

演習「統計的处理について」3

蛭川 潤一

新潟大学・自然科学系

2018年5月21日

正規分布

正規分布

次の確率密度関数を持つ分布を
正規分布 (normal distribution) と呼び
 $N(\mu, \sigma^2)$ で表す

$$(1) \quad f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad -\infty < x < \infty$$

ただし、 $-\infty < \mu < \infty, 0 < \sigma < \infty$ である

特に、 $\mu = 0, \sigma = 1$ のとき
標準正規分布 (standard normal distribution) と呼び
 $N(0, 1)$ で表す

正規分布

Z … 標準正規分布に従う確率変数

$\phi(x)$ … 標準正規分布の密度関数

$$(2) \quad \Phi(x) = P(Z \leq x) = \int_{-\infty}^x \phi(y) dy$$

を標準正規分布の分布関数 (distribution function) と呼ぶ

$$(3) \quad \phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}, \quad -\infty < x < \infty$$

正規分布

Remark

観測値や測定値には近似的に正規分布に従う場合が多くあり
正規分布は統計学におけるもっとも重要な分布である

Theorem

確率変数 X が正規分布 $N(\mu, \sigma^2)$ に従うとき

平均と分散は

$$(4) \quad E(X) = \mu, \quad V(X) = \sigma^2$$

となる

正規分布

確率変数 Z が標準正規分布 $N(0, 1)$ に従うとき

任意の $0 < \alpha < 1$ に対して

$$(5) \quad P(Z > z) = 1 - \Phi(z) = \int_z^{\infty} \phi(x) dx = \alpha$$

をみたく z を

標準正規分布の上側 α 点
(あるいは $100\alpha\%$ 点) と呼び
 z_α で表す

α を上側確率と呼ぶ

z_α は標準正規分布表 (付表 1) から求めることができる

標準正規分布表

z	.00	.01	.02	...
.0	$\Phi(0.00)$	$\Phi(0.01)$	$\Phi(0.02)$...
.1	$\Phi(0.10)$	$\Phi(0.11)$	$\Phi(0.12)$...
.2	$\Phi(0.20)$	$\Phi(0.21)$	$\Phi(0.22)$...
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮

中心極限定理

X_1, \dots, X_n : 独立な確率変数
共通の平均 $\mu = E(X_i)$ と、共通の有限な正の分散 $\sigma^2 = V(X_i)$
($i = 1, \dots, n$) をもつ

$$\bar{X}_n := \frac{Y_n}{n}$$

Theorem (中心極限定理)

n が限りなく大きくなれば

$$Z_n := \frac{\sqrt{n}(\bar{X}_n - \mu)}{\sigma}$$

の分布は、限りなく標準正規分布 $N(0, 1)$ に近づく

$Z_n \xrightarrow{d} Z$ (分布収束), $Z \sim N(0, 1)$ と表す

中心極限定理

Remark

- 正の有限な分散 σ^2 をもつすべての分布について
 n が十分大きいとき
 $Z_n = \frac{\sqrt{n}(\bar{X}_n - \mu)}{\sigma}$ の分布は
標準正規分布 $N(0, 1)$ で近似できる
- 分布が何であっても
極限分布として正規分布が現れる

スラツキーの定理

Theorem (スラツキー (Slutsky) の定理)

確率変数列 $\{X_n\}$ $\{Y_n\}$ と
 確率変数 X と定数 c に対して
 $X_n \xrightarrow{L} X, Y_n \xrightarrow{P} c$ であれば次が成り立つ

$$(i) X_n + Y_n \xrightarrow{L} X + c$$

$$(ii) X_n Y_n \xrightarrow{L} cX$$

中心極限定理

標準偏差 σ を
 (不偏) 標本標準偏差

$$S_n = \sqrt{S_n^2} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}$$

で置き換えると

$$\frac{\sigma}{S_n} \xrightarrow{P} 1 \Rightarrow$$

$$Z_n^* = \frac{\sqrt{n}(\bar{X}_n - \mu)}{S_n} = Z_n \times \frac{\sigma}{S_n} \xrightarrow{L} Z \times 1 \sim N(0, 1)$$

母平均の区間推定

信頼度 $1 - \alpha$ に対して
 \downarrow 標準正規分布表から

$$P(-z_{\alpha/2} \leq Z \leq z_{\alpha/2}) = 1 - \alpha$$

となる $N(0, 1)$ の上側 $\alpha/2$ 点 $z_{\alpha/2}$ を求める

\downarrow

$$\begin{aligned} 1 - \alpha &\approx P(-z_{\alpha/2} \leq Z_n^* \leq z_{\alpha/2}) \\ &= P\left(-z_{\alpha/2} \leq \frac{\sqrt{n}(\bar{X}_n - \mu)}{S_n} \leq z_{\alpha/2}\right) \\ &= P\left(\bar{X}_n - z_{\alpha/2} \frac{S_n}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{X}_n + z_{\alpha/2} \frac{S_n}{\sqrt{n}}\right) \end{aligned}$$

一般母集団の母平均の区間推定

Theorem

大標本のとき、母分散 σ^2 が未知ならば
 母平均の信頼度 $1 - \alpha$ の信頼区間は近似的に

$$\left[\bar{X}_n - z_{\alpha/2} \frac{S_n}{\sqrt{n}}, \bar{X}_n + z_{\alpha/2} \frac{S_n}{\sqrt{n}} \right]$$

となる

95% 近似信頼区間は $z_{\alpha/2}$ を 1.96 とすればよい

混合正規分布

$X_1 \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$, $X_2 \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$, $M \sim \text{Ber}(p)$
 X_1, X_2, M は独立

$$Y := M \times X_1 + (1 - M) \times X_2$$

⇒

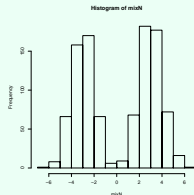
$$\begin{aligned} \mu &:= E(Y) = E(M) \times E(X_1) + \{1 - E(M)\} \times E(X_2) \\ &= p\mu_1 + (1 - p)\mu_2 \end{aligned}$$

$$\Downarrow p = \frac{1}{2}, \mu_2 = -\mu_1$$

$$\mu = \frac{\mu_1}{2} - \frac{\mu_1}{2} = 0$$

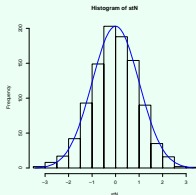
混合正規分布

混合正規分布のヒストグラム：



中心極限定理

標準化した変数のヒストグラムと標準正規分布の密度関数：



中心極限定理

1000個の95%信頼区間：

