

局部平稳性未知条件下基于 ESTAR 模型的单位根检验

胡俊娟^{1,2}, 陈振龙¹, 章迪平²

(1. 浙江工商大学 统计学院, 浙江 杭州 310018; 2. 浙江科技学院 理学院, 浙江 杭州 310023)

摘要: 文章探讨了局部平稳性未知情况下 ESTAR 模型的单位根检验, 提出了修正的 Wald 统计量, 通过模拟给出了其临界值, 推导出了该统计量的极限分布, 并分析了在有限样本下该统计量的特性。通过蒙特卡罗模拟, 该检验统计量具有良好的检验水平和较高的检验功效, 进一步通过模拟发现在全局平稳非线性 ESTAR 模型下, 该修正的 Wald 统计量比 KSS 型统计量具有更高的检验功效。

关键词: 单位根; Wald 统计量; ESTAR 模型; 渐进分布

中图分类号: F222 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-2154(2015)09-0089-08

Unit Root Test against the Globally Stationary ESTAR Model under Unknown Partial Stationarity

HU Jun-juan^{1,2}, CHEN Zhen-long¹, ZHANG Di-ping²

(1. School of Statistics and Mathematics, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China;

2. School of Sciences, Zhejiang University of Science and Technology, Hangzhou 310023, China)

Abstract: This paper discusses the unit root test against the globally stationary ESTAR model when partial stationarity is unknown and a modified Wald-type test is proposed. By simulating to tabulate the critical value, the asymptotic distributions of the test statistics are derived and the properties under finite samples are examined. In a Monte Carlo study, the test statistics show good inspection level and high inspection effects. Furthermore, compared with the popular KSS-type test proposed by Kapetanios et Al., this modified Wald-type model examines the statistics with higher inspection effects by simulating under the non-linear ESTAR model with whole stationarity.

Key words: unit root; Wald-type test; ESTAR model; asymptotic distribution

一、引言

中国自改革开放以来, 社会经济发展一直处于转型阶段, 在从计划经济向市场经济过渡的过程中, 宏观经济调控手段的创新、国民经济统计方法和统计口径的变动, 以及社会经济制度的变革等等使得宏观变量出现时变性和非线性的特征。变量的非线性特征这些年来一直为经济学家所关注。目前, 常见的非线性时间序列模型主要是包括马尔科夫机制转化模型 (Markov Regimes Swithing Model, 简记 MRS), 门限自回归模型 (Threshold Autoregression Model, 简记 TAR), 以及最为流行的平滑转化自回归模型 (Smooth Transi-

收稿日期: 2015-06-01

基金项目: 国家自然科学基金项目“各向异性随机场与随机偏微方程的几何性质及其应用”(11371321)

作者简介: 胡俊娟, 女, 讲师, 博士研究生, 主要从事时间序列分析研究; 陈振龙, 男, 副院长, 教授, 博士生导师, 主要从事概率统计方法与应用、随机过程、随机分形方面的研究; 章迪平, 男, 副教授, 博士, 通讯作者, 主要从事统计方法与应用研究。

tion Autoregression Model, 简记 STAR)。这三种模型考虑了各种不同形式的机制转换行为, 最主要的区别在于如何处理机制转换结构中的信息。典型的马尔科夫机制转换模型假定机制转换由外生的不可观测的马尔科夫链决定, 并没有对机制变化发生的原因以这些变化的时间做出解释; 门限自回归模型允许机制变化是内生的, 其中决定机制转换的变量是可以观测的, 但是引起机制转换的门限值却是不可直接观测的, 转换机制是离散的; 平滑转化自回归模型是机制之间平滑的或者逐渐的转换。通过选择不同的平滑变量的值, 门限自回归模型可以看作 STAR 模型的一种特例。当 STAR 模型的转换方程被定义为转化变量本身时, 并且假定这个转换变量是一个离散变量, 取值0和1且服从马尔科夫过程。那么马尔科夫转化模型也是 STAR 模型的另一种特例。STAR 模型可以更为现实地描述连续的状态转化和结构变化, 因而被广泛地应用于工业产出、实际汇率、失业率等主要宏观时间序列^[1-3]。

在用非线性 STAR 模型对数据进行建模时, 一些经典的经济理论经常涉及。比如, 对实际汇率的研究与购买力平价理论 (PPP) 是分不开的。购买力平价的一个重要含义就是实际汇率不变。但是, 在检验购买力平价理论是否成立的实证研究中, 很难找到实际汇率不变的经验证据。因此, 学者们放宽了实际汇率不变的条件, 认为只要实际汇率具有均值回复特征, 就表明购买力平价成立^[4]。有关经验研究表明, 实际汇率对长期均衡汇率值的偏离表现为非平稳的行为特征 (即非线性均值回复特征)。购买力平价意味着实际汇率是平稳的。然而, 一旦实际汇率非常接近长期均衡值, 它的行为就会表现为非平稳的随机游走过程。为了区别数据是非线性平稳过程还是单位根过程, 建模前应进行单位根检验。因此, 单位根检验已经成为检验购买力平价理论的一个非常有效的工具。

虽然 STAR 模型很好地拟合了数据, 也给出了很好的经济学解释, 然而对于这种非线性模型, 直接用常规的 DF 检验, 会导致过度的接受单位根过程 (非平稳过程) 的假设。这是由于序列结构上的变化常常会使得 DF 检验的功效降低, 将具有结构变化的平稳序列误判为非平稳的单位根过程, 产生单位根伪检验现象。为了提高检验功效, Kapetanios 等提出了指数平滑转化自回归模型 (简记 ESTAR) 的非线性平稳性检验的方法, 提出了区别常规 DF 检验的 Dickey-Fuller 型 KSS 检验统计量^[5]。自此, 关于非线性指数平滑转化自回归模型 (ESTAR 模型) 的单位根检验一直被研究者所关注。Kruse 取消了 Kapetanios 等关于位置参数的限制, 对具有任意位置参数的 ESTAR 模型进行了单位根检验^[6]。Sollis^[7] 和 Tsong 等^[8] 对不对称的 ESTAR 模型进行研究, 提出了相应的联合检验。Hanck 提出了在非零均值和有趋势的条件下关于 ESTAR 模型的单位根检验^[9], 对 Kapetanios 等提出的检验统计量在该条件下的极限分布进行修正。然而, 这些关于 ESTAR 模型的单位根检验的研究存在以下不足: 这些检验通常考虑局部区制是随机游走的情况进行分析。在实际研究中, 通常局部区制存在平稳波动或者溢出波动。在 ESTAR 模型局部区制平稳的假定下, Teräsvirta 提出在此基础上构建的 LM 统计量或 Wald 统计量均服从标准的 χ^2 分布^[10]。但 Kilic 指出, 如果放松这一假定, 即 ESTAR 模型的局部区制是随机游走过程, 那么, 线性检验的 LM 统计量或 Wald 统计量将不再服从标准的 χ^2 分布, 在此情况下采用 χ^2 分布的临界值进行线性检验会出现严重的检验水平扭曲现象^[11]。对此, Kilic 构建了在局部随机游走条件下线性检验的统计量, 以消除检验水平扭曲现象。然而, Kilic 的做法可能面临着另外一种风险, 即 STAR 模型的局部区制确实是平稳过程, Kilic 的检验统计量则会出现检验功效下降的情况, Harvey 和 Leybourne 指出了这种风险的存在^[12]。国内学者中, 赵春艳考虑到 LSTAR 模型的线性检验与单位根检验的相互联系性, 指出两个检验应该放在同一个回归模型中进行^[13]; 张凌翔、张晓峒讨论了局部随机游走或者局部随机趋势下 STAR 模型的线性检验问题, 构造了 Wald 类检验统计量, 推导出了这些统计量的极限分布, 并分析了这些统计量有限样本下的统计特性^[14]。上述研究表明, STAR 模型的线性检验与数据生成过程中局部区制的平稳属性密切相关。近年来, 局部区制是溢出过程的情况受到了越来越多的关注, 参见 Phillips 等^[15], Harvey 等^[16]。当局部区制平稳性未知时 (无论局部区制是平稳过程, 随机游走, 还是溢出过程), 需要构建一个稳健检验统计量, 以融合局部平稳过程及非平稳过程, 使得无论局部区制是平稳的还是非平稳的, 该统计量都能有较好的检验水平和较高的检验功效, 本文将对此进行尝试。对此, 本文提出修正的 Wald 型检验统计量, 在局部未知的情况下, 更为深入的讨论单位根检验问题。通过蒙特卡罗实验我们给出修正 Wald 统计量的临界值, 并验证了该统计量的检验效果, 发

现该检验统计量比常规检验统计量 KSS 有更令人满意的检验效果。本文的结构安排如下: 第二部分介绍修正的 Wald 型检验统计量及其渐进分布; 第三部分是蒙特卡罗模拟实验; 最后一部分是结论与展望。

二、局部未知情况下 ESTAR 过程的单位根检验

首先, 对于时间序列 y_t , 考虑下面的一阶 ESTAR 模型 (ESTAR(1)):

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \gamma y_{t-1} G(y_{t-1}; \theta) + \varepsilon_t, t = 1, \dots, T. \quad (1)$$

其中平滑转换函数 $G(y_{t-1}; \theta) = 1 - \exp\{-\theta y_{t-1}^2\}$, $\{\varepsilon_t\}$ 是独立同分布序列且均值为零, 方差是 σ^2 , T 是样本量。Kapetanios 等证明了当 $|\alpha + 1 + \gamma| < 1$ 时, ESTAR 模型是全局严平稳序列。对于模型 (1), Kapetanios 等考虑在 $\alpha = 0$ 的情况下, 用重要参数 $\theta (\theta \geq 0)$ 来区别单位根过程和全局平稳 ESTAR 过程。他们令原假设为 $H_0: \theta = 0$ 而备择假设为 $H_1: \theta > 0$ 。当 θ 为零时, 模型 (1) 就变成了单位根过程, 即 $\Delta y_t = \varepsilon_t$ 。然而, 当参数 γ 为零时, 模型同样也是单位根过程。为了避免对未知参数 γ 进行估计, Luukkonen 等给出了一种通用的方法^[17], 即对非线性的平滑转换函数 $G(y_{t-1}; \theta) = 1 - \exp\{-\theta y_{t-1}^2\}$ 在 $\theta = 0$ 处进行一阶泰勒展开, 从而得到辅助方程为:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1}^3 + \text{误差项}。$$

然而, 在实际应用中, 模型 (1) 中误差项通常是相关的。为此, Kapetanios 等通过对模型 (1) 的右边增加 Δy_t 的滞后项来解决误差项相关的情况, 考虑下面的 ESTAR(k) 模型:

根据 ADF 检验, 通过加入 k 阶滞后项来代替误差项的序列相关, 则模型 (1) 变成

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \gamma y_{t-1} G(y_{t-1}; \theta) + \sum_{j=1}^k \rho_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中 $\{\varepsilon_t\} \sim i. i. d. (0, \sigma^2)$ 。在检验前, 先对序列建立 AR 模型, 以 AIC 的最小值确定模型线性部分的阶数 k 。由于 (2) 式存在非线性平滑转换函数 $G(y_{t-1}; \theta) = 1 - \exp\{-\theta y_{t-1}^2\}$, 不易进行参数估计, 对其进行一阶泰勒展开, 我们可以得到相应的辅助方程:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \delta y_{t-1}^3 + \sum_{j=1}^k \rho_j \Delta y_{t-j} + \text{误差项} \quad (3)$$

对模型 (2) 进行单位根检验, Kapetanios 等假设 $\alpha = 0$ 并给出了 Dickey - Fuller 型 t 统计量:

$$KSS = \frac{\hat{\delta}}{s. e. (\hat{\delta})} \quad (4)$$

其中 $\hat{\delta}$ 是辅助方程中参数 δ 的最小二乘估计量 (OLS), $s. e. (\hat{\delta})$ 是 $\hat{\delta}$ 的标准差。则检验的原假设也可以写成: $H_0: \delta = 0$, 备择假设为 $H_1: \delta < 0$ 。

基于局部区制的平稳性对单位根检验的重要性, 我们考虑 α 取值任意的情景: 如果 $\alpha > 0$ 则表明该过程的局部区制是一个溢出过程; 如果 $\alpha < 0$ 表明局部区制是平稳的; 如果 $\alpha = 0$ 表明局部区制是随机游走。

考虑对模型 (2) 进行单位根检验, 根据辅助方程 (3), 即检验 $H_0: \alpha = \delta = 0$ 。我们考虑的备择假设是: $H_0: \alpha \neq 0, \delta < 0$ 。可以看出, 备择假设中, 一个参数是两面的 ($\alpha < 0$ 或者 $\alpha > 0$), 另一个参数是一面的 ($\delta < 0$)。显然, 采用常规的 Wald 检验统计量是不恰当的, 根据 Abadir 和 Distaso 的检验方法^[18], 我们考虑采用修正的 Wald 检验。修正的 Wald 检验分成了两部分: 一部分关于参数 δ , 另一部分是与 δ 独立的部分, 记为 δ_{\perp} , 这部分从两面参数 α 去掉参数 δ 的部分转化而来。

接下来, 我们给出修正的 Wald 检验统计量。令参数向量 $\beta = (\alpha, \delta)'$ 。根据 Abadir 和 Distaso 的定义, 一般原假设可以写成: $H_0: h(\beta) = (h_1(\beta), h_2(\beta))' = (0, 0)'$, 备择假设为: $H_1: h_1(\beta) \neq 0$ 或者 $h_2(\beta) < 0$ 。则基于 Hessian 矩阵 H 的常规 Wald 检验统计量为:

$$W = h(\hat{\beta})' \hat{V}^{-1} h(\hat{\beta})$$

其中 $\hat{\beta}$ 是 β 的 OLS 估计量, 矩阵 $\hat{V} = \frac{\partial h(\beta)}{\partial \beta'} \Big|_{\beta=\hat{\beta}} (-\hat{H})^{-1} \frac{\partial h(\beta)}{\partial \beta} \Big|_{\beta=\hat{\beta}}$, 记矩阵 \hat{V} 的元素为 \hat{V}_{ij} 。修正的

Wald 检验统计量为:

$$\tau = h_{1,2}(\hat{\beta})' \hat{V}_{11,2}^{-1} h_{1,2}(\hat{\beta}) + I_{(h_2(\hat{\beta}) < 0)} h_2(\hat{\beta})^2 \hat{V}_{22}^{-1} \quad (5)$$

其中 $h_{1,2}(\hat{\beta}) = h_1(\hat{\beta}) - \frac{h_2(\hat{\beta}) \hat{V}_{12}}{\hat{V}_{22}}$, $\hat{V}_{11,2} = \hat{V}_{11} - \frac{\hat{V}_{12}^2}{\hat{V}_{22}}$ 为 $h_{1,2}(\beta)$ 的渐进方差, $I_{(\cdot)}$ 表示示性函数。则针对原假设 $H_0: \beta = (\alpha, \delta)' = (0, 0)'$, 令式(5)中的 $h_1(\beta) = \alpha$, $h_2(\beta) = \delta$, 则修正的 Wald 检验统计量为

$$\tau = \left(\hat{\alpha} - \hat{\delta} \frac{\hat{V}_{12}}{\hat{V}_{22}} \right)^2 \left(\hat{V}_{11} - \frac{\hat{V}_{12}^2}{\hat{V}_{22}} \right)^{-1} + I_{(\hat{\delta} < 0)} \hat{\delta}^2 \hat{V}_{22}^{-1}$$

该统计量可以更加直观、简洁地写成: $\tau = t_{\delta_{\perp}}^2 + I_{(\hat{\delta} < 0)} t_{\delta}^2$ 。该统计量可以看作两部分之和: 一部分是针对原假设 $\delta_{\perp} = \hat{\alpha} - \hat{\delta} \frac{\hat{V}_{12}}{\hat{V}_{22}} = 0$ 下 t 检验统计量的平方, 这部分用于检验正交于参数 δ 的 δ_{\perp} 是否显著; 第二部分可以看作是对原假设 $\delta = 0$ 下 t 检验统计量的平方, 用于检验参数 δ 是否显著。根据定义, 这两部分独立, 接下来我们给出在原假设下该统计量的渐进分布。

对于 ESTAR(k) 模型即式(2), 根据计算, 可以得到参数 δ 的 OLS 估计量为

$$\hat{\delta} = \frac{\sum_{t=1}^T y_{t-1}^3 \Delta y_t \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 - \sum_{t=1}^T y_{t-1} \Delta y_t \sum_{t=1}^T y_{t-1}^4}{\sum_{t=1}^T y_{t-1}^6 \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 - \left(\sum_{t=1}^T y_{t-1}^4 \right)^2} + o_p \quad (6)$$

则有

$$t_{\hat{\delta}} = \frac{\sum_{t=1}^T y_{t-1}^3 \Delta y_t \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 - \sum_{t=1}^T y_{t-1} \Delta y_t \sum_{t=1}^T y_{t-1}^4}{\hat{\sigma} \sqrt{\sum_{t=1}^T y_{t-1}^6 \left(\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 \right)^2 - \left(\sum_{t=1}^T y_{t-1}^4 \right)^2 \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2}} + o_p \quad (7)$$

其中 $\hat{\sigma}$ 是辅助方程(3)中 σ 的 OLS 估计量。在原假设 $H_0: \beta = (\alpha, \delta)' = (0, 0)'$ 下, 我们容易得到 $\hat{\sigma} \xrightarrow{P} \sigma$ 且 $\hat{\delta} \xrightarrow{P} \delta$ 。根据维纳过程和泛函中心极限定理, 则有

$$t_{\hat{\delta}} \Rightarrow \frac{\int_0^1 w^3(r) dw(r) \int_0^1 w^2(r) dr - \int_0^1 w(r) dw(r) \int_0^1 w^4(r) dr}{\sqrt{\int_0^1 w^6(r) dr \left(\int_0^1 w^2(r) dr \right)^2 - \left(\int_0^1 w^4(r) dr \right)^2 \int_0^1 w^2(r) dr}}$$

其中记号“ \Rightarrow ”表示弱收敛, $w(r)$ 表示定义在 $r \in [0, 1]$ 区间上的布朗运动。根据连续映射定理, $t_{\hat{\delta}}$ 弱收敛到上述右边函数的平方, 记为 $B(w(r))$ 。进一步

$$\hat{\alpha} - \hat{\delta} \frac{\hat{V}_{12}}{\hat{V}_{22}} = \frac{\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 \sum_{t=1}^T y_{t-1} \Delta y_t \sum_{t=1}^T y_{t-1}^6 - \sum_{t=1}^T y_{t-1}^3 \Delta y_t \left(\sum_{t=1}^T y_{t-1}^4 \right)^2}{\sum_{t=1}^T y_{t-1}^6 \left(\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 \right)^2 - \left(\sum_{t=1}^T y_{t-1}^4 \right)^2 \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2} + o_p(1) \quad (8)$$

且 $\hat{V}_{11} - \frac{\hat{V}_{12}^2}{\hat{V}_{22}} = \frac{\hat{\sigma}^2}{\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2}$, 则有

$$t_{\hat{\delta}_{\perp}} = \frac{\left(\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 \right)^{\frac{3}{2}} \sum_{t=1}^T y_{t-1} \Delta y_t \sum_{t=1}^T y_{t-1}^6 - \sum_{t=1}^T y_{t-1}^3 \Delta y_t \left(\sum_{t=1}^T y_{t-1}^4 \right)^2 \left(\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 \right)^{\frac{1}{2}}}{\hat{\sigma} \left(\sum_{t=1}^T y_{t-1}^6 \left(\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 \right)^2 - \left(\sum_{t=1}^T y_{t-1}^4 \right)^2 \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 \right)} + o_p(1) \quad (9)$$

根据泛函中心极限定理, 则有

$$t_{\delta_{\perp}}^{\hat{\delta}_{\perp}} \Rightarrow \frac{\left(\int_0^1 w^2(r) dr\right)^{\frac{3}{2}} \int_0^1 w(r) dw(r) \int_0^1 w^6(r) dr - \int_0^1 w^3(r) dw(r) \left(\int_0^1 w^4(r) dr\right)^2 \left(\int_0^1 w^2(r) dr\right)^{\frac{1}{2}}}{\int_0^1 w^6(r) dr \left(\int_0^1 w^2(r) dr\right)^2 - \left(\int_0^1 w^4(r) dr\right)^2 \int_0^1 w^2(r) dr}$$

根据连续映射定理, $t_{\delta_{\perp}}^{\hat{\delta}_{\perp}}$ 弱收敛到上述右边函数的平方, 记为 $A(w(r))$ 。根据 Slutskii 定理, 则在原假设下修正的 Wald 检验统计量 $\tau \Rightarrow A(w(r)) + B(w(r))$ 。

三、蒙特卡罗模拟

针对 ESTAR(k) 模型的单位根检验, 我们通过蒙特卡罗实验来研究检验统计量 τ 的效果。对于非零均值过程, 即数据含有均值或者趋势项, 则我们在考察该统计量时, 可以通过去均值或者去趋势项把过程转变成零均值的数据过程再进行检验。运用 Eviews8 软件编程实现蒙特卡罗试验 20000 次, 样本量设为 1500。在原假设下检验统计量 τ 渐进临界值如表 1 所示, 括号内为常规 Wald 统计量的临界值, 情况一、情况二、情况三分别表示原始数据(无均值), 去均值, 去趋势的三种情况。

在给定的显著性水平下, 当根据数据所求的 τ 统计量值大于临界值时, 拒绝原假设 H_0 ; 当 τ 统计量值小于临界值时, 接受原假设 H_0 , 认为存在单位根。与常规的 Wald 检验统计量的临界值相比, 我们发现, 在相同显著性水平下 τ 统计量的临界值比常规的 Wald 检验统计量的小, 这表明在非线性检验中我们采用 τ 检验统计量会减少导致过度接受单位根过程的可能性。

表 1 统计量 τ 的临界值 (括号内为常规 Wald 统计量的临界值)

显著性水平	情况一	情况二	情况三
1%	11.49 (11.50)	12.27 (12.48)	15.55 (16.27)
5%	8.12 (8.14)	8.63 (8.75)	11.45 (11.91)
10%	6.95 (7.01)	7.01 (7.33)	9.56 (10.09)

在原假设为单位根的检验条件下, 检验回归式(3)的各系数估计量及其相关的统计量的极限分布都不是常规的正态分布, 这自然会让我们想到在单位根检验中, 检验参数约束的 Wald 统计量是否服从 χ^2 分布。而从上述结果可以得到检验统计量 τ 的渐进分布并不是标准的 χ^2 分布, 而是布朗过程的泛函。这是因为在单位根检验的回归模型估计中, $\sqrt{T}(\hat{\beta} - \beta)$ 依分布收敛到正态分布的条件不再满足, 因此参数约束的 Wald 统计量的极限分布将不再服从 χ^2 分布。

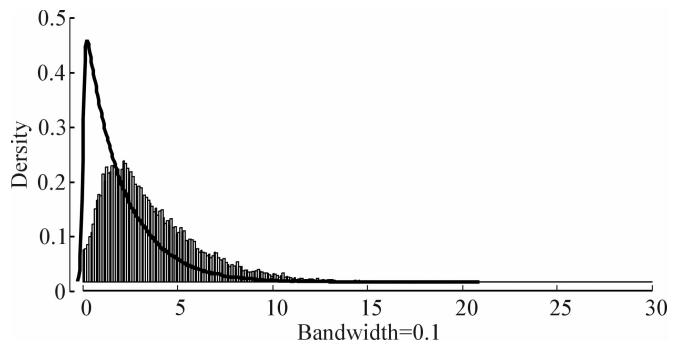


图 1 统计量 τ 和 $\chi^2(2)$ 的密度图

为了比较修正 Wald 检验统计量的分布与常规 χ^2 分布, 本文给出了统计量 τ 和 $\chi^2(2)$ 的密度图。图 1 给出了上述情况一的检验统计量 τ 的核概率密度直方图(窗宽取 0.1), 以及 $\chi^2(2)$ 的概率密度线。可以看出统计量 τ 分布表现出比标准的 $\chi^2(2)$ 分布更大的方差, 分布右移, 且呈现出低峰厚尾特征。

我们感兴趣的是, 对于单位根过程, 检验统计量 τ 是否能很好地检验单位根。为此, 首先我们考察以下两种不同的数据生成过程。数据生成过程设为

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ 且 } \varepsilon_t = e_t$$

和

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ 且 } \varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + e_t,$$

其中 $\{e_t\} \sim i. i. d. N(0, 1)$ 。我们考察误差项 ε_t 是 i. i. d. 和 AR(1) 过程, 为了使我们的实验能涉及到更广的范围, 根据 Sul 和 Phillips^[19], 可以令参数服从一定范围的均匀分布, AR(1) 过程中我们考察参数 $\rho \sim U[0, 0.4]$ 。考虑到像失业率、人民币汇率等宏观经济数据和金融时间序列通常涉及到是小样本量^{[5]365}, 所

以我们不妨设样本量 T 为 50, 100, 200。数据模拟过程重复 20000 次, 名义水平分别为 1%, 5%, 10%, 情况一、情况二、情况三分别表示原始数据(无均值), 去均值, 去趋势的三种情况。表 2 给出了通过计算得出的上述单位根过程的实际拒绝概率。从表 2 中我们可以看出, 即使在误差序列相关的情况下, 检验统计量的实际水平非常接近名义水平, 这表明用表 1 中的临界值可以很好地检验上述单位根过程。

表 2 统计量 τ 的实际水平 (%)

误差项	名义水平	$T = 50$	$T = 100$	$T = 200$
情况一				
	1%	1.52	1.48	1.33
i. i. d.	5%	5.98	5.67	5.17
	10%	9.91	9.78	9.82
	1%	1.97	1.51	1.41
AR(1)	5%	6.13	5.88	5.24
	10%	10.01	9.99	9.97
情况二				
	1%	0.97	1.00	0.99
i. i. d.	5%	4.42	4.76	4.96
	10%	9.10	9.20	9.62
	1%	1.57	1.38	1.26
AR(1)	5%	5.47	5.12	5.09
	10%	9.87	9.76	9.45
情况三				
	1%	1.35	1.00	1.01
i. i. d.	5%	5.56	5.19	5.17
	10%	10.19	10.14	10.11
	1%	0.83	0.88	0.93
AR(1)	5%	5.19	5.09	5.12
	10%	9.32	9.21	9.13

为了评估在备择假设下即在全局平稳 ESTAR 过程中检验统计量的检验功效, 考虑局部区制除上述随机游走以外的情况, 我们不妨设数据生成过程为

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \gamma y_{t-1} (1 - \exp\{-\theta y_{t-1}^2\}) + e_t,$$

其中 $\{e_t\} \sim i. i. d. (0, 1)$, $\alpha = \{-0.1, 0.1\}$ 且 $\gamma = -1$ 。由于满足条件 $|\alpha + 1 + \gamma| < 1$, 所以上述的数据生成过程是全局平稳的 ESTAR 模型。在实际应用中, 通常设 $\gamma = -1$ 且数据通常为无均值或者有均值无趋势, 参见 Kapetanios 等^{[5]371}, 因此下面我们只考虑情况一和情况二这两种过程。由于在实际应用中, 在给定 $\gamma = -1$ 的情况下, θ 的估计值通常都比较小, 参见 Kapetanios 等^{[5]374}。所以, 在模拟过程中, 我们考虑 $\theta \sim U[0.0001, 0.1]$ 的情景。表 3 中我们给出了检验统计量 τ 和统计量 KSS 的检验功效, 并将它们进行比较。检验的实际水平设为 5%。从表中我们可以看出检验统计量 τ 比 KSS 具有更高的检验功效, 无论是当局部区制是平稳过程还是溢出过程。举个例子来说, 当局部区制是平稳过程时 ($\alpha = -0.1$), 样本量为 50 时, 统计量 τ 在情况一和情况二下的检验功效为 67.78% 和 67.22% 而 KSS 检验是 19.11% 和 4.99%; 当局部区制是溢出过程时 ($\alpha = 0.1$), 样本量为 50 时, 统计量 τ 在情况一和情况二下的检验功效为 57.33% 和 48.85% 而 KSS 检验是 40.74% 和 7.37%。当样本量比较大时 (比如 $T = 200$), 我们可以看出, 所有检验统计量 τ 的检验功效都接近 1。对比情况一和情况二, 我们可以看出, 在原始数据和去均值数据情况下, 前者检验统计量的势更高。

表3 统计量 τ 和 KSS 的检验功效 (%)

情况一	T = 50		T = 100		T = 200	
	τ	KSS	τ	KSS	τ	KSS
$\alpha = -0.1$	67.78	19.11	92.19	34.65	98.14	59.07
$\alpha = 0.1$	57.33	40.74	91.36	69.32	99.58	94.43
情况二						
$\alpha = -0.1$	67.22	4.99	90.32	12.03	97.47	36.93
$\alpha = 0.1$	48.85	7.37	80.64	22.65	92.87	57.28

四、结论与展望

本文基于前人研究关于 ESTAR 模型单位根检验的基础上,对局部区制未知情况下进行分布,特别包括了局部区制是溢出过程的情况。通过对检验统计量的研究,得出以下结论:

第一,由于常规的 Wald 检验侧重的是原假设,其检验的参数区域通常都具有两面性。针对局部区制的参数是两面的,而非线性部分的相应参数是一面的情景,我们提出了修正的 Wald 检验,用于区别常规的 Wald 检验,减小了过度接受单位根假设的可能性。

第二,当 ESTAR 模型的局部区制是随机游走过程时,线性性检验原假设下的数据生成过程不再平稳,因而在此基础上构建的修正的 Wald 统计量不再服从 χ^2 分布,其极限分布是维纳过程的泛函,有限样本下的分布要比 χ^2 分布尾部更厚。

第三,在实际应用中,由于局部区制平稳性是未知的,本文构建了修正 Wald 稳健统计量用于单位根检验,检验功效及检验水平分析表明,该统计量具有良好的检验水平及较高的检验功效。

因此,在应用中,对于无明显时间趋势的数据可用稳健统计量 τ ,而无须考虑数据生成过程中局部平稳性问题。由于前人通常只考虑局部区制是平稳的或者随机游走过程,本人提出的检验统计量在局部区制未知情况下,即使是局部区制溢出情况下,也具有较高的检验功效。本文提出的修正 Wald 检验,为部分参数是两面的,部分参数是一面的情况提供了一定的参考价值。在将来的研究中,我们希望把本文的研究进一步扩展,主要有两方面的思考:一是考虑 ESTAR(k) 模型的误差项是相依的、厚尾的情况下本文构造的检验统计量的检验功效是否比原有的检验统计量有进一步提高;二是分析在 GLS 退势基础上本文构造的检验统计量的检验功效是否有进一步提高。

参考文献:

- [1] LUNDBERGH S, TERÄSVIRTA T. Forecasting with Smooth Transition Autoregressive Models [M]// CLEMENTS M P, HENDRY D F. A Companion to Economic Forecasting. Oxford: Blackwell, 2002: 485-509.
- [2] VAN DIJK D, TERÄSVIRTA T, FRANSES P H. Smooth Transition Autoregressive Models—A Survey of Recent Developments [J]. Econometric Reviews, 2002, 21(1): 1-47.
- [3] 刘柏, 赵振全. 基于 STAR 模型的中国实际汇率非线性态势预测 [J]. 数量经济技术经济研究, 2008, 6(11): 3-11.
- [4] TAYLOR M P, PEEL D A, SAMO L. Nonlinear Mean-reversion in Real Exchange Rates: Towards a Solution to the Purchasing Power Parity Puzzles [J]. International Economic Review, 2001, 42(4): 1015-1042.
- [5] KAPETANIOS G, SHIN Y, SNELL A. Testing for a Unit Root in the Nonlinear STAR Framework [J]. Journal of Econometrics, 2003, 112(6): 359-379.
- [6] KRUSE R. A New Unit Root Test Against ESTAR Based on a Class of Modified Statistics [J]. Statistical Papers, 2011, 52(1): 71-85.
- [7] SOLLIS R. A Simple Unit Root Test Against Asymmetric STAR Nonlinearity with an Application to Real Exchange Rates in Nordic Countries [J]. Economic Modelling, 2009, 26(1): 118-125.
- [8] TSONG C C, WU C W, CHIU H H, et al. Covariate Unit Root Tests under Structural Change and Asymmetric STAR Dynamics [J]. Economic Modelling, 2013, 33(1): 101-112.
- [9] HANCK C. On the Asymptotic Distribution of a Unit Root Test against ESTAR Alternatives [J]. Statistics & Probability Letters, 2012, 82(2): 360-364.

- [10] TERÄSVIRTA T. Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1994, 89(425):208-218.
- [11] KILIC R. Linearity Tests and Stationarity[J]. *Econometrics Journal*, 2004, 7(1):55-62.
- [12] HARVEY D I, LEYBOURNE S J. Testing for Time Series Linearity[J]. *Econometrics Journal*, 2007, 10(1):149-165.
- [13] 赵春艳. 平滑转换自回归模型中线性检验与单位根检验问题研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2010, 7(3):153-161.
- [14] 张凌翔, 张晓峒. 局部平稳性未知条件下 STAR 模型的线性性检验[J]. *数量经济技术经济研究*, 2012, 29(1):100-117.
- [15] PHILLIPS P C B, WU Y, YU J. Explosive Behavior in the 1990s Nasdaq: When Did Exuberance Escalate Stock Values? [J]. *International Economic Review*, 2011, 52(1):201-226.
- [16] HARVEY D I, LEYBOURNE S J. Asymptotic Behaviour of Tests for a Unit Root Against an Explosive Alternative[J]. *Economics Letters*, 2014, 122(1):64-68.
- [17] LUUKKONEN R, SAIKKONEN P, TERASVIRTA T. Testing Linearity against Smooth Transition Autoregressive Models[J]. *Biometrika*, 1988, 75(3):491-499.
- [18] ABADIR K M, DISTASO W. Testing Joint Hypotheses when one of the Alternatives is One-sided[J]. *Karim Maher Abadir*, 2007, 140(2):695-718.
- [19] SUL D, PHILLIPS P C B. Dynamic Panel Estimation and Homogeneity Testing Under Cross Section Dependence [J]. *Econometrics Journal*, 2002, 6(1):217-259.

(责任编辑 孙敬水)

(上接第 19 页)

- [13] BRAUNSCHEIDEL M J, SURESH N C. The Organizational Antecedents of a Firm's Supply Chain Agility for Risk Mitigation and Response[J]. *Journal of Operations Management*, 2009, 27(2):119-140.
- [14] KOCOGLU I, IMAMOGLU S Z, INCE H, et al. The Effect of Supply Chain Integration on Information Sharing: Enhancing the Supply Chain Performance[J]. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 2011, 24(2):1630-1649.
- [15] 廖成林, 仇明全. 敏捷供应链背景下企业合作关系对企业绩效的影响[J]. *南开管理评论*, 2007(1):106-110.
- [16] YU W, JACOBS M A, SALISBURY W D, et al. The Effects of Supply Chain Integration on Customer Satisfaction and Financial Performance: An Organizational Learning Perspective[J]. *International Journal of Production Economics*, 2013, 146(1):346-358.
- [17] SWAFFORD P M, GHOSH S, MURTHY N. Achieving Supply Chain Agility through IT Integration and Flexibility[J]. *International Journal of Production Economics*, 2008, 116(2):288-297.
- [18] 熊恒庆. 延迟策略对供应链关系的影响分析[J]. *科技管理研究*, 2013(20):241-244.
- [19] YUSUF Y Y, GUNASEKARAN A, MUSA A, et al. A Relational Study of Supply Chain Agility, Competitiveness and Business Performance in the Oil and Gas Industry[J]. *International Journal of Production Economics*, 2014, 147(1):531-543.
- [20] YANG J. Supply Chain Agility: Securing Performance for Chinese Manufacturers[J]. *International Journal of Production Economics*, 2014, 150(4):104-113.
- [21] CHRISTOPHER M. The Agile Supply Chain: Competing in Volatile Markets[J]. *Industrial Marketing Management*, 2000, 29(1):37-44.
- [22] 谢磊, 马士华, 桂华明, 等. 供应物流协同与供应链敏捷性、绩效关系研究[J]. *科研管理*, 2012(11):96-104.
- [23] TUCK C J, HAGUE R J, RUFFO M, et al. Rapid Manufacturing Facilitated Customization[J]. *International Journal of Computer Integrated Manufacturing*, 2008, 21(3):245-258.
- [24] SWAFFORD P, GHOSH S, MURTHY N. The Antecedents of Supply Chain Agility of a Firm: Scale Development and Model Testing[J]. *Journal of Operations Management*, 2006, 24(2):170-188.
- [25] HULT G T M, CRAIGHEAD C W, KETCHEN D J. Risk Uncertainty and Supply Chain Decisions: A Real Options Perspective [J]. *Decision Sciences*, 2010, 41(3):435-458.
- [26] HOEK R I, HARRISON A, CHRISTOPHER M. Measuring Agile Capabilities in the Supply Chain[J]. *International Journal of Operations & Production Management*, 2001, 21(1):126-148.
- [27] SWAFFORD P M, GHOSH S, MURTHY N. Achieving Supply Chain Agility through IT Integration and Flexibility[J]. *International Journal of Production Economics*, 2008, 116(2):288-297.

(责任编辑 郑英龙)