

§6 期待値, 分散, 標準偏差 演習問題2 解答

🔑 問題の難易度の目安【基礎】★☆☆ 【標準】★★☆ 【発展】★★★

【記号】以下, すべての問いにおいて確率空間 $(\Omega, \mathcal{U}, \mathbb{P})$ 上で考える. $(\Omega, \mathcal{U}, \mathbb{P})$ 上の確率変数を単に“確率変数”とよぶ. 確率変数 X に対して, その期待値を $\mathbb{E}[X] := \int_{\Omega} X d\mathbb{P}$, 分散を $\text{var}[X] := \mathbb{E}[|X - \mathbb{E}[X]|^2]$ で表す.

また, 集合 A に対し $\mathbb{1}_A(x) := \begin{cases} 1, & x \in A \\ 0, & x \notin A \end{cases}$ で A の特性関数を表す. $\exp(x) := e^x$ と書く.

1 (★★☆)(Chebyshev の不等式)

X を確率変数, $1 \leq p < \infty$ とする. 任意の $\lambda > 0$ に対して

$$\mathbb{P}[|X| \geq \lambda] \leq \frac{\mathbb{E}[|X|^p]}{\lambda^p}$$

が成り立つことを示せ. これを ^{チェビシェフ} **Chebyshev の不等式** という.

解 以下のように 1 行で証明が完了する:

$$\mathbb{E}[|X|^p] = \int_{\Omega} |X|^p d\mathbb{P} \geq \int_{\Omega \cap \{|X| \geq \lambda\}} |X|^p d\mathbb{P} \geq \lambda^p \int_{\Omega \cap \{|X| \geq \lambda\}} d\mathbb{P} = \lambda^p \mathbb{P}[|X| \geq \lambda].$$

2 (★★★)($\mathcal{O}_s(\cdot)$ 記号の性質①)

X を確率変数, $s, \theta \in (0, \infty)$ とする. X が $\mathcal{O}_s(\theta)$ 以下であることを

$$X \leq \mathcal{O}_s(\theta) \iff \mathbb{E}[\exp((\theta^{-1}X_+)^s)] \leq 2$$

によって定義する. ただし, $X_+ := \max\{X, 0\}$ は X の正值部分を表す. このとき, 以下の (1)–(3) を示せ:

$$(1) X \leq \mathcal{O}_s(\theta) \iff \theta^{-1}X \leq \mathcal{O}_s(1).$$

$$(2) X \leq \mathcal{O}_s(\theta) \text{ ならば, 任意の } x \geq 0 \text{ に対して}$$

$$\mathbb{P}[X \geq \theta x] \leq 2 \exp(-x^s).$$

$$(3) \text{ 任意の } x \geq 0 \text{ に対して } \mathbb{P}[X \geq \theta x] \leq \exp(-x^s) \text{ ならば,}$$

$$X \leq \mathcal{O}_s\left(2^{\frac{1}{s}}\theta\right).$$

解 (1) 同値変形によって,

$$\begin{aligned}
 X \leq \mathcal{O}_s(\theta) &\iff \mathbb{E} [\exp ((\theta^{-1} X_+)^s)] \leq 2 \\
 &\iff \int_{\Omega} \exp ((\theta^{-1} X_+)^s) d\mathbb{P} \leq 2 \\
 &\stackrel{Y:=\theta^{-1}X}{\iff} \int_{\Omega} \exp(Y_+^s) d\mathbb{P} \leq 2 \\
 &\iff \mathbb{E} [\exp(Y_+^s)] \leq 2 \\
 &\iff Y = \theta^{-1}X \leq \mathcal{O}_s(1).
 \end{aligned}$$

(2) $X \leq \mathcal{O}_s(\theta)$ とすると, $\mathbb{E} [\exp ((\theta^{-1} X_+)^s)] \leq 2$. 左辺について **1** (Chebyshev の不等式) と同様の証明により, $\forall x \geq 0$ に対して

$$\begin{aligned}
 \mathbb{E} [\exp ((\theta^{-1} X_+)^s)] &= \int_{\Omega} \exp ((\theta^{-1} X_+)^s) d\mathbb{P} \\
 &\geq \int_{\Omega \cap \{X \geq \theta x\}} \exp ((\theta^{-1} X_+)^s) d\mathbb{P} \\
 &\geq \int_{\Omega \cap \{X \geq \theta x\}} \exp (x^s) d\mathbb{P} = \exp(x^s) \mathbb{P} [X \geq \theta x].
 \end{aligned}$$

これより, 所望の不等式を得る.

(3) まず, $\mathbb{E} \left[\exp \left(\left((2^{\frac{1}{s}} \theta)^{-1} X_+ \right)^s \right) \right] = \mathbb{E} \left[\exp \left(\frac{1}{2} (\theta^{-1} X_+)^s \right) \right]$ が成り立つ. 右辺の期待値中の確率変数に関して, 微積分の基本定理により

$$\begin{aligned}
 \exp \left(\frac{1}{2} (\theta^{-1} X_+)^s \right) - 1 &= \int_0^{\theta^{-1} X_+} \frac{d}{dx} \exp \left(\frac{1}{2} x^s \right) dx \\
 &= \int_0^{\theta^{-1} X_+} \frac{s}{2} x^{s-1} \exp \left(\frac{1}{2} x^s \right) dx
 \end{aligned}$$

と書き直せる. Fubini の定理 (重積分の累次積分) と仮定: $\mathbb{P} [X \geq \theta x] \leq \exp(-x^s)$ ($\forall x \geq 0$) を用いれば,

$$\begin{aligned}
 \mathbb{E} \left[\exp \left((2^{\frac{1}{s}} \theta)^{-1} X_+ \right)^s \right] &= \mathbb{E} \left[\int_0^{\theta^{-1} X_+} \frac{s}{2} x^{s-1} \exp \left(\frac{1}{2} x^s \right) dx + 1 \right] \\
 &= \mathbb{E} \left[\int_0^{\theta^{-1} X_+} \frac{s}{2} x^{s-1} \exp \left(\frac{1}{2} x^s \right) dx \right] + \underbrace{\mathbb{E} [1]}_{= \int_{\Omega} d\mathbb{P} = \mathbb{P}[\Omega] = 1} \\
 &= \int_{\Omega} \left(\int_0^{\theta^{-1} X_+} \frac{s}{2} x^{s-1} \exp \left(\frac{1}{2} x^s \right) dx \right) d\mathbb{P} + 1 \\
 &= \int_{\Omega} \left(\int_0^{\infty} \frac{s}{2} x^{s-1} \exp \left(\frac{1}{2} x^s \right) \mathbb{1}_{\{X \geq \theta x\}} dx \right) d\mathbb{P} + 1
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 &= \int_0^\infty \frac{s}{2} x^{s-1} \exp\left(\frac{1}{2}x^s\right) \left(\int_\Omega \mathbb{1}_{\{X \geq \theta x\}} d\mathbb{P}\right) dx + 1 \quad (\because \text{Fubini の定理}) \\
 &= \int_0^\infty \frac{s}{2} x^{s-1} \exp\left(\frac{1}{2}x^s\right) \underbrace{\mathbb{P}[X \geq \theta x]}_{\leq \exp(-x^s)} dx + 1 \\
 &= 1 + \int_0^\infty \frac{s}{2} x^{s-1} \exp\left(-\frac{1}{2}x^s\right) dx \\
 &= 1 + \int_0^\infty \left\{ -\exp\left(-\frac{x^s}{2}\right) \right\}' dx \\
 &= 1 + \left[-\exp\left(-\frac{x^s}{2}\right) \right]_{x=0}^\infty = 2,
 \end{aligned}$$

すなわち,

$$\mathbb{E} \left[\exp \left(\left((2^{\frac{1}{s}} \theta)^{-1} X_+ \right)^s \right) \right] \leq 2 \iff X \leq \mathcal{O}_s \left(2^{\frac{1}{s}} \theta \right).$$

3 (★★★)($\mathcal{O}_s(\cdot)$ 記号の性質②)

$\theta, \varphi \in (0, \infty)$ とし, 確率変数 X, Y は $0 \leq X \leq \mathcal{O}_1(\theta)$, $0 \leq Y \leq \mathcal{O}_1(\varphi)$ を満たしているとする. このとき,

$$XY \leq \mathcal{O}_{\frac{1}{2}}(\theta\varphi)$$

が成り立つことを, 相加相乗平均の不等式および, 積分型 Cauchy-Schwarz の不等式 $\int fg \leq \left(\int f^2 \right)^{\frac{1}{2}} \left(\int g^2 \right)^{\frac{1}{2}}$ を用いて示せ.

解 まず, $X, Y \geq 0$ と相加相乗平均の不等式により,

$$\begin{aligned}
 \mathbb{E} \left[\exp \left(\left[(\theta\varphi)^{-1} (XY)_+ \right]^{\frac{1}{2}} \right) \right] &= \mathbb{E} \left[\exp \left(\left[(\theta\varphi)^{-1} XY \right]^{\frac{1}{2}} \right) \right] \quad (\because (XY)_+ = XY) \\
 &= \mathbb{E} \left[\exp \left(\left[(\theta^{-1} X)(\varphi^{-1} Y) \right]^{\frac{1}{2}} \right) \right] \\
 &= \int_\Omega \exp \left(\left[(\theta^{-1} X)(\varphi^{-1} Y) \right]^{\frac{1}{2}} \right) d\mathbb{P} \\
 &\leq \int_\Omega \exp \left(\frac{(\theta^{-1} X) + (\varphi^{-1} Y)}{2} \right) d\mathbb{P} \quad (\because \text{相加相乗}) \\
 &= \int_\Omega \exp \left(\frac{\theta^{-1} X}{2} \right) \exp \left(\frac{\varphi^{-1} Y}{2} \right) d\mathbb{P} \quad \dots \textcircled{1}.
 \end{aligned}$$

積分型 Cauchy-Schwarz の不等式 $\int fg \leq \left(\int f^2 \right)^{\frac{1}{2}} \left(\int g^2 \right)^{\frac{1}{2}}$ および, $X \leq \mathcal{O}_1(\theta)$, $Y \leq \mathcal{O}_1(\varphi)$

により, ①の右辺は

$$\begin{aligned}
 \int_{\Omega} \exp\left(\frac{\theta^{-1}X}{2}\right) \cdot \exp\left(\frac{\theta^{-1}Y}{2}\right) d\mathbb{P} &\leq \left(\int_{\Omega} \left[\exp\left(\frac{\theta^{-1}X}{2}\right)\right]^2 d\mathbb{P}\right)^{\frac{1}{2}} \left(\int_{\Omega} \left[\exp\left(\frac{\varphi^{-1}Y}{2}\right)\right]^2 d\mathbb{P}\right)^{\frac{1}{2}} \\
 &= \left(\int_{\Omega} \exp(\theta^{-1}X) d\mathbb{P}\right)^{\frac{1}{2}} \left(\int_{\Omega} \exp(\varphi^{-1}Y) d\mathbb{P}\right)^{\frac{1}{2}} \\
 &= \mathbb{E}[\exp(\theta^{-1}X)]^{\frac{1}{2}} \mathbb{E}[\exp(\varphi^{-1}Y)]^{\frac{1}{2}} \\
 &\leq 2^{\frac{1}{2}} 2^{\frac{1}{2}} = 2
 \end{aligned}$$

と評価できる. したがって①と合わせると, 所望の不等式

$$\mathbb{E}\left[\exp\left(\left[(\theta\varphi)^{-1}(XY)_+\right]^{\frac{1}{2}}\right)\right] \leq 2 \iff XY \leq \mathcal{O}_{\frac{1}{2}}(\theta\varphi)$$

に逢着する. ■

【メモ】 より一般に, $i = 1, 2$ に対して $X_i \leq \mathcal{O}_{s_i}(\theta_i)$ ならば

$$X_1 X_2 \leq \mathcal{O}_{\frac{s_1 s_2}{s_1 + s_2}}(\theta_1 \theta_2)$$

が成り立つ.