

53-61
中国狭义货币及其各组合分量的需求模型^①

潘红宇, 邓述慧

F822

(中国科学院系统科学研究所 管理、决策与信息系统开放研究实验室, 北京 100080)

摘要: 主要研究流通中现金、活期存款和狭义货币的需求函数。实证结果表明现金、活期存款和狭义货币与收入、价格水平、利率和货币化进程存在长期均衡关系。中国的货币供给增长率大于经济增长和通货膨胀率之和, 原因在于中国存在货币化现象, 货币存量的增加除了满足经济增长的需要还要满足经济货币化的那一部分。

关键词: 货币需求; 货币化; 协整; 误差校正模型

分类号: F822

文献标识码: A

文章编号: 1007-9807(1999)04-0053-09

0 引言

货币余额的需求与其决定因素之间的关系是大多数宏观行为理论的基本内容, 同时也是政策制定者关心的问题。实际上, 货币需求是货币政策的出发点, 货币需求的变动是货币政策调节货币供给的基本依据。因此稳定的货币需求函数长期以来就被看作政策实施中运用货币总量的先决条件。本文对中国的货币需求进行实证研究。中国正处在由计划经济向市场经济过渡的阶段, 因此中国的货币需求机制既有市场经济国家的一般性, 又有自己的特殊性。研究表明中国存在经济货币化现象。由于经济中货币化经济所占的比例越来越大, 货币供给不仅要随着经济增长而成比例的增长, 还必须满足货币化的那部分经济对货币的需求。因此, 货币化进程是影响我国货币需求的重要因素, 本文把它作为一个重要的解释变量进入我国的货币需求函数。

本文对三种货币余额进行实证研究: 流通中的现金(M0), 活期存款(demand deposit, DD), 狭义货币(M1)。现金主要被居民持有, 是他们进行支付的主要手段, 活期存款主要是企业的活期存款, 与企业的日常生产活动具有密切的联系, 狭义货币是现金与活期存款之和, 代表了整个社会对交易性货币余额的需求。本文对各种货币性资产

分别建立模型, 而不是象其他文章一样只对 M1 建立模型, 分别建模可以充分考虑各资产的流动性及它本身的特点, 当货币需求函数不稳定的时候, 容易分析在那一个层次上出现问题。

在方法上, 本文运用协整和误差校正方法建立货币需求的动态和静态模型。协整和误差校正方法在国际上被广泛运用, 不仅用于建立货币需求函数, 还用在其他许多领域。这种方法既能给出合理的经济解释, 又能从统计上满足对数据的动态拟合。

1 协整和误差校正方法

首先介绍协整的概念。协整是描述时间序列之间长期关系的一种统计性质。考虑两个或多个 $I(1)$ 序列^②, 一般它们的线性组合仍然是 $I(1)$ 的, 但是如果存在某个线性组合, 使得新得到的序列是平稳的, 那么就说这几个时间序列之间是协整的(cointegrated)。组合中序列的系数为协整向量。协整的概念具有重要的经济意义, 经济理论往往假设经济变量之间存在长期均衡关系, 利用协整概念可以直接验证这一假设是否成立。即如果各变量间存在协整关系, 就可以说, 在经济中这些变量存在长期均衡关系, 反之亦然。协整把经济变量之间的长期均衡关系与这些变量的统计模型联系

① 收稿日期: 1998-11-20。

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(G79790130)。

作者简介: 潘红宇(1972-), 女(汉族), 河北省石家庄人, 中科院系统科学研究所博士。

② 如果一个时间序列是不平稳的但是差分一次以后成为平稳的, 那么称这个时间序列是单整的, 记为 $I(1)$, 平稳序列记为 $I(0)$ 。

在了一起。

下面介绍误差校正模型(error correction model, ECM)。误差校正模型是短期动态模型,为方便起见,考虑一个只有两个变量的 ADL(p, q)模型,

$$y_t = \beta_0 + \sum_{i=0}^p \beta_{1i} x_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_{2j} y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

经过简单的变换得到误差校正表示形式:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^p \alpha_{1i} \Delta x_{t-i} + \sum_{j=1}^q \alpha_{2j} \Delta y_{t-j} + \lambda(y - kx)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

误差校正模型只是方程 1 的适当变形,它与方程 1 是等价的,但是采用误差校正的形式有许多优点。1) 估计方程的时候,由于方程 1 包含多阶滞后项,变量之间往往产生多重共线性,从而影响估计精度,而差分一次以后的变量几乎是正交的,这样就避免了多重共线性。2) 误差校正模型具有较好的经济解释,从方程 2 可以看到,当 $\Delta y = \Delta x = 0$ 时,可得到长期静态方程 $y = kx$,因此误差校正模型实际上描述了变量向长期均衡状态调整的非均衡动态调整过程,其中 $(y - kx)_{t-1}$ 表示上一期变量偏离均衡水平的误差,称为误差校正项,这也是误差校正方程得名的由来。3) 当变量序列不平稳的时候,采用 ECM 可以避免伪回归^①的问题。经济学家非常关心伪回归的问题,一种解决办法是对不平稳的变量序列进行差分,得到平稳的序列,再用差分后的平稳序列建立模型。但是从下面的讨论可以看到,这种方法有一定的缺陷。另一种方法是采用误差校正模型。以方程 2 为例,当 y 与 x 协整时,方程左边和右边的变量序列都是 $I(0)$ 的,可以用传统的方法进行估计,而不存在伪回归的问题。4) Engle-Granger^[1] 还证明了协整序列一定可以表示成如方程 2 那样的误差校正表示形式。这就是著名的 Granger 表示定理。因此,序列协整时,应该建立误差校正模型,差分后建模,会丢失长期信息。如果 y 与 x 不协整,那么 $(y - kx)_{t-1}$ 也是 $I(1)$ 的,用 $I(1)$ 变量对 $I(0)$ 变量进行回归是没有意义的,这时只能采用差分

后的变量建模,因此误差校正模型存在的必要条件是变量序列之间是协整的。

经济中许多变量序列是不平稳的,而且经济理论往往假设某些变量之间存在长期均衡关系,因此可以采用协整和误差校正方法建立模型。本文按照 Engle-Granger^[1] 的两步法建立货币需求的协整和误差校正模型。建模步骤如下:

1° 对变量序列进行单位根检验^②,因为进行协整检验要求变量序列是 $I(1)$ 的,可使用 ADF 法进行单位根检验。

2° 估计协整方程

$$y_t = \beta x_t + v_t \quad (3)$$

其中, $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{kt})'$ 是影响 y_t 的所有变量,用 OLS 法估计方程 3。

3° 对方程 3 的残差用 ADF 法进行单位根检验。如果变量序列之间是协整的,那么残差应该是平稳的,否则残差是不平稳的,因此检验变量序列之间是否协整,只要检验残差是否平稳。对残差进行单位根检验,使用的临界值与对单个序列进行单位根检验的临界值不同,因为残差与估计的参数有关。本文使用了正确的临界值。下一步,建立动态 ECM 模型。

4° 如果 (y_t, x_t) 协整,得到如下的 ECM 模型

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1(L)\Delta x_t + \alpha_2(L)\Delta y_t + \lambda \hat{v}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中 $\alpha(L)$ 是滞后算子, \hat{v}_{t-1} 是第 2 步协整回归得到的残差项的一阶滞后。用 OLS 法估计方程 4,因为包含多阶滞后,方程 4 往往是过度识别的,去掉不显著的变量,最后得到一个简洁的模型。

2 建立模型的考虑

对货币需求进行实证分析,总是在一定的货币需求理论的指导下进行,目前关于货币需求的理论大都是针对市场经济国家进行的分析,对于处在转轨时期的中国并不完全适用,但是他们的分析仍然具有一定的借鉴意义。目前,西方的货币

① 假设方程 1 中的变量序列都是 $I(1)$ 的,用传统方法直接估计方程 1,通常存在伪回归。因为用普通最小二乘法估计得到参数不再是一致的,尽管模型结果有很高的相关系数 R^2 和显著的 t -统计量,根据这些统计量得到的推断可能是不正确的,这些统计量不再具有通常的标准分布。

② 单位根检验的零假设是变量序列有一个单位根,即变量序列是不平稳的,拒绝零假设说明变量序列是平稳的。关于单位根及其检验方法见文献[2]。

需求理论大都是把货币看作一种资产,对货币的需求即对货币性资产的需求,这些理论认为影响货币需求的因素包括:价格水平(P)、交易规模(Y)、持有货币性资产的机会成本及货币自身的收益(R)。我们认为对中国来说还包括经济货币化因素(MZ)。为了研究我国货币需求与哪些因素存在长期均衡关系,考虑以下8个系统:

$$\begin{aligned} A_1(MPY) & \quad E_1(M-PY) \\ B_1(MPYR) & \quad F_1(M-PYR) \\ C_1(MPYMZ) & \quad G_1(M-PYMZ) \\ D_1(MPYRMZ) & \quad H_1(M-PYRMZ) \end{aligned}$$

其中 M 表示某种货币余额, $M-P$ 表示实际货币余额。实际建模中,对于上述变量的取值经济学家并没有统一的意见。本文考虑三种货币余额的需求 $M0$ 、 DD 、 $M1$,其他变量诸如 P 、 Y 、 R 、 MZ 的取值在下文进行详细分析。

本文对各种货币余额建立季度模型。中国的货币供给一般以季度为单位,建立季度模型对政策制定者有一定的参考价值。样本区间是1984:1—1997:3。选择这段时期的主要原因是数据问题,由于中国统计资料不完善,一些数据最早只能达到1984年,对于区间较长的序列只能放弃一部分数字。在实际建模中,数据问题确实给我们带来很大的困难。由于统计资料的缺乏一些有意义的变量只能放弃。比如,同业拆借利率,是我国目前唯一的一种市场利率,它的变化可以反映市场资金供求的变化,用拆借利率作为持有货币的机会成本变量是比较合适的,但是同业拆借利率1996年才开始形成,样本太少,因此不得不放弃这一变量。

3 实证分析

3.1 对现金的实证分析

现金作为交易媒介而被人们持有,人们用它进行日常的支付活动。我国的现金需求主要是居民对现金的需求。

3.1.1 变量的选择

前面已经介绍了,按照经济理论,一般影响货币需求的变量包括价格水平、规模变量、机会成本变量,对中国来说还包括货币化变量。下面对影响现金需求的变量进行详细的分析。首先,影响居民

持有现金的一个重要因素是持有现金的机会成本,即因为持有现金而放弃持有其他资产而带来的利息损失。可以带来收益的资产多种多样,比如国债、定期存款、股票等。实证分析中一般选择一种有代表性的资产的利率作为机会成本,但是选择哪一种利率经济学家并没有一致的意见。在市场经济国家选择的利率包括短期国债的利率、商业票据利率、长期国债利率、或者长期利率与短期利率的差值等。我国市场化程度较低,金融市场不发达,市场利率只有银行间同业拆借利率,但是这一利率形成时间晚,没有足够的样本,因此不得不放弃这一利率。鉴于我国居民主要资产是银行存款,本文选择一年期的定期储蓄存款利率作为机会成本变量。我国与市场经济国家不同,利率是由人民银行制定的,制定方法是先制定出一年期的存款利率,再根据期限、风险等其他因素制定其他品种的利率^①。从这个意义上来说,一年期的定期储蓄存款利率是一种基准利率,我们比较了活期存款利率、一年期定期储蓄存款利率和五年期的定期储蓄存款利率,它们的走势基本相同,因此实际上选择哪一种存款利率没有多大的区别。中国利率的一个特点是变动频率低,一年最多调整几次,大部分时间没有变化。许多学者认为利率对中国的货币需求不产生作用,这个问题,可以通过下面的实证分析来验证。在建模时,本文既考虑名义利率也考虑实际利率,实际利率由名义利率减去同期的通货膨胀率得到。本文选择消费品零售总额作为影响现金需求的规模变量。我国的零售商品几乎全部是通过现金进行交易,因此流通中的现金与消费品零售额关系密切。物价水平也是影响现金需求的一个因素。当其他条件不变的时候,物价上涨时自然需要更多的现金来作为支付媒介。本文用零售物价指数代表物价水平。最后,是货币化因素。货币化过程目前没有一个统一的定义。简单说,货币化这一术语指这样一个过程,在这个过程中,通过货币作为交换媒介进行的经济活动的比例不断增加。比如包括这样的过程:交易

① 具体的说人民银行制定利率主要综合考虑了以下几个因素:1 物价总水平;2 国营大中型企业的利息负担;3 国家财政和银行的利益;4 国家政策和社会资金供求状况。从利率制定原则可以看出利率是综合考虑多种因素制定出来的,它并不完全反映社会资金供求情况,在很多时候为了减少企业的利息负担而不能把利率定得太高。

中物物交易比例降低,人们更多的通过通货作为支付手段,以及总产品中,人们用于自己直接消费的比例减少,在市场上交易的比例增加. 在我国的农村货币化现象比较明显. 我国农村生产责任制实行以后,农贸市场发展迅速,农产品的商品率不断提高,乡镇企业大量发展吸收大量的农村劳动力等都表明我国存在货币化过程. 在这里不展开讨论了. 文[3]曾对中国的货币化过程作过详细的讨论. 总之,货币化过程的存在加大了我国对现金的需求,本文把货币化进程作为解释我国现金需求的一个变量. 把货币化这样的因素加以量化是比较困难的,因为很难有一个变量把货币化进程的所有影响包括在内,只能选择一些变量来近似. 本文选择 Mackinon 指数对货币化过程做定量描述. Mackinon 指数 $MZ = M2/GDP$, $M2$ 是广义货币余额, GDP 是名义国内生产总值. 这个指标反映了一个国家经济的货币容量,部分的反映了货币化进程,是反映货币化进程的一个较好的指标. 下面用这些变量进行分析.

3.1.2 协整检验

令 $m0$ 、 $retai$ 、 p 表示现金、实际消费品零售总额、物价水平(小写字母表示取对数), $NR1$ 、 $RR1$ 、 MZ 表示一年期定期存款名义利率、实际利率和

表示货币化进程的 Mackinon 指数,它们取水平值,不取对数. 对系统 A 到系统 H 进行协整检验. 使用 Engle-Granger 的基于残差的 ADF 检验,记为 EG-ADF. 所有的检验都包括一个常数项,本文也对不包括常数项的情况进行检验. 另外,春节期间,居民对现金的需求大量增加,我国现金需求具有明显的季节性,因此在协整方程中加入一个季节因子 $@:seas(1)$,我国春节多发生在第一季度,令 $@:seas(1)$ 第一季度取值为 1,其他季度取值为 0. 在进行协整检验之前,必须先检验变量序列是否是平稳的. 本文采用 Dickey-Fuller 的 ADF 检验方法. 所有变量序列都是 $I(1)$ 的,(下面出现的变量也都是 $I(1)$ 的,由于篇幅所限,这里不给出它们的检验结果,可向作者索取.) 可以进行下面的协整检验.

Engle-Granger 的方法有一个问题,在变量数多于两个的时候,选择哪个变量为左边的变量呢? 选择不同的变量会得到不同的协整向量. 文[4]建议选择具有最高的调整后的拟合优度的那个变量作为左边的变量. 本文验证了所有的协整回归,按照文[4]的方法,合适的左边的变量都是货币余额. 协整检验的结果见表 1.

表 1 关于 $M0$ 的协整方程:1984:1 - 1997:3

变量	常数项	季节因子	变量的系数					\bar{R}^2	EG-ADF
			$retai$	p	MZ	$NR1$	$RR1$		
1	$m0$	- 7.21	0.11	0.84	1.69			0.99	- 5.1
2		- 7.77	0.11	1	1.55		0.022	0.99	- 2.99
3		- 7.26	0.11	0.86	1.68		- 0.004	0.99	- 2.95
4		- 5.35	0.1	0.63	1.52	0.16		0.99	- 2.91
5		- 5.43	0.11	0.87	1.1	0.26	0.05	0.994	- 2.82
6		- 3.79	0.1	0.49	1.34	0.31		0.995	- 3.44
7	$m0 - p$	- 6.8	0.14	1.98				0.9	- 2.41
8		- 1.45	0.12	1.08		0.3		0.94	- 3.6*
9			0.11	0.84		0.36		0.94	- 3.49*
10		- 0.9	0.11	0.94		0.28	0.05	0.98	- 2.8
11			0.12	0.79		0.32	0.06	0.98	- 2.89
12		0.86	0.11	0.69		0.32		0.97	- 4.05*
13			0.12	0.83		0.38		0.97	- 4.17**
14		- 5.49	0.14	1.79			0.06	0.94	- 1.88
15		- 6.79	0.14	1.98			- 0.005	0.9	- 2.47

注: ** 表示在 5% 水平上显著, * 表示在 10% 水平上显著, # 表示在 12.5% 的水平上显著

临界值	N	5%	10%	N	5%	10%	12.5%
	1	- 3.36	- 3.06	3	- 4.11	- 3.83	
	2	- 3.76	- 3.44	4	- 4.45	- 4.15	- 4.05

从表1可以看到对名义现金的需求,都没有发现协整关系.对实际现金的需求,在四种情况下,有协整关系成立.实际现金余额、实际消费品零售总额和货币化因素(含常数项和不含常数项的情况)都存在协整关系.协整检验在10%的水平上显著.实际现金余额、实际消费品零售总额、货币化因素和实际利率之间也存在协整关系,协整检验分别在10%和5%的水平上显著(含常数项和不含常数项的情况).可以看到,对实际现金余额来说,不包括货币化因素的系统都不能通过协整检验,说明货币化因素在我国的现金需求中是一个重要变量.名义利率对我国的现金需求没有解释力,不能进入模型.但是实际利率对现金需求有影响.对通过协整检验的四种情况,本文选择

表1中的协整方程13作为我国长期静态现金需求方程,因为它可以在5%的显著水平显著.

$$(m0 - p)_t = 0.015(m0 - p)_{t-1} + 0.011RR1_t + 0.38MZ + 0.12@seas(1) \quad (5)$$

静态方程表明实际消费品零售总额每增长1%,实际现金需求将增加0.83%,也就是说我国现金的收入弹性系数小于1;实际利率每上升一个百分点,比如从4%上升到5%,实际现金需求减少1%;Mackinnon指数每增加1%,现金需求增加0.38%;季节因子在方程中作用明显,春节期间居民对现金的需求比其他季度增加12%.

为了检验静态方程的稳定性,分别取终止日期为1996:3、1995:3、1994:3,表2是估计结果.其中包括终止日期为1997:3的结果.

表2 各区间的协整方程

终止日期	retai	MZ	RR1	Seas(1)	R ²	EG - ADF
1997:3	0.83	0.38	- 0.01	0.12	0.97	- 4.17**
1996:3	0.82	0.41	- 0.01	0.12	0.97	- 4.28**
1995:3	0.82	0.41	- 0.01	0.11	0.97	- 4.07*
1994:3	0.82	0.4	- 0.01	0.11	0.96	- 4.11**

表2的结果表明,在这四个区间协整检验都表明存在协整关系,并且参数变化不大.相对而言,1997年货币化进程的影响开始减弱,我国1978年开始改革,首先农村实行生产责任制,货币化发展迅速达到一个高潮,然后在城市进行改

革,货币化又出现一个高潮,许多学者认为现在货币化进程已经减慢,新的高潮还没有到来,本文的研究结果与我国实际情况是一致的.

现在建立误差校正模型.协整关系的存在,意味着存在如下的误差校正模型

$$\Delta(m0 - p)_t = \sum_{i=1}^n \Delta(m0 - p)_{t-i} + \sum_{i=1}^n \Delta rretai_{t-i} + \sum_{i=0}^n \Delta MZ_{t-i} + \sum_{i=1}^n \Delta RR1_{t-i} + c + @seas(1)$$

首先取滞后阶数为8,使残差满足白噪声的要求,然后逐步去掉不显著和可以忽略的变量,得

到如下的最终模型:

$$\begin{aligned} \Delta(m0 - p)_t = & - 0.23\Delta(m0 - p)_{t-3} + 0.45\Delta(m0 - p)_{t-4} - 0.1\Delta(m0 - p)_{t-5} \\ & + 0.4\Delta(m0 - p)_{t-8} + 0.48\Delta rretai_t - 0.23\Delta rretai_{t-4} \\ & + 0.05\Delta MZ_t + 0.08\Delta MZ_{t-5} + 0.09\Delta MZ_{t-8} - 0.17EC_{t-1} \end{aligned}$$

$$EC_t = (m0 - p)_t - 0.83retat_t + 0.01RR1_t - 0.38MZ - 0.12@seas(1) \quad (6)$$

$$\bar{R}^2 = 0.97 \quad SE = 0.016 \quad DW = 1.73 \quad \zeta_1(4) = 1.77(0.65) \quad \zeta_2(8) = 3.63(0.88)$$

$$ARCH(1) = 0.04(0.83) \quad ARCH(2) = 1.62(0.45) \quad JB = 0.87(0.64)$$

$$RESET(2) = 3.85(0.14)$$

这个模型可以通过各种检验。 $\zeta_1(4)$ 和 $\zeta_2(8)$ 分别是4阶和8阶序列自相关的LM检验,ARCH(1)和ARCH(2)是1阶和2阶条件异方差检验,JB是正态检验,RESET是模型的函数形式检验,括号里的数值是接受零假设的概率。用递归估计的方法估计得到的参数估计值基本相等,几乎成一条直线,CUSUM检验以及N-步CHOW预测检验都在5%的水平上不能拒绝结构稳定的零假设。

从动态模型看到,影响当期现金需求增长率的 因素主要是现金滞后因素和当期消费品零售总额及其滞后因素,货币化因素影响较小,实际利率短期内对货币需求没有影响,实际利率只是通过误差校正项,在长期中对货币需求产生影响。最后误差校正项在统计上显著存在,但系数不大,说明如果上一期现金供给与现金需求失衡,那么当期现金向均衡水平调整的速度并不快。

关于实际现金需求的实证结论如下:1)实际现金需求与实际消费品零售总额正相关,弹性系数小于1,与货币化进程正相关,与实际利率负相关。2)货币化变量是影响实际现金需求的重要变

量,去掉这个变量得不到协整关系。3)实际利率而不是名义利率影响实际现金需求。4)当期实际现金需求受滞后因素影响显著。5)现金向均衡水平调整速度较慢。6)长期和短期都存在稳定的现金需求函数。

3.2 对活期存款的实证分析

活期存款是与现金的替代性最强的一种金融资产。我国活期存款主要是企业的活期存款,同企业的日常生产活动密切相关,体现了企业的支付能力。本文选择国内生产总值作为代表交易规模的规模变量,记为Y,名义国民生产总值除以价格水平得到实际国民生产总值,实际建模时取对数,记为y。

在中国企业活期存款被支付利息,因此,用一年期储蓄定期存款利率减去企业活期存款利率,作为持有活期存款的机会成本,同样考虑名义利率和实际利率两种情况,分别记为NNR1和NRR1。其他对现金需求的分析对活期存款同样适用。总之,影响活期存款需求的包括以下几个变量y、p、NNR1、NRR1、MZ。表3是协整检验结果。

表3 对DD的协整检验1984:1—1997:3

变量	常数项	变量的系数					\bar{R}^2	EG-ADF
		p	y	MZ	NNR1	NRR1		
1	dd	-7.11	0.77	1.48			0.99	-2.24
2		-4.9	0.6	1.24	0.11		0.996	-2.98
3		-6.29	1.06	1.2		-0.04	0.992	-2.11
4		-7.05	0.79	1.46			0.002	-2.31
5		-4.75	0.76	1.12	0.19	-0.02	0.996	-2.78
6		-4.57	0.53	1.21	0.26		-0.004	0.996
7	dd-p	-1.62		1.2			0.96	-2.89
8		0.62		0.85	0.16		0.97	-3.66*
9		-1.9		1.27		-0.04	0.97	-2.02
10		-1.64		1.21			0.003	-2.93
11		0.31		0.92	0.16	-0.03	0.98	-2.92
12		0.77		0.82	0.18		-0.0009	0.97
13				0.94	0.13		0.97	-3.58*
14				0.97	0.14	-0.04	0.98	-2.81
15				0.94	0.13		9.09E-05	0.97

表 3 的大部分情况都不能拒绝没有协整关系的零假设,只有实际活期存款、实际国内生产总值和货币化因素在 10% 的水平上显著存在协整关系(包括和不包括常数项的情况)。本文选择表 3

中的方程 13 作为活期存款需求的静态方程

$$(dd - p)_t = 0.94y_t + 0.13MZ_t \quad (7)$$

建立误差校正模型如下

$$\begin{aligned} \Delta(dd - p)_t &= 0.45\Delta(dd - p)_{t-1} + 1.3\Delta y_t + 0.37\Delta y_{t-1} + 0.3\Delta y_{t-2} - 0.5\Delta y_{t-3} \\ &\quad - 0.28\Delta MZ_t - 0.14\Delta MZ_{t-1} - 0.19EC_{t-1} - 0.02 \\ EC_t &= (dd - p)_t - 0.94y_t - 0.13MZ_t \quad (8) \\ \bar{R}^2 &= 0.6 \quad SE = 0.03 \quad DW = 2 \quad JB = 0.55(0.76) \\ \zeta_1(4) &= 1.94(0.75) \quad \zeta_2(8) = 3(0.93) \\ ARCH(4) &= 4.25(0.37) \quad ARCH(8) = 8.32(0.4) \quad RESET(1) = 1.7(0.2) \end{aligned}$$

模型可以通过各种统计检验,用递归估计的方法估计得到的参数估计值基本相等,几乎成一条直线,CUSUM 检验和 N 一步 CHOW 预测检验在 5% 的水平上不能拒绝结构稳定的零假设。模型结果表明活期存款需求与实际国内生产总值正相关,从长期看,实际国内生产总值每增长 1%,对实际活期存款需求增长 0.94%;货币化进程与实际活期存款需求正相关,货币化速度每提高 1%,比如 MZ 由 100% 上升到 101%,实际活期存款需求将增长 0.34%。利率对活期存款的需求没有影响,不管是名义利率还是实际利率都不能与实际活期存款形成协整关系。因为活期存款主要是企业的活期存款,这说明企业对利率变化不敏感。从前面的研究可以看到利率影响我国的现金需求,而现金绝大部分掌握在居民手中,也就是说利率的变化会影响居民持有现金的多少。这一点与市场化程度高国家不同,在这些国家企业对利率比居民对利率更敏感。因为企业在银行的存款数量一般都是很大的,利率的微小变动就会带来几十万、几百万的利息损失,而居民的收入有限,利率的微小变动,一般不会使得居民频繁的取款存款。在中国利率对企业活期存款没有影响,与中国的经济体制有关。我国企业的流动资金主要从银行贷款得到,企业把得到的贷款再转存于银行,

进行日常的支付,即企业的活期存款。在我国资金缺乏是普遍现象,只要能够得到资金,企业并不在乎利率的大小,因此利率不影响企业活期存款需求,实际上是不影响企业对贷款的需求。模型中误差校正项的系数不大,说明变量向均衡水平调整的速度不是很快,这一点与现金需求相同。

3.3 对狭义货币的实证分析

狭义货币 M1 是现金和活期存款之和。人们可以把现金转成活期存款,也可以取出活期存款,持有现金,这时现金和活期存款的存量都发生了变化,但是 M1 的存量并没有变化,只是内部不同资产类型之间的转变,所以对 M1 的需求并不是对现金需求和活期存款需求的简单加总。M1 包括不同的资产,因此采用以下的方法计算 M1 本身的收益率,即加权平均,以各资产占总资产的比例作为权数,乘以各资产自身的收益率,求和得到总资产的收益率。现金没有利率,因此活期存款的利率乘以活期存款占 M1 的比例,就是 M1 的收益率。用一年期定期储蓄存款利率减去 M1 的收益率作为持有 M1 的机会成本,我们仍然考虑名义利率和实际利率,分别记为 NIR1 和 RIR1。其他变量同活期存款相同。表 4 是对 M1 的协整检验结果。

表 4 协整检验结果

	变量	常数项	解释变量系数					\bar{R}^2	EG - ADF
			y	p	MZ	$NIR1$	$RIR1$		
1	$m1$	-6.05	1.2	1.04				0.99	-2.1
2		-3.99	0.97	0.88	0.19			0.997	-3.02
3		-5.76	1.1	1.15		-0.01		0.992	-2.09
4		-6.04	1.2	1.05			0.0004	0.991	-2.11
5		-4.13	1.05	0.77	0.21	0.01		0.997	-3.16
6		-3.3	0.92	0.77	0.28		-0.006	0.999	-4.13 ^{**}
7	$m1 - p$	-1.6	1.25					0.97	-1.98
8		0.89	0.86		0.18			0.988	-3.22
9		-1.65	1.26			-0.004		0.97	-1.89
10		-1.61	1.25				0.0004	0.97	-1.98
11		0.87	0.86		0.19	-0.002		0.988	-3.18
12		1.68	0.73		0.24		-0.005	0.993	-3.13

表 4 的结果表明, $M1$ 只有在第 6 种情况下, 统计结果可以在 12.5% 的水平上, 通过协整检验, 其他情况下都不能拒绝零假设。

选择表 4 的方程 6 作为我国狭义货币 $M1$ 的长期静态需求函数。

$$m1_t = 0.92y_t + 0.77p_t - 0.006RIR1_t + 0.28MZ - 3.3 \quad (9)$$

我国名义狭义货币 $M1$ 与实际国内生产总值

正相关, 实际国内生产总值每增长 1%, 对 $M1$ 的需求增长 0.92%; 与物价水平正相关, 物价指数每上升 1%, $M1$ 的需求将上涨 0.77%; 实际利率与 $M1$ 负相关, 但是对 $M1$ 影响较小, 利率每上升一个百分点, 对 $M1$ 的需求减少 0.6%; 货币化速度每提高 1%, 对 $M1$ 的需求增加 0.38%。

建立误差校正模型如下:

$$\begin{aligned} \Delta m1_t &= 0.16\Delta m1_{t-2} + 0.75\Delta y_t + 1.36\Delta p_t - 0.44\Delta p_{t-1} - 0.25\Delta p_{t-2} + 0.21\Delta MZ_t - 0.46EC_{t-1} \\ EC_t &= m1_t - 0.92y_t - 0.77p_t + 0.006RIR1_t - 0.28MZ + 3.3 \\ \bar{R}^2 &= 0.77 \quad SE = 0.02 \quad DW = 2 \quad \zeta_1(4) = 1.45(0.83) \quad \zeta_2(8) = 5.74(0.68) \\ ARCH(2) &= 1.01(0.6) \quad ARCH(4) = 2.43(0.66) \quad JB = 2.5(0.39) \quad RESET(1) = 0.87(0.35) \\ RESET(2) &= 0.87(0.65) \end{aligned} \quad (10)$$

模型的各种检验都比较好, 对模型同样进行了稳定性检验, 用递归估计的方法估计得到的参数估计值基本相等, 几乎成一条直线, CUSUM 检验以及 N -步 CHOW 预测检验都在 5% 的水平上不能拒绝结构稳定的零假设。

与活期存款一样, 利率在短期内对 $M1$ 的需求没有影响, 但是, 利率在长期内对 $M1$ 的需求有影响, 因为 $M1$ 即包含活期存款也包含现金, 利率影响现金需求, 从而影响 $M1$ 的需求, 由于现金占 $M1$ 的比例较小, 因此利率对 $M1$ 的影响远远小于对现金的影响, 误差校正项系数较大, 说明如果

$M1$ 的需求与供给一旦发生偏离, 向均衡水平调整的速度很快。

4 结束语

我国现金、活期存款和狭义货币都在不同程度上与影响它们的变量存在协整关系, 利率对活期存款的需求没有影响, 对现金和狭义货币的需求有影响; 但是利率弹性小, 通过调整利率, 来调节货币存量的政策效果不大, 货币化进程在中国起着重要的作用, 中国货币供应的增加不仅要满

足经济的增长还要满足经济货币化所带来的对货币的需求,现金和活期存款的需求与供给向均衡水平调整的速度较慢,而狭义货币调整的速度要

快得多,模型估计的参数符号正确,具有合理的经济解释,动态模型可以通过各种检验,并且具有良好的稳定性。

参考文献:

- [1] Engle R F, Granger C W J. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing[J]. *Econometrica*, March 1987, 55: 251~276
- [2] Hamilton J D. *Time series analysis*[M]. Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- [3] 易刚. 中国货币需求的估计[J]. *中国社会科学季刊*, 夏季卷, 10, 15~30.
- [4] Hall S G. An application of the Granger & Engle two-step procedure to United Kingdom aggregate wage data[J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1986, 48 (8): 229~239
- [5] Miller S M. Monetary dynamics: an application of cointegration and error-correction modeling[J]. *Journal of Money, Credit, and Banking*, May 1991, 23(2): 139~153
- [6] Hendry D F, Ericsson N R. An econometric analysis of U. K. Money demand in monetary trends in the United States and the United Kingdom by Milton Friedman and Anna J. Schwartz[J]. *The American Economic Review*, March 1991, 81(1): 8~38
- [7] Chow G C. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions[J]. *Econometrica*, July 1960, 28, 591~605
- [8] Judd J P, Scadding J L. The search for a stable money demand function: a survey of the post-1973 literature[J]. *Journal of Economic Literature*, September 1982, 20: 993~1023
- [9] Phillips P C B, Ouliaris S. Asymptotic properties of residual based tests for cointegration[J]. *Econometrica*, 1990, 58 (1): 165~193
- [10] 赵文奇. 从一般到简单与消费函数的建立[M]. *数量经济技术经济研究*, 1997, 27~34
- [11] Davidson R, Mackinnon J G. *Estimation and inference in econometrics*[M]. New York Oxford, 1993
- [12] Yash P Mehra. The stability of the M2 demand function: evidence from an error-correction model[J]. *Journal of Money, Credit, and Banking*, August 1993, 25(3): 455~460
- [13] Laidler D E W. *The demand for money: theories, evidence and problems*[M]. New York: Harper and Row, 1985

The demand for narrow money and its components

PAN Hong-yu, DENG Shu-hui

Laboratory of the Management, Decision and Information Systems, Institute of Systems Science Academia Sinica, Beijing 100080

Abstract: This paper makes a systematic study about the demand for M0, DD and M1 of China. Our econometric tests show that the demand for money appears to be sensitive to income, price level, interest rates and monetization. The growth rate of money supply is more than the sum of economic growth and inflation rate, because there exists monetization process in China. This process promote a rapid growth in the demand for money.

Keywords: money demand; monetization; cointegration; error correction model