

货币需求的长期与短期均衡关系： 基于金融危机前的数据*

谢仍明 马亚西

[摘要] 本文运用 2000 年第 1 季度至 2008 年第 3 季度的数据对 M2、M1、M0 的货币需求方程分别进行了估计,考察了何种测算指标对应的货币需求函数是稳定的,从而为货币政策中介目标的选取提供了理论支持。研究结果表明:M2 和 M0 的需求方程存在着较明显的协整关系,M1 需求方程的协整关系不强;M0 与实际 GDP、名义利率、预期通胀率存在着较为稳定的短期均衡关系。虽然 M0 和 M2 都存在稳定的长期需求方程,但由于 M2 的短期需求方程不稳定、而 M0 的短期需求方程较稳定,因而在进行短期的货币政策评估时,宜将 M0 作为主要中介目标。

关键词: 货币需求函数 货币供应 误差修正模型

JEL 分类号: E41 E43 E52

一、引言

准确估计货币需求函数,对于宏观经济分析、货币政策实施具有至关重要的意义。鉴于此,学者们对货币需求函数的具体形式进行了大量研究,其中有代表性的文献包括 Lucas(1988)、Miller(1991)、Baba 等(1992)、Stock and Watson(1993)、Miyao(1996)、Ball(2001)以及 Anderson and Rasche(2001)等。然而,上述绝大部分研究集中在对发达国家以及亚洲其他国家和地区的讨论,2010 年之前直接针对中国货币需求函数的研究相对较少。虽然谢富胜和戴春平(2000)利用 1994 年第 1 季度至 1999 年第 2 季度的数据对我国的货币需求函数进行了估计,为后续研究提供了一个很好的基础,但由于该研究未能考虑时间序列数据的平稳性等重要性质,其结论值得进一步商榷。Tang(2007)等使用了最新的时间序列理论对新兴市场国家金融发展与货币需求的关系进行了分析,但系统、严谨地对以各种指标来衡量的中国货币需求函数所进行的估计仍然比较少见,而其中涉及货币需求函数结构变化的文献则更少。

近两年来,直接针对中国货币需求函数的研究有所增加。杨思群(2011)较系统地讨论了应以货币数量还是以利率为调控目标。该文认为,利率对货币需求的影响不可忽略,从而若只以货币数量为调控目标可能有失全面性。另外,杨思群和申旻彦(2012)利用 1985~2010 年数据对中国的长期货币需求和短期货币需求进行了协整和误差修正模型分析,发现资产价格(房地产价格水平)对货币数量在长期和短期都有着十分重要的影响。但该文使用的是年度数据,而实践中的中国货币政策往往是以季度为基本划分单位的,因而使用年度数据所得出研究结论的针对性和说服力有待进一步商榷。值得注意的是,杨思群和申旻彦(2012)还发现,利率水平在长期仍是货币需求的重要影响因素。这一结果说明在中国凯恩斯主义的货币需求模型似乎比货币主义的货币需求模型更具现实性。

* 谢仍明、马亚西,中国社会科学院研究生院,博士研究生。作者感谢中国社会科学院金融研究所徐义国副研究员对本文的诸多指导意见,当然,文责自负。

货币需求方面其他比较细致的研究包括王新华(2011)以及肖卫国和袁威(2011)。王新华(2011)考虑了大量影响货币需求的因素,包括本外币存款利率、汇率、金融创新程度、股价变化等变量。其研究表明,本外币存款利率、汇率等因素对货币需求并没有显著的影响,但金融创新程度这一变量对货币需求有显著影响。在汇率问题上,肖卫国和袁威(2011)与王新华(2011)的分析结果不一致:前者发现汇率对货币需求有显著影响,而后者发现没有。此外,王新华(2011)与肖卫国和袁威(2011)均发现股价变化(或股票收益率)对货币需求有显著影响。在研究目的上,王新华(2011)旨在考察货币缺口(即货币供给与需求之间的差额)的变化情况,肖卫国和袁威(2011)的研究目的则是考察开放经济条件下股票市场和外汇市场对货币市场的影响,因此这两项研究分别只考察了某一个或两个货币测算指标^①。

与上述研究不同,本文旨在系统考察何种测算指标对应的货币需求函数是稳定的,从而为货币政策中介目标的选取提供理论支持。选取货币政策中介目标的首要标准是稳定的长期需求方程的存在性。其原因在于,人们之所以要估计货币需求函数,就是为了从下一期GDP、下一期名义利率、下一期通胀率等变量的估计值中估算出下一期的货币需求量,然后中央银行再根据估算出的货币需求量来决定相应的货币供应量,以避免货币供应量过多或过少,这其实也是本论文的主要研究意义所在。由于短期货币需求的稳定性容易受到众多因素的干扰,因此我们将长期需求方程的存在性作为首要考虑因素。相应地,本文考察了M0、M1和M2这三个指标,对三者的货币需求方程分别进行了估计。在数据选择上,为最大限度地接近中国实际,我们使用了季度数据。在模型选择上,我们在杨思群和申旻彦(2012)的基础上,基于凯恩斯主义的货币需求理论来建立检验方程。在变量选择上,考虑到汇率变量的影响存在较大不确定性,我们未考虑汇率的因素。同时,考虑到我国的金融创新仍处于起步阶段,而我国的股市也存在着诸多有待改进之处,本文未考虑金融创新程度和股价这两个变量的影响。

本文其余部分的章节安排如下:第二部分对变量和模型设定进行了说明;第三部分介绍了本文的数据来源,并进行了描述性统计分析;第四部分提供了计量分析的结果,包括单位根检验结果、协整检验结果和所估计出的误差修正模型;第五部分是结论与政策建议。

二、理论依据和变量设计

在现实经济中,货币需求作为一个抽象的经济变量,其本身是难以测量的。为此,绝大多数研究(如谢富胜和戴春平,2000;Bae and De Jong,2007;Tang,2007;Darrat and Al-Sowaidi,2009)在研究货币需求函数时,均把货币需求量的数值直接设定为货币供应量,其中又分为M2、M1和M0三种具体形式。其原因在于,货币市场作为一种资产市场,一旦出现了供求失衡,市场中存在的巨额套利交易将使该市场迅速恢复均衡,所以在绝大多数情况下,货币需求量与货币供给量是相等的。我们也将沿袭这一处理方法。

在自变量的选取上,本文基于凯恩斯主义的货币需求理论(如前所述,这一理论得到了更多文献的支持),考虑以下影响货币需求的因素:

(1)实际国内生产总值(RGDP)。国内生产总值越大,人们的交易需求越大,对各层次的货币需求也越大。

(2)利率(IR)。利率反映居民和企业持有货币的机会成本,在凯恩斯理论中体现为投机需求的变化。

^① 肖卫国和袁威(2011)只考察了M2这一个指标,王新华(2011)考察了M1和M2这两个指标,两者均未将M0列入考察范围。

(3)预期通货膨胀率(EI)。该变量用以衡量因持有货币而丧失的实物收益。为简便起见,本文使用价格指数的滞后值来衡量该变量。

(4)随机因素(u)。它包括未考虑到的影响货币需求的其他因素,例如一国的货币化进程、自然灾害等。

同时,和 Darrat and Al-Sowaidi(2009)一样,我们将使用物价指数对货币需求和国内生产总值这两个变量进行折现,而对利率和预期通胀率这两个变量,则直接使用名义值。同时,我们将采用大多数研究的做法,将函数形式设定为“准对数线性形式”,即:实际货币需求和实际 GDP 采用对数形式,名义利率和预期通胀率采用水平值形式,从而本文将要估计的三个货币需求函数分别为:

$$\ln RM2_t = b_0 + b_1 \ln RGDP_t + b_2 IR_t + b_3 EI_t + u_t$$

$$\ln RM1_t = b_0 + b_1 \ln RGDP_t + b_2 IR_t + b_3 EI_t + u_t$$

$$\ln RM0_t = b_0 + b_1 \ln RGDP_t + b_2 IR_t + b_3 EI_t + u_t$$

三、数据来源与描述性统计分析

中国的货币化进程直到 20 世纪 90 年代中期才基本结束(拉迪,1999),在此之前,经济货币化进程对货币需求的影响相对较大,但货币化进程的测度却非常困难,因而本文将把分析范围界定在 20 世纪 90 年代之后;从数据的截止点来看,2008 年之后为应对国际金融危机冲击,中国政府进行了大规模的货币刺激活动,从 2009 年开始我国货币供给出现过剩且幅度快速增加(欧阳志刚和史焕平,2011),这将对本文所采用模型的主要变量产生显著影响,为剔除货币供给过剩对通胀与经济冲击的效应,本文选取了 2009 年之前的数据。

从数据的可获得性来看,中国人民银行官方网站上只公布了 1999 年 12 月以来的月度货币供应量数据,而国家统计局只公布了 GDP 的季度数据。鉴于以上两方面的原因,本文将以 2000 年第一季度至 2008 年第三季度的数据作为分析样本,总计 35 个样本点。由于本文中所使用的自变量个数较少,因而从这一样本的回归中所得出的结论仍然是比较可靠的。各变量的数据来源如下:

(1)实际货币需求量的对数(LnRM2, LnRM1, LnRM0)。本文将分别采用 M2、M1 和 M0 三个指标来衡量名义货币需求量,其数据均来源于中国人民银行网站。由于 M2、M1、M0 都是存量数据,故每年 3、6、9、12 月份的数据即分别为当年第一、二、三、四季度的数据。其中,2001 年第三季度即 9 月份的数据缺失,为保持数据的基本趋势,本文采用 2001 年 8 月份和 10 月份的算术平均值来代替。

同时,本文采用以中宏数据库中的月份“居民消费价格指数(2000m1=100)”这一指标来对名义货币需求量进行折现。同样地,由于这一指标是以 2000 年 1 月为基准的存量指标(而不是“同比价格指数”或“环比价格指数”等增量指标),因而每年 3、6、9、12 月份的数据即分别为第一、二、三、四季度的数据。

(2)实际 GDP 的对数(LnRGDP)。名义 GDP 数据来自中宏数据库的 GDP 月份数据。由于该数据库中给出的原始数据为累积值,因此,和其它大多数研究一样,本文也对同一年份内相邻两季度的原始 GDP 数据之差作为后一季度的名义 GDP。同样地,我们也采用同期的“居民消费价格指数”对名义 GDP 进行折现。

(3)名义利率(IR)。为保持与现有大多数研究的一致性(如谢富胜和戴春平,2000),我们将采用一年期存款利率,其数据来源于中国人民银行网站。

(4)通胀率预期(EI)。本文采用静态预期,即 $EI_t = P_{t-1}$,其中 P_{t-1} 即为上一季度的“居民消费价格指数”。采用这种预期的理由在于:首先,该形式比较简单,便于进行回归分析;其次,从理论上看,

季度货币需求在很大程度上依赖于前一季度的实际通胀率;再次,易纲(1996)等研究也证实了这一预期形式。

为了能对计量模型中各个变量的分布状况有一个总体性的认识,剔除异常值,我们对所有变量都进行了描述性统计分析,见表1。

表1 各变量的描述性统计

变量名	平均值	标准差	最小值	最大值	VIF
LnRM2	12.3234	0.3549	11.7100	12.8500	N.A.
LnRM1	11.3286	0.3220	10.7300	11.7900	N.A.
LnRM0	9.8620	0.2199	9.5000	10.2000	N.A.
LnRGDP	10.5129	0.3935	9.8000	11.1500	2.15
IR	2.4814	0.7057	1.9800	4.1400	4.99
EI	103.4197	6.1082	96.6600	118.8000	6.90

从表1中可以看出,样本中的各个数据均处于(平均值-5倍标准差,平均值+5倍标准差)这一公认的正常波动区间之内,因此不存在异常值。此外,所有自变量的VIF值均低于10,而平均VIF值仅为4.68,因此本文中自变量之间并不存在明显的多重共线性问题。综上所述,可以直接对原模型进行回归。

四、实证检验

(一)单位根检验

本小节将采用ADF单位根检验法对各变量的平稳性进行检验,如果检验结果显示某变量本身为非平稳的,则继续使用ADF单位根检验法对该变量的一阶差分序列进行检验。如此反复,直到差分之后的序列为平稳序列,从而确定出原变量的单整阶数。

检验结果如表2所示。其中,“检验类型”中的C、T、L分别表示ADF检验方程中的截距项、趋

表2 各序列的ADF检验结果

变量	检验类型(C, T, L)	ADF 统计量	5%临界值	MacKinnon 概率值
LnRM2	(C, 0, 0)	-1.6383	-2.9511	0.4526
D(LnRM2)	(0, 0, 0)	-5.6929	-2.9540	0.0000
LnRM1	(C, T, 7)	-1.0122	-3.5875	0.9254
D(LnRM1)	(C, T, 6)	-4.5655	-3.5875	0.0060
LnRM0	(C, 0, 0)	-0.9305	-2.9763	0.7626
D(LnRM0)	(C, 0, 0)	-3.1108	-2.9763	0.0377
LnRGDP	(C, T, 3)	-2.5637	-3.5629	0.2980
D(LnRGDP)	(C, 0, 3)	-7.2463	-2.9640	0.0000
IR	(0, 0, 0)	2.2019	-1.9510	0.9920
D(IR)	(0, 0, 0)	-3.4112	-1.9513	0.0012
EI	(0, 0, 0)	2.7313	-1.9510	0.9978
D(EI)	(C, T, 6)	-3.7382	-3.5875	0.0367

注:(1)“检验类型”中的C、T、L分别表示ADF检验方程中的截距项、趋势项和滞后阶数(0表示没有C或T);(2)最优滞后阶数由Eviews软件根据SBC准则确定。

势项和滞后阶数(0表示没有C或T)。在实际检验时,由变量的经济学含义和截距项、趋势项系数的显著性来决定是否包含趋势项和截距项,而最优滞后阶数由Eviews软件根据SBC准则确定。

检验结果表明,虽然本文中的所有变量都是非平稳变量,但它们的一阶差分序列却都是平稳的。其中,D(LnRM2)、D(LnRM1)、D(LnRGDP)和D(IR)的ADF统计量都远远低于5%的临界值,而它们的MacKinnon概率值都非常接近于0,说明我们有接近100%的概率认为这四个一阶差分序列是平稳的。虽然D(LnRM0)、和D(EI)的MacKinnon概率值稍高,分别为0.0377和0.0367,但仍然低于5%,因而在5%的显著性水平下仍然是平稳的。换言之,本文的所有变量所对应的时间序列都是I(1)过程。鉴于此,我们将继续对上述变量进行Johansen协整检验。

(二)协整检验

相对于“Engle-Granger两步检验法”,Johansen协整检验多变量的协整检验中应用更广,因而本小节将采用这一方法来对货币需求、GDP、利率和预期通胀率之间的协整关系进行检验。具体来看,Johansen检验法又可以细分为“迹检验法”和“最大特征根检验法”,为提高检验的稳健性,本文将同时采用这两种检验方法。此外,为了更全面地考察各种衡量指标下的货币需求方程,本小节将对以LnRM2、LnRM1和LnRM0为因变量的系统分别进行协整检验。

1. M2需求方程的协整检验

当采用M2来衡量货币需求时,所对应的Johansen协整检验结果如表3所示:

表3 Johansen协整检验结果(LnRM2)

零假设	迹检验			最大特征根检验		
	统计量	1%临界值	p值	统计量	1%临界值	p值
零个	89.46054	61.26692*	0.0000	44.60367	33.73292*	0.0002
至多一个	44.85687	41.19504*	0.0034	19.75919	27.06783	0.1090
至多两个	25.09768	25.07811*	0.0099	15.65864	20.16121	0.0544
至多三个	9.439042	12.76076	0.0443	9.439042	12.76076	0.0443
滞后区间	1 to 4					

注:零假设表示协整向量的个数(“零个”表示无协整关系);*表示在1%的水平下拒绝零假设;p值为MacKinnon-Haug-Michelis概率值;最优滞后区间由SIC准则确定。

从表3中可以看出,不论采用迹检验法还是最大特征根检验法,LnRM2与LnRGDP、IR、EI之间均存在协整关系(虽然后者的检验结果表明只有一个协整向量)。所对应的协整方程如下(括号中的数值为样本标准差):

$$\text{LnRM2} = 1.4137\text{LnRGDP} - 0.0655\text{IR} - 0.0181\text{EI} - 0.7810$$

$$(0.0726) \quad (0.0252) \quad (0.0056) \quad (0.2412)$$

由上述协整方程可以进一步算出各个自变量对应的t值分别为19.4725、-2.5961、-3.2321和-3.2380,其绝对值均大于t(32)分布的1%临界值2.457,因而模型中的各个自变量即使在1%的水平下也都是高度显著的。从上述协整方程所揭示的经济学含义来看,实际GDP每增加一个百分点,以M2来衡量的实际货币需求在长期均衡状态下将增加1.4137个百分点,亦即LnRGDP的长期货币需求弹性为1.4174。名义利率、预期通胀率分别增加一个百分点,上述实际货币需求在长期均衡状态下将分别减少0.0655和0.0181个百分点。此外,和OLS回归系数相比,当考虑了协整关系后,实际GDP的货币需求弹性有所上升,利率对货币需求影响系数的绝对值有所下降,而预期通胀率对货币需求的影响系数则由正变为负。

2. M1 需求方程的协整检验

当采用 M1 来衡量货币需求时,所对应的 Johansen 协整检验结果如表 4 所示(表中所涉及的各种说明同上文,下同):

表 4 Johansen 协整检验结果(LnRM1)

零假设	迹检验			最大特征根检验		
	统计量	1%临界值	p 值	统计量	1%临界值	p 值
零个	65.9204*	61.2669	0.0031	26.2165	33.7329	0.0975
至多一个	39.7039	41.1950	0.0152	17.1827	27.0678	0.2223
至多两个	22.5212	25.0781	0.0240	16.6087	20.1612	0.0386
至多三个	5.9125	12.7608	0.1976	5.9125	12.7608	0.1976
滞后区间	1 to 4					

从表 4 中可以看出,虽然迹检验法的结果表明各变量之间存在着协整关系,但由最大特征根检验法所得出的各统计量均大于 1%临界值,因而协整关系并不存在。

为进一步确定协整关系的存在性,我们再从协整方程中各个自变量的显著性来判断。由 Eviews 所给出的协整方程如下(同样地,括号中的数值表示样本标准差):

$$\text{LnRM1} = 1.3993\text{LnRGDP} + 0.0117\text{IR} - 0.0409\text{EI} + 0.6719$$

$$(0.2002) \quad (0.0792) \quad (0.0163) \quad (0.6933)$$

由上述协整方程可以算出各个自变量对应的 t 值分别为 6.9895、0.1477、-2.5154 和 0.9691,因此,除了 LnRGDP 和 EI 之外,其余变量的系数在 1%的水平下均不显著。虽然上述结论是在包含常数项而不包含趋势项的前提下得出的,但笔者对包含趋势项和常数项等其他情况下所进行的 Johansen 协整检验也都得出了类似的结论(鉴于篇幅所限,具体检验结果没有列出)。因此,当改用 M1 作为衡量指标时,实际货币需求与实际 GDP、名义利率和预期通胀率之间并不存在稳定的长期均衡关系,由 Granger 表述定理可知,此时的误差修正模型已失去了意义。

3. M0 需求方程的协整检验

当采用 M0 来衡量货币需求时,所对应的 Johansen 协整检验结果如表 5 所示:

表 5 Johansen 协整检验结果(LnRM0)

零假设	迹检验			最大特征根检验		
	统计量	1%临界值	p 值	统计量	1%临界值	p 值
零个	131.1545*	61.2669	0.0000	76.4637*	33.7329	0.0000
至多一个	54.6907*	41.1950	0.0001	31.2130*	27.0678	0.0022
至多两个	23.4777	25.0781	0.0174	17.0187	20.1612	0.0332
至多三个	6.4590	12.7608	0.1581	6.4590	12.7608	0.1581
滞后区间	1 to 4					

从表 5 中可以看出,迹检验法和最大特征根检验法的结果高度一致,即在 1%的显著性水平下,LnRM2 与 LnRGDP、IR、EI 之间存在着协整关系,并且二者的协整向量个数均为 2。所对应的协整方程如下:

$$\text{LNRM0} = 2.4302\text{LNRGDP} + 0.4228\text{IR} - 0.1221\text{EI} - 3.8060$$

$$(0.14670) \quad (0.05113) \quad (0.01063) \quad (0.59196)$$

由上述协整方程可以进一步算出各个自变量对应的 t 值分别为 16.5658、8.2691、-11.4864 和 -6.4295,其绝对值均大于 $t(32)$ 分布的 1% 临界值 2.457,因而模型中的各个自变量在 1% 的水平下都是高度显著的。上述协整方程表明,实际 GDP 对 M0 的长期需求弹性为 2.4302;名义利率增加一个百分点,将使长期货币需求增加 0.4228 个百分点;预期通胀率增加一个百分点,将使长期货币需求减少 0.1221 个百分点。此外,和 M2 的协整方程相比,实际 GDP 的货币需求弹性和预期通胀率对货币需求的影响系数的绝对值均有所上升,而利率对货币需求的影响系数则由负变为正。

(三) 误差修正模型

协整方程给出了经济变量之间在长期均衡状态下的关系,与之相对应,误差修正模型则致力于刻画变量之间的短期关系。由于以 LnRM1 为因变量的系统不存在协整关系,因而,本小节将只对 LnRM2 和 LnRM0 建立误差修正模型。

误差修正模型的建立可以通过“Engle-Granger 两步法”来完成:(1)估计出协整方程,并求出其残差序列;(2)将第(1)步中得到的残差序列作为一个自变量,加入协整方程中作回归。误差修正模型的回归结果如表 6 所示。

从表 6 中可知,上述两个误差修正模型的 DW 统计量都落在区间 $(dU, 4-dU)$ 即 $(1.65, 2.35)$ 之中,因此模型中不存在序列相关性。同时,两个模型的非均衡误差项 ECM 前的系数均为负,并且都在 5% 的水平下显著异于零(实际上,由 p 值可以看出,它们几乎都在 1% 的水平下显著),符合误差项对因变量的反向修正原理,即:当前一期的误差项大于零、即实际货币需求的对数值偏高时,将使得本期的 $D(\text{LnRM2})$ 和 $D(\text{LnRM0})$ 减小,从而使本期的 LnRM2 和 LnRM0 向其长期均衡值回归。

不过,在以 $D(\text{LnRM2})$ 为因变量的误差修正模型中, $D(\text{LnRGDP})$ 和 $D(\text{EI})$ 的系数并不显著,并且整个模型的 R^2 较小,说明以 M2 来衡量的实际货币需求量和实际 GDP、名义利率之间在短期内并不存在明显的均衡关系。相比之下,以 $D(\text{LnRM0})$ 为因变量的误差修正模型所对应的各个系数都比较显著,并且其 R^2 也较大,故改用 M0 来衡量实际货币需求时,各变量之间的短期均衡关系比较稳定。

五、结论与政策建议

由于存在着 M2、M1、M0 等多个货币测算指标,究竟应采用何种指标作为货币政策的中介目标,成为理论界和实践界的一个重大问题。基于 2000 年第 1 季度至 2008 年第 3 季度的数据,我们发现, M2 和 M0 的需求方程存在着较明显的协整关系,而 M1 需求方程的协整关系并不强,亦即并不存在 M1 的长期需求方程。同时误差修正模型显示,以 M2 来衡量的实际货币需求量和实际 GDP、名义利率之间在短期内并不存在明显的均衡关系。相比之下, M0 与各个自变量之间则存在较为稳定的短期均衡关系。

表 6 误差修正模型

	D(LnRM2)	D(LnRM0)
D(LnRGDP)	0.0042 (0.5680)	0.0930*** (0.0000)
D(IR)	-0.0382** (0.0291)	0.0406* (0.0840)
D(EI)	0.0032 (0.1532)	-0.0171*** (0.0000)
ECM	-0.0062*** (0.0000)	-0.0282** (0.0101)
R2	0.1157	0.6894
对数似然函数值	94.1271	84.2035
DW 统计量	1.8523	2.2656
调整后的样本量	34	34

注: D 表示一阶差分; ECM 表示非均衡误差项; 括号中的数字表示 t 统计量对应的 p 值; *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著。

在选取货币政策中介目标时,长期与短期货币需求方程都是需要加以考察的标准,不过在重要性上有所不同,因此我们将其划分为“首要标准”和“辅助标准”。首要标准即长期货币需求方程的稳定性。只有当该测算指标对应的长期需求方程是稳定的,人们才能从下一期GDP、下一期名义利率、下一期通胀率等变量的估计值中估算出下一期的货币需求量,以便中央银行进而确定相应的货币供应量。辅助标准则是短期货币需求方程的稳定性。由于有众多因素会影响到短期需求方程的稳定性,将短期需求方程的稳定性作为选取货币政策中介目标时的首要标准是欠妥的。但是,当同时存在多个满足上述“首要标准”的测算指标时,应采用这一“辅助标准”来选取中介目标,因为一个稳定的短期需求函数有助于中央银行进行短期货币政策的评估。

基于上面的标准,根据各货币指标与经济变量之间的关系,我们认为:由于M1并不存在稳定的长期货币需求方程,因而从货币政策的稳定性和可预测性来看,不宜将M1作为货币政策的中介目标;虽然M0和M2的长期货币需求方程都是稳定的,但由于M2的短期需求方程不稳定、而M0的短期需求方程稳定,因而在进行短期的货币政策评估时,宜将M0作为中介目标。

参考文献

- 拉迪,尼古拉斯(1999):《中国未完成的经济改革》,中国发展出版社。
- 欧阳志刚、史焕平(2011):《后金融危机的货币供给过剩及其效应》,《经济研究》,第7期。
- 王少平、李子奈(2004):《我国货币需求的协整分析及其货币政策建议》,《经济研究》,第7期。
- 王新华(2011):《中国货币需求函数与货币缺口统计研究》,《统计研究》,第12期。
- 肖卫国、袁威(2011):《股票市场、人民币汇率与中国货币需求》,《金融研究》,第4期。
- 谢富胜、戴春平(2000):《中国货币需求函数的实证分析》,《金融研究》,第1期。
- 杨思群、申旻彦(2012):《中国货币需求:资产价格及政策含义》,《金融评论》,第2期。
- 杨思群(2011):《中国货币需求:实证研究及政策含义》,《经济学动态》,第3期。
- 易纲(1996):《中国的货币、银行和金融市场》,上海三联出版社。
- Anderson, R. and R. Rasche (2001): “The Remarkable Stability of Monetary Base Velocity in the United States, 1919–1999”, *Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper*.
- Baba, Y., D. Hendry and R. Starr (1992): “The Demand for m1 in the USA, 1960–1988”, *Review of Economic Studies*, 59, 25–61.
- Bae, Y. and R. De Jong(2007): “Money Demand Function Estimation by Nonlinear Cointegration”, *Journal of Applied Econometrics*, 22, 767–793.
- Ball, L. (2001): “Another Look at Long–Run Money Demand”, *Journal of Monetary Economics*, 47, 31–44.
- Darrat, A. and S. Al–Sowaidi (2009): “Financial Progress and the Stability of Long–Run Money Demand: Implications for the Conduct of Monetary Policy in Emerging Economies”, *Review of Financial Economics*, 3, 124–131.
- Lucas, R. (1988): “Money Demand in the United States: A Quantitative Review”, *Carnegie–Rochester Conference Series on Public Policy*, 29, 1061–1079.
- Miller, S. (1991): “Monetary Dynamics: An Application of Cointegration and Error–Correction Modeling”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 23, 139–154.
- Miyao, R. (1996): “Does a Cointegrating M2 Demand Relation Really Exist in the United States?”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 28, 365–380.
- Stock, J. and M. Watson (1993): “A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems”, *Econometrica*, 61, 783–820.
- Tang, T. (2007): “Money Demand Function for Southeast Asian Countries: An Empirical View from Expenditure Components”, *Journal of Economic Studies*, 34, 476–496.

(责任编辑:程 炼)