

エコノメトリックスII 宿題解答例 (8&9)

2009年1月21日

宿題第8回

Q. 4.10

(4.35) 式より

$$P_1 y + M_1 y = P_X y + M_X y$$

が成立する。これを变形すると

$$\begin{aligned} P_X y &= P_1 y + M_1 y - M_X y \\ &= X_1 \tilde{\beta}_1 + (P_X - P_1) y \end{aligned}$$

となる。(4.36) 式より $P_X - P_1 = P_{M_1 X_2}$ が成り立つ。ところで、FWL 定理より、非制約の回帰式 (4.28) 式における β_2 の OLSE は、

$$M_1 y = M_1 X_2 \beta_2 + \text{error}$$

の OLSE と一致するので、 $\hat{\beta}_2$ は

$$\hat{\beta}_2 = (X_2' M_1 X_2)^{-1} X_2' M_1 y$$

と表すことができる。この関係を用いると (4.38) 式

$$P_X y = X_1 \tilde{\beta}_1 + M_1 X_2 \hat{\beta}_2$$

が得られる。設問中のヒントより、この等式を变形すると、

$$\begin{aligned} X_1(\tilde{\beta}_1 - \hat{\beta}_1) &= X_2 \hat{\beta}_2 - M_1 X_2 \hat{\beta}_2 \\ &= P_1 X_2 \hat{\beta}_2 \\ &= X_1 (X_1' X_1)^{-1} X_1' X_2 \hat{\beta}_2 \end{aligned}$$

が得られ、さらにこの等式に $(X_1' X_1)^{-1} X_1'$ を左からかけることで、以下の式が得られる。

$$\tilde{\beta}_1 - \hat{\beta}_1 = (X_1' X_1)^{-1} X_1' X_2 \hat{\beta}_2$$

$\hat{\beta}_1$ を右辺へ移動すれば、設問の式が得られる。

Q. 6.2

y_t から標本平均 \bar{y} を引くことや、 $1/t$ からその標本平均 $s(n)/n$ を引くことは、それぞれ定数項に回帰して残差をとることに等しい。よって FWL 理論により OLS 推定量 $\hat{\beta}_2$ は $y_t - \bar{y}$ を $1/t - s(n)/n$ に回帰したときの推定量と同一である。この推定量は以下の式で表される。

$$\hat{\beta}_2 = \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})(1/t - s(n)/n)}{\sum_{t=1}^n (1/t - s(n)/n)^2} \quad (a)$$

DGP は (3.20) 式であり、 $\beta_2 = \beta_2^0$ と仮定されているので、

$$y_t - \bar{y} = \beta_2^0 (1/t - s(n)/n) + u_t - \bar{u} \quad (b)$$

となる。ここで \bar{u} は u_t の平均を示す。(a) 式を (b) 式に代入すると以下の様書き換えられる。

$$\hat{\beta}_2 - \beta_2^0 = \frac{\sum_{t=1}^n (u_t - \bar{u})(1/t - s(n)/n)}{\sum_{t=1}^n (1/t - s(n)/n)^2} \quad (c)$$

(c) 式より $\beta_2 - \beta_2^0$ の平均値が 0 であること得られる。なぜなら、 $1/t - s(n)/n$ は非確率変数なので、右辺の分子の期待値は、 $u_t - \bar{u}$ の期待値と同じく 0 である。分母もまた非確率変数なので、 u_t に関する仮定より、 $\beta_2 - \beta_2^0$ は平均 0 の正規分布となる。

次に (c) 式の右辺の漸近分散を求めることにしよう。平均は 0 であるから、

$$\text{Var}(\hat{\beta}_2 - \beta_2^0) = E \left(\frac{\sum_{t=1}^n (u_t - \bar{u})(1/t - s(n)/n)}{\sum_{t=1}^n (1/t - s(n)/n)^2} \right)^2 \quad (d)$$

(d) 式の右辺の分子は n 項の和の二乗である。 $t \neq s$ のときには $E(u_t u_s) = 0$ なので、 $\text{plim}(\bar{u}) = 0$ である。さらに、 $\lim s(n)/n = 0$ である。よって、この分子の期待値は漸近的に

$$E \left(\sum_{t=1}^n u_t^2 (1/t)^2 \right) = \frac{1}{6} \pi^2 \sigma^2 \quad (e)$$

と等しい。また、 $\lim s(n)/n = 0$ かつ $\lim s^2(n)/n = 0$ より、(c) 式の右辺の分母は漸近的に

$$\left(\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{t=1}^n (1/t)^2 \right)^2 = \left(\frac{1}{6} \pi^2 \right)^2 \quad (f)$$

と等しい。ゆえに (e) の右辺を (f) 式の右辺で割ると、以下のように漸近分散が得られる。

$$\text{Var}(\hat{\beta}_2 - \beta_2^0) \stackrel{a}{=} \frac{6\sigma^2}{\pi^2}$$

Q. 6.6

残差 2 乗和 (SSR) は、パラメータ β_1, β_2 の関数であり、

$$\text{SSR}(\beta_1, \beta_2) = \sum_{t=1}^n u_t^2 = \sum_{t=1}^n (y_t - \beta_1 z_t^{\beta_2})^2$$

と表すことができる。SSR(β_1, β_2) の最小化のための一階の条件は、

$$\begin{aligned}\frac{\partial \text{SSR}(\beta_1, \beta_2)}{\partial \beta_1} &= -2 \sum_{t=1}^n (y_t - \beta_1 z_t^{\beta_2}) z_t^{\beta_2} = 0 \\ \frac{\partial \text{SSR}(\beta_1, \beta_2)}{\partial \beta_2} &= -2 \sum_{t=1}^n (y_t - \beta_1 z_t^{\beta_2}) \beta_1 z_t^{\beta_2} \log z_t = 0\end{aligned}$$

となる。ここで、

$$\begin{aligned}\frac{da^x}{dx} &= \frac{d \exp(z)}{dz} \frac{dz}{dx} = \exp(z) \log a = a^x \log a \\ &\text{where } z = \log(a^x)\end{aligned}$$

次にこの一階の条件の行列表現を考えよう。

$$\begin{aligned}\mathbf{y} &= \begin{pmatrix} y_1 & \dots & y_n \end{pmatrix}' \\ \mathbf{x}(\boldsymbol{\beta}) &= \begin{pmatrix} \beta_1 z_1^{\beta_2} & \dots & \beta_1 z_n^{\beta_2} \end{pmatrix}' \\ \mathbf{X}(\boldsymbol{\beta}) &= \begin{pmatrix} z_1^{\beta_2} & \beta_1 z_1^{\beta_2} \log z_1 \\ \vdots & \vdots \\ z_n^{\beta_2} & \beta_1 z_n^{\beta_2} \log z_n \end{pmatrix}\end{aligned}$$

とおくと、先の一階の条件は

$$-2\mathbf{X}(\boldsymbol{\beta})'(\mathbf{y} - \mathbf{x}(\boldsymbol{\beta})) = \mathbf{0}$$

と表すことができ、定数の -2 を除けばモーメント条件に一致する。

宿題第 9 回

Q. 6.8

DGP(Data Generating Process) より

$$\hat{u}_t \equiv y_t - x_t(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = x_t(\boldsymbol{\beta}) + u_t - x_t(\hat{\boldsymbol{\beta}})$$

と書ける。次に $x_t(\hat{\boldsymbol{\beta}})$ を真値 $\boldsymbol{\beta}_0$ の周りで 2 次の項まで Taylor 展開すると、

$$x_t(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = x_t(\boldsymbol{\beta}_0) + \mathbf{X}_t(\boldsymbol{\beta}_0)(\hat{\boldsymbol{\beta}} - \boldsymbol{\beta}_0) + \frac{1}{2}(\hat{\boldsymbol{\beta}} - \boldsymbol{\beta}_0)' \bar{\mathbf{H}}_t(\hat{\boldsymbol{\beta}} - \boldsymbol{\beta}_0)$$

となるから、これを最初の式に代入すると (6.10) を得る。

(6.10) を \mathbf{b} を使って書き直すと、

$$\hat{u}_t = u_t - n^{-1/2} \mathbf{X}_t(\boldsymbol{\beta}_0) \mathbf{b} - \frac{1}{2} n^{-1} \mathbf{b}' \bar{\mathbf{H}}_t \mathbf{b}$$

となる。これより $\sum_{t=1}^n \hat{u}_t^2 = \hat{u}'\hat{u}$ は

$$\begin{aligned}\hat{u}'\hat{u} &= \mathbf{u}'\mathbf{u} + n^{-1} \sum_{t=1}^n \mathbf{b}'\mathbf{X}_t(\beta_0)'\mathbf{X}_t(\beta_0)\mathbf{b} + \frac{1}{4n^2} \sum_{t=1}^n (\mathbf{b}'\bar{\mathbf{H}}_t\mathbf{b})^2 \\ &\quad - 2n^{-1/2} \sum_{t=1}^n u_t\mathbf{X}_t(\beta_0)\mathbf{b} - \mathbf{b}' \left(n^{-1} \sum_{t=1}^n u_t\bar{\mathbf{H}}_t \right) \mathbf{b} \\ &\quad + n^{-3/2} \sum_{t=1}^n \mathbf{X}_t(\beta_0)\mathbf{b}\mathbf{b}'\bar{\mathbf{H}}_t\mathbf{b}\end{aligned}$$

と表すことが出来る。求めたいのは、 $n \rightarrow \infty$ のときに右辺がどのようになるかである。まず右辺 2 項目は

$$\sum_{t=1}^n \mathbf{X}_t(\beta_0)'\mathbf{X}_t(\beta_0) = \mathbf{X}_0'\mathbf{X}_0$$

であり、

$$\mathbf{b} \simeq \left(n^{-1}\mathbf{X}_0'\mathbf{X}_0 \right)^{-1} n^{-1/2}\mathbf{X}_0'\mathbf{u}$$

であることを用いると、

$$\mathbf{u}'\mathbf{X}_0(\mathbf{X}_0'\mathbf{X}_0)^{-1}\mathbf{X}_0'\mathbf{u} = \mathbf{u}'\mathbf{P}_{\mathbf{X}_0}\mathbf{u}$$

となる。次に 3 項目は $O(1/n)$ であるので 0 に収束する。4 項目は

$$\begin{aligned}-2n^{-1/2}\mathbf{u}'\mathbf{X}_0\beta &\simeq -2n^{-1/2}\mathbf{u}'\mathbf{X}_0(n^{-1}\mathbf{X}_0'\mathbf{X}_0)^{-1}n^{-1/2}\mathbf{X}_0'\mathbf{u} \\ &= -2\mathbf{u}'\mathbf{X}_0(\mathbf{X}_0'\mathbf{X}_0)^{-1}\mathbf{X}_0'\mathbf{u} \\ &= -2\mathbf{u}'\mathbf{P}_{\mathbf{X}_0}\mathbf{u}\end{aligned}$$

となる。5 項目は

$$n^{-1} \sum_{t=1}^n u_t\bar{\mathbf{H}}_t \rightarrow E(u_t\bar{\mathbf{H}}_t) = \mathbf{O}$$

となるため、また 6 項目は $O(1/\sqrt{n})$ であるため、それぞれ 0 に収束する。

これらの結果を代入すると、

$$\hat{u}'\hat{u} = \mathbf{u}'\mathbf{u} + \mathbf{u}'\mathbf{P}_{\mathbf{X}_0}\mathbf{u} - 2\mathbf{u}'\mathbf{P}_{\mathbf{X}_0}\mathbf{u} = \mathbf{u}'\mathbf{M}_{\mathbf{X}_0}\mathbf{u}$$

よって、

$$|\hat{u}'\hat{u} - \mathbf{u}'\mathbf{M}_{\mathbf{X}_0}\mathbf{u}| \rightarrow 0 \quad \text{as } n \rightarrow \infty$$

が示せる。