

pascal 分布の確率関数は、次式で定義されている。

$$P(X = k) = \frac{1}{1 + \mu} \left(\frac{\mu}{1 + \mu} \right)^k \quad (\mu > 0, k = 0, 1, 2, \dots)$$

確率変数であることを証明し、期待値と分散を求めよ。

Answer

確率変数である条件は、

$$0 \leq P(X) \leq 1 \text{ かつ } \sum P(X = k) = 1$$

であることから、

$$0 \leq \frac{1}{1 + \mu} \left(\frac{\mu}{1 + \mu} \right)^k \leq 1$$

となる。また、

$$p = \frac{1}{1 + \mu}, \quad q^{k-1} = \left(\frac{\mu}{1 + \mu} \right)^k$$

とすると

$$\sum_{k=0}^{\infty} P(X = k) = \sum_{k=0}^{\infty} q^{k-1} p = p * \frac{1}{1 - q} = 1$$

となる。従って、与式は確率変数といえる。

確率分布が幾何分布に従うので、X の期待値は、

$$E(X) = \sum_{k=0}^{\infty} k P(X = k) = \sum_{k=0}^{\infty} k p^k (1 - p) = (1 - p) p * \sum_{k=0}^{\infty} k * p^{k-1} \dots (1)$$

である。右辺の総和を求めるために、関数 $1/(1-p)$ のテーラ展開に着目すると、

$$\frac{1}{1 - p} = 1 + p + p^2 + \dots = \sum_{k=0}^{\infty} p^k$$

左辺の微分は、

$$\left(\frac{1}{1 - p} \right)' = \frac{1}{(1 - p)^2}$$

であり、右辺の微分は、

$$\left(\sum_{k=0}^{\infty} p^k \right)' = \sum_{k=0}^{\infty} k p^{k-1}$$

であるので、

$$\frac{1}{(1-p)^2} = \sum_{k=0}^{\infty} k p^{k-1}$$

となる。これを (1) に代入すると、

$$E[X] = (1-p)p \frac{1}{(1-p)^2} = \frac{p}{1-p}$$

また、分散は二乗期待値と期待値の二乗の差に等しいことから、求める分散を $V(X)$ とすると、 $E(X) = 1/p$ より

$$V(X) = E[X^2] - \frac{1}{p^2}$$

$$E[X^2] = \sum_{k=0}^{\infty} k^2 (1-p)p^k = (1-p)p \sum_{k=0}^{\infty} k^2 p^{k-1}$$

テイラー展開に対して、両辺を p について 2 回微分する。

$$\frac{2}{(1-p)^3} = \sum_{k=0}^{\infty} k(1-p)p^{k-2}$$

両辺に p をかける。

$$\frac{2p}{(1-p)^3} = \sum_{k=0}^{\infty} k(1-p)p^{k-1} = \sum_{k=0}^{\infty} k^2 p^{k-1} - \sum_{k=0}^{\infty} k p^{k-1} = \sum_{k=0}^{\infty} k^2 p^{k-1} - \frac{1}{(1-p)^2}$$

よって、

$$E[X^2] = \frac{2p^2}{(1-p)^2} + \frac{p}{1-p} V[X] = E[X^2] - E[X]^2 = \frac{2p^2}{(1-p)^2} + \frac{p}{1-p} - \frac{p^2}{(1-p)^2} = \frac{p}{(1-p)^2}$$