

金融创新、资本市场与中国的货币需求^{*}

——基于 1993—2013 年季度数据与 Divisia 货币总量的经验分析

杜浩然 黄桂田

内容提要:本文运用 ARDL 模型,考虑中国金融自由化程度提高背景下的金融创新和资本市场发展等因素,运用 1993—2013 年的季度数据,对中国的货币需求函数进行估计,并比较了 Divisia 货币总量和简单加总货币量的差异。结果显示,金融创新显著增加了中国货币需求,与金融抑制等因素一起,推动着中国货币总量的高位运行。相对于简单加总货币量而言,Divisia 货币总量的需求函数更具有稳定特性,因此可作为货币政策框架下的盯住目标。

关键词:货币需求 金融创新 ARDL 模型 Divisia 货币总量

一、引言

在中国的货币政策框架中,货币供应量是实行数量型调控的重要中介目标,对我国经济运行和政策制定具有重要影响。而央行为了保持货币供求平衡,需依据货币需求决定货币供给。因此货币供应量能否具有政策效力,即数量型调控政策能否有效,关键在于货币需求函数是否稳定或可预测。稳定的货币需求意味着央行可以准确盯住货币供应量,进而对宏观经济产生影响。

但是,在中国由计划经济向市场经济转型的过程中,各种制度和非制度因素冲击着中国货币需求,要得到稳定的函数,进而保证货币供应量中介目标的政策有效性实属不易。历经 30 多年的转型,中国的经济体制和金融环境发生了深刻变化,资本市场的发展、重要金融价格的市场化、开放程度的提高及金融市场的创新,对中国货币需求稳定性产生了极大冲击,直接影响数量型货币工具的政策效果。

在各种冲击中,金融创新的影响不容忽视。宏观层面,中国在金融体制和市场方面有了很大的创新。20 世纪末,中国人民银行独立执行中央银行的角色,国有专业银行逐渐商业化,股份制银行、外资银行、中外合资银行也登上了历史舞台。在银行体系外,股票、共同基金、期权、期货、债券、理财等金融

市场的飞速发展,使中国的金融环境日趋完善。在重要金融价格方面,利率市场化和汇率自由化稳步推进,人民币国际化也逐步开展。另外,各种金融主体在业务上也有了巨大创新,特别是近年来新型金融产品层出不穷,表外业务和影子银行不断发展。新近产生的互联网金融经历了网上银行、第三方支付、个人贷款、企业融资等多个发展阶段,对传统的金融业务再次造成冲击。

对微观个体而言,金融创新也极大影响了人们的生活。最主要表现在支付手段更新换代,推动了货币市场发展和中国社会的现代化进程。包括信用卡和储蓄卡在内的银行卡、自动柜员机、销售点终端机、网上银行、电子货币、网上交易平台、网上支付系统的先后诞生和普及,在便利人们生活的同时,也激励人们参与金融市场的热情,改变了公众的持币习惯。总之,近 20 年里金融创新效应显著,对中国货币需求函数的稳定性产生了重要影响,这种影响会传导至货币政策的有效性。

另外,本文引入 Divisia 货币总量的指标研究货币需求。Divisia 货币总量由美国经济学家 Barnett (1980)最早提出,其考虑货币资产不完全替代的情形,是由消费者理性选择货币资产的持有以最大化效用为前提,对货币资产的流动性给予不同权重得到的加权货币总量。在理论上,这一指标是对经济

* 杜浩然、黄桂田,北京大学经济学院,邮政编码:100871,电子邮箱:huanggt@pku.edu.cn。

中充当交易媒介的货币量——即货币流动性的精确度量,同时不同国家的大量研究证明了其相较简单加总货币量具有优势。在现实中,IMF对Divisia货币总量的特征进行了全面阐述,英格兰银行官方在1993年发布了这一指标。当前,美(圣路易斯银行)、英、以色列等国计算并发布这一数据,日本、欧盟将此指标纳入宏观监控体系。可以说,Divisia货币总量在世界已有广泛应用,但在中国仍处探索阶段。因此,比较Divisia货币总量和简单加总货币量在货币需求函数中的表现,对中国选择数量型货币政策工具具有重要意义。

本文是对中国货币需求函数进行的系统分析,通过在传统货币需求函数中引入金融创新、资本市场、开放条件和Divisia货币总量,运用中国1993—2013年的季度数据以及ARDL方法,旨在发现决定和影响中国货币需求的核心变量,同时比较Divisia货币总量和传统的简单加总货币量在需求函数层面上的差异。

二、相关文献综述

近年来,学者通过放松经典模型假定,引入开放因素、资本市场等变量研究中国的货币需求。由于中国独特的转轨背景,不少学者将制度因素引入分析中国货币需求问题。易纲(2003)考虑我国金融领域的制度变迁,发现货币化变量增强了对中国货币需求高涨的解释力度。赵留彦、王一鸣(2005)认为中国转型期最大特点是经济结构的变化,农业在国民经济中比重下降将导致经济整体货币需求的上升。王曦(2001)引入价格自由化和非国有经济发展的制度因素,指出制度转型是影响中国货币需求和货币流通速度的关键。康继军等(2012)引入市场化进程相对指数作为衡量经济转型的制度变量,在得到稳定货币需求函数的基础上,指出市场化转型在长期和短期都是增加中国货币需求的因素。此外,Girardin(1996)用非国有和国有工业部门规模的差异、秦朵(1997)用国有制工业产出占工业总产出的比例估计中国的货币需求函数,分别论证了制度因素对于货币需求存在的影响。

然而,少有学者关注金融创新对中国货币需求的影响。Liao & Tapsoba(2014)用M3/M2作为金融创新的代理变量指出,2008年后中国的货币需求、产出和利率水平三者不再有稳定的关系,这是由于金融创新和金融自由化高速发展引起的。因此,未来中国难有稳定的货币需求,货币供应量不能再作为货币政策

中介目标。在世界范围内,Lieberman(1977)使用时间趋势作为技术进步的代理变量,得到美国稳定的货币需求函数,指出包括信用卡的普及、支付手段的创新等技术进步形式使真实货币需求每年都在显著下降。Bordo & Jonung(1987, 1990)和Siklos(1993)运用非银行金融资产和总金融资产的比例,现金和货币的比例等代理变量表征金融部门的制度创新,发现其对于货币流通速度的影响显著。Arrau et al(1995)使用确定性漂移过程和随机过程,通过随时间改变的截距项构建金融创新变量,研究了10个发展中国家的货币需求函数,发现金融创新强烈地影响货币需求函数及其波动。Ericsson & Sharma(1998)对希腊的研究及Pradhan & Subramanian(2003)对印度的研究也发现,金融创新显著引起货币需求函数的不稳定。Choi & Oh(2003)通过MIU方式在一般均衡框架中引入货币构建理论模型,并运用美国数据实证分析指出,金融创新和其他一些变量一起显著影响货币需求。但是,对于中国的金融创新是否影响货币需求函数,少有学者进行定量研究。

在Divisia货币总量需求函数方面,国外研究集中在比较Divisia货币总量和简单加总货币量在货币需求函数中的差异,且大多支持Divisia货币总量的优越性。Barnett et al(1984)研究了美国1959—1982年的宏观数据,指出更高货币层次上Divisia货币量在货币需求的整体表现更好。Stracca(2004)运用VECM协整模型,对欧元区国家(不包括希腊)的Divisia货币需求函数进行估计,得到稳定的货币需求,建议欧洲央行将流动性指标纳入政策框架中调控。对中国而言,王宇伟(2009)、左柏云等(2009)细分中国的准货币资产构建Divisia货币总量,运用传统的协整分析方法,指出在货币需求函数稳定性方面,Divisia货币总量在M1口径层次不如简单加总货币量,但在M2口径层次上明显更优。李正辉等(2012)基于货币政策传导的非对称性构建LSTAR模型,发现Divisia M2货币需求函数具有稳定性,表现优于其他货币总量。

在实证方法上,现有对货币需求函数的实证研究多运用单位根检验后的协整分析范式,之后再引入VECM模型。这种方法虽然解决了模型的动态结构和内生性问题,但是正如Bahmani-Oskooee & Bohl(2000)指出的,尽管货币需求函数的变量存在协整关系,但模型得到的参数并不稳定,可能导致错误的结论。本文使用的ARDL模型的最大优势

在于不区分变量是否同为 $I(0)$ 或 $I(1)$ 过程,即不用进行单位根或其他平稳性检验,直接刻画变量间的长期协整关系。在小样本时间序列分析中,这种方法尤其具有简洁性和适用性,使用的 F 检验相比传统的 E-G 两步法及基于 GLS 的协整检验更为有效。

本文的创新包括:第一,在传统货币需求模型基础上全面引入金融创新、资本市场、开放条件等来估计中国的货币需求,尤其是引入金融创新变量,弥补已有研究对这一因素的忽视。第二,本文使用 1993—2013 年的季度数据,且包含足够的样本,其间中国经历了经济转型和金融创新,得到稳定的货币需求函数可以为货币当局提供政策参考。第三,将满足弱可分性条件的 Divisia 货币总量引入到中国货币需求领域,同时运用 ARDL 模型结果对“中国货币之谜”进行解释。

三、模型构建、方法概述及数据说明

(一) 货币需求模型构建

传统货币需求模型考虑货币需求是规模变量和持有货币机会成本的函数,以反映人们对货币交易性和投机性的需求。大量的实证研究将货币替代、资本市场、制度特征等多方位因素引入,构建了更为精确的货币需求模型。综合前人研究,我们将基准货币需求半对数模型设定为^①:

$$\ln(m)_t = \beta_0 + \beta_1 \ln y_t + \beta_2 \pi_t + \beta_3 fr_t + \beta_4 \ln sp_t + \beta_5 inno_t + \epsilon_t \quad (1)$$

其中, m 为真实货币余额,包括 M1, M2 两种简单加总货币量,以及 Divisia M1, Divisia M2 两种 Divisia 货币总量; ϵ_t 为白噪音; y_t 为经济规模变量,用真实 GDP 表示。我们关注货币需求的收入弹性 β_1 的数值:若 β_1 等于 1,则传统的货币数量论 $MV=PY$ 成立;若 β_1 等于 0.5,则 Baumol-Tobin 存货投资理论成立。

π_t 为持有货币的机会成本,本文用通货膨胀率表示。一般而言,持有货币机会成本可用国内利率来表示,但是正如 Ghatak(1995)所言,由于受到管制,中国利率数据难以准确度量货币资产的持有成本。Austin et al(2007)也指出,中国真实利率的变化大都由通货膨胀所引起。另外, J 检验和信息准则也显示通货膨胀率是中国货币需求函数中持币成本的更好度量(Chen, 1997; Baharumshah et al, 2009)。因此本文采用 Mehrotra(2008)的做法,用通货膨胀率表示持币成本,采用半弹性设定。这里预期 β_2 小于 0,体现了需求法则即通货膨胀税对货

币需求的负向作用。

fr_t 表示国外利率,在基准模型中用美国货币市场的利率表示。国外利率在这里衡量持有货币的外部机会成本,一定程度上表征国内外货币资产的替代效应。Mehrotra(2008)认为应将汇率引入货币需求函数,但在本文关注的大部分时期内中国的汇率相对固定且高度非市场化。由于存在外汇管制,人们很难关注汇率波动进行货币资产替代,因此,对于日益开放的中国经济,国外利率更能刻画货币替代的效应。另外, Baharumshah et al(2009)指出,引入国外利率也可以通过费雪效应表征真实汇率。在稳健性检验部分,我们也将人民币真实有效汇率引入模型。预期 β_3 小于 0,体现国外货币资产对于国内的替代效应。

sp_t 表示股票真实价格变量,在这里作为代表性资产价格进入货币需求模型。1990 年以来,中国的资本市场有了飞速发展,上市公司数量、成交量和总市值都逐年上升,因此股票价格可能对货币需求产生影响。

以上变量的选取采用了和前人相似的设定。但对中国的货币需求而言,制度因素不可或缺。在(1)式中, $inno_t$ 表示金融创新变量,衡量中国的金融创新程度。已有研究对于金融创新变量的选择,除了前面提到的时间趋势项、通过确定和随机过程构建的变量、M3/M2 的比例等指标外,还有其他度量方式。Mollick(2003)遵循 Siklos(1993)的思路,使用通货/M1 的比重作为金融创新的代理变量,对墨西哥的货币需求函数稳定性进行研究。Copelman(1996)、Hafer & Kutan(2003)运用了虚拟变量形式刻画金融创新,分析这一因素对玻利维亚、以色列、委内瑞拉、菲律宾货币需求函数的影响。Fischer(2007)运用 ATM 发展情况等变量表征瑞士的金融创新,分析该国货币需求函数的特征。

我们认为,时间趋势和虚拟变量的做法过于简单,难以反映中国日益复杂的金融创新程度,通过确定和构建随机过程在方法上存在争议。而 M3/M2 的比例和 ATM 发展情况在中国又缺乏相应的数据。综合全方面考虑,本文遵循 Siklos(1993)、Mollick(2003)的做法,用 M1 中现金的比例表征金融创新,其含义是随着银行卡、自动柜员机、销售点终端机、网上银行等支付手段的创新,人们会更少使用现金,更多使用各种形式的活期存款,因此 $inno_t$ 指标会下降。这一变量是度量金融创新程度的反向变量,是本文关注的核心。

(二) ARDL 模型设定

ARDL 模型全称自回归分布滞后模型,由 Pesaran et al(2001)提出。由式(1)构建 ARDL 模型形式为:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(m)_t = & a_0 + \sum_{i=1}^p b_i \Delta \ln(m)_{t-i} + \sum_{i=0}^p c_i \Delta \ln y_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^p d_i \Delta \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^p e_i \Delta fr_{t-i} + \sum_{i=0}^p f_i \Delta \ln s p_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^p g_i \Delta inno_{t-i} + \delta_1 \ln(m)_{t-1} \\ & + \delta_2 \ln y_{t-1} + \delta_3 \pi_{t-1} + \delta_4 fr_{t-1} \\ & + \delta_5 \ln s p_{t-1} + \delta_6 inno_{t-1} + u_t \quad (2) \end{aligned}$$

其中, u_t 是白噪音。这一误差修正形式是一个 VAR 模型,滞后水平变量的线性组合实质上是滞后误差修正项的代理变量。按照 Pesaran 提供的步骤,为检验回归各变量间是否存在协整关系及估计协整参数,分三步进行:

首先,运用 F 检验验证长期协整关系。F 检验的零假设是 $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = 0$,即真实货币需求和其他变量无长期协整关系。滞后阶数的选取将影响 F 检验的结果,我们运用 SBC 准则确定最优滞后阶,这一准则在小样本的情形下优于 AIC 准则。

其次,若存在长期协整关系,基于最有效利用信息的原则,对每个差分变量分别使用不同滞后阶数,以得到更有效的参数估计值。依据 SBC 准则得到最终最优阶的动态回归方程,对长期方程和短期误差修正方程进行系数的假设检验。

再次,运用 CUSUM 和 CUSUMSQ 检验方法检验动态方程的残差项,以考查模型参数的稳定性。

(三) 数据说明

本文运用中国 1993 年第一季度到 2013 年第四季度的数据探究中国的货币需求。持有货币的机会成本——通货膨胀率通过居民消费价格指数(CPI)构造^②,稳健性检验使用一年期存款利率表示;真实货币总量由名义货币总量除以 CPI 得到;国外利率主要选取美国货币市场的利率,辅以日本和韩国的

一年期贷款利率进行稳健性检验;稳健性检验的汇率变量选用人民币真实有效汇率的对数;股票价格变量由上证股票价格指数除以 CPI 得到,后文运用房价指数^③和土地价格指数表示房产和土地的资产价格进行稳健性检验;选用 M0/M1 作为金融创新的代理变量。由于是季度数据,对数据进行了 X12 季节调整。

其中,CPI,GDP 的数据来自中经网统计数据库,国内一年期存款利率、M0、M1、M2 以及包含其中的其他分项货币资产数据来自于各期《中国人民银行统计季报》,国外利率、人民币真实有效汇率来自国际货币基金组织的 IFS 数据库,股票价格指数、房价指数和土地价格指数来自 CEIC 数据库。

需要特别指出的是,各口径 Divisia 货币总量来自我们的验证和构造。由于 Divisia 货币总量的理论基础是货币资产组合在消费者偏好中弱可分,因此在构造前,我们另文对包含于广义货币组合 M2 之内所有可能的货币资产组合进行弱可分检验。结果发现,M1,M2 组合满足弱可分的特性,因此对它们构造 Divisia 货币总量是合意的。之后运用 Tornqvist-Theil 离散公式构造 Divisia 货币量,结果分别记作 DM1,DM2。^④

四、估计结果及稳健性检验

(一) 中国货币需求函数估计

1. 长期协整关系存在性的 F 检验。本文检验和估计的结果均使用 MICROFIT4.1 软件得到。按照 Pesaran et al 的方法,首先假定方程(2)各变量的差分滞后项阶数相等,对水平滞后项的系数联立等于 0 进行 F 检验。对于差分滞后项阶数的选取按照施瓦茨-贝叶斯(SBC)信息准则,同时还对不同滞后阶分别进行 F 检验,考查最优阶结果的稳健性。之所以选择这一准则,是因为 Pesaran et al 指出 SBC 准则比较简单,同时对于小样本而言可以给出更好的结果,如表 1 所示。

表 1 长期协整关系存在性 F 检验的结果

被解释变量	最优滞后阶数	SBC 准则值	F 值	P 值	序列相关检验 P 值	异方差检验 P 值
M1	10	125.21	2.14	0.11	0.83	0.47
M2	8	152.00	1.99	0.11	0.28	0.57
DM1	10	126.09	2.32*	0.09	0.86	0.47
DM2	8	143.81	3.09**	0.02	0.88	0.24

注:*表示在 10%的水平上显著,**表示在 5%的水平上显著,***表示在 1%的水平上显著,下同。

可见,在最优滞后阶数及 10% 的水平上,只有以 DM1 和 DM2 表征的货币变量和通货膨胀率、GDP、国外利率、股票价格和金融创新存在长期协整关系,拒绝 $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = 0$ 的原假设。在这两个模型中,序列相关和异方差检验的 P 值均大于 0.1,不存在这两方面问题。我们还放松最优滞后阶数的假定,对存在长期协整关系两组变量的不同滞后阶分别进行 F 检验^⑥,可发现绝大部分滞后阶数都可以拒绝 $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = 0$ 的原假设,意味着 DM1 和 DM2 和其他解释变量间的长期协整关系是稳健的。

同时看到,M1 和 M2 表征的简单加总货币量和其他变量不存在长期协整关系,表明简单加总的货币需求函数并不稳定存在。

2. Divisia M2 货币需求函数估计。由于篇幅所限,我们只汇报 Divisia M2 货币需求函数(下称基准模型)的估计结果^⑥,如表 2 所示。SBC 信息准则显示 ARDL 模型的最优滞后阶数为(1,0,1,0,1,0)。总体看,模型中调整后 R^2 均大于 0.99,显示了较好的拟合程度。DW 统计量为 2.15,表明无严重的序列相关问题。模型诊断的结果显示,Breusch-Godfrey 拉格朗日乘子(LM)检验结果高度不显著,表明模型的干扰项不存在序列相关。另外,Ramsey RESET 检验和 White 异方差检验的结果都不显著,显示没有模型设定和异方差问题,模型具有较优异的表现。

我们关注模型系数的大小和显著性。可以发现,在 Divisia M2 的需求函数中,收入弹性为 0.935,通胀半弹性(即持币成本半弹性)为-0.404,

均在 1% 的水平上高度显著,且和我们预期的符号相同。外国利率半弹性为-0.019,符号符合预期且在 5% 的水平上显著,体现了随着中国开放程度的提高,资本流动效应对流动性需求的冲击显著。

我们还发现,股价的 DM2 需求弹性为-0.025,但不显著,说明中国的股市对于流动性需求的影响作用不大。这和前人的研究有所出入。在我们看来,中国的股票市场化进程不够,发育有待健全,还未形成一个正常的交易秩序,不能反映宏观经济的基本面。这种带有特殊制度特征下的股票市场不能大范围吸引理性决策的经济主体,无法使其调整持币行为,因此难以影响货币需求。

需要关注的是,金融创新的弹性为-0.046,在 1% 的水平上显著。注意到金融创新变量随创新水平的提高而下降,这一结果说明,随着以短期金融工具为交易对象的货币资产市场日益活跃,金融创新水平不断提高,人们对于流动性需求显著增加。

我们对以上系数进行了 Wald 约束检验。结果显示,在 1% 的显著水平上,拒绝 DM2 的收入弹性等于 0 或等于 0.5,接受收入弹性等于 1。这说明,经济规模变量应放入计量模型,传统的货币数量论在这里成立,Baumol-Tobin 存货投资理论不成立。对通货膨胀、外国利率、股价和金融创新的弹性或半弹性进行零约束检验,结果显示,应拒绝通货膨胀、外国利率和金融创新的系数等于零的原假设,无法拒绝股价弹性等于 0 的假设。这说明,股价在 DM2 长期需求模型中的作用不大,同时我们必须将通货膨胀、外国利率和金融创新变量放入模型,否则可能引起遗漏变量带来的偏差。

表 2 Divisia M2 长期协整关系的参数估计结果

	lny	π	fr	lnsp	inno	常数项
参数估计	0.935***	-0.404***	-0.019**	-0.025	-0.046***	4.546***
标准误	0.095	0.144	0.010	0.042	0.010	1.109
t 值	9.887	-2.811	-2.028	-0.594	-4.558	4.101
P 值	0.000	0.006	0.046	0.554	0.000	0.000
模型诊断						
R^2	调整 R^2	DW 值		LM(4)	RESET 检验	异方差检验
0.99980	0.99978	2.145	卡方值	1.260	0.237	0.006
			P 值	0.868	0.626	0.937

之后,我们引入误差修正项,对货币需求的短期动态方程进行刻画。这里的估计基于上述 ARDL 模型,被解释变量是真实 DM2 货币量对数的一阶差分 $\Delta \ln DM2_t$ 。结果显示,短期动态方程的

各参数均显著。我们主要关注误差修正项的系数和显著性——好的协整模型的误差修正项应显著为负,意味着长期均衡关系将对短期货币需求的偏离进行修正。这里,误差修正项的系数为-0.131,

且在1%的水平上显著,意味着上一期实际值和长期均衡值的偏离将有13.1%得到修正,进一步确认了变量间长期的协整关系。另外,所有变量的差分滞后项系数均显著,说明模型中任何变量(包括股票价格)都会对Divisia M2货币需求的短期波动造成影响。

最后,我们对估计得到Divisia M2货币需求函数的稳定性进行检验,运用Brown et al(1975)提供的CUSUM和CUSUMSQ检验方法。这种方法是对结构变化更一般的检验,不用像邹至庄检验须提前知道结构变化的位置即可进行。况且若不知道结构变化的时点,CUSUM和CUSUMSQ检验结果更为恰当。具体而言,CUSUM检验是检验递归残差累积和是否超过一定水平的置信区间,若落在区间内,那么长期估计结果是稳定的。CUSUMSQ检验是对递归残差累积平方和进行上述检验。结果显示,CUSUM和CUSUMSQ的图线都落在了表征长期协整关系稳定成立的5%显著水平边界线以内,并没有证据显示这两个指标有明显的不稳定断点。

以上结果表明,Divisia M2的货币需求是稳定的,优于其对应的M2货币量。同时,包含了金融创新变量的DM2货币需求函数是合意的。

(二)稳健性检验

首先,我们替换或增减相关变量,对以上基准模型的结果进行稳健性检验。这里依次按如下方式替

换或增减变量:将原模型的通货膨胀率替换为一年期存款利率;引入“货币替代”的直接效应,将外国利率换为人民币真实有效汇率;加入人民币真实有效汇率;分别将外国利率替换为日本一年期贷款利率和韩国一年期贷款利率;分别将基准模型中的股票价格指数换为地价指数和房价指数,考量其他资产价格对于货币需求的影响;去掉基准模型的金融创新变量;去掉原模型中不显著的股票价格变量,在这9个新模型中探究DM2的货币需求函数。

ARDL长期协整关系存在性的F检验结果显示,仅有加入汇率变量、用日本利率作为国外利率和去掉金融创新变量三个稳健性检验模型(分别记作模型A,B,C)在10%水平上显著,存在长期协整关系。其他模型均不存在长期协整关系,无法对基准模型进行改进。需要指出的是,将一年期存款利率变量放入DM2货币需求模型不会产生长期协整关系,说明利率变量在中国不能很好地衡量持币成本。

对于存在协整关系的三个模型进行ARDL模型估计的结果如表3所示。对于模型B而言,除了日本利率作为国外利率变量变得不显著以外,其他变量显著性、符号和绝对值同DM2的基准模型非常近似,强化了基准模型的结果。对于模型C而言,去掉了金融创新变量,发现其他变量虽然构成长期协整关系,但CUSUMSQ检验显示货币需求函数并不稳定,因此不构成对基准模型的改进。

表3 稳健性检验模型的估计结果

	模型 A		模型 B		模型 C		模型 D	
	参数	P 值	参数	P 值	参数	P 值	参数	P 值
lny	0.967***	0.000	1.059***	0.000	1.238***	0.000	1.143***	0.000
π	-0.725***	0.000	-0.577***	0.000	-0.619**	0.036	-0.679***	0.000
fr	-0.014	0.135			-0.049**	0.014	-0.017***	0.004
lnreer	0.446**	0.019						
jpir			0.003	0.958				
lnsp	-0.040	0.266	-0.027	0.258	0.042	0.575	0.010	0.666
inno	-0.050***	0.000	-0.047***	0.000			-0.030***	0.001
常数项	2.806***	0.006	3.508***	0.000	0.872	0.371	2.329**	0.013
ECM(-1)	-0.169***	0.000	-0.211***	0.000	-0.069***	0.002	-0.225***	0.000
稳定性检验	稳定		稳定		CUSUMSQ 检验显示不稳定		稳定	

模型A同时加入人民币真实有效汇率的对数和外国利率,作为衡量国内外货币资产替代的变量。进一步区分的话,人民币真实有效汇率衡量汇率变动引起人民币和外汇间直接的“货币替代”效应,而外国利率衡量国外债券对于持有资产组合产生影

响,从而间接影响本国货币需求的“资本流动”效应。模型A的结果显示,大部分变量符号、大小和显著性都同基准模型近似一致,只是外国利率不再显著,而汇率变量显著为正,含义为外国利率引起的“资本流动”效应不明显;而汇率变量引起本币和外币的

“货币替代”显著地改变流动性需求——具体地，人民币升值会显著增加中国的货币流动性需求。这里隐含的结果是，人民币升值带来的“货币替代效应”大于“资产组合替代效应”——前者是在本币升值时，本国居民由于升值预期倾向于用本币替代外币；后者是当本币升值时，本国居民持有以本币计价的外国资产减值，财富效应导致对于本国货币的需求减少。如果不考虑多重共线性，我们认为模型 A 是对基准模型的补充。

其次，我们在时间维度检验基准模型的稳健性，选用 1996—2013 年的子区间进行 ARDL 建模，记为模型 D。之所以从 1996 年开始选取样本区间，是因为 1996 年存在货币环境和政策的结构性改变：原因包括 1995 年《中国人民银行法》的通过，由直接调控方式向以盯住货币供应量为主的间接调控方式转变，银行间货币市场的重新开启等。子区间的 F 检验结果显示存在长期协整关系（F 值为 2.763，P 值为 0.039）。估计结果和基准模型较为一致，体现了基准模型的稳健性。

经过以上检验，我们认为基准模型中 Divisia M2 货币需求函数的估计结果是稳健且可信的。

五、对“中国货币之谜”的再思考

经济学家麦金农于 1993 年提出“中国货币之谜”，长期困扰着中国经济学界。的确，中国 M2 货币增长率长期大于实际 GDP 增长率与通货膨胀率之和，由此导致 M2 与 GDP 比例持续攀高，从横纵向比均远远高于应有水平。根据世界银行的数据，至 2013 年底，中国 M2/GDP 比值为 1.95，远高于美国的 0.88。严重的“货币超发”却没有导致严重的通货膨胀，即所谓的“中国货币之谜”。

“中国货币之谜”存在多方面的重要成因，其中：

第一，M2 指标本身的统计属性在度量流动性上存在问题，正如李健（2007）指出的，中国的 M2 货币结构中，执行交易媒介职能的货币逐年下降，执行资产储藏职能的准货币逐渐上升。M2 指标假设不同货币资产完全替代，并非经济中充当交易媒介的货币。而 Divisia 货币总量考虑了消费者在不同货币资产交易功能和储藏功能的理性选择，较准确地度量经济中充当交易媒介的货币量，因此采用 Divisia M2 指标在一定程度上抑制了流动性统计本身的问题。

在假定起点相同的情况下，DM2/GDP 的数值明显小于 M2/GDP，是由于货币资产一定程度发挥着储藏价值功能，不能算作流动性的范畴。定量来看，在

样本期间的 21 年间，M2/GDP 的平均值为 1.46，DM2/GDP 的平均值为 1.37，后者较前者减小了 6.2%；2013 年 M2/GDP 比值为 1.95，DM2/GDP 的比值为 1.71，后者较前者减小了 12.3%。这说明，使用 M2 统计方法存在一定程度的高估。需要指出的是，这里的 DM2 计算选择了 1993 年第一季度作为基期，假设基期二者数值相等。如果选用更早的时点起始，DM2/GDP 与 M2/GDP 将会有更明显的数差。

当然，Divisia 指标表明，中国的货币总量仍处于高位状态。也就是说，不论是 M2 简单加总，还是 Divisia 方法的加权统计，都显现出中国的货币总量处在高位运行。中国正处在由计划经济向市场经济转型的过程中，多方面复杂因素对货币需求产生着影响。例如，金融抑制的因素——由于金融结构的扭曲，中国的利率和汇率被人为地低估，产生对货币的超额需求（黄桂田、何石军，2011）等。

在此运用 Divisia M2 需求函数的基准模型和稳健性检验中的模型 A（下称对比模型），经变形后的方程^⑦分别为：

$$\ln(\text{DM2}/y) = -0.404 \cdot \pi - 0.019 \cdot \text{fr} \\ - 0.0465 \cdot \text{inno} + 4.546$$

$$\ln(\text{DM2}/y) = -0.725 \cdot \pi + 0.446 \cdot \ln \text{reer} \\ - 0.0502 \cdot \text{inno} + 2.806$$

其中，方程左边为 DM2/GDP 的自然对数，右边反映了影响这一比例变化的各个变量及影响程度。我们对包括利率^⑧和汇率变量的对比模型进行研究，发现利率水平的影响为负，体现了金融抑制的负向影响。未来的利率市场化使得因结构扭曲导致的低利率不复存在，会引起对流动性需求的下降。但汇率变量的影响为正，表明随着人民币的升值，会显著增加对流动性的需求。这一点和金融抑制的解释有出入，也就是说金融抑制下汇率水平的低估，实际上减小了对货币的需求。利率提高和汇率提高在未来的累计效应需要通过定量分析。我们粗略估计，假设到目前为止利率的水平值低估了 1/5 到 1/3，汇率水平被低估了 20%。通过计算，我们得到如果中国不存在因金融抑制引起的利率和汇率低估，中国的 DM2/GDP 的比值大体为 0.64 到 0.76。

由此看来，中国因金融抑制导致的流动性过剩属于利率驱动型，不具有汇率驱动型的特点。但是，金融抑制的利率和汇率效应叠加，仍会使中国的流动性过剩，DM2/GDP 的比例偏高，未来金融自由化将引起流动性的相对紧缩。

第二，在其他因素未发生变化的条件下，金融创

新也是冲击货币需求的重要因素之一。

在样本区间内,中国的货币市场和金融市场有了飞速发展,无论是ATM、支付宝等个人支付技术和环境改进,还是银行等金融机构的业务类型拓展,特别是近年来互联网金融的发展,很大程度上冲击着经济中对于货币流动性的需求。

我们定量地考虑金融创新对于DM2/GDP数值的影响。从1993年到2013年,中国的M0/M1变量由31.78%下降到17.36%,下降的比例高达45.37%,意味着这一时期中国的金融创新水平有了很大提升。根据基准模型的结果,我们估计在此期间,金融创新的发展使DM2/GDP增加了95.53%。在对比模型中,这一结果为106.24%,说明金融创新的确是使我国流动性与产值之比高企的重要因素,而这一重要因素在以前的研究中被忽略了。

六、结论

本文运用1993—2013年的季度数据,通过ARDL模型,纳入金融创新和资本市场等因素,估计了中国货币需求函数,并比较了符合理论基础的Divisia货币总量和简单加总货币量的表现。另外,我们还分析了中国高流动性背景下的“中国货币之谜”。

第一,在刻画转型时期中国的货币需求函数方面,Divisia货币总量明显优于简单加总的货币量。通过严格的ARDL方法,我们证明了最优滞后阶上Divisia M1和Divisia M2与其他解释变量存在稳健的长期协整关系,而相对应的简单加总货币量——M1和M2则不存在稳定的货币需求函数。同时,稳健性检验支持用Divisia货币量度量的货币需求函数是稳定的。在中国现行体制下,当前且在未来一段时间内仍将货币供应量作为货币政策的重要中介目标,而政策的有效性取决于稳定的货币需求函数,因此央行可考虑将Divisia货币总量作为货币政策框架下的重要盯住目标(或当作参考指标),从而保证货币政策的效力。

第二,金融创新是影响中国货币需求的重要变量。研究表明,在货币需求的长期协整关系中,金融创新的作用是高度显著且稳健的。当金融创新水平每上升1%,Divisia M2的对数将上升0.047%~0.050%。以往研究对金融创新的忽略会引起遗漏变量问题,导致对货币需求函数估计的偏差。另外,金融创新使DM2/GDP的比例增加了95.53%~106.24%,显示出金融创新提升了人们对于流动性的需求,引发经济中流动性供给的增加。

第三,在样本区间内,股票价格及其他资产价格

变量在货币需求函数中作用并不显著。但是,股票价格会对短期货币需求产生显著影响,同时随着未来资本市场交易秩序的日益完善,股市可以反映宏观经济的基本面,可能会影响中国未来的货币需求。

第四,采用Divisia M2指标衡量中国的货币总量,我们发现运用M2简单加总的统计方法在度量流动性上存在一定程度的偏差,导致M2/GDP被高估。采用Divisia M2指标估计,在一定程度上克服了简单加总方法存在的问题。但应该注意,即使运用Divisia M2指标估计出的数据,也是处于高位水平,说明中国货币总量的确在高位运行。

注:

- ①半对数模型假定利率的水平值变化而非百分率变化与货币需求相关,Friedman等指出半对数模型得出的结果要好于对数模型得出的结果。
- ②在计算CPI时,我们设定1993年第一季度为基期,根据数据库中的同比和环比变动率换算得到。
- ③其中房价指数选用了“商品住房的不动产价格指数”这一指标。
- ④弱可分检验以及Divisia总量构造的详细过程见杜浩然、黄桂田:《中国货币资产组合的弱可分性检验——对中国Divisia货币总量适用性的理论探讨》,《经济研究》2015年工作论文。
- ⑤由于篇幅所限,我们不汇报这里以及下文一些检验详细结果,有兴趣的读者可向作者索取。
- ⑥DM1货币需求函数的估计结果和DM2相似,也是合意、稳定的结果,读者可向作者索取。
- ⑦我们对两模型的收入弹性进行了等于1的Wald约束检验,都无法拒绝原假设,因此在这里认为收入弹性为1,货币数量论成立。
- ⑧通货膨胀率在本文中表征持有货币的机会成本,可认为是利率水平的代理变量。

参考文献:

- 杜浩然 黄桂田,2015:《中国货币资产组合的弱可分性检验——对中国Divisia货币总量适用性的理论探讨》,《经济研究》工作论文(编号WP970)。
- 黄桂田 何石军,2011:《结构扭曲与中国货币之谜》,《金融研究》第7期。
- 康继军 傅蕴英 张宗益,2012:《中国经济转型与货币需求》,《经济学(季刊)》第1期。
- 李健,2007:《结构变化:“中国货币之谜”的一种新解》,《金融研究》第1期。
- 李正辉 蒋赞 李超,2012:《Divisia加权货币供应量作为货币政策中介目标有效性研究——基于LSTAR模型的实证分析》,《数量经济技术经济研究》第3期。
- 秦朵,1997:《改革以来的货币需求关系》,《经济研究》第10期。

- 万晓莉 霍德明 陈斌开, 2010:《中国货币需求长期是否稳定?》,《经济研究》第1期。
- 王曦, 2001:《经济转型中的货币需求与货币流通速度》,《经济研究》第10期。
- 王宇伟, 2009:《货币的加总方法对货币需求稳定性的影响》,《金融研究》第3期。
- 易纲, 2003:《中国的货币化进程》,商务印书馆。
- 赵彦彦 王一鸣, 2005:《中国货币流通速度下降的影响因素:一个新的分析视角》,《中国社会科学》第4期。
- 左柏云 付明卫, 2009:《中国货币服务指数的构建和经验检验》,《金融研究》第11期。
- Arrau, P., J. De Gregorio & C. M. Reinhart(1995), "The demand for money in developing countries: Assessing the role of financial innovation", *Journal of Development Economics* 46 (2):317-340.
- Austin, D., B. Ward & P. Dalziel(2007), "The demand for money in China 1987-2004: A non-linear modelling approach", *China Economic Review* 18(2):190-204.
- Baharumshah, A. Z., S. H. Mohd & M. A. Yol(2009), "Stock prices and demand for money in China: New evidence", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 19(1):171-187.
- Bahmani-Oskooee, M. & M. T. Bohl(2000), "German monetary unification and the stability of the German M3 money demand function", *Economics Letters* 66(2):203-208.
- Barnett, W. A. (1980), "Economic monetary aggregates: an application of index number and aggregation theory", *Journal of Econometrics* 14(1):11-48.
- Barnett, W. A., E. K. Offenbacher & P. A. Spindt(1984), "The new Divisia monetary aggregates", *Journal of Political Economy* 92(6):1049-1085.
- Bordo, M. D. & L. Jonung(1987), *The Long-run Behavior of the Velocity of Circulation: The International Evidence*, Cambridge University Press.
- Bordo, M. D. & L. Jonung(1990), "The long-run behavior of velocity: The institutional approach revisited", *Journal of Policy Modeling* 12(2):165-197.
- Brown, R. L., J. Durbin & J. M. Evans(1975), "Techniques for testing the constancy of regression relationships over time", *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 37:149-192.
- Chen, B. (1997), "Long-run money demand and inflation in China", *Journal of Macroeconomics* 19(3):609-617.
- Choi, W. G. & S. Oh(2003), "A money demand function with output uncertainty, monetary uncertainty, and financial innovations", *Journal of Money, Credit and Banking* 35(5):685-709.
- Copelman, M. (1996), "Financial innovation and the speed of adjustment of money demand: Evidence from Bolivia, Israel and Venezuela". Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers, No. 567.
- Ericsson, N. R. & S. Sharma(1998), "Broad money demand and financial liberalization in Greece", *Empirical Economics* 23(3):417-436.
- Fischer, A. M. (2007), "Measuring income elasticity for Swiss money demand: What do the cantons say about financial innovation?", *European Economic Review* 51(7):1641-1660.
- Ghatak, S. (1995), *Monetary Economics in Developing Countries*, 2nd ed., St. Martin's Press.
- Girardin, E. (1996), "Is there a long run demand for currency in China?", *Economics of Planning* 29(3):169-184.
- Hafer, R. W. & A. M. Kutan(2003), "Financial innovation and the demand for money: Evidence from the Philippines", *International Economic Journal* 17(1):17-27.
- Liao, W. & S. Tapsoba(2014), "China's monetary policy and interest rate liberalization: Lessons from international experiences", IMF Working Papers, 14/75.
- Lieberman, C. (1977), "The transactions demand for money and technological change", *Review of Economics and Statistics* 59(3):307-317.
- Mehrotra, A. N. (2008), "Demand for money in transition: Evidence from China's disinflation", *International Advances in Economic Research* 14(1):36-47.
- Mollick, A. V. (2003), "The stability of money demand functions: Mexico, 1986-2002", *Revista Brasileira de Economia de Empresas* 3(3):63-90.
- Pesaran, M. H., Y. Shin & R. J. Smith(2001), "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships", *Journal of Applied Econometrics* 16(3):289-326.
- Pradhan, B. K. & A. Subramanian(2003), "On the stability of demand for money in a developing economy: Some empirical issues", *Journal of Development Economics* 72 (1):335-351.
- Siklos, P. L. (1993), "Income velocity and institutional change: Some new time series evidence, 1870-1986", *Journal of Money, Credit and Banking* 25(3):377-392.
- Stracca, L. (2004), "Does liquidity matter? Properties of a Divisia monetary aggregate in the Euro area", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 66(3):309-331.

(责任编辑:谭易)