# ポアソン過程とガンマ分布

(Poisson Process and Gamma Distribution)

緑川章一\*

#### 1 ポアソン分布

事象 S の生起回数は、単位時間あたり平均  $\lambda$  回であるとしよう。この事象を分析するために、単位時間をn 等分する。各微小区間において、事象 S は、たかだか 1 回起るだけである。その確率をp とすると、その値は、 $\lambda/n$  である。単位時間に事象 S が k 回生起する確率は、2 項分布で与えられ、

$$P(k) = {}_{n}C_{k}p^{k}(1-p)^{n-k}$$

$$= \frac{n(n-1)\cdots(n-k+1)}{k!}p^{k}(1-p)^{n-k}$$

である。ここで、 $n \to \infty$  の極限を考えると、 $np = \lambda$  は一定なので、

$$P(k) = \frac{\left(1 - \frac{1}{n}\right) \cdots \left(1 - \frac{k-1}{n}\right)}{k!} (np)^k \left\{ \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n/\lambda} \right\}^{\lambda} \frac{1}{\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^k}$$

$$\xrightarrow{n \to \infty} \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$$

となる。そこで、新たに確率関数

$$p(k) = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} \tag{1}$$

を定義し、これをポアソン分布と呼ぶ。



図1 2項分布とポアソン分布

<sup>\*</sup> Shoichi Midorikawa

### 2 指数分布

次に、事象Sが起ってから、t時間後に再び事象Sが起こる確率を求めよう。

単位時間を n 分割した場合に、2 つの事象の間の微小区間の個数が x である確率は、幾何分布に従い、

$$P(x) = p(1-p)^x$$

で与えられる。ここで、 $t=x/n,~\Delta t=1/n$  なので、P(x) を  $P(t)\Delta t$  で置き換えると、

$$P(t)\Delta t = \frac{\lambda}{n} \left\{ \left( 1 - \frac{\lambda}{n} \right)^{n/\lambda} \right\}^{\lambda t}$$
$$= \lambda \left\{ \left( 1 - \frac{\lambda}{n} \right)^{n/\lambda} \right\}^{\lambda t} \Delta t$$

最後に、 $n \to \infty$ の極限をとると、指数分布

$$P(t) = \lambda e^{-\lambda t} \tag{2}$$

を得る。

#### 3 ポアソン過程

セクション 1 では、単位時間に事象が k 回起こる確率を考えた。これを一般化して、任意の時間間隔 [0,t] に拡張するには、 $\lambda$  を  $\lambda t$  に置き換えて、

$$p_k(t) = \frac{(\lambda t)^k e^{-\lambda t}}{k!} \tag{3}$$

確率過程とみなしたものがポアソン過程である。

#### 推移確率と微分方程式

まれな事象 S は、平均すると、単位時間に  $\lambda$  回起こるとしよう。微小時間 h の間に事象 S が 1 度も起こらない確率を  $p_0(h)$  と書くと、1 度以上起こる確率  $1-p_0(h)$  は、高次の項を無視すると  $\lambda h$  である。すなわち、

$$1 - p_0(h) = \lambda h + o(h)$$

となる。しかしながら、S は稀な事象なので、短い時間間隔 h の間に事象 S が 2 回以上起こることは実際にはありえないと言える。

いま、h は十分小さな値として、時間 t+h が経過した段階で、事象 S の生起回数が k であったとする。これは、時間が t 経過した段階で事象 S が k 回発生し、その後の時間 h の経過で何も起こらなかったか、時間が t 経過した段階で事象 S が k-1 発生し、その後の時間 h の経過の間に事象が 1 回起こったかのいずれかであるので、

$$p_k(t+h) = p_k(t)(1-\lambda h) + p_{k-1}(t)\lambda h + o(h)$$
  $(k \ge 1)$ 

が成り立つ。これを書き換えると、

$$\frac{p_k(t+h) - p_k(t)}{h} = -\lambda p_k(t) + \lambda p_{k-1}(t)$$

ここで、 $h \to 0$  の極限をとると、

$$p_k'(t) = -\lambda p_k(t) + \lambda p_{k-1}(t) \qquad (k \ge 1)$$

k=0 のときは、 $p_{-1}(0)$  は、あり得ないので、

$$p_0'(t) = -\lambda p_0(t) \tag{5}$$

が成り立つ。

次に、微分差分方程式(4)式と(5)式を解こう。まず、母関数、

$$P(t, s) = p_0(t) + p_1(t)s + p_2(t)s^2 + p_3(t)s^3 + \cdots$$
$$= \sum_{k=0}^{\infty} p_k(t)s^k$$

を定義する。すると、

$$\frac{\partial}{\partial t}P(t, s) = p'_0(t) + p'_1(t)s + p'_2(t)s^2 + p'_3(t)s^3 + \cdots 
= -\lambda p_0(t) + [-\lambda p_1(t) + \lambda p_0(t)]s + [-\lambda p_2(t) + \lambda p_1(t)]s^2 + \cdots 
= -\lambda [p_0(t) + p_1(t)s + p_2(t)s^2 + p_3(t)s^3 + \cdots] 
+ \lambda s [p_0(t) + p_1(t)s + p_2(t)s^2 + p_3(t)s^3 + \cdots] 
= -\lambda (1 - s)P(t, s)$$

すなわち、

$$\left(\frac{\partial}{\partial t} + \lambda(1-s)\right)P(t, s) = 0$$

この方程式は、容易に解けて、

$$P(t, s) = e^{-\lambda(1-s)t}$$

$$= e^{-\lambda t}e^{\lambda st}$$

$$= \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(\lambda t)^k e^{-\lambda t}}{k!} s^k$$

ゆえに、

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

を得る。

## 4 ガンマ分布

確率変数  $t_1, t_2, \cdot, t_n$  は、互いに独立で、同じ指数分布 (2) に従うものとする。このとき、確率変数  $t=t_1+t_2+\cdots+t_n$  の従う分布は、

$$f_n(t) = \lambda^n \int \delta(z - t_1 - t_2 - \dots - t_n) e^{-\lambda(t_1 + t_2 + \dots + t_n)} dt_1 dt_2 \cdots dt_n$$

$$= \lambda^n e^{-\lambda t} \int_0^t dt_n \int_0^{t - t_n} dt_{n-1} \cdots \int_0^{t - (t_4 + \dots + t_n)} dt_3 \int_0^{t - (t_3 + t_4 + \dots + t_n)} dt_2$$

で与えられる。この積分は容易に計算できて、

$$f_n(t) = \frac{\lambda^n}{(n-1)!} t^{n-1} e^{-\lambda t} \tag{6}$$

を得る。これを、ガンマ分布と言う。詳しくは、「ガンマ分布とベータ分布」を参照のこと。

### 5 ポアソン過程とガンマ分布

ガンマ分布  $f_n(t)=\frac{\lambda^n}{(n-1)!}t^{n-1}e^{-\lambda t}$  は、事象 S が n 回発生するまでの時間が t の確率密度関数を表す。そこで、関数  $f_n(t)$  を t>T について積分したものは、事象 S が n 回起こるまでの時間 t が T よりも長い確率である。これは、区間  $[0,\ T]$  における事象 S の生起回数が n 未満である確率に等しいので、

$$\int_{T}^{\infty} \frac{\lambda^{n}}{(n-1)!} t^{n-1} e^{-\lambda t} dt = \sum_{k=0}^{n-1} \frac{(\lambda T)^{k} e^{-\lambda T}}{k!}$$

が成り立つ。このことは、左辺の積分を、部分積分を用いて実行することで容易に確かめることができる。 実際、

$$\begin{split} \frac{\lambda^n}{(n-1)!} \int_T^\infty t^{n-1} e^{-\lambda t} \, dt &= \frac{\lambda^n}{(n-1)!} \int_T^\infty t^{n-1} \left( -\frac{e^{-\lambda t}}{\lambda} \right)' \, dt \\ &= \frac{(\lambda T)^{n-1} e^{-\lambda T}}{(n-1)!} + \frac{\lambda^{n-1}}{(n-2)!} \int_T^\infty t^{n-2} e^{-\lambda t} \, dt \\ &= \frac{(\lambda T)^{n-1} e^{-\lambda T}}{(n-1)!} + \frac{(\lambda T)^{n-2} e^{-\lambda T}}{(n-2)!} + \dots + \frac{(\lambda T) e^{-\lambda T}}{1!} + \frac{\lambda}{0!} \int_T^\infty e^{-\lambda t} \, dt \\ &= \frac{(\lambda T)^{n-1} e^{-\lambda T}}{(n-1)!} + \frac{(\lambda T)^{n-2} e^{-\lambda T}}{(n-2)!} + \dots + \frac{(\lambda T) e^{-\lambda T}}{1!} + \frac{e^{-\lambda T}}{0!} \\ &= \sum_{k=0}^{n-1} \frac{(\lambda T)^k e^{-\lambda T}}{k!} \end{split}$$

となる。