

第5章 補遺

5.1 確率変数とは

それがとる値 (とる値の範囲) に対しそれぞれ確率が与えられる変数である。確率変数には、離散型確率変数と連続型確率変数がある。

離散型確率変数

1. 一般に、可算集合 $\{x_1, x_2, \dots\}$ の中に値を取る確率変数 X を離散型確率変数とよぶ。それぞれの値の確率

$$P(X = x_i) = p_i, i = 1, 2, \dots$$

を確率変数 X の確率分布という。である。ここで、

$$p_i \geq 0, i = 1, 2, \dots, \sum_{i=1}^{\infty} p_i = 1$$

である。

2. 例 (さいころ): さいころをふって出る目に対応する確率変数を X とする。さいころが正しいならば、

$$\begin{aligned} P(X = 1) &= \frac{1}{6}, P(X = 2) = \frac{1}{6}, P(X = 3) = \frac{1}{6}, P(X = 4) = \frac{1}{6}, \\ P(X = 5) &= \frac{1}{6}, P(X = 6) = \frac{1}{6}, \end{aligned}$$

である。これを表にまとめたもの

X の値	1	2	3	4	5	6	合計
確率	$1/6$	$1/6$	$1/6$	$1/6$	$1/6$	$1/6$	1

を確率分布表という。

3. 例 (コインを3回投げる): コインを3回投げたとき、3回中に表の出た回数に対応する確率変数を X とする。コインが正しいならば、

$$P(X = 0) = \frac{1}{8}, P(X = 1) = \frac{3}{8}, P(X = 2) = \frac{3}{8}, P(X = 3) = \frac{1}{8},$$

となる。

X の値	0	1	2	3	合計
確率	$1/8$	$3/8$	$3/8$	$1/8$	1

4. 例 (さいころを 2 回投げる): さいころを 2 回投げたとき, ふたつのさいころの目の和に対応する確率変数を X とする. このとき,

和	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	合計
確率	$\frac{1}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{5}{36}$	$\frac{6}{36}$	$\frac{5}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{1}{36}$	1

となる. たとえば, $P(X = 4)$ の確率は

$$\begin{aligned} P(X = 4) &= P\{(1, 3), (2, 2), (3, 1)\} = P\{(1, 3)\} + P\{(2, 2)\} + P\{(3, 1)\} \\ &= \frac{1}{36} + \frac{1}{36} + \frac{1}{36} = \frac{3}{36} \end{aligned}$$

よりわかる.

連続型確率変数

1. $P(X = x) = 0$ となり, 確率変数 X の取る値が関数 $f(x)$ によって

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

とあらわされる場合, X は連続型確率変数といい, その分布を連続型という. また, $f(x)$ のことを確率変数 X の確率密度関数という. ただし,

$$\text{すべての } x \text{ に対して } f(x) \geq 0, \quad \text{かつ} \quad \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$$

となる.

ここで, Δx を極めて小さい数とすれば,

$$P(x < X \leq x + \Delta x) \approx f(x)\Delta x$$

である.

2. 例 (指数分布): $\lambda > 0$ として,

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

電球が切れるまでの時間 (故障時間) に対応する確率変数 X の確率分布とし利用される.

3. 例 (一様分布):

$$f(x) = \begin{cases} 1 & (0 \leq x \leq 1) \\ 0 & (\text{その他}) \end{cases}$$

累積分布関数

1. 定義

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

2. 離散型分布

$$F(x) = \sum_{u \leq x} p(u)$$

3. 連続型分布

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(u) du$$

4. 性質

(a) 広義単調増加

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

(b) 範囲

$$\lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1, \quad \lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$$

(c) 右側連続

$$\lim_{\epsilon \downarrow 0} F(x + \epsilon) = F(x), \quad \text{各 } x \text{ に対して}$$

モードとメディアン

モードとは確率(密度)関数 $f(x)$ を最大にする点である。メディアンは $P(X \leq m) \geq 1/2$ と $P(X \geq m) \geq 1/2$ をみたす点である。例で与えられた確率分布について、累積分布関数をもとめ、そのグラフを描け。

問題 6 連続型確率変数 X の確率密度関数は

$$f(x) = \begin{cases} 0, & x < 0, \\ \frac{1}{2}, & 0 \leq x \leq 2, \\ 0, & x > 2 \end{cases}$$

で与えられるとする。

(i) 累積分布関数 $F(x)$ を求め、そのグラフを描け。

(ii) メディアンを求めよ。すなわち、 $F(m) = 1/2$ をみたす点を求めること。

問題 7 離散型確率変数 X の確率関数は

$$P(X = 0) = \frac{1}{8}, P(X = 1) = \frac{3}{8}, P(X = 2) = \frac{3}{8}, P(X = 3) = \frac{1}{8},$$

で与えられるとする。このとき、 X の累積分布関数を求め、そのグラフを描け。

5.2 期待値とは

確率変数 X に対して、それがとる値の重み付き平均である。これを $E(X)$ と記す。

$$E(X) = \sum_x x f(x) \quad \text{〔離散型〕}$$

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx \quad \text{〔連続型〕}$$

期待値はひとつの定数である。無限和、積分であるから、存在しないこともある。

X の関数 $\phi(X)$ についても期待値が定義できる。

$$E(\phi(X)) = \sum_x \phi(x) f(x) \quad \text{〔離散型〕}$$

$$E(\phi(X)) = \int_{-\infty}^{\infty} \phi(x) f(x) dx \quad \text{〔連続型〕}$$

例〔さいころ〕

さいころをふって出る目に対応する確率変数を X の期待値を求めよう。確率分布は

X の値	1	2	3	4	5	6	合計
確率	$1/6$	$1/6$	$1/6$	$1/6$	$1/6$	$1/6$	1

であった。したがって、

$$E(X) = 1 \times \frac{1}{6} + 2 \times \frac{1}{6} + 3 \times \frac{1}{6} + 4 \times \frac{1}{6} + 5 \times \frac{1}{6} + 6 \times \frac{1}{6} = \frac{21}{6} = \frac{7}{2}$$

となる。

例(宝くじの期待値)

等級	当せん金	本数
1等	2億円	146本
1等の前後賞	5千万円	292本
1等の組み違い賞	十万円	1万4454本
2等	1千万円	292本
3等	百万円	2920本
4等	5万円	36万5千本
5等	1万円	146万本
6等	3百円	7300万本

この宝くじは1枚300円で7億3千万枚発売された。したがって、その期待値は

$$\begin{aligned} & (2 \times 10^8) \cdot \frac{146}{73 \times 10^7} + (5 \times 10^7) \cdot \frac{292}{73 \times 10^7} + (1 \times 10^5) \cdot \frac{14454}{73 \times 10^7} \\ & + (1 \times 10^7) \cdot \frac{146}{73 \times 10^7} + (1 \times 10^6) \cdot \frac{2920}{73 \times 10^7} + (5 \times 10^4) \cdot \frac{365 \times 10^3}{73 \times 10^7} \\ & + (1 \times 10^4) \cdot \frac{146 \times 10^4}{73 \times 10^7} + (3 \times 10^3) \cdot \frac{73 \times 10^6}{73 \times 10^7} \doteq 145 \end{aligned}$$

となる .

例 (指数分布) 確率変数 X の確率密度関数が

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & (x \geq 0) \\ 0 & (x < 0) \end{cases}, \quad \lambda > 0$$

で与えらるときの X の期待値を求めよう .

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = \int_0^{\infty} x \cdot \lambda e^{-\lambda x} dx \\ &= [-x e^{-\lambda x}]_0^{\infty} + \int_0^{\infty} e^{-\lambda x} dx = \frac{1}{\lambda} \end{aligned}$$

となる .

例 (一様分布) 確率変数 X が一様分布

$$f(x) = \begin{cases} 1 & (0 \leq x \leq 1) \\ 0 & (\text{その他}) \end{cases}$$

に従うとする . このとき , X の期待値と X^2 の期待値を求めよう .

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = \int_0^1 x \cdot 1 dx = \frac{1}{2} \\ E(X^2) &= \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x) dx = \int_0^1 x^2 \cdot 1 dx = \frac{1}{3} \end{aligned}$$

期待値の性質

- (a) $E(c) = c$
- (b) $E(X + c) = E(X) + c$
- (c) $E(cX) = cE(X)$
- (d) $E(X + Y) = E(X) + E(Y)$ (期待値の加法性)

例 (さいころを 2 回投げる) さいころを 2 回投げたとき , ふたつのさいころの目の和に対応する確率変数を X とする . このとき , 確率分布表は

和	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	合計
確率	$\frac{1}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{5}{36}$	$\frac{6}{36}$	$\frac{5}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{1}{36}$	1

とあった . 直接 , X の期待値を求めることはできる :

$$\begin{aligned} E(X) &= 2 \times \frac{1}{36} + 3 \times \frac{2}{36} + 4 \times \frac{3}{36} + 5 \times \frac{4}{36} + 6 \times \frac{5}{36} + 7 \times \frac{6}{36} + 8 \times \frac{5}{36} \\ &\quad + 9 \times \frac{4}{36} + 10 \times \frac{3}{36} + 11 \times \frac{2}{36} + 12 \times \frac{1}{36} \\ &= \frac{252}{6} = 7 \end{aligned}$$

しかし，2個のさいころの目に対応する確率変数を X_1 と X_2 とすれば， $X = X_1 + X_2$ となるので，性質 (d) ととなる．さらに， $E(X_1) = 7/2$ と $E(X_2) = 7/2$ を利用すれば，

$$E(X) = E(X_1) + E(X_2) = \frac{7}{2} + \frac{7}{2} = 7$$

を得る．

分散と標準偏差

確率変数 X の期待値 $E(X)$ に X がどれだけ集中しているかを測る指標として， X の分散を

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

で定義する．また，標準偏差を $\sqrt{V(X)}$ と定義する．期待値の定義から

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

となる． $V(X) \geq 0$ であることに注意せよ．また，

$$\begin{aligned} V(X) &= E(X^2 - 2XE(X) + (E(X))^2) = E(X^2) - 2E(X)E(X) + (E(X))^2 \\ &= E(X^2) - (E(X))^2 \end{aligned}$$

と書きかえることができる．

分散の性質

- (a) $V(c) = 0$
- (b) $V(X + c) = V(X)$
- (c) $V(cX) = c^2V(X)$
- (d) $V(X) \geq 0$

例(さいころ)

X を1個のさいころをふったときの目， Y を2個のさいころをふったときの目に対応する確率変数 X_1 と X_2 のふたつの目の平均に対応する確率変数とする．すなわち， $Y = (X_1 + X_2)/2$ である．このとき，

$$E(X_1) = \frac{7}{2}, \quad E(Y) = \frac{1}{2}E(X_1) + \frac{1}{2}E(X_2) = \frac{7}{2}$$

である．しかし， Y のほうがその期待値に集中している．まず， X_1 の分散を求める：

$$E(X_1^2) = 1^2 \cdot \frac{1}{6} + 2^2 \cdot \frac{1}{6} + 3^2 \cdot \frac{1}{6} + 4^2 \cdot \frac{1}{6} + 5^2 \cdot \frac{1}{6} + 6^2 \cdot \frac{1}{6} = \frac{91}{6}$$

より

$$V(X_1) = \frac{91}{6} - \left(\frac{7}{2}\right)^2 = \frac{35}{12}$$

となる．つぎに， Y の分散を求める：

$$E(Y^2) = 1^2 \cdot \frac{1}{36} + (3/2)^2 \cdot \frac{2}{36} + 2^2 \cdot \frac{3}{36} + (5/2)^2 \cdot \frac{4}{36} + 3^2 \cdot \frac{5}{36} + (7/2)^2 \cdot \frac{6}{36} \\ + 4^2 \cdot \frac{5}{36} + (9/2)^2 \cdot \frac{4}{36} + 5^2 \cdot \frac{3}{36} + (11/2)^2 \cdot \frac{2}{36} + 6^2 \cdot \frac{1}{36} = \frac{329}{24}$$

から

$$V(Y) = \frac{329}{24} - \left(\frac{7}{2}\right)^2 = \frac{35}{24}$$

となり， $V(Y) < V(X)$ となる．

例 (一様分布の分散)

確率変数 X が一様分布

$$f(x) = \begin{cases} 1 & (0 \leq x \leq 1) \\ 0 & (\text{その他}) \end{cases}$$

に従うとする．このとき，

$$E(X) = \frac{1}{2} \quad E(X^2) = \frac{1}{3}$$

であった．したがって，

$$V(X) = \frac{1}{3} - \left(\frac{1}{2}\right)^2 = \frac{1}{12}$$

となる．

標準化変換

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

とおく．すると，期待値と分散の性質から

$$E(Z) = \frac{1}{\sqrt{V(X)}} E(X - E(X)) = 0$$

$$V(Z) = \left(\frac{1}{\sqrt{V(X)}}\right)^2 V(X - E(X)) = \frac{1}{V(X)} V(X) = 1$$

問題 8 コインを 3 回投げる実験．3 回中に表の出た回数に対応する確率変数を X の確率分布表は

X の値	0	1	2	3	合計
確率	$1/8$	$3/8$	$3/8$	$1/8$	1

であった．

(i) X の期待値を求めよ．

(ii) X の分散を求めよ．

5.3 二項分布と正規分布

確率分布 $\left\{ \begin{array}{l} \text{離散型分布} \quad \text{---} \quad \text{ベルヌーイ分布} \cdot \text{二項分布} \cdot \text{ポアソン分布} \\ \text{連続型分布} \quad \text{---} \quad \text{一様分布} \cdot \text{正規分布} \cdot \text{指数分布} \cdot \text{ワイブル分布} \end{array} \right.$

ベルヌーイ試行と二項分布

2 種類の可能な結果 (それぞれを S と F と呼ぼう) を生じる実験で, それぞれの結果が起こる確率が p と $1-p$ とし, この実験を同じ条件でかつ独立に n 回繰り返すことを考える. これをベルヌーイ試行という.

X : n 回中 S が x 回, F が $n-x$ 回生じるとすれば, その確率は

$$P(X=x) = f(x) = {}_n C_x p^x (1-p)^{n-x} = \frac{n!}{x!(n-x)!} p^x (1-p)^{n-x}$$

となる. ただし, $0! = 1$ とする. この分布を二項分布といい, $Bi(n, p)$ と書き, 特に $Bi(1, p)$ をベルヌーイ分布とよぶ.

2 項分布の性質

- $\sum_{x=0}^n {}_n C_x p^x (1-p)^{n-x} = 1$
- $E(X) = \sum_{x=0}^n {}_n C_x x p^x (1-p)^{n-x} = np$
- $V(X) = \sum_{x=0}^n {}_n C_x (x-np)^2 p^x (1-p)^{n-x} = np(1-p)$

ポアソン分布

X が確率関数

$$f(x) = \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!}, \quad x = 0, 1, 2, \dots$$

を持つとき, X はポアソン分布に従うという. ただし, $\lambda > 0$ である.

ポアソンの性質

- $\sum_{x=0}^{\infty} \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!} = 1$
- $E(X) = \sum_{x=0}^{\infty} x \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!} = \lambda$
- $V(X) = \sum_{x=0}^{\infty} (x-\lambda)^2 \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!} = \lambda$

正規分布

正規分布の密度関数は

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp \left\{ -\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2} \right\}, \quad -\infty < x < \infty$$

正規分布の性質

- $E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} x \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left\{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right\} dx = \mu$
- $V(X) = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^2 f(x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^2 \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left\{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right\} dx = \sigma^2$
- X が正規分布 $N(\mu, \sigma^2)$ に従うとき, その線形変換 $Y = aX + b$ は正規分布 $N(a\mu + b, a^2\sigma^2)$ に従う.
- $Z = (X - \mu)/\sigma$ は $N(0, 1)$ に従う.

$$\begin{aligned} P(-1 < Z \leq 1) &= \Phi(1) - \Phi(-1) = 0.6827 \\ P(-2 < Z \leq 2) &= \Phi(2) - \Phi(-2) = 0.9545 \\ P(-3 < Z \leq 3) &= \Phi(3) - \Phi(-3) = 0.9973 \end{aligned}$$

ただし, $\Phi(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-s^2/2} ds$

指数分布

確率密度関数

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & (x \geq 0) \\ 0 & (x < 0) \end{cases}, \quad \lambda > 0$$

で定義される分布

指数分布の性質

- $E(X) = \int_0^{\infty} x f(x) dx = \frac{1}{\lambda}$
- $V(X) = \int_0^{\infty} (x - \lambda)^2 f(x) dx = \frac{1}{\lambda^2}$

ワイブル分布

確率密度関数

$$f(x) = \begin{cases} (bx^{b-1}/a^b) \exp(-(x/a)^b) & (x \geq 0) \\ 0 & (x < 0) \end{cases}, \quad \lambda > 0$$

で定義される分布

ワイブルの性質

- $E(X) = \int_0^{\infty} x f(x) dx = a\Gamma(1 + (1/b))$
- $V(X) = \int_0^{\infty} (x - a\Gamma(1 + (1/b)))^2 f(x) dx = a^2\{(\Gamma(2 + (1/b))) - (\Gamma(1 + (1/b)))^2\}$

問題 9 X は $Bi(4, 1/2)$ に従うとする .

- (i) X の確率分布表を求めよ .
- (ii) X の期待値と分散を定義に従い求め , 期待値と分散の公式で求めたものと一致することを確認せよ .

問題 10 X が $N(100, 15^2)$ に従うとき , つぎの確率を求めよ .

- (i) $P(100 \leq X \leq 127)$
- (ii) $P(X \leq 118)$
- (iii) $P(X > 76)$
- (iv) $P(85 \leq X \leq 112)$

5.4 2次元確率分布

5.4.1 離散型確率変数の同時確率分布

X と Y を離散型確率変数とする .

$$P(X = x, Y = y) = f(x, y)$$

を 2 次元確率変数 (X, Y) の同時確率分布という .

性質

1.

$$f(x, y) \geq 0, \quad \sum_x \sum_y f(x, y) = 1$$

2. 2 次元空間の中にある事象とは (x, y) の集まった部分集合である . 事象 A に対して

$$P\{(X, Y) \in A\} = \sum_{(x, y) \in A} f(x, y)$$

離散型の周辺分布

X と Y の周辺確率分布を

$$g(x) = \sum_y f(x, y), \quad h(y) = \sum_x f(x, y)$$

で定義する .

連続型確率変数の同時確率分布

X と Y を連続型確率変数とする . $f(x, y)$ は 2 次元の同時確率密度関数とする .

性質

1.

$$f(x, y) \geq 0, \quad \int \int_S f(x, y) dx dy = 1$$

ただし, S は標本空間である .

2. 2 次元空間の中にある事象とは (x, y) の集まった部分集合である . 事象 A に対して

$$P\{(X, Y) \in A\} = \int \int_{(x, y) \in A} f(x, y) dx dy$$

5.4.2 連続型確率変数の周辺分布

X と Y の周辺確率分布を

$$g(x) = \int f(x, y) dy, \quad h(y) = \int f(x, y) dx$$

で定義する .

X と Y の共分散

$$COV[X, Y] = E[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)], \quad \text{ただし } \mu_X = E[X], \mu_Y = E[Y]$$

で定義する . すると

$$V[X + Y] = V[X] + V[Y] + 2COV[X, Y]$$

X と Y の相関係数

$$\rho_{X, Y} = \frac{COV[X, Y]}{\sqrt{V[X]}\sqrt{V[Y]}}$$

相関係数の性質

1.

$$-1 \leq \rho_{X, Y} \leq 1$$

2. X と Y は無相関 $\iff \rho_{X, Y} = 0$ (すなわち , $COV[X, Y] = 0$)

独立な確率変数

X と Y の同時確率分布において , あらゆる x, y について

$$f(x, y) = g(x) \cdot h(y)$$

が成立するならば , X と Y は互いに独立であるという . ただし , $f(x, y)$ は X と Y の同時確率 (密度) 関数であり , $g(x)$ と $h(y)$ は X と Y の周辺確率 (密度) 関数である .

性質

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

2. 独立 \Rightarrow 無相関 . なぜならば , $COV(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = 0$

3. $V(X \pm Y) = V(X) + V(Y)$

n 個の確率変数の独立性

n 個の確率変数 X_1, X_2, \dots, X_n が独立であるとは , あらゆる x_1, x_2, \dots, x_n に対して

$$f(x_1, x_2, \dots, x_n) = f_1(x_1)f_2(x_2) \times \dots \times f_n(x_n)$$

が成立することである。ただし, $f(x_1, x_2, \dots, x_n)$ は X_1, X_2, \dots, X_n の同時確率(密度)関数であり, $f_i(x_i), i = 1, 2, \dots, n,$ は X_i の周辺確率(密度)関数である。この場合, ふたつの確率変数 X_k と $X_l (1 \leq k \neq l \leq n)$ は独立である。