

中国实际 GDP 序列的非对称性度量 and 统计检验

刘金全

(吉林大学 数量经济研究中心, 吉林 长春 130021)

摘要:通过引进表示经济衰退的解释变量,我们检验了中国实际季度 GDP 序列当中存在的非对称性,说明这些非对称性主要是由模型的非线性结构形成的。实际 GDP 序列当中的非对称性表明随机扰动在经济周期的不同阶段具有不同的持续性和波动性,因此顺周期与反周期的经济政策具有不同的作用效果。

关键词:经济周期;非对称性;经济政策

中图分类号:F037.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2002)01-0070-06

一、引言

从 20 世纪 80 年代中后期开始,西方主要国家的经济运行已经从“滞涨”的困境中解脱出来,并且出现了“低增长、低通胀、低失业”的“三低”经济运行现象。新古典经济学在理性预期假设下研究“滞涨”成因的扩展菲力普斯曲线理论,以及围绕自然率水平下的“奥肯定律”等名义变量水平下的替代关系,开始受到了新的挑战。但是,就在新凯恩斯经济学在名义粘性和实际粘性假设下,通过市场非完全性、协作失败、菜单成本和效率工资等一系列微观假设对凯恩斯经济学的微观基础进行改进,试图以此重新利用需求理论解释经济运行出现的新困难时,进入 21 世纪以后美国和日本等一些国家在低通货膨胀下又出现了新的经济收缩,这又给凯恩斯经济学的政策理论带来了很大困惑。中国的宏观经济运行,从 1996 年实现了“软着陆”以后,也开始进入了一轮经济周期界限模糊的平衡增长阶段,这个期间的实际 GDP 年增长率基本上围绕着 8% 左右进行了窄幅徘徊,同以前曾经出现的显著经济波动形成了鲜明的对比,这也给经济周期分析和宏观经济政策操作带来了新的问题(刘树成,2000 年)。

这些国内外不同时期的经济运行态势说明,宏观经济运行存在着周期阶段过程中的差异性。即使存在着可以区分的经济周期,那么经济周期不同阶段的性质也不会随着时间进行完整的复制,经济舞台上气势磅礴的演出,虽然永远不会缺少需求和供给的主角,但是从来就不是一成不变的重演。经济现象永远不断地推陈出新,始终在促进经济理论的发展来对经济现象进行理解和诠释。经济运行态势和经济理论发展的不规则变化,其主要原因之一就是发展轨迹当中存在着一定程度的非对称性,因此对非对称性的度量、检验和解释一直是监测和分析宏观经济形势和检验经济理论的重要内容。

如果经济周期是对称的,那么可以从经济周期扩张期的性质来对比经济周期收缩期的性质,可以从经济周期峰顶的性质来推断经济周期谷底的性质。在经济周期扩张期采用的制止经济过热的经济收缩政策,可以在经济收缩期改变其政策方向,进而作为扩张政策来促使经济回升。经

收稿日期:2001-10-16

基金项目:国家自然科学基金项目(79900025)、社会科学基金项目(00CJY003)和教育部人文社会科学重点研究基地重大课题项目(2000ZDXM790009)。

作者简介:刘金全(1964—),男,黑龙江密山人,吉林大学数量经济研究中心理论研究室教授,经济学博士,博士生导师。

济周期的对称性意味着经济政策作用的对称性,经济政策的扩张和收缩在方向上可以顺周期和反周期调控经济运行;如果经济周期是对称的,那么一些体现经济周期特征的主要宏观经济变量的时间序列也是对称的,因此可以利用线性时间序列模型进行描述,因为线性变换不会改变原来时间序列和概率分布的对称性。因此,在经济周期对称性假设下,往往使用线性宏观计量模型和时间序列模型。

但是,如果经济周期是非对称的,则在上述经济政策操作和模型方法当中均存在一定的欠缺,特别是当经济变量时间序列存在非对称性时,那么利用线性时间序列模型则存在一定的失误和偏差。这是因为非对称性的主要来源是经济变量结构和影响之间的非线性,因此利用线性结构描述非线性行为显然是不合适的。Beaudry 和 Koop(1993)首先在线性模型当中引入了非线性成分,即在随机游动模型当中引入了依赖经济周期状态的位移成分,发现了经济当中的正向冲击和反向冲击对于位移作用具有显著的差异,这正是一种实际产出行为的非对称性体现,并由此引发了大量关于实际产出序列的非对称性研究。

关于实际产出序列当中出现的非对称性,目前还有两种基本观点和统计检验。一个是 Blanchard(1981)提出的经济周期具有趋势性重复的基本特征。他认为实际产出序列当中除了形成周期波动的自回归成分以外,还有形成非对称性的趋势水平,特别是时间趋势成分,因此围绕着时间趋势进行异方差扰动的实际产出序列便体现出非对称性来。另一个是 Campel 和 Mankiw(1987)提出的经济周期具有持久性重复的基本特征。他们认为驱动经济周期和经济波动的是一种来自需求方面和供给方面的持久成分,经济运行受到了各种扰动和冲击的持久影响,非对称性体现的是时间序列的整体特征,而不仅仅是局部特征。除了这两种基本观点以外,Beverage 和 Nelson(1981)给出了趋势水平的 B-N 分解,Stock 和 Watson(1989)提出了经济周期状态变量转移的离散马氏过程方法,这些方法均是通过时间序列分解来检验扰动成分作用的非对称性。除了趋势分解方法以外,Daniel(1993)采用偏移统计量直接检验实际产出序列的非对称性,并且可以利用这种方法检验实际产出非对称性的持续程度和基本类型(刘金全、范剑青,2001年)。为了检验非线性来源,Beaudry 和 Koop(1993)(下面简称为 BK 模型)在线性模型当中引入了“衰退变量”,通过检验它的显著性来判断非对称性的显著程度,BK 模型与 B-N 分解、状态转移和门限回归等方法结合,可以推广基本的非对称性检验方法。

针对经济周期当中非对称性存在的特征和方式,在本文当中我们定义和使用了三种不同的衰退变量:持久衰退、平均衰退和门限衰退(threshold recession),利用这些非线性变量来代表非对称性形成的原因,并且利用 BK 方法对其进行检验,为了增加 BK 模型统计结论的稳健性,我们也采用了 Granger 影响关系检验对 BK 模型的结论进行了分析,并且得到了基本一致的结论。我们注意区分了总量上的非对称性程度和增量上的非对称性,从而可以判断影响经济存量和影响经济增量(流量)的经济政策作用方式之间的差别,并且将实际产出序列当中的非对称性同经济政策的非对称效果联系起来。

二、BK 模型的估计和非对称性检验

我们首先给出检验实际产出序列当中非对称性的 BK 模型。假设 y_t 表示实际 GDP 季度序列的对数变换,则一阶差分 Δy_t 表示对应的顺序增长率(在下面的检验当中以同比增长率代替 Δy_t),BK 模型是含有外生解释变量的 ARMA 模型:

$$\Phi(L)\Delta y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i z_{t-i} + \Theta(L)\varepsilon_t$$

其中 $\Phi(L)$ 和 $\Theta(L)$ 分别是 p 阶和 q 阶的滞后算子多项式, ε_t 是方差 σ^2 的白噪声序列。 z_t 表示序列 y_t 当中出现的衰退程度。为了度量经济运行到某个时点的衰退程度,Hess 和 Iwata(1997)使用了绝对衰退程度: $z_{1t} = m_{1t} - y_t$, $m_{1t} = \max\{y_s, s \leq t\}$ 。 m_{1t} 表示时间序列历史上出现的

最高峰值,因此 z_{1t} 表示当前实际产出同最高峰相比的衰退程度,这是在截止时刻 t 为止形成的绝对衰退。图 2 给出了我国经济在 1992 年 1 季度至 2000 年 3 季度期间的绝对衰退曲线。对比图 1 给出的实际 GDP 的季度同比增长率(数据来源为《中国统计年鉴》和《中国人民银行统计月报》),绝对衰退曲线同实际 GDP 增长曲线形成反向对称,在 1995 年 2 季度同比增长 63.6% 的峰值出现以后,这个峰值的影响一直持续下来,形成了以后的高位衰退。

当时间变量数据当中出现奇异值以后,使用绝对衰退变量度量非对称性将具有太强和太长的记忆性。为此,我们使用门限衰退变量度量有限的衰退记忆程度,这里的门限意味着衰退的比较区间是有限的,在门限以外的情形不加以对比。这时定义门限内的峰值为: $m_{2t} = \max\{y_s, t-r \leq s \leq t\}$, 定义门限衰退变量为: $z_{2t} = m_{2t} - y_t$, 其中 r 表示衰退比较的门限区域,一般我们取 $r=4$, 即允许在一年的范围内进行波动程度的比较。图 3 给出我国实际 GDP 季度同比增长率当中的门限衰退程度,从图中可以看出,从 1996 年经济实现“软着陆”以后,经济当中只出现有限的衰退,这是因为经济开始出现了长期平衡增长的缘故。

注意到上述度量的衰退程度不能表示出“经济繁荣”,只有当衰退变量为零的时候,才表示经济发展处于局部峰值或者在高峰水平上的持续。为了表示非对称性当中经济的局部扩张(即衰退变量是负值),我们定义在整体范围内的平均衰退程度为: $z_t = m_{3t} - y_t$, 其中 m_{3t} 是样本均值: $m_{3t} = (\sum_{i=1}^T t_i) / T$ 。图 4 给出了平均衰退程度的变化趋势,其中从 1996 年 4 季度开始出现衰退,但一直比较平缓,保持同均值水平基本相同的距离,这也体现了目前经济运行一定程度的稳定性。

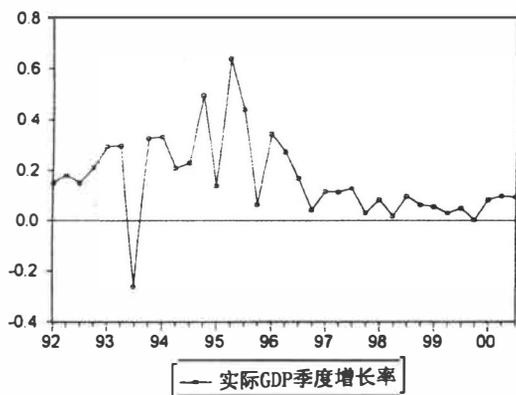


图 1 实际 GDP 的季度同比增长率

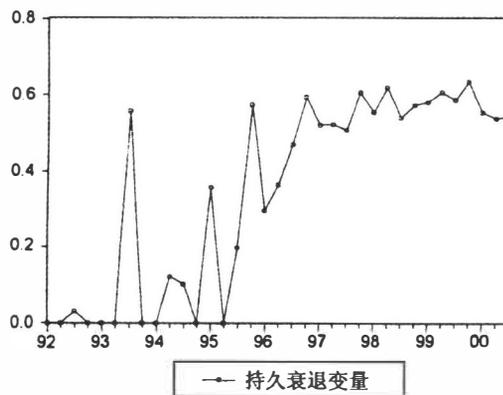


图 2 实际 GDP 增长率中的持久衰退程度

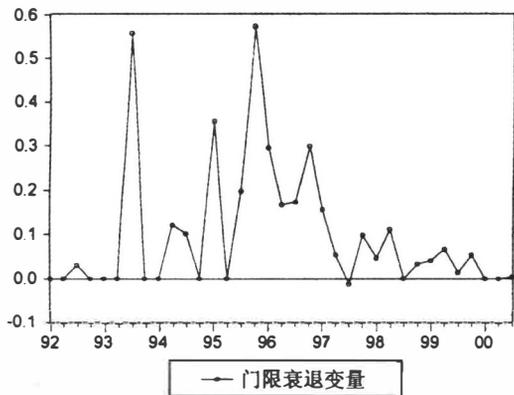


图 3 实际 GDP 增长率中的门限衰退程度

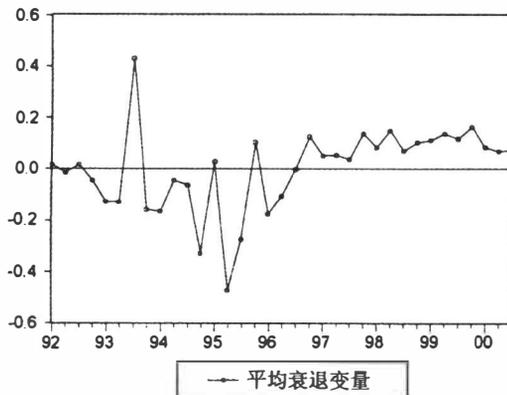


图 4 实际 GDP 增长率中的平均衰退程度

为了说明 BK 模型在检验非对称性中的作用,假设我们取 $\Phi(L)=\Theta(L)=1, l=1, z_t=z_{1t}$, 则模型简化为: $\Delta y_t=\alpha+\beta z_{1t-1}+\epsilon_t$, 如果在上述模型当中假设 $\beta=0$ 成立, 则增长率序列服从具有位移的随机游动, 这时除了位移形成的线性趋势以外, 序列当中没有非对称性成分; 但是如果 $\beta \neq 0$, 则前期衰退当中的正向或者反向冲击对于增长率序列具有不同的影响, 从而增长率序列当中出现了非对称性。需要注意的是, 这时增长率当中的非对称性, 也就是总量当中非对称性的持续作用, 它能够进一步放大总量当中的非对称成分。假设 $\beta>0$, 则发生的反向冲击 $\epsilon_t<0$ 使得 y_t 在基本位移 $\alpha+\beta z_{1t-1}$ 的基础上出现了降低, 即 $\Delta y_t<0$, 此时 $m_{1t}=\max\{y_s, s \leq t\}$, 没有发生变化, 从而它对于产出的持续性作用比出现正向冲击 $\epsilon_t>0$ 时要弱。正是正向和反向冲击对实际产出的不同作用, 导致了经济变量水平序列和增长率序列当中的非对称性。

通过尝试模型中自回归和移动平均阶数, 我们选择 ARMA(4, 4) 模型和 $l=4$, 对于平均衰退变量得到下述回归方程和对应的统计量(参数估计下方括号内数值表示对应的 t -统计量, * 号表示在 5% 的水平下显著, 下同):

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & 0.161 + 1.176 \Delta y_{t-1} + 0.133 \Delta y_{t-2} - 0.296 \Delta y_{t-3} + 0.385 \Delta y_{t-4} - 0.012 z_{3t-1} + 0.314 z_{3t-2} \\ & (1.980)^* (0.658) \quad (0.764) \quad (-1.351)^* \quad (1.706) \quad (-0.027) \quad (1.308) \\ & - 0.465 z_{3t-3} + 0.450 z_{3t-4} + \epsilon_t - 0.538 \epsilon_{t-1} + 1.177 \epsilon_{t-2} + 0.847 \epsilon_{t-3} + 1.462 \epsilon_{t-4} \\ & (-2.341)^* (1.417) \quad (-0.654) (1.560) (1.120) (1.990)^* \\ R_2 = & 0.891, \sigma_\epsilon = 0.072, D.W = 2.198, F = 9.551 \end{aligned}$$

上述模型的总体 F -统计量表示模型效果显著, 并且滞后 3 阶的平均衰退变量系数显著非零, 这说明采用平均衰退变量能够在一定程度上解释实际 GDP 增长率, 因此实际 GDP 增长率当中存在相对于衰退程度反应的非对称性。类似地, 我们可以使用其他两种衰退变量, 得到表 1 的估计和检验结果(模型的方程略):

表 1 持久衰退变量和门限衰退变量的非对称作用

衰退变量	t -统计量	概率	衰退变量	t -统计量	概率
z_{1t-1}	-0.069	0.949	z_{2t-1}	-1.304	0.201
z_{1t-2}	0.013	0.990	z_{2t-2}	0.156	0.878
z_{1t-3}	-0.438	0.668	z_{2t-3}	-4.741	0.000*
z_{1t-4}	0.325	0.750	z_{2t-4}	2.134	0.050*

表 1 中的检验结果表明, 采用门限衰退变量, 滞后 3 阶和滞后 4 阶的系数均显著非零, 这时实际 GDP 序列当中具有显著的非对称性; 当采用持久衰退变量时, 由于衰退的记忆时间过长, 它在 4 阶以内的影响均不显著, 持久衰退程度没有对于实际产出增长形成显著的非对称性影响。

我们注意到, 所有衰退变量在参数估计的符号上均是一致的, 特别是显著的 3 阶滞后变量的系数为负值, 这相当于 $\beta<0$ 的情形, 这说明实际 GDP 增长率当中出现的反向冲击影响要比正向冲击的影响要强, 也就是紧缩性政策的作用要比扩张性政策的作用更为灵敏, 这种经济政策作用的非对称性是目前经济政策分析十分关注的问题(Cover, 1992)。

BK 模型的估计采用最小二乘估计, 然后使用参数估计对应的 t -统计量进行显著性检验, 但由于衰退变量同回归变量之间可能存在相关性, 此时 t -统计量的极限分布同正态分布具有一定差距(Hess 和 Iwata, 1997), 因此我们继续在二元 VAR 模型当中使用 Granger 影响关系的 F -统计量, 检验非对称性的显著性, 以便增加上述统计结论的稳健性(Mills, 1999)。

在二元 VAR 模型的简化式方程中:

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^l \beta_{1i} z_{1t-i} + \sum_{i=1}^l \gamma_{1i} \Delta y_{t-i} + \epsilon_{1t}; z_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^l \beta_{2i} z_{2t-i} + \sum_{i=1}^l \gamma_{2i} \Delta y_{t-i} + \epsilon_{2t}$$

此时检验衰退变量具有非对称作用的原假设同检验衰退变量对于实际 GDP 增长率具有 Granger 影响的原假设是相同的, 即为: $H_0: \beta_{1i} = 0, i=1, \dots, l$; 如果拒绝此假设, 则认为衰退变量

对于 Δy_t 具有显著的 Granger 影响,利用衰退变量可以推断和预测 Δy_t 的变化,则 Δy_t 当中具有非对称成分。选择滞后阶数 $l=2$,可以得到表 2 的检验结果(由于衰退变量 z_{1t} 和 Δy_t 之间存在的数据对称关系,无法进行相应的 Granger 影响检验)。

表 2 衰退变量的 Granger 影响

原假设	F 统计量	概率
z_{2t} 非 Granger 影响 Δy_t	1.604	0.219
Δy_t 非 Granger 影响 z_{2t}	6.688	0.004*
z_{3t} 非 Granger 影响 Δy_t	5.683	0.008*
Δy_t 非 Granger 影响 z_{3t}	12.51	0.000*

从表 2 的检验结果可以看出,无论是采用平均衰退程度,还是采用门限衰退程度,它们对实际 GDP 增长率均具有显著的 Granger 影响,这同上述最小二乘估计得到的结论是相同的。我们还需要注意到,在使用平均衰退变量时,产出增长率对于衰退程度具有显著的反向 Granger 影响,这是一种衰退对后续增长的反馈作用,表明了经济周期阶段之间的相关性,体现经济处于扩张阶段或者收缩阶段运行的持续性。

三、实际 GDP 非对称性度量和检验的主要结论

我们通过构造三种不同的衰退变量,表示当前实际 GDP 增长速度同历史高峰、门限高峰或者平均水平的偏离,刻画了经济现实的扩张或者收缩状态。将衰退变量引入到实际 GDP 增长率的线性模型中,检验模型当中出现的正向冲击和反向冲击是否具有非对称作用,进而说明实际 GDP 序列当中可能存在的非对称性。

从检验的基本结论来看,曾经广泛使用的持久衰退变量,对我国目前实际 GDP 序列当中的非对称性影响并不显著,这是因为实际 GDP 增长率序列当中一旦较早地出现了历史上的高峰值,那么它的影响在持久衰退变量当中就不会轻易消除,进而导致衰退程度同原数据波动程度具有对称性,据此建立的线性模型体现出统计弱相关性也就是不奇怪的了。

针对这种方法上的局限和缺陷,我们先后定义和使用了平均衰退程度和门限衰退程度。平均衰退程度综合使用了全部数据,是整体数据的等权平均,它虽然长久地记忆了数据的历史高峰值,但也同时记忆了数据的历史低谷值,因此平均衰退程度相对于持久衰退程度而言,在波动程度上要稳定一些,并且在描述数据“收缩”的同时,也能够体现出数据当中的“扩张”,因此能够反应出数据波动的双向性。利用平均衰退程度,我们检验出我国实际 GDP 季度增长率当中存在一定程度的非对称性,并且这样的非对称性具有一定的持续性。

门限衰退程度也是本文定义和采用的度量衰退记忆程度的变量。我们尝试地选取 4 个季度的衰退记忆,实际上这样的长度可能是稍微短了一些。我们发现,选择 4 个季度的门限衰退度量已经很显著的提高了外生经济冲击的非对称作用,由此可见实际 GDP 序列当中的记忆性不是持久的,具有较快的方向性改变,体现了实际数据当中的波动性。利用门限衰退变量,我们也检验到实际 GDP 增长率对于当前衰退的非对称反应,因此实际 GDP 增速的回升和下降具有不同的变化过程,我国经济加速过程比较迅速(陡升),但是下降却比较缓慢(缓降),因此出现了 1996 年以后经济增长速度缓慢拖平的长尾(见图 1)。

为了说明上述检验结论的稳健性,我们利用 Granger 影响关系检验,进一步对平均衰退变量和门限衰退变量对于实际 GDP 增长率的双向影响进行了检验,发现这两种衰退变量均对实际 GDP 增长率均具有显著的 Granger 影响,这说明衰退变量可以解释和推断实际 GDP 的短期变化程度。我们选择的滞后阶段为 2 个季度,因此我们认为衰退程度对于实际 GDP 的影响范围,或者衰退的记忆程度大约在 2—3 季度左右,这说明目前我国实行的宏观经济政策效果还是比较

敏感的,可以促使经济在不到一年的时间内改变季度增长速度的趋势。

实际 GDP 季度增长率当中出现的非对称性,如果转换为季度 GDP 的实际总量,则能够加剧总量水平上的非对称程度,因此增长率当中的非对称性则是总量当中非对称性的持续性体现。因此,实行一些总量调整政策的效果,远不如实行一些增量调整政策的效果明显。例如,实行钉住(targeting)货币供给总量的政策效果,不如实行钉住货币供给增长率的政策效果灵敏,对于投资和消费等进行的政策调控也是如此。实际 GDP 增长率序列当中非对称性的存在,最重要的经济政策启示在于,在经济周期的不同阶段,相同的经济政策将具有不同的作用效果,为此必须对于现在经济收缩阶段的经济政策作用机制、传导机制和风险机制进行新的深入分析,而决不能简单地反方向采用经济扩张期间的经济政策模式。

参考文献:

- [1]刘金全,范剑青. 中国经济波动的非对称性和相关性研究,[J]. 经济研究,2001(5).
- [2]刘树成. 论中国经济增长与波动的新态势[J]. 中国社会科学,2000(1).
- [3]Beaudry P., and Koop, G., 1993. Do Recessions Permanently Change Output? [J]. *Journal of Monetary Economics*, 31: 149—163.
- [4]Beverage. S., Nelson, C., 1981. A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle [J]. *Journal of Monetary Economics* 7: 151—174.
- [5]Blanchard, O. J., 1981, What is Left of the Multiplier-accelerator? [C]. *American Economic Association Papers and Proceedings*, 71: 150—154.
- [6]Campbell, J. Y., and Mankiw, N. G., Are Output Fluctuation Transitory? [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 102: 857—880.
- [7]Cover, J. P., 1992. Asymmetric Effects of Positive and Negative Money-Supply Shocks [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, November: 1261—1282.
- [8]Daniel, E. S., 1993, Business Cycle Asymmetry: A Deeper Look [M]. *Economic Inquiry*, Vol, XXXI.
- [9]Hess, G. D., Iwata. S., 1997. Asymmetric Persistence in GDP? A deeper look at depth, [J]. *Journal of Monetary Economics* 40: 535—554.

Measurements and Tests on the Asymmetry in Real GDP Series in China's Economy

LIU Jin-quan

(*Quantitative Research Center of Economics, Jilin University, Jilin Changchun 130021, China*)

Abstract: By inducing the measurements of recession degree, we have tested the asymmetry in quarterly real GDP data of China's economy, and showed that it is caused by the nonlinear structural model. mean while, the asymmetry in real GDP series indicates that there exist different persistence and volatility during the different phase of business cycle. Therefore the procycle and countercycle polices have different effects on the economy.

Key words: business cycle; asymmetry; economic policy