

汇率变动与我国货币需求非线性误差修正

宋金奇, 雷钦礼

(暨南大学 经济学院, 广东 广州 510632)

摘要:文章引入汇率变动变量对开放经济条件下我国货币需求函数进行研究。经验结果表明:(1)汇率变动是影响我国长期货币需求稳定的关键因素,且汇率变动对我国货币需求有正向的影响;(2)线性误差修正模型描述我国广义货币需求动态并不合适,非线性误差修正模型则能对广义货币需求的短期动态机制进行较好的解释。

关键词:平滑转换回归;非线性误差修正模型;汇率变动;货币需求

中图分类号:F830.73 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2009)02-0086-13

一、引言

稳定的货币需求函数在理论上和实践上都相当重要。在理论上,它是宏观经济学中几个模型(Dornbusch, 1976; Mankiw, 1991)的假设条件;在实践中,稳定的货币需求函数是中央银行实施货币政策时以货币供应量为中介目标的前提条件。货币扩张对收入、利率及价格的影响是否可预测也取决于是否有一个长期稳定的货币需求函数。

在Engle-Granger提出协整方法以后,货币需求函数实证研究由早期的局部调整模型、缓冲存货模型发展到协整和误差修正模型,目前国内外大量经验研究采用协整技术来判断是否存在稳定的长期货币需求函数。该模型不仅克服前两者在实证方面的局限性,还可以避免时间变量之间的伪回归以及为得到平稳序列而使用差分方法的信息损失,同时可以区分货币需求的长短期效应,提供更为一般的滞后结构,因而适用于对各国货币需求函数的实证研究。

线性误差修正模型假定货币需求调整成本为零,要求短期修正速度不变,这一假设在货币需求的调整成本非零时很难成立。实际上,微观经济主体调整货币持有量存在交易成本(Miller和Orr, 1966)。如果存在调整成本,追求

收稿日期:2008-09-07

基金项目:2007年度全国统计科学研究计划项目(2007LZ029);广东省哲学社会科学“十一五”规划项目(06E22)

作者简介:宋金奇,(1976—),男,湖南邵阳人,暨南大学经济学院博士生;

雷钦礼,(1956—),男,山西吉县人,暨南大学经济学院教授,博士生导师。

利益最大化的经济主体只会在调整收益超过调整成本时进行逆向操作,因此货币需求的短期修正只有在货币需求偏离长期均衡一定程度时才会发生,否则将为随机调整。由于经济主体的异质性,它们进行调整的时机和临界点并不一样,因而调整速度是可变的,这就需要用非线性调整模型来描述货币需求的短期动态机制。

许多文献已经在实证上采用非线性误差修正方法探讨了货币需求的短期动态机制,以检验真实货币余额的调整速度是否依赖于偏离程度这一假设。Lütkepohl 等(1999)应用非线性误差修正模型分析货币需求函数的不稳定性,在他们的研究中,货币需求及其决定变量之间的长期均衡用一个线性协整模型来描述,而长期均衡的调整则是非线性的。结果表明非线性模型如平滑转换回归(STR)模型,在讨论德国的货币需求的动态机制时是合适的。Alfred 和 Julie(2007)的研究表明,虽然美国 M0 和 M2 需求的短期调整不适合用逻辑斯蒂类(LSTR)或指数类(ESTR)模型,但是存在某种程度的非线性。Jyh-Lin Wu 和 Yu-hau Hu(2007)用真实国民收入作为规模变量、利率和汇率作为机会成本变量探讨了台湾地区的货币需求,并进行非线性检验,发现汇率显著影响台湾的广义货币需求,且广义货币需求存在 ESTR 型非线性误差修正;Sarno(1999)用 LSTR 模型分析了美国的货币需求;Sarno 等(2003)用 ESTR 模型研究了意大利的货币需求。

自中国人民银行确立货币供应量为货币政策中介目标以来,我国货币需求函数的结构稳定性一直是学界研究的热点问题。国内文献大多在线性框架内采用协整与误差修正模型对我国的货币需求函数进行研究,并认为我国货币需求与其决定变量存在协整,但在是否有稳定的短期货币需求函数上并没有取得一致的意见。王少平、李子奈(2004)所作的协整向量的约束检验表明,准货币流通速度对于货币需求的长期稳定性起着不可或缺的作用,但货币需求的长期稳定性对货币需求的短期增长和利率不具有显著的抑制效应和调节作用,货币需求缺乏内在调节机制;蒋瑛琨(2005)用 1978—1993 年的年度数据和 1994—2004 年的季度数据对中国货币需求函数的估计结果显示,第一阶段货币需求函数的估计系数基本符合理论预测,但是第二阶段的 M1 和 M2 短期动态方程的稳定性较差,货币需求函数变得越来越不稳定;张勇、范从来(2006)以 1994—2004 年季度数据为样本区间,通过研究表明,当政策导向不确定时,可能使得公众对人民银行实现经济稳定形成不可信的预期,并改变其资产组合行为,进而使得货币需求变量关系改变,如果人民银行试图维持货币需求变量关系的稳定性,就应逐步使公众对其实现经济稳定的预期稳定下来。高云峰(2006)分析表明,货币需求、国民收入、利率和通货膨胀率之间存在协整,我国货币需求主要受收入因素影响而呈现出长期稳定性特征,货币需求函数表现出高收入弹性和低利率弹性,基于 VEC 模型的短期 Granger 因果检

验,支持货币量、利率和货币政策最终目标之间短期均衡关系的存在;易行健(2006)对开放条件下的我国货币需求函数进行了理论与经验分析,利用中国1994—2004年的季度数据进行估计,结论显示人民币有效汇率指数的上升(人民币升值)通过货币替代效应与资本流动效应显著减少经济主体对狭义货币与广义货币的持有;叶光等(2007)的协整分析结果表明,真实货币余额、产出、通货膨胀率和利率之间存在两个长期均衡关系,即货币需求关系和菲利普斯曲线模型,两种均衡关系对通货膨胀都有明显的直接抑制效应,且前一均衡关系还会通过抑制货币需求来间接实现价格稳定。

对已有成果进行分析归纳,我们发现,国外的一些研究提供了单一国家或地区的短期货币需求存在非线性调整机制的经验证据,这些文献对我国货币需求函数的研究有很大的启发和借鉴意义,我们猜想我国货币需求也可能存在非线性误差修正机制,而已有的对中国货币需求函数的研究考虑到交易成本使用非线性误差修正模型的较少,本文想在这一方面作一尝试。同时鉴于中国正朝着资本项目更加自由化的体制推进,可以预期汇率变动与利率变动可能通过国际金融市场对国内货币需求产生影响,因此我们打算在货币需求函数中加入汇率变动因素。具体来说,本文有两个目的:一是探讨汇率变动是否影响我国长期货币需求稳定的关键因素;二是分析线性还是非线性误差修正更适合描述我国货币需求的动态机制。研究结论表明,我国存在稳定的长期货币需求函数,汇率变动显著影响货币需求;相对于线性误差纠正模型而言,非线性误差修正模型更适合于描述我国短期广义货币需求函数。

本文接下来的结构安排如下:第二部分构建实证分析用到的模型,第三部分进行初步的实证分析并给出线性误差修正模型的估计结果,第四部分应用平滑转换回归分析短期货币需求函数的非线性调整,第五部分给出结论。

二、引入汇率变动后的货币需求函数

传统的货币经济学文献通常将影响货币需求的变量分成规模变量和机会成本变量。在封闭经济条件下,规模变量一般指一国的总财富,由于总财富难以估计,出于简化起见,实证研究大多采用GDP、商品零售总额、工业总产值等指标作为代理变量;持有货币的机会成本变量可直接测度且较多,如利率、通胀率、其他资产的平均收益率等。由于同类变量存在高度相关性,实证中常用的规模变量指标和机会成本变量指标一般取GDP和利率。

Mundell(1963)最早对开放经济下的货币需求函数进行了分析,他猜想开放经济条件下的货币需求除依赖收入水平和利率外,还受汇率的影响,并且货币需求对汇率的敏感性决定了货币政策和财政政策的相对有效性。

Arango和Nadiri(1981)对开放条件下的货币需求进行了完整的理论分析和经验检验,其构建的模型认为国外利率和汇率的预期贬值率对货币需求

的影响方向相同,都是负向的,汇率水平值的波动对货币需求的影响方向是不确定的。他们利用 1960—1975 年美国、加拿大、英国和德国的季度数据进行了实证分析,结论显示国外利率和预期贬值率显著影响狭义货币 M1 的需求,并且本币的预期贬值率与货币需求呈负相关关系,但名义汇率的波动对货币需求的影响不显著。

由于汇率水平值的波动对货币需求的影响的不确定性,Arango 和 Nadi(1981)对其的模糊解释导致后来学者的进一步研究。Bahmani-Oskooee 和 Pourheydari(1990)认为本币汇率上升对货币需求的正向影响可以用财富效应来解释,McGibany 和 Nourzad(1995)认为本币贬值将产生资产组合调整效应和预期效应,而这两种效应对货币需求产生影响的方向并不相同,因此汇率与货币需求之间的关系不确定。Arize 和 Shwiff(1998)利用 25 个发展中国家与地区的年度数据对汇率与货币需求之间关系的经验分析表明,除印度和哥伦比亚外,其他 23 个国家与地区的货币需求受到汇率波动的影响,其中有 10 个国家与地区的汇率波动对货币需求的影响方向为正,即本币的贬值导致货币需求的上升,另外 13 个国家与地区的汇率波动对货币需求的影响方向为负,这是因为本币的贬值导致进一步的贬值预期,因此居民对本国的货币需求下降,同时也表明了本币与美元之间存在一定程度的替代。

已有的研究表明,在开放经济中,汇率变动可能通过两种途径影响货币需求:一是静态效应,本币贬值会增加本国居民持有的国外资产的价值,其财富增加,为保证国内外资产的比例,则会增持国内资产(包括货币),可以称之为财富效应;同时本币贬值使得国外商品相比于国内商品价格提高,进而本国居民会调整资产组合,增加国内商品(包括货币)的需求,可以称之为资产组合调整效应。二是动态效应,当国内货币贬值会进一步引发贬值预期时,本国居民持有国外货币的预期收益增加,从而会减少国内货币需求,这可以称之为货币替代效应;如果国内货币贬值引发升值预期,这时本国居民将会增加国内货币需求。

在我国,考虑汇率变动对货币需求的影响非常重要且必不可少。本国货币升值降低了国外资产的国内价格,经济主体会调整资产组合,增持外币资产,减持本币资产(包括货币);反之,本国货币贬值则经济主体会增持本币资产(包括货币),减持外币资产,这得到了经验证实(易行健,2006;王国松、杨扬,2006)。尽管我国资本项目尚未完全放开,我国经济主体持有的外币资产很少,国外经济主体持有我国的货币资产也不多,但至少在长期内,随汇率变动通过各种渠道流动的资本会使得货币需求发生变化。从动态效应来看,在我国经济的强劲支持下,如果人民币进一步被低估,微观经济主体会产生强烈的升值预期,相对而言,此时持有人民币的风险会低于持有其他外币资产的风险。根据风险最小收益最大原则,汇率变动使得经济主体调整资产结构,从而影响货币需求。另外,在强制结售汇制度下,企业可以根据汇率预期通过各种途径提前或推

迟结售汇,从而影响短期及长期货币需求。当然,以上只是理论分析,汇率变动是否对货币需求产生影响及产生怎样的影响最终需通过实证检验确定。

根据我国现行货币供应量的划分,我们取广义货币和狭义货币分别估计货币需求函数。因此,在开放经济条件下的我国货币需求函数可设定为如下半对数形式:^①

$$m1_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 r_t + \beta_3 ve_t + \epsilon_{1t} \quad (1)$$

$$m2_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 r_t + \beta_3 ve_t + \epsilon_{2t} \quad (2)$$

其中, $m1, m2$ 是广义和狭义实际货币余额的对数; y, r, ve 是实际收入的对数、利率、人民币汇率波动率, ϵ_1, ϵ_2 是随机干扰项; $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ 分别是货币需求的收入弹性、半利率弹性、汇率变动弹性。根据货币数量论,货币需求是关于收入的增函数和利率的减函数, β_1, β_2 的期望符号分别为正和负。静态效应为正,动态效应可能为负,因此 β_3 作为汇率波动对货币需求的影响,其符号并不确定。稳定的长期货币需求可通过协整分析来探讨这些变量是否存在协整,若存在协整关系,则我们可以继续探讨短期动态机制是否适合非线性误差修正。

三、经验分析

(一)数据来源及处理

本文选取 1994 年至 2007 年的季度数据作为分析样本。2000 年后的 CPI 环比数据直接来自于中经网,由于我国统计资料没有公布 2000 年以前的月度环比 CPI 数据,我们参考了谢安(1998),宋海林、刘澄(2003)的数据, $M1, M2, GDP$ 、一年期定期存款利率 r 和月度加权平均人民币对美元名义汇率 e 均来自中经网。根据月度环比 CPI 计算出以 1993 年 12 月为基期的月度定基消费价格指数 CPI, CPI 季度值为每个季度三个月的简单算术平均值;根据 e 计算出季度平均汇率,取对数差分得到汇率变动 ve ; y 由名义 GDP 经过季节调整后除以 CPI 再取对数得到;用名义 $M1, M2$ 直接除以 CPI 再取对数后可分别得到 $m1, m2$ 。

(二)单位根检验

从计量上看,稳定的长期货币需求函数指的是上述变量存在协整关系,进行协整分析的前提是各变量必须同阶单整。使用 ADF 方法检验这些变量的随机特性,滞后阶的选择采用施瓦茨信息准则(SIC)。因为 ADF 检验并不是最有效的检验,Elliott 等(1996)的研究表明使用广义最小二乘估计得到调整的 DF 检验(DF-GLS)有更大的势(power),我们也提供 DF-GLS 检验结果,滞后长度选择还是用 SIC,检验结果见表 1。从表 1 可以看出,所有变量的水平序列在 5% 的显著性水平上非平稳,但一阶差分在 5% 的显著性水平上皆为平稳,故这些变量为一阶单整序列,可以作协整分析。

表 1 单位根检验结果

变量	ADF 检验			DF-GLS 检验		
	检验形式(c,t,k)	检验值	5%临界值	检验形式(c,t,k)	检验值	5%临界值
m1	(c,t,4)	-2.2543	-3.5023	(c,t,4)	-2.1603	-3.1900
m2	(c,t,5)	-0.4787	-3.5043	(c,t,1)	-1.7626	-3.1804
y	(c,t,1)	-1.3361	-3.4969	(c,t,0)	-1.1522	-3.1772
r	(c,t,1)	0.2415	-3.4969	(c,t,2)	-0.7081	-3.1836
ve	(c,t,0)	-2.3279	-3.4969	(c,t,1)	-2.5477	-3.1804
dm1	(c,0,3)	-3.4729	-2.9212	(c,0,3)	-3.4426	-1.9475
dm2	(c,0,4)	-4.4677	-2.9224	(c,0,4)	-4.9811	-3.1900
dy	(c,0,0)	-8.7967	-2.9177	(c,0,1)	-4.1140	-1.9472
dr	(c,0,0)	-7.5100	-2.9177	(c,0,1)	-3.0955	-1.9472
dve	(c,0,0)	-12.2910	-2.9177	(c,t,0)	-11.1678	-3.1804

注：(C,T,K)中C表示截距项,T表示趋势项,K表示滞后阶数,d表示相应变量的一阶差分。

(三)协整检验及长期货币需求函数

本文采用两种方法判断 m1 和 m2 与收入、利率和汇率变动是否存在协整,一种是系统性的 JJ 检验,另外一种单方方程的 E-G 两步法。JJ 检验结果如表 2 和表 3 所示,表中分别给出了迹统计量和最大特征根统计量。不难看出,m1、m2 的需求与其决定变量存在一个协整关系,如果排除汇率变动再做协整检验,发现货币需求、收入与利率之间并不存在协整。^②因此,汇率变动是保证长期广义和狭义货币需求函数稳定的重要变量。

表 2 方程(1)的 JJ 协整检验结果

协整方程个数	迹统计量	5%临界值	最大特征根统计量	5%临界值
无*	67.11	47.86	43.80	27.58
最多一个	23.31	29.80	14.74	21.13
最多两个	8.56	15.49	8.56	14.26
最多三个	0.00	3.84	0.00	3.84

表 3 方程(2)的 JJ 协整检验结果

协整方程个数	迹统计量	5%临界值	最大特征根统计量	5%临界值
无*	62.12	47.85	35.32	27.58
最多一个	26.80	29.79	17.87	21.13
最多两个	8.92	15.49	8.44	14.26
最多三个	0.49	3.84	0.49	3.84

由于研究的是货币需求函数,而其中某些变量可能具有弱外生性,因此,再采用 E-G 两步法判断货币需求与其解释变量之间是否存在协整:第一步采用最小二乘法估计长期货币需求函数(1)和(2),得到方程(3)和(4);第二步对这两个方程的残差进行 ADF 检验,结果见表 4。表 4 的检验结果同样表明各方方程的残差均为平稳的,即不存在单位根过程,这再次证实了广义和狭义货币余额与利率、收入及汇率波动之间存在协整关系,也即长期货币需求函数是稳

定的。因此,我们估计了长期广义和狭义货币需求函数,结果如下:

$$\begin{aligned} \text{Lnml}_t &= 1.1767y - 0.0382r + 6.1507ve \\ \text{t 值} &\quad (352.17) \quad (-13.23) \quad (3.01) \\ R^2 &= 0.9814 \quad dw = 0.5511 \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \text{Lnml}_t &= 1.3637y - 0.02891r + 10.9296ve \\ \text{t 值} &\quad (422.07) \quad (-10.35) \quad (5.52) \\ R^2 &= 0.9842 \quad dw = 0.8846 \end{aligned} \quad (4)$$

表 4 残差的平稳性检验

方程(3)的残差: ADF = -2.9112	方程(4)的残差: ADF = -3.9725
1%临界值 -2.6085	1%临界值 -2.6085

从上面的统计结果可以看出,我国广义货币需求的汇率变动弹性为 10.93,汇率变动增加 1%,广义货币需求增加 10.93%;狭义货币需求的汇率变动弹性为 6.15,汇率变动增加 1%,狭义货币需求增加 6.15%。由于存在汇率变动的资产组合调整效应和预期效应,汇率变动对货币需求的总影响为正,且是显著的。以上结果表明人民币贬值会引发升值预期,即名义汇率上升(人民币贬值),会增加我国的货币需求,而名义汇率下降(人民币升值)则会减少我国的货币需求。随着我国逐渐融入全球经济,汇率变动成为影响我国货币需求的重要因素。

我国广义货币、狭义货币需求的收入弹性分别为 1.36 和 1.17,均大于 1,与国内大多数学者的研究结果一致;货币需求的半利率弹性分别为 -0.029 和 -0.038,远远小于货币需求的收入弹性,且与货币需求呈反方向的关系,该结果也与国内大多数学者的研究结论一致。由于我国资本市场不发达,利率没有完全市场化,货币的替代品相对较少,由此货币与其他金融资产之间相互替代性减弱,导致居民货币需求的利率弹性较低,目前我国居民主要还是因交易动机和谨慎动机持有货币。

(四)短期货币需求函数

上述协整分析表明我国存在稳定的长期广义和狭义货币需求函数,假定货币需求的自我调整在长期内与实际值完全一致,由此导致长期静态模型在实证研究中的统计检验和预测效果不理想,而在短期内经济主体会调整货币需求,因此有必要考察货币需求对长期偏离的短期动态模型。接下来我们用线性误差修正模型构建短期货币需求函数,考察货币需求对长期偏离的短期动态调整。根据一般到特殊的建模原则,从滞后四阶开始删除不显著的变量,分别得到 M1、M2 的短期货币需求函数如下(括号内为 T 值,**、* 表示不能通过 5%、10% 的显著性水平检验):

$$\begin{aligned} \text{dml} &= -0.4172\text{dml}_{-1} + 1.8500\text{dve} - 0.1533\epsilon_{1-1} + 0.0463 \\ \text{t 值} &\quad (-3.46) \quad (1.86) \quad (-2.20) \quad (7.10) \end{aligned} \quad (5)$$

$$\text{Reset}(1)=5.79(0.02)^{**} \quad \text{Ramsey}(2)=3.15(0.05)^{**}$$

$$Q(4)=20.22(0.00)^{**} \quad Q(8)=37.68(0.00)^{**}$$

$$JB=3.84(0.15) \quad LM(2)=1.48(0.24) \quad ARCH(1)=1.43(0.24)$$

$$ARCH(4)=1.74(0.16)$$

$$dm2=-0.3413dlm2_{-1}+0.2712dy-0.0133dr-0.05677\epsilon2_{-1}+0.0386 \quad (6)$$

$$t \text{ 值} \quad (-3.00) \quad (3.36) \quad (-2.59) \quad (-1.25) \quad (6.95)$$

$$\text{Reset}(1)=3.56(0.06)^{*} \quad Q(4)=2.87(0.58) \quad Q(8)=8.43(0.39)$$

$$JB=0.36(0.84)$$

$$LM(2)=0.85(0.44) \quad ARCH(1)=1.19(0.28)$$

$$ARCH(4)=1.57(0.20)$$

$\epsilon1$ 、 $\epsilon2$ 是方程 (3) 和 (4) 的残差, $M1$ 、 $M2$ 的误差修正系数分别为 -0.1533 , -0.0568 , 符合反向修正机制, 且 $M1$ 、 $M2$ 对长期均衡的偏离分别在当期纠正 15.33% 和 5.67% 。最后模型的测试性检验表明, 尽管两个模型通过了大多数检验, 但 Reset 检验分别在 5% 和 10% 的水平上不能通过, 这表明模型存在一定程度的误设, 其原因可能在于线性误差修正模型不适合描述短期货币需求函数, 而采用非线性误差修正模型会较适合。

四、非线性误差修正模型

(一) 非线性误差修正的方法体系

考虑到微观经济主体调整货币需求存在交易成本及以上检验结果, 并借鉴货币需求非线性误差修正的相关文献, 我们使用一个平滑转换回归模型 (STR) 来分析我国货币需求的短期动态机制。STR 模型一般取如下形式:

$$\Delta y_t = \alpha' X_t + \beta' X_t F(\tau_{t-d}; \gamma, k) + e_t \quad (7)$$

$$X'_t = [1, \Delta y_{t-1}, \Delta y_{t-2}, \dots, \Delta y_{t-p}, \Delta w_t, \Delta w_{t-1}, \dots, \Delta w_{t-p}, (y_{t-1} - \phi_0 - \phi_1 w_{t-1})] \quad (8)$$

其中: $\Delta y_t = \alpha' X_t + e_t$ 表示估计得到的线性单方程误差修正模型, w_t 是长期方程中出现的且在短期误差修正模型中显著的解释变量, (8) 式小括号中的表达式是误差修正项, $F(\cdot)$ 是范围介于 0 和 1 之间的转换函数, 可取指数型: $F(\tau_{t-d}; \gamma, k) = 1 - \exp[-\gamma(\tau_{t-d} - k)^2]$ 或逻辑斯蒂型: $F(\tau_{t-d}; \gamma, k) = \{1 + \exp[-\gamma(\tau_{t-d} - k)]\}^{-1}$ 。转换变量 τ_{t-d} 为协整方程中滞后 d 阶的误差修正项, γ 是一正的参数, 描述了不同机制的转换速度, k 为转换发生点。指数型转换函数是转换变量的非单调函数, 但关于转换点对称; 逻辑斯蒂型转换函数是转换变量的单调函数, 但关于转换点非对称。参数 γ 和 k 可通过非线性最小二乘法估计得到。对于 ESTR 模型, 当 $\tau_t \rightarrow \pm \infty$ 时, $F(\tau_t; \gamma, k) = 1$; 当 $\tau_t \rightarrow k$ 时, $F(\tau_t; \gamma, k) = 0$, 在这些情况下可以得到线性误差修正模型, 只是其参数不一样而已。对于 LSTR 模型, 当 $\tau_t \rightarrow \infty$ 时, $F(\tau_t; \gamma, k) \rightarrow 1$; 当 $\tau_t \rightarrow -\infty$ 时, $F(\tau_t; \gamma, k) = 0$;

当 $\tau_t \rightarrow k$ 时, $F(\tau_t; \gamma, k) = 0.5$, 同样可以得到不同情形下的线性模型。

检验模型(7)是否线性的原假设是 $\gamma = 0$, 然而, 在原假设下, 模型不可以识别, 因为此时, k 及参数向量 β 可以取任意的数值。Granger 和 Teräsvirta (1993)、Teräsvirta (1998) 建议在此处进行三阶台劳级数展开, 然后基于如下的辅助回归进行线性检验:

$$v_t = \alpha' X_t + \delta'_0 X_t \tau_{t-d} + \delta'_1 X_t \tau_{t-d}^2 + \delta'_2 X_t \tau_{t-d}^3 + e_t \quad (9)$$

模型(7)为线性的原假设就变为 $H_0: \delta'_0 = \delta'_1 = \delta'_2 = 0$, v_t 取原线性误差修正模型的残差。选择不同的 d 值, 在某一 d 值下估计(9)式和 H_0 约束下的(9)式, 应用 Wald 检验对线性修正(H_0)和 STR 型非线性修正进行选择, 同时可得到与 Wald 检验相对应的相伴概率 p 。如果有多个 d 值满足拒绝 H_0 的要求, 则选择最小 p 值对应的滞后 d 阶值作为转换变量。拒绝了 H_0 以后, 再对(9)式通过如下的序贯性检验来确定选择 LSTR 还是 ESTR 模型:

$$H_{03}: \delta'_2 = 0; H_{02}: \delta'_1 = 0 | \delta'_2 = 0; H_{01}: \delta'_0 = 0 | \delta'_1 = \delta'_2 = 0 \quad (10)$$

构建 F 统计量分别计算式(10)相应假设下的统计值, 并可得到相伴概率, 如果与 H_{02} 对应的相伴概率最小, 则选择 ESTR 模型; 否则, 则选择 LSTR 模型。^③

(二) 广义货币 M2 的检验结果^④

在我们的研究中, $X_t = [1, dm2(-1), dy, dr, \epsilon 2(-1)]$, 转换变量 τ_{t-d} 分别取误差修正项滞后 1 到 4 阶的值, 利用(9)式来检验 H_0 , 表 5 给出了线性检验的结果, 从表 5 可知, 最小相伴概率为 0, 对应的滞后阶为 2, 因此选择误差修正项滞后 2 阶的值作为转换变量。由于表 5 已经确认短期广义货币需求函数存在非线性误差修正机制, 再进行式(10)所示的序贯性检验, 以确定选择 LSTR 类模型还是 ESTR 类模型, 检验结果见表 6 (括号内为相伴概率)。

表 5 线性检验结果

滞后阶	$d=1$	$d=2$	$d=3$	$d=4$
H_0	18.73(0.09)	29.56(0.00)	14.12(0.37)	12.73(0.47)

表 6 序贯性检验结果

H03	H02	H01
15.23(0.00)	8.15(0.09)	2.33(0.68)

由表 6 可以看出, H_{03} 对应的相伴概率最小, 应该选择 LSTR 模型来描述广义货币需求函数的短期动态机制, 应用非线性最小二乘法, 在原线性误差修正模型的基础上估计式(7), 并删除其中不显著的变量, 我们可以得到非线性误差修正模型, 统计结果见方程(11):

$$dm2 = 0.6923dy - 0.0144dr + 0.0236 + \{1 + \exp[-1671.87(\epsilon 2_{-2} - 0.0153)]\}^{-1}$$

$$(4.93) \quad (-2.55) \quad (5.58) \quad (-3.28) \quad (-3.34)$$

$$\begin{aligned}
 & (-0.6869dy + 0.024dr - 0.0905\epsilon_2 - 1 + 0.0189) \\
 & (-3.60) \quad (1.99) \quad (-2.08) \quad (2.67) \\
 R^2 = 0.5594 \quad JB = 2.67(0.26) \quad ARCH(1) = 1.69(0.20) \\
 ARCH(4) = 1.69(0.17) \quad Q(4) = 2.19(0.70) \\
 Q(8) = 11.45(0.18) \quad Q^2(4) = 2.64(0.33) \quad Q^2(8) = 10.42(0.24) \quad (11)
 \end{aligned}$$

由方程(11)可以看出一些有意义的结果。第一,包括转换函数在内的所有的估计参数都是显著的,较大的 γ 值意味着不同机制之间的调整速度很快。第二,一系列测试性检验表明模型拟合效果较好。第三,如果对长期均衡的偏离为负且足够大,则 $F=0$,此时真实货币需求的动态方程退化为一个线性模型,其调整是随机的,也是不显著的(因不显著,这一修正项已被删除);若对长期均衡的偏离为正且足够大,则 $F=1$,此时真实货币需求的动态方程退化为另一个线性模型,其调整速度为 9.05% ,且是显著的;如果 $\epsilon_2(-2)=0.0153$,则 $F=0.5$,其调整系数为 4.53% 。另外,我们在图1给出了转换函数与转换变量的直观描述。从图1可以明显看出,对于逻辑斯蒂型转换函数,有一个点取值为 0.0153 ,此时 $F=0.5$,在 0.0153 两边,转换函数并不是一个不变的参数,基本上取值为 0 或者 1 。通过比较线性误差修正模型和非线性误差修正模型的结果,我们可以判断使用线性误差修正模型描述真实广义货币需求的动态机制并不合适,短期广义货币需求函数确实存在明显的非线性调整机制。

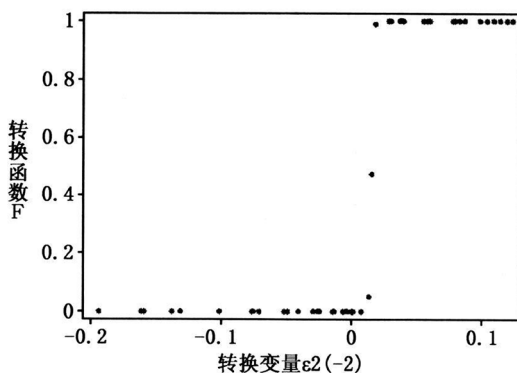


图1 转换变量和转换函数

另外,我们发现,汇率变动影响长期货币需求但不影响短期货币需求的动态调节,原因可能是:其一,自1996年至2005年,我国的名义汇率变动很小,在短期尤其如此,由于调整资产组合存在成本,因此,在短期内,经济主体可能不会根据汇率变动频繁调整货币需求,但在长期内,经济主体会根据收益和成本的对比调整货币需求;其二,我国资本项目尚未完全放开,利率平价短期内可能并不成立,因此,汇率变动并不影响短期货币需求。由于资本的逐利动机,在长期内,通过各种渠道跨国流动的资本有可能促成利率平价的成立,从

而使汇率变动与货币需求之间存在正相关。^⑤

五、结 论

本文的目的是探讨我国货币需求的稳定性及其短期动态机制。受已有理论和经验文献的启发,我们在货币需求函数研究中引入了汇率变动变量。运用 JJ 检验和 E-G 两步法发现我国货币需求与利率、收入、汇率变动率之间存在一个协整关系,而去除汇率变动变量后它们之间不存在协整关系,这表明汇率变动是影响我国长期广义和狭义货币需求函数稳定的关键变量。全球化及技术进步加速了世界经济的一体化,随着我国加入 WTO,国内的货币市场开始受到冲击,汇率变动对货币需求有显著的正向影响,即人民币贬值率增加可能会引发升值预期且产生资产组合调整效应,从而增加货币需求。尽管汇率变动是长期货币需求的关键变量,但线性误差修正模型描述货币需求动态可能存在误设。我们应用非线性误差修正模型进一步研究其动态机制,虽然没有发现狭义货币 M1 存在 STR 型误差修正,但发现短期广义货币 M2 的需求用 LSTR 类模型来描述是合适的。当滞后两阶残差小于 0.0153 时,广义货币需求调整是随机的,而滞后两阶残差大于 0.0153 时,其修正速度达到 9.05%,也就是说广义货币需求对长期均衡的偏离在下一期会减少 9.05%,这一速度大于线性修正模型中 5.67%的结果。

就货币政策的含义而言,在开放经济条件下,从长期货币需求函数来看,实证结果表明汇率变动会影响国内长期货币需求的稳定性,因此,忽视汇率变动对货币需求的影响,会增加货币需求的不可预测性和降低货币政策的有效性。就短期货币需求函数来说,忽视广义货币需求短期非对称性的调节机制,将会影响其向长期均衡调整的时间和短期货币政策的有效性。

注释:

①在一般情况下,在开放经济条件下还应考虑国外利率对本币需求的影响,但 Hamburger (1977) 认为在全球金融市场高度一体化时,国内利率而不是国外利率决定公众的货币持有量,同时由于可得样本有限,进行非线性检验增加一个变量就要求更多的样本数据,所以不考虑国外利率对国内货币需求的影响。

②由于不存在协整关系,在此没有报告检验结果。

③ESTR 类模型的台劳展开式中最高次项有且只有二次项,而 LSTR 类模型的台劳展开式中最高次项肯定有三次项或者一次项,因此,如果最高次只出现二次项,则是 ESTR 模型,而最高次是一次和三次时,选择 LSTR 模型。详细的证明见 Teräsvirta (1994) 第 210 页。

④在此没有报告 M1 的检验结果,因为 M1 的检验不能拒绝线性的原假设,但这并不表明 M1 的短期误差修正为线性,因为我们的检验只是针对 STR 类模型与线性模型,M1 的短期货币需求函数也许存在其他非线性结构,这有待作进一步研究。

⑤这一观点来自匿名审稿人的提示，在此表示感谢。

参考文献：

- [1]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.
- [2]叶光,张晓峒,聂巧平.中国货币需求的协整分析和结构 VECM 估计[J].世界经济,2007,(7):38—46.
- [3]易行健.经济开放条件下的货币需求函数:中国的经验[J].世界经济,2006,(4):49—59.
- [4]张勇,范从来.货币需求函数结构稳定性的实证分析——来自政策变动、经济稳定预期不稳定的证据[J].管理世界,2006,(2):10—17.
- [5]高云峰.金融发展中的货币需求稳定性研究——基于 1994~2005 年的协整分析[J].数量经济技术经济研究,2006,(5):31—40.
- [6]蒋瑛琨,赵振全,刘艳武.中国货币需求函数的实证分析——基于两阶段(1978—1993、1994—2004)的动态检验[J].中国软科学,2005,(2):24—33.
- [7]宋海林,刘澄.中国货币信贷政策理论与实证[M].北京:中国金融出版社,2003:54—57.
- [8]谢安.对我国消费价格指数编制方法的一点看法[J].统计研究,1998,(3):72—74.
- [9]王国松,杨扬.国际资本流动下我国货币需求函数稳定性检验[J].财经研究,2006,(10):17—34.
- [10]Alfred A H, Julie T. A closer look at long-run us money demand :linear or nonlinear error correction with M0,M1,M2? [J]. Economic Inquiry. 2007,45:363—376.
- [11]Arango S, Nadiri M I. Demand for money in open economies[J]. Journal of Monetary Economics,1981,7:69—83.
- [12]Arize A C, Shwiff S. The appropriate exchange-rate variable in the money demand of 25 countries;An empirical investigation[J]. North American Journal of Economics and Finance, 1989,9:169—185.
- [13]Bahmani-Oskooee M, Pourheydarian M. Exchange rate sensibility of the demand for money and effectiveness of fiscal and monetary policies[J]. Applied Economics, 1990, 22:917—925.
- [14]Dornbusch R. Expectation and exchange rate dynamics[J]. Journal of Political Economy,1976,84:1161—1176.
- [15]Elliott G, Rothenberg T J, Stock J H. Efficient tests for an autoregressive unit root [J]. Econometrica, 1996,64:813—836.
- [16]Granger C W J, Teräsvirta T. Modeling nonlinear economic relationships[M]. Oxford,UK:Oxford University Press,1993.
- [17]Hamburger M J. The demand for money in an open economy[J]. Journal of Monetary Economics,1977,3:25—40.
- [18]Jyh-Lin Wu, Yu-Hau Hu. Currency substitution and nonlinear error correction in Taiwan's demand for broad money[J]. Applied Economics, 2007,39:1 635—1 645.
- [19]Lütkepohl H, Teräsvirta T, Wolters J. Investigating stability and linearity of a German M1 money demand function[J]. Journal of Applied Econometrics, 1999,14:511—

525.

- [20]Mankiw G N. The reincarnation of Keynesian economics[J]. NBER Working Paper, 1991, No. 3 885.
- [21]McGibany J M , Nourzad F. Exchange rate volatility and the demand for money in the U. S. [J]. International Review of Economics and Finance ,1995;4 411—4 425.
- [22]Miller M H, Orr D. A model of the demand for money by firms[J], The Quarterly Journal of Economics, 1966, 80: 413—435.
- [23]Mundell R A. Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates[J]. Canadian Journal of Economics and Political Science, 1963, 29: 475—485.
- [24]Sarno L. Adjustment costs and nonlinear dynamics in the demand for money: Italy, 1861—1991[J]. International Journal of Finance & Economics, 1999, 4: 155—177.
- [25]Sarno L, Taylor M, Peel D A. Nonlinear equilibrium correction in U. S. real money balances, 1869—1997[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2003, 35: 787—799.
- [26]Teräsvirta T. Modeling economic relationships with smooth transition regressions [A]. D Giles, A Ullah. Handbook of applied economic statistics (Eds) [C]. New York: Marcel Dekker, 1998: 507—552.
- [27]Teräsvirta T. Specification, estimation and evaluation of smooth transition autoregressive models[J]. Journal of the American Statistical Association, 1994, 89: 208—218.

Exchange Rate Change and Nonlinear Error Correction of Money Demand in China

SONG Jin-qi, LEI Qin-li

(School of Economics, Jinan University, Guangzhou 510632, China)

Abstract: This paper analyzes the money-demand function in open economy by introducing a variable of exchange rate change. Empirical evidence indicates: 1) Exchange rate change is the key factor to stabilize China's long-term money demand and has a positive impact on money demand; 2) A linear error-correction model fails to describe the dynamic broad money demand and the nonlinear ECM can appropriately explain the short-term dynamic mechanism of broad money demand in China.

Key words: smooth transition regression; nonlinear error correction model; exchange rate change; money demand

(责任编辑 周一叶)