

# 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

蒋瑛琨, 赵振全, 刘艳武

(吉林大学 数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

(吉林大学 数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

(中国人民银行总行 货币金银局, 北京 100800)

### **Empirical Analysis for Chinese Money Demand Function**

#### **——Dynamic Testing Based on Two Stages(1978-1993 & 1994-2004)**

JIANG Ying-kun, ZHAO Zhen-quan, LIU Yan-wu

(Center for Quantitative Economics, Jilin University, Changchun 130012, China)

(Center for Quantitative Economics, Jilin University, Changchun 130012, China)

(the People's Bank of China, Monetary Gold and Silver bureau, Beijing 100800, China)

**摘要:** 本文利用协整理论和误差修正模型估计了两个阶段(1978-1993 和 1994-2004)中国静态和动态货币需求函数。实证结果表明, M1、M2 与收入、利率、价格预期、货币化程度变量之间存在长期稳定的协整关系。货币化程度的引入有助于建立更为精确合理的货币需求函数。第一阶段 M1 和 M2 的短期动态方程比较稳定, 而第二阶段稳定性较差。中国选择货币供应量作为货币政策中介目标是不得已的选择, M1 比 M2 更适合作为货币政策的中介目标。

**关键词:** 货币需求函数 协整 误差修正模型 阶段 货币化程度

**Abstract:** Cointegration theory and error correction models are used to estimate Chinese static and dynamic money demand function of two stages(1978-1993 & 1994-2004). The empirical results show that, there exists a long-term and steady cointegration relationship between M1/M2, income, interest rate, expected price and monetary degree variable. The introduction of the monetary degree contributes to setting up more accurate and rational money demand function. The short-term dynamic equations of M1 and M2 in stage one are steady, but the equations of them in stage two are less steady. This indicates that money supply is not the best selection for the intermediary goal of monetary policy, and as the intermediary goal M1 is superior to M2.

**Keywords:** money demand function; cointegration; error correction models; stages; monetary degree

## 一、问题的提出

由于一个稳定的货币需求函数是货币政策实施中运用货币供应量为中介目标的前提条件, 因此货币需求的实证分析主要包括对货币需求函数进行估计和进行参数的稳定性检验等。实证模型一般包含两类: 长期静态模型和短期动态模型, 一般而言, 长期静态货币需求函数不考虑变量本身的滞后影响, 假定货币需求的自我调整在长期内与实际值完全一致, 解释变量与被解释变量具有同时性。

但是长期静态模型在实证研究中的统计检验和预测效果并不理想，因而有必要估计短期动态模型。最初结合长期静态和短期动态的货币需求函数是局部调整模型(PAMs, partially adjustment models), 然后是缓冲存货模型(buffer-stock models)和误差修正模型(ECM, error correction models)。前面两种模型在实证检验上均存在一些严重缺陷，而误差修正模型的出发点在于考虑理论与数据之间的一致性；该类模型可以同时包含货币需求的长期静态均衡和短期的非均衡向长期均衡进行调整的动态模拟，已被证实是在货币需求函数的估计方面最成功的模型<sup>1</sup>。

近二十年来，大量的研究采用协整和误差修正模型对各国货币需求函数进行了分析，近年来也有不少研究应用这种方法分析了中国的货币需求函数。哈弗尔和库塔恩(Hafer and Kutan, 1994)<sup>[1]</sup>用误差修正模型检验了中国 1952-1988 年的货币需求（年度数据），说明采用国民收入缩减指数而不是零售物价指数时，货币需求与实际国民收入、一年期定期存款利率以及预期通货膨胀率存在协整关系。刘斌(2001)<sup>[2]</sup>利用中国 1978-1997 年的年度数据，采用协整和误差修正模型进行实证研究的结果说明，M1 实际余额与实际GDP、价格指数存在协整关系，M2 实际余额与实际国内生产总值、一年期定期存款利率之间存在协整关系，并得出比较稳定的短期动态模型。汪红驹(2003)<sup>[3]</sup>利用 1978-2000 年的年度数据对货币需求函数进行了估计，结果说明M1 实际余额与实际GDP、一年期定期存款利率存在协整关系，M2 实际余额与实际GDP、通货膨胀率和一年期定期存款利率之间存在协整关系，但是M1 和M2 的短期动态模型并不稳定。这些研究主要是在中国长期货币需求函数的动态模型的稳定性方面存在分歧。

笔者认为，目前国内对货币需求研究结果的差异主要表现在样本区间选取的不同以及是否将货币化变量纳入货币需求函数的研究中。

改革开放以后，中国经济环境不断发生显著变化，货币化程度经历了从不断加深到逐渐减弱的过程，中央银行调控货币政策的手段、能力日渐成熟，由此经济主体对货币的需求也不断随之发生变化。中国的经济环境和货币政策在 80 年代和 90 年代显著不同，据此货币需求也可能存在阶段性的显著变化。国内现有对货币需求的研究大多基于单一数据期间，并由此求出中国的货币需求函数形式，得到中国货币需求稳定与否的结论。划分不同的阶段分析货币需求，有助于研究不同阶段货币需求函数形式是否变化，以及有关变量对货币需求的影响程度是否变化；而将货币化变量纳入研究，更能体现中国经济转轨过程中，体制和环境因素导致的货币化因素对货币需求的冲击。

---

<sup>1</sup> 如Baba, Hendry和Star<sup>[4]</sup>估计美国货币需求函数、Hendry和Ericsson<sup>[5]</sup>估计英国货币需求函数、Yoshida<sup>[6]</sup>估计日本货币需求函数、Won Gyn Choi和Seonghwan Oh<sup>[7]</sup>估计香港货币需求函数、Gunnar Bardsen<sup>[8]</sup>估计挪威货币需求函数、Hidegart Ahumada<sup>[9]</sup>估计阿根廷货币需求函数等。

本文将改革开放以后中国货币需求函数分为两个阶段进行研究：1978-1993 和 1994-2004 年上半年。笔者这样划分阶段的理由在于：第一，在 1994 年以前，中央银行货币政策主要采用直接调控手段，货币政策的类型表现为扩张和紧缩政策的循环交替，而 1994 年以后，中央银行开始逐渐采用间接调控手段，实施从紧的货币政策，因此这样的阶段划分是合理的。第二，在两个阶段货币化程度对货币需求的影响作用很不相同。80 年代，由于中国经济处在高速发展初期，货币化程度不断加深，导致货币需求大幅增加；进入 90 年代中期以后，人们普遍认为中国的货币化进程已经减慢，由此对货币需求的影响也小的多<sup>1</sup>。此外，90 年代中期以后，经济和金融环境发生了很大变化，通货膨胀率也急剧下降，中央银行也多次调低利率。基于以上两点理由，笔者在下面将对中国货币需求函数分阶段进行研究。由于受数据可得性和样本区间较短的限制，1978-1993 年采用了年度数据，而 1994-2004 年 2 季度采用了季度数据。数据类型的不同对研究结果可能会有一些影响，但笔者认为由此引起的误差不大。另外，我们更关心 90 年代中期以来中国的货币需求函数，因为这能为未来期间央行货币政策操作提供有益建议，因此笔者认为这样的分段研究是有意义的。下面笔者将划分不同阶段，并纳入货币化因素，对中国货币需求函数进行研究。

## 二、变量和数据

### （一）变量选取

货币需求函数研究的是货币需求量同收入、利率、物价水平等宏观经济变量之间的关系，一般而言，货币需求函数包括两种类型的变量：规模变量和机会成本变量。

1. 规模变量。在实证分析中规模变量通常选择 GDP、商品零售总额、财富等等，本文选择实际 GDP 为规模变量。

2. 机会成本变量。机会成本变量一般包括两个组成部分：货币自身的收益率和除货币以外的其它资产的收益率(Sriram. S, 1999)<sup>[11]</sup>，主要包括国库券利率、商业票据利率、定期存款利率、预期通货膨胀率和国外资产收益率等等。根据中国金融市场的发展状况和经济的开放程度，我们选择加权平均的一年期定期存款利率和预期通货膨胀率作为货币需求的机会成本变量。本文选择利用适应性预期，即滞后一阶的零售价格指数作为通货膨胀预期的度量指标来代表预期通货膨胀率。

3. 货币化程度。货币化程度是指经济中以货币为媒介进行交易的商品与劳务占社会总产出(GDP)

---

<sup>1</sup> 但夏斌、廖强(2001)<sup>[10]</sup>认为，实际上受 1998 年以来中国经济体制改革力度加大影响，中国的经济货币化进程不但没有停滞反而加快，从而在很大程度上抵消了近年来的货币扩张效应。

的比重。改革开放以后，中国经济中通过货币作为交换媒介的经济活动的比例不断增加，易刚(1996)<sup>[12]</sup>、谢平(1996)<sup>[13]</sup>等人指出，货币化因素已成为影响中国货币需求的重要变量。本文采用麦金农(1997)<sup>[14]</sup>金融深化指标广义货币与国内生产总值之比M2/GDP来度量中国经济货币化程度。

## (二) 数据来源

本节采用各指标的年度和季度数据。名义GDP、零售物价指数的年度数据来源于《中国金融统计》(1952-1997)，加权平均的一年期定期存款利率的年度数据是笔者根据《中国金融统计》(1952-1997)计算得出的。关于广义和狭义货币供应量，由于现行的银行概览、货币概览经过了多次修订，导致可比性大大降低。本节中，1978-1992年的M1和M2序列数据分别选用庞皓、黎实(2000)<sup>[15]</sup>和汪红驹(2003)<sup>[3]</sup>估算的数值，1993年的M1和M2采用《中国人民银行季报》公布的数据。

名义GDP、M1和M2的季度数据来源于《中国人民银行季报》各期和中国经济信息网提供的数据。加权平均的一年期定期存款利率的季度数据是笔者根据中国经济信息网提供的数据计算得出的。

关于零售物价指数，由于中国尚没有公布定基础比的零售物价指数序列，因此笔者分别利用中国公布的零售物价年(第一阶段)和月(第二阶段)同期比指数构造中国零售物价的定基比指数，基年分别为1978和1993年。除了利率以外，所有的变量都利用X-11方法进行了季节调整。

本节实证中采用名义GDP、M1和M2的实际值。首先利用不变价的零售物价指数P对M1、M2和GDP数据进行调整，然后对相关数据进行自然对数变换。利率R采用水平值，零售物价指数P采用适应性预期，即以不变价计算的上期零售物价水平，货币化程度 $\lambda$ 利用 $\lambda = M2/GDP$ 得到。

## 三、M1和M2的协整与误差修正模型估计

### (一) 单位根检验

在建立关于实际狭义货币余额 $m_1$ 和实际广义货币余额 $m_2$ 的长期均衡方程以前，需要先对各序列进行ADF单位根检验，以判断各序列的平稳性。利用Eviews4.0软件分别对两个阶段各变量水平值和一阶差分进行检验，其中检验过程中滞后项的确定采用AIC准则，结果见表1。

表1 两个阶段各序列的单位根检验结果

1978-1993年				1994年1季度-2004年2季度			
变量	检验形式 (C,T,K)	ADF 统计量	临界值	变量	检验形式 (C,T,K)	ADF 统计量	临界值

$m_1$	(C, T, 1)	-2.637710	-3.2964***	$m_1$	(C, T, 2)	-4.0113	-4.2092*
$m_2$	(C, T, 1)	-2.759403	-3.2964***	$m_2$	(C, T, 4)	-2.7571	-3.1988***
$y$	(C, T, 1)	-3.523605	-3.7347**	$y$	(C, T, 4)	-2.9699	-3.1988***
$R$	(C, 0, 1)	-1.717002	-2.6672***	$R$	(C, 0, 1)	-1.5918	-2.6039***
$P$	(C, T, 1)	-1.267876	-3.2964***	$P$	(C, T, 2)	-4.0148	-4.2092*
$\lambda$	(C, T, 1)	-2.515300	-3.3086***	$\lambda$	(C, T, 3)	-2.6211	-3.1968***
$\Delta m_1$	(C, 0, 1)	-2.813713	-2.6745***	$\Delta m_1$	(C, 0, 3)	-3.0164	-2.9422**
$\Delta m_2$	(C, 0, 1)	-3.198937	-3.0659**	$\Delta m_2$	(C, 0, 1)	-4.3494	-3.6171*
$\Delta y$	(C, 0, 1)	-2.777020	-3.0818**	$\Delta y$	(C, 0, 4)	-3.2675	-2.9446**
$\Delta R$	(C, 0, 1)	-4.571720	-3.9228*	$\Delta R$	(C, 0, 1)	-3.1718	-2*9339**
$\Delta P$	(0, 0, 1)	-1.676170	-1.6269***	$\Delta P$	(0, 0, 3)	-5.9200	-2.6261*
$\Delta \lambda$	(C, 0, 1)	-3.191247	-3.0818**	$\Delta \lambda$	(C, 0, 2)	-5.4502	-3.6117*

注：其中检验形式(C,T,K)分别表示单位根检验方程包括常数项、时间趋势和滞后项的阶数，加入滞后项是为了使残差项为白噪声， $\Delta$ 表示差分算子，\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 10%、5%和 1%显著水平的临界值。

从表 1 可以看出，在 1978-1993 年期间， $m_1$ 、 $m_2$ 、 $R$ 、 $P$  和  $\lambda$  在 10% 的显著性水平下无法拒绝单位根过程， $y$  在 5% 的显著性水平下无法拒绝单位根过程，但这些变量的一阶差分序列都是平稳的。其中  $R$  在 1% 的显著性水平下拒绝单位根过程， $m_2$ 、 $y$  和  $\lambda$  在 5% 的显著性水平下拒绝单位根过程， $m_1$ 、 $P$  在 10% 的显著性水平下拒绝单位根过程。

在 1994 年第一季度-2004 年第二季度， $m_2$ 、 $y$ 、 $R$  和  $\lambda$  在 10% 的显著性水平下无法拒绝单位根过程， $m_1$  和  $P$  在 1% 的显著性水平下无法拒绝单位根过程，但这些变量的一阶差分序列都是平稳的。其中  $m_2$ 、 $P$  和在  $\lambda$  在 1% 的显著性水平下拒绝单位根过程， $m_1$ 、 $y$  和  $R$  在 5% 的显著性水平下拒绝单位根过程。

## (二) 长期货币需求函数估计

本文采用 Engle-Granger 的两步检验法来检验 M1、M2 与收入、价格、利率、货币化程度这些变量之间的协整关系，首先用最小二乘法估计长期货币需求方程，求得回归结果如下：

### 1. 第一阶段(1978-1993):

$$m_{1t} = -1.469 + 1.069y_t - 0.004R_t - 0.005P_{t-1} + 1.403\lambda_t \quad (1)$$

(-4.392) (9.624) (-0.304) (-4.363) (4.679)

$$R^2: 0.994 \quad D.W.: 2.199$$

$$m_{2t} = -1.471 + 0.999y_t + 0.031R_t - 0.003P_{t-1} + 1.928\lambda_t \quad (2)$$

(-7.453) (15.244) (3.974) (-5.131) (10.900)

$$R^2: 0.999 \quad D.W.: 2.242$$

### 2. 第二阶段(1994 年第一季度-2004 年第二季度):

$$m_{1t} = 1.926 + 0.726y_{t-1} - 0.026R_t - 0.004P_{t-1} + 0.155\lambda_t \quad (3)$$

(3.508) (4.680) (-2.644) (-2.051) (3.320)

$$R^2: 0.977 \quad D.W.: 1.945$$

$$m_{2t} = 2.044 + 0.776y_{t-1} - 0.027R_t + 0.157\lambda_t \quad (4)$$

(3.950) (6.230) (-3.620) (5.343)

$$R^2: 0.980 \quad D.W.: 2.027$$

对四个回归方程的的残差进行 ADF 单位根检验，结果见表 2:

表 2 方程(1)-(4)残差的单位根检验

变量	检验形式(C,T,K)	ADF 统计量	临界值
方程(1)的残差	(0, 0, 1)	-2.6739	-1.9699**
方程(2)的残差	(0, 0, 1)	-3.9888	2.7760*
方程(3)的残差	(0, 0, 1)	-5.1886	-2.6227*
方程(4)的残差	(0, 0, 1)	-6.2273	-2.6227*

注：同表 1

从表 2 可以看出，方程(2)、(3)和(4) 的残差在 1%的显著水平下都是平稳的，方程(1)的残差在 5%的显著水平下是平稳的，即四个方程均不存在单位根。这说明在不同阶段，M1、M2 分别与实际 GDP、机会成本、货币化程度变量之间存在协整关系。

### (三) 短期动态货币需求函数估计

协整关系仅仅表示一种长期的均衡关系，微观经济主体还根据经济变量的短期变化(如利率变化、价格水平的变化、收入变化、货币化进程、货币增长率等)向长期均衡的货币持有量调整货币需求量，这就是短期动态的货币需求函数。根据 Hendry 由一般到特殊的动态建模原则，年度数据从滞后两期、季度数据从滞后八期开始删除不显著的变量，得到 M1 和 M2 的误差修正模型如下：

#### 1. 第一阶段(1978-1993):

$$\Delta m_{1t} = 0.921\Delta y_{t-1} - 0.005\Delta P_{t-1} + 1.799\Delta \lambda_t - 1.380CE_{t-1} \quad (5)$$

(3.799) (-2.568) (4.239) (-1.981)

$$R^2: 0.631 \quad \bar{R}^2: 0.508 \quad D.W.: 1.904 \quad LM(1)=0.017653(0.897581)$$

$$LM(2)=0.020237 (0.980024) \quad ARCH(1)=1.530600 (1.530600)$$

$$\text{White Heteroskedasticity Test}=2.716869(0.174879)$$

$$\Delta m_{2t} = 0.025 + 0.871\Delta y_t - 0.002\Delta P_{t-2} + 1.550\Delta \lambda_t - 0.394CE_{t-1} \quad (6)$$

(2.260) (10.252) (-3.118) (14.019) (-1.847)

$$R^2: 0.971 \quad \bar{R}^2: 0.956 \quad D.W.: 1.839 \quad LM(1)=0.003827 (0.952402)$$

$$LM(2)=0.277434 (0.766941) \quad ARCH(1)=0.187021 (0.674585)$$

$$\text{White Heteroskedasticity Test}=0.973496 (0.550884)$$

2. 第二阶段(1994年第一季度-2004年第二季度):

$$\begin{aligned} \Delta m_{1t} = & 0.020 + 0.285\Delta y_t - 0.014\Delta R_{t-3} - 0.001\Delta P_{t-2} \\ & (4.380) \quad (3.080) \quad (-2.758) \quad (-1.608) \\ & + 0.040\Delta\lambda_t + 0.032\Delta\lambda_{t-2} + 0.016\Delta\lambda_{t-3} - 0.133CE_{t-1} \end{aligned} \quad (7)$$

(2.120)      (3.542)      (1.840)      (-2.583)

$R^2$ : 0.719     $\bar{R}^2$ : 0.653     $D.W.$ : 1.936     $LM(1)=0.035031(0.852833)$   
 $LM(2)=0.155838(0.856435)$      $ARCH(1)=1.864501(0.180818)$   
 White Heteroskedasticity Test=0.668669 (0.780291)

$$\begin{aligned} \Delta m_{2t} = & 0.012 + 0.546\Delta y_t + 0.123\Delta y_{t-2} - 0.0013\Delta P_{t-1} + 0.0009\Delta P_{t-2} \\ & (3.534) \quad (10.752) \quad (2.380) \quad (-2.353) \quad (2.085) \\ & + 0.0007\Delta P_{t-4} + 0.109\Delta\lambda_t + 0.022\Delta\lambda_{t-2} - 0.066CE_{t-1} \end{aligned} \quad (8)$$

(2.107)      (10.785)      (1.997)      (-2.556)

$R^2$ : 0.865     $\bar{R}^2$ : 0.829     $D.W.$ : 1.840     $LM(1)=0.032249(0.858731)$   
 $LM(2)=0.621845(0.544204)$      $ARCH(1)=0.943089(0.337965)$   
 White Heteroskedasticity Test=1.795952 (0.100521)

上面短期动态货币需求函数的统计结果是令人满意的, 图 1-图 4 分别是二个阶段 M1、M2 短期动态方程的拟合图, 从图中可以看出, M1 和 M2 的短期动态方程的拟合程度是比较理想的。

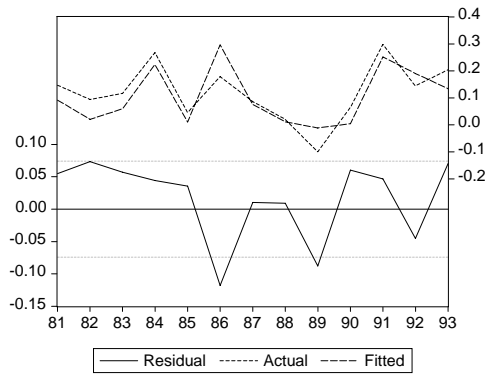


图 1 M1 实际余额增长率与拟合值(第一阶段)

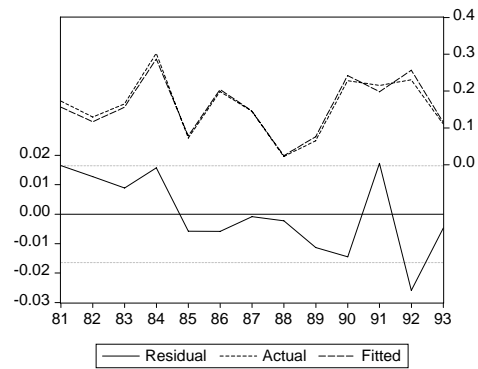


图 2 M2 实际余额增长率与拟合值(第一阶段)

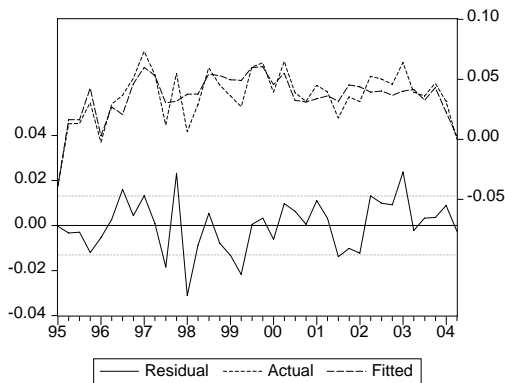


图 3 M1 实际余额增长率与拟合值(第二阶段)

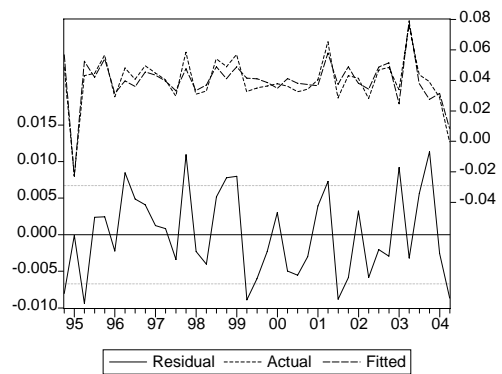


图 4 M2 实际余额增长率与拟合值(第二阶段)

## 四、对实证结果的分析

### (一) 长期货币需求函数的特征分析

长期货币需求函数(1)-(4)表明, M1、M2 实际余额与收入、利率、价格预期、货币化程度变量之间存在长期稳定的协整关系, 所有变量前估计系数的符号都基本符合理论预测。

#### 1. 第一阶段的长期货币需求函数

剔除货币化对收入弹性的影响, 中国实际狭义货币需求的长期收入弹性稍大于 1, 而实际广义货币需求函数的长期收入弹性略小于 1, 两个收入弹性基本在 1 左右。这一结果与国内有些学者的研究结论不同。易刚(1996)<sup>[12]</sup>利用中国 1952-1989 年度数据进行的实证研究表明, 以官方价格指数调整的M2 的收入弹性为 1.235, 以市场价格指数调整的M2 的收入弹性为 0.864; 刘斌、邓述慧和王雪坤(1999)<sup>[16]</sup>利用 1980-1994 年季度数据对货币需求的研究表明, 不加入货币化因子, 实际M1 货币需求的收入弹性为 1.29, 实际M2 货币需求的收入弹性为 1.8; 汪红驹(2003)<sup>[13]</sup>利用 1978-2000 年度数据的研究表明, 中国M1 和M2 实际货币余额的收入弹性分别为 1.26 和 1.67。笔者认为研究结果的差异在于, 狭义货币的收入弹性大于 1 说明经济中货币化趋势对货币需求产生的影响, 上述几位学者的研究没有包含代表货币化因素的变量, 因此货币需求的收入弹性中包含了货币化的因素, 因此其估计值高于笔者的估计。比如, 刘斌、黄先开和潘虹宇(2001)<sup>[2]</sup>利用 1984-1997 年季度数据的分析表明, 剔除了货币化因素, 实际狭义货币余额的收入弹性为 0.92, 这与我们的研究结果接近。不过, 笔者认为, 货币化程度是影响转型国家货币需求的重要变量, 单独将其作为解释变量, 有助于建立更为精确合理的货币需求函数。谢平(1996)<sup>[13]</sup>指出, 货币化因素是货币余额超常增长的重要因素。李焰(1999)<sup>[17]</sup>的实证分析表明, 货币化对货币需求增加有明显的促进作用, 而且货币化趋势是减慢的。本节的研究表明, 货币化程度是影响中国货币需求函数的重要变量, 货币化程度对M1 和M2 的影响系数分别达到 1.403 和 1.928。在此期间, 中国居民资产结构单一, 收入主要转化为储蓄, 市场交易的增加、农村生产责任制的推行和乡镇企业的迅速发展等带来的货币化过程的加深, 共同导致了货币化变量和收入对货币需求的影响。

M1 和M2 的货币需求利率弹性分别为-0.004 和 0.031, 且比较显著。在理论上, 托宾-鲍莫尔提出的平方根公式表明, 交易性货币需求的利率弹性为 1/2, 惠伦的立方根公式表明预防性货币需求的利率弹性为 1/3。刘斌、邓述慧和王雪坤(1999)<sup>[16]</sup>估计的结果表明中国 1980-1994 年M1 的货币需求利率弹性为-0.12, 刘斌、黄先开、潘虹宇(2001)<sup>[2]</sup>的分析表明中国 1984-1997 年M1 的货币需求利率



弹性为-0.006，汪红驹(2003)<sup>[3]</sup>的分析认为 1978-2000 年中国M1 和M2 实际余额的长期货币需求方程的利率弹性分别为-0.06 和 0.02。我们的研究结果与此类似，说明中国货币需求的利率弹性远低于理论水平，弹性较低。货币需求的利率弹性起源于资产选择行为，如果不存在资产选择或者货币的替代性资产较少，并且货币与其他资产之间的交易成本比较高，则货币需求的利率弹性就必然较低。改革开放以后到 90 年代初，是通货膨胀上升时期，政府在此期间不时调整利率，但由于资产结构单一和交易成本的制约，利率变化对货币需求的影响不大。M2 的货币需求利率弹性为正，表明利率提高引起居民定期储蓄的增加。通货膨胀预期对货币需求影响显著，当预期价格水平上升时，人们将减持货币，在 1984、1988 年中国出现几次较大的通货膨胀时，人们都减持货币，转向购买实物资产，我们的实证研究结果和实践是吻合的。

## 2. 第二阶段长期货币需求函数的变化

剔除货币化对收入弹性的影响，M1 的长期收入弹性为 0.726，而M2 的长期收入弹性为 0.776，收入弹性明显小于第一阶段货币需求的收入弹性。造成这一现象的原因在于，在中国经济转轨过程中，一些因素不断变化，影响了货币需求的收入弹性。主要表现在，90 年代以后证券市场迅速发展，金融资产多元化进程加快，居民可选择的资产范围扩大，非货币性金融资产与货币之间的转换成本下降，作为价值储藏的货币需求也下降，货币需求的收入弹性也随之下降。货币化程度对M1 和M2 的影响系数分别达到 0.155 和 0.157，与第一阶段相比，货币化变量对货币需求的影响程度大大降低。80 年代是中国货币化进程上升的时期，计划经济取消实物分配和农村城市化是导致货币化比率提高的主要原因(刘斌，黄先开，潘虹宇，2001)<sup>[2]</sup>；进入 90 年代以后，中国经济已从 80 年代的高速发展转向平稳发展过程，货币化程度已大大减弱。汪红驹(2003)<sup>[3]</sup>认为，货币化比率在经济发展过程中存在先上升，然后保持稳定或略有下降的趋势。货币化进程本身的减弱以及该变量对货币需求的影响系数的减小，导致了货币化变量对货币需求的影响越来越小。

M1 和 M2 的货币需求利率弹性分别为-0.026 和-0.027，且比较显著，利率弹性虽然仍较低，但与第一阶段相比，已有较大增加。90 年代以来居民消费水平不断提高，消费结构不断优化，利率的下调在一定程度上能够刺激居民提高消费水平，增加货币需求，从而导致了 M1 的利率弹性为负。但进入 90 年代中期以后，中国对居民收入、教育、住房、医疗、保险等方面的改革措施普遍推开，这些措施增大了居民对未来收支不确定性的担忧。虽然利率不断下调，居民储蓄仍然不断增加，因此 M2 的利率弹性为负。通货膨胀预期对货币需求影响显著为负，这表明通货紧缩增加了居民对货币的需求。

## (二) 短期动态货币需求函数的稳定性检验

### 1. 第一阶段(1978-1993)

M1 的短期方程的递归残差检验、CUSUM 检验、一步预测检验、N 步预测检验表明在 5% 的显著水平下回归系数是稳定的，因此我们可以认为中国 1978-1993 年 M1 的短期需求函数是比较稳定的。

M2 的短期方程的递归残差检验、CUSUM 检验、一步预测检验、N 步预测检验表明在 5% 的显著性水平下回归系数也比较稳定，但稳定性显然不如 M1 的短期方程。CUSUM 检验的递归残差的累计和虽然没有超出临界线，但呈偏离零线发散的趋势。递归残差检验、一步预测检验、N 步预测检验显示 1991 和 1992 年的递归残差与 2 倍标准差也非常接近，这说明在 5% 的显著性水平下回归系数为常数的零假设值得怀疑，M2 的短期需求曲线的稳定程度不如 M1 的短期需求曲线。

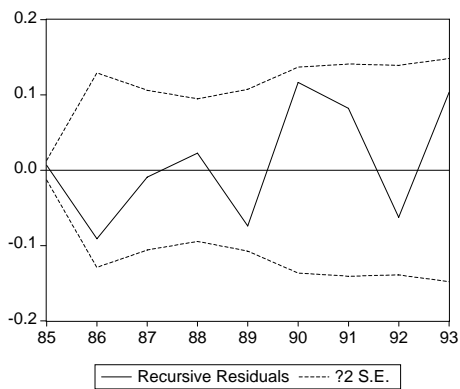


图 5 M1 短期货币需求方程的递归残差检验

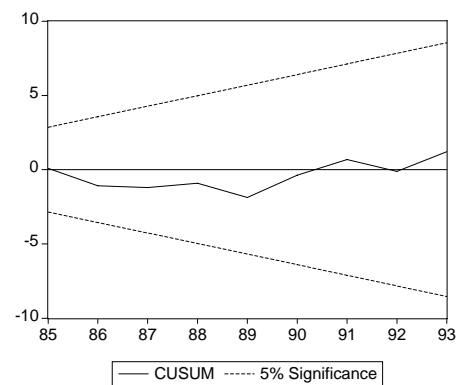


图 6 M1 短期货币需求方程的 CUSUM 检验

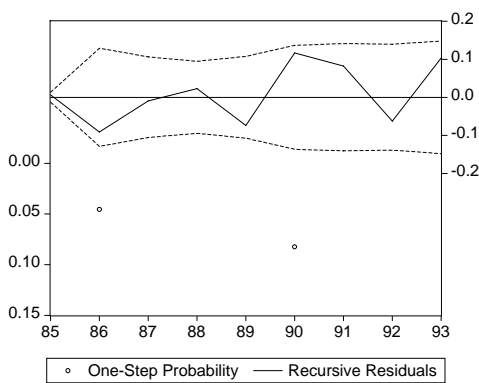


图 7 M1 短期货币需求方程的一步预测检验

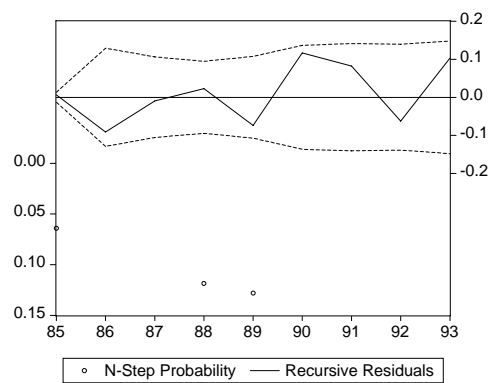


图 8 M1 短期货币需求方程的 N 步预测检验

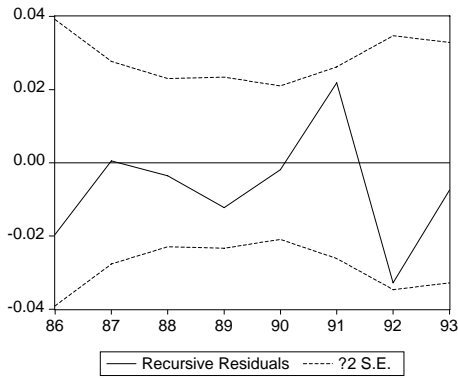


图 9 M2 短期货币需求方程的递归残差检验

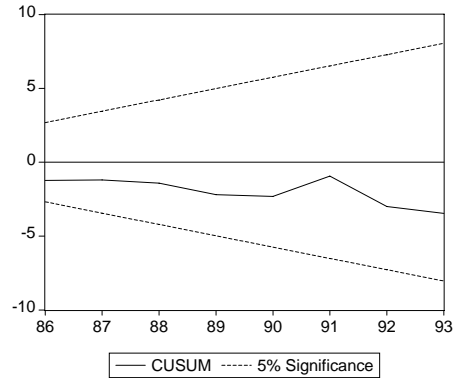


图 10 M2 短期货币需求方程的 CUSUM 检验

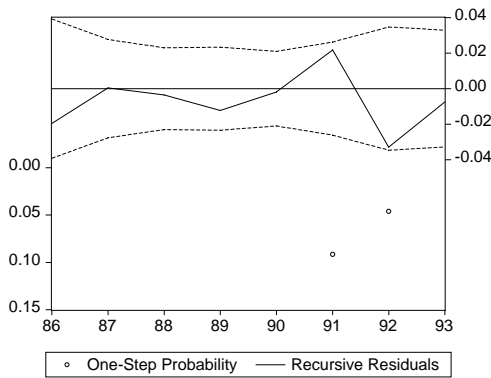


图 11 M2 短期货币需求方程的一步预测检验

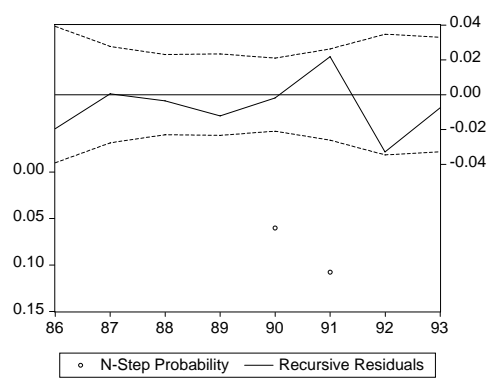


图 12 M2 短期货币需求方程的 N 步预测检验

## 2. 第二阶段(1994 年第一季度-2004 年第二季度)

递归残差检验、一步预测检验、N 步预测检验显示，1999 年第一季度和 2002 年第四季度的递归残差均超过了 2 倍标准差，1997 年第二季度的递归残差与 2 倍标准差非常接近，这说明在 5% 的显著性水平拒绝回归系数为常数的零假设。第二阶段 M1 的短期需求曲线不稳定。

CUSUM 检验显示递归残差的累计和呈现偏离零线发散的态势，递归残差检验、一步预测检验、N 步预测检验表明 2002 年第三季度和第四季度、2003 年第三季度的递归残差超过了 2 倍标准差，1999 年第一季度和第三季度、2001 年第二季度的递归残差与 2 倍标准差非常接近，这说明在 5% 的显著性水平拒绝回归系数为常数的零假设。第二阶段 M2 的短期需求曲线极不稳定。

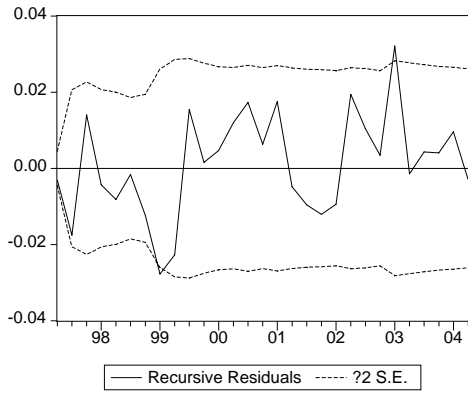


图 13 M1 短期货币需求方程的递归残差检验

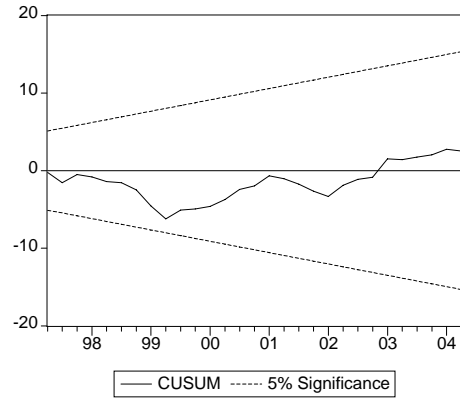


图 14 M1 短期货币需求方程的 CUSUM 检验

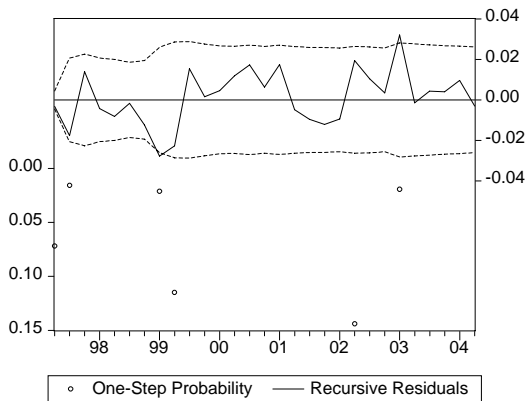


图 15 M1 短期货币需求方程的一步预测检验

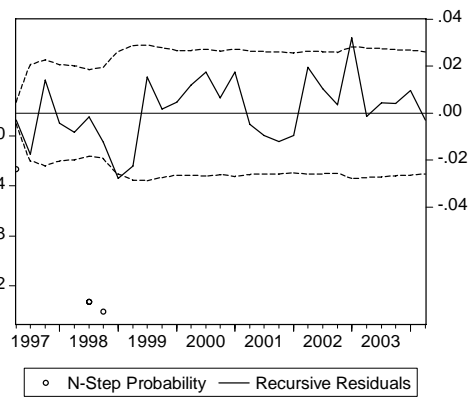


图 16 M1 短期货币需求方程的 N 步预测检验

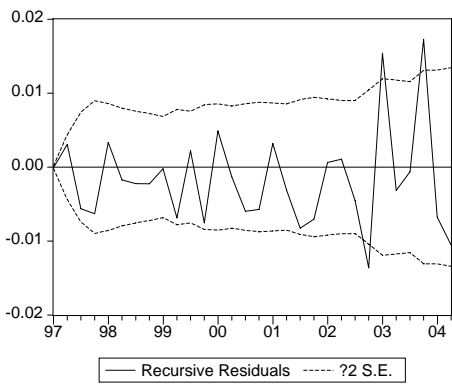


图 17 M2 短期货币需求方程的递归残差检验

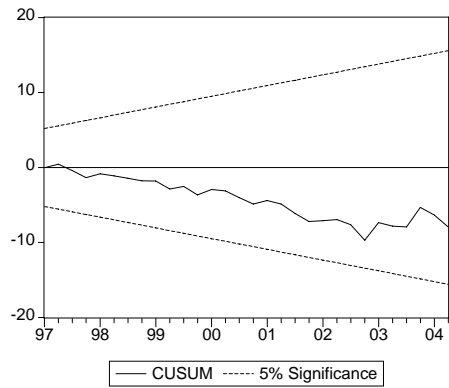
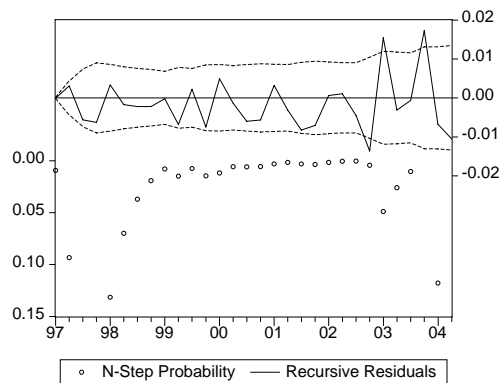
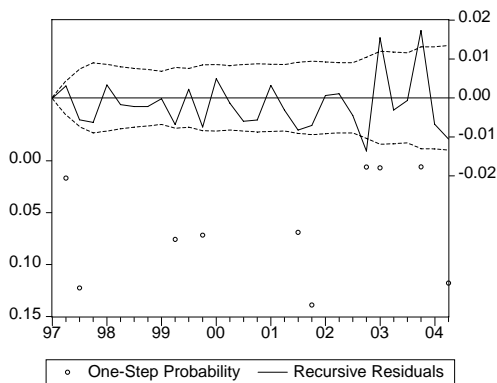


图 18 M2 短期货币需求方程的 CUSUM 检验



造成第二阶段 M1 和 M2 短期动态方程稳定性较差的原因是，90 年代以来，中国经济和金融环境发生了巨大变化，金融体制改革和价格体制改革逐步深化，证券市场迅速发展，新的金融工具不断出现，货币化速度逐渐减缓，导致了货币需求函数发生了很大变化，货币需求函数越来越不稳定。美国等西方发达国家在 20 世纪 70 年代初的金融创新，使货币需求函数变得不稳定，并改变了以货币供应量为中介目标的操作策略。中国已经加入 WTO，随着金融业逐渐对外开放，大规模的金融创新的出现，货币需求函数的不稳定性还会加剧。

货币需求的变化是中央银行控制货币供给的基础，货币供给量的多少应该与整个社会对货币的需求相适应。笔者的实证分析表明，在货币需求函数不稳定的情况之下，货币供应量不是作为货币政策的最合适变量。目前，在没有其他合适的中介目标的情况下，中国选择货币供应量作为货币政策的中介目标是不得已的选择，而且从我们的实证分析来看，M1 比 M2 更适合作为货币政策的中介目标，不过随着中国金融业大发展时代的到来，货币供应量作为货币政策中介目标的地位将被其他目标所取代。

## 五、研究结论

通过前面的实证研究，可以得到以下结论：

（一）M1、M2 实际余额与收入、利率、价格预期、货币化程度变量之间存在长期稳定的协整关系，所有变量前估计系数的符号都基本符合理论预测。

剔除货币化对收入弹性的影响，我们得到，1978-1993 年期间 M1 和 M2 货币需求的收入弹性近似为 1，1994-2004 年上半年货币需求的收入弹性显著小于 1。与第一阶段相比，第二阶段的货币需求的收入弹性大大降低，这主要是因为 90 年代以后证券市场迅速发展，金融资产多元化逐步推进，居民可选择的资产范围扩大，非货币性金融资产与货币之间的转换成本下降，作为价值储藏的货币需求也下降，货币需求的收入弹性也随之下降。

货币化程度对货币需求的影响比较显著。第二阶段货币化程度对货币需求的影响大大削弱，但依然存在。货币化程度是影响转型国家货币需求的重要变量，单独将其作为解释变量，有助于建立更为精确合理的货币需求函数。

M1 和 M2 的货币需求利率弹性均比较显著，数值较低，这一研究结果与国内学者的研究结果是类似的。与第一阶段相比，第二阶段货币需求的利率弹性增大，经济体制改革的深化，中央银行调

控利率的手段逐渐趋于灵活，居民的消费、投资水平和结构不断提高和优化等原因，导致了货币需求利率弹性的提高。

(二) 第一阶段 M1 和 M2 的短期动态方程比较稳定，而第二阶段 M1 和 M2 短期动态方程的稳定性较差。

原因在于，90 年代以来，中国经济和金融环境发生了巨大变化，金融体制改革和价格体制改革逐步深化，证券市场迅速发展，新的金融工具不断出现，货币化速度逐渐减缓，导致了货币需求函数发生了很大变化，货币需求函数越来越不稳定。随着金融业逐渐对外开放，大规模的金融创新的出现，货币需求函数的不稳定性可能还会加剧。

在货币需求函数不稳定的情况之下，货币供应量不是作为货币政策的最合适变量。目前，在没有其他合适的中介目标的情况下，中国选择货币供应量作为货币政策的中介目标是不得已的选择，而且从笔者的实证分析来看，M1 比 M2 更适合作为货币政策的中介目标，目前应该主要以 M1 为货币政策的中介指标，而以 M2 作为重要的参考指标。不过随着中国金融业的大发展时代的到来，货币供应量作为货币政策中介目标的地位将被其他目标所取代。

#### 参考文献：

- [1] Hafer, R.W., A.M. Kutan. Economic Reforms and Long-run Money Demand in China: Implications for Monetary Policy [ J ] . Southern Economic Journal. 1994, 60(4): 936-945.
- [2] 刘斌，黄先开，潘虹宇. 货币政策与宏观经济定量研究 [ M ]. 北京：科学出版社，2001.
- [3] 汪红驹. 中国货币政策有效性研究 [ M ]. 北京：中国人民大学出版社，2003.
- [4] Yoshihisa Baba, Hendry David F, Starr R. M. The Demand for  $M_1$  in the U.S.A. [ J ] . Review of Economic Studies. 1992, 1(59): 25-61.
- [5] Hendry D F, Ericsson H R. An Econometric Analysis of UK Money Demand in Monetary Trend in the United State and the United Kingdom, by Milton Friedman and Anna J [ J ] . The American Economic Review. 1991, 5, 81(1): 8-38.
- [6] Yoshida T. In the Stability of the Japanese Money Demand Function: Estimation Results Using the Error Correction Model [ J ] . BOJ Monetary and Economic Studies, 1990, 8(1): 1-48.
- [7] Won Gyu choi, Seonghwan Oh. The Money Demand Function in the US: The Role of Output Uncertainty, Monetary Uncertainty, and Financial Innovations [ J ] . Working Paper. The Hong Kong University of Science and Technology Department of Economics, 1997, 97(1).
- [8] Gunnar Bardsen. Dynamic Modeling of the Demand for Narrow Money in Norway [ J ] . Journal of Policy Modeling.

1992, 14(3): 363-393.

[9] Hildegart Ahumada, et al. A Dynamic Model of the Demand for Currency Argentina 1977-1988 [ J ]. Journal of Policy Modeling. 1992, 14(3): 335-361.

[10] 夏斌, 廖强. 货币供应量已不宜作为我国货币政策中介目标 [ J ]. 经济研究, 2001, (8).

[11] Sriram S.S. Survey of Literature on Demand for Money: Theoretical and Empirical Work with Special Reference to Error-Correction Models [ J ] . IMF Working Paper. WP/99/64. 1999.

[12] 易纲. 中国的货币、银行和金融市场: 1984-1993 [ M ]. 上海: 上海三联书店, 上海人民出版社, 1996.

[13] 谢平. 中国金融制度的选择 [ M ]. 上海: 上海远东出版社, 1996.

[14] [美]麦金农. 经济发展中的货币与资本 [ M ]. 上海: 上海三联书店, 1998.

[15] 庞皓, 黎实. 社会资金总量分析 [ M ]. 成都: 西南财经大学出版社, 2000.

[16] 刘斌, 邓述慧, 王雪坤. 货币供求的分析方法与实证研究 [ M ]. 北京: 科学出版社, 1999.

[17] 李焰. 利率与居民储蓄关系探讨 [ J ]. 经济研究, 1999, (11).