

文章编号: 1000-5862(2015) 03-0270-06

有限样本递归均值调整单位根检验与 Bootstrap 研究

江海峰¹ 杨海文²

(1. 安徽工业大学商学院, 安徽 马鞍山 243001; 2. 井冈山大学数理学院, 江西 吉安 343009)

摘要: 针对理论研究和模拟研究参数设置不一致问题, 推导零均值递归均值调整单位根检验功效公式, 结果表明其分布在大样本下与非零均值结果相同. 为纠正临界值检验的不足, 提出了 3 种 Bootstrap 样本构造方法, 证明了 Bootstrap 方法既可以用于研究检验水平也可以分析检验功效. 蒙特卡洛模拟表明, Bootstrap 方法不但具有完美的检验水平和较低的水平扭曲, 而且也具有功效优势; 实证研究结论也表明 Bootstrap 方法可以用于实际序列的单位根检验. 研究结论既丰富了单位根递归均值调整检验理论, 也为实证研究提供一种新检验方法.

关键词: 递归均值调整; 单位根; Bootstrap 检验; 蒙特卡洛模拟

中图分类号: O 212 **文献标志码:** A **DOI:** 10. 16357/j. cnki. issn1000-5862. 2015. 03. 09

0 引言

自 P. C. B. Phillips 从理论上证明单位根可以产生伪回归以来, 单位根检验理论不断得到发展, 实证中仍以 DF 检验量为主^[1]. 这种检验方法的特点是: 单位根检验量分布不但与数据生成密切相关, 同时也取决于检验模型设定形式. 如

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

$$y_t = \delta + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

其中 $\varepsilon_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$, $\rho = 1$. 当数据生成模型为(1)式和检验模型为包括漂移项的(2)式时, DF 检验参数估计为

$$\hat{\rho} - \rho = \frac{\sum_{t=1}^n (y_{t-1} - \bar{y}) \varepsilon_t}{\sum_{t=1}^n (y_{t-1} - \bar{y})^2}. \quad (3)$$

由于估计中引入全样本均值 $\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n y_j$, 使得 $y_{t-1} - \bar{y}$ 与 ε_t 相关, 产生估计偏差.

为降低偏差, D. W. Shin 等^[2] 将模型(2)的设定形式变为

$$y_t - \mu = \rho(y_{t-1} - \mu) + v_t, \quad (4)$$

并主张采用递归均值 $\bar{y}_{t-1} = \frac{1}{t-1} \sum_{j=1}^{t-1} y_j$ 替代全样本均值 \bar{y} , 得到参数估计为

$$\hat{\rho}_r - \rho = \frac{\sum_{t=1}^n (y_{t-1} - \bar{y}_{t-1}) v_t}{\sum_{t=1}^n (y_{t-1} - \bar{y}_{t-1})^2} \quad (5)$$

当原假设 $H_0: \rho = 1$ 成立时, 有 $v_t = \varepsilon_t$, 而当备择假设 $H_1: \rho = 1 - c/n$ ($c > 0$) 成立时, 有 $v_t = (1 - \rho)(\mu - \bar{y}_{t-1}) + \varepsilon_t$. 记递归均值调整系数检验量和伪 t 检验量分别为 τ_{r1} , t_{r1} . D. W. Shin 等^[2] 研究表明:

$$\begin{aligned} \tau_{r1} &= \frac{\sum_{t=1}^n (y_{t-1} - \bar{y}_{t-1}) v_t}{\sum_{t=1}^n (y_{t-1} - \bar{y}_{t-1})^2} \Rightarrow \frac{B - cE}{D}, \\ t_{r1} &= \frac{\sum_{t=1}^n (y_{t-1} - \bar{y}_{t-1}) v_t}{\hat{\sigma} \sqrt{\sum_{t=1}^n (y_{t-1} - \bar{y}_{t-1})^2}} \Rightarrow \frac{B - cE}{\sqrt{D}}, \end{aligned} \quad (6)$$

其中

$$B = \int_0^1 \left(J_c(r) - r^{-1} \int_0^r J_c(s) ds \right) dW(r),$$

$$D = \int_0^1 \left(J_c(r) - r^{-1} \int_0^r J_c(s) ds \right)^2 dr,$$

$$E = \int_0^1 \left(J_c(r) - r^{-1} \int_0^r J_c(s) ds \right) \left(r^{-1} \int_0^r J_c(s) ds \right) dr,$$

从而得到递归均值调整检验功效为

$$\begin{aligned} P(n(\hat{\rho}_r - 1) < C_{r\alpha} | \rho = 1 - c/n) = \\ P \left(\frac{\int_0^1 \left(J_c(r) - r^{-1} \int_0^r J_c(s) ds \right) dW(r)}{\int_0^1 \left(J_c(r) - r^{-1} \int_0^r J_c(s) ds \right)^2 dr} < C_{r\alpha} + c \right), \end{aligned}$$

收稿日期: 2015-01-10

基金项目: 国家社会科学基金(13BJY011)和全国统计科学研究课题(2014LY041)资助项目.

作者简介: 江海峰(1976-), 男, 安徽巢湖人, 副教授, 博士, 主要从事数量经济理论、统计模拟研究.

$$P\left(\left(\hat{\rho}_r - 1\right) / s_e(\hat{\rho}_r) < C_{r\alpha} \mid \rho = 1 - c/n\right) = P\left(\frac{\int_0^1 \left(J_c(r) - r^{-1} \int_0^r J_c(s) ds\right) dW(r)}{\sqrt{\int_0^1 \left(J_c(r) - r^{-1} \int_0^r J_c(s) ds\right)^2 dr}} < C_{r\alpha} + \frac{1}{n} \frac{c}{s_e(\hat{\rho}_r)}\right),$$

其中 s_e 是 $\hat{\rho}_r$ 的标准差, $C_{r\alpha}$ 、 $C_{r\alpha}$ 是 (6) 式分布中当 $c = 0$ 且以 $W(s)$ 替代 $J_c(s)$ 时检验量对应显著性水平为 α 的分位数。模拟表明, 与 (3) 式相比, 通过引入递归均值 \bar{y}_{t-1} 可以提高检验功效。T. Robert 等^[3-6] 分别将递归均值调整方法应用于季节单位根、面板单位根和去势后序列单位根检验, 也得到类似结论。

那么应该如何正确评价递归均值调整单位根检验呢? 首先, 与经典单位根检验方法一样, 其检验量分布也只在大量样本下成立, 有限样本分布并不存在, 实际检验只能通过蒙特卡洛模拟获取有限样本的临界值, 因此很难避免检验水平扭曲; 其次, 获取临界值都假设 ε_t 服从标准正态分布, 相对于模型假设 $\varepsilon_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$ 添加了约束, 因为不同分布扰动项的偏度和峰度也不同, 由此得到的临界值可能缺乏稳健性, 而且临界值的大小也受到模拟次数影响, 不同实验者得到的临界值可能不同, 甚至会出现较大的差异, 这些都会加剧检验水平扭曲程度。另一方面, 在 D. W. Shin 等^[2] 模拟中, 设置参数 $\mu = 0$, 当备择假设成立时, y_t 为零均值平稳过程, 而当 $\mu \neq 0$ 时, y_t 表示非零均值平稳过程, 显然, 这对参数也添加了很强的约束, 且也没有对此给出模拟结论。最后, D. W. Shin 等^[2] 仅给出了 5 组样本临界值, 这显然不能满足实证分析的需要。

为消除检验水平扭曲, 一些学者将 Bootstrap 方法引入到单位根检验中, J. V. Basawa 等^[7] 首先将该方法用于单位根检验, 随后 N. Ferretti 等^[8-45] 也利用 Bootstrap 方法对单位根及其相关检验量进行研究, 模拟研究显示, 该方法能够在保持或适度牺牲检验功效的同时降低检验水平扭曲。

针对文献 [2] 研究中的潜在不足, 同时受到上述 Bootstrap 研究文献的启发, 本文尝试将 Bootstrap 方法应用于递归均值调整单位根检验中, 使得该方法能够摆脱具体样本容量和扰动项误差分布类型的限制。

1 零均值数据生成模型检验功效

由于 D. W. Shin 等^[2] 令 (4) 式中 $\mu = 0$, 这与引入均值的初衷相违背, 为此推导这种情况下递归均

值调整检验功效。当 $\mu = 0$ 且备择假设 $H_1: \rho = 1 - c/n$ ($c > 0$) 成立时有 $y_t = \rho^t y_0 + \eta_t$, 其中 $\eta_t = \sum_{s=0}^{t-1} \rho^s \varepsilon_{t-s}$, 且有 $n^{-1/2} \eta_{[nr]} \Rightarrow \sigma J_c(r)$ 成立, 其中 $[nr]$ 表示不超过 nr ($0 \leq r \leq 1$) 的整数部分, $J_c(r) = \int_0^r e^{-c(r-s)} dW(s)$ 。

当采用 (5) 式估计时, 记

$$\tau_{r0} = n(\hat{\rho}_r - \rho) = \frac{\sum_{t=1}^n (y_{t-1} - \bar{y}_{t-1}) v_t}{\sum_{t=1}^n (y_{t-1} - \bar{y}_{t-1})^2},$$

$$t_{r0} = \frac{\hat{\rho}_r - \rho}{s_e(\hat{\rho}_r)} = \frac{\sum_{t=1}^n (y_{t-1} - \bar{y}_{t-1}) v_t}{\hat{\sigma} \sqrt{\sum_{t=1}^n (y_{t-1} - \bar{y}_{t-1})^2}},$$

其中 $v_t = \varepsilon_t - (1 - \rho) \bar{y}_{t-1}$ 。根据 $n^{-1/2} y_{[nr]} \Rightarrow \sigma J_c(r)$ 得到 $n^{-1/2} \bar{y}_{[nr]} \Rightarrow \sigma r^{-1} \int_0^r J_c(s) ds$ 。据此, 有

$$\frac{n^{-1} \sum_{t=1}^n (y_{t-1} - \bar{y}_{t-1}) \varepsilon_t}{n^{-2} \sum_{t=1}^n (y_{t-1} - \bar{y}_{t-1})^2} \Rightarrow \frac{B}{D},$$

$$\frac{n^{-2} \sum_{t=1}^n (y_{t-1} - \bar{y}_{t-1}) \bar{y}_{t-1}}{n^{-2} \sum_{t=1}^n (y_{t-1} - \bar{y}_{t-1})^2} \Rightarrow \frac{E}{D},$$

从而得到

$$\tau_{r0} = \frac{\sum_{t=1}^n (y_{t-1} - \bar{y}_{t-1}) v_t}{\sum_{t=1}^n (y_{t-1} - \bar{y}_{t-1})^2} \Rightarrow \frac{B - cE}{D},$$

$$t_{r0} = \frac{\sum_{t=1}^n (y_{t-1} - \bar{y}_{t-1}) v_t}{\hat{\sigma} \sqrt{\sum_{t=1}^n (y_{t-1} - \bar{y}_{t-1})^2}} \Rightarrow \frac{B - cE}{\sqrt{D}}, \quad (7)$$

因此, 当均值 $\mu = 0$ 且备择假设 $H_1: \rho = 1 - c/n$ ($c > 0$) 成立时, 递归均值调整检验量分布与 $\mu \neq 0$ 完全相同, 因而检验功效公式也相同。需要指出的是: 该结论仅在大样本下成立, 有限样本结果完全有可能存在差异。

2 递归均值调整单位根检验的 Bootstrap 实现

2.1 原假设成立与检验水平研究

由 (4) 式知, 无论均值 μ 是否为 0, 在原假设 H_0 :

$\rho = 1$ 成立时, 都有 $v_t = \varepsilon_t$, $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$, 因此考察检验水平无需考虑 μ 的取值. 已有研究表明, 当进行水平分析时, 使用基于单位根约束残差构造 Bootstrap 样本效果会更好; 而在研究检验功效时结论正好相反, 应使用基于无约束残差. 本文遵循这个先验结论. 水平分析 Bootstrap 检验步骤为: 先计算残差估计为 $\hat{\varepsilon}_t = y_t - y_{t-1}$, 并对 $\hat{\varepsilon}_t$ 作中心化处理, 记为 $\tilde{\varepsilon}_t = \hat{\varepsilon}_t - \bar{\hat{\varepsilon}}$; 其次, 以 $\tilde{\varepsilon}_t$ 为总体采用有放回抽样方式抽取残差, 记为 $\tilde{\varepsilon}_{n,t}^*$ ($t = 1, 2, \dots, n$), 并在原假设成立时按照递归公式

$$y_{n,t}^* = y_{n,t-1}^* + \tilde{\varepsilon}_{n,t}^*$$

生成 Bootstrap 样本 $y_{n,t}^*$ ($t = 1, 2, \dots, n$), 取初始值 $y_{n,0}^* = 0$; 然后, 利用 Bootstrap 样本 $y_{n,t}^*$ 分别计算递归均值 $\bar{y}_{t-1}^* = \frac{1}{t-1} \sum_{j=1}^{t-1} y_j^*$ 并根据下文 (8) 式计算递归均值调整单位根检验量, 并冠以上标 “*” 表示, 如 (8) 式中伪 t 检验量记为 t_r^* :

$$\tau_r^* = \frac{\sum_{t=1}^n (y_t^* - \bar{y}_{t-1}^*) \tilde{\varepsilon}_{n,t}^*}{\sum_{t=1}^n (y_j^* - \bar{y}_{t-1}^*)^2} t_r^* = \frac{\sum_{t=1}^n (y_t^* - \bar{y}_{t-1}^*) \tilde{\varepsilon}_{n,t}^*}{\hat{\sigma}^* \sqrt{\sum_{t=1}^n (y_j^* - \bar{y}_{t-1}^*)^2}}. \quad (8)$$

再重复上述过程共 B 次, 从而得到系列检验量 t_r^* , 重新记为 t_{rb}^* ($b = 1, 2, \dots, B$); 最后按照

$$P = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B I(t_{rb}^* \leq t_r)$$

计算检验概率, 其中 $I(\cdot)$ 为示性函数, 条件成立取 1, 否则取 0. t_r 为使用原始样本根据 (5) 式计算的伪 t 检验量值. 如果 P 大于事先给定的显著性水平 α 就接受原假设, 否则就拒绝原假设. 系数检验量 τ_r 也可类似进行.

定理 1 给出了上述 Bootstrap 检验的合理性.

定理 1 当数据生成 (1) 式的单位根过程时, 采用上述 Bootstrap 方法构造样本; 当使用递归均值 \bar{y}_{t-1}^* 进行调整并根据 (8) 式计算单位根检验量 τ_r^* 、 t_r^* 时, 有

$$\tau_r^* \Rightarrow \frac{\int_0^1 (W(r) - \bar{W}(r)) dW(r)}{\int_0^1 (W(r) - \bar{W}(r))^2 dr},$$

$$t_r^* \Rightarrow \frac{\int_0^1 (W(r) - \bar{W}(r)) dW(r)}{\sqrt{\int_0^1 (W(r) - \bar{W}(r))^2 dr}},$$

$$\text{其中 } \bar{W}(r) = \frac{1}{r} \int_0^r W(s) ds.$$

定理 1 中 τ_r^* 、 t_r^* 的分布是 (6) 式和 (7) 式中当 $c = 0$ 且 $J(r) = W(r)$ 时的结果, 故定理 1 表明可以使用 Bootstrap 方法构造临界值, 而不必使用基于有限样本和扰动项为标准正态分布得到的临界值, 即上述 Bootstrap 方法能够用于水平分析.

注 1 定理 1 以及下文定理 2 和定理 3 的证明占用较多的篇幅, 这里略去相关过程, 感兴趣读者可向第一作者索要.

2.2 备择假设成立与检验功效研究

当考察检验功效时, 宜使用备择假设对应残差来构造 Bootstrap 样本, 但由于均值 μ 是否为 0 会产生 2 种不同数据生成过程, 因此需要分类讨论.

2.2.1 零均值与 Bootstrap 检验 当均值 $\mu = 0$ 时, 数据生成 $y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$, 相关检验步骤为: 先利用 OLS 估计 (1) 式得到 $\tilde{\rho}$, 进而得到 $\tilde{\varepsilon}_t = y_t - \tilde{\rho} y_{t-1}$, 并对该残差作中心化处理. 之后的步骤与水平检验完全相同.

定理 2 给出了 Bootstrap 检验结论.

定理 2 当数据生成满足 $H_1: \rho = 1 - c/n$ 且 $\mu = 0$, 使用 (1) 式无约束残差 $\tilde{\varepsilon}_t$ 替代约束残差 $\hat{\varepsilon}_t$ 构造 Bootstrap 样本时, 检验量 τ_r^* 、 t_r^* 分布与定理 1 中分布完全相同.

2.2.2 非零均值与 Bootstrap 检验 当均值 $\mu \neq 0$ 时, 数据生成具有 (2) 式的结构, 为此使用带漂移项模型残差构造 Bootstrap 样本, 检验步骤与零均值完全相同.

定理 3 给出使用此种残差 Bootstrap 检验量分布.

定理 3 当数据生成满足 $H_1: \rho = 1 - c/n$ 且 $\mu \neq 0$, 使用 (4) 式无约束的残差替代约束残差构造 Bootstrap 样本时, 检验量 τ_r^* 、 t_r^* 分布与定理 1 中分布完全相同.

定理 2 和定理 3 表明, 无论均值 μ 是否为 0, 基于无约束残差 Bootstrap 样本都能用于功效研究. 结合定理 1 不难得到, 本文提出的 Bootstrap 方法不但能够用于递归均值调整的水平检验, 也能用于功效检验. 为进一步说明该方法相对于临界值检验的优越性, 将借助蒙特卡洛模拟进行比较研究.

3 递归均值调整单位根检验的蒙特卡洛模拟

为检验有限样本下标准正态分布获取的临界值

对其它误差项分布类型是否具有稳健性,除使用标准正态分布之外,还考察自由度为 3 的 t 分布和卡方分布,分别记为误差类型 1、误差类型 2 和误差类型 3。设定蒙特卡洛模拟次数为 10 000,Bootstrap 检验次数为 5 000,取显著性水平 $\alpha = 0.05$,设定样本容量为 15、25、35、45,其中样本为 25 的临界值来自文献 [2] 的表 2,其它 3 组样本临界值由笔者使用标准正态分布扰动项通过蒙特卡洛模拟获得,表 1 至表 3 给出了模拟结果。

由于模拟的随机性,实际检验水平不可能正好为 0.05,根据文献 [16] 提供置信水平区间估计公式,取概率度为 1.96 的置信区间(4.57%, 5.43%)。显然,所有误差类型的 Bootstrap 方法检验水平都落在上述区间,具有 100% 的覆盖率,但对临界值检验来说,仅误差类型 1 的模拟结果与名义显著性水平完全相吻合,误差类型 2、误差类型 3 的实际检验水平分别有 5 种和 6 种情况落在上述区间之外(用“*”标记)。由此可知,在有限样本下,基于标准正态分布扰动项得到的临界值对其它误差分布类型缺乏稳健性,但 Bootstrap 方法却不受误差分布类型影响。再从检验水平与显著性水平 0.05 的接近程度来看,除样本为 15 且误差类型 1 外,在其它场合下,Bootstrap 检验更加靠近 0.05,这说明 Bootstrap 检验水平扭曲更低。

表 1 误差类型 1 下几种有限样本下检验水平 %

样本容量	τ_r	t_r	τ_r^*	t_r^*
15	4.99	5.05	5.17	5.19
25	4.73	4.57	4.91	4.71
35	4.58	4.66	4.66	4.84
45	4.72	4.73	4.84	4.76

表 2 误差类型 2 下几种有限样本下检验水平 %

样本容量	τ_r	t_r	τ_r^*	t_r^*
15	4.41*	4.38*	5.23	5.23
25	4.42*	4.45*	4.87	5.06
35	4.66	4.68	5.14	5.15
45	4.44*	4.58	4.85	4.99

表 3 误差类型 3 下几种有限样本下检验水平 %

样本容量	τ_r	t_r	τ_r^*	t_r^*
15	4.27*	4.35*	5.11	5.03
25	4.60	4.51*	5.06	5.19
35	4.61	4.55*	5.15	5.00
45	4.37*	4.44*	4.76	4.84

为考察有限样本下 2 种检验方法的功效差异,按照均值是否为 0 分别进行模拟,限于篇幅,这里以误差类型 1 为代表, ρ 分别取 0.95、0.85 和 0.80。为分析非零均值检验结论,不失一般性,取 $\mu = 1$ 。表 4

至表 9 分别给出均值 $\mu = 0$ 和 $\mu = 1$ 的模拟结果。

表 4 当 $\mu = 0$ $\rho = 0.95$ 时几种有限样本下检验功效 %

样本容量	τ_r	t_r	τ_r^*	t_r^*
15	6.71	6.96	6.92	6.98
25	7.97	7.93	8.24	8.19
35	9.61	9.62	9.78	9.95
45	11.01	11.00	11.24	11.22

表 5 当 $\mu = 0$ $\rho = 0.85$ 时几种有限样本下检验功效 %

样本容量	τ_r	t_r	τ_r^*	t_r^*
15	10.55	10.82	10.82	11.00
25	16.71	16.67	17.06	17.37
35	24.18	24.70	24.53	24.98
45	31.77	32.56	31.99	32.97

表 6 当 $\mu = 0$ $\rho = 0.80$ 时几种有限样本下检验功效 %

样本容量	τ_r	t_r	τ_r^*	t_r^*
15	13.54	13.80	13.94	14.24
25	22.27	22.50	22.50	23.10
35	33.80	34.32	34.30	34.79
45	47.71	48.30	48.17	48.71

表 7 当 $\mu = 1$ $\rho = 0.95$ 时几种有限样本下检验功效 %

样本容量	τ_r	t_r	τ_r^*	t_r^*
15	6.60	6.67	6.75	6.83
25	8.33	8.34	8.45	8.47
35	9.41	9.49	9.61	9.59
45	11.41	11.28	11.63	11.48

表 8 当 $\mu = 1$ $\rho = 0.85$ 时几种有限样本下检验功效 %

样本容量	τ_r	t_r	τ_r^*	t_r^*
15	10.08	10.18	10.53	10.56
25	15.82	16.35	16.21	16.58
35	21.54	21.88	22.13	22.40
45	31.34	32.16	31.72	32.56

表 9 当 $\mu = 1$ $\rho = 0.80$ 时几种有限样本下检验功效 %

样本容量	τ_r	t_r	τ_r^*	t_r^*
15	12.09	12.46	12.37	12.76
25	20.60	20.93	20.93	21.18
35	32.59	33.11	33.05	33.65
45	46.69	46.95	47.21	47.65

首先,表 4 至表 9 均显示:相对于使用临界值单位根检验,在所有同等条件下,Bootstrap 检验量 τ_r^* 、 t_r^* 检验功效都高于对应检验量 τ_r 、 t_r 临界值检验结果;其次,表 4 至表 9 也反映:对于相同的 ρ ,检验功效随样本递增而递增,对于相同的样本,检验功效随着 ρ 递减而递增,这都符合理论的结果。

表 1 至表 9 的模拟结果表明,就递归均值调整单位根检验方法而言,在有限样本下,Bootstrap 方

法检验水平与名义检验水平非常吻合,且具有更低的水平扭曲,其检验功效也高于临界值检验结果.

4 实证研究

为将本文提出的 Bootstrap 方法应用于实证研究,根据递归均值调整单位根检验数据生成要求,选取文献[17]中失业率和收益率 2 个序列作为研究对象,因为这 2 个序列不具有明显的线性趋势.已有结论表明,取对数后,失业率是非零均值的平稳序列,而收益率是非平稳序列.图 1 给出了 2 个序列时

序图,中间曲线是收益率序列,波动幅度较大的为失业率序列.显然,失业率序列具备非零均值平稳过程特征.表 10 和表 11 给出了 2 种检验次数和 3 种 Bootstrap 检验方法下的结果,分别用构造 Bootstrap 样本使用的残差 $\hat{\varepsilon}_t$ 、 $\tilde{\varepsilon}_t$ 和 $\hat{\varepsilon}_t$ 表示,其中括号内数值对应收益率序列 Bootstrap 检验概率.显然,不同检验次数下 2 个序列的 3 种 Bootstrap 检验结果都具有一致性,失业率和收益率序列的检验概率分别都小于和高于显著性水平 0.05,前者表示拒绝原假设(即没有单位根),而后者表示接受原假设.因此,本文提出的 Bootstrap 方法也得到了同样的结论.

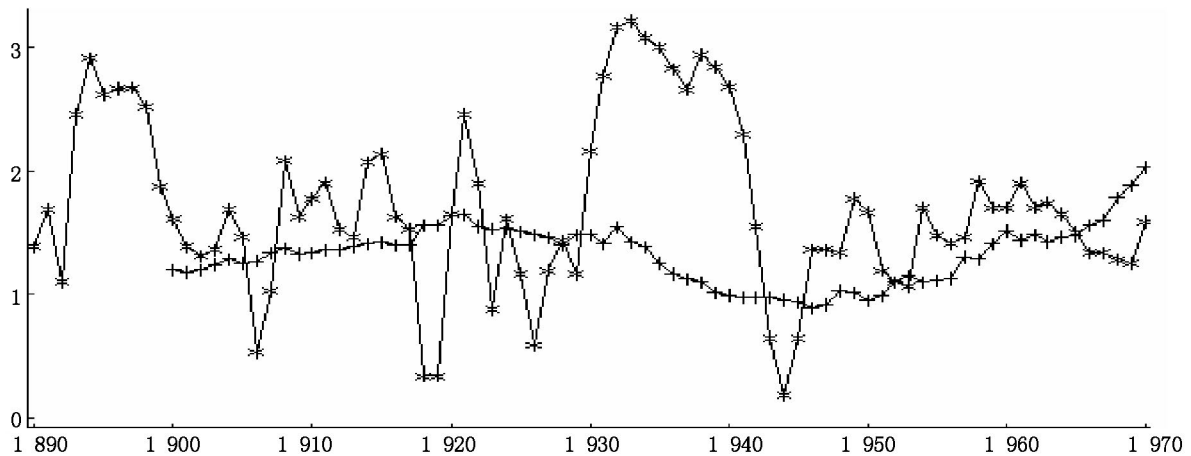


图 1 收益率、失业率序列的时序图

表 10 失业率(收益率)序列递归均值调整
单位根 5 000 次检验概率 %

检验量	$\hat{\varepsilon}_t$	$\tilde{\varepsilon}_t$	$\hat{\varepsilon}_t$
τ_r^*	0.84(99.58)	1.04(99.62)	1.06(99.40)
t_r^*	0.90(95.46)	1.08(95.46)	1.18(95.26)

表 11 失业率(收益率)序列递归均值调整
单位根 50 000 次检验概率 %

检验量	$\hat{\varepsilon}_t$	$\tilde{\varepsilon}_t$	$\hat{\varepsilon}_t$
τ_r^*	0.748(99.534)	0.832(99.496)	0.860(99.496)
t_r^*	0.806(95.574)	0.886(95.186)	0.910(95.422)

5 结论

就有限样本下递归均值调整单位根检验而言,本文得到 4 点结论:

- 1) 当序列平稳时,无论序列的均值是否为 0,采用递归均值调整方法得到的检验功效理论公式在大样本下相同,但有限样本下的模拟结果不同;
- 2) 基于标准正态分布假设获取的临界值,对其它误差分布类型缺乏稳健性,造成的直接后果是引发较大的检验水平扭曲;

3) 提出的 3 种 Bootstrap 检验方法,在原假设成立时,实际检验概率完全覆盖名义显著性水平,且具有较低的检验水平扭曲,更为重要的是,其检验功效也高于临界值检验结果,这在非递归调整单位根检验中很难出现;

4) 实证研究表明,提出的 Bootstrap 方法也可以用于实际序列单位根递归均值调整检验,且与其他单位根检验方法得到的结论相同.

因此,本文提出的 Bootstrap 检验方法,既具有检验水平优势,也具备检验功效优势,更不受具体样本容量限制,可以替代临界值检验方法,因而在实证分析中可以广泛使用.

6 参考文献

- [1] Phillips P C B. Understanding spurious regressions in econometrics [J]. Journal of Econometrics, 1986, 33(3): 311-340.
- [2] Shin D W, So B S. Recursive mean adjustment for unit root tests [J]. Journal of Time Series Analysis, 2001, 22(5): 595-612.
- [3] Robert T. Regression-based unit root tests with recursive

- mean adjustment for seasonal and nonseasonal time series [J]. *Journal of Business and Economic Statistics* 2002 20 (2): 269-281.
- [4] Dong Wan Shin ,Seungho Kang ,Man-Suk Oh. Recursive mean adjustment for panel unit root tests [J]. *Economics Letters* 2004 84(3): 433-439.
- [5] Donggyu Sul. Panel unit root tests under cross section dependence with recursive mean adjustment [J]. *Economics Letters* 2009 105(1): 123-126.
- [6] 史代敏, 刘田. 基于奇异值分解去势的非线性趋势序列单位根检验研究 [J]. *统计研究* 2009 26(4): 85-90.
- [7] Basawa I V ,Mallik A K ,McCormick W P et al. Bootstrap test of significance and sequential bootstrap estimation for unstable first order autoregressive processes [J]. *Communication in Statistics* 1991 20(3): 1015-1026.
- [8] Ferretti N ,Romo J. Bootstrapping unit root AR(1) models [J]. *Biometrika* 1996 83(4): 849-860.
- [9] Richard P. Modified fast double sieve bootstraps for ADF tests [J]. *Computational Statistics and Data Analysis* , 2009 53(12): 577-594.
- [10] Moreno M J R. Unit root bootstrap tests under infinite variance [J]. *Journal of Time Series Analysis* 2012 3(1): 32-47.
- [11] 陶长琪, 江海峰. 单位根过程联合检验的 Bootstrap 研究 [J]. *统计研究* 2013 30(4): 106-112.
- [12] 陶长琪, 江海峰. 单位根检验中的 Wald 检验量研究: Bootstrap 法 VS 临界值法 [J]. *系统工程理论与实践* , 2014 34(5): 1161-1170.
- [13] 江海峰, 陶长琪, 陈启明. ADF 模式中漂移项和趋势项检验量分布与 Bootstrap 检验研究 [J]. *统计与信息论坛* 2014 29(6): 3-10.
- [14] Smeekees S. Detrending Bootstrap Unit Root Tests [J]. *Econometric Reviews* 2013 32(8): 869-891.
- [15] Yang Xiaorong. Bootstrap unit root test based on least absolute deviation estimation under dependence assumptions [J]. *Journal of Applied Statistics* 2015 42(6): 1332-1347.
- [16] Godfrey L G ,Orme C D. Controlling the significance levels of prediction error tests for linear regression models [J]. *Econometrics Journal* 2000 3(1): 66-83.
- [17] Nelson C R ,Plosser C R. Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications [J]. *Journal of monetary economics* 1982 10(2): 139-162.

The Recursive Mean Adjustment Unit Root Test and Bootstrap Research for Finite Sample Size

JIANG Haifeng¹ ,YANG Haiwen²

(1. School of Business ,Anhui University of Technology ,Ma' anshan Anhui 243001 ,China;

2. School of Mathematics and Physics ,Jing Gang Shan University ,Ji'an Jiangxi 343009 ,China)

Abstract: To resolve the inconsistency on parameter setting between the theory research and simulation ,the power formula for recursive mean adjustment unit root test with zero mean is derived ,concluding that the formulae are the same to those with nonzero mean under large samples. To correct the deficiency of critic value test ,three kinds of Bootstrap sample construction method are proposed and the theoretical proof shows that the Bootstrap method can both be used to study the test level and also to analyze the power. The results from Monte Carlo simulation indicate that Bootstrap method not only has perfect test level and lower level distortions ,but also has advantages on power. Empirical research shows the Bootstrap method can be used to perform unit root test for actual series. This study not only enriches the recursive mean adjustment unit root test theory ,but also provides a new method for empirical research.

Key words: recursive mean adjustment; unit root; Bootstrap test; Monte Carlo simulation

(责任编辑: 曾剑锋)