

## 中国经济周期波动的制度冲击效应分析<sup>\*</sup>

杜 婷<sup>1</sup>, 庞 东<sup>2</sup>, 杨 灿<sup>3</sup>

(1. 深圳大学 经济学院, 广东 深圳 518060;  
2. 招商银行博士后工作站, 广东 深圳 518040; 3. 厦门大学 统计系, 福建 厦门 361005)

**摘要:**经济制度变革成为中国宏观经济经历的影响最深远的整体性、持久性的外生冲击之一, 制度变动的冲击对我国经济周期的变动特征产生了深刻的影响。文章运用经济计量方法对制度冲击改变我国经济周期特征进行了检验, 并通过市场化程度、非国有化水平和开放度三个制度冲击变量检验了其与我国经济周期波动的相关性, 其结论证明在我国受政治背景的影响而出台的重大的经济制度改革对经济的发展影响巨大而深远, 制度变动冲击对经济的周期变动的方向及程度起到了较大的决定作用。

**关键词:**经济周期; 经济波动; 制度冲击

**中图分类号:**F015 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2006)04-0115-11

经济增长和波动是在一定的经济制度下实现的, 制度是经济体系运行的基础, 并决定经济运行的基本特征。在中国, 经济制度变革已成为中国宏观经济经历的影响最深远的整体性、持久性的外生冲击之一。经济制度改革从本质说是人们之间经济利益关系的调整, 经济利益直接影响微观主体的选择行为。利益关系的变化, 将导致经济运行出现变化, 宏观上产生扩张和紧缩效应, 这就是体制变动的宏观经济效应。这一效应对经济周期的具体形式有着深刻影响, 这也是我国目前的经济周期与改革开放前、与国外经济周期具有不同特点的重要原因。这些影响可能导致经济波动提前或延后、弱化或强化, 即对经济周期波动的具体形式如周期的振幅、波型、长度等产生放大或变形效果。

研究制度变革与经济周期波动的代表人物是提出政治经济周期理论的诺德豪斯(Nordhaus, 1975)。他认为政府的干预作为外在冲击, 形成了经济的周期波动。政治经济周期理论认为经济体制变化上的政治因素与经济波动

**收稿日期:**2006-12-20

**基金项目:**国家社会科学基金项目(03BTJ007)

**作者简介:**杜 婷(1977—)女, 四川绵阳人, 深圳大学经济学院讲师, 经济学博士;

庞 东(1976—)男, 山东夏津人, 招商银行博士后工作站研究人员;

杨 灿(1957—)男, 湖南长沙人, 厦门大学计划统计系, 教授, 博士生导师。

和经济周期的形成有着本质的内在联系,代表社会制度和政治制度演变的就是政府的具体行为,这些影响经济系统特征变量的政治体制因素大多具有对经济运行的冲击性质。然而该理论主要从选举周期角度分析政治主体行为对经济运行产生的影响,其实质与我国经济制度变动有着显著的差别。在国内,关于经济制度(体制)变迁与经济周期波动的关联性的研究为数不多,仅有的对经济制度与经济周期的相关性的分析文献也是以定性研究为主(赵铨、张林,2001;林燕,2004),缺乏定量分析的实证支持。因此本文尝试运用时间序列分析等计量方法对中国经济制度(体制)与周期波动的相关性进行研究。

### 一、中国经济周期波动的制度冲击特征

一个社会的经济制度由产权制度、经济决策方式、组织形式和行为个体利益在经济运行中所起的作用及其相互关系所构成,制度变迁根源于制度安排的非均衡状态,通过诱导性(渐进式)和强制性这两种基本的变动模式,并由制度僵滞、制度创新和制度均衡三个阶段来完成。综观建国后中国渐进式的改革进程,我们发现由制度变迁冲击对经济增长和波动产生的影响深远而重大,制度冲击表现出以下两个基本的特征:

第一,建国以来,中国经济制度(体制)冲击的第一个基本特征表现为渐进式,但在渐进式改革中有短期激进。所谓渐进式的变迁一般是对构成制度框架的规则、准则和实施的组合做的边际调整。如果以计划和市场作为经济协调机制的两个主要变量,回顾中国大陆社会主义经济调节机制发展的历史,大体可以得到如图1中所示的演进趋势。

整个过程的渐进式并不排除若干时期的激进,中国的制度变革实际上表现为长期渐进中有短期激进。在1979~2002年这24年间,有5个改革措施密集出台的改革强化期:1979年、1984~1985年、1987~1988年、1992~1993年和1994年,这几个时期的改革表现出一定程度的激进性。从前4个时期来

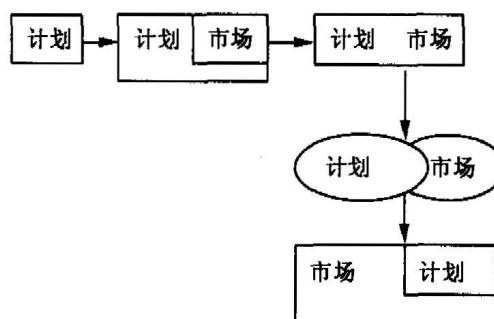


图1 经济调节机制框架的演进机制

看,每一次激进之中总是伴随比较高的通货膨胀,之后又跟随着或长或短的调整,以消化因制度激进产生的经济过热,可见激进的代价是经济震荡。1994年以来,政府集中推出了住房、医疗、教育、社会保障和国有企业解贫脱困等多项配套改革,认为改革已进入攻坚完善阶段。这些改革原本的目的是为了令1992和1993两年过热的经济能够实现“软着陆”,但事实是软着陆的目标实现了,却又遭遇了通货紧缩。通货紧缩的出现虽然有东南亚金融危机这一外

因,但从内因上说,与 1994 年推行的这些激进的配套转轨措施有关。对居民而言,主要改变的是付费原则的变化,由国家和单位负担改为由自己负担,由于涉及的多为需求弹性小的必需项目,因此居民的储蓄倾向增加,边际消费倾向减小,宏观上表现为成本大于收益的紧缩效应,经济难以有效回升。

第二,中国经济制度冲击对经济周期影响的第二个基本特征是阶段性,它与市场类型的变化相协调,使得我国的经济周期波动与改革措施的推出有高度的吻合性。

就经营和产权制

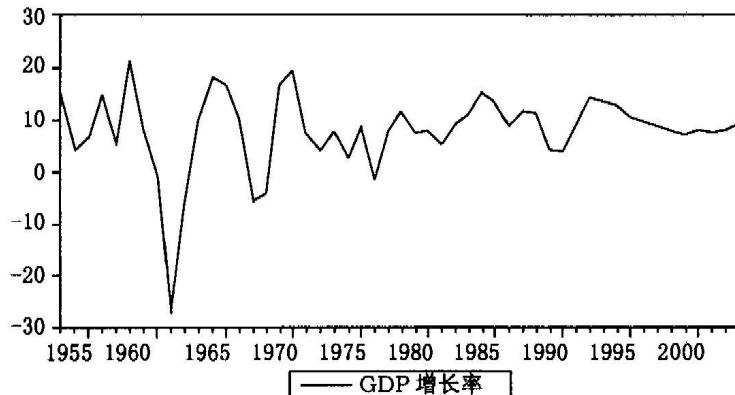


图 2 1953~2003 年我国 GDP 的增长率

度而言,改革开放后第一次经济周期的上升阶段与农村家庭联产承包制的推行和农产品市场化相关。这个阶段性在全社会范围内表现为 1984 年之前以农村改革为主题,将农村生产制度从集体化为主变成为农民个体经营为主,在土地最终所有权属于国家的前提下,土地使用权归农民所有,为实行农民合股制打下基础。第二次经济周期与城市经济体制改革和工业品市场化有直接关联。1984 年以后开展了以城市为中心的全国性生产、分配、交换制度的改革,按照市场经济的要求系统创新,原来的二元公有制逐步变成为“以公有制为主体、多种所有制形式并存”的多元所有制格局。第三次周期是由价格双轨制的推进和生产资料市场化所推动。在此期间表现为 1992 年以前主要推行的是“放权让利”的承包制和试行股份制;1992 年以后,按照现代企业制度要求,开展了股、卖、并、联、合和租等多种途径的产权制度改革,重点是用股份制来改组国有产权结构,通过大力发展直接融资为特征的资本市场,加大国企产权制度转换的进度。第四次经济周期与要素市场化及构建宏观新体制框架相关。始于 1994 年的企业体制、教育体制、医疗体制、住房体制等改革,使原由国家提供的福利性服务消费改为由居民自己负责,导致居民预期改变,防范心理增加,宏观紧缩效应由此产生。

## 二、制度冲击与中国经济周期波动特征转变的检验

中国的经济制度(体制)变革始于 20 世纪 70 年代末,从 1978 年开始的农村经济改革开始,经过二十几年的改革开放,我国的经济体制和经济运行方式发生了根本性的转变,国民经济发展水平不断提高。从我国 GDP 增长率的波

动图形中可以看出,从 1978 年以后,GDP 增长率的波动特征与改革前的近 30 年的波动特征出现了明显不同,改革前表现为“大起大落”,改革后表现为“高位一平缓”,这从直观上反映出我国的经济周期波动特征自改革开放后发生的改变,因此我们可以定性地推断出经济制度(体制)变革对我国经济周期波动存在着很大的影响。

为了使我们的结论更有说服力,本文对改革前后中国经济周期波动特征是否转变进行检验,以判断制度(体制)变革冲击是否对中国经济周期波动产生实质性的影响。

### (一) 稳定性(结构变化)检验——邹检验

一个模型长时间保持结构的稳定性一般而言是困难的,有时模型可能会发生结构变化——模型的参数发生了改变,比如边际消费倾向的变动,弹性的变动等等,当然产生结构变化的原因有很多,比如 1973 年的石油危机对世界经济的冲击;我国从 1966~1976 年的文化大革命对结构的冲击;改革开放政策实施的政策效应等等。本文选取邹检验来验证改革前后中国经济周期波动特征是否发生变化。Chow's 断点检验的思想是对每一个子样本单独拟合方程来观察估计方程是否有显著差异。下面讨论发现结构变化的邹检验。

假设数据容量为  $N$ ,变点为  $N_1$ 。以变点  $N_1$  为界,将数据分成两段。可能的回归模型有三个:

$$(1) t=1, 2, \dots, N_1;$$

$$Y = b'_0 + b'_1 X_1 + b'_2 X_2 + \dots + b'_k X_k + \mu'$$

$$(2) t=N_1+1, N_2+2, \dots, N;$$

$$Y = b''_0 + b''_1 X_1 + b''_2 X_2 + \dots + b''_k X_k + \mu''$$

$$(3) t=1, 2, \dots, N(\text{合并数据});$$

$$Y = b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots + b_k X_k + \mu$$

假设为:

$$b'_i = b''_i, i=0, 1, \dots, N$$

使用两组样本数据分别对模型(1)和模型(2)进行回归,得到残差平方和  $RSS_1, RSS_2$ 。

使用全部数据对模型(3)进行回归,得到残差平方和 RSS 检验统计量:

$$F = \frac{(RSS - RSS_1 - RSS_2)/(k+1)}{(RSS_1 + RSS_2)/(N_1 + N_2 - 2k - 2)} \sim F(k+1, N_1 + N_2 - 2k - 2)$$

其中,  $N_1, N_2$  为两个样本的容量,  $k$  为模型中变量的数目。

以上的检验过程称为邹变点检验(Chow's Breakpoint Test)。

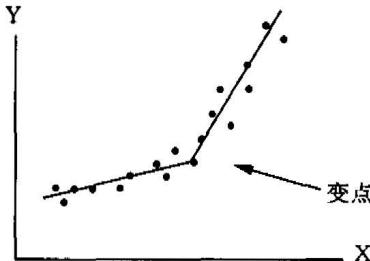


图 3 结构变化的邹检验

## (二) 主要宏观经济变量周期波动性的稳定性检验

本文采用 EVIEWS 软件对我国主要宏观经济变量改革前后(1978 年)的周期波动特性进行邹变点检验,以验证制度(体制)冲击是否对这些变量的周期波动特征产生结构性影响。这里本文选取反映经济周期波动特征的两个典型指标:波动性和持续性,波动性指标用主要宏观经济变量与 GDP 的相关标准差来衡量,持续性用一阶自相关系数来衡量。主要宏观经济变量选取 GDP、消费、固定资产投资、进出口、居民消费价格指数。

表 1 改革前后中国经济周期波动的特征

变 量	波动性	持续性
观测期 1953~1978 年		
GDP	1.00	0.62
居民消费	0.58	0.74
固定资产投资	1.82	0.81
进口	0.46	0.62
出口进口	0.53	0.55
消费价格指数	0.31	0.68
观测期 1979~2003 年		
GDP	1.00	0.86
居民消费	0.61	0.88
固定资产投资	1.46	0.85
进口	1.24	0.75
出口	2.15	0.86
消费价格指数	1.39	0.84

资料来源:根据国家统计局历年《中国统计年鉴》数据计算。

表 2 改革前后经济周期波动特征变动的邹检验

变 量	波动性		持续性	
	F 统计量	probability	F 统计量	probability
GDP	2.614201	0.042561	2.031487	0.031456
居民消费	2.351478	0.041283	1.962541	0.026582
固定资产投资	3.214572	0.062147	3.854124	0.052467
进口	1.568412	0.021402	2.103512	0.028145
出口	1.387145	0.015479	2.641257	0.035141
消费价格指数	2.851423	0.048921	3.562438	0.048157

从以上的检验结果可以看出,主要宏观经济变量的周期波动特征在改革前后的变动均未通过检验,说明改革前后中国经济周期波动的基本特征发生了结构性的变化,这表明制度(体制)变迁冲击的确对中国的经济增长和波动造成了重大的影响,改变了周期波动的基本模式。从 GDP 增长率的波动图形(图 2)中我们也可以看出,改革以前,中国经济周期波动主要体现为“古典型波动”,这表明受计划经济体制和我国经济发展水平的限制,我国经济周期波

动在经济发展的绝对水平上表现得相当明显,经济波动呈现出“大起大落”;而改革之后我国经济周期波动特征体现为“增长波动”,国民经济发展较为平缓,经济波动没有出现绝对水平的大起大落,而只是在经济增长率上出现相对水平的起伏,这表明经济结构的改善、价格机制的放开、多种要素市场的建立等一系列经济制度(体制)的变革已经改变了中国经济周期波动的传统模式,从改革后的国民经济走势来看,经济的周期波动呈现出“高位—平缓型”。

### 三、经济制度冲击与经济周期波动的相关性分析

#### (一)变量的选定

由于,中国的经济制度变革基本沿着三个方面展开:一是资源配置方式的变革,主要是打破以往计划体系,建立以价格机制为核心的市场经济体系;二是经济主体产权制度的变革,它主要通过发展民营经济、集体经济来壮大非国有制经济,通过国有企业的“抓大放小”和治理结构的变革深化国有经济的改革;三是进行发展战略的全面调整,它通过全面改革外贸体制以及其他相应的制度措施,用外向型发展模式代替进口替代的内向型发展模式。因此,我们在计量模型中将经济制度变量界定在以下三个方面:1. 市场化程度(MRL),用投资的市场化指数表示,即用全社会固定资产投资中“外资、自筹资金和其他投资”三项投资占总投资的比重来表示。2. 非国有化水平(NOSW),用非国有经济增加值占国内生产总值的比重表示。由于统计数据的限制,用工业总产值中的非国有经济产值所占比重来表示。3. 开放程度(ORL),经济运行的外向化水平,衡量一个国家或地区的开放程度的通行指标是对外贸易比率,即出口总额与国内生产总值的比率,它反映一个国家或地区参与国际贸易和分工的程度。

为检验经济制度(体制)变革冲击与经济周期波动之间的相关性,本文将依次检验:1. 中国市场化发展与经济周期波动的相关性。2. 我国非国有化水平变动与经济周期波动的相关性。3. 中国经济的开放度与经济周期波动的相关性。本文采用的样本数据为1978~2003年的年度数据,数据来源于《中国统计年鉴2004》。根据上述界定的变量,我们对数据进行了整理,见表3。

表3 制度(体制)变革冲击各变量 单位: %

年份	市场化程度	非国有化水平	开放程度
1978	55.1	22.37	9.80
1979	56.3	21.53	11.26
1980	57.8	24.03	12.62
1981	59.2	25.24	15.12
1982	63.0	26.64	14.57
1983	63.9	26.64	14.49
1984	62.9	30.91	16.75
1985	63.9	35.14	23.05

续表3 制度(体制)变革冲击各变量

单位: %

年份	市场化程度	非国有化水平	开放程度
1986	64.3	37.73	25.29
1987	63.9	40.28	25.78
1988	69.7	43.21	25.60
1989	74.4	43.93	24.58
1990	71.7	45.39	29.98
1991	69.7	43.84	33.43
1992	68.3	48.48	34.24
1993	72.8	53.05	32.54
1994	74.6	61.96	43.59
1995	76.5	66.03	40.19
1996	77.8	71.52	35.55
1997	78.3	74.48	36.22
1998	76.5	78.43	34.28
1999	74.5	79.69	36.43
2000	73.3	77.97	43.93
2001	74.1	78.52	42.18
2002	75.5	79.15	43.56
2003	75.7	80.21	44.82

资料来源:根据国家统计局《中国统计年鉴 2004》相关基础数据计算。

## (二) 经济制度(体制)变迁冲击与经济周期波动的相关性分析

### 1. 经济体制变迁与经济周期波动的格兰杰(Granger)因果检验

为了判断经济制度(体制)变迁冲击对经济增长波动性的动态影响, 我们首先需要分离出经济增长的波动性成分。在本文的检验中, 我们主要使用常用的 H-P 滤波方式来分离诸变量的趋势成分与周期成分。首先我们对 1978 年以来 GDP 增长率进行了趋势与周期的分解, 其周期波动(记为  $CY_0$ )如图 4。

为了分析制度(体制)冲击与经济周期波动性的相关性, 我们采用 H-P 滤波分离了市场化指标(MRL)、非国有化水平(NOSW)和开放程度(ORL)的周期成分, 分别记为  $CY_1$ ,  $CY_2$ ,  $CY_3$ , 见图 5。

并与根据前面所获得的经济增长率波动序列  $CY_0$  进行格兰杰(Granger)因果关系检验, 为了防止伪回归的出现, 我们首先对这几个变量的平稳性进行检验, 通过 ADF 单位根检验(具体检验结果略)可知这几个变量均为平稳过程, 因此可以运用格兰杰因果检验来检验以上各周期成分与 GDP 周期成分的

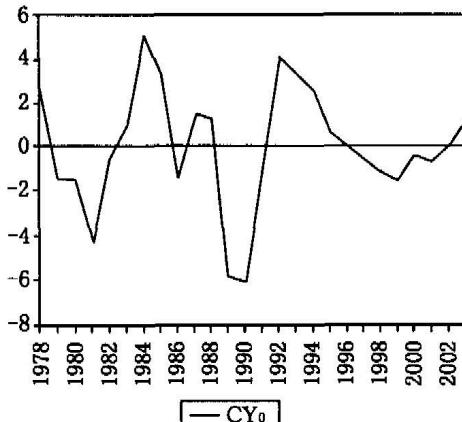


图 4 1978 年以来 GDP 增长率周期波动(记为  $CY_0$ )

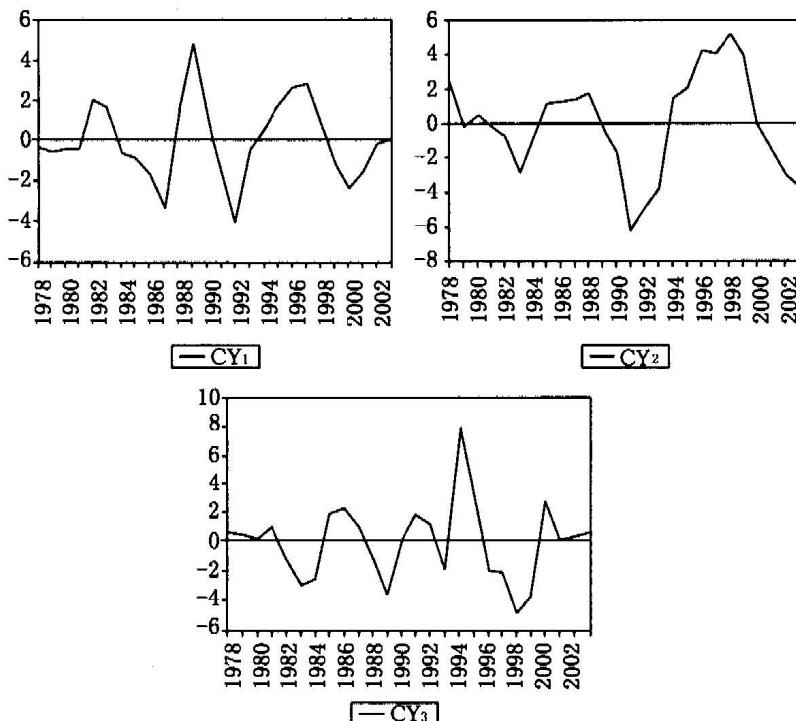


图 5 制度(体制)冲击的周期成分

因果关系,其检验结果如表 4 所示。

表 4 以上各周期成分与 GDP 周期成分的格兰杰因果关系:1978、2003 年(滞后期:2)

零假设:	Obs	F 统计量	Probability
CY <sub>0</sub> 不是 CY <sub>1</sub> 的格兰杰原因	24	0.77564	0.47445
CY <sub>1</sub> 不是 CY <sub>0</sub> 的格兰杰原因		7.981476	0.00277
CY <sub>0</sub> 不是 CY <sub>2</sub> 的格兰杰原因	24	6.93646	0.00547
CY <sub>2</sub> 不是 CY <sub>0</sub> 的格兰杰原因		8.594146	0.00148
CY <sub>0</sub> 不是 CY <sub>3</sub> 的格兰杰原因	24	0.93060	0.41156
CY <sub>3</sub> 不是 CY <sub>0</sub> 的格兰杰原因		0.17150	0.84369

从格兰杰因果检验的结果来看,市场化发展指标 MRL 的周期成分 CY<sub>1</sub> 是引起 GDP 增长率的周期成分 CY<sub>0</sub> 波动的格兰杰原因,这表明市场化进程的波动会引起宏观经济的相应波动,而经济增长率波动的变化却未能引起市场化发展指标 MRL 的显著变化,由此判断市场化发展变化率与经济增长率的波动性存在单向因果关系。同样,非国有化水平周期成分 CY<sub>2</sub> 也是引起经济增长率波动变化的单向原因。但开放度的周期成分 CY<sub>3</sub> 与经济增长率波动周期成分 CY<sub>0</sub> 之间互不成为因果关系。

## 2. 经济体制变迁与经济周期波动的脉冲响应函数分析

为了增强检验的可靠性,我们通过建立 MRL、NOSW、ORL 波动周期成分与 GDP 增长率波动周期成分的 VAR 向量自回归模型(滞后阶数为 4)后,

对变量进行脉冲响应函数分析(见图 6)。

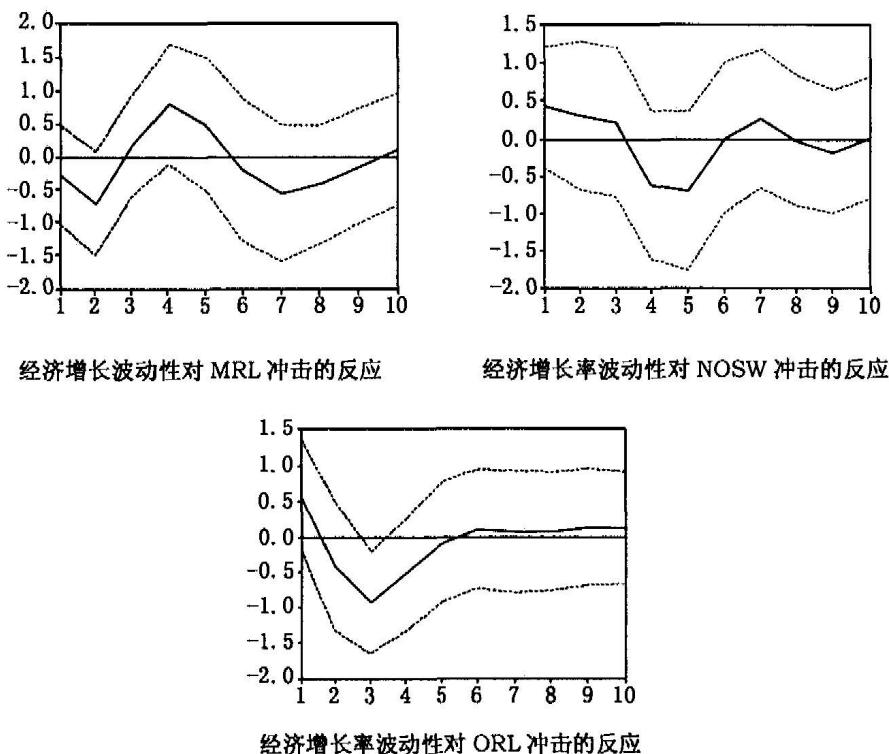


图 6 变量的脉冲响应函数分析图

从图 6 可知,在 MRL 对增长率波动 CY<sub>t</sub> 产生一个冲击时,在第 1 到第 3 期,增长率波动呈负向变化,从第 2 期到第 4 期,增长率波动呈正向增加,第 4 期到第 7 期又呈现负向变化,第 7 期后才逐步消失。从影响的幅度上,MRL 的冲击造成增长率的变动最大为 0.5%,可以判断市场化冲击造成了经济的相应波动。在 NOSW 对增长率波动产生一个冲击后,在第 1 期到第 5 期,增长率波动呈负向变化,影响幅度最大达到-0.7,第 5 期到第 7 期增长率波动呈正向增加,第 7 期之后渐渐消失。而 ORL 冲击产生后,经济增长率从第 1 期到第 3 期出现了负向变化,幅度最大为 0.9,而从第 2 期到第 5 期,出现了正向的变动,第 5 期之后逐步消失。可以看出制度(体制)冲击变量的冲击首先会使经济增长的波动出现一个负向的变动,其时间最长会持续 5 期(NOSW),变动幅度最大达到-0.9%,其后经济波动出现一个正向的变化,一般持续 2 期以上,随后经济增长率的波动逐步消失。三个制度冲击变量均对经济增长率的波动产生一定的影响,这证明制度(体制)冲击是影响经济周期波动的一个重要的因素。

#### 四、基本结论及政策建议

上述分析结果表明中国经济制度(体制)的变动冲击对经济的周期变动的方向及程度起到了较大的决定作用。在中国,受政治背景的影响而出台的重大的改革举措对经济的发展影响巨大而深远。当然,在市场经济体制逐步完善的今天,这种依靠政治变动为背景的经济制度改革已经不能取代经济规律的作用。然而,经济制度(体制)变动与经济周期波动存在着明显的相关关系。这种相关性在 20 世纪 90 年代以前表现得十分明显,即体制的变动能够立刻对经济产生“立竿见影”的效果,而且每次需采取“硬着陆”的方法进行调控,致使总体经济运行过程中突然遭遇“急刹车”而引起经济剧烈波动。胡鞍钢(1994)利用二阶自回归动态方程模拟政治动员的冲击影响,其结论认为,党代会具有很强的政治动员作用,经济的扩张与历次党代会具有一一对应的关系,与人代会也具有一定的对应关系。

当然,经济制度(体制)改革以渐进式为主的目的之一就是为了避免经济运行的剧烈波动,不过不容否认,每一次重大改革举措的实施,都不可避免地会引起经济的相应波动。这说明体制改革本身会产生扩张和紧缩效应,因此在推出体改措施时,必须首先考察当时的经济周期波动状况和波动趋势,并结合对体制措施可能产生的宏观经济效果的正确判断,尽量使体制改革的波动效应与周期波动逆向运行。正确的做法是在经济上行阶段适时推出成本负担较大的改革措施,在增长中消化成本,而在周期下行阶段适当推出有扩张作用的改革措施。由于体制措施只宜推进不宜后退,因此政府在应用反周期的财政政策和货币政策时,除了考察经济周期的自然波动之外,还应将体制改革导致的制度环境的变动以及体制改革产生的宏观经济效应同时纳入考虑范围,将制度变迁当作经济的内生因素来制定周期性政策。当体改措施已有扩张和紧缩作用时,反周期政策应适当减少强度,体制改革政策和政府反周期政策应协调作用,共同实现熨平经济周期、保持经济平稳运行的目标。

#### 参考文献:

- [1]Agenor P R, C J McDermont, E S Prasad. Macroeconomic fluctuations in developing countries: Some stylized facts[R]. IMF Working Paper, 1999;9935.
- [2]Blackburn K, M O Ravn. Business cycles in the United Kingdom: Facts and fictions [J]. *Economica*, 1992,59: 383~401.
- [3]Cooley T F, E C Prescott. Economic growth and business cycles[Z]. in Cooley, 1995a;1 ~38.
- [4]Hall George J. Overtime, effort, and the propagation of business cycle shock[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1996,38:139~160.
- [5]Prescot Edward C. Theory ahead of business cycle measurement[J]. *Federal Reserve*

- Bank of Minneapolis Quarterly Review, 1986, 10(4): 9~12.
- [6] Stockman Alan C. New evidence connecting exchange rates to business cycles [R]. Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly, 1998, 84(2): 73~89.
- [7] Taylor John B. Aggregate dynamics and staggered contracts [J]. Journal of Political Economy, 1980, 88(2): 1~23.
- [8] M·P·涅米拉, P·A·克莱茵. 金融与经济周期预测[M]. 北京:中国统计出版社, 1998.
- [9] 刘金全. 现代宏观经济冲击理论[M]. 长春:吉林大学出版社, 2000.
- [10] 刘金全, 王大勇. 我国经济周期波动态势与经济增长趋势分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2003, (6): 9~12.
- [11] 刘树成. 新一轮经济周期的背景特点[J]. 经济研究, 2004, (3): 4~9.
- [12] 刘树成. 论中国经济周期波动的新阶段[J]. 经济研究, 1996, (11): 3~10.
- [13] 林燕. 体制变动与经济周期的相关性分析[J]. 经济论坛, 2004, (9): 9~10.
- [14] 刘斌, 张怀清. 冲击、经济波动及政策[J]. 金融研究, 2002, (2): 10~20.

## An Analysis of the Effect of Institutional Shocks on China's Business Cycle

DU Ting, PANG Dong, YANG Can

- (1. Economic School of Shenzhen University, Shenzhen 518060, China;  
2. Postdoctoral Program, China's Merchants Bank, Shenzhen, 518040, China;  
3. Planning and Statistics Department of Xiamen University, Xiamen 361005, China)

**Abstract:** The reform of China's economic system has become one of the most profound, long-lasting and comprehensive shocks that China's macro economy has ever experienced. It has greatly influenced the moving characteristics of China's business cycle, which is tested in this paper with econometrical method. The paper also tests the correlation between the business variable and the three institutional shock variables which are degree of marketization, the level of privatization, and the extent of opening up to the outside. The results show that the institutional shocks have great influences on China's macro economy in terms of their effectiveness in deciding the direction and range of a business cycle.

**Key words:** business cycle; economic fluctuation; institutional shocks

(责任编辑 周一叶)