

异质性与内生性同行效应模型及Stata应用

王群勇（南开大学数量经济研究所 & 经济行为与政策模拟实验室）

2024年8月20号，南开大学，天津

内容

同行效应

异质性同行效应: snreghnet

内生性同行效应: snregenet



同行效应

linear-in-means model:

$$y_i = \alpha + \gamma x_i + \delta \frac{1}{d_i} \sum_{j \in N_i} x_j + \lambda \frac{1}{d_i} \sum_{j \in N_i} y_j + \epsilon_i$$

其中, d_i 为 i 的邻居数量。

γ : 个体效应 (individual effect)

δ : 情景效应 (contexture effect)

λ : 内生同行效应 (endogenous peer effect)

设 x_i 包含 k 个变量, 模型共包含 $2k + 2$ 个参数。

严格外生: $E(\epsilon_i | x, G) = 0$, 模型中 x 与 G 是外生的。

内生: $E(\epsilon_i | x, G) \neq 0$?

关系矩阵

$$y = \alpha 1 + \gamma x + \delta Gx + \lambda Gy + \epsilon.$$

$$G = \begin{bmatrix} 0 & a_{12} & a_{13} & \cdots & a_{1n} \\ a_{21} & 0 & a_{23} & \cdots & a_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ a_{n1} & a_{n2} & a_{n3} & \cdots & 0 \end{bmatrix}$$

权重矩阵的元素为0或1，表示是否存在连接。

如果权重矩阵做归一化（行和为1），即相当于同行的均值的影响（linear-in-means）。
权重矩阵本身相当于同行的加总的的影响（称之为Linear-in-sums模型）。

权重矩阵的不同的规范化得到不同的结果，具有不同的含义。比如，吸烟行为的同行效应。个体*i*有一个朋友，每天吸10支烟。个体*j*有两个朋友，每个朋友每天吸10支烟。

其他统计量 (linear-in-*)

可以采用其他指标（中位数、标准差、最小值、最大值、分位数等）：

$$y = \alpha_1 + \gamma x + \delta s(G, x) + \lambda s(G, y) + \epsilon.$$

其中, $s(G, x)$, $s(G, y)$ 表示 x 和 y 的统计指标（标准差、最大值、最小值、分位数等）。

同行效应

模型

$$y = \alpha \mathbf{1} + \gamma x + \lambda G y + \epsilon, \quad (1)$$

$$y = (I - \lambda G)^{-1} (\alpha + \gamma x + \epsilon).$$

$$E(y|x) = \alpha (I - \lambda G)^{-1} \mathbf{1} + \gamma (I - \lambda G)^{-1} x,$$

令 $C_k = \gamma_k (I - \lambda G)^{-1}$, C_{ij} 体现个体 j 的 x_k 对个体 i 的 $E(y|x)$ 的边际效应;

第 i 行体现其他个体对个体 i 的边际影响, 第 j 列体现个体 j 对其他个体的边际影响。 i 行的均值体现其他个体对个体 i 的平均边际效应, j 列的均值体现个体 j 对其他个体的平均边际效应。

C_k 的非对角线元素的均值即为 x_k 的平均间接效应。

当权重矩阵的行 (列) 和为1时, C_k 的各行 (列) 之和为常数。

同行效应的工具变量估计

由 $(I - \lambda G)^{-1} = I + \lambda G + \lambda^2 G^2 + \dots$, 可得,

$$\begin{aligned} E(y|x) &= \alpha(I - \lambda G)^{-1}1 + \gamma(I - \lambda G)^{-1}x \\ &= \tilde{\alpha}1 + \tilde{\gamma}_0x + \tilde{\gamma}_1Gx + \tilde{\gamma}_2G^2x + \tilde{\gamma}_3G^3x + \dots \end{aligned}$$

因此, (Gx, G^2x, G^3x, \dots) 是 Gy 的合适的工具变量。 G^kx 表示 k 阶同行的 x 的均值。

类似地, 对于模型

$$y = \alpha 1 + \gamma x + \delta Gx + \lambda Gy + \epsilon, \quad (2)$$

$$E(y|x) = \tilde{\alpha}1 + \tilde{\gamma}_0x + \tilde{\gamma}_1Gx + \tilde{\gamma}_2G^2x + \tilde{\gamma}_3G^3x + \dots$$

因此, (G^2x, G^3x, \dots) 是 Gy 的合适的工具变量。 G^kx 表示 k 阶同行的 x 的均值。

定理: 设网络 G 是连接的, 且 $\delta + \gamma\lambda \neq 0$, 那么模型 (1) 是可识别的当且仅当 (I, G, G^2) 线性独立。 模型 (2) 是可识别的当且仅当 (I, G, G^2, G^3) 线性独立。

极大似然估计

其它有效的工具变量：二阶同行的 x 的和（或方差等统计量）。

极大似然估计：

$$\ln(L) = -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \ln |\Omega| - \frac{1}{2} \epsilon' \Omega^{-1} \epsilon.$$

其中， $\Omega = \sigma^2 (I - \lambda G)^{-1} (I - \lambda G')^{-1}$.

只有外生变量的加权均值的情况，可以直接用OLS估计：

$$y = \alpha 1 + \gamma x + \delta Gx + \epsilon.$$

内容

同行效应

异质性同行效应: snreghnet

内生性同行效应: snregenet



异质性同行效应

Beugnot et al. (2019), (Bramoullé 2013; Arduini et al. 2019a,b):

- 男性与女性对其他人的影响不同;
- 受到男同行的影响与女同行的影响不一样。

异质性同行效应 (BP模型)

设 $\Lambda = \text{diag}(\lambda_0 + \lambda_1 z_i)$ 表示由向量构成的对角矩阵，第一种形式 (列异质性)

$$y = \alpha [I - \Lambda G]^{-1} \mathbf{1} + \gamma x + \epsilon.$$

其中， ΛG 是将向量 $(\lambda_0 + \lambda_1 z_i)$ 分别与 G 的每一列进行元素相乘。 λ_1 衡量了个体对同行的外溢效应的大小。 λ_1 越大，表明个体对同行的影响越大 (或者对同行越有用)。

第二种形式 (行异质性)

$$y = \alpha [I - G\Lambda]^{-1} \mathbf{1} + \gamma x + \epsilon.$$

其中， $G\Lambda$ 是将向量 $(\lambda_0 + \lambda_1 z_i)$ 分别与 G 的每一行进行元素相乘。 λ_1 衡量了个体受到同行的影响， λ_1 越高，表明个体越容易受到同行的影响 (或者越能充分利用同行效应)。

如果 $\lambda = 0$ ，模型退化为同质模型。

异质性同行效应 (BLP模型)

列异质性:

$$y = (I - \Lambda G)^{-1}(\alpha + \gamma x + \epsilon).$$

行异质性:

$$y = (I - G\Lambda)^{-1}(\alpha + \gamma x + \epsilon).$$

附：集中对数似然函数

线性回归模型：

$$y = x\beta + u, \epsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n).$$

y_i 的似然函数（概率密度函数）为：

$$f(y_i | \beta, \sigma^2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{(y_i - x_i\beta)'(y_i - x_i\beta)}{2\sigma^2}\right).$$

(y_1, \dots, y_n) 的对数似然函数为：

$$\ln f(y | \beta, \sigma^2) = -\frac{n}{2} \ln(2\pi\sigma^2) - \frac{(y - x\beta)'(y - x\beta)}{2\sigma^2}.$$

将 $\sigma^2 = \epsilon'\epsilon/n$ 带入,可得：

$$\ln f(y | \beta) = -\frac{n}{2} \ln\left(2\pi \frac{\epsilon'\epsilon}{n}\right) - \frac{\epsilon'\epsilon}{2\epsilon'\epsilon/n} = -\frac{n}{2} \ln(2\pi + 1) - \frac{n}{2} \ln(\sigma^2).$$

ML估计

一般的空间回归模型:

$$y = x\beta + W_x x\gamma + \lambda W_y y + u = X_a \xi + \lambda W_y y + u$$
$$u = \rho W_u u + \epsilon, \epsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n).$$

其中, $X_a = (x, W_x x)$, $\xi = (\beta', \gamma')'$.

简化模型为:

$$y = (I_n - \lambda W_y)^{-1} X_a \xi + (I_n - \lambda W_y)^{-1} (I_n - \rho W_u)^{-1} \epsilon.$$

$\epsilon = (I_n - \rho W_u)[(I_n - \lambda W_y)y - X_a \xi]$, 似然函数为:

$$\ln f(y|\xi, \lambda, \rho, \sigma^2) = -\frac{n}{2} - \frac{n}{2} \ln(\sigma^2) + \ln |I_n - \lambda W_y| + \ln |I_n - \rho W_u| - \frac{1}{2\sigma^2} \epsilon' \epsilon$$

ML估计

如果已知 (λ, ρ) ,

$$(I_n - \rho W_u)(I_n - \lambda W_y)y = (I_n - \rho W_u)X_a\xi + \epsilon,$$

给定 (λ, ρ) , ξ 的ML估计量为

$$\hat{\xi} = [X_a'(I_n - \rho W_u)'(I_n - \rho W_u)X_a]^{-1} X_a'(I_n - \rho W_u)'(I_n - \rho W_u)y,$$
$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\epsilon'\epsilon}{n},$$

将其带入似然函数, 得到集中对数似然函数,

$$\ln f_c(y|\lambda, \rho) = -\frac{n}{2}[\ln(2\pi) + 1] - \frac{n}{2}\ln(\sigma^2(\lambda, \rho)) + \ln |I_n - \lambda W_y| + \ln |I_n - \rho W_u|.$$

对 $\ln f_c$ 求极值, 得到 $(\hat{\lambda}, \hat{\rho})$, 进而得到 $(\hat{\xi}, \hat{\rho})$.

利用格点搜索法设置 (λ, ρ) 的初始值。

SAR的ML估计

对于SAR模型, 给定 λ, ξ 的ML估计量为

$$\hat{\xi} = (X_a' X_a)^{-1} X_a' (I_n - \lambda W_y) y$$
$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} [(I_n - \lambda W_y) y - X_a \hat{\xi}(\lambda, \rho)]' [(I_n - \lambda W_y) y - X_a \hat{\xi}(\lambda, \rho)]$$

将其带入似然函数, 得到集中对数似然函数,

$$\ln f_c(y|\lambda, \rho) = -\frac{n}{2} [\ln(2\pi) + 1] - \frac{n}{2} \ln(\sigma^2(\lambda)) + \ln |I_n - \lambda W_y|.$$

对 $\ln f_c$ 求极值, 得到 $\hat{\lambda}$, 进而得到 $\hat{\xi}$.

利用格点搜索法设置 λ 的初始值。

存在孤点情况下的SAR估计

如果存在部分孤点, 设SAR的 $W_y = G$, 可以分解为

$$G = \begin{pmatrix} G_1 & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix}, (I - \lambda G)^{-1} = \begin{pmatrix} (I - \lambda G_1)^{-1} & 0 \\ 0 & I \end{pmatrix}.$$

设对应的样本量分别为 (n_1, n_0) , 残差分别为 (ϵ_1, ϵ_0) , 似然函数为 (n_1, n_0) 两部分的似然函数之和,

$$\begin{aligned} \ln(L) = & -\frac{n_1}{2} [\ln(2\pi) + 1] - \frac{n_1}{2} \ln(\sigma^2(\lambda)) + \ln |I_{n_1} - \lambda G_1| \\ & - \frac{n_0}{2} [\ln(2\pi) + 1] - \frac{n_0}{2} \ln(\sigma^2). \end{aligned}$$



异质性同行效应模型: Stata

```
snreghnet varlist [if] [in] , [ rowx (varname) colx (varname) wmata (matrix)  
vce (string) bs (50) vbias (varname) nolog level (95) ]
```


