组数据单位根检验和组数据同积检验的相关蒙特卡洛实验程序

EVAN M[1], SWEENEY R[2], 李志宏[3]

（1. 美国乔治城大学 经济学系; 2. 美国乔治城大学 McDonough 商学院;

3. 中国科学技术大学 人文学院, 安徽 合肥 230026）

摘要：在本篇文章中，考虑到构成组数据之横截面时间序列扰动项之间的关联性和异质性，我们首先设计出一些蒙特卡洛实验程序以生成组数据单位根检验统计值之有限样本密度分布。随后，在体现出处于考察中的假设性同积关系的前提下，我们设计出一个简明的蒙特卡洛实验框架以生成单一方程式同积关系检验统计值之有限样本密度分布。

关键词：组数据; 单位根检验; 同积检验

中图分类号：F224.0　文献标识符： A

1　导　论

由 Levin 和 Lin(1992)和 Im, Pesaran 和 Shin(1996)各自发展的组数据单位根检验方法已经在涉及跨横截面时间序列数据之实证研究中得到越来越广泛的应用。特别是，这些具创新精神的经济计量方法极大地促进了汇率波动这一学术研究领域的新发展。运用 Levin 和 Lin(1992)所发展的检验方法，Oh(1996),Wu(1996)和 Papell(1997)的研究提供了支持长期购买力平价假设的证据；运用 Im, Pesaran 和 Shin(1996)所发展的检验方法，Canzoneri, Cumby 和 Diba(1999)的研究也发现了支持长期购买力平价假设的相关证据。与此同时，这些新的计量方法的运用也推动了国际经济增长这一学术研究领域的新进展。运用 Levin 和 Lin(1992)所发展的检验方法，Coe 和 Helpman(1995)的实证分析表明研究与开发（R&D）和研究与开发溢出（R&D Spillovers）非常有益于国际经济增长;运用 Im, Pesaran 和 Shin(1996)所发展的检验方法，Lee, Pesaran 和 Smith(1997) 的实证分析则证明了各国经济发展模式不具有同质性。

这些运用新的组数据单位根检验方法的实证研究赋予了一些重要经济议题以全新的诠释。不过，这些实证研究中普遍存在的一个不足是：构成相关组数据的各横截面时间序列扰动项之间可能存在的关联性和异质性常常没有被认真地加以考虑。O’Connell(1998)是指出相关购买力平价假设的实证分析中存在此不足的首批经济学家之一。在他的相关购买力平价议题的研究中，O’Connell 采用了可行性广泛最小二乘法（FGLS）来应付这一不足。他的实证分析结果显示，如果考虑到各国时间序列扰动项之间可能存在的关联性和异质性并做出适当修正，则根本就没有足够证据能够证明长期购买力平价假设是正确的。另一方面，Sweeney(2000)也认识到各国时间序列数据扰动项之间的关联性和异质性的重要性。不过，在他的相关购买力平价议题的研究中，采用的是似无关性回归（SUR）计量分析方法来进行必要修正。与 O’Connell(1998)的实证分析结果相反，Sweeney(2000)的实证研究给出了支持长期购买力平价假设的证据。看

起来现有的实证分析结果具有相当程度的敏感性，会随着所采用的计量分析工具的不同而变化。

在那些试图将 Levin 和 Lin(1992)和 Im, Pesaran 和 Shin(1996)的单位根检验方法加以拓展并运用于组数据同积关系检验的实证研究中同样出现了问题。现有的涉及到组数据同积关系检验的实证研究如 Coe 和 Helpman(1995)和 Sweeney 和 Li(1999)是基于对来自假设性的组数据同积方程式之回归分析剩余进行单位根检验。除了上面提到的横截面时间序列扰动项之间的关联性和异质性没有被考虑这一不足之外，这些涉及组数据同积关系检验的实证研究中存在着一个更为显著的不足---在生成相关同积关系检验统计值之有限样本密度分布以获取相应临界值的过程中，处于被考察中的假设同积关系均没有在相关实验过程中得以体现。

在本篇文章中，考虑到构成相关各组数据之横截面时间序列扰动项之间的关联性和异质性，我们首先设计出一些蒙特卡洛实验程序以生成组数据单位根检验统计值之有限样本密度分布，并由此获取对应于相关组数据单位根检验统计值之临界值。我们感兴趣的是相关组数据单位根检验统计值之有限样本密度分布在多大程度上对不同蒙特卡洛实验程序产生敏感。接着，我们设计出一个简明的蒙特卡洛实验模型以生成单一方程式同积关系检验统计值之有限样本密度分布。我们的蒙特卡洛实验框架不仅考虑到相关各组数据之横截面时间序列扰动项之间的关联性和异质性，而且还体现出处于考察中的假设同积关系。

本篇文章的剩余部分组织如下。 第二部分介绍由 Levin 和 Lin(1992)和 Im, Pesaran 和 Shin(1996)各自发展的组数据单位根检验方法。第三部分设计一些体现出构成组数据之横截面时间序列扰动项之间的关联性和异质性的蒙特卡洛实验程序以生成组数据单位根检验统计值之更为准确的有限样本密度分布。第四部分设计一个既考虑到相关组数据之横截面性质又体现出处于考察中的假设同积关系的简明蒙特卡洛实验框架以生成针对单一方程式同积关系检验统计值之更为准确的有限样本密度分布。第五部分提供总结性评论。

2　组数据单位根检验方法

在本部分，我们将简明介绍由 Levin 和 Lin(1992)和 Im, Pesaran 和 Shin(1996)分别发展的组数据单位根检验方法。首先介绍的是 Levin 和 Lin(1992)的计量模型，然后是 Im, Pesaran 和 Shin(1996)的计量模型。

2.1　Levin 和 Lin(1992)的组数据单位根检验模型

假设我们要针对一组覆盖 N 个国家、时间跨度为 T 年的数据 $z_{i,t}$ 进行单位根检验，其中 i 是国家标识，t 是时间标识。我们首先根据下列方程式对组数据 $z_{i,t}$ 进行转换以分离掉其中的初始特征平均值和时间趋势特征平均值

$$\hat{z}_{i,t} = z_{i,t} - \bar{z}_i \tag{1}$$

$$\tilde{z}_{i,t} = \hat{z}_{i,t} - \bar{\hat{z}}_t \tag{2}$$

其中，$\bar{z}_i = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} z_{i,t}$，$\bar{\hat{z}}_t = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \hat{z}_{i,t}$。

一种迪基-福勒（Dickey-Fuller）单变量自回归模型可以被用来检验转换后的组数据 $\tilde{z}_{i,t}$ 是否呈现单位根过程。相应的检验方程式为

$$\tilde{z}_{i,t} = \rho \cdot \tilde{z}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \tag{3}$$

其中，$\varepsilon_{i,t}$ 是误差项，且假定各回归分析误差项之间不存在关联性。对应的检验假设为 ρ=1，i =1,2,…,N。ρ的最小二乘法估计值由如下方程式给出

$$\hat{\rho}=\frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\tilde{z}_{i,t}\tilde{z}_{i,t-1}}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\tilde{z}_{i,t-1}^{2}} \tag{4}$$

而检验单位根存在与否的 t 统计值则被定义为

$$t_{\rho}=\left(\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\tilde{z}_{i,t-1}^{2}\right)^{1/2}\cdot\frac{\hat{\rho}-1}{\hat{\sigma}} \tag{5}$$

其中 $\hat{\sigma}=\left(\frac{1}{NT}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\left(\tilde{z}_{i,t}-\rho\cdot\tilde{z}_{i,t-1}\right)^{2}\right)^{1/2}$。

当检验假设为 ρ=1 时，Levin 和 Lin(1992)给出了当时间跨度 T 和横截面数量 N 趋向于无穷大时的相关极限状态--- $\sqrt{N}(\hat{\rho}-1)-\frac{\sqrt{N}\mu_{1T}}{\mu_{2T}}\Rightarrow N(0,10.2)$ 并且 $\sqrt{1.25}\left(t_{\rho}-\frac{\sqrt{N}\mu_{1T}}{\sqrt{\mu_{2T}}}\right)\Rightarrow N(0,1)$，其中“$\Rightarrow$”代表弱势逼近，$\mu_{1T}=-\frac{1}{2}+o(T)$，$\mu_{2T}=\frac{1}{6}+o(T)$。Levin 和 Lin(1992) 证明了当 $\frac{\sqrt{N}}{T}\to 0$ 时，$T\sqrt{N}(\hat{\rho}-1)+3\sqrt{N}\Rightarrow N(0,10.2)$ 并且 $\sqrt{1.25}t_{\rho}+\sqrt{1.875N}\Rightarrow N(0,1)$。

考虑到可能存在的自相关，可以用一种增广型迪基-福勒（Augmented Dickey-Fuller）单变量自回归模型来替代前述的简单迪基-福勒单变量自回归模型

$$\tilde{z}_{i,t}=\rho\cdot\tilde{z}_{i,t-1}+\sum_{j=1}^{k}\phi_{j}\cdot\Delta\tilde{z}_{i,t-j}+\zeta_{i,t} \tag{6}$$

其中 k 表示增广项的数目，$\zeta_{i,t}$ 是误差项，且假定各回归分析误差项之间相互独立。当检验假设为 ρ=1 时，$\tilde{z}_{i,t}$ 被假定为呈现 I(1)，即具有单位根。Levin 和 Lin(1992)证明了无论方程式(6)是否增加常数项，或时间趋势项，或固定时间因素项，前述相关极限状态依然保持。方程式(6)可以被用来对组数据 $\tilde{z}_{i,t}$ 进行一次性回归分析，得到一个针对检验假设 ρ=1 的 t 检验统计数据 ---t_{ρ} 统计值。

2.2 Im, Pesaran 和 Shin(1996)的组数据单位根检验模型

同样，假设我们要针对一组覆盖 N 个国家、时间跨度为 T 年的数据 $z_{i,t}$ 进行单位根检验，其中 i 是国家标识，t 是时间标识。Im, Pesaran 和 Shin(1996)建议采用如下的增广型迪基-福勒单变量自回归模型来进行单位根检测

$$\tilde{z}_{i,t} = \rho_i \cdot \tilde{z}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{k_i} \phi_{i,j} \cdot \Delta\tilde{z}_{i,t-j} + \zeta_{i,t} \tag{7}$$

其中，k_i 表示增广项的数目，$\zeta_{i,t}$ 是误差项，且假定各回归分析误差项之间不存在关联性。比较方程式(6)和方程式(7)，我们可以发现，Levin 和 Lin(1992)所倡导的检验方法与 Im, Pesaran 和 Shin(1996) 所倡导的检验方法的根本区别在于：对应于增广型迪基-福勒单变量自回归检验模型，Levin 和 Lin(1992)是对相关组数据进行一次性回归分析，而 Im,Pesaran 和 Shin(1996)则是对构成相关组数据的每单个横截面时间序列分别进行回归分析。换句话说，Levin 和 Lin(1992)的方法假设构成相关组数据的每单个横截面时间序列具有相同的回归分析剩余方差和自相关模式[1]，而 Im, Pesaran 和 Shin(1996)的方法则允许构成相关组数据的每单个横截面时间序列拥有独特的回归分析剩余方差和自相关模式。

Im,Pesaran 和 Shin(1996)的方法提出了一个标准$\bar{t}$ 统计值的概念。根据方程式(7)所得出的针对每一横截面时间序列单位根检验 $\rho_i = 1$，$i = 1,...,N$ 的所有 N 个 t 统计值，Im, Pesaran 和 Shin(1996)的组数据单位根检验之标准$\bar{t}$ 统计值---$\Gamma_{\bar{t}}$，是依据下式获取的

$$\Gamma_{\bar{t}} = \sqrt{N}\left[\frac{\bar{t}_{NT} - E(t_T)}{\sqrt{Var(t_T)}}\right] \tag{8}$$

其中 $\bar{t}_{NT} = N^{-1} \cdot \sum_{i=1}^{N}\left(\left(\sum_{t=1}^{T}\tilde{z}_{i,t-1}^{2}\right)^{1/2} \cdot (\hat{\rho}_i - 1)\left(T^{-1} \cdot \sum_{t=1}^{T}(\tilde{z}_{i,t} - \hat{\rho} \cdot \tilde{z}_{i,t-1})^2\right)^{-1/2}\right)$，$E(t_T)$ 和 $Var(t_T)$ 分别是标准$\bar{t}$ 统计值---$\Gamma_{\bar{t}}$ 的平均值和方差，由 Im, Pesaran 和 Shin(1996)通过蒙特卡洛模拟实验获取。Im, Pesaran 和 Shin(1996)证明了无论方程式(7)是否增加常数项，或时间趋势项，或固定时间因素项，标准$\bar{t}$ 统计值---$\Gamma_{\bar{t}}$ 在极限状态总是服从标准正态分布。

3 组数据单位根检验统计值之有限样本密度分布

对应于上一部分所得出的组数据单位根检验t_ρ 统计值和标准$\bar{t}$ 统计值之临界值可以通过蒙特卡洛模拟实验来获取。在本部分，我们将分别介绍如何依据前述由 Levin 和 Lin(1992)和 Im, Pesaran 和 Shin(1996)所倡导的组数据单位根检验方法得出组数据单位根检验统计值之有限样本密度分布,进而获取相关临界值。首先我们将介绍在理想状况下，即假定在构成组数据的各横截面时间序列扰动项之间不存在关联性且具有同质性的情形下如何获取单位根检验统计值之有限样本密度分布。然后我们会介绍在非理想状况下，即在构成组数据的各横截面时间序列扰动项之间存在关联性且不具有同质性的情形下如何获取单位根检验统计值之有限样本密度分布。

3.1 理想状况下的组数据单位根检验统计值之有限样本密度分布

假定我们需要获取针对储存于矩阵 $X_{N\times T}$ 中的一组数据的单位根检验之临界值, 其中 N 是横截面数量，T 是时间跨度。对储存于 $X_{N\times T}$ 中的原始组数据求一阶差，并计算出对应的方差-协方差矩阵 $\Omega_{N\times N}$ ，[1]此即为储存于矩阵 $X_{N\times T}$ 中的原始组数据的剩余方差-协方差矩阵。在理想状况下，构成组数据的各横截面时间序列扰动项之间被假定为具有同质性并且是相互独立的。在

此情形下，$\Omega_{N\times N}$ 是一个同一矩阵。为了获取相关组数据单位根检验统计值之临界值，我们的蒙特卡洛实验只需要遵循如下程序。

首先，我们根据虚拟数据生成程序 $z_{i,t} = z_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$，$\varepsilon_{i,t} \sim$ N(0,1), i = 1, 2, …, N，t = 1, 2,…, T, 其中 $z_{i,0} = 0$，生成覆盖 N 个国家且时间跨度为 T 年的一组虚拟数据。然后，依据前述方程式(1)和(2)对虚拟组数据进行转换以分离掉其中的初始特征平均值和时间趋势特征平均值。根据 Levin 和 Lin(1992)的方法，运用前述增广型迪基-福勒方程式(6)对转换后获得的虚拟组数据 $\tilde{z}_{i,t}$ 进行单位根检测，以获取 t_ρ 统计值；根据 Im, Pesaran 和 Shin(1996)的方法，运用前述增广型迪基-福勒方程式(7)对转换后获得的虚拟组数据 $\tilde{z}_{i,t}$ 进行单位根检测，以获取标准 t_ρ 统计值。重复此蒙特卡洛过程 10,000 次或更多，我们可以得到关于 t_ρ 统计值和标准 $\bar{t}$ 统计值之有限样本密度分布，而相关组数据单位根检验之临界值则可以从这些有限样本密度分布中获取。

3.2 非理想状况下的组数据单位根检验统计值之有限样本密度分布

因为现实并非如假设的那么理想，上述用来获取组数据单位根检验统计值之有限样本密度分布的蒙特卡洛实验程序可能并不可靠。实质上，各横截面时间序列扰动项之间的关联性和异质性是现实世界中组数据的普遍特征（O'Connell,1998 和 Sweeney,2000）。也就是说，若储存于矩阵 $X_{N\times T}$ 中的组数据是来自于现实生活，其剩余方差-协方差矩阵 $\Omega_{N\times N}$ 很可能并不是一个同一矩阵。为了获取更为可靠的组数据单位根检验统计值之有限样本密度分布和相关临界值，我们的蒙特卡洛实验程序必须能够体现出现实世界中组数据的真实特征。

具体而言，我们考虑两种类型非理想状况。第一种类型非理想状况假设构成组数据的横截面时间序列扰动项之间相互独立且不具有同质性。在此情形下，若储存于矩阵 $X_{N\times T}$ 中的组数据是来自现实生活中的一组真实数据，其剩余方差-协方差矩阵 $\Omega_{N\times N}$ 不再是一个同一矩阵，而是一个对角线矩阵。第二种类型非理想状况假设构成组数据的横截面时间序列扰动项之间存在关联性且不具有同质性。在此情形下，若储存于矩阵 $X_{N\times T}$ 中的组数据是来自现实生活的一组真实数据，其剩余方差-协方差矩阵 $\Omega_{N\times N}$ 是一个实对称矩阵。接下来，我们将详细给出如何在第二种类型的非理想状况下利用蒙特卡洛实验来获取组数据单位根检验统计值之有限样本密度分布和相关临界值。相对而言，利用蒙特卡洛实验在第一种类型的非理想状况下获取组数据单位根检验统计值之有限样本密度分布和相关临界值的过程则较为简单，很容易从我们下面的阐述中推导出来。

如前所述，假定我们需要针对储存于矩阵 $X_{N\times T}$ 中的一组数据进行单位根检验，其中 N 是横截面数量，T 是时间跨度。首先，对储存于 $X_{N\times T}$ 中的原始组数据求一阶差，并计算出对应的方差-协方差矩阵 $\Omega_{N\times N}$，此即是储存于矩阵 $X_{N\times T}$ 中的原始组数据的剩余方差-协方差矩阵。对矩阵 $\Omega_{N\times N}$ 进行分解，我们有

$$\Omega_{N\times N} = C_{N\times N} \cdot \Lambda_{N\times N} \cdot C'_{N\times N} = P_{N\times N} \times P'_{N\times N}$$

其中 $C_{N\times N}$ 是一个互不相关矩阵，其每一列对应于矩阵 $\Omega_{N\times N}$ 的每一特征向量，$\Lambda_{N\times N}$ 是一个对角线矩阵，其对角线上各值对应于 $\Omega_{N\times N}$ 的各特征值，而 $P_{N\times N}$ 则是一个等于 $C_{N\times N} \cdot \Lambda^{1/2}_{N\times N}$ 的非奇异矩阵。

现在，生成一个 N 行 T 列的虚拟随机矩阵 $E_{N\times T} = \{\varepsilon_{i,t}\}$，其中 $\varepsilon_{i,t} \sim$ N(0,1)，i=1, 2, …,N，t=1, 2, …,T。知：$\mathrm{cov}(E_{N\times T}) = I_{N\times N}$。我们有如下的矩阵转换

$$U_{N\times T} = P_{N\times N} \cdot E_{N\times T} = C_{N\times N} \cdot \Lambda^{1/2}_{N\times N} \cdot E_{N\times T}\text{。}$$

然后，根据虚拟数据生成程序 $z_{i,t} = z_{i,t-1} + \mu_{i,t}$, $z_{i,0} = 0$，其中 i = 1, 2, …, N，t = 1, 2,…,T，生成覆盖 N 个国家且时间跨度为 T 年的一组虚拟数据。知

$$\operatorname{cov}(U_{N\times T}) = E[U_{N\times T} \cdot U_{N\times T}{}'] = E[P_{N\times N} \cdot E_{N\times T} \cdot E_{N\times T}{}' \cdot P_{N\times N}{}' = P_{N\times N} \cdot E(E_{N\times T} \cdot E_{N\times T}{}') \cdot P_{N\times N}{}'$$
$$= P_{N\times N} \operatorname{cov}(E_{N\times T}) \cdot P_{N\times N}{}' = C_{N\times N} \cdot \Lambda_{N\times N}^{1/2} \cdot I_{N\times N} \cdot \Lambda_{N\times N}^{1/2} \cdot C_{N\times N}{}' = C_{N\times N} \cdot \Lambda_{N\times N} \cdot C_{N\times N}{}' = \Omega_{N\times N}$$

也就是说，我们所生成的虚拟组数据之剩余方差-协方差矩阵等于我们欲对其进行单位根检验的真实组数据之剩余方差-协方差矩阵。换句话说，我们所生成的虚拟组数据具有与现实组数据完全一致的跨横截面性质。

同样，根据前述方程式(1)和(2)对虚拟组数据 $z_{i,t}$ 进行转换以分离掉其中的初始特征平均值和时间趋势特征平均值。根据 Levin 和 Lin(1992)的方法，运用前述增广型迪基-福勒方程式(6)对转换后得到的虚拟组数据 $\tilde{z}_{i,t}$ 进行单位根检测，获取 t_ρ 统计值；根据 Im, Pesaran 和 Shin(1996)的方法，运用前述增广型迪基-福勒方程式(7)对转换后得到的虚拟组数据 $\tilde{z}_{i,t}$ 进行单位根检测，获取标准 $\bar{t}$ 统计值。重复此蒙特卡洛过程 10,000 次或更多，我们可以得到关于 t_ρ 统计值和标准 $\bar{t}$ 统计值之有限样本密度分布，而相关统计值之对应临界值则可以从这些有限样本密度分布中获取。

4　单方程式组数据之间的同积关系检验

在本部分，我们将首先给出一个单方程式组数据之间的同积关系检验模型并介绍在不必考虑处于考察中的假设性同积关系的前提下如何设计蒙特卡洛实验程序以获取相关同积关系检验统计值之有限样本密度分布和对应的临界值。接着，我们会介绍在考虑到处于考察中的假设性同积关系的前提下如何设计蒙特卡洛实验程序以获取相关同积关系检验统计值之有限样本密度分布和对应的临界值。值得指出的是，我们的蒙特卡洛实验方法同样适用于单方程式简单时间序列数据之间的同积关系检验。

4.1　未体现出处于考察中的假设性同积关系之单方程式组数据之间的同积检验

同积概念及相关假设检验方法首先是由 Engle 和 Granger(1987)引入经济计量学学术研究领域的。此后，经济学家们提出了多种多样的同积关系检验方法。不过，这些方法的核心依然是由 Engle 和 Granger 所倡导的基于同积回归分析剩余的单位根检验---若干非稳态经济变量之间同积关系之存在与否关键取决于相应的同积回归分析剩余是否呈现稳态。由此可见，对于简单时间序列数据而言，同积关系检验等同于对相应的同积回归分析剩余进行单位根检验；而对于由时间序列数据汇集而成的组数据而言，同积关系检验等同于对相应的组数据之间的同积回归分析剩余进行单位根检验。显然，上面所阐述的组数据单位根检验方法只需要稍加拓展，便可以运用于组数据之间的同积关系假设检验。

具体而言，假设我们所面对的问题是需要检验分别储存于矩阵 $Y_{N\times T}$ 和 $X_{N\times T}$ 中的两组由时间序列汇集而成、覆盖 N 个横截面、时间跨度为 T 的组数据 Y 和 X 之间是否存在同积关系。换句话说，假设我们需要检验的是由下述方程式所表述的 Y 和 X 之间的关系是否是同积关系

$$Y_{i,t} = \alpha \cdot X_{i,t} + \pi_{i,t} \tag{8}$$

遵循 Engle 和 Granger(1987)的方法，在检验 Y 和 X 之间是否存在同积关系之前，我们必须首先证明 Y 和 X 都呈现单位根过程---同积检验法要求所有被考察的相关经济变量都必须呈现单位根过程或非稳定状态。显然，本篇文章第二部分介绍的由 Levin 和 Lin(1992)和 Im, Pesaran 和

Shin(1996)倡导的组数据单位根检验方法可以被分别运用到 Y 和 X 以获取相关　　统计值和标准t_ρ统计值。然后，运用第三部分发展的蒙特卡洛实验程序获取对应于t_ρ统计值和标准$\bar{t}$统计值之有限样本密度分布和相应临界值。以所获取的临界值作为度量标准，若 Y 和 X 被证明均呈现单位根过程，我们便可以对方程式(9)进行回归并获得回归分析剩余$\hat{\pi}_{i,t}$。然后，我们可以运用第二部分介绍的组数据单位根检验方法和第三部分发展的相关蒙特卡洛实验程序来对回归分析剩余$\hat{\pi}_{i,t}$进行单位根检验，计算出相关t_ρ统计值和标准$\bar{t}$统计值并获取对应的有限样本密度分布和临界值。[2]以所获临界值作为度量标准，若$\hat{\pi}_{i,t}$被证明呈现单位根过程，那么我们就不能说 Y 和 X 之间存在同积关系；相反，若$\hat{\pi}_{i,t}$被证明呈现稳态，那么我们就可以说 Y 和 X 之间存在同积关系。

4.2　体现出处于考察中的假设性同积关系之单方程式组数据之间的同积检验

上面所提议的单方程式组数据之间的同积关系检验方法存在着一个显著的不足---相关单位根检验统计值之有限样本密度分布和对应临界值是在完全没有体现出处于考察中的假设性同积关系的前提下获取的。我们现在设计出一些蒙特卡洛实验程序以便在既考虑到同积检验回归分析剩余之横截面性质又体现出处于考察中的假设性同积关系的前提下获取单方程式组数据之间同积关系检验统计值之有限样本密度分布和对应临界值。

如上所述，假设我们需要检验由方程式(9)所表述的 Y 和 X 之间的关系是否是同积关系。同理，第一步是证明 Y 和 X 均呈现单位根过程。如前所述，考虑到来自于现实世界的组数据的真实特征，我们必须先要获取有关 Y 和 X 的横截面性质并据此设计蒙特卡洛实验程序以生成针对 Y 和 X 的相关单位根检验统计值之有限样本密度分布和对应临界值。以所获取的临界值作为度量标准，若 Y 和 X 被证明均呈现单位根过程，我们便可以对方程式(9)进行回归分析并获得回归分析剩余$\hat{\pi}_{i,t}$。第二部分介绍的由 Levin 和 Lin(1992)和 Im, Pesaran 和 Shin(1996)倡导的组数据单位根检验方法可以被分别运用于回归分析剩余$\hat{\pi}_{i,t}$以获取相关　　t_ρ统计值和标准$\bar{t}$统计值。

当获取针对回归分析剩余$\hat{\pi}_{i,t}$的单位根检验t_ρ统计值和标准$\bar{t}$统计值之后，问题的关键转化为如何获得关于这两个统计值的有限样本密度分布和对应临界值。下面我们将给出既体现出处于考察中的假设性同积关系又考虑到相关各组数据之横截面性质以获取针对单方程式组数据之间同积关系检验统计值---即针对回归分析剩余$\hat{\pi}_{i,t}$的单位根检验t_ρ统计值和标准$\bar{t}$统计值之有限样本密度分布和对应临界值的相关蒙特卡洛实验步骤。

步骤一、对同积检验方程式(9)进行回归分析，获取估计系数$\hat{\alpha}$和回归分析剩余$\hat{\pi}_{i,t}$。

步骤二、对储存于矩阵$X_{N\times T}$中的组数据 X 求一阶差，计算出对应的方差-协方差矩阵$X_{N\times T}$，此即为矩阵$\Omega_{N\times N}$的剩余方差-协方差矩阵。

步骤三、若检验假设为相关变量之间不存在同积关系，　则从步骤一中所获取的同积回归分析剩余$\hat{\pi}_{i,t}$被假定为呈现单位根过程。求出组数据$\hat{\pi}_{i,t}$的一阶差，计算出对应的方差-协方差矩阵$\prod_{N\times N}$，此即为回归分析剩余$\hat{\pi}_{i,t}$的剩余方差-协方差矩阵。

步骤四、根据在步骤二中所获得的组数据$X_{i,t}$的剩余方差-协方差矩阵$\Omega_{N\times N}$，按照我们在第三部分所提议的非理想状况下组数据单位根检验之相关蒙特卡洛程序，生成一组虚拟非稳态随机数据$X_{i,t}^{p}$，使得其剩余方差-协方差矩阵与$\Omega_{N\times N}$相等。

步骤五、根据在步骤三中所获得的同积回归分析剩余$\hat{\pi}_{i,t}$的剩余方差-协方差矩阵$\prod_{N\times N}$，按照我们在第三部分所提议的非理想状况下组数据单位根检验之相关蒙特卡洛程序，生成一组虚拟非稳态随机数据$X_{i,t}^{p}$，使得其剩余方差-协方差矩阵与$\prod_{N\times N}$相等。

步骤六、若检验假设为相关变量之间不存在同积关系，按照$Y_{i,t}^{p}=\hat{\alpha}\cdot X_{i,t}^{p}+\hat{\pi}_{i,t}^{p}$生成对应于原始组数据$Y_{i,t}$的一组虚拟非稳态随机数据$Y_{i,t}^{p}$，其中$\hat{\alpha}$是在步骤一中获取的，而$Y_{i,t}^{p}$和$\pi_{i,t}^{p}$则分别在步骤四中和步骤五中获取。

步骤七、将步骤六中所获得的虚拟非稳态随机数据$Y_{i,t}^{p}$作为应变量，而将步骤四中所获得的虚拟非稳态随机数据$Y_{i,t}^{p}$作为自变量，进行类似如方程式(9)那样的回归分析，$Y_{i,t}^{p}=b\cdot X_{i,t}^{p}+\tau_{i,t}$，获取相应回归分析剩余$\hat{\tau}_{i,t}$。这一步骤的意义在于，为了更为可靠地检验原始组数据 Y 与 X 之间的同积关系是否真实存在，我们允许因为自变量的扰动项与整个同积检验回归分析剩余之间的可能关联而导致的同积检验回归分析估计系数的可能波动。

步骤八、根据文章中方程式(1)和(2)对步骤七中所获得的回归分析剩余$\hat{\tau}_{i,t}$进行转换，以分离掉其中的初始特征平均值和时间趋势特征平均值。再根据文章中增广型迪基-福勒方程式(6)和(7)分别对转换后得到的数据$\tilde{\tau}_{i,t}$进行单位根检验，获取相应的一组虚拟t_{ρ}统计值和标准$\bar{t}$统计值。

步骤九、重复上述步骤四至步骤八 10,000 次或者更多，我们可以得到 10,000 组或更多虚拟t_{ρ}统计值和标准$\bar{t}$统计值。这些虚拟统计值的密度分布即是对应于方程式(9)的组数据 Y 与 X 之间的同积关系检验真实统计值之有限样本密度分布，而相应的临界值则可以从这些有限样本密度分布中获取。

如上所述，在已知的涉及到单方程式组数据之间同积关系检验的实证研究中，相关检验统计值之有限样本密度分布和临界值的获取过程没有体现出处于考察中的假设性同积关系。我们这里所设计的蒙特卡洛实验框架克服了这一显著不足。这样，我们的实验框架就可以很方便地用来重新评估现有的涉及到单方程式组数据之间同积关系检验的实证研究。

5　结论性评论

组数据单位根检验方法已经在涉及跨国家或跨地区的经济学学术研究领域中得到了越来越广泛的应用。然而，或者因为没有考虑到相关组数据之横截面时间序列扰动项之间的关联性，或者没有考虑到这些扰动项之间的异质性，现有的涉及到组数据单位根检验的实证分析研究结果可能并不可靠。取决于所采用的相关组数据单位根检验临界值误差之大小，现有的实证分析研究可能相当程度地曲解了诸如购买力平价、国家经济增长等重要国际经济议题。

在本篇文章中，我们发展了一些新的蒙特卡洛实验程序以更为准确可靠地获取组数据单位根检验统计值之有限样本密度分布和对应的临界值。运用我们的程序所获得的相关单位根检验统计值之有限样本密度分布和相应临界值已经考虑到处于考察中的组数据之横截面性质并且只适用于相关组数据，而对其它任何组数据，即使对与被考察中的组数据有着同样数目的横截面与同样时间跨度的组数据都不适用。这样，我们的蒙特卡洛实验程序就提供了一个与现有的组数据单位根检验方法保持一致的可操作平台，既可以用来重新考察已知的涉及到组数据单位根检验的实证研究，也可以运用于未来的相关实证研究。

在本篇文章中，我们还新发展了一个简明的蒙特卡洛实验框架以更为准确可靠地进行单方程式时间序列数据之间的同积关系检验。我们的简明框架可以在既考虑到相关各组数据的独特性质又体现出处于考察中的假设性同积关系的前提下获取相关同积关系检验统计值之有限样本密度分布和相应临界值。这样，我们的蒙特卡洛实验框架就提供了一个简明的可操作平台，

既可以用来重新考察现有的涉及到同积关系检验的实证研究，也可以运用于未来的相关实证分析。

参考文献

[1] CANZONERI M, CUMBY R, BEHZAD D. Relative Labor Productivity and the Real Exchange Rate in the Long Run: Evidence for a Panel of OECD Countries [J] . Journal of International Economics, April 1999, 47: 245-266.

[2] COE D, HELPMAN E. International R&D Spillovers [J] . European Economic Review, May 1995, 39: 859-887.

[3] ENGLE R, GRANGER C. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing [J] . Econometrica, March 1987, 55: 251-276.

[4] IM K, PESARAN H, SHIN Y. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels [R] . Working Paper, Department of Applied Economics, University of Cambridge, August 1996.

[5] LEE K, PESARAN H, SMITH R. Growth and Convergence in a Multi-Country Empirical Stochastic Solow Model [J] . Journal of Applied Econometrics, July/August 1997, 12: 357-392.

[6] LEVIN A, LIN CF. Unit Root Tests in Panel Data: New Results [R] . Discussion Paper 93-56, University of California, San Diego, December 1993.

[7] LEVIN A, LIN CF. Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties [R] . Discussion Paper 92-23, University of California, San Diego, May 1992.

[8] O'CONNELL P. The Overvaluation of Purchasing Power Parity [J] . Journal of International Economics, February 1998, 44: 1-19.

[9] OH K. Purchasing Power Parity and Unit Root Tests Using Panel Data [J] . Journal of International Money and Finance, June 1996, 15: 405-418.

[10] PAPELL D. Searching for Stationary: Purchasing Power Parity under the Current Float [J] . Journal of International Economics, November 1997, 43: 313-332.

[11] SWEENEY R. Mean Reversion in G-10 Nominal Exchange Rates [R] . Working Paper, Georgetown University, July 2000.

[12] SWEENEY R, LI ZH. An Empirical Inquiry on the Presence of Uniform Cross-Country Production Functions [R] . Working Paper, Georgetown University, September 1999.

[13] WU YR. Are Real Exchange Rates Nonstationary? Evidence from a Panel-Data Test [J] . Journal of Money, Credit, and Banking, February 1996, 28: 54-63.

Some Monte Carlo Experiments on Panel Unit-Root Tests & Panel Cointegration Tests

EVANS M[1], SWEENEY R[2], LI Zhi-hong[3]

(1. Department of Economics, Georgetown University, Washington DC 20057, USA; 2. McDonough School of Business, Georgetown University, Washington DC 20057, USA; 3. Human Studies Institute, the Science and Technique University, Changsha 230026, China)

Abstract: In this paper, we firstly develop some Monte Carlo procedures to generate the finite-sample density distributions for panel unit-root test statistics accounting for cross-sectional properties. A simple Monte Carlo framework is then developed to generate the finite-sample density distributions for single-equation panel cointegration test statistics accounting for the underlying hypothetical cointegrating relationship.

Keywords: panel data; unit-root test; cointegration test

收稿日期：2003-07-03

---

[1] Levin 和 Lin(1993)提供了一种新的组数据单位根检验方法。他们的新方法也允许构成组数据的每单个时间序列数据保留各自独特的回归分析剩余方差和自相关模式。不过，因其相对而言的简洁明快，本篇文章决定介绍由 Im, Pesaran 和 Shin(1996)所倡导的方法。

[2]正如我们在第三部分所阐述的，在运用相关蒙特卡洛实验程序对 Y、X 和回归分析剩余 $\hat{\pi}_{i,t}$ 进行单位根检验的过程中，比较可靠的蒙特卡洛实验程序是既要考虑到相关各组数据之横截面时间序列扰动项之间的关联性又要考虑到其异质性。