

## 1.8 確率変数の不等式

定理 1.1 (マルコフの不等式) 非負値確率変数  $X$  が有限の期待値  $\mathbb{E}[X] < \infty$  をもつとき, 任意の正数  $a > 0$  に対して,

$$P\{X \geq a\} \leq \frac{1}{a}\mathbb{E}[X]$$

が成立する.

証明  $X$  が連続型確率の場合を示す.  $X$  の確率密度関数を  $f_X(x)$  とする.

$$\mathbb{E}[X] = \int_0^{\infty} x f_X(x) dx \geq \int_a^{\infty} x f_X(x) dx \geq a \int_a^{\infty} f_X(x) dx = a \mathbb{P}(X \geq a)$$

よりわかる. □

定理 1.2 (チェビシェフの不等式) 確率変数  $X$  が平均  $\mu$ , 分散  $\sigma^2$  をもつとき, 任意の正数  $a > 0$  に対して,

$$\mathbb{P}\{|X - \mu| \geq a\} \leq \frac{\sigma^2}{a^2}$$

が成り立つ.

証明 Markov の不等式から

$$\mathbb{P}\{|X - \mu| \geq a\} = \mathbb{P}\{|X - \mu|^2 \geq a^2\} \geq \frac{\mathbb{E}[(X - \mu)^2]}{a^2}$$

よりわかる. □

例 1.13  $X$  は平均  $\mu$ , 分散  $\sigma^2$  ( $\sigma > 0$ ) の分布に従うとする. このとき, 任意の正の実数  $t$  に対して,

$$\mathbb{P}\{|X - \mu| \geq t\sigma\} \leq \frac{1}{t^2} \mathbb{E}\left[\left(\frac{|X - \mu|}{\sigma}\right)^2\right] = \frac{1}{t^2} \frac{\mathbb{E}[(X - \mu)^2]}{\sigma^2} = \frac{1}{t^2}$$

となる. したがって,  $t = 2$  の場合

$$\mathbb{P}\{|X - \mu| \geq 2\sigma\} \leq \frac{1}{2^2} = 0.25$$

となる.

例 1.14  $Z$  は標準正規分布に従うとする. このとき, 任意の正の実数  $t$  に対して,

$$\mathbb{P}\{|Z| \geq t\} \leq \sqrt{\frac{2}{\pi}} \frac{e^{-t^2/2}}{t} \tag{1.2}$$

となる.

$t = 2$  のとき , Chebychev の不等式から

$$\mathbb{P}\{|Z| \geq 2\} \leq \frac{1}{2^2} = 0.25$$

となる . しかし , (1.2) から

$$\mathbb{P}\{|Z| \geq 2\} \leq \sqrt{\frac{2}{\pi}} \frac{e^{-2}}{2} = 0.054$$

となる . また ,

$$\mathbb{P}\{|Z| \geq 3\} \leq \sqrt{\frac{2}{\pi}} \frac{e^{-4.5}}{3} = 0.00295$$

となる .

1.2) は以下からわかる .

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\{Z \geq t\} &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_t^{\infty} e^{-z^2/2} dz \\ &\leq \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_t^{\infty} \frac{z}{t} e^{-z^2/2} dz \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left[ -\frac{1}{t} e^{-z^2/2} \right]_t^{\infty} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{e^{-t^2/2}}{t} \end{aligned}$$

と

$$\mathbb{P}\{|Z| \geq t\} = \mathbb{P}\{\{Z \geq t\} \cup \{Z \leq -t\}\} = \mathbb{P}\{Z \geq t\} + \mathbb{P}\{Z \leq -t\} = 2\mathbb{P}\{Z \geq t\}$$

からわかる .

ある区間  $I = (a, b)$  の上の実数値連続関数  $h(x)$  が凸 (convex) であるとは , 任意の  $c \in (1, 0)$  と任意の  $x_1, x_2 \in I$  に対して ,

$$h(cx_1 + (1-c)x_2) \leq ch(x_1) + (1-c)h(x_2)$$

が成り立つことである . もし ,  $x_1 \neq x_2$  に対して 「 $\leq$ 」 のかわりに 「 $<$ 」 が常に成立するならば , 狭義の凸関数という .

定理 1.3 ( イェンセンの不等式 )  $X$  を確率変数とし ,  $h(x)$  を  $X$  の定義域を含む区間上で凸な関数とする .  $X$  と  $h(X)$  の期待値が有限のとき ,

$$\mathbb{E}[h(X)] \geq h(\mathbb{E}[X])$$

が成立する . もし ,  $h(x)$  が狭義の凸関数のとき , 等号が成り立つのは 1 点分布の時に限る .

証明 任意の固定した  $x_0$  とある線形関数  $g(x) = ax + b$  が存在して ,  $h(x_0) = g(x_0)$  とすべての  $x$  に対して  $h(x) \geq g(x)$  が成立する .  $x_0 = \mathbb{E}[X]$  として , 上のことを利用すれば ,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[h(X)] &\geq \mathbb{E}[g(X)] \\ &= \mathbb{E}[aX + b] \\ &= a\mathbb{E}[X] + b \\ &= g(\mathbb{E}[X]) = h(\mathbb{E}[X]) \end{aligned}$$

□

例 1.15  $X$  を  $\mathbb{E}[X^2] < \infty$  なる確率変数とする． $h(x) = x^2$  とすれば， $h(x)$  は狭義の凸関数なので，Jensen の不等式より

$$\{\mathbb{E}[X]\}^2 = g(\mathbb{E}[X]) \leq \mathbb{E}[g(X)] = \mathbb{E}[X^2]$$

となる．したがって，

$$|\mathbb{E}[X]| \leq \sqrt{\mathbb{E}[X^2]}$$

をえる．

例 1.16  $a_1, a_2, \dots, a_n$  は正の数とし，

$$\begin{aligned} m_A &= \frac{1}{n}(a_1 + a_2 + \dots + a_n) && (\text{算術平均}) \\ m_G &= \{a_1 a_2 \dots a_n\}^{1/n} && (\text{幾何平均}) \\ m_H &= \frac{1}{\frac{1}{n} \left( \frac{1}{a_1} + \frac{1}{a_2} + \dots + \frac{1}{a_n} \right)} && (\text{調和平均}) \end{aligned}$$

とする．このとき，

$$m_H \leq m_G \leq m_A$$

が成立する．

Jensen の不等式を用いて示す：そのために， $X$  を確率変数として

$$\mathbb{P}\{X = a_i\} = \frac{1}{n}, \quad i = 1, 2, \dots, n$$

とする． $\log x$  は凸関数なので， $\mathbb{E}[\log X] \leq \log(\mathbb{E}[X])$  が成立する．したがって，

$$\log m_G = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log a_i = \mathbb{E}[\log X] \leq \log(\mathbb{E}[X]) = \log \left( \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n a_i \right) = \log m_A$$

より  $m_G \leq m_A$  がわかる．また，

$$\log \frac{1}{m_H} = \log \left( \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{a_i} \right) = \log \left( \mathbb{E} \left[ \frac{1}{X} \right] \right) \geq \mathbb{E} \left[ \log \left( \frac{1}{X} \right) \right] = -\mathbb{E}[\log X] = -\log m_G$$

から  $m_G \geq m_H$  がわかる．

定理 1.4 (ヘルダーの不等式) 正数  $p, q$  は  $1/p + 1/q = 1$  をみたすとする． $\mathbb{E}[|X|^p] < \infty$ ,  $\mathbb{E}[|Y|^q] < \infty$  なる確率変数  $X, Y$  を確率変数に対して，

$$\mathbb{E}[|XY|] \leq \{\mathbb{E}[|X|^p]\}^{1/p} \{\mathbb{E}[|Y|^q]\}^{1/q}$$

が成立する．ときに， $p = 2, q = 2$  のときの不等式

$$\mathbb{E}[|XY|] \leq \sqrt{\mathbb{E}[|X|^2]} \sqrt{\mathbb{E}[|Y|^2]}$$

をシュバルツの不等式という．

証明 まず, 任意の正の数  $a, b$  に対して,

$$\frac{1}{p}a^p + \frac{1}{q}b^q \geq ab \quad (1.3)$$

が成立することを示す. ただし, 等号成立は  $a^p = b^q$  の時に限る.  $b$  を固定して,

$$g(a) = \frac{1}{p}a^p + \frac{1}{q}b^q - ab$$

とおき,  $g(a)$  を  $a$  に関して最小化する:

$$\frac{d}{da}g(a) = a^{p-1} - b = 0 \iff b = a^{p-1}$$

となり, 2 次の導関数を確認すれば,  $a = b^{1/(p-1)}$  のとき, 最小となる. したがって,

$$g(a) \geq g(b^{1/(p-1)}) = \frac{1}{p}b^{p/(p-1)} + \frac{1}{q}b^q - b^{1/(p-1)}b = \frac{1}{p}b^q + \frac{1}{q}b^q - b^q = 0$$

となる. 最後から 2 番目の等号は  $p/(p-1) = q$  よりわかる.

次に,

$$a = \frac{|X|}{(\mathbb{E}[|X|^p])^{1/p}}, \quad b = \frac{|Y|}{(\mathbb{E}[|Y|^q])^{1/q}},$$

として, (1.3) を用いてば,

$$\frac{1}{p} \frac{|X|^p}{\mathbb{E}[|X|^p]} + \frac{1}{q} \frac{|Y|^q}{\mathbb{E}[|Y|^q]} \geq \frac{|XY|}{(\mathbb{E}[|X|^p])^{1/p}(\mathbb{E}[|Y|^q])^{1/q}}$$

を得る. この両辺の期待値を取れば, 定理は証明された. □

例 1.17  $X$  と  $Y$  を確率変数とし,  $\mathbb{E}[X^2] < \infty$ ,  $\mathbb{E}[Y^2] < \infty$  とする. このとき,  $-\infty < \mu_X = \mathbb{E}[X]$ ,  $\mu_Y = \mathbb{E}[Y] < \infty$  がただちにわかる. さらに, Cauchy-Schwarz の不等式から

$$|\mathbb{E}[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)]| \leq \mathbb{E}[|(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)|] \leq \sqrt{\mathbb{E}[(X - \mu_X)^2]} \sqrt{\mathbb{E}[(Y - \mu_Y)^2]}$$

より

$$(\text{COV}[X, Y])^2 \leq \text{VAR}[X]\text{VAR}[Y]$$

を得る. したがって,

$$|\rho[X, Y]| \leq 1 \iff -1 \leq \rho[X, Y] \leq 1$$

を得る.