

複数のパラメータ（係数）の同時検定について

2001年7月11日

1 複数のパラメータ（係数）の同時検定問題

線形回帰モデル $y = X\beta + \epsilon$ を考えることにしよう。（ただし、 y, ϵ は $n \times 1$ ベクトル、 β は $k \times 1$ ベクトル、 X は $n \times k$ 行列をあらわし、また ϵ は古典的仮定をみたしているものとするが、説明の簡単化のために $\epsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$ と強い仮定をおこう。）

授業で解説したように、一つのパラメータ（係数）を検定するには t 検定を用いるが、複数のパラメータ（係数）を同時に検定するには、別な検定方法を用いる。いま、同時に検定したい問題が次の式で表現できるものとしてしよう。

$$\begin{cases} H_0: Q'\beta = c \\ H_1: Q'\beta \neq c \end{cases}$$

ここで、 Q は $m \times k$ 行列であり、 m ($m \leq k$) 個の係数間制約があることを表している。

係数 β の最小 2 乗推定量 $\hat{\beta}$ の分布は

$$(\hat{\beta} - \beta) \sim N(0, \sigma^2 (X'X)^{-1})$$

であるから、2 次形式は

$$\frac{(\hat{\beta} - \beta)'(X'X)(\hat{\beta} - \beta)}{\sigma^2} \sim \chi^2(k)$$

さらに、 σ^2 を不偏推定量 $\hat{\sigma}^2 \equiv e'e/(n-k)$ で置き換え（ちなみに $e \equiv y - \hat{y} = y - X\hat{\beta}$ ）、 k で割ると、

$$\frac{(\hat{\beta} - \beta)'(X'X)(\hat{\beta} - \beta)/k}{\hat{\sigma}^2} \sim F(k, n-k)$$

という結果がえられる。この結果を使うと、 $Q'\hat{\beta}$ の分布は

$$Q'(\hat{\beta} - \beta) = (Q'\hat{\beta} - c) \sim N(0, \sigma^2 Q'(X'X)^{-1}Q)$$

であるので、

$$f = \frac{(Q'\hat{\beta} - c)'(Q'(X'X)^{-1}Q)^{-1}(Q'\hat{\beta} - c)/k}{\hat{\sigma}^2} \sim F(k, n-k) \quad (1)$$

これから F 検定によって仮説を検定できることがわかる。(1) 式の計算は大変なように見えるが、実は通常の最小 2 乗推定と、 $Q'\beta = c$ という制約があるときの最小 2 乗推定という、2 つの推定を行い、それぞれの推定式の残差 2 乗和を用いて、簡単に求めることができる。そこで次節では、係数間に制約があるときの最小 2 乗推定量について考察することにする。

2 制約付最小 2 乗法

制約条件があるときの最小 2 乗推定量を考えることにしよう。このときの最小化問題は、

$$\max_{\beta} \epsilon \epsilon' \quad \text{subject to } (Q'\beta - c) = 0$$

となるので、ラグランジェ乗数法を使って解くことができる。いま $S = \epsilon' \epsilon$ とすると、目的関数

$$S^* = S + \lambda'(Q'\beta - c)$$

が最小となる β を求めることになる。最小化のための 1 階の条件より、

$$\frac{\partial S^*}{\partial \beta} = \frac{\partial S}{\partial \beta} + Q\lambda = 0$$

ところで、 $\frac{\partial S}{\partial \beta} = -2X'(y - X\beta)$ であるから、

$$-2X'y - 2(X'X)\beta + Q\lambda = 0 \quad (2)$$

上式の左から $\frac{1}{2}(X'X)^{-1}$ をかけると、求める制約付最小 2 乗推定量 $\hat{\beta}^+$ は、

$$\hat{\beta}^+ = \hat{\beta} - \frac{1}{2}(X'X)^{-1}Q\lambda \quad (3)$$

となる。ところで、(2) の左から $Q'(X'X)^{-1}$ をかけて整理すると、

$$\lambda = 2[Q'(X'X)^{-1}Q]^{-1}Q'(\hat{\beta} - \beta) \quad (4)$$

となるので、(4) を (3) に代入すると、

$$\hat{\beta}^+ = \hat{\beta} - (X'X)^{-1}Q[Q'(X'X)^{-1}Q]^{-1}Q'(\hat{\beta} - \beta) \quad (5)$$

となる。両辺から β を引くと、

$$\begin{aligned} \hat{\beta}^+ - \beta &= (\hat{\beta} - \beta) - (X'X)^{-1}Q[Q'(X'X)^{-1}Q]^{-1}Q'(\hat{\beta} - \beta) \\ &= [I - (X'X)^{-1}Q[Q'(X'X)^{-1}Q]^{-1}Q'](\hat{\beta} - \beta) \end{aligned}$$

となるから、 $E(\hat{\beta}^+) = \beta$ 。よって不偏推定量である。また、この推定量の分散は、

$$\begin{aligned} \text{Var}(\hat{\beta}^+) &= \sigma^2[I - (X'X)^{-1}Q[Q'(X'X)^{-1}Q]^{-1}Q'](X'X)^{-1} \\ &\quad \times [I - Q[Q'(X'X)^{-1}Q]^{-1}Q'(X'X)^{-1}] \\ &= \sigma^2[(X'X)^{-1} - (X'X)^{-1}Q[Q'(X'X)^{-1}Q]^{-1}Q'(X'X)^{-1}] \end{aligned}$$

であることがわかる。

次節では、本節で得られた結果を用いて、(1) 式を導出することにしよう。

3 f の導出

制約付き最小 2 乗法で推定した回帰式の残差 e^+ は、(5) 式から

$$\begin{aligned} e^+ &\equiv \mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\beta}^+ \\ &= (\mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\beta}) - \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{Q}[\mathbf{Q}'(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{Q}]^{-1}\mathbf{Q}'(\hat{\beta} - \beta) \\ &= \mathbf{e} - \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{Q}[\mathbf{Q}'(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{Q}]^{-1}\mathbf{Q}'(\hat{\beta} - \beta) \end{aligned} \quad (6)$$

で表すことができる。よって、その残差 2 乗和は、

$$\begin{aligned} e^{+'}e^+ &= \mathbf{e}'\mathbf{e} - \mathbf{e}'\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{Q}[\mathbf{Q}'(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{Q}]^{-1}\mathbf{Q}'(\hat{\beta} - \beta) \\ &\quad - (\hat{\beta} - \beta)'\mathbf{Q}[\mathbf{Q}'(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{Q}]^{-1}\mathbf{Q}'(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{e} \\ &\quad + (\hat{\beta} - \beta)'\mathbf{Q}[\mathbf{Q}'(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{Q}]^{-1}\mathbf{Q}'(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{Q}[\mathbf{Q}'(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{Q}]^{-1} \\ &\quad \times \mathbf{Q}'(\hat{\beta} - \beta) \\ &= \mathbf{e}'\mathbf{e} + (\hat{\beta} - \beta)'\mathbf{Q}[\mathbf{Q}'(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{Q}]^{-1}\mathbf{Q}'(\hat{\beta} - \beta) \end{aligned} \quad (7)$$

となる (なぜなら、 $\mathbf{X}'\mathbf{e} = 0$)。 (3) 式を整理すると、

$$e^{+'}e^+ - \mathbf{e}'\mathbf{e} = (\mathbf{Q}'\hat{\beta} - \mathbf{c})'[\mathbf{Q}'(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{Q}]^{-1}(\mathbf{Q}'\hat{\beta} - \mathbf{c}) \quad (8)$$

が得られるので、(1) 式に (8) 式を代入すると、

$$f = \frac{(e^{+'}e^+ - \mathbf{e}'\mathbf{e})/k}{\mathbf{e}'\mathbf{e}/(n-k)} \quad (9)$$

のように、通常の最小 2 乗推定と、制約付き最小 2 乗推定の、2 つの推定式の残差 2 乗和を用いても f 統計量を求められることが確認できる。

4 尤度比検定との関係

前節までに考察した f 検定統計量は、漸近的には (= 標本数 n が大きくなると) 尤度比検定統計量と一致するという性質がある。授業では、尤度について殆ど触れていないので、結果だけを簡単に説明することにしよう。

$\epsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$ という仮定のもとで、通常の最小 2 乗推定量の尤度は、

$$L(\hat{\beta}|\mathbf{X}, \mathbf{y}) = (2\pi)^{-n/2}(\sigma^2)^{-n/2} \exp\left(-\frac{(\mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\beta})'(\mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\beta})}{2\sigma^2}\right)$$

で、また制約付き最小 2 乗推定量の尤度は、

$$L(\hat{\beta}^+|\mathbf{X}, \mathbf{y}) = 2\pi^{-n/2}(\sigma^2)^{-n/2} \exp\left(-\frac{(\mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\beta}^+) '(\mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\beta}^+)}{2\sigma^2}\right)$$

で表される。対数尤度比を 2 倍したものは帰無仮説 H_0 の下で

$$\begin{aligned} 2 \log \left(\frac{L(\hat{\beta}|\mathbf{X}, \mathbf{y})}{L(\hat{\beta}^+|\mathbf{X}, \mathbf{y})} \right) &= 2 \left[\left(-\frac{\mathbf{e}'\mathbf{e}}{2\sigma^2} \right) - \left(-\frac{\mathbf{e}^{+'}\mathbf{e}^+}{2\sigma^2} \right) \right] \\ &= \frac{\mathbf{e}^{+'}\mathbf{e}^+ - \mathbf{e}'\mathbf{e}}{\sigma^2} \sim \chi^2(k) \end{aligned} \quad (10)$$

にしたがう。この結果を用いて検定を行なうのが、尤度比検定である。

(1) 式や (9) 式で用いる σ^2 の推定量 $\hat{\sigma}^2 = \mathbf{e}'\mathbf{e}/(n-k)$ は一致推定量でもあるから、標本数が大きいとき、 f 検定統計量 ((1)、(9) 式) に基づく検定は、(10) 式の尤度比検定と一致することがわかる。