

アクチュアリーのレポート問題

YI Ran-21122200512

2025 年 1 月 25 日

解答

proof 1.1. 二つの独立なポアソン過程 N^1 と N^2 があり、それぞれのレートが λ^1 と λ^2 です。これらのジャンプ時刻は

$$T_n^i = \sum_{j=1}^n \tau_j^i$$

で与えられ、 $\tau_j^1, j \in \mathbb{N}$ と $\tau_j^2, j \in \mathbb{N}$ は独立である。

$X = N_t^1, Y = N_t^2$ とし、それぞれ独立な $\text{Poisson}(\lambda^1 t), \text{Poisson}(\lambda^2 t)$ に従う。このときの合計 $X + Y$ について、確率母関数 G が

$$G_{X+Y}(z) = E[z^{X+Y}] = E[z^X z^Y] = E[z^X]E[z^Y] \quad (|z| < 1)$$

ここで、頻度パラメータ λt のポアソン分布の母関数は、

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

よって、

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[z^X] &= \sum_{k=0}^{\infty} z^k \frac{(\lambda^1 t)^k}{k!} e^{-\lambda^1 t} & \mathbb{E}[z^Y] &= \sum_{k=0}^{\infty} z^k \frac{(\lambda^2 t)^k}{k!} e^{-\lambda^2 t} \\ &= e^{-\lambda^1 t} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(\lambda^1 t z)^k}{k!} & &= e^{-\lambda^2 t} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(\lambda^2 t z)^k}{k!} \\ &= e^{-\lambda^1 t} e^{\lambda^1 t z} & &= e^{-\lambda^2 t} e^{\lambda^2 t z} \\ &= e^{\lambda^1 t(z-1)} & &= e^{\lambda^2 t(z-1)} \end{aligned}$$

となる。

したがって、

$$G_{X+Y}(z) = e^{\lambda^1 t(z-1)} \times e^{\lambda^2 t(z-1)} = e^{(\lambda^1 + \lambda^2)t(z-1)}.$$

これは $\text{Poisson}((\lambda^1 + \lambda^2)t)$ -分布の確率母関数と同じ形である。したがって、 $X + Y$ の分布は $\text{Poisson}((\lambda^1 + \lambda^2)t)$ である。□

proof 1.2. 倒産理論では、企業や保険会社の収入と支出 (損失) の確率過程をもとにモデル化される。損失の発生をポアソン過程とした場合、ある複数のリスク (複数のクレーム・災害・損害など) がポアソン過程で解析するなら、合計の損失到着はポアソンレートの単純な足し合わせとみなせる。□

proof 2. Cramer - Lundberg モデルの設定で、 $U \sim e^{\mu^{-1}}$ であるとき、

$$M_U(r) = E[e^{rU}] = \int_0^\infty e^{ru} \frac{1}{\mu} e^{-u/\mu} du = \frac{1}{\mu} \int_0^\infty e^{(r-\frac{1}{\mu})u} du \quad (r \in \mathbb{R})$$

ここで $\mu > 0$ かつ r が十分小さければ積分は収束し、具体的に計算すると

$$M_U(r) = \frac{1}{\mu} \left[\frac{1}{r - \frac{1}{\mu}} e^{(r-\frac{1}{\mu})u} \right]_0^\infty = \frac{1}{\mu} \times \frac{1}{\frac{1}{\mu} - r} \quad (\text{ただし } r < \frac{1}{\mu}).$$

したがって、指数分布の場合の調整係数を求める方程式は

$$cr = \lambda \left(\frac{1}{1 - \mu r} - 1 \right),$$

となる。これを解くと

$$cr = \lambda \left(\frac{1 - (1 - \mu r)}{1 - \mu r} \right) = \lambda \left(\frac{\mu r}{1 - \mu r} \right).$$

よって、

$$\begin{aligned} cr(1 - \mu r) &= \lambda \mu r \\ cr - c\mu r^2 &= \lambda \mu r \\ -c\mu r^2 + cr - \lambda \mu r &= 0 \\ -c\mu r^2 + (c - \lambda \mu)r &= 0 \end{aligned}$$

この2次方程式の r^2 項の係数が負なので、正値 $r > 0$ を求めると

$$r\{-c\mu r + (c - \lambda \mu)\} = 0$$

したがって、

$$\begin{cases} r = 0 & [1] \\ -c\mu r + (c - \lambda \mu)r = 0 & [2] \end{cases}$$

式 [2] により、

$$-c\mu r = \lambda \mu - c, r = \frac{c - \lambda \mu}{c\mu}$$

$c > \lambda \mu$ を仮定すると、*i.e.* $\frac{c - \lambda \mu}{c\mu}$ は正になる。

したがって、

$$r = \frac{c - \lambda \mu}{c\mu}, \quad \ell(r) = cr - \lambda(M_U(r) - 1) = 0$$

$\ell(r) = 0$ をみたす正の解 $r = \gamma$ を調整係数とすると

$$-\gamma = \frac{\lambda \mu - c}{c\mu}$$

となる。

□