

# 我国总产出波动中的动态 结构变化度量与检验

——基于1952—2005年经济周期的实证研究

周建

(上海财经大学经济学院,上海200433)

**摘要:**文章运用多种参数稳定性检验方法研究我国总产出的动态变化路径,发现我国总产出序列具有明显的结构变化特征,获得了我国总产出的结构变化点估计。在此基础上,文章采用具有内生结构变化点的单位根检验方法,结合我国宏观经济运行事实,对我国1952—2005年总产出的动态特征进行了研究,结果发现总产出是围绕多个结构变化点的分段趋势平稳序列,并且准确地给出了自1952年以来的总产出结构变化时间。总产出服从分段趋势平稳过程的结论,对宏观经济运行预测、政策主导下的长期经济发展战略和短期经济稳定措施是否有效,提高宏观管理政策水平以及总产出与其他总量间因果关系的研究具有重要启示。

**关键词:**计量模型;总产出;结构变化;波动路径;分段趋势平稳

**中图分类号:**F124.8;F224.0 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2008)09-0004-13

## 一、引言

许多宏观经济时间序列数据由于受多种因素的影响,例如突发事件、经济或者政治结构变化以及自然灾害等,会产生各种不同的异常性、波动性、强影响性,从而出现结构变化特征。近年来,我国经济持续、快速增长,引起了世界的关注,作为衡量经济发展状况的总产出及其数据质量已经成为国内外相关机构、研究者关注的焦点问题之一,对于它们的动态结构变化特征作出科学的判断从而为正确评价我国宏观经济增长及其质量具有重要的现实意义和应用价值。

关于结构变化点的诊断方法往往是通过经典计量模型的方差来进行分析的,例如,Basseville(1988),Hackl(1991),Bai(1997)等。通过时间序列模型来研究宏观经济统计数据结构变化特征最近几年来有了较大的进展,Benati(2003)、Gadea(2005)、Colin(2005)等针对时间序列结构变化的诊断统计量及

收稿日期:2008-05-06

基金项目:教育部人文社科规划项目(05JC790104)

作者简介:周建(1976—),男,四川南充人,上海财经大学经济学院副教授,博士生导师。

其性质进行了深入理论研究。关于实证研究方面较有影响的文献是 Fischer 和 Planas(1998)对于欧盟国家的超过13 000个月度时间序列的研究成果,结果发现平均每1个序列就有1.25个结构变化点。Hoek 和 Lucas(1999)在这一方面也作了深入研究,他们发现各种序列呈现出明显的非正态性和非线性特征。对于中国宏观经济数据的结构变化问题,李子奈(2005)、周建(2006)分别使用联合估计诊断方法与随机方差扩大模型对中国主要宏观经济时间序列本身的结构变化及波动性特征作了主要分析,得出了有益的结论。梁琪等(2006)采用 LM 检验方法对我国经济增长的动态特征也进行了研究。

在考虑结构变化点如何影响时序变量的平稳性特征方面,Balke 和 Fomby(1994)对于美国宏观经济时间序列进行了较为深入的研究,他们发现是否考虑时间序列结构变化问题将直接影响到该序列平稳性判断结论的准确性。Perron(1989)认为如果忽视经济中存在的结构变化,那么传统的单位根检验方法拒绝原假设的效力就会下降。Balke 和 Fomby 采用传统的单位根检验方法对美国 18 种序列的动态特征进行了研究,结果发现 15 个总量是非平稳的,从而意味着冲击对绝大多数的总量产生了持久的影响。但是,在考虑了结构变化的情况下,Perron 发现以上 15 个总量序列中有 12 个是围绕多个结构变化点的分段趋势平稳过程。Lee 和 Strazicich(2003、2004)进一步指出了已有方法的缺陷,提出了具有内生结构变化的单位根检验方法。

本文运用多种计量方法对我国总产出序列进行比较分析,通过发现样本数据结构变化与波动的特点和规律,进而为全面、客观地认识和评价我国经济增长数据质量、计量经济建模、宏观经济分析和政策制定等提供科学依据。

## 二、总产出模型参数的稳定性检验及结构变化特征分析

(一)变量的选择。由于 GDP 反映了一个国家经济实力和市场规模,而人均 GDP 则反映了国民的富裕程度和生活水平。为了度量长期经济体制变迁及短期宏观经济政策如何影响总产出的结构变化特征,限于数据资料的可取得性,本文分别选取建国以来 GDP 年度序列  $ygdp(1952-2005)$ 、人均 GDP 序列  $pergdp(1952-2005)$ 、2001 年以来 GDP 季度序列  $qgdp(2001$  年 1 季度至 2006 年 4 季度)进行分析,样本数据来源于历年《中国统计年鉴》(已按可比价调整)。以上序列取对数及一阶差分后的序列分别记为  $\ln ygdp$ 、 $\ln pergdp$ 、 $\ln qgdp$  和  $d\ln ygdp$ 、 $d\ln pergdp$ 、 $d\ln qgdp$ 。为更精确地度量我国总产出序列是否发生结构变化,本文运用多种稳定性检验方法来分析 1952—2005 年的总产出,并运用相关方法确定结构变化时间。

(二)总产出模型建立和参数稳定性检验。对于年度总产出结构变化点的研究,一般是建立  $p$  阶自回归模型来进行分析:
$$d\ln ygdp_t = \mu + \beta_1 d\ln ygdp_{t-1} +$$

$\beta_2 \text{dlnygd}_{t-2} + \dots + \beta_p \text{dlnygap}_{t-p} + \epsilon_t, \epsilon_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$ , 主要考察不同时期总产出的相依程度以及反映时间序列过去的行为规律, 进而对未来时期进行推断与预测。在该模型中, 我们假定自回归方程中的结构参数和随机误差项的分布参数都是固定常数。为了考察随着经济政策改变或经济体制的改变, 我国总产出波动路径是否发生了结构变化, 我们使用一些传统的参数稳定性检验方法, 如递归残差 RLS 检验和 CUSUM 平方检验与 Chow 检验。通过 AIC 和 SIC 信息准则, 结果表明以上序列均为 2 阶滞后的自回归过程, 例如年度 GDP 模型表示为:  $\text{dlnygd}_t = \mu + \beta_1 \text{dlnygd}_{t-1} + \beta_2 \text{dlnygd}_{t-2} + \epsilon_t$ 。

1. 递归最小二乘法残差检验 (Recursive Least Regression, 简称 RLS)。考虑  $(t-1) \times k$  阶矩阵  $X_{t-1}$  和  $(t-1) \times 1$  阶矩阵  $Y_{t-1}$  分别表示从第一个样本到第  $(t-1)$  个样本的回归解释变量矩阵和被解释变量矩阵,  $b_{t-1}$  表示使用前  $(t-1)$  个样本 ols 回归所得到的参数矩阵, 令  $y_t, x_t$  分别表示第  $t$  个样本的被解释变量观测值和解释变量向量, 则预测误差  $(y_t - x_t b_{t-1})$  具有  $\sigma^2 (1 + x_t (X_t' X_t)^{-1} x_t')$  的方差, 其中  $\sigma^2$  表示回归模型随机误差项的母体方差。递归最小二乘残差  $\omega_t$  被定义为:

$$\omega_t = \frac{(y_t - x_t b_{t-1})}{\sqrt{(1 + x_t (X_t' X_t)^{-1} x_t')}} \quad (t = k + 1, 2, \dots, n)$$

在样本数据没有发生结构变化的情况下,  $\omega_t$  是满足具有零均值、方差  $\sigma^2$  的独立同分布随机变量。递归残差波动大则表明模型参数不稳定, 可能存在结构变化。图 1 至图 3 分别是年度 GDP、人均 GDP 和季度 GDP 递归残差检验图, 2S.E. 表示 5% 显著性水平临界值区间。由图可见, 年度 GDP、人均 GDP 波动模式非常类似, 1961 年左右模型参数最不稳定, 样本数据可能存在结构变化, 此时递归残差波动达到最大, 接近于 5% 临界值点, 随后反弹, 继续出现大小程度不一的震荡, 1962—1976 年左右以上二者变量递归残差波动的峰和谷相互对应, 基本同时出现, 区别是年度 GDP 的振幅略大于年度人均 GDP。上述变化特征在 1977—1995 年依然存在, 但此时年度人均 GDP 的振幅略大于年度 GDP, 直到 1997 年振幅逐渐衰减。以上表明我国总产出序列在 1961 年左右及其滞后若干期可能存在较多数量的结构变化点, 且波动幅度存在较大差异, 对于总产出的上述两个年度序列而言, 数据结构变化点可能发生在同一时间段, 这反映出长期体制变迁及经济周期的不同阶段对于相关序列数据结构的变化特征有着至关重要的影响和作用。季度 GDP 的递归残差波动最大值发生在 2005 年第 4 季度, 绝对数已超过 5% 临界值, 反映出该点可能是结构变化点, 究其原因是 2005 年 4 季度以来, 我国的钢铁、电解铝、水泥、电力、煤炭、纺织等 11 个行业均出现行业产能过度集中释放的问题, 在造成了巨大浪费的同时, 直接导致了企业利润增长回落、亏损额直线上升甚至企业关闭, 成为“十一五”期间我国经济面临的一个挑战, 因此 2006 年国家加强宏观调控, 政策效果显现, 经济增速适度回落。此外, 除了 2005 年第 4 季度, 波动较大的

点还发生在 2003 年第 3 季度、2004 年第 4 季度,它们也是可能的结构变化点。

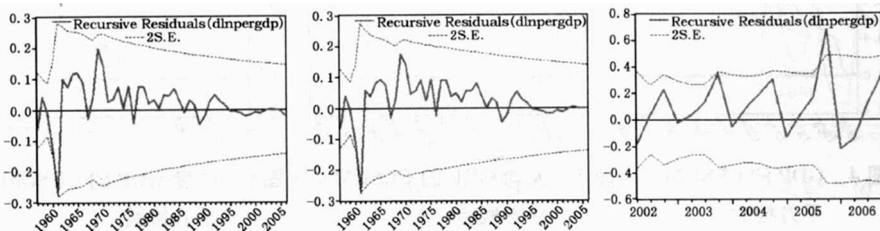


图 1 年度 GDP 递归残差 图 2 年度人均 GDP 递归残差 图 3 季度 GDP 递归残差

2. CUSUM 平方检验。该检验是在时间序列未知结构变化点前提下检验其序列是否发生结构变化的方法,CUSUM 平方检验统计量定义为  $S_t = \frac{\sum_{r=k+1}^t \omega_r^2}{\sum_{r=k+1}^n \omega_r^2}$ ,  $t=k+1, 2, \dots, n$ 。它主要基于递归残差进行计算。在回归参数具有稳定性前提下,且有  $E(S_t) = (t-k)/(n-k)$ ,这条直线从  $t=k$  的零点开始,到  $t=n$  的数值 1 结束。如果模型回归参数不稳定,将离开零均值线。在累计递归残差图中用一对 5% 的显著性曲线评价  $S_t$  值的偏离。如果  $S_t$  值到了 5% 显著性曲线以外,则表明模型回归参数不稳定,或者说残差的方差不稳定。我们使用 CUSUM 平方检验对总产出相关序列进行结构变化检验,结果分别由图 4—图 6 给出。图 4 和图 5 结果同时表明我国总产出在 1961—1995 年不稳定,CUSUM 平方统计量超出 5% 显著性曲线,表明此区间可能存在结构变化,这反映出我国总产出的结构变化点可能不是以孤立、而是以聚集成堆的形式存在的,进而说明我国不同时期制度变迁对于总产出序列的结构变化特征有着持久性影响,同时发现年度 GDP 的波动幅度大于人均 GDP 的波动幅度。从我国经济增长和经济周期波动及其结构变化的实际背景来讲,改革开放以前时期扩张持续性最强的一轮周期是 1963—1968 年,其扩张年份是 1963—1965 年,但是 1966 年爆发了“文化大革命”,经济扩张的势头戛然而止,GDP 增长率由上年的 17% 下降为 10.7%,1967—1968 年更是负增长,国民经济陷入深深的波谷。改革前后过渡时期的那一轮经济周期是 1977—1981 年,其中扩张阶段是 1977—1978 年,这两年国民经济得到了迅速恢复和增长,但是 1979—1981 年实行调整政策,各行业增长速度升降不一,这三年经济步入周期的收缩阶段。改革以来的 1987—1990 年时期,扩张年份是 1987 年、1988 年,但是由于 1988 年第四季度开始的治理整顿,1989—1990 年经济又步入收缩阶段,并陷入深深的波谷之中。1991—1999 年这一轮周期,扩张年份仅是 1991 年、1992 年这两年,1993 年就开始步入收缩阶段,此后持续 7 年下滑,这一轮周期成为扩张与收缩比率最低的一轮周期。

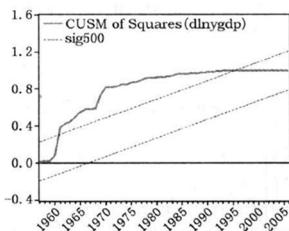


图 4 GDP 的 CUSUM 平方检验

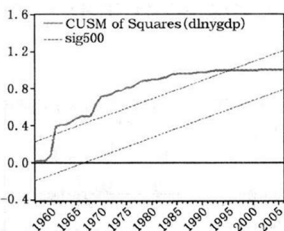


图 5 人均 GDP 的 CUSUM 平方检验

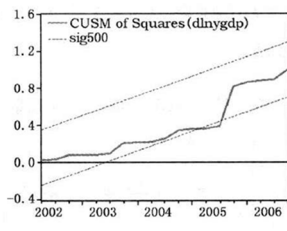


图 6 季度 GDP 的 CUSUM 平方检验

季度 GDP 的 CUSUM 平方统计量在 2005 年第 4 季度超出 5% 临界值下限,因此该点是可能存在的结构变化点,此外,2004 年第 3 季度至 2005 年第 3 季度,检验统计量比较接近 5% 临界值下限,也是可能的结构变化点,以上特征与前面递归残差所得结论基本一致。

3. 全样本信息下的 Chow 检验。假设总样本数量为  $n$ , 将其按时间顺序划分为样本容量为  $n_1$  和  $n_2$  ( $n_1 + n_2 = n$ ) 的两个子样本区间。分别估计整个样本时期的回归(有约束回归,记作 Restricted model)和两个子区间的回归(无约束回归,记作 Unrestricted model), 获取每个回归的残差平方和 RSS。现对原假设  $H_0$ : 模型参数稳定(即样本数据没有发生结构性变化)进行检验,

建立统计量  $F = \frac{[RSS_R + (RSS_1 + RSS_2)]}{(RSS_1 + RSS_2)} \times \frac{(n-2k)}{k} \sim F(k, (n-2k))$ , 其中:

$RSS_R$  是有约束回归的残差平方和;  $RSS_1$ 、 $RSS_2$  是无约束回归的子样本 1 和子样本 2 的残差平方和;  $k$  是回归模型解释变量个数。给定显著性水平  $\alpha$ , 如果检验统计量的  $F$  值大于相应  $F$  分布临界值  $F_\alpha(k, (n-2k))$ , 就拒绝原假设, 说明样本数据发生了结构性变化。为了考察总产出 2 阶自回归模型是否存在结构变化, 我们不考虑特定时点, 而是将所有时点都进行 Chow 检验。也就是先对前  $n_1$  个样本(其中  $k+1 \leq n_1 \leq n$ ) 进行回归估计, 再对全样本进行估计, 最后考察参数估计值是否稳定。图 7 至图 9 是年度 GDP、人均 GDP 和季度 GDP 的 Chow 检验 P 值, 图中  $dlnygdg-p$ 、 $dlnpergdg-p$  分别表示序列  $dlnygdg$ 、 $dlnpergdg$  的 Chow 检验 P 值,  $sig001$ 、 $sig005$ 、 $sig010$  分别表示 1%、5%、10% 的显著性检验水平。本文将 Chow 检验 P 值低于 10% 水平的点作为结构变化点, 可以看出, 年度 GDP 序列发生结构变化的点有 1962—1969 年、1979—1980 年、1987—1988 年、1993—1994 年; 人均 GDP 序列发生结构变化的点有 1962—1973 年、1977 年、2001 年、2003 年。1970 年以前, 人均 GDP 结构变化的 Chow 检验与 GDP 总量变化轨迹基本类似(见图 7、图 8), 随后二者的变化趋势出现了分叉。

在图 7 年度 GDP 序列中, 结构变化点与我国相应阶段所发生的各种制度

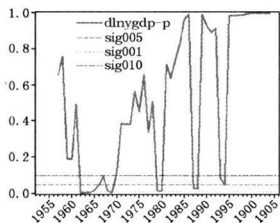


图 7 GDP 检验 P 值

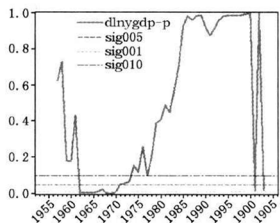


图 8 人均 GDP 检验 P 值

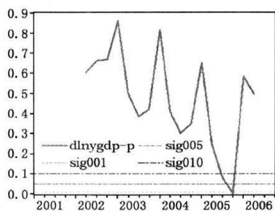


图 9 季度 GDP 检验 P 值

变迁有着密切的关系。20 世纪 50 年代初以来的 50 多年中,按照“谷—谷”法划分,我国经济增长已呈现出 10 轮周期。这 10 轮周期可以以 1981 年为界区分为改革前时期和改革以来时期,改革前历次经济周期的基本特征是波动幅度大,多次“大起大落”,从未出现过平稳特征,虽然多次出现高速度,但往往持续一两年,高速度就迅速下跌。20 世纪 80 年代以来的改革后时期,经济周期的波动幅度由剧烈转向平缓,周期也呈现出一些新特征,但是整个时期并未出现平稳和快速增长的特征。如 1987—1990 年这一轮周期,1987 年、1988 年经济高速增长,但 1989 年、1990 年增长率就迅速下降。1991—1999 年这一轮周期,1992 年 GDP 增长率高达 14.2%,但从 1993 年开始经济增长率就持续 7 年下滑。1991 年至 1993 年上半年,由于我国政府采取了顺应和促进经济回升与扩张的政策,1993 年上半年改革开放和现代化建设加快发展的热情空前高涨,全国出现了一片热气腾腾的景象。但是,由于原有高度集中的计划体制的弊端还没有完全消除,以往那种盲目扩张投资、竞相攀比速度等问题在新的情况下矛盾更为突出,导致经济总量失衡,引发通货膨胀。因此真正首次出现平稳和快速增长特征的时期是 1982—1986 年这一轮周期。就速度而言,1982—1986 年周期的增长速度还高于 2000 年以来时期,这一轮周期的扩张阶段 1982—1985 年 GDP 增长率平均高达 12.2%,明显高于 2000—2005 年时期。但是就平稳程度而言,1982—1986 年周期低于 2000 年以来时期,1982—1985 年最高点与最低点的增速落差为 6.1%,1984 年至 1986 年我国经济起伏较大,货币政策时紧时松,但是通货膨胀尚未发展到很严重程度,经济运行中的各种矛盾尚未激化。1987 年我国经济增长持续过热,货币供给增长过快,总需求与总供给之间的缺口越来越大。1988 年初政府对经济发展中出现的问题没有给予应有的重视,在应该采取适度“降温”措施之时却迟迟没有行动,致使 1988 年初出现了明显的通货膨胀,总产出出现了明显的结构变化特征。

图 8 人均 GDP 序列中的结构变化点为 1962—1973 年、1977 年、2001 年、2003 年。虽然我国年度 GDP 序列自 1997 年下半年迅速下滑,但是截至 2003 年一直没有发生结构性变化。这主要是因为虽然一方面自亚洲金融危机之后,我国各类物价增长出现连年持续下降,经济进入通货紧缩,直至 2003 年开

始攀升;但是另一方面,我国政府在宏观经济调控中“相机抉择”的经济政策显著影响了年度 GDP 序列的变化特征,积极的财政政策和稳健的货币政策保证了我国经济平稳快速增长,年度 GDP 序列并没有发生结构变化。相比较之下,人均 GDP 在 2001 年、2003 年发生了结构变化。2001 年我国首次突破人均 1 000 美元,人均 GDP 为 8 621 元/人(按当年汇率折算为 1 042 美元/人)。2001 年发生结构变化说明人均 GDP 达到 1 000 美元对我国来讲具有重要的经济学理论和现实政策意义,它反映了改革开放 20 多年来我国国民的富裕程度和生活水平有了显著的提高,发生了质的飞跃,说明我国经济发展已经从起飞阶段向加速发展阶段转变。图 9 季度 GDP 检验 P 值在 2005 年第 4 季度超过 5% 显著性水平界限,表明它是可能的结构变化点,这验证了前文的分析结论。

### 三、总产出含有内生结构变化点的单位根检验及其平稳性分析

前面各种检验存在的一个显著问题便是要求结构变化点是外生的,同时由于样本之间相互影响和干扰,就可能出现经过检验出来的结构变化点并没有真正发生结构变化,而没有检测出的样本却发生了(即“污染现象”)。近年来研究不断发现内生法产生的结论的正确率高于将结构变化点作为已知的检验结论,因此内生法更受到重视。目前对于内生结构变化点的单位根检验方法主要有 Zivot、Andrews(1992)提出的 Z-A 法,Lumsdaine 和 Papell(1997)提出的单个结构变化点未知条件下的退势法,在已有文献的基础上,Strazicich、Lee(2004)进一步提出的多个结构变化点未知条件下的退势法具有较好的检测效力。

前面检验初步发现我国总产出各个序列中可能不止存在着一个结构变化点并且发生时间事先未知,因此本文首先使用 Lumsdaine 和 Papell(1997)方法对每一个样本点分别退势,将其系数检验 t 值在 10% 水平下显著的样本点作为可能的结构变化点,然后在此基础上再使用 Lee、Strazicich(2003、2004)内生的具有多个结构变化点检验模型对时间序列退化趋势,最后对退势后的残差进行单位根检验,以此获得结构变化点发生的时间及其大小。

(一)具有内生结构变化点的检验方法。Lumsdaine 和 Papell(1997)提出的适于内生性结构变化的单位根检验法,其原理是在结构变化点未知的条件下,先用  $y_t = \mu + \alpha t + \beta DU_t + \gamma DT_t + \epsilon_t$  对结构变化变量的截距和时间趋势项退势, $DU_t$  和  $DT_t$  分别是趋势方程在时间 TB 上发生均值漂移和趋势变化时相对应的结构变化点虚拟变量,其中: $DU_t = 1(t > TB)$ , $DU_t = 0(t \leq TB)$ ;  $DT_t = t - TB(t > TB)$ , $DT_t = 0(t \leq TB)$ 。然后用退势的残差序列进行 ADF 检验得到一阶滞后项显著性检验统计量  $t(\rho)$ 。对所有可能的结构变化点 TB 重复上述步骤,再在所有的  $t(\rho)$  中选出最小值(即  $\min[t(\rho)]$ )与相应的临界值比较,若大于临界值,则原序列是具有结构变化的单位根过程;若小于临界值,则

原序列是趋势结构变化的平稳过程。Lee、Strazicich(2004)基于以上思路提出了多个内生结构变化点单位根检验模型:假设序列中具有  $m$  个结构变化点  $TB_i(i=1,2,\dots,m)$ ,如果允许结构变化点同时出现在截距和趋势项上,则  $Z_t = [1, t, DU_{1t}, \dots, DU_{mt}, DT_{1t}, \dots, DT_{mt}]'$ 。其中:  $DU_{1t}, \dots, DU_{mt}$  分别是在时间  $TB_i(i=1,2,\dots,m)$  上发生均值漂移时对应的虚拟变量,  $DT_{1t}, \dots, DT_{mt}$  分别是在相应时间上发生趋势变化时对应的虚拟变量,且  $DU_{1t} = 1(t > TB_1), \dots, DU_{mt} = 1(t > TB_m), DT_{1t} = (t - TB_1)(t > TB_1), \dots, DT_{mt} = (t - TB_m)(t > TB_m)$ 。不同时间的结构变化点虚拟变量是否进入  $Z_t$  向量取决于各自变量的显著性程度,如前步骤对所有可能结构变化点同时进行退势检验即可。为了深入分析总产出的结构变化特征,我们首先对每一个样本点进行退势以便获得可能的结构变化点集合,然后对该集合中的样本点各种可能排列组合进行检验,选择所有退势残差序列中的最小检验统计量  $t(\rho)$  所对应的  $TB_i(i=1,2,\dots,m)$  作为结构变化点出现的时间。

(二) 检验结果。

表1 lnygdp 序列每一个样本点退势截距项 DU 和趋势项 DT 系数及其显著性

年份	DU ; DT	年份	DU ; DT	年份	DU ; DT
1953	-0.30(-1.6); -0.07(-0.3)	1971	-0.08(-1.5); 0.04(9.9***)	1989	0.22(2.8**); 0.03(4.4***)
1954	-0.31(-1.8); -0.02(-0.1)	1972	-0.08(-1.5); 0.04(10.5***)	1990	0.24(3.1***); 0.03(3.7***)
1955	-0.31(-2.0*); 0.00(0.0)	1973	-0.08(-1.5); 0.04(11.0***)	1991	0.28(3.4***); 0.02(3.0***)
1956	-0.37(-2.7**); -0.01(-0.2)	1974	-0.07(-1.3); 0.04(11.6***)	1992	0.30(3.4***); 0.02(2.3**)
1957	-0.40(-3.2***); -0.01(-0.2)	1975	-0.06(-1.1); 0.04(12.0***)	1993	0.31(3.3***); 0.02(2.8**)
1958	-0.50(-4.7***); -0.02(-1.9*)	1976	-0.02(-0.4); 0.04(12.3***)	1994	0.30(3.0***); 0.02(1.4)
1959	-0.58(-6.9***); -0.02(-0.9)	1977	0.01(0.2); 0.04(12.5***)	1995	0.29(2.7**); 0.02(1.1)
1960	-0.61(-9.8***); -0.01(-0.9)	1978	0.04(0.7); 0.04(12.4***)	1996	0.28(2.3**); 0.02(0.9)
1961	-0.48(-7.0***); 0.02(1.4)	1979	0.06(1.2); 0.04(12.1***)	1997	0.26(2.0*); 0.02(0.8)
1962	-0.33(-4.5***); 0.04(3.2***)	1980	0.09(2.7**); 0.04(11.7***)	1998	0.24(1.7); 0.02(0.7)
1963	-0.22(-3.0***); 0.04(4.5***)	1981	0.13(2.4**); 0.04(11.2***)	1999	0.23(1.5); 0.02(0.6)
1964	-0.18(-2.5**); 0.05(5.4***)	1982	0.16(3.0***); 0.04(10.5***)	2000	0.22(1.3); 0.02(0.4)
1965	-0.18(-2.6**); 0.05(6.0***)	1983	0.19(3.5***); 0.04(9.6***)	2001	0.22(1.1); 0.02(0.3)
1966	-0.19(-3.0***); 0.04(6.6***)	1984	0.21(3.6***); 0.03(8.6***)	2002	0.23(1.0); 0.02(0.2)
1967	-0.16(-2.6**); 0.04(7.5***)	1985	0.21(3.5***); 0.03(7.5***)	2003	0.23(0.8); 0.01(0.1)
1968	-0.09(-1.6); 0.05(8.4***)	1986	0.22(3.4***); 0.03(8.6***)	2004	0.24(0.6); 0.01(0.1)
1969	-0.07(-1.1); 0.05(9.0***)	1987	0.22(3.2***); 0.03(5.8***)	2005	0.22(0.5); 0.01(0.1)
1970	-0.08(-1.3); 0.04(9.5***)	1988	0.21(2.9**); 0.03(5.1***)		

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的水平下拒绝原假设(原假设为该变量不显著)。括号中数值为  $t$  统计量。DU 和 DT 分别是各样本点退势所对应的截距和趋势项虚拟变量的系数。

进行多个内生结构变化点的单位根检验之前,我们首先通过作图发现总产出的 lnygdp 序列在 1962—1969 年、1979—1980 年、1987—1988 年、1993—1994 年左右都有比较大的“跳跃”,这种大的结构变化可能源于总量序列扰动项的冲击,因此,若没有考虑结构变化的单位根检验结果就很可能是错误的。对于总产出这个变量而言,是否存在结构变化对于政府制定政策具有重大意义,这是因为总产出服从具有结构变化的分段趋势平稳的结论对宏观经济运行的预测、长期经济体制变迁和短期经济稳定措施是否有效具有重要启示作用,若总量为非平稳,每一个冲击都可能改变总量的增长路径。因此,政策主

导下的体制变迁、结构改革等,由于其对总量增长路径的影响可能会被其他一些随机冲击所抵消掉,因而变得无效。在考虑了结构变化点后,所有检验结果如表 1 至表 6 所示,本文将各表中截距项 DU 和趋势项 DT 系数在 10% 水平下都显著的点作为可能结构变化点(选择不同的显著性水平标准会影响到结构变化点的个数判断,在此本文未讨论 5%、1% 水平下的情况)。表 1 表明 lnygdp 序列包含的可能结构变化点及其区间有 1958 年、1962—1967 年、1980—1993 年;表 2 lnpergdp 序列包含的可能结构变化点有 1962—1974 年、1980—1993 年、2001 年;表 3 lnqgdp 序列包含的可能结构变化点是 2005 年第四季度,同时季度 GDP 的单位根检验原假设在 5% 的水平下被拒绝,意味着它是含有 1 个结构变化点的分段趋势平稳过程,这预示着并不是所有的冲击,而只是足够大的冲击才能对总量产生持久性的影响,其作用将一直持续到下一个大的冲击发生为止。这表明宏观政策至少在一段时间内,对于改变总量的增长路径是有效的。

表 2 lnpergdp 序列每一个样本点退势截距项 DU 和趋势项 DT 系数及其显著性

年份	DU ; DT	年份	DU ; DT	年份	DU ; DT
1953	-0.34(-1.6); -0.06(-0.2)	1971	-0.14(-2.7**); 0.05(11.8***)	1989	0.24(3.1***); 0.04(5.3***)
1954	-0.34(-1.8); -0.01(-0.1)	1972	-0.13(-2.6**); 0.05(12.8***)	1990	0.24(3.1***); 0.03(3.7***)
1955	-0.35(-2.0**); 0.00(0.0)	1973	-0.12(-2.5**); 0.05(13.9***)	1991	0.30(3.6***); 0.03(3.6***)
1956	-0.40(-2.6**); -0.01(-0.1)	1974	-0.10(-2.1*); 0.05(14.8***)	1992	0.32(3.6***); 0.03(2.9**)
1957	-0.43(-3.1***); 0.00(0.0)	1975	-0.08(-1.7); 0.05(15.5***)	1993	0.33(3.4***); 0.03(2.3**)
1958	-0.52(-4.3***); -0.01(-0.3)	1976	-0.03(-0.7); 0.05(16.0***)	1994	0.33(3.2***); 0.02(1.8)
1959	-0.59(-6.1***); -0.01(-0.5)	1977	0.01(0.2); 0.05(16.2***)	1995	0.32(2.8**); 0.02(1.5)
1960	-0.63(-8.2***); -0.01(-0.4)	1978	0.04(0.8); 0.05(16.0***)	1996	0.30(2.4**); 0.02(1.2)
1961	-0.51(-6.6***); 0.02(1.4)	1979	0.07(1.5); 0.05(15.7***)	1997	0.29(2.1*); 0.02(1.0)
1962	-0.38(-4.7***); 0.04(3.0***)	1980	0.10(2.1*); 0.05(15.0***)	1998	0.27(1.8); 0.02(0.9)
1963	-0.28(-3.6***); 0.05(4.2***)	1981	0.14(2.9**); 0.04(14.3***)	1999	0.26(1.6); 0.03(0.7)
1964	-0.25(-3.3**); 0.05(5.1***)	1982	0.18(3.6***); 0.04(13.4***)	2000	0.25(1.4); 0.03(0.6)
1965	-0.25(-3.6***); 0.05(5.8***)	1983	0.20(4.1***); 0.04(12.4***)	2001	0.25(2.2**); 0.03(2.5**)
1966	-0.26(-4.2***); 0.04(6.7***)	1984	0.23(4.2***); 0.04(10.7***)	2002	0.26(1.1); 0.03(0.3)
1967	-0.23(-3.9**); 0.05(7.9***)	1985	0.23(3.9***); 0.04(9.3***)	2003	0.27(0.9); 0.03(0.2)
1968	-0.17(-2.9**); 0.05(9.0***)	1986	0.24(3.8***); 0.04(8.0***)	2004	0.27(0.6); 0.03(0.1)
1969	-0.14(-2.4**); 0.05(9.9***)	1987	0.24(3.5***); 0.04(7.0**)	2005	0.27(0.5); 0.02(0.1)
1970	-0.14(-2.6**); 0.05(9.8***)	1988	0.23(3.1***); 0.04(6.1***)		

表 3 lnqgdp 序列每一个样本点退势截距项 DU 和趋势项 DT 系数及其显著性

季度	DU ; DT	季度	DU ; DT
2001.2	-0.11(-0.6); -0.10(-0.4)	2004.1	-0.03(-0.2); 0.04(1.7)
2001.3	-0.16(-0.9); -0.05(-0.4)	2004.2	0.00(0.0); 0.03(1.6)
2001.4	-0.31(-1.9); -0.07(-0.9)	2004.3	0.02(0.1); 0.03(1.4)
2002.1	-0.11(-0.7); 0.02(0.3)	2004.4	-0.12(-0.7); 0.05(1.8)
2002.2	-0.09(-0.6); 0.02(0.5)	2005.1	0.05(0.3); 0.04(1.1)
2002.3	-0.09(-0.6); 0.02(0.7)	2005.2	0.19(1.1); 0.02(0.4)
2002.4	-0.19(-1.3); 0.02(0.6)	2005.3	0.40(2.3*); -0.04(-0.8)
2003.1	-0.07(-0.5); 0.03(1.2)	2005.4	-0.20(-2.9**); 0.10(2.1*)
2003.2	-0.02(-0.1); 0.03(1.5)	2006.1	-0.17(-0.6); 0.13(1.1)
2003.3	-0.01(-0.1); 0.03(1.5)	2006.2	-0.26(-0.7); 0.27(1.1)
2003.4	-0.14(-1.0); 0.03(1.6)	2006.3	-0.24(-0.6); 0.03(0.7)

表 4 给出了总产出相关序列在对诊断出的多个结构变化点进行退势后残差序列的单位根检验结果。平稳性检验结果显示,在考虑结构变化点的情况

下拒绝所有总产出序列是非平稳的,年度 GDP 和人均 GDP 的单位根检验原假设可以在 1% 的显著性水平下被拒绝,意味着这两个总量服从围绕着多个结构变化点的分段趋势平稳过程。该结论对于短期宏观经济稳定政策的有效性具有重要启示,它说明各种随机冲击产生影响的持久性会减弱,因此,短期宏观经济稳定政策是值得应用的。同时分段趋势平稳的结论对于研究总产出与其他总量间的因果关系也具有重要启示。绝大多数研究都采用差分来消除趋势进而通过协整分析来说明总产出与其他总量间的因果关系。但是,本文关于总产出的时序列是服从分段趋势平稳过程的结论显示这些研究存在模型设定错误。表 5 给出了对于总产出的三个序列结构变化点最终诊断结果,由表可知 lnygdp 序列发生结构变化点的时间有 6 个,分别为 1958 年、1963 年、1966 年、1980 年、1988 年、1993 年,在 1988 年只是发生了均值漂移,而没有出现时间趋势项,相比之下,其他年份结构变化则均发生了以上两种效应。lnpergdp 序列结构变化点的时间为 1962 年、1984 年、2001 年,并且截距项和时间趋势项都在 10% 水平下显著。进入 21 世纪以来,lnqgdp 序列在 2005 年第 4 季度发生了结构变化。从结构变化点虚拟变量的系数值及其显著性水平来看,每次冲击对宏观经济运行产生了不同的影响,发现存在以下主要特点:

表 4 总产出相关序列退势残差单位根检验结果

	Res-lnygdg	Res-lnpergdp	Res-lnqgdp
差分次数	0	0	0
min[t(ρ)]	-6.90***	-6.57***	-1.99**
临界值			
1%显著性水平	-2.61	-2.61	-2.69
5%显著性水平	-1.95	-1.95	-1.96
10%显著性水平	-1.61	-1.61	-1.61

注:Res-lnygdg、Res-lnpergdp、Res-lnqgdp 表示 lnygdp、lnpergdp、lnqgdp 序列对检验出的结构变化点退势后的残差序列。

表 5 总产出相关序列具有多个内生结构变化点检验结果

lnygdg 序列												
结构变化点时间	1958 年		1963 年		1966 年		1980 年		1988 年		1993 年	
	DU	DT	DU	DT	DU	DT	DU	DT	DU	DT	DU	DT
	0.22 (3.6***)	-0.19 (-9.6***)	0.15 (1.9*)	0.22 (5.9***)	-0.12 (-2.4*)	-0.06 (-1.9*)	-0.06 (-1.9*)	0.04 (5.4***)	-0.12 (-2.3*)	-	0.06 (1.8*)	-0.02 (-1.9*)
lnpergdp 序列												
结构变化点时间	1962 年		1984 年		2001 年							
	DU	DT	DU	DT	DU	DT						
	-0.17 (-2.7**)	0.02 (1.9**)	0.13 (2.39**)	0.03 (6.0***)	-0.04 (-1.9*)	0.01 (2.0*)						
lnqgdp 序列												
结构变化点时间	2005 年 4 季度											
	DU	DT										
	-0.20 (-1.9*)	0.10 (2.2*)										

注:括号中数值为相应变量系数的 t 检验值。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上拒绝原假设(原假设为该变量不显著)。“-”表示该变量不显著。

第一,大部分结构变化点的出现或多或少都是以聚集成堆的形式出现(lnygdP 序列中尤为显现),它们之间存在深刻的内在联系,孤立的结构变化点不是我国总产出序列的主要特征,诊断出的结构变化点经常成群出现,究其原因可能是序列的波动关联性和 ARCH(波动聚类)现象。从 lnygdP 和 lnpergdP 的时间轨迹变化图可以看出它们具有类似的波动模式,并且波动过程中的峰和谷的位置基本对应,同时以上两个序列又分别在 1962 年、1963 年相近两年发生了结构变化,这暗示着相关的结构变化点可能是由共同的原因所造成。

第二,许多结构变化点发生在经济周期中商业循环的转变处或衰退期,年度 GDP 结构变化点发生在 1958 年、1963 年、1966 年、1980 年、1988 年、1993 年。究其原因,主要是因为 1958 年发生的“大跃进”产生的“浮夸风”,1961—1963 年发生的自然灾害以及 1966 年的文化大革命等众多原因所造成。1980 年出现结构变化点主要是因为自 1978 年改革开放以来,我国生产力水平得到了显著提高,年度 GDP 序列发生结构变化,出现均值漂移和时间趋势的显著影响。1988 年我国出现了较为严重的通货膨胀,经济总量发生了结构变化。1993 年的结构变化点主要以孤立形式出现(即 1993 年之后没有诊断出结构变化点),这是因为自 1992 年以来我国开始实行社会主义市场经济体制,总产出相关序列或多或少均发生一定程度的异常,但是这种影响大多数只是暂时存在,它们并没有在以后连续若干年发生系统性变化。人均 GDP 序列在 1962 年、1984 年、2001 年也发生了结构变化。因此总体而言,我国总产出序列中结构变化点的出现大多数与各种历史因素以及外部冲击有关。

第三,总的来看,我国总产出序列结构变化点出现的主要类型是聚集成堆的形式,总产出年度序列在我国较为重要的体制转变时期从其绝对水平上发生了均值漂移。同时对于每个时期所发生的结构变化程度来讲,它们大多数呈现随机波动,而不是指数衰减直至消失。

#### 四、主要结论及政策建议

本文通过多种稳定性检验方法、含有内生结构变化点的单位根检验方法,对我国 1952—2005 年的总产出动态结构变化特征进行了全面的诊断和分析,得到以下主要结论:

1. 我国总产出动态波动路径在不同历史时期表现出多次明显的结构变化特征。这说明随着我国经济结构改革的不断深化和宏观经济调控手段的逐步完善,总产出系统内某些经济参数产生了明显的变化,从而发生了结构变化。在 10% 检验水平下,实际年度 GDP 结构变化发生在 1958 年、1963 年、1966 年、1980 年、1988 年、1993 年,通过考虑结构变化点的平稳性检验,我们进一步验证了这个事实。人均产出结构变化发生在 1962 年、1984 年、2001 年。21 世纪以来 GDP 季度增长率在 2005 年第 4 季度发生了一次结构变化,

这是因为在这一时期,我国的钢铁、水泥、电力等 11 个行业均出现产能过度集中释放的问题,2006 年国家加强宏观调控,经济增长速度适度回落。这深刻说明长期体制变迁和短期宏观经济政策对我国总产出结构变化特征产生了至关重要的影响,制定相关经济政策必须要认识并考虑到经济系统发生结构变化的时间和大小,这样才能更加有效、合理地加强宏观经济调控,进而起到良好效果,这对于加强和改善我国宏观经济政策管理具有重要的实际意义。

2. 虽然我国在 1984 年至 1986 年经济起伏较大,并曾发生较快的物价上涨,但各种结构变化点估计和稳定性检验的结果表明在此期间年度 GDP 不存在结构变化。1970 年以前,人均 GDP 结构变化的 Chow 检验与 GDP 总量变化轨迹基本类似,随后二者的变化趋势出现了分叉。改革开放之后,总产出结构变化点主要出现在 20 世纪八九十年代初、中期,虽然我国年度 GDP 自 1997 年下半年迅速下滑,但是截至 2003 年一直没有发生结构变化。这主要是因为我国政府在宏观经济调控中“相机抉择”的经济政策显著影响了总产出的变化特征。相比较之下,人均 GDP 在 2001 年发生了结构变化。2001 年我国首次突破人均 1 000 美元,这对我国来讲具有重要的经济学理论和现实政策意义,它反映了改革开放 20 多年来,我国国民的富裕程度和生活水平有了显著的提高,并发生了质的飞跃,也进一步说明我国经济发展已经从起飞阶段向加速发展阶段转变。

3. 总产出具有结构变化的分段趋势平稳过程的结论对于短期宏观经济稳定政策的有效性具有重要启示,它说明冲击产生影响的持久性会减弱。因此,短期宏观经济稳定政策是值得应用的,它预示着并不是所有的冲击,而只是足够大的冲击才能对这些总量产生持久的影响。因此,致力于改变经济基本面的结构改革就能够改变总量的增长路径,其作用将持续到下一个大的冲击为止。分段趋势平稳的结论对于研究总产出与其他总量间的因果关系也具有重要启示。已有研究通常采用差分法来消除总产出非平稳性,进而通过协整分析来说明总产出与其他总量间的因果关系。但是,本文关于总产出服从分段趋势平稳过程的结论显示这些研究存在模型设定错误,建立在差分平稳基础上的研究成果也缺乏可信度。

需说明的是,限于篇幅,本文只考虑了在 10% 水平下结构变化点的个数判断,后续的研究中还应当考虑 5%、1% 水平下的情况,综合所有数据结果才能得到更加稳健的结论。

参考文献:

[1]周建.基于随机方差模型的中国宏观经济统计数据结构变化分析[J].中国管理科学,2006,(1):128—135.  
[2]李子奈.宏观经济统计数据结构变化分析及其对中国的实证[J].经济研究,2005,(1):15—27.

- [3]周建.数据质量诊断理论方法及其应用[M].上海:上海财经大学出版社,2005.
- [4]Benati L. Structural breaks in inflation dynamics[J]. *Computing Economics and Finance*,2003,(10):153—169.
- [5]Gadea M D,Sabate M,Serrano J M. Structural break and their trace in the memory inflation rate series in the long-run [J]. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 2005,(14):117—134.
- [6]Colin M. Diagnostic in time series[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 2005,(9):1091—1093.
- [7]梁琪,滕建州.我国总产出的动态特征研究[J].*数量经济技术经济研究*,2006,(6):55—61.
- [8]Lee J,Strazicich M. Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks[J].*Review of Economics and Statistics*,2003,(85):1082—1089.
- [9]Lee J, Strazicich M. Unit root test with structural break[R]. 2004, Working Paper, Appalachian State University.

## The Studies of Dynamic Structure Changes and Statistical Tests on China's Aggregate Output Fluctuating Path between 1952 and 2005

ZHOU Jian

(*School of Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China*)

**Abstract:** The paper studies the dynamic fluctuating path of China's aggregate production by using various methods of parameter stability test. The results show that the series of China's aggregate output is obviously featured by structure changes, and then we get the estimated structure change point of aggregate output. With the real macro economy in China, the paper adopts unit root test method that embodies endogenous variables and analyzes the dynamic features of aggregate output from 1952 to 2005. It finds that the series of China's aggregate output is a series of piecewise trend stationary centering on multiple structure change points and points out the precise structure change time of aggregate output since 1952. The above conclusions have significant enlightenment for us in increasing the efficiency of long-term economic development strategies and short-term economic stable measures led by economic forecast and policies, improving the macroeconomic management policy level and studying the causality relationships between aggregate output and other variables.

**Key words:** econometric model; aggregate output; structure changes; fluctuating path; piecewise trend stationary (责任编辑 许柏)