

Seasonal Unit Root Test and Multiple Structural Breaks Estimate—An Empirical Study of China's Inbound Tourists (1990.1-2014.12)

Zhizong Chen

School of Economics and Management, Tongji University, Shanghai
Email: czz@tongji.edu.cn

Received: Nov. 9th, 2018; accepted: Nov. 20th, 2018; published: Nov. 27th, 2018

Abstract

Using seasonal unit root tests on monthly data of China's inbound tourists, the results of HEGY test show that no seasonal unit roots but one long-term unit root exist in the time series. Furthermore, the evidence of stationarity with two breaks is found in this monthly data by the minimum LM unit root test. Finally, three breaks are determined by using the Bai & Perron's method, and the time series exhibits four phases of different trends, for which a reasonable explanation of the socio-economic events is provided that might have contributed the shifting trends.

Keywords

China's Inbound Tourists, HEGY Test, LM Unit Root Test, Multiple Structural Breaks, Bai & Perron's Method

季节单位根检验和结构多重突变估计——对中国入境旅游(1990.1~2014.12)的实证分析

陈志宗

同济大学, 经济与管理学院, 上海
Email: czz@tongji.edu.cn

收稿日期: 2018年11月9日; 录用日期: 2018年11月20日; 发布日期: 2018年11月27日

摘要

对中国入境旅游月度数据做季节单位根检验, HEGY检验结果表明, 该时间序列不含季节性单位根, 但含有长期单位根。此外, 最小LM单位根检验结果显示该月度序列是带双突变的平稳序列。最后, 使用Bai和Perron方法确定3个突变点, 由此该时间序列构成4个不同趋势的发展阶段, 并对各阶段的趋势改变的原因用社会、经济的外部事件做了合理的解释。

关键词

中国入境旅游, HEGY检验, LM单位根检验, 多重结构突变, Bai和Perron方法

Copyright © 2018 by author and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

对于包括中国入境旅游人数在内的经济时间序列的分析首先需要检测该时间序列是否是平稳的, 单位根检验是时间序列平稳性检测的标准程序, 其作用在于检测时间序列是一个随机趋势的过程(即, 随机冲击将产生永久性的影响), 还是一个趋势平稳的数据产生过程(随机冲击只产生短暂的影响)。随机趋势过程的一个最简单例子是随机游走 $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$, 其演化方程可写成: $y_t = y_0 + \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_{t-i}$, 前式显示随机冲击 ε_t 的影响不会随时间消失。与之相反, 对于平稳的 1 阶自回归过程 $y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t$, 由于要求 $|\phi| < 1$, 从其演化方程 $y_t = \phi^t y_0 + \sum_{i=0}^{t-1} \phi^i \varepsilon_{t-i}$, 可看出随机冲击 ε_t 的影响是短暂的, 将会随时间而逐步消失。

首先由 Dickey 和 Fuller (1979) 提出 ADF 检验[1], 检测如下的辅助回归方程:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t$$

其中, $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$, 是时间序列 y_t 在第 t 期的一阶差分, t 是时间趋势, ε_t 是白噪声(零均值同方差的独立正态分布)。为了检测单位根, 提出如下假设: $H_0: \phi = 0$ 和 $H_1: \phi < 0$ 。当不能拒绝原假设时, 说明该时间序列存在单位根, 是随机趋势的过程; 而当拒绝原假设时, 说明时间序列是趋势平稳的过程。一旦检测到单位根存在时, 通常采用差分处理的方法使时间序列成为平稳(称为差分平稳)。需要指出的是, 这种方法针对的是非季节性时间序列, 比如年度时间序列或是明显不具备季节性特征的序列。

对于季度或月度等季节时间序列, Dickey、Hasza 和 Fuller (1984) 将 ADF 单位根检验的方法应用到季节时间序列的单位根检验中, 从而形成了 DHF 检验[2], 其检验方程为:

$$(1 - L^S) y_t = \phi y_{t-S} + \varepsilon_t$$

其中, L 为滞后运算符, ε_t 是白噪声, S 为季节数据的周期, 例如 $S = 4$ 是季度数据, 而 $S = 12$ 为月度数据。当 $\phi = 1$, 若对所有的 $s = 1, 2, \dots, S$ 都成立, 则 y_t 是含季节性单位根的过程, 也即, 该过程是由 S 随机游走过程构成的, 而且各随机游走过程之间相互独立。

然而, DHF 检验存在着缺陷, 其假定单位根存在于全部季节频率上。事实上, 通过对季节差分算子 $(1 - L^S)$ 在不同季节频率上进行因式分解(以 $S = 4$ 为例): $(1 - L^4) = (1 - L)(1 + L)(1 - iL)(1 + iL)$, 这 4 个因式的单位根分别为: 1、-1 和共轭复数 $\pm i$, 其中, 单位根 1 称为非季节(零频率, 即周期无穷大)单位根, 单位

根-1 和±i 称为季节单位根, 分别对应频率 π (周期为半年度)、 $\pi/2$ (周期为 4 季度)和 $3\pi/2$ (周期为 4/3 季度)。因此, 季节时间序列的特征是复杂的, 一些序列可能含有全部频率的单位根, 而另一些序列可能仅含有某些频率的单位根。为此, Hylleberg, Engle, Granger 和 Yoo (1990)提出了针对季度数据($S=4$)的 HEGY 检验[3], 分别在零频率和季节频率上对序列进行单位根检验(即对单位根±1 及共轭复数单位根±i 分别进行检验), 并给出检验统计量及其相应的临界值。Beaulieu 和 Miron (1993)将 HEGY 检验进一步扩展到月度数据[4], 并给出了检验统计量相应的临界值。

由于许多经济(季节性)时间序列都无法拒绝长期单位根, 这是否表明时间序列含有随机趋势?在结构突变研究的一篇里程碑文章中, Perron (1989)发现, 如果时间序列存在结构突变, 会显著降低单位根检验的势[5]。在结构突变点事先已知(外生)的假设条件下, 他推导了单位根统计量的渐近分布, 并实证判定多数美国经济时间序列均是带结构突变的趋势稳定过程, 而不是标准 ADF 检验所判定的单位根过程。但 Perron 假定结构突变点是外生的, 其选择存在一定的主观和随意性。Zivot 和 Andrews (1992)提出一种内生确定结构突变点的方法[6], 假定所有点均为可能的结构突变点, 计算并选择最小的 t 统计量, 确定模型估计的结构突变点。Lumsdaine 和 Papell (1997)把 ZA 检验内生地确定一个结构突变点的方法扩展到两个突变点[7]。但 ZA 检验和 LP 检验存在一个共同的弱点, 其原假设设定为没有结构突变的单位根过程, 因而存在着“虚假拒绝”问题, 即拒绝原假设并不意味着不存在单位根, 有可能是带结构突变的单位根过程。对此, Lee 和 Strazicich (2003)在 Perron (1989)原假设的基础上进行扩展, 提出了含两个内生突变点的最小 LM (拉格朗日乘子)单位根检验[8], 因其在原假设中引入了结构突变成分, 因而避免了“虚假拒绝”问题, 一旦拒绝原假设, 则一定接受时间序列是带结构突变的趋势平稳的备择假设。然而, LS 检验使用网格搜索(Grid Search)技术来计算最小 LM 统计值, 其时间复杂度为 $O(n^m)$, 其中 n 为样本观察数, m 为突变数目。当 m 大于 2 时, 计算将很费时。另一方面, Bai 和 Perron (2003)在普通最小二乘(OLS)框架下, 提出一种基于动态规划法的内生生化多重结构突变点的估计方法[9], 对于任意给定的突变数目 m , 该动态规划算法所需的最小二乘运算数目最多为 $O(n^2)$ 。由于计算的有效性, BP 方法得到了广泛的应用。

自上世纪九十年代, 中国作为唯一的亚洲国家, 首次跻身世界十大国际旅游目的地国家。至 2014 年, 中国全年接待入境游客达 12,849.83 万人次, 市场规模总量仅次于法国、美国和西班牙, 位居世界第四。中国入境旅游客源市场呈现为港澳台同胞客源市场和外国人(含外籍华人)客源市场的双重结构, 入境游客访华的主要目的是游览观光和休闲度假, 其次是会议和商务旅行。中国入境旅游人数(单位: 万人次)月度数据(1990.1~2014.12) [10]的折线图见图 1。

从图 1 可见, 中国入境旅游人数有着较为明显的季节特性, 长期趋势呈先成长、后平稳的态势。虽然已有国内学者对旅游和其他经济序列做过季节单位根检验[11] [12], 但对中国入境旅游月度序列还未做过类似的研究, 国内学者对中国入境旅游时间序列的研究主要集中在 SARFMA 建模方面[13]等。本文实证分析的思路如下: 首先使用 HEGY 检验对中国入境旅游月度序列进行季节单位根检验, 然后使用最小 LM 单位根检验对该时间序列的长期单位根进行检验, 如果能获得时间序列平稳性的确实证据, 再使用 BP 方法对时间序列做多重结构突变点的估计及相应的长期趋势变化分析。

2. 理论和实证方法

2.1. 季节单位根检验——HEGY 检验

HEGY 检验的思路是通过对季节差分算子 $(1 - L^S)$ 在不同季节频率上进行因式分解来实现对零频率和季节频率单位根的同时检验。考虑月度($S=12$)差分算子的因式分解:

$$(1 - L^{12}) = (1 - L)(1 + L)(1 + L^2)(1 + L + L^2)(1 - L + L^2)(1 + \sqrt{3} + L^2)(1 - \sqrt{3} + L^2)$$

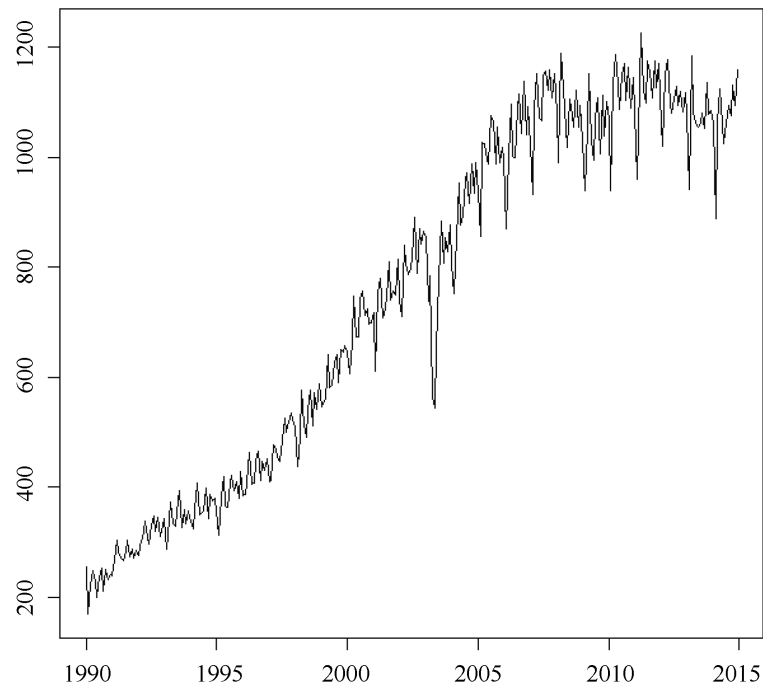


Figure 1. China's inbound arrivals (1990.1-2014.12)

图 1. 中国入境旅游人数(1990.1~2014.12)

表 1 归纳了所有因式的根所代表的频率和循环周期。当这些因式根的模等于 1 时，相应的循环会形成累积冲击，而当这些根位于单位圆外，则冲击只具有短暂效应。

Table 1. Long-term's and season's frequencies of monthly time series

表 1. 月度时间序列的长期和季节频率

过滤算子	根	频率	周期	每年的循环数
$1-L$	1	0	∞ (长期)	0
$1+L$	-1	π	2 (双月)	6
$1+L^2$	$\pm i$	$\pi/2; 3\pi/2$	4; 4/3	3; 9
$1+L+L^2$	$-(1\pm\sqrt{3}i)/2$	$2\pi/3; 4\pi/3$	3 (季度); 1.5	4; 8
$1-L+L^2$	$(1\pm\sqrt{3}i)/2$	$\pi/3; 5\pi/3$	6 (半年度); 1.2	2; 10
$1+\sqrt{3}L+L^2$	$-(\sqrt{3}\pm i)/2$	$5\pi/6; 7\pi/6$	2.4; 1.7	5; 7
$1-\sqrt{3}L+L^2$	$(\sqrt{3}\pm i)/2$	$\pi/6; 11\pi/6$	12 (年度); 1.09	1; 11

HEGY 检验的辅助回归方程如下：

$$(1-L^2)y_t = \mu_t + \pi_1 y_{1,t-1} + \pi_2 y_{2,t-1} + \pi_3 y_{3,t-1} + \pi_4 y_{3,t-2} + \pi_5 y_{4,t-1} + \pi_6 y_{4,t-2} + \pi_7 y_{5,t-1} + \pi_8 y_{5,t-2} + \pi_9 y_{6,t-1} + \pi_{10} y_{6,t-2} + \pi_{11} y_{7,t-1} + \pi_{12} y_{7,t-2} + \varepsilon_t \tag{1}$$

其中， $y_{1,t} = (1+L)(1+L^2)(1+L^4+L^8)y_t$ ， $y_{2,t} = -(1-L)(1+L^2)(1+L^4+L^8)y_t$ ， $y_{3,t} = -(1-L^2)(1+L^4+L^8)y_t$ ， $y_{4,t} = -(1-L^4)(1-\sqrt{3}L+L^2)(1+L^2+L^4)y_t$ ，

$$y_{5,t} = -(1-L^4)(1+\sqrt{3}L+L^2)(1+L^2+L^4)y_t, \quad y_{6,t} = -(1-L^4)(1-L^2+L^4)(1-L+L^2)y_t, \\ y_{7,t} = -(1-L^4)(1-L^2+L^4)(1+L+L^2)y_t.$$

式(1)中, μ_t 可以包含一个常数项, 11 个季节虚拟变量和一个时间趋势项, ε_t 是白噪声。

HEGY 检验通过使用 T 检验来测试如下关于 π_1 和 π_2 的零假设: $H_0: \pi_1 = 0$ 和 $H_0: \pi_2 = 0$, 如果不能拒绝 $\pi_1 = 0$ 的零假设, 则时间序列存在零频率(非季节性)单位根, 应该使用 $(1-L)$ 过滤子对时间序列做处理。如果不能拒绝 $\pi_2 = 0$ 的原假设, 则含 π 频率的季节性单位根, 应该使用 $(1+L)$ 过滤子对时间序列做处理。而对于其它成对的复数单位根, 用 F 检验来测试关于 $\{\pi_3, \pi_4\}$ 、 $\{\pi_5, \pi_6\}$ 、 $\{\pi_7, \pi_8\}$ 、 $\{\pi_9, \pi_{10}\}$ 和 $\{\pi_{11}, \pi_{12}\}$ 的零假设: $H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$ 、 $H_0: \pi_5 = \pi_6 = 0$ 、 $H_0: \pi_7 = \pi_8 = 0$ 、 $H_0: \pi_9 = \pi_{10} = 0$ 和 $H_0: \pi_{11} = \pi_{12} = 0$ 。当不能拒绝对应的两个 π_i 都为零的情况下, 则存在相应的季节性单位根。使用 HEGY 检验的好处是可以测试每一个频率上的单位根是否存在, 以便选择合适的差分滤子, 从而避免了过度差分问题。

2.2. 最小 LM 单位根检验

设有数据产生过程(DGP):

$$y_t = \psi'X_t + u_t \text{ 和 } u_t = \phi u_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d N(0, \sigma^2) \quad (2)$$

考虑在水平和趋势上存在两个内生的突变点 T_j ($j=1,2$), 对于 $j=1,2$, 定义虚变量 $D_{jt} = 1$, 当 $t \geq T_j + 1$, 以及虚变量 $DT_{jt} = t - T_j$, 当 $t \geq T_j + 1$, 则(2)式的回归项 $X_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]$ 。LM 单位根检验统计量可以由下列回归式来估计:

$$\Delta y_t = \phi' \Delta X_t + \gamma \tilde{S}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \psi_i \Delta \tilde{S}_{t-i} + u_t \quad (3)$$

其中 $\tilde{S}_t = y_t - \mu - X_t \bar{\phi}$, $t = 2, \dots, n$, $\bar{\phi}$ 是 Δy_t 对 ΔX_t 的回归系数; μ 由 $y_1 - X_1 \bar{\phi}$ 给出。加入滞后项 $\Delta \tilde{S}_{t-i}$ 来矫正序列相关, 并由 GTOS (一般到特殊)法来确定该附加项的阶数。

记检验单位根假设 $H_0: \gamma = 0$ 的统计量为 $\hat{\tau}$ (其由(3)式中的 γ 的 t 比率给出), 并记 $\lambda_j = T_j/n$ 为突变点 T_j 占整个样本区间 n 的比率, 考虑区间 $[0.1n, 0.9n]$ 的所有点, 使用网格搜索法使 $\hat{\tau}(\lambda)$ 达到最小, 从而确定突变点 T_j 。最小 LM 检验统计量定义为 $LM_\tau = \inf_\lambda \hat{\tau}(\lambda)$, Lee 和 Strazicich (2003)给出了由蒙特卡罗仿真得出的相应的临界值。

2.3. 多重结构突变点估计

考虑标准线性回归模型:

$$y_t = \beta'X_t + \varepsilon_t \quad (t = 1, \dots, n) \quad (4)$$

给定任意 m 个内生突变点, 记 $I_{m,n} = \{T_1, \dots, T_m\}$ 为突变点的集合, $I_{m,n}$ 也称为 m 划分。也即整个区间 n 中存在 $m+1$ 个区隔(其中 $T_0 = 0$, $T_{m+1} = n$), 设每个区隔的回归系数保持为常数, 这样, 结构突变模型可写成:

$$y_i = \beta_j'X_i + \varepsilon_i \quad (i = T_{j-1} + 1, \dots, T_j, j = 1, \dots, m+1) \quad (5)$$

其中 j 是区隔指数, 用 OLS 估计(5)式的 β_j 系数, 并计算如下总最小残差平方和:

$RSS(T_1, \dots, T_m) = \sum_{j=1}^{m+1} rss(T_{j-1} + 1, T_j)$, 其中 $rss(T_{j-1} + 1, T_j)$ 区隔 j 的最小残差平方和。估计突变点的问题就是在满足 $T_j - T_{j-1} \geq n_h \geq k$ 所有划分中, 选择突变点 $\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m$ 使总残差平方和 $RSS(T_1, \dots, T_m)$ 达到最小:

$$(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m) = \arg \min_{(T_1, \dots, T_m)} RSS(T_1, \dots, T_m) \quad (6)$$

采用动态规划法来获得(6)式的全局最小值，其基本思想是基于 Bellman 最优性原理来得到最优区隔满足的递推关系：

$$RSS(I_{m,n}) = \min_{m \leq i \leq n-n_0} [RSS(I_{m-1,i}) + r_{ss}(i+1, n)] \quad (7)$$

一旦求出 m 划分中的最后的突变点 T_m ，由递推关系(7)很容易获得先前各个时期的突变点。对于给定的任意结构突变数目 m ，该动态规划算法所需要的最小二乘运算数目最多为 $O(n^2)$ 。至于 m 的确定，可采用合适的信息准则来选择，Bai 和 Perron (2003)指出，AIC 会高估结构突变的次数，而 BIC 是许多情况中合适选择 m 的信息准则。

3. 实证分析结果

首先使用检验式(1)对中国入境旅游月度序列(记为 y_t)进行季节单位根检验，其中确定性项 u_t 本文设定为常数，其 HEGY 检验结果见表 2。由表 2 的检验结果可以看到，在 $\alpha = 0.05$ 之下，不能拒绝零频率单位根的原假设，但所有其他频率的季节单位根的原假设都被拒绝。也即，中国入境旅游月度序列只含有长期(非季节性)的单位根，而不含有季节性的单位根。不含有季节性单位根的含义是该月度序列的季节形态特征是确定性的，其完全可以由引入 11 个月度虚拟变量的确定项来确定。因此，任何季节性差分过滤反而会引来模型设定的误差。

Table 2. HEGY test results

表 2. HEGY 检验结果

原假设	$\pi_1 = 0$	$\pi_2 = 0$	$\pi_3 = \pi_4 = 0$	$\pi_5 = \pi_6 = 0$	$\pi_7 = \pi_8 = 0$	$\pi_9 = \pi_{10} = 0$	$\pi_{11} = \pi_{12} = 0$
统计值	$T = -2.01$	$T = -4.77$	$F = 24.66$	$F = 26.59$	$F = 4.099$	$F = 6.298$	$F = 8.287$
p 值	0.184	<0.01	<0.01	<0.01	0.018	<0.01	<0.01

对于非季节性单位根，如果为获得平稳序列用于 ARMA 建模等，则应进行 1 阶差分过滤。本文因为要对该月度序列进行结构突变分析，对长期单位根不做 1 阶差分过滤。

其次，对中国入境旅游月度序列进行双突变的最小 LM 单位根检验，其检验结果如下： $LM_\tau = -10.661$ ， $\lambda_1 = 0.3$ ，和 $\lambda_2 = 0.7$ 。该最小 LM 统计量的显著性小于 0.01，从而拒绝单位根的原假设，也即表明中国入境旅游月度序列是带结构突变的平稳序列，两个可能的突变点分别位于 1996 年 10 月和 2007 年 11 月。

在获得中国入境旅游月度序列平稳性的确实证据的基础上，可采用 BP 方法对其确定性趋势做进一步的分析。由于 BP 方法采用 OLS 分析框架，要求时间序列具有平稳性，否则，会产生“虚假回归”的问题。

设 $X_t = [1, t]$ ，其中 $t = 1, \dots, n$ 为时间指数，使用结构多重突变估计的动态规划方法，对式(5)，给定突变点数目 m 从 0 到 5，估计突变点 (T_1, \dots, T_m) 及其 RSS 和 BIC，表 3 给出了相应的 RSS 和 BIC 值。根据 BIC 最小的选择准则，最合适的 $m = 3$ 。

模型估计的 3 个突变点对应序列的时间分别为 $T_1 = 1996.12$ 、 $T_2 = 2003.1$ 和 $T_3 = 2006.10$ 。也即，整个样本区间(1990.1~2014.12)可分为 4 个区隔：区隔 1 从 1990.1 至 1996.12；区隔 2 从 1996.12 至 2003.1；区隔 3 从 2003.1 至 2006.10 和区隔 4 从 2006.10 至 2014.12。

为拟合各区隔中的回归系数，以区隔 1 为基期，对区隔 2 至 4，引入区隔指数 ($j = 2, 3, 4$) 如下：如果 $T_{j-1} \leq i \leq T_j$ ，则 $U_j = 1$ ；其它情况，则 $U_j = 0$ 。使用 OLS 拟合如下回归方程：

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 t + \sum_{j=2}^4 U_j (\delta_{j0} + \delta_{j1} t) + \varepsilon_i \quad (i = 1, \dots, n) \quad (8)$$

方程(8)回归系数估计结果汇总见表 4, 拟合方程的 $RSS = 50.91$, $R^2 = 0.9754$, 调整的 $R^2 = 0.9748$, F 统计值 = 1651, p -value: $<2.2e-16$ 。表 4 显示各回归系数估计值均是高度显著的。

Table 3. RSS and BIC in different values of m

表 3. 不同 m 值时的 RSS 和 BIC

m	0	1	2	3	4	5
RSS	2,457,510	1,057,961	865,546	756,709	726,694	720,769
BIC	3572	3336	3293	3270	3275	3289

Table 4. Estimated results of regression Equation (8)

表 4. 方程(8)的回归系数估计结果

系数	估计值	标准误差	T 统计值	Pr ($> t $)
β_0	226.4085	11.2086	20.199	$<2e-16$
β_1	2.5622	0.2291	11.185	$<2e-16$
δ_{20}	-282.7789	36.4930	-7.749	1.54e-13
δ_{30}	-861.3323	106.0454	-8.122	1.30e-14
δ_{40}	850.4821	47.3518	17.961	$<2e-16$
δ_{21}	3.2559	0.3639	8.947	$<2e-16$
δ_{31}	6.1015	0.6276	9.722	$<2e-16$
δ_{41}	-2.5073	0.2924	-8.574	5.95e-16

估计的各个突变点(虚线)和不同区隔中的趋势(实线)可标记在原序列的折线图上, 如图 2 所示。这 3 个突变点形成的 4 个区隔可解释为中国入境旅游的发展经历了四个不同趋势的阶段: 第 1 阶段从 1990 年 1 月至 1996 年 12 月, 其入境旅游人数的增长率为 $\beta_1 = 2.5622$ (万人次/月); 第 2 阶段从 1996 年 12 月至 2003 年 1 月, 入境旅游人数的成长率为 $\beta_1 + \delta_{21} = 5.8181$ (万人次/月), 该阶段成长率的增加应归因于中国在 2001 年正式加入 WTO 这一外部事件, 随着中国对外经贸关系的加强, 入世前后的来华人员也得到相应的增加; 第 3 阶段从 2003 年 1 月至 2006 年 10 月, 该阶段的趋势突变归因于中国 2003 年发生的 SARS 事件, 从图 2 来看, 首先截距有一个向下显著的突破, 这对应于 SARS 刚发生时来华人数有一个巨量的萎缩, 随着中国政府快速、有效的处置, 顺利解决 SARS 事件, 随后来华人数又有一个巨量的恢复性增长, 这反映在该阶段的陡峭的斜率(成长率) $\beta_1 + \delta_{22} = 8.6637$ (万人次/月)上; 第 4 阶段从 2006 年 10 月至 2014 年 12 月, 该阶段的一个显著特点是平坦的斜率(成长率) $\beta_1 + \delta_{23} = 0.055$ (万人次/月, 其主要原因是 2008 年爆发的国际金融危机, 导致中国入境旅游人数在高位徘徊, 成长率停滞不前。

4. 结论

对季节性经济时间序列分析, 需考虑其季节性和长期趋势的特性, 本文综合应用 HEGY 检验、最小 LM 单位根检验和 BP 方法对中国入境旅游月度序列进行了实证分析, 得到如下结论: 1) HEGY 检验结果表明, 中国入境旅游月度序列只含有长期的单位根, 而不含有季节性的单位根。因此, 不宜进行任何季节性差分过滤运算, 否则, 会引来模型设定不当而产生的误差。对于长期性单位根, 最小 LM 单位根检验的结果表明, 中国入境旅游月度序列是带有结构突变的平稳序列。2) 在获得中国入境旅游月度序列平

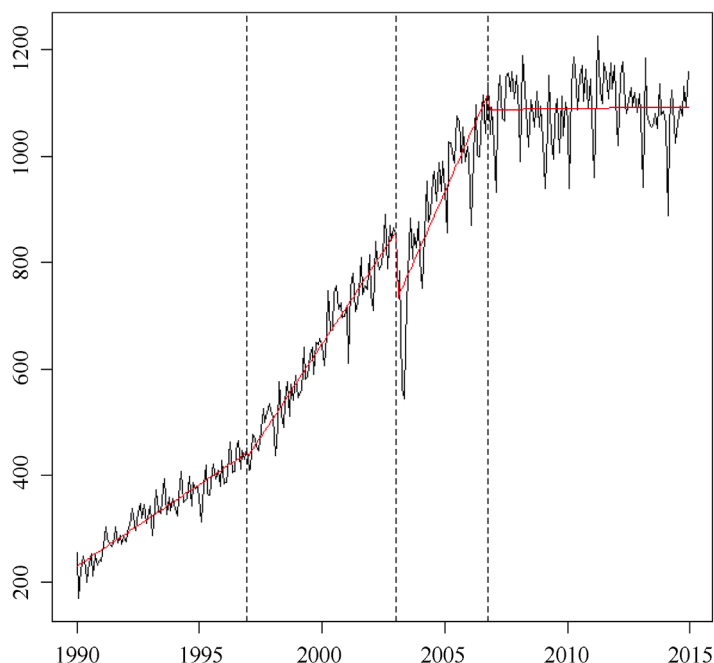


Figure 2. Multi-breakthrough points and different trends of China's inbound arrivals

图 2. 中国入境旅游人数多重突变点和不同趋势的估计

稳性的确实证据的基础上,按照最小 BIC 的选择原则,由 BP 方法确定了中国入境旅游月度序列 3 个内生的突变点,这 3 个突变点形成的 4 个区隔可解释为中国入境旅游的发展经历了四个不同趋势的阶段,而且,这四个阶段不同趋势的成因都可以由一个显著的外部事件来解释,这为中国入境旅游趋势分析提供了一个特别的视角。

参考文献

- [1] Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979) Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, **74**, 427-431.
- [2] Dickey, D., Hasza, D. and Fuller, W. (1984) Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series. *Journal of American Statistical Association*, **79**, 355-367. <https://doi.org/10.1080/01621459.1984.10478057>
- [3] Hylleberg, S., et al. (1990) Seasonal Integration and Cointegration. *Journal of Econometrics*, **44**, 215-238. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(90\)90080-D](https://doi.org/10.1016/0304-4076(90)90080-D)
- [4] Beaulieu, J. and Miron, J. (1993) Seasonal Unit Roots in Aggregate U.S. Data. *Journal of Econometrics*, **54**, 305-328. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(93\)90018-Z](https://doi.org/10.1016/0304-4076(93)90018-Z)
- [5] Zivot, E. and Andrews, D.W.K. (1992) Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, **10**, 251-270.
- [6] Perron, P. (1989) The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, **57**, 1361-1401. <https://doi.org/10.2307/1913712>
- [7] Lumsdaine, R.L. and Papell, D.H. (1997) Multiple trend Breaks and the Unit Root Hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, **79**, 212-218. <https://doi.org/10.1162/003465397556791>
- [8] Lee, J. and Strazicich, M. (2003) Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Tests with Two Structural Breaks. *Review of Economics and Statistics*, **81**, 1082-1089. <https://doi.org/10.1162/003465303772815961>
- [9] Bai, J. and Perron, P. (2003) Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models. *Journal of Applied Econometrics*, **18**, 1-22. <https://doi.org/10.1002/jae.659>
- [10] 中华人民共和国统计局. 中国旅游统计年鉴[M]. 北京: 中国统计出版社, 1991-2015.

- [11] 林德荣, 张军洲. 旅游时间序列的季节性特征研究——以城市入境旅游为例[J]. 旅游学刊, 2015, 30(1): 63-71.
- [12] 严丽玉, 黄荣坦. 中国出口月度数据的季节性单位根检验[J]. 厦门理工学院学报, 2006, 14(1): 51-54.
- [13] 翁钢民, 郑竹叶, 刘洋. 我国入境旅游预测: 基于 ARFMA 模型的研究[J]. 商业研究, 2009, 386(6): 1-4.

知网检索的两种方式:

1. 打开知网页面 <http://kns.cnki.net/kns/brief/result.aspx?dbPrefix=WWJD>
下拉列表框选择: [ISSN], 输入期刊 ISSN: 2167-664X, 即可查询
2. 打开知网首页 <http://cnki.net/>
左侧“国际文献总库”进入, 输入文章标题, 即可查询

投稿请点击: <http://www.hanspub.org/Submission.aspx>
期刊邮箱: mse@hanspub.org