

補充問題 3

● 指数分布の期待値と分散 ●

指数分布 $f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & (x \geq 0) \\ 0 & (x < 0) \end{cases}$ (*) (λ : 正の定数) の期待値 μ と

分散 σ^2 を公式: $\mu = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f(x) dx$ ①, $\sigma^2 = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 \cdot f(x) dx - \mu^2$ ②
を用いて求めよ。

ヒント! 演習問題 23(P40) で、この指数分布の期待値 μ と分散 σ^2 が $\mu = \frac{1}{\lambda}$,
 $\sigma^2 = \frac{1}{\lambda^2}$ となることは、積率母関数 $M(\theta)$ を使って既に求めているが、ここでは
①と②の公式から同じ結果が得られることを確認してみよう。

解答&解説

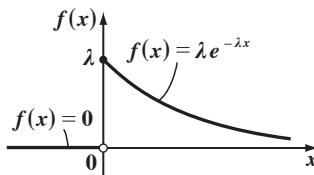
(*) の指数分布の確率密度 $f(x)$ より、
この期待値 μ と分散 σ^2 を①と②の
公式を用いて求める。

$$(i) \mu = E[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx$$

$$\left(\int_{-\infty}^0 x \cdot 0 dx + \int_0^{\infty} x \cdot \lambda e^{-\lambda x} dx \right)$$

$$= - \int_0^{\infty} x \cdot (e^{-\lambda x})' dx$$

$$= - \left\{ [xe^{-\lambda x}]_0^{\infty} - \int_0^{\infty} 1 \cdot e^{-\lambda x} dx \right\}$$



部分積分法

$$\int_0^{\infty} f \cdot g' dx = [f \cdot g]_0^{\infty} - \int_0^{\infty} f' \cdot g dx$$

$$\lim_{a \rightarrow \infty} \left[\frac{x}{e^{\lambda x}} \right]_0^a = \lim_{a \rightarrow \infty} \left(\frac{a}{e^{\lambda a}} - 0 \right) = 0$$

$$\lim_{a \rightarrow \infty} \left[-\frac{1}{\lambda} e^{-\lambda x} \right]_0^a = \lim_{a \rightarrow \infty} \left(-\frac{1}{\lambda} e^{\lambda a} + \frac{1}{\lambda} \right) = \frac{1}{\lambda}$$

$$= - \left(0 - \frac{1}{\lambda} \right) = \frac{1}{\lambda} \quad \dots \dots \dots \text{③ となる。} \dots \dots \dots \text{(答)}$$

$$\begin{aligned}
\text{(ii)} \quad \sigma^2 &= V[X] = E[X^2] - E[X]^2 = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 \cdot f(x) dx - \mu^2 \\
&\quad \boxed{\int_{-\infty}^0 x^2 \cdot 0 dx + \int_0^{\infty} x^2 \cdot \lambda e^{-\lambda x} dx} \quad \boxed{\frac{1}{\lambda^2} \quad (\mu = \frac{1}{\lambda} \cdots \text{③より})} \\
&= - \int_0^{\infty} x^2 \cdot (e^{-\lambda x})' dx - \frac{1}{\lambda^2} \\
&\quad \boxed{[x^2 e^{-\lambda x}]_0^{\infty} - \int_0^{\infty} 2x e^{-\lambda x} dx \quad (\text{部分積分})} \\
&= \lim_{a \rightarrow \infty} \left[\frac{x^2}{e^{\lambda x}} \right]_0^a - 2 \int_0^{\infty} x \left(-\frac{1}{\lambda} \right) (e^{-\lambda x})' dx \\
&= \lim_{a \rightarrow \infty} \left(\frac{a^2}{e^{\lambda a}} - 0 \right) + \frac{2}{\lambda} \int_0^{\infty} x (e^{-\lambda x})' dx \\
&\quad \boxed{0} \\
&= - \frac{2}{\lambda} \int_0^{\infty} x \cdot (e^{-\lambda x})' dx - \frac{1}{\lambda^2} \\
&\quad \boxed{[x \cdot e^{-\lambda x}]_0^{\infty} - \int_0^{\infty} 1 \cdot e^{-\lambda x} dx \quad (\text{部分積分})} \\
&= \left[\frac{x}{e^{\lambda x}} \right]_0^{\infty} + \frac{1}{\lambda} \left[\frac{1}{e^{\lambda x}} \right]_0^{\infty} = \lim_{a \rightarrow \infty} \left[\frac{x}{e^{\lambda x}} \right]_0^a + \frac{1}{\lambda} \cdot \lim_{a \rightarrow \infty} \left[\frac{1}{e^{\lambda x}} \right]_0^a \\
&= \lim_{a \rightarrow \infty} \left(\frac{a}{e^{\lambda a}} - 0 \right) + \frac{1}{\lambda} \cdot \lim_{a \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{e^{\lambda a}} - 1 \right) = -\frac{1}{\lambda} \\
&\quad \boxed{0} \\
&= - \frac{2}{\lambda} \cdot \left(-\frac{1}{\lambda} \right) - \frac{1}{\lambda^2} = \frac{1}{\lambda^2} \quad \text{となる。(答)}
\end{aligned}$$

結果は既に分かってはいたんだけど、今回は確率母関数を使わずに、
公式 : $\mu = E[X]$ と $\sigma^2 = E[X^2] - E[X]^2 = E[X^2] - \mu^2$ を用いて同じ結果を導いたんだね。良い計算練習になったでしょう？