- 7.1 上海证券交易所的上市公司有两千多家,每年从中随机抽取 500 家,连续抽取 5 年,记录公司 有关的财务数据。这些财务数据是面板数据吗?为什么?
- 7.2 什么是不可观测的个体异质性? 其重要性体现在哪里?
- 7.3 如果真实模型是随机效应模型,估计时采用固定效应方法,估计结果受到什么影响?反过来呢?
- 7.4 固定效应模型采用模型 (7.6) 进行估计。证明在假设 2 成立时,模型 (7.6) 的误差项 $\varepsilon_{it} = u_{it} \overline{u}_{i}$ 满足
 - (1) $E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{js}) = 0, i \neq j, i, j = 1, 2, \dots, N, t, s = 1, 2, \dots, T$
 - (2) $E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{is}) = -\sigma_u^2/T, t \neq s, i, j = 1, 2, \dots, N, t = 1, 2, \dots, T$
 - (3) $Var(\varepsilon_{it}) = [(T-1)/T]\sigma_u^2, i, j = 1, 2, \dots, N, t = 1, 2, \dots, T$
 - 。这能说明什么问题?
- 7.5 随机效应模型采用模型 (7.9) 估计模型参数。与固定效应模型 (7.6) 相比,随机效应模型估计的效率是更高还是更低?为什么?
- 7.6* 如果假设 2 和假设 3 满足,证明模型(7.9)的误差项 $\varepsilon_{it} = (1 \lambda)\alpha_i + (u_{it} \lambda \overline{u}_i)$ 满足同方差和不相关假设。
- 7.7 表 7.3 给出的是 45 家企业 1980 年到 1986 年的研发数据,其中 lpt 为企业申请的专利数量的对

lpt	lrd	fcod	year	
3.806662	0.99361	1	1980	
3.433987	0.95654	1	1981	
3.433987	0.809	1	1982	
3.332205	0.71507	1	1983	
3.135494	0.6605	1	1984	
3.555348	0.59358	1	1985	
3.401197	1.06047	1	1986	
3.044522	2.87721	2	1980	
3.258097	3.04874	2	1981	
3.850148	3.17782	2	1982	
3.73767	3.24168	2	1983	
4.110874	3.28292	2	1984	
4.143135	3.31609	2	1985	
4.043051	3.34218	2	1986	
		•••••	•••••	

数, lrd 为研发费用的对数, fcod 表示企业编号, year 为年份。为研究研发投入对专利申请数据的影响,建立面板数据模型

$$lpt_{it} = \alpha_i + \beta_1 lrd_{it} + u_{it}$$

 $i = 1, 2, \dots, 45, t = 1, 2, \dots, 7$

- 。 α_i 表示个体异质性变量,满足假设 3, u_{it} 为模型误差项,满足假设 1 和假设 2。
 - (1) α_i 包含哪些因素?
 - (2) 将数据结构调整为面板数据结果,其中 cross-section ID series 选变量 fcod, Date series 选变量 year。
 - (3) 用固定效应方法估计模型。
 - (4) 用随机效应方法估计模型,并根据估计结果计算变量变换中的权重参数 λ 。
 - (5) 采用 Hausman 检验确定适合数据的模型是固定效应还是随机效应。

7.8 表 7.4 给出的是航空公司 1198 条航线 1997-2000 年的有关数据[©]。

表 7.4

YEAR	ID	FARE	DIST	CONCEN	PASSEN	Y98	Y99	Y00
1997	1	106	528	0.8386	152	0	0	0
1998	1	106	528	0.8133	265	1	0	0
1999	1	113	528	0.8262	336	0	1	0
2000	1	123	528	0.8612	298	0	0	1
1997	2	104	861	0.5798	282	0	0	0
1998	2	105	861	0.5817	178	1	0	0
1999	2	115	861	0.7319	204	0	1	0
2000	2	129	861	0.5386	190	0	0	1

fare 表示平均机票价格 (美元), dist 表示航程距离 (英里), passen 表示平均日乘客人数, concen 表示航班集中度, y98、y99 和 y00 分别表示 98 年、99 年和 2000 年的年份虚拟变量。 ID 表示航线编号。为研究机票价格与各个影响因素之间的关系, 建立面板数据模型

$$lfare_{it} = \alpha_i + \beta_1 concen_{it} + \beta_2 ldist_i + \beta_3 lpassen_{it} + u_{it},$$

$$i = 1, 2, \dots, 1198, t = 1, 2, 3, 4$$

。其中 lfare、 ldist 和 lpassen 分别表示机票价格、航程距离和日均乘客数的对数。 α_i 表示个体异质性变量,满足假设 3, u_i 为模型误差项,满足假设 1 和假设 2。

- (1) α_i 包含哪些因素?
- (2) 将数据结构调整为面板数据结果,其中 cross-section ID series 选变量 ID, Date series 选变量 year。
- (2) 用固定效应方法估计模型。
- (3) 由于变量 $ldist_i$ 不随年份变化,不能直接估计 β_2 。用年份虚拟变量和 $ldist_i$ 的乘积作为自变量,对模型实施固定效应估计,并分析航程距离对票价影响随年份变化的情况。
- (4) 用随机效应方法估计模型,并根据估计结果计算变量变换中的权重参数 λ 。
- (5) 采用 Hausman 检验确定适合数据的模型是固定效应还是随机效应。

◆ 参考答案_

- 1. 不是面板数据。面板数据要求连续观测 5 年的 500 家上市公司保持不变,而不是每年从两千多家公司随即抽样。从面板数据模型(7.1)看出,个体异质性 α_i 不随时间变化,是同一公司的一致性,这就要求不同年份上的个体(抽样上市公司)保持不变。
- 2. 个体异质性是指横截面个体的不随时间变化的特征,这些特征没有包含在模型自变量之中。个体异质性包括不可观测而无法放入自变量中的个体异质性,也包括可以观测但没有自变量放入模型的异质性。个体异质性的重要性体现在对模型参数估计的影响,如果与模型自变量相关,不加处理会引起内生性,导致 OLS 估计的不一致;如果与自变量不相关,尽管不会引起内生性,不加利用会降低 OLS 估计的效率。。
- 3. 采用固定效应方法估计随机效应的模型,估计结果是一致估计,但估计效率降低,同时,不随时间变量的自变量对应的回归系数无法估计。采用随机效应方法估计固定效应模型,估计结果不是一致估计,估计结果不可信。。

[®]数据来源: 伍德里奇 著/费建平 译,《计量经济学导论》(第四版),人民大学出版社,2010.

4. 由于假设 2 满足,当 $i \neq j$ 时, u_{it} 与 u_{js} 不相关,因此 u_{it} 与 \overline{u}_{j} 不相关, \overline{u}_{i} 与 \overline{u}_{j} 不相关。 u_{it} 只与平均式 \overline{u}_{i} 中的 u_{it} 相关。据此得出

(1)
$$\mathrm{E}(\varepsilon_{it}\varepsilon_{js}) = \mathrm{E}(u_{it} - \overline{u}_i)(u_{js} - \overline{u}_j) = \mathrm{E}(u_{it}u_{js}) - \mathrm{E}(u_{it}\overline{u}_j) - \mathrm{E}(\overline{u}_iu_{js}) + \mathrm{E}(\overline{u}_i\overline{u}_j) = 0$$
(2)

$$\begin{split} \mathbf{E}(\varepsilon_{it}\varepsilon_{is}) &= \mathbf{E}(u_{it} - \overline{u}_{i})(u_{is} - \overline{u}_{i}) = \mathbf{E}(u_{it}u_{is}) - \mathbf{E}(u_{it}\overline{u}_{i}) - \mathbf{E}(\overline{u}_{i}u_{is}) + \mathbf{E}(\overline{u}_{i}^{2}) \\ &= 0 - \frac{1}{T}\mathbf{E}(u_{it}^{2}) - \frac{1}{T}\mathbf{E}(u_{is}^{2}) + \frac{1}{T^{2}}\mathbf{E}(\sum_{t=1}^{T}u_{it})^{2} \\ &= 0 - \frac{2}{T}\sigma_{u}^{2} + \frac{1}{T^{2}}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{E}(u_{it}^{2}) \\ &= -\frac{1}{T}\sigma_{u}^{2} \end{split}$$

(3)

$$Var(\varepsilon_{it}) = E(u_{it} - \overline{u}_i)^2 = E(u_{it}^2 - 2E(u_{it}\overline{u}_i) + E(\overline{u}_i^2)) = \sigma_u^2 - \frac{2}{T}\sigma_u^2 + \frac{1}{T}\sigma_u^2 = \frac{T - 1}{T}\sigma_u^2$$

- 。这说明误差项 ε_{it} 是同方差,但不是不相关,模型(7.6)的 OLS 估计不满足马尔科夫性,不是最优估计。
- 5. 由于随机效应估计采用的是模型 (7.9),模型的误差项满足同方差和不相关假设,OLS 估计满足马尔科夫性,是最优估计。由习题 4 的结论可知,(7.6)的 OLS 估计不是最优估计。因此,与固定效应模型相比,随机效应模型估计的效率更高。
- 6. 根据假设 3, 对任意的 i, j, t $\alpha_i = u_{jt}$ 和 \overline{u}_j 都不相关,当 $i \neq j$ 时, $\alpha_i = \alpha_j$ 不相关。再根据假设 2, 当 $i \neq j$ 时, $u_{it} = u_{js}$ 不相关,因此 $u_{it} = \overline{u}_j$ 不相关, $\overline{u}_i = \overline{u}_j$ 不相关。 $u_{it} = \overline{u}_j$ 不有, $u_{it} = \overline{u}_j$ 不有,u

$$\begin{split} \mathbf{E}(\varepsilon_{it}\varepsilon_{js}) &= \mathbf{E}[(1-\lambda)\alpha_i + (u_{it} - \lambda\overline{u}_i)][(1-\lambda)\alpha_j + (u_{js} - \lambda\overline{u}_j)] \\ &= \mathbf{E}[(1-\lambda)^2\alpha_i\alpha_j] + \mathbf{E}[(1-\lambda)\alpha_i(u_{js} - \lambda\overline{u}_j)] \\ &+ \mathbf{E}[(u_{it} - \lambda\overline{u}_i)(1-\lambda)\alpha_j] + \mathbf{E}[(u_{it} - \lambda\overline{u}_i)(u_{js} - \lambda\overline{u}_j)] \\ &= 0 \end{split}$$

。 $i = j, t \neq s$ 时,注意到 λ 的定义 (7.10),得出

$$\begin{split} \mathbf{E}(\varepsilon_{it}\varepsilon_{is}) &= \mathbf{E}[(1-\lambda)\alpha_i + (u_{it} - \lambda \overline{u}_i)][(1-\lambda)\alpha_i + (u_{is} - \lambda \overline{u}_i)] \\ &= \mathbf{E}[(1-\lambda)^2\alpha_i^2] + \mathbf{E}[(1-\lambda)\alpha_i(u_{is} - \lambda \overline{u}_i)] \\ &+ \mathbf{E}[(u_{it} - \lambda \overline{u}_i)(1-\lambda)\alpha_i] + \mathbf{E}[(u_{it} - \lambda \overline{u}_i)(u_{is} - \lambda \overline{u}_i)] \\ &= (1-\lambda)^2\sigma_\alpha^2 - 2(\lambda/T)\sigma_u^2 + (\lambda^2/T)\sigma_u^2 \\ &= 0 \end{split}$$

这表明误差项 ε_{ii} 不存在序列相关。进一步

$$Var(\varepsilon_{it}) = E[(1-\lambda)\alpha_i + (u_{it} - \lambda \overline{u}_i)]^2$$

$$= E[(1-\lambda)^2 \alpha_i^2] + 2E[(1-\lambda)\alpha_i (u_{it} - \lambda \overline{u}_i)] + E[(u_{it} - \lambda \overline{u}_i)^2]$$

$$= (1-\lambda)^2 \sigma_\alpha^2 + \sigma_\mu^2 - 2(\lambda/T)\sigma_\mu^2 + (\lambda^2/T)\sigma_\mu^2]$$

,表明 ε_{it} 为同方差。