

3 章の問題のヒントと解答

解答 3.1

(1) 指数分布のとき：

平均到着率 λ の指数分布，

$$f(t) = \lambda e^{-\lambda t} \quad (\text{ただし } t > 0)$$

に対して，

$$\begin{aligned}\text{平均値} &= \int_0^{+\infty} t \cdot f(t) dt \\ &= \int_0^{+\infty} t \cdot \lambda e^{-\lambda t} dt \\ &= [t(-e^{-\lambda t})]_0^{+\infty} + \int_0^{+\infty} e^{-\lambda t} dt \\ &= \left[-\frac{1}{\lambda} \cdot e^{-\lambda t} \right]_0^{+\infty} \\ &= 1/\lambda\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\text{分散} &= \int_0^{+\infty} (x - \text{平均値})^2 \cdot f(t) dt \\ &= \int_0^{+\infty} t^2 f(t) dt - \text{平均値}^2 \\ &= \int_0^{+\infty} \lambda t^2 e^{-\lambda t} dt - \frac{1}{\lambda^2} \\ &= [t^2(-e^{-\lambda t})]_0^{+\infty} + 2 \int_0^{+\infty} t e^{-\lambda t} dt - \frac{1}{\lambda^2} \\ &= 2 \cdot \frac{1}{\lambda} \cdot \text{平均値} - \frac{1}{\lambda^2} \\ &= \frac{2}{\lambda^2} - \frac{1}{\lambda^2} \\ &= \frac{1}{\lambda^2}\end{aligned}$$

となる。

(2) ポアソン分布のとき：

平均到着率 λ のポアソン分布，

$$P(N = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \quad (k = 0, 1, 2, \dots)$$

に対して，

$$\begin{aligned}
\text{平均値} &= \sum_{k=0}^{+\infty} k \cdot P(N = k) \\
&= \sum_{k=0}^{+\infty} k \cdot \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \\
&= \sum_{k=0}^{+\infty} k \cdot \frac{\lambda \cdot \lambda^{k-1}}{k \cdot (k-1)!} \cdot e^{-\lambda} \\
&= 0 \times \frac{\lambda^0}{1} \cdot e^{-\lambda} + \lambda \times \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} \cdot e^{-\lambda} \\
&= \lambda \times \sum_{k'=0}^{\infty} \frac{\lambda^{k'}}{k'!} \cdot e^{-\lambda} \quad (k' = k-1 \text{ とする}) \\
&= \lambda \times \sum_{k=0}^{\infty} P(N = k) \\
&= \lambda
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\text{分散} &= \sum_{k=0}^{+\infty} (k - \text{平均値})^2 \cdot P(N = k) \\
&= \sum_{k=0}^{+\infty} k^2 \cdot P(N = k) - \text{平均値}^2 \\
&= \sum_{k=0}^{+\infty} k^2 \cdot P(N = k) - \lambda^2 \\
&= \sum_{k=0}^{+\infty} k \cdot (k-1) \cdot P(N = k) + \sum_{k=0}^{+\infty} k \cdot P(N = k) - \lambda^2 \quad (k^2 = k \cdot (k-1) + k \text{ より}) \\
&= \sum_{k=0}^{+\infty} k \cdot (k-1) \cdot \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!} + \lambda - \lambda^2 \quad (\sum_{k=0}^{+\infty} k \cdot P(N = k) = \text{平均値}) \\
&= \lambda^2 \sum_{k=2}^{+\infty} \frac{e^{-\lambda} \lambda^{k-2}}{(k-2)!} + \lambda - \lambda^2 \\
&= \lambda^2 + \lambda - \lambda^2 \quad (k_2 = k-2 \text{ とすると } \sum_{k_2=0}^{\infty} \frac{\lambda^{k_2}}{k_2!} \cdot e^{-\lambda} = 1 \text{ より}) \\
&= \lambda
\end{aligned}$$

解答 3.2

到着間隔 X_1, X_2, \dots, X_k が独立で同一な指数分布に従っており、平均は $1/\lambda k$ であるとしよう。すなわちおのとの確率密度関数は

$$f(x) = \lambda k e^{-\lambda k x}$$

とする。まず $X = X_1 + X_2$ の確率密度関数 $g_2(x)$ を考えてみる。これは $f(t)$ と $f(x-t)$ の和の分布として次のように求まる。

$$\begin{aligned} g_2(x) &= \int_0^x f(t)f(x-t)dt \\ &= \int_0^x (\lambda k)^2 e^{-\lambda kx} dt \\ &= (\lambda k)^2 x e^{-\lambda kx} \end{aligned}$$

同様にして $X = X_1 + X_2 + X_3$ の確率密度関数 $g_3(x)$ は、

$$\begin{aligned} g_3(x) &= \int_0^x g_2(t)f(x-t)dt \\ &= (\lambda k)^3 \frac{x^2}{2} e^{-\lambda kx} \end{aligned}$$

となる。以下同様にこれを繰り返すと、 k 次のアーラン分布の確率密度関数である、

$$g_k(x) = \frac{(\lambda k)^k}{(k-1)!} x^{k-1} e^{-\lambda kx}$$

を得る。

また一般に $E(X), Var(X)$ を確率変数 X の平均値と分散とすれば、 X_1, X_2, \dots, X_k が互いに独立なとき、

$$\begin{aligned} E(X_1 + X_2 + \dots + X_k) &= E(X_1) + E(X_2) + \dots + E(X_k) \\ Var(X_1 + X_2 + \dots + X_k) &= Var(X_1) + Var(X_2) + \dots + Var(X_k) \end{aligned}$$

となるので、

$$\begin{aligned} E(E_k) &= k \times \frac{1}{\lambda k} = \frac{1}{\lambda} \\ Var(E_k) &= k \times \frac{1}{\lambda^2 k^2} = \frac{1}{\lambda^2 k} \end{aligned}$$

解答 3.3

まず平衡方程式を導く。 N より小さい状態に対しては式 (3.29) と同様である。また状態 N については、 $N-1$ から N に移る確率は $\lambda\pi_{N-1}$ であり N から $N-1$ に移る確率は $s\mu\pi_N$ である。よって平衡方程式は次のようになる。

$$\left\{ \begin{array}{ll} \lambda\pi_0 = \mu\pi_1 & \\ (\lambda + k\mu)\pi_k = \lambda\pi_{k-1} + (k+1)\mu\pi_{k+1} & (1 \leq k < s) \\ (\lambda + s\mu)\pi_k = \lambda\pi_{k-1} + s\mu\pi_{k+1} & (s \leq k < N) \\ s\mu\pi_N = \lambda\pi_{N-1} & \end{array} \right.$$

ここで

$$f(k) = \min(s, k)$$

を用いると，平衡方程式は以下のように表すことができる．

$$\begin{cases} \lambda\pi_0 = \mu\pi_1 \\ (\lambda + f(k)\mu)\pi_k = \lambda\pi_{k-1} + f(k+1)\mu\pi_{k+1} \quad (1 \leq k < N) \\ s\mu\pi_N = \lambda\pi_{N-1} \end{cases}$$

$k = 0, 1, \dots, n-1 (n < N)$ について左辺と右辺の和をとると

$$\begin{aligned} \lambda\pi_0 + \sum_{k=1}^{n-1} (\lambda + f(k)\mu)\pi_k &= \sum_{k=1}^{n-1} (\lambda\pi_{k-1} + f(k+1)\mu\pi_{k+1}) + \mu\pi_1 \\ \lambda\pi_0 + \sum_{k=1}^{n-1} \lambda\pi_k + \sum_{k=1}^{n-1} f(k)\mu\pi_k &= \sum_{k=1}^{n-1} \lambda\pi_{k-1} + \sum_{k=1}^{n-1} f(k+1)\mu\pi_{k+1} + \mu\pi_1 \\ \lambda\pi_{n-1} + f(1)\mu\pi_1 &= f(n)\mu\pi_n + \mu\pi_1 \\ \lambda\pi_{n-1} &= \mu f(n)\pi_n \quad (f(1) = 1 \text{ より}) \\ \text{変形して } \pi_n &= \frac{\lambda}{\mu f(n)} \pi_{n-1} \\ &= \frac{a}{f(n)} \pi_{n-1} = \frac{a^2}{f(n) \cdot f(n-1)} \pi_{n-2} = \dots \\ &= \frac{a^n}{\prod_{k=1}^n f(k)} \pi_0 \quad (\text{ただし } n < N) \end{aligned}$$

さらに，

$$\begin{aligned} \pi_N &= \frac{\lambda}{s\mu} \pi_{N-1} \\ &= \frac{\lambda}{s\mu} \frac{a^{N-1}}{\prod_{k=1}^{N-1} f(k)} \pi_0 \\ &= \frac{a^N}{\prod_{k=1}^N f(k)} \pi_0 \quad (\frac{\lambda}{s\mu} = \frac{a}{f(N)} \text{ より}) \end{aligned}$$

以上から，

$$\begin{aligned} \sum_{k=0}^{\infty} \pi_k &= \sum_{k=0}^N \pi_k \\ &= \pi_0 + \sum_{k=1}^{N-1} \pi_k + \pi_N \\ &= \pi_0 + \sum_{k=1}^{N-1} \frac{a^k}{\prod_{l=1}^k f(l)} \pi_0 + \frac{a}{f(N)} \pi_{N-1} \\ &= \sum_{k=0}^N \frac{a^k}{\prod_{l=1}^k f(l)} \pi_0 \\ &= \sum_{k=0}^{s-1} \frac{a^k}{k!} \pi_0 + \sum_{k=s}^N \frac{a^k}{s!s^{k-s}} \pi_0 \\ &= \left(\sum_{k=0}^s \frac{a^k}{k!} + \frac{s^s}{s!} \sum_{k=s+1}^N \left(\frac{a}{s}\right)^k \right) \pi_0 \end{aligned}$$

となるが、ここで確率の総和 ($\sum_{k=0}^{\infty} \pi_k = \sum_{k=0}^N \pi_k$) は 1 なので

$$\pi_0 = \frac{1}{\sum_{k=0}^s \frac{a^k}{k!} + \frac{s^s}{s!} \sum_{k=s+1}^N (\frac{a}{s})^k}$$

また $f(1) = 1, f(2) = 2, \dots, f(s) = s, f(s+1) = f(s+2) = \dots = f(n) = s$ なので、

$$\pi_n = \begin{cases} \frac{a^n}{n!} \pi_0 & (0 < n \leq s) \\ \frac{a^n}{s! s^{n-s}} \pi_0 & (s \leq n < N) \end{cases}$$

となる。

解答 3.4

(解答省略)

解答 3.5

(解答省略)

解答 3.6

(解答省略)