

对我国宏观调控政策作用效果的一种解析

庞晓波, 王莹

(吉林大学数量经济研究中心, 吉林大学商学院, 130012)

摘要: 本文对我国的财政政策与货币政策对产出的影响进行了分离, 从长期趋势和短期波动两个角度出发, 对宏观政策调控进行分析。发现货币政策造成的经济波动比财政政策造成的波动要强烈, 但时效前者短于后者。同时发现利率波动对产出波动的影响较为微弱, 货币供给量波动对产出波动影响相对较强。提出我国应在实施稳健财政政策的同时应保持稳健或适度宽松的货币政策, 同时应逐步放松对利率的管制。

关键词: 财政政策; 货币政策; 脉冲相应

中图分类号: F224.0

文献标识码: A

1 引言

对于宏观经济政策作用效果的识别是一件复杂的事情。原因是: GDP 和物价水平等宏观经济量的动态表现是各种因素综合作用的结果, 包括实际因素(如技术、居民消费和投资变化、国外需求变化等)和政策因素(如货币政策、财政政策操作), 以及制度因素。如果把 GDP 的动态表现单纯地与任何一种因素进行统计分析显然缺乏说服力。此外, 经济量的长期关系和短期关系也在客观上存在差异, 尤其是政策操作主要作用于短期, 笼而统之地进行计量检验也存在方法论缺陷。因此, 对宏观经济量观测结果的因素识别, 尤其是对宏观政策作用效果的识别应当充分考虑到各种因素的影响。

对于货币政策和财政政策的作用效果, 国内学者从诸多不同的角度进行了研究。付一平、刘金全(2005)依据 1989—2004 年数据, 利用财政收入比例、财政支出比例、赤字比例及 GDP 增长率等变量用回归方法对积极财政的周期性以及财政规模与产出波动的相关性做了检验, 并运用向量自回归模型对财政政策的传导机制做了分析, 结论是: 我国积极财政政策具有显著的稳定性作用。刘斌(2001)选取工业增加值、消费、投资作为实体经济变量, 基础货币作为工具变量, 狭义货币 M1、广义货币 M2 以及全部金融机构的贷款作为金融变量在估计无约束向量自回归模型后, 施加识别条件对货币政策冲击进行了识别, 在蒙特卡罗随机模拟的基础上进行了货币政策冲击响应的分析, 得出在我国货币政策冲击在短期对实体经济部门具有影响, 长期上没有影响。陈飞(2002)运用向量自回归模型, 发现 1991—2000 年间狭义货币供应量 M_1 、信贷总额、实际利率等对 GDP 起了一定作用。黄昌利、任若恩(2004)选取 1996—2003 年一年期存款利率、狭义货币 M1、广义货币 M2、投资、消费、GDP 变量的季度数据, 运用协整检验、格兰杰因果关系检验、向量误差修正模型和基于 VAR 的冲击响应技术对货币政策效果进行实证分析, 研究表明, 这段时间内中国的货币政策表现出低效性。另外, 在利率政策方面, 谢平、袁沁敌(2003)通过建立中央银行反应函数等外国文献的方法, 选取一年期存款利率、工业总产值、工业产值增长率、储蓄、商品零售总额等变量, 研究了利率政策对产出、储蓄及消费的影响, 分析表明实际利率对名义和实际产出的预测能力明显高于其他金融变量。而方先明、熊鹏(2005)运用 1990—2005 年实际存款利率、实际贷款利率、狭义货币 M1、广义货币 M2、GDP、固定资产投资额、社会消费品零售额、居民消费价格指数、企业商品价格指数变量, 利用交叉统计数据, 基于协整检验与格兰杰因果关系检验的结果, 通过脉冲响应函数、方差

分解及最大时差相关系数等方法对我国利率政策的时滞效应进行了实证研究,分析得出我国现实经济中利率政策的效用发挥不充分,利率工具的时滞效应非常明显,我国利率传导机制阻塞较大。也有一些研究把货币政策和财政政策结合在一起,李义超、周英章(2003)选取财政支出、货币量M2以及GDP变量,运用最终预测误差准则和检验格兰杰因果关系方法,对我国的货币政策和财政政策的效应进行了实证比较研究,结论表明在1995—2000年我国货币政策的宏观调控效果并不显著,而财政政策的宏观调控能力比较明显,且我国货币政策和财政政策相互影响,货币政策在更大程度上被动适应于财政政策。这些研究的积极意义在于回答了财政政策冲击或货币政策冲击与产出动态变动过程的统计特征。但是,当进行财政政策分析时忽略货币因素或货币政策分析忽略财政因素时,其结果的实际说服力总是存在一定问题。

本文所尝试的途径是:把经济变量间的关系区分为趋势关系和波动关系,分别从两个方面对政策影响进行识别。只对去除长期趋势后的GDP的波动部分和相关经济量的影响作用进行了剥离,并以VAR模型为基础,以对我国宏观政策对经济波动影响进行实证检验。

2 模型设定与数据处理

为了综合本文的实证分析将针对1996年1月至2005年10月的实测月度数据进行。主要是因为1996年以来,金融的发展面临着防范金融风险与支持经济增长两大主要任务与挑战。特别是为了应对1997年亚洲金融危机和逐步化解国内金融问题,我国实行积极的财政政策和稳健的货币政策。我国初步实现从直接调控逐步转向间接调控,上一轮政策操作结束,新一轮政策操作开始。1996年以来,央行多次以利率作为调控工具,先后8次降息,并正式将货币供应量M1和M2作为货币政策的中介目标。存款准备金制度,取消国有商业银行贷款限额控制,恢复公开市场债券交易,改革再贴现机制也都发生再1996年之后。

本文选取GDP作为实际经济变量(用 Y_t 表示),选取财政收入和财政支出作为财政政策变量(分别用 T_t 和 G_t 表示),选取狭义货币M1、广义货币M2和一年期存款利率作为货币政策变量(分别用 $M1_t$ 、 $M2_t$ 和 R_t 表示)。数据来源为《中国人民银行统计季报》、《中国景气月报》(由于GDP只公布季度数据,以工业增加值为结构权数,把GDP的季度数据月度化)。由于所采用的是月度时间序列,其中包含季节变动要素,所以利用季节调整方法(用X12季节调整方法)除去季节变动要素。为了研究的方便,并考虑到对时序数据取对数后不会改变时序的性质及关系,且所得到的数据容易得到平稳序列,所以对除利率之外的序列均做了对数处理。

3 序列间的长期共同趋势及协整检验

用H—P滤波对各序列进行处理得到各序列的趋势水平。图1至图4给出了个序列的时间路径及趋势水平。

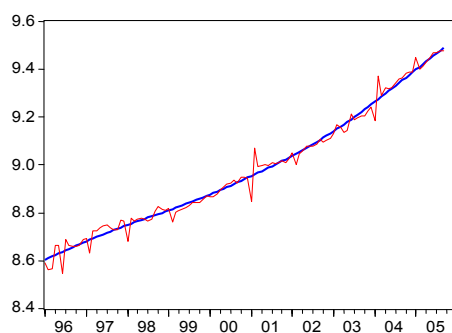


图1 GDP及其趋势水平

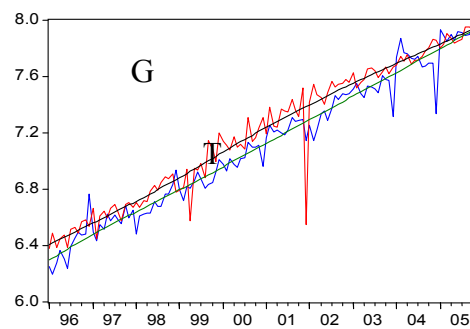


图2 财政政策变量及其趋势水平

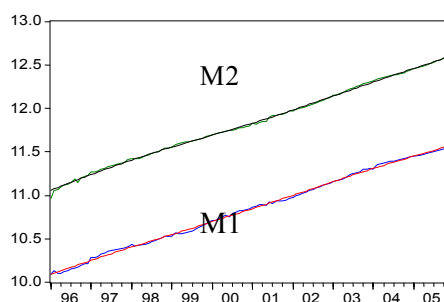


图 3 货币政策变量及其趋势水平

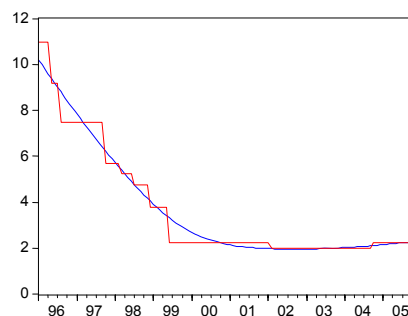


图 4 利率及其趋势水平

观察Y、T、G、M1、M2的路径，可以发现它们可能存在长期稳定的均衡关系。

1.1 平稳性检验

许多经济变量原本是不平稳的，但经过一阶差分以后就变得平稳，则称这样一个经济变量为 $I(1)$ 。如果对这种经济变量直接回归，则可能出现伪回归现象，因此必须检验经济变量是否平稳。首先应用ADF (Augmented Dickey-Fuller) 对GDP和财政支出序列进行平稳性检验。结果见表1：

表 1 对各变量的平稳性检验

变量	水平检验结果		一阶差分检验结果	
	ADF-t 值	临界值	ADF-t 值	临界值
Y_t	-0.7420	-4.0413	-11.2254	-3.4891
$M1_t$	-2.3354	-4.0391	-15.8451	-3.4876
$M2_t$	-1.2206	-3.4870	-17.2191	-4.0391
T_t	-0.7177	-3.4870	-17.7838	-2.5851
G_t	-1.1739	-3.4870	-26.6717	-2.5851

通过表1可见，原统计变量都是非平稳序列，而一阶差分序列均为平稳，可以判定各序列均为一阶单整序列，满足协整检验前提，可能存在协整关系。

1.2 协整检验

应用Johansen (1995) 方法对序列之间的协整关系进行检验，判断随机序列之间的协整性，并获得显著性最高的协整组合。经济序列的协整组合一般具有明显的经济含义，它表示这些经济变量存在共同的趋势，具有长期均衡关系。在根据SC和HQ信息判据，选择滞后阶数为2，协整结果如表2：

表 2 协整检验

假设协整方程数	特征值	似然比	5%临界值	1%临界值
0	0.3098	42.2729	33.8769	39.3701
至多 1 个	0.2693	35.7622	27.5843	32.7152
至多 2 个	0.1046	12.5984	21.1316	25.8612

协整检验表明，在 1% 的显著水平下，存在 2 个显著的协整关系。我们选择显著性最强的协整向量给出这些变量之间的长期均衡关系。将协整向量标准化（取第一个分量为单位 1）后，可以得到下述协整关系：

$$Y_t - 0.7345 T_t + 3.3987 G_t + 2.1684 M2_t - 5.6721 M1_t + u_t$$

其中 u_t 经检验为平稳时间序列。协整关系检验说明这些变量之间存在着长期均衡关系，即GDP与财

政政策变量和货币政策变量之间存在着长期的共同趋势。

4 对短期波动的分析

把序列中的趋势水平剔除，得到各序列的短期波动序列，分别用 cY_t 、 cT_t 、 cG_t 、 $cM1_t$ 、 $cM2_t$ 及 cR_t 表示。

1.3 平稳性检验

在建模前，首先应用 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 和 PP (Phillips-Perron) 对各个序列进行平稳性检验。结果见表 3。

表 3 对各波动变量的平稳性检验

序列	ADF	PP	序列	ADF	PP
cY_t	-12.2666**	-11.8920**	$cM1_t$	-3.0340*	-4.3102**
cT_t	-8.9904**	-8.9612**	$cM2_t$	-8.4974**	-8.4093**
cG_t	-12.2666**	-12.2955**	cR_t	-3.7398**	-3.7289**

ADF 检验和 PP 检验都采取包含截距的方程形式，检验的滞后项数由 AIC 准则决定。其中“*”号表示在 5% 的显著水平（临界值为 -2.8865）下拒绝原假设，“**”号表示在 1% 的显著水平（临界值为 -3.4876）下拒绝原假设。

表 1 说明，各序列在 5% 的置信水平下都拒绝了存在单位根的原假设，所以是平稳的，符合 VAR 模型的建模要求。

1.4 模型设定

VAR 模型形式为：

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \dots + A_p x_{t-p} + B_1 z_t + \dots + B_r z_{t-r} + \varepsilon_t$$

其中， x_t 为 6 维内生变量向量 (cY_t , cT_t , cG_t , $cM1_t$, $cM2_t$, cR_t)'， z_t 为 1 维外生变量向量 C 。 $A_1 \dots A_p$ 和 $B_1 \dots B_r$ 是待估参数矩阵。 ε_t 是随即扰动项， C 为常数项。根据 AIC 准则和 SC 准则判断内生变量的滞后阶数为 2。

1.5 政策波动的脉冲相应分析

在估计了上面的 VAR 模型之后，建立脉冲响应函数，以考察经济波动与政策波动之间的相互作用。

首先，考察财政政策对产出的冲击影响，其中的冲击为一单位的标准残差。从图 5 可以看出财政政策变量波动的影响持续了 8 个月左右，财政收入波动在开始阶段对产出有一个正向的冲击，随后表现为负向冲击。财政支出在初始前一个月里表现为负向作用，在随后的两个月左右又表现为较强的正向作用，接下来又表现为负向作用。这种负效应来自于公共投资的低效率和对私人投资的“挤出”效应。

其次，考察财政政策对产出的冲击影响。从图 6 中看出狭义货币供给量 $M1$ 和广义货币供给量 $M2$ 的波动对经济波动的作用持续了 18 个月左右，而利率波动的作用持续了 16 个月左右。在第一个月 $M1$ 波动对收入波动几乎没有影响，而 $M2$ 波动在第一个月对经济波动有一个负的冲击影响，这可能是暂短的基础货币不足所造成的影响。在第三个月货币供给量的波动对产出波动有一个较强的正向冲击作用，随后财政政策的作用逐渐衰减为 0，这说明增加货币供给量的积极货币政策可以在一定程度上刺激经济的增长。而利率波动的一个正向冲击会在前四个月对经济一个正向作用，到了第五个月才会开始一段较长时间的负向作用。比较利率波动冲击与货币量波动冲击造成影响，前

者要明显弱于后者，这也就是说利率波动造成的经济波动比较小，利率政策操作对经济的影响不大。

综合比较图 5、图 6，可以看出财政政策变量波动对经济波动的冲击作用要明显强于货币政策，但带来的负效应也是强于货币政策的。而货币政策波动作用的时效要更长。

1.6 货币政策与财政政策对产出的贡献率分析

表 4 对产出的方差分解结果

滞后期	ε_Y	ε_{M1}	ε_{M2}	ε_R	ε_T	ε_G
2	91.304	0.011	0.655	0.281	7.223	0.526
4	79.265	3.400	1.195	0.521	10.303	4.908
6	78.918	3.769	1.222	0.956	10.200	5.294
12	78.156	4.091	1.403	0.912	10.164	5.246

从表二可以说明，产出波动受自身冲击的影响最为显著，在第四期，各种政策波动冲击的贡献率迅速增长，产出自身波动冲击影响降为 79.265%，在第 12 期，各种冲击贡献程度基本稳定。比较财政政策和货币政策，财政政策的贡献率在后来要明显强于货币政策贡献率，这说明财政政策造成的经济波动要强于货币政策，在制定扩张性的财政政策的时候应谨慎行事。此外，注意到利率波动冲击的贡献率要远远小于其他变量，到了一年后也不足 1%。

5 结论与政策建议

总结前面关于宏观经济政策分析模型可以得出下述结论：（1）1996年至今，宏观政策与产出之间存在长期稳定的均衡关系，说明近年来积极的财政政策和稳健财政政策对宏观经济增长起到了长期的作用。（2）财政政策波动影响要明显强于货币政策变量波动对产出波动的冲击影响，但作用时间却要短于货币政策变量。（3）货币供给量波动对产出波动的影响大于利率波动的影响。从脉冲响应分析和方差分析，可以看出利率波动对产出波动的影响无论在作用持续时间还是作用强度均小于货币供给量波动产生的影响。

综合以上分析，得到以下几点政策启示：

（1）在体制转轨时期，政府的财政政策和货币政策应该互相配合，在分析时应该把长期趋势和短期波动予以剥离，以便能够看清各自的效果，把短期的政策操作和长期的制度调整结合起来，实现政策和体制联动，保持国民经济的长期稳定增长。

（2）虽然我国以货币供应量作为货币政策的中介目标，但与其他以货币供应量作为货币政策中介目标的市场经济国家有所不同，其中最为突出的差别就是我国的利率不是市场化利率。在货币市场，我们若要以货币供应量为调控目标，那么利率就不应该是完全控制的，而是应由市场来决定，否则，货币市场是不均衡的。并且，鉴于利率波动的冲击对经济波动影响不大，可以适当增加利率调整，逐步开放利率管制并走向市场化。

（3）鉴于货币政策波动对产出波动刺激作用不显著，国内金融市场尚不完善，较大力度的货币政策可能会在传导过程中产生滞后和扭曲，应谨慎行事。同时政府应加速银行业的改革，促进金融市场完善发展，解决金融体系中的体制性和结构性问题。

参考文献

- [1] 董文泉,高铁梅等. 经济周期波动的分析与预测方法,吉林大学出版社.
- [2] 付一平,刘金全,梁冰. 我国财政政策作用机制与经济周期波动的相关性研究[J]. 当代经济科学,2005 年第 4 期.

- [3] 刘斌. 货币政策冲击的识别及我国货币政策有效性的实证分析[J]. 金融研究,2001 年第 7 期.
- [4] 陈飞,赵昕东,高铁梅. 我国货币政策工具变量效应的实证分析[J]. 金融研究,2002 年第 10 期.
- [5] 黄昌利,任若恩. 我国 1996 - 2003 年货币政策低效性及原因分析[J]. 中国管理科学,2004 年第 6 期.
- [6] 谢平,袁沁敬. 我国近年利率政策的效果分析[J]. 金融研究,2003 年第 3 期.
- [7] 方先明,熊鹏. 我国利率政策调控的时滞效应研究——基于交叉数据的实证检验[J]. 财经研究,2005 年 8 期.
- [8] 李义超,周英章. 我国货币政策和财政政策的效用比较研究[J]. 数量经济技术经济研究,2002 年第 3 期.
- [9] 尹振涛,关丽娟. 财政政策与货币政策有效性实证分析[J]. 经济与管理,2005 年第 5 期.
- [10] 张羽,李黎. 财政政策与货币政策相对有效性研究[J]. 价值工程,2003 年第 3 期.

The analysis on the effect of a macro-control policy

Pang Xiaobo, Wang Ying

(Quantitative Economic Research Center, Business School of Jilin University, Changchun,130012)

Abstract: This paper separates the effect of output from fiscal policy and monetary policy. From the view of long-term trend and short-term fluctuation, we analyze the macro-economic control. We find that fluctuation brought by fiscal policy is stronger than fluctuation brought by fiscal policy, but considering of the limitations ,the former is shorter. At the same time, We also find that fluctuation of interest has little effect on the fluctuation of output, but fluctuation of money supply has strong effect on the fluctuation of output. Thus, we present that Implementation of sound fiscal policy should remain stable or modest relaxed monetary policy, at the same time relax the regulation on interest.

Key words: fiscal policy; monetary policy; pulse corresponding

收稿日期: 2006-1-10

作者简介: 庞晓波 (1955-), 吉林大学数量经济研究中心教授, 博士生导师。