

政策冲击下的货币存量控制研究

张勇,范从来

(南京大学商学院,江苏南京 210093)

摘要:文章以1994~2002年为样本区间,通过构造货币供应函数和对货币政策操作实践的分析,考察货币政策操作本身对货币存量的冲击。研究表明,银行的资产组合行为对货币存量变动起着主导作用。中央银行短期性货币政策操作的变化可能会改变银行的行为参数,其行为变动的方向是在中央银行预期之内;同时,由于银行对货币政策操作的预期可能使之做出过度反应,使其贷款偏好“过松”或“过紧”,进而导致实际的货币存量超出预定的目标值。这说明,经济主体的行为参数发生有规则的变化是有效控制货币存量的重要条件,为此,中央银行应该进一步提高政策决策的透明度,以求稳定和引导预期。

关键词:货币存量控制;货币政策操作;银行资产组合行为

中图分类号:F820.3;F830.31 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2004)08-0005-13

一、引言

自从中国人民银行确定货币供应量为中介目标以来,货币存量的可控性一直是学术界研究的热点问题。之所以如此,主要是因为,按照货币主义学派的观点,货币存量波动是导致价格水平乃至整个经济不稳定的根源,如果一国货币当局试图创造价格稳定的经济环境,首先就要加强对货币存量的控制。然而,货币存量创造是中央银行的政策操作、存款银行(以下简称银行)和公众的资产组合行为共同作用的结果,中央银行在运用政策工具实现货币存量目标的过程中,将受到各种导致银行和公众资产组合行为变化的不确定性冲击的影响,难以真正控制住货币存量(这种货币存量不能完全为中央银行外生决定的现象,亦称为货币供给内生性)。夏斌和廖强(2001)的实证也表明,我国

收稿日期:2004-04-28

基金项目:高等学校全国优秀博士论文作者专项资助项目《开放经济条件下货币政策运行机制研究》,项目批准号:200203

作者简介:张勇(1976—),男,安徽安庆人,南京大学商学院博士生;

范从来(1962—),男,江苏海安人,南京大学商学院教授,博士生导师。

每年预定的货币供应量目标值从来就没有实现过。一般而言,这种不确定性冲击按照与货币政策操作是否有关可以分为独立于政策制定者行动的外在性冲击(addictive shock)和源自政策本身的冲击。

学术界对于由外在性冲击造成货币存量波动的研究较多。Fisher(1911)最早提出公众对现金与支票存款的持有比率将受到真实收入、财富、商业部门发展程度、人口密度、相对持有成本、风俗习惯等因素的影响。Friedman, M. (1960)曾分析过美国大萧条时期银行和公众出于流动性需要普遍持有超额准备和现金导致货币量紧缩的案例。国内学者在研究我国1995年后货币存量紧缩的原因时,有学者认为是由于银行面临的外部环境恶化,以及出于降低不良资产比率等因素而宁愿持有较高的超额准备而不愿贷款造成的(宁咏, 2000; 范从来, 2001)。但是,从理论上讲,中央银行只要能够对外在性冲击及时识别并按照一定的规则做出响应,是完全可以抵消其影响的(Batini, 1999)。然而,源于政策本身的冲击则意味着,当中央银行在对外在冲击做出响应的同时也可能成为造成货币存量波动的根源,并且难以控制。按照著名的卢卡斯批判命题(Lucas, 1976),在经济主体为理性预期的假设下,政策类型的变化可能会改变其预期形成方式和对政策变动的反应方式,也即其行为参数会发生改变,并且,描述经济主体与政策历史关系的计量经济学模型的结构相应改变,并无法用于评价和预测政策效果。对于货币存量控制而言,根据西方国家的货币政策操作经验,中央银行往往是在准备金市场^①上通过日常性的公开市场操作调整银行系统的准备金头寸实现操作目标,进而间接地达到控制货币存量的目的。那么,当某些外在性冲击使货币存量偏离目标值,中央银行做出“对冲”时,其操作方向、力度、时机甚至整个操作程序都可能相机而变,并同时改变银行的预期及其资产组合行为,这就意味着,货币供给过程中银行的行为参数将会发生改变,如果事先存在一货币供应函数,则其结构将可能会在政策变动的时点处出现断点。中央银行将无法依据描述银行和政策历史关系的货币供应模型控制货币存量。可见,这种试图控制货币存量的政策操作本身反而成为不确定性的根源,这也正是本文的研究主题。

国外学者对此的研究主要是通过实证分析考察货币供应函数的结构或其设定形式是否因政策操作变化而改变,进而推断银行的行为参数是否变化。目前国内学者对于这种源自政策本身的冲击导致货币存量波动的研究几乎没有。事实上,自1993年底国务院颁布《关于金融体制改革的决定》以来,中央银行对货币政策调控开始由直接控制银行的贷款资产规模转变为间接在准备金市场上运用政策工具调节准备金头寸以控制银行的贷款偏好和货币存量,到1998年基本上建立起以公开市场业务为日常性操作工具,超额准备金为主、货币市场利率为辅的操作目标,以及货币供应量为中介目标的货币调控机制。可见,银行在超额准备和贷款之间的资产组合行为有可能成为导致货币

存量波动的关键因素。那么,当中央银行为实现货币存量目标在准备金市场中相机改变政策操作时,是否会对银行的预期、资产组合行为以及其行为参数产生影响?对此,本文将进行实证研究。

二、我国货币供应函数(1994~2002年)的设定

银行和公众的资产组合行为是货币创造的一个关键因素。可以根据对这一行为在货币创造中的作用的理理解不同,把货币供应函数模型设定形式分为货币乘数模型,引入利率与收入的乘数模型,基于银行资产管理行为的结构模型和负债管理行为的结构模型^①。

货币乘数模型是指传统教科书中把货币存量视为银行持有超额准备和公众持有现金偏好的函数。虽然这一模型并没有分解影响银行和公众资产组合行为的内生性因素,但一般认为,超额准备金率和现金漏损率已经对此作了概括。引入利率与收入的乘数模型是从替代效应及收入效应揭示影响银行和公众资产组合行为的“内生性”乘数的含义。具有典型意义的是 Teigen(1974)模型,该模型包括假定公众持有现金的偏好固定不变,只考虑银行持有自由准备金受市场利率和再贴现率影响和同时考虑银行和公众的资产组合行为受利率与收入因素影响的两种情形。基于银行资产管理行为的结构模型是从“活期存款供应反映银行对盈利资产需求”的假设出发,并同公众对现金和存款的需求决定因素结合起来而建立的银行持有最优自由准备金水平的决定模型。

西方学者在讨论政策冲击下的货币供应函数的设定形式时通常采用 Teigen 模型的第一种情形,也即只考虑影响银行资产组合行为的因素,把货币存量设定为基础货币或准备金总量、银行同业拆借利率、贴现率的函数。这可能是因为该函数自变量中所包含的利率能够较好地解释货币政策操作和银行的资产组合行为的变化。具体而言,在西方国家,由于货币市场体系和利率市场化发展程度较高,银行同业拆借利率能够作为基准利率通过期限结构影响到中长期债券利率和存贷款利率,因此,银行同业拆借市场上的资金供求变动会直接影响到全社会的资金供求状况,中央银行也就可以采用银行同业拆借利率作为其操作目标,并通过公开市场操作和再贴现业务等工具加以实现,并间接达到调控全社会的资金需求和货币存量的政策意图。另一方面,大多数中央银行不对银行的超额准备金支付利息,也就导致银行持有的超额准备金比率极低,并颇受银行同业拆借利率、贴现率等机会成本变量的影响。那么,当这些利率变动时,银行也就较为灵敏地调整资产组合行为。尽管我国中央银行从 1994 年放弃全社会信贷规模计划管理开始转向间接地通过对准备金头寸调控以实现货币供应量目标,但是由于货币市场规模较小以及利率市场化程度较低等原因,上述函数中的利率因素很难解释货币政策操作和银行的资产组合行为变化。

在1994~1998年货币政策调控由直接向间接转变的过渡时期,用于银行间调节准备金头寸余缺的全国银行间拆借市场和债券市场尚处于初创阶段,资金交易量较小,在1997年交易总量仅为GDP的11.56%,并不能完全反映银行系统的准备金供求状况,可以认为,货币政策调控所依托的准备金市场尚未健全,这也使中央银行对准备金头寸的管理主要是依靠发放和收回再贷款实现,而公开市场操作则很难展开。另一方面,再贴现业务一直是用于引导银行调整信贷结构,进而支持产品和产业结构调整,而对调控信贷总量的作用有限。同时再贴现率是由同期同档次再贷款利率为基础下浮5%~10%确定,缺乏独立的生成机制,而贴现率又是与贷款利率挂钩,贴现率与再贴现率之间也就缺乏联系,中央银行无法使用再贴现率对银行行为产生影响。可见,这一时期不论是操作工具还是操作目标,其利率机制尚未形成。

1998年取消贷款规模限制之后,再贷款在投放基础货币的作用也逐渐萎缩,中央银行从交易主体、品种、方式和制度上加快了银行间债券市场的建设,并试图将之建立为银行间调节准备金头寸和公开市场操作所依托的平台。事实证明,该市场的交易量从1999年的4024.3亿元快速上升到2002年的11.84万亿元,并超过国内生产总值,成为我国银行调节准备金头寸的最重要场所(李扬,2003)。同时,1998~1999年,中央银行在该市场上由公开市场操作投放的基础货币占总基础货币投放量的75%,并且在2000年后,虽然外汇占款成为基础货币增加的主要渠道,但公开市场操作仍能够有效地调节银行系统的准备金头寸及其贷款偏好,并间接达到控制货币存量的目的。但是,由于目前我国存贷款利率仍受管制,银行间债券市场上的资金供求及其利率变动并非能通过期限结构影响到全社会的资金供求变动,因此,中央银行在对准备金头寸调节时,其操作目标主要是超额准备金率,而市场利率仅作为监测准备金供求状况的辅助指标^③。可见,该市场利率并不能有效地解释货币存量。

此外,虽然1998年中央银行调整了贴现率和再贴现率的生成机制,使再贴现率与再贷款利率脱钩,成为自主决定的基准利率,贴现率由再贴现率基础上加点生成,从而建立起通过调节再贴现率进而间接引导贴现率的调控机制,但是,在实践中,中央银行对再贴现率的调控更多是出于规范票据市场发展的目的而并非真正用于调节银行的借入准备。同时,由于票据市场规模较小等原因,由再贴现业务投放的基础货币占总投放量一直较小,1998年至2002年,再贴现余额占同期基础货币余额分别为1.05%、1.48%、3.44%。可见,再贴现率也不适宜解释货币存量创造。另一方面,从银行的资产组合行为来看,由于中央银行对超额准备支付利息,银行持有的超额准备金率较高,再加上上述利率作用有限,银行的行为受到利率变动的影 响较弱,事实上往往是银行先出于外部环境等原因调整超额准备金率,再反过来对市场利率产生影响。

基于以上分析,我们对货币供应函数的设定形式仍是采用货币乘数模型

而舍去了利率因素。应该说,在目前我国货币政策调控机制下,该模型中的超额准备金率既能反映中央银行调节准备金头寸的政策意图,也能概括影响银行资产组合行为的外生性因素。由此,我们构造货币供应函数如下式表示:

$$MS=mb \times k \quad (1)$$

其中,MS为货币存量,mb为基础货币,k为乘数。我国中央银行对货币供应量层次划分为狭义货币M1和广义货币M2,由于M1不包含城乡居民储蓄存款,难以完全反映出银行的派生货币量,因此本文把MS设为M2,同时把乘数k继续分解为现金漏损率 R_C 、法定准备金率 R_R 、超额准备金率 R_E 和非金融机构在央行存款率 R_N ,并对MS和mb取对数值,建立半对数模型如下式表示:

$$\ln M2 = \alpha_1 \ln mb + \alpha_2 R_C + \alpha_3 R_R + \alpha_4 R_E + \alpha_5 R_N + C \quad (2)$$

其中, $M2 = M_0 + DD + QM$, $mb = M_0 + ER + RR + DNF$

$$R_C = \frac{M_0}{DD + QM}, R_N = \frac{DNF}{DD + QM}, R_R = \frac{RR}{DD + QM}, R_E = \frac{ER}{DD + QM}$$

其中, M_0 为流通中的现金,DD为企业活期存款,QM为准货币(定期存款+居民储蓄存款+其他存款),ER为超额准备金,RR为法定准备金,DNF为非金融机构在央行存款,C为常数项。

值得注意的是,这一模型并非由乘数模型恒等变换而来,因此模型中的自变量如现金漏损率、超额准备金率只用于说明经济主体的资产组合行为在货币供应过程中的作用。但是, α_1 是指M2对基础货币的弹性系数,如果 α_1 接近于1,则是乘数理论直接推导的结果。如果把(2)式建立成协整方程,则其对应的误差纠正模型表示为:

$$\begin{aligned} \Delta \ln M2 = & \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta \ln M2_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{2i} \Delta \ln mb_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{3i} \Delta R_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^m \beta_{4i} \Delta R_{Rt-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{5i} \Delta R_{Et-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{6i} \Delta R_{Nt-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{7i} \Delta EC_{t-i} + u_t \quad (3) \end{aligned}$$

其中,EC为上期变量偏离均衡水平的误差,也即协整方程的残差,称为误差纠正项。 β_{7i} 为修正系数,表示为误差修正项对 $\Delta \ln M2$ 的调整速度。 m 为滞后阶数。建立协整方程一般有两种思路,一种是基于单一方程的EG两步法(Engle和Granger,1987),这一方法将变量区分为内生变量与外生变量,并且当变量个数多于2个时,则存在多个协整向量,并可能出现选择不同的变量作为左边变量会得到不同的协整向量。另一种是基于VAR系统的约翰森极大似然检验法(Johansen,1988;Johansen,Juselius,1990)。这一方法对整个系统用最大似然估计法进行估计,并能找出所有协整向量,而无需事先区分内生变量与外生变量,这样就避免了上一方法的偏差。而目前货币供应函数中的基础货币与货币存量之间的关系已被一些学者运用Granger因果检验证

明是内生和相互决定的(谢平和俞乔,1996;刘斌,2001),如果采用单一方程的EG两步法,则可能出现联立偏差。有鉴于此,本文将函数中各个变量作为VAR系统,运用约翰森极大似然检验方法建立协整方程和误差纠正模型。在此之前,我们先对各个变量作单位根检验,并利用方差分解技术(variance decomposition)考察各个变量的随机冲击对货币存量预测误差方差的贡献率,以判断在货币供应过程中各个变量的相对重要性。数据均取自《中国人民银行统计季报》各期。

三、数据处理与结果分析

(一)对各变量的单位根检验。从 ADF 单位根检验结果看(如表 1),各变量的水平值除 LnM2 外均接受单位根假设。但一阶差分都在 10%显著性水平上平稳,可见,不能用传统的计量方法检验变量的关系,而应采用协整方法。对此我们先建立关于集合[LnM2, Lnmb, Rc, R_R, R_E, R_N]的六维 VAR 模型,并用 SIC、AIC 标准确定滞后阶数 m,经检验结果为 2。

表 1 单位根 ADF 检验

变 量	ADF 检验	检验类型	临界值
LnM2	-4.311*	(c,t,1)	-4.25
Lnmb	-2.336	(c,t,2)	-3.2081
R _C	-2.1157	(c,t,2)	-3.2081
R _R	-0.7278	(c,t,1)	-2.6133
R _E	-0.6769	(c,0,1)	-1.6209
R _N	-3.0822*	(c,0,1)	-2.6133
ΔLnM2	-2.729**	(c,0,1)	-2.6148
ΔLnmb	-4.1604*	(0,0,1)	-1.9514
ΔR _C	-6.1885*	(0,0,1)	-1.9514
ΔR _R	-4.2097*	(c,0,1)	-2.9527
ΔR _E	-5.7851*	(0,0,2)	-1.9517
ΔR _N	-5.8388*	(c,0,1)	-2.9527

注:(1)检验类型(c,t,1)中 c,t,1 分别表示常数项、时间趋势和滞后阶数;(2)*、** 分别表示在 5%、10%水平显著。

(二)预测方差分解。利用上述 VAR 模型,我们先对 LnM2 预测误差的方差作一分解,以考察各个变量的随机冲击的贡献率。

从方差分解结果来看(如表 2 所示),第 2 期至第 10 期,货币存量预测误差的方差由自身解释的成分从 75.88%递减至 26.06%,而基础货币以及货币乘数各因素之和的解释力分别从 2.39%和 21.71%上升至 26.01%和 47.20%。这表明,中央银行无法直接控制的乘数对货币存量变动的贡献要远大于基础货币的作用。就乘数的组成因素而言,超额准备金率的贡献率从

表 2 LNM2 的方差分解

预测期	预测误差方差分解					
	LnM2	Lnmb	R _C	R _R	R _E	R _N
1	100	0	0	0	0	0
2	75.8837	2.3983	1.515815	1.752918	8.984395	9.465207
3	57.19816	12.20622	0.803055	2.98475	15.54592	11.26191
4	46.34877	16.54515	0.426164	3.5905	19.5239	13.56543
5	39.35464	19.60599	0.250523	3.98406	21.88818	14.91661
6	34.80344	21.78413	0.154952	4.226882	23.38375	15.64685
7	31.60855	23.28845	0.102531	4.391251	24.40993	16.19928
8	29.26583	24.43212	0.072657	4.509679	25.14817	16.57155
9	27.48859	25.31077	0.055487	4.597162	25.69808	16.84992
10	26.09669	26.0069	0.045682	4.664566	26.1239	17.06227

8.98%上升至26.12%，且始终为主要部分，并超过了同一时期基础货币的贡献率，这就说明银行的资产组合行为对货币存量变动具有较强的解释力。法定准备金率的贡献率始终保持在4%左右，这说明中央银行两次下调准备金率对货币存量的直接影响并不大。现金漏损率的解释力从1.51%递减至0.04%，一直处于低水平，这可能是公众的储蓄倾向较强并且持有现金的偏好基本不变而造成，同时也间接说明，对于由政策变动影响公众的资产组合行为而对货币存量造成冲击的效应可以忽略。非金融机构在央行存款的解释力从9.4%上升至17.06%，说明现阶段货币存量变动还颇受中央银行政策性业务的影响。

(三)协整检验。我们采用约翰森方法对VAR模型中各个变量进行协整检验(结果如表3所示)。

表 3 [LnM2, Lnmb, R_C, R_R, R_E, R_N]协整检验结果

假定的 CE 数量	特征量	极大特征值统计量	5%临界值	1%临界值
无**	0.882847	175.0330	102.14	111.01
最多1个**	0.744272	102.1277	76.07	84.45
最多2个*	0.521010	55.76396	53.12	60.16
最多3个	0.409263	30.73741	34.91	41.07
最多4个	0.233728	12.84034	19.96	24.60
最多5个	0.105455	3.788948	9.24	12.97

注:(1)协整方程仅含常数项;(2)*、**表示以5%、10%的显著性水平拒绝原假设。

极大特征值统计量检验结果表明,向量[LnM2, Lnmb, R_C, R_R, R_E, R_N]的VAR模型中存在两个以上的协整向量,这说明各个变量是协整的,也即存在长期稳定的货币供应函数。一般而言,第一组协整向量最有代表性,我们将其正规化,即为:

$$\ln M2 = 1.136 \ln mb - 1.209 R_C - 3.007 R_R - 3.249 R_E - 4.579 R_N + 0.635 \quad (4)$$

(4)式中, M2对基础货币的弹性接近于1,这与货币乘数理论一致。其他各种比率的符号也符合理论预期。

(四)误差纠正模型。我们按照(3)式建立误差纠正模型亦即短期货币供应函数,根据Hendry一般到特殊的建模方法,从滞后阶数为2开始剔除不显著的变量,最后的结果为:

$$\begin{aligned} \Delta \ln M2 = & 0.502 \Delta \ln mb - 1.13 \Delta R_C - 1.433 \Delta R_R - 1.499 \Delta R_E - 1.855 \Delta R_N - 0.3117 EC_{t-1} \\ & (3.255^*) \quad (-3.36^*) \quad (-2.617^{**}) \quad (-3.031^*) \quad (-1.855^*) \quad (-3.05^*) \\ \text{adj. } R^2 = & 0.784; D.W. = 2.06; \text{RESET}(2) = 1.074 [0.355]; \\ \text{SE} = & 0.008727; JB = 1.395 [0.497]; \text{White} = 0.4644 [0.914] \end{aligned} \quad (5)$$

其中,()内是t检验值,*、**分别表示1%、5%水平上的显著,[]内为不拒绝原假设的概率。可以看出,误差纠正系数为-0.3117,表明货币存量偏离均衡水平的31.1%将会在1个季度内得到调整,并且各个变量的短期弹性系数均小于长期弹性系数。

我们用一步预测法(one-step forecast)对(5)式的结构稳定性进行检验。

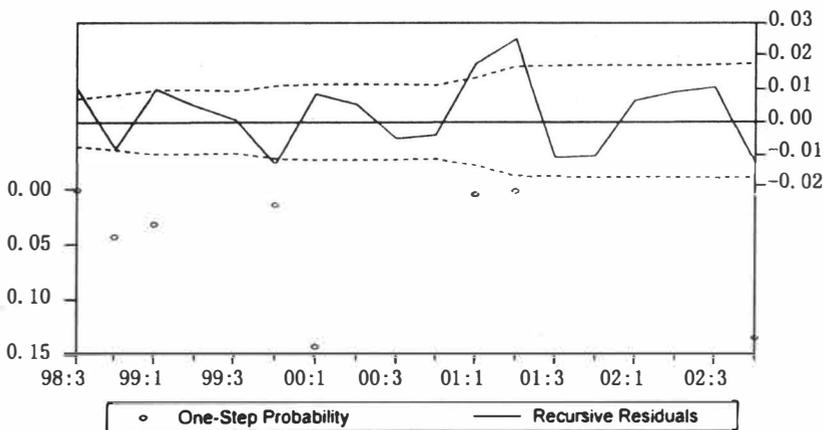


图1 一步预测结果图示

如图1所示,实线为递归残差,虚线为两倍标准差。左轴刻度表示拒绝原假设为结构系数是常数的显著性水平,并且在当某些时点递归残差超出两倍标准差时,则表明在5%的显著性水平下拒绝原假设,也就意味着在这一显著性水平上短期供应函数结构不稳定。不难看出,在1998年第2、3季度,1999年第4季度至2000年第1季度以及2001年第2季度左右的时点处,在接近于零的显著性水平上拒绝原假设,这说明该函数结构较为显著地出现了断点。如果按照Lucas批判命题,则可能意味着,上述时点处货币政策操作发生了变

化,同时也改变了银行的预期及其在贷款和超额准备之间的资产组合行为,进而行为参数发生变动。事实上,笔者在梳理 1998 年后的货币政策操作实践时发现,中央银行为实现货币增长率和价格稳定目标,确实相机调整了其政策操作的方向和力度,包括与银行和公众交流信息时在政策的提法上的转变,如从“适当从紧”到“适当”,再到“稳健偏松”、“稳健偏紧”和“偏松”^④,以及对准备金头寸做出的相应调整,并与上述时点基本一致,而且银行贷款增长率的变动趋势也有所变化。这就说明,政策操作变动确实使银行的行为参数发生变化。以下我们对各时点做出具体解释。

1998 年我国国民经济运行出现了巨大变化,由 1996 年成功实现“软着陆”后的高增长和低通胀转变为内需不足和价格持续下跌,GDP 增长率从上年末的 8.8%降至当年 1 季度的 7.2%,CPI 在 2 月份首次出现负增长 0.1%。宏观经济环境的突变本应使货币政策趋于宽松,但在年初中央银行仍然确定的是沿袭 1993 年以来的“适度从紧”政策,并导致了上半年货币政策导向出现混乱(于学军,2000)。表现为,3 月 21 日将准备金率从 13%下调至 8%,大约释放 4 091.83 亿元准备金头寸以增强银行的贷款偏好,但同时又采取了过于偏紧的“对冲”政策,例如持续收回再贷款,上半年共计 862 亿元,在 4 月份财政部发行特别国债 2 700 亿元补充国有银行的资本金。其综合效果不仅未使银行的贷款偏好增强反而有所收缩,导致贷款增长率从上年末的 22.5%降至 2 季度的 15.6%,而 2 季度末的 M1 和 M2 增长率仅为 8.69%和 14.3%,远低于年初 17%和 16%~18%的目标。直到下半年,随着宏观经济走势趋于明朗,在中央经济工作会议上货币政策的提法才从“从紧”转变为“适当”,正式表明政策操作转为“宽松”。同时,中央银行恢复公开市场操作,全年净投放基础货币 701 亿元,另外国有银行还要为财政部增发国债配套 1 000 亿元用于基础设施建设,其结果使贷款增长率在 3 季度达到 17.1%。可以推论,政策导向从“紧”向“松”的转变,可能改善了银行贷款偏好。

随着通货紧缩趋势不断加深,“适当”的货币政策到 1999 年被进一步解释为“稳健”的政策,并带有继续增加货币供应量“偏松”的含义^⑤。全年中央银行通过公开市场操作净投放 1 920 亿元,并增加再贷款 1 222 亿元支持农村信贷和化解中小金融机构的流动性风险。在 4 季度再次下调准备金率至 6%,增加银行系统的流动性 2 128.84 亿元。在这一系列偏松的操作下,1 至 3 季度银行贷款增长率分别达 15.66%、14.93%、13%。到年末 M1、M2 增长率分别达到了 17.67%和 14.73%,超过或达到年初 14%和 14%~15%的目标值。但是,到 2000 年初,国民经济运行出现了复苏的迹象,GDP 增长率从上年 4 季度的 7.1%上升至当年 1 季度的 8.1%,CPI 在 2 月份出现了 0.7%的正增长,同时 M1、M2 增速明显加快,在 1 月份达到 19.37%和 14.9%,超出年初 14%的目标值。在这种宏观经济环境下,社会舆论大都认为 2000 年是止降转

升的“拐点”，并主张政策应转向“警惕通胀压力”上(刘国光,2001),这就可能导致中央银行对“稳健”的解释又向偏紧倾斜,认为“造成物价持续下跌的主要原因是经济结构失衡而不是货币供应不足,扩大有效需求的着力点应放在调整经济结构上,不宜过度扩大货币供应量”(戴相龙,2000)。同时在1月份通过公开市场操作首次净回笼基础货币1109亿元以对冲1999年底下调准备金率多余的流动性,并从2月起直到12月上旬为对冲再贷款和外汇占款持续净回笼2002亿元。但是这种偏紧的操作导致了全年各季度银行贷款增长率持续下滑,分别为9.05%、4.66%、2.78%、6.01%。可见,政策操作从“偏松”到“偏紧”的转变,可能对银行的贷款偏好有所抑制。

这种带有防止通胀倾向的货币政策在2001年上半年针对价格微涨的状况仍趋于偏紧。该年中央银行除了在1月份满足季节性流动性需要增加货币之外,从2月至8月由公开市场操作一直回笼货币达3423亿元,导致月度贷款增长率仅为6%~7%之间,而M1增长率为2季度仅为11.9%,低于年初目标值15%~16%,M2在上半年的增长率也停留在12%~13%水平,也低于年初13%~14%的目标值。直到8月底,中央银行才将政策操作由“紧”转“松”,通过逆回购和现券买断增加基础货币,到年底共计1749亿元,并再次改善了银行的贷款偏好,月度贷款增长率也逐步增加到12%~13%,全年共增加贷款1.29万亿元,基本实现年初的指导计划1.3万亿元的目标。

不难看出,在上述时点处,货币政策操作在“松”、“紧”转变的过程中,银行的贷款增长率的变动趋势亦同向在上升与下降之间变化,这就说明,银行的资产组合行为的变动方向发生了中央银行预期之内的变化,但是,同时这种行为也导致了货币存量变动往往超出了目标值,也即当政策“偏松”时,银行贷款偏好趋强,并导致实际货币增长率高于目标值;而“偏紧”时,银行贷款偏好趋弱,并导致实际货币增长率低于目标值,甚至在2000年至2001年2季度,偏紧的政策操作可能抑制了实际经济增长率,并再次导致CPI在9月份出现了负值,可见,银行对政策操作的预期可能使之做出过度反应。可以推论,尽管中央银行能够改变银行行为的变动方向,但却很难预测和控制其行为参数值的变动^⑥。

四、结论和政策建议

由以上对货币供应函数和货币政策操作实践的分析可以得出,1994~2002年,中央银行开始由间接调节准备金头寸控制货币存量的这一时期,存在着长期稳定的货币供应函数,并且银行的资产组合行为对货币存量变动起到了主导作用。但是,从短期性的货币存量控制来看,短期货币供应函数结构并不稳定,这说明政策操作的变化可能会改变银行的行为参数。并且,银行行为的变动方向是在中央银行预期之内的,但是,由于银行对政策操作的预期可

能使之做出过度反应,并使其贷款偏好“过松”或“过紧”,进而导致实际的货币存量超出预定的目标值,这就说明,银行的行为参数值难以控制。综合来看,这一时期中央银行对货币存量的控制应该说是有效的。但是,当政策本身成为货币存量控制的不确定性根源时,政策操作应谨慎行事。Lucas(1976)曾指出:如果政策变化是以未经讨论或没有预先宣布的决策形式出现,则可能会使经济主体的行为参数发生不规则的变化。但是,如果政策变化是经过充分讨论和被理解并且有规则的进行,则有可能根据过去信息预测行为参数的变化,换言之,货币政策制定者想预测经济主体的反应,就必须公开一切,以求稳定和引导预期。为此,我们建议:

(1)扩展公开市场业务一级交易商的范围。在货币政策传导机制中,公开市场业务一级交易商通过与其他金融机构的交易,起到将货币政策意图传递到整个金融体系的作用。目前我国公开市场一级交易商主要成员是商业银行,由于这些银行的资产持有偏好相似,那么当货币政策操作变动时,则其对政策行动的预期趋同,并且资产组合行为发生同向变化,有可能不利于准确体现货币政策意图。有鉴于此,可以考虑将证券公司、保险公司、农村信用社等非银行金融机构吸纳为公开市场业务的一级交易商。由于这些机构分别与资本市场、保险市场、农村金融市场紧密相连,可以多角度地理解和传递政策意图以增强公开市场操作的有效性。

(2)健全公开市场业务一级交易商资金供求报告制度,加强对准备金头寸的监测。影响准备金头寸的供给因素包括外汇占款、再贷款、再贴现等,需求因素包括季节性和新股发行等临时性的冲击。中央银行应建立数据库和预测模型从上述两个角度加以监测,同时还要通过公开市场操作对流动性水平进行预调和微调,让银行充分理解中央银行对准备金头寸、贷款增长率以及货币增长率的看法,进而引导其预期和资产组合行为。

(3)灵活开展公开市场操作,引导货币市场利率水平。尽管货币市场利率是用于监测准备金供求状况的辅助指标,与货币存量并无直接的关系。事实上,货币市场利率作为一种价格指标不仅由资金供求决定,而且还受到预期因素的影响,因此,其变动有可能脱离基本面而并非真实地反映流动性水平,使银行过高或过低地估计流动性成本并导致其资产组合行为变化,进而对货币存量产生影响。那么,如果当中央银行在调整准备金头寸的同进也使货币市场利率发生了预期之外的变动,就有可能由上述机制间接地影响到货币存量。在这种情况下,中央银行需灵活、主动地组合交易方式和招标方式,引导市场预期使货币市场利率回复到基本面,进而避免货币存量波动^⑦。

注释:

- ①准备金市场是指银行出于达到法定准备金要求或预期的备付金水平而相互借贷准备金的市場。在西方国家,准备金市场一般是指银行间同业拆借市场。
- ②参见本杰明·M. 弗里德曼和弗兰克·H. 哈恩(2002)的第10章“货币供给与名义收入控制”。
- ③严格地说,银行间债券市场应划分为现券市场和回购市场。目前回购交易是银行进行短期资金融通的主要手段,其中,7天回购品种占到总交易量的70%以上。可以认为,7天加权回购利率是反映市场资金供求状况最有代表性的利率,事实上也是中央银行的主要监测指标。
- ④戴根有(2002)认为,1998年执行的“稳健”的货币政策中的“稳健”是制定货币政策的指导思想 and 方针,并不是操作层面的提示,因此在实际的操作中,“稳健”应还有“宽松”、“中性”或“紧缩”的含义。
- ⑤1999年政府工作报告首次提出“要实行稳健的货币政策,适当增加货币供应量。”同年11月份中央工作会议指出,“要进一步发挥货币政策的作用,综合运用各种货币政策工具,适度增加货币供应”。
- ⑥对行为参数值的估计,严格的做法是对由断点隔开的子区间的样本分别建立方程以考察具体行为参数的变化。但由于样本量太小而无法处理,故从子区间的贷款增长率变动趋势上初步判断。
- ⑦2003年随着经济不断回升和银行出于降低不良资产比率等原因,银行的贷款偏好显著增强,上半年贷款增长率和货币增长率远远超过年初计划。在这种情况下,中央银行的政策操作再次向“紧”倾斜,并在8月底宣布上调准备金率1%。尽管这一紧缩性政策对流动性总体水平影响不大,但是,货币市场利率(以7天加权回购利率为例)仍出现激烈波动,一周之内从2.15%上升至2.8%,并在9、10月长期维持在3%的高位水平,同时也使银行对流动性成本有谨慎预期和信贷收缩,致使贷款增长率和货币供应增长率持续下滑。为稳定市场预期,11月中旬中央银行采用数量招标方式发行央行票据以引导市场利率,并到12月份,货币市场利率最终回复到2.15%的正常水平。这一案例充分说明,中央银行对货币市场利率的关注程度已大大提高。

参考文献:

- [1]本杰明·M. 弗里德曼,弗兰克·H. 哈恩. 货币经济学手册[M]. 北京:经济科学出版社,2002.
- [2]戴根有. 完善中国货币政策操作的重要实践[J]. 中国金融,2001,(6).
- [3]戴根有. 中国稳健货币政策的基本经验和面临的挑战[J]. 中国金融,2002,(8).
- [4]戴根有. 中国央行公开市场业务操作实践与经验[J]. 金融研究,2003,(1).
- [5]戴相龙. 继续实行稳健的货币政策[J]. 中国金融,2000,(10).
- [6]范从来. 通货紧缩时期货币政策研究[M]. 南京:南京大学出版社,2001.
- [7]郭菊娥. 中国货币政策调控模式与运行机制研究[M]. 北京:中国金融出版社,2001.
- [8]李扬. 金融市场 宏观调控 金融稳定[J]. 中国货币市场,2003,(12).
- [9]刘斌,黄先并,潘红宇. 货币政策与宏观经济定量研究[M]. 北京:科学出版社,2001.

- [10]刘国光. 2001年中国:经济形势分析与预测[M]. 北京:社会科学文献出版社,2001.
- [11]米尔顿·弗里德曼. 货币稳定方案[M]. 上海:上海人民出版社,1991.
- [12]宁咏. 内生货币供给:理论假说与经验事实[M]. 北京:经济科学出版社,2000.
- [13]水汝庆,张翠微. 2003年中央银行公开市场操作回顾和思考[J]. 中国货币市场, 2004,(3).
- [14]孙国峰. 中国公开市场业务的实践与思考[J]. 中国货币市场,2003,(3)、(4).
- [15]夏斌,廖强. 货币供应量已不宜作为当前我国货币政策的中介目标[J]. 经济研究, 2001,(8).
- [16]小罗伯特·E. 卢卡斯. 经济周期理论研究[M]. 北京:商务印书馆,2000.
- [17]谢平,俞乔. 中国经济市场化进程中的货币总量控制[J]. 金融研究,1996,(1).
- [18]于学军. 中国经济改革二十年货币和信用周期考察[M]. 北京:中国社会科学出版社,2000.

A Study on Control of Money Stock under the Shock of Policy

ZHANG Yong, FAN Cong-lai

(School of Business, Nanjing University, Nanjing 210093, China)

Abstract: Using the data of sample period (1994—2002), the paper explores the shock of monetary policy on money stock by constructing money supply function analysis and the practice of policy operation. The results show that the asset compositing behavior of banks plays a main role in the fluctuation of money stock. Change of short-term monetary policy operation will alter the bank's behavioral parameter and also the behavioral direction coincides with the central bank's expectation. At the same time, the bank's expectation of monetary policy operation may lead to its excessive reaction, causing its loan bias to be "excessively slack" or "too rigid", thus leading to the actual money stock to deviate from predetermined target. It illuminates that the regular change of behavioral parameter is a guarantee of effective control of money stock. Therefore, the central bank should further improve the transparency of policy decision so as to stabilize and guide expectation.

Key words: money stock control; monetary policy operation; bank asset compositing behavior