

Reduced form : x, y 单个方程

© 陈强,《高级计量经济学及 Stata 应用》课件, 第二版, 2014 年, 高等教育出版社。

Structural Form: General Equilibrium

第 24 章 联立方程模型

24.1 联立方程模型的结构式与简化式

经济理论常常推导出一组相互联系的方程, 其中一个方程的解释变量是另一方程的被解释变量, 这就是联立方程组。

例 农产品市场均衡模型, 由需求函数、供给函数及市场均衡条件组成, 参见第 10 章。

例 简单的宏观经济模型, 参见第 10 章。

即使我们只关心单个方程，但如果该方程包含内生解释变量，则完整的模型仍然是联立方程组。

由 M 个方程构成的联立方程模型的“结构式” (structural form):

$$M \begin{cases} \gamma_{11}y_{t1} + \gamma_{21}y_{t2} + \cdots + \gamma_{M1}y_{tM} + \beta_{11}x_{t1} + \cdots + \beta_{K1}x_{tK} = \varepsilon_{t1} \\ \gamma_{12}y_{t1} + \gamma_{22}y_{t2} + \cdots + \gamma_{M2}y_{tM} + \beta_{12}x_{t1} + \cdots + \beta_{K2}x_{tK} = \varepsilon_{t2} \\ \dots\dots\dots \\ \gamma_{1M}y_{t1} + \gamma_{2M}y_{t2} + \cdots + \gamma_{MM}y_{tM} + \beta_{1M}x_{t1} + \cdots + \beta_{KM}x_{tK} = \varepsilon_{tM} \end{cases}$$

$\{y_{ti}\}$ 为内生变量， $\{x_{tj}\}$ 为外生变量，第一个下标表示第 t 个观测值 ($t=1, \dots, T$)，第二个下标表示第 i 个内生变量 ($i=1, \dots, M$)，或第 j 个外生变量 ($j=1, \dots, K$)。

$$\Gamma: \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \cdots & \gamma_{1M} & \beta_{11} & \cdots & \beta_{1K} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \cdots & \gamma_{2M} & \beta_{21} & \cdots & \beta_{2K} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \gamma_{M1} & \gamma_{M2} & \cdots & \gamma_{MM} & \beta_{M1} & \cdots & \beta_{MK} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t1} \\ y_{t2} \\ \vdots \\ y_{tM} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11} & \cdots & \beta_{1K} \\ \beta_{21} & \cdots & \beta_{2K} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{M1} & \cdots & \beta_{MK} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t1} \\ x_{t2} \\ \vdots \\ x_{tK} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{t1} \\ \varepsilon_{t2} \\ \vdots \\ \varepsilon_{tM} \end{bmatrix}$$

内生变量的系数为 $\{\gamma_{ik}\}$ ，其第一个下标表示它是第 i 个内生变量的系数，而第二个下标表示它在第 k 个方程中($k=1, \dots, M$)。

外生变量的系数为 $\{\beta_{jk}\}$ ，其第一个下标表示它是第 j 个外生变量的系数，而第二个下标表示它在第 k 个方程中。

结构方程的扰动项为 $\{\varepsilon_{tk}\}$ ，其第一个下标表示第 t 个观测值($t=1, \dots, T$)，而第二个下标表示它在第 k 个方程中。

“完整的方程系统” (complete system of equations)要求，内生变量个数等于方程个数 M 。

将上述方程组写成更简洁的“横排”矩阵形式

$$\begin{pmatrix} y_{t1} & y_{t2} & \cdots & y_{tM} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \cdots & \gamma_{1M} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \cdots & \gamma_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \gamma_{M1} & \gamma_{M2} & \cdots & \gamma_{MM} \end{pmatrix} \\
 + \begin{pmatrix} x_{t1} & x_{t2} & \cdots & x_{tK} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \cdots & \beta_{1M} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \cdots & \beta_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{K1} & \beta_{K2} & \cdots & \beta_{KM} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \varepsilon_{t1} & \varepsilon_{t2} & \cdots & \varepsilon_{tM} \end{pmatrix}$$

用矩阵来表示即

$$\begin{matrix} \downarrow & \downarrow \\ \mathbf{y}_t' \mathbf{\Gamma} + \mathbf{x}_t' \mathbf{B} = \varepsilon_t' \end{matrix}$$

其中，系数矩阵 $\mathbf{\Gamma}_{M \times M}$ 与 $\mathbf{B}_{K \times M}$ 的每一列对应于一个方程。

比如，第一个方程为

$$(y_{t1} \quad y_{t2} \quad \cdots \quad y_{tM}) \begin{pmatrix} \gamma_{11} \\ \gamma_{21} \\ \vdots \\ \gamma_{M1} \end{pmatrix} + (x_{t1} \quad x_{t2} \quad \cdots \quad x_{tK}) \begin{pmatrix} \beta_{11} \\ \beta_{21} \\ \vdots \\ \beta_{K1} \end{pmatrix} = \varepsilon_{t1}$$

扰动项 $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ 由第 t 期各方程的扰动项所构成。

假设扰动项 $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ 满足 $\mathbf{E}(\boldsymbol{\varepsilon}_t | \mathbf{x}_t) = \mathbf{0}$ (\mathbf{x}_t 外生)，记其协方差矩阵为，

$$\boldsymbol{\Sigma} \equiv \mathbf{E}(\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t' | \mathbf{x}_t)$$

由于存在内生变量，如果直接用 OLS 估计每一方程，将导致内生性偏差或联立方程偏差，得不到一致估计。

y, x

求解联立方程组：

$$y_t' \Gamma = -x_t' B + \varepsilon_t'$$

假设 Γ 非退化，两边同时右乘 Γ^{-1} ，

$$B \Gamma^{-1} \equiv \pi$$

$$y_t' = -x_t' B \Gamma^{-1} + \varepsilon_t' \Gamma^{-1}$$

$$y_t' = x_t' \Pi + v_t'$$

reduced form.

此方程称为“简化式” (reduced form)。

其系数矩阵为 $\underbrace{\Pi}_{K \times M} \equiv - \underbrace{B}_{K \times M} \underbrace{\Gamma^{-1}}_{M \times M}$ ，扰动项为 $v_t' \equiv \varepsilon_t' \Gamma^{-1}$ ，故 $v_t \equiv \Gamma^{-1'} \varepsilon_t$ 。

π - 级 ✓

简化式扰动项 v_t 仍与外生变量 \mathbf{x}_t 不相关，因为

$$\mathbf{E}(v_t | \mathbf{x}_t) = \mathbf{E}(\mathbf{\Gamma}^{-1'} \boldsymbol{\varepsilon}_t | \mathbf{x}_t) = \mathbf{\Gamma}^{-1'} \mathbf{E}(\boldsymbol{\varepsilon}_t | \mathbf{x}_t) = \mathbf{0}$$

v_t 的协方差矩阵为

$$\boldsymbol{\Omega} \equiv \mathbf{E}(v_t v_t' | \mathbf{x}_t) = \mathbf{E}(\mathbf{\Gamma}^{-1'} \boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t' \mathbf{\Gamma}^{-1} | \mathbf{x}_t) = \mathbf{\Gamma}^{-1'} \mathbf{E}(\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t' | \mathbf{x}_t) \mathbf{\Gamma}^{-1} = \mathbf{\Gamma}^{-1'} \boldsymbol{\Sigma} \mathbf{\Gamma}^{-1}$$

简化式方程的解释变量全部为外生变量 \mathbf{x}_t ，故可用 OLS 得到简化式参数 $\boldsymbol{\Pi}$ 与 $\boldsymbol{\Omega}$ 的一致估计。

但我们最终关心的是结构式参数。

在什么情况下，才能从简化式参数 (Π, Ω) 反推出结构式参数 (Γ, B, Σ) 呢？

这涉及联立方程模型的“识别问题”(problem of identification)。

24.2 联立方程模型的识别

在对模型的总体参数进行估计之前，其参数必须“可识别”(identified)。

如果一个总体参数可识别，则该参数的任意两个不同取值，都会在随机样本中显示出系统差异，即如果样本容量足够大，则应该能够在统计意义上区分这两个不同的参数值。

反之，如果无论多大的样本都区分不开，即由不同参数值的总体产生的观测数据在统计意义上是一样的，则该参数“不可识别”(unidentified)。

例 考虑以下回归模型：

$$y_i = \alpha_1 + \alpha_2 + \beta x_i + \varepsilon_i$$

仅通过样本数据 $\{y_i, x_i\}_{i=1}^n$ 是无法对 α_1 与 α_2 分别进行识别的，但可以识别二者之和 $(\alpha_1 + \alpha_2)$ 。

回到联立方程模型的情形，“可识别”意味着，可以从简化式参数 (Π, Ω) 求出结构式参数 (Γ, B, Σ) 的唯一解(unique solution)。

这两组参数之间的关系如下：

$$\boldsymbol{\Pi} \equiv -\boldsymbol{B}\boldsymbol{\Gamma}^{-1}$$

$$\boldsymbol{\Omega} \equiv \boldsymbol{\Gamma}^{-1'} \boldsymbol{\Sigma} \boldsymbol{\Gamma}^{-1}$$

如果 $\boldsymbol{\Gamma}$ 已知，则可通过 $\boldsymbol{\Pi}$ 与 $\boldsymbol{\Omega}$ 求得 \boldsymbol{B} 与 $\boldsymbol{\Sigma}$ 。但 $\boldsymbol{\Gamma}$ 一般是由未知参数组成的矩阵。

事实上，结构式的参数个数比简化式的参数个数多出 M^2 个。

简化式参数 $(\boldsymbol{\Pi}, \boldsymbol{\Omega})$ 的总个数为 $[K \times M + M(M+1)/2]$ (其中， $\boldsymbol{\Pi}_{K \times M}$ 含 $K \times M$ 个参数，而对称矩阵 $\boldsymbol{\Omega}_{M \times M}$ 含 $M(M+1)/2$ 个参数)；

结构式参数 (Γ, B, Σ) 的总个数为 $\left[\overset{\downarrow}{M^2} + K \times M + M(M+1)/2 \right]$ (其中, $\Gamma_{M \times M}$ 含 M^2 个参数, $B_{K \times M}$ 含 $K \times M$ 个参数, 对称矩阵 Σ 含 $M(M+1)/2$ 个参数)。

一般地, 不可能从 (Π, Ω) 求出 (Γ, B, Σ) 的唯一解。

如不对结构式参数进行约束, 将不可能从简化式参数得到结构式参数的唯一解。

为识别结构方程, 常对结构参数施加如下约束。

(1) 标准化(normalization): 在每个结构方程中, 可以将一个内生变量视为被解释变量, 并将其系数标准化为 1。

(2) 恒等式(identity): 比如, 供需相等的均衡条件、会计恒等式、定义式。恒等式中每个变量的系数均为已知, 不需要识别或估计。

(3) 排斥约束(exclusion restrictions): 在结构方程中排斥某些内生或外生变量, 这相当于对结构矩阵(Γ, \mathbf{B})施以“零约束”(zero restrictions), 即让(Γ, \mathbf{B})中的某些元素为 0。

(4) 线性约束(linear restriction): 比如, 在理论上可以假设生产函数为规模报酬不变(constant returns to scale), 则资本的产出弹性与劳动力的产出弹性之和为 1。

(5) 对扰动项协方差矩阵的约束(restrictions on the disturbance covariance matrix): 比如, 在某些情况下, 可以假设不同方程的扰动项之间不相关。

实践中最重要的约束方法是“排斥变量”(即零约束)。

对于线性约束, 可通过重新定义变量转化为“排斥变量”约束。

究竟需要多少零约束才可以保证结构方程可识别呢?

不失一般性, 考虑第一个结构方程。

假设在第一个方程中, 内生变量 y_1 的系数已被标准化为 1, 另有 M_1 个内生变量也包括在此方程中, 而其余 M_1^* 个内生变量则被排斥在此方程之外, 故 $1 + M_1 + M_1^* = M$ 。

假设第一个方程包含 K_1 个外生变量, 而其余 K_1^* 个外生变量则被排斥在此方程之外, 故 $K_1 + K_1^* = K$ 。

可识别的必要条件为

$$K_1^* \geq M_1$$

称为“阶条件”(order condition), 即结构方程所排斥的外生变量的个数(K_1^*)应大于或等于该方程所包含的内生解释变量的个数(M_1)。

从工具变量法的角度, 被第一个结构方程排斥的所有外生变量都是有效工具变量, 因为根据外生变量的定义, 它们与扰动项不相关(外生性); 而根据简化式, 内生变量可以表示为外生变量的函数, 故它们与内生解释变量相关(相关性)。

在可识别(即秩条件满足)的情况下, 如果恰好 $K_1^* = M_1$, 则称该结构方程“恰好识别”(just identified), 即工具变量个数正好相等内生解释变量的个数。

如果 $K_1^* > M_1$, 则称该结构方程“过度识别”(overidentified), 即工具变量个数大于内生解释变量的个数。