

空间同期相关面板数据结构突变单位根检验的小样本性质¹

——中国绝对CPI指数收敛的经验证据

白仲林

(天津财经大学统计学院, 300222)

摘要: 本文首先研究了同期相关面板数据外生同期截距突变同质面板单位根检验的有限样本性质。研究发现对于大面板数据该检验具有良好的实际检验水平, 面板数据的大小、空间相关程度、结构突变位置和结构突变幅度等因素对该检验的检验功效具有显著影响, 而且 ρ_{SUR} 检验比 τ_{SUR} 检验有更理想的检验效果。其次, 利用该检验对中国省级绝对CPI指数的收敛性进行了经验分析, 发现了中国省级绝对CPI指数收敛的证据。

关键词: 结构突变 面板单位根检验 有限样本性质 CPI 指数 收敛

中图分类号 F224

文献标识码 A

The Finite Sample Properties of a Unit Root Test for Contemporaneous Correlative Panel Data with a Structural Break: an Empirical Evidence of China CPI Convergence

Bai Zhonglin

(Department of Statistics, Tianjin University of Finance & Economics, Tianjin)

Abstract: This paper studied firstly the finite sample properties of the unit root test of contemporaneous correlative panel with structural breaks. It is found that the size of the test is very well for large panel data. And the test sample size, extents of structural break and the location of structural breaks make an immense impact on the power of the test. As well as ρ_{SUR} test is more effective than τ_{SUR} test. Moreover, based on abstract CPI data of China's 31 provinces, the evidence of CPI convergence is discovered by the panel unit root test.

Keywords: Structural Break Panel Unit Root Test Finite Sample Property CPI Convergence

检验平稳性是研究经济时间序列的首要任务, 平稳与否直接影响着经济时间序列的经济意义和统计性质, 而且对于不同类型的非平稳变量, 其建模方法也截然不同。自Perron(1989)提出结构突变的单位根检验^[1]以来, 研究存在结构突变的单位根检验已成为非经典计量经济学的研究重点之一。可是实际宏观经济变量时间序列样本容量的制约和有限样本单位根检验功效偏低等问题长期困扰着经济变量平稳性的研究。随着全球经济一体化, 资本流动、国际贸易和技术溢出等经济活动极大地提高了各国的经济依存程度, 使得不同国家的相同经济变量表现出了相似的统计特征, 从而可以利用面板数据研究经济变量的动态行为。因此, 2003年以来, 结构突变的面板单位根检验成为国际计量经济学界研究的热点问题之一。

¹本文系国家自然科学基金项目(批准号: 70771072, 70571039)和2006年度全国统计科学研究计划项目(批准号: 2006C42)的阶段性成果。

一 结构突变面板单位根检验文献回顾

与时间序列的结构突变单位根检验比较,结构突变的面板数据单位根检验更复杂,它们涉及突变点的内生性、趋势突变的类型、单位根的异质性、突变位置的同期性和误差项的空间相关性等五个方面的问题^[2]。

1996年, Jorion & Sweeney (1996) 基于SUR回归方法将Perron(1989)的结构突变单位根检验推广为结构突变的面板单位根检验^[3], 率先研究了纵剖面同期相关面板的外生同期截距突变的同质面板单位根检验。Strauss (2000)通过在面板单位根的ADF检验式中增加外生斜率突变的虚拟变量项,利用Abuaf & Jorion(1990), Levin & Lin (1992, 2002)和Im et al.(1996, 2003)的面板单位根检验研究了美国48个州实际人均收入的稳定性^[4-7]。研究发现实际人均收入是存在结构突变趋势的平稳过程。并且, 1973年石油危机的结构突变影响了美国经济的增长速度。Papell (2002)提出了一种内生同期斜率突变的同质面板单位根检验^[8], 该检验需要如下三个步骤, 首先利用FGLS-SUR回归方法以最大化联合对数似然函数为目标确定多个内生的同期斜率突变位置; 然后分别利用OLS剔除斜率突变的异质确定性趋势项; 最后对纵剖面相关的残差面板数据进行FGLS-SUR同质面板单位根检验。2002年, Im et al (Im K. S., J. Lee and M. Tieslau, 2005) 利用组平均方法 (group mean) 将时间序列结构突变单位根LM检验^[9] (Amsler & Lee, 1995) 推广为纵剖面独立面板的异期内生结构突变同质单位根检验^[10], 该检验的渐近分布与结构突变的位置参数无关, 即有结构突变的面板单位根LM检验与无结构突变的LM检验具有相同的分布。Tam (2006) 利用组合检验 (combined tests) 将时间序列结构突变单位根LM检验推广为纵剖面独立面板的内生结构突变异质单位根检验和基于Fisher的组合检验构造结构突变的面板单位根检验统计量^[11]。另外, 利用自举模拟方法提出了空间同期相关面板数据的异质结构突变单位根自举检验。白仲林 (2008) 根据Banerjee et al.(1992)的模型变换方法^[12]和内生突变点选择原理, 得到了一种纵剖面时间序列相互独立面板数据的内生结构突变单位根联合检验— F_T^* 检验^[2]。

本文通过蒙特卡洛模拟实验研究了Jorion & Sweeney (1996) 提出的同期相关面板数据外生同期截距突变同质面板单位根检验 (本文简称为JS检验) 的有限样本性质。研究发现面板数据大小、空间相关程度、结构突变位置和结构突变幅度等因素对JS检验的检验功效具有显著影响。因此, 在应用JS检验时, 必须根据样本数据的数据生成过程模拟确定JS检验的临界值, 才能保证检验的可靠性。

本文其余部分的结构如下, 第二节介绍了外生同期截距突变的同质面板单位根检验——JS检验; 第三节研究了JS检验的有限样本性质; 第四节根据1996年1月-2007年12月中国31个省市自治区的月度CPI指数数据分析了中国省级绝对CPI指数的收敛性。

二 JS 检验

为了利用10个OECD国家和7个欧洲国家的实际汇率 (基础货币分别是美元和德国马克) 检验在浮动汇率体制下PPP是否成立, Jorion & Sweeney (1996) 将Abuaf & Jorion(1990)的面板单位根检验推广为允许备择假设存在同期结构突变的同质面板单位根检验, 本文称该检验为JS检验。并且, 基于JS检验他们提供了PPP理论成立的证据。

1. 假设与JS检验

设JS检验的检验式为

$$y_{it} = \alpha_i + \alpha_i' D_t + \delta_i t + \beta y_{i,t-1} + u_{it}, \quad i=1, 2, \dots, N; \quad t=1, 2, \dots, T \quad (1)$$

其中, $u_t = (u_{1t} \dots u_{Nt})' \sim IN(\mathbf{0}, \Sigma)$, $t=1, 2, \dots, T$, 时刻 t_B 是已知的外生结构突变点,

$$D_t = \begin{cases} 0, & t \leq t_B \\ 1, & t > t_B \end{cases}$$

JS检验的假设分别为下述四种情形

$$H_0: \alpha_i = \alpha_i' = \delta_i = 0, \quad \beta = 1, \quad H_1: \alpha_i' = 0, \quad \delta_i = 0, \quad \beta < 1; \quad (2)$$

$$H_0: \alpha_i = \alpha_i' = \delta_i = 0, \quad \beta = 1, \quad H_1: \alpha_i' = 0, \quad \beta < 1; \quad (3)$$

$$H_0: \alpha_i = \alpha_i' = \delta_i = 0, \quad \beta = 1, \quad H_1: \delta_i = 0, \quad \beta < 1; \quad (4)$$

$$H_0: \alpha_i = \alpha_i' = \delta_i = 0, \quad \beta = 1, \quad H_1: \beta < 1; \quad (5)$$

显然, JS检验的零假设是不存在结构突变的单位根过程, (2) 和 (3) 的备择假设也是不存在结构突变的单位根过程。所以检验假设 (2) 和 (3) 的JS检验是普通的同期相关的同质面板单位根检验; 而假设 (4) 和 (5) 的备择假设允许存在同期结构突变, 因此检验这两种假设的JS检验才是真正的结构突变面板单位根检验。

在各种备择假设下, JS检验统计量是由模型 (1) AR(1)项系数的估计 $\hat{\beta}_{SUR}$ 构造的, 即

$$\rho_{SUR} = T(\hat{\beta}_{SUR} - 1) \quad (6)$$

$$\tau_{SUR} = (\hat{\beta}_{SUR} - 1) / s(\hat{\beta}_{SUR}) \quad (7)$$

由于JS检验统计量的分布依赖于冗余参数 t_B 、 Σ , 所以, 在进行JS检验之前应根据实际应用问题确定外生结构突变点参数 t_B ; 并使用历史协方差矩阵(the historic covariance matrix)估计 Σ 。而且, JS检验的检验临界值需采用蒙特卡洛模拟得到。

2. JS检验的临界值

对于外生确定的结构突变点参数 t_B , 为了模拟JS检验的检验临界值, 需要根据样本面板数据估计历史协方差矩阵 Σ ,

(1) 估计历史协方差矩阵 Σ

在各种假设的零假设下, 对每个纵剖面时间序列的一阶差分序列 $\{\Delta y_{it} | t=1, 2, \dots, T\}$ 估计模型 (1) 误差项的协方差矩阵, 即令

$$\hat{\sigma}_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it} \hat{u}_{jt}, \quad i, j=1, 2, \dots, N,$$

则矩阵

$$\hat{\Sigma} = (\hat{\sigma}_{ij})_{N \times N} \quad (8)$$

是历史协方差矩阵^[13] Σ 的一致估计量²。

² 格林, 《经济计量分析》(第四版), p617。

(2) 模拟JS检验临界值的一般步骤

对给定的外生结构突变点参数 t_B ，借助蒙特卡洛实验模拟JS检验临界值的步骤如下：

- ① 独立随机抽取 T 个 N 维随机向量 $u_t = (u_{1t} \ \dots \ u_{Nt})' \sim N(\mathbf{0}, \hat{\Sigma})$ ($t=1, 2, \dots, T$)；
- ② 设 $y_{it} = y_{i,t-1} + u_{it}$ ($i=1, 2, \dots, N, t=1, 2, \dots, T$)，得到 N 个随机游走的时间序列；
- ③ 在各种备择假设下，用模拟面板数据 $\{y_{it}\}$ 估计模型(1)，并计算统计量 ρ_{SUR} 和 τ_{SUR} ；
- ④ 重复步骤①-③多次（例如1 000次），分别得到统计量 ρ_{SUR} 和 τ_{SUR} 在零假设下对于显著性水平 α （1%、5%或10%）的经验临界值。

三 JS 检验的有限样本性质

众所周知，讨论统计检验的有限样本性质包含在零假设下模拟统计量的经验分布、估算检验的实际检验水平（Size）和评估检验的检验功效（Power）三方面的内容。

1 协方差矩阵

在进行蒙特卡洛实验前，首先依据Chang（2004）介绍的方法^[14]构造正交对称正定矩阵 Σ ，即，

- ① 在 $[0, 1]$ 上抽取 N^2 个均匀分布的随机数，产生 N 阶矩阵 U ；
- ② 构造正交矩阵 $H = U \cdot (U'U)^{-1/2}$ ；
- ③ 对任意的 $r \in (0, 1)$ ，在区间 $(r, 1)$ 中任选 $N-2$ 个数 r_2, \dots, r_{N-1} ；
- ④ 构造协方差矩阵

$$\Sigma = H \begin{pmatrix} r & & & & \\ & r_2 & & & \\ & & \ddots & & \\ & & & r_{N-1} & \\ & & & & 1 \end{pmatrix} H' \quad (9)$$

在本文的研究中，令 $r = 0.4$ 、 $r = 0.8$ 。

2 数据生成过程（DGP）

数据生成过程（DGP）

$$y_{it} = y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, N, t = 1, 2, \dots, T, \quad y_{i,0} = 0 \quad (10)$$

其中，对任何的 t ，随机误差向量 $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t} \ \varepsilon_{2t} \ \dots \ \varepsilon_{Nt})'$ 的构造如下：

- ① 产生 T 个独立同分布的 N 维标准正态随机向量序列 Z_t ；
- ② 利用协方差矩阵 Σ 的Cholesky分解的上三角矩阵 R 构造具有协方差矩阵 Σ 和均值0的 N 维正态随机向量序列 $\varepsilon_t = Z_t R$ 。

显然，用该数据生成过程产生的面板数据是具有同期协方差矩阵 Σ 的面板单位根过程。

3 模拟 JS 检验的经验分布

分别取 $N \in \{5, 25, 50\}$ 和 $T \in \{25, 50, 100\}$ ，

- ① 按照(10)的数据生成过程产生 N 个随机游走的时间序列，即模拟面板数据 $\{y_{it}\}$ ；
- ② 在(5)的备择假设下，用模拟面板数据 $\{y_{it}\}$ 估计模型(1)，并计算统计量 ρ_{SUR} 和 τ_{SUR} ；
- ③ 重复步骤①-② 10 000次，分别得到统计量 ρ_{SUR} 和 τ_{SUR} 在零假设下的经验分布；
- ④ 对于给定的显著性水平 α （1%、5%或10%），确定在零假设下统计量 ρ_{SUR} 和 τ_{SUR} 的经验临界值³。

对于 $r = 0.4$ ，JS检验统计量 ρ_{SUR} 和 τ_{SUR} 在零假设下的经验密度函数和显著性水平 α （1%、5%或10%）的经验临界值分别如图1-2和表1所示。

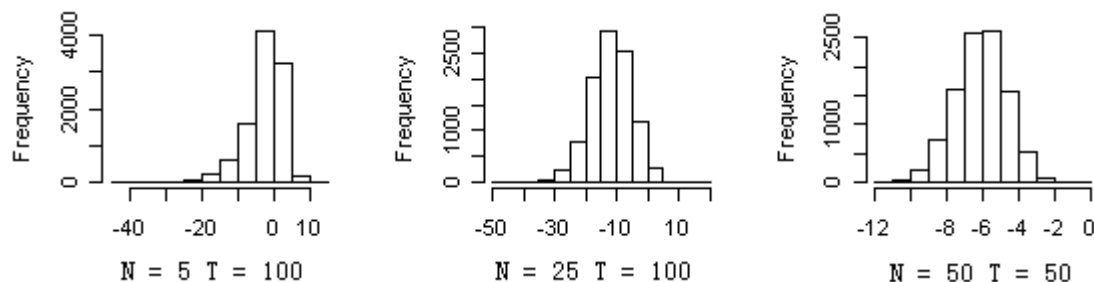


图1 在零假设下统计量 ρ_{SUR} 的经验密度函数

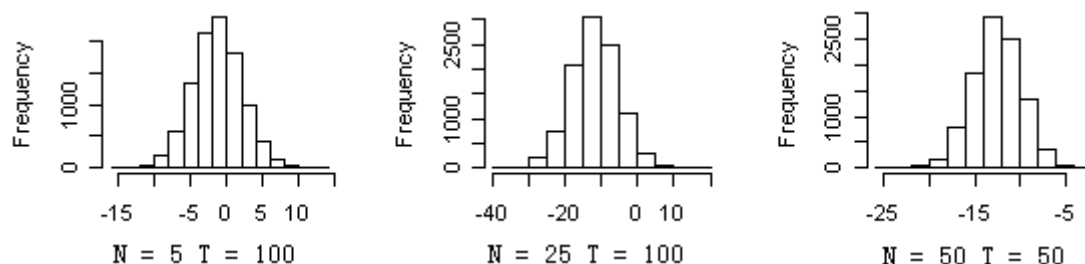


图2 在零假设下统计量 τ_{SUR} 的经验密度函数

表1 在5%的显著性水平下，JS检验的临界值

N \ T	ρ_{SUR}			τ_{SUR}		
	25	50	100	25	50	100
5	-22.3822	-15.3784	-12.8466	-11.1343	-9.9714	-8.8812
25	-8.3979	-9.2672	-23.0189	-12.2288	-12.8254	-22.4667
50	-	-8.5446	-	-	-16.9129	-

注：模拟 10 000 次，计算 JS 检验在 5% 的名义显著性水平下的临界值。

从图 1 和表 1 可以得到如下一些特征：

(i) 在零假设下，在 T 不变的情况下，随着 N 的增加，JS 检验 ρ_{SUR} 统计量的分布向右移动，而 τ_{SUR} 统计量的分布向左移动；

(ii) 在零假设下，当 N 给定时，随着 T 的增加，当 N 较小时，JS 检验统计量的分布向右移动，当 N 较大时，JS 检验统计量的分布向左移动；

(iii) 在其它条件相同时，JS 检验统计量的临界值随面板数据的空间相关程度变化而不同，如 $N = 5$ 、 $T = 100$ 、 $r = 0.8$ 时， ρ_{SUR} 和 τ_{SUR} 统计量的 5% 临界值分别是 -20.964 和 -8.0224。

4 模拟 JS 检验的实际经验水平

³ 基于 R 语言 (V.2.6.1) 编程计算。

对于给定 5% 的名义检验水平, 在零假设下, 按照数据生成过程(10)产生面板数据, 经过 5000 次模拟, 依据表 1 的临界值估算, JS 检验的实际检验水平 (Size) 如表 2 所示。

表 2 在 5% 的显著性水平下, JS 检验的实际检验水平

N \ T	ρ_{SUR}			τ_{SUR}		
	25	50	100	25	50	100
5	0.0056	0.0194	0.0518	0.0178	0.0394	0.0586
25	0.1761	0.0082	0.0462	0.1762	0.0270	0.0512
50	-	0.0476	-	-	0.0272	-

注: 模拟 5 000 次, 在 5% 的显著性水平下 JS 检验拒绝零假设的百分比。

从表 2 可见, 当 $N < 30$ 、 $T \geq 100$ 或者 $N \geq 30$ 、 $T \geq 50$ 时, JS 检验的实际检验水平基本满意; 但是, $N < 30$ 、 $T < 100$ 时, JS 检验存在较严重的检验水平失真, 并且, $T/N \leq 2$ 时, 实际检验水平大于名义检验水平 0.05, 即, JS 检验过度拒绝了存在面板单位根零的假设。因此, 当 N 和 T 同时较大、尤其 T 相对于 N 较大时, JS 检验具有良好的检验水平。另外, 面板数据的空间相关性增强时, JS 检验的检验水平并未得到改善。总之, JS 检验的实际检验水平既依赖于 N 和 T 及其它们相对大小, 也依赖于面板数据的空间相关性。

5 模拟 JS 检验的功效

为了考察面板大小、结构突变位置、空间相关程度和结构突变幅度等因素对 JS 检验功效的影响, 下面设计了四个蒙特卡洛实验 (实验 A — 实验 D) 进行经验研究。

实验 A 面板大小对 JS 检验功效的影响

设 $N=5, 25$, $T=100$, $\alpha_i \sim U[0.2, 0.4]$ 、 $r=0.4$ 、 $\lambda = t_B / T = 0.5$ 、 $\alpha'_i = 5$ 和 $\beta = 0.9$, 在假设 (5) 的备择假设下, 基于数据生成过程

$$y_{it} = \alpha_i + \alpha'_i D_t + \beta y_{i,t-1} + u_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, N, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad y_{i,0} = 0 \quad (11)$$

生成存在同期截距突变和具有同期协方差矩阵 Σ ($r=0.4$) 的趋势突变平稳面板数据, 其中, 协方差矩阵 Σ 按(9)产生。经 5 000 次模拟, 在 5% 的显著性水平下, JS 检验的功效见表 3。

表 3 在 5% 的显著性水平下, JS 检验的检验功效

T \ N	ρ_{SUR} 检验		τ_{SUR} 检验	
	5	25	5	25
100	0.9346	0.9762	0.3722	0.682

注: 模拟 5 000 次, 在 5% 的显著性水平下 JS 检验拒绝零假设的百分比。

从表 3 可见, JS 检验的检验功效与面板大小有关, 随着 N 的增加, JS 检验的功效迅速提高, 并且 ρ_{SUR} 检验的功效显著高于 τ_{SUR} 检验。

实验 B 结构突变位置对 JS 检验功效的影响

在 $N=5$ 、 $T=100$ 、 $\alpha_i \sim U[0.2, 0.4]$ 、 $\lambda = t_B / T = 0.75$ 、 $\alpha'_i = 5$ 和 $\beta = 0.9$ 的情形下, 根据数据生成过程 (11) 趋势突变的平稳面板数据, 其中, 协方差矩阵 Σ 是试验 A 中所产生的, 经 5 000 次模拟, 计算 JS 检验的功效。

由实验 A 得, 对于 $\lambda = 0.5$ 产生的面板数据, JS 检验的功效分别为 0.9346 和 0.3722; 而对于 $\lambda = 0.75$ 产生的面板数据, JS 的 ρ_{SUR} 检验和 τ_{SUR} 检验的功效⁴分别为 0.7394 和 0.4762。于是, 结构突变位置对 JS 检验的功效有显著影响, 随着结构突变位置偏离样本的中位数, JS 检验的功效有明显变化, τ_{SUR} 检验的功效有所改进, 而 ρ_{SUR} 检验的功效有显著降低。因此, 误设突变点位置对 JS 检验的功效也存在严重影响。

实验 C 结构突变幅度对 JS 检验功效的影响

在 $N = 5$ 、 $T = 100$ 、 $\alpha_i \sim U[0.2, 0.4]$ 、 $\lambda = 0.5$ 、 $\alpha_i^* = 2$ 和 $\beta = 0.9$ 的情形下, 根据数据生成过程 (11) 产生趋势突变的平稳面板数据, 其中, 协方差矩阵 Σ 是试验 A 中所产生的, 经 5 000 次模拟, 计算 JS 检验的功效。

由实验 A 得, 对于 $\alpha_i^* = 5$ 产生的面板数据, JS 检验的功效分别为 0.9346 和 0.3722; 而对于 $\alpha_i^* = 2$ 产生的面板数据, JS 检验的功效分别为 0.9428 和 0.3936。所以, 结构突变幅度对 JS 检验的功效有显著影响, 随着结构突变幅度的减少, ρ_{SUR} 检验的功效有明显改善, 尤其是 τ_{SUR} 检验的功效大幅增加。

实验 D 面板数据的空间相关程度对 JS 检验功效的影响

在 $N = 5$ 、 $T = 100$ 、 $\alpha_i \sim U[0.2, 0.4]$ 、 $\lambda = 0.5$ 、 $\alpha_i^* = 5$ 和 $\beta = 0.9$ 的情形下, 根据数据生成过程 (11) 产生存在同期截距突变和具有同期协方差矩阵 Σ ($r = 0.8$) 的趋势突变平稳面板数据, 其中, 协方差矩阵 Σ 按(9)产生, 经 5 000 次模拟, 计算 JS 检验的功效。

由实验 A 得, 对于 $r = 0.4$ 产生的协方差矩阵 Σ , JS 检验的功效分别为 0.9346 和 0.3722, 而对于 $r = 0.8$ 产生的协方差矩阵 Σ , ρ_{SUR} 检验和 τ_{SUR} 检验的功效分别为 0.6424 和 0.5742。所以, 面板数据的空间相关程度对 JS 检验的功效有显著影响, 随着空间相关程度的增强, ρ_{SUR} 检验的功效显著降低, 而 τ_{SUR} 检验的功效明显改善。

总之, 面板数据的大小、突变点的位置、面板数据的空间相关程度和结构突变的幅度等因素对 JS 检验的检验功效具有显著地影响。

四 中国省级绝对 CPI 指数的收敛性

随着中国市场经济建设逐步深化, 市场经济体制逐步完善, 价格水平对市场的反应具有更高的敏感性。因此, 价格水平波动对中国社会经济的影响越来越大。伴随价格水平对市场供求关系敏感性逐渐提高, 中国地区间的价格水平差距也逐渐呈现。那么, 这种地区间的价格水平差距是逐渐缩小还是逐渐放大? 即价格水平是收敛还是扩散? 鄂永健 (2007) 采用了中国大陆 28 个省级地区的省级面板数据, 通过面板数据单位根检验^[15], 发现 28 个省级地区 (相对于北京市的价格水平) 的相对价格指数面板数据拒绝了面板单位根过程的零假设, 即相对价格水平的差距具有收敛性。本节将根据 31 个省(市、自治区) 1996 年 1 月-2007 年 12 月的绝对 CPI 指数面板数据, 利用 JS 检验推断中国 CPI 指数的动态行为, 为研究 CPI 收敛性和购买力平价理论提供证据。

⁴ $\lambda = 0.75$ 时, JS 的 ρ_{SUR} 检验和 τ_{SUR} 检验的 5% 的模拟临界值分别为 -16.4928 和 -7.9024。

1 确定零假设下的数据生成系统

显然, 如果各省的绝对 CPI 指数数据是不存在结构突变的单位根过程, 则在零假设下, 31 个省(市、自治区)CPI 的数据生成过程为

$$y_{it} = y_{i,t-1} + u_{it}, \quad i=1, 2, \dots, 31; \quad t=1, 2, \dots, 144 \quad (12)$$

并且, 基于时间序列单位根 PP 检验发现它们均是一阶单整过程。因此, 可以基于一阶差分序列 Δy_{it} 利用式(8)得到历史协方差矩阵的估计 $\hat{\Sigma}$ 。

2 设定备择假设下的结构突变点

自 1995 年以来, 我国坚持以市场为取向的价格改革, 确立了“建立社会主义市场经济体制”改革目标。价格体制表现出商品和服务的价格“主要由市场形成”、并强调在政府“宏观调控下”完成价格的形成的特点。然而, 受国内外经济冲击的严重影响, 1996 - 2007 年各地区价格水平的动态行为表现出结构突变的迹象。

实际上, 1996 - 1998 年的三年间, 我国经济一方面受国际大环境及亚洲金融危机的严重影响, 另一方面在国内由于受住房、医疗、教育、劳动保险等制度改革的影响, 居民消费价格指数一反振荡波动的常态, 形成了逐年下滑的态势, 达到了改革开放以来的最低点。为了解决投资增长乏力的问题和应对亚洲金融危机带来的冲击, 中国政府适时采取了积极的财政政策和稳健的货币政策, 价格经过短暂的低迷之后, 2000 年居民消费价格指数爬升, 2001-2002 年处在一个较平稳的运行期。在世界经济环境不佳的情况下, 2003 年 7 月中国经济在消除“非典”影响后掀起新一轮的投资高潮, CPI 止跌回升, 在经过三年的低位运行后, 各地区的 CPI 指数于 2003 年 7 月开始攀升⁵。因此, 本文外生地设定结构突变点为 2003 年 7 月, 即 $t_B = 103$ ($\lambda = 0.7152778$)。

3 模拟 JS 检验的临界值

根据第二节 JS 检验临界值的模拟步骤, 经 10 000 次模拟得 $N = 31$ 、 $T = 144$ 、 $\lambda = 0.72$ 和 $\Sigma = \hat{\Sigma}$ 时, JS 检验统计量 ρ_{SUR} 和 τ_{SUR} 的 0.05 临界值分别为 -1.610597 和 -4.096875; JS 检验统计量 ρ_{SUR} 和 τ_{SUR} 在零假设下的经验密度函数如图 3 所示。

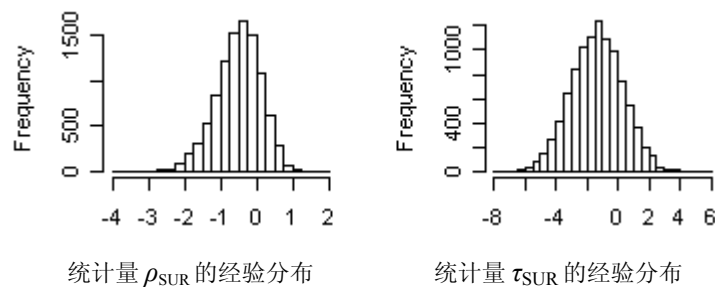


图 3 在零假设下 ρ_{SUR} 和 τ_{SUR} 的经验密度函数

4 CPI 的平稳性检验

因为当 $T_B = 103$ ($\lambda = 0.7152778$) 时, 对于绝对 CPI 指数的面板数据, 根据模型(1)计算

⁵ 在 31 个省市自治区的 CPI 中, 有 5 个省的 CPI 的攀升始于 6 月, 8 个始于 8 月, 18 个始于 7 月, 并且全国 CPI 的攀升也始于 7 月。

的JS统计量分别为 $\rho_{SUR} = -17.18441$ 和 $\tau_{SUR} = -23.5702$ (如果假设相同幅度的斜率突变 $\rho_{SUR} = -16.83407$ 和 $\tau_{SUR} = -23.36845$)。显然,它们均落在了JS检验的拒绝域。因此,可以推断绝对CPI指数是存在结构突变的趋势平稳过程,即绝对CPI指数是收敛的,至于是 β -收敛还是俱乐部收敛,还需深入研究⁶。

五 结论

通过对JS检验的模拟分析发现,对于大面板数据(如 $N \geq 30$ 或 $T \geq 100$),JS检验均具有良好的有限样本性质,而 ρ_{SUR} 检验比 τ_{SUR} 检验有更理想的检验效果。并且,在应用JS检验时,准确地确定样本数据的数据生成过程和突变点的位置至关重要,这样才能获得协方差矩阵 Σ 的良好估计、恰当地模拟JS检验的临界值,使得JS检验的推断充分可靠。另外,经验分析发现中国省级绝对CPI指数是存在结构突变的趋势平稳过程,即它们是收敛的。

参考文献

- [1] Perron, P., 1989. The great crash, the oil shock and the unit root hypothesis [J] *Econometrica* 57, 1361–1402.
- [2] 白仲林, 2008, 一种结构突变面板数据单位根联合检验[J], 数量经济技术经济研究, (已录用)
- [3] Jorion, P. and R. J. Sweeney, 1996, Mean reversion in real exchange rates: evidence and implications for forecasting [J], *Journal of International Money and Finance*, Vol. 15, 535-550.
- [4] Strauss, J., 2000, Is There a Permanent Component in US Real GDP? [J], *Economics Letters*, 66, 2, 137–142.
- [5] Abauf, N., Jorion, P., 1990, Purchasing power parity in the long run [J], *Journal of Finance* Vol. 45, 157–174.
- [6] Levin, A., C.F. Lin, and C.S.J. Chu (2002) Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties [J], *Journal of Econometrics*, Vol. 108, 1-24.
- [7] Im, K.S., M.H. Pesaran, and Y. Shin (2003) Testing for unit roots in heterogeneous panels [J], *Journal of Econometrics*, Vol. 115, 53-74.
- [8] Papell, D.H., 2002, The great appreciation, the great depreciation, and the purchasing power parity hypothesis [J], *Journal of International Economics*, Vol. 57, 51–82
- [9] Amsler, C. and Lee, J. 1995, An LM Test for a Unit-root in the Presence of a Structural Change [J], *Econometric Theory*, Vol. 11, 359-368.
- [10] Im, K.S., J. Lee, and M. Tieslau, 2005, Panel LM unit Root Tests with Level Shifts [J], *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 67, 393-419.
- [11] Tam, P.S., 2006, Breaking trend panel unit root tests, Working Paper, University of Macau.
- [12] Banerjee, A., R. L. Lumsdaine, and J. H. Stock, (1992), Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypotheses: Theory and International Evidence [J], *Journal of Business and Economic Statistics*, 10:3, 271-288.
- [13] 格林, 《经济计量分析》(第四版), 北京: 清华大学出版社, 2001

⁶ 因篇幅限制本文省略了讨论绝对CPI指数收敛类别的内容。

[14] Chang, Yoosoon, 2004, Bootstrap Unit Root Tests in Panels with Cross-sectional Dependency, *Journal of Econometrics* 120, 263–293.

[15] 鄂永健, 中国地区间价格水平差距趋于收敛还是发散[J], *经济评论*, 2007 (05)

作者简介

白仲林(1962-), 男, 河南省偃师人, 2005年毕业于南开大学经济学院国际经济研究所, 获经济学博士学位; 2006-2008年在吉林大学数量经济研究中心从事博士后研究。现为天津财经大学统计学院教授, 中国数量经济学会理事, 天津市数量经济学会常务理事。研究方向为计量经济学理论方法及应用研究。

通讯地址

天津财经大学统计学院, 300222, Tel. 022-28171308 (0)

E-mail: BAIRBJL@sina.com、BAIRBJL@hotmail.com