

演習問題の略解

4.1-1.

$X \sim B(n, p)$ 2項分布

$$\begin{aligned}\varphi_X(t) &= \sum_{k=0}^n e^{itk} \frac{n!}{k!(n-k)!} p^k (1-p)^{n-k} \\ &= \sum_{k=0}^n \frac{n!}{k!(n-k)!} (e^{it}p)^k (1-p)^{n-k} = \{e^{it}p + (1-p)\}^n\end{aligned}$$

$X \sim P(\lambda)$ ポアソン分布

$$\varphi_X(t) = \sum_{k=0}^{\infty} e^{itk} e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{\infty} (e^{it}\lambda)^k \frac{1}{k!} = e^{-\lambda} \exp(e^{it}\lambda)$$

$X \sim U(0, 1)$ 一様分布

$t \neq 0$ のとき

$$\begin{aligned}\varphi_X(t) &= \int_0^1 e^{itx} dx = \int_0^1 \cos(tx) dx + i \int_0^1 \sin(tx) dx = \frac{1}{t} \sin t - \frac{i}{t} (\cos t - 1) \\ &= \frac{1}{it} (e^{it} - 1)\end{aligned}$$

$X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 正規分布

$Y = \frac{X-\mu}{\sigma}$ とおくと, $Y \sim N(0, 1)$ となる. $X = \mu + \sigma Y$ より

$$\varphi_X(t) = E[e^{it(\mu+\sigma Y)}] = e^{it\mu} E[e^{i(t\sigma)Y}] = e^{it\mu} \varphi_Y(\sigma t)$$

Y の特性関数は

$$\begin{aligned}\varphi_Y(t) &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{itx} e^{-x^2/2} dx \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} \cos(tx) e^{-x^2/2} dx + \frac{i}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} \sin(tx) e^{-x^2/2} dx\end{aligned}$$

奇関数だから, $\int_{-\infty}^{\infty} \sin(tx) e^{-x^2/2} dx = 0$.

$I(t) = \int_{-\infty}^{\infty} \cos(tx) e^{-x^2/2} dx$ とおくと,

$$\begin{aligned}\frac{d}{dt} I(t) &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\partial}{\partial t} \cos(tx) e^{-x^2/2} dx = \int_{-\infty}^{\infty} \sin(tx) (-x) e^{-x^2/2} dx \\ &= [\sin(tx) e^{-x^2/2}]_{-\infty}^{\infty} - t \int_{-\infty}^{\infty} \cos(tx) e^{-x^2/2} dx = -tI(t)\end{aligned}$$

微分方程式をとく, $I(0) = 1$ をみたす解は, $I(t) = e^{-t^2/2}$.

4.1-2.

(1)

$$\begin{aligned}\varphi_{(X,Y)}(t_1, t_2) &= \sum_{j=0}^n \sum_{k=0}^{n-j} e^{i(jt_1+kt_2)} \frac{n!}{j!k!(n-j-k)!} p^j q^k (1-p-q)^{n-j-k} \\ &= \sum_{j=0}^n \sum_{k=0}^{n-j} \frac{n!}{j!k!(n-j-k)!} (pe^{it_1})^j (qe^{it_2})^k (1-p-q)^{n-j-k} \\ &= (pe^{it_1} + qe^{it_2} + 1 - p - q)^n\end{aligned}$$

(2)

$$\begin{aligned}E[XY] &= -\frac{\partial^2}{\partial t_1 \partial t_2} \varphi_{(X,Y)}(0, 0) \\ &= -n(n-1)(pe^{it_1} + qe^{it_2} + 1 - p - q)^{n-2} pie^{it_1} qie^{it_2} |_{t_1=0, t_2=0} \\ &= n(n-1)pq\end{aligned}$$

4.2-1. (1) $\varphi_{X_1}(t) = \{e^{it}p + (1-p)\}^m$, $\varphi_{X_2}(t) = \{e^{it}p + (1-p)\}^n$ より

$$\varphi_{X_1+X_2}(t) = \{e^{it}p + (1-p)\}^m \{e^{it}p + (1-p)\}^n = \{e^{it}p + (1-p)\}^{m+n}$$

(2) $\varphi_{X_1}(t) = \exp\{(e^{it} - 1)\lambda_1\}$, $\varphi_{X_2}(t) = \exp\{(e^{it} - 1)\lambda_2\}$ より

$$\varphi_{X_1+X_2}(t) = \exp\{(e^{it} - 1)\lambda_1\} \exp\{(e^{it} - 1)\lambda_2\} = \exp\{(e^{it} - 1)(\lambda_1 + \lambda_2)\}$$

(3) $\varphi_{X_1}(t) = \exp\{it\mu_1 - t^2\sigma_1^2/2\}$, $\varphi_{X_2}(t) = \exp\{it\mu_2 - t^2\sigma_2^2/2\}$ より

$$\varphi_{X_1+X_2}(t) = \exp\{it\mu_1 - t^2\sigma_1^2/2\} \exp\{it\mu_2 - t^2\sigma_2^2/2\} = \exp\{it(\mu_1 + \mu_2) - t^2(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)/2\}$$

4.2-2.

(1)

$$\varphi_{(X_1, X_2)}(t_1, t_2) = (pe^{it_1} + qe^{it_2} + 1 - p - q)^m$$

$$\varphi_{(Y_1, Y_2)}(t) = (pe^{it_1} + qe^{it_2} + 1 - p - q)^n$$

より

$$\begin{aligned}\varphi_{(X_1+Y_1, X_2+Y_2)}(t_1, t_2) &= (pe^{it_1} + qe^{it_2} + 1 - p - q)^m (pe^{it_1} + qe^{it_2} + 1 - p - q)^n \\ &= (pe^{it_1} + qe^{it_2} + 1 - p - q)^{m+n}\end{aligned}$$

(2) $\varphi_{X,Y}(t_1, t_2) = (pe^{it_1} + qe^{it_2} + 1 - p - q)^n$ より ,

$$\varphi_X(t) = \varphi_{X,Y}(t, 0) = (pe^{it} + 1 - p - q)^n$$

5.1-1

(1) $E(X_j) = p$ ($j = 1, \dots, n$) なので, 大数の法則.

- (2) 計算すると $E(\frac{1}{n}X_n) = p, \text{Var}(nX_n) = \frac{p(p-1)}{n}$ となり, チェビシェフの不等式より任意の正の数 ε に対して

$$P(|\frac{1}{n}X_n - p| > \varepsilon) \leq \frac{p(1-p)}{n\varepsilon^2} \rightarrow 0 \quad (n \rightarrow \infty)$$

5.1-2

- (1) $E(X_j) = \lambda \quad (j = 1, \dots, n)$ なので, 大数の法則.
 (2) 計算すると $E(\frac{1}{n}X_n) = \lambda, \text{Var}(\frac{1}{n}X_n) = \frac{\lambda}{n}$ となり, チェビシェフの不等式より任意の正の数 ε に対して

$$P(|\frac{1}{n}X_n - \lambda| > \varepsilon) \leq \frac{\lambda}{n\varepsilon^2} \rightarrow 0 \quad (n \rightarrow \infty)$$

5.1-3

- (1)

$$\begin{aligned} \varphi_X(t) &= e^{-t^2/2}, & \varphi'_X(t) &= -te^{-t^2/2}, & \varphi''_X(t) &= (t^2 - 1)e^{-t^2/2}, \\ \varphi_X^{(3)}(t) &= -(t^3 - 3t)e^{-t^2/2}, & \varphi_X^{(4)}(t) &= (t^4 - 6t^2 + 3)e^{-t^2/2} \end{aligned}$$

より

$$E(X) = 0, \quad E(X^2) = 1, \quad E(X^3) = 0, \quad E(X^4) = 3.$$

- (2) $E(Y) = E(X^2) = 1, \text{Var}(Y) = E\{(X^2 - 1)^2\} = 2.$
 (3) 大数の法則より, $Z_n \rightarrow E(Y) = 1$ in P . $c = 1$ である.

5.2-1

- (1)

$$P(V_n > v) = P(X_1 > v, \dots, X_n > v) = \prod_{j=1}^n P(X_j > v) = (1 - v)^n$$

V_n の分布関数は, $P(V_n \leq v) = 1 - (1 - v)^n$.

- (2) $U(0)$ の分布関数は, $v = 0$ 以外の任意の点で連続である. $0 < v \leq 1$ のときは,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \{1 - (1 - v)^n\} = 1$$

で, $U(0)$ の分布関数の値に収束する.

- (3) 実数 $v > 0$ を固定する. n が十分大きいとき, $\frac{v}{n} < 1$ となり,

$$P(Z_n \leq v) = P(V_n \leq \frac{v}{n}) = 1 - (1 - \frac{v}{n})^n \rightarrow 1 - e^{-v} \quad (n \rightarrow \infty)$$

したがって, 指数分布 $E(1)$ に分布収束する.

5.2-2

(1) $0 \leq x \leq 1$ のとき

$$P(X_i \leq x) = \int_0^x 2t dt = x^2$$

$$P(U_n \leq x) = P(X_1 \leq x, \dots, X_n \leq x) = \prod_{j=1}^n P(X_j \leq x) = x^{2n}$$

(2) $U(1)$ の分布関数は, $x = 1$ 以外の任意の点で連続である. $0 \leq x < 1$ のときは,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} x^{2n} = 0$$

で, $U(1)$ の分布関数の値に収束する.

(3) 実数 $x > 0$ を固定する. n が十分大きいとき, $\frac{x}{n} < 1$ となり,

$$P(W_n \leq x) = P\left(1 - \frac{x}{n} \leq U_n\right) = 1 - \left(1 - \frac{x}{n}\right)^{2n} \rightarrow 1 - e^{-2x} \quad (n \rightarrow \infty)$$

したがって, 指数分布 $E(2)$ に分布収束する.

5.3-1 (1) $E(X_j) = p$, $\text{Var}(X_j) = p(1-p)$ なので, 中心極限定理より標準正規分布に分布収束する.

(2) $X_1, \dots, X_n \sim i.i.d. B(1, p)$ のとき, 2項分布の再生性より $X_1 + \dots + X_n \sim B(n, p)$. したがって, (1) の

$$\sqrt{n} \left(\frac{1}{n} (X_1 + \dots + X_n) - p \right) / \sqrt{p(1-p)}$$

と, (2) の

$$(X_n - np) / \sqrt{np(1-p)}$$

は, 同じ分布にしたいが, $n \rightarrow \infty$ のとき同じ分布に分布収束する.

5.3-2 (1) $E(X_j) = \lambda$, $\text{Var}(X_j) = \lambda$ なので, 中心極限定理より標準正規分布に分布収束する.

(2) $X_1, \dots, X_n \sim i.i.d. P(\lambda)$ のとき, ポアソン分布の再生性より $X_1 + \dots + X_n \sim P(n\lambda)$. したがって, (1) の

$$\sqrt{n} \left(\frac{1}{n} (X_1 + \dots + X_n) - \lambda \right) / \sqrt{\lambda}$$

と, (2) の

$$(X_n - n\lambda) / \sqrt{n\lambda}$$

は, 同じ分布にしたいが, $n \rightarrow \infty$ のとき同じ分布に分布収束する.