

現代数理統計学の基礎 2章

Miya

問 1

(1)

全確率は 1 だから

$$\begin{aligned}\int_0^2 Cx^3 &= \left[\frac{C}{4}\right]_0^2 \\ &= \frac{C}{4} \times 16 = 1\end{aligned}$$

よって $C=1/4$ 。つぎに分布関数 $F(x)$ は

$$\begin{aligned}F(x) &= \int_{-\infty}^x f_X(t)dt \\ &= \int_0^x \frac{1}{4}t^3 dt \\ &= \left[\frac{1}{16}t^4\right]_0^x = \frac{1}{16}x^4\end{aligned}$$

(2)

全確率は 1 だから

$$\begin{aligned}\int_{-\infty}^{\infty} f_X(x)dx &= \int_{-\infty}^{\infty} Ce^{-|x|}dx \\ &= 2C \int_0^{\infty} e^{-x}dx \\ &= 2C \left[-e^{-x}\right]_0^{\infty} \\ &= 2C(0+1) = 2C = 1\end{aligned}$$

よって $C=1/2$ である。つぎに分布関数 $F(x)$ は

$$F(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{2}e^{-|t|}dt$$

$x>0$ のとき

$$\begin{aligned}F(x) &= 1 - \int_x^{\infty} \frac{1}{2}e^{-t}dt \\ &= 1 - \left[-\frac{1}{2}e^{-t}\right]_x^{\infty} \\ &= 1 - \frac{1}{2}e^{-x}\end{aligned}$$

$x < 0$ のとき

$$\begin{aligned} F(x) &= \int_{-x}^{\infty} \frac{1}{2} e^{-t} dt \\ &= \left[-\frac{1}{2} e^{-t} \right]_{-x}^{\infty} = \frac{1}{2} e^x \end{aligned}$$

以上より

$$F(x) = \begin{cases} 1 - \frac{1}{2} e^{-x} & \text{if } x > 0, \\ \frac{1}{2} e^x & \text{if } x \leq 0, \end{cases}$$

(3)

全確率は 1 だから

$$\begin{aligned} \int_0^{\infty} C e^{-2x} dx &= C \left[-\frac{1}{2} e^{-2x} \right]_0^{\infty} \\ &= C \left(0 + \frac{1}{2} \right) = 1 \end{aligned}$$

よって $C=2$ である。また分布関数 $F(x)$ は

$$\begin{aligned} F(x) &= \int_{-\infty}^x f_X(t) dt \\ &= \int_0^x 2e^{-2t} dt \\ &= \left[-e^{-2t} \right]_0^x = -e^{-2x} + 1 \end{aligned}$$

(4)

全確率は 1 だから

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx &= C \int_0^{\infty} e^{-x} e^{-e^{-x}} dx \\ &= C \left[e^{-e^{-x}} \right]_0^{\infty} \\ &= C(e^0 - e^{-1}) \\ &= C \times \frac{e-1}{e} = 1 \end{aligned}$$

よって $C = \frac{e}{e-1}$ である。また分布関数 $F(x)$ は

$$\begin{aligned} F(x) &= \int_{-\infty}^x f_X(t) dt \\ &= \frac{e}{e-1} \int_0^x e^{-t} e^{-e^{-t}} dt \\ &= \frac{e}{e-1} \left[e^{-e^{-t}} \right]_0^x = 1 + \frac{e^{-e^{-x}}}{e-1} \end{aligned}$$

問2

関数が分布関数であるとは $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0, \lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1$ であること、非減少関数であること、右連続であることの3つが必要十分条件である。よってこの3つを示し、またその確率密度関数を求める。

(1)

まず $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0, \lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1$ が成り立つことは

$$\begin{aligned}\lim_{x \rightarrow -\infty} (1 + e^{-x})^{-1} &= 0 \\ \lim_{x \rightarrow \infty} (1 + e^{-x})^{-1} &= 1\end{aligned}$$

より示せた。つぎに、任意の2つの数 x_1, x_2 に対して $x_1 < x_2$ が成り立つ時

$$\begin{aligned}e^{-x_1} &> e^{-x_2} \\ 1 + e^{-x_1} &> 1 + e^{-x_2} \\ (1 + e^{-x_1})^{-1} &< (1 + e^{-x_2})^{-1}\end{aligned}$$

よって非減少関数であることが示せた。最後に e^{-x} は連続関数だから

$$\lim_{x \rightarrow a+} (1 + e^{-x})^{-1} = (1 + e^{-a})^{-1} = F(a)$$

より右連続であることも示せた。よって与えられた関数は分布関数である。また確率密度関数は

$$\begin{aligned}f_X(x) &= \frac{d}{dx} (1 + e^{-x})^{-1} \\ &= (1 + e^{-x})^{-2} \cdot e^{-x}\end{aligned}$$

(2)

まず $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0, \lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1$ が成り立つことは

$$\begin{aligned}\lim_{x \rightarrow 1} 1 - \frac{1}{x^2} &= 0 \\ \lim_{x \rightarrow \infty} 1 - \frac{1}{x^2} &= 1\end{aligned}$$

より示せた。つぎに、任意の2つの数 x_1, x_2 に対して $x_1 < x_2$ が成り立つ時

$$\begin{aligned}x_1^2 &< x_2^2 \\ \frac{1}{x_1^2} &> \frac{1}{x_2^2} \\ 1 - \frac{1}{x_1^2} &< 1 - \frac{1}{x_2^2}\end{aligned}$$

よって非減少関数であることが示せた。最後に $\frac{1}{x^2}$ は $x > 1$ において連続だから

$$\lim_{x \rightarrow a+} 1 - \frac{1}{x^2} = 1 - \frac{1}{a^2} = F(a)$$

より右連続であることも示せた。よって与えられた関数は分布関数である。また確率密度関数は

$$f_X(x) = \frac{d}{dx}(1 - x^{-2}) = 2x^{-3}$$

(3)

まず $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0, \lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1$ が成り立つことは

$$\begin{aligned} \lim_{x \rightarrow 1} \frac{\log x}{1 + \log x} &= 0 \\ \lim_{x \rightarrow \infty} \frac{\log x}{1 + \log x} &= \lim_{x \rightarrow \infty} \frac{1}{\frac{1}{\log x} + 1} = 1 \end{aligned}$$

より示せた。つぎに、任意の 2 つの数 x_1, x_2 に対して $x_1 < x_2$ が成り立つ時

$$\begin{aligned} \log x_1 &< \log x_2 \\ \frac{1}{\log x_1} + 1 &> \frac{1}{\log x_2} + 1 \\ \frac{1}{\frac{1}{\log x_1} + 1} &< \frac{1}{\frac{1}{\log x_2} + 1} \\ F(X_1) &< F(X_2) \end{aligned}$$

よって非減少関数であることが示せた。最後に $\log x$ は $x > 1$ において連続だから

$$\lim_{x \rightarrow a+} \frac{\log x}{1 + \log x} = \frac{\log a}{1 + \log a} = F(a)$$

より右連続であることも示せた。よって与えられた関数は分布関数である。また確率密度関数は

$$\begin{aligned} f_X(x) &= \frac{d}{dx} \left(\frac{\log x}{1 + \log x} \right) \\ &= \frac{\frac{1}{x}(1 + \log x) - \log x \cdot (\frac{1}{x})}{(1 + \log x)^2} \\ &= \frac{1}{x(1 + \log x)^2} \end{aligned}$$

(4)

まず $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0, \lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1$ が成り立つことは

$$\lim_{x \rightarrow 0} 1 - e^{-x^2/2} = 0$$

$$\lim_{x \rightarrow \infty} 1 - e^{-x^2/2} = 1$$

より示せた。つぎに、任意の2つの数 x_1, x_2 に対して $x_1 < x_2$ が成り立つ時

$$e^{-x_1} > e^{-x_2}$$

$$e^{-\frac{x_1^2}{2}} > e^{-\frac{x_2^2}{2}}$$

$$1 - e^{-\frac{x_1^2}{2}} < 1 - e^{-\frac{x_2^2}{2}}$$

よって非減少関数であることが示せた。最後に e^{-x} は連続関数だから

$$\lim_{x \rightarrow a+} 1 - e^{-\frac{x^2}{2}} = 1 - e^{-\frac{a^2}{2}} = F(a)$$

より右連続であることも示せた。よって与えられた関数は分布関数である。また確率密度関数は

$$f_X(x) = \frac{d}{dx}(1 - e^{-\frac{x^2}{2}}) = xe^{-\frac{x^2}{2}}$$

問3

$g(x)$ が確率密度関数になることは $\int_{-\infty}^{\infty} g(x) = 1$ になることが示せれば良い。

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{\infty} g(x) &= \int_a^{\infty} g(x) dx \\ &= \int_a^{\infty} \frac{f(x)}{1 - F(a)} dx \\ &= \frac{1}{1 - F(a)} \left[F(x) + C \right]_a^{\infty} \\ &= \frac{1}{1 - F(a)} \times (\lim_{x \rightarrow \infty} F(x) - F(a)) \\ &= 1 \end{aligned} \quad (\because \lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1)$$

よって $g(x)$ は確率密度関数である。つぎに $f(x) = e^{-x}, x > 0$ としたとき

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f_X(t) dt = \int_0^x e^{-t} dt = \left[-e^{-t} \right]_0^x = -e^{-x} + 1$$

であるから $a=1$ のとき $g(x)$ は

$$\begin{aligned} g(x) &= \frac{f(x)}{1 - F(1)} \\ &= \frac{e^{-x}}{1 - (1 - e^{-1})} = e^{-x+1} \end{aligned}$$

問 4

(1)

$E[(X - t)^2]$ を最小にするような t は

$$\begin{aligned} E[(X - t)^2] &= E[X^2 - 2tX + t^2] \\ &= E[X^2] - 2tE[X] + t^2 \\ &= (t - E[X])^2 - E^2[X] + E[X^2] \end{aligned}$$

よって平方完成より $t = E[X]$ のときが最小になる。

(2)

$E[|X - t|]$ が最小になるような t は

$$\begin{aligned} E[|X - t|] &= \int_{-\infty}^{\infty} |x - t| f_X(x) dx \\ &= \int_t^{\infty} (x - t) f_X(x) dx + \int_{-\infty}^t (-x + t) f_X(x) dx \\ &= \left(\int_t^{\infty} x f_X(x) dx - \int_{-\infty}^t x f_X(x) dx \right) - t \left(\int_t^{\infty} f_X(x) dx - \int_{-\infty}^t f_X(x) dx \right) \\ &= \left(E[X] - 2 \int_{-\infty}^t x f_X(x) dx \right) - t \left(1 - 2 \int_{-\infty}^t f_X(x) dx \right) \end{aligned}$$

ここで $\frac{\partial E[|X - t|]}{\partial t} = 0$ が成り立つ時、 $E[|X - t|]$ が最小になるから

$$\begin{aligned} \frac{\partial E[|X - t|]}{\partial t} &= -2t f_X(t) - 1 + 2 \int_{-\infty}^t f_X(x) dx + 2t f_X(t) \\ &= -1 + 2 \int_{-\infty}^t f_X(x) dx = 0 \end{aligned}$$

つまり t は

$$\int_{-\infty}^t f_X(x) dx = \frac{1}{2}$$

を満たす t であり、すなわち X の確率分布の中央値である。