

中国货币政策效应非对称性的实证研究

曹永琴 李泽祥

摘要: 已有研究表明,紧缩性与扩张性货币政策对真实产出的影响存在非对称效应。但与现有研究不同的是,本文实证结果表明:(1)扩张性货币政策更为有效;(2)不同经济周期阶段货币政策的政策效应具有非对称性,较之于经济扩张时期,经济紧缩时期的货币政策更为有效;(3)“大”的货币政策与“小”的货币政策的政策效应有差别,“小”的货币政策相对有效。

关键词: 非对称性 紧缩性货币政策 扩张性货币政策 菲利普斯曲线

一、引言

早在 1941 年, Hansen (1941) 就已经注意到了货币政策非对称性的存在,他认为,货币政策确实可以有效地用来制止经济扩张,但 20 世纪 30 年代的经济萧条所提供的充分证据表明,恢复经济增长仅仅依靠廉价的货币扩张是不充分的,即在经济萧条期间,扩张性货币政策并没有起到有效刺激经济增长的作用。20 世纪 60 年代, Friedman 和 Schwartz (1963) 对美国的货币政策及作用效果进行了全面的分析研究,也对货币政策的非对称性给予了理论分析和实证检验上的关注,他们认为,在当时的经济收缩阶段,表面上似乎宽松或者积极的货币政策对复苏经济似乎没有起到显著的作用。

认识到货币政策可能存在着非对称性效应之后,众多学者对这一问题进行了研究。大量学者的研究集中于货币总量对产出的不同影响上。Cover (1992) 的研究被认为是此类文献中非常重要文献之一。Cover 用 M_1 来代替货币供应量,运用两步 OLS 法,采用美国 1951 - 1987 年的季度数据,来检验货币政策对产出非对称影响的存在性。他发现,负的货币供给冲击对产出在统计上具有显著的减少作用,而正的货币供给冲击对产出增加则没有显著的作用,美国紧缩性货币政策比同等程度的扩张性货币政策的政策效果更大。De Long 和 Summers (1998) 使用了美国日数据,考虑了战前和大萧条之前的时期以及战后时期,从而扩展了 Cover 的分析;Thoma (1994)、Rhee 和 Rich (1995)、Karras (1996) 的研究为 Cover 提供了进一步的实证支撑。

也有大量学者研究了货币政策对货币市场的非对称性影响。利用联邦利率和 Boschen - Mill 指数

来分析货币冲击非对称的历史, Morgan (1993) 在美国发现了类似的紧缩性货币政策相对有效的非对称效应。Macklem 等 (1996)、Kim 等 (1998)、Bliss 和 Kaufman (2003)、Jensen (1996) 等学者对货币政策对货币市场的非对称影响进行了实证和理论研究,都发现了货币政策对货币市场的非对称影响。

当然,国内学者也对此进行了大量的实证检验。陆军和舒元 (2002)、黄先开和邓述慧 (2000)、刘金全和刘兆波 (2003)、陈德伟等 (2003) 以及赵进文和闵捷 (2005) 等人进行了相关研究,他们的研究表明中国存在着紧缩性货币政策相对于扩张性货币政策更有效,与国外学者的研究发现相一致。

从现有文献来看,货币政策效应非对称性理论注重对正向和负向货币冲击对经济变量非对称性影响的研究,鲜有学者关注大的和小的货币冲击对经济变量影响非对称性的研究,而这正是本文要做的工作之一。本文运用 HP 滤波技术和邹至庄检验来考察正向和负向冲击对经济的影响是否是非对称的,以及大的和小的货币政策是否也对经济具有不同的政策效果。本文余下的结构安排为:第二部分对模型变量的选择进行了说明;第三部分对中国货币政策进行了实证分析,证实中国货币政策存在着非对称性,但正向货币政策的政策效果相对较强一些;第四部分是基本结论和政策含义。

二、模型变量的说明

国内学者对不同层次货币供应量与实际经济增长关系的密切程度的认识是存在分歧的,本文为使研究结果不失一般性,对货币变量的选择为我国的 M_1 、 M_2 统计口径的货币供应量值。本文选择实际国内生产总值 (GDP) 作为检验货币政策效果的变量,它

由名义 GDP 值经过商品零售价格指数 CPI 调整得到。

判断和检验货币政策效应的非对称性,必然要涉及到三方面的问题。第一个问题是如何描述或者度量货币政策的形式,也就是需要说明什么是紧缩性货币政策,什么是扩张性货币政策。在一般的实证检验中,经常使用货币供给增长率的变化来表示货币政策的强度(Johnson,1962),也有使用联邦利率的变化度量货币政策的方向的(Bernanke and Blinder,1992),也有使用政策制订者的陈述或者表白来编制货币政策指数,来描述货币政策状态的(Morgan,1993)。第二个问题是如何判断经济周期的阶段性,也就是需要判断经济是收缩的还是扩张的。由于判断宏观经济运行状态的指标主要是实际产出增长率、通货膨胀率和失业率等指标,因此判断经济周期状态和转变点的统计方法比较多,并且一些统计部门也定期公布经济运行状态,例如公布各种景气指数等。因此,对于经济周期阶段性的判断容易形成共识,周期阶段性判断相对来说容易一些。第三个问题主要涉及到货币政策的作用目标、传导中介和传导机制。货币政策是否有效、是否产生非对称性,主要是指它对实际经济活动的影响,这是货币政策理论研究的核心。通过对这三个基本问题的研究,不仅可分析判断货币政策是否具有非对称性作用,而且可以从中分析产生货币政策非对称性的原因,以及一些主要货币政策规则的相关启示。

在本文中,除了使用上述描述货币政策状态的基本方法以外,我们还使用了一些新的货币度量标志,例如,使用货币供应量与趋势水平的偏离作为货币政策紧缩或者扩张的标志。同时,使用国内生产总值与趋势水平的偏离作为判断经济紧缩或扩张的标志。本文利用年度数据检验货币数量变动对国内生产总值、投资、固定资产投资和工资的非对称性影响,给出检验货币政策非对称性的计量模型,并且分析了具体的检验结果;使用邹至庄技术将货币数量的变动分解为“大”的货币政策和“小”的货币政策,并进而检验“大”的货币政策和“小”的货币政策的政策效果。

三、实证分析

(一)主要变量的数据说明

本文利用年度数据来检验货币冲击对国内生产总值、投资、固定资产投资和工资的非对称性影响,主要变量用以下字母表示:LOAD 指全国金融机构信贷资金平衡表资金运用(百万元);Y 指名义国内生产总值(亿元);P 指物价指数;FA 指全社会固定资产投资总额(百万元);U 指就业人数(万人);A 指全社会资本形成总额(亿元);W 指全国职工工资总额(亿元);M₁ 和 M₂ 为广义货币供应量(亿元)。

资料来源:《中国金融统计年鉴》(2004),《中国人民银行信贷收支月报》,《中国统计年鉴》(2003),《2003 年中国人口统计年鉴》;部分数据经计算得出。

(二)使用 HP 滤波技术分离出变量的长期趋势和短期波动数据

首先,以 M₁ 为例来分析货币政策的非对称性效应,先研究中国的 Philips 曲线是否具有凸性,从图 1 中可以看出,工资增长率 RW 与就业率 U₁ 之间的相关性不强(图 1),这是因为中国工资主要在政府控制之下,在 1979 年到 2000 年近 30 年间几乎没有太大的改变(见图 3),而就业率却在不断的提高(图 4)。不过,图 2 大致显示出了一定的凸性,因而我们还是可以从图 2 中得出以下结论:中国存在着菲利普斯曲线的凸性,这与传统的 Philips 曲线是相符的。名义价格刚性和购买力约束条件决定了菲利普斯曲线的凸性,传统的凯恩斯非对称性在中国可能存在,因此,货币政策的非对称效应在政策方向上就表现出来了,即经济紧缩时期的货币政策相对于经济扩张时期的货币政策更为有效,在经济衰退时期的货币政策效应明显强于经济高涨时期的货币政策。

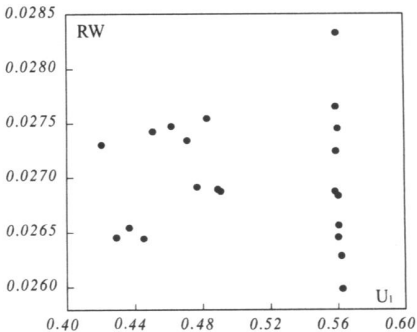


图 1 中国 Philips 曲线:工资增长率与就业率

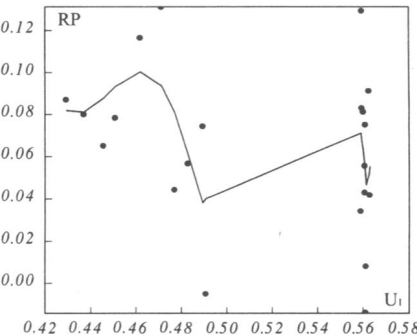


图 2 中国 Philips 曲线:通货膨胀率与就业率

进一步,我们将变量经 HP 滤波后回归以分离出变量的长期趋势和短期波动,表达式如下:

HPY = 6095.74 + 0.72HPM₁ (1)

HPY = 3956.54 + 1.85HPM₂ (2)

其中,HPY、HPM₁ 和 HPM₂ 分别表示 Y、M₁ 和 M₂ 的长期均衡值,也就是经过 HP 滤波以后的趋势值。从长期来看,相对于 M₁ 而言,M₂ 对 GDP 的作用强度要高得多,说明不同货币政策工具调控不同的货

币层次,对 GDP 的作用强度也会有所不同,这也可以看作是货币政策非对称性的一种表现形式。

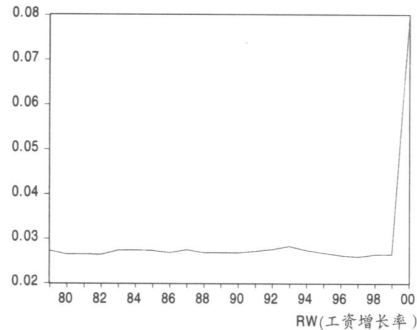


图3 中国工资增长率变化趋势

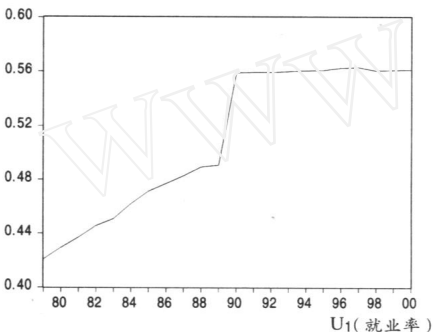


图4 中国就业率变化趋势

(三)使用邹至庄技术将货币数量的正向变动和负向变动分解为正向(或扩张性)的货币政策和负向(或紧缩性)的货币政策

通过邹至庄技术,我们可以将货币政策分为负向和正向的货币政策,并进而检验紧缩性货币政策和扩张性货币政策对实际经济是否具有非对称性的政策效应。

1. 为了避免误设回归,首先做 Y 和 M_1 短期波动的协整检验。

Y 和 M_1 短期波动协整检验的具体结果如表 1 所示,其中,SY 表示 GDP 的短期波动,SM1P、SM1N 分别表示正向的和负向的 M_1 短期波动。

表 1 SY 与 SM1P、SM1N 的协整检验表

无约束协整列向量(迹)				
假设协整个数	特征值	统计量	P = 0.05 临界值	伴随概率
无协整	0.85	50.78	29.80	0.000
至多 1 个协整	0.51	18.87	15.49	0.015
至多 2 个协整	0.33	6.75	3.84	0.009
无约束协整列向量(最大特征值)				
无协整	0.93	53.55	21.13	0.000
至多 1 个协整	0.88	42.32	14.26	0.000
至多 2 个协整	0.002	0.05	3.84	0.825

从上述检验结果可以看出,两类协整检验都说明 SY 与 SM1P、SM1N 至少有两个协整方程,说明三者之间存在着长期稳定的关系,因而进一步对变量进行回归分析也就是有意义的。

2. 为了判别回归是否有意义,接着我们将进行格兰杰因果检验,判断变量之间的因果关系,为进一步的回归统计寻求支持,具体检验结果如表 2 所示。

表 2 格兰杰因果检验表

零假设(滞后 2 期)	F - 统计值	伴随概率
正的 M_1 短期波动不是 GDP 短期波动的格兰杰原因	32.64	3.4E - 06
GDP 的短期波动不是正的 M_1 短期波动的格兰杰原因	1.56	0.24
负的 M_1 短期波动不是 GDP 短期波动的格兰杰原因	0.98	0.40
GDP 的短期波动不是负的 M_1 短期波动的格兰杰原因	0.35	0.71

格兰杰因果检验的结果表明正的 M_1 短期波动是 GDP 短期波动的格兰杰原因,而负的 M_1 短期波动可能不是 GDP 短期波动的格兰杰原因,这说明扩张性货币政策在中国可能更为有效,这与黄先开和邓述慧(2000)的研究相符合,即正向货币冲击对经济增长具有明显促进作用,而负向货币冲击虽对经济增长有一定的抑制作用,但与正向的货币冲击相比,其强度在统计意义上要弱得多。

3. 回归分析和残差检验

首先做变量之间的回归分析,具体的检验结果如表 3 所示。

表 3 短期波动的回归结果

因变量	系数	t - 统计量	伴随概率
C	- 1179.56	- 4.20	0.001
SY(- 1)	1.82	20.39	0.000
SY(- 2)	- 1.41	- 12.27	0.000
SM1P(- 1)	0.50	2.48	0.028
SM1P(- 2)	0.56	2.34	0.036
SM1N(- 1)	- 0.13	- 1.77	0.101
SM1N(- 2)	0.21	1.97	0.070

注:(1)因变量是 SY;(2)回归的 $R^2 = 0.98$,调整后的 $R^2 = 0.97$ 。

从表 3 可知,扩张性货币政策强度分别为 + 0.5 (滞后一期——正号说明增加货币供给将提高 GDP)和 + 0.56 (滞后二期),紧缩性货币政策强度为 - 0.13(滞后一期——负号说明减少货币供给将降低 GDP),由于 0.5 大于 0.13,说明在中国扩张性货币政策更为有效,这与 Cover、Morgan、De Long 和 Karras 的研究结果相悖。货币政策非对称性在不同的国家(即使这些国家具有相同的经济和政治制度)表现也会不同(Korinek, 2000),所以中国货币政策表现出与美国的差异也不足为奇。

回归结果是否存在误设回归仍需要进一步检验残差,检验结果如表 4 和 5。表 4 的怀特异方差检验说明,残差近似没有异方差;表 5 的零阶 ADF 检验说明残差已经平稳。从而说明我们所做的回归技术不存在误设回归,因此,回归结果是可信的。

表 4 残差异方差检验表

F- 统计量	4.98	概率	0.02
观测值 * R ²	17.90	概率	0.12

表 5 增广迪基 - 福勒检验(ADF)表

ADF 检验统计量	- 5.84	1 %临界值	- 3.86
		5 %临界值	- 3.04
		10 %临界值	- 2.66

(四)使用邹至庄技术将货币数量的变动分解为“大”的货币政策和“小”的货币政策——检验中国“大”的和“小”的货币政策的政策效应

1. 根据检验的目标,生成时间序列变量 ASY 与 ASRSM₂、ABRSM₂,其中 ASY 表示短期 GDP 波动的绝对值,ASRSM₂、ABRSM₂ 分别表示“小”的和“大”的 M₂ 短期变动率的绝对值,本文使用的判别标准是当货币供给变动率超过 10 %称为“大”的货币供给冲击,当货币供给震动变动低于 10 %称为“小”的货币供给冲击。

令 SM₂ = M₂ - HPM₂,其中 SM₂ 表示 M₂ 的短期波动,HPM₂ 表示 M₂ 的长期趋势(经过 HP 滤波技术处理);又令 RSM₂ 表示 M₂ 的短期变化率,RSM₂ = (SM₂ - HPSM₂) / SM₂,ARSM₂ = |RSM₂|,ARSM₂ 表示 M₂ 短期变化率的绝对值。

构造函数表达式如下:

$$ARSM_2 = \begin{cases} |ARSM_2| & ARSM_2 < 10\% \\ 0 & ARSM_2 \geq 10\% \end{cases}$$
$$ARSM_2 = \begin{cases} 0 & ARSM_2 < 10\% \\ |ARSM_2| & ARSM_2 \geq 10\% \end{cases}$$

为了避免谬误回归,我们对 ASY 与 ASRSM₂、ABRSM₂ 进行协整检验,具体检验结果如下表 6 所示。

表 6 ASY 与 ASRSM₂、ABRSM₂ 的协整检验表

假设协整个数	特征值	似然比	5 %临界值	1 %临界值
无协整	0.77	40.72	29.68	36.65
至多 1 个协整	0.30	11.38	15.41	20.04
至多 2 个协整	0.20	4.38	3.76	6.65

似然比检验(L. R. test)指出在 5 %的显著水平上存在一个协整等式。

2. 为了判别回归是否有意义,我们将进行格兰杰因果检验,具体的检验结果如表 7 所示。

表 7 格兰杰因果检验表

零假设(滞后 2 期)	F- 统计值	伴随概率
小的货币供给变动不是 GDP 短期波动的格兰杰原因	2.41	0.12
GDP 的短期波动不是小的货币供给变动的格兰杰原因	0.58	0.57
大的货币供给变动不是 GDP 短期波动的格兰杰原因	2.79	0.09
GDP 的短期波动不是大的货币供给变动的格兰杰原因	0.46	0.64

格兰杰因果检验结果表明“大”的(显著水平 0.09)和“小”的(显著水平 0.12)货币政策可能是短期 GDP 波动的格兰杰原因;相对而言,而不是 GDP 变动引起货币供给的变动。格兰杰因果检验指出中国货币政策是有效的。

3. 进行回归计算和残差常规检验,具体的检验结果如表 8、9 和 10 所示。

表 8 二元线性回归统计表

因变量	系数	t- 统计量	伴随概率
C	- 1499.16	- 0.98	0.35
ASY(- 1)	1.05	4.79	0.00
ASY(- 2)	- 0.31	- 1.48	0.16
ABRSM ₂	14594.32	2.29	0.04
ABRSM ₂ (- 2)	- 5465.87	- 1.98	0.07
ASRSM ₂	28329.40	1.52	0.15
ASRSM ₂ (- 2)	33684.14	2.17	0.05

注:(1)因变量是 ASY;(2)回归的 R² = 0.721533,调整后的 R² = 0.593010。

在中国“大”的货币政策强度分别为 14594.32 和 - 5465.87(滞后二期)，“小”的货币政策强度分别为 + 28329.4 和 + 33684.14(滞后二期),这里明显看出:14594.32 < 28329.4,而且,5465.87 < 33684.14,这说明“大”的货币政策效应明显小于“小”的货币政策效应,而不管是当前还是滞后的货币政策效应,“小”的货币政策冲击比“大”的货币政策冲击具有更明显的产出效应”的结论在中国成立(见表 7)。这表明“菜单成本”是企业信号甄别过程中重要的决策依据,这是因为,厂商发现,当“大”的货币冲击导致不调整价格的机会成本 C₀ 大于价格调整成本 C_m(即菜单成本)时,即 C₀ > C_m,则调整产品价格的策略为占优策略,于是厂商调整价格,由此可以看出,“大”的货币冲击将导致物价水平的变化,而产出基本保持不变——激进的货币政策不具有真实产出效益;而“小”的货币冲击如果不能被经济人观察到,将会导致产量水平的变化,而价格水平仅仅做较小的调整或不调整——温和的货币政策具有真实产出效应。所以,波动性较大的货币政策与微调性质的货币政策表现出了非对称性,这一结论与 Ball 和 Mankiw(1994)的研究结果是一致的。

但是,该结果是否存在谬误回归?仍需对残差进行检验,具体的检验结果如表 9 和表 10 所示。

表 8 的怀特异方差检验说明,残差近似没有异方差;表 9 的零阶 ADF 检验则说明残差已经平稳。残差检验结果表明我们所做的回归技术不存在谬误回归,回归结果是可信的。

表 9 残差异方差检验

F- 统计量	2.00	概率	0.18
观测值 * R ²	15.48	概率	0.22

表 10 增广迪基 - 福勒检验(ADF)

ADF 检验统计量	- 4.04	1 %临界值	- 3.86
		5 %临界值	- 3.04
		10 %临界值	- 2.66

四、基本结论和政策含义

通过对中国 1979 - 2000 年度数据进行实证检验,可以得出以下基本结论:

第一,中国货币政策存在着非对称性效应,即紧缩性货币政策与扩张性货币政策对真实产出的影响是非对称的。并且,扩张性货币政策在中国更为有效,这与 Cover、Morgan、De Long 和 Karras 的研究结果相悖,但却与 Korinek 的研究结论相符,即货币政策非对称性在不同的国家(即使这些国家具有相同的经济和政治制度)表现也不同,所以中国货币政策表现出与美国的差异也不足为奇。

第二,中国存在着菲利普斯曲线的凸性。名义价格刚性和购买力约束条件决定了菲利普斯曲线的凸性,传统凯恩斯非对称性在中国可能存在,因此,货币政策的非对称效应在政策方向上就表现出来了,即经济紧缩时期的货币政策相对于经济扩张时期的货币政策更为有效,在经济衰退时期的货币政策效应明显强于高涨时期的货币政策。

第三,实证检验结果表明,在中国“大”的货币政策效应明显小于“小”的货币政策效应,而不管是当前还是滞后的货币政策效应,小的货币政策冲击比大的货币政策冲击具有更明显的产出效应”,这表明“菜单成本”是企业在信号甄别过程中重要的决策依据。

货币政策非对称效应的存在说明了目前中国货币政策是起作用的,因此,中央银行可以善用货币政策工具来达到调控宏观经济的目的,以使货币政策效应最大,并促进区域间协调发展。首先,货币政策非对称给我们的直接启示是,目前实行积极货币扩张可以对中国经济起到促进作用,当中国经济发展缓慢、乏力时,使用扩张性的货币政策与财政政策配合,可以起到较好的政策效果,促使经济快速发展。其次,在不同的经济周期阶段,应该采取不同的财政政策与货币政策的配合方式,因为经济紧缩时期的货币政策相对于经济扩张时期的货币政策更为有效,在经济衰退时期的货币政策效应明显强于高涨时期的货币政策。因而,在经济紧缩时期应该让货币政策发挥更大的政策效果;在经济高涨时期,则较少依赖于货币政策,应更多依赖财政政策等其他政策工具来调控经济。最后,微调性货币政策可以对经济产生更大的效果,即较之于激进的货币政策,采取循序渐进、微调性的货币政策可以对经济发挥更大的政策效果。

注释:

巴罗(1977,1978)和米什金(1982)也曾采用过相同的方法来研究:未预期到的货币供给的变化是否会对产出产生真实影响。

我国的货币供应量包括以下四个层次:

M_0 = 流通的现金;

M_1 = M_0 + 企业单位活期存款 + 机关团体部队存款 + 农村存款;

M_2 = M_1 + 企业单位定期存款 + 自筹基本建设存款 + 个人储蓄存款 + 其他存款;

M_3 = M_2 + 金融债券 + 商业票据 + 大额可转让定期存单等(范从来,2001)。

参考文献:

1. Ball, L. and Mankiw, N. G., 1994. "Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations." *Economic Journal*, Vol. 104, pp. 247 - 261.
2. Bernanke, B. S. and Blinder, A. S., 1992. "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission." *The American Economic Review*, 82(4), pp. 901 - 921.
3. Cover, J. P., 1992. "Asymmetric Effects of Positive and Negative Money - Supply Shocks." *Quarterly Journal of Economics*, 107(4), pp. 1 261 - 1 282.
4. De Long, B. J. and Summers, L., 1998. "How Does Macroeconomic Policy Affect Output?." *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, pp. 433 - 480.
5. Friedman, M. and Schwartz, A., 1963. *A Monetary History of United States, 1867 - 1960*. Princeton NJ: Princeton University Press.
6. Hansen, A. H., 1941. *Fiscal Policy and Business Cycles*. New York: W. W. Norton and Company.
7. Jensen, G. R.; Mercer, J. and Johnson, R. R., 1996. "Business Conditions, Monetary Policy and Expected Security Returns." *Journal of Financial Economics*, 40(2), pp. 213 - 327.
8. Karras, G., 1996. "Are the Output Effects of Monetary Policy Asymmetric? Evidence from Sample of European Countries." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58(2), pp. 267 - 278.
9. Kim, J.; Shawn, N. and Ratti, R. A., 1998. "Monetary Policy and Asymmetric Response in Default Risk." *Economics Letters*, 60(1), pp. 83 - 90.
10. Korinek, Anton, 2000. "Asymmetries in the European Monetary Transmission Mechanism Due to Financial Structure." *Diploma Thesis in Economics*.
11. Morgan, D. P., 1993. "Asymmetric Effects of Monetary Policy." *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review* 78, pp. 1 - 33.
12. Rhee, W. and Rich, R. W., 1995. "Inflation and the Asymmetric Effects of Money on Output Fluctuations." *Journal of Macroeconomics*, 17(4), pp. 683 - 702.
13. Thoma, A. M., 1994. "Subsample Instability and Asymmetries in Money - Income Causality." *Journal of Econometrics*, 64(2), pp. 279 - 306.
14. 刘金全、刘兆波:《我国货币政策作用非对称性和波动性的实证检验》,载《管理科学学报》,2003(3)。
15. 赵进文、闵捷:《央行货币政策操作效果非对称性实证检验》,载《经济研究》,2005(2)。
16. 陆军、舒元:《货币政策无效性命题在中国的实证研究》,载《经济研究》,2002(3)。
17. 陈德伟、徐琼、孙崎岖:《我国货币政策效果的非对称性实证研究》,载《数量经济技术经济研究》,2003(5)。
18. 黄先开、邓述慧:《货币政策中性与非中性的实证研究》,载《管理科学学报》,2000(2)。

(作者单位:复旦大学经济学院 上海 200433
浙江大学经济学院 杭州 310027)
(责任编辑:K/Q)