

中国货币需求:资产价格及政策含义^{*}

杨思群 申旻彦

[摘 要]货币需求是被理论界和政策制定者长期关注的重要理论和实践问题,是货币政策决策的一个重要参考变量。货币需求的长期均衡和短期均衡关系反映了收入水平、利率、消费价格水平以及资产价格水平和货币需求之间的重要关系。这些关系也是确定货币政策时所需要考虑的重要内容。本文对中国的长期货币需求和短期货币需求 1985~2010 年年度数据进行了协整和误差修正模型分析。结果发现: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;利率水平在长期仍是货币需求的重要影响因素;消费价格的长期货币需求弹性较低,短期和货币需求没有关系;当货币数量失衡时,向长期均衡进行调整的速度很慢。由此,中国的货币政策在中介指标、操作指标以及货币政策工具等方面都需要做出适当的调整。

关键词:货币需求 资产价格 货币数量

JEL 分类号:E41 E50 E52

一、货币需求理论:发展演变

在现代货币需求理论中,凯恩斯的理论和弗里德曼的货币主义理论是两个主要的、相互对立的理论。凯恩斯认为在交易动机、谨慎动机和投机动机下,人们持有货币的数量也即货币需求量取决于收入水平和利率水平:货币需求和收入成正相关,和利率成负相关关系。弗里德曼也是从个人持有货币的动机出发,建立其最初的货币需求方程(Friedman, 1956)。其中包括持有商品、债券和股票资产的收益率,以上均是影响货币需求的因素。但他假设这些资产相对收益率基本不变(Friedman, 1956),所以认为只有永久收入水平和价格水平才会影响名义货币需求。凯恩斯和弗里德曼的货币需求方程可以分别用下方程表示:

凯恩斯的货币需求方程: $M/P=f(\bar{Y}, \bar{i})$

弗里德曼的货币需求方程: $M/P=f(Y^P)$

其中, M 为名义货币数量、 P 为价格水平, Y 为收入水平, i 为利率, Y^P 为永久收入。从上述两个方程可以看出两个方程最大的不同就在于利率是否应纳入货币需求方程。

在凯恩斯和弗里德曼之后,关于货币需求理论又产生了现金先行理论(cash-in-advance,简称 CIA, Clower, 1978)、世代交叠模型(OLG 模型, Samuelson, 1958)、购物时间模型(shopping-time approach, McCallum and Goodfriend, 1989)以及理性预期模型、后凯恩斯货币需求理论(Baumol and Tobin, 1958)等诸多理论和模型。这些模型试图利用不同的理论框架分析货币需求问题。Clower 的 CIA 模型从不存在信用的经济开始分析,说明货币需求量应和商品和服务的交易数量保持稳定关系;世代交叠模型则从代际转移中说明货币数量和不同代际收入的关系。但是, CIA 模型中的货币只有交易职能,而 OLG 模型中货币只执行价值储藏职能。在无风险、高收益资产存

^{*} 杨思群,清华大学经济与管理学院,教授,经济学博士;申旻彦,中国人民大学财政金融学院,博士研究生。

在的情况下,两个模型都无法说明经济体为何还会持有货币。购物时间模型假设持有货币将减少购物时的时间花费,从而带来效用改进。因此,货币本身对持有者来讲具有一定的效用。购物时间模型将持有货币、利率和消费行为结合起来,提供了一个宏观经济问题的微观基础,但这个模型仍然只是关注货币在执行交易媒介时的作用,也无法解释货币持有和资产持有之间的关系。

20 世纪 70 和 80 年代发展的理性预期理论对货币需求理论最大的影响是将一些“预期”变量加入到货币需求模型,从而也从理论上更好地说明了为什么上一期或未来一期的某些变量会对长期或短期货币需求产生影响。后凯恩斯货币需求理论主要是对凯恩斯最早的模型进行理论上的修正,如 Baumol(1952)的库存现金理论(ITA)说明了货币自身的利率对货币需求有重要的影响。Tobin(1956, 1958)则从资产组合理论中说明了利率对货币需求的影响。在 Tobin 的模型中,个人的财富可以同时以货币和债券两种方式持有,这对凯恩斯的原模型进行了重要的调整,同时, Tobin 说明利率和货币需求呈负相关关系。如果说 Baumol 和 Tobin 分别从持有货币的交易动机和投机动机说明了货币需求的影响因素,Sprenkle and Miller(1980)、Cuthbertson and Taylor(1987)则将理性预期和谨慎动机结合起来分析货币的需求。根据他们的模型,在谨慎动机下,利率对企业和个人持有货币数量都有较强的影响。理性预期和后凯恩斯主义的一些理论和模型对凯恩斯和货币主义理论都进行了有益的补充或质疑。

纵观货币需求理论的发展历程,在 20 世纪 80 和 90 年代以前,货币需求理论主要的流派是凯恩斯主义和货币主义。争论的关键问题围绕着利率是否是一个影响货币需求的重要因素而进行。虽然在这期间产生了诸多的货币需求模型,但这些模型并没有在货币需求方程中加入新的“革命性”的变量。CIA、交叠世代模型、购物时间模型主要从利率是否应加入到货币需求模型提供了不同的分析视角。在交叠世代和购物时间模型中,利率都被作为一个关键的影响因素加入到货币需求的模型中。

20 世纪 90 年代特别是 2000 年以来,资产价格和通货膨胀关系、货币数量和资产价格间的关系开始受到越来越多的关注。Lucas(1990)认为利率水平和流动性之间的确存在着联系,这自然使得他认为货币政策也和其他资产的价格以及收益率有着重要的联系。另一些经济学家则是从研究通胀和资产价格关系入手,逐步探索货币数量和资产价格或收益率之间的关系(Marshall, 1992; Geske and Roll, 2001)。如 Geske and Roll 认为通货膨胀和资产价格之间“难以捉摸的关系”似乎不能简单地用市场利率变化进行解释,他们提出货币数量可能是影响通货膨胀和资产价格的共同因素。

随着金融市场和资产市场的快速发展以及一些高流动性金融产品(如货币市场共同基金)在很多国家被列入为广义货币的范畴,金融资产和其他资产特别是房地产对货币需求的影响开始被理论界所关注。Palley(1995)对“非 GDP 交易”对货币需求的影响进行了分析,Palley 发现金融资产以及房地产交易的数量对货币需求有重要的正相关的影响。Lagos and Wright(2005)对可以充当交易媒介的多种资产和货币需求进行了研究。如 Lagos and Rocheteau(2006)将可以在非集中市场交易的金融资产和货币数量之间建立模型。但是 Lagos and Wright 等人的资产仍是可以某种程度上执行“交易媒介”职能的资产,在他们的分析中,货币数量和资产价格的关系并没有深入分析。Zhu and Wallace(2007)用理论模型说明了存在货币以及高回报率资产的情况下,如果持有一定数量的货币是进入高收益资产市场的“门槛”,高收益资产市场的存在会使得货币需求增加。Balduzzi(2007)对 Lucas and Stokey(1987)的 CIA 模型进行了连续时间的模型分析,他从理论模型上说明在一般均衡状态下,现金、信贷货品(credit goods)和货币数量都和资产价格产生相互影响,其模型说明货币需求的模型中,资产价格是一个重要的影响因素。

Geromichalos, Licari and Suárez-Lledó(2007)建立了一个将资产价格和货币政策相联系的模型。他们认为当货币数量以较高比率增长时,通胀水平将提高,货币的真实收益将降低,要达到没有资产和货币之间进行套利的均衡状态,资产价格将上升以降低资产的实际收益率。在Geromichalos等人的模型中,货币数量、通胀和资产价格之间的联系开始建立起来,但他们模型中的“资产”仍是具有较高流动性并可能迅速转变为交易媒介的金融资产(如基金、股票等)。

二、货币需求理论的检验

在各种关于货币需求的理论提出后,哪个理论更符合特定国家的情况,就变成了一个计量检验问题。早期(20世纪50~60年代)的计量研究主要运用最小二乘法。估计的方程也以凯恩斯主义或货币主义的方程为主。利率是否应纳入计量方程,以及利率弹性的大小则成为凯恩斯主义和货币主义理论的分水岭。这个阶段的计量结果通常认为:M2是较好的表示货币数量的指标;收入水平是影响货币需求的重要因素;收入弹性显著,介于0.7和1之间;中长期利率水平是影响货币需求的重要因素,利率弹性显著为负数值,但弹性值大多低于-0.5,介于-0.15到-0.35之间。

在20世纪70和80年代,货币需求的解释变量中更多地纳入了滞后一期、提前一期的货币数量,这种变化主要用来分析“后向”或“前向”的预期对当期的货币需求的影响。检验通常说明:在解释变量中使用货币数量的滞后变量是正确的选择;长期收入弹性较大,一般都接近于1;长期利率弹性大约在-0.05到-0.30。这期间金融市场有了较快的发展,货币市场基金等高流动性和稳定收益的金融资产开始出现,货币需求函数的稳定性也出现了问题。此时,时间序列计量检验开始发现货币、收入和利率等因素并非稳态。为了解决这个问题,在80年代后期以及90年代初期计量技术也有了较快的发展,协整分析开始成为估计货币需求模型的主要技术方法。新的计量技术说明如果货币和收入、利率等变量之间存在协整关系,它们之间仍可以保持长期均衡,其长期均衡关系仍可以用经典计量方法进行估计。

协整检验的结果认为货币、收入等变量存在长期均衡关系,但是在短期,非均衡也会存在。90年代以来,误差校正模型(ECM)开始被普遍应用于短期非均衡的分析中,在货币需求研究领域,误差校正模型也被用来描述因变量(收入、利率等)向长期均衡关系所做的调整,并测度因变量向其长期均衡关系调整的速度。Baba等人(1992)估计了1966~1988年美国的货币需求,他们认为用协整——误差校正模型是恰当的解决货币需求模型中序列相关问题的方法。Miyao(1996)分阶段地对美国1959~1993年的M2需求进行了估计,发现90年代美国货币数量和产出之间的稳定关系消失,并因此认为M2不再适宜作为货币政策目标。2000年以来,关于货币需求理论的检验也更多地关注资产价格问题。Belke, Orth and Setzer(2010)对主要OECD国家的数据进行加总,并对房地产价格、物价水平和货币数量进行了研究,他们发现货币数量是住宅价格、黄金价格、商品价格重要的领先指标,并且,资产价格的变化要领先于商品价格水平的变化。

在中国,货币需求理论模型基本和国外模型相同,在20世纪80年代中期以前,中国货币需求理论和政策关注较多的指标是M1,认为只要控制了M1的数量就可以控制货币数量进而控制通货膨胀水平。这种观点在80年代中后期在理论和实践方面都出现问题,使得关注的货币层次转为M2。20世纪80年代至2000年前的理论检验方法主要是经典的最小二乘法,期间对可能导致模型有效性出现问题的“异方差”、“序列相关”和“多重共线性”等问题并没有必要的关注和处理。

2000年后,中国货币需求的实证检验存在着两个特点:一是协整和误差分析被普遍应用于中国货币需求的检验;二是开始关注金融资产是否应纳入货币需求的检验方程中。谢富胜和戴春平(2000)用经典回归方程说明了1994~1999年中国货币需求的利率弹性大约为-0.18,利率对货币

需求有影响,中国并不存在流动性陷阱;此外,他们发现价格因素或通货膨胀水平并不适宜加入货币需求方程,金融市场的发展(股市市值)开始对货币需求有影响。二人的研究说明:在中国利率虽然并没有市场化,但对货币需求还是有一定的影响。但是,他们研究的样本时间较短,数据为季度数据,样本期正是中国经历改革以来通货膨胀水平最高的时期,因此,其结论的有效性有必要重新考察。徐琼和蒋震声(2003)用1994年1月至2000年12月的季度数据进行了实证分析,认为中国股票价格分别与广义和狭义货币存在某种长期的均衡关系,并且互为因果。但其数据较老且年限较少,所选时期为我国股票市场成长的早期,其所得结论值得进一步探究。王少平和李子奈(2004)运用协整检验后得出,中国货币需求的长期稳定性依赖于时间趋势,货币政策目标变量应为M1,货币需求和收入水平有长期均衡关系。王莉(2005)用误差修正模型和季度数据对中国1995~2004年货币需求函数进行了估计。王莉认为实际货币余额与GDP、一年期存款利率和预期通货膨胀率之间保持着协整关系,1995~2004年的货币需求相对稳定,货币需求的利率弹性较小(-0.0512)。但王莉认为当时中国经济处于“凯恩斯流动性陷阱”,货币政策特别是利率政策的效果有限。叶光等人(2007)探讨了中国实际货币需求、实际收入、通货膨胀、利率之间的关系。其研究发现,通货膨胀率不适宜加入实际货币需求长期模型中。但其模型中出现的问题是利率的弹性系数过高(-2.848)不符合理论模型和大多数检验的结果。张浩和陈昭(2008)也用协整方法估计了1984~2006年的货币需求,但他们的模型直接根据Fisher的交易方程式设定,从而忽略了利率的影响。李丰也(2009)用2002年1月至2008年9月的数据用VEC模型估计出加入股票市值的货币需求函数,他认为我国资本市场的发展已经对货币需求产生了重要影响;同时他认为GDP仍是影响货币的主要因素,而股票市值的影响相对较小。傅强和罗丹(2010)在他们的模型中发现利率对M1和M2都有较高的弹性,分别为-0.42和-0.41。但是,在他们的模型设定中加入了汇率因素,而汇率因素如何影响货币需求在理论上是没有定论或说明的,因此,傅强和罗丹的模型关于货币需求的有效性也值得进一步考量。Zuo and Park(2011)发现收入需求弹性为0.6~0.75,收入仍旧是影响货币需求的主要因素,利率需求弹性为-0.01~0.04,利率对于货币需求的影响是非常小的,而股票市场在牛市的时候对货币需求也产生了较大的影响。

三、传统理论的修正：模型设立

传统的凯恩斯模型和弗里德曼的货币需求模型都是从个人或经济体持有货币的动机开始进行分析的。在凯恩斯的模型中,个人仅在货币和债券之间进行选择,其资产选择范围相对较小。在仅有两种资产的情况下,货币的需求确定下来以后,债券的需求也就确定下来。

弗里德曼的货币需求理论最初也是从凯恩斯的分析视角展开的。在其最初的方程中(Friedman 1956)货币实际需求取决于个人的“永久收入水平”、货币本身的利率、债券的利率、股票的收益率、人力资本、习惯及制度等因素。在此基础上,弗里德曼认为人力资本、习惯和制度等因素都是常数项,可从方程中简化。此外,弗里德曼还认为人们并非关注债券和股票的绝对收益率而是关注两种资产和货币本身之间的相对收益率,同时,他认为资产之间的相对收益率是同升同降的,也可以从方程中简化。最后弗里德曼(Friedman 1959)得出了一个和凯恩斯模型截然不同的货币需求方程(见方程1),利率因素或收益率因素从货币需求的方程中消失了。实际货币需求只取决于永久收入水平。

$$M/P=f(Y^P) \quad \text{方程 1}$$

但是,弗里德曼进行的第二次简化的假设通常和现实情况有较大的差异。货币的收益和债券

的收益同升同降的状况比较多,但货币收益和股票等其他金融资产的收益往往并非同升同降。譬如,股票收益和货币收益可能往往存在相反或不规律的变化状态。

本文建立的货币需求方程依然从经济体持有货币的动机出发。在经济体持有货币时,其要考虑持有货币的机会成本,除了债券、股票等金融资产外,其他可能具有高预期收益的资产都有可能成为货币的替代品。在此基础上,本文在如下假设上建立货币需求模型:第一,经济体考虑持有货币数量时关注货币的实际购买力,实际购买力可以定义为 M/P ,其中 M 为名义货币数量, P 为购买力指数,由于持有货币不仅用于购买一般消费品也用于购买资产,因此在现实中“购买力指数”,由消费物价指数和资产价格指数两者加权确定。第二,实际收入水平是决定货币数量的重要因素,两者呈正相关关系。第三,流动性较高的金融资产(如债券)的收益率是持有货币的机会成本,该收益率提高或相对收益率提高时都可能使得经济体减少其资产组合中货币的数量。第四,资产价格的预期上涨将导致经济体持有的名义货币数量增加,其增加的原因有两个:一是积攒一部分流动性以跨越“资产交易市场的门槛”(Zhu and Wallace, 2007);二是通过信用获得流动性用于支付资产的购买(如按揭贷款购买住房)。

本文对传统理论进行的最重要的修正在于将资产价格因素引入的货币需求额模型中。在考虑货币实际购买力时,用“购买力指数”替代统计范围狭窄的消费物价指数。在货币主义、凯恩斯和“后凯恩斯”的货币需求理论模型中,都包含有价格水平变量。但应明确的是,理论方程中的价格水平表示的是货币的综合购买力,这个价格水平不仅应包括一般消费品的价格,还应包括资产的价格特别是住宅地产的价格。在一般的检验方程中,通常用消费价格指数(CPI)或商品零售价格指数代表综合价格水平,资产价格的变化特别是房地产价格的变化根本不体现在价格变量中。当资产价格有较大变化特别是持续较快上涨时,用 CPI 指数显然将低估价格水平对货币需求的影响。可以预期在检验方程中加入地产价格指数将大大提高货币需求的价格弹性。

在上述假设下,货币需求的理论方程可用方程 2 表达:

$$M/P=f(Y,i) \quad \text{方程 2}$$

其中, M 为名义货币数量,以 $M2$ 为计量货币需求的口径。 Y 为实际收入水平,以各年名义 GDP 和综合物价水平进行调整后为代表。 i 为货币本身的利率, P 为购买力指数,并有: $P=CPI^\alpha \times RPI^\beta$,其中 CPI 为消费物价指数、 RPI 为资产价格(房地产价格指数)。

本文中的房地产价格指数(RPI)是根据各年中国统计年鉴中“商品房销售总值”和“商品房销售总面积”计算得出:两者相除得到各年商品房销售的平均单价,然后选定 1985 年为基年计算出各年房地产价格的指数。该指数是平均了全国商品房价格而计算出的指数,相对较全面地反映了中国房地产价格的状况。

这样,根据方程 2,中国的货币需求的计量方程可以表述为:

$$\log m_2 = \alpha_0 + \alpha_1 \log Y_t + \alpha_2 \log i_t + \alpha \log CPI_t + \beta \log RPI_t + \mu \quad \text{方程 3}$$

根据理论假设,计量方程中系数 α_1 、 α 和 β 应为正值, α_2 应为负值。

四、长期模型的检验

为了避免“虚假回归”问题,应对参数进行单位根检验,只有说明参数是平稳序列后,才能利用时间序列数据进行检验,从而说明变量之间可能存在长期均衡关系。本文对方程 3 中的各个变量分别进行了单位根检验,单位根检验的结果说明这些年度变量在一阶时都是非平稳的,在

二阶时是平稳序列。表 1 列示了 $\ln M2$ 、 $\ln Y$ 等几个待检变量的单位根检验结果。从表中可以看出 $\ln M2$ 、 $\ln Y$ 、 $\ln i$ 、 $\ln CPI$ 和 $\ln RPI$ 的 2 阶 ADF 值均小于 5% 和 1% 的临界值标准,说明这些变量均为 2 阶单整。

在上述变量存在单整关系基础上,可以考察变量之间的协整关系。当变量之间存在协整关系时,可以用经典回归说明变量之间的长期均衡关系。应明确的是,当统计变量具有协整关系时,变量之间的长期均衡关系只是可能存在,而非一定存在。许多错误的协整分析常常把协整关系不加分析地用来确定长期均衡模型,这也会带来模型的谬误。

由于本文的理论模型是多变量单方程,并且货币量和收入等变量是二阶单整,因此,需要通过 EG 两步法建立中国货币需求的长期和短期方程。

首先,第一步,在进行了单位根和协整检验后,可以得到如下关于中国货币需求的长期方程:

$$\log M2_t = 0.7670 \log Y_t - 0.2096 \ln i_t + 0.4717 \log CPI_t + 0.7975 \log RPI_t \quad \text{方程 4}$$

其次,第二步,根据回归结果,获得上述货币需求模型的残差序列,并对残差序列进行 ADF 单位根检验。所得的结果说明:t 统计量大于在显著性水平为 1% 情况下的临界值,拒绝残差序列存在单位根的假设,说明残差项时间序列是平稳的,也说明协整回归方程是可以存在长期稳定的趋势。计量回归方程的统计结果以及残差的单位根检验结果在表 2 中列示:

从表 2 可以看出,方程 5 中的各个解释变量的 t 统计量都大于显著性检验的临界值,说明参数可以通过显著性检验。EG 两步法分析说明方程 4 中的解释变量和货币需求之间在计量统计上存在长期稳定的关系。但这个方程是否可以表示货币需求的方程,仍需考察该

方程是否符合理论方程。对从方程 4 中的系数来看,中国货币需求的实际收入弹性约为 0.7670,是一个可接受的收入弹性。该弹性较大程度地小于“1”,说明中国实际货币需求存在 Baumol 和 Tobin 理论预期的“货币需求的规模经济”。其结果说明当中国实际 GDP 提高 1% 时,在 99% 的置信

表 1 变量的单整检验和协整检验

变量单位根检验				
	ADF	1%	5%	10%
$\log M2:I(2)$	-5.0357	-2.6797	-1.9581	-1.6061
$\log Y:I(2)$	-4.4691	-2.2685	-1.9591	-1.6075
$\log i:I(2)$	-3.0768	-2.6694	-1.956406	-1.6085
$\log CPI:I(2)$	-3.3532	-2.6857	-1.9591	-1.6075
$\log RPI:I(2)$	-9.0352	-2.6797	-1.9581	-1.6078
协整检验				
Unrestricted Cointegration Rank Test(Trace)				
原假设	特征根	迹统计量	0.05 临界值	伴随概率
None	0.887069	109.4080	60.06141	0.0000
Unrestricted Cointegration Rank Test(Maximum Eigenvalue)				
原假设	特征根	最大特征根	0.05 临界值	伴随概率
None	0.887069	47.98159	30.43961	0.0001

表 2 协整检验步骤 1 和长期均衡方程

参数	系数	标准差	t-统计量	概率
$\log Y_t$	0.766966	0.068835	11.14215	0.0000
$\log i_t$	-0.209557	0.027771	-7.545887	0.0000
$\log CPI_t$	0.471742	0.060010	7.860998	0.0000
$\log RPI_t$	0.797451	0.089504	8.909681	0.0000
R-squared	0.998235	Adjusted R-squared		0.997970
Log likelihood	55.21334			
D-W 统计量	1.166857			
残差单位根检验结果: ADF 检验				
		t-Statistic		Prob
		-3.680756		0.0008
	1% level	-2.679735		
	5% level	-1.958088		
	10% level	-1.607830		

度下,货币需求增长的比率在 0.7%~0.82%。货币需求的增长低于实际收入的增长。

方程 4 中的利率弹性为“-0.2096”,利率参数的 t 统计量也较高,说明该变量通过了显著性检验。从利率弹性看,它符合理论模型的预期,也和国际上许多其他国家的检验结果相近。这说明利率水平在中国仍对货币需求有重要影响,利率水平提高时货币需求将下降。长期以来国内许多人认为中国的利率弹性相对较小或接近于“零”(王莉,2005),这种观点也影响了货币政策对利率工具的重视程度,一直以来中国实际利率水平较低甚至接近负值,利率工具在抑制经济过热和通胀时往往运用不充分。但即便是在这种情况下,中国利率的弹性系数仍是一个接近正常弹性范围内的数值。许多国家检验的结果说明利率的长期弹性大约为-0.20 到-0.5 之间的数值。中国利率弹性略低的事实不能说明利率对货币需求影响小,更不能说明用利率调节货币数量不重要。相反,检验结果正说明:在中国利率仍应是影响货币数量的重要工具。可以预期,如果真实利率保持长期正利率的水平,利率的长期弹性应高于目前检验的结果。

方程 4 中的消费价格指数的弹性为“0.4717”,这个数值较大程度地小于“1”,说明价格水平具有粘性,当名义货币数量较多时,消费物价指数并没有很快调整,消费物价水平具有较大程度的滞后反应的特点。这种滞后反应给“盯住通货膨胀”规则的货币政策提出了挑战:如果使用利率政策抑制通货膨胀,在物价水平较低时,货币数量的扩张并不能够反应货币数量过多的状况,而累计的货币数量的增长,最终将导致物价水平在未来有较大幅度的提高;如果用管理货币数量的方式管理通货膨胀,货币当局需要了解当期的货币数量和目前通胀以及未来通胀之间的关系,应避免货币数量过多和过大。

值得注意的是“房地产价格指数(RPI)”在方程中有较大的系数,这是本文一个重要发现。 RPI 指数的系数为“0.7975”,这说明当中国的商品房价格指数提高 1%,在 99%的置信区间内,货币数量将大约提高 0.7975%左右,这是方程 4 中最大的系数值。它说明中国的名义货币需求和房地产价格之间有着重要的关系。房地产价格上涨将导致货币数量较大幅度的上升。其经济机制可能由如下原因导致:第一,当进入“房地产市场”需要较高的“门槛”(如积累一部分购房首付资金)时,货币持有量或流动性较高的资产持有(如货币市场基金)量将提高(Zhu and Wallace,2007);第二,当居民看到住房价格水平不断提高,或住房价格水平提高的预期已经形成时,将支付“首付”购买住房,住房按揭贷款需求也将大量提高,使得货币数量提高自我实现。 RPI 给货币数量带来重大影响的情况下,货币当局管理货币数量将面临着更大的挑战,中央银行是否应关注资产价格的变化以及是否应对资产价格的变化进行反应,就成为重要的理论和实践问题。

五、短期均衡:误差修正模型

在分析了中国货币需求的长期均衡方程后,需要对短期方程进行进一步分析。短期均衡分析提供了经济变量如何向长期均衡调整的信息。在现实经济中,长期均衡关系常常面临短期的非均衡冲击,分析短期均衡除了可以分析和说明变量短期之间的关系,还可以更好地说明在面临冲击时经济体是如何实现长期均衡的。本文将用 Engle and Granger(1987)误差修正模型说明中国货币需求在面临前期的非均衡时将如何在短期进行修正进而实现长期均衡。

首先,用 Engle and Granger(1987)的方法建立待检验的误差修正模型(方程 5)。在方程 6 中, e_{t-1} 是根据长期均衡方程(方程 4)所获得的中国货币需求在 $t-1$ 期的非均衡误差。该误差项说明了短期失衡的状况。如果 $t-1$ 期货币数量的实际值大于长期均衡值,在短期内(当期 t)新增货币需求量将减少,使得货币数量向长期均衡趋近。相反,如果 $t-1$ 期货币数量的实际值小于长期均衡值,新增货币需求量将增加,货币数量也向长期均衡趋近。误差项前的系数 λ 值的高低表示了短期非

均衡向长期均衡调整的力度。

$$\begin{aligned} \Delta \log M2_t = & \alpha_1 \Delta \log M2_{t-1} + \alpha_2 \Delta \log M2_{t-2} + \beta_1 \Delta \log Y_t + \beta_2 \Delta \log Y_{t-1} + \beta_3 \Delta \log Y_{t-2} + \\ & \gamma_1 \Delta \log i_t + \gamma_2 \Delta \log i_{t-1} + \gamma_3 \Delta \log i_{t-2} + \varphi_1 \Delta \log CPI_t + \varphi_2 \Delta \log CPI_{t-1} + \varphi_3 \Delta \log CPI_{t-2} + \\ & \theta_1 \Delta \log RPI_t + \theta_2 \Delta \log RPI_{t-1} + \theta_3 \Delta \log RPI_{t-2} - \lambda e_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad \text{方程 5}$$

方程 5 除了表示向长期均衡调整的过程,还表示了短期货币需求变化的影响因素。它可以说明短期收入水平变化、利率变化、资产价格(房地产价格)水平和消费价格水平变化将如何影响货币数量。方程 5 先验性地将滞后期数定为滞后 2 期,方程的具体形式,以及哪些因素是短期时关键的影响因素,则取决于计量分析的结果。

经过反复筛选,最终确定了短期方程的形式,其计量结果列示在表 3 中。除了 $\Delta \log Y_t$ 的 t 检验值略低,该短期方程是唯一一个其它变量的 t 值和方程的 D.W. 值都可以通过检验的方程。方程中随机误差项(e_{t-1})的系数为 -0.2491,符合误差修正模型的基本假设。方程的

表 3 误差修正模型计量结果

解释变量	$\Delta \log m2_{t-1}$	$\Delta \log y_t$	$\Delta \log RPI_t$	$\Delta \log i_t$	e_{t-1}
系数	0.673308	0.220260	0.363209	-0.035916	-0.249108
t -值	8.308029	1.712017	3.981504	-1.7910	-2.053608
概率	0.0000	0.1051	0.0010	0.0949	0.0557
R^2	0.790485	D.W.值	2.042894	AIC	-5.704214
调整 R^2	0.741187			SC	-5.456250

D.W.值为 2.0429,说明该方程不存在序列相关。是一个合适的表达短期关系的方程。

根据计量结果,短期方程的具体形式可以表示如下:

$$\Delta \log M2_t = 0.6733 \Delta \log M2_{t-1} + 0.2203 \Delta \log Y_t + 0.3632 \Delta \log RPI_t - 0.0359 \Delta \log i_t - 0.2491 e_{t-1} \quad \text{方程 6}$$

方程 6 表明对当期货币数量变化影响最大的因素是上一期的货币数量变化的水平。 $t-1$ 期货币数量的变化对当期货币数量的变化有较强的正的影响,其影响系数高达“0.6733”,说明货币数量的变化保持有 2 年左右的惯性。这个结果也说明中央银行以控制货币数量为主的抑制通货膨胀的政策效果通常要在 2 年左右的时间才能见效,同时也说明以货币数量增加为主刺激经济的政策效力也是 2 年的时间。

在方程 6 中,住房价格指数是对 M2 变化有较大影响的重要因素。这是将该价格指数纳入到货币需求模型后得到的另一个重要的发现。 RPI 在长期方程中有最高的系数值,在短期方程中也达到“0.3632”,这说明在样本期住房价格水平的变化对中国货币数量有着重大的影响,是货币数量快速增长的重要因素。这个检验结果和 Belke, Orth and Setzer(2010)等人对 OECD 国家的研究结果有很大相似之处。这种结果说明关注货币数量的货币政策必须对资产价格特别是房地产价格水平进行关注。住房价格的短期上涨就将引起货币数量较大规模的增加。

值得关注的是在短期方程中,短期 CPI 的变化不能纳入到方程中。这也是和以往中国货币需求检验模型的一个重大不同。但是这个结果正说明了,货币数量在长期和物价水平正相关,在短期两者缺乏关联度。短期 CPI 和货币数量缺乏关联,同时短期 RPI 对货币数量有重大影响的情况,给货币政策中介指标的确定提出了重大的挑战。关于这个问题将在本文“政策涵义”部分予以阐述。

在方程 6 中,短期实际收入变化的系数为 0.2203,说明短期实际收入水平的变化导致货币需求数量变化的规模不大。在方程 6 中,利率变量可以通过统计检验,但该变量的系数很小,为“-0.03591”,这说明短期利率变化对货币数量的影响很小。在长期方程中,利率的作用是一个不可忽视的因素,但在短期其作用很低,这说明在短期中国利率水平并非是一个有效的进行货币数量

短期管理的工具。这种情况的出现也可能和利率水平受到管制、实际利率水平较低有关。

方程 6 除了近似地表示了货币需求增长率和其他影响货币需求的关键变量的短期关系,也说明了在短期非均衡产生时,货币数量向长期均衡调整的过程。随机误差项(e_{t-1})前的系数表明了当出现偏离长期均衡的情况时,将以系数-0.2491 向长期均衡调整,这个系数值也是一个较低的数值,它也说明了中国货币数量变化有较长的惯性,对货币数量进行纠正是一个较长时间里才能完成的任务。

从总体上看,误差修正模型表达了中国货币数量变化的影响因素,同时,它也表达了非均衡产生时货币数量向长期均衡调整的过程。该模型说明货币数量前期的变化、住房价格水平的变化、实际收入水平的变化、利率的变化、以及前期的非均衡状况都是影响短期货币数量变化的关键因素。

六、结论及政策涵义

本文用协整分析检验了中国货币需求的长期模型。用误差修正模型检验了短期货币需求模型。从长期模型可以得到如下几个初步结论:第一,实际收入水平、利率水平、房地产价格水平以及消费价格水平是影响中国货币需求的决定因素。第二,住房价格水平在模型中对货币数量有较强的影响,住房价格水平的提高是中国货币数量快速增长的最重要的原因,这是本文的一个重要的发现,近年来房地产价格水平和货币数量快速增长的事实也印证了理论模型和实证检验的结果。第三,长期利率仍对货币需求有着重要的影响。从利率因素看,虽然在中国利率具有一定外生性特征,中央银行对长期利率水平特别是存款利率水平有较强的控制力,但利率仍和货币需求明显地负相关,其系数仍对货币需求有重要影响。因此,中国货币需求的基本形式符合凯恩斯货币需求的模型,拒绝了货币主义的模型。第四,实际收入水平是货币需求的主要决定因素之一,货币需求的实际收入弹性小于 1,说明实际收入增长具有“货币需求的规模经济”。第五,以 *CPI* 为指标的价格水平和货币数量呈正相关,说明物价水平提高和货币数量之间的长期关系是存在的。但是,模型中 *CPI* 弹性值明显低于传统理论所预期的数值,也低于国际上许多其他国家检验的数值。这种情况也进一步说明:*CPI* 指标已经不能全面地反映人民币购买力水平,忽视资产价格水平的上涨将难以解释中国的货币需求问题。

误差修正模型说明了中国货币需求的短期变化的主要影响因素和影响方式。短期方程说明:第一,短期 *CPI* 的变化和货币数量的变化之间没有联系;第二,上一期货币数量、实际收入水平、房地产价格水平等因素的变化是影响货币需求短期变化率的重要因素;第三,利率水平的变化对短期货币数量的调整的作用很小,这说明利用短期利率进行货币数量管理的效果很低;第四,上一期货币数量变化是本期货币数量变化的最大影响因素,这说明货币需求有较大的惯性,以调节货币数量为主的货币政策将有较大的时滞作用;第五,房地产价格指数和实际收入水平两者中,前者对货币需求的短期影响更大,这说明在短期如果实现对房地产价格的抑制,货币需求也将有明显的减少;第六,在出现短期冲击或非均衡的情况下,货币需求恢复到长期均衡的时滞时间较长,一个意外的货币数量的增加或减少,会在至少 2 年多的时间产生效果。与此相关,纠正一个偏离长期均衡的货币数量失衡则需要更长的时间。

长期方程和短期方程的结果在货币政策上提出了新的问题。计量方程的基本结论在货币政策目标、中介目标、政策工具、政策的规则等几个方面都有较强的政策含义。这些政策含义具体体现在如下几点:(1)货币政策应考虑到资产价格问题。长期方程的价格弹性较小,说明 *CPI* 已经不能较全面地反映货币的购买力水平,这样,以低通胀为政策目标应考虑变为以低通胀和稳定的资产价格(特别是房地产价格水平)为目标,既要防止通货膨胀又要防止资产泡沫产生。(2)平衡地将短

期通货膨胀和资产价格变化考虑在货币政策的中介指标中。由于货币发行过多时消费价格水平反映滞后,中央银行还应密切观察资产价格在短期的变化趋势,在资产价格出现快速上涨而CPI水平不变或增长较低时也应采取适度的紧缩政策,配合其他的经济政策干预资产市场价格水平。(3)货币政策操作指标应同时关注货币数量和短期房地产价格指数的变化趋势。国外传统的货币政策操作指标通常以调整短期利率为主,但是在中国,短期利率对短期货币数量的影响很小,这样,以货币数量调节为主要手段时,操作指标就不应以短期利率调节为主,对下一期的货币数量进行调节,需要在本期就采取行动按照相同的方向调节货币数量。(4)货币政策要保持一定的数量规则,在正常的情况下货币增长率要保持相对的稳定,不应有较大的起伏。长期方程反映了CPI和货币数量之间的关系存在时滞,短期方程说明CPI和货币数量之间没有关系并且说明短期失衡后的调整速度较慢,这些特点都说明如果货币数量管理被忽视或出现较大偏差,进行调整的时间会较长,这可能会给实际收入水平的增长带来不利的影响和波动,因此,为了避免货币数量方面的冲击,货币数量增长应保持一定的稳定性,有一定的规则。(5)利率工具的作用应得到更充分的重视。从长期方程来看,利率仍是影响货币数量的一个重要变量。由于货币数量的变化和短期价格变化存在着不一致性,价格变化又不全面反映货币购买力水平,在这种情况下,利率水平仍是一个有效的影响货币需求的长期工具,也是一个有效抑制通胀和资产价格上涨的工具,在资产价格出现快速上涨的情况下,应及时运用利率政策工具进行调节。这一方面能够抑制资产价格的快速上涨,又可以对货币数量的变化进行较温和的控制,避免在货币数量管理上经常性地陷入“松—紧”循环的状况。

参考文献

- 傅强、罗丹(2010):《中国货币需求均衡水平调节的实证研究》,《技术经济》,第2期。
- 李丰也(2009):《论我国资本市场的发展对货币需求的影响》,《现代企业文化》,第11期。
- 王莉(2005):《中国货币需求函数的误差修正模型分析:1995-2004》,《上海金融》,第10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。
- 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。
- 徐琼、蒋振声(2003):《股票价格和货币需求关系的实证分析》,《商业研究》,第12期。
- 叶光、张晓峒、聂巧平(2007):《中国货币需求的协整分析和结构VECM估计》,《世界经济》,第7期。
- 张浩、陈昭(2008):《中国货币流动性分析——基于单位根与协整的实证分析》,《统计与信息论坛》,第1期。
- Baharumshah, A., S. Mohd and M.Yol(2009): "Stock Prices and Demand for Money in China: New Evidence", *Int. Fin. Markets, Inst. and Money*, 19, 171-187.
- Belke, A., W. Orth and R. Setzer(2010): "Liquidity and the Dynamic Pattern of Asset Price Adjustment: A Global View", *Journal of Banking & Finance*, 34, 1933-1945.
- Geromichalos, A., J. Licari and J. Suárez-Lledó(2007): "Monetary Policy and Asset Prices". *Review of Economic Dynamics*, 10, 761-779.
- Balduzzi, P.(2007): "Money and Asset Prices in A Continuous-time Lucas and Stokey Cash-in-Advance Economy", *Journal of Economic Dynamics & Control*, 31, 2713-2743
- Baumol, W.(1952): "The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach", *Quarterly Journal of Economics*, 66, 453-556.
- Clower, R. and W. Peter (1978): "The Transactions Demand Theory of the Demand for Money: A Reconsideration", *Journal of Political Economy*, 86, 449-466.
- Cuthbertson, M. and P. Taylor(1987): "The Demand for Money: A Dynamic Rational Expectations Model", *Economic Journal*, 97, 65-76.
- Glenon, D. and J. Lane(1996): "Financial Innovation, New Assets, and the Behavior of Money Demand", *Journal of Banking & Finance*, 20, 207-225.
- Engle, R. and C. Granger (1987): "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 35, 251-276.
- Friedman, M.(1956): "The Quantity Theory of Money: A Restatement". In Friedman, M. (Ed.), *Studies in the Quantity of Money*.

Chicago: Chicago University Press.

Geromichalos, A., J. Licari and J. Suárez-Lledó(2007): “Monetary Policy and Asset Prices”, *Review of Economic Dynamics*, 10, 761–779.

Geske, R. and R. Roll(2001): “The Fiscal and Monetary Linkage Between Stock Returns and Inflation”. *Journal of Finance*, 38, 1–33.

Lagos, R. (2005): “Asset Prices, Liquidity, and Monetary Policy”. Federal Reserve Bank of Minneapolis.

Lagos, R. and G. Rocheteau(2006): “Money and Capital as Competing Media of Exchange”. *Journal of Economic Theory*, 142, 247–258.

Lucas Jr., R. and N. Stokey(1987): “Money and Interest in A Cash-in-advance Economy”. *Econometrica*, 55, 491 – 513.

Lucas, R.(1990): “Liquidity and Interest Rates”. *Journal of Economic Theory*, 50, 237–264.

Marshall, D.(1992): “Inflation and Asset Returns in A Monetary Economy”. *Journal of Finance*, 47,1315–1342.

McCallum, B. and M. Goodfriend(1989): “Demand for Money: Theoretical Studies”. In J. Eatwell, M. Milgate and P. Newman (Eds.), *The New Palgrave: Money*(117–130). Norton: New York.

Palley, T.(1995): “The Demand for Money and Non-GDP Transactions”. *Economics Letters*, 48 , 145–154.

Ryuzo, M.(1996): “Does A Cointegrating M2 Demand Relation Really Exist in the United States?” *Journal of Money, Credit and Banking*, 28, 139–154.

Sprenkle, C. and M. Miller(1980): “The Precautionary Demand for Narrow and Broad Money”. *Economica*, 47 , 407–412.

Samuelson, P. (1958): “An Exact Consumption–loan Model of Interest with or without the Contrivance of Money”. *Journal of Political Economy*, 66, 467–482.

Tobin, J.(1956): “The Interest–Elasticity of Transactions Demand for Cash”. *Review of Economics and Statistics*, 28, 241–247.

Tobin, J.(1958): “Liquidity Preference as Behaviour Towards Risk”. *Review of Economic Studies*, 25, 65–86.

Whalen, E.(1966): “A Rationalization of the Precautionary Demand for Cash”. *Quarterly Journal of Economics*, 80, 314–324.

Yoshihis, B., D. Hendry and R. Starr(1992): “The Demand for M1 in the USA, 1960~1988” *Review of Economic Studies*, 59,25–61.

Zhu, T. and N. Wallace (2007): “Pairwise Trade and Coexistence of Money and Higher–return Assets”. *Journal of Economic Theory*, 133, 524–535

Zuo, H. and S. Park(2011): “Money Demand in China and Time–varying Coinetgration”, *China Economic Review*, 22, 330–343..

(责任编辑:周莉萍)