# 第8回 回帰係数の検定(6.4-6.5)

# 村澤 康友

# 2023年11月14日

今日	のポイ	ン	۲
----	-----	---	---

1.	誤差項が独立に N $\left(0,\sigma^2\right)$ に従う線形回
	帰モデルを古典的正規線形回帰モデルと
	いう. 古典的正規線形回帰モデルの回帰
	係数の OLS 推定量は正規分布にしたが
	う.誤差分散 $\sigma^2$ の不偏推定量 $s^2$ の分布
	$\text{lt } (n-k)s^2/\sigma^2 \sim \chi^2(n-k).$
_	[ b   b   c   c   c   c   c   c   c   c

- $2. H_0: 「個別の回帰係数=0」の片側/両側$ 検定の t 統計量の値を t 値という.  $H_0$  の 下で  $t \sim t(n-k)$ .
- 3. 推定量の標準偏差の推定値を標準誤差と いう. t 値=係数の推定値/標準誤差.
- 4. H<sub>0</sub>:「定数項を除く全ての回帰係数= 0」 の両側検定の F 統計量の値を F 値という.  $H_0$  の下で  $F \sim F(k-1, n-k)$ .
- 5. 線形モデルで  $E(x_i u_i) = \mathbf{0}$  かつ無作為標 本なら OLS 推定量は一致推定量. さらに  $\operatorname{var}(u_i|\boldsymbol{x}_i) = \sigma^2$  なら OLS 推定量の漸近 分布は古典的正規線形回帰モデルの場合 の厳密な分布と同じ.

# 目次

1	OLS 推定量の標本分布	1
1.1	古典的正規線形回帰モデル(p. 148)	1
1.2	回帰係数の OLS 推定量(p. 148) .	2
1.3	誤差分散の不偏推定量	2
1.4	標準誤差(p. 149)	2
2	回帰係数の t 検定	2

へい と 世中 見 み 挿 土 ハ カ

回帰係数の t 検定

2.1	分散が既知(p. 149)	2
2.2	分散が未知(p. 149)	2
2.3	t 値	3
3	回帰係数のF検定	3
3.1	分散が既知	3
3.2	分散が未知(p. 154)	3
3.3	F値	3
4	OLS 推定量の漸近特性	4
4.1	線形モデル(p. 157)	4
4.2	MM (= OLS) 推定量	4
4.3	漸近演算(p. 152)	4
4.4	一致性 (p. 156)	4
4.5	漸近正規性(p. 157)	4
5	今日のキーワード	5
6	次回までの準備	5

### 1 OLS 推定量の標本分布

## 1.1 古典的正規線形回帰モデル (p. 148)

(1+k) 変量データを  $((y_1, x_1), \dots, (y_n, x_n))$  と する. ただし  $\boldsymbol{x}_i := (x_{i,1}, \dots, x_{i,k})'$ .  $y_i$  の  $\boldsymbol{x}_i$  上へ の線形回帰モデルは

$$E(y_i|\boldsymbol{x}_i) = \boldsymbol{x}_i'\boldsymbol{\beta}$$

または

$$y_i = \mathbf{x}_i' \mathbf{\beta} + u_i$$
$$E(u_i | \mathbf{x}_i) = 0$$

定義 1.  $(x_1, \ldots, x_n)$  を所与として  $u_1, \ldots, u_n$  が独 立に N  $(0,\sigma^2)$  に従う線形回帰モデルを**古典的正規** 線形回帰モデルという.

注 1. すなわち\*1

$$y_i = oldsymbol{x}_i'oldsymbol{eta} + u_i \ \{u_i\}|\{oldsymbol{x}_i\} \sim \mathrm{IN}\left(0,\sigma^2
ight)$$

または

$$\{y_i\}|\{\boldsymbol{x}_i\}\sim \mathrm{IN}\left(\boldsymbol{x}_i'\boldsymbol{\beta},\sigma^2\right)$$

1.2 **回帰係数の** OLS 推定量 (p. 148) 既に見た通り

$$\boldsymbol{b} = \left(\sum_{i=1}^{n} \boldsymbol{x}_{i} \boldsymbol{x}_{i}'\right)^{-1} \sum_{i=1}^{n} \boldsymbol{x}_{i} y_{i}$$

定理 1. 古典的正規線形回帰モデルなら

$$oldsymbol{b} | \{oldsymbol{x}_i\} \sim \mathrm{N}\left(oldsymbol{eta}, \sigma^2 \left(\sum_{i=1}^n oldsymbol{x}_i oldsymbol{x}_i'
ight)^{-1}
ight)$$

証明.復習テスト.

#### 1.3 誤差分散の不偏推定量

 $\hat{y}_i := x_i' b$  とすると、 $\sigma^2$  の不偏推定量は

$$s^{2} := \frac{1}{n-k} \sum_{i=1}^{n} (y_{i} - \hat{y}_{i})^{2}$$

ただし k は推定する係数の数.

定理 2. 古典的正規線形回帰モデルなら

$$\frac{(n-k)s^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-k)$$

証明. 省略(行列を使うと簡単).

定理 3. 古典的正規線形回帰モデルなら $\boldsymbol{b}$  と  $s^2$  は独立.

証明. 省略(行列を使うと簡単).

### 1.4 標準誤差 (p. 149)

定義 2. 推定量の標準偏差の推定値を標準誤差という.

注 2. b の分散は  $\sigma^2 \left(\sum_{i=1}^n x_i x_i'\right)^{-1}$ . その推定値は  $s^2 \left(\sum_{i=1}^n x_i x_i'\right)^{-1}$ . この対角成分の平方根が各

係数の OLS 推定量の標準誤差. 定数項のない単回帰モデルなら b の標準誤差は

s.e.(b) = 
$$\sqrt{\frac{s^2}{\sum_{i=1}^n x_i^2}}$$

### 2 回帰係数の t 検定

# 2.1 分散が既知 (p. 149)

簡単化のため定数項のない単回帰モデルで考える.  $y_i$  の  $x_i$  上への古典的正規線形回帰モデルは

$$y_i = \beta x_i + u_i$$
$$\{u_i\}|\{x_i\} \sim \text{IN}(0, \sigma^2)$$

次の片側検定問題を考える.

$$H_0: \beta = c \quad \text{vs} \quad H_1: \beta > c$$

 $\beta$  の OLS 推定量を b とすると

$$b|\{x_i\} \sim N\left(\beta, \frac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^n x_i^2}\right)$$

標準化すると

$$\frac{b - \beta}{\sqrt{\sigma^2 / \sum_{i=1}^n x_i^2}} | \{x_i\} \sim N(0, 1)$$

N(0,1) は  $\{x_i\}$  に依存しないので

$$\frac{b-\beta}{\sqrt{\sigma^2/\sum_{i=1}^n x_i^2}} \sim \mathcal{N}(0,1)$$

検定統計量は

$$Z := \frac{b - c}{\sqrt{\sigma^2 / \sum_{i=1}^n x_i^2}}$$

 $H_0$ の下で

$$Z \sim N(0, 1)$$

標準正規分布表より棄却域を定める.

### 2.2 分散が未知 (p. 149)

 $\sigma^2$  の推定量  $s^2$  について

$$\frac{(n-k)s^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-k)$$

また b と  $s^2$  は独立. したがって  $\sigma^2$  を  $s^2$  に置き換えると

$$\frac{b-\beta}{\sqrt{s^2/\sum_{i=1}^n x_i^2}} \sim \mathsf{t}(n-k)$$

<sup>\*1</sup> IN は independent normal の略.

検定統計量(t 統計量)は

$$t := \frac{b - c}{\sqrt{s^2 / \sum_{i=1}^n x_i^2}}$$

 $H_0$  の下で

$$t \sim t(n-k)$$

t 分布表より棄却域を定める.

#### 2.3 t **値**

定義 3.  $H_0$ :  $\beta = 0$  の片側/両側検定の t 統計量の値を t 値という.

注 3. すなわち

$$t = \frac{b}{\text{s.e.}(b)}$$

# 3 回帰係数の F 検定

#### 3.1 分散が既知

簡単化のため定数項のない単回帰モデルで考える.  $y_i$  の  $x_i$  上への古典的正規線形回帰モデルは

$$y_i = \beta x_i + u_i$$
$$\{u_i\}|\{x_i\} \sim \text{IN}\left(0, \sigma^2\right)$$

次の両側検定問題を考える.

$$H_0: \beta = c \quad \text{vs} \quad H_1: \beta \neq c$$

 $\beta$  の OLS 推定量を b とすると

$$b|\{x_i\} \sim N\left(\beta, \frac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^n x_i^2}\right)$$

標準化すると

$$\frac{b - \beta}{\sqrt{\sigma^2 / \sum_{i=1}^n x_i^2}} |\{x_i\} \sim N(0, 1)$$

N(0,1) は  $\{x_i\}$  に依存しないので

$$\frac{b-\beta}{\sqrt{\sigma^2/\sum_{i=1}^n x_i^2}} \sim \mathcal{N}(0,1)$$

2乗すると

$$\frac{(b-\beta)^2 \sum_{i=1}^n x_i^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(1)$$

検定統計量は

$$\chi^2 := \frac{(b-c)^2 \sum_{i=1}^n x_i^2}{\sigma^2}$$

 $H_0$  の下で

$$\chi^2 \sim \chi^2(1)$$

 $\chi^2$  分布表より棄却域を定める.

注 4. 重回帰モデルの複数の係数の両側検定に拡張できる(行列を使うと簡単). r 個の係数の検定なら  $H_0$  の下で  $\chi^2 \sim \chi^2(r)$ .

### 3.2 分散が未知 (p. 154)

 $\sigma^2$  の推定量  $s^2$  について

$$\frac{(n-k)s^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-k)$$

また b と  $s^2$  は独立. したがって  $\sigma^2$  を  $s^2$  に置き換えると

$$\frac{(b-\beta)^2 \sum_{i=1}^n x_i^2}{s^2} = \frac{(b-\beta)^2 \sum_{i=1}^n x_i^2/\sigma^2}{[(n-k)s^2/\sigma^2]/(n-k)}$$
$$\sim F(1, n-k)$$

検定統計量(F 統計量)は

$$F := \frac{(b-c)^2 \sum_{i=1}^n x_i^2}{s^2}$$

 $H_0$ の下で

$$F \sim F(1, n-k)$$

F 分布表より棄却域を定める.

注 5. 重回帰モデルの複数の係数の両側検定に拡張できる(行列を使うと簡単). r 個の係数の検定なら  $H_0$  の下で  $F \sim \mathrm{F}(r,n-k)$ .

### 3.3 F 値

定義 4.  $H_0$ :  $\beta = 0$  の両側検定の F 統計量の値を F 値という.

注 6. 次の重回帰モデルを考える.

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_{i,2} + \dots + \beta_k x_{i,k} + u_i$$
$$\{u_i\} \sim \text{IN}(0, \sigma^2)$$

ただし $\beta_1$ は定数項.次の両側検定問題を考える.

$$H_0: egin{pmatrix} eta_2 \ dots \ eta_k \end{pmatrix} = \mathbf{0} \quad ext{vs} \quad H_1: egin{pmatrix} eta_2 \ dots \ eta_k \end{pmatrix} 
eq \mathbf{0}$$

このとき  $H_0$  の下で

$$F \sim F(k-1, n-k)$$

# 4 OLS 推定量の漸近特性

### 4.1 線形モデル (p. 157)

(1+k) 変量データを  $((y_1, \boldsymbol{x}_1), \dots, (y_n, \boldsymbol{x}_n))$  とする. ただし  $\boldsymbol{x}_i := (x_{i,1}, \dots, x_{i,k})'$ .  $y_i$  の  $\boldsymbol{x}_i$  上への線形モデルは

$$y_i = \mathbf{x}_i' \mathbf{\beta} + u_i$$
$$\mathbf{E}(u_i) = 0$$

定理 4.  $\mathbf{E}(\boldsymbol{x}_iu_i) = \mathbf{0}$  で  $\mathbf{E}(\boldsymbol{x}_i\boldsymbol{x}_i')$  の逆行列が存在すれば

$$\boldsymbol{\beta} = \mathrm{E}(\boldsymbol{x}_i \boldsymbol{x}_i')^{-1} \, \mathrm{E}(\boldsymbol{x}_i y_i)$$

証明.  $u_i = y_i - \boldsymbol{x}_i'\boldsymbol{\beta}$  を代入すると

$$E(\boldsymbol{x}_i(y_i - \boldsymbol{x}_i'\boldsymbol{\beta})) = \mathbf{0}$$

すなわち

$$E(\boldsymbol{x}_i y_i) = E(\boldsymbol{x}_i \boldsymbol{x}_i') \boldsymbol{\beta}$$

この連立方程式を $\beta$ について解けばよい.

### 4.2 MM (= OLS) 推定量

 $\boldsymbol{\beta}$ の MM(= OLS)推定量を  $\boldsymbol{b}_n$  とすると

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\boldsymbol{x}_{i}(y_{i}-\boldsymbol{x}_{i}'\boldsymbol{b}_{n})=\mathbf{0}$$

すなわち

$$\sum_{i=1}^n x_i y_i = \sum_{i=1}^n x_i x_i' b_n$$

この連立方程式を $b_n$ について解くと

$$\boldsymbol{b}_n = \left(\sum_{i=1}^n \boldsymbol{x}_i \boldsymbol{x}_i'\right)^{-1} \sum_{i=1}^n \boldsymbol{x}_i y_i$$

# 4.3 漸近演算 (p. 152)

定理 5 (スルツキーの定理).  $\mathrm{plim}_{n \to \infty} X_n \to c$  で f(.) が c で連続なら

$$\underset{n\to\infty}{\text{plim}}\,f(X_n)=f(c)$$

証明. 省略(大学院レベル).

注 7. すなわち

$$\operatorname{plim}_{n \to \infty} f(X_n) = f\left(\operatorname{plim}_{n \to \infty} X_n\right)$$

定理 6 (クラーメルの定理).  $\mathrm{plim}_{n \to \infty} X_n \to c$  で  $Y_n \stackrel{d}{\longrightarrow} Y$  なら

$$X_n Y_n \stackrel{d}{\longrightarrow} cY$$

証明. 省略(大学院レベル).

注 8. こちらをスルツキーの定理と呼ぶ場合もある.

**例 1.** 例えば  $\mathrm{plim}_{n \to \infty} X_n \to c$  で  $Z_n \stackrel{d}{\longrightarrow} \mathrm{N}(0,1)$  なら

$$X_n Z_n \stackrel{d}{\longrightarrow} N(0, c^2)$$

定理 7 (連続写像定理).  $X_n \stackrel{d}{\longrightarrow} X$  で f(.) が連続なら

$$f(X_n) \stackrel{d}{\longrightarrow} f(X)$$

証明. 省略 (大学院レベル).

**例 2.** 例えば  $Z_n \stackrel{d}{\longrightarrow} \mathrm{N}(0,1)$  なら  $Z_n^2 \stackrel{d}{\longrightarrow} \chi^2(1)$ .

#### 4.4 一致性 (p. 156)

以下では無作為標本を仮定する.

定理 8.  $\mathrm{E}(x_iu_i)=\mathbf{0}$  で  $\mathrm{E}(x_ix_i')$  の逆行列が存在すれば

$$\lim_{n\to\infty} \boldsymbol{b}_n = \boldsymbol{\beta}$$

証明. 大数の法則より

$$\lim_{n\to\infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \boldsymbol{x}_i \boldsymbol{x}_i' = \mathrm{E}(\boldsymbol{x}_i \boldsymbol{x}_i')$$

$$\lim_{n\to\infty}\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n \boldsymbol{x}_iy_i = \mathrm{E}(\boldsymbol{x}_iy_i)$$

スルツキーの定理より

$$\operatorname{plim}_{n \to \infty} \boldsymbol{b}_n = \left( \operatorname{plim}_{n \to \infty} \sum_{i=1}^n \boldsymbol{x}_i \boldsymbol{x}_i' \right)^{-1} \operatorname{plim}_{n \to \infty} \sum_{i=1}^n \boldsymbol{x}_i y_i$$

$$= \operatorname{E}(\boldsymbol{x}_i \boldsymbol{x}_i')^{-1} \operatorname{E}(\boldsymbol{x}_i y_i)$$

4.5 漸近正規性 (p. 157)

補題 1.  $E(\boldsymbol{x}_i u_i) = \mathbf{0}$  で  $var(u_i | \boldsymbol{x}_i) = \sigma^2$  なら

$$\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^{n} \boldsymbol{x}_{i} u_{i} \stackrel{d}{\longrightarrow} \mathrm{N}\left(\boldsymbol{0}, \sigma^{2} \mathrm{E}(\boldsymbol{x}_{i} \boldsymbol{x}_{i}^{\prime})\right)$$

証明.  $E(\boldsymbol{x}_i u_i) = \boldsymbol{0}$  なので中心極限定理より

$$\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^{n} \boldsymbol{x}_{i} u_{i} \stackrel{d}{\longrightarrow} \mathrm{N}(\boldsymbol{0}, \mathrm{var}(\boldsymbol{x}_{i} u_{i}))$$

繰り返し期待値の法則より

$$\operatorname{var}(\boldsymbol{x}_{i}u_{i}) = \operatorname{E}(\boldsymbol{x}_{i}u_{i}(\boldsymbol{x}_{i}u_{i})')$$

$$= \operatorname{E}(u_{i}^{2}\boldsymbol{x}_{i}\boldsymbol{x}_{i}')$$

$$= \operatorname{E}\left(\operatorname{E}\left(u_{i}^{2}\boldsymbol{x}_{i}\boldsymbol{x}_{i}'|\boldsymbol{x}_{i}\right)\right)$$

$$= \operatorname{E}\left(\operatorname{E}\left(u_{i}^{2}|\boldsymbol{x}_{i}\right)\boldsymbol{x}_{i}\boldsymbol{x}_{i}'\right)$$

$$= \operatorname{E}\left(\operatorname{var}(u_{i}|\boldsymbol{x}_{i})\boldsymbol{x}_{i}\boldsymbol{x}_{i}'\right)$$

$$= \operatorname{E}\left(\sigma^{2}\boldsymbol{x}_{i}\boldsymbol{x}_{i}'\right)$$

$$= \sigma^{2}\operatorname{E}(\boldsymbol{x}_{i}\boldsymbol{x}_{i}')$$

定理 9.  $\mathrm{E}(\boldsymbol{x}_iu_i)=\mathbf{0}$  で  $\mathrm{E}(\boldsymbol{x}_i\boldsymbol{x}_i')$  の逆行列が存在し、 $\mathrm{var}(u_i|\boldsymbol{x}_i)=\sigma^2$  なら

$$\sqrt{n}(\boldsymbol{b}_n - \boldsymbol{\beta}) \stackrel{d}{\longrightarrow} \mathrm{N}\left(\boldsymbol{0}, \sigma^2 \mathrm{E}(\boldsymbol{x}_i \boldsymbol{x}_i')^{-1}\right)$$

証明.  $y_i = x_i' \beta + u_i$  より

$$egin{aligned} oldsymbol{b}_n &= \left(\sum_{i=1}^n oldsymbol{x}_i oldsymbol{x}_i' 
ight)^{-1} \sum_{i=1}^n oldsymbol{x}_i (oldsymbol{x}_i' oldsymbol{eta} + u_i) \ &= oldsymbol{eta} + \left(\sum_{i=1}^n oldsymbol{x}_i oldsymbol{x}_i' 
ight)^{-1} \sum_{i=1}^n oldsymbol{x}_i u_i \end{aligned}$$

変形すると

$$\sqrt{n}(\boldsymbol{b}_n - \boldsymbol{\beta}) = \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \boldsymbol{x}_i \boldsymbol{x}_i'\right)^{-1} \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n \boldsymbol{x}_i u_i$$

大数の法則より

$$\lim_{n\to\infty}\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n \boldsymbol{x}_i\boldsymbol{x}_i' = \mathrm{E}(\boldsymbol{x}_i\boldsymbol{x}_i')$$

補題より

$$\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^{n} \boldsymbol{x}_{i} u_{i} \stackrel{d}{\longrightarrow} \mathrm{N}\left(\boldsymbol{0}, \sigma^{2} \mathrm{E}(\boldsymbol{x}_{i} \boldsymbol{x}_{i}^{\prime})\right)$$

スルツキーの定理とクラーメルの定理より

$$\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} \boldsymbol{x}_{i}\boldsymbol{x}_{i}'\right)^{-1} \frac{1}{\sqrt{n}}\sum_{i=1}^{n} \boldsymbol{x}_{i}u_{i}$$

$$\stackrel{d}{\longrightarrow} N\left(\boldsymbol{0}, \sigma^{2} \operatorname{E}(\boldsymbol{x}_{i}\boldsymbol{x}_{i}')^{-1}\right)$$

注 9. したがって

$$\boldsymbol{b}_n \stackrel{a}{\sim} \mathrm{N}\left(\boldsymbol{\beta}, \sigma^2(n \, \mathrm{E}(\boldsymbol{x}_i \boldsymbol{x}_i'))^{-1}\right)$$

または

$$oldsymbol{b}_n | \{oldsymbol{x}_i\} \overset{a}{\sim} \operatorname{N} \left(oldsymbol{eta}, \sigma^2 \left(\sum_{i=1}^n oldsymbol{x}_i oldsymbol{x}_i'
ight)^{-1}
ight)$$

すなわち OLS 推定量の漸近分布は古典的正規線形 回帰モデルの場合と同じ.

# 5 今日のキーワード

古典的正規線形回帰モデル,標準誤差, t 値, F 値

## 6 次回までの準備

提出 宿題 4,復習テスト 1-8

**復習** 教科書第6章 4-5節、復習テスト8

**試験** (1) 教科書を読む (2) 用語の定義を覚える (3) 復習テストを自力で解く (4) 過去問に挑戦