

面板单位根检验理论的最新发展

黄旭平¹, 厉伟²

(¹, 南京大学商学院经济学, 江苏 南京 210093; ², 河海大学商学院, 江苏 南京 210098)

内容摘要: 面板单位根检验的理论发展是从部门独立的单位根检验到部门依赖单位根检验, 同时, 部门独立的单位根检验又是从微观面板即同质面板单位根发展到异质面板单位根检验。面板数据的不稳定性导致的伪回归、协整检验及协整方程估计, 尤其是部门依赖的协整检验及估计是一个有待解决的重要问题。

关键词: 面板数据 面板单位根 面板协整

一、引言

面板数据分析已经成为计量经济学分析的一个重要工具。面板数据分析方法也不断发展, 其中最为突出的两个重大领域: 面板单位根检验与面板协整检验。本文主要分析前者的理论发展脉络, 为实证研究提供最新的计量理论基础。

面板单位根检验及应用已经成为一个重要的研究热点, 并日益成为学者关注的方向。随着运用跨国数据研究分析购买力平价、经济增长收敛和国际研究开发的溢出效应等相关领域深入发展, 面板数据分析已经从最初的数目众多的跨期、较少的时间数据结构(微观面板)转化为数目众多的跨期, 而且也有相当长时间序列的数据结构(宏观面板)。较长时间序列的出现, 为面板数据分析提供了两个重要的研究方向, 即面板数据序列的稳定性及数据序列长期均衡性。换句话说, 面板数据分析进入两个重要的新领域: 面板单位根及面板协整。长期时间序列和众多跨期面板数据产生两种后果: 一个是回归系数从同质向异质系数变化; 另一个是数据序列的不稳定性、回归偏误和协整。遵循这种数据结构的变化, 面板单位根的检验也从最初的同质面板单位根检验发展到异质面板单位根检验, 再到同时检验同质与异质面板单位根检验。同时这些检验都是假设部门是独立的, 放松假设是单位根检验的最新发展方向。

面板单位根检验都是采用显著性检验法。显著性检验法是利用样本结果, 来证实一个虚拟假设真伪的一种检验程序。显著性检验的基本思想是一个检验统计量(作为估计量)及在虚拟假设下这个统计量的抽样分布, 并根据手中数据算出的统计量决定是否接受原假设。所以, 各种面板单位根检验关键在于获得检验统计量的分布函数。

二、部门独立的面板单位根检验理论

最初, 面板单位根检验理论假定部门是独立的, 也就是说各部门的残差是独立的, 互相没有影响。这方面的理论发展又是依照微观面板数据到宏观面板思路, 所以我们首先综述微观面板(同质面板)单位根检验理论, 然后介绍异质面板单位根检验。有关 Panel Data 单位根研究的主要成果见 Levin 和 Lin (1992, 1993)、Quah (1994)、Im 等 (1997)、Maddala 和 Wu (1999)、Phillips&Moon (1999)、Bbreitung (2000)、Im、Pesaran 和 Shin (IPS 检验) (2003)、Chio (2001)、Hadr (2000)、Paul G.J.O'Connell(1998)、Yoosoon Chang(2002) Westerlund (2005)的文献。

(一) 同质面板单位根检验

2.1 levin、lin&Chu Panel Unit Root Test¹

¹ Levin, A. , C. Lin and C. Chu (2002) Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample roperties. *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.

Levin、Llin&Chu（2002）的检验方法允许不同截距及时间趋势，异方差及高阶序列相关，最适合于中等维度（部门数 10-250，时间数 25-250）的面板分析。

假定如下：

$$Model\ 1: \Delta y_{i,t} = \delta y_{i,t-1} + \zeta_{i,t}$$

$$公式\ 1\quad Model\ 2: \Delta y_{i,t} = \delta y_{i,t-1} + \alpha_{0i} + \zeta_{i,t}$$

$$Model\ 3: \Delta y_{i,t} = \delta y_{i,t-1} + \alpha_{0i} + \alpha_{1i} + \zeta_{i,t}$$

误差过程是部门独立的并且有一稳定的可逆的 ARMA 过程：

$$公式\ 2\quad \zeta_{i,t} = \sum_{j=1}^{\infty} \theta_{ij} \zeta_{i,t-j} + \varepsilon_{it}$$

$$公式\ 3\quad \forall i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T, \text{ 有}$$

$$E(\zeta_{i,t}^4) < \infty; E(\varepsilon_{it}^2) \geq B_{\varepsilon} > 0, E(\zeta_{i,t}^2) + \sum_{j=1}^{\infty} E(\zeta_{i,t} \zeta_{i,t-j}) < B_{\zeta} < \infty$$

在此假定下面板单位根检验假设如下：

模型 1 原假设： $H_0: \delta = 0$, 备择假设： $H_1 < 0, \forall i$

模型 2 原假设： $H_0: \delta = 0, \alpha_{0i} = 0$ 备择假设： $H_1 < 0, \forall i$

模型 2 原假设： $H_0: \delta = 0, \alpha_{1i} = 0$ 备择假设： $H_1 < 0, \alpha_{1i} \in R, \forall i$

为简化表达式，设定 d_{mt} 表示确定性趋势项， $d_{mt} = \phi, \{1\}, \{1, t\}$ 分别表示三种模型。 α_m 表示三种模型反应参数。则上述三种模型可如下表示：

$$公式\ 4\quad \Delta y_{i,t} = \delta y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta y_{i,t-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it}, m = 1, 2, 3$$

Levin、Llin&Chu（2002）分三步构造面板单位根检验。首先实行 ADF 回归；其次估计长期方差对短期的比率；最后计算面板单位根统计量。

1、实行 ADF 回归

其中 p_i 未知，并且可以变动，可以参考 Hall(1990)方法来确定合适的滞后数。然后通过辅助回归产生正交残差 e_{it}, v_{it-1} 。为控制异方差，他们建议标准化：

$$公式\ 5\quad \hat{\sigma}_{e_i} = 1/(T - p_i - 1) \sum_{t=p_i+2}^T (\hat{e}_{i,t} - \rho_i \hat{V}_{i,t-1})^2, \text{ 其中 } \hat{V}_{i,t-1} = \hat{V}_{i,t-1} / \hat{\sigma}_{e_i}, \quad \hat{\rho}_i = \hat{e}_{i,t} / \hat{\sigma}_{e_i}$$

对于每个 i 而言， $\tilde{e}_{i,t}$ 是渐近 i.i.d

2、接着估计每个个体序列长期标准差与短期标准差的比率，并计算平均比率：

在原假设条件下，模型 1 的长期方差估计值如下：

$$公式\ 6\quad \hat{\sigma}_{y_i}^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^T \Delta y_{i,t}^2 + 2 \sum_{L=1}^{\bar{K}} w_{KL} \left(\frac{1}{T-1} \sum_{t=L+2}^T \Delta y_{i,t} \Delta y_{i,t-L} \right)$$

对模型 2，使用 $\Delta y_{it} - \Delta y_{it}$ 替换 Δy_{it} ， Δy_{it} 表示部门 Δy_{it} 的平均值。对模型 3 要求首先去趋势。 $\bar{K}$ 表示滞后截断参数， W_{KL} 依赖于核估计的选择。

3、计算 Panel Data 统计检验，这时考虑如下的回归方程：

$$\text{公式 7} \quad \theta_{it}^0 = \delta \hat{v}_{i,t-1}^0 + \varepsilon_{it}^0$$

对所有 i, t ， t 统计量的结果为：

$$\text{公式 8} \quad t_{\delta=0} = \hat{\delta} / \text{STD}(\hat{\delta})$$

$$\text{公式 9} \quad \text{STD}(\hat{\delta}) = \hat{\sigma}_\varepsilon \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T \hat{v}_{i,t-1}^2 \right]^{-1/2},$$

$$\text{其中 } \hat{\delta} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T \tilde{v}_{it-1} \tilde{e}_{it} \right) / \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T \tilde{v}_{it-1}^2 \right),$$

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{1}{NT\bar{p}} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T (\theta_{it}^0 - \hat{v}_{i,t-1} \hat{\delta})^2, \quad \bar{p} = T - p - 1 \quad \bar{p} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N p_i$$

$\tilde{T}$ 和 $\bar{p}$ 在个体 ADF 回归方程作为平均滞后长度使用，在模型 1 中， $t_{\delta=0}$ 服从正态分布。左模型 2、3 中是发散的。但可以用如下调整后 t 统计量：

$$\text{公式 10} \quad t_{\delta=0}^* = (t_{\delta=0} - NT\hat{\sigma}_\varepsilon^{-2} \text{STD}(\hat{\delta}) \mu_{\bar{p}}^*) / \sigma_{m\bar{p}}^*$$

Levin、Llin&Chu (2002) 证明得到：在原假设下， $t_{\rho}^* \Rightarrow N(0,1) \quad T, N \rightarrow \infty$

在备择假设下， t_{ρ}^* 将以 $\sqrt{NT}$ 速度趋于负无穷。

2.2 Breitung panel unit root test (2000)²

Breitung (2000) 认为检验的局部效果依赖于两个不同的部分：一个是因为去势方法所导致偏差的渐近效应，另一个是极限分布的局部参数。这种基于偏差调整的方法导致检验效果的损失。为克服这种情况，他提出一个不需要偏差调整的单位根检验方法。

ADF 设定与 LLC 的模型类似，如下所示：

$$\text{公式 11} \quad \Delta y_{i,t} = \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \theta_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \partial_i + \varepsilon_{i,t}$$

Breitung panel unit root test (2000) 方法与 LLC 的不同主要是在两个方面：首先，构造标准统计量是只有部分自回归，并且不是外生变量。如下面所示：

$$\text{公式 12} \quad \tilde{\Delta y}_{it} = (\Delta y_{it} - \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\theta}_{ij} \Delta y_{it-j}) / s_i$$

$$\text{公式 13} \quad \tilde{y}_{it-1} = (y_{it} - \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\theta}_{ij} \Delta y_{it-j}) / s_i$$

² Breitung, Jörg (2000). "The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data," in B. Baltagi (ed.), *Advances in Econometrics, Vol. 15: Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*, Amsterdam: JAI Press, p. 161–178.

式中 $\dot{\theta}_{ij}$, $\dot{\theta}_{ij}$ 定义与LLC模型一致。

其次是代理量是变化并且是去势，如下面所示：

$$\text{公式 14} \quad \Delta y_{it}^* = \sqrt{(T-1)/(T-t-1)}(\Delta \tilde{y}_{it} - (\Delta \tilde{y}_{it+1} + \dots + \Delta \tilde{y}_{it+T})/(T-1))$$

$$\text{公式 15} \quad y_{it}^* = (\tilde{y}_{it} - c_{it})$$

式中， $c_{it} = 0$, 当无截距和趋势项； $c_{it} = \tilde{y}_{it}$, 有截距和无趋势项；

$c_{it} = \tilde{y}_{it} - ((t-1)/T)\tilde{y}_{iT}$, 有截距和趋势项。

参数 α 来自混合代理方程

$$\text{公式 16} \quad \Delta y_{it}^* = \alpha y_{it-1}^* + v_{it}$$

在原假设成立的情况下，回归系数 α^* 是渐近于标准正态分布。

(二) 异质面板单位根检验

2.3 Im、Pesaran 和 Shin (IPS 检验) (2003)

Im、Pesaran 和 Shin (2003) 考察模型形式如下：

$$\text{公式 17} \quad \Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad i=1,2,\dots,N, \quad t=1,2,\dots,T$$

原假设和备择假设改为：

$$H_0: \rho_i = 0 \text{ 对所有 } i$$

$$H_1: \rho_i < 0, \quad i=1,2,\dots,N_1, \quad \rho_i = 0, \quad i=N_1+1, N_1+2,\dots,N$$

基于各部门的修正 DF-t 统计量，原假设检验统计量：

$$\Gamma_t = (\sqrt{N}[t_{NT}(p) - a_{NT}]/\sqrt{b_{NT}}) \rightarrow N(0,1)$$

$$\text{公式 18} \quad a_{NT} = (1/N) \sum_{i=1}^{i=N} E[t_{NT}(p,0)]$$

$$b_{NT} = (1/N) \sum_{i=1}^{i=N} \text{var}[t_{NT}(p,0)]$$

其中 $t_{NT}(p)$ 是 N 个部门，滞后期为 p 的 ADF-t 统计量， $E[t_{NT}(p,0)]$, $\text{var}[t_{NT}(p,0)]$ 分别 N 个部门，滞后期为 p 的 ADF-t 统计量的均值和方差。

Im、Pesaran 和 Shin (1997) 证明在原假设成立的条件下， $T \rightarrow \infty, N \rightarrow \infty$, 或者 $N/T \rightarrow k, k$ 是有限正常数，统计量收敛于正态分布函数。

2.4 Hadri Panel Unit Root Test (2000)³

³ Hardi, Kaddour (2000). "Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data," *Econometric Journal*, 3, 148–161.

Hadri (2000)单位根检验类似于KPSS单位根检验，原假设是面板数据是趋势稳定和差分稳定即任何序列都没有单位根。这种检验即使在小样本中效果也很好，不过最适宜大时间序列，中等程度的面板数据。适用于固定效应、个体决定趋势和异方差模型，并且可以应用于更广泛的存在自相关面板数据分析。与KPSS单位根检验一样，Hadri检验也是基于个体的最小二乘法 y_{it} 的残差，有一个常数或者是有一个常数及趋势。例如，同时有常数及趋势时，我们得到

$$\text{公式 19} \quad y_{it} = \delta_i + \eta_i t + \varepsilon_{it}$$

给定个体回归得到残差，我们可以得到LM统计量：

$$\text{公式 20} \quad LM_1 = \frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^N \left(\sum_T S_i(t)^2 / T_2 \right) / \bar{f}_0 \right)$$

式中 $S_i(t)^2$ 是残差的总和： $S_i(t) = \sum_{s=1}^t \varepsilon_{is}$ ， $\bar{f}_0$ 是个体 $\bar{f}_0 = \sum_{t=1}^n f_{i0} / n$ ，

$$\text{另外还可以构造存在异方差情况下LM统计量：} LM_2 = \frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^N \left(\sum_T S_i(t)^2 / T^2 \right) / f_{i0} \right)$$

Hadri证明在原假设成立情况下， $Z = \sqrt{N}(LM - \xi) / \zeta \rightarrow N(0,1)$

式中 $\xi=1/6$ ， $\zeta=1/45$ ，当模型只有常数（设置 $\eta_i=0$ ，对所有的 i ）；否则 $\xi=1/156$ ， $\zeta=11/6300$ 。

2.5 Chio panel Unit Root Test (2001)⁴

Chio (2001) 单位根检验主要从三个方面扩展以前的检验。首先是面板部门假定为有限或无限；第二，每一部门假定有不同非随机和随机项；第三，每一部门的时间可以是不同的；第四，可以考虑部分部门是单位根，而另一些部门不是单位根。这些扩展也是基于以前相关检验的不足提出的。以前检验方法主要是以下几个方面不足：第一，面板部门数目要么假定是有限的，要么假定是无限的；第二，各部门变量有相同随机项，例如假定一个部门随机项是线性的，那么其他部门也自动假定是线性的。第三，所有部门时间维度是完全一样的。但事实上很多数据不可能是完全一样，这就限制了以前单位根检验的适用范围。第四，以前单位根检验的备择假设要么全部是单位根，要么全部是稳定的，而没有考虑其中一些部门是存在单位根，另一些部门没有单位根的情况。下面简单分析该模型主要贡献：

假定模型

$$\text{公式 21} \quad y_{it} = d_{it} + x_{it} \quad (i=1, \dots, N; t=1, \dots, T_i),$$

$$\begin{aligned} \text{公式 22} \quad d_{it} &= \beta_{i0} + \dots + \beta_{im_i} t^{m_i}, \\ x_{it} &= \alpha_i x_{i(t-1)} + u_{it}, \end{aligned}$$

u_{it} 是I(0)过程，所以，在模型中，观测值 y_{it} 是由一非随机过程 d_{it} 和随机过程 x_{it} 组成。依赖于I的取值 y_{it} 有不同的样本值，也有不同组成部分，而且 u_{it} 可以是异方差。所有这些是LLC (2002) 检验和IPS (2003) 检验所不允许的。

原假设： $H_0: \alpha_i = 1$, 对所有 i ，此式表明所有时间序列是单位根不稳定的。

⁴ Choi, I. (2001). "Unit Root Tests for Panel Data," *Journal of International Money and Finance*, 20: 249–272.

备择假设：对无限的部门： $H_0 : \alpha_i = 1$, 至少一个 i ，对有限的部门： $H_0 : \alpha_i = 1, \exists i$

上式表明其中一些部门是单位根，而另一些部门不是单位根的。

1、部门有限统计量

假定 G_{ITI} 是 I 部门单边统计量 (Dickey 和 Fisher's test, 1979)。在原假设下 G_{ITI} 的 P 值的分布是：

$$\text{公式 23} \quad p = F(G_{ITI})(p = 1 - F(G_{ITI})),$$

式中 $F(G_{ITI})$ 是随机项 G_{ITI} 分布函数。

$$\text{公式 24} \quad P = -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i),$$

$$\text{公式 25} \quad Z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \Phi^{-1}(p_i)$$

Φ 是分布函数积分

$$\text{公式 26} \quad L = \sum_{i=1}^N \ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right)$$

在原假设成立情况下，

$$P \rightarrow \chi_{2N}^2$$

$$\text{公式 27} \quad Z \Rightarrow N(0,1)$$

$$L^* = \sqrt{K}L \Rightarrow t_{5N+4}, \text{ 其中 } K = 3(5N+4)/[\pi^2 N(5N+2)]$$

2、部门无限统计量

$$P_m = -\frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N (\ln(p_i) - 1) \Rightarrow N(0,1),$$

$$\text{公式 28} \quad Z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \Phi^{-1}(p_i) \Rightarrow N(0,1)$$

$$L = \frac{1}{\sqrt{\pi^2 N/3}} \sum_{i=1}^N \ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) \Rightarrow N(0,1)$$

三、部门依赖时单位根检验的新发展

前面所介绍的面板单位根检验都有一个共同特点：假定部门的时间序列是独立的，互相没有影响。在此假定下，运用中心极限定理可以得到统计量的渐近分布函数。虽然长期以来人们就认识到跨期部门独立是严格假定条件，但是相信可以在实行单位根检验之前，通过减去面板均值可以或者说至少可以部分解决这个问题。然而，最近文献显示这种方法并不能解决问题。例如，O'Connell(1998)论证因为金融市场的高度关联性，真实汇率应该

是高度相关的。正是基于这些考虑，面板单位根检验进入一个新的发展阶段，即跨期相关下的面板单位根检验，主要有以下几种检验方法：Westerlund单位根检验、Chang nonlinear iv unit tests单位根检验、Maddala and-wu单位根检验、GLS单位根检验和Smith单位根检验。

3.1 Westerlund panel unit root tes (2005)⁵

Westerlund (2005)单位根检验适用于一个共同因素导致的跨期相关的面板。

Y_{it} 是部门*i*=1,...,N和时间序列*t*=1,...,T的观测值。假定

$$\text{公式 29 } Y_{it} = \beta X_{it} + \rho Y_{it-1} + E_t,$$

式中 $Y_{it} = (y_{it}, \dots, y_{Nt})'$, $E_t = (e_{1t}, \dots, e_{Nt})'$, $\rho = \text{diag}(\rho_1, \dots, \rho_N)'$ X_t 有三种情形：
(1) $X_t = \{\phi\}$ 表示没有确定性趋势；(2) $X_t = \{1\}$ 表示确定性趋势是一常数项；
(3) $X_t = (1, t)$ 表示最普遍的情形，既有部门常数趋势，也有线性时间趋势。

假定 $\rho_i = I_N - (\theta / TN^{1/2})$, 其中 $\theta = \text{diag}(\theta_1, \theta_1, \dots, \theta_N)'$

所以单位根检验原假设: $H_0: \theta_i = 0, \forall i$ 备择假设: $H_1: \theta_i > 0, \exists i$.

假定随机变量 θ_i 是 i.i.d. 且期望值是 μ_θ . 则上面的假设等价于:

$$H_0: \mu_\theta = 0, H_1: \mu_\theta > 0$$

部门相关依照Phillips Sul(2003),假定有如下单一因素模型:

$$\text{公式 30 } E_t = \lambda F_t + v_t$$

其中 F_t 是非观察到的随机因素标量, $\lambda = (\lambda_1, \dots, \lambda_N)'$ 是非随机参数, $v_t = (v_{1t}, \dots, v_{Nt})'$ 是扰动项向量.

假定向量 λ^* 是向量 λ 的正交余, 定义

$$\text{公式 31 } F_\lambda = (\lambda^* \sum \lambda^*)^{-1/2} \lambda^*$$

于是定义面板单位根统计量如下:

$$\text{公式 32 } z_\rho = \left(\sum_{t=1}^T \bar{Y}_{t-1}^* \bar{Y}_{t-1}^* \right)^{-1} \sum_{t=1}^T \Delta \bar{Y}_{t-1}^* \bar{Y}_{t-1}^*$$

$$\text{公式 33 } z_t = \left(\sum_{t=1}^T \bar{Y}_{t-1}^* \bar{Y}_{t-1}^* \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T \Delta \bar{Y}_{t-1}^* \bar{Y}_{t-1}^*$$

其中 $\bar{Y} = Y_t - \hat{\beta} X_t$, $\hat{\beta}$ 是 β 的最小二乘法估计量, $\bar{Y}_{t-1}^* = F_\lambda' \bar{Y}_t$.

根据Westerlund(2001)证明得到:

$$\text{公式 34 } TN^{1/2} z_\rho - N^{1/2} \Theta_1 \Theta_2^{-1} \Rightarrow N(-\mu_\theta, \phi' \sum \phi)$$

$$\text{公式 35 } z_t - N^{1/2} \Theta_1 \Theta_2^{-1} \Rightarrow N(-\mu_\theta \Theta_1^{1/2}, \phi' \sum \phi)$$

其中 $\Theta = (\Theta_1, \Theta_2)'$ 和 $\sum$ 分别表示 K_i 的均值与方差.

⁵ Joakin Westerlund(2005), Pooled Unit root Tests in Panels with a Common Factor, Development of economics, Lund University, working papes. [www. ideas.repec.org/p/hhs/lunewp/2005_009.html](http://www.ideas.repec.org/p/hhs/lunewp/2005_009.html)

$$\text{公式 36} \quad K_i = \left(\int_0^1 \bar{w}_i^* \bar{w}_i^* d\bar{w}_i^* \right)$$

$$\text{公式 37} \quad \bar{w}_i^* = w_i^* - \left(\int_0^1 w_i^* X' \right) \left(\int_0^1 X X' \right)^{-1} X$$

3.2 Maddala和Wu (MW检验,1999)⁶

在Im等人的检验中，尽管放松单位之间的同质条件，但这里仍有一些问题，首先，与其他大多数Panel Data单位根检验一样，Im等人（1997）在他们基本框架中，假设时间T对所有截面单位是相同的，因此就有 $E[t_{i,T}(p_i,0)|\rho_i = 0]$ 和 $\text{Var}[LM_{i,T}(p_i,0)|\rho_i = 0]$ ，这一点仅仅对均衡Panel Data来说有用，但对于不均衡Panel Data来说需要更多模拟来得到判别值；其次，LL检验判别值对ADF检验中的滞后长度的选择比较敏感；第三，这些文章的结果仅限于一些Panel Data的单位根检验，不能检验Elliott等人（1996）或者Perron-Ng（1996）提出Panel Data的数据形式；第四，更重要的是，与Im通过普通时间效应来考虑截面的有限数量相关（是指（1）式中 θ_i 不为 0）相比，Maddala和Wu认为在现实世界中所存在截面相关不可能采用这种简单形式（通过 Y_{it} 减去截面平均值有效地消除这种相关），Maddala和Wu文章中，使用了“Meta Analysis”中Fish（1932）提出关于独立性的检验方法——即综合了每个截面单位的统计量P值，来进行单位根检验，Fish 检验是一个非参检验，对于单位根，任何选择的检验都可以计算，其准确统计量为：

$$\text{公式 38} \quad -2 \sum_{i=1}^N \ln(\pi_i)$$

它服从于 $\chi^2(2N)$ 分布。在原假设截面独立情况下， π_i 是单位i的检验统计量的P值。这个检验明显优点是，它对统计量选择滞后长度和样本数大小比较稳健，更重要是Maddala和Wu证实使用自助法（Bootstrapping方法），扩展在Panel Data中单位根检验的框架，允许考虑截面相关，Maddala和Wu迈出关键一步，从而使得Panel Data单位根检验进入一个更广泛的框架中。

3.3 Chang nonlinear iv unit tests⁷

多数现存检验方法假定部门是独立的，这是一个相当严格限制。正是如此，这些检验方法如果用于部门依赖的面板数据很可能导致偏差的结果。Maddala和Wu（1999）设置模拟评估在部门独立下发展的面板单位根检作用于部门依赖时的表现。研究发现Levin et al.(1997) Im et al.(1997)在部门依赖的面板数据效果很差。

Yoosoon Chang(2002)基于部门的扩充迪基-富勒（Augmented Dickey-Fuller）非线性工具估计量做为滞后水平工具的非线性变换，提出了非线性单位根检验。检验统计量是每一部门工具变量的T值标准总和，并且渐近于正态分布。Panel data部门数没有严格限制。最重要特征是这种检验方法适用于部门依赖。主要结论如下：

假定模型如下：

$$\text{公式 39} \quad y_{it} = \alpha_i y_{i,t-1} + u_{it}, i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T_i,$$

式中i表示部门，t表示时间，时间 T_i 表示每一部门时间可以变化，即适用于非平衡面板

⁶ Maddala, G. S. and S. Wu (1999). “A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and A New Simple Test,” Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 61, 631–52.

⁷ Yoosoon Chang (2002) Nonlinear IV unit root tests in panels with cross-sectional dependency Journal of Econometrics ,110,261-292.

数据。

假定 u_{it} 是如下自回归所产生的。

$$\text{公式 40} \quad \alpha^i(L)u_{it} = \varepsilon_{it}$$

式中 L 表示平常滞后算子且有：

$$\text{公式 41} \quad \alpha^i(z) = 1 - \sum_{k=1}^{p_i} \alpha_{i,k} z^k, i=1, \dots, N$$

因为 $\alpha^i(z)$ 和 p_i 是变动，所以也适用于部门依赖的异质模型。假定 $\forall i=1, \dots, N, Z$, 有 $\alpha^i(z) \neq 0$, 则 u_{it} 是可逆的，有

$$\text{公式 42} \quad u_{it} = \pi_i(L)\varepsilon_{it}$$

$$\text{式中 } \pi_i(L) = \alpha^i(z)^{-1} = \sum_{k=1}^{p_i} \pi_{i,k} z^k,$$

所以：

$$\begin{aligned} \text{公式 43} \quad u_{it} &= [1/\alpha^i(1)]\varepsilon_{it} + \sum_{k=1}^{p_i} \sum_{j=k}^{p_i} [\alpha_{i,j}/\alpha^i(1)](u_{i,t-k} - u_{i,t-k+1}) \\ &= \pi_i(1)\varepsilon_{it} + (\tilde{u}_{i,t-1} - \tilde{u}_{i,t}) \end{aligned}$$

式中 $\pi_i(1) = 1/\alpha^i(1)$, $\tilde{u}_{i,t-1} = \sum_{j=k}^{p_i} \tilde{\alpha}_{i,j} u_{i,t-k+1}$, $\tilde{\alpha}_{i,j} = \pi_i(1) \sum_{j=k}^{p_i} \alpha_{i,j}$ 零假设 $\alpha_i = 1$ 下，则有

$$\text{公式 44} \quad y_{it} = \sum_{k=1}^t u_{ik} = \pi_i(1)\xi_{it} + (\tilde{u}_{i0} - \tilde{u}_{it})$$

$$\text{式中 } \xi_{it} = \sum_{k=1}^t \varepsilon_{ik}, i=1, \dots, N,$$

联立 (2) 式得到：

$$\begin{aligned} \text{公式 45} \quad y_{it} &= \alpha_i y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{p_i} \alpha_{ik} u_{i,t-k} + \varepsilon_{it} \\ &= \alpha_i y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{p_i} \alpha_{ik} \Delta y_{i,t-k} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

为处理上式的跨期依赖问题，使用非线性工具变量 $F(y_{i,t-1})$ 。对滞后差分 $x'_{it} = (\Delta y_{i,t-1}, \dots, \Delta y_{i,t-p_i})$ 使用本身做为工具变量。所以工具变量

$$\text{公式 46} \quad F((y_{i,t-1}), x'_{it})' = (F(y_{i,t-1}), (\Delta y_{i,t-1}, \dots, \Delta y_{i,t-p_i}))'$$

$$\text{设定 } y_i = (y_{i,p_i+1}, \dots, y_{i,T_i})', \quad y_{1i} = (y_{i,p_i}, \dots, y_{i,T_i-1})',$$

$$x_i = (x'_{i,p_i+1}, \dots, x'_{i,T_i})', \quad \varepsilon_i = (\varepsilon'_{i,p_i+1}, \dots, \varepsilon'_{i,T_i})'$$

所以：

$$\text{公式 47} \quad y_i = y_{1i}\alpha_i + \beta_i X_i + \varepsilon_i = Y_i \gamma_i + \varepsilon_i$$

其中 $\beta_i = (\alpha_{i,1}, \dots, \alpha_{i,p_i})'$, $Y_i = (y_{1i}, X_i)$, $\gamma_i = (\alpha_i, \beta_i)'$ ，则 γ_i 的估计量

$$\text{公式 48} \quad \hat{\gamma}_i = (\alpha_i, \beta_i)' = (W_i' Y_i)^{-1} W_i' Y_i = \begin{pmatrix} F(y_{1i})' y_{1i} & F(y_{1i})' X_i \\ X_i' y_{1i} & X_i' X_i \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} F(y_{1i})' y_i \\ X_i' y_i \end{pmatrix}$$

$\hat{\gamma}_i$ 是工具变量 W_i 的工具变量估计值。同时在零假设下，相关系数 α_i 的工具变量估计量由下式给出：

$$\text{公式 49} \quad \hat{\alpha}_i - 1 = B_{T_i}^{-1} A_{T_i}$$

其中

$$\begin{aligned} \text{公式 50} \quad A_{T_i} &= F(y_{1i})' \varepsilon_i - F(y_{1i})' X_i (X_i' X_i)^{-1} X_i' \varepsilon_i \\ &= \sum_{t=1}^{T_i} F(y_{i,t-1}) \varepsilon_{it} - \sum_{t=1}^{T_i} F(y_{i,t-1}) X_{it}' \left(\sum_{t=1}^{T_i} X_{it} X_{it}' \right)^{-1} \sum_{t=1}^{T_i} X_{it} \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{公式 51} \quad B_{T_i}^{-1} &= F(y_{1i})' y_{1i} - F(y_{1i})' X_i (X_i' X_i)^{-1} X_i' y_{1i} \\ &= \sum_{t=1}^{T_i} F(y_{i,t-1}) y_{i,t-1} - \sum_{t=1}^{T_i} F(y_{i,t-1}) X_{it}' \left(\sum_{t=1}^{T_i} X_{it} X_{it}' \right)^{-1} \sum_{t=1}^{T_i} X_{it} y_{i,t-1} \end{aligned}$$

A_{T_i} 也可以变形为 $\delta_i^2 E C_{T_i}$ ，其中

$$\begin{aligned} \text{公式 52} \quad C_{T_i} &= F(y_{1i})' F(y_{1i}) - F(y_{1i})' X_i (X_i' X_i)^{-1} X_i' F(y_{1i}) \\ &= \sum_{t=1}^{T_i} F(y_{i,t-1})^2 - \sum_{t=1}^{T_i} F(y_{i,t-1}) X_{it}' \left(\sum_{t=1}^{T_i} X_{it} X_{it}' \right)^{-1} \sum_{t=1}^{T_i} X_{it} F(y_{i,t-1}) \end{aligned}$$

所以对单位根零假设 $H_0: \alpha_i = 1, \forall i = 1, \dots, N$ 构造t值工具变量检验统计量

$$\text{公式 53} \quad Z_i = (\hat{\alpha}_i - 1) / s(\hat{\alpha}_i)$$

$s(\hat{\alpha}_i)$ 是 $\hat{\alpha}_i$ 的工具变量估计值

$$\begin{aligned} \text{公式 54} \quad s(\hat{\alpha}_i) &= \sigma_i \hat{B}_{T_i}^{-2} C_{T_i} \\ \hat{\sigma}_i^2 &= T_i^{-1} \sum_{t=1}^{T_i} \hat{\varepsilon}_{it}^2, \quad \hat{\varepsilon}_{it}^2 \text{ 是来自公式47的拟合残差即} \end{aligned}$$

$$\hat{\varepsilon}_{it} = y_{it} - \hat{\alpha}_i y_{i,t-1} - \sum_{k=1}^{p_i} \hat{\alpha}_{i,k} \Delta y_{i,t-k} = y_{it} - \hat{\alpha}_i y_{i,t-1} - X_{it}' \hat{\beta}_i'$$

Yoosoon Chang(2002)证明得到

$$\text{当 } T_i \rightarrow \infty, \forall i = 1, \dots, N, \quad Z_i = (\hat{\alpha}_i - 1) / s(\hat{\alpha}_i) \rightarrow N(0, 1)。$$

从而得到面板非线性单位根统计量

$$\text{公式 55} \quad S_N = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N Z_i \rightarrow N(0, 1)$$

3.4 GLS单位根检验

Paul G.J.O'Connell(1998)认为非独立的干扰项会产生两个问题：第一，Levin&Lin(1992)的极限分布可能是不正确。第二，即使统计量的极限分布是正确的，它的效果也会下降。

他提出使用广义最小二乘法单位根（GLS Unit Root tests）解决部门依赖问题。

Paul G.J.O'Connell 以购买力平价理论为例加以说明。

假定 P_{it} 是国家i的价格指数对数值， s_{it} 是国家i的货币的美元值的对数值。则国家i与美国的真实汇率

$$\text{公式 56} \quad q_{it} = p_{it} - s_{it} - p_{us,i}$$

PPP设定的原假设: $H_0 : \Delta q_{it} = \varepsilon_{it}$

备择假设: $H_0 : \Delta q_{it} = \alpha_t + \rho q_{i,t-1} + \varepsilon_{it} k, \rho < 0 \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$

ε_{it} 是零均值的扰动项。

为得到 ρ 的估计值，首先设定Y是 $T \times N$ 真实汇率的一阶差分

$$\text{公式 57} \quad Y_{T \times N} = \begin{bmatrix} \Delta q_{11} \Delta q_{12} \dots \Delta q_{1N} \\ \Delta q_{21} \Delta q_{22} \dots \Delta q_{2N} \\ \vdots \\ \Delta q_{2T} \Delta q_{2T} \dots \Delta q_{NT} \end{bmatrix}$$

设定X是 $T \times N$ 真实汇率的滞后量。

$$\text{公式 58} \quad \hat{\rho}_{GLS} = \text{tr}(X' Y \Omega^{-1}) / \text{tr}(X' X \Omega^{-1})$$

其中 $\Omega = E(\varepsilon_t \varepsilon_t')$, $\varepsilon_t = [\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{Nt}]$

四、面板单位根检验理论的应用

面板单位根检验理论的应用主要集中于三个方面：购买力平价理论、经济增长、国际研发的外溢效应。下面主要评述购买力平价理论实证分析的相关文献。

购买力平价理论的实证分析没有取得一致意见。一些人认为购买力平价理论得到了实证支持。Frankel, Rose(1996), Oh(1996), Lorthian(1996)使用面板数据实证购买力平价理论以及LL Unit Root Tests，基本上都支持购买力平价理论。Chio(2001)利用IPS Unit Root Tests，使用面板数据分析，也得到有利于购买力平价的证据，他指出，这可能是因为这种检验方法改善了有限样本的检验效果。Taro Esaka (2003) 运用IPS 检验和Maddala, Wu (1999)检验日本主要城市间商品购买力平价理论，基于对7个城市1960–1998年消费品价格指数的分解研究发现主要城市相对价格是稳定，具体来说，8个贸易商品及5个非贸易商品中的2个是稳定的，所以长期来说，购买力平价理论是成立的，并且相对于非贸易商品来说，贸易商品的购买力平价理论得到了更强的实证支持。Kausik Chaudhu, Jeffrey Sheen(2004) 基于1972:3-1999:1数据的实证研究支持澳大利亚购买力平价理论。另一些人则认为对购买力平价理论实证并不支持。Maddala, Wu(1998)发现Fisher检验优于IPS Unit Root检验，但是使用这些检验方法仍然没有获得支持购买力平价理论的证据。D. Allen, S. Cruickshank, G. MacDonald(2000)使用MW单位根检验(Maddala, Wu, 1999)研究购买力平价理论，发现其结果与IPS及扩充的迪基富勒检验(ADF)不一致，说明购买力平价理论成立与否可能与检验方法有关。

五、存在的问题及未来发展方向

面板数据的不稳定性检验是一个值得研究的问题，不稳定性导致伪回归，不稳定序列的回归估计即协整也是未来的一个重要研究方面。伪回归因为基于稳定序列分析，因此可能会给不稳定的面板数据分析带来严重后果，例如估计的不一致、非有效性等，对这一问题值得

进一步研究。其次，面板协整。因为在时间序列中，如果一个序列随机游动，另一个也亦步亦趋地而随机游动，这种同步就是协整背后的直观意念。这时回归结果未必是谬误的，而且通常的T和F检验是有效的，所以葛兰杰说：将协整检验看作是避免出现谬误回归情况的一个预检。⁸同样地，在面板单位根存在的情况下，也存在面板协整。如何检验面板协整和协整方程的估计问题也是未来的一个重要研究方向。

参考文献:

- [1]黄旭平：面板协整理论的最新发展理论综述，工作论文，2005。
- [2]李志宏：面板数据单位根检验简明蒙特卡洛实验框架，数量经济技术经济研究 2004(11)。
- [3]汪涛、饶海斌、王丽娟：Panel Data 分析的理论和应用发展综述。来源于 www.applstats.org/advanced/papers/Panel%20Data.doc
- [4]Baltagi, B. and C. Kao (2000) "Nonstationary Panels, Cointegration in Panels and Dynamic Panels: A Survey," *Advances in Econometrics: "Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels"*, 15, 7-52.
- [5]Banerjee, A. (1999). "Panel Data Unit Roots and Cointegration: An Overview. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 607-630.
- [6]Breitung, Jörg (2000). "The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data," in B. Baltagi (ed.), *Advances in Econometrics*, Vol. 15: Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic.
- [7]Choi, I. (2001). "Unit Root Tests for Panel Data," *Journal of International Money and Finance*, 20, 249-272.
- [8]D. Allen, S. Cruickshank & G. MacDonald (2000). "Purchasing Power Parity — evidence from a new panel test," Earlier version available as unpublished Working Paper, Dept. of Applied Economics, University of Cambridge, Dec. 1997 (<http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/lm.pdf>)
- [9] Frankel, J.A., and A.K. Rose, (1996), "a Panel project on Purchasing Power Parity: Mean Reversion Within and Between Countries." *Journal of International Economics* 40, 209-224.
- [10]Hall, A. (1990). "Testing for a unit root in time series with pretest data-based model selection. north Carolina state university, working paper..
- [11]Hardi, Kaddour (2000). "Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data," *Econometric Journal*, 3, 148-161.
- [12]Im, K.S., M.H. Pesaran, Y. Shin (2003). "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," *Journal of econometrics*, 115, 53-74,
- [13]Kausik Chaudhu & Jeffrey Sheen (2004), "Purchasing Power Parity Across States and Goods Within Australia.," *The Economic Record*, Vol. 80, NO. 250, 314-329.
- [14]Kyung So Im, M. Hashem Pesaran, Yongcheol Shin, (2003). "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, 115, 53-74.
- [15]Levin, A., C. Lin and C. Chu (2002). "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and finite-Sample

⁸ Damodar N. Gujarati, 计量经济学，下册，中国人民大学出版社，p721

Properties. Journal of Econometrics, 108, 1-24.

[16]Lothian,J.R.(1996)."Multi-Country Evidence on the Behavior of Purchasing Power Parity Under the Current Float."Journal of Money and Finance16,19-35.

[17]Maddala, G. S. and S. Wu (1999). "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and A;New Simple Test," Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 61, 631–52.

[18] Oh,K.Y. (1996)."Purchasing Power Parity and Unit Roots Tests Using Panel Data."Journal of International Money and Finance15,405-418.

[19]Y Taro Esaka (2003). "Panel unit root tests of purchasing power parity between Japanese cities, 1960 1998," Japan and the World Economy 15 (2003) 233 244.

[20] Yoosoon Chang (2002). "Nonlinear IV unit root tests in panels with cross-sectional dependency.Journal of Econometrics, 110,261- 292.

[21]Taro Esaka (2003). "Panel unit root tests of purchasing power parity between Japanese cities, 1960–1998,"Japan and the World Economy 15 (2003) 233–244.

On the Last Development of Panel Unit Roots Test

Huang Xu-ping¹, Li Wei²

(1.Bussiness School of Nanjing University, Nanjing 210093, China; 2. Bussiness School of Hehai University, Najing 210093, China)

Abstract:The paper survey the development of panel unit root test from 1995 to 2005. the tests firstly based on independence of section, then dependence . simultaneity, independence panel unit test progress from homogenous panel to heterogeneous panel. Panel spurious regression and. cointegration ,especially panel cointegration of dependence section, is noteworthy. How to test and estimate the panel cointegration is also a important question.

Key word: Panel data Panel unit root Panel cointegration

收稿日期: 2005-6-15

作者简介: 黄旭平, 男, 南京大学商学院经济学博士研究生, 研究方向为金融计量分析; 厉伟, 男, 河海大学商学院, 经济学博士后, 研究方向为房地产金融。

(责任编辑: 程均丽)