

Gumbell 分布関数

11 November 2016

Akio Arimoto

$G(x) = \exp(-\exp(-x)), x \in \mathbb{R}$ は、単調増加関数で、 $G(-\infty) = 0, G(+\infty) = 1$ であるのでそれから導かれる分布は Gumbell 分布と呼ばれる。また、密度関数は $\frac{dG}{dx} = e^{-x}G(x)$ と書ける。分布 $G(x) = \exp(-\exp(-x))$ に対応する確率変数を

$X(\omega)$ とおく。期待値は $EX = \int_{-\infty}^{\infty} ue^{-u} \exp(-\exp(u)) du = \gamma = 0.57721\ 56649\ 01532$

86060 65120 90082 40243 10421 59335 93992 3598805767 23488 48677
2677766467 09369 47063 29174 67495... というオイラーの定数になる。そして、

X の特性関数はガンマ関数 $\Gamma(z)$ を用いて $\varphi(t) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{it} dG(u) = \Gamma(1-it)$ とな

る。 $G(x) = \exp(-\exp(-x)), x \in \mathbb{R}$ は $G^n(x + \log n) = G(x), x \in \mathbb{R}$ という関数方程式

をみたす。逆にこの関数方程式をみたす関数 $\Lambda(x)$ があるとき

$\Lambda(x) = \exp(-\exp(-x))$ がいえるかという問題を考えてみよう。対数をとりたいの

で $0 < \Lambda(x) < 1, x \in \mathbb{R}$ という仮定と $\Lambda(x)$ の微分可能性を仮定すると、次がいえる。

命題： $\Lambda(x)$ は関数方程式 $\Lambda^n(x + \log n) = \Lambda(x), x \in \mathbb{R}$ を満たし、

微分可能で $0 < \Lambda(x) < 1, x \in \mathbb{R}, \Lambda(0) = e^{-1}$ とする。

このとき、 $\Lambda(x) = \exp(-\exp(-x)), x \in \mathbb{R}$ となる。

一般に Gumbell 分布は $\Lambda(x) = \exp(-\exp(-\left(\frac{x-\mu}{\eta}\right)))$, $x \in \mathbb{R}$ という形をしている

ので Gumbell 分布の特徴づけという意味では $\Lambda(0) = e^{-1}$ の仮定は不要である。

結果をきれいに見せるためにこのような仮定をした。

証明) $\Lambda^n(x + \log n) = \Lambda(x)$, $x \in \mathbb{R}$ の両辺の対数を 2 回とると

$\log n + \log(-\log \Lambda(x + \log n)) = \log(-\log \Lambda(x))$ という関係式がでてくる。いま、

$\lambda(x) = \log(-\log \Lambda(x))$ とおくと $\lambda(0) = 0$ であり $\lambda(x)$ は微分可能で

$\log n + \lambda(x + \log n) = \lambda(x)$ を満たす。 $\lambda(x) = -x$ を示せば目的の結果を得る。

この式で、 x の代わりに、 $x - \log n$ を代入すると $\log n + \lambda(x) = \lambda(x - \log n)$ を得

る。 $n = 1, 2, \dots$ は任意だったから、結局

$$\lambda(x) = \lambda(x + \log n) + \log n = \lambda(x - \log m) - \log m \quad n, m = 1, 2, \dots$$

が導かれたことになる。 $\lambda(x) = \lambda(x + \log n) + \log n$ で、 x の代わりに $x - \log m$ を

代入すると $\lambda(x - \log m) = \lambda(x + \log n - \log m) + \log n$

であるが、 $\lambda(x - \log m) = \lambda(x) + \log m$ であつたから、結局

$$\lambda(x + \log n - \log m) = \lambda(x) + \log m - \log n$$

を得る。 $m \neq n$ のときこれは

$$\frac{\lambda\left(x + \log \frac{n}{m}\right) - \lambda(x)}{\log \frac{n}{m}} = -1 \quad \text{と書くことができるが、} m \neq n \text{ で } \frac{n}{m} \rightarrow 1 \text{ となるように}$$

自然数をえらべば、 $\frac{d\lambda}{dx} = -1$ がわかる。したがってある定数 c を用いて

$\lambda(x) = -x + c$ となる。ところが $\lambda(0) = 0$ であつたから、 $\lambda(x) = -x$ をえる。 ■

実は証明をよく見ると $\Lambda(x)$ の微分可能性は必要なく単に連続であればよい。

$\lambda(x + \log n - \log m) = \lambda(x) + \log m - \log n$ より、 $x = 0$ として、 $\lambda\left(\log \frac{n}{m}\right) = -\log \frac{n}{m}$

をえるが、実数の稠密性から任意の実数 e^x に収束するように有理数 $\frac{m}{n}$ をえら

んでやれば、 $\lambda(x)$ の連続性から、 $\lambda(x) = -x$ がえられる。さらに有界変分なら

可算個の点を除いて連続であり、連続より弱い条件で、次がしめせるだろう。

定理： $\Lambda(x)$ は関数方程式 $\Lambda^n(x + \log n) = \Lambda(x), x \in \mathbb{R}$ を満たし、

有界変分（非減少関数）で $0 < \Lambda(x) < 1, x \in \mathbb{R}, \Lambda(0) = e^{-1}$ とする。

このとき、 $\Lambda(x) = \exp(-\exp(-x)), x \in \mathbb{R}$ となる。

さて、 $G(x)$ の特性関数を実際に計算してみよう。

$\varphi(t) = Ee^{itX} = \int_{-\infty}^{\infty} e^{itx} dG(x) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{itx} e^{-x} e^{-e^{-x}} dx$ において、 $x = e^{-u}$ と変数変換すると

$\int_{-\infty}^{\infty} e^{itx} e^{-x} e^{-e^{-x}} dx = \int_0^{\infty} x^{-it} e^{-x} dx$ となる。しかし、これは、ガンマ関数にほかならず

$\Gamma(z) = \int_0^{\infty} e^{-x} x^{z-1} dx$ とおくと、 $\varphi(t) = \Gamma(1-it)$ ということになる。関数 $\varphi(t) = Ee^{itX}$

の t に関して微分した $\varphi'(t) = EitXe^{itX}$ で、 $t = 0$ とすると $-i\varphi'(0) = EX$ である。

他方、 $\varphi(t) = \Gamma(1-it)$ を微分して $t = 0$ とすると $\varphi'(0) = -i\Gamma'(1)$ であるから、

$EX = -\Gamma'(1)$ をえる。ここで、微分を期待値の中に入れてしまったが、それは

$\varphi(t) = \int_{-\infty}^{\infty} x^{-it} e^{-x} dx$ において、 $\frac{\partial x^{-it}}{\partial t} = -i \log x x^{-it}$ より、積分と微分の交換を用い

て、 $\frac{d}{dt} \varphi(t) = -i \int_{-\infty}^{\infty} \log x x^{-it} e^{-x} dx$ 。そして、変数変換で

$\int_0^{\infty} e^{-x} \log x dx = \int_{-\infty}^{\infty} x e^{-x} e^{-e^{-x}} dx$ がわかるので、その結果

$\Gamma'(1) = -\int_0^{\infty} e^{-x} \log x dx = -\int_{-\infty}^{\infty} x dG(x) = -EX$ となる。

不思議なことに、 $EX = -\Gamma'(1)$ はオイラーの定数となる。

実際、ガウスの無限積公式

$$\frac{1}{\Gamma(x)} = x e^{\gamma x} \prod_{n=1}^{\infty} \left(1 + \frac{x}{n}\right) e^{-x/n}, \quad x \in \mathbb{R} \setminus \{0, -1, -2, \dots\}, \quad \gamma = \lim_{n \rightarrow \infty} \left\{ \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} - \log(n+1) \right\}$$

において、その対数 $-\log \Gamma(x) = \log x + \gamma x + \sum_{n=1}^{\infty} \left\{ \log \left(1 + \frac{x}{n}\right) - \frac{x}{n} \right\}$ をとり、微分し

て $-\frac{\Gamma'(x)}{\Gamma(x)} = \frac{1}{x} + \gamma - \sum_{n=1}^{\infty} \frac{x}{n(n+x)}$ を得るがこの式で $x=1$ とすると

$EX = -\Gamma'(1) = \gamma$ となる。

オイラーの定数とゼータ関数の関係を示そう。

補題： $\gamma = \lim_{n \rightarrow \infty} \left\{ \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} - \log(n+1) \right\}$ は $\gamma = \frac{1}{2} \zeta(2) - \frac{1}{3} \zeta(3) + \frac{1}{4} \zeta(4) - \dots$

と書ける。ここで、 $\zeta(s) = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{n^s}$ はリーマンゼータ関数である。

証明) テーラー展開 $\log(1+x) = x - \frac{1}{2}x^2 + \frac{1}{3}x^3 - \dots$ において、 $x = \frac{1}{k}$ とおくと、

$\frac{1}{k} - \log(k+1) + \log k = \frac{1}{2k^2} - \frac{1}{3k^3} + \frac{1}{4k^4} - \dots$ をえるが、 k について和をとると

$$\sum_{k=1}^n \frac{1}{k} - \log(n+1) = \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \frac{1}{k^2} - \frac{1}{3} \sum_{k=1}^n \frac{1}{k^3} + \frac{1}{4} \sum_{k=1}^n \frac{1}{k^4} - \dots$$

となり、 $n \rightarrow \infty$ とすれば、目的の結果が得られる。■

ギリシ映画『奇蹟がくれた数式』に出てくるラマヌジャンはオイラーの定数を

$$\gamma = 1 - \int_0^1 \frac{1+2t}{1+t+t^2} \left(\sum_{k=1}^{\infty} t^{3^k} \right) dt = \log 2 - \sum_{l=1}^{\infty} 2l \sum_{k=\frac{1}{2}(3^{l-1}+1)}^{\frac{1}{2}(3^l-1)} \frac{1}{(3k)^3 - 3k}$$

としているし、彼は有名な notebooks に $p = \frac{1}{2}n(n+1)$ とおいて

$$\sum_{k=1}^n \frac{1}{k} - \frac{1}{2} \log(n(n+1)) \approx \gamma + \frac{1}{12p} - \frac{1}{120p^2} + \frac{1}{630p^3} - \frac{1}{1680p^4}$$

を書き記しているそうである。

$\log \varphi(t) = \sum_{n=1}^{\infty} \kappa_n \frac{(it)^n}{n!}$ を満たす κ_n は分布のキュムラントと呼ばれる。Gumbell

分布 $G(x) = \exp(-\exp(-x))$, $x \in \mathbb{R}$ のキュムラントを計算しよう。

一般に $\Gamma(z+1) = z\Gamma(z)$ であるから、上の無限積の対数をとった式を

$$\log \Gamma(x+1) = \log \Gamma(x) + \log x = -\gamma x - \sum_{n=1}^{\infty} \left\{ \log \left(1 + \frac{x}{n} \right) - \frac{x}{n} \right\}$$

と書き直し、 $\log(1+x) - x = -\sum_{k=2}^{\infty} \frac{(-x)^k}{k}$ の関係を用いると、

$$\log \Gamma(x+1) = -\gamma x + \sum_{n=1}^{\infty} \sum_{k=2}^{\infty} \frac{(-x)^k}{k} \frac{1}{n^k} = -\gamma x + \sum_{k=2}^{\infty} (-x)^k \frac{\zeta(k)}{k}$$

となり、この式で $x = -it$ とおいて、

$$\log \varphi(t) = \log \Gamma(1-it) = \gamma(it) + \sum_{k=2}^{\infty} \frac{\zeta(k)}{k} (it)^k \quad \text{が得られる。}$$

$\log \varphi(t) = \sum_{n=1}^{\infty} \kappa_n \frac{(it)^n}{n!}$ と比較すると次のようになる。

定理 Gumbell 分布 $G(x) = \exp(-\exp(-x))$ のキュムラントは

$$\kappa_1 = \frac{1}{2}\zeta(2) - \frac{1}{3}\zeta(3) + \frac{1}{4}\zeta(4) - \dots, \quad \kappa_n = (n-1)!\zeta(n) \quad n \geq 2$$

である。ただし、 $\zeta(s) = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{n^s}$ はリーマンゼータ関数である。

また、 $\Gamma(s)\zeta(s) = \int_0^{\infty} \frac{x^{s-1}}{e^x - 1} dx$ に注意すると $\Gamma(n) = (n-1)!$ であるからキュムラント

は次のように積分を用いて表される。

系 Gumbell 分布 $G(x) = \exp(-\exp(-x))$ のキュムラントは

$$\kappa_1 = \gamma = \int_0^{\infty} \log x e^{-x} dx = \int_{-\infty}^{\infty} x e^{-x} e^{-e^{-x}} dx, \quad \kappa_n = \int_0^{\infty} \frac{x^{n-1}}{e^x - 1} dx \quad n \geq 2$$

である。

$\Gamma(s)\zeta(s) = \int_0^{\infty} \frac{x^{s-1}}{e^x - 1} dx$ を示しておこう。

$\Gamma(s) = \int_0^{\infty} e^{-u} u^{s-1} du$ において、 $u = nx$ と変数変換を行うと $\Gamma(s) = \int_0^{\infty} e^{-nx} (nx)^{s-1} ndx$ 。

この両辺を n^s でわり $\frac{\Gamma(s)}{n^s} = \int_0^{\infty} e^{-nx} x^{s-1} dx$ 。そして、 n に関して加えると、

$$\sum_{n=1}^{\infty} \frac{\Gamma(s)}{n^s} = \int_0^{\infty} \sum_{n=1}^{\infty} e^{-nx} x^{s-1} dx = \int_0^{\infty} \frac{x^{s-1} e^{-x}}{1 - e^{-x}} dx = \int_0^{\infty} \frac{x^{s-1}}{e^x - 1} dx$$

が得られる。

参照 url

1) https://en.wikipedia.org/wiki/Gumbel_distribution

2) https://youtu.be/jQAPlsNY_P0?list=PL3E4136E122545FBE

Gamma Function - Part 12 - Relation to Zeta Function