

中国宏观经济时序的平稳性再考察

——内生突变与平滑转换

作者：韩青

单位：山东大学 经济学院

地址：济南市山大南路 27 号，山东大学中心校区，经济学院，综合
科研楼 B419

邮编：250100

电话：13589032681

Email: saodibonze@gmail.com

中国宏观经济时序的平稳性再考察

——内生突变与平滑转换

内容提要：对宏观变量是由确定性趋势所主导还是由随机趋势所主导的区分涉及预测精度以及潜在数据生成过程的认知理念等问题。在不考虑结构变化条件下，大多宏观序列是单位根过程的理念被广为接受，但结构变化是数据的常见特征，并且相当一部分都是平滑转换的渐变过程，本文重在强调将这种效应考虑在内时单位根理念的认知需要扭转。文章用傅立叶级数逼近的方法拟合含有结构变化的序列，与先前研究不同的是在处理突变方式上把对突变位置和突变方式的估计转化为恰当频率的选择问题。对中国 15 个代表性宏观时序的考察说明只有股票价格、人民币名义有效汇率和实际有效汇率有充分的理由被认为是单位根过程的实现，而其他变量——包括实际 GDP 和进出口——被视为平滑转换的趋势平稳过程更为合适。这意味着排除掉平滑转变的结构变动后，中国的经济周期确实是围绕在确定性趋势上的波动，具有较长持续性效应的冲击不是整个噪声扰动，而仅是造成结构变化的历史事件。在政策内涵上，本文的结论支持了由政府主导的意在改善基本面的大型冲击是有可能在平衡增长路径上发挥积极作用的观点。

关键词：单位根 趋势平稳 结构突变 平滑转换 傅氏逼近

一、引言

时间序列中的单位根性质是既让人熟悉，又耐人寻味的概念。无论用多复杂的方法去分解序列，其本身都不是目的，归根结底是要根据已知历史预测未来。而时间序列含有单位根与否则直接决定着不同的预测理念与结果。具体而言，平稳过程与单位根过程的鲜明区别体现在：第一，平稳过程对未来的预测是其确定性趋势；^①而单位根过程对未来的最佳预测就是其当前值。^②第二，平稳过程预测的均方误差存在一个有限界；而单位根过程之预测的均方误差则随预测区间线性增长，预测视域越长，结果越不精确。第三，平稳过程的扰动项对序列未来值的影响终将消失，或者说平稳序列对过去的行为只有有限记忆；而单位根过程的扰动项对序列未来值的影响则具有无限长的记忆（不衰减），换言之，当前值的任何变化都持久性地影响着未来。第四，涉及统计推断及Granger和Newbold（1974）指出的伪回归问题。以上种种说明十分有必要对序列的平稳性做一个细致的考察。

此种考察的一个颇具影响力的先声是Nelson和Plosser（1982）对美国 14 个常见宏观时序的单位根检验，他们用ADF方法辅之以自相关分析发现当中的 13 个序列都无法拒绝非平稳随机过程的原假设。此后使用相近似检验方法的研究（如Wasserfallen（1986））以及开辟其它检验方法的考察（如Phillips和Perron（1988），Cochrane（1988），Kwiatkowski *et al.*（1992）

^① 为便于理解与比较，这里采取了略微不严谨的表述方式。不妨考虑一个简单的例子，一个存在趋势的 $AR(1)$ 过程： $y_t = \alpha + \beta t + z_t$, $z_t = \rho z_{t-1} + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$. $|\rho| < 1$ 时 $\{z_t\}$ 是零均值 $I(0)$ 过程， $\{y_t\}$ 也是趋势平稳。可以证明此时关于 y_t 的向前 s 期预测为：

$E(y_{t+s} | y_t, y_{t-1}, \dots) = \alpha + \beta(t+s) + \rho^s(y_t - s - \beta t)$. 当预测区间 $s \rightarrow \infty$ 时，

$E(y_{t+s} | y_t, y_{t-1}, \dots) \xrightarrow{m.s.} \alpha + \beta(t+s)$. 所以严格来讲应该说，只要预测区间足够长，平稳过程关于未来 s 期的预测依均方收敛于其确定性趋势。

^② 仍沿用上面的例子， $|\rho| = 1$ 即是单位根过程，此时 y_t 向前 s 期预测为： $E(y_{t+s} | y_t, y_{t-1}, \dots) = \beta s + y_t$ ，如果序列没有趋势项，即 $\beta = 0$ ，则最优预测就是当前值 y_t 。

等)大体都与Nelson和Plosser(1982)的结论相一致。由此,大多数时间序列是随机趋势而非确定性趋势序列的观念被广为接受。这个过程可称之为“单位根革命”,因为在Nelson和Plosser的研究之前,普遍的观点是认为宏观时序基本是围绕在水平趋势或确定性趋势之上的平稳过程(Barro, 1976; Blanchard, 1981; Kydland和Prescott, 1982)。然而一个不可回避的问题是如果将整个经济系统看作一个随机过程,经济数据是这一随机数据生成过程的实现的话,在我们所直面的数据中总是很容易找到一些重大事件,无论将它们视之为纯粹的外生冲击还是内生的偶然随机性的结果,它们均以各种方式显著地改变了序列的均值或斜率。这些事件可被概括并归入到另外一个范畴更广概念——结构突变。的确,实际序列中所通常包含的结构突变模糊了单位根过程与趋势平稳过程的鲜明界限,一旦忽略某个或某些潜在的结构突变,简单单位根检验在统计推断中极易犯“弃真”或“取伪”的错误。以标准ADF检验为例,如果原假设中含有突变, Leybourne *et al.* (1998a)以及Leybourne和Newbold (2000)指出此时ADF检验有过度拒绝原假设的倾向,即所谓的势扭曲(Size distortion)问题。反之,如果突变发生在备择假设中,也就是说,斜率是具有结构突变噪音的趋势平稳过程,则持续性稍强一点的外生冲击便会不拒绝含有单位根的零假设,尽管该假设是不正确的,即所谓检验的低功效(Low test power)问题。^①实际应用中低功效问题比势扭曲要严重得多。直观来讲,正是因为ADF检验的回归方程随确定性成分的引入^②其统计量的真实分布不断左移、临界值不断降低而越来越不容易拒绝原假设。实际上Elliot *et al.* (1996)所提出的广义最小二乘单位根检验(ADF-GLS)正是据此来改进ADF检验之功效的。在进行ADF检验之前,先对序列退势,由此ADF-GLS成为检验功效最高的普通单位根检验。尽管如此, Cook和Manning (2004)的模拟结果显示在呈现结构突变下, ADF-GLS的表现仍令人失望。简言之,结构突变是时间序列中的常见性质,许多随机或重大事件都有可能造就数据生成过程的偶然或持续突变。先前研究所答成的大部分宏观序列均是一阶或二阶单整的观念在这层意义上是经不起推敲的,本文的初衷在于对序列随机趋势或确定性趋势的合意考察只能通过精当地融合结构突变而获得。

此项考察之所以重要,亦在于单位根假说直接关乎经济理论的构建。如果宏观序列在考虑进结构突变后确实由随机趋势所主导,那么就应当依据建立在单位根假说基础上的理论去认知世界,以此能获得更可靠的洞见。这些理论包括 Samuelson (1973)关于股票价格的论述、Gould 和 Nelson (1974)关于货币流通速度、Hall (1978)关于消费以及 Blanchard 和 Summers (1986)关于就业的论述等等。反之,如果排除掉结构突变的影响后,序列是由确定性趋势所主导,那么经济波动模型就不应该再将由实际力量所导致的随机扰动作为模型核心成分,而应将类似于货币扰动这样的冲击视为纯粹的暂时性波动或者充其量是持续性稍长的扰动,以此能获得更精准的预测。在计量理论方面,单位根假说催生了包括 Engle 和 Granger (1987)的协整理论,以及像 Stock 和 Watson (1988)等的多变量系统。不难预见,结构突变单位根性质的考察无疑有助于结构突变的协整或协变(Co-breaking)理论以及结构突变多元系统的发展。

在经历三十年的高增长后,中国经济面临的最大问题是转型与结构转变,这一过程中政府该如何介入以及该发挥多大的作用是有很多争论且值得深入探讨的问题。本文的研究关乎中国转型的现实意义在于:如果实际产出或多数宏观变量是含有结构突变的单位根过程的话,其逻辑内涵则是政府实施结构转变的价值不大!因为政府的作用极有可能被其他冲击所抵消;但如果多数变量——尤其是实际产出——是趋势平稳或包含结构突变的趋势平稳过程的话,这意味着只有像政府意在改善基本面这样的大型冲击才有可能在长期增长路径上真正发挥

^① 原假设为真而拒绝原假设的概率被称为检验势,严重的势扭曲是指假设检验中容易犯第一类错误;原假设为假而拒绝原假设的概率称之为检验功效,检验功效偏低意味着犯第二类错误的可能性较高。

^② 指从无常数项,到包含常数项,再到同时包含趋势项和常数项。

作用。因而包含结构突变的宏观时序平稳性研究无论对于经济理论本身,还是当前中国经济,都有重要的理论意义和深刻的政策内涵。

二、文献回顾与评述

确切的说,结构突变有两种类型:门限突变(Threshold break)与平滑转换(Smooth transition)。门限,指在某个时点上的突然变化,无论改变的是均值还是斜率,在该时点之前或之后模型本身的系统稳定性没有什么不同。而平滑转换,顾名思义,指的是渐变过程,这种变化是在一段时间内连续且平滑地发生。两种思路在单位根检验中均有所应用,但依据突变产生方式的不同,其背后隐含的思想或者其被理解的方式应当略有不同。无论是门限突变还是平滑转换,如果将其视为外生给定,此时的含义是这些突变对应事件的影响可以从噪声方程中分离出来,^①尔后再考察整个过程的性质,而不是为了加入人工过程以更好地拟合数据。但如果将结构突变视之为内生,则意味着需要根据某些原则为数据的实现做描述性逼近,而这些原则的惯常出发点就是数据是否获得了理想的拟合。故而依据结构变化的类型以及产生方式的差异,有关结构突变单位根检验的文献大致可划分为四类:外生门限突变、内生门限突变、外生平滑转换、以及内生平滑转换。

结构突变单位根研究的开创始于Perron(1989, 1990)的两篇重要论文,后者着重于均值突变的情形,可视为对前者的补充。Perron(1989)的核心思想是出于可以观测到的1929年股市崩溃(The great crash)显著地改变了多数宏观变量的均值,以及1973年石油危机显著地放缓了此后的增长速度,如果将这样的重大事件不是视为非时变随机过程的实现,而是看作纯粹的外生冲击,则多数宏观变量按照含结构突变的趋势平稳建模更合适。具体地,Perron(1989)构建了零假设为单位根过程但允许在某一外生给定的时点上发生一次性结构突变的单位根检验,根据突变方式的不同模型有三种形式:序列垂直跳跃的间断模型(Crash model)、改变序列增长率但无跳跃间断的模型(Changing growth model)、以及两者同时发生的情形(Mixed model)。相应地,备择假设则分别为跳跃性结构突变的平稳过程、斜率突变但无跳跃间断的趋势平稳、以及在该时点上既跳跃又改变斜率的趋势平稳。Perron(1989)的模拟结果表明突变的程度越强,一阶自回归系数估计量的累计概率分布就越接近1,以至于拒绝原假设几近不可能,尽管数据生成过程是只含一个突变的确定性趋势所主导。此时若以ADF方式检验,人们容易得出扰动项冲击具有永久性效应的结论,而实际上具有永久性效应的仅是那一次性突变,这是Perron(1989)的开创性贡献。为保持与Nelson和Plosser(1982)结果的对比性,Perron(1989)重新检验了N-P数据中的14个变量并以很高的置信水平拒绝了其中11个变量的原假设,^②而且指出只有像大萧条和石油冲击这样的事件才显著地改变了数据的长期行为(Perron, 1989, p.1389)。然而这种说法欠缺严谨性的方面在于:问题的实质是忽略这些重大事件冲击的效应是不恰当的,但不敢保证不如这两者闻名遐迩的其它事件对某些特定序列不产生同样的效果,因此冲击的选取难免存有争议和主观。另一方面,尽管历史事件常常有助于选定突变日期而不管给定的数据如何,但效应充分发挥所需要的时滞也很容易导致日期选择地不够精确。Hecq和Urbain(1993)的模拟结果表明如果真实的突变点与先验设定的突变点不一致,对于均值突变的Perron(1990)检验会同时产生势扭曲和功效损失;尽管Montañés(1997)指出这种效应会在大样本下消失,然而Montañés和Olloqui(1999)又指出如果突变点设定错误发生在Perron(1989)趋势突变的模型中,低功效问题即便是在

^① 这与Box和Tiao(1975)所提出的介入分析(Intervention analysis)有同样的精神。

^② N-P数据均截止到1970年。Perron(1989)另用美国战后实际GNP季度数据(1947: I -1986: III)单独进行检验,此时以1973: I石油冲击为突变点,同样拒绝原假设。这里想说的无非是Perron(1989)检验中突变点仅限于一个。

大样本下也不能消除。这本质上是Perron（1989，1990）外生突变点的不足，于是内生突变点成为下一个必然的方向。

内生突变点不外是构造一个事件筛选标准，以使得潜在的具有突变效果的冲击能够被选取地公允有据。这样的标准包括最小序贯 t 统计量、最小残差平方和、 F 统计量最大化等等。Perron（1989）检验及其模拟而出的临界值适用于当且仅当一个突变点的情况，而一旦突变点得以内生，只允许存在一个突变点的约束可以很容易地被放松。构造了内生突变但仅限一个突变点的同类研究包括 Christiano（1992），Banerjee *et al.*（1992），Zivot 和 Andrews（1992），以及 Perron（1997）。当中以 Zivot 和 Andrews（1992）最具代表性，其原假设为无突变的单位根过程，备择假设为包含一个突变点的趋势平稳。这种架构的意图在于如果估计出的点不是“真实的”突变点，结果便倾向于认定是单位根过程，所以“最优”突变点应当是拒绝原假设条件下最小的 t 统计量所对应的日期。Vogelsang 和 Perron（1998）探讨了以上检验中单位根统计量关于均值突变和斜率突变在渐进不变性（Asymptotical invariance）上的不同；Lumsdaine 和 Papell（1997）以及 Ohara（1999）拓展了 Zivot 和 Andrews（1992）的模型以允许两个和多个突变点。但以上研究的共性问题是不允许突变发生在零假设上，这种不对称的处理方式当然有助于建立各种单位根检验过程，却有诸多不合意之处：第一，没有充分利用突变信息。举例而言，这意味着零假设下均值变动必须被视为源自数据生成过程的厚尾，而斜率变动则包含着子样本不同均值的误差；另外，原假设的拒绝可能是由于趋势存在变化，而不是因为噪声是平稳的，即虚假拒绝问题（Spurious rejection）。第二，同时存在势扭曲与低功效问题。由于趋势方程之外的噪声成分可以是平稳过程，也可以含有单位根，如果噪声是单位根并且趋势方程包含结构突变，Zivot 和 Andrews（1992）检验的统计量通常并不收敛并依突变参数而变（Vogelsang 和 Perron，1998），Nunes *et al.*（1997）证明此时该检验与 Perron（1989）相比具有相当大的功效损失。直观而言，Zivot 和 Andrews（1992）最小 t 统计量的渐进分布与临界值比 Perron（1989）的更左偏，故更难拒绝原假设。Lee 和 Strazicich（2001）也指出零假设下无突变点的检验很容易将序列断定为趋势平稳过程，但事实上序列是含突变的非平稳过程。出于修正该缺陷的目的，Lee 和 Strazicich（2003）提出了两个内生突变点且允许原假设和备择假设均突变的检验，该检验基于 LM 原理构造，比 Zivot 和 Andrews（1992）和 Lumsdaine 和 Papell（1997）检验的功效更高。饶有兴趣的是 Zivot 和 Andrews（1992）和 Lumsdaine 和 Papell（1997）也重新检验了 N-P 数据，在 N-P 认定的 13 个非平稳序列中前者拒绝了 3 个、后者拒绝了 5 个，发现平稳过程的证据比 Perron（1989）要少的多。第三，突变不对称的构思与 Perron（1989）的初始动机不一致。Perron（1989）意在构建一种不依赖于均值或斜率变动程度的检验方式，而这只能通过同时允许原假设和备择假设存在突变来实现。尽管 Perron（1989）的纯粹外生突变受到很多批评，之后兴起的内生突变检验的结果也未找出太多支持结构突变趋势平稳的论断，但这并不意味着 Perron（1989）的结果不合意，反而可能是后来的上述检验方法不能令人满意。

总结如上的发展脉络可以得出如下结论，在突变点选择正确的前提下，Perron（1989，1990）在维持针对趋势方程参数不变性以及检验势和检验功效方面仍是性质最合意的检验。如果能让突变点内生，除了必须允许零假设和备择假设均存在突变之外，如果内生突变检验统计量的极限分布与 Perron（1989，1990）外生情形下的分布相同，则可以在维持正确检验势的同时提高检验功效。这便是 Kim 和 Perron（2009）的研究思路。让检验统计量的极限分布与外生已知突变点的分布相同有一个充分条件，当所估计的突变方程不满足该充分条件时，Kim 和 Perron（2009）的做法是根据估计的日期截取数据（Trim the data）以此增加参数估计量的收敛速度，使两者的分布相同。尽管 Kim 和 Perron（2009）对零假设无突变所引发的一系列问题具有免疫性，但仍然仅限于单一突变点，对于多突变点情形下的临界值及检验功效等问题仍有待于进一步探讨。

以上皆为门限突变检验的发展脉络,检验方程是通过引入虚拟变量或斜率虚拟变量的方式捕获突变效果。很多情况下当研究者不确定序列是否是平稳过程时,通常也对潜在结构变化的形式缺乏可靠的先验信息。但一个明显的事实是现实中导致结构突变的冲击性事件通常不是在一期之内将能量完全释放,即便犹如Perron (1989)提及的1929年大萧条和1973年石油危机,一般也认为其持续期(Duration)在3-5年左右。尽管能拿到手的数据都是离散数据,但随数据频率的增大(例如年度数据变为月度数据)结构转变极有可能呈现的是渐变过程,故而平滑转换的方式可能更贴切。所谓平滑转换,即是在简单自回归方程中引入自回归项与平滑转换函数的乘积,称之为平滑转换自回归(Smooth Transition Auto Regression, STAR)。其中的平滑转换函数通常是形如逻辑分布的概率密度函数(LSTAR,适合于捕获单调转换)或指数分布的概率密度函数(ESTAR,适合于捕获U型转换),取值范围在(0,1)之间并通过一参数控制转换的速度。Luukkonen *et al.* (1988), Leybourne *et al.* (1998b), Saikkonen和Lütkepohl (2002), Lanne *et al.* (2002)以及Kapetanios *et al.* (2003)便是据此建立了只包含一个突变点的平滑转换单位根检验。Harvey和Mills (2004)提出了内生决定突变位置的平稳性检验。^①但这些文献的共性在于:第一,事先设定突变个数与特定的转换方式。然而突变点的性质通常是未知的,突变数或转换方式的不恰当设定与从根本上忽略突变点没有太大的不同。第二,如果数据生成过程确实是平滑转换,则以上研究比标准的ADF检验功效要高;但若数据生成过程不存在平滑转换,反而检验功效不及ADF。而上述过程缺乏非线性特征证据的严格检验。

文献梳理至此可以发现除特殊情况或低频数据外,对现实数据生成过程而言平滑转换比门限突变更有可取之处。在平滑转换这一研究分支上问题不在于拟合数据本身,而在于拟合数据的同时去除掉施加于转换过程中的关于未知突变点个数和突变形式的“不自觉”假设。这方面的最新进展是通过选取恰当频率的傅立叶级数(Fourier expansion)逼近序列的确定性成分,也可理解为是将原先的STAR替换为傅氏方程。傅氏变化最早由Gallant (1981)应用于时间序列分析,Gallant (1984), Davies (1987), Gallant和Souza (1991)以及Becker *et al.* (2004)证明正余弦的不断迭代可以很好地捕获未知形式方程的走势,而不论方程本身是否是周期性的。这一性质保证了可以很容易地放松关于突变点个数与突变形式的预先设定。Bierens (1997), Enders和Lee (2004),以及Becker *et al.* (2006)的同类研究便是据此提出了单位根检验和平稳性检验。实际上傅氏逼近完全可用于门限突变的情形,但将其应用于渐变更令人满意。无论是单调变化还是U型变化,亦或是端点附近的平滑突变,傅氏逼近被认为是功效最高的检验方式。出于傅氏逼近把握突变的良好性质,本文将采用傅氏逼近的方式对中国主要宏观经济时序随机趋势的证据做一全面的探索。现有的关于中国经济随机趋势的讨论多集中于门限突变视角下的GDP及其省际序列,如Li (2000), Smyth和Inder (2003)等,即便如此结论也含混不定。除上述所提及的检验方式存在的潜在问题外,一个可能的原因是GDP的持续性较强,而原假设为单位根过程的检验对于实际上是平稳但持续性很强的数据功效偏低。故本文采取以平稳过程为原假设,依据Becker *et al.* (2006)所建议的LM统计量而非DF原理进行平稳性检验,从方法上讲这是将研究的向前推进,从逻辑上讲可与先前研究相互印证并弥补其不足。

三、傅氏逼近的原理及其检验

在内生突变点的处理上,与遵循先估计出潜在突变个数与特定突变类型的思路不同,傅氏逼近不是要估计这些突变的具体特征,而是通过正余弦的反复迭代拟合潜在突变时将问题转化为恰当频率的选取。能够恰当(但不过分)拟合数据之最优频率的拿捏是傅氏逼近及其

^① 与单位根检验刚好相反,平稳性检验的原假设是平稳过程,备择假设是单位根过程。

检验的核心。

(一) 傅氏逼近的原理与方法

对任何一个给定的方程 $f(t)$ ，若用傅立叶级数予以逼近：

$$f(t) \doteq c_0 + \sum_{\omega=1}^k a_{\omega} \sin\left(\frac{2\pi\omega t}{T}\right) + \sum_{\omega=1}^k b_{\omega} \cos\left(\frac{2\pi\omega t}{T}\right); \quad k < \frac{T}{2}.$$

则无论 $f(t)$ 中包含有多少个突变点或何种形式的突变，只要该序列展开地足够长，就能够以任意精度逼近 $f(t)$ ，其中 ω 为某一特定频率， k 为频率个数， T 为样本容量，逼近精度随频率个数 k 的增大而提高。突变是通过正余弦予以捕获，将这种思想应用于回归拟合过程中，自然是在回归方程中加入正余弦迭代：

$$f(t) = c_0 + \beta t + \sum_{\omega=1}^k a_{\omega} \sin\left(\frac{2\pi\omega t}{T}\right) + \sum_{\omega=1}^k b_{\omega} \cos\left(\frac{2\pi\omega t}{T}\right) + \varepsilon_t.$$

振幅 $a_{\omega}=b_{\omega}=0$ ，($\omega=1, \dots, k$) 意味着方程中没有非线性。反之，如果方程中含有非线性，则必定对应着某一频率存在。但问题是回归中频率过多会迅速消耗自由度，并存在 Enders 和 Lee (2004) 指出的过度拟合问题 (Over-fitting Problem)。弦函数的性质决定了将傅氏逼近应用于渐变过程效果最好，而过程转变的愈是平滑，所需的频率就不必太高。弦函数在此的作用是把握突变，可以证明突变会将谱密度函数移向零频率，因此突变的最合适频率是在谱的低端。Becker *et al.* (2004) 指出高频率容易在检验中导致随机参数变动，当前形成的共识是 ω 在 1 到 5 之间选择即可，实际上单一频率 $\omega=1$ (或 $\omega=2$) 对于描述大部分突变已足够。因此考虑如下的数据生成过程：

$$\begin{aligned} y_t &= X_t' \beta + Z_t' \gamma + u_t + \varepsilon_t, \\ u_t &= u_{t-1} + v_t, \quad v_t \sim WN(0, \sigma_v^2). \end{aligned} \quad (1)$$

其中 ε_t 为平稳扰动项 (允许异方差)， u_t 为随机游走， v_t 是方差为 σ_v^2 的白噪声过程。对于水平均值序列 $X_t=[1]$ ，若序列包含趋势 $X_t=[1, t]'$ 。而 $Z_t=[\sin(2\pi\omega t/T), \cos(2\pi\omega t/T)]'$ ，以此来捕获确定性趋势中的突变 (或其他形式的非线性)， $\gamma=[\gamma_1, \gamma_2]'$ 度量振幅， $\sigma_v^2=0$ 的原假设等价于 y_t 为含有结构突变的 $I(0)$ 过程。如果没有 Z_t 项则 (1) 式即为标准的 KPSS 平稳性检验。

傅氏逼近把握突变的一个优良性质是给定突变强度与持续性，突变发生的位置不影响数据的拟合效果。具体而言，考虑如下两个数据生成过程 (DGP)：在样本容量为 $T=100$ 的区间上，当 $33 \leq t \leq 66$ 时， $y_t=1.5$ ；其他， $y_t=2$ ，如图 1.1。另一数据生成过程与之类似，只是突变发生在样本的前端 $12 \leq t \leq 45$ ，如图 1.2。图中虚线均为 $\omega=1$ 时的傅氏拟合效果， ω 的选取是依据 $[1, 5]$ 之间使得残差平方和最小的整数频率。各自的傅立叶回归结果如下：

$$y_t = 1.830 - 0.009 \sin\left(\frac{2\pi t}{T}\right) + 0.279 \cos\left(\frac{2\pi t}{T}\right) + u_t, \quad SSR = 1.7184, R^2 = 0.6937 \quad (1.1)$$

$$y_t = 1.830 - 0.273 \sin\left(\frac{2\pi t}{T}\right) + 0.061 \cos\left(\frac{2\pi t}{T}\right) + u_t, \quad SSR = 1.7184, R^2 = 0.6937 \quad (1.2)$$

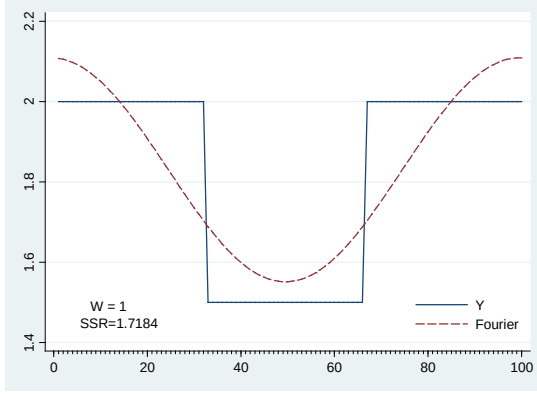


图 1.1 U 型突变: $33 \leq t \leq 66$

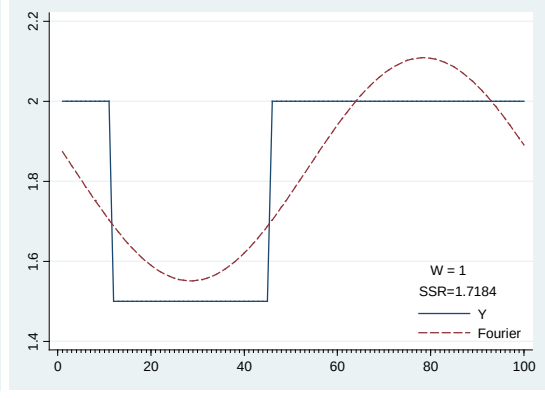


图 1.2 U 型突变: $12 \leq t \leq 45$

可见突变发生的位置只影响到三角成分的估计量 γ 不同,而不改变模型的残差平方和(SSR),以上两种DGP下,SSR均为1.7184。这一性质的重要性在于两点:第一,它保证了端点附近的突变不影响检验功效。^①第二,可以证明(见Enders和Lee, 2004 以及Becker *et al.*, 2006)检验对DGP中 β 和 γ 的取值具有不变性且仅依赖于频率 ω ,这避免了忽视一些本身极容易被忽略的“似非而是”的突变点所引致的虚假推断。

从回归式(1)中构建含结构突变的平稳性检验之统计量可完全依据标准 KPSS 统计量的构建模式,记 $\hat{\varepsilon}_t$ 为如下(1.3)或(1.4)的回归残差:

$$y_t = c_0 + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi\omega t}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi\omega t}{T}\right) + \varepsilon_t \quad (1.3)$$

$$y_t = c_0 + \beta t + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi\omega t}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi\omega t}{T}\right) + \varepsilon_t \quad (1.4)$$

检验统计量为:

$$\tau_i(\omega) = \frac{1}{T^2} \frac{\sum_{t=1}^T S_t(\omega)^2}{\sigma^2}, \quad i = \mu, \tau. \quad (2)$$

以 $\tau_\mu(\omega)$ 记为无趋势方程(1.3)的统计量, $\tau_\tau(\omega)$ 为带有确定性趋势的方程(1.4)的统计量。其中 $S_t(\omega)$ 为扰动项逐项累计和,与标准 KPSS 不同的是 S_t 此时依赖于频率 ω ; σ^2 是总体的长期方差,其样本值仍可采用标准 KPSS 所使用的非参数方法,将样本适当截断并选取合适权重 w_j , $\tilde{\gamma}_j$ 是样本残差项的 j 阶自协方差, l 是所截断样本的滞后阶。 $S_t(\omega)$ 与 σ^2 的样本值可由如下(2.1)和(2.2)算得。

$$\hat{S}_t(\omega) = \sum_{j=1}^t \hat{\varepsilon}_j \quad (2.1)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \tilde{\gamma}_0 + 2 \sum_{j=1}^l w_j \tilde{\gamma}_j. \quad (2.2)$$

统计量 $\tau_i(\omega)$ 并不服从标准分布,得益于检验关于参数 β 和 γ 的不变性,模拟临界值过程中的DGP可设定为 $\beta=\gamma=0$,^②Becker *et al.* (2006, p.389)给出了该检验在频率[1, 5]上蒙特卡罗模拟的临界值。

^① 有些检验,如 Bai 和 Perron (1998),对于端点附近突变情形下的检验功效是很低的。

^② 实际上对于其他的 β 和 γ 值,模拟结果是一样的。

（二）频率的选择

频率是检验中的核心问题，从逻辑上讲有三种选择方法：先验单一频率、复合频率、与内生频率。此中取舍仍是依据能给出最高的检验势和检验功效为准。先验单一频率指选取 $\omega=1$ （或 $\omega=2$ ），并认为这足以拟合大量突变的本质特征，但很容易通过模拟证明一旦真实的潜在频率高于 2，使用偏低的频率存在检验势膨胀问题（Over-sized problem）。^①由于对频率通常没有确切的信息，故简单地一概使用 $\omega=1$ （或 $\omega=2$ ）的方法存在风险。

Gallant（1984）和 Bierens（1997）则主张使用复合频率（Cumulative frequencies），原因在于如果 $\omega=1$ 能够很好地表征未知形式的函数，则同时使用 $\omega=1$ 和 $\omega=2$ 能做的更好。即便是使用复合频率，由于各频率上的三角成分相互正交，检验统计量仍只取决于所使用的频率。只是在复合频率下，统计量的临界值要发生变化，真实分布会随复合频率的提高而逐渐偏向原点。

无论是单一频率还是复合频率，所用频率都是先验设定。而内生频率则需要对未知频率进行估计，虽目前仅限于估计单一频率，但却是一种由数据自身决定频率的客观方法。估计过程通常是使用在 $\omega \in [1, 5]$ 上能最小化 SSR 所对应的频率，这是因为其他方式——如相关变量系数 t 或 F 检验——所得统计量收敛于其渐进分布的速度尚未得到细致的考量，而基于最小化 SSR 统计量的一致性和收敛速度可从 Davies（1987）、Hatanaka 和 Yamada（1999）以及 Perron 和 Zhu（2005）的讨论中得到保证。由于可以保证频率估计的一致性，利用估算的频率进行检验时仍可使用 Becker *et al.*（2006）为单一频率开出的临界值。

由于增加频率必然导致 SSR 降低，故检验最优复合频率不可行。而一旦所用复合频率与真实复合频率不一致，同样存在检验势膨胀问题。然而 SSR 频率在 γ 和 T 很小的情况下也存在一个温和的势扭曲，这是由于小样本下对频率的估计不太精确所致。需要指出的是，在实际上没有突变的情形下，复合频率依然能保持正确的检验势，而 SSR 频率存在势扭曲。就检验功效来讲，先验单一频率功效最高，SSR 频率其次，复合频率最低。这是因为 SSR 包含了一个搜寻最优化频率的过程，可能会产生不拒绝原假设的偏倚，但仍比复合频率的功效要高。比较复合频率与 SSR 的结果是：前者存在设定偏误风险，但在即便根本没有突变的情况下却能保持较好的检验势，而后者检验势保守，但检验功效更高。显然就频率选择而言，在复合频率与 SSR 频率之间存在权衡。由于复合频率难以通过客观标准最优选择，而对真实的最优频率一定是 $[1, 5]$ 上的某一单一频率的断言亦没有多少自信，因而尚没有普适的最优频率选择规则。笔者认为在对恰当的频率没有先验信息时，用最小化 SSR 来决定频率是个合理的起点，原因是待估参数少，复合频率很容易延展到更高的频率上去，代价就是检验功效降低。而对于结构变化强度大或者变化不明显这两种极端情况，但又确实有理由支持突变的存在，则复合频率由于拟合地更充分而能比 SSR 频率得到更可靠的结论，此时即便有风险也应调整为复合频率。本文即遵循这一思路。

（三）突变成分的检验

一个不能忽视的问题是方程（1）中检验的零假设 $H_0: \alpha_v^2=0$ 以及备择假设 $H_1: \alpha_v^2>0$ 并未明确指明 DGP 中必须存在突变。如果数据生成过程根本不存在突变，则检验依照普通 KPSS 方式进行能获得更高的检验功效。所以必须检验数据中是否确实包含突变成分（广义上说是非线性成分），这等价于（1）式是否含有特定的频率，在只使用一个频率的情况下即 $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = 0$ ， H_1 对应着给定频率下存在某种形式的突变。该检验可依据通常的 F 检验进行：

$$F_i(\omega) = \frac{[SSR_R - SSR_U(\omega)]/2}{SSR_U(\omega)/(T-k)}, \quad i = \mu, \tau. \quad (3)$$

其中 k 为回归变量个数， SSR_R 是约束成立下的残差平方和， SSR_U 是未施加约束的残差平方

^① 即过度拒绝原假设。

和，此时该残差平方和取决于频率，从而 F 统计量也依赖于频率 ω 。检验式（3）仅适用于给定 ω 的情形，如果 ω 未知——作为一个未被识别的冗余参数（Nuisance parameter）出现在检验中，虽然可以通过最小化 SSR 确定 ω 的估计值，但已不能再使用常规 F 检验的临界值。此时 F 统计量如下确定：

$$F_i(\hat{\omega}) = \max_{\omega} F(\omega), \quad i = \mu, \tau. \tag{4}$$

$$\hat{\omega} = \arg \inf_{\omega} SSR_i(\omega)$$

即频率由最小化回归（1.3）或（1.4）的残差平方和而得，Becker *et al.*（2006，p.389）也给出了此种情况下 F 统计量临界值的分布，并指出如果数据非平稳则该检验的功效很糟糕，即其缺陷是在单位根情形下它倾向于认为没有非线性，但事实是确实存在着非线性。因而本文只在不拒绝平稳性原假设的情况下才使用该 F 检验以佐证突变的存在性。

四、中国宏观经济时序的傅氏逼近检验与分析

本部分正式进入对中国宏观经济时序的分析，并将整个中国宏观经济系统视之为服从某一概率分布的随机过程，研究共选取了 15 个常见变量以大致反映该随机数据生成系统中随机趋势的概况。这些变量涵盖了产出、就业、物价、汇率、货币、证券以及贸易，所有变量均经过自然对数转换，详细信息以及数据来源汇总于表 1：

表 1 所涉宏观变量及其说明

序列	起止期及其备注	T	数据来源
名义 GDP	年度：1952-2008	57	GTA
实际 GDP	年度：1952-2008；以 1978 年基期价格换算	57	GTA（名义值）
实际人均 GDP	年度：1952-2008；以 1978 年基期价格换算	57	GTA（名义值）
实际工业产出	年度：1952-2008；以 1978 年基期价格换算	57	GTA（名义值）
就业	年度：1952-2008	57	GTA
货币供应量 M2	月度：1996.1-2009.12	168	RESSET&央行
CPI 指数	月度：1995.2-2009.12；1995.2=100	179	GTA（环比）
人民币兑美元名义汇率	季度：1994. I -2009.IV	64	RESSET
人民币名义有效汇率	月度：1980.1-2009.12	360	IFS
人民币实际有效汇率	月度：1980.1-2009.12；2000=100	360	IFS
上证综指	月度：1992.1-2009.12；收盘价	216	GTA
深圳成指	月度：1995.1-2009.12；收盘价	180	GTA
进出口	月度：1990.1-2009.12；经过季节调整	240	RESSET
出口	月度：1990.1-2009.12；经过季节调整	240	RESSET
进口	月度：1990.1-2009.12；经过季节调整	240	RESSET

注：名义 GDP、名义人均 GDP、工业产出名义值均来自 GTA，其实际值由笔者按 1978 年为基期的价格指数换算而得，其中价格（CPI）来自各年中国统计年鉴；由 GTA 得来的 CPI 是环比数据，笔者将其转换为以 1995 年 2 月为基期的定基指数；人民币实际有效汇率以 2000 年为基期；上证综指与深圳成指均是收盘价；来自 RESSET 的进出口相关数据未经季节调整，笔者用 Tramo/Seats 方法剔除其中的季节因素。

非平稳序列由于是完全在上一期基础上的扰动项的累积，故而是一个显著特征是其自相关系数衰减缓慢。表 2 中第一行是由计算机随机抽样生成的简单随机游走样本的 1-6 阶自相关，

而其余序列则是按照方程(1.3)(以 μ 表示)或(1.4)(以 τ 表示)并根据相应频率退势(detrend)而后的序列相关性。与随机游走递减速度相似的只有人民币名义有效汇率、实际有效汇率、以及沪深两市的股票价格指数,相比之下其他序列递减的速度则更快,它们暗含了不同于单位根性质的特征。实际上,这些傅氏逼近退势之后的序列其行为更像是趋势平稳过程。

表 2 傅氏逼近退势后的样本自相关

序列		ω	T	方差	r_1	r_2	r_3	r_4	r_5	r_6
随机游走			100	8.179	0.92	0.85	0.79	0.75	0.72	0.70
名义 GDP	τ	1	57	0.011	0.76	0.35	-0.01	-0.19	-0.20	-0.19
实际 GDP	τ	1	57	0.011	0.69	0.17	-0.21	-0.28	-0.16	-0.03
实际人均 GDP	τ	1	57	0.010	0.69	0.17	-0.19	-0.25	-0.12	0.01
实际工业产出	τ	1	57	0.026	0.63	0.03	-0.35	-0.36	-0.15	0.03
就业	τ	1	57	0.001	0.59	0.55	0.33	0.16	0.02	-0.09
货币供应量 M2	τ	1	168	4.2×10^{-4}	0.78	0.70	0.60	0.47	0.38	0.29
CPI 指数	τ	1-3	179	0.009	0.87	0.74	0.61	0.49	0.39	0.29
人民币兑美元名义汇率	τ	1-2	64	8.9×10^{-5}	0.71	0.31	-0.08	-0.35	-0.48	-0.45
人民币名义有效汇率	τ	1	360	0.013	0.97	0.94	0.90	0.87	0.83	0.79
人民币实际有效汇率	τ	1	360	0.015	0.97	0.94	0.91	0.88	0.84	0.80
上证综指	μ	2	216	0.204	0.91	0.84	0.76	0.69	0.67	0.66
深圳成指	μ	2	180	0.273	0.95	0.89	0.84	0.77	0.70	0.63
进出口	τ	1-2	240	0.006	0.63	0.58	0.49	0.40	0.34	0.20
出口	τ	1-2	240	0.007	0.60	0.55	0.50	0.39	0.34	0.24
进口	τ	1-2	240	0.009	0.58	0.55	0.41	0.35	0.27	0.17

注: τ , μ 分别表示回归方程中包含趋势项以及不包含趋势项; 随机游走过程为: $y_t = y_{t-1} + e_t$; 1-2 表示使用复合频率 $\omega=1$ 和 $\omega=2$, 1-3 含义同此。

在所考察的 15 个数据中, 9 个序列在整个样本期内呈现明显的趋势, 另有 4 个序列在部分时段内有明显的趋势, 对这些序列将按照含有趋势的 (1.4) 式进行分析。对于上证和深证股票价格指数序列, 由于在经济理论上不倾向于认为股票价格应当含有确定性趋势, 故而此二者采用的是模型 (1.3)。

表 3 平稳性检验结果

序列	T	类型	ω	$\tau_i(\hat{\omega})$	临界值			$\max F$
					CV10%	CV5%	CV1%	
名义 GDP	57	τ	1	0.0429	0.0461	0.0538	0.0718	393.69
实际 GDP	57	τ	1	0.0467	0.0461	0.0538	0.0718	63.56
实际人均 GDP	57	τ	1	0.0514	0.0461	0.0538	0.0718	104.71
实际工业产出	57	τ	1	0.0353	0.0461	0.0538	0.0718	7.84
就业	57	τ	1	0.0660	0.0461	0.0538	0.0718	19.89
货币供应量 M2	168	τ	1	0.0678	0.0461	0.0538	0.0718	67.58
CPI 指数	179	τ	1-3	0.0371	0.0461	0.0541	0.0719	448.70
人民币兑美元名义汇率	64	τ	1-2	0.0275	0.0461	0.0541	0.0719	273.61
人民币名义有效汇率	360	τ	1	0.0874*	0.0463	0.0539	0.0720	
人民币实际有效汇率	360	τ	1	0.1163*	0.0463	0.0539	0.0720	

上证综指	216	μ	2	1.9163*	0.3050	0.4047	0.6526	
深圳成指	180	μ	2	1.3557*	0.3050	0.4047	0.6526	
进出口	240	τ	1-2	0.0319	0.0461	0.0541	0.0719	187.14
出口	240	τ	1-2	0.0277	0.0461	0.0541	0.0719	167.57
进口	240	τ	1-2	0.0327	0.0461	0.0541	0.0719	151.97

注：*表示在 1% 的显著水平上拒绝原假设；单一频率为最小化 SSR 而得的最优频率，复合频率为外生指定；前 6 个序列内生频率下非线性检验 $\max F$ 统计量 1% 的临界值均为 6.873，故而非线性证据明显；名义有效汇率、实际有效汇率和股票价格显著拒绝原假设，为避免低功效导致推断谬误而省略 F 检验。

表 3 总结了文章的主要分析结果。关于中国的产出情况不妨对照图 2.1-2.4，图中虚线便是傅立叶逼近的效果。无独有偶，拟合各种产出指标的最优频率均为 $\omega=1$ 。在实际 GDP、实际人均 GDP 和实际工业产出序列中，1960-1962 这段时期都对应一个明显的下行平滑转换过程，其它部分与之相比则“温和”许多，尽管这在未有剔除物价因素的名义 GDP 中表现并不明显。检验结果均能够在 5% 的水平上不拒绝原假设，这意味着尽管“三年自然灾害”给中国潜在的 GDP 数据生成过程造成了相当明显的冲击，但仍有证据表明中国经济确实遵循着一个有迹可循的趋势在成长。出于整个经济系统林林总总的随机性，该趋势可能并不是简单的线性或二次趋势能够很好把握的，而本文在方法论上的全部意义在于如果用非线性的傅氏逼近的思想来刻画这一趋势或许能更好地说明问题。基于此，中国的 GDP 将其视之为含结构平滑转换的趋势平稳过程更有说服力，即便是像“三年自然灾害”这样大的冲击也不会使中国经济长久地偏离其“傅立叶趋势”，整个经济周期是围绕在这样一个平滑趋势基础上的波动。最后关于非线性的 $\max F$ 检验均能非常显著地拒绝 $\gamma_1=\gamma_2=0$ 的原假设，说明平滑转换的渐进突变特征明显。如果忽略突变或以简单趋势退势则容易将中国的 GDP 推断为单位根过程。

就业与货币供给量的状况略显微妙，虽然两个变量在 5% 的水平上拒绝原假设，但若将显著水平收紧到 1%，则都不能拒绝原假设。这一情况下，图示再一次地有助于我们认清该问题。图 2.5 显示 1957-1960 年间中国的就业有一个冲高又回落的过程，^①而 1989-1992 年则走出了个波动较大的“N 字形”，并且自此之后的增长率放缓，此增长率之放缓大抵与国企改革相关。两段波动较大的偏离起不到相互抵消的效果可能是导致检验在 5% 的水平上拒绝原假设的原因。但就两组突变之外的过程而言趋势还算平稳，即便是 1992 年之后的减缓也是一个颇为平稳的过程，因此将中国的就业视之为结构突变的趋势平稳过程是可行的。图 2.6 则是另外一种状况，傅氏拟合的货币供给量与原序列几乎从肉眼上难以分辨。这是因为中国货币供给量的方差偏小（参见表 2），从 1996 年起至今几乎没有可识别的大的波动；另外，从图形的状况可以推测中国每期的货币供给可能会相当地考量到其前一期或前几期值，因而呈现出紧密的持续性。直观上看，偏小的方差以及紧密的持续性之效果便是小的偏离就是大的冲击，从而造就了推断为单位根的倾向性。然而其令人惊讶的“笔直”趋势仍将其在 1% 的水平上锁定于趋势平稳的推断上，笔者认为以趋势平稳过程推断货币供给更为合理。

^① 对应的历史事件是大跃进与随之而来的自然灾害。

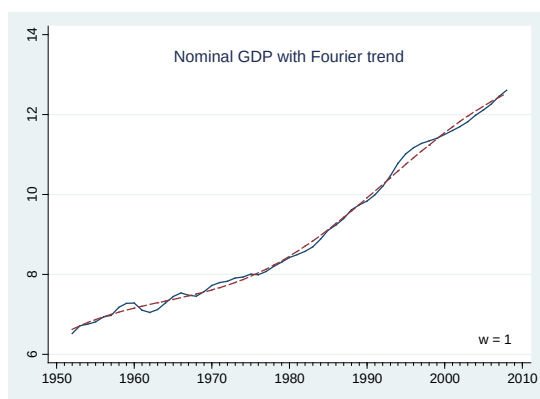


图 2.1 名义 GDP

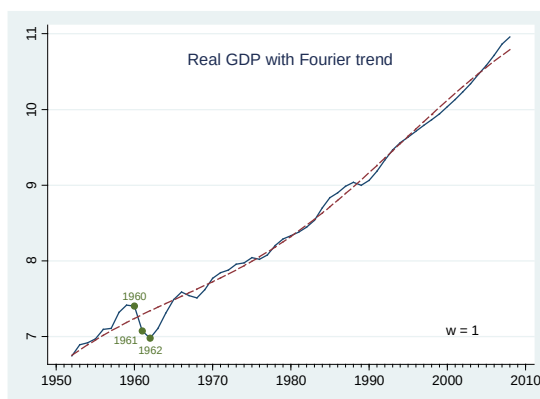


图 2.2 实际 GDP

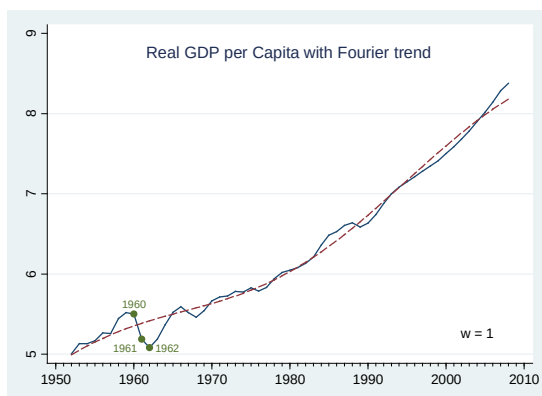


图 2.3 实际人均 GDP

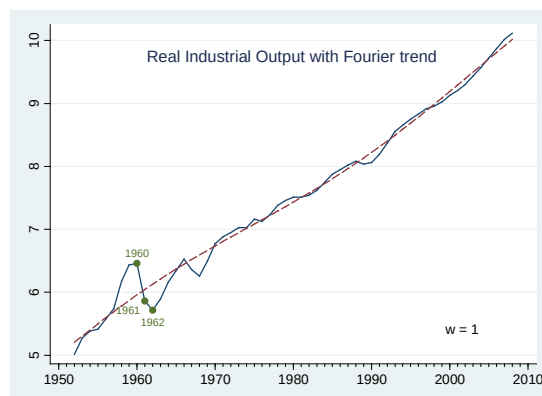


图 2.4 实际工业产出

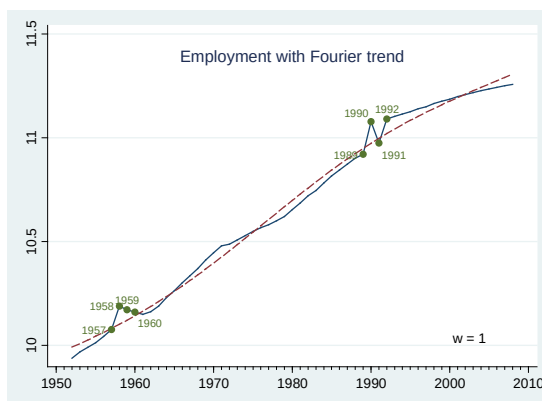


图 2.5 就业

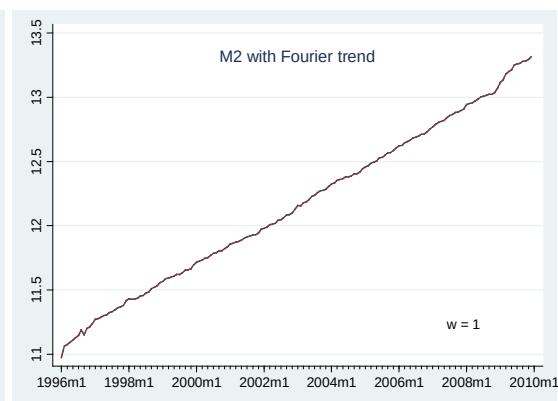


图 2.6 货币供给 (M2)

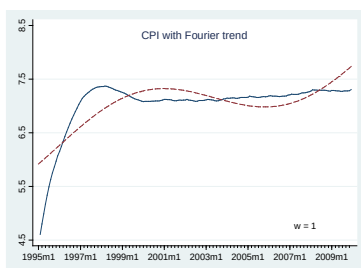


图 3.1 CPI, $\omega=1$

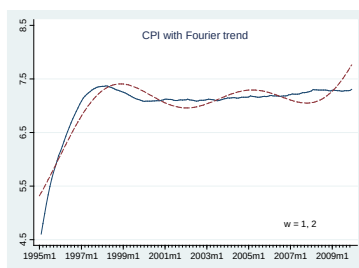


图 3.2 CPI, $\omega=1,2$

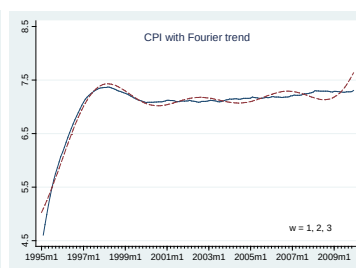


图 3.3 CPI, $\omega=1,2,3$

关于 CPI 的情形稍复杂，但也更能说明问题。中国的 CPI 在 1994 年达到 24.1% 的最大值，1995 和 1996 年有所下降，但也达到年均 17.1% 和 8.3% 的程度。文章数据的收集始于 1995 年并以该年 2 月份为基期，故而 1995-1996 年间有一明显的价格上涨趋势，见图 3.1-3.3。随后的 1997-2002 年中国步入通货紧缩但程度不大，定基 CPI 指数有所下降。整个通胀至通缩的过程俨然是一个平滑转换，并且前后两个时期的增长率差别明显，但显然在各个趋势上都颇为平稳。若以单一最优频率 $\omega=1$ 拟合 CPI，如图 3.1，由于增长率的显著变化单一频率的逼近程度欠佳，检验在 1% 的水平上显著拒绝原假设而倾向于将其推断为单位根过程。但若以复合频率 $\omega=1$ 和 $\omega=2$ 则效果稍好，见图 3.2，此时检验在 5% 的水平上拒绝原假设但在 1% 的水平上不拒绝。更进一步地，若使用 $\omega=1$ 、 $\omega=2$ 和 $\omega=3$ 的复合频率则拟合效果进一步提升，此时的检验结果如表 3 所列，即便在 10% 的水平上也可以不拒绝原假设。整个对 CPI 的考察所揭示出的该傅氏逼近平稳性检验的事实是：如果数据拟合不足则容易犯势扭曲问题，从而倾向于将序列推断为单位根过程。合理的推断需要建立在拟合充分（当然要避免过度拟合）的基础上，然而拟合不足与拟合充分间的界限尚缺乏普适的规则予以区分，很多情况下十分依赖研究人员对具体数据的细微把握。正因如此，笔者认为月度定基 CPI 将其视之为平滑转换的趋势平稳过程更合理。

同样的问题也出现在人民币兑美元的双边汇率中。自 1994 年官方汇率与调剂价格并轨后，约从 1996 年第四季度开始一直到 2005 年第二季度，人民币汇率非常稳定地钉在 1 美元兑 8.27 的水平上。如果样本容量仅限于这一时期，则人民币兑美元汇率毫无疑问是平稳过程。但若这一时期仅是整个样本数据的真子集，则这一“尴尬”的“纹丝不动”仅会增加推断错位的风险。如图 4.1，如果以单一最优频率拟合全部数据（ $\omega=1$ ），则检验在 5% 的水平上拒绝原假设，但在 1% 的水平上不拒绝。如果将频率放宽到 $\omega=1$ 和 $\omega=2$ 的复合频率，则拟合效果改进的同时也在 10% 的水平上不拒绝原假设，尽管在 1995 年第二季度、2005 年第二季度以及 2008 年第三季度时点上的突变不算光滑，但仍然有证据将人民币兑美元汇率视为结构突变的趋势平稳过程。

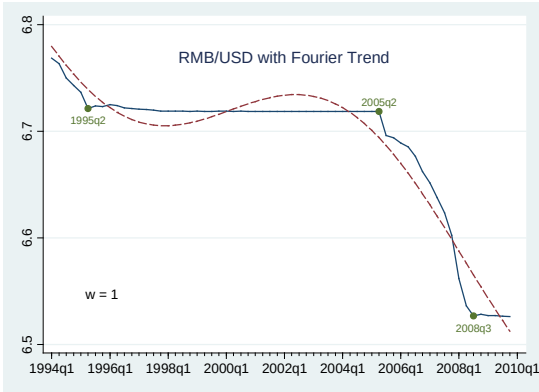


图 4.1 人民币兑美元汇率, $\omega=1$

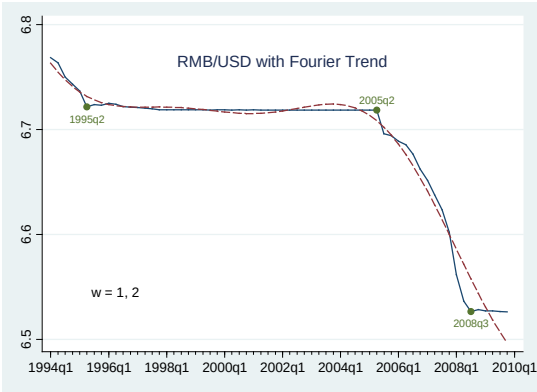


图 4.2 人民币兑美元汇率, $\omega=1,2$

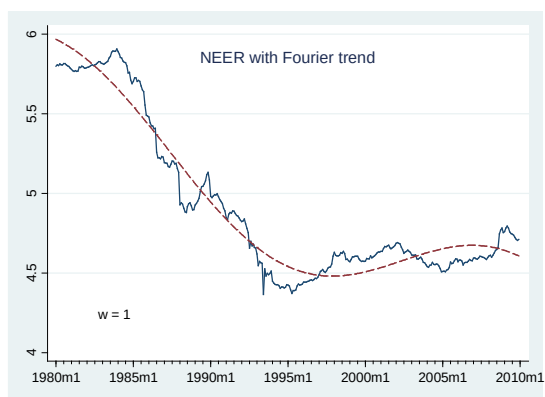


图 5.1 人民币名义有效汇率（NEER）

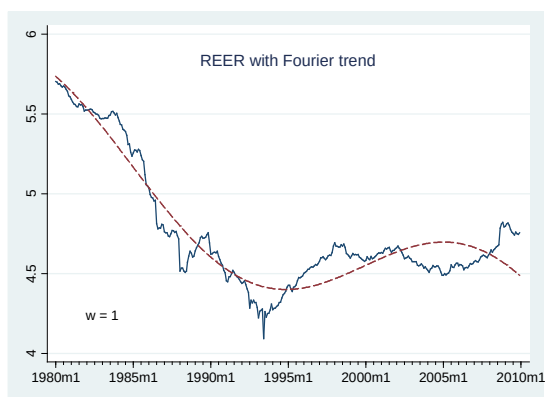


图 5.2 人民币实际有效汇率（REER）

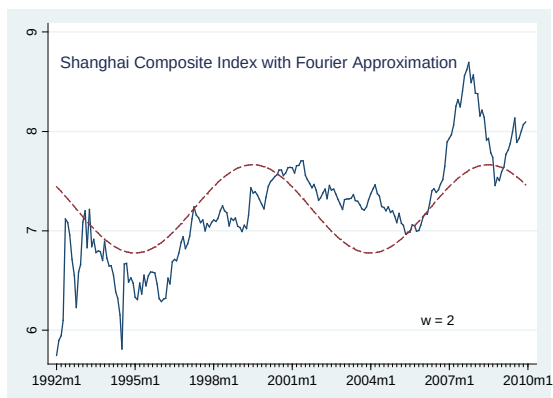


图 6.1 上证综合指数

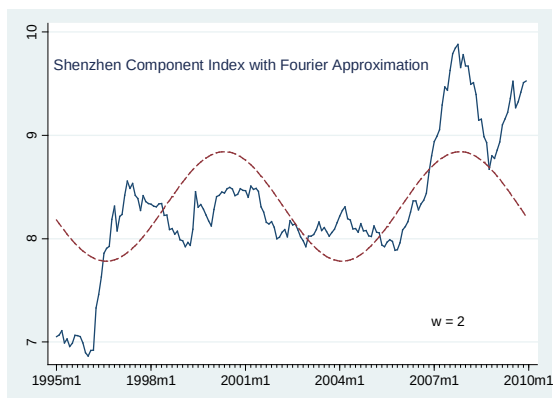


图 6.2 深证成份指数

中国的名义有效汇率与实际有效汇率在 1994 年之前以持续的贬值为主，自此之后在波动中略微升值，见图 5.1-5.2，双轨制改革再一次地吻合了结构突变的特征事实。对汇率最优拟合的频率皆为 $\omega=1$ ，结果均在 1% 的水平上显著地拒绝了原假设，故而人民币名义有效汇率和实际有效汇率倾向于结构突变单位根过程的推断。上证综指与深圳成指的情形分别对应图 6.1 和 6.2，上证指数的起始期是 1992 年 1 月，深证指数则是 1995 年 1 月。对于股价的最优拟合频率皆为 $\omega=2$ ，并也都显著地拒绝了原假设。需要说明的是由于经济理论并没有太多支持股票价格应该具有长期增长趋势的观点，因而对于两地股票价格指数的检验采用的是不含趋势项的 (1.3) 式，而推断结果也与通常所认知的金融价格一般为随机游走过程相吻合。

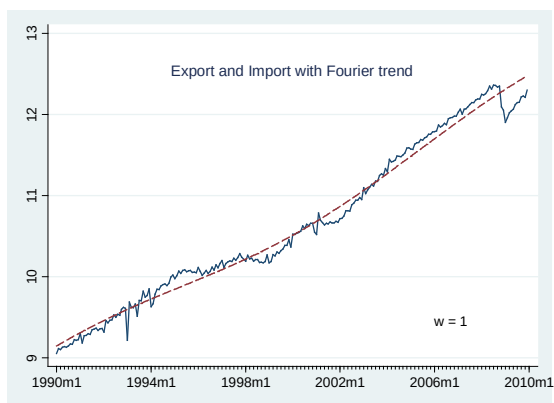


图 7.1 进出口, $\omega=1$

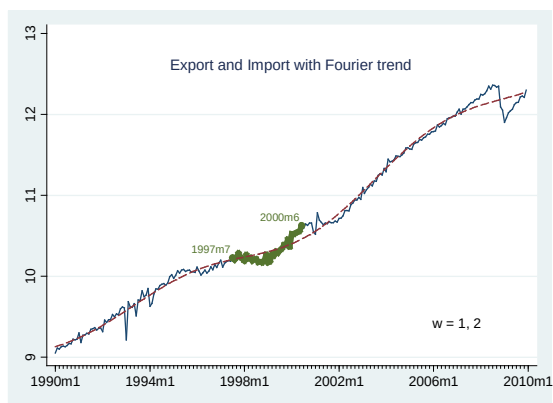


图 7.2 进出口, $\omega=1,2$

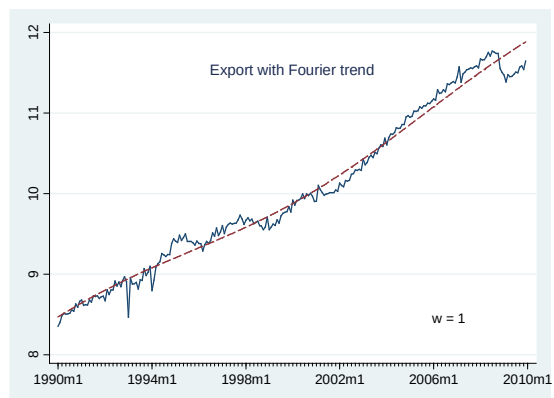


图 7.3 出口, $\omega=1$

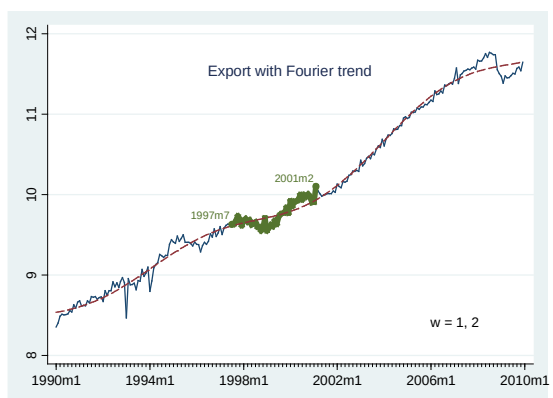


图 7.4 出口, $\omega=1,2$

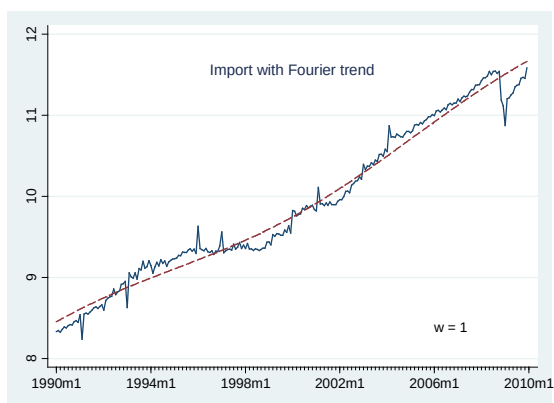


图 7.5 进口, $\omega=1$

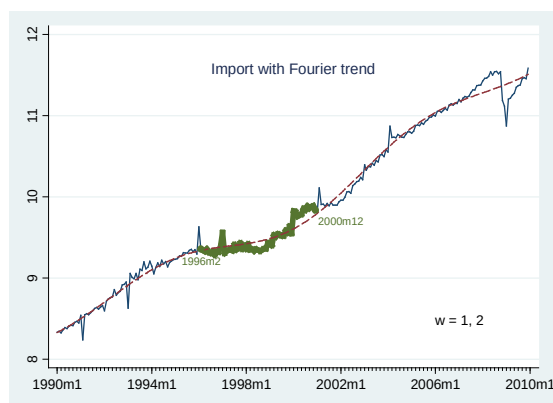


图 7.6 进口, $\omega=1,2$

中国的对外贸易数据提供了理解平滑转换平稳性检验的绝好素材。图 7.1-7.6 中，在样本末端可以很明显地看到刚刚过去的次贷危机给中国贸易带来的冲击，比较图 7.3 和 7.5 可以发现危机对进口的冲击强度要猛于出口。由于傅氏逼近对于趋势之后序列突变位置具有拟合不变性，故而发生在端点附近的突变不会造成太大的势扭曲。若用 $\omega=1$ 的最优单一频率去拟合数据，则进出口、出口、进口无一例外都在 1% 水平上拒绝原假设而倾向于将数据推断为单位根过程。但实际上如果用 $\omega=1$ 和 $\omega=2$ 的复合频率实施检验，则又会无一例外地在 10% 的水平上不拒绝原假设。原因不在于端点附近次贷危机的冲击，参见在复合频率拟合下的图 7.2、7.4 和 7.6，重要的在于是否把中间所标出的部分视之为平滑转换过程。对照各自

在 $\omega=1$ 下的情形，在单一频率下，中间的部分作为一个转换过程并不明显，故而检验本身将其视作纯粹随机趋势的实现，这才产生倾向于单位根过程的推断。但在复合频率下，沿虚线拟合而出的走势可以看到标识的部分伴随一个放缓又回升的增长率。在进出口数据中，该段大致对应在 1997 年 7 月-2000 年 6 月；出口数据约对应 1997 年 7 月-2001 年 2 月；进口约为 1996 年 2 月-2000 年 12 月。这一时段对应的历史事件正是 1997 年东南亚金融危机！因而将其视之为平滑转换过程而非纯粹随机性的结果更为合理，在涵盖了平滑转换效应后，对中国对外贸易的数据更有说服力的推断当是平缓转换的趋势平稳过程。

五、总结性评述与讨论

本文重在对中国经济系统潜在的随机趋势做一涵盖结构突变视角的探讨，自 Perron (1989) 起，该领域的研究不乏精彩却又不尽完美，这一探讨也因此有必要建立在基于先前文献的详细评论与比较之上以最大限度地降低推断偏误的可能性。通过文献的详细梳理发现傅立叶逼近的方法有两大吸引人的优良特性：第一，巧妙地将突变个数与突变方式转化为恰当频率的选择问题，绕开了关于确切突变特征的“无休止”争论；第二，退势后的数据在不同突变位置上能够保持关于拟合优度的不变性，因而端点附近的突变不会给推断造成大的干扰。据此，本文采取傅氏逼近的方法并依据 Becker *et al.* (2006) 建议的统计量及临界值对从中国宏观经济系统中选取的 15 个常见变量进行包含结构突变的平稳性检验。结果显示只有股票价格、人民币名义有效汇率和实际有效汇率显著地是由随机趋势所主导，将其按结构突变的单位根过程建模更为合适；而其它变量——包括实际 GDP、进出口等——则由确定性趋势所主导，将它们按平滑转换的趋势平稳过程建模能获得更精确的预测与认知。

基于平稳性检验的推断通常被作为单位根检验结果的补充与印证，但无论是单位根检验还是平稳性检验，目的并不是要给某特定序列打上 $I(0)$ 或 $I(1)$ 的标签，而全部的意义在于如果依据某种理由将某序列视之为单位根过程或趋势平稳过程，对我们来说意味着怎样地一种看待潜在数据生成过程的方式。以实际 GDP 为例，如果不考虑平滑转换而将其推断为单位根过程，这意味着 1960-1962 是三年连续的非常大的异常值 (Outlier)，并且这种变故源于潜在数据生成过程所服从的非时变概率分布的厚尾。而如果采取本文的观点——实际 GDP 是平滑转换的趋势平稳过程——则 1960-1962 应当被理解为大跃进及自然灾害的冲击在这段时期内改变了数据生成过程所遵从的概率分布，尽管如此，冲击之前与之后的分布都是较为稳定的，具有永久性效果的不是整个噪声过程，而仅是平滑转换过程所对应的冲击性事件。对于其他序列——如进出口与东南亚金融危机，CPI 与通胀转通缩的过程——亦有类似的认知内涵。在政策内涵上，文章的结论支持政府实施结构转变的效果，因为它不会轻易地被噪声扰动所抵消。只不过若要这种介入在增长路径上效果明显的话，必须要么有大的强度，要么能从制度上维持转型的持续性。

当然，犹如所有的假设检验所面临的问题一样，单位根检验中拒绝原假设并不必然意味着要接受某一特定的备择假设，但出于检验是为了提高相对于某一族备选项的功效之目的，此时在相近的备选项之间比较并依据某特定备择假设建模能尽可能提高预测的精度。同样地，在平稳性检验中不拒绝原假设更不意味着要遵循这一特定原假设，但出于维持合理检验势之目的，依该假设设定模型亦有助于将预测误差限定在合理的范围内。然而无论是单位根检验还是平稳性检验，自凡是在有限样本下都不能很好地解决观察性等价问题 (Observational equivalence)。零方差的结构突变但斜率相同的趋势平稳过程与扰动项基本为零但偶尔不为零的带有漂移项的单位根过程是观察性等价的，其含义是非零方差（但有限）对应着单位根模型扰动项呈厚尾分布，一旦方差的非零值出现则两类模型很难区分，并且只在无限视域水平上才有差别。更一般地情况，任意趋势平稳过程都几乎与具有极强均值自反 (Mean

reversion) 性的单位根呈观测性等价。^①本文在用傅立叶级数拟合平滑转换过程后不拒绝原假设的事实在这层含义上意味着如果数据确由随机趋势所主导,则扰动项必须呈现极强的均值自反。尽管对于任意给定的有限样本序列,两组模型都能找出足以表征已观测到的数据特征的代表,但仍有很好的理由说服我们对这两类模型做一区分。第一,它涉及效率和一致性之间的权衡。如果一个约束(在本文背景下为结构突变的趋势平稳过程)为真,则利用这一约束能得到更为有效的估计,预测的精确度也将更高;如果约束为假,则即便是在大样本下估计也是不可靠的。第二,两类模型对应着不同的数据认知理念,究竟采取何种模型不仅要看数据本身,还取决于认知的合理性。如果采取单位根观念,就必须保证厚尾扰动实现过程的理由充分。但如前所述,就诸多反映实体经济的宏观变量背景而言,大部分理由都算不上充分。因而采用结构突变(平滑转换)的趋势平稳过程更为合理,这亦是本文全部的意义所在。

参考文献

- Bai, J. and P. Perron, 1998, "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes," *Econometrica*, 66(1), pp.47-78.
- Banerjee, A., R.L. Lumsdaine and J.H. Stock, 1992, "Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend Break Hypothesis: Theory and International Evidence," *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), pp.271-87.
- Barro, R., 1976, "Rational Expectations and the Role of Monetary Policy," *Journal of Monetary Economics*, 2(1), pp.1-32.
- Becker, R., W. Enders and S. Hurn, 2004, "A General Tests for Time Dependence in Parameters," *Journal of Applied Econometrics*, 19(7), pp.899-906.
- Becker, R., W. Enders and J. Lee, 2006, "A Stationarity Test in the Presence of an Unknown Number of Smooth Breaks," *Journal of Time Series Analysis*, 27(3), pp.381-409.
- Bierens, H., 1997, "Testing the Unit Root with Drift Hypothesis against Nonlinear Trend Stationarity, with an Application to the US Price Level and Interest Rate," *Journal of Econometrics*, 81(1), pp.29-64.
- Blanchard, O.J., 1981, "What Is Left of the Multiplier Accelerator?" *American Economic Review*, 71(2), pp.150-4.
- Blanchard, O.J. and L.H. Summers, 1986, "Hysteresis and the European Unemployment Problem," *NBER Working Papers*, No.1950.
- Box, G.E.P. and G.C. Tiao, 1975, "Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems," *Journal of the American Statistical Association*, 70(349), pp.70-9.
- Christiano, L.J., 1992, "Searching for a Break in GNP," *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), pp.237-50.
- Cook, S. and N. Manning, 2004, "The Disappointing Properties of GLS-Based Unit Root Tests in the Presence of Structural Breaks," *Communications in Statistics-Simulation and Computation*, 33(3), pp.585-96.
- Cochrane, J.H., 1988, "How Big is the Random Walk in GNP," *Journal of Political Economy*,

^① 例如 $y_t = \varepsilon_t$ 的平稳过程与 $|\theta| < 1$ 下的单位根过程 $(1-L)y_t = (1+\theta L)\varepsilon_t$, 两者可观察的意义在 θ 趋于-1 时可任意接近。又如 $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ 的单位根过程与 $|\rho| < 1$ 下的平稳过程 $y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$, 在 ρ 非常接近于 1 的情形下亦很难区分。

96(5), pp.893-920.

Davies, R.B., 1987, "Hypothesis Testing When a Nuisance Parameter Is Present Only Identified under the Alternative," *Biometrika*, 74(1), pp.33-43.

Elliot, G., T.J. Rothenberg and J.H. Stock, 1996, "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root," *Econometrica*, 64(4), pp.813-36.

Enders, W. and J. Lee, 2004, "Testing for a Unit-Root with a Nonlinear Fourier Function," Econometric Society 2004 Far Eastern Meetings, No.457, <http://www.nd.edu/~meg/MEG2004/Lee-Junsoo.pdf>.

Engle, R.F. and C.W. Granger, 1987, "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55(2), pp.251-76.

Gallant, A.R., 1981, "On the Bias in Flexible Functional Forms and an Essentially Unbiased Form: The Fourier Flexible Form," *Journal of Econometrics*, 15(2), pp.211-45.

Gallant, A.R., 1984, "The Fourier Flexible Form," *American Journal of Agricultural Economics*, 66(2), pp.204-8.

Gallant, A.R. and G. Souza, 1991, "On the Asymptotic Normality of Fourier Flexible Form Estimates," *Journal of Econometrics*, 50(3), pp.329-53.

Gould, J.P. and C.R. Nelson, 1974, "The Stochastic Structure of the Velocity of Money," *American Economic Review*, 64(3), pp.405-18.

Granger, C. and P. Newbold, 1974, "Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, 2(2), pp.111-20.

Hall, R.E., 1978, "Stochastic Implication of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, 86(6), pp.971-87.

Hamilton, J.D. 1994, *Time Series Analysis*, Princeton, NJ: Princeton University Press.

Harvey, D. and T. Mills, 2003, "Tests for Stationarity in Series with Endogenously Determined Structural Change," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 66(5), pp.863-94.

Hatanaka, M. and K. Yamada, 1999, "A Unit Root Test in the Presence of Structural Changes in I(1) and I(0) Models," in *Cointegration, Causality, and Forecasting: A Festschrift in Honour of Clive W. J. Granger*, ed. By R.F. Engle and H. White, Oxford: Oxford University Press.

Hecq, A. and J.P. Urbain, 1993, "Misspecification Tests, Unit Roots and Level Shifts," *Economics Letters*, 43(2), pp.129-35.

Kapetanios, G., Y. Shin and A. Snell, 2003, "Testing for a Unit Root in the Nonlinear STAR Framework," *Journal of Econometrics*, 112(2), pp.359-79.

Kim, D. and P. Perron, 2009, "Unit Root Tests Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time under Both the Null and Alternative Hypotheses," *Journal of Econometrics*, 148(1), pp.1-13.

Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin, 1992, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root," *Journal of Econometrics*, 54(1-3), pp.159-78.

Kydland, F. and E. Prescott, 1980, "A Competitive Theory of Fluctuations and the Feasibility and Desirability of Stabilization Policy," in *Rational Expectations and Economic Policy*, ed. by Stanley Fisher. Chicago: University of Chicago Press, pp.169-98.

Lanne, M., H. Lütkepohl and P. Saikkonen, 2002, "Comparison of Unit Root Tests for Time Series with Level Shifts," *Journal of Time Series Analysis*, 23(6), pp.667-85.

Lee, J. and M.C. Strazicich, 2001, "Break Point Estimation and Spurious Rejections with

Endogenous Unit Root Tests,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63(5), pp.535-58.

Lee, J. and M.C. Strazicich, 2003, “Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks,” *Review of Economics and Statistics*, 85(4), pp.1082-9.

Leybourne, S.J., T.C. Mills and P. Newbold, 1998a, “Spurious Rejections by Dickey-Fuller Tests in the Presence of A Break under the Null,” *Journal of Econometrics*, 87, pp.191-203.

Leybourne, S.J., P. Newbold and D. Vougas, 1998b, “Unit Roots and Smooth Transitions,” *Journal of Time Series Analysis*, 19(1), pp.83-97.

Leybourne, S.J. and P. Newbold, 2000, “Behavior of the Standard and Symmetric Dickey-Fuller Tests When There Is A Break under the Null Hypothesis,” *Econometrics Journal*, 3, pp.1-15.

Li, X.M., 2000, “The Great Leap Forward, Economic Reforms, and the Unit Root Hypothesis: Testing for Breaking Trend Functions in China’s GDP Data,” *Journal of Comparative Economics*, 28(4), pp.814-27.

Lumsdaine, R.L. and D.H. Papell, 1997, “Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis,” *Review of Economics and Statistics*, 79(2), pp.212-8.

Luukkonen, R., P. Saikkonen and T. Terasvirta, 1988, “Testing Linearity against Smooth Transition Autoregressive Models,” *Biometrika*, 75(3), pp.491-9.

Montañés, A., 1997, “Level Shifts, Unit Roots and Misspecification of the Breaking Date,” *Economics Letters*, 54(1), pp.7-13.

Montañés, A. and I. Olloqui, 1999, “Misspecification of the Breaking Date in Segmented Trend Variables: Effect on the Unit Root Tests,” *Economics Letters*, 65(3), pp.301-7.

Nelson, C. and C. Plosser, 1982, “Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series,” *Journal of Monetary Economics*, 10(2), pp.139-62.

Nunes, L.C., P. Newbold and C. Kuan, 1997, “Testing for Unit Root with Breaks: Evidence on the Great Crash and the Unit Root Hypothesis Reconsidered,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59(4), pp.435-48.

Ohara, H.I., 1999, “A Unit Root Test with Multiple Trend Breaks: A Theory and an Application to US and Japanese Macroeconomic Time-Series,” *Japanese Economic Review*, 50(3), pp.266-90.

Phillips, P.C.B. and P. Perron, 1988, “Testing for a Unit Root in Time Series Regression,” *Biometrika*, 75(2), pp.335-46.

Perron, P., 1989, “The Great Cash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis,” *Econometrica*, 57(6), pp.1361-401.

Perron, P., 1990, “Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 8(2), pp.153-62.

Perron, P., 1997, “Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomics Variables,” *Journal of Econometrics*, 80(2), pp.355-85.

Perron, P. and X. Zhu, 2005, “Structural Breaks with Deterministic and Stochastic Trends,” *Journal of Econometrics*, 129(1-2), pp.65-119.

Saikkonen, P. and H. Lütkepohl, 2002, “Testing for a Unit Root in a Time Series with a Level Shift at Unknown Time,” *Econometric Theory*, 18(2), pp.313-48.

Samuelson, P.A., 1973, “Proof that Properly Discounted Present Values of Assets Vibrate Randomly,” *The Bell Journal of Economics and Management Science*, 4(2), pp.369-74.

Stock, J.H. and M.W. Watson, 1988, “Testing for Common Trends,” *Journal of the American*

Statistical Association, 83(404), pp.1097-107.

Smyth R. and B. Inder, 2003, "Is Chinese Provincial Real GDP per capita Nonstationary? Evidence from Multiple Trend Break Unit Root Tests," *China Economic Review*, 15(1), pp.1-24.

Vogelsang, T.J. and P. Perron, 1998, "Additional Tests for a Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time," *International Economic Review*, 39(4), pp.1073-100.

Wasserfallen, W., 1986, "Non-Stationarities in Macro-Econometric Time Series-Further Evidence and Implications," *Canadian Journal of Economics*, 19(3), pp.498-510.

Zivot, E. and D.W.K. Andrews, 1992, "Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis," *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), pp.251-70.

A Stationarity Reconsideration of China's

Macroeconomic Time Series

——Endogenous Breaks and Smooth Transitions

Abstract: The distinction as for whether macroeconomic variables are dominated by deterministic trend or stochastic trend relates to significant questions of forecast precision and the understanding of the latent data generating process, etc. The concept that a majority of macroeconomic variables are unit root process with an integration order of one or two has been widely accepted without the consideration of possible structural changes, which however, are common empirical features of the data and taking the form of smooth transitions. This paper emphasizes that the unit root perception needs to be reversed when taking into account of the structural breaks' effects. Specifically this paper fits the data with possible breaks by Fourier approximation and converts the estimations of locations and styles of break into the appropriate frequency selection problem, which stands a difference from the existing literature. An examination of China's 15 representative macroeconomic series indicates that only the common stock prices, RMB's nominal and real effective exchange rates have good reasons to be regarded as realizations of unit root process, while others, including real GDP and foreign trades, are better regarded as trend stationary with smooth transitions. The inferences based on these results affirm that China's real business cycles are indeed fluctuations around different deterministic trends when excluding the smooth transitions' effects, it is not the noise component rather than the historical events correspond to those breaks have persistent effects. The results also support the argument that, as for the policy implications, large government-initiated shocks aimed at improving fundamentals may exert positive effects on the balanced growth path.

Key Words: Unit Root; Trend Stationary; Structural Break; Smooth Transition; Fourier Approximation

JEL Classification: C12, C52