

动态面板回归

——基于GMM估计方法

报告人：冷学琪

武汉大学经济与管理学院

2019年10月31日

主要内容

- 动态面板回归模型
- GMM估计方法
 - 差分GMM
 - 水平GMM
 - 系统GMM
- 示例（Stata演示）
- GMM估计原理

1. 动态面板回归模型

1.1 动态面板基本形式

- 固定效应和双重差分估计假设

$$E(Y_{0it} | \alpha_i, X_{it}, D_{it}) = E(Y_{0it} | \alpha_i, X_{it})$$

重要的遗漏变量不随时间变化

- 动态面板回归模型基本形式

$$E(Y_{0it} | Y_{it-h}, \alpha_i, X_{it}, D_{it}) = E(Y_{0it} | Y_{it-h}, \alpha_i, X_{it})$$

$$Y_{it} = \alpha_i + \mu_t + \theta Y_{it-h} + \delta D_{it} + X'_{it}\beta + \varepsilon_{it}$$

其中 α_i 是个体固定效应， μ_t 是时间固定效应， Y_{it-h} 表示滞后多期的解释变量（向量）， ε_{it} 表示残差且与所有回归变量（ Y_{it-1} 和 X_{it} ）无当期相关性。

1.2 动态面板的问题

■ 差分消除固定效应

$$\Delta Y_{it} = \underbrace{\Delta Y_{it-1} + \Delta \mu_t + \delta \Delta D_{it} + \Delta X_{it}' \beta + \Delta \varepsilon_{it}}_{\text{相关性}}$$

解释： $\Delta Y_{it-1} = Y_{it-1} - Y_{it-2}$ ， $\Delta \varepsilon_{it} = \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}$ ，由于 Y_{it-1} 与 ε_{it-1} 相关， $\text{cov}(\Delta Y_{it-1}, \Delta \varepsilon_{it}) \neq 0$

- ### ■ 当面板回归具有动态特征时，静态面板的简单变换方法无法消除固定效应影响，因而OLS估计不可行，考虑引入相应的工具变量。

2. GMM估计方法

2.1 解决思路：滞后项作为工具变量

- 原理： Y_{it-2} 作为 ΔY_{it-1} 的工具变量，然后进行2SLS估计(Anderson & Hsiao (1981))
- 假设： $\{\varepsilon_{it}\}$ 不存在自相关
- 解释： Y_{it-2} 与 ΔY_{it-1} 相关，由于但与 $\Delta \varepsilon_{it}$ 无关
- 问题： $\{Y_{it-3}, Y_{it-4}, \dots\}$ 都是有效的工具变量，但是却未加利用，使得Anderson - Hsiao 估计量不是最有效率的估计量。

2.2 差分GMM

- 原理：所有滞后变量作为工具变量，采用GMM估计 (Arellano & Bond (1991))
 - 由于这一方法的基础是对差分方程进行估计，故称为差分GMM，文献中也大量引用“AB方法”这一名称。
- 假设： $\{\varepsilon_{it}\}$ 不存在自相关
- 优点：大幅度提高估计效率

2.3 差分GMM 的问题

■ 弱工具变量问题

□ 滞后越多期, Y_{it-n} 与 ΔY_{it-1} 相关性越弱。

□ 若 $\{Y_{it}\}$ 有较强持续性 (一阶自回归系数接近于1), Y_{it-2} 与 $\Delta Y_{it-1} = Y_{it-1} - Y_{it-2}$ 相关性较弱。

■ 过度识别问题

■ 差分带来的问题

□ 纯粹的截面作用 α_i 无法估计。

□ 降低信噪比 \rightarrow 水平值时间、截面差异的信息都被弱化。

2.4 水平GMM

- 原理： $\{\Delta Y_{it-1}, \Delta Y_{it-2}, \dots\}$ 作为工具变量对水平方程进行GMM估计。(Arrelano & Bover (1995))

- 水平方程：

$$Y_{it} = \alpha_i + \mu_t + \theta Y_{it-h} + \delta D_{it} + X_{it}'\beta + \varepsilon_{it}$$

- 假设： $\{\varepsilon_{it}\}$ 不存在自相关； $\{\Delta Y_{it-1}, \Delta Y_{it-2}, \dots\}$ 与个体效应 α_i 不相关
- 解释： $\{\Delta Y_{it-1}, \Delta Y_{it-2}, \dots\}$ 与 Y_{it-1} 相关； 如果 $\{\varepsilon_{it}\}$ 不存在自相关， 则 $E(\Delta Y_{it-s} \cdot \varepsilon_{it}) = 0$ 。

$$E(\Delta Y_{it-s} \cdot \varepsilon_{it}) = E(Y_{it-s} \cdot \varepsilon_{it}) - E(Y_{it-s-1} \cdot \varepsilon_{it}) = 0$$

2.5 系统GMM

- 原理：结合差分GMM和水平GMM，将差分方程和水平方程作为一个方程系统，进行GMM估计。
- 假设：与水平GMM 相同
- 优点：
 - 提高估计效率
 - 估计不随时间变化的变量 α_i 的系数
 - 当样本自相关性比较高时，系统GMM的有限样本偏差要比差分GMM好。
- 缺点：当 $\{\Delta Y_{it-1}, \Delta Y_{it-2}, \dots\}$ 与个体效应 α_i 相关时，无法使用这一模型。

2.6 模型设定检验

- 检验残差项 ε_{it} 的自相关性
 - 假设要求 ε_{it} 无自相关，所以 $\Delta\varepsilon_{it}$ 不会具有2阶以上自相关
- 过度识别检验 → Sargan检验
 - 原假设为不存在过度识别
 - 当拒绝原假设时（p-值较小），需要考虑缩减工具变量的数量；或者是增多被解释变量滞后期的设定。

2.7 解释变量设定

- 前面假设的是解释变量 X_{it} 完全外生：与 ε_{it} 及其滞后项均无相关性。
- 假设放松：允许存在前定变量（predetermined variable）和内生变量（endogenous variable）
- 前定变量： ω_{it} 与 ε_{it} 不相关，但是与 ε_{it-1} 及更高阶滞后相关。
- 内生变量： ω_{it} 与 ε_{it} 相关及更高阶滞后相关
- Question?

如何判断一个经济模型中的前定变量，内生变量和外生变量？

3. 示例演示

用STATA实现

3.1 数据来源及变量选择

- 数据：来自于Panel Study of Income Dynamics (PSID)，包含了595名美国工人1976-1982年有关工资 ($n=595$, $T=7$ 的短面板)
- 被解释变量：lwage (工资对数)
- 解释变量：
 - 外生变量：occ (是否是蓝领工人) south (是否在南方) smsa (是否在大城市) ind (是否在制造业)
 - 前定变量：wks (weeks worked, 已工作周数)
 - 内生变量：ms (婚否) union (是否由工会合同确定工资)
 - 不随时间变化的变量：ed (教育年限) fem (是否女性) blk (是否是黑人) 由于对原有模型进行了差分处理，这些变量将无法估计，故不包括在模型中。

3.2 模型设定

■ 动态面板模型:

$$lwage_{it} = \alpha + \rho_1 \underbrace{lwage_{it-1}}_{\text{被解释变量滞后项}} + \rho_2 \underbrace{lwage_{it-2}}_{\text{被解释变量滞后项}} +$$

$$\beta_1 \underbrace{occ_{it}}_{\text{外生变量}} + \beta_2 \underbrace{south_{it}}_{\text{外生变量}} + \beta_3 \underbrace{smsa_{it}}_{\text{外生变量}} + \beta_4 \underbrace{ind_{it}}_{\text{外生变量}} +$$

$$\beta_5 \underbrace{wks_{it}}_{\text{前定变量}} + \beta_6 \underbrace{wks_{it-1}}_{\text{前定变量}} +$$

$$\beta_7 \underbrace{ms_{it}}_{\text{内生变量}} + \beta_8 \underbrace{union_{it}}_{\text{内生变量}} + u_i + \varepsilon_{it}$$

4. GMM估计原理

4.1 GMM使用情景

- 球形扰动项假定下，2SLS是最有效率的。扰动项存在异方差或自相关，广义矩估计（Generalized Method of Moments，简记GMM）更有效。

- 总体矩条件

$$E(g_i) = E(z_i \varepsilon_i) = 0$$

- 样本矩条件

$$g_n(\hat{\beta}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_i (y_i - x_i' \hat{\beta}) = 0$$

未知数 $\hat{\beta}$ 共有K个，方程个数有L个（ z_i 的维度）

$L < K$ ，不可识别； $L = K$ ，恰好识别，有唯一解 $\hat{\beta}_{IV}$ ；

$L > K$ ，过度识别， $\hat{\beta}$ 无解，传统的矩估计法无法求出。

4.2 GMM估计原理

- 利用“权重矩阵” W 来构造二次型
 - \hat{W} 是 $L \times L$ 维对称正定矩阵， $\text{plim}_{n \rightarrow \infty} \hat{W} = W$ ， W 为非随机的对称正定矩阵。

- 最小化目标函数

$$\min_{\hat{\beta}} J(\hat{\beta}, \hat{W}) = n(g_n(\hat{\beta}))' \hat{W} (g_n(\hat{\beta}))$$
$$\hat{\beta}_{GMM}(\hat{W}) = \underset{\hat{\beta}}{\text{argmin}} J(\hat{\beta}, \hat{W})$$

- 最小化问题的解（求解过程略）

$$\hat{\beta}_{GMM}(\hat{W}) = (S'_{ZX} \hat{W} S_{ZX})^{-1} S'_{ZX} \hat{W} S_{Zy}$$

$$\text{其中， } S_{ZX} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_i x'_i, \quad S_{Zy} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_i y_i$$

- 恰好识别下， S_{ZX} 为方阵，GMM还原为工具变量法。

4.3 两步最优GMM估计和迭代法

■ 最优GMM

$\hat{W} = \hat{S}^{-1}$ 是使 $Avar(\hat{\beta}_{GMM})$ 最小化的最优权重矩阵，

使用 \hat{S}^{-1} 为权重矩阵的GMM估计量为“最优GMM”

■ 估计步骤

□ 使用2SLS，得到残差，计算 $\hat{S} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (e_i)^2 z_i z_i'$

□ 最小化 $J(\hat{\beta}, \hat{S}^{-1})$ ，得到 $\hat{\beta}_{GMM}(\hat{S}^{-1})$

■ 迭代法（实操中常用）

用第二步所得到的残差再来计算 \hat{S} ，然后再来计算

$\hat{\beta}_{GMM}(\hat{S}^{-1})$ ，直到估计值收敛。