

微观计量经济学

第一次上机课：面板数据方法

赵震宇

xishanyu2.github.io

概览

- 1 本章概要
- 2 数据案例：工资方程
- 3 固定效应估计
- 4 组间估计
- 5 随机效应估计
- 6 一阶差分估计
- 7 面板 GMM
- 8 线性动态面板

目录

- 1 本章概要
- 2 数据案例：工资方程
- 3 固定效应估计
- 4 组间估计
- 5 随机效应估计
- 6 一阶差分估计
- 7 面板 GMM
- 8 线性动态面板

面板数据

- 面板数据是对个体 i 在时间 t 上的重复观测： $\{y_{it}, \mathbf{x}_{it}\}$, $i = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, T$.
- 考虑**短面板**的基本**线性**模型。
- 主要问题：如何处理不可观测的个体异质性（固定效应/随机效应）。

Cross Sectional Data



×

Time Series Data



= Panel Data



知乎@包寒吴霜

面板数据

$$y_{it} = \mathbf{x}'_{it}\beta + u_{it}$$

对给定 i 堆叠所有年份：

$$\mathbf{y}_i = \mathbf{X}_i\beta + \mathbf{u}_i, \quad \mathbf{y}_i = \begin{pmatrix} y_{i1} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{pmatrix}, \quad \mathbf{X}_i = \begin{pmatrix} \mathbf{x}'_{i1} \\ \vdots \\ \mathbf{x}'_{iT} \end{pmatrix}, \quad \mathbf{u}_i = \begin{pmatrix} u_{i1} \\ \vdots \\ u_{iT} \end{pmatrix}$$

面板数据

再对所有个体堆叠：

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}, \quad \mathbf{y} = \begin{pmatrix} \mathbf{y}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{y}_T \end{pmatrix}, \quad \mathbf{X} = \begin{pmatrix} \mathbf{X}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{X}_T \end{pmatrix}, \quad \mathbf{u} = \begin{pmatrix} \mathbf{u}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{u}_T \end{pmatrix}$$

三种等价表示：

$$\hat{\beta}_{OLS} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y} = \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{X}'_i \mathbf{X}_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{X}'_i \mathbf{y}_i = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it} \mathbf{x}'_{it} \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it} y_{it}$$

基本短面板模型

混合 (Pooled) 模型:

$$y_{it} = \alpha + \mathbf{x}_{it}'\beta + u_{it}$$

双向固定效应模型:

$$y_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \mathbf{x}_{it}'\beta + \epsilon_{it}$$

个体效应模型:

$$y_{it} = \alpha_i + \mathbf{x}_{it}'\beta + \epsilon_{it}$$

随机系数模型 (允许斜率随 i 变化):

$$y_{it} = \alpha_i + \mathbf{x}_{it}'\beta_i + \epsilon_{it}$$

固定效应与随机效应模型

$$y_{it} = \mathbf{x}_{it}'\beta + (\alpha_i + \epsilon_{it})$$

固定效应 (FE):

- α_i 是随机变量, 可能与 $\mathbf{x}_{it}$ 相关; 因此 $\mathbf{x}_{it}$ 可能内生 (相对于 α_i , 但不相对于 ϵ_{it});
- 例如教育 x_{it} 与时间不变能力 α_i 相关;
- 混合 OLS、混合 GLS、RE 对 β 不一致; 组内 (FE) 与一阶差分 (FD) 估计量一致。

随机效应 (RE):

- α_i 纯随机 (通常 iid $(0, \sigma_\alpha^2)$), 与 $\mathbf{x}_{it}$ 无关; 因此 $\mathbf{x}_{it}$ 外生;
- 所有估计量对 β 一致。

Stata 命令

Table 8.1. Summary of `xt` commands

Data summary	<code>xtset</code> ; <code>xtdescribe</code> ; <code>xtsum</code> ; <code>xtdata</code> ; <code>xtline</code> ; <code>xttab</code> ; <code>xttrans</code>
Pooled OLS	<code>regress</code>
Pooled FGLS	<code>xtgee, family(gaussian)</code> ; <code>xtgls</code> ; <code>xtpcse</code>
Random effects	<code>xtreg, re</code> ; <code>xtregar, re</code>
Fixed effects	<code>xtreg, fe</code> ; <code>xtregar, fe</code>
Random slopes	<code>xtmixed</code> ; <code>xtrc</code>
First-differences	<code>regress</code> (with differenced data)
Static IV	<code>xtivreg</code> ; <code>xthtaylor</code>
Dynamic IV	<code>xtabond</code> ; <code>xtdpdsys</code> ; <code>xtdpd</code>

目录

- 1 本章概要
- 2 数据案例：工资方程
- 3 固定效应估计
- 4 组间估计
- 5 随机效应估计
- 6 一阶差分估计
- 7 面板 GMM
- 8 线性动态面板

工资数据

数据为 PSID 1976–82 年 595 个个体的工资数据，平衡面板。

- 来源：Baltagi & Khanti-Akom (1990)；
- 目标：估计教育对工资的因果效应；
- 复杂性：数据中教育是时间不变的。

```
use mus08psidextract.dta, clear
```

`describe`、`summarize`、`tabulate` 会混淆截面与时间序列变异。

```
xtset id t
```

`xtset` 定义个体标识与时间标识，之后可使用面板命令与部分时间序列算子。

目录

- 1 本章概要
- 2 数据案例：工资方程
- 3 固定效应估计**
- 4 组间估计
- 5 随机效应估计
- 6 一阶差分估计
- 7 面板 GMM
- 8 线性动态面板

固定效应模型

均值差分消去 α_i :

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha_i + \mathbf{x}_{it}'\beta + \epsilon_{it} \\ \Rightarrow \bar{y}_i &= \alpha_i + \bar{\mathbf{x}}_i'\beta + \bar{\epsilon}_i \\ \Rightarrow (y_{it} - \bar{y}_i) &= (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)'\beta + (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i) \end{aligned}$$

组内或固定效应估计量是 $(y_{it} - \bar{y}_i)$ 对 $(\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)$ 的 OLS。

- 效率损失：只使用组内变异；
- 任何时间不变回归元的系数无法识别 ($x_{it} = \bar{x}_i$)；
- Stata 命令：xtreg, fe

固定效应估计工资方程

```
xtreg lwage exp exp2 wks ed, fe robust
```

note: **ed** omitted because of collinearity.

Fixed-effects (within) regression
Group variable: **id**

Number of obs = **4,165**
Number of groups = **595**

R-squared:

Within = **0.6566**
Between = **0.0276**
Overall = **0.0476**

Obs per group:

min = **7**
avg = **7.0**
max = **7**

corr(u_i, Xb) = **-0.9107**

F(3, 594) = **1059.72**
Prob > F = **0.0000**

(Std. err. adjusted for **595** clusters in **id**)

lwage	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
exp	.1137879	.0040289	28.24	0.000	.1058753	.1217004
exp2	-.0004244	.0000822	-5.16	0.000	-.0005858	-.0002629
wks	.0008359	.0008697	0.96	0.337	-.0008721	.0025439
ed	(omitted)					
_cons	4.596396	.0600887	76.49	0.000	4.478384	4.714408
sigma_u	1.0362039					
sigma_e	.15220316					
rho	.97888036	(fraction of variance due to u_i)				

固定效应的其它计算方式

最小二乘虚拟变量 (LSDV) 对每个个体设一个虚拟变量:

$$y_{it} = \sum_{j=1}^N \alpha_j d_{ji,t} + \mathbf{x}'_{it} \beta + \epsilon_{it}$$

```
areg lwage exp exp2 wks ed, absorb(id) vce(cluster id)
```

```
xi: regress lwage exp exp2 wks ed i.id, vce(cluster id)
```

```
reghdfe lwage exp exp2 wks ed, absorb(id) vce(cluster id)
```

Mundlak 模型

Mundlak 假设固定效应满足：

$$\alpha_i = \bar{\mathbf{x}}_i' \pi + e$$

因此将 y_{it} 对截距、 $\mathbf{x}_{it}$ 和 $\bar{\mathbf{x}}_i$ 做 OLS，得到的 β 估计与 FE 估计量相同。

```
global xlist exp exp2 wks ed
sort id
foreach x of varlist $xlist {
    by id: egen mean`x' = mean(`x')
}
regress lwage exp exp2 wks ed mean*, robust
```

目录

- 1 本章概要
- 2 数据案例：工资方程
- 3 固定效应估计
- 4 组间估计**
- 5 随机效应估计
- 6 一阶差分估计
- 7 面板 GMM
- 8 线性动态面板

组间估计

组间估计量是 $\bar{y}_i$ 对截距和 $\bar{\mathbf{x}}_i$ 的 OLS。

```
xtreg lwage exp exp2 wks ed, be
```

```

Between regression (regression on group means)   Number of obs   =    4,165
Group variable: id                               Number of groups =    595

R-squared:                                       Obs per group:
  Within = 0.1357                                min =          7
  Between = 0.3264                               avg =         7.0
  Overall = 0.2723                               max =          7

sd(u_i + avg(e_i.)) = .324656                   F(4,590)         =    71.48
                                                Prob > F          =    0.0000

```

lwage	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
exp	.038153	.0056967	6.70	0.000	.0269647	.0493412
exp2	-.0006313	.0001257	-5.02	0.000	-.0008781	-.0003844
wks	.0130903	.0040659	3.22	0.001	.0051048	.0210757
ed	.0737838	.0048985	15.06	0.000	.0641632	.0834044
_cons	4.683039	.2100989	22.29	0.000	4.270407	5.095672

目录

- 1 本章概要
- 2 数据案例：工资方程
- 3 固定效应估计
- 4 组间估计
- 5 随机效应估计**
- 6 一阶差分估计
- 7 面板 GMM
- 8 线性动态面板

随机效应模型

随机效应估计量是 RE 模型的 FGLS 。

$$\alpha_i \sim \text{i.i.d.}[\alpha, \sigma_\alpha^2]$$

$$\epsilon_{it} \sim \text{i.i.d.}[0, \sigma_\epsilon^2]$$

$$\text{Var}[\alpha_i + \epsilon_{it}] = \sigma_\alpha^2 + \sigma_\epsilon^2,$$

$$\text{Cov}[\alpha_i + \epsilon_{it}, \alpha_i + \epsilon_{is}] = \sigma_\alpha^2, \quad s \neq t$$

$$\text{Corr}[\alpha_i + \epsilon_{it}, \alpha_i + \epsilon_{is}] = \frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_\alpha^2 + \sigma_\epsilon^2}, \quad s \neq t$$

随机效应模型

FGLS 等价于变换模型上的 OLS:

$$(y_{it} - \hat{\theta}_i \bar{y}_i) = (\mathbf{x}_{it} - \hat{\theta}_i \bar{\mathbf{x}}_i)' \beta + e$$

$$\hat{\theta}_i = 1 - \sqrt{\frac{\sigma_\epsilon^2}{T_i \sigma_\alpha^2 + \sigma_\epsilon^2}}$$

- Stata 命令: `xtreg, re`
- 可加选项 `theta`, 下例中:

$$\hat{\theta} = 1 - \sqrt{\frac{0.152^2}{7 \times 0.319^2 + 0.152^2}} \approx 0.82$$

随机效应估计工资方程

```
xtreg lwage exp exp2 wks ed, re robust theta
```

```
Random-effects GLS regression              Number of obs   =    4,165
Group variable: id                        Number of groups =     595

R-squared:                                Obs per group:
    Within = 0.6340                        min =          7
    Between = 0.1716                      avg =         7.0
    Overall = 0.1830                      max =          7

corr(u_i, X) = 0 (assumed)                Wald chi2(4)     =   1598.50
theta         = .82280511                  Prob > chi2      =    0.0000
```

(Std. err. adjusted for 595 clusters in id)

lwage	Coefficient	Robust std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
exp	.0888609	.0039992	22.22	0.000	.0810227	.0966992
exp2	-.0007726	.0000896	-8.62	0.000	-.0009481	-.000597
wks	.0009658	.0009259	1.04	0.297	-.000849	.0027806
ed	.1117099	.0083954	13.31	0.000	.0952552	.1281647
_cons	3.829366	.1333931	28.71	0.000	3.567921	4.090812
sigma_u	.31951859					
sigma_e	.15220316					
rho	.81505521	(fraction of variance due to u_i)				

Hausman 检验

Hausman 检验比较两个估计量 $\hat{\theta}$ 和 $\tilde{\theta}$:

$$H_0 : \text{plim}(\hat{\theta} - \tilde{\theta}) = 0 \quad \text{vs.} \quad H_a : \text{plim}(\hat{\theta} - \tilde{\theta}) \neq 0$$

例如: OLS 与 2SLS (可能内生回归元); RE 与 FE (可能存在固定效应)。

在 H_0 下,

$$(\hat{\theta} - \tilde{\theta}) \sim \mathcal{N}(0, V[\hat{\theta} - \tilde{\theta}])$$

构造 χ^2 统计量:

$$H = (\hat{\theta} - \tilde{\theta})' [V(\hat{\theta} - \tilde{\theta})]^{-1} (\hat{\theta} - \tilde{\theta})$$

若 H 大于临界值则拒绝 H_0 。

目录

- 1 本章概要
- 2 数据案例：工资方程
- 3 固定效应估计
- 4 组间估计
- 5 随机效应估计
- 6 一阶差分估计**
- 7 面板 GMM
- 8 线性动态面板

一阶差分估计

一阶差分消去 α_i :

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha_i + \mathbf{x}'_{it}\beta + \epsilon_{it} \\ y_{i,t-1} &= \alpha_i + \mathbf{x}'_{i,t-1}\beta + \epsilon_{i,t-1} \\ \Rightarrow (y_{it} - y_{i,t-1}) &= (\mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1})'\beta + (\epsilon_{it} - \epsilon_{i,t-1}) \end{aligned}$$

一阶差分估计量是 Δy_{it} 对 $\Delta \mathbf{x}_{it}$ 的 OLS。

- 任何时间不变回归元的系数无法识别 ($x_{it} = x_{i,t-1}$)。
- 若 ϵ_{it} 为 iid $(0, \sigma_\epsilon^2)$, FE 有效;
- 若 $\epsilon_{it} = \epsilon_{i,t-1} + v_{it}$ 、 v_{it} 为 iid $(0, \sigma_v^2)$, FD 有效;
- $T = 2$ 时 FE=FD, 因为 $y_{i2} - \bar{y}_i = y_{i2} - \frac{y_{i1} + y_{i2}}{2} = \frac{y_{i2} - y_{i1}}{2}$.

一阶差分估计工资方程

```
regress D.(lwage $xlist), vce(cluster id)
```

note: **D.exp** omitted because of collinearity.
note: **D.ed** omitted because of collinearity.

Linear regression

Number of obs = **3,570**
F(2, 594) = **22.66**
Prob > F = **0.0000**
R-squared = **0.0041**
Root MSE = **.18156**

(Std. err. adjusted for 595 clusters in id)

D.lwage	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
exp D1.	0 (omitted)					
exp2 D1.	-.0005321	.0000808	-6.58	0.000	-.0006908	-.0003734
wks D1.	-.0002683	.0011783	-0.23	0.820	-.0025824	.0020459
ed D1.	0 (omitted)					
_cons	.1170654	.0040974	28.57	0.000	.1090182	.1251126

估计量比较

```
global xlist exp exp2 wks ed
quietly regress lwage $xlist, vce(cluster id)
estimates store OLS
quietly xtgee lwage $xlist, corr(ar 2) vce(robust)
estimates store PFGLS
quietly xtreg lwage $xlist, be
estimates store BE
quietly xtreg lwage $xlist, re vce(cluster id)
estimates store RE
quietly xtreg lwage $xlist, fe vce(cluster id)
estimates store FE
estimates table OLS PFGLS BE RE FE, b(%9.4f) se stats(N)
```

结果解读

- 各估计量系数差异较大；
- FE 与 RE 较接近，因为 $\hat{\theta} = 0.82 \simeq 1$ ；
- FE 下 ed 因时间不变而无法识别。
- RE 默认标准误通常偏小；
- FE 默认标准误也偏小；
- 使用聚类稳健标准误后，标准误通常增大， t 统计量减小；
- 结论：面板数据中应默认使用聚类稳健标准误。

目录

- 1 本章概要
- 2 数据案例：工资方程
- 3 固定效应估计
- 4 组间估计
- 5 随机效应估计
- 6 一阶差分估计
- 7 面板 GMM**
- 8 线性动态面板

面板 GMM 估计

假设存在 $T \times r$ 工具变量矩阵 $\mathbf{Z}_i$, 满足 $E[\mathbf{Z}_i' \mathbf{u}_i] = \mathbf{0}$, 其中 $r \geq K$ 为工具变量个数。

GMM 估计量最小化二次型:

$$Q_N(\beta) = \left[\sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_i' \mathbf{u}_i \right]' \mathbf{W}_N \left[\sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_i' \mathbf{u}_i \right]$$

其中 $\mathbf{W}_N$ 为 $r \times r$ 权重矩阵。

代入 $\mathbf{u}_i = \mathbf{y}_i - \mathbf{X}_i \beta$, 得到面板 GMM 估计量:

$$\hat{\beta}_{PGMM} = \left[\left(\sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{Z}_i \right) \mathbf{W}_N \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_i' \mathbf{X}_i \right) \right]^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{Z}_i \right) \mathbf{W}_N \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_i' \mathbf{y}_i \right)$$

工具变量选取

通常需要工具变量 $\mathbf{z}$ 是 $\mathbf{x}$ 之外的变量, 但若只有当期 $\mathbf{x}_{it}$ 属于 y_{it} 的模型, 则其他时期的 $\mathbf{x}$ 也可作为工具变量。

- 同期外生性假设 (只有当期 $\mathbf{z}$ 与误差项不相关):

$$E[\mathbf{z}_{it}u_{it}] = \mathbf{0}, \quad t = 1, \dots, T$$

只有当期 $\mathbf{z}_{it}$ 可作为工具变量。

- 弱外生性假设 ($\mathbf{z}$ 的滞后值与当期误差不相关):

$$E[\mathbf{z}_{is}u_{it}] = \mathbf{0}, \quad s \leq t, \quad t = 1, \dots, T$$

因此 $\mathbf{z}_{i1}, \dots, \mathbf{z}_{it}$ 可作为 u_{it} 的工具变量, 但未来值不能。

工具变量选取

- 严格外生性假设 ($\mathbf{z}$ 的未来值也与当期误差不相关):

$$E[\mathbf{z}_{is}u_{it}] = \mathbf{0}, \quad s, t = 1, \dots, T.$$

此时 $\mathbf{z}_{is}$ 的当前、过去和未来值都是 u_{it} 的有效工具变量。

严格外生性适用于静态模型；动态模型中最多只能假设弱外生性。

因此可能有大量工具变量（过度识别），但时间不变回归元只能作为工具变量使用一次。

目录

- 1 本章概要
- 2 数据案例：工资方程
- 3 固定效应估计
- 4 组间估计
- 5 随机效应估计
- 6 一阶差分估计
- 7 面板 GMM
- 8 线性动态面板**

线性动态面板模型

$$y_{it} = \alpha_i + \gamma y_{i,t-1} + \mathbf{x}_{it}'\beta + \epsilon_{it}$$

y_{it} 序列相关的四个原因：

- 不可观测异质性：通过 α_i （永久）；
- 状态依赖：通过 $y_{i,t-1}$ （随时间衰减）；
- 可观测异质性：通过可能序列相关的 $\mathbf{x}_{it}$ ；
- 误差相关：通过 ϵ_{it} 。

只考虑 T 小、无法一致估计 α_i 的固定效应情形；若 $T \rightarrow \infty$ 且 ϵ_{it} 序列不相关则没有问题。

FE 估计量在动态面板中不一致

均值差分得到：

$$(y_{it} - \bar{y}_i) = \gamma(y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,t-1}) + (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)' \beta + (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i)$$

问题：回归元 $(y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,t-1})$ 与 $(\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i)$ 相关：

- 因为 $\bar{y}_{i,t-1}$ （包含 y_{it} ）与 ϵ_{it} 相关；
- 且 $y_{i,t-1}$ 与 $\bar{\epsilon}_i$ 相关（包含 $\epsilon_{i,t-1}$ ）。

这种不一致称为 Nickell 偏误。

Arellano-Bond 估计

用一阶差分（而非均值差分）消去 α_i ：

$$(y_{it} - y_{i,t-1}) = \gamma(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (\mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1})'\beta + (\epsilon_{it} - \epsilon_{i,t-1})$$

OLS 不一致，因为 $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$ 与 $(\epsilon_{it} - \epsilon_{i,t-1})$ 相关。

但若 ϵ_{it} 序列不相关， $y_{i,t-2}$ 与 $(\epsilon_{it} - \epsilon_{i,t-1})$ 不相关，因此可用 $y_{i,t-2}$ 作为 $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$ 的工具变量。

Arellano-Bond 是使用非平衡工具变量集、以更远滞后作为工具变量：

- $t = 3$ 可用 y_{i1} ；
- $t = 4$ 可用 y_{i1}, y_{i2} ；
- 依此类推。

Stata 示例

```

xtabond lwage occ south smsa ind, lags(2) maxldep(3) ///
pre(wks,lag(1,2)) endogenous(ms,lag(0,2)) ///
endogenous(union,lag(0,2)) twostep vce(robust) ///
artests(3)

```

Arellano-Bond dynamic panel-data estimation
 Group variable: **id**
 Time variable: **t**

Number of obs = **2,380**
 Number of groups = **595**

Obs per group:

min = **4**
 avg = **4**
 max = **4**

Number of instruments = **40**

Wald chi2(10) = **1287.77**
 Prob > chi2 = **0.0000**

Two-step results

(Std. err. adjusted for clustering on **id**)

Stata 示例

lwage	Coefficient	WC-robust std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
lwage						
L1.	.611753	.0373491	16.38	0.000	.5385501	.6849559
L2.	.2409058	.0319939	7.53	0.000	.1781989	.3036127
wks						
--.	-.0159751	.0082523	-1.94	0.053	-.0321493	.000199
L1.	.0039944	.0027425	1.46	0.145	-.0013807	.0093695
ms	.1859324	.144458	1.29	0.198	-.0972	.4690649
union	-.1531329	.1677842	-0.91	0.361	-.4819839	.1757181
occ	-.0357509	.0347705	-1.03	0.304	-.1038999	.032398
south	-.0250368	.2150806	-0.12	0.907	-.446587	.3965134
smsa	-.0848223	.0525243	-1.61	0.106	-.187768	.0181235
ind	.0227008	.0424207	0.54	0.593	-.0604422	.1058437
_cons	1.639999	.4981019	3.29	0.001	.6637377	2.616261

Instruments for differenced equation

GMM-type: L(2/4).lwage L(1/2).L.wks L(2/3).ms L(2/3).union

Standard: D.occ D.south D.smsa D.ind

Instruments for level equation

Standard: _cons

检验误差序列相关

上述方法要求 ϵ_{it} 序列不相关，否则滞后 y 不再是有效工具变量。

检验 ϵ_{it} 序列不相关 $\Rightarrow \Delta\epsilon_{it}$ 仅为 MA(1)。

```
estat abond
```

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors
H0: No autocorrelation

Order	z	Prob > z
1	-4.5244	0.0000
2	-1.6041	0.1087
3	.35729	0.7209

- H_0 : 无自相关;
- 仅在 1 阶拒绝 $\Delta\epsilon_{it}$ 无自相关，结论是可接受的，因为 $\Delta\epsilon_{it}$ 仅为 MA(1);
- 若为 MA(2)，需增加滞后 y 使其变为 MA(1)，或使用 `xtdpdsys`。

过度识别约束检验

有 40 个工具变量、11 个参数，因此有 29 个过度识别约束。

```
quietly xtabond lwage occ south smsa ind, lags(2) maxldep(3) ///
      pre(wks,lag(1,2)) endogenous(ms,lag(0,2)) ///
      endogenous(union,lag(0,2)) twostep artests(3)
estat sargan
```

```
Sargan test of overidentifying restrictions
H0: Overidentifying restrictions are valid
```

```
chi2(29)      = 39.87571
Prob > chi2    = 0.0860
```

```
.
end of do-file
```

在 5% 水平不拒绝 H_0 ，过度识别约束未被拒绝。若 $r - K$ 很大，检验的 p 值会偏向 1。

系统 GMM

- 水平方程包含更多信息，可以用于提高效率。
- 用 y 的滞后作为差分方程的工具变量： $E[y_{is}\Delta(\alpha_i + \epsilon_{it})] = 0 \quad (s \leq t - 2)$;
- 也可用滞后变化作为水平方程的工具变量： $E[\Delta y_{i,t-1}(\alpha_i + \epsilon_{it})] = 0$;
- 也可使用前定和内生变量的一阶滞后。

Stata 示例

```

xtdpdsys lwage occ south smsa ind, lags(2) maxldep(3) ///
pre(wks,lag(1,2)) endogenous(ms,lag(0,2)) ///
endogenous(union,lag(0,2)) twostep vce(robust) artests(3)

```

System dynamic panel-data estimation
 Group variable: **id**
 Time variable: **t**

Number of obs = **2,975**
 Number of groups = **595**

Obs per group:
 min = **5**
 avg = **5**
 max = **5**

Number of instruments = **60**

Wald chi2(**10**) = **2270.88**
 Prob > chi2 = **0.0000**

Two-step results

Stata 示例

lwage	WC-robust					
	Coefficient	std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
lwage						
L1.	.6017533	.0291502	20.64	0.000	.5446199	.6588866
L2.	.2880537	.0285319	10.10	0.000	.2321322	.3439752
wks						
--.	-.0014979	.0056143	-0.27	0.790	-.0125017	.009506
L1.	.0006786	.0015694	0.43	0.665	-.0023973	.0037545
ms	.0395337	.0558543	0.71	0.479	-.0699386	.1490061
union	-.0422409	.0719919	-0.59	0.557	-.1833423	.0988606
occ	-.0508803	.0331149	-1.54	0.124	-.1157843	.0140237
south	-.1062817	.083753	-1.27	0.204	-.2704346	.0578713
smsa	-.0483567	.0479016	-1.01	0.313	-.1422422	.0455288
ind	.0144749	.031448	0.46	0.645	-.0471621	.0761118
_cons	.9584113	.3632287	2.64	0.008	.2464961	1.670327

Instruments for differenced equation

GMM-type: L(2/4).lwage L(1/2).L.wks L(2/3).ms L(2/3).union

Standard: D.occ D.south D.smsa D.ind

Instruments for level equation

GMM-type: LD.lwage LD.wks LD.ms LD.union

Standard: _cons

思考题

- 1 使用 Python 的 `linearmodels` 或 Stata 的 `xtreg`，模拟一个 $\text{Cov}(\alpha_i, X_{it}) \neq 0$ 的面板 DGP；分别估计 Pooled OLS、FE 和 RE，比较三个估计值的偏误和标准误；哪个最接近真实参数？
- 2 使用真实面板数据（如中国城市统计年鉴的面板数据，或 World Bank 提供的跨国面板），估计一个双向固定效应模型（个体 FE + 时间 FE）。
- 3 在经济学实证研究中，“企业固定效应 + 年份固定效应”几乎是标准配置。你认为这足以识别因果效应吗？在什么情况下还不够？举例说明。
- 4 假设你研究“最低工资对就业的影响”时，使用了城市 FE + 年份 FE。一位审稿人指出：“最低工资通常在经济衰退期间不会上调，因此最低工资的变化可能与就业的事前趋势相关——这违反了严格外生性。”你如何回应？面板 FE 能解决这个问题吗？