

固定効果のあるロジットモデルにおける 重み付 LS 推定値の漸近特性

片岡 佑作

要 旨

ある確率 p_{it} は $0 < p_{it} < 1$ によって制限を受けるが、それが説明変数 x_{it} に依存するとしよう。多くの場合、そのもっとも簡単な表現方法は

$$(1) \quad p_{it} = \exp(x_{it}'\theta) / [1 + \exp(x_{it}'\theta)]$$

$$(2) \quad 1 - p_{it} = 1 / [1 + \exp(x_{it}'\theta)]$$

と書くことである。ここで x_{it} は既知の変数の行ベクタ、 θ は未知パラメタの列ベクタである。この (1)、

(2) は

$$(3) \quad f_{it} = \log(p_{it} / (1 - p_{it})) = x_{it}'\theta$$

あるいは TN 個 ($i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$) を集めて

$$(4) \quad f = x'\theta$$

と書くことができる。

ここで $f_{it} = \log(p_{it} / (1 - p_{it}))$ を確率 p_{it} のロジスティック変換、(4) を線形ロジスティックモデルとよぶ。

もし

$$(5) \quad U_{it} = \log(\hat{p}_{it} / (1 - \hat{p}_{it}))$$

とすれば、以下のように表現できるであろう。つまり、

$$(6) \quad \begin{aligned} U_{it} &= x_{it}'\theta + \epsilon_{it} \\ &= \alpha + \mu_i + \delta_t + x_{it}'\beta + \epsilon_{it} \\ \sum_i c_i \mu_i &= 0 \\ \sum_t c_t \delta_t &= 0 \\ \epsilon_{it} &= \log(\hat{p}_{it} / (1 - \hat{p}_{it})) - \log(p_{it} / (1 - p_{it})) \\ &= (p_{it} / (1 - p_{it}))^{-1} (\hat{p}_{it} - p_{it}) \end{aligned}$$

ここで ϵ_{it} はたがいに独立、近似的に $N(0, \sigma_{\epsilon}^2/n_{it})$ にしたがう。これは本質的に正規回帰モデルである

が、 ϵ_{it} の分散は不均一、かつ未知のパラメタに依存する。もし σ_{it} が既知であれば、(6) を

$$(7) \quad U_{it} / \omega_{it} = (\alpha + \mu_i + \delta_t + \gamma' \beta) / \omega_{it} + \epsilon_{it}^*$$

と書くことができる。ただし $\omega_{it} = \sigma_{it} / \sqrt{n_{it}}$ 、そして ϵ_{it}^* は独立かつ $N(0, 1)$ にしたがう。

この論文の目的は 2 通りある。第 1 に、 ω_{it} をその最尤推定値 $\hat{\omega}_{it} = \hat{\sigma}_{it} / \sqrt{\hat{n}_{it}} = (\hat{p}_{it} / (1 - \hat{p}_{it}))^{1/2} / \sqrt{n_{it}}$ におきかえ、(7) に最小 2 乗法を適用することである。

第 2 に T 、 N 、 n_{it} が大きい場合、その結果としてみちびかれる LS 推定値の漸近的分散-共分散をあたえることである。

キーワード：ロジットアプローチ、固定効果、パネルデータモデル、最小 2 乗、漸近的分散-共分散

内容目次：

第 1 章 序

第 2 章 展開

1 序

ロジットと固定効果のあるパネルが重なる回帰モデルを

$$(1.1) \quad U_{it} = \alpha + \mu_i + \delta_t + \beta' X_{it} + \epsilon_{it} \\ i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$$

と書こう。ここで U_{it} 、 X_{it} 、 ϵ_{it} はそれぞれ対数オッズ、説明変数、誤差項、そして α 、 μ_i 、 δ_t 、 β がデータから推定したい未知パラメタ。 ϵ_{it} は近似的に

$$(1.2) \quad \epsilon_{it} \sim N(0, \omega_{it}), \epsilon_{it} : i, t \text{ について独立、} \omega_{it} \neq \omega_{jt}$$

である。 U_{it} を構成するには第 i 地点、第 t 期において n_{it} 個の観測が必要である（佐和 [6] を見る）。

またパラメタ μ_i 、 δ_t には適当な制約をおかないとモデルを識別できない。例えば

$$(1.3) \quad \sum_i^T c_i \delta_t = 0, \sum_i^N c_i' \mu_i = 0$$

とするのがのちの計算には都合がよい。

以上のモデルを想定して [4] であたえた点は (1.1) の LS (最小 2 乗) 推定、WLS (重み付最小 2 乗) 推定の方法、および、みちびかれる 2 通りの推定値がともに一致性をもつということであった。そこでの仮定は NT 、 n_{it} ($= nc_{it}$ 、 c_{it} : くいちがいを補正する項) がともに大きいというものである。

ところで以下この論文で LS 推定値、WLS 推定値の漸近的な意味での分散-共分散をみちびく。これらの推定値はともに漸近的正規だから母数検定にはこの分散-共分散に再度分散-共分散の推定値を代入して検定量を作ればよい。結果は

1) 計算された分散-共分散は LS の場合でさえも [3] にあたえるものよりもいく分複雑な形をとる。その理由は ϵ_{it} の分散がすべて i, t に依存して $\omega_{it} \neq \omega_{jt}$ となっているからである。

2) WLS 推定値の分散については紙面の関係もあって β の次数を 1×1 にとどめ、 α, β の WLS 推定値のみに対象をしぼった。分散-共分散の最終的な形は簡単であるが、計算過程はやかいかである。[4] ではプロセスをすべて直接計算に頼ったが、この論文では ϵ_{it} (誤差項)、 ϵ_i, ϵ_t (誤差項についての部分的加重平均) をすべて ϵ (ϵ_{it} の $NT \times 1$ ベクタ) で書くことによって、全体の計算量をかなり少なくおさえた (これが本論文の利点でもある)。

[4] にも述べたが固定効果のあるパネルデータモデルについては畠中 [2]、Stock-Watson [1] に簡単な説明がある。また、北村のサーベイ [5] にはパネルデータとロジットの重なるケースが出てくるが、簡単な推定値についてさえもそこでの議論は十分ではない。この論文はそうした空白の部分のうちをうめる点に意味がある。

2 展 開

以下の回帰式を考えよう。

$$(2.1) \quad U_{it} = \alpha + \mu_i + \delta_t + \beta'X_{it} + \epsilon_{it}$$

$$U_{it} = \log \frac{\hat{p}_{it}}{1 - \hat{p}_{it}}$$

$$\epsilon_{it} = \frac{\hat{p}_{it} - p_{it}}{p_{it} q_{it}}, \quad q_{it} = 1 - p_{it}, \quad \hat{q}_{it} = 1 - \hat{p}_{it}$$

$$(2.2) \quad E(\epsilon_{it}) = 0$$

$$\text{Var}(\epsilon_{it}) = \frac{1}{n_{it} p_{it} q_{it}}$$

$$= \omega_{it}$$

$\epsilon_{it} \simeq \text{normal}$ (\simeq は近似をあらわす)

ここで $\alpha, \mu_i, \delta_t, \beta$ が推定したいパラメタ、また

$$(2.3) \quad \sum_i \mu_i = 0$$

$$\sum_t \delta_t = 0$$

の制約がある。

[3] から (2.1) を以下のように変形することができる。

$$\begin{aligned}
 (2.4) \quad U_{it} - U_{.t} - U_{i.} + U_{..} \\
 &= \sum_{it} (X'_{it} - X'_{.t} - X'_{i.} + X'_{..}) \beta + \epsilon''_{it} \\
 \epsilon''_{it} &= \epsilon_{it} - \epsilon_{.t} - \epsilon_{i.} + \epsilon_{..}
 \end{aligned}$$

ただし

$$\epsilon_{i.} = \frac{1}{T} \sum_t \epsilon_{it}, \quad \epsilon_{.t} = \frac{1}{N} \sum_i \epsilon_{it}$$

などである。

[3, p.20] と同一の表現を用いて (2.4) を

$$(2.5) \quad z_{it} = \sum_{i,t} x'_{it} \beta + \epsilon''_{it}$$

と書く。さらに t, i をプールした表現は

$$\begin{aligned}
 (2.6) \quad z' &= x\beta + \epsilon'' \\
 z' &= (z_{11}, \dots, z_{1T}, \dots, z_{N1}, \dots, z_{NT}) \\
 x &= \begin{pmatrix} x_1 \\ \vdots \\ x_N \end{pmatrix}, \quad \dim(x_i) = T \times m \\
 x_i &= \begin{pmatrix} x'_{i1} \\ \vdots \\ x'_{iT} \end{pmatrix}, \quad \dim(x'_{it}) = 1 \times m
 \end{aligned}$$

である。このとき、 β の OLS 推定値は

$$\begin{aligned}
 (2.7) \quad \hat{\beta} &= (x'x)^{-1} x'z \\
 &= \beta + (x'x)^{-1} x'\epsilon''
 \end{aligned}$$

となる。 $\hat{\beta}$ のモーメントは

$$\begin{aligned}
 (2.8) \quad E(\hat{\beta}) &= 0 \\
 \text{Cov}(\hat{\beta}) &= (x'x)^{-1} x'E(\epsilon''\epsilon'')x(x'x)^{-1}
 \end{aligned}$$

ここで $E(\epsilon''\epsilon'')$ を考える。[3] にあるように

$$\begin{aligned}
 (2.9) \quad \begin{pmatrix} \epsilon''_1 \\ \vdots \\ \epsilon''_N \end{pmatrix} &= \left\{ \left(I_N - \frac{1}{N} l_N l'_N \right) \otimes \left(I_T - \frac{1}{T} l_T l'_T \right) \right\} \epsilon \\
 &= J\epsilon \\
 \dim(\epsilon) &= TN \times 1, \quad \dim(\epsilon_i) = T \times 1
 \end{aligned}$$

$$\epsilon = \begin{pmatrix} \epsilon_1 \\ \vdots \\ \epsilon_N \end{pmatrix}$$

ϵ_{it} は近似的に

$$(2.10) \quad \epsilon_{it} \sim N\left(0, \frac{1}{n_{it} p_{it} q_{it}}\right)$$

であり、 $\epsilon_i(T \times 1)$ は以下のようになる。

$$\begin{aligned} \epsilon_i(T \times 1) &\sim N(0, \Omega_i) \\ \dim(\Omega_i) &= T \times T \\ \Omega_i &= \begin{pmatrix} \omega_{i1} & \cdots & o \\ o & \cdots & \omega_{iT} \end{pmatrix} \\ &= \text{diag}(\omega_{i1}, \dots, \omega_{iT}) \\ &= \frac{1}{n} \text{diag}(\dots, (c_{it} p_{it} q_{it})^{-1}, \dots) \end{aligned}$$

ここで $nc_{it} = n_{it}$ と書く。そうすると

$$(2.11) \quad \begin{aligned} E(\epsilon' \epsilon'') &= JE(\epsilon \epsilon')J' \\ &= JE(\epsilon \epsilon')J, \quad J = J' \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E(\epsilon \epsilon') &= E \begin{pmatrix} \epsilon_1 \\ \vdots \\ \epsilon_N \end{pmatrix} (\epsilon_1, \dots, \epsilon_N) \\ &= \begin{pmatrix} \Omega_1 & \cdots & o \\ o & \cdots & \Omega_N \end{pmatrix} \\ &= \text{diag}(\Omega_1, \dots, \Omega_N) \\ &= \Omega. \end{aligned}$$

$$\dim(\Omega_i) = T \times T$$

したがって β の LS 推定値 $\hat{\beta}$ の covariance 行列は

$$(2.12) \quad \begin{aligned} \text{Cov}(\hat{\beta}) &= (x'x)^{-1} x'J\Omega_* J'x(x'x)^{-1} \\ &= O(n^{-1} N^{-1} T^{-1}) \end{aligned}$$

となる。 Ω_* が等分散であれば

$$\begin{aligned} \text{Cov}(\hat{\beta}) &= \omega(x'x)^{-1}x'Jx(x'x)^{-1} \\ \omega &= \omega_{it}, i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \end{aligned}$$

となる。これは [3, (2.11)] の表現に等しい。

つぎに α, μ_i, δ_t の LS 推定の形式は [3] と同様である。ちがいは ϵ_{it} が不等分散をもつだけである。

$$\begin{aligned} (2.13) \quad \hat{\alpha} &= \frac{1}{NT} \sum_{i,t} (U_{it} - X'_{it} \hat{\beta}) \\ &= \frac{1}{NT} \sum_{i,t} U_{it}^* \\ &= U_{..}^* \end{aligned}$$

さらに

$$U_{i.}^* \doteq \alpha + \mu_i$$

から

$$\begin{aligned} (2.14) \quad \hat{\mu}_i &= U_{i.}^* - \hat{\alpha} \\ &= U_{i.}^* - U_{..}^* \\ &= U_{i.} - X'_{i.} \hat{\beta} - (U_{..} - X'_{..} \hat{\beta}) \\ &= U_{i.} - U_{..} - (X'_{i.} - X'_{..}) \hat{\beta} \end{aligned}$$

δ_t の LS 推定については

$$U_{it}^* \doteq \alpha + \delta_t$$

から

$$\begin{aligned} (2.15) \quad \hat{\delta}_t &= U_{.t}^* - \hat{\alpha} \\ &= U_{.t}^* - U_{..}^* \\ &= U_{.t} - U_{..} - (X'_{.t} - X'_{..}) \hat{\beta} \end{aligned}$$

期待値の計算も [3, (2.14)] と同様である。

$$\begin{aligned} (2.16) \quad E(\hat{\alpha}) &= \alpha \\ E(\hat{\delta}_t) &= \delta_t \\ E(\hat{\mu}_i) &= \mu_i \end{aligned}$$

2次モーメントについては結果はいく分異なるが計算プロセスはほぼ [3] と同じである。

$$(2.17) \quad E(\hat{\alpha} - \alpha)^2 = \left(\frac{1}{NT}\right)^2 E\left\{\sum_{i,t} (X'_{it}(\beta - \hat{\beta}) + \epsilon_{it})^2\right\}$$

ここで $-X'_{it}(x'x)^{-1}x' = -\tilde{X}'_{it}$ と書いて、また $\epsilon''_{it} = \epsilon_{it} - \epsilon_{.t} - \epsilon_{.i} + \epsilon_{..}$ から

$$\begin{aligned} (NT)^2 E(\hat{\alpha} - \alpha)^2 &= E\left(\sum_{i,t} (-\tilde{X}'_{it}\epsilon''_{it} + \epsilon_{it})\right)^2 \\ &= E\left\{\sum_{i,t,j,s} (\tilde{X}'_{it}\epsilon''_{it}\epsilon''_{jt}\tilde{X}_{js} + \epsilon_{it}\epsilon_{jt} - \tilde{X}'_{it}\epsilon''_{jt} - \dots)\right\} \end{aligned}$$

ここで先の結果 (2.11) から

$$(2.18) \quad E(\epsilon''\epsilon'') = J\Omega_*J'$$

要素ワイズで書くと

$$\begin{aligned} \epsilon_{it} &= (e_i^{N'} \otimes e_t^{T'})\epsilon \\ \epsilon_{jt} &= (e_j^{N'} \otimes e_t^{T'})\epsilon \\ E(\epsilon_{it}\epsilon_{jt}) &= (e_i^{N'} \otimes e_t^{T'})\Omega_*(e_j^N \otimes e_s^T) \end{aligned}$$

また $E(\epsilon''_{it}\epsilon''_{jt})$ の部分は

$$\begin{aligned} E(\epsilon''\epsilon'') &= JE(\epsilon\epsilon_{jt}) \\ &= JE(\epsilon\epsilon'(e_j^N \otimes e_s^T)) \\ &= J\Omega_*(e_j^N \otimes e_s^T) \end{aligned}$$

したがって

$$(2.19) \quad \sum_{i,t,j,s} -\tilde{X}'_{it}E(\epsilon''_{it}\epsilon''_{jt}) = -\sum_{i,t} \tilde{X}'_{it} \sum_{j,s} J\Omega_*(e_j^N \otimes e_s^T)$$

ここで $\sum_{j,s} (e_j^N \otimes e_s^T) = \sum_j (e_j^N \otimes l_T) = l_N \otimes l_T$

だから (2.19) はまず

$$-\sum_{i,t} \tilde{X}'_{it} J\Omega_*(l_N \otimes l_T)$$

そうして

$$\tilde{X}'_{it} = X'_{it}(x'x)^{-1}x'$$

$$\dim(X'_{it}) = 1 \times m$$

$$\dim(x) = TN \times m$$

に気づいて $\sum_{i,t} X'_{it}$ を計算すると、[3] から

$$X = \begin{pmatrix} X_1 \\ \vdots \\ X_N \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X'_{11} \\ \vdots \\ X'_{NT} \end{pmatrix}$$

$$\begin{aligned} \sum_{i,t} X'_{it} &= l'_{NT} X \\ &= (l'_N \otimes l'_T) X \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \sum_{i,t} \tilde{X}'_{it} &= \sum_{i,t} l'_{NT} X (x'x)^{-1} x' \\ &= l'_{NT} X (X'JX)^{-1} x'J' \end{aligned}$$

ゆえに

$$\begin{aligned} (2.20) \quad & - \sum_{i,t,j,s} \tilde{X}'_{it} E(\epsilon''\epsilon_{js}) \\ &= - \sum_{i,t} \tilde{X}'_{it} J\Omega_*(l_N \otimes l_T) \\ &= - \sum_{i,t} X'_{it} (x'x)^{-1} x'J\Omega_* l_{NT} \\ &= - l'_{NT} X (x'x)^{-1} x'J\Omega_* l_{NT} \\ &= - l'_{NT} X (x'Jx)^{-1} x'J\Omega_* l_{NT} \\ &\neq 0 \end{aligned}$$

(2.17) を展開した第1項の部分は

$$\begin{aligned} (2.21) \quad & E\left(\sum_{i,t,j,s} \tilde{X}'_{it} \epsilon''\epsilon_{js} \tilde{X}_{js}\right) \\ &= \sum_{i,t,j,s} \tilde{X}'_{it} J\Omega_* J' \tilde{X}_{js} \\ &= l'_{NT} X (X'JX)^{-1} X'J\Omega_* J'X (X'JX)^{-1} X'l_{NT} \end{aligned}$$

となる。したがって $\hat{\alpha}$ の分散は以上を整理して

$$(2.22) \quad \text{Var}(\hat{\alpha}) = \left(\frac{1}{NT}\right)^2 \left\{ l'_{NT} X (X'JX)^{-1} X'J\Omega_* J'X (X'JX)^{-1} X'l_{NT} \right\}$$

$$\begin{aligned}
 & - l'_{NT} X (X' J X)^{-1} X' J \Omega_* l_{NT} \\
 & - l'_{NT} \Omega_* J X (X' J X)^{-1} X' l_{NT} \\
 & + l'_{NT} \Omega_* l_{NT}
 \end{aligned}$$

となる。ここで $\Omega_* = \omega l_{NT}$ であれば (2.22) の第 2、3 項はおちて [3] の結果に一致する。

$\hat{\delta}_i (1 \times 1)$ の 2 次モーメントは以下ようになる。[3] から

$$\begin{aligned}
 (2.23) \quad E(\hat{\delta}_i - \delta_i)^2 &= E(U_i - U_{..} - \delta_i)^2 \\
 &+ Z'_i E(\hat{\beta} \hat{\beta}') Z_i \\
 &+ 2E(U_i - U_{..} - \delta_i) Z'_i \hat{\beta} \\
 Z'_i &= X'_i - X'_{..}
 \end{aligned}$$

(2.23) の右辺の計算も [3] と同様である。

$$(2.24) \quad E(U_i - U_{..} - \delta_i)^2 = \{(X'_i - X'_{..}) \beta\}^2 + E(\epsilon_i - \epsilon_{..})^2$$

この第 3 項は

$$\begin{aligned}
 E(\epsilon_i - \epsilon_{..})^2 &= \frac{1}{N^2} E \left\{ \left[l'_N \otimes \left(e_i^T - \frac{1}{T} l_T' \right) \right] \epsilon \epsilon' \left[l_N \otimes \left(e_i^T - \frac{1}{T} l_T \right) \right] \right\} \\
 &= \frac{1}{N^2} \left[l'_N \otimes \left(e_i^T - \frac{1}{T} l_T' \right) \right] \Omega_* \left[l_N \otimes \left(e_i^T - \frac{1}{T} l_T \right) \right]
 \end{aligned}$$

ここで Ω_* は対角である。つまり

$$\begin{aligned}
 E(\epsilon \epsilon') &= \Omega_* \\
 &= \text{diag}(\Omega_1, \dots, \Omega_N)
 \end{aligned}$$

(2.23) の R.H.S. の第 2 項は

$$E(\hat{\beta} \hat{\beta}') = \text{Cov}(\hat{\beta}) + \beta \beta'$$

(2.23) の R.H.S. の第 3 項については

$$\begin{aligned}
 (2.25) \quad E(U_i - U_{..} - \delta_i) Z'_i \hat{\beta} \\
 = - (Z'_i \beta)^2 + E(\epsilon_i - \epsilon_{..}) Z'_i \hat{\beta}
 \end{aligned}$$

ここで

$$\begin{aligned}
Z'_i &= X'_i - X'_i \\
Z'_i \hat{\beta} &= Z'_i (x'_i x'_i)^{-1} x'_i (x \beta + \epsilon^n) \\
&= Z'_i (\beta + (x'_i x'_i)^{-1} x'_i \epsilon^n) \\
\epsilon_i - \epsilon_{..} &= \frac{1}{N} \left(l'_N \otimes \left(e_i^T - \frac{1}{T} l_T \right) \right) \epsilon
\end{aligned}$$

したがって (2.25) の R.H.S. の第 2 項は

$$(2.26) \quad E \left\{ \frac{1}{N} Z'_i (\beta + (x'_i x'_i)^{-1} x'_i \epsilon^n) \epsilon' \left(l_N \otimes \left(e_i^T - \frac{1}{T} l_T \right) \right) \right\}$$

となる。

けっきょく

$$\begin{aligned}
E(\epsilon^n \epsilon') &= J E(\epsilon \epsilon') \\
&= J \Omega.
\end{aligned}$$

だから (2.26) は

$$\frac{1}{N} Z'_i (x'_i x'_i)^{-1} x'_i J \Omega_* \left(l_N \otimes \left(e_i^T - \frac{1}{T} l_T \right) \right)$$

そうすると $\hat{\delta}_i$ の分散は次のようになる。

$$\begin{aligned}
(2.27) \quad \text{Var}(\hat{\delta}_i) &= \frac{1}{N^2} \left\{ l'_N \otimes \left(e_i^T - \frac{1}{T} l_T \right) \right\} \Omega_* \left\{ l_N \otimes \left(e_i^T - \frac{1}{T} l_T \right) \right\} \\
&\quad + Z'_i \left\{ \text{Cov}(\hat{\beta}) \right\} Z_i \\
&\quad + \frac{2}{N} Z'_i (x'_i x'_i)^{-1} x'_i J \Omega_* \left(l_N \otimes \left(e_i^T - \frac{1}{T} l_T \right) \right)
\end{aligned}$$

(2.27) の R.H.S. の最後の項はスカラーであり、また Ω_* が等分散であれば、おちてそれは 0 になる。

最後に $\hat{\mu}_i$ については以下のようになる。[3, (2.35)] から

$$\begin{aligned}
(2.28) \quad \text{Var}(\hat{\mu}_i) &= Z'_i \left\{ \text{Cov}(\hat{\beta}) \right\} Z_i \\
&\quad + 2E \left(Z'_i (\hat{\beta} - \beta) \right) (\epsilon_i - \epsilon_{..}) \\
&\quad + E(\epsilon_i - \epsilon_{..})^2
\end{aligned}$$

ここで

$$\begin{aligned}
 (2.29) \quad E\left\{\left(\hat{\beta} - \beta\right)\left(\epsilon_i - \epsilon_{..}\right)\right\} \\
 &= E\left\{\left(x'x\right)^{-1} x'\epsilon''\left(\epsilon_i - \epsilon_{..}\right)\right\} \\
 &= \left(x'x\right)^{-1} x'E\left\{\epsilon''\epsilon'\left\{\frac{1}{T}\left(e_i^N \otimes l_T\right) - \frac{1}{TN}\left(l_N \otimes l_T\right)\right\}\right\} \\
 &= \left(x'x\right)^{-1} x'J\Omega_*\left\{\frac{1}{T}\left(e_i^N - \frac{1}{N}l_N\right) \otimes l_T\right\}'
 \end{aligned}$$

(2.28) の R.H.S. の第 3 項については

$$\begin{aligned}
 (2.30) \quad E\left(\epsilon_i - \epsilon_{..}\right)^2 \\
 &= \left\{\frac{1}{T}\left(\left(e_i^N - \frac{l_N}{N}\right) \otimes l_T\right)\right\}' E\left(\epsilon\epsilon'\right)\left\{\quad\quad\quad\right\} \\
 &= \left\{\frac{1}{T}\left(\left(e_i^N - \frac{l_N}{N}\right) \otimes l_T\right)\right\}' \Omega_*\left\{\quad\quad\quad\right\}
 \end{aligned}$$

したがって (2.28) から (2.30) によって $\hat{\mu}_i$ の分散は

$$\begin{aligned}
 (2.31) \quad \text{Var}\left(\hat{\mu}_i\right) &= Z_i'\left\{\text{Cov}\left(\hat{\beta}\right)\right\} Z_i \\
 &\quad + 2Z_i'\left(x'x\right)^{-1} x'J\Omega_* J_i \\
 &\quad + J_i'\Omega_* J_i
 \end{aligned}$$

となる。ただし $J_i = \frac{1}{T}\left(\left(e_i^N - \frac{l_N}{N}\right) \otimes l_T\right)$ である。

以上で LS 推定値 $(\hat{\beta}, \hat{\alpha}, \hat{\delta}_i, \hat{\mu}_i)$ の分散をすべて計算した。

つづいて WLS を考える。(2.1) をもう一度書くと

$$(2.32) \quad U_{it} = \alpha + \mu_i + \delta_t + \beta'X_{it} + \epsilon_{it}$$

ここで [4] にあるように w_{it} (w_{it} は推定値を含む) を左からかけて

$$(2.33) \quad w_{it}U_{it} = w_{it}\alpha + w_{it}\mu_i + w_{it}\delta_t + \beta'w_{it}X_{it} + w_{it}\epsilon_{it}$$

つづいて (2.33) を最小化すればよい。 $w_{it}U_{it} - w_{it}\epsilon_{it}$ の 2 乗和を微分した表現が [4, p.13] にある。

簡単化のために $\dim(\beta) = 1 \times 1$ としたとき、WLS 推定値、 $\tilde{\alpha}, \tilde{\beta}$ の表現は [4, p.18] から

$$\begin{aligned}
 (2.34) \quad \begin{pmatrix} \tilde{\alpha} \\ \tilde{\beta} \end{pmatrix} &= M^{-1}\begin{pmatrix} m_{10} \\ m_{20} \end{pmatrix} \\
 &= \begin{pmatrix} \tilde{\alpha} \\ \tilde{\beta} \end{pmatrix} + M^{-1}\begin{pmatrix} A \\ B \end{pmatrix}
 \end{aligned}$$

となる。ただし

$$\begin{aligned}
(2.25) \quad M &= \|m_{ij}\| \\
m_{11} &= \sum_{i,t} w_{it}^2 \\
m_{12} &= -m_{21} = \sum_{i,t} w_{it}^2 x_{it} \\
m_{22} &= \sum_{i,t} w_{it}^2 x_{it} (x_{it} - x_{i.}^w - x_{.t}^w) \\
A &= \sum_{i,t} w_{it}^2 \epsilon_{it} \\
B &= \sum_{i,t} w_{it}^2 x_{it} (\epsilon_{it} - \epsilon_{i.}^w - \epsilon_{.t}^w) \\
x_{i.} &: \dim(\beta) = 1 \times 1 \text{ のケースで } \beta \text{ にかかる変数} \\
x_{i.}^w &= \frac{1}{\sum_t w_{it}^2} \sum_t w_{it}^2 x_{it}
\end{aligned}$$

また、 $(x_{i.}^w, \epsilon_{i.}^w, \epsilon_{.t}^w)$ の定義は $x_{i.}^w$ のそれと同様である ([4])。

けっきょく (2.34) の $\tilde{\alpha}, \tilde{\beta}$ の漸近分散を計算するには

$$\tilde{\theta} - \theta = \begin{pmatrix} \tilde{\alpha} - \alpha \\ \tilde{\beta} - \beta \end{pmatrix}$$

として

$$\begin{aligned}
(2.36) \quad nE(\tilde{\theta} - \theta)(\tilde{\theta} - \theta)' &= E\left\{M^{-1} \begin{pmatrix} A \\ B \end{pmatrix} (A', B') M^{-1}\right\} \\
&= E\left\{(n^{-1}M)^{-1} n^{-1} \begin{pmatrix} A \\ B \end{pmatrix} (A', B') (n^{-1}M)^{-1}\right\}
\end{aligned}$$

を考えればよい。さらに、 $n \rightarrow +\infty$ で $n^{-1}M \rightarrow$ 定数だから $n \rightarrow +\infty$ で $E\{n^{-1}(AA', AB', BB')\}$ を計算すれば十分である。

$n \rightarrow +\infty$ のとき、 $w_{it}^2/n \rightarrow r_{it}$ 、そうすると

$$\begin{aligned}
(2.37) \quad E\left(\sum_{i,t} r_{it} \epsilon_{it}\right)^2 \\
E\left(\sum_{i,t} r_{it} \epsilon_{it}\right) \left(\sum_{j,s} r_{js} x_{js} (\epsilon_{js} - \epsilon_{j.}^r - \epsilon_{.s}^r)\right) \\
E\left\{\sum_{i,t} r_{it} x_{it} (\epsilon_{it} - \epsilon_{i.}^r - \epsilon_{.t}^r)\right\}^2
\end{aligned}$$

を見るだけでよい。ただし

$$(2.38) \quad \epsilon_{it}^r = \frac{\sum_i r_{it} \epsilon_{it}}{\sum_i r_{it}}$$

そうして、以下 ϵ_{it} などすべて $\epsilon (NT \times 1)$ で書くことを考える。

はじめに

$$(2.39) \quad \begin{aligned} \epsilon_{it} &= \{(e_i^{N'} \otimes e_i^T)\} \epsilon \\ &= e_{it}^{NT'} \epsilon \\ \epsilon &\sim N(0, \Omega) \end{aligned}$$

である。

(2.38) の $\sum_i r_{it} \epsilon_{it}$ については

$$\sum_i^T r_{it} \epsilon_{it} = r_i' \epsilon_i, \dim(\epsilon_i) = T \times 1$$

であるが、

$$\begin{aligned} \epsilon &= \begin{pmatrix} \epsilon_1 \\ \vdots \\ \epsilon_N \end{pmatrix} \\ \epsilon_i &= (0, \dots, 1, \dots, 0) \begin{pmatrix} \epsilon_1 \\ \vdots \\ \epsilon_N \end{pmatrix} \\ &= (e_i^{N'} \otimes I_T) \epsilon \end{aligned}$$

だから

$$(2.40) \quad \sum_i^T r_{it} \epsilon_{it} = r_i' \epsilon_i = r_i' (e_i^{N'} \otimes I_T) \epsilon$$

これで ϵ で書いたことになる。つづいて

$$\sum_i r_{it} = l_T' r_i, \dim(r_i) = T \times 1$$

は $(r_1', \dots, r_N') = r'$ と書くと $r_i = (0, \dots, I_T, \dots, 0) r = (e_i^{N'} \otimes I_T) r$ 、したがって (2.38) の ϵ_{it}^r は

$$\begin{aligned} \epsilon_{it}^r &= \frac{\sum_i^T r_{it} \epsilon_{it}}{\sum_i r_{it}} \\ &= \frac{r_i' (e_i^{N'} \otimes I_T) \epsilon}{l_T' r_i} \\ &= \frac{r' (e_i^N \otimes I_T) (e_i^{N'} \otimes I_T) \epsilon}{l_T' (e_i^{N'} \otimes I_T) r} \end{aligned}$$

ここで

$$\frac{r'_i(e_i^{N'} \otimes I_T)l_{NT}}{l'_T r_i} = \frac{r'_i(0, \dots, I, \dots, 0)l_{NT}}{l'_T r_i} = \frac{r'_i l_T}{l'_T r_i} = 1$$

に気づくとよい。

$$(2.41) \quad \epsilon_{r_i} = \frac{\sum_i r_{it} \epsilon_{it}}{\sum_i r_{it}}$$

についても同様に考えればよい。つまり

$$\sum_i r_{it} \epsilon_{it} = r'_{(t)} \epsilon_{(t)}, \dim(\epsilon_{(t)}) = N \times 1$$

ここでもし $N=2$ であれば

$$\begin{pmatrix} 0 \cdots 1 \cdots 0, & 0 \\ 0, & 0 \cdots 1 \cdots 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \epsilon_1 \\ \epsilon_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \epsilon_{1r} \\ \epsilon_{2r} \end{pmatrix}$$

$$\{I_2 \otimes (0 \cdots 1 \cdots 0)\} \begin{pmatrix} \epsilon_1 \\ \epsilon_2 \end{pmatrix} = \epsilon_{(t)}$$

したがって、一般の N について

$$\{I_N \otimes (0 \cdots 1 \cdots 0)\} \begin{pmatrix} \epsilon_1 \\ \vdots \\ \epsilon_N \end{pmatrix} = \epsilon_{(t)}$$

つまり

$$(2.42) \quad \{I_N \otimes e_i^{T'}\} \epsilon = \epsilon_{(t)}$$

である。

また、 $\sum_i^N r_{it} = l'_N r_{(t)}$, $\dim(r_{(t)}) = N \times 1$ については

$$r_{(t)} = \{I_N \otimes e_i^{T'}\} r$$

$$r' = (r'_1, \dots, r'_N)$$

そうすると (2.41) は

$$\begin{aligned}
 (2.43) \quad \epsilon^r &= \frac{\sum_i^N r_{it} \epsilon_{it}}{\sum_i r_{it}} \\
 &= \frac{r'_{(t)} \epsilon_{(t)}}{l'_N r_{(t)}} \\
 &= \frac{r'(I_N \otimes e_t^T)(I_N \otimes e_t^T) \epsilon}{l'_N (I_N \otimes e_t^T) r} \\
 &= \frac{r'(I_N \otimes e_t^T e_t^T) \epsilon}{l'_N (I_N \otimes e_t^T) r}
 \end{aligned}$$

となる。

こうして (2.39) の $E(r'\epsilon)^2$ については

$$\begin{aligned}
 (2.44) \quad E(r'\epsilon)^2 &= r'E(\epsilon\epsilon')r \\
 &= r'\Omega_r \\
 &= \sum_{i,t} r_{it}^2 \omega_{it} \\
 &= \sum_{i,t} r_{it}^2 \frac{1}{nr_{it}} \\
 &= \frac{1}{n} \sum_{i,t} r_{it}
 \end{aligned}$$

となる。

以上から (2.37) の $\epsilon_{it} - \epsilon_{it}^r - \epsilon_{it}^r$ を $\epsilon(NT \times 1)$ で書くとそれは

$$\begin{aligned}
 (2.45) \quad \epsilon_{it} - \epsilon_{it}^r - \epsilon_{it}^r &= \left\{ (e_i^{N'} \otimes e_t^T) - \frac{r'(e_i^N e_i^{N'} \otimes I_T)}{l'_i(\cdot)r} - \frac{r'(I_N \otimes e_t^T e_t^T)}{l'_N(\cdot)r} \right\} \epsilon \\
 &= g_{it}^r \epsilon, \dim(\delta_{it}^r) = 1 \times NT
 \end{aligned}$$

の表現をもつ。(2.45) で例えば、右辺の第2項については

$$\begin{aligned}
 e_i^N e_i^{N'} &= \begin{pmatrix} \vdots \\ 0 \\ 1 \\ 0 \\ \vdots \end{pmatrix} (0, \dots, 1, \dots, 0) \\
 &= \text{diag}(0, \dots, 1, \dots, 0)
 \end{aligned}$$

$$(e_i^N e_i^{N'} \otimes I_T) = \text{diag}(0, \dots, 0I_T, 0, \dots, 0)$$

である。

そうすると (2.37) の3番目の表現を以下のように書くことができる。

$$\begin{aligned}
(2.46) \quad & E \left\{ \sum_{i,t} r_{it} x_{it} g_{it}' \epsilon \right\}^2 \\
&= E \left\{ \sum_{i,t} k_{it}^r \right\}^2 \quad \dim(k_{it}^r) = 1 \times NT, \quad k_{it}^r = r_{it} x_{it} g_{it}' \\
&= \sum_{i,t,j,s} k_{it}^r \Omega_* k_{js}' \\
&= \left(\sum_{i,t} k_{it}^r \right) \Omega_* \left(\sum_{j,s} k_{js}' \right)
\end{aligned}$$

ただし

$$\begin{aligned}
\Omega_* &= \frac{1}{n} \text{diag}(\dots, (c_{it} p_{it} q_{it})^{-1}, \dots) \\
&= \frac{1}{n} \text{diag}(0, \dots, 0r_{it}^{-1}0, \dots, 0)
\end{aligned}$$

(2.46) の表現は複雑に見えるがそうでもない。例えば

$$\begin{aligned}
(2.47) \quad & E \left(\sum_{i,t} r_{it} \epsilon_{it} \right)^2 \\
&= E(r' \epsilon \epsilon' r), \quad \dim(r) = TN \times 1 \\
&= r' \Omega_* r
\end{aligned}$$

であるが、クロネッカー積 \otimes をもちいる表現は次のようになる。

$$\begin{aligned}
(2.48) \quad & E \left(\sum_{i,t} r_{it} (e_i^{N'} \otimes e_t^{T'}) \epsilon \right)^2 \\
&= E \left(\sum_{i,t,s,j} r_{it} (e_i^{N'} \otimes e_t^{T'}) \epsilon \epsilon' r_{js} (e_j^{N'} \otimes e_s^{T'}) \right) \\
&= \sum_{i,t,s,j} r_{it} e_{it}^{NT'} \Omega_* e_{js}^{NT} r_{js} \\
&= \left(\sum_{i,t} r_{it} e_{it}^{NT'} \right) \Omega_* \left(\sum_{j,s} e_{js}^{NT} r_{js} \right)
\end{aligned}$$

ここで

$$\begin{aligned}
& e_{it}^{NT'} : (i,t) \text{ 要素のみが } 1 \text{ で、あとは } 0 \text{ である} \\
& \sum_{i,t} r_{it} e_{it}^{NT'} = r_{11}(1, 0 \cdots 0) + r_{12}(0, 1, 0, \dots) \\
& \quad + \cdots + r_{NT}(\cdots 0, 1) \\
& = (r_{11} r_{12}, \dots, r_{NT}) \\
& = r', \quad \dim(r') = 1 \times NT \\
& r' = (r'_1, \dots, r'_N), \quad \dim(r'_i) = 1 \times T
\end{aligned}$$

だから (2.48) は $r'\Omega_*r$ となって (2.47) に一致する。(2.46) の k'_i については最後の Appendix で詳しく述べる。

また、WLS $\tilde{\alpha}$, $\tilde{\beta}$ の共分散の部分は (2.37) において

$$\begin{aligned}
 (2.49) \quad & E\left(\sum_{i,t} r_{it} (e_{it}^{NT})' \epsilon \sum_{j,s} r_{js} x_{js} g_{it}^r \epsilon\right) \\
 &= \sum_{j,s,i,t} r_{it} (e_{it}^{NT})' E(\epsilon\epsilon') g_{js}^{r'} r_{js} x_{js} \\
 &= \sum_{j,s,i,t} r_{it} (e_{it}^{NT})' \Omega_* g_{js}^{r'} r_{js} x_{js} \\
 &= \left(\sum_{i,t} r_{it} (e_{it}^{NT})'\right) \Omega_* \left(\sum_{j,s} k_{js}^{r'}\right), \dim(k_{js}^r) = NT \times 1 \\
 &= r'\Omega_* \left(\sum_{j,s} k_{js}^{r'}\right)
 \end{aligned}$$

となる。

けっきょく (2.44)、(2.46)、(2.49) から $n \rightarrow +\infty$ で (2.37) を n 倍したものは

$$\begin{aligned}
 (2.50) \quad & nE\left(\sum_{i,t} r_{it} \epsilon_{it}\right)^2 \\
 &= nr'\Omega_*r \\
 &= \sum_{i,t} r_{it}, r_{it} = c_{it} p_{it} q_{it} \\
 &= l'_{NT} r \\
 &= \psi_{11} \\
 & nE\left\{\left(\sum_{i,t} r_{it} \epsilon_{it}\right) \left(\sum_{j,s} r_{js} x_{js} (\epsilon_{js} - \epsilon_j^r - \epsilon_s^r)\right)\right\} \\
 &= nr'\Omega_* \left(\sum_{j,s} k_{js}^{r'}\right) \\
 &= \psi_{12} \\
 & nE\left(\sum_{i,t} r_{it} x_{it} (\epsilon_{it} - \epsilon_i^r - \epsilon_t^r)\right)^2 \\
 &= n\left(\sum_{i,t} k_{it}^r\right) \Omega_* + \left(\sum_{i,t} k_{it}^{r'}\right) \\
 &= \psi_{22}
 \end{aligned}$$

となる。(2.50) で n 倍してあるものが n のオーダーに関して 0 である。 $(\Omega_*$ のオーダーは n については -1 になっている)。

(2.36) の $n^{-1}M$ は $n \rightarrow +\infty$ で

$$\begin{aligned}
(2.51) \quad \frac{1}{n} m_{11} &= \frac{1}{n} \sum_{i,t} w_{it}^2 \rightarrow \sum_{i,t} r_{it} = m'_{11} \\
\frac{1}{n} m_{12} &= -\frac{1}{n} m_{21} = \frac{1}{n} \sum_{i,t} w_{it}^2 x_{it} \rightarrow \sum_{i,t} r_{it} x_{it} = m'_{12} \\
\frac{1}{n} m_{22} &= \frac{1}{n} \sum_{i,t} w_{it}^2 x_{it} (x_{it} - x_i^w - x_t^w) \\
&\rightarrow \sum_{i,t} r_{it} x_{it} (x_{it} - x_i^r - x_t^r) \\
&= m'_{22}
\end{aligned}$$

そうすると $n \rightarrow +\infty$ で $\tilde{\theta} = (\tilde{\alpha}, \tilde{\beta})'$ の漸近的な分散-共分散は次のようになる。

$$\begin{aligned}
(2.52) \quad nE(\tilde{\theta} - \theta)(\tilde{\theta} - \theta)' \\
= \begin{pmatrix} m'_{11} & m'_{12} \\ -m'_{21} & m'_{22} \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \psi_{11} & \psi_{12} \\ \psi_{12} & \psi_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} m'_{11} & -m'_{21} \\ m'_{12} & m'_{22} \end{pmatrix}^{-1}
\end{aligned}$$

この (2.52) のオーダーは n については 0、 N 、 T については $O(NT)$ になっている。 ψ_{ij}, m'_{ij} はそれぞれ (2.50)、(2.51) であたえられる。

Appendix

本文の (2.45) で g_{it}^r, k_{it}^r の定義は

$$\begin{aligned}
(A.1) \quad k_{it}^r &= r_{it} x_{it} g_{it}^r \\
&= r_{it} x_{it} \left(e_{it}^{NT'} - \frac{r'(e_i^N e_i^{N'} \otimes I_T)}{l'_T(e_i^{N'} \otimes I_T) r} - \frac{r'(I_N \otimes e_i^T e_i^T)}{l'_N(I_N \otimes e_i^T) r} \right)
\end{aligned}$$

である。はじめに (A.1) の第1項については

$$(A.2) \quad \sum_{i,t} r_{it} x_{it} e_{it}^{NT'} = (r_{11} x_{11}, \dots, r_{NT} x_{NT})$$

(A.1) の第2項については

$$\begin{aligned}
l'_T(e_i^{N'} \otimes I_T) r &= l'_T r_i, \dim(r_i) = T \times 1 \\
r'(e_i^N e_i^{N'} \otimes I_T) &= r' \text{diag}(\dots, 0I_T 0, \dots) \\
&= (0, \dots, r'_i, \dots, 0) \\
\dim(r'_i) &= 1 \times T
\end{aligned}$$

だから例えば $N=2$ で t, i について加えたものは

$$\begin{aligned}
 (A.3) \quad & \sum_t \left\{ r_{1t} x_{1t} \frac{(r'_1, 0)}{l'_T r_1} + \frac{r_{2t} x_{2t} (0, r'_2)}{l'_T r_2} \right\} \\
 &= \frac{r'_1 x_1 (r'_1, 0)}{l'_T r_1} + \frac{r'_2 x_2 (0, r'_2)}{l'_T r_2} \\
 &= \frac{(r'_1 x_1 r'_1, 0)}{l'_T r_1} + \frac{(0, r'_2 x_2 r'_2)}{l'_T r_2} \\
 &= \left(\frac{r'_1 x_1 r'_1}{l'_T r_1}, \frac{r'_2 x_2 r'_2}{l'_T r_2} \right)
 \end{aligned}$$

ここで $\sum_t r_{it} / (l'_T r_i) = 1$ である。一般の N についての表現は

$$\begin{aligned}
 (A.4) \quad & \sum_{i,t} r_{it} x_{it} \frac{r' (e_i^N e_i^{N'} \otimes I_T)}{l'_T r_i} \\
 &= \left(\frac{r'_1 x_1 r'_1}{l'_T r_1}, \frac{r'_2 x_2 r'_2}{l'_T r_2}, \dots, \frac{r'_N x_N r'_N}{l'_T r_N} \right)
 \end{aligned}$$

となっている。(A.4) の次数は $1 \times NT$ である。

(A.1) の第3項を見ると

$$\begin{aligned}
 (A.5) \quad & r' (I_N \otimes e_i^T e_i^{T'}) = (r'_1, \dots, r'_N) \left(e_i^T e_i^{T'} \cdots e_i^T e_i^{T'} \right) \\
 &= (r'_1 e_i^T e_i^{T'} \cdots r'_N e_i^T e_i^{T'}) \\
 &= (r_{1t} e_i^T \cdots r_{Nt} e_i^{T'}) \\
 &= (0 \cdots, r_{1t}, 0, \dots, 0, r_{Nt}, \dots, 0) \\
 & l'_N (I_N \otimes e_i^T) r = l'_N r_{(t)} \dim(r_{(t)}) = N \times 1
 \end{aligned}$$

ここで、例えば $N=2$ のとき、 i, t についての和は

$$\begin{aligned}
 (A.6) \quad & \sum_t (r_{1t} x_{1t} + r_{2t} x_{2t}) \left(\frac{r' (I_N \otimes e_i^T e_i^{T'})}{l'_N r_{(t)}} \right) \\
 &= \sum_t r_{1t} x_{1t} \frac{(0 \cdots r_{1t}, 0 \cdots 0 r_{2t}, 0)}{l'_N r_{(t)}} \\
 & \quad + \sum_t r_{2t} x_{2t} \frac{(0 r_{1t}, 0 \cdots 0 r_{2t}, 0)}{l'_N r_{(t)}}
 \end{aligned}$$

となる。

(A.6) の次数は $1 \times 2T$ であるが、この (1,1) 要素は

$$(A.7) \quad \frac{r_{11}^2 x_{11}}{l'_N r_{(0)}} + \frac{r_{21} r_{11} x_{21}}{l'_N r_{(0)}} = \frac{r_{11}^2 x_{11} + r_{21} r_{11} x_{21}}{l'_N r_{(0)}} \\ = \frac{r'_{(0)} x_{(0)} r_{11}}{l'_N r_{(0)}}$$

そうして一般の N についてトップの要素は

$$(A.8) \quad \frac{r'_{(0)} x_{(0)} r_{11}}{l'_N r_{(0)}}; \dim(r_{(0)}) = N \times 1, \dim(x_{(0)}) = N \times 1$$

となって、これは i, t を交換したときの (A.4) の (1,1) 要素に等しい。

そうすると (A.1) を i, t について加えた $1 \times NT$ ベクタのトップの要素は (A.2)、(A.4) から

$$(A.9) \quad r_{11} x_{11} - \frac{r'_1 x_1}{l'_T r_1} r_{11} - \frac{r'_{(0)} x_{(0)}}{l'_N r_{(0)}} r_{11} \\ = r_{11} \left(x_{11} - \frac{\sum_t r_{1t} x_{1t}}{\sum_t r_{1t}} - \frac{\sum_i r_{i1} x_{i1}}{\sum_i r_{i1}} \right) \\ = r_{11} (x_{11} - x'_{1.} - x'_{.1})$$

となっている。ここで $x'_{1.}$ などは [4] ですであたえた記号である。

注) この論文はオープンリサーチセンター（地域部門）での研究成果（H16～17年度）の一部分である。

田中寧教授（経済学部）からはコメントをいただいた。厚くお礼申し上げます。

参考文献

- [1] Stock, J. H. and M. W. Watson, *Introduction to Econometrics*, Addison Wesley, New York, 2003.
- [2] 畠中道雄『計量経済学の方法』創文社、1991年。
- [3] 片岡佑作「フィクスト・エフェクト・モデルにおける生産関数の推定問題」経済経営論叢、Vol.35、No.1、2000年、pp.16-33。
- [4] ——「固定効果のあるパネルデータモデルのロジット推定」京都産業大学論集、社会科学系列、No.22、2005年、pp.1-28。
- [5] 北村行伸「パネルデータ分析の新展開」経済研究、Vol.54、No.1、2003年、pp.74-93。
- [6] 佐和隆光『回帰分析』朝倉書店、1979年。

Asymptotic Properties of Weighted LS Estimates in Some Logit Models with Fixed-Effects

Yusaku KATAOKA

Abstract

In many respects the simplest way of representing the dependence of a probability on explanatory variables so that the constraint $0 < p_{it} < 1$ is inevitably satisfied, is to postulate a dependence for i and t ,

$$(1) \quad p_{it} = \exp(x_{it}'\theta) / [1 + \exp(x_{it}'\theta)],$$

$$(2) \quad 1 - p_{it} = 1 / [1 + \exp(x_{it}'\theta)].$$

Here, x_{it}' is a row of known constants and θ is a column of unknown parameters. Equations (1) and (2) are equivalent to

$$(3) \quad f_{it} = \log(p_{it} / (1 - p_{it})) = x_{it}'\theta$$

or, collecting the TN values ($i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$) together, we can write

$$(4) \quad f = x'\theta.$$

We call $f_{it} = \log(p_{it} / (1 - p_{it}))$ the logistic transform of the probability, p_{it} and (4) a linear logistic model.

If we let

$$(5) \quad U_{it} = \log(\hat{p}_{it} / (1 - \hat{p}_{it})) \quad \hat{p}_{it} : \text{maximum likelihood estimates of } p_{it}$$

then we can write

$$(6) \quad \begin{aligned} U_{it} &= x_{it}'\theta + \epsilon_{it} \\ &= \alpha + \mu_i + \delta_t + x_{it}'\beta + \epsilon_{it} \end{aligned}$$

$$\sum c_i \mu_i = 0$$

$$\sum c_t' \delta_t = 0$$

$$\epsilon_{it} = \log(\hat{p}_{it} / (1 - \hat{p}_{it})) - \log(p_{it} / (1 - p_{it}))$$

$$\cong (p_{it} / (1 - p_{it}))^{-1} (\hat{p}_{it} - p_{it})$$

where the ϵ_{it} are independent, approximately $N(0, \sigma_{it}^2 / n_{it})$. This is essentially a normal regression model, but with variances unequal and depending on the unknown parameters. If we knew the σ_{it}^2 , we could rewrite (6) as

$$(7) \quad U_{it} / \omega_{it} = (\alpha + \mu_i + \delta_i + x_{it} \beta) / \omega_{it} + \epsilon_{it}''$$

where $\omega_{it} = \sigma_{it} / \sqrt{n_{it}}$ and the ϵ_{it}'' are independent $N(0,1)$.

The purpose of this paper is twofold: first, to apply the method of least squares to (7) above by replacing ω_{it} with their maximum likelihood estimates, $\hat{\omega}_{it} = \hat{\sigma}_{it} / \sqrt{n_{it}} = (\hat{p}_{it} / (1 - \hat{p}_{it}))^{-1/2} / \sqrt{n_{it}}$; second, to derive the asymptotic variance-covariances of resulting LS estimates for large T , N and n_{it} .

Keywords : logit approach, fixed-effects, panel data models, weighted least squares, asymptotic variance-covariances