2010 年度 学部 エコノメトリックス 第 12 回講義メモ (訂正版)

2010年11月16日

3

$$=\left(egin{array}{cc} X'X & X'Z \ Z'X & Z'Z \end{array}
ight)^{-1}\left(egin{array}{c} X'y \ Z'y \end{array}
ight)$$

で表される。

分割行列の逆行列については、次の補題が知られている。

補題 3.6.1 matrix inversion lemma

B を $m \times m$ の行列とし、次のような小行列に分割できるとする。

$$oldsymbol{B} = \left(egin{array}{cc} oldsymbol{B}_{11} & oldsymbol{B}_{12} \ oldsymbol{B}_{21} & oldsymbol{B}_{22} \end{array}
ight)$$

ここで、 \pmb{B}_{11} は $m_1 \times m_1$ 行列、 \pmb{B}_{12} は $m_1 \times m_2$ 行列、 \pmb{B}_{21} は $m_2 \times m_1$ 行列、 \pmb{B}_{22} は $m_2 \times m_2$ 行列であり、 $m_1 + m_2 = m$ である。

このとき、 \boldsymbol{B} に逆行列が存在すれば、小行列 $\boldsymbol{B}_{ij},\;(i,j=1,2)$ を用い

3.6 定式化の誤りとその影響

a) overspecification(説明変数過剰) の場合

いま、

$$y = X\beta + Z\gamma + \epsilon$$
 where $\epsilon \sim IID(0, \sigma^2 I)$ (3.6.1)

というモデルを考えよう。ここで、X は $n \times k$ 、Z は $n \times \ell$ の説明変数行列であるとする。(3.6.1) 式は

$$y = \begin{pmatrix} X & Z \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta \\ \gamma \end{pmatrix} + u$$
 (3.6.2)

と変形できるから、(3.6.2) 式における $oldsymbol{eta}, \gamma$ の OLS 推定量 $ilde{oldsymbol{b}}, ilde{oldsymbol{c}}$ は、

$$\left(egin{array}{c} ilde{b} \ ilde{c} \end{array}
ight) = \left[\left(egin{array}{ccc} oldsymbol{X} & oldsymbol{Z} \end{array}
ight)'\left(egin{array}{ccc} oldsymbol{X} & oldsymbol{Z} \end{array}
ight)'oldsymbol{y}$$

4

2

て以下のように表現できる。

$$\boldsymbol{B}^{-1} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{C}^{-1} & -\boldsymbol{C}^{-1}\boldsymbol{B}_{12}\boldsymbol{B}_{22}^{-1} \\ -\boldsymbol{B}_{22}^{2}\boldsymbol{B}_{21}\boldsymbol{C}^{-1} & \boldsymbol{B}_{22}^{-1} + \boldsymbol{B}_{22}^{-1}\boldsymbol{B}_{21}\boldsymbol{C}^{-1}\boldsymbol{B}_{12}\boldsymbol{B}_{22}^{-1} \end{pmatrix} \quad (3.6.3)$$

ここで、 $C = B_{11} - B_{12}B_{22}^{-1}B_{21}$ である。

また、 $B_{12} = B_{21} = O$ のときには、

$$\boldsymbol{B}^{-1} = \left(\begin{array}{cc} \boldsymbol{B}_{11}^{-1} & \boldsymbol{O} \\ \boldsymbol{O} & \boldsymbol{B}_{22}^{-1} \end{array} \right) \tag{3.6.4}$$

になる。

補題 3.6.1 の結果を用いると、

$$\begin{aligned} \boldsymbol{W} &= \boldsymbol{X}'\boldsymbol{X} - \boldsymbol{X}'\boldsymbol{Z}(\boldsymbol{Z}'\boldsymbol{Z})^{-1}\boldsymbol{Z}'\boldsymbol{X} \\ &= \boldsymbol{X}'(\boldsymbol{I} - \boldsymbol{Z}(\boldsymbol{Z}'\boldsymbol{Z})^{-1}\boldsymbol{Z}')\boldsymbol{X} = \boldsymbol{X}'\boldsymbol{M}_{\boldsymbol{Z}}\boldsymbol{X} \end{aligned}$$

5

とおくと、 $\tilde{m{eta}}$ は

$$\begin{split} \tilde{b} &= W^{-1} X' y - W^{-1} X' Z (Z'Z)^{-1} Z' y \\ &= W^{-1} X' (I - Z (Z'Z)^{-1} Z') y \\ &= (X' M_Z X)^{-1} X' M_Z y \end{split}$$

で表すことができる。

もし、データ生成プロセス(DGP: Data Generating Process)では $\gamma=0$ 、すなわち $y=X\beta+\epsilon$ であるならば、

$$\begin{split} \tilde{\boldsymbol{b}} &= (\boldsymbol{X}' \boldsymbol{M}_{\boldsymbol{Z}} \boldsymbol{X})^{-1} \boldsymbol{X}' \boldsymbol{M}_{\boldsymbol{Z}} (\boldsymbol{X} \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon}) \\ &= \boldsymbol{\beta} + (\boldsymbol{X}' \boldsymbol{M}_{\boldsymbol{Z}} \boldsymbol{X})^{-1} \boldsymbol{X}' \boldsymbol{M}_{\boldsymbol{Z}} \boldsymbol{\epsilon} \end{split}$$

となる。これより、

$$E(\tilde{\boldsymbol{b}} \mid \boldsymbol{X}, \boldsymbol{Z}) = \boldsymbol{\beta}$$

がえられるので、 $\tilde{\mathbf{b}}$ は不偏性をみたしている。ところが、 $\tilde{\mathbf{b}}$ の分散をみると、

$$\operatorname{Var}(\tilde{\boldsymbol{b}}\mid\boldsymbol{X},\boldsymbol{Z}) = \sigma^2(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{M}_{\boldsymbol{Z}}\boldsymbol{X})^{-1} \tag{3.6.2}$$

になっている。 $M_Z + P_Z = I$ であることを用いると、

$$\forall w \neq 0, \quad w'M_Zw \leq w'w \implies (w'M_Zw)^{-1} \geq (w'w)^{-1}$$

となるので、これを用いると

$$(X'X - X'M_ZX)_{ij} = (X'P_ZX)_{jj} = x'_jP_Zx_j \ge 0 \quad (j = 1,...,k)$$

が得られる。(もし、X'Z = O であれば $X'P_ZX = O$) このことより、 \tilde{b} は効率性を満たしていないことが分かる。 7

b) underspecification(説明変数過少) の場合

いま、DGP が $y=X\beta+Z\gamma+\epsilon$ であるとしよう。このとき、推定モデルが $y=X\beta+u$ であるならば、OLS 推定量にどのような影響があるだろうか。

$$b = (X'X)^{-1}X'y = \beta + (X'X)^{-1}X'Z\gamma + (X'X)^{-1}X'\epsilon$$

となるので、

$$\begin{split} & \mathbf{E}(\boldsymbol{b} \mid \boldsymbol{X}, \boldsymbol{Z}) = \boldsymbol{\beta} + (\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X}'\boldsymbol{Z}\boldsymbol{\gamma} \\ & \quad \mathbf{MSE} \ (\boldsymbol{b}) = \mathbf{E} \left[(\boldsymbol{b} - \boldsymbol{\beta})(\boldsymbol{b} - \boldsymbol{\beta})' \right] \\ & \quad = \sigma^2(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X})^{-1} + (\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X}'\boldsymbol{Z}\boldsymbol{\gamma}\boldsymbol{\gamma}'\boldsymbol{Z}'\boldsymbol{X}(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X})^{-1} \end{split}$$

が得られる。したがって、X'Z=Oでない限り、b は偏りのある推定量であることが分かる。

3.7 多重共線性とその対策

いままで、X'X に逆行列が存在すること、すなわち rank(X'X) = k を仮定してきた。しかしながら、X を構成する列ベクトルが一次従属である場合には、rank(X'X) < k となるため、逆行列が存在しない。このようなケースを、説明変数間に**多重共線性** (multi-collinearlity) が存在する、と呼ぶ。

説明変数間に完全な多重共線性が存在するケースもあるが、通常は説明 変数間の相関がかなり高い場合に多重共線性に近い現象が起きる。

幾何的に見てゆくと、二つの説明変数ベクトル x_1, x_2 の相関が高いときには、

$$\operatorname{Cor}(x_1, x_2) = \frac{\langle \boldsymbol{x}_1, \boldsymbol{x}_2 \rangle}{\|\boldsymbol{x}_1\| \|\boldsymbol{x}_2\|} = \cos \theta$$

9

この二つのベクトルのなす角 θ が 0 か π に近いことを意味する。すると、この二つのベクトルを含む線形空間が不安定であることが分かる。

したがって、多重共線性に近い現象が起きるとき、 $(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$ は大きくなるので、

- (1) OLS 推定量の分散が大きくなる。
- (2) (1) より回帰係数の検定において、帰無仮説を棄却しにくくなる。

ということが起きる。

対策

数学的な対策としては、

(a) リッジ回帰 (ridge regression)

(b) 主成分回帰

があるが、経済分析の分野では余り用いられない。

10