

11.1

Our aim is to estimate the parameters of the simultaneous equations model

$$y_1 = \alpha_1 y_2 + e_1$$

$$y_2 = \alpha_2 y_1 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + e_2$$

We assume that x_1 and x_2 are exogenous and uncorrelated with the error terms e_1 and e_2 .

- a. Solve the two structural equations for the reduced-form equation for y_2 , that is, $y_2 = \pi_1 x_1 + \pi_2 x_2 + v_2$. Express the reduced-form parameters in terms of the structural parameters and the reduced-form error in terms of the structural parameters and e_1 and e_2 . Show that y_2 is correlated with e_1 .

Ans.

$$(1) \quad y_1 = \alpha_1 y_2 + e_1 \quad ; \quad (2) \quad y_2 = \alpha_2 y_1 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + e_2$$

將 (1) 代入 (2)，可得出：

$$\begin{aligned} y_2 &= \alpha_2 y_1 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + e_2 \\ &= \alpha_2(\alpha_1 y_2 + e_1) + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + e_2 \\ &= \alpha_1 \alpha_2 y_2 + \alpha_2 e_1 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + e_2 \end{aligned}$$

整理：

$$(1 - \alpha_1 \alpha_2) y_2 = \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \alpha_2 e_1 + e_2$$

因此， y_2 的 reduced-form 為：

$$y_2 = \frac{\beta_1}{1 - \alpha_1 \alpha_2} x_1 + \frac{\beta_2}{1 - \alpha_1 \alpha_2} x_2 + \frac{\alpha_2}{1 - \alpha_1 \alpha_2} e_1 + \frac{1}{1 - \alpha_1 \alpha_2} e_2 = \pi_1 x_1 + \pi_2 x_2 + v_2$$

其中：

$$\pi_1 = \frac{\beta_1}{1 - \alpha_1 \alpha_2}, \quad \pi_2 = \frac{\beta_2}{1 - \alpha_1 \alpha_2}, \quad v_2 = \frac{\alpha_2}{1 - \alpha_1 \alpha_2} e_1 + \frac{1}{1 - \alpha_1 \alpha_2} e_2$$

因為 v_2 中含有 e_1 ，且 α_2 不為零（假設模型有意義）而 e_1 是 y_1 的誤差項，所以 y_2 與 e_1 有相關性， y_2 是內生變數（endogenous variable）。

y_2 與 e_1 的條件共變異數不為 0：

$$\begin{aligned} \text{COV}(y_2, e_1 | \mathbf{x}) &= E(y_2 e_1 | \mathbf{x}) \\ &= E \left[\left(\pi_1 x_1 + \pi_2 x_2 + \frac{e_2 + \alpha_2 e_1}{1 - \alpha_1 \alpha_2} \right) e_1 \middle| \mathbf{x} \right] \\ &= \pi_1 x_1 E(e_1 | \mathbf{x}) + \pi_2 x_2 E(e_1 | \mathbf{x}) + \frac{E(e_2 e_1 | \mathbf{x}) + \alpha_2 E(e_1^2 | \mathbf{x})}{1 - \alpha_1 \alpha_2} \\ &= 0 + 0 + \frac{0 + \alpha_2 \sigma_1^2}{1 - \alpha_1 \alpha_2} \\ &= \frac{\alpha_2 \sigma_1^2}{1 - \alpha_1 \alpha_2} \end{aligned}$$

只要 $\alpha_2 \neq 0$ ，上式即不為 0，表示 y_2 與 e_1 有相關性，存在內生性問題。

- b. Which equation parameters are consistently estimated using OLS? Explain.

Ans.

在這個模型中，兩條方程式都無法直接用 OLS 得到一致估計值。

第一個方程式 $y_1 = \alpha_1 y_2 + e_1$ 中的解釋變數 y_2 與誤差項 e_1 相關，因此 OLS 無法一致估計 α_1 。

第二個方程式 $y_2 = \alpha_2 y_1 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + e_2$ 中解釋變數 y_1 也受 y_2 影響（ y_1 是內生的），因此 OLS 也無法一致估計 α_2 。

- c. Which parameters are “identified,” in the simultaneous equations sense? Explain your reasoning.
Ans.

y_1 和 y_2 各有一條方程式，共有 $M = 2$ 個方程式，因此每個方程式要被識別，至少需要 $M-1 = 1$ 個外生變數被排除。

方程式 (1) 中，外生變數 x_1 和 x_2 都被排除。排除的外生變數數量為 2，大於所需的 $M-1 = 1$ ，因此方程式 (1) “identified”。

方程式 (2) 中，所有外生變數 x_1 和 x_2 都被包含，沒有任何外生變數被排除。排除的外生變數數量為 0，小於所需的 $M-1 = 1$ ，因此方程式 (2) “not identified”。

結論：方程式 (1) 中的參數 α_1 是已識別的，可以一致估計。方程式 (2) 中的參數 $\alpha_2, \beta_1, \beta_2$ 是未識別的，無法一致估計。

- d. To estimate the parameters of the reduced-form equation for y_2 using the method of moments (MOM), which was introduced in Section 10.3, the two moment equations are

$$N^{-1} \sum x_{i1}(y_2 - \pi_1 x_{i1} - \pi_2 x_{i2}) = 0$$

$$N^{-1} \sum x_{i2}(y_2 - \pi_1 x_{i1} - \pi_2 x_{i2}) = 0$$

Explain why these two moment conditions are a valid basis for obtaining consistent estimators of the reduced-form parameters.

Ans.

x_1 和 x_2 是外生的，與模型中的隨機誤差項 v_2 不相關，所以條件期望值為 0： $E(x_{i1}v_{i2} | \mathbf{x}) = E(x_{i2}v_{i2} | \mathbf{x}) = 0$
由 (a)：

$$y_2 = \frac{\beta_1}{1 - \alpha_1 \alpha_2} x_1 + \frac{\beta_2}{1 - \alpha_1 \alpha_2} x_2 + \frac{e_2 + \alpha_2 e_1}{1 - \alpha_1 \alpha_2} = \pi_1 x_1 + \pi_2 x_2 + v_2, \text{ 其中 } v_2 = \frac{e_2 + \alpha_2 e_1}{1 - \alpha_1 \alpha_2}.$$

將 $v_2 = \frac{e_2 + \alpha_2 e_1}{1 - \alpha_1 \alpha_2}$ 代入條件期望值：

$$\begin{aligned} E[x_{ik}v_2 | \mathbf{x}] &= E\left[x_{ik} \cdot \left(\frac{e_2 + \alpha_2 e_1}{1 - \alpha_1 \alpha_2}\right) \middle| \mathbf{x}\right] \\ &= E\left[\frac{1}{1 - \alpha_1 \alpha_2} x_{ik} e_2 \middle| \mathbf{x}\right] + E\left[\frac{\alpha_2}{1 - \alpha_1 \alpha_2} x_{ik} e_1 \middle| \mathbf{x}\right] \\ &= \frac{1}{1 - \alpha_1 \alpha_2} E(x_{ik} e_2 | \mathbf{x}) + \frac{\alpha_2}{1 - \alpha_1 \alpha_2} E(x_{ik} e_1 | \mathbf{x}) \\ &= 0 + 0 = 0 \end{aligned}$$

因為 x_{ik} 是外生的，與 e_1 和 e_2 不相關，所以 $E(x_{ik} e_2 | \mathbf{x}) = 0$ 、 $E(x_{ik} e_1 | \mathbf{x}) = 0$ 。

當樣本量趨於無限大時，這些樣本矩條件會收斂到對應的總體矩條件 $E(x_1 v_2 | \mathbf{x}) = E(x_2 v_2 | \mathbf{x}) = 0$ ，使得矩條件成立，可以正確估計 reduced-form 的參數 π_1, π_2 。

- e. Are the MOM estimators in part (d) the same as the OLS estimators? Form the sum of squared errors function for $y_2 = \pi_1 x_1 + \pi_2 x_2 + v_2$ and find the first derivatives. Set these to zero and show that they are equivalent to the two equations in part (d).

Ans.

reduced-form 方程式： $y_2 = \pi_1 x_1 + \pi_2 x_2 + v_2$

OLS 的目標是最小化誤差平方和 (sum of squared errors)： $S(\pi_1, \pi_2) = \sum_{i=1}^N (y_{2i} - \pi_1 x_{1i} - \pi_2 x_{2i})^2$

對 π_1, π_2 分別取一階導數，並令導數為零以求解：

$$\frac{\partial S}{\partial \pi_1} = -2 \sum_{i=1}^N x_{1i}(y_{2i} - \pi_1 x_{1i} - \pi_2 x_{2i}) = 0 \quad ; \quad \frac{\partial S}{\partial \pi_2} = -2 \sum_{i=1}^N x_{2i}(y_{2i} - \pi_1 x_{1i} - \pi_2 x_{2i}) = 0$$

兩式除以 -2 後，得到的條件如下：

$$\sum_{i=1}^N x_{1i}(y_{2i} - \pi_1 x_{1i} - \pi_2 x_{2i}) = 0 \quad ; \quad \sum_{i=1}^N x_{2i}(y_{2i} - \pi_1 x_{1i} - \pi_2 x_{2i}) = 0$$

比較第 (d) 小題中 method of moments (MOM) 所使用的兩個矩條件，除了常數項 N^{-1} 外，OLS 的一階條件與 MOM 的矩條件完全相同。由於常數項不影響等式為零的條件，因此這兩組條件是等價的。

- f. Using $\sum x_{1i}^2 = 1$, $\sum x_{2i}^2 = 1$, $\sum x_{1i}x_{2i} = 0$, $\sum x_{1i}y_{1i} = 2$, $\sum x_{1i}y_{2i} = 3$, $\sum x_{2i}y_{1i} = 3$, $\sum x_{2i}y_{2i} = 4$, and the two moment conditions in part (d) show that the MOM/OLS estimates of π_1 and π_2 are $\hat{\pi}_1 = 3$ and $\hat{\pi}_2 = 4$.

Ans.

展開第一個條件 $\sum_{i=1}^N x_{1i}(y_{2i} - \pi_1 x_{1i} - \pi_2 x_{2i}) = 0$ ： $\sum x_{1i}y_{2i} - \pi_1 \sum x_{1i}^2 - \pi_2 \sum x_{1i}x_{2i} = 0$

代入數值得： $3 - \hat{\pi}_1 \cdot 1 - \hat{\pi}_2 \cdot 0 = 0$ ，可解出： $\hat{\pi}_1 = 3$

展開第二個條件 $\sum_{i=1}^N x_{2i}(y_{2i} - \pi_1 x_{1i} - \pi_2 x_{2i}) = 0$ ： $\sum x_{2i}y_{2i} - \pi_1 \sum x_{1i}x_{2i} - \pi_2 \sum x_{2i}^2 = 0$

代入數值得： $4 - \hat{\pi}_1 \cdot 0 - \hat{\pi}_2 \cdot 1 = 0$ ，可解出： $\hat{\pi}_2 = 4$

因此，我們得到 MOM (或 OLS) 估計值為： $\hat{\pi}_1 = 3$ 、 $\hat{\pi}_2 = 4$

- g. The fitted value $\hat{y}_2 = \hat{\pi}_1 x_1 + \hat{\pi}_2 x_2$. Explain why we can use the moment condition $\sum \hat{y}_{i2}(y_{i1} - \alpha_1 y_{i2}) = 0$ as a valid basis for consistently estimating α_1 . Obtain the IV estimate of α_1 .

Ans.

結構方程式 $y_1 = \alpha_1 y_2 + e_1$ ，但 y_2 是內生變數 (見 11.1a)，不能直接用 OLS。

不過， $\hat{y}_2 = \hat{\pi}_1 x_1 + \hat{\pi}_2 x_2$ 是 y_2 的外生預測值 (reduced-form 預測值)，僅由 x_1 和 x_2 組成，與 e_1 不相關。因此，可以把 \hat{y}_2 當作工具變數來估計 α_1 。

此時的矩條件為： $\sum_{i=1}^N \hat{y}_{i2}(y_{i1} - \alpha_1 y_{i2}) = 0$ 整理可得： $\sum \hat{y}_{i2}y_{i1} - \alpha_1 \sum \hat{y}_{i2}^2 = 0 \Rightarrow \hat{\alpha}_1 = \frac{\sum \hat{y}_{i2}y_{i1}}{\sum \hat{y}_{i2}^2}$

代入值： $\hat{y}_2 = \hat{\pi}_1 x_1 + \hat{\pi}_2 x_2 = 3x_1 + 4x_2$ ， $\sum x_{1i}y_{1i} = 2$ ， $\sum x_{2i}y_{1i} = 3$ ， $\sum x_{1i}y_{2i} = 3$ ， $\sum x_{2i}y_{2i} = 4$ ，

計算分子： $\sum \hat{y}_{i2}y_{i1} = \sum (3x_{1i} + 4x_{2i})y_{1i} = 3 \sum x_{1i}y_{1i} + 4 \sum x_{2i}y_{1i} = 3 \cdot 2 + 4 \cdot 3 = 18$

計算分母： $\sum \hat{y}_{i2}^2 = \sum (3x_{1i} + 4x_{2i})^2 = 3 \sum x_{1i}^2 + 4 \sum x_{2i}^2 = 3 \cdot 1 + 4 \cdot 1 = 7$

因此，IV 估計量為： $\hat{\alpha}_1 = \frac{\sum \hat{y}_{i2}y_{i1}}{\sum \hat{y}_{i2}^2} = \frac{18}{7} = 2.57$

- h. Find the 2SLS estimate of α_1 by applying OLS to $y_1 = \alpha_1 \hat{y}_2 + e_1^*$. Compare your answer to that in part (g).

Ans.

在一個 沒有截距 的簡單迴歸模型中，OLS 估計量為： $\hat{\alpha}_1 = \frac{\sum x_i y_i}{\sum x_i^2}$

在 2SLS 設定下，將 x 換成 \hat{y}_2 、 y 換成 y_1 ，得到： $\hat{\alpha}_{1,2SLS} = \frac{\sum \hat{y}_{i2} y_{i1}}{\sum \hat{y}_{i2}^2}$

使用 \hat{y}_{i2} 作為工具變量 (instrumental variable, IV)，因為 \hat{y}_{i2} 是由外生變量 x_{i1} 和 x_{i2} 構成的，與模型的誤差無關。這樣可以解決同時方程模型中內生性問題，得到一致的 α_1 估計值。

證明等價性：

目標：證明 $\hat{\alpha}_{1,2SLS} = \frac{\sum \hat{y}_{i2} y_{i1}}{\sum \hat{y}_{i2}^2} = \hat{\alpha}_{1,IV} = \frac{\sum \hat{y}_{i2} y_{i1}}{\sum \hat{y}_{i2} y_{i2}}$ ，因此需證明 $\sum \hat{y}_{i2}^2 = \sum \hat{y}_{i2} y_{i2}$

由於殘差為： $\hat{v}_2 = y_2 - \hat{y}_2 \Rightarrow \hat{y}_2 = y_2 - \hat{v}_2$

代入 $\hat{y}_2 = y_2 - \hat{v}_2$ ，得出 分母： $\sum \hat{y}_{i2}^2 = \sum \hat{y}_{i2}(y_{i2} - \hat{v}_{i2}) = \sum \hat{y}_{i2} y_{i2} - \sum \hat{y}_{i2} \hat{v}_{i2}$

由於 $\sum \hat{y}_{i2} \hat{v}_{i2} = \sum (\hat{\pi}_1 x_{i1} + \hat{\pi}_2 x_{i2}) \hat{v}_{i2} = \hat{\pi}_1 \sum x_{i1} \hat{v}_{i2} + \hat{\pi}_2 \sum x_{i2} \hat{v}_{i2} = 0$

因 OLS 的基本性質：回歸變數 x_{i1}, x_{i2} 與殘差 \hat{v}_{i2} 正交 (即： $\sum x_{i1} \hat{v}_{i2} = 0, \sum x_{i2} \hat{v}_{i2} = 0$)

因此 分母： $\sum \hat{y}_{i2}^2 = \sum \hat{y}_{i2} y_{i2} - \sum \hat{y}_{i2} \hat{v}_{i2} = \sum \hat{y}_{i2} y_{i2} - 0 = \sum \hat{y}_{i2} y_{i2}$

故得證 $\hat{\alpha}_{1,2SLS} = \frac{\sum \hat{y}_{i2} y_{i1}}{\sum \hat{y}_{i2}^2} = \frac{\sum \hat{y}_{i2} y_{i1}}{\sum \hat{y}_{i2} y_{i2}} = \hat{\alpha}_{1,IV}$

可知在給定的模型設定和使用的工具變數下，2SLS和IV方法在數學上是等價的。