

例 1' : ゼロ制約の検定 :

多重回帰モデル

$$Y_i = \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \cdots + \beta_k X_{ki} + u_i$$

において ,

帰無仮説  $H_0 : \beta_j = 0$

対立仮説  $H_1 : \beta_j \neq 0$

を検定する場合 ,

$$Y_i = \beta_1 X_{1i} + \cdots + \beta_{j-1} X_{j-1,i} + \beta_j X_{ji} + \beta_{j+1} X_{j+1,i} + \cdots + \beta_k X_{ki} + u_i$$

の推定によって得られた残差を  $\hat{u}_i$  (制約なし残差) とおき,

$$Y_i = \beta_1 X_{1i} + \cdots + \beta_{j-1} X_{j-1,i} + \beta_{j+1} X_{j+1,i} + \cdots + \beta_k X_{ki} + u_i$$

の推定によって得られた残差を  $\tilde{u}_i$  (制約付き残差) とする。

したがって,

$$\frac{(\sum \tilde{u}_i^2 - \sum \hat{u}_i^2)/G}{\sum \hat{u}_i^2/(n-k)} \sim F(G, n-k)$$

となる。ただし,  $G = 1$  となる。

(\*)  $T \sim t(n-k)$ ,  $F = T^2$  とするとき,  $F \sim F(1, n-k)$  となる。

---

(\* 復習)  $F$  分布 (再掲):

$U \sim \chi^2(n)$ ,  $V \sim \chi^2(m)$ ,  $U$  と  $V$  は独立とする。

このとき,  $F = \frac{U/n}{V/m} \sim F(n, m)$  となる。

---

(\* 復習)  $t$  分布と  $F$  分布:

•  $Z \sim N(0, 1)$ ,  $U \sim \chi^2(k)$ ,  $Z$  と  $U$  は独立,  $T = \frac{Z}{\sqrt{U/k}}$  のとき,  $T \sim t(k)$  となる。

•  $Z^2 \sim \chi^2(1)$ ,  $U \sim \chi^2(k)$ ,  $Z^2$  と  $U$  は独立,  $F = T^2 = \frac{Z^2}{U/k}$  のとき,  $F = T^2 \sim F(1, k)$  となる。

---

例 2 : コブ = ダグラス型生産関数 :

制約なしの場合 :

$$\log(Q_i) = \beta_1' + \beta_2 \log(K_i) + \beta_3 \log(L_i) + u_i$$

の推定によって得られた残差を  $\hat{u}_i$  (制約なし残差) とおく。

$\beta_2 + \beta_3 = 1$  の制約ありの場合 ( $G = 1$ ):

$$\log\left(\frac{Q_i}{L_i}\right) = \beta_1' + \beta_2 \log\left(\frac{K_i}{L_i}\right) + u_i$$

の推定によって得られた残差を  $\tilde{u}_i$  (制約付き残差) とする。

したがって, この場合,

帰無仮説  $H_0 : \beta_2 + \beta_3 = 1$

対立仮説  $H_1 : \beta_2 + \beta_3 \neq 1$

となり,

$$\frac{(\sum \tilde{u}_i^2 - \sum \hat{u}_i^2)/G}{\sum \hat{u}_i^2/(n-k)} \sim F(G, n-k)$$

となる。ただし,  $G = 1, k = 3$  となる。

例 3：構造変化の検定：

制約なしの場合：

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + \gamma D_i + \delta D_i X_i + u_i$$

の推定によって得られた残差を  $\hat{u}_i$  (制約なし残差) とおく。

$\gamma = \delta = 0$  の制約ありの場合 ( $G = 2$ ):

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + u_i$$

の推定によって得られた残差を  $\tilde{u}_i$  (制約付き残差) とする。

したがって、この場合、

帰無仮説  $H_0 : \gamma = \delta = 0$

対立仮説  $H_1 : \gamma \neq 0$  , または ,  $\delta \neq 0$

となり ,

$$\frac{(\sum \tilde{u}_i^2 - \sum \hat{u}_i^2)/G}{\sum \hat{u}_i^2/(n-k)} \sim F(G, n-k)$$

となる。ただし ,  $G = 2$  ,  $k = 4$  となる。

例 4：定数項を除いて，説明変数の係数がすべてゼロという同時検定：

$X_{1i} = 1$ （定数項）とする。

定数項を除くすべての説明変数の係数がゼロの検定を行う。

制約なしの場合：

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \cdots + \beta_k X_{ki} + u_i$$

の推定によって得られた残差を  $\hat{u}_i$  (制約なし残差) とおく。

$\beta_2 = \cdots = \beta_k = 0$  の制約ありの場合 ( $G = k - 1$ ):

$$Y_i = \beta_1 + u_i$$



の推定によって得られた残差を  $\tilde{u}_i$  (制約付き残差) とする。

$\beta_1$  のある推定量を  $\tilde{\beta}_1$  とする。

残差は  $\tilde{u}_i = Y_i - \tilde{\beta}_1$  となる。

$$S(\tilde{\beta}_1) = \sum_{i=1}^n \tilde{u}_i^2 = \sum_{i=1}^n (Y_i - \tilde{\beta}_1)^2$$

として,

$$\min_{\tilde{\beta}_1} S(\tilde{\beta}_1)$$

を解く  $\tilde{\beta}_1$  が制約付き最小二乗推定量となる。

$\tilde{\beta}_1$  について微分してゼロと置くと,

$$\frac{dS(\tilde{\beta}_1)}{d\tilde{\beta}_1} = -2 \sum_{i=1}^n (Y_i - \tilde{\beta}_1) = 0$$

を解く。

$$\sum_{i=1}^n (Y_i - \tilde{\beta}_1) = \sum_{i=1}^n Y_i - \sum_{i=1}^n \tilde{\beta}_1 = \sum_{i=1}^n Y_i - n\tilde{\beta}_1 = 0$$

すなわち,

$$\tilde{\beta}_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i = \bar{Y}$$

となり, 残差平方和は,

$$\sum \tilde{u}_i^2 = \sum (Y_i - \bar{Y})^2$$

となる。

(\* 決定係数)

$$R^2 = 1 - \frac{\sum \tilde{u}_i^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2} = 0$$

したがって、この場合、

帰無仮説  $H_0 : \beta_2 = \cdots = \beta_k = 0$

対立仮説  $H_1 : \beta_2 \neq 0$  , または ,  $\beta_3 \neq 0$  ,  $\cdots$  , または ,  $\beta_k \neq 0$

となり、

$$\frac{(\sum \tilde{u}_i^2 - \sum \hat{u}_i^2)/G}{\sum \hat{u}_i^2/(n-k)} \sim F(G, n-k)$$

となる。ただし， $G = k - 1$  となる。

数値例 1：「6.1.1 節 異常値ダミー」 今までの数値例を用いる。

$$Y_i = \mathbf{0.5} + \mathbf{0.7} X_i,$$

(0.398)      (1.849)

$$R^2 = 0.5326, \quad \bar{R}^2 = 0.3768, \quad s^2 = 1.197^2$$

$$Y_i = \mathbf{0.9} + \mathbf{0.7} X_i - \mathbf{2.0} D_i,$$

(1.132)      (2.985)      (2.412)

$$R^2 = 0.8804, \quad \bar{R}^2 = 0.7609, \quad s^2 = 0.742^2$$

となる。ただし，係数の推定値の下の括弧内は  $t$  値を表すものとする。 $i = 3$  のとき  $D_i = 1$ ，  
その他は  $D_i = 0$  である。

回帰式： $Y_i = \alpha + \gamma D_i + \beta X_i + u_i$  について，

帰無仮説  $H_0: \gamma = 0$

対立仮説  $H_1: \gamma \neq 0$

$D_i$  の係数  $\gamma$  の有意性検定を  $F$  分布を用いて行う。

$n = 5$  を使い， $s^2$  からそれぞれの残差平方和を逆算する。

$$\sum \tilde{u}_i^2 = (5 - 2) \times 1.197^2 = 4.3, \quad \sum \hat{u}_i^2 = (5 - 3) \times 0.742^2 = 1.1$$

となり,  $G = 1$  を代入して,

$$\frac{(\sum \tilde{u}_i^2 - \sum \hat{u}_i^2)/G}{\sum \hat{u}_i^2/(n-k)} = \frac{(4.3 - 1.1)/1}{1.1/(5-3)} = 5.82$$

と  $F_{0.05}(1, 2) = 18.5$  を比較する (教科書『計量経済学』p.354の表4参照)。

$$\sqrt{5.82} = 2.412 \implies t \text{ 値と同じ}$$

数値例 2: 「6.1.2 節 構造変化ダミー」 「6.1.2 節 構造変化ダミー」の数値例を用いる。

$$Y_i = \mathbf{0.211} + \mathbf{1.010} X_i$$

(0.427)      (8.784)

$$R^2 = 0.8108, \quad \bar{R}^2 = 0.8003, \quad s^2 = 0.9928^2$$

$$Y_i = \mathbf{0.000} + \mathbf{1.000} X_i + \mathbf{3.370} D_i - \mathbf{0.543} D_i X_i,$$

$$(\mathbf{0.000}) \quad (\mathbf{2.715}) \quad (\mathbf{2.101}) \quad (\mathbf{1.214})$$

$$R^2 = 0.8612, \quad \bar{R}^2 = 0.8351, \quad s^2 = 0.9021^2$$

となる。ただし，係数の推定値の下の括弧内は  $t$  値を表すものとする。 $i = 1, 2, \dots, 9$  のとき  $D_i = 0$ ，その他は  $D_i = 1$  である。

回帰式： $Y_i = \alpha + \delta D_i + \beta X_i + \gamma D_i X_i + u_i$  について，

帰無仮説  $H_0: \delta = \gamma = 0$

対立仮説  $H_1: \delta \neq 0$ ，または， $\gamma \neq 0$

$D_i$  と  $D_i X_i$  の係数  $\delta$ ， $\gamma$  の有意性の同時検定を  $F$  分布を用いて行う。

$n = 20$  を使い ,  $s^2$  からそれぞれの残差平方和を逆算する。

$$\sum \tilde{u}_i^2 = (20 - 2) \times 0.9928^2 = 17.74, \quad \sum \hat{u}_i^2 = (20 - 4) \times 0.9021^2 = 13.02$$

となり ,  $G = 2$  を代入して ,

$$\frac{(\sum \tilde{u}_i^2 - \sum \hat{u}_i^2)/G}{\sum \hat{u}_i^2/(n - k)} = \frac{(17.74 - 13.02)/2}{13.02/(20 - 4)} = 2.90$$

と  $F_{0.05}(2, 16) = 3.63$  を比較する (教科書『計量経済学』p.354の表4参照)。

2.90 << 3.63 なので , 帰無仮説  $H_0 : \delta = \gamma = 0$  を棄却できない (採択する)。



数値例 3： 「6.1.3 節 季節ダミー」 「6.1.3 節 季節ダミー」の数値例を用いる。

$$Y_i = - \mathbf{0.8094} + \mathbf{0.5200} X_i$$

(0.805)            (5.002)

$$R^2 = 0.3971, \quad \bar{R}^2 = 0.3812, \quad s^2 = 2.2882^2$$

$$Y_i = - \mathbf{0.2784} - \mathbf{2.9145} D_{1i} - \mathbf{4.6697} D_{2i} - \mathbf{7.0951} D_{3i} + \mathbf{1.0474} X_i$$

(0.426)            (4.402)            (6.393)            (8.262)            (11.825)

$$R^2 = 0.7998, \quad \bar{R}^2 = 0.7769, \quad s^2 = 1.3739^2$$

となる。ただし，係数の推定値の下の括弧内は  $t$  値を表すものとする。

回帰式：  $Y_i = \alpha + \alpha_1 D_{1i} + \alpha_2 D_{2i} + \alpha_3 D_{3i} + \beta X_i + u_i$  について，

帰無仮説  $H_0$  : 定数項が一定  $\implies \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$  の検定ではない

対立仮説  $H_1$  : 定数項が季節に依存

$n = 40$  を使い,  $s^2$  からそれぞれの残差平方和を逆算する。

$$\sum \tilde{u}_i^2 = (40 - 2) \times 2.2882^2 = 198.96, \quad \sum \hat{u}_i^2 = (40 - 5) \times 1.3739^2 = 66.07$$

となり,  $G = 3$  を代入して,

$$\frac{(\sum \tilde{u}_i^2 - \sum \hat{u}_i^2)/G}{\sum \hat{u}_i^2/(n - k)} = \frac{(198.96 - 66.07)/3}{66.07/(40 - 5)} = 23.47$$

と  $F_{0.05}(3, 35) = 2.88$  (**2.92** と **2.84** の間) を比較する (教科書『計量経済学』p.354の表4参照)。

23.47 > 2.88 なので  $H_0$  を棄却する, すなわち, 定数項は季節に依存する。