

# 確率・統計 A

若木宏文

wakaki@math.sci.hiroshima-u.ac.jp

<http://home.hiroshima-u.ac.jp/wakaki/lecture/index.shtml>

2015.6.30

# 目次

## 特性関数

### 特性関数とモーメント

## 4.1. 特性関数とモーメント

## 定義 4.1

$X$  : 確率変数,  $f(x)$  : 確率密度関数, または確率関数

$$\begin{aligned}\varphi_X(t) &= \mathbb{E}(e^{itX}) \\ &= \begin{cases} \sum_x e^{itx} f(x), & \text{離散型} \\ \int_{-\infty}^{\infty} e^{itx} f(x) dx, & \text{連続型} \end{cases} \\ &= \begin{cases} \sum_x \cos(tx) f(x) + i \sum_x \sin(tx) f(x), & \text{離散型} \\ \int_{-\infty}^{\infty} \cos(tx) f(x) dx + i \int_{-\infty}^{\infty} \sin(tx) f(x) dx, & \text{連続型} \end{cases}\end{aligned}$$

を  $X$  の特性関数という.

## 補題 4.1

$g(t)$  を実変数  $t$  の複素数値関数とする.  $a < b$  ならば

$$\left| \int_a^b g(t) dt \right| \leq \int_a^b |g(t)| dt.$$

## Proof.

$I = \int_a^b g(t) dt$  とおく.  $\theta$  を  $I$  の偏角とすると  $I = |I|e^{i\theta}$ . したがって

$$|I| = e^{-i\theta} I = \int_a^b e^{-i\theta} g(t) dt = \int_a^b \Re\{e^{-i\theta} g(t)\} dt + i \int_a^b \Im\{e^{-i\theta} g(t)\} dt.$$

ここで,  $\Re\{\cdot\}, \Im\{\cdot\}$  はそれぞれ,  $\{\cdot\}$  内の関数の実部, 虚部である.  $|I|$  は実数値なので最後の式の第2項は0となる. さらに第1項の被積分関数について

$$\Re\{e^{-i\theta} g(t)\} \leq |e^{-i\theta} g(t)| = |g(t)|$$

が成り立つことより, 結果が得られる. □

## 定理 4.1

$X$  の特性関数  $\varphi_X(t)$  について、次が成り立つ.

(1)  $\varphi_X(0) = 1$ .

(2)  $|\varphi_X(t)| \leq 1$ .

(3)  $\varphi_X(t)$  は一様連続である.

(4)  $\varphi_{cX+d}(t) = e^{itd} \varphi_X(ct)$ . ただし,  $c, d$  は定数.

(5)  $E(|X|^n) < \infty$  ならば,  $\varphi_X(t)$  は  $C^n$  級 (連続な  $n$  次導関数が存在) で

$$\left. \frac{d^n}{dt^n} \varphi_X(t) \right|_{t=0} = i^n E(X^n).$$

(証明は板書で)

# 補足 (期待値と優収束定理)

## 期待値の一般的な定義

$X$  : 確率変数,  $P_X$  :  $X$  の分布,  $g(x)$  : ボレル可測関数

$$E[g(X)] = \int_{\mathbb{R}} g(x) dP_X(x) \quad \text{測度 } P_X \text{ に関する (ルベグ) 積分}$$

## 優収束定理

$g_n(x)$  ( $n = 1, 2, \dots$ ) : ボレル可測関数列,  $g(x), h(x)$  : ボレル可測関数

1.  $\lim_{n \rightarrow \infty} g_n(x) = g(x)$
2.  $|g_n(x)| \leq h(x)$
3.  $E\{h(X)\} < \infty$

ならば

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E\{g_n(X)\} = E\{g(x)\}$$

## 例 4.1

$$(2 \text{ 項分布}) \quad X \sim B(n, p) \quad \rightarrow \quad \varphi_X(t) = \{1 + p(e^{it} - 1)\}^n.$$

$$(\text{ポアソン分布}) \quad X \sim p(\lambda) \quad \rightarrow \quad \varphi_X(t) = \exp\{\lambda(e^{it} - 1)\}.$$

$$(\text{一様分布}) \quad X \sim U(0, 1) \quad \rightarrow \quad \varphi_X(t) = \frac{e^{it} - 1}{it}.$$

$$(\text{正規分布}) \quad X \sim N(\mu, \sigma^2) \quad \rightarrow \quad \varphi_X(t) = \exp\left(it\mu - \frac{1}{2}\sigma^2 t^2\right).$$

(導出は板書で (2 項分布と正規分布))

## 例 4.2

$X \sim N(\mu, \sigma^2)$  のとき,  $X - \mu$  の特性関数は

$$\begin{aligned} \varphi_{X-\mu}(t) &= e^{(i\sigma t)^2/2} \\ &= 1 + \frac{1}{2}\sigma^2(it)^2 + \frac{1}{2!}\left\{\frac{1}{2}\sigma^2(it)^2\right\}^2 + \cdots + \frac{1}{k!}\left\{\frac{1}{2}\sigma^2(it)^2\right\}^k + \cdots \\ &= 1 + \frac{1}{2!}(i\sigma t)^2 + \frac{1 \cdot 3}{4!}(i\sigma t)^4 + \cdots + \frac{1 \cdot 3 \cdot (2k-1)}{(2k)!}(i\sigma t)^{2k} + \cdots \end{aligned}$$

と表せる. 定理 4.1 (5) より

$$E\{(X - \mu)^k\} = \begin{cases} 0, & k \text{ が奇数のとき} \\ 1 \cdot 3 \cdots (k-1)\sigma^k, & k \text{ が偶数のとき.} \end{cases}$$

## 定義 4.2 (多次元分布の特性関数)

$\mathbf{X}$  を  $p$  次元の確率変数,  $\mathbf{t} \in \mathbb{R}^p$  とし

$$\mathbf{X} = \begin{pmatrix} X_1 \\ \vdots \\ X_p \end{pmatrix}, \quad \mathbf{t} = \begin{pmatrix} t_1 \\ \vdots \\ t_p \end{pmatrix}$$

とする. このとき

$$\varphi_{\mathbf{X}}(\mathbf{t}) = \mathbb{E}\{\exp(i\mathbf{t}'\mathbf{X})\} = \mathbb{E}\left\{\prod_{j=1}^p \exp(it_j X_j)\right\}$$

を  $\mathbf{X}$  の**特性関数**という.

## 定理 4.2

次の右辺の期待値が存在すれば等式が成り立つ。

$$\left. \frac{\partial^{n_1 + \dots + n_p}}{\partial t_1^{n_1} \dots \partial t_p^{n_p}} \varphi_{\mathbf{X}}(\mathbf{t}) \right|_{\mathbf{t}=\mathbf{0}} = i^{(n_1 + \dots + n_p)} \mathbf{E}(X_1^{n_1} \dots X_p^{n_p}).$$

## 例 4.3

$\mathbf{X} \sim N_p(\boldsymbol{\mu}, \Sigma)$  のとき

$$\varphi_{\mathbf{X}}(\mathbf{t}) = \exp\left(it'\boldsymbol{\mu} - \frac{1}{2}t'\Sigma t\right).$$

$$\Sigma = (\sigma_{jk})_{j,k=1,\dots,p} \Rightarrow \text{Cov}(X_j, X_k) = \sigma_{jk}$$

(証明は板書で)

⇒slide0707