

due	3 juillet 2014
cur	3 juillet 2014
ver	0
rev	0

## 1 ガンマ分布

ガンマ分布  $\Gamma(\alpha, \beta)$  は、確率密度関数を

$$f(x) = \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\beta x}, \quad x > 0 \quad (1)$$

とする、 $(0, \infty)$  上の連続確率分布である。これは (完全) ガンマ関数

$$\Gamma(x) = \int_0^\infty t^{x-1} e^{-t} dt \quad (2)$$

から定まる確率分布である。左辺の積分が有限の範囲  $(0, s)$  のとき、この積分を不完全ガンマ関数と言う。

ガンマ分布の平均は

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_0^\infty x f(x) dx \\ &= \int_0^\infty x \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\beta x} dx \\ &= \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \int_0^\infty x^\alpha e^{-\beta x} dx \\ &= \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \frac{\Gamma(\alpha+1)}{\beta^{\alpha+1}} \\ &= \frac{\alpha}{\beta} \end{aligned} \quad (3)$$

と求まる。分散は、 $X^2$  の期待値から求める。

$$\begin{aligned} E(X^2) &= \int_0^\infty x^2 f(x) dx \\ &= \int_0^\infty x^2 \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\beta x} dx \\ &= \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \int_0^\infty x^{\alpha+1} e^{-\beta x} dx \\ &= \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \frac{\Gamma(\alpha+2)}{\beta^{\alpha+2}} \\ &= \frac{\alpha(\alpha+1)}{\beta^2} \end{aligned} \quad (4)$$

より、

$$\begin{aligned} V[X] &= E[X^2] - \{E[X]\}^2 \\ &= \frac{(\alpha+1)\alpha}{\beta^2} - \frac{\alpha^2}{\beta^2} = \frac{\alpha}{\beta^2} \end{aligned} \quad (5)$$

を得る。

ガンマ分布  $\Gamma(\alpha, \beta)$  のモーメント母関数は

$$\begin{aligned}
 M_{\Gamma(\alpha, \beta)}(t) &= E_{\Gamma(\alpha, \beta)}[\exp(tX)] \\
 &= \int_0^{\infty} e^{tx} \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\beta x} dx \\
 &= \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \int_0^{\infty} x^{\alpha-1} e^{-(\beta-t)x} dx \\
 &= \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \int_0^{\infty} \left(\frac{u}{\beta-t}\right)^{\alpha-1} e^{-u} \frac{1}{\beta-t} du \quad \text{ここで } u = (\beta-t)x, x = u/(\beta-t) \text{ と変数変換} \\
 &= \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \left(\frac{1}{\beta-t}\right)^{\alpha-1} \frac{1}{\beta-t} \int_0^{\infty} x^{\alpha-1} e^{-u} du \\
 &= \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \left(\frac{1}{\beta-t}\right)^\alpha \int_0^{\infty} x^{\alpha-1} e^{-u} du \\
 &= \frac{\beta^\alpha}{(\beta-t)^\alpha \Gamma(\alpha)} \int_0^{\infty} x^{\alpha-1} e^{-u} du \\
 &= \left(\frac{\beta}{\beta-t}\right)^\alpha
 \end{aligned} \tag{6}$$

となる。

ガンマ分布の累積分布関数は、 $\alpha$  が正の整数の場合は陽な表現を得ることができる。第 1 種不完全ガンマ関数を  $\gamma(\alpha, x)$  と置く。

$$\gamma(\alpha, x) = \int_0^x t^{\alpha-1} e^{-t} dt \tag{7}$$

部分積分を用いると第 1 種不完全ガンマ関数の間には、

$$\begin{aligned}
 \gamma(1, x) &= 1 - e^{-x} \\
 \gamma(\alpha + 1, x) &= \alpha \gamma(\alpha, x) - x^\alpha e^{-x}
 \end{aligned} \tag{8}$$

という関係が成り立つことが分かる。第 2 種不完全ガンマ関数の間にも同様の関係が成り立つ。

この関係を用いると、 $\alpha$  が自然数  $k$  で、 $\beta = 1$  の場合に、 $\Gamma(n) = (n-1)!$  などを用いて

$$1 - F_{\Gamma(k, 1)}(x) = \exp(-x) \left\{ 1 + \frac{x}{1!} + \dots + \frac{x^{k-1}}{(k-1)!} \right\} \tag{9}$$

が示せる。同様に  $\beta$  が任意の正の実数の場合にも、

$$1 - F_{\Gamma(k, \beta)}(x) = \exp(-\beta x) \left\{ 1 + \frac{\beta x}{1!} + \dots + \frac{(\beta x)^{k-1}}{(k-1)!} \right\}$$

が示せる。よって、 $\alpha$  が整数  $k$  の場合のガンマ分布の累積分布関数は

$$F_{\Gamma(k, \beta)}(x) = 1 - \exp(-\beta x) \left\{ 1 + \frac{\beta x}{1!} + \dots + \frac{(\beta x)^{k-1}}{(k-1)!} \right\} \tag{10}$$

となる。

## 2 指数分布とポアソン分布の関係

ある事象の発生間隔  $X_i$  が互いに独立な指数分布  $Exp(\lambda)$  に従っているとする。このとき期間  $T$  の間にその事象が発生する回数  $Z$  は、どのような確率分布に従うかを考える。<sup>1</sup>

ここでの標本空間は

$$Z = \{0, 1, 2, \dots\} \tag{11}$$

<sup>1</sup>この箇所は、参考書が p.70-71 で、ポアソン分布から指数分布を導出しているのに対して、ここでは指数分布からポアソン分布を導出している。両者とも、本質的には同じ議論である。

と非負の整数全体となる。「 $Z = k$ 」で、「期間  $T$  の間に  $k$  回の事象が発生する」事象を表す。一方でこの事象は、「最初の  $k$  回の事象発生間隔の和  $Y_k$  が  $T$  以下、かつ次の発生回数を加えた和  $Y_{k+1}$  は  $T$  を超える」と記しても、同じことである。

$$\begin{aligned} Pr[Z = k] &= Pr[Y_k \leq T \text{ and } Y_{k+1} > T] \\ &= F_{Y_k}(T) - F_{Y_{k+1}}(T) \\ &= F_{\Gamma(k,\lambda)}(T) - F_{\Gamma(k+1,\lambda)}(T) \end{aligned}$$

2つ目の等式の詳細はここでは省略。

ところで  $Y_k$  の確率分布は  $k$  が整数であれば、前掲の通り、ガンマ分布となる。よってこのまま計算を続ければ、

$$\begin{aligned} Pr[Z = k] &= F_{\Gamma(k,\lambda)}(T) - F_{\Gamma(k+1,\lambda)}(T) \\ &= 1 - \exp(-\beta x) \left\{ 1 + \frac{\beta x}{1!} + \dots + \frac{(\beta x)^{k-1}}{(k-1)!} \right\} - \left[ 1 - \exp(-\beta x) \left\{ 1 + \frac{\beta x}{1!} + \dots + \frac{(\beta x)^{k-1}}{(k-1)!} + \frac{(\beta x)^k}{(k)!} \right\} \right] \\ &= \exp(-\beta x) \frac{(\beta x)^k}{(k)!} \end{aligned} \quad (12)$$

2つ目の等式は式 (10) を用いた。

### 3 指数分布とガンマ分布の関係

ある事象の発生間隔  $X_1, X_2, \dots, X_n$  が互いに独立な指数分布  $Exp(\lambda)$  に従っているとすると、この時  $Y_n = X_1 + X_2 + \dots + X_n$  が従う確率分布を考える。

指数分布のモーメント母関数は、前々回の課題より

$$M_{X_i}(t) = \frac{\lambda}{\lambda - t} \quad (13)$$

であった。すると、これらの和  $Y_n$  が従う確率分布は

$$M_{Y_n}(t) = \prod_{i=1}^n \frac{\lambda}{\lambda - t} = \frac{\lambda^n}{(\lambda - t)^n} \quad (14)$$

となる。これをモーメント母関数に持つ確率分布を探せば良いが、前回に講義で説明したように、モーメント母関数を求める変換の逆変換は整備されていない。しかしこれがガンマ分布のモーメント母関数であることを知っていれば、和  $Y_n$  がガンマ分布に従うと言える。

実際、式 (14) と式 (6) を見比べると、 $Y_n$  の従う確率分布は、パラメータが  $\alpha = n$ 、 $\beta = \lambda$  のガンマ分布であることが分かる。

### 参考文献

- [1] 久保木久孝 (2007) 「確率・統計解析の基礎」, 朝倉書店. (教科書)
- [2] 宮川雅巳 (1998) 「統計技法」工系数学講座 14, 共立出版. (教科書)
- [3] 永田靖 (2005) 「統計学のための数学入門 30 講」科学のことばとしての数学, 朝倉書店. (講義・教科書などで、計算が追えないところが見つかった時、それを尋ねるつもりで開くと助けてくれる本)
- [4] 藤田岳彦 (2010) 「弱点克服 大学生の確率・統計」東京図書. (講義・教科書などで、計算を追えないところが見つかった時、それを尋ねるつもりで開くと助けてくれる本)
- [5] 東京大学教養学部統計学教室・編 (1991) 「統計学入門」基礎統計学 I, 東京大学出版会. (教科書)
- [6] 薩摩純吉 (1989) 「確率・統計」理工系の数学入門コース 7, 岩波書店. (教科書)