

数理統計学 演習問題解答

木村泰紀*

2019年11月1日出題

問題 1. さいころを繰り返し投げ、2以下の目が出るまで続ける試行を考える。2以下の目が出るまでに続いた、2より大きい目の出た回数を X とするとき、次の問いに答えよ。

- (i) $k+1$ 回目に2以下の目が出る確率 $P(X = k)$ を求めよ。
- (ii) 同様の試行において、A, B の2人が交互にさいころを投げるとする。A が2以下の目を出す確率を求めよ。

解答 (i) 確率変数 X の分布は $p = 1/3$ の幾何分布となる。よって

$$P(X = k) = p(1-p)^k = \frac{1}{3} \cdot \left(\frac{2}{3}\right)^k = \frac{2^k}{3^{k+1}}.$$

(ii) 奇数回目に2以下の目が出る確率を求めればよいので

$$\begin{aligned} \sum_{j=0}^{\infty} P(X = 2j) &= \sum_{j=0}^{\infty} \frac{1}{3} \cdot \left(\frac{2}{3}\right)^{2j} \\ &= \frac{1}{3} \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{4}{9}\right)^j \\ &= \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{1-4/9} = \frac{1}{3} \cdot \frac{9}{9-4} = \frac{3}{9-4} \\ &= \frac{3}{5}. \end{aligned}$$

問題 2. 確率変数 X の分布がパラメタ λ のポアソン分布のとき、次の問いに答えよ。

- (i) $k = 2, 3, 4, \dots$ に対して

$$k^2 P(X = k) = \lambda^2 e^{-\lambda} \frac{\lambda^{k-2}}{(k-2)!} + k P(X = k)$$

が成り立つことを示せ。

- (ii) X の期待値は $E(X) = \lambda$ である。指数関数は

$$e^t = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{t^k}{k!} = 1 + \frac{t}{1!} + \frac{t^2}{2!} + \dots + \frac{t^n}{n!} + \dots$$

とあらわせることを用いて、 X の分散 $V(X)$ を求めよ。

* 東京農工大学工学部非常勤講師, 東邦大学理学部情報科学科. <https://www.lab2.toho-u.ac.jp/sci/is/kimura/yasunori/>

解答 (i) ポアソン分布の定義より

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

が成り立つので、左辺と右辺の差を計算すると

$$\begin{aligned} k^2 P(X = k) - \lambda^2 e^{-\lambda} \frac{\lambda^{k-2}}{(k-2)!} + k P(X = k) &= k^2 \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} - \lambda^2 e^{-\lambda} \frac{\lambda^{k-2}}{(k-2)!} - k \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \\ &= k^2 \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} - \frac{\lambda^k}{(k-2)!} e^{-\lambda} - k \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \\ &= \frac{k^2 \lambda^k}{k!} e^{-\lambda} - \frac{k(k-1) \lambda^k}{k!} e^{-\lambda} - \frac{k \lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \\ &= \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} (k^2 - k(k-1) - k) \\ &= \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} (k^2 - k^2 + k - k) \\ &= 0. \end{aligned}$$

よって示された。

(ii) 分散 $V(X)$ は $V(X) = E(X^2) - E(X)^2$ をみたくことを用いると、(i) より

$$\begin{aligned} V(X) &= \sum_{k=0}^{\infty} k^2 P(X = k) - \lambda^2 \\ &= 0^2 \cdot P(X = 0) + 1^2 \cdot P(X = 1) + \sum_{k=2}^{\infty} k^2 P(X = k) - \lambda^2 \\ &= 0 \cdot P(X = 0) + 1 \cdot P(X = 1) + \sum_{k=2}^{\infty} \left(\lambda^2 e^{-\lambda} \frac{\lambda^{k-2}}{(k-2)!} + k P(X = k) \right) - \lambda^2 \\ &= \lambda^2 e^{-\lambda} \sum_{k=2}^{\infty} \frac{\lambda^{k-2}}{(k-2)!} + \sum_{k=0}^{\infty} k P(X = k) - \lambda^2 \\ &= \lambda^2 e^{-\lambda} \sum_{k=2}^{\infty} \frac{\lambda^{k-2}}{(k-2)!} + \lambda - \lambda^2. \end{aligned}$$

ここで、 $n = k - 2$ とすると

$$\sum_{k=2}^{\infty} \frac{\lambda^{k-2}}{(k-2)!} = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\lambda^n}{n!} = e^\lambda.$$

よって

$$V(X) = \lambda^2 e^{-\lambda} e^\lambda + \lambda - \lambda^2 = \lambda.$$