

第8章 信頼区間

8.1 信頼区間の定義

定義 8.1 $\mathbf{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ を実数値母数 $\theta (\theta \in \Theta)$ に依存する同時分布に従う確率変数ベクトルとし, $L(\mathbf{X}) < U(\mathbf{X})$ を統計量とする. ただし, Θ を母数空間とする. このとき, 区間 $[L(\mathbf{X}), U(\mathbf{X})]$ が θ に対する信頼係数 $100p\%$ ($0 < p < 1$) の信頼区間であるとは, すべての $\theta \in \Theta$ に対し

$$\mathbb{P}_\theta[L(\mathbf{X}) \leq \theta \leq U(\mathbf{X})] \geq p$$

が成立することである. ただし, すくなくともひとつの θ に対し等号が成立しなければならない.

p は信頼水準, 信頼限界または被覆確率という.

定義 8.2 すべての $\theta \in \Theta$ に対し

$$\mathbb{P}_\theta\{\theta \geq L(\mathbf{X})\} \geq p$$

となる統計量 $L(\mathbf{X})$ を θ に対する信頼係数 $100p\%$ 信頼下限といい,

$$\mathbb{P}_\theta\{U(\mathbf{X}) \geq \theta\} \geq p$$

となる統計量 $U(\mathbf{X})$ を θ に対する信頼係数 $100p\%$ 信頼上限という.

$L(\mathbf{X})$ を θ に対する $100p_1\%$ 信頼下限とし, $U(\mathbf{X})$ を θ に対する $100p_2\%$ 信頼上限で $L(\mathbf{X}) < U(\mathbf{X})$ したとき, 区間 $[L(\mathbf{X}) \leq \theta \leq U(\mathbf{X})]$ は θ に対する信頼係数 $100p\%$ の信頼区間となる. ただし, $p = p_1 + p_2 - 1$ である.

例 8.1 X_1, X_2, \dots, X_n を独立同一に正規分布 $N(\mu, 1)$ に従う確率変数とする. このとき, $\sqrt{n}(\bar{X}_n - \mu)$ は標準正規分布 $N(0, 1)$ に従い,

$$\mathbb{P}_\mu\{-1.96 \leq \sqrt{n}(\bar{X}_n - \mu) \leq 1.96\} = 0.95$$

となる. ただし, $\bar{X}_n = (1/n) \sum_{i=1}^n X_i$ である. 事象 $\{-1.96 \leq \sqrt{n}(\bar{X}_n - \mu) \leq 1.96\}$ は $\{\bar{X}_n - 1.96/\sqrt{n} \leq \mu \leq \bar{X}_n + 1.96/\sqrt{n}\}$ に等しいので,

$$\mathbb{P}_\mu\left[\bar{X}_n - \frac{1.96}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{X}_n + \frac{1.96}{\sqrt{n}}\right] = 0.95$$

となる. したがって, $[\bar{X}_n - 1.96/\sqrt{n}, \bar{X}_n + 1.96/\sqrt{n}]$ は μ に対する信頼係数 95% の信頼区間となる.

X_1, X_2, \dots, X_n を独立同一に平均 μ , 分散 1 の分布に従う確率変数とする. このとき, 中心極限定理から $\sqrt{n}(\bar{X}_n - \mu)$ は標準正規分布 $N(0, 1)$ に漸近的に従うことがわかるので, n が十分大きいとき

$$\mathbb{P}_\mu\{-1.96 \leq \sqrt{n}(\bar{X}_n - \mu) \leq 1.96\} \approx 0.95$$

となる. $[\bar{X}_n - 1.96/\sqrt{n}, \bar{X}_n + 1.96/\sqrt{n}]$ は μ に対する信頼係数 95% の近似信頼区間となる.

8.2 ピボット法

$\mathbf{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ を実数値母数 $\theta (\theta \in \Theta)$ に依存する同時分布に従う確率変数ベクトルとし, $g(\mathbf{X}, \theta)$ を確率変数とし, その分布は θ には依存しないとする. すなわち,

$$\mathbb{P}_\theta\{g(\mathbf{X}, \theta) \leq x\} = G(x)$$

は θ に依存しない関数である. ただし, x は実数である. したがって, うまく実数 a, b をとり

$$\mathbb{P}_\theta\{a \leq g(\mathbf{X}, \theta) \leq b\} = p$$

とできる. さらに, 事象 $\{a \leq g(\mathbf{X}, \theta) \leq b\}$ を変形して,

$$\mathbb{P}_\theta[L(\mathbf{X}) \leq \theta \leq U(\mathbf{X})] = p$$

なる $L(\mathbf{X}), U(\mathbf{X})$ を見つけることができることが期待できる. このように, 信頼区間を構成するにあたり利用する確率変数 $g(\mathbf{X}, \theta)$ を θ に対するピボットという. 要点は $g(\mathbf{X}, \theta)$ の分布が未知母数 θ に依存しないことである.

例 8.2 $X_1, X_2, \dots, X_n (n \geq 2)$ は独立同一に $[0, \theta]$ 上の一様分布に従うとする. ただし, $\theta > 0$ である. このとき, θ の最尤推定量は $X_1, X_2, \dots, X_n (n \geq 2)$ の最大値 $X_{(n)}$ である. また, $X_{(n)}/\theta$ の分布関数は

$$G(x) \equiv \mathbb{P}_\theta\{X_{(n)}/\theta \leq x\} = x^n \mathbf{1}_{[0, 1]}(x)$$

である. したがって, $X_{(n)}/\theta$ は θ に対するピボットとなる. 信頼係数 $100p\%$ の信頼区間を見つけるためには

$$\mathbb{P}_\theta \left[a \leq \frac{X_{(n)}}{\theta} \leq b \right] = p$$

なる a と b を見つければよい. $X_{(n)}/\theta$ の確率密度関数は単調増加なので, $a = (1-p)^{1/n}$ と $b = 1$ とすれば, 区間 $[a, b]$ は最短⁽⁸⁻¹⁾になる. さらに, 信頼係数が $100p\%$ の信頼区間 $[X_{(n)}/a, X_{(n)}/b]$ の中で $[X_{(n)}, X_{(n)}/(1-p)^n]$ が最短となること⁽⁸⁻²⁾もわかる.

例 8.3 X_1, X_2, \dots, X_{10} が独立同一に母数 θ の指数分布

$$f_X(x) = \theta e^{-\theta x} \mathbf{1}_{(0, \infty)}(x)$$

に従うとする. このとき, $2\theta X_1$ は自由度 2 のカイ 2 乗分布⁽⁸⁻³⁾ に従うので, $2\theta \sum_{i=1}^{10} X_i$ は自由度 20 のカイ 2 乗分布に従う. したがって, たとえば, 信頼係数 90% の信頼区間は

$$\mathbb{P}_\theta \left[a \leq 2\theta \sum_{i=1}^{10} X_i \leq b \right] = 0.90$$

なる a, b を見つけることになる. これは

$$\mathbb{P}_\theta \left[a \leq 2\theta \sum_{i=1}^{10} X_i \right] = 0.05, \quad \mathbb{P}_\theta \left[2\theta \sum_{i=1}^n X_i \leq b \right] = 0.05$$

から $a = 10.85, b = 31.41$ となる. したがって,

$$\left[\frac{5.425}{\sum_{i=1}^{10} X_i}, \frac{15.705}{\sum_{i=1}^{10} X_i} \right]$$

となる. しかし, カイ 2 乗分布の確率密度関数はモードに関して非対称なので, これは最短の区間ではない. 実際,

$$\left[\frac{4.893}{\sum_{i=1}^{10} X_i}, \frac{14.938}{\sum_{i=1}^{10} X_i} \right]$$

が最短となることが知られている.

未知母数を $\theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p)$ とし, θ_1 に対する信頼区間を構成することを考える. $g(\mathbf{X}, \theta_1)$ は θ_1 のみに依存する確率変数で $\theta_2, \theta_3, \dots, \theta_p$ には依存しないとする. さらに, $g(\mathbf{X}, \theta_1)$ の分布は θ には依存しないとする. すなわち

$$\mathbb{P}_\mu\{g(\mathbf{X}, \theta_1) \leq x\} = G(x)$$

とする. このような場合, ピボット $g(\mathbf{X}, \theta_1)$ を用いて θ_1 の信頼区間を構成することができる.

例 8.4 X_1, X_2, \dots, X_n を独立同一に正規分布 $N(\mu, \sigma^2)$ に従う確率変数とする. ここで, μ, σ^2 は未知とする. μ に対する信頼区間を求めよう. そのために,

$$\frac{\sqrt{n}(\bar{X}_n - \mu)}{S}$$

とおく. ただし

$$\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, \quad S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2$$

である. $\sqrt{n}(\bar{X}_n - \mu)/S$ は自由度 $(n-1)$ の t 分布⁽⁸⁻⁴⁾ に従いので, この分布は μ, σ^2 に依存しないので, μ のピボットとなる.

また, σ^2 の信頼区間を構成するために

$$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} = \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i - \bar{X}_n}{\sigma} \right)^2 \sim \chi^2(n-1)$$

となるので, σ^2 のピボットとなる.

多くの場合には, ピボットの分布を厳密に求めることが難しい. しかし, ピボットの分布の近似(漸近分布)を求めることができる. すなわち, ピボット $g(\mathbf{X}, \theta)$ に対し

$$\mathbb{P}_\theta\{g(\mathbf{X}, \theta) \leq x\} \approx G(x)$$

なる θ に依存しない分布関数 $G(x)$ を求めることができることがおおい. 以下は近似がうまくいくために, 標本数 n は大きいと仮定し, 大きさ n のランダム標本 (i.i.d. 標本) が得られる場合を考える. $\hat{\theta}_n$ は n 個の標本に基づく θ の推定量とし, その漸近分布が平均 θ , 分散 $\sigma_n^2(\theta)$ と仮定する. すなわち,

$$\frac{\hat{\theta}_n - \theta}{\sigma_n(\theta)} \xrightarrow{L} N(0, 1)$$

とする⁽⁸⁻⁵⁾. さらに, $\sigma(\theta)$ に $\hat{\theta}_n$ を代入したもの

$$\frac{\hat{\theta}_n - \theta}{\sigma_n(\hat{\theta}_n)}$$

も漸近的に標準正規分布に従うことが多くの場合保証されるので, これをピボットとして用いればよい. これらのことより

$$\mathbb{P}_\theta\left\{-z_{p/2} \leq \frac{\hat{\theta}_n - \theta}{\sigma_n(\hat{\theta}_n)} \leq z_{p/2}\right\} \approx p$$

を得る. ただし, $z_{p/2}$ は $1 - \Phi(z_{p/2}) = p/2$ をみたす点である. したがって, θ に対する信頼係数 $100p\%$ の近似信頼区間は $[\hat{\theta}_n - z_{p/2}\sigma_n(\hat{\theta}_n), \hat{\theta}_n + z_{p/2}\sigma_n(\hat{\theta}_n)]$ で与えられる.

例 8.5 X を二項分布 $Bin(n, \theta)$ に従う確率変数とする．ただし， θ ($0 < \theta < 1$) は未知とする．このとき， θ の最尤推定量は $\hat{\theta} = X/n$ である． n が十分大きければ， $\sqrt{n}(\hat{\theta} - \theta)/\sqrt{\theta(1-\theta)}$ は近似的に標準正規分布に従うことが中心極限定理よりわかる．したがって， θ に対する信頼係数 95% の近似信頼区間は

$$\mathbb{P}_{\theta} \left[-1.96 \leq \frac{\sqrt{n}(\hat{\theta} - \theta)}{\sqrt{\theta(1-\theta)}} \leq 1.96 \right] = \mathbb{P}_{\theta} \left[\frac{n(\hat{\theta} - \theta)^2}{\theta(1-\theta)} \leq (1.96)^2 \right] \approx 0.95$$

より構成できる．したがって， θ に対する信頼係数 95% の近似信頼区間は

$$\{g : n(\hat{\theta}_n - t)^2 - (1.96)^2(1-t) \leq 0\}$$

となる． $g(t) = 0$ の解は

$$t = \frac{\hat{\theta}_n + (1.96)^2/(2n) \pm 1.96\{\hat{\theta}_n(1-\hat{\theta}_n) + (1.96)^2/(4n^2)\}^{1/2}}{1 + (1.96)^2/n}$$

となる．したがって，信頼区間はこの 2 点を両端にもつ区間となる．または，ピボットとして

$$\frac{\sqrt{n}(\hat{\theta}_n - \theta)}{\sqrt{\hat{\theta}_n(1-\hat{\theta}_n)}}$$

を利用すれば， θ に対する信頼係数 95% の近似信頼区間は

$$\left[\hat{\theta}_n - 1.96\sqrt{\hat{\theta}_n(1-\hat{\theta}_n)}, \hat{\theta}_n + 1.96\sqrt{\hat{\theta}_n(1-\hat{\theta}_n)} \right]$$

となる． n が大きいときには，このふたつの信頼区間は違いは小さい．