

# 我国财政货币政策作用关系实证研究 ——基于VAR模型的检验分析

赵丽芬, 李玉山

(中央财经大学 经济学院, 北京 100081)

**摘要:**文章通过构建一个真实GDP增长率、财政赤字占GDP比重、货币供给M2增长率、零售物价指数变化率等4个变量的VAR模型,对我国财政政策与货币政策相互作用的关系及其动态性进行了实证分析,通过模型设定、格兰杰因果关系检验、脉冲响应函数分析和预测方差分解,发现在我国不存在简单的财政货币政策的互补或替代关系,而是存在一种非对称性的关系,即扩张的货币政策伴随着收缩或稳健的财政政策,而扩张的财政政策导致被动扩张的货币政策,表现形式取决于具体宏观经济环境和经济冲击形式。同时,文章也得到其他一些结论,并认为,要增强政策的效率,必须强化央行的独立性,在现阶段需要严格控制赤字财政政策,以减少其对经济增长和经济波动的影响。

**关键词:**财政政策;货币政策;替代关系;互补关系;VAR模型

**中图分类号:**F832.0 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2006)02-0042-12

## 一、文献综述

关于财政政策与货币政策的相互作用关系,Méltitz(1997、2000)利用OECD国家的面板数据,发现财政政策与货币政策倾向于发生相反的作用。也就是说,它们是策略替代的。Muscatelli, Tirelli 和 Trecroci(2002)通过VAR模型检验在独立的OECD国家中是否存在策略替代性,发现这种替代性并不存在。他们的结论是,存在财政政策与货币政策相互作用的一种不对称性,并在不同国家有不同表现,比较而言,财政政策倾向是货币政策的策略替代,但从中期看则相反。关于政策变量,研究发现货币政策对通货膨胀与产出缺口的冲击反应具有预期的征兆,利率对通胀和产出缺口冲击作正向反应;财政政策对产出缺口的反应则是:赤字滞后下降,财政冲击对产出冲击有标准的扩张效应。

有关财政政策货币政策的相互依存关系,传统分析主要集中在研究最优

收稿日期:2005-10-25

作者简介:赵丽芬(1959—),女,北京人,中央财经大学经济学院教授,博士生导师;

李玉山(1970—),男,湖北鄂州人,中央财经大学经济学院博士生。

政策组合上。近年来,随着财政部门与货币当局的权力的分离,理论研究转向分析随着两个政策制定者目标分离后的财政货币政策的相互影响关系上。一个重要的议题是财政斟酌裁量权是否是对货币政策承诺责任的一种威胁。所谓的价格水平决定的财政理论就是基于这样的假设:除非跨期政府偿付能力得到保证,否则价格稳定性是不可能的。这反过来暗指,上升的通胀压力要求利率的上升以及消除随之而来的高财政债务偿付。

Dixit 和 Lambertini (2000、2001) 探讨了财政斟酌裁量与货币承诺责任的关系。在他们的模型中,中央银行对通胀只有部分控制能力,财政政策的态度也直接影响通货膨胀。这些学者发现,财政斟酌裁量权摧毁了货币承诺责任。Dixit 和 Lambertini 也显示当财政政策倾向提高产出和通胀时,替代性倾向会出现;而当财政扩张对产出与通胀具有非凯恩斯效应时互补性将出现。Hughes, Hallett 和 Vieg (2000) 的研究认为政策冲突对中央银行的偏好选择来说可能是内生的,对价格稳定的强烈偏好可能诱导财政政策制定者的选择,而财政制定者更加关心产出。

Buti, Roeger 和 in't Veld (2001) 则认为,财政政策与货币政策的相互依存性的特定形式,是策略替代还是策略互补,不应该被解释为冲突或合作,而可能是依赖于冲击的形式。在他们的模型中,中央银行的目标是控制通货膨胀和名义利率,而财政部门则追求产出与控制预算赤字。供给的冲击肯定会带来冲突的财政货币政策,而需求冲击则相反。Von Hagen, Hughes-Hallett 和 Strauch (2001) 的研究发现,两种政策制定的相互依存性是不对称的:放松的财政政策与货币紧缩相匹配,而货币政策广泛地适应于财政扩张。

国内方面,对财政政策货币政策的研究主要集中在政策的有效性上,鲜有对二者关系的理论和实证分析。对财政货币政策的有效性主要是采用 IS-LM-BP 模型进行分析,如晁毓欣在对 IS-LM-BP 模型公式化的基础上,推导出开放经济条件下的财政政策和货币政策乘数,对近年来我国财政政策和货币政策对经济增长的贡献进行了实证分析,认为我国财政政策乘数大于货币政策乘数。贺俊、毕功兵、曹苏考察了开放经济条件下的 IS-LM-BP 模型,认为财政政策在目前起主要作用,而货币政策起配合作用。张羽、李黎运用协整分析方法并通过邹氏检验,认为中国在 1980 年以前平均来说,财政政策比货币政策有效,而其后平均来说货币政策比财政政策有效。刘和东、耿修林通过建立线性回归模型,认为 20 世纪 90 年代末以来财政政策较货币政策的效应更大。张学友、胡锴在一个修正的蒙代尔-弗莱明模型中,对我国积极财政政策和货币政策的效力进行比较,得出在我国现行汇率制度安排下,积极财政政策的效果要优于货币政策。刘金全、方雯利用误差修正模型和时变参数模型,发现我国的财政政策仅在 1996 年前体现出显著的“紧缩效应”,而在 1996 年后“紧缩效应”逐渐减弱和消失,说明在我国宏观经济调控中,积极财

政政策和稳健货币政策的组合方式和期限结构发挥了比较稳定的政策效果。

胡琨、陈伟珂利用 VAR 方法,对财政政策的有效性进行了分析,认为财政政策加强了经济系统的稳定性,提高了应对外部冲击的灵敏度。郑超愚、张燕建立了财政赤字构成的三缺口理论模型,并对 1992~2003 年间的中国财政赤字进行了解,运用实际分解结果,建立起中国经济波动的政策响应函数,描述和阐释了中国财政支出政策的经济稳定效应。高铁梅、李晓芳、赵昕东利用状态空间方法建立了 20 世纪 90 年代以来含有税收影响的消费的季度可变参数模型和 IS—LM 季度可变参数模型,分别估计并计算得到简单的政府支出乘数和包含挤出效应的财政政策乘数,认为我国 20 世纪 90 年代以来的政府支出具有一定的挤出效应,挤出部分占收入应增加部分的 311%~1 716%,近三年来扩大国债发行规模没有使挤出效应增加。

对货币政策的有效性检验较多,基本是关于货币中性与非中性的讨论。如王晓芳、黎紫丹运用格兰杰因果检验、协整检验、分布滞后模型和递归检验方法,发现中国货币具有正价值,货币供给具有内生性,并从 1992 年后,正价值作用减弱,内生性不断增强。周锦林通过建立货币供给和实际 GDP 的双变量 VAR 模型和包含利率在内的多变量 VAR 模型,研究认为:1994 年至今,货币呈现出“中性”的特征,我国货币政策以“货币供给”为中介目标,收不到预期的效果。谢赤、邓艺颖比较研究了 SVAR 模型在货币政策冲击反应分析、选用最佳货币政策指标分析中的应用,并就我国货币政策的有效性进行了实证分析。刘霖、靳云汇采用协整和向量自回归的方法对货币供应、通货膨胀与经济增长的关系问题进行了实证研究。

从上述对财政货币政策的理论和实证研究可以看到,目前国内的研究主要集中在财政政策货币政策的有效性和效应的比较上。研究的结论也大相径庭,如有的研究认为财政政策的效应高于货币政策,有的则认为货币政策的效应高于财政政策;普遍认为财政政策增强了经济系统的稳定性;而对货币政策的有效性争论较多,有的认为货币政策发挥了正向作用,有的则认为货币呈现中性特征,对货币政策的有效性问题争议不断。从研究方法上看,很多研究泛泛而谈,缺乏严密的实证分析,除少数外,运用现代计量技术进行研究的还不多。本文拟运用 VAR 计量技术,对我国财政政策货币政策的作用关系作一实证分析检验,希望就政策组合的效应和政策制定的效力提供一个结论和解释,并就如何改进财政货币政策效力提供参考建议。

## 二、计量模型

1. 计量方法。VAR 模型可以由下式表示:

$$X_t = c + \sum_{j=1}^p A_j X_{t-j} + \epsilon_t$$

其中,  $X_t$  为时间序列构成的向量;  $P$  为自回归滞后阶数;  $\epsilon_t$  为白噪声序列向量, 满足  $E(\epsilon_t) = 0, E(\epsilon_t \epsilon'_s) = \sum, E(\epsilon_t \epsilon'_s) = 0; \forall t \neq s$ 。

VAR 模型是研究货币政策的常用工具。这种方法可以以一种简单有力的方法描述内生变量间的动态作用。事实上, VAR 结构也非常适合于分析货币政策变化时的财政传导过程。VAR 技术由于能够对宏观政策效应进行验证并检验政策当局对商业周期的反馈作用而显得特别有用, 因此本文拟采用 VAR 计量技术来研究财政货币政策货币政策的相互作用关系。

2. 样本与统计数据说明。本文利用真实 GDP 增长率、财政赤字占 GDP 比重、货币供给 M2 增长率、物价上涨率四变量构成的向量自回归模型 (VAR) 来研究财政货币政策之间的影响关系。样本取自期间为 1978~2004 年的年度数据; GGDP 表示真实 GDP 年度增长率, DEFBY 表示财政赤字占 GDP 的比重, GM2 表示货币供给 M2 的增长率, GRTI 表示零售物价指数增长率, 所有数据均来自历年《中国统计年鉴》和《中国金融年鉴》, 其中 1990 年前的 M2 数据没有统计, 通过对各年度的“国家银行信贷资金来源、运用表”整理得来。本文用 DEFBY 作为表征财政政策的统计量, 正的数值越大表示财政政策越具有扩张性; 以 GM2 代表货币政策, 数值越大代表货币政策的扩张程度越大; 以 GRTI 衡量物价上涨通货膨胀程度, 因为 CPI 缺失 1985 年度以前的数据, 故选用 GRTI 来表示通货膨胀率上涨率; GGDP 是以 1978 年为基期经过不变价处理后的 GDP 增长率。

### 3. VAR 模型设定和估计。

(1) 以 (GGDP、DEFBY、GM<sub>2</sub>、GRTI) 变量构成一个 VAR 模型。在得到基于水平的 VAR 模型方程前, 我们需要确定 VAR 的滞后阶数。对于滞后阶数的选取, 目前使用从一般到特殊的办法, 从较大的滞后阶开始, 通过  $t$  值检验调整滞后阶数; 或通过 AIC 信息准则 (Akaike) 和 SB 信息准则 (Schwartz-Bayesian) 确定, 选择的阶数应使得 AIC 和 SB 值越小越好。我们综合了两种方法, 经过试验, 选取滞后阶数为 3, 其 AIC 和 SB 值较小, 并对 VAR(3) 模型中的残差是否服从正态独立同分布进行了检验, 通过了诊断检验。

(2) 从水平的 VAR(3) 模型可以得到估计表达式为:

$$\begin{aligned} \text{GGDP} = & 0.1338\text{GGDP}_{t-1} - 0.0955\text{GGDP}_{t-2} - 0.3200\text{GGDP}_{t-3} + \\ & 0.7415\text{DEFBY}_{t-1} - 1.7949\text{DEFBY}_{t-2} - 0.7033\text{DEFBY}_{t-3} + 0.2870\text{GM2}_{t-1} + \\ & 0.2540\text{GM2}_{t-2} - 0.1214\text{GM2}_{t-3} - 0.4035\text{GRTI}_{t-1} + 0.2237\text{GRTI}_{t-2} - \\ & 0.2116\text{GRTI}_{t-3} + 6.7206 + \epsilon_{1t} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{DEFBY} = & -0.1429\text{GGDP}_{t-1} - 0.0060\text{GGDP}_{t-2} + 0.0286\text{GGDP}_{t-3} + \\ & 0.5160\text{DEFBY}_{t-1} + 0.3343\text{DEFBY}_{t-2} - 0.1953\text{DEFBY}_{t-3} - 0.0070\text{GM2}_{t-1} + \\ & 0.03759\text{GM2}_{t-2} + 0.0322\text{GM2}_{t-3} - 0.0027\text{GRTI}_{t-1} - 0.0771\text{GRTI}_{t-2} - \end{aligned}$$

$$0.0103GRTI_{t-3}$$

$$GM2 = -1.1522GGDP_{t-1} + 1.2723GGDP_{t-2} - 2.2574GGDP_{t-3} + 4.4508DEFBY_{t-1} - 5.2110DEFBY_{t-2} - 3.1746DEFBY_{t-3} + 0.5447GM2_{t-1} + 0.9581GM2_{t-2} - 0.5509GM2_{t-3} - 0.5107GRTI_{t-1} + 0.9566GRTI_{t-2} - 0.4791GRTI_{t-3} + 25.2360 + \epsilon_{3t}$$

$$GRTI = 0.4765GGDP_{t-1} - 1.4735GGDP_{t-2} + 0.9239GGDP_{t-3} - 3.6783DEFBY_{t-1} + 3.5789DEFBY_{t-2} - 1.9658DEFBY_{t-3} + 0.5471GM2_{t-2} - 0.1804GM2_{t-2} + 0.1965GM2_{t-3} + 1.0774GRTI_{t-1} - 0.8941GRTI_{t-2} - 0.1071GRTI_{t-3} - 4.4544 + \epsilon_{4t}$$

4个方程的决定系数分别为0.8361、0.9142、0.8381、0.8817,拟合程度较高。从第一个方程看,度量赤字水平的DEFBY的滞后一阶的DEFBY<sub>t-1</sub>的系数为正,但所有DEFBY变量的系数和为-1.7567,可见赤字财政政策在短期内可以刺激经济增长,但长期看会导致财政政策的挤出效应而有害于经济增长;所有GM2变量的系数和为0.4196,可见扩张货币政策有助于促进经济增长;所有GRTI变量的系数和为-0.3914,价格水平上涨有损于经济增长,这是菲利普斯曲线作用的结果。从第二个方程看,高经济增长有利于削减财政赤字,而增长水平降低将导致扩张财政赤字,货币供给对赤字的影响较小,物价水平的影响为负且作用较小。从第三个方程看,GGDP的系数和为-2.1373,低的经济增长速度将导致货币供给增长,这是由于中国使用货币政策增加货币供给刺激经济增长的反应;DEFBY的系数和为6.4872,可见赤字的增长将带来货币供给的增长,这是中国赤字货币化的体现;GRTI对GM2的影响很小。从第四个方程看,货币供给对物价上涨产生正向作用,经济增长产生较小的负向作用,可以看作菲利普斯曲线的作用,赤字财政产生负向作用。

对残差进行检验:残差 $\epsilon_{1t}$ 的偏度值(Skewness)和峰度值(Kurtosis)分别为0.5487、2.9676,检验正态分布的Jarque-Bera统计量值为1.1050,概率值为0.5755,小于显著性水平0.05、自由度为2的 $\chi^2$ 临界值为5.99,故接受原假设,即 $\epsilon_{1t}$ 服从正态分布,且服从正态分布的概率为0.5755;检验 $\epsilon_{1t}$ 独立同分布的Q统计量值和对应概率分别为0.7662、0.858,Q统计量值小于显著性水平0.05、自由度为4的 $\chi^2$ 临界值(9.488),故接受独立同分布假设。其他残差检验同理,检验结果见表1所示。

表1 残差的诊断检验

残差	H <sub>0</sub>	Jarque-Bera 统计值	P值	结论	H <sub>01</sub>	Q统计 量值	P值	结论
$\epsilon_{1t}$	正态	1.1050	0.5755	接受	i,i,d	0.7662	0.858	接受
$\epsilon_{2t}$	正态	1.2796	0.5274	接受	i,i,d	11.411	0.010	拒绝
$\epsilon_{3t}$	正态	1.7017	0.4270	接受	i,i,d	1.2698	0.736	接受
$\epsilon_{4t}$	正态	0.1572	0.9244	接受	i,i,d	1.7016	0.637	接受

由表 1 可见,除  $\epsilon_{2t}$  外,其他残差序列均服从正态独立同分布; $\epsilon_{2t}$  服从正态分布,但不独立,即存在一定的自相关性,其 3 阶自相关为 0.378。考虑四变量组成的系统,残差只有一项存在一定的自相关,所以从总体上说,残差通过诊断检验。下面对 VAR(3) 作基于水平的格兰杰因果关系检验。

(3) 格兰杰因果关系检验(Granger Causality Tests)。检验结果见表 2。

表 2 变量间因果关系检验结果

零假设	Obs	F-Statistic	Probability	结论
DEFBY 非 GGDP 的格兰杰原因	23	0.85309	0.48522	接受 H0
GGDP 非 DEFBY 的格兰杰原因	23	0.77051	0.52722	接受 H0
GM2 非 GGDP 的格兰杰原因	23	2.20413	0.12726	接受 H0
GGDP 非 GM2 的格兰杰原因	23	1.56590	0.23652	接受 H0
GRTI 非 GGDP 的格兰杰原因	23	1.38702	0.28283	接受 H0
GGDP 非 GRTI 的格兰杰原因	23	3.15905	0.05357	接受 H0
GM2 非 DEFBY 的格兰杰原因	23	2.54977	0.09474	接受 H0
DEFBY 非 GM2 的格兰杰原因	23	0.96374	0.43543	接受 H0
GRTI 非 DEFBY 的格兰杰原因	23	1.13247	0.36761	接受 H0
DEFBY 非 GRTI 的格兰杰原因	23	0.58911	0.63152	接受 H0
GRTI 非 GM2 的格兰杰原因	23	0.28746	0.83376	接受 H0
GM2 非 GRTI 的格兰杰原因	23	5.82502	0.00689	拒绝 H0

从检验结论看,DEFBY 与 GGDP、GM2 与 GGDP、GRTI 与 GGDP、GM2 与 DEFBY、GRTI 与 DEFBY 间均不存在格兰杰双向因果关系,GM2 是 GRTI 的格兰杰原因,但相反 GRTI 不是 GM2 的格兰杰原因。GM2 是 GRTI 的格兰杰原因,说明在中国存在从货币供给到通货膨胀的因果联系,这也是货币数量论的观点,通货膨胀是一个货币现象,要控制通胀就要控制货币发行。GM2 与 DEFBY 变量间不存在格兰杰意义上的因果关系,说明在中国财政政策与货币政策不是因果导向的,财政政策与货币政策的目标不一致,不存在彼此导向或单向导向关系,两种政策一定程度上是独立的,但存在一定的相关关系,财政货币政策的作用关系是下一步要研究的重点。DEFBY 与 GGDP、GM2 与 GGDP、GRTI 与 GGDP 间不存在格兰杰因果关系,这是因为中国经济增长的主要因素还是投资需要和出口需求,赤字水平、货币供给、物价水平的影响因素作用不明显。

(4) 脉冲响应函数。脉冲响应函数是描述一个内生变量对误差的反应,也即在扰动项上加一个标准差大小的新息(innovation)冲击对内生变量的当前值和未来值的影响。图 1~图 2 是对 VAR(3) 模型的脉冲响应函数曲线,横轴表示滞后阶数,纵轴表示内生变量对冲击的响应程度。

由图 1 可见,度量货币供给的变量 GM2 的一个单位的正向标准差冲击,使得 GGDP 在滞后的 2 年内上升,到顶峰后在滞后 4 年内冲击降为 0,而后



又形成一个波动,在总的滞后期内都产生正向效应,这与理论相符,货币供给可以促进经济增长,可以看出货币是非中性的和有效的;GM2 的正向冲击也对度量通胀水平的 GRTI 产生正向效应,在滞后 2 年内物价上涨达到高峰后下降,在滞后 10 年内都产生正向作用,这也是货币数量论的观点,货币供给的增长将带来物价的上涨;我们关心的 GM2 的一个标准差的正向新息冲击对度量财政政策的赤字比重 DEFBY 变量的影响,图 1 显示,DEFBY 的响应表现为负向,即货币的扩张带来赤字水平的下降,在滞后 4~5 年内达到最大,然后缓慢回升,但始终保持负向效应,这就是说,扩张的货币政策伴随着一个稳健或紧缩的财政政策,而不是货币政策和财政政策的双扩张,扩张货币政策带来 GDP 增长,财政收入增加和支出减少,可以有效地降低赤字水平,从中国的财政货币政策实践看,这种关系也较符合实际。

从图 2 看,DEFBY 的一个标准差的正向新息冲击,对 GGDP 在滞后 3 年内产生一个微小的正向效应,然后在滞后 3~10 内转为负向效应,这就是说,扩张的财政政策可以在短期内刺激经济增长,从长期看对经济增长有害,这是因为存在财政政策的挤出效应;从这里我们得出结论,我国的扩张财政政策不宜长期实行,扩张的财政政策有必要在合适的时机转为稳健的财政政策;从反映物价水平的 GRTI 对 DEFBY 的响应形式看,在滞后 4 年内效应为正,然后转为负向效应,也即扩张的赤字财政将导致物价上涨,这可能是由于赤字的货币化,而从长期看赤字化对经济增长的损害将使得物价下降;再看扩张财政赤字政策对货币供给的影响,在滞后 3 年内效应为正,其后滞后期内为负,可以看出,赤字财政政策将诱导货币供给增加,即带来一个扩张的货币政策,但赤字财政从长期看有损于经济增长,而经济增长的下降将要求货币供给的下降,一个扩张的财政政策与一个扩张的货币政策相伴,这也符合中国的国情。

由上分析可见,我国的财政政策与货币政策并不存在简单的替代或互补关系。表现为一个扩张的赤字财政政策总是伴随着一个扩张的货币供给,这是中国赤字货币化的表现;而一个扩张的货币政策总有一个赤字收缩的财政政策,这是政策工具组合配合的结果。具体的组合形式和作用关系可能依赖于具体的宏观经济冲击形式。这里的结论与 Von Hagen, Hughes-Hallett 和 Strauch (2001)的研究相一致。除了与具体宏观经济冲击形式有关,财政货币政策作用关系也跟政策制定当局的独立性和偏好有关,在中国,由于中央银行制定政策的非独立性,财政货币化现象比较突出;货币政策关注增长目标将导致货币供给的增加,一方面会增加产出,另一方面会造成通货膨胀,最终存在增长就业与通胀的权衡;财政政策在中国相对目标专注,但也存在相对广泛的财政金融化问题。在中国的表现是:扩张的货币政策伴随着收缩或稳健的财政政策,这是替代关系,货币扩张带来产出和通胀的增加,要求财政政策的稳健性;扩张的财政政策导致被动扩张的货币政策,这是赤字货币化的结果;

可见,不存在简单的单向的替代或互补关系,而是存在一种非对称性的关系。这个结论与中国的政策实践相一致。政策制定当局相机抉择,取决于当时宏观经济环境中的冲击形式,取决于政策当局的组织协调关系,可见,财政货币政策的配合关系相当复杂。

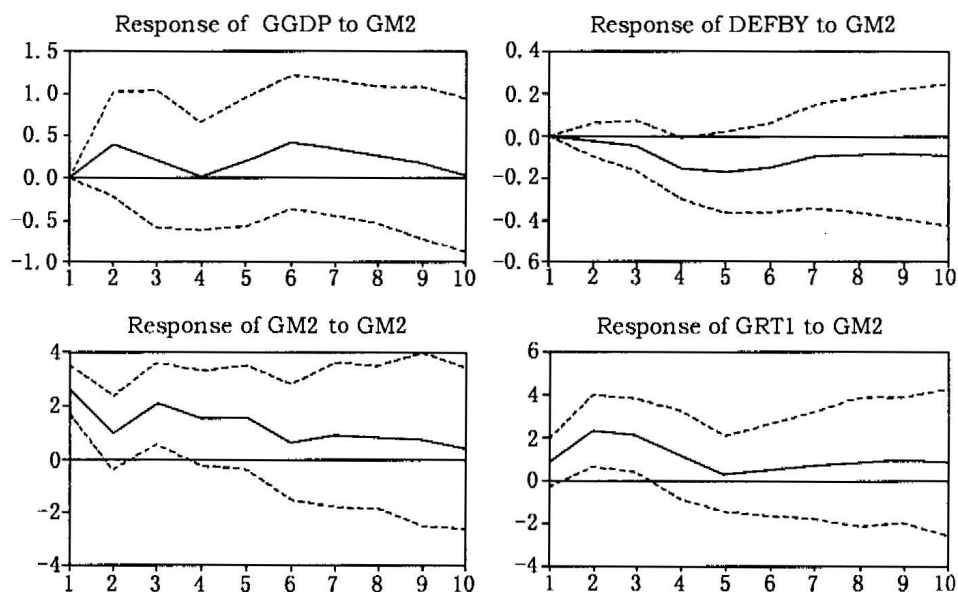


图1 变量(GGDP、DEFBY、GM2、GRT1)对GM2单位新息冲击的脉冲响应曲线

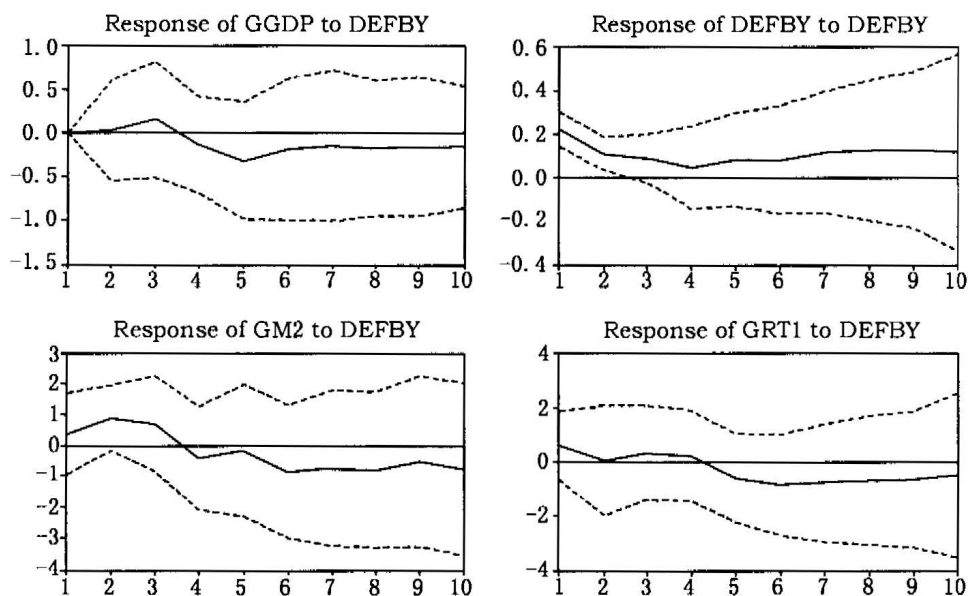


图2 变量(GGDP、DEFBY、GM2、GRT1)对DEFBY单位新息冲击的脉冲响应曲线

(5)预测方差分解。VAR 方差分解能给出随机信息的相对重要性。本



VAR 模型的方差分解如图 3 所示:在 GGDP 的波动中,有 0%~4% 的波动可以由财政赤字来解释,有 0%~10% 的波动可以由货币供给来解释,有 0%~57% 的波动可以由物价水平来解释,由 GGDP 自身的波动的解释部分占到了 31%~100%。由图 3 可见,GGDP 自身波动的影响逐渐减弱,而 GRTI 波动的影响逐渐增强,DEFBI 和 GM2 的波动影响增强但强度有限,也就是说,我们必须高度关注物价波动对经济增长的影响,价格水平的影响是渐次增强的,这应是菲利普斯曲线的作用,存在着通货膨胀与就业增长的替代关系,通货膨胀指标应该是我们关注经济增长需要考虑的一个重要指标。另一方面,标度财政政策与货币政策的 DEFBY 和 GM2 对经济增长的波动都有贡献,说明货币中性和财政中性的观点都难以成立,比较而言,货币对经济的影响较财政的作用更强些,这也是本文对货币政策与财政政策的效应比较的一个结论。

从赤字水平的波动看,GGDP 的波动影响占了 12%~52%,GM2 波动占了 0%~26%,GRTI 波动占了 0%~28%,自身影响占了 28%~88%。由图 3 可见,其自身影响随滞后期逐渐下降,而 GGDP 的波动有一个快速上升然后下降的过程,GM2 和 GRTI 的波动影响在滞后 3 年内很小,之后有一个上升的过程。可以得出,财政赤字更多地受到经济增长的影响,增长的变化将在很大程度上影响赤字的变化,这不难理解,财政政策通常认为是调节经济波动、促进充分就业的重要手段,我国在 1997 年后实施积极财政政策就是为了保持经济增长所作出的举措;赤字较少受到货币供给和物价水平的波动影响,中国的财政政策较货币政策更为独立,目标更加坚定,因此对货币供给和物价水平的波动作用比较有限。

从反映货币供给的 GM2 的波动看,其波动由 GGDP 解释的部分占了 11%~18%,DEFBY 可以解释波动的近 2%~10%,GRTI 波动可以解释 0%~34%,其自身影响占 44%~85%。同样,自身波动随滞后期而下降,GGDP 和 DEFBY 的波动基本保持一个平稳的水平,GRTI 的波动影响从 0%逐步增大。由以上描述我们可以认为,货币供给在中国受多目标影响,经济增长、物价水平的波动都将影响货币供给的变动、货币政策的选择,赤字也将诱致货币供给的变化,即由于我国中央银行的非独立性,存在着赤字的货币化现象,经济增长的波动影响强过赤字水平的影响,对赤字的反应可能是一个被动的反应,由于本文没有考虑对外部门,因固定汇率和贸易顺差产生的货币供给波动可以由经济增长波动总括解释,因为中国的经济增长是由投资需求和出口需求双向拉动;但可以看到,滞后期 3 年后的物价水平波动对货币供给的波动影响越来越大,显示物价水平是中央银行制定货币政策的重要考察指标。

从刻画物价水平的 GRTI 指标的波动看,GM2 的波动影响占了 11%~46%,GGDP 和 DEFBY 的波动影响所占比重均在 1%~9% 之间。货币供给对物价水平的影响最大,其他经济增长和赤字水平的波动所占比重相对较小。

这就说明,价格水平的变动很大程度上是一个货币现象,如弗里德曼所说,通货膨胀永远是一个货币现象,要控制物价水平波动,无疑要控制好货币供给的货币政策。

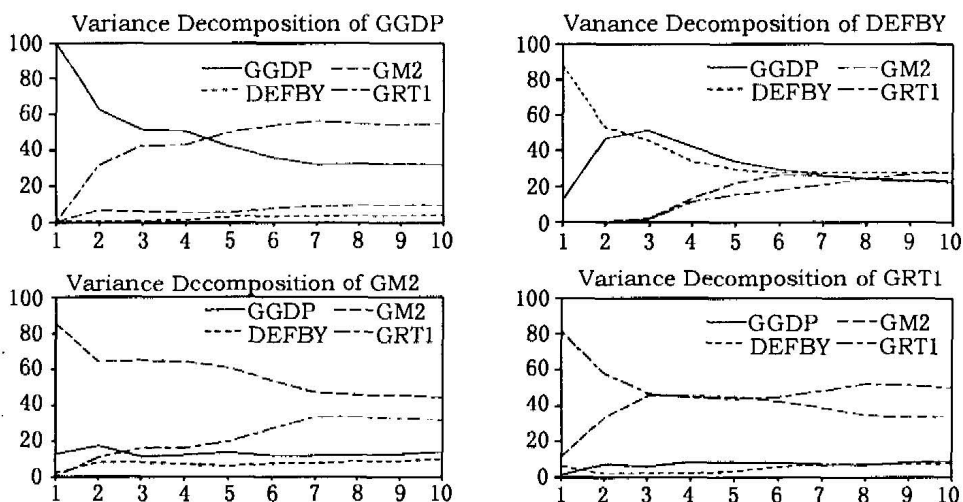


图3 变量(GGDP、DEFBY、GM2、GRT1)的预测误差方差分解曲线

### 三、结论和建议

研究发现,财政政策与货币政策不存在简单的替代或互补关系,在我国事实上是一种非对称性的关系,即扩张的货币政策伴随着收缩或稳健的财政政策,这是替代关系,货币扩张带来产出和通胀的增加,要求财政政策的稳健性;而扩张的财政政策导致被动扩张的货币政策,这是赤字货币化的结果。具体的政策组合和效果取决于具体的宏观经济环境与经济冲击形式,这是相机抉择的结果,同时这也与政策制定当局的政策目标和偏好有关系,我国由于中央银行的非独立性,导致了财政赤字的货币化问题,比较而言,财政政策的目标较货币政策更加坚定。货币政策与财政政策均具非中性特征,货币政策的效应要强于财政政策。

此外我们还发现,赤字财政在短期虽可以刺激经济增长,但长期看由于挤出效应而有害于经济增长,同时由于赤字的货币化,带来货币供给的被动增加,推动物价上扬,最终将不利于经济增长与经济稳定。因此,我国必须严格控制赤字财政政策。就货币政策而言,存在着从货币供给到通货膨胀的因果关系,货币供给增长虽可以刺激经济增长,但也同时带来了通货膨胀,货币数量论的观点在中国是实用的。就物价的波动而言,价格波动对经济增长的影响渐次增强,必须高度关注价格水平变量的变化。在中国,货币供给受多目标驱动,货币政策并非独立,因之带来了被动的货币供给的波动,并传递到实体经济中,造成实体经济的波动。因此,强化央行的独立性,对于减少其对经济

增长和价格水平的波动影响,将有巨大的促进作用。

最后,根据研究结果,我们认为,为推动财政货币政策更有效地发挥刺激增长、稳定经济的作用,必须重视对具体经济环境中的冲击分析,选择合适的政策组合;同时,为使得政策组合发挥有效的作用,必须强化中央银行的独立性,财政货币政策的目标需要明确的可操作性;就中国实际而言,赤字财政政策的运用必须非常谨慎,以控制财政货币化的趋势。

#### 参考文献:

- [1]Mélitz J. Some cross-country evidence about debt, deficits, and the behaviour of monetary and fiscal authorities[R]. CEPR Discussion Paper No. 1653.
- [2]Mélitz J. Some cross-country evidence about fiscal policy behaviour and consequences for EMU[R]. mimeo.
- [3]Muscatelli, Tirelli, Trecroci. Monetary and fiscal policy interactions over the cycle: some empirical evidence[R]. CESIFO Working Paper NO. 817,2002.
- [4]Dixit A, Lambertini L. Fiscal discretion destroys monetary commitment[R]. Working Paper,2000, Princeton and UCLA.
- [5]Dixit A, Lambertini L. Monetary-fiscal policy interactions and commitment versus discretion in a monetary union[R]. Working Paper, Princeton and UCLA,2001.
- [6]Hughes Hallet A, N Vieg. Central bank independence, political uncertainty, and the assignment of instruments to targets[R]. Mimeo, University of Strathclyde,2000.
- [7]Von Hagen J, Hughes Hallett, Strauch R. Budgetary consolidation in EMU[J]. Economic Papers No. 148. March 2001, European Commission. Brussels.
- [8]晁毓欣.中国开放经济下的财政和货币政策——规范和实证分析[J].中央财经大学学报,2002,(9):5~8.
- [9]刘和东,耿修林.中国经济增长中财政与货币政策效应的比较分析[J].亚太经济,2003,(2):78~80.
- [10]张学友,胡皓.中国积极财政政策与货币政策效力的比较[J].北方经贸,2002,(9):86~87.
- [11]胡琨,陈伟珂.中国财政政策有效性实证研究[J].中国软科学,2004,(5):60~65.
- [12]郑超愚,张燕.中国财政赤字构成与财政政策效应[J].财经问题研究,2005,(2):50~56.
- [13]高铁梅,李晓芳,赵昕东.我国财政政策乘数效应的动态分析[J].财贸经济,2002,(2):40~45.
- [14]王晓芳,黎紫丹.1979~2003 中国货币正价值实证研究[J].数量经济技术经济研究,2004,(9):5~15.
- [15]贺俊,毕功兵,曹苏.IS-LM模型与财政货币政策的有效性[J].华东经济管理,2002,(6):41~42.
- [16]谢赤,邓艺颖.SVAR模型及其在货币政策传导机制分析中的应用[J].系统工程理论方法应用,2003,(4):293~297.

- [17]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,(3):73~76.
- [18]周锦林.关于我国货币“中性”问题的实证研究[J].经济科学,2002,(1):61~65.
- [19]刘霖,靳云汇.货币供应、通货膨胀与中国经济增长——基于协整的实证分析[J].统计研究,2005,(3):14~19.
- [20]刘金全,方雯.我国积极财政政策“紧缩效应”的形成机制及其检验[J].财经问题研究,2004,(7):41~46.
- [21]许雄奇,张宗益.财政赤字、金融深化与通货膨胀——理论分析和中国经验的实证检验(1978~2002)[J].管理世界,2004,(9):24~32.
- [22]王少平.宏观计量的若干前沿理论与应用[M].天津:南开大学出版社,2003.
- [23]刘金全.现代宏观经济冲击理论[M].长春:吉林大学出版社,2000.

## An Empirical Study on the Interactions of Monetary and Fiscal Policies of China: Based on the Unrestricted VAR Model

ZHAO Li-fen, LI Yu-shan

(The School of Economics, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China)

**Abstract:** In this paper we made a VAR model including the four variables: the real GDP growth rate, the proportion of fiscal deficit divided GDP, M2 growth rate, and retail price index growth rate, and analyzed the interactions of monetary and fiscal policies of China and their dynamics. Also we performed a Granger Causality Test, Impulse Responses Functions, and Variance Decomposition Analysis, and detected that there wasn't a simple complement or substitution relation, this is to say, an expanding monetary policy was accompanied with a contractive or neutral fiscal policy, and an expanding fiscal policy resulted in an expanding monetary policy. The policy composition form depended on the real macroeconomic environment and the form of shock. In addition, we gained some other conclusions, and argued that the independence of the central bank should be strengthened in order to increase the efficiency of the policies, and at the present stage the amount of fiscal deficit should be decreased or kept down so as to reduce the negative effects on the economic growth and fluctuation.

**Key words:** fiscal policy; monetary policy; complement relations; substitution relation; VAR model.

(责任编辑 许 柏)