

# 财政支出与广义货币关系的协整分析 及其政策含义\*

胡永刚,张运峰

(上海财经大学 经济学院 上海 200433)

**摘要:**文章利用协整分析讨论了财政支出与广义货币的相互关系,发现在1978~2002年间,中国的财政支出和广义货币具有二阶差分平稳的特征,二者之间存在显著的协整关系。财政支出的变动速度是广义货币变动速度的Granger因,但不能说广义货币变动速度是财政支出变动速度的Granger因。财政支出的短期变化对广义货币的短期变化影响较大,并且是同方向的。广义货币供给的增长速度具有一定惯性,且具有向长期值的自我恢复功能。财政支出的增长速度并不具有自我恢复功能,这意味着政府应对财政支出施加一定约束,以避免财政支出在经济过热或不景气时发生过度扩张或紧缩。

**关键词:**财政支出;货币供给;协整分析;IS-LM模型

**中图分类号:**F810.45;F820.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2005)11-0079-09

## 一、引言

长期以来,财政政策和货币政策的相互影响及其最佳组合是人们关注的焦点。一方面,一些学者(如刘溶沧(2001)、李武好(2001)、阎坤(2003)等)从规范分析角度讨论了中国的现实政策问题;另一方面,有不少学者从实证分析角度或者立足于财政政策、或者立足于货币政策分别讨论了它们对宏观经济的影响。例如,刘溶沧、马栓友(2001)、中国社会科学院经济增长前沿课题组(2004)和王志涛(2004)等分别从不同角度阐述了财政政策作用;刘斌、黄开先、潘宏宇(2001)、汪红驹(2003)、钱士春(2004)、王晓芳、黎紫丹(2004)、王少平、李子奈(2004)等探讨了货币政策对经济增长影响的积极作用。然而,在这些探讨肯定货币供给对经济增长具有积极作用的同时,有些研究(如北京大学中国经济研究中心宏观组(2000)、曾令华(2002)、裴平、熊彭(2003))却表明我国货币政策的作用相当微弱。上述两种结论之间的矛盾构成了中国货币政策

收稿日期:2005-07-25

作者简介:胡永刚(1952—),男,浙江宁波人,上海财经大学经济学院教授,博士生导师;

张运峰(1968—),男,山西运城人,上海财经大学经济学院博士生。

的政策效应之“迷”。有关货币政策的实证分析更多地利用数据之间的关系,所涉及到的理论不多。郑超愚(2002)则基于IS-LM模型的思路利用1981~2002年数据建立了一个小型的中国宏观经济计量模型,刘斌(2003)利用1987~2002年数据建立了一个基于优化行为的IS-LM模型。他们的分析表明,中国财政政策的作用明显,而货币政策的作用较弱。

传统IS-LM模型假定财政政策和货币政策是相互独立的,政策当局可以通过政策的最佳组合把经济调整到理想状态。基于优化分析的IS-LM模型则认为货币政策应该满足某种规则,财政政策则保持适度的灵活性。Dixit Lambertini(2000、2003)利用博弈模型阐述了二者之间的相互关系,强调了政策协调的重要性。Carlo(2003)分析了德国、法国、西班牙和意大利1960~2000年的数据,认为从20世纪80年代以来,以上各国财政当局的行动没有改变货币当局的政策选择,但这并不说明二者是完全独立的。他们以意大利为例特别强调了必须在财政政策和货币政策的统一框架中进行政策分析,离开其中的一个单独分析另一个的影响很可能会误入歧途。Muscatelli等(2004)利用新凯恩斯主义模型分析了美国1970~2001年的政策情况后认为,在20世纪70年代和80年代财政政策和货币政策是相互替代的,但从90年代开始政策的互补性增强,但却是一种非对称的互补性。

在中国,尽管中央银行的独立性在逐步增强。然而由于经济体制的惯性和其他因素的影响,很难说财政政策和货币政策完全独立,这就需要我们判明二者的相互关系。由于数据方面的原因,我们很难利用Carlo(2003)、Muscatelli等(2004)的分析方法。同时,大量的宏观经济数据都是非平稳的,难以利用经典的经济计量分析方法,而非经典的协整分析为判断非平稳时间序列的数量关系提供了有利的研究工具(王明舰(2001)、王少平、李子奈(2004))。因此,我们采用这一方法来讨论中国财政政策和货币政策的关系。下面我们从财政支出和广义货币的协整分析开始再进而讨论其政策含义。

## 二、财政支出与广义货币的协整分析

我们首先进行财政支出和广义货币的平稳性检验,然后利用Granger因果检验判断它们的因果关系,在此基础上估计二者的协整关系并用误差修正模型考察二者之间的短期影响和长期均衡关系,分析中使用的软件为Eviews 4.0。

### 1. 变量的选择与数据

考虑到数据的可得性和研究目的,分析的时间跨度为1978~2002年,选择的变量为财政支出(FE)和广义货币(M2),前者代表财政政策,后者代表货币政策。理由是,现实中描述财政政策和货币政策的指标很多,相对于其他指标而言,财政支出能够全面反映财政政策的整体情况,广义货币更能够全面反

映货币政策的整体情况。财政支出的数据来自《中国统计年鉴(2003)、(2001)》第 281 页、第 245 页,广义货币的数据来自汪红驹(2003)第 135 页,其中 1990~2002 年的数据与《中国统计年鉴(2003)》第 704 页一致。

### 2. 变量的平稳性检验

我们分别用 ADF 和 PP 方法考察了财政支出和广义货币的平稳性,所得结论相同。表 1 列出了 ADF 的检验结果。

表 1 财政支出(FE)与广义货币(M2)的平稳性检验结果

变 量		检验类型	ADF 值	临界值	D. W. 值
FE	水平值	无常数、无趋势、二阶滞后	3.1587	-2.6756***	2.05
	一阶差分	无常数、无趋势、二阶滞后	2.1309	-2.6819***	2.11
	二阶差分	有常数、有趋势、二阶滞后	-3.7383	-3.6591**	2.27
M2	水平值	无常数、无趋势、二阶滞后	1.493194	-1.6238***	1.99
	一阶差分	无常数、无趋势、一阶滞后	2.6029	-1.6238***	1.94
	二阶差分	有常数、有趋势、三阶滞后	-5.1888	-4.5348*	2.18

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示 1%、5% 和 10% 水平下的 Mackinnon 临界值。

从表 1 可以看出,财政支出和广义货币的水平值和一阶差分的 ADF 值都明显大于 10% 概率下的临界值,表明它们都包含单位根。我们对有常数、有趋势,有常数、无趋势和无常数、无趋势滞后 1~5 阶都进行了检验,结论相同,表中列出的是无常数、无趋势的检验结果。财政支出二阶差分的 ADF 值小于 5% 概率下的临界值,可以认为是平稳的。广义货币二阶差分的 ADF 值明显小于 1% 概率下的临界值,显然也是平稳的。由于两个变量的单整阶数相同,因此,可以进行协整检验。问题是如果货币供给与财政支出之间存在协整关系,我们就需要进一步了解二者之间是否具有因果关系? 如果是,那么何为因何为果? 遗憾的是,由于财政支出与货币供给的水平值都是非平稳的,直接就二者的水平值进行因果检验无实际意义。然而二者的单整阶数均为 2,我们可以就它们的二阶差分进行 Granger 因果检验,以从货币供给与财政支出的变动速度(变动率)角度来考察它们的相互影响。

### 3. Granger 因果检验

考虑到 Granger 因果检验对滞后的阶数比较敏感,表 2 列出了滞后 1~5 阶的检验结果。

表 2 财政支出变动速度与广义货币变动速度的 Granger 因果检验结果

滞后阶数	原假设 H <sub>0</sub>		原假设 H <sub>0</sub>	
	DDFE 不是 DDM2 的 Granger 因		DDM2 不是 DDFE 的 Granger 因	
	F 值	p 值	F 值	p 值
1	1.60598	0.22037	1.67641	0.21092
2	6.42557	0.00896	0.70810	0.50783
3	2.82593	0.07996	0.82731	0.50210
4	4.16267	0.03067	0.64569	0.64243
5	4.11717	0.04599	3.00965	0.09164

注: DDFE 为财政支出的二阶差分, DDM2 为广义货币的二阶差分。

从表 2 可以看出,对于财政支出的变动速度(二阶差分)不是广义货币变动速度(二阶差分)的 Granger 因的原假设,除了滞后 1 期外,统计结果均拒绝原假设,接受财政支出变动速度是广义货币变动速度的 Granger 因的对立假设。而对于广义货币变动速度不是财政支出变动速度的 Granger 因的原假设,除了滞后 5 期外,均接受原假设。

需要注意的是,从 1993 年开始中国宏观经济管理体制逐步发生了一系列的根本性变化,金融体制和财政体制自然也不例外。在金融体制方面,以 1994 年国务院下发的《关于金融体制改革的决定》为标志,金融宏观调控体系开始了由直接调控向间接调控的转变。特别是 1995 年以后出台的《人民银行法》、《商业银行法》等一系列法规,直接为货币政策的实施提供了法律依据。而在财政体制方面,以 1993 年 12 月由国务院发布的《关于实行分税制财政管理体制的决定》为标志,财政管理体制由财政包干制转为分税制。这些变革是否已经引起财政支出和广义货币出现根本性变化,使其时间序列在 1994 年前后具有不同的动态特征,从而影响 Granger 因果检验的稳定性? 我们利用 Chow 断点检验方法对这一问题进行了分析。由于所考察的时间序列是二阶平稳的,Granger 因果检验的依据是财政支出和广义货币的二阶差分,因此只需要对二者的二阶差分进行时间序列的稳定性检验,即检验该时间序列结构断点的统计显著性。类似地,考虑到在 1989 年中国出现明显的通货膨胀、1992 年出现明显的经济过热,稳定性检验也考虑了这两个时期。

表 3 DDEF 与 DDM2 的稳定性检验结果

检 验	DDEF			DDM2		
	1989	1992	1994	1989	1992	1994
F	0.1584	0.3923	0.1533	0.1056	0.0689	0.0714
P	0.8547	0.6808	0.8589	0.9003	0.9336	0.9313
L. L. R	0.3803	0.9308	0.3682	0.2543	0.1663	0.1722
P	0.8269	0.6279	0.8319	0.8806	0.9202	0.9175

注:L. L. R 统计量为对数似然比(log likelihood rate)。

从表 2 可以看出,财政支出和广义货币的二阶差分在 1989 年、1992 年和 1994 年都没有出现统计显著的结构断点。这意味着上述变化并不影响 Granger 因果检验和协整分析结果的有效性。我们认为其原因有以下两点:(1)从 1984 年以来,我国金融的宏观调节在制度和手段上都发生了较大变化,中央银行和商业银行体系变革以及金融宏观调控从直接转向以间接(调控)为主,并没有从根本上改变我国金融体制的连续性。(2)我们在文中考察的是财政政策变动与货币政策变动之间的短期和长期关系,即考察的是财政支出和广义货币这两个时间序列的二阶差分。即使其中某个时间序列的水平值在某一时刻发生了较大变化,也并不意味该时间序列的二阶差分也会如此。

## 4. 变量的协整检验

如果财政支出和广义货币之间存在一个平稳的线性组合,即该组合不具有随机趋势,那么二者是协整的,这个线性组合被称为协整方程,它反映二者之间的长期均衡关系。进行协整检验有多种方法,这里我们采用了 Engle-Granger 两步检验法。根据上述因果检验结果,首先利用 OLS 方法估计如下方程:

$$M2_t = a + FE_t + \epsilon_t \quad (1)$$

得到:

$$M2_t = -8704.7 + 9.253FE_t \quad \bar{R}^2 = 0.987$$

(-4.883)                      (42.960)

第二步,对 M2 的实际值与估计值的残差利用 ADF 方法进行单整检验。选择无常数、无趋势滞后 1 阶,发现前者水平值的 ADF 值(-3.202)小于 1% 水平的麦金农临界值(-2.68),表明广义货币与财政支出之间存在统计显著的协整关系,广义货币和财政支出大致以相同速率向上漂移。

协整关系的存在使我们能够利用含约束的向量误差修正(VEC)模型来考察二者之间的短期波动和向长期均衡的收敛关系。上述方程取滞后 2 阶的“数据的 VAR 有线性趋势、协整方程为有截距、无趋势”的向量误差修正模型为:

$$D(M2) = -6538.48 + 0.57D(M2(-1)) + 0.95D(M2(-2)) + 4.46D$$

(-2.892)                      (3.020)                      (3.016)                      (2.368)

$$(FE(-1)) + 2.18D(FE(-2)) - 0.36e(-1) \quad (2)$$

(1.108)                      (-3.251)

以财政支出为解释变量的误差修正模型为:

$$D(FE) = 648.53 - 0.03D(M2(-1)) - 0.01D(M2(-2)) + 0.89D$$

(2.652)                      (-1.335)                      (-0.376)                      (4.360)

$$(FE(-1)) - 0.21D(FE(-2)) + 0.03e(-1) \quad (3)$$

(-1.003)                      (2.556)

两个方程经修正的相关系数分别为 0.9502 和 0.9739。从上述两式看,式(2)中误差修正项的系数为负,式(3)中的为正,前者具有向长期均衡的修复功能,后者不具备这一功能。根据式(2),广义货币每年实际值与长期值的差距约有 36% 得到纠正或清除;根据式(3),财政支出如偏离长期值则不具有自我纠正功能。就短期变动而言,滞后一阶的财政支出差分对广义货币的一阶差分具有正向影响(系数为 4.46),且统计效果显著(t 值为 2.368);滞后二阶的财政支出差分对广义货币的一阶差分的影响也为正,但统计效果不显著(t 值为 1.108)。而广义货币的一阶和二阶差分对财政支出差分的影响均不具有统计显著性(t 值分别为 -1.335 和 -0.376)。

综合上述分析结果可以认为,我国 1978~2002 年间的财政支出和广义货币的水平值及其一阶差分是非平稳的,但其二阶差分都是平稳的,并且存在显著的协整关系。当广义货币的实际值偏离其长期值时,它具有自我纠正功能,财政支出则不具有向其长期值恢复的功能。财政支出的变动速度是广义货币变动速度的 Granger 因,而广义货币变动速度不是财政支出变动速度的

Granger 因。

### 三、财政支出与广义货币协整关系的政策含义

这里,我们将结合上述检验结果和国内的相关文献对财政支出与广义货币协整关系的政策含义作进一步分析。首先说明财政支出与广义货币的协整关系所隐含的财政政策与货币政策的相互关系,然后说明货币政策实证研究所存在的货币政策效应之“迷”,同时说明 IS—LM 模型在中国的适用性。

从前面的协整分析可以看出,广义货币与财政支出之间存在长期稳定关系,式(1)是对这一关系的定量描述。并且,相应的因果检验表明,财政支出的变动速度影响广义货币的变动速度,而不是相反。式(2)则说明了财政支出对广义货币的短期影响以及广义货币向其长期值的自我纠正功能与速度。该式的参数表明,财政支出的短期变化对广义货币的短期变化影响很大,并且是同方向的。即如果财政支出的变动加速,广义货币的增长率也提高。财政支出变动对广义货币增长率的影响是递减的,即滞后一阶财政支出变动对广义货币增长率的影响大于滞后二阶财政支出变动的的影响。而上一期的偏差也影响广义货币的变化,但与前者的方向相反。即如果上一期的广义货币供给增加幅度高于其长期均衡值,本期的广义货币供给增长率就会下降,反之亦然。从滞后一阶和二阶的货币供给系数看,广义货币供给增长率具有一定惯性。式(3)的误差修正项系数表明,当财政支出偏离其长期均衡值时,它不具有自我恢复功能。这意味着政府部门在经济过热或不景气时,应对财政支出进行适当调节,以防止财政的过度扩张或紧缩。

学术界对于用财政支出来描述财政政策的争议不大,而对货币政策描述指标的争论较多。显然,由于各种因素的影响,利率难以全面反映货币政策。在 M0、M1、M2 三个货币供应量指标中,以前使用较多的是狭义货币指标 M1。然而有研究(夏斌、廖强(2001))表明,该指标已不太适合中国的现实情况。货币政策的影响是多方面的,广义货币涵盖面比狭义货币更广,因此更适宜作为货币政策的一般代表。此外,这里重点考察的是财政政策与货币政策的关系,而非货币政策的实施问题,用广义货币供应量来反映货币政策也较为合理。如果财政支出与广义货币的关系代表了财政政策与货币政策的关系,并且可用二者的变动速度来反映这一关系,那么根据前面的协整分析可知,货币政策与财政政策之间存在长期稳定的联系。但这一联系并非二者之间互为因果的相互作用,而是财政政策明显影响货币政策,货币政策并不影响财政政策。并且,由财政支出与广义货币的正向相关关系可知,货币政策与财政政策是“双松”或“双紧”的互补型,非“一松一紧”的替代性。利用这一结论可以解释中国货币政策的政策效应之谜。

自 1996 年以来,中国的经济增长开始减慢,随后世界范围内的金融危机

和国内出现的自然灾害对经济增长产生了极大的不利影响。在此背景下，利用宏观政策来化解外部冲击就成为政府部门的必然选择。起初，人们对货币政策寄予厚望，中央银行连续多次降低利率，试图通过降息来刺激消费。但事与愿违，中国出现了持续的通货紧缩，经济增长速度明显降低。于是，许多研究人员（北京大学中国经济研究中心宏观组（2000）、曾令华（2002）、裴平、熊彭（2003））或从规范分析角度、或从实证分析角度说明货币政策收效甚微的原因。与此同时，刘斌、黄开先、潘宏宇（2001）、钱士春（2004）、王晓芳、黎紫丹（2004）、王少平、李子奈（2004）等则认为中国的货币供给对经济增长具有积极作用。他们的实证分析表明，至少在统计意义上存在显著的广义货币到国内生产总值的因果关系，这又暗示着货币政策是有效的。

对以上文献进行仔细分析不难发现，认为货币政策有效的实证分析没有考虑财政政策对货币政策的影响，统计上显著的因果关系可能蕴涵了不同的经济含义。我国经济理论界和实务界在货币政策有效性上的意见虽然不尽一致，但基本上都承认财政政策对中国经济增长的积极作用。我们的实证分析显示，财政政策与货币政策之间存在着长期稳定联系，并且，财政支出的变动速度影响广义货币的变动速度，而不存在广义货币变动到财政支出变动的因果关系。因此，有理由认为，广义货币到国内生产总值的统计因果关系表面上看是货币政策的政策效应，实质上更可能是财政政策的政策效应，由此可以对学术界就货币政策效应得出的相反结论做出合理解释。

应该注意的是，郑超愚（2002）基于 IS—LM 模型的思路，利用 1981～2002 年数据建立了一个小型的中国宏观经济计量模型，结果发现，政府支出乘数的当期值为 1.242。从滞后 1 期到滞后 10 期，除滞后第 2 期为 0.932 外，其余都超过 1。从当期到滞后 20 期的乘数综合值高达 18.69。而货币供应乘数的当期值仅为 0.0719，所有滞后期的乘数均小于 0.15，乘数综合值仅为 1.716。这充分说明了财政政策存在显著的政策效应，而货币政策的政策效应很小。同样，刘斌（2003）基于优化的 IS—LM 模型利用 1987～2002 年数据也说明了中国财政政策的作用明显，而货币政策的作用较弱。与钱士春（2004）、王晓芳、黎紫丹（2004）、王少平、李子奈（2004）不同的是，前者利用经济理论来建立模型，而后者更多是利用数据本身来建立模型。

#### 四、结 论

我们通过对财政支出和广义货币支出的协整分析发现：（1）财政支出和广义货币本身是非平稳的，但其二阶差分都是平稳的，并且存在显著的协整关系；（2）财政支出的变动速度是广义货币变动速度的 Granger 因，而广义货币变动速度不是财政支出变动速度的 Granger 因；（3）财政支出的变动加速会加大广义货币的变动速度。这意味着，财政政策会影响货币政策，而货币政策对

财政政策的影响难以断定。广义货币与经济增长的数量关系既可能是货币政策本身的作用,也可能是财政扩张通过货币政策产生的间接作用,或二者兼而有之;(4)当广义货币的实际值偏离其长期值时,它具有自我纠正功能,且纠正速度较快。财政支出则不具有向其长期值恢复的功能,这意味着政府应对财政支出施加一定约束以避免财政支出在经济过热或不景气时发生过度扩张或紧缩。

\* 本文系上海财经大学“211工程”项目的阶段性成果。

**参考文献:**

- [1]北京大学中国经济研究中心宏观组. 1998~2000中国通货紧缩研究[M]. 北京:北京大学出版社,2000.
- [2]刘斌. 基于优化的IS-LM-PC模型在我国的应用[J]. 金融研究,2003,(3):7~49.
- [3]刘斌,黄开先,潘宏宇. 货币政策与宏观经济定量研究[M]. 北京:科学出版社,2001.
- [4]李武好. 中国经济发展中的财政政策与货币政策[M]. 北京:经济科学出版社,2001.
- [5]刘溶沧(主编). 中国财政政策货币政策理论与实践[M]. 北京:中国金融出版社,2001.
- [6]刘溶沧,马栓友. 赤字、国债与经济增长关系的实证分析[J]. 经济研究,2001,(2):13~19.
- [7]欧阳志刚. 我国财政支出对经济增长贡献的经验研究[J]. 数量经济技术经济研究,2004,(5):5~10.
- [8]裴平,熊鹏. 我国货币政策传导过程中的“渗漏”效应[J]. 经济研究,2003,(8):21~27.
- [9]钱士春. 我国货币长期超中性实证研究[J]. 数量经济技术经济研究,2004,(7):31~39.
- [10]汪红驹. 中国货币政策有效性研究[M]. 北京:中国人民大学出版社,2003.
- [11]王明舰. 中国通货膨胀问题分析[M]. 北京:北京大学出版社,2001.
- [12]王少平,李子奈. 我国货币需求的协整分析及其货币政策建议[J]. 经济研究,2004,(7):9~17.
- [13]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.
- [14]王志涛. 关于公共支出问题的研究综述[J]. 经济学动态,2004,(7):64~68.
- [15]夏斌,廖强. 货币供应量不宜作为当前我国货币政策的中间目标[J]. 经济研究,2001,(8):33~43.
- [16]阎坤,王进杰. 积极财政政策与经济增长的效应分析[J]. 世界经济,2003,(4):52~59.
- [17]曾令华. “货币短期非中性”的政策意义及实证分析[J]. 金融研究,2000,(9):13~21.
- [18]郑超愚. 需求管理定向的小型中国宏观经济计量模型[J]. 经济研究,2002,(12):42~50.
- [19]中国社会科学院经济增长前沿课题组. 财政政策的供给效应与经济发展[J]. 经济研究,2004,(9):4~17.

- [20]Carlo A F. How do European monetary and fiscal authorities behave? [M]. in M Butti, eds, *Monetary and Fiscal Policies in EMU: Interactions and Coordination*, Cambridge, Plantin, 2003, 217~245.
- [21]Dixit A, Lambertini L. Fiscal discretion destroys monetary commitment. [R]. Mimeo, Princeton University and UCLA, 2000.
- [22]Dixit A, Lambertini L. Interactions of commitment and discretion in monetary and fiscal policies. [J]. *American Economic Review*, 2003, 93(5), 1522~1542.
- [23]Muscatelli V A, Tirelli P, Trecroci C. Fiscal and monetary policies interactions: Empirical evidence and optimal policy using a structural New-Keynesian Model. [J]. *Journal of Macroeconomics*, 2004, 26(2), 257~280.

## Cointegration Analysis of Fiscal Spending with Money Supply and Its Policy Implications

HU Yong-gang, ZHANG Yun-feng

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

**Abstract:** The paper explores the relationship between China's fiscal spending and money supply (M2) for the period of 1978~2002. We found that original time series of the 2 variables were unstable but their second order differences were. There existed a cointegration at 1% significance level. The rate of change of fiscal spending was the Granger cause of M2. Short-term changes in fiscal spending affected the M2 in the same direction. While the rate of change of M2 showed an inertia and was self-corrective, the rate of change of fiscal spending was not, which implicated that government should lay restraints on its spending to be free from over-expansion when time is good or over contraction when time was bad.

**Key words:** fiscal spending; money supply; cointegration analysis IS-LM model

(责任编辑 许 柏)