

さて, (11.2) の両辺の vec をとり, 補題 11.2 (iii) を使うと

$$\begin{aligned}\text{vec}(Y) &= (I_n \otimes X)\text{vec}(B) + \text{vec}(U) \\ \underline{y} &= \underline{X}\beta + \underline{u}\end{aligned}\quad (11.3)$$

となる。ここで $\underline{y} \equiv \text{vec}(Y)$, $\underline{X} \equiv (I_n \otimes X)$, $\beta \equiv \text{vec}(B)$, $\underline{u} \equiv \text{vec}(U)$ とおいた。 $u_{(j)} \equiv (u_{j1}, \dots, u_{jT})'$ ($j = 1, \dots, n$) と定義すれば, $U = (u_{(1)}, \dots, u_{(n)})$ であるから, 誤差項に関する仮定 3⁺ より,

$$E\underline{u}\underline{u}' = \begin{pmatrix} u_{(1)} \\ \vdots \\ u_{(n)} \end{pmatrix} (u_{(1)}, \dots, u_{(n)}) = \begin{pmatrix} \sigma_{11}I_T & \cdots & \sigma_{1n}I_T \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{n1}I_T & \cdots & \sigma_{nn}I_T \end{pmatrix} = \Sigma_u \otimes I_T$$

である。ただし, σ_{ij} は Σ_u の (i, j) 成分である。したがって, (11.3) を回帰モデルと見なすとき, β の推定のためには一般化最小 2 乗法 (7.1 節) を使えばよいことがわかる。すなわち,

$$(\underline{y} - \underline{X}\beta)'(\Sigma_u \otimes I_T)^{-1}(\underline{y} - \underline{X}\beta) \quad (11.4)$$

を最小にする β を求め, これを $\hat{\beta}$ と書こう。 $\hat{\beta}$ は, GLS 推定量の公式 (7.4) より

$$\hat{\beta} = \{ \underline{X}'(\Sigma_u \otimes I_T)^{-1}\underline{X} \}^{-1} \underline{X}'(\Sigma_u \otimes I_T)^{-1}\underline{y}$$

で与えられる。右辺に \underline{X} , \underline{y} の定義を代入すれば

$$\begin{aligned}\hat{\beta} &= \{ (I_n \otimes X')(\Sigma_u^{-1} \otimes I_T) (I_n \otimes X) \}^{-1} (I_n \otimes X') (\Sigma_u^{-1} \otimes I_T) \text{vec}(Y) \\ &= \{ \Sigma_u \otimes (X'X)^{-1} \} (\Sigma_u^{-1} \otimes X') \text{vec}(Y) \\ &= \{ I_n \otimes (X'X)^{-1} X' \} \text{vec}(Y).\end{aligned}$$

ここで, 補題 11.1 (v), (vii) を使った。さらに補題 11.2 (iii) を使うと⁴

$$\hat{\beta} = \text{vec} \{ (X'X)^{-1} X'Y \}$$

となり, $\beta = \text{vec}(B)$ であるから, B の推定量として

$$\hat{B} = (X'X)^{-1} X'Y$$

が得られる。

ここで注意すべきことは, (11.4) において Σ_u を明示的に考慮したにも関わらず, $\hat{\beta}$ が Σ_u に依存しないことである。実際, $\hat{\beta} = \text{vec}(\hat{B})$ は,

$$(\underline{y} - \underline{X}\beta)'(\underline{y} - \underline{X}\beta)$$

を最小にする β に一致することが簡単にわかる (宿題)。したがって, \hat{B} は, 多変量回帰モデル (11.1) の GLS 推定量であり, かつ OLS 推定量である⁵。 \hat{B} を多変量最小 2 乗 (MLS; multivariate least squares) 推定量と呼ぶ。

さらに, MLS 推定量 \hat{B} は, (11.1) を (システムとして取り扱わずに) 各式ごとに β_j を最小 2 乗推定したときの OLS 推定量 $\hat{\beta}_j$ ($j = 1, \dots, n$) を並べたものに等しい。このことは以下のようにして簡単にわかる。 $y_{(j)} \equiv (y_{j1}, \dots, y_{jT})'$ ($j = 1, \dots, n$) とすると, $Y = (y_{(1)}, \dots, y_{(n)})$ だから,

$$\hat{B} = (X'X)^{-1} X'(y_{(1)}, \dots, y_{(n)}) = \left((X'X)^{-1} X'y_{(1)}, \dots, (X'X)^{-1} X'y_{(n)} \right)$$

⁴ $A = (X'X)^{-1} X'$, $B = Y$, $C = I_n$ において適用する。

⁵ただし, パラメータに関する制約が存在しそれを考慮する場合には, この結果 (GLS = OLS) は成り立たない。