

# Model z efektami losowymi – estymacja parametrów dwustopniową UMNK (procedura)

Jerzy Marzec

1

## Estymacja parametrów dwustopniową UMNK - procedura

1. Estymacja parametru  $\theta = 1 - \sqrt{\psi}$ 
  - a) obliczenie  $s_v^2$  w modelu ze stałymi efektami
  - b) regresja dla danych średnich w czasie – oszacowanie wariancji resztowej
 
$$\bar{y}_i = \beta_{0,MG} + \bar{x}_i \beta_{MG} + \bar{\varepsilon}_i \quad \text{dla } i = 1, \dots, N$$
  - c) Obliczenie oceny  $\sigma_\alpha^2$
2. Wyznaczenie macierzy  $\Omega_0$ , czyli transformacja zmiennych  $y$  i  $X$  w  $y^{**}$  i  $X^{**}$
3. Estymacja MNK dla  $y^{**} = X^{**} \cdot \beta + \varepsilon^{**}$

2

### Model efektów losowych – przypadki szczególne

$$\begin{bmatrix} b_{0,\Omega} \\ b_{\Omega} \end{bmatrix} = \left( \sum_{i=1}^N \tilde{X}_i' \cdot \Omega_0^{-1} \cdot \tilde{X}_i \right)^{-1} \cdot \left[ \sum_{i=1}^N \tilde{X}_i' \cdot \Omega_0^{-1} \cdot y_i \right]$$

$$\Omega_0^{-1} = \frac{1}{\sigma_v^2} \left( Q_0 + \frac{J_T}{T} \underbrace{\frac{\sigma_v^2}{\sigma_v^2 + T \cdot \sigma_{\alpha}^2}}_{\psi} \right)$$

- Jeżeli  $\psi \rightarrow 1$ , gdyż  $\sigma_{\alpha}^2 \rightarrow 0$ , to  $b_{\Omega} \rightarrow \text{MNK}$  (w modelu ze wspólnym  $\beta_0$ ) (bo  $Q_0 = I_T - J_T/T$ ).
- Jeżeli  $\psi \rightarrow 0$ , gdyż  $T \rightarrow +\infty$  lub  $\sigma_{\alpha}^2 \rightarrow +\infty$ , to  $b_{\Omega} \rightarrow b_{\text{WG}}$ .

3

### Estymator międzygrupowy $b_{\text{MG}}$

- Agregacja danych panelowych przez ich uśrednianie po czasie

$$\bar{x}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T X_{it} \quad \bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}$$

- Budujemy regresję dla tych danych

$$\bar{y}_i = \beta_{0,\text{MG}} + \bar{x}_i \beta_{\text{MG}} + \bar{\varepsilon}_i \quad \text{dla } i=1, \dots, N$$

- Postać tego estymatora (bez wyrazu wolnego)

$$b_{\text{MG}} = \left( \sum_{i=1}^N \bar{x}_i^* \bar{x}_i^* \right)^{-1} \cdot \sum_{i=1}^N \bar{x}_i^* \bar{y}_i^* \quad \begin{aligned} \bar{x}_i^* &= \bar{x}_i - \bar{\bar{x}} \\ \bar{y}_i^* &= \bar{y}_i - \bar{\bar{y}} \end{aligned}$$

4

### Model efektów losowych – estymacja

- Szacowana Uogólniona MNK – nieznane  $\Omega$  zastępujemy wykorzystując estymatory dla  $\sigma_\alpha^2$  i  $\sigma_v^2$  (Swamy i Arora [1972]):

$$\hat{\sigma}_v^2 = s_v^2 = \frac{1}{NT - N - K} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it} - \bar{y}_i - (x_{it} - \bar{x}_i) \cdot b_{WG})^2$$

$$s_\alpha^2 = \hat{\sigma}_\alpha^2 = \frac{1}{N - K - 1} \sum_{i=1}^N (\bar{y}_i - \bar{y} - (\bar{x}_i - \bar{x}) \cdot b_{MG})^2 - \frac{s_v^2}{T} > 0$$

- Alternatywnie – jeśli  $\sigma_\alpha^2 \leq 0$ , to korzysta się z koncepcji Nerlove [1972] (wariancja „próbkowa” dla ocen  $\alpha_i$ ):

$$s_\alpha^2 = \hat{\sigma}_\alpha^2 = \frac{1}{N - 1} \sum_{i=1}^N (a_i - \bar{a})^2$$

5

### Model efektów losowych – estymacja

- Równoważny sposób uzyskania UMNK dla  $\beta$  (ważona MNK)

$$y_{it}^{**} = x_{it}^{**} \cdot \beta + \varepsilon_{it}^{**}$$

$$\text{gdzie } y_{it}^{**} = y_{it} - \bar{y} - \theta(\bar{y}_i - \bar{y}) \quad x_{it}^{**} = x_{it} - \bar{x} - \theta(\bar{x}_i - \bar{x})$$

$$b_\Omega = \left[ X^{**'} \cdot X^{**} \right]^{-1} X^{**'} y^{**}$$

$$V(b_\Omega) = \sigma_v^2 \left[ X^{**'} \cdot X^{**} \right]^{-1}$$

$$\theta = 1 - \sqrt{\psi} \quad y^{**} = [y_{it}^{**}]_{NT \times 1} \quad X^{**} = [x_{it}^{**}]_{NT \times K}$$

6