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。

1

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):

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

 $\{y_{ii}\}$ 为内生变量, $\{x_{ij}\}$ 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 $(j=1,\dots,K)$ 。

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 $(k=1,\cdots,M)$ 。

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

$$(y_{t1} \quad y_{t2} \quad \cdots \quad y_{tM}) \begin{pmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \cdots & \gamma_{1M} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \cdots & \gamma_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \gamma_{M1} & \gamma_{M2} & \cdots & \gamma_{MM} \end{pmatrix}$$

$$+(x_{t1} \quad x_{t2} \quad \cdots \quad x_{tK}) \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \cdots & \beta_{1M} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \cdots & \beta_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{K1} & \beta_{K2} & \cdots & \beta_{KM} \end{pmatrix} = (\varepsilon_{t1} \quad \varepsilon_{t2} \quad \cdots \quad \varepsilon_{tM})$$

用矩阵来表示即

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

其中,系数矩阵 $\Gamma_{M\times M}$ 与 $B_{K\times M}$ 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 ε_t 由第t期各方程的扰动项所构成。

假设扰动项 ε_t 满足 $E(\varepsilon_t | x_t) = \mathbf{0}(x_t$ 外生),记其协方差矩阵为,

$$\boldsymbol{\varSigma} \equiv \mathrm{E}(\boldsymbol{\varepsilon}_{t}\boldsymbol{\varepsilon}_{t}' \mid \boldsymbol{x}_{t})$$

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。

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} ,

$$egin{aligned} oldsymbol{y}_t' &= -oldsymbol{x}_t' oldsymbol{B} oldsymbol{\Gamma}^{-1} + oldsymbol{arepsilon}_t' oldsymbol{\Gamma}^{-1} \ oldsymbol{y}_t' &= oldsymbol{x}_t' oldsymbol{\Pi} + oldsymbol{v}_t' \end{aligned}$$

此方程称为"简化式"(reduced form)。

其系数矩阵为
$$\Pi_{K\times M} \equiv -\mathcal{B}_{K\times M} \mathcal{I}_{M\times M}^{-1}$$
,扰动项为 $v_t' \equiv \boldsymbol{\varepsilon}_t' \boldsymbol{\Gamma}^{-1}$,故 $v_t \equiv \boldsymbol{\Gamma}^{-1'} \boldsymbol{\varepsilon}_t$ 。

简化式扰动项 v_t 仍与外生变量 x_t 不相关,因为

$$E(\boldsymbol{v}_{t} \mid \boldsymbol{x}_{t}) = E(\boldsymbol{\Gamma}^{-1'}\boldsymbol{\varepsilon}_{t} \mid \boldsymbol{x}_{t}) = \boldsymbol{\Gamma}^{-1'} E(\boldsymbol{\varepsilon}_{t} \mid \boldsymbol{x}_{t}) = \boldsymbol{0}$$

 v_{ι} 的协方差矩阵为

$$\mathbf{\Omega} \equiv \mathrm{E}(\boldsymbol{v}_t \boldsymbol{v}_t' \mid \boldsymbol{x}_t) = \mathrm{E}(\boldsymbol{\Gamma}^{-1'} \boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t' \boldsymbol{\Gamma}^{-1} \mid \boldsymbol{x}_t) = \boldsymbol{\Gamma}^{-1'} \, \mathrm{E}(\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t' \mid \boldsymbol{x}_t) \boldsymbol{\Gamma}^{-1} = \boldsymbol{\Gamma}^{-1'} \boldsymbol{\Sigma} \boldsymbol{\Gamma}^{-1}$$

简化式方程的解释变量全部为外生变量 x_t ,故可用 OLS 得到简化式参数 Π 与 Ω 的一致估计。

但通常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:

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

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

如果 Γ 已知,则可通过 Π 与 Ω 求得B与 Σ 。但 Γ 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(Π , Ω)的总个数为[$K \times M + M(M+1)/2$](其中, $\Pi_{K \times M}$ 含 $K \times M$ 个参数,而对称矩阵 $\Omega_{M \times M}$ 含M(M+1)/2 个参数);

结构式参数(Γ , B, Σ)的总个数为[$M^2+K\times M+M(M+1)/2$](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 , B)施以"零约束"(zero restrictions),即让(Γ , 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。