

# 从 $M_1$ 、 $M_2$ 的内、外生性分析我国货币政策中介目标的选择\*

——解读央行货币政策中介目标调整的含义

张延群

**[摘要]** 本文运用 1994~2008 年的季度数据,在 VECM 模型框架下,实证分析货币供给  $M_1$ 、 $M_2$  与 GDP、CPI、利率等宏观经济变量之间的长期均衡关系和短期动态调整系数,目的在于检验我国货币政策的有效性,以及  $M_1$  和  $M_2$ ,哪个指标更适合作为货币政策的中介目标。结果显示,在样本期间,央行的货币政策是积极有效的。同时,从可控性和相关性看, $M_2$  应当成为货币政策的中介目标。此外,本文对央行 2007 年以来货币政策中介目标调整的含义进行了解析。

**关键词:** 货币供给 中介目标 VECM 模型

**JEL 分类号:** E52 C32 E58

## 一、引言

1995 年我国颁布了第一部中国人民银行法,将货币政策目标确定为维持人民币币值的稳定,以此促进经济增长<sup>①</sup>。随后,中国人民银行宣布将货币供给作为货币政策的中介目标。从 1994 年起人民银行在每年初公布  $M_1$  和  $M_2$  的计划目标。从实际执行情况看,货币供给的实际值和计划目标值常常出现较大幅度的偏离(表 1)。在 1994~2009 年这 16 年中, $M_1$  和  $M_2$  的增长率与计划目标相差 3 个百分点以上的年份分别为 8 年和 6 年,只有在两年的时间里, $M_1$  和  $M_2$  的实际增长率与计划值相差不到 2 个百分点。同时, $M_1$  和  $M_2$  表现出不同的变动规律, $M_1$  比  $M_2$  具有更强的波动性(图 1)。

对于  $M_1$  和  $M_2$ ,哪个指标应当作为中介目标,人民银行似乎从没有明确说明。从 2007 年开始,人民银行改变了原来同时公布  $M_1$  和  $M_2$  计划目标的做法,只公布了  $M_2$  的目标增长速度,其中隐含的含义是,央行已经放弃  $M_1$ ,只将  $M_2$  作为货币政策的中介目标。

货币供给的实际值频繁偏离计划目标,以及  $M_1$  和  $M_2$  变动轨迹的不一致性,使得以下两个问题一直为理论界所关注:一是关于货币政策中介目标的有效性(夏斌和廖强,2001),二是  $M_1$  和  $M_2$  哪个指标应当成为货币政策的中介目标(王大用,1996)。

从理论上讲,作为货币政策的中介目标,需要具有可控性、相关性等特征。也就是说,中央银行应当能够通过货币政策的调控手段控制中介目标,中介目标的变动应当能够影响最终目标,即价格和总产出。本文的研究目标是:第一,通过检验货币供给、产出和通货膨胀的长短期关系,说明货币供给作为货币政策中介目标的有效性;第二,通过检验  $M_1$ 、 $M_2$  之间的相互关系以及各自的可控性、相关性等特征,说明  $M_1$  和  $M_2$ ,哪个指标更应当成为货币政策的中介目标。

\* 张延群,中国社会科学院数量经济与技术经济研究所,副研究员,经济学博士。本研究得到中国社会科学院 2007 年度重点课题“中国价格形成机制研究”以及 2008 年度重大课题“经济模型前沿理论与方法及其在中国经济分析与政策模拟中的应用研究”的资助,特此致谢。同时作者感谢匿名审稿人中肯的修改意见。

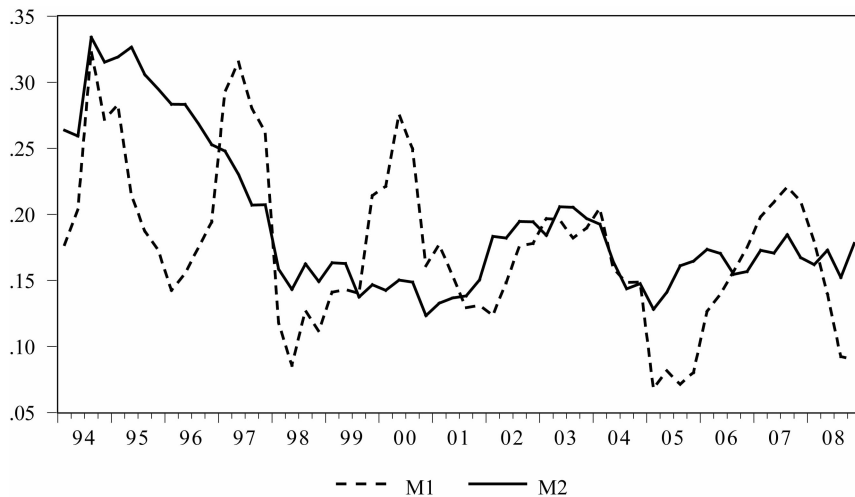
① 《中国人民银行法》,第一章,第三条。

表1 货币供给量增长率和通货膨胀率的目标值和实现值:1994~2009

年份	M <sub>1</sub> (%)		M <sub>2</sub> (%)		通货膨胀率
	目标值	实现值	目标值	实现值	实现值
1994	21	26.2	24	34.5	24.1
1995	21~23	16.8	23~25	29.5	17.1
1996	18	18.9	25	25.3	8.3
1997	18	16.5	23	17.3	2.8
1998	17	11.9	16~18	15.3	-2.6
1999	14	17.7	14~15	14.7	-1.4
2000	15~17	16	14~15	12.3	0.4
2001	13~14	12.7	15~16	14.4	0.7
2002	13	16.8	13	16.8	-0.8
2003	16	18.7	16	19.6	1.2
2004	17	13.6	17	14.6	3.9
2005	15	11.8	15	17.6	1.8
2006	14	17.5	16	16.9	1.5
2007	NA	21.0	16	16.7	4.8
2008	NA	9.1	16	17.8	5.9
2009	NA	32.4	17	27.7	-0.7

注:(1)通货膨胀率为CPI增长率;(2)从2007年开始中国人民银行不再公布M<sub>1</sub>的计划目标。

数据来源:中国统计数据应用系统、各年《金融统计年鉴》。

图1 M<sub>1</sub>、M<sub>2</sub>季度同比增长率:1994~2008

实证分析的结果表明,超额货币供给M<sub>1</sub>和M<sub>2</sub>在短期内对通胀率有向上的推动作用,中央银行以货币供给为中介目标的货币政策是积极和有效的。M<sub>1</sub>主要由经济发展水平以及持有流动性成本的货币需求因素内生决定,人民银行没有主动或者难以对M<sub>1</sub>进行目标调控;M<sub>2</sub>是由央行货币政策外生决定的。从可控性和相关性来看,M<sub>2</sub>更适合作为货币政策的中介目标。

本文其余部分安排如下:第二部分是文献综述;第三部分就货币供给、总产出以及通胀率之间的关系进行经济学理论分析,以此作为实证分析的出发点和根据;第四部分进行实证分析;最后为结论。

## 二、文献综述

一些文献运用各种多元线性回归模型分析  $M_1$ 、 $M_2$  与经济增长和通货膨胀之间的动态相关性,得到的结论不尽相同。吴晶妹(2002)通过直接回归方法分析  $M_1$ 、 $M_2$  增长率与 GDP 之间的相关性,结果显示, $M_1$  的增长率对 GDP 的增长率没有显著影响,而  $M_2$  增长率对 GDP 增长率的影响比较显著。货币供给增长率与商品零售物价指数(RPI)之间不具有长期稳定关系。范从来(2004)考虑货币政策对实体经济影响的时滞效应,将货币供给增长率的当期值和滞后值作为 GDP 和 CPI 增长的解释变量,分别进行回归,结果显示, $M_2$  的增长率对 GDP 和 CPI 的增长率有显著影响, $M_1$  增长率的影响不显著。

由于向量自回归模型(VAR)已经成为分析货币政策效应的标准模型框架,因此以上提到的单方程线性回归分析存在着模型设定的问题。虽然已有许多文献在 VAR 模型框架下分析过中国货币供给、总产出、通胀率等变量的协整关系以及 Granger 因果关系等(如刘斌,2002;耿中元和惠晓峰,2009),但大多数文献仅仅停留在对协整关系个数检验的层面,而且简单地将其中的协整关系解释为货币需求关系,没有考虑到协整关系也可能表示货币供给规则。协整关系通常解释为变量之间存在的长期均衡关系,但是仅仅分析协整关系不能说明变量在协整关系中的地位,即哪些变量对长期均衡起到主导作用,哪些变量对于长期均衡是被动调节的,而分清变量在协整关系中的地位具有重要的实证分析的含义。例如,如果货币总量  $M_1$ (或  $M_2$ )与总产出、通胀率、利率等变量存在符合货币需求理论的长期均衡关系,而且,在偏离均衡关系时, $M_1$  向着均衡方向进行调整,就可以解释为, $M_1$  是由经济活动本身所决定的内生变量,中央银行没有主动或者没有能力对  $M_1$  进行调控。相反,如果均衡关系表示的是一个货币供给规则,并且货币总量向着均衡调整的方向反映出货币政策的调控方向,就可以解释为货币总量主要是由货币政策外生决定的(Juselius, 1998)。此外,协整关系通常表示的是统计关系,如果要对协整关系进行经济学意义上的解释,还需要对协整关系施加可识别的限制(Johansen, 1995)。对于协整关系的识别和经济学解释,现有文献普遍没有涉及,因此损失了重要的信息。

本文与现有文献的主要区别以及创新之处在于,不仅对协整关系个数进行检验,而且进一步对协整关系加以识别和限制,对变量在协整关系中的主导或者从属地位进行了检验,从而将协整关系转变为经济学意义上可解释的长期均衡关系。同时,还对  $M_1$  和  $M_2$  的内、外生性分别进行了分析,以此为基础得出  $M_1$  由货币需求决定, $M_2$  主要由货币供给决定的主要结论。本文还对  $M_1$  和  $M_2$  之间的长短期关系以及 Granger 因果关系进行了检验,从而得到  $M_2$  对  $M_1$  的变动具有主导作用的结论,这一部分在现有文献中也少有涉及。此外,本文还对实证分析的结果进行了各种稳健性(robustness)检验。

实证分析步骤如下:建立包含货币总量( $M_1$  或  $M_2$ )、GDP、通货膨胀率、利率等变量的向量误差修正模型,样本为 1994~2008 年未经调整的季度数据。在此基础上,分别检验  $M_1$  和  $M_2$  的内、外生性,以及超额货币对总产出和通胀率的影响,从可控性、相关性的角度分析  $M_1$ 、 $M_2$  在货币政策中介目标中的地位。最后,建立辅助 VAR 模型,分析  $M_1$  和  $M_2$  之间的相互关系。

## 三、 $M_1$ 、 $M_2$ 、总产出、通胀率之间关系的理论分析

### (一) $M_1$ 比 $M_2$ 具有更强的波动性和内生性

从  $M_1$  和  $M_2$  的定义看, $M_1$  是流通中的现金与企事业单位活期存款之和。持有  $M_1$  的主要目的是将其用做商品、劳务、有价证券等交易中的媒介,它是社会公众所持有的流动性最强的金融资产。 $M_2$  是  $M_1$  与准货币之和,其中准货币是居民储蓄存款与企业定期存款以及其他存款之和,不能

直接作为商品和劳务的交易媒介<sup>①</sup>,只有将其提取出来,转化为  $M_1$  之后,才可以作为交易的媒介。因此, $M_1$  可以看作是正处于流通中的货币, $M_2$  是货币存量的总体。

从两者增长的波动性看, $M_2$  相对稳定,而  $M_1$  波动较大。在经济活动的不同周期, $M_1$  和  $M_2$  表现出不一致的增长。在经济处于周期的低谷时期, $M_1$  的增长率往往会低于  $M_2$  的增长率,同时,对商品和劳务的需求也处于较低水平。当  $M_1$  的增速超过  $M_2$  增速时,往往伴随着企事业单位将定期存款大量转换为活期存款,准备用于支付的目的,同时也伴随着企业投资意愿的上升和经济景气的回升。

$M_1$  比  $M_2$  具有更强的内生性。实行宽松的货币往往首先刺激  $M_2$  的增长,而在总需求水平没有达到一定的活跃程度时, $M_1$  的增长仍然保持较低水平。只有当经济运行本身的活跃程度增加时, $M_1$  才会出现快速增长。

### (二) $M_1$ 、 $M_2$ 与总产出和通胀率之间的关系

从货币总量与总产出和通货膨胀的关系看,以  $M_2$  衡量的货币供应量的扩大有时并不能引起总需求的增长。当利率较高,通货膨胀预期较低时,公众以储蓄存款或其他定期存款方式持有货币的收益较高,机会成本较低,这时  $M_2$  的扩张不会立即引起需求的增加以及物价的上涨,但是会对未来的物价上涨造成潜在的压力(王大用,1996)。

中央银行通过增大贷款规模、降低存款准备金率、降低利率等政策手段实施宽松的货币政策,往往首先造成  $M_2$  的快速增长,使  $M_2$  的增速远远高于  $M_1$  的增速,在经过一段时滞之后会导致  $M_1$  的快速增长,而超额的  $M_1$  增长又会导致较高的通胀水平。改革开放以来发生的几次较严重的通胀都是在  $M_1$  高速增长之后发生的。如 1987、1993 年  $M_1$  快速增长之后,1988 和 1994 年都出现了两位数的通货膨胀。2007 年  $M_1$  增长速度比 2006 年明显加快,在随后的 2008 年也出现了较高的通胀率。

### (三) $M_1$ 、 $M_2$ 的货币需求函数

如果货币存量是由货币需求决定的,那么,货币存量与影响货币需求的宏观经济变量之间存在长期均衡关系。按照经济理论,货币需求由交易需求、流动性需求、以及持有货币的成本所决定。交易需求一般由实际产出来衡量,持有货币的成本由存款利率与其他资产的收益率来衡量,通常由存款利率与债券利率之差来表示。通货膨胀预期决定货币资产与其他形式资产的相互替代。

对于实际  $m_1$ ,货币需求函数的形式为:

$$m1_t = a_0 + a_1 y_t + a_2 \Delta p_t - a_3 R_t + \varepsilon_{1,t} \quad (1)$$

其中  $a_1, a_2, a_3 \geq 0$ 。 $m1_t, y_t, \Delta p_t$  和  $R_t$  分别为实际  $M_1$ 、实际 GDP、通胀率和储蓄存款利率。在  $M_1$  的货币需求方程中,利率的系数应当是负的,因为存款利率越高,持有流通中货币的机会成本越高,对  $M_1$  的需求越少。

需要指出的是,实际货币总量不会总是由货币需求决定的。除非向均衡状态的调整是瞬间完成的,在一般情形下,观察到的货币总量值可能由货币供给、货币需求、或者两者共同决定。如果中央银行能够有效控制货币供给,货币需求向货币供给调整,观察到的货币总量就很可能由货币供给决定的(Juselius, 1998)。

如果货币总量  $M_2$  是由货币需求决定的,按照货币需求理论,货币总量由交易需求、财富需求、以及机会成本决定。对  $M_2$  的交易需求可以由实际 GDP 度量。Qin(2003)对中国货币的财富需求进行了实证分析后指出,实际收入和实际利率是决定货币财富需求的主要因素(其他因素包括收入的不确定性和地区间收入差距)。我们利用这一结论,将实际货币需求  $m_2$  表示为:

$$m2_t = a_4 + a_5 y_t - a_6 \Delta p_t + a_7 R_t + \varepsilon_{2,t} \quad (2)$$

其中  $a_5, a_6, a_7 \geq 0$ 。 $y_t, \Delta p_t$  和  $R_t$  的定义同(1)式。

<sup>①</sup> 刷卡消费使得  $M_2$  中居民活期储蓄存款可以直接用来消费,但是准货币中的企业定期存款和居民定期储蓄存款不能直接进行刷卡消费,它们占  $M_2$  的比重为 70%左右,因此, $M_2$  中的大部分仍然不能直接进行消费。

如果实际  $M_2$  是由货币供给所支配,我们应当在数据中发现以下的长期关系:

$$m2_t = b_1 + b_2 y_t + b_3 \Delta p_t - b_4 R_t + \varepsilon_{3,t} \quad (3)$$

其中  $b_2, b_3, b_4 \geq 0$ 。这一均衡关系表示,超额的货币供给在长期会造成通胀率的上升,以及利率的下降。

#### 四、基于 VECM 模型的实证分析

自从 Sims(1980)开创性的论文发表以来,向量自回归模型(VAR)开始成为时间序列计量经济学的标准分析工具(Juselius,2006)。时间序列数据往往具有单位根,是非平稳过程,Engle 和 Granger(1987)提出了协整的概念并且建立了误差修正模型(ECM),Johansen(1995)等将协整概念引入非限制的 VAR 模型,形成 VECM 模型的分析框架。在 VECM 模型的表达式下,可以分析经济变量之间的长期均衡关系和短期调整动态,以及变量之间的 Granger 因果关系(Lütkepohl,2005),等等。

##### (一)统计模型设定

我们以非限制的 VECM 模型(4)作为统计分析的基础(Johansen,1995):

$$\Delta X_t = \Pi(X'_{t-1}, trend, S_{t-1})' + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad t=1, \dots, T, \varepsilon_t \sim IN(0, \Omega) \quad (4)$$

其中  $X_t$  是一个  $p \times 1$  的内生变量向量,系数矩阵是非限制的。误差项  $\varepsilon_t$  为无序列自相关的向量,均值为零,方差协方差矩阵为  $\Omega$ 。因为本文中有些变量是含有趋势成分的,因此在模型设定时,将趋势变量限制在协整空间中。 $S_t$  包含弱外生变量, $D_t$  包含哑变量, $S_t$  中变量的差分以及差分的滞后项。

如果  $X_t$  是  $I(1)$  系统并且存在  $r$  个协整关系,那么  $rk(\Pi) = r, 0 < r < k$ , 存在  $p \times r$  阶满秩矩阵  $\alpha$  和  $\beta$ , 使得  $\Pi = \alpha\beta'$ 。这时 VECM 模型(4)可由(5)式来表达:

$$\Delta X_t = \alpha\beta'(X'_{t-1}, trend, S_{t-1})' + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad t=1, \dots, T, \varepsilon_t \sim IN(0, \Omega) \quad (5)$$

这里  $\beta$  代表协整空间, $\alpha$  代表动态调整系数。 $\beta'(X'_{t-1}, trend, S_{t-1})'$  是  $I(0)$  变量,即在  $(X'_{t-1}, trend, S_{t-1})'$  中存在  $r$  个线性独立的协整关系。从经济学的角度看, $\beta$  所代表的协整关系可以解释为经济变量之间的长期均衡关系,而  $\alpha$  为变量向长期均衡关系调整的方向和速度。

按照本文第三部分所做的理论分析,在中国货币供给模型中,我们将内生变量集设定为  $[m1_t$  或  $m2_t, y_t, \Delta p_t, R_t]$ , 其中各个变量的定义如下:

$m1_t$ : 实际货币总量  $M_1$ , 定义为  $m1_t = \ln(M1_t / CPI_t)$ ,

$m2_t$ : 实际货币总量  $M_2$ , 定义为  $m2_t = \ln(M2_t / CPI_t)$ ,

$y_t$ : 实际 GDP, 定义为  $y_t = (GDPC_t)$ ,

$\Delta p_t$ : 季度环比的通货膨胀率, 定义为  $\Delta p_t = \log(CPI_t / CPI_{t-1})$ ,

$R_t$ : 季度储蓄存款利率, 定义为  $R_t = R'_t / 4$ ,

其中  $R'_t$  和  $CPI_t$  分别为一年期存款利率和消费品价格指数。 $S_t = [Dp97_t]$ ,  $Dp97_t$  是哑变量,其定义为:当  $t \geq 1997Q1$  时,  $Dp97_t = 1$ , 其余值为 0。将  $Dp97_t$  包含在协整空间,用来模拟 1997 年开始的由于修改货币供给统计口径而造成的数据增大。在  $M_1$  和  $M_2$  模型中,  $D_t$  包括中心季度哑变量,以及几个冲击哑变量。冲击哑变量在  $M_1$  和  $M_2$  模型中分别为  $Dp03q2$ 、 $Dp07Q4$  和  $Dp02Q1$ 、 $Dp03q2$ 、 $Dp07Q4$ , 它们的定义为在变量名称中所表示的季度为 1, 其余季度为 0, 以消除由于政策冲击引起的过大估计误差。

##### (二)实证分析结果

## 1. 单位根、模型设定、弱外生性、协整关系个数检验

ADF 单位根检验的结果显示,  $M_1$  和  $M_2$  系统中所包含的变量都为含有一个单位根的  $I(1)$  过程<sup>①</sup>。在最大滞后阶数为 4 的假设下, Hannan-Quinn 和 Schwarz 信息标准检验建议  $M_1$  和  $M_2$  模型的滞后阶数为 1。由于  $M_1$  和  $M_2$  的 VAR(1) 估计的误差项中存在显著的一阶自相关, 而  $M_1$  和  $M_2$  的 VAR(2) 模型的误差项没有非正态性、自相关性或 ARCH 结构等模型误设的问题(见表 2), 因此, 以下实证分析分别在  $M_1$  和  $M_2$  的 VAR(2) 基础上展开。

表 2 VAR 模型的设定检验

模型	非自相关		正态分布	非 ARCH 结构		$R^2$
	LM(1)	LM(2)		LM(1)	LM(2)	
模型 1: $M_1$ 的 VAR(2)	$\chi^2(9)=3.4[0.94]$	$\chi^2(9)=9.9[0.35]$	$\chi^2(6)=4.9[0.55]$	$\chi^2(36)=33.8[0.56]$	$\chi^2(72)=100.8[0.01]$	$\Delta m1: 0.87$ $\Delta y: 0.86$ $\Delta p: 0.96$
模型 2: $M_2$ 的 VAR(2)	$\chi^2(9)=5.4[0.79]$	$\chi^2(9)=10.8[0.28]$	$\chi^2(6)=6.3[0.38]$	$\chi^2(36)=23.1[0.95]$	$\chi^2(72)=67.1[0.64]$	$\Delta m1: 0.88$ $\Delta y: 0.87$ $\Delta p: 0.96$
辅助模型的 VAR(4)	$\chi^2(4)=7.8[0.09]$	$\chi^2(4)=2.5[0.64]$	$\chi^2(4)=4.8[0.30]$	$\chi^2(9)=10.5[0.30]$	$\chi^2(18)=16.2[0.57]$	$\Delta m1: 0.85$ $\Delta m2: 0.85$

注: (1) 方括号中的数字是接受原假设的概率; (2) 运用 CATs in RATs 2.0 进行检验。

考虑到存款利率  $R$  在大部分时间是保持不变的, 而且  $R$  是中央银行可以控制的政策变量, 因此, 首先检验  $R$  的弱外生性(Dennis, 2006)。检验结果显示(表 3), 在  $M_1$  和  $M_2$  模型中, 无论系统中协整关系的个数为 1 还是 2,  $R$  对于系统中的长期均衡关系来说都是弱外生变量, 即  $R$  会对系统中其他变量产生长期影响, 而其本身的长期变动轨迹不会受其他变量的影响(Juselius, 2006)。因此, 在模型设定时将  $R$  设定为弱外生变量, 以下分析在以  $R$  为弱外生变量的条件 VAR(2) 模型中展开。

表 3  $R$  的弱外生性检验(LR 检验)

模型	假设系统中协整关系的个数为 $r$	
	$r=1$	$r=2$
$M_1$ 的 VAR(2)	$\chi^2(1)=0.10[0.75]$	$\chi^2(2)=4.9[0.08]$
$M_2$ 的 VAR(2)	$\chi^2(1)=1.97[0.16]$	$\chi^2(2)=3.95[0.14]$

注: (1) 原假设为“ $R$  为弱外生变量”, 方括号中数值为接受原假设的概率; (2) 运用 CATs in RATs 2.0 进行检验。

的结果都显示系统中存在两个协整关系<sup>②</sup>。

## 2. 长期结构的识别以及协整关系的经济学解释

对于任何一个正规矩阵  $\zeta$ , 因为  $\alpha\zeta\zeta^{-1}\beta' = \alpha\beta'$ ,  $\beta(\zeta^{-1})$  和  $\alpha\zeta$  从统计学的角度看都可以看作协整向量和相应的动态调整系数(Johansen, 1995)。为了得到经济学意义上可解释的协整关系, 我们需要对协整空间施加限制, 并检验所施加限制的有效性。

施加限制后得到识别的长期关系矩阵, 以及相应的短期调整系数, 如表 5 和表 6 所示。 $\chi^2$  检验

① 为篇幅所限, 这里没有报告 ADF 的单位根检验结果, 如需要, 可向作者索取。

② 为篇幅所限, 这里没有报告稳健性检验的结果, 如需要, 可向作者索取。

说明施加的限制与数据相合。递归检验显示  $\alpha$  和  $\beta$  中系数的估计值比较稳定<sup>①</sup>。

在  $m1_t$  的 VAR(2)模型中,识别出的第一个协整关系为(见表 5):

$$m1_t = 1.27y_t - 17.9R_t + 0.07dp97_t \quad (6)$$

表 4 Johansen 协整关系检验结果

模型 1: $M_1$ 的 VAR(2)			
协整关系个数为 $r$	迹统计值(trace stat.)	临界值(95%)	接受原假设概率
$r \leq 0$	103.6	55.3	0.000
$r \leq 1$	45.0	34.5	0.002
$r \leq 2$	12.7	18.4	0.237
模型 2: $M_2$ 的 VAR(2)			
协整关系个数为 $r$	迹统计值(trace stat.)	临界值(95%)	接受原假设概率
$r \leq 0$	101.5	56.0	0.000
$r \leq 1$	40.4	35.4	0.013
$r \leq 2$	17.1	18.4	0.073
模型 3: 辅助模型 VAR(4)			
协整关系个数为 $r$	迹统计值(trace stat.)	临界值(95%)	接受原假设概率
$r \leq 0$	30.8	30.9	0.053
$r \leq 1$	4.5	15.3	0.851

注:由于模型中包含弱外生变量,迹检验的临界值考虑了弱外生变量和哑变量的影响,由模拟运算得到(Dennis, 2006)。

表 5  $M_1$  的 VAR(2)模型中长期协整关系和短期调整系数

变量	长期协整关系 $\beta$		相应的短期调整系数 $\alpha$		
	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	方程	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$
$m1_t$	1.0	0.0	$\Delta m1_t$	-0.44 (-3.4)	-0.87 (-3.0)
$y_t$	-1.27 (-25.2)	1.0	$\Delta y_t$	-0.009 (-0.8)	-0.07 (-2.9)
$\Delta p_t$	0.0	-1.11 (-8.9)	$\Delta \Delta p_t$	0.30 (5.9)	0.78 (6.7)
$R_t$	17.9 (5.8)	-6.88 (-6.7)			
$Dp97_t$	-0.07 (7.4)	0.0			
$trend_t$	0.0	-0.02 (-54.6)			
$\chi^2(2)=0.17 [0.91]$					

注:(1)估计值下面括号中数值为 t-检验值;(2) $\chi^2$  检验方括号中数值为接受原假设的概率。

其中各个系数的符号与货币需求函数(1)是一致的,因此可以将这个协整关系解释为货币需求函数。相应的短期调整系数  $\alpha$  表明,当出现超额货币需求时,  $M_1$  会向着均衡方向调整。同时,超额货币需求会在短期内导致通货膨胀的明显上升。在实际 GDP 方程中,虽然相对于这一协整关系的误差修正项系数是显著的,而且与修正方向相反,但是因为系数值非常小,因此实际可以看作是不显著的,即超额  $M_1$  在短期对 GDP 的增长没有明显的推动作用。

在  $m2_t$  的 VAR(2)模型中,识别出的第一个协整关系为(见表 6):

<sup>①</sup> 为篇幅所限,这里没有报告递归检验图。如需要,可向作者索取。

$$m2_t = 1.9y_t + 23.8\Delta p_t - 13.3R_t + 0.05dp97_t \quad (7)$$

表 6  $M_2$  的 VAR(2) 模型中长期协整关系和短期调整系数

长期协整关系 $\beta$			相应的短期调整系数 $\alpha$		
变量	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	方程	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$
$m2_t$	1.0	0.0	$\Delta m2_t$	-0.2 (-2.5)	-0.5 (-2.5)
$y_t$	-1.9 (-15.6)	1.0	$\Delta y_t$	0.07 (4.6)	0.17 (5.0)
$\Delta p_t$	-23.8 (-6.3)	10.5 (6.6)	$\Delta p_t$	0.2 (2.8)	0.4 (2.5)
$R_t$	13.3 (1.6)	-4.5 (-1.2)			
$Dp97_t$	-0.05 (-3.4)	0.0			
$trend_t$	0.0	-0.02 (-16.3)			

$\chi^2(1)=0.44 [0.50]$

注:(1)估计值下面括号中数值为 t-检验值;(2) $\chi^2$  检验方括号中数值为接受原假设的概率。

这个协整关系中的符号与表示货币供给的长期关系(3)式相一致,因此应当解释为是一个货币供给关系。相应的短期调整系数  $\alpha$  显示,当出现超额货币供给使得通胀率上升时,中央银行会采取积极的货币政策,降低货币供给的增长。同时,超额货币供给对于短期实际 GDP 和 CPI 增长率都有正向的推动作用。

$M_1$  和  $M_2$  在长期均衡关系和短期调整系数中的不同表现说明了这样的事实:由于央行没有主动或者没有能力对  $M_1$  进行调控, $M_1$  基本上是由需求因素内生决定的。另一方面, $M_2$  主要是供给而不是需求决定的。这里实证分析的结论与第三部分中理论分析的结果是一致的。超额的  $M_1$  和  $M_2$  增长在短期内都会对物价上涨产生推动作用。当出现超额货币供给  $M_2$  时,央行会采取措施减少货币供给。因此,在样本期内,央行施行了积极的货币政策,以货币总量为中介目标的货币政策对于控制物价是有效的。

表 7 辅助模型 3 中的长期协整关系和短期调整系数

长期协整关系 $\beta$		相应的短期调整系数 $\alpha$	
变量	$\hat{\beta}_1$	方程	$\hat{\alpha}_1$
$m1_t$	1.0	$\Delta m1_t$	-0.51 (-4.8)
$m2_t$	-0.92 (-69.4)	$\Delta m2_t$	-0.05 (-0.8)
$R_t$	3.48 (3.6)		
$trend_t$	0.0		

注:估计值下面括号中数值为 t-检验值。

### 3. 辅助模型的分析结果

为了分析  $M_1$  和  $M_2$  之间的长、短期关系,我们建立一个辅助 VAR(4) 模型,其中  $M_1$  和  $M_2$  为内生变量,利率  $R$  为弱外生变量。样本区间同样为 1994Q1~2008Q4。迹检验显示(表 4 中的模型 3),在系统中存在一个协整关系。在对长期关系施加限制后,得到以下协整关系(见表 7)。

$$m1_t = 0.92m2_t - 3.5R_t \quad (8)$$

这一协整关系可解释为, $M_1$ 、 $M_2$  和  $R$  之间存在长期均衡关系。相应的短期调整系数表明, $M_2$  对这一长期关系起到主导和驱动作用,当出现对均衡的偏离时, $M_1$  会向着均衡方向调整,说明从长期看, $M_2$  的增长决定  $M_1$  的增长,当  $M_2$  出现超额增长时,在短期内会对  $M_1$  的增长起到推动作用。

由于标准 Granger 因果检验只在平稳系统的条件下有效(Lütkepohl, 2005),因此在 VECM 模型框架下分析  $M_1$  和  $M_2$  之间的 Granger 因果关系。结果显示(表 8),原假设“ $M_1$  不是  $M_2$  的 Granger



原因”没有被拒绝,而原假设“ $M_2$  不是  $M_1$  的 Granger 原因”受到拒绝,说明  $M_2$  能够对预测  $M_1$  提供有用的信息,而相反则不成立。

表 8 辅助模型 3 中 Granger 因果关系检验

	接受原假设的概率
$H_0$ : $M_1$ 不是 $M_2$ 的 Granger 原因	0.08
$H_0$ : $M_2$ 不是 $M_1$ 的 Granger 原因	0.00

通过观察递归计算的迹统计量、以及短期调整系数的显著性等方法,对迹检验的结果进行了进一步验证;对于协整关系系数以及相应的短期调整系数的估计,运用逐渐增加样本期的方法进行递归估计,结果表明,递归估计的系数是基本稳定的;当模型设定中包含不同滞后期时,Granger 因果检验的结果是不变的。总之,本文得出的实证分析的结果是稳健的,没有出现结构性变动。

特别需要说明的是,鉴于中国正处于经济转型时期,经济变量之间的关系有可能出现结构性变动,本文特别重视实证结果的稳健性检验。在进行协整关系个数检验时,不仅进行 Johansen 的迹检验,而且还

## 五、结论

本文在 VECM 的框架下分析  $M_1$  和  $M_2$  不同的变动规律,以及各自与货币政策最终目标之间的关系。实证分析表明, $M_2$  主要是由供给因素决定的。中央银行按照通货膨胀水平和经济发展状况对  $M_2$  进行调控。当出现超额的  $M_2$  供给使得通胀上升时,央行实现积极的货币政策控制货币供给,以减少通货膨胀的压力。从总体上看,超额货币供给  $M_2$  会形成通货膨胀的向上推力。而  $M_1$  基本上是由经济活动的交易需求以及持有流动性成本等需求因素所决定的内生变量,央行没有主动或者难以对  $M_1$  进行数量控制。这是央行从 2007 年起不再公布  $M_1$  增长目标背后的原因。短期  $M_1$  的快速增长反映出总体经济活跃程度的增加。从长期看, $M_1$  的增长也受到  $M_2$  的制约, $M_2$  增长的变动可以为预测  $M_1$  的增长提供有用的信息。超额  $M_1$  的增长也会引起通货膨胀率的上升。以上实证分析的结论与理论分析的结果相一致。因此,从货币政策中介目标所要求的可控性、相关性以及前瞻性的特点看,谨慎的货币政策应当将  $M_2$  作为货币政策的中介目标,运用积极的货币政策调控手段来调控  $M_2$ ,使之与经济增长水平相适应,防止超额  $M_2$  增长对通胀造成长期潜在的压力。由于  $M_1$  与短期通胀率的变动有很强的相关性,因此,在短期应当将  $M_1$  作为观测目标,注意观察  $M_1$  的变动情况,运用通货膨胀预期管理和利率调控手段,间接调控  $M_1$  的短期增长,避免短期内  $M_1$  超额增长引起物价过快上涨。

### 参考文献

- 范从来(2004):《论货币政策中间目标的选择》,《金融研究》,第 6 期。
- 耿中元、惠晓峰(2009):《 $M_1$  和  $M_2$  作为货币政策中介目标的适用性研究》,《统计研究》,第 9 期。
- 刘斌(2002):《我国货币供应量与产出、物价间相互关系的实证研究》,《金融研究》,第 7 期。
- 王大用(1996):《中国货币政策的中介目标问题》,《经济研究》,第 3 期。
- 吴晶妹(2002):《评货币政策的中介目标——货币供应量》,《经济评论》,第 3 期。
- 夏斌、廖强(2001):《货币供应量已不宜作为当前我国的货币政策中介目标》,《经济研究》,第 8 期。
- Dennis, J.(2006): *Cats in Rats, Cointegration Analysis of Time Series, Version 2, Estima*.
- Engle, R. and C. Granger (1987): “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, 55, 251-276.
- Johansen, S. (1995): *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press.
- Juselius, K. (1998): “Changing Monetary Transmission Mechanisms within the EU”, *Empirical Economics*, 23, 455-481.
- Juselius, K. (2006): *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*, Oxford University Press.
- Lütkepohl, H. (2005): “*New Introduction to Multiple Time Series Analysis*”, Berlin, Springer-Verlag.
- Qin, D. (2003): “Determinants of Household Savings in China and Their Role in Quasi-Money Supply”, *Economics of Transition*, 11, 513-537.
- Sims, C. (1980): “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica*, 48, 1-47.

(责任编辑:程 炼)