

面板协整检验理论综述

黄旭平¹ 杨新松²

(1, 南京大学商学院; 2, 杨新松, 湘潭大学商学院, 复旦大学金融学院)

内容摘要: 本文综述近期(1995-2005)面板协整检验理论。面板协整分析理论最初是基于结构稳定的分析, 主要研究成果可以划分为部门独立的协整检验和部门依赖协整检验, 同时部门独立的协整检验又是从微观面板即同质面板协整检验发展到异质面板协整检验, 最新发展则集中于结构突变的面板协整检验, 未来研究至少集中于面板协整检验统计量渐近分布、混合面板的协整检验理论以及多参数协整检验理论。

关键词: 面板 面板单位根 面板协整 购买力平价

一、引言

非稳定时间序列的变量协整检验与估计已经得到普遍认可。最初格兰杰和纽博尔德(1974)年指出许多研究对残差的自相关性没有予以足够的重视。而理论证明宏观数据是不稳定的。这时, 回归标准的显著性检验是误导的。因为传统的T检验和F检验趋向于不拒绝任何关系的假设, 但事实却没有此关系。总之, 一个随机游动对另一个随机变量的回归实际上肯定会产生显著的关系, 然而却是伪回归。然而, 如果两个变量差分后是稳定的, 那么这两个变量的线性组合可能是协整。正如Engle and Granger (1987) 指出当变量d阶求积时, 那么(d-1)求积可能是协整的。理论上使用修正的ADF单位根检验(Augmented Dickey-Fuller t tests, Dickey & Fuller, 1979; 1981) 检验变量稳定性, Engle-Granger二步法检验协整关系。

然而这些方法有一个缺点: 检验短的时间序列是低效果的。Pedroni (1995), Shiller & Perron (1985), Perron (1989, 1991), Pierse and Snell (1995)指出上述检验对时间维度非常敏感。同时如果使用Johansen(1991)进行多参数协整检验, 滞后差分选择是敏感的。换句话说, 在短的时间序列, Johansen 协整检验是不可靠的。

在此背景下, 为解决时间序列的协整检验小样本问题, 一系列面板协整检验方法出现。面板协整检验理论及应用已经成为一个重要研究热点。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)。¹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变量长期均衡性。换句话说, 面板数据分析进入两个重要的新方向: 面板单位根及面板协整。²同时, 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;³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, 面板协整的检验也从最初的同质面板单位根检验, 发展到异质面板协整检验。上述检验都是假设部门是独立的, 放松假设就是部门依赖协整检验。⁴不管是部门独立的面板协整, 还是部门依赖的面板协整检验, 都是基于结构稳定, 即协整方程是稳定。放松此假设则是面板协整检验理论新发展: 结构突变的面板协整检验。

¹ 国内研究经常忽视面板数据(PANEL DATA)和混合数据(POOL DATA)。严格来说, 这是不同的概念。前者指跨期比较多, 时间比较少的数据结构; 后者指跨期比较少, 时间比较多的数据结构。

² 参见汪涛、饶海斌、王丽娟(2002)、李志宏(2004)、白仲林(2005)、黄旭平(2005a、2005b)。

³ 同质面板指解释变量回归系数不随时间和部门而改变, 反之反是。

⁴ 部门独立指的是各部门回归残差的协方差是零, 部门依赖指各部门回归残差的协方差非零。

以此为基础，后文综述首先介绍部门独立时协整检验理论发展；然后介绍部门依赖时单位根检验理论的发展；现分析结构突变的面板协整检验；接着介绍协整检验应用；最后存在的问题及未来发展方向。

二、结构突变的面板协整检验理论：新发展

自1995年Pedroni最开始提出面板协整检验方法以来，面板协整检验已经有丰硕的研究成果。主要集中于以下相关文献。(1) 结构稳定时面板协整检验：部门独立的面板协整检验和部门依赖的面板协整检验。前者主要是同质面板协整检验Kao(1999)，异质面板协整检验McCoskey& Kao(1999)、Pedroni(1995,1997,2001,2003), Joakim Westerlund (2005) 、Larsson,et al (1998)、后者是Matei Demetrescu, et al (2005)、(2) 结构突变的面板协整检验。主要是Banerjee&Carrion-I-Silvestre(2004)、Westerlund(2005)、Luciano Gutierrez(2005)。本文将重点研究结构突变的面板协整研究。

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在于一个检验统计量（作为估计量）以及在虚拟假设下，这个统计量的抽样分布。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。基于此，后文所有面板单位根检验方法介绍都遵循这种逻辑。

前文分析有个特点：检验统计量极限分布是序贯极限，即 $T \rightarrow \infty, N \rightarrow \infty$ ，并且时间以大得多的速度趋于无穷。这种方法优点在于容易得到协整检验统计量的标准分布，同时也带来一个缺点：随着协整面板时间序列的上升，结构突变的概率也会上升。正如Hao(1996)指出这种可能改变检验统计量极限分布，协整方程的确定性成分应该修正以解决结构突变的出现。错误的忽视或者省略结构突变，可能带来协整方程的样本偏差和伪回归。在此背景下，Banerjee&Carrion-I-Silvestre(2004)、Westerlund(2005)、Luciano Gutierrez(2005)提出允许结构变化的面板协整检验方法。下面依次介绍这三种基于结构突变时的协整检验。

2.1 Banerjee&Carrion-I-Silvestre Break Panel Cointegration Test

基于两个原因：第一，协整方程也存在不稳定性；第二，如果不考虑模型参数的变化，误设的误差项会影响协整估计与检验。Banerjee&Carrion-I-Silvestre panel cointegration test(2004)是基于Pedroni(1999,2004) 协整检验的参数统计量。模型假定：

$$(1) \Delta x_{it} = \varepsilon_{it}$$

$$(2) y_{it} = f_i(t) + \delta_{it}' x_{it}' + z_{it} + e_{it}$$

其中 $Y_{it} = (y_{it}', x_{it}')$ ， $y_{it}((m-r) \times 1)$ ， $x_{it}(r \times 1)$ ， $i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T$ ，扰动项 $\xi_{it} = (\varepsilon_{it}', v_{it}')'$ 假定满足Phillips(1987)和Phillips & Perron(1988)的强混合条件。协整系数 $\delta_{it} = (-\alpha_{it}', I_r)'$ 是 $(m \times r)$ 维，其中 α_{it} 是 $(m-r) \times 1$ 维向量。

$$(3) f_i(t) = \mu_i + \beta_i + \theta_i DU_{it} + \gamma_i DT_{it}^*$$

$$\text{其中 } DU_{it} = \begin{cases} 0 & 0t \leq T_{bi} \\ 1 & 1t > T_{bi} \end{cases}; DT_{it}^* = \begin{cases} 0 & 0t \leq T_{bi} \\ (t - T_{bi}) & t > T_{bi} \end{cases}$$

由此可以得到六种不同的模型：

(1) 带水平漂移的常数项的稳定协整向量

$$y_{it} = \mu_i + \theta_i DU_{it} + x_{it}' \delta_i + e_{it}$$

(2) 带时间趋势水平漂移的稳定协整向量

$$y_{it} = \mu_i + \beta_i t + \theta_i DU_{it} + x_{it}' \delta_i + e_{it}$$

(3) 带时间趋势水平和斜率漂移的稳定协整向量

$$y_{it} = \mu_i + \beta_i t + \theta_i DU_{it} + \gamma_i DT_{it}^* + x_{it}' \delta_i + e_{it}$$

(4) 带常数的水平和协整漂移向量

$$y_{it} = \mu_i + \theta_i DU_{it} + x_{it}' \delta_i + e_{it}$$

(5) 带时间趋势的水平和协整漂移向量

$$y_{it} = \mu_i + \beta_i t + \theta_i DU_{it} + x_{it}' \delta_i + e_{it}$$

(6) 时间趋势和协整向量漂移

$$y_{it} = \mu_i + \beta_i t + \theta_i DU_{it} + \gamma_i DT_{it}^* + x_{it}' \delta_i + e_{it}$$

运行以下ADF回归获得残差估计值:

$$(4) \Delta e_{it}(\lambda_i) = \rho_i \Delta e_{i,t-1}(\lambda_i) + \sum_{j=1}^k \phi_{ij} \Delta e_{i,t-j}(\lambda_i) + \varepsilon_{it}$$

一般来说, λ_i 是未知的, 为消除突变参数 λ_i , Banerjee&Carrion-I-Silvestre(2004)使用 Gregory&Hausen(1996)的方法: 对所有突变估计以上六种模型, 获得最小二乘法残差和ADF统计值。然后估计每一部门突变点即ADF统计值最小的或者是t比率, $t_{\lambda_i}(\lambda_i)$, 或者是正则偏差 $T_{\lambda_i}(\lambda_i)$ 即 $t_{\lambda_i}(\lambda_i) = \inf_{\lambda_i \in (0,1)} t_{\lambda_i}(\lambda_i)$, $T_{\lambda_i}(\lambda_i) = \inf_{\lambda_i \in (0,1)} T_{\lambda_i}(\lambda_i)$ 。

则得到: $T_{bi} = \arg \min_{\lambda_i} t_{\lambda_i}(\lambda_i)$, $T_{bi} = \arg \min_{\lambda_i} T_{\lambda_i}(\lambda_i)$

根据Pedroni(1999,2004)统计量 $Z_{\rho NT}^{\lambda_i}$, $Z_{t NT}^{\lambda_i}$ 得到有结构结构突变时的组间统计量如下:

$$(5) TN^{-1/2} Z_{\rho NT}^{\lambda_i}(\lambda_i) = TN^{-1/2} \sum_{i=1}^N t_{\lambda_i}(\lambda_i)$$

$$(6) N^{-1/2} Z_{t NT}^{\lambda_i} = N^{-1/2} \sum_{i=1}^N t_{\lambda_i}(\lambda_i)$$

则 $TN^{-1/2} \sum_{i=1}^N (t_{\lambda_i}(\lambda_i) - \Theta_1 \sqrt{N}) \Rightarrow N(0, \Psi_1)$, $N^{-1/2} \sum_{i=1}^N (t_{\lambda_i}(\lambda_i) - \Theta_2 \sqrt{N}) \Rightarrow N(0, \Psi_2)$

2.2 Westerlund Panel LM Test with break(2005)、

这种检验方法可以允许在任何不同的部门任何不同的时间变量的内生性、及序列相关和不确定的突变。假定:

$$(7) y_{it} = z_{it}' \Upsilon_i + x_{it}' \beta_i + \varepsilon_{it}$$

$$(8) e_{it} = r_{it} + u_{it}$$

$$(9) r_{it} = r_{it-1} + \phi_i u_{it}$$

其中 x_{it} 表示K维解释变量, Υ_i , β_i 反应参数, $i=1, \dots, N, t=T_{ij-1}, \dots, T_{ij}$, $j=1, \dots, M_i+1$. $T_{ij}, \dots, T_{iM_i+1}$ 是结构突变点。设定 $T_{i0}=1, T_{iM_i+1}=T$, $r_{i1}=0$, $w_{it} = (u_{it}, v_{it})'$ 。

假设1 误差过程满足: (a) 部门是独立的。(b) 向量 w_{it} 满足 $w_{it} = C_i(L) \varepsilon_{it}$, L是滞后算子。 $C_i(L) = \sum_{j=0}^{\infty} C_{ij} L^j, C_i(1) \neq 0, \sum_{j=0}^{\infty} j^2 C_{ij} C_{ij} < \infty, \varepsilon_{it}$ 是白噪声过程。(c) $\Omega_i = C_i(1)C_i(1)$ 的下三角 $K \times K$ 子矩阵是非负的。

假设2 结构突变: (a) 结构突变是局部的且有 $\lambda_{ij} \in (0,1), T_{ij} = [\lambda_{ij} T], j=1, \dots, M_i$ (b) M_i, λ_{ij} 已知。

在假设1条件下， $S_{iT} = \sum_{t=1}^{T_r} w_{it}$ ，则 $T^{-1/2} S_{iT} \Rightarrow B_i \equiv C_i(1)W_i$ ，当 $T \rightarrow \infty$ 。其中 $B_i = (B_{i1}, B_{i1}')'$ 是布朗运动向量。 $W_i = (W_{i1}, W_{i2}')'$ 是协方差为1的标准布朗运动向量。所以 B_i 的协方差矩阵可以定义如下：

$$(10) \quad \Omega_i = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} E(S_{iT} S_{iT}') = \begin{pmatrix} w_{i11}^2 & w_{i21}^2 \\ w_{i21}^2 & w_{i22}^2 \end{pmatrix}$$

在假设2条件下，如果 $M_i = 0$ ，则部门i没有结构突变；如果 $M_i > 0$ ，则部门i至少有一个结构突变。同时 $M_i \neq M_j, i \neq j$ ，所以部门之间的结构突变可以是不同的。

对协整方程的确定性成分来说，有五种情形。 $M_i = 0$ 时（1） $z_{it} = \{\phi\}$ ，则表示协整方程没有确定性成分。（2） $z_{it} = 1$ ，则表示截距确定性成分。（3） $z_{it} = (1, t)'$ ，则表示有截距及趋势确定性成分。 $M_i > 0$ ，即有结构突变时，（4） $z_{it} = 1$ ，则表示至少有一部门有截距确定性成分。（5） $z_{it} = (1, t)'$ ，则表示有截距及趋势确定性成分。

则原假设： $\phi_i = 0$ ，变量之间有协整关系。备择假设： $\phi_i \neq 0$ ，变量之间没有协整关系。

最后定义Panel LM test statistics

$$(11) \quad Z(M) = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^{M_i+1} \sum_{t=T_{j-1}+1}^{T_j} (T_{ij} - T_{ij-1}) - 2 \hat{w}_{i1.2}^2 S_{it}^2$$

其中 $\hat{w}_{i1.2}^2 = \hat{w}_{i11} - \hat{w}_{i21} \hat{\Omega}_{i22}^{-1} \hat{w}_{i21}$ ， $\hat{\Omega}_{i22}^{-1} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{w}_{it} \hat{w}_{it}' + T^{-1} \sum_{j=1}^k w(j/k) \sum_{t=j+1}^T \hat{w}_{it} \hat{w}_{it}'$

Westerlund(2005)证明得到：

$$(12) \quad N^{-1/2} Z(M) - N^{1/2} \bar{\Theta} \Rightarrow N(0, \Sigma)$$

其中 $\bar{\Theta}$ ， Σ 分别是下面标准布朗运动的期望值和方差。

$$(13) \quad F_i = \int_0^1 V_i^2, V = W_{i1.2} - \int_0^1 \bar{W}_{i2} (\int_0^1 \bar{W}_{i2} W_{i2}') (\int_0^1 \bar{W}_{i2} W_{i1.2})$$

$\bar{\Sigma}$ ， $\bar{\Theta}$ 是每一部门的期望值与方差的平均数。

2.3 Gutierrez Test for Cointegration in Panels with Regime Shifts

Gregory, Nason, Watt(1996)指出在结构突变时，协整检验趋向较少的拒绝原假设。没有协整关系。Luciano Gutierrez(2005)通过蒙特卡洛方法研究发现上面所述的面板协整检验方法也存在同样的问题。于是，Luciano Gutierrez(2005)提出允许结构变化的面板协整检验方法。

基于Gregory&Hansen(1996)和Phillips & Ouliaris(1990)的方法，允许截距单独地或者截距和系数同时发生一次结构突变。设定原假设：所有部门没有协整关系，备择假设：至少有一些部门是时间不变的协整系数。面板协整统计使用Maddala&Wu(1999)。

Gutierrez(2005)方法与前文所分析Westerlund(2005)和Banerjee&Carrion-I-Silvestre(2004)提出方法主要有以下改进：第一，允许系数是变化；第二，所有检验统计量可以直接从计量软件包中获得，并不需要计算Pedroni(1999)中检验统计量的均衡及方差等。

有水平和趋势漂移时的面板协整检验假设

$$(14) \quad y_{it} = \alpha_{1i} + \alpha_{1i} \phi_{it}^c + x_{it} \beta_{it} + x_{it} \beta_{it} \phi_{it}^c + u_{it} \quad (i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T)$$

其中 α_{1i} ， α_{1i} 是个体常数项， β_{i1} ， β_{i2} 是斜率参数， u_{it} 是稳定的扰动项， y_{it} x_{it} 是一阶积分。零均值修正项 $w_{it} = (u_{it}, \varepsilon_{it})$ 的渐近协方差是 Ω 。前文假定部门都是独立的，则有 $E(w_{it} w_{js}') = 0, \forall i \neq j, \forall t, s$ 。

虚拟变量 ϕ_{it}^c ， ϕ_{it}^c 表示结构变化。

当只有水平漂移时：

$$(15) \quad \varphi_{T\tau}^c = \begin{cases} 0, & \text{当 } t \leq [T\tau] \\ 1, & \text{当 } t > [T\tau] \end{cases}, \varphi_{T\tau}^s = 0$$

其中 $\tau \in (0,1)$ ， $[\]$ 表示整数部分，

当有一制度变化时：

$$(16) \quad \varphi_{T\tau}^c = \begin{cases} 0, & \text{当 } t \leq [T\tau] \\ 1, & \text{当 } t > [T\tau] \end{cases}, \varphi_{T\tau}^s = \begin{cases} 0, & \text{当 } t \leq [T\tau] \\ 1, & \text{当 } t > [T\tau] \end{cases}$$

定义 p_i 是 Gregory&Hansen(1996) 的统计量的渐近P值，则有

$$(17) \quad P_\lambda = (-1/\sqrt{N}) \sum_{i=1}^N (\ln(p_i) + 1)$$

$$(18) \quad Z = (1/\sqrt{N}) \sum_{i=1}^N (\Phi^{-1}(p_i))$$

$$(19) \quad L = (1/\sqrt{\pi^2 N / 3}) \sum_{i=1}^N (\ln(p_i / (p_i)) + 1)$$

其中 $\Phi(\cdot)$ 表示标准正态累积分布函数，PI 是修正 Fisher's(1932) 逆卡方检验，Z 检验逆正态检验，L 是修正 Logit 检验。当 $N \rightarrow \infty$ 时，所有统计量是正态分布（参见 Choi(2001)）。假定部门独立，

在原假设：没有协整关系，即 u_{it} 是一阶求积， $\varphi_{T\tau}^c = \varphi_{T\tau}^s = 0$ ，

则当 $T \rightarrow \infty, N \rightarrow \infty$ ，所有统计量都是正态分布

在备择假设：至少存在某些 i 或者所有 u_{it} 是 $I(0)$ ， $\varphi_{T\tau}^c \neq 0$ ，或者 $\varphi_{T\tau}^c = \varphi_{T\tau}^s \neq 0$ ， $P_\lambda \rightarrow \infty, Z, L \rightarrow -\infty$

三、面板协整检验应用

面板协整主要应用集中在购买力平价、经济增长和国际研发的溢出效应。

购买力平价的实证分析。自从面板协整分析提出以后，为研究购买力平价理论提供了新理论工具，然而基于不同的数据分析，实证研究也没有取得一致的结论。一些人实证显示支持购买力平价理论。Pedroni(2004) 使用 IFS 年度和月度数据研究名义汇率与 CPI 缩减指数，研究发现两者有协整关系，也就证明弱购买力平价理论是成立。另外一些学者实证并不一致。Syd Abul Basher et al(2004) 基于亚洲发展中国家 1980：1-1999：4 季度数据，实证发现并不支持相对购买力平价理论。Mohsen Bahmani-Oskooee et al(2002) 运用 1973-1990 年度，49 个国家研究黑市汇率与官方汇率之间关系。研究发现：两者长期内有一种协整关系。这表明汇率管制与控制都对汇率有短期内作用，长期内官方汇率会向黑市汇率调整。

Marian Camarero, Cecilio Tamarit(2002) 基于 Meese and Roggoff(1988) 汇率的货币主义决定模型，研究油价与西班牙竞争力关系。研究发现汇率与与真实利率差分、石油石油真实价格有协整关系。基于 1973-1997 年数据，除卢森堡、葡萄牙、芬兰、希腊以外的 11 个欧盟成员国。根据 Kao(1999) 检验发现同质面板这三个变量是有协整关系的。表明实际利率差分的上升使得国内货币升值。石油实际价格的上升使得国内货币贬值。同时使用 McCoskey and Kao(1998) 方法，实证发现并不能拒绝协整关系；进一步，Pedroni(1998) 面板和群的协整检验统计量都证实三者有协整关系。

Joakim Westerlund (2005a) 使用 Coe&Helpman(1995) 的国际研发溢出效应模型及他提出累积和协整检验方法研究与他们结果不一致，没有同质协整关系，而是异质协整关系，即全要素生产率与国外和国内资本存量有长期均衡关系即存在面板协整关系。

Rolf Larsson, Johan Lyhagen, Mickael Lethgren(2001) 使用其提出的基于似然比面板协整检验，

运用Davidson et al(1978)ODEC时间是35年，国别是23个，1960至1994年面板数据，研究发现消费与收入存在协整关系。

Avik Chakrabarti(2003)研究就业、工资与进口品的竞争力是否存在长期关系。基于1982年第三季度至1992年第四季度，总共504个观测值数据，实证分析发现美国制造业部门的工资与进口品的竞争力并没有协整关系。

Jyh-Lin Wu,Show-Lin Chen ,Hsin-Yun LEE(2001)研究G7的贸易项目的可持续性。基于1973年第二季度至1998年第四季度的数据，实证发现进口与出口有协整关系并且协整参数是显著不同于1。这表明长期来看，贸易项目是可持续的，主要国家的外债是可持续的。

Honggkee Kim, Keaun-Yeob Oh, Chan-Woo Jeong(2005),基于Feldstein &Horioka(1980)模型研究资本流动。根据他们方法：如果资本完全流动，则投资与储蓄比率为0，反之，如果资本完全管制，则两者比率为1。基于IMF国际金融统计数据，1960年至1998年11个亚洲国家，即印度、印度尼西亚、韩国、马来西亚、泰国、菲律宾、新加坡、斯里兰卡、泰国、缅甸等，使用Pedroni(1999)方法得到三个组内统计量在1%的显著性水平拒绝没有协整关系的原假设，三个组内统计量则在5%的显著性水平拒绝没有协整关系的原假设。因此，投资率与储蓄率有长期协整关系。

George Hondroyiannis,Evangelia Papapetrou(2005)研究人均资本产出、实际工资、人口统计变量，比如人口生产力、老年人口依赖比率关系。基于1968-1999年度，八个欧洲国家的数据，研究发现四个变量之间的协整统计量都是在5%的显著性水平下拒绝没有协整关系的原假设，所以四个变量之间长期内有一种协整关系。协整方程估计表明人均资本产出的上升伴随着较高的人口生产力。但是正的工资冲击带来人口生产力破坏。同时人口生产力水平的上升会带来人均资本产出上升。的关系,参考文献：

Dimitris K. Christopoulos,Efthymios G.Tsionas(2005),使用面板单位根及面板协整方法，基于15个欧盟国家1961-1999面板数据，研究生产力增长与通货膨胀关系。通过Pedroni(1999)协整统计量计算，研究发现通货膨胀与生产力增长有协整关系。

Hans-Eggert Reimers(200)通过实际货币存量（货币总量与消费品价格指数的积）、实际GDP对数值、利率、基于消费品价格指数的通货膨胀之间关系研究长期货币需求函数。基于保加利亚、捷克和斯洛伐克、匈牙利、拉脱维亚、马耳他、波兰、罗马尼亚、斯洛伐克共和国、斯洛文尼亚、立陶宛、爱沙尼亚等国家，1993年第一季度至2000年第四季度数据。研究发现Pedroni(1999)的面板协整统计量及群协整统计量都描绘原假设：没有协整关系。所以实际货币存量与其他三个变量有一协整关系，也就是说长期货币需求函数存在。

Roger Kelly, George Mavrotas(2003)使用面板协整的方法研究17个非洲国家金融部门发展对储蓄的影响。主要基于1972年至1994年的数据，使用Pedroni(1999)的面板协整统计量及群协整统计量，发现Panel pp statistic、Panel adf statistic、group adf statistic都是显著的。所以拒绝原假设：变量之间没有协整关系，同时使用Larsson et al(1998) panel cointegration test也得到相同的结论。所以私人储蓄率、流动性约束、政府储蓄率、人均实际可支配收入、金融部门发展指数存在协整关系。

Christian Dreger&Hans-Eggert Reimers (2005),研究健康保健支出与国民收入之间关系。。样本包括21个国家。结果发现健康保健支出与国民收入、医疗进步的指数存在协整关系。并且在部门依赖的情况下，这种关系仍然保持不变。

Tsung-wu H0(2001)研究政府支出与私人投资的关系即挤出效应。基于24个OECD 的面板数据显示政府支出与私人投资有协整关系，并且比单个国家的协整更加的证据显示面板是协整的。

Florian Pelgrin ,Sebastian Schich(2002)基于19个OECD国家1970至1999年数据,分析金融发展与投资的关系。根据Pedroni(1995),Kao(1999)协整统计量,拒绝原假设:没有协整关系。所以长期内两者存在一种均衡的长期关系。

四、存在的问题及未来发展方向

面板协整检验理论存在的问题至少有以下几个方面:(1)面板协整检验统计量渐近分布。(2)混合面板的协整检验理论。(3)多参数协整检验理论。首先是⁵面板协整检验理论都是基于有限样本的统计量的渐近分布。如果渐近分布不可靠,就会给协整检验带来误导。本文的分析都是基于一种分析方法,即时间维度与部门维度同时趋向无穷。事实上还有不同的分析方法,比如说时间先趋向无穷,部门维度保持不变;或者时间维度保持不变,部门趋向于无穷等等,那么在这些条件下,检验的统计量是否有效呢?这是未来所要继续研究的一个方向。其次是目前很多面板协整检验理论都是分析变量要么是全部是稳定的,要么是不稳定的,很少涉及到部分变量是稳定的,部分变量是不稳定的面板协整检验理论分析。然而,实际上,很多情况可能是这种没有研究的。所以,为提高面板协整检验理论实际应用,必须研究这种混合面板的协整检验。最后协整参数可能不是唯一的,如何构建不同协整方程的检验理论应该是值得研究的一个方向。总之,面板协整检验理论为实证分析更加强有力理论工具。

参考文献:

- 1 .Abul Basher and Mohammed Mohsin),"PPP test in cointegrated panels:evidence from Asia developing countries."Applied Econometrics Letters,11, 2004,163-166
- 2.Avik Chakrabarti,"Import competition ,employment and wage in US manufacturing :new evidence from multivariate panel cointegration analysis,"Applied Econometrics,2003, 35, 1445-1449.
- 3.Baltagi, B. and C. Kao, "Nonstationary Panels, Cointegration in Panels and Dynamic Panels: A Survey," Advances in Econometrics:"Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels", 2000,15, 7-52.
- 4.Banerjee, A., "Panel Data Unit Roots and Cointegration: An Overview s:"Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1999, 61, 607-630.
5. Christian Dreger&Hans-Eggert Reimers (2005),"Heath Care Expenditures in OECD Countries:A Panel Unit Root and Cointegration Analysis."IZA DP2004 NO.1469.
- 6.Dimitris K. Christopoulos,Efthymios G.Tsionas,"Productivity growth and inflation in Europe:Evidence from panel cointegration,"Empirical Economics ,2005,30, 175-150
- 7..Florian Pelgrin ,Sebastian Schich."Panel cointegration analysis of the Finance-Investment Lind in OECD Countries." Organisation for Economic Co-operation and Development Economics Development Working Papers, 2002,NO. 327.
- 8.George Hondroyiannis,Evangelia Papapetrou,"Fertility and output in Europe:new evidence from panel cointegration analysis."Journal of Policy Modeling, 2005,27,143-156.
- 9.Hans-Eggert Reimers,"Panel estimates of a long-run money demand function of the EU candidates.' University of Technique, Business and Design, working paper,2002.
- 10.Hao.K,"Testing for Structural Change in Cointegration Regression Models:Some Comparisous and Generalizations."Econometric Reviews,1996,15,401=429.
- 11.Honggkee Kim, Keaun-Yeob Oh,Chan-Woo Jeong,"panel cointegration results on international capital mobility in Asian economics."Journal of International Money and Finance,2005,24,71-82

⁵ 混合面板指变量有的是稳定的,有的是不稳定的面板数据结构。

12. Joakim Westerlund, "A Panel CUSUM Test of the Null of Cointegration*" OXFORD BULLETIN OF ECONOMICS AND STATISTICS, 2005a, 67, 231-256.
13. Joakim Westerlund, "a New Simple Tests for Panel Cointegration." the department of economics, Lund University, working paper, 2005b.
14. Joakim Westerlund, "Testing for Panel cointegration with Multiple Structural Break." the department of economics, Lund University, working paper, 2005c.
15. Jyh-Lin Wu, Show-Lin Chen, Hsin-Yun LEE(), "Are current account deficits sustainable? Evidence from panel cointegration." *Econometrics Letters*, 2001, 72, 219-224.
16. Kao, C., "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data s:" *Journal of Econometrics*, 1999, Vol. 90, p1-44.
17. Luciano Gutierrez, "Tests for Cointegration in panels with regime shifts," University of Sassari, Department of Agricultural Economics, working papers, 2005.
18. McCoskey, S., and C. Kao, "A Residual-Based Test of the Null of Cointegration in Panel Data." *Econometric Reviews*, 1998, No. 17, p57-84.
19. Mariam Camarero, Cecilio Tamarit, "Oil prices and Spanish competitiveness :A cointegration panel analysis." *Journal of Policy Modeling*, 2002, 24, 591-605
20. Matei Demetrescu, Adina-Ioana Tarcolea(), "Panel cointegration Testing using Nonlinear Instruments." Goethe-University Frankfurt, Statistics and Econometrics Methods, working paper, 2005.
21. Mohsen Bahmani-Oskooee, Ilir Miteza, A.B.M. nASir(), "the long-run relation between black market and official exchange rates: evidence from panel cointegration." *Econometrics Letters* 2002, 70, 397-404.
22. Pedroni, P, "Panel Cointegration; Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests With an Application to the PPP Hypothesis." *Indiana University Working Papers In Economics*, 1995, No. 95-113 ,
23. Pedroni, P, ". Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels and the Case of Purchasing Power Parity." *Indiana University Working Papers In Economics*, 1996, No. 96-020.
24. Pedroni, P ., "Panel Cointegration Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests, With an Application to the PPP Hypothesis: New Results." *Working paper*, Indiana University, 1997.
25. Pedroni, P, "On the Role of Cross Sectional Dependency in Panel Unit Root and Panel Cointegration Exchange Rate Studies." *Working paper*, Indiana University, 1997.
26. Pedroni, P, "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1999, 61, 653-670.
27. Pedroni, P, ". Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels." *Advances in Econometrics*, 2000, 15, 93-130.
28. Pedroni, P. (2001), " Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests, With an Application to the PPP Hypothesis." *Revised Working paper*, Indiana University.
29. Pedroni, P, "Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels." *Review of Economics and Statistics*, 2001, 83, 727-31.
30. Pedroni, P, "panel cointegration asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP HYPOTHESIS," *Econometric theory*, Revised Working paper, Indiana University, 2003.
31. Roger Kelly, George Mavrotas, "Saving and Financial Sector Development: Panel cointegration Evidence from Africa." *WIDER Discussion paper*, No. 2005/12.

32. Rolf Larsson, Johan Lyhagen, Mickael Lethgren (2001), "Likelihood-based cointegration tests in Heterogeneous panels." *Econometrics Journal*, 4, 109-142
33. Tsung-wu H0, "The Government spending and private consumption : a panel Cointegration analysis." *Internation Review of Economics and Finance* 2001, 10, 95-108.
36. 白仲林: 面板单位根理论及应用研究综述, 数理经济学会年会论文, 2005。
37. 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)。
38. 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, 2002。
39. 黄旭平: 面板单位根检验理论的最新发展, 工作论文, 2005。
40. 黄旭平: 混业经营条件下银行集中与效率: 基于面板单位根与面板协整分析, 工作论文, 2005。
40. 汪涛、饶海斌、王丽娟: 《Panel Data 单位根和协整》, 《统计研究》2002 (2), 53-57

Panel Cointgration Test :a Survey

Huang Xu-ping¹ Yang Xin-song²

(1, Business School of NanJing University, NanJing, Pro JiangSu, 210093; 2, Business School of XiangTan University, XiangTan, Pro. HuNan, 411105)

Abstract: The paper survey the development of panel cointegration test from 1995 to 2005. the tests firstly based on no structure break. The main achievement is test of independence section and dependence section. simultaneity, independence panel cointegration test progress from homogenous to heterogeneous panel. Panel.cointegration test with structure break is last progress. Futruely, research extend to asymptotic theory ,mixed panel data and multiple cointegration vectors. So panel cointegration test is used in the demonstration ,especially Purchase Power Parity.

Key word: Panel data Panel unit root Panel cointegration

收稿日期: 2005-10-3;

作者简介: 黄旭平, 南京大学商学院 2002 级博士生, 研究方向: 银行结构与发展; 杨新松, 湘潭大学商学院, 复旦大学金融学院博士生研究方向: 货币金融理论。

(责任编辑: 程均丽)