

中国经济周期的非对称性问题研究

徐大丰,朱平芳,刘弘

(上海财经大学经济学院,上海 200433)

摘要:经济周期的非对称性对于经济周期的研究具有非常重要的意义。文章利用HP滤波和时间趋势剔除技术对中国主要宏观经济变量的对数序列(季度)进行了长期趋势的剥离,得到了反映中国经济周期性波动的周期成分;区分了关于经济周期的两种类型的非对称:深度型(DEEP)非对称和陡峭型(STEEP)非对称;利用Sichel(1993)提出的对经济周期非对称性的检验方法,对中国的主要宏观经济变量进行了非对称性的检验,结果发现了实际GDP(对数)等经济变量中周期性非对称的证据。实际GDP(对数)序列出现周期性非对称的原因是多方面的,实证研究表明价格在经济周期的不同阶段表现出了非对称性调整,而价格的非对称性调整会导致对社会资源的非对称配置,进而导致经济周期的非对称性。

关键词:经济周期;非对称性;趋势剔除;价格

中图分类号:F224.0;F124.8 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2005)04-0013-09

经济周期一词最初反映的是一国经济波动中的有规律的周期性现象(Juglar, 1960; Burns. A. 和 W. Michell, 1946),是指经济活动总量绝对水平的扩张和收缩的过程。所谓古典周期意即于此。但是随着经济的发展,美国经济学家发现,从1961年2月到1969年12月的106个月中美国的主要宏观经济指标(如GNP)保持了持续的增长,并没有出现经济周期性波动所应有的收缩阶段。古典经济周期的概念已不能反映美国经济短期波动的真实情况。Mintz(1974)、Zarnowitz(1981)、Klein和Moore(1985)等提出要对增长型周期进行研究。所谓增长型周期是指总量经济水平围绕其趋势水平的波动或是指总量经济增长率的波动。在增长型周期的扩张阶段,实际增长在长期增长趋势之上,此时经济处于扩张期;而当实际增长低于长期趋势时,经济处于紧缩期。本文所研究的经济周期是指增长型经济周期。具体而言,经济周期是指单个经济指标围绕其长期趋势的周期性波动,经济总量相对于其长期趋势

收稿日期:2005-01-08

作者简介:徐大丰(1973—),男,江苏淮安人,上海财经大学经济学院博士生;

朱平芳(1961—),男,上海人,上海财经大学经济学院教授,博士生导师;

刘弘(1965—),男,上海人,上海财经大学经济学院副教授。

具有明显的下降并伴随有反弹;从整个宏观经济活动上看,经济周期是指主要的宏观经济指标之间的联动(Comovement),经济总量相对于长期趋势呈现出聚集性的向上或向下运动。

一个具有对称性的经济周期,其扩张与收缩的“反映像”应该是基本重合的。但是自从人们注意到经济周期这一带有重复性的现象时,就已经发现经济周期并不是这样完美的。其实,Keynes 早在 1936 年就认为,向上的运动为向下的运动所取代,通常发生得较为突然,也较为剧烈;而向下的运动为向上的运动所取代则没有那么突然,也没有那么剧烈。这虽然没有明确提出经济周期具有非对称性,但是非对称性的含义已隐入其中。Hicks(1950)也给出了完全竞争市场条件下具有确定性的非对称周期的例子。20 世纪 60 年代至 70 年代晚期的文献中虽然偶尔也出现了非对称性的字眼,但是对于非对称性的理解主要停留在认为其主要指宏观时序在经济周期的不同阶段具有不同的性质和相关特征上,对于非对称性的认识仍然是含糊的。Neftci(1983)提出的经济周期的非对称性则是指持续扩张与持续收缩的可能性的不同。1993 年, Daniel. E. Sichel 在对经济周期的非对称性的含义作了较为深入的剖析的基础之上,提出要区分两种不同类型的非对称:(1)深度型非对称(Deep),即指扩张与收缩的幅度不同。如果扩张的幅度(相对于均值)大于收缩的幅度,那么称这种非对称称为深度扩张型非对称;如果收缩的幅度(相对于均值)超过扩张的幅度,那么就称这种非对称称为深度收缩型非对称。(2)陡峭型(Steep)非对称,即指扩张和收缩的变化率不同。如果扩张的变化率超过收缩的变化率,那么称这种非对称称为陡升缓降型非对称;如果收缩的变化率超过扩张的变化率,那么就称这种非对称称为缓升陡降型非对称。Sichel 区分了经济周期的非对称性的类型,使人们对于经济周期非对称性的认识更加具体化。而 Michael P. Clements 和 Hans-Martin Krolzig(2003)则用周期性成分及其一阶差分的偏度来给经济周期的非对称性进行定义:如果 $\{C_t\}$ (周期成分:Cyclical Component) 的偏度为 0,则经济周期从深度上来说就是对称的;如果 $\{C_t\}$ 的偏度不为 0,则经济周期就具有深度型非对称——当其偏度大于 0 时,是深度扩张型经济周期;当其偏度小于 0 时,是深度紧缩型经济周期。如果 $\{\Delta C_t\}$ (周期性成分的一阶差分)的偏度为 0,则经济周期从陡峭型上来说,就是对称的;而如果 $\{\Delta C_t\}$ 的偏度不为 0,则经济周期就具有陡峭型非对称—— $\{\Delta C_t\}$ 的偏度小于 0 时,是缓升陡降型非对称; $\{\Delta C_t\}$ 的偏度大于 0 时,是缓降陡升型非对称。经济周期非对称性的定义一方面反映了人们对于经济周期非对称性的认识的深化,另一方面也为研究人员进行经济周期非对称性的研究明确了对象。本文就在 Michael P. Clements 和 Hans-Martin Krolzig 对经济周期的非对称性定义的基础之上,对中国的经济周期的非对称性问题进行研究。

一、中国经济周期的非对称性

1. 中国经济的周期性成分。经济周期可以用周期性成分来表示。周期性成分通过对经济序列进行季节波动剔除、长期趋势剔除和随机波动剔除来得到。对于季节剔除技术,本文出于数据长度等方面的考虑,采用 Ratio to Moving average-multiplicative 法。而采用的趋势剔除技术为时间趋势剔除、HP(Hodrick 和 Prescott, 1980)滤波技术。

(1)HP 滤波趋势剔除。根据 Hodrick 和 Prescott(1980)的剔除方法,HP 滤波是选择满足下式的趋势成分:

$$T_t: \min \left\{ \sum_{t=1}^T (X_t - T_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^T [(T_{t+1} - T_t) - (T_t - T_{t-1})]^2 \right\}$$

其中 $\{X_t\}$ 表示宏观经济时间序列, $\{T_t\}$ 是时间序列的长期趋势,参数 $\lambda > 0$, T 表示样本容量。此时对应的周期成分是 $C_t = X_t - T_t$ 。 λ 的最优选择是:

$\lambda = \sigma_T^2 / \sigma_C^2$, σ_T 和 σ_C 分别是趋势成分和周期成分的标准差。参数 λ 是 $\sum_{t=1}^T (X_t - T_t)^2$ 与 $\sum_{t=2}^T [(T_{t+1} - T_t) - (T_t - T_{t-1})]^2$ 的相对权重。

(2) 时间趋势剔除。假设时间序列 $\{X_t\}$ 可以分解为: $X_t = T_t + C_t$

$$T_t = \begin{cases} a_1 + \sum_{i=1}^q b_{1i} f(t - t_0) & t \leq \bar{t} \\ a_2 + \sum_{i=1}^p b_{2i} f(t - t_1) & \bar{t} + 1 \leq t \leq T \end{cases}$$

其中 f 是多项式函数,一般采用线性趋势或二次趋势, t_0 和 t_1 是分段区域的固定起点。 \bar{t} 是分解区间中出现的结构性变点, p, q 是常数。

对于所有数据,首先进行季节调整,以剔除经济时间序列中的季节性波动。再进行趋势剔除,得到各个时间序列的周期性成分。这样的周期性成分反映的是各序列增长率的周期性波动。值得指出的是,实际上此时得到的并不能算是周期性成分,而应是周期性成分与随机成分的混合。要得到周期性成分还必须对这个混合波动进行处理。处理的办法首选是移动平均。然而移动平均的使用要确定移动的步长,不同的步长对移动平均所得到的周期性成分是有影响的:步长的不恰当,会使周期性成分的波动形状产生严重扭曲,而具体步长的确定往往依赖于研究人员的经验。出于这样的考虑,人们此时一般都并不做处理,仅以周期性与随机性这二者的混合作为周期性成分的近似。而事实上,相对于周期性波动而言,随机波动的幅度要小得多。本文也沿袭这样的做法。

2. 中国经济周期的非对称性检验。对于经济周期的非对称性检验,主要是通过通过对所获得的周期性成分来进行的。在对中国宏观经济时间序列的周期

性成分进行非对称性检验时,本文直接采用 Sichel(1993)的技术。根据 Sichel(1993)的结果,具体做法为:对深度型非对称,首先构造一个偏移样本: $Z_t = (c_t - \bar{c})^3 / \sigma(c)^3$,其中 c_t 是序列的周期成分, \bar{c} 是其均值, $\sigma(c)$ 是其标准差。用此时间序列对常数进行回归,计算出 Newey - West 标准差。用 Newey - West 标准差去除周期成分的偏度作为检验统计量 U 。这一统计量渐进服从正态分布,从而可以完成显著性检验(Sichel,1993)。对于陡峭型非对称,计算 $\{c_t\}$ 的一阶差分 $\{\Delta c_t\}$,对 $\{\Delta c_t\}$ 进行深度型非对称的检验(Sichel,1993)。检验结果见表 1。

表 1 中国主要经济变量的对数序列周期性成分的非对称性检验结果

指标	S1	标准差	P-value	非对称性	S2	标准差	P-value	非对称性
RGDP	0.462901	0.289313	0.11	深度扩张	0.450909	0.289044	0.12	陡升缓降
	0.560301	0.331539	0.089		0.537528	0.307159	0.08	
TC	0.003246	0.677403	0.968	不显著	0.11783	0.811624	0.35	不显著
	-0.022366	0.149107	0.88		0.837164	0.59372	0.158	
TFI	-1.720078	0.914935	0.06	深度收缩	0.353518	0.232578	0.13	陡升缓降
	-1.459517	0.701691	0.04		0.366754	0.235098	0.12	
IM	0.542971	0.348058	0.12	深度扩张	-0.129046	0.735447	0.86	不显著
	0.9639	0.532541	0.07		-0.071416	0.137338	0.6	
EX	0.006372	0.0109	0.56	不显著	0.170559	0.352301	0.34	不显著
	-0.055691	0.068754	0.42		0.2715	0.251389	0.28	
GE	1.820751	0.963361	0.06	深度扩张	0.194141	0.155313	0.23	不显著
	1.803256	0.944113	0.056		0.208387	0.173656	0.2	
M2	-0.908881	0.537799	0.09	深度收缩	0.275852	0.235771	0.24	不显著
	-0.506749	0.316718	0.11		0.405442	0.302569	0.18	

说明:数据来源于中国国家统计局。RGDP:实际国内生产总值,M2:狭义货币供应量,GE:财政支出(不含债务),TC:全社会消费品零售总额,TFI:全社会固定资产投资。前述指标单位:亿元。CPI:消费价格指数,EX:出口商品总额,IM:进口商品总额,后二指标单位:亿美元。S1和S2分别表示各序列周期成分和一阶差分的偏度,表中的标准差为相应的 Newey-West 标准差。P-value= $P(|U| > u)$ 。U 渐进服从标准正态分布。同一行有两小行的,上一小行表示用 HP 滤波方法得到的周期成分;下一小行表示用时间趋势剔除方法得到的周期成分,部分显著水平放松到 0.15。

3. 中国经济周期非对称性检验结果的启示。对于主要宏观经济变量时间序列周期成分的非对称性检验结果显示:实际 GDP 序列的周期性波动具有扩张型的深度非对称性,这表明经济扩张期的平均幅度仍然高于收缩期的平均幅度。中国的经济运行仍然处于一种较高的自然增长的发展期,而陡升缓降型非对称则表明,中国经济周期性的扩张较为迅速;达到扩张的峰顶后,进入周期性的紧缩时,经济运行状态的改变则较为缓慢。这表明经济一旦进入周期性的紧缩,恢复周期性的扩张需要较为长期的、艰苦的努力。此外,陡升缓降型非对称还表明中国的经济已经由 20 世纪 80 年代的“大起大落”向后来的“大起缓落”转变,经济运行正朝着更健康的方向发展。社会消费品零售总额并没有显示出周期性的非对称,这说明中国居民的消费需求较为稳定,没有出现随经济活动的周期性的变化而变化。固定资产投资呈现出深度收缩型与

陡升缓降型的非对称。这表明在经济的周期性活动过程中,当经济处于周期性扩张时,固定资产投资的增幅小于在经济处于收缩时的固定资产投资的减幅。这是投资者对于经济运行状况的自然反应。陡升缓降型的非对称还表明了投资行为的“峰聚”特征。对于进口而言,其周期性成分主要体现为深度扩张型非对称,这意味着进口在经济紧缩时相对较少。但是其陡峭型非对称不显著,表明在经济周期中进口的变化率相对较为稳定。而出口并没有表现出本文所讨论的非对称性,这意味着,出口的周期性波动中扩张与收缩的幅度与变化大体上平衡。而政府支出的扩张型非对称则明显是中国政府实行扩张性的财政政策的结果。与实际 GDP 具有同样的非对称类型,显示了中国财政政策的有效性迹象。而中国实际 GDP 的周期性成分与政府支出的周期性成分的高度相关性也说明,中国经济的周期性波动与政府支出的周期性波动之间具有极为密切的联系。而货币供应量在周期性波动中所呈现出的深度紧缩型非对称则是中国货币当局实行稳健的货币政策的直接体现。而其在陡峭性方面,并没有体现出非对称性特征。

关于中国经济周期非对称性检验的结果表明,中国经济周期性非对称的经济变量不多;而且,经济时间序列的周期性非对称也不那么显著,部分指标的周期性成分甚至在 0.15 的水平下才显著。与美国经济周期非对称性的状况(Sichel,1993)相比,有明显的不同(对于美国的实际 GDP 序列,Sichel 的检验结果为深度紧缩型与缓升陡降型)。这个区别固然与中国经济发展的阶段有关,但是还需要进一步通过经济理论模型加以描述和说明。

二、中国经济周期非对称性的成因分析

实际 GDP 周期性非对称形成的原因是十分复杂的。从理论上讲,一般有几种解释。第一种解释是:消费、投资、净出口及政府购买中出现了周期性的非对称,那么实际 GDP 就会出现周期性的非对称。这样的解释从本文的检验结果得到了一定程度的验证。第二种解释是经济在其运行中受到了经济政策上的顺周期调控。即无论经济状态如何,采用的都是单一的宏观经济政策。经济周期的非对称性的第三种解释是从经济需求方面探求的。刘树成(2000)给出了一个从投资需求方面解释中国经济周期非对称性的十分重要的解释,即由于财政主导型的投资方式和资金预算软约束的存在,银行资金和企业投资需求在经济的扩张期和收缩期才出现了显著的非对称性。然而这个解释只局限于逻辑推理,却并没有给出数据证据及正式的计量检验。经济周期的非对称性的第四种解释是可能出现了价格等名义变量的非对称性调整。即当经济处于不同周期状态时,作为社会资源配置主要方式的价格具有不同的反应形式。在市场条件下,实物部门是依赖价格信号对自己的经济活动做出调节和反应的。价格在经济周期的不同阶段具有非对称的反应,必然导致实物部

门作出非对称的行动,进而导致经济周期的非对称性。

上述关于实际 GDP 出现周期性非对称的原因解释中,前三种已经有中国学者进行了研究。但是价格是否在经济周期中发生了非对称调整,还缺乏证据支持。下面本文就从价格上对经济周期的非对称性原因作进一步的探讨。

经济的周期性波动用实际 GDP 的周期性成分来表示,记为 c 。 $f(c)$ 反映经济周期与价格的关系。如果物价在经济周期中的反应具有对称性,那么可以用线性形式反映出这种对称性的关系。设 $f(c) = c_0 + c_1 \times c$ 。如果把经济活动的长期趋势就当成是潜在趋势的话,价格不受经济周期的影响,即 $f(c) = 0$,由此可以得到 $c_0 = 0$ 。所以,价格在经济周期中的对称性的反应形式可设为:

$$f(c) = c_1 \times c \quad (1)$$

如果物价在经济周期中的反应不具有对称性,而是随着经济周期的扩张期与收缩期的不同而改变的话。那么此时 $f(c)$ 的形式就会是非线性的。这样, $f(c)$ 选择与确定就较为困难。一个很自然的想法便是多项式形式。设:

$$f(c) = c_1 \times c + c_2 \times c^2 \quad (2)$$

但是多项式形式有一个较为明显的缺点:对 c 没有界的限制,这与事实不符。为此,可以考虑 Chadha, Masson 和 Meredith (1992) 提出的一种反映经验关系的数学表达式(以下称 CMM)。CMM 设计的 $f(c)$ 为:

$$f(c) = \beta \{ \omega^2 / (\omega - c) - \omega \}, \text{ 其中 } \omega > 0, \beta > 0 \quad (3)$$

CMM 形式有较为良好的性质:

$$f'(c) = \beta \omega^2 / (\omega - c)^2 \geq 0 \quad (4)$$

$$\lim_{\omega \rightarrow \infty} f'(c) = \beta \quad (5)$$

$$\lim_{c \rightarrow \omega} f'(c) = \infty \quad \lim_{c \rightarrow \omega} f(c) = \infty \quad (6)$$

$$\lim_{c \rightarrow -\infty} f'(c) = 0 \quad \lim_{c \rightarrow -\infty} f(c) = -\beta \omega \quad (7)$$

$$f'(0) = \beta \quad f(0) = 0 \quad (8)$$

(4)式反映 c 与 $f(c)$ 同向变动,当经济持续扩张时,价格上升;而当经济持续收缩时,价格下降。(5)式意味着 ω 无限增加时, $f(c)$ 以常数 β 变化。此时 $f(c)$ 的 CMM 函数形式相当于线性形式。(6)式表明当 c 趋向于 ω 时, $f(c)$ 的变化率为无限大。这反映在经济周期中,当实际产出极大地超出潜在产出时,经济中就会发生剧烈的、恶性的通货膨胀。此时,物价会居于一个非常高的水平。(7)式揭示的是当实际产出远远小于潜在产出时, $f(c)$ 的变化率为 0,经济会经历一个顽固的通货紧缩。而此时的物价就会很低。(8)式中的 $f(0) = 0$ 与(1)式中没有截距项的含义相同。而经过化简,下式成立:

$$f(c) = \beta \{ \omega^2 / (\omega - c) - \omega \} = \beta \omega c / (\omega - c) \quad (9)$$

由(9)式可见, $c > 0, \omega > c$ 时, $f(c) > 0$ 。 ω 是 c 的一个上界。

对于 $f(c)$ 形式的选择,理论上没有多少可以直接运用的准则,还可以有其他

的形式(如 Laxton, Rose, 和 Tetlow(1993))。实际研究过程中,人们大多根据经济意义、常识、或研究的目的是来进行选择。相比较而言,CMM 函数形式有很多优点:非线性、导数连续。更为重要的是它为 c 设置了上界 ω 。此外,从 CMM 的性质中我们还可以看出,CMM 与线性形式的关系。线性形式相当于 CMM 中的参数 ω 趋于 $+\infty$ 时的极限情况。这样,线性形式相当于对 CMM 函数的参数作了一个限制。利用这个关系,就可以对物价是否对经济周期具有对称性反应进行检验。因此,本文取 $f(c)$ 为 CMM 形式。模型的设定:

$$p_t = p_t^e + \sum_{k=0}^m c_k f(c_{t-k}) + \varepsilon_t \quad (10)$$

其中, p_t 表示第 t 期的物价, p_t^e 表示公众对第 t 期物价的预期, c_k 、 p 、 m 为常数, $f(c_{t-k})$ 表示第 $t-k$ 期的经济周期性波动对第 t 期物价的影响。 $\{\varepsilon_t\}$ 独立且服从标准正态分布 $N(0, \sigma^2)$ 。设 $p_t^e = \sum_{i=1}^n \beta_i p_{t-i}$, 其中 β_i 、 n 为待定常数。而对(10)式中的 m , 设定为 1, 这既考虑了当期的经济周期状态对当期价格的影响, 又考虑了前期的经济周期状态对当期价格的影响。所以模型的具体形式为:

$$p_t = \sum_{i=1}^n \beta_i p_{t-i} + \sum_{k=0}^1 c_k f(c_{t-k}) + \varepsilon_t \quad (t = 1, 2, \dots, T) \quad (11)$$

关于物价的选取, 本文用 cpi (消费价格指数) 作为 p_t 的代表。而 c 是用前文所得到的实际 GDP 序列的周期性成分(用 HP 滤波方法得到) 来表示的。

模型中参数 n 的确定和模型的估计是这样进行的。当 $f(c)$ 取 CMM 形式时, 采用网格点(Grid) 搜索法对于 ω 及 n 进行平面网格点搜索, 根据 SC(Schwartz Criterion) 最小及经济学意义来完成参数 n 的决定, 从而完成对模型的最最终确认及估计。具体做法为: 在 $[0.01, 0.50]$ 内以 0.05 为步长取 ω , 由 c 计算出 $\omega^2/(\omega-c) - \omega$; 取 $n = 1, 2, 3, 4, 5$ 对模型进行第一次估计, 从中筛选出 SC 最小时所对应的 ω_0 。再在 $(\omega_0 + 0.05, \omega_0 - 0.05)$ 内以 0.01 为步长, 取 $n = 1, 2, 3, 4, 5$ 对模型进行第二次估计。结果显示, 当 $\omega = 0.23, n = 3$ 时, SC 的值最小。

为了进行检验, 对 $f(c)$ 取 CMM 形式、而 $\omega = 0.5, 1.0, 2.0$ 时的模型重新估计, 得到的 LLF 分别为 -66.8 、 -73.88 和 -76.85 。线形(对称) 形式相当于对原模型作了一个限制。所以可取卡方(χ^2) 统计量进行检验。虽然本文并没有进行模型的极大似然估计, 但是可以肯定的是, 对模型进行极大似然估计时的 LLF ≥ -64.56 。似然比统计量不会小于 $4.48(4.48 = (-64.56 - (-66.8)) \times 2)$ 。为了对照, 也对 $f(c)$ 取线性时的模型进行估计, 结果见表 2。

由表 2 可见, $f(c)$ 取 CMM 形式不仅有较合理的经济学解释, 而且在较低的显著性水平下, 关于 $f(c)$ 对称的形式就已经被拒绝。上述分析表明, 价格在经济周期中的确发生了非对称性调整。在市场条件下, 价格在经济周期中的

表2 价格在经济周期中发生非对称调整的检验

f(c)	LLF	χ^2 统计量	临界值	检验结果
CMM 形式	-64.56($\omega=0.23$)	≥ 4.48	$\chi^2_{0.05}(1)=3.841$	在显著水平为 0.05 时拒绝 线性(对称)形 式
	-66.8($\omega=0.5$)			
	-73.88($\omega=1.0$)			
	-76.85($\omega=2.0$)			
线性形式	-71.88			

非对称性调整,必然会导致社会资源在经济周期中发生非对称配置。正是这种非对称性的价格调整,导致了实际 GDP 序列呈现出了周期性非对称。

三、主要结论及进一步研究

中国经济周期呈现出了一定程度的非对称性。然而,非对称性存在的证据并不强,体现在周期性非对称的宏观经济时间序列并不是很多。从对中国经济周期的非对称性检验中还发现了中国近年来实施的积极财政政策与稳健的货币政策有效性的迹象。中国实际 GDP 出现深度扩张型与陡升缓降型相混合的非对称表明了中国经济的周期性波动呈现高位振荡与持久调整的特征。中国的经济运行正朝着健康的方向前进。中国经济周期出现非对称性的原因是复杂的。价格在经济周期中的非对称调整是导致中国经济周期性非对称发生的重要原因。价格对经济周期的不同阶段具有非对称反应。就是在同一经济周期阶段,价格的变化也是不同的。本文中的经济周期与价格之间的关系形式是与常识、经济理论相符合的,可以作为进行其他研究的参考。

然而,对于经济周期非对称性的检验,本文只采取了一种季节调整方式。中国经济周期非对称性的有关结论是否对季节调整技术敏感,有必要进一步探讨。对于经济周期非对称性的形成原因,本文虽然作了较为全面的探讨,也指出了中国经济周期性非对称的价格方面的原因,但是价格的非对称调整对经济周期非对称性形成发生作用的具体过程还有待进一步研究。从微观层面上看,具体的微观经济单位在不同的经济周期的阶段是否有不同的表现,经济周期非对称性的形成的微观基础还有待进一步构建。中国经济周期的非对称性类型、成因与市场经济成熟国家经济周期的非对称性类型、成因的国际比较,对于中国经济周期的未来变化的把握也具有重大意义。

参考文献:

- [1]A. Carvey and A Jaeger. Detrending, stylized facts and the business cycle[J]. Journal of Applied Econometrics, vol. 8, 1993, 231~247.
- [2]Beverage, S Nelson. C. 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, Vol. 7, 1980.
- [3]Douglas Llxton, Guy Meredith, and David Rose. Asymmetric effects of economic ac-

- tivity on inflation[J]. IMF staff papers 1995, 344~374.
- [4] Daniel, E Sichel. Business cycle asymmetry: A deeper look[J]. Economic Inquiry. Vol. XXXI, April, 1993, 224~236.
- [5] Falk, B. Evidence on the asymmetric behavior of economic time series over the business cycle[J]. Journal of Political Economy Vol. 94, October 1986.
- [6] James Peery Cover. Asymmetric effects of positive and negative money-supply shocks [J]. Quarterly Journal of Economics, 1988, 1261~1282.
- [7] Keith Blackburn and Morten O Ravn. Business cycle in the United Kingdom: Facts and Fictions[J]. Economica, Vol. 59, 1992, 383~401.
- [8] Michael P Clements Hans-martin Krolzig. Business cycle asymmetries: Characterization and testing based on markov-switching autoregressions[J]. Journal of Business & Economic Statistics. 196~211, 2003.
- [9] Neftci, S. Are economic time series asymmetric over the business cycle[J]. Journal of Political Economy 92 April 1984.
- [10] 刘金全, 范剑青. 中国经济周期的非对称性和相关性研究[J]. 经济研究, 2001, (5).
- [11] 刘金全. 货币政策作用的有效性和非对称性研究[J]. 管理世界, 2002, (3).
- [12] 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).
- [13] 胡永刚. 当代西方经济周期理论[M]. 上海: 上海财经大学出版社, 2002.
- [14] 张守一. 中国经济周期的特殊原因与波动格局分析[J]. 经济研究, 1995, (4).

About the Business Cycle Asymmetry in Chinese Economy

XU Da-feng, ZHU Ping-fang, LIU Hong

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

Abstract: The asymmetry of business circle is very important to modern business circle theory. Using HP filter and simple linear detrending method, we get the cyclical components of Chinese macroeconomic variables. Two types of asymmetry are distinguished, one is deepness and the other is steepness. Using the test from Daniel. E. Sichel (1993), we get the evidence of asymmetry of business circle. As for the cause of the asymmetry, we show that the price behaves differently in different phase of business cycle, which means that the asymmetric adjustment of price in business circle results in the asymmetric allocation of resources in the market economy. Hence, business circle asymmetry comes into being.

Key words: business cycle; asymmetry; detrending; price

(责任编辑 许波)