

第5回 単回帰モデル③

[5] 最小二乗推定量の分散

最小二乗推定量の分散を求めるため、(S1)~(S3)に加えて次の二つの仮定をおく。

(S4) 誤差項の均一分散 : $\text{Var}(u_i) = \sigma^2$ (一定)

(S5) 誤差項の独立性 : $i \neq j$ について u_i と u_j は確率的に独立である。

(例 1) 貯蓄関数と不均一分散 (sav : 貯蓄, inc : 所得)

$$\text{sav}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{inc}_i + u_i \quad (i = 1, \dots, n)$$

(例 2) 時系列データの回帰分析と誤差項の「系列相関」

誤差項の系列相関 : 異なる時点 t と s について $\text{Corr}(u_t, u_s) \neq 0$ となること。

正の系列相関 : $\text{Corr}(u_t, u_{t+1}) > 0$

※ 時系列データの回帰分析で誤差項に系列相関が生じる理由

- 1) 慣性（持続的，循環的な動き） ⇒ 正の系列相関
- 2) 反動（前期と反対方向への動き） ⇒ 負の系列相関
- 3) 除外変数（モデルに含まれない変数の自己相関） ⇒ 正または負の系列相関
- 4) 回帰モデルの関数形の誤り ⇒ 正または負の系列相関

(復習事項)

$$\bullet \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_{ij} = \sum_{i=1}^n (x_{i1} + x_{i2} + \dots + x_{in}) = (x_{11} + x_{12} + \dots + x_{1n}) + \dots + (x_{n1} + x_{n2} + \dots + x_{nn})$$

$$\begin{aligned} \bullet \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_i x_j &= x_1(x_1 + x_2 + \dots + x_n) + x_2(x_1 + x_2 + \dots + x_n) + \dots + x_n(x_1 + x_2 + \dots + x_n) \\ &= x_1^2 + x_2^2 + \dots + x_n^2 + (x_1 x_2 + x_1 x_3 + \dots + x_1 x_n) + \dots + (x_n x_1 + x_n x_2 + \dots + x_n x_{n-1}) \\ &= \sum_{i=1}^n x_i^2 + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_i x_j \quad (j \neq i) \end{aligned}$$

$$\bullet \text{仮定 S4} : \text{Var}(u_i) = \sigma^2 \quad (\text{一定}) \quad \Rightarrow \quad E(u_i^2) = \sigma^2$$

$$\bullet \text{仮定 S5} : u_i \text{ と } u_j \quad (j \neq i) \text{ は確率的に独立} \quad \Rightarrow \quad E(u_i u_j) = 0$$

定理 2.2 (最小二乗推定量の分散)

$$\text{仮定(S1)~(S5)が成り立てば, } \text{Var}(\hat{\alpha}) = \sigma^2 \left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{S_{xx}} \right), \quad \text{Var}(\hat{\beta}) = \frac{\sigma^2}{S_{xx}}$$

(証明)

(3) 最小二乗推定量の分散の推定 (誤差分散 σ^2 の推定)

• σ^2 の不偏推定量 : $\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2}{n-2} = \frac{\text{RSS}}{n-2}$

• $\hat{\alpha}$ と $\hat{\beta}$ の分散の推定量と「標準誤差」: $\hat{\sigma}^2$ を定理 2.2 に代入すれば,

$\hat{\alpha}$ の標準誤差 $se(\hat{\alpha}) = \sqrt{\widehat{\text{Var}}(\hat{\alpha})} = \sqrt{\hat{\sigma}^2 \left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{S_{xx}} \right)}$

$\hat{\beta}$ の標準誤差 $se(\hat{\beta}) = \sqrt{\widehat{\text{Var}}(\hat{\beta})} = \sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{S_{xx}}}$

(例) 前回の数値例について, $\hat{\sigma}^2$, $se(\hat{\alpha})$, $se(\hat{\beta})$ を求める。

[5] ガウス=マルコフの定理

定理 2.3 (ガウス=マルコフの定理)

仮定(S1)~(S5)の下で, α と β の最小二乗推定量 $\hat{\alpha}$ と $\hat{\beta}$ は最良線形不偏推定量 (BLUE) である。

Best (最良) : (線形不偏推定量の中で) 分散が最小である。

Linear (線形) : $\tilde{\beta} = \sum_{i=1}^n w_i y_i$ とかけるとき, $\tilde{\beta}$ は線形推定量という。

Unbiased (不偏) : $E(\hat{\beta}_j) = \beta_j$ が成り立つ。

Estimator (推定量)

[6] 単回帰モデルの復習

- 単回帰モデル：説明変数 x が従属変数 y に与える影響は関係： $y = \alpha + \beta x + u$ で表せる。

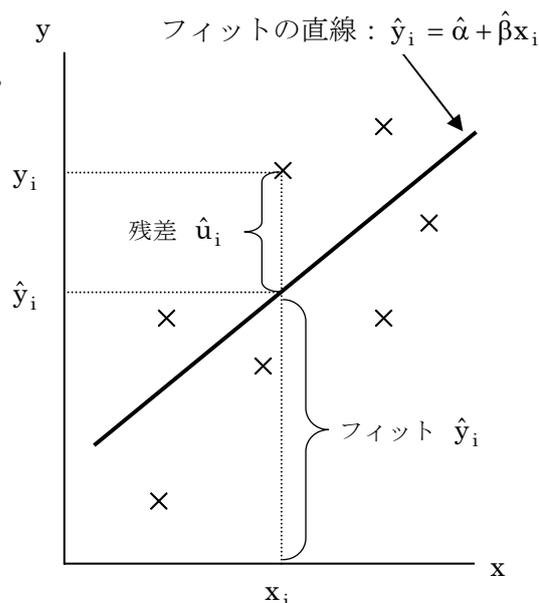
⇒ パラメータ α と β を知れば， x が y に与える影響を測ることができる。

- 観察する y_i ，フィット \hat{y}_i ，残差 \hat{u}_i の関係

パラメータ α と β の推定量を $\hat{\alpha}$ ， $\hat{\beta}$ とするとき，

$$\text{フィット： } \hat{y}_i = \hat{\alpha} + \hat{\beta}x_i$$

$$\text{残差： } \hat{u}_i = y_i - \hat{y}_i$$



- 最小二乗法

$$RSS = \sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_i)^2 \text{ を } \hat{\alpha} \text{ と } \hat{\beta} \text{ に}$$

ついて最小化して求められる α と β の推定量

⇒ 最小化の条件 1 :

最小化の条件 2 :

$$\Rightarrow \hat{\alpha} = \bar{y} - \hat{\beta}\bar{x}, \quad \hat{\beta} = \frac{S_{xy}}{S_{xx}} \quad \text{※ } S_{xx} = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2, \quad S_{xy} = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})$$

- 最小二乗推定量が望ましい性質をもつための仮定

$$(S1) E(u_i) = 0$$

(S2) x_i は確率変数ではない。

$$(S3) S_{xx} = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 > 0$$

(S4) 誤差項の均一分散： $\text{Var}(u_i) = \sigma^2$ (一定)

(S5) 誤差項の独立性： $i \neq j$ について u_i と u_j は確率的に独立である。

不偏性に必要

ガウス＝マルコフ
の定理に必要