連続だが、ジャンプのある点では左連続ではない。

図：離散分布（サイコロ）の累積分布関数



## 2 確率変数の期待値と分散

## 2.1 期待値

確率変数はいろいろの値をとるが、それらの値を代表する平均(正確には、確率の重みつき平均)が考えられる。これが期待値である。

期待値 確率変数  $X$  に対して、それがとる値の重みつき平均を、確率変数の期待値といい、

$E(X)$ と書く：

$$E(X) = \begin{cases} \sum_x x f(x) & (\text{離散型}) \\ \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx & (\text{連続型}) \end{cases} \quad (14)$$

$x$  の関数  $g(X)$  についても同様に期待値を定義する.

$$E(g(X)) = \begin{cases} \sum_x g(x) f(x) & (\text{離散}) \\ \int_{-\infty}^{\infty} g(x) f(x) dx & (\text{連続}) \end{cases}$$

例1 確率変数：

$$X := \begin{cases} 1 & \text{with probability } p \\ 0 & \text{with probability } 1 - p \end{cases}$$

の期待値：

$$E(X) = \sum_x x f(x) = 1 \cdot p + 0 \cdot (1 - p) = p$$

例2 指数分布：

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & x \geq 0 (\text{ただし、} \lambda > 0) \\ 0 & x < 0 \end{cases}$$

の期待値：

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx \\ &= \int_0^{\infty} x \lambda e^{-\lambda x} dx \\ &= \frac{1}{\lambda} \end{aligned}$$

#### 期待値の演算 $E$ の性質

$$(a) E(c) = c \quad (c \text{ は定数}) \quad (15a)$$

$$(b) E(X + c) = E(X) + c \quad (15b)$$

$$(c) E(cX) = cE(X) \quad (15c)$$

$$(d) E(X + Y) = E(X) + E(Y) \quad (\text{期待値の加法性}) \quad (15d)$$

性質(d)について、2個のさいころの目の和の確率分布は表5. 3でもとめてあるので、 $E(X_1 + X_2) = 2 \cdot (1/36) + 3 \cdot (1/36) + \dots = 252/36 = 7$ 、他方、 $E(X_1) = 7/2, E(X_2) = 7/2$  より、たしかに(d)が成立している。

## 2.2 分散と標準偏差

$X$ を1個のさいころを振ったとき出た目、 $Y$ を2個のさいころを振ったときの2個の目  $X_1, X_2$  の相加重平均を  $Y = (X_1 + X_2)/2$  とすると、それぞれの期待値は

$$\begin{aligned} E(X) &= 7/2 \\ E(Y) &= E\{(X_1 + X_2)/2\} \\ &= \{E(X_1) + E(X_2)\}/2 = (7/2 + 7/2)/2 = 7/2 \end{aligned}$$

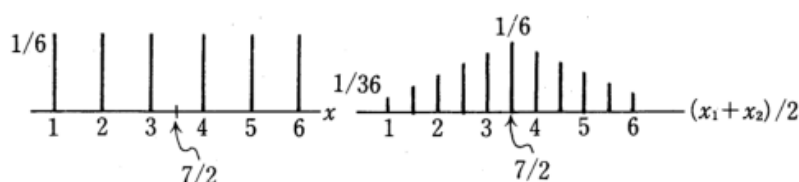


図 5.11 さいころの確率分布の期待値への集中の度合

となり、両者の期待値は等しい。しかし、 $X$ の確率分布は $1, 2, \dots, 6$ の上に一様にばらついて  
いるのに対し、 $Y$ の確率分布は期待値 $7/2$ に集中している(図5.11)。

期待値は確率変数の重要な指標ではあるが、期待値が同じでも、異なった確率分布はい  
くらでもある。いまもう一つの重要な指標が、上に述べた「ばらつき」である。集中やばら  
つきを表すのに、期待値 $E(X)$ からのずれの量 $X - E(X)$ を考える。今後簡単のために、期待  
値を $\mu = E(X)$ で表そう。 $X - \mu$ はそれ自体確率変数なので、目安としてその平均（期待値）  
を考えると

$$E(X - \mu) = E(X) - \mu = \mu - \mu = 0$$

となり、ずれ $X - \mu$ が正負打ち消しあって0となるのである。かわりに、下記の定義を使う。

### 分散

$$V(X) = E\{(X - \mu)^2\} \quad (16)$$

と定義しこれを $X$ の分散という。上の定義から、必ず、 $V(X) \geq 0$  であり、 $V(X)$ の値  
が大きいほど $X$ のばらつきは大きい。

分散の計算は、定義から、

$$V(X) = \begin{cases} \sum_x (x - \mu)^2 f(x) & (\text{離散型}) \\ \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^2 f(x) dx & (\text{連続型}) \end{cases}$$

これを直接使うよりは、下記の等式を用いてもいい。

$$V(X) = E(X^2) - (E(X))^2$$

$$\text{証明: } V(X) = E\{(X - \mu)^2\} = E(X^2) - 2\mu E(X) + \mu^2 = E(X^2) - \mu^2 = E(X^2) - (E(X))^2$$

### 分散の演算 $V$ の性質

$$(a) V(c) = 0 \quad (\text{定数の変動はゼロ}) \quad (17a)$$

$$(b) V(X + c) = V(X) \quad (17b)$$

$$(c) V(cX) = c^2 V(X) \quad (17c)$$

標準偏差 分散の平方根を標準偏差という。

$$D(X) = \sqrt{V(X)} \quad (18)$$

これは分散と同じく「ばらつき」を表すが、分散の定義で二乗したのを戻したので、  
 $D(X)$ はもとの $X$ と同じ次元をもつ。分散の値を $\sigma^2$ で、標準偏差の値を $\sigma$ で表すことが  
多い。

## 2.3 標準化

**標準化** 確率変数の標準化： $X$ から期待値 $E(X)$ を引き、標準偏差 $\sqrt{V(X)}$ で割ることで作られる新たな確率変数

$$Z = \frac{X - E(X)}{\sqrt{V(X)}} \quad (19)$$

を標準化された確率変数と呼ぶ。

標準化された確率変数 $Z$ の性質

$$(a) E(Z) = 0 \quad (20a)$$

$$(b) V(Z) = 1 \quad (20b)$$

いかなる確率変数も，その期待値を引き，さらにその標準偏差（分散の平方根）の尺度で割れば，期待値は 0 に，分散は 1 に調整される．この変換を**確率変数の標準化**といい， $Z$ を標準化変数という．

式20aの証明： $E(Z) = E\left\{\frac{X - E(X)}{\sqrt{V(X)}}\right\} = E\left(\frac{X}{\sqrt{V(X)}}\right) - \frac{E(X)}{\sqrt{V(X)}} = \frac{E(X)}{\sqrt{V(X)}} - \frac{E(X)}{\sqrt{V(X)}} = 0$

式20bの証明：

$$\begin{aligned} V(Z) &= E(Z^2) - (E(Z))^2 \\ &= E(Z^2) \quad (E(Z) \text{ は } 0 \text{ なので}) \\ &= E\left\{\left(\frac{X - E(X)}{\sqrt{V(X)}}\right)^2\right\} \\ &= \frac{1}{V(X)} E\{(X - E(X))^2\} \\ &= \frac{1}{V(X)} V(X) = 1 \end{aligned}$$