

文章编号: 1003-6636(2005)06-0060-04 中图分类号: F820.3 文献标识码: A

金融创新对我国货币需求影响的实证分析

杨伟, 林海

(厦门大学金融系, 福建 厦门 361005)

摘要: 世界上很多国家通常都把货币需求作为货币政策的中介目标, 稳定的货币需求对一国的货币政策甚至宏观经济政策的有效性有着重要的影响。通过实证研究发现, 金融创新对我国货币需求的稳定有着不可忽视的重要影响, 我国货币需求与实际产出等变量之间的稳定关系只有在考虑金融创新的影响时才能够成立。

关键词: 金融创新; 货币需求; 实证分析

An Empirical Analysis of the Impact of Financial Innovations on Money Demand in China

YANG Wei, LIN Hai

(Department of Finance, Xiamen University, Xiamen, Fujian 361005, P. R. China)

Abstract Many countries in the world normally treat money demand as the intermediate objective of monetary policy. Stable money demand has a major effect on the effectiveness of a country's monetary policy and even macroeconomic policy. Empirical studies indicate that financial innovations have an impact on money demand and stability not to be ignored, and that the stable relationship between money demand and variables like real production can hold only if the effect of financial innovations are taken into account.

Keywords financial innovation, money demand, empirical analysis

世界上很多国家都把货币需求作为货币政策的中介目标。稳定的货币需求对一国的货币政策甚至宏观经济政策的有效性有着重要的影响。然而, 近年来许多学者的实证研究发现, 货币需求在相当多的国家呈现出不稳定性。也就是说, 货币需求和产出等变量之间不存在长期稳定关系, 即协整关系不成立。这意味着, 我们需要进一步找到另外的变量,

使得这些另外的变量与货币需求和产出之间的线性组合存在平稳关系时, 以货币需求为中介目标制定的货币政策才是有效的。大量学者的研究表明, 所谓的另外的变量很可能就是金融创新。广义地讲, 金融创新是创造和普及新的金融工具、新的金融技术、机构和市场的行为。正如 Gurley & Shaw (1960), Tobin (1965) 以及 Bordo & Jonung (1987,

收稿日期: 2005-09-06

作者简介: 杨伟 (1981-), 男, 四川青神人, 厦门大学金融系 2003 级硕士研究生, 研究方向为金融市场与金融工程; 林海 (1977-), 男, 福建福州人, 厦门大学金融系讲师, 经济学博士, 研究方向为金融市场与金融工程。

1990)所论证的,这些金融市场的发展不可能被完全包括进入传统的货币需求方程中。^{[1][2][3][4]} Skabs(1993)对几个工业化国家和 Melnick(1993)对以色列的研究都证实了只有当金融创新的代理项作为一个回归项被包括进去的时候,协整关系才能成立。^{[5][6]}

长期以来,在货币需求的文献中,就存在着将金融创新或技术变化的作用包括进货币需求的争论。较早的文献包括 Gurley & Shaw(1960)以及 Tobin(1965),他们论证了货币替代的创造使得货币需求更加具有利率弹性。^{[1][2]} Lieberman(1977)论证了信贷使用的增加,收到的款项和支出越来越同时发生,货币替代更彻底的使用以及更加有效的支付机制倾向于随着时间的推进降低货币的交易需求。^[7]在对美国的狭义货币需求进行的估计中, Lieberman将时间趋势作为不可观察变量的代理项——技术变化包含进入货币需求方程。Ochs & Rush(1983)论证了——一旦节约通货使用的创新发生,对于通货需求的影响可能是永久的,因为这些创新要求具有巨额的沉没成本和低操作成本的长期资本投资。^[8]在类似的方面, Moore等(1990)在美国 M1 的长期需求中包含进了一个时间趋势。^[9] Bordo & Jonung(1987, 1990)以及 Skabs(1993)更加明确地对金融创新和机构因素进行模拟,运用了诸如非银行金融资产同总的金融资产的比率和通货—货币比率的时间序列作为对不能观察到的过程的代理。

从上述文献的回顾可以看出,针对金融创新对货币需求影响的研究基本上都集中于对发达国家的研究。我国国内学者对这一方面的研究基本上还处于起步阶段。丁东洋和周丽莉(2003)分析了我国的主要金融创新,发现货币需求的收入弹性和利率弹性呈不断下降的趋势。^[10]但该文只是简单地比较了两个子样本中货币需求的收入弹性和利率弹性的变化,并未从实质上检验金融创新对我国货币需求的影响。

本文的目的在于从实证的角度检验金融创新对我国货币需求的影响。检验结果表明金融创新对我国的货币需求有着不可忽视的重要影响。

一、理论框架

我们从经典的 Cagan(1956)货币需求方程^[11]开始,其形式为:

$$M^d = kPY^\phi e^{-\lambda R} \quad (1)$$

其中, M^d 为名义货币需求, P 为物价水平, Y 为实际产出, R 为名义利率, k , ϕ 和 λ 为常数。在 Cagan(1956)货币需求方程中,货币需求与物价水平和实际产出呈正比关系,这是因为当物价上升时,人们需要多持有同样比例的货币以满足交易需求;同样当实际产出增加时,人们需要的货币也随之增加。名义利率是持有货币的机会成本,因而同货币需求成反向变动关系,即当名义利率上升时,人们需要的货币量将降低。

我们将方程(1)两边同时除以 P , 即得到实际货币需求与实际产出和名义利率之间的关系:

$$M^d/P = kY^\phi e^{-\lambda R} \quad (2)$$

再将方程(2)两边取对数后,我们可以得到:

$$\ln(M^d/P) = \ln k + \phi \ln Y - \lambda R \quad (3)$$

为了简化起见,我们用变量 m 代替 $\ln(M^d/P)$, α 代替 $\ln k$, β_1 代替 ϕ , β_2 代替 λ 再加入随机扰动项,并考虑各个变量的时间序列时,方程(3)可以变形为:

$$m_t = \alpha + \beta_1 y_t + \beta_2 R_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

这就是我们需要估计的方程形式。

二、对货币需求等变量之间稳定关系的检验——不考虑金融创新的影响

(一) 数据描述

1989 中国工商银行率先在全国开展信用卡业务,我们将其视为我国金融创新过程序幕的开始,所以我们所选取数据的样本期为 1989 年到 2004 年。数据来源为各年的《中国统计年鉴》和《中国金融年鉴》。货币需求变量选择 M1, 实际产出为 GDP, 名义利率为 1 年期定期存款利率。需要说明的是,我们使用的 1 年期定期存款利率是经过调整后的年利率,即若利率在一年内有一次或两次调整,则最终该年的 1 年期定期存款利率是各种不同利率按照实际执行时间为权重的加权平均。^[12]

(二) 检验方法: 协整检验

我们首先检验在不考虑金融创新时,我国的货币需求与实际产出以及名义利率之间是否存在协整关系。根据计量经济学原理,如果时间序列 x_{1t} , x_{2t} , L , x_{nt} 都是 d 阶单整,即 $I(d)$, 则存在一个向量 $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2, L, \alpha_n)$, 使得 $\alpha' x_t \sim I(d-b)$ 。这里, $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, L, x_{nt})$, $d \geq b \geq 0$, 则称序列 x_{1t} , x_{2t} , L , x_{nt} 是 $(d-b)$ 阶协整,记为 $x_t \sim CI(d, b)$, α 为协整向量。

为了检验我国的货币需求与实际产出以及名义

利率之间是否存在协整关系, 首先我们需要对序列 m_t, y_t 和 R_t 分别进行单整检验。由于在样本期内, m_t 和 y_t 都具有明显的随时间递增的趋势, 因而我们设定带趋势和截距的 ADF 方程为:

$$\Delta x_t = c + \delta t + \gamma x_{t-1} + \xi_1 \Delta x_{t-1} + \xi_2 \Delta x_{t-2} + L + \xi_{p-1} \Delta x_{t-p+1} + e_t$$

对于 R_t , 由于其变动极不规则, 我们设定不带趋势和截距的 ADF 方程:

$$\Delta x_t = \gamma x_{t-1} + \xi_1 \Delta x_{t-1} + \xi_2 \Delta x_{t-2} + L + \xi_{p-1} \Delta x_{t-p+1} + e_t$$

检验假设为 $H_0: \gamma = 0; H_1: \gamma \neq 0$ 。对于滞后阶 p 的选取, 实证中通常有两种方法: 一是渐进 t 检验, 即对较大的滞后阶 p 用 t 检验确认 ξ_{-1} 是否显著, 若不显著, 则减少 p 值直到对应系数的 t 值显著; 二是基于最小信息准则 (AIC) 来选取滞后阶 p , 先选取较大的滞后阶 p , 计算对应的 AIC, 然后减少 p , 直至 AIC 最小并基于此确定最终的滞后阶 p_0 。^[13] 在本文中, 我们同时应用这两种方法, 从而实现从一般到特殊的思想来确定检验模型的结构。最终的检验结果如表 1 所示。

表 1 对变量的单位根检验

变量	ADF(p)	临界值(5%)	PP(p)	临界值(5%)	结论
m	ADF(2) = -0.47	-3.83	-0.54(2)	-3.76	I(1)
y	ADF(3) = -3.75	-3.87	-1.04(2)	-3.76	I(1)
R	ADF(2) = -0.76	-1.97	-1.11(2)	-1.97	I(1)

从表 1 可以看出, 利用 ADF 检验, 在 5% 的临界值水平上, 我们都不能拒绝变量存在单位根的原假设。表 1 同时也给出了另外一种单位根的非参数检验方法 (PP 检验) 的结果, 其结论与 ADF 检验的结论是一致的。因此, 我们可以认为 m_t, y_t 和 R_t 都为一阶单整序列, 满足协整检验前提。

我们接下来用 Engle & Granger(1987) 提出的两步检验法 (EG 两步法) 来检验 m_t, y_t 和 R_t 之间是否存在协整关系。我们直接估计方程 (4), 估计结果如下:

$$m = -6.24 + 1.11y - 5.35R \quad (5)$$

(-13.15) (27.63) (-7.12)

其中, $R^2 = 0.99, DW = 1.86$ 方程下面括号内为 t 值。然后我们对这一方程的残差序列 e_t 进行单位根检验, ADF 的检验结果见表 2。

表 2 对方程 (4) 的残差序列的单位根检验结果

ADF 检验统计值: -2.126858	1% 水平的临界值: -4.1366
	5% 水平的临界值: -3.1483
	10% 水平的临界值: -2.7180

从表 2 中可以看出, 即使在 10% 的临界值水平下, ADF 的检验统计值也不能拒绝残差序列存在单位根的原假设, 即残差序列此时为非平稳序列, 从而意味着 m_t, y_t 和 R_t 之间不存在协整关系。本文认为, 对于缺乏协整的一个相当合理也更加可能的解释是, 传统的货币需求方程不能说明金融创新或其他因素对我国货币需求的影响。

三、对货币需求等变量之间稳定关系的检验——考虑金融创新的影响

从上述对我国货币需求的实证检验可以看出, 仅仅利用传统的货币需求方程, 我们无法获得货币需求、实际产出和名义利率之间的长期稳定关系, 即协整关系。我们接下来检验在考虑金融创新对我国货币需求的影响后, 它们之间的稳定关系是否成立。

在某种程度上, 金融创新可以被描述为现金管理技术相当平滑的改进。因此, 我们可以把时间趋势作为金融创新的一个比较合理的代理。我们重新估计下列方程:

$$m_t = \alpha_1 + \alpha_2 t + \beta_1 y_t + \beta_2 R_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

估计结果如下:

$$m = -167.15 + 0.082t + 0.67y - 2.27R \quad (7)$$

(-3.81) (3.67) (5.35) (-2.28)

其中, $R^2 = 0.99, DW = 2.14$ 方程下面的括号内为 t 值。我们再对这个方程的残差序列进行单位根检验, 检验结果见表 3。

表 3 对方程 (7) 的残差序列的单位根检验结果

ADF 检验统计值: -2.967559	1% 水平的临界值: -2.7570
	5% 水平的临界值: -1.9677
	10% 水平的临界值: -1.6285

从表 3 中可以看出, 即使在 1% 的临界值水平下, ADF 的检验统计值仍然拒绝接受残差序列存在单位根的原假设, 即残差序列此时为平稳序列, 从而意味着此时 m_t, y_t 和 R_t 之间存在协整关系。这表明, 在我国, 我们可以用一个确定性的时间趋势作为金融创新的代理, 从而分析金融创新对我国货币需求的影响。

我们对两次的估计结果方程 (5) 和方程 (7) 的比较中可以发现, 虽然在方程 (5) 中, 变量的符号与我们所预计的一致, 即实际产出的符号为正, 名义利率的符号为负。然而, 收入的弹性系数为 1.11, 这与通常的经济意义不太符合。因为在通常情况下, 当人们的收入增加一个单位时, 所需要的货币量应

该小于一个单位,也就是说,收入的货币需求弹性应该小于 1。而在方程(7)中,所有变量的符号也与我们所预计的一致。在考虑金融创新的影响因素后,收入的弹性系数变为 0.67,这显然更加符合通常的经济意义。而且,确定性的时间趋势的检验值也表明这是一个显著的变量。

四、结论及今后进一步研究的方向

货币政策乃至财政政策的传递机制需要稳定的货币需求。然而,实证研究表明利用传统的方法模拟货币需求在许多国家呈现出的不稳定性,而造成这种不稳定性的原因很可能是没有考虑金融创新对货币需求的影响。

本文利用我国的数据,对金融创新对我国货币需求的影响进行了分析。实证检验的结果表明金融创新对我国的货币需求具有重要的影响。在不考虑金融创新的影响因素时,同国外许多学者的研究结论相同,我们无法获得我国货币需求、实际产出和名义利率之间的长期稳定关系,即协整关系不成立;而在考虑了金融创新的影响之后,我们获得了我国货币需求、实际产出和名义利率之间的稳定关系,协整关系成立。同时,在不考虑金融创新的影响时,估计出的参数在经济意义上不太合理,而在考虑了金融创新的影响后,估计出的参数在经济意义上更加合理。

然而,根据对金融创新的普遍理解,无论是新的金融产品的开发还是金融技术的进步,金融创新会降低居民或企业对于流动性的需求,因此,随着金融创新的发展,货币需求应该倾向于下降。本文利用确定性的时间趋势来模拟金融创新,最后估计出的参数的符号为正,这似乎是不太合理,但同时也表明,确定性的时间趋势很难充分地模拟金融创新的过程。对此,我们可以尝试用其他的方法来模拟金融创新,比如说可以考虑是否能用随机的趋势而不是确定的趋势来

模拟金融创新。这也是值得我们今后后进一步研究的。

参考文献:

- [1] Gurley J. G. and E. S. Shaw, 1960, *Money in a theory of finance*, The Brookings Institution, Washington DC.
- [2] Tobin J., 1965, "The monetary interpretation of history", *American Economic Review*, 55: 464-485.
- [3] Bordo M. and L. Jonung, 1987, *The long-run behavior of the velocity of circulation: The international evidence*, Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- [4] Bordo M. and L. Jonung, 1990, "The long run behavior of income velocity: The institutional approach revisited", *Journal of Policy Modeling*, 12: 165-197.
- [5] Skyles P. L., 1993, "Income velocity and institutional change: Some new time series evidence, 1870-1986", *Journal of Monetary Economics*, 8: 387-393.
- [6] Melick, R., 1993, Financial services, cointegration, and the demand for money in Israel. Unpublished manuscript.
- [7] Lieberman, C., 1977, "The transaction demand for money and technological change", *Review of Economics and Statistics*, 18: 307-317.
- [8] Ochs J. and M. Rush, 1983, "The persistence of interest-rate effects on the demand for currency", *Journal of Money, Credit and Banking*, 15: 499-505.
- [9] Moore, G. R., R. Porter and D. H. Small, 1990, *Modeling the disaggregated demand for M2 and M1: The U. S. experience in the 1980s*. in: Board of Governors of the Federal Reserve System, Financial sectors in open economies: Empirical analysis and policy issues. Board of Governors, Washington DC.
- [10] 丁东洋,周丽莉.我国金融创新对货币需求弹性的影响[J].金融与经济,2003,(11):28-29.
- [11] Cagan P., 1956 *The dynamics of hyper-inflation*, in M. Friedman, ed., *Studies of the quantity theory of money*, Chicago University Press, Chicago.
- [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] 王少平.宏观计量的若干前沿理论与应用[M].天津:南开大学出版社,2003.

责任编辑:叶晓军