

# 新时期中国货币数量需求分析:理论模型与计量实证

闫泽涛

(中共淮北市委党校,安徽 淮北 235000)

**摘要:**基于中国经济大转型的时代特征,通过理论分析,把包括中国地下经济规模隐性变量纳入货币需求影响因素的考察范围,针对  $M1$  和  $M2$  建立了中国新时期货币需求函数理论模型。选取 2000 到 2015 年的年度数据,对理论模型进行了实证研究,研究发现影响中国  $M1$  层次的货币需求主要因素是包括地下经济的总名义国民收入和经济货币化水平,机会成本和汇率对中国  $M1$  层次的货币需求影响不显著;影响中国  $M2$  层次的货币需求主要因素是包括地下经济的总名义国民收入、经济货币化水平和机会成本,汇率对中国  $M2$  层次的货币需求影响也不显著。

**关键词:**地下经济;货币需求;经济货币化

**中图分类号:**F820      **文献标识码:**A      **文章编号:**1008-5092(2018)02-0030-06

## 一、引言

回顾经典货币需求理论的发展历程,具有代表性的有马克思的货币需求理论、马歇尔与庇古的剑桥方程式、费雪的交易方程式、凯恩斯的流动性偏好理论、托宾的资产组合说、弗里德曼的现代货币数量说和米勒与奥尔的随机货币需求理论等。如果运用这些货币需求理论来研究中国当前的货币需求问题,均存在各自的理论缺陷。在货币的五大职能中,对货币构成实质性需求的是交易媒介、支付手段和财富储存手段。马克思的货币需求理论、费雪的交易方程式和米勒与奥尔的随机货币需求模型仅把货币作为交易性媒介来研究。托宾的资产组合说、马歇尔与庇古的剑桥方程式和弗里德曼的货币需求模型仅把货币作为持币主体的资产来研究。凯恩斯的货币需求模型把货币既作为交易性工具,又作为持币主体的资产来研究,但考察的因素太少。大转型期的中国经济没有现成的货币需求理论模型可参考。完全照搬现有经典货币需求理论,不适合解释中国大转型期复杂经济下的货币需求问题。

对于中国自改革开放以来的货币需求问题,国内外学者试图通过综合运用现有经典货币需求

理论,加入中国转型期变量,对  $M1$  和  $M2$  进行理论分析和实证研究,他们的研究均从不同的角度得出了各自的结论。高云峰(2006)、叶光(2007)、范从来(2007)认为国民收入、物价指数和经济货币化水平对中国的货币需求影响较显著<sup>[1-3]</sup>。肖卫国等认为人民币汇率、股价波动和通胀预期是影响长期货币需求的重要原因<sup>[4]</sup>。慧君等根据误差修正模型,运用 1992—2012 年的年度数据估计中国的货币需求函数,发现  $M1$ 、 $M2$  的实际余额与持有货币的机会成本、通货膨胀率、实际 GDP 之间存在长期的稳定关系,但在短期,  $M1$ 、 $M2$  的货币需求函数稳定性不强<sup>[5]</sup>。王曦(2001)的研究显示利率对中国货币需求影响的结论尚不统一<sup>[6]</sup>。许荣(2008)、王晓芳(2008)的研究显示金融资产交易对中国货币需求影响的显著性具有不确定性<sup>[7-8]</sup>。对于中国长期以来存在的超额货币供给问题,研究结论也不一而足。Gang Yi(1993)、Deng Shuhui and Liu Bin(1999)、李健(2007)认为中国超额货币可被中国经济货币化水平不断提高所吸收<sup>[9-11]</sup>。贾非(2015)认为工业和服务业在产业结构调整中的比例提升也能够消化和吸收了货币的超额供给<sup>[12]</sup>。赵光磊(2015)通过对 1990—2013 年数据的实证检验,

收稿日期:2018-03-09

作者简介:闫泽涛(1972—),男,安徽阜南人,副教授,博士,研究方向:经济发展与转型;金融运行效率分析。

发现中国的货币供给表现为货币乘数不稳定,基础货币与货币供应量之间没有长期稳定的关系,中央银行不能自主地决定货币供给量<sup>[13]</sup>。

考察现有文献对中国货币需求问题的研究在一个重要问题上需要改进:没有把规模巨大的地下经济隐性变量纳入分析范围。地下经济是国民经济中未向政府申报登记的经济,是被国际社会公认的“经济黑洞”。虽然地下经济不体现在国民收入正规统计数据中,但是却需要货币来交易。中国市场经济尚处于不成熟阶段,地下经济规模必然不是个小数字,忽略地下经济影响的货币需求分析很难得出准确结果。本文将弥补现有研究在这个问题上的不足,针对2000—2015年这段经济发展新的历史时期,开展中国货币数量需求主要影响因素问题的研究。文章研究步骤:首先,基于中国经济运行特点,构建中国货币需求理论函数模型;其次,运用中国2000—2015年间的有关数据对该理论函数模型进行实证分析,探讨影响因素变量显著性,建立经过实证检验的新时期中国货币数量需求函数模型;最后,文章将就得出的中国货币数量需求函数模型结论进行深入地阐释。

## 二、理论模型基本形式

文章在此首先依据中国经济大转型时期的体制的、机制的和结构的特点分析,来构建新时期中国货币需求基本形式。

### 1. 理论模型的基本形式

西方经典货币需求理论通常把规模变量、机会成本变量作为影响货币需求的主要因素。文章依然把这两类变量作为影响中国货币需求的主要因素来考察。由于地下经济涉及生产、流通、分配、消费等各个经济环节,可谓无所不在,是当前世界范围内的一种普遍现象,地下经济规模越大,其对交易性货币的需求也越多,当前中国经济市场化程度还有待提高,地下经济规模是研究中国货币需求不可忽略的规模经济变量,文章在此将其纳入规模变量的考察范围。因此,文章中的规模变量主要包括名义国民收入、地下经济规模、社会存量财富规模和可交易金融资产市值等。机会成本变量主要是指其他金融资产的收益率和物价指数。

伴随着中国经济多年持续快速的发展,近几年人民币对美元汇率也出现了巴拉萨·萨缪尔森

效应,购买人民币存在溢价收益,国际资金必将伺机而动,通过合法或非法的渠道流入中国<sup>[14]</sup>。多年的贸易顺差和外商投资也形成了巨额的美元资产。这部分流入中国的国际资金在现有结汇售汇制制度条件下,必将最终形成中国的外汇储备,也必将通过倒逼的方式增加中国国内货币需求。因此人民币兑美元的汇率变化也应该成为影响中国货币需求的实证分析因素之一。

结合中国转型期经济特点,国内学者把体现中国经济货币化水平的制度变量纳入了考察范围。尽管有学者认为中国经济货币化进程在20世纪90年代中期已经基本结束,但若是用中国城镇人口占中国总人口的比来表示中国经济货币化水平,货币化进程速度在此之后只是放缓,而并没完全结束。因此文章依然把中国经济货币化水平作为主要的制度变量来考察。我们将用城镇人口占总人口的比来表示中国经济货币化水平。因为如果用M2与名义国民收入的比值来表示,在论证货币需求时有循环论证之嫌。

针对上述因素,现在令中国名义国民收入为 $y$ ,全社会存量财富总额为 $ky$ (其中 $k$ 为比例系数),地下经济规模为 $hy$ (其中 $h$ 为比例系数),可交易的金融资产市值为 $s$ ,其他金融资产的收益率为 $i$ ,物价指数 $\pi$ ,经济的货币化水平为 $r$ ,人民币兑美元汇率为 $e$ ,随机变量为 $u$ ,货币需求量为 $M$ ,则中国货币需求理论模型的形式可以表示为:

$$M = f(y, ky, hy, s, i, \pi; r, e; \mu) \quad (1)$$

### 2. 理论模型的简化

要进行计量回归分析,必须满足自由度的要求,因本文研究涉及变量较多,而结构性制度变量只能计算出年度值,为了满足自由度的要求,有必要对需求理论模型进行合理简化。

莫迪里安尼和安东在研究“生命周期理论”时,实证检验了当期社会存量财富与收入呈正比关系,中国学者谢平的研究对此也给予了证实支持,因此系数 $k$ 具有稳定性, $y$ 和 $ky$ 对其的影响可以归为一个变量 $y$ 。运用现金比率法可以计算出地下经济占名义国民收入的比例,这样可以把地下经济和名义国民收入相加得出名义国民收入总额,并以名义国民收入总额 $Y$ 作为影响中国货币需求的收入规模变量,这样可以省去系数 $h$ 。对于中国可交易金融资产来说,不仅包括流通股,还包括债券、基金和权证等。非股票类金融资产的市值不好计算,而中国还有相当一部分非流通股,

用股票总市值来代替可交易金融资产的市值将是一个较好的近似。由于中国货币核算不把证券公司客户保证金计入货币  $M1$ , 因此可以在  $M1$  货币需求理论模型中去掉金融资产的市值变量  $s$ 。对于  $M2$  来说, 虽然中国证券公司客户保证金计入  $M2$  的其他存款账户中, 但为了控制银行业和证券业的相关风险, 银行业监管政策禁止运用银行信贷资金购买股票, 因此股票市值的变化对货币总量并不会造成大的影响, 只会使货币在其他存款账户和储蓄与定期存款账户中转移而已, 在  $M2$  货币需求理论模型中也可以去掉金融资产的市值变量  $s$ 。中国金融资产的收益率结构相对稳定, 可以用定期存款利率来表示其他金融资产收益率。同时, 中国货币当局通常根据物价指数的变化来调整利率, 利率和物价指数具有很大的相关性, 文章在此用利率来表示机会成本变量, 省去物价指数变量。

如果用  $Y$  表示总的名义国民收入, 需求函数 (1) 可以简化成为如下形式:

$$M = f(Y; i; r; e; \mu) \quad (2)$$

### 三、理论模型的计量实证

下面本文运用计量回归的方法和中国近年来的有关数据对货币需求理论模型进行实证分析。

#### 1. 回归数据

在表 1 中给出模型自变量和因变量的有关数据。其中, 总名义国民收入包含了地下经济, 地下经济占名义国民收入的比例是用现金比率法计算而得。文章在此用中国两年期定期存款平均利率来表示机会成本。经济货币化水平用中国城镇人口占总人口的比来表示。文章用理性预期的人民币兑美元汇率来表示影响中国货币需求的汇率因素。这样做的理由是作为投机性资金, 外部资金必在预期人民币升值之前而流入中国。每年理性预期的人民币兑美元汇率用未来一年的名义汇率中间价表示。文章下面将以此为数据基础来做有关的实证分析。

表 1 自变量和因变量数据

Table 1 Data of independent and dependent variables

年份	$M1$ /亿元	$M2$ /亿元	$y$ /亿	$h$ /%	$Y$ /亿	$i$ /%	$e$ (100 美元 兑人民币)	$r$ /%
2000	53147	134610	99066	27.57	136775	2.43	827.70	36.22
2001	59872	158302	109276	26.20	148070	2.43	827.70	37.66
2002	70882	185007	120480	24.38	159323	2.25	827.68	39.09
2003	84119	221223	136573	23.47	178457	2.25	819.17	40.53
2004	95970	254107	161415	22.37	207929	2.70	797.18	41.76
2005	107279	298756	185100	22.40	238531	2.70	760.40	42.99
2006	126028	345578	219029	21.48	278947	3.06	689.71	44.34
2007	152560	403442	270844	19.91	338175	4.07	694.51	45.89
2008	166217	475167	321501	20.59	404862	3.82	683.10	46.99
2009	221446	610225	348056	17.27	421249	3.53	676.95	48.34
2010	266622	725852	411265	16.74	493953	3.40	645.88	49.95
2011	289848	851591	484753	17.51	587651	4.15	631.25	51.27
2012	308664	974149	539117	17.71	655143	3.93	619.32	52.57
2013	337291	1106525	590422	17.36	714451	3.93	614.28	53.73
2014	348499	1228375	644791	17.31	779769	3.35	622.84	54.77
2015	400953	1392278	682635	15.77	810442	2.60	668.61	56.10

数据来源: 国家统计局官网; 中国人民银行官网。

#### 2. 回归分析

(1) 对  $M1$  进行回归分析

下面我们使用通常的对数回归模型来进行实证分析, 回归模型设定为:

$$\log M1 = c + a_1 \log Y + a_2 \log i +$$

$$a_3 \log e + a_4 \log r + u \quad (3)$$

为避免伪回归问题出现, 在回归之前, 在此对变量的对数做单位根的协整检验。运用 *eviews* 5.0 软件对  $M$ 、 $Y$ 、 $i$ 、 $e$  和  $r$  的对数进行单位根检验, 结果见表 2。

表2 模型(3)自变量和因变量对数的单位根检验  
Table 2 Model (3) Unit root test for logarithms of data of independent and dependent variables

变量	ADF 检验值	检验类型 (c,t,n)	临界值
logM1	-4.512167	(c,t,2)	-3.828975
logY	-4.500887	(c,t,1)	-3.791172
logi	-4.448570	(c,0,3)	-3.14492
loge	-3.663060	(c,0,3)	-3.14492
logr	-4.512167	(c,t,2)	-3.828975

注:表中的临界值是在5%的显著性水平下得到的,c和t分别表示常数项和趋势项,n表示滞后期。

由单位根检验可以看出变量的对数在5%的显著性水平下都是平稳的。文章下面对变量对数进行协整检验。由于样本量有限,满足不了JJ检验的样本量要求,下面我们用EG“两步法”检验变量对数的协整性。首先运用eviews5.0软件和表(1)数据对模型(3)进行OLS回归,然后对回归的残差序列值进行单位根检验。检验结果显示 $ADF = -6.552856$ ,小于5%的临界值 $-1.970978$ (检验模式为无常数项、无趋势项,滞后期为2),所以残差序列是平稳序列,可以对模型(3)进行回归。

回归方程为:

$$\begin{aligned} \log M1 = & -2.181371 + 0.4336501 \log Y - \\ & 0.004689 \log i - 0.271635 \log e + 2.751186 \log r \times \\ & (-1.080168) \times (4.408769) \times (-0.119770) \\ & (-1.198208) \times (6.879110) \\ R^2 = & 0.999067 \quad \text{修正后 } R^2 = 0.998728 \\ DW = & 2.104064 \quad F = 2945.495 \end{aligned}$$

方程下面括号中的数据为t统计量值。由 $R^2$ 和修正后 $R^2$ 知方程的拟合度良好。由 $F = 2945.495 >> F_{0.05}(4,11) = 3.36$ 可知方程通过显著性检验。在5%的水平下,由 $d_u(4,16) = 1.73 < DW = 2.104064 < 4 - d_u(4,16) = 2.27$ 可知方程在5%的水平下不存在序列相关性,对模型的简化是合理的。由 $t_{0.025}(11) = 2.201$ 知logi和loge未能通过95%水平下的显著性检验。由 $t_{0.05}(11) = 1.796$ 知logi和loge也不能通过90%水平下的显著性检验。这样删去这logi和loge,剩下的logY和logr前面的系数符合经济意义。

鉴于此,文章把M1的回归模型设定为:

$$\log M1 = c + a_1 \log Y + a_4 \log r + u \quad (4)$$

运用eviews5.0软件和表(1)数据对模型(4)进行回归分析。单位根检验已经显示M1、Y的r

对数是平稳的。用EG“两步法”检验它们的协整性,检验结果显示 $ADF = -4.489368$ ,小于5%的临界值 $-1.970978$ (检验模式为无常数项和无趋势项,滞后期为2),所以回归残差序列是平稳序列,可以对模型(4)进行回归分析。

回归方程为:

$$\begin{aligned} \log M1 = & -4.344883 + 0.486045 \log Y + \\ & 2.6768371 \log r \times \\ & (-30.47518) \times (8.272063) \times (14.66445) \\ R^2 = & 0.998905 \quad \text{修正后 } R^2 = 0.998736 \\ DW = & 1.874060 \quad F = 5927.495 \end{aligned}$$

方程下面括号中的数据为t统计量值。由 $R^2$ 和修正后 $R^2$ 可知方程的拟合度良好。由 $F = 5927.495 >> F_{0.05}(2,13) = 3.8$ 可知方程通过显著性检验。在5%的水平下,由 $d_u(2,16) = 1.37 < DW = 1.874060 < 4 - d_u(2,16) = 2.63$ 可知方程在5%的水平下不存在序列相关性。变量t的统计量绝对值均大于 $t_{0.05}(13) = 2.16$ ,自变量通过95%水平下的显著性检验,且自变量的系数符合经济意义。以上显示回归效果非常良好。

(2)对M2进行回归分析

下面我们依然使用对数回归模型来进行分析,回归模型设定为:

$$\log M2 = c + b_1 \log Y + b_2 \log i + b_3 \log e + b_4 \log r + u \quad (5)$$

为避免伪回归问题出现,在回归之前,对模型(5)的变量对数做单位根和协整检验。运用eviews5.0软件对M2、Y、i、e和r的对数进行单位根检验,结果见表3。

表3 模型(5)自变量和因变量对数的单位根检验  
Table 3 Model (5) unit root test for logarithms of independent and dependent variables

变量	ADF 检验值	检验类型 (c,t,n)	临界值
logM2	-4.80008	(c,t,1)	-3.791172
logY	-4.500887	(c,t,1)	-3.791172
logi	-4.448570	(c,0,3)	-3.14492
loge	-3.663060	(c,0,3)	-3.14492
logr	-4.512167	(c,t,2)	-3.828975

注:表中的临界值是在5%的显著性水平下得到的,c和t分别表示常数项和趋势项,n表示滞后期。

由单位根检验可以看出模型(5)的变量对数在5%的显著性水平下都是平稳的。文章下面对模型(5)的变量对数进行协整检验。由于样本量

有限,满足不了 JJ 检验的样本量要求,我们同样用 EG“两步法”检验变量对数的协整性。首先运用 eviews5.0 软件和表(1)数据对模型(5)进行 OLS 回归,然后对回归残差序列值进行单位根检验。检验结果  $ADF = -4.328836$ , 小于 5% 的临界值  $-1.968430$ (检验模式为无常数项和无趋势项,滞后期为 1),可以对模型(5)进行 OLS 回归。

回归方程为:

$$\log M2 = -6.070299 + 0.976682 \log Y - 0.085561 \log i + 0.275791 \log e + 1.351691 \log r \times (-3.201338) \times (10.57679) \times (-2.27618) (1.295643) \times (3.599565)$$

$$R^2 = 0.999301 \quad \text{修正后 } R^2 = 0.999046$$

$$DW = 1.675515 \quad F = 3928.825$$

方程下面括号中的数据为  $t$  统计量值。由  $R^2$  和修正后  $R^2$  可知方程的拟合度良好。由  $F = 3928.825 > > F_{0.05}(4, 11) = 3.36$  可知方程通过 95% 水平下显著性检验。在 5% 的水平下,由  $d_u(4, 16) = 1.44 < DW = 1.675515 < 4 - d_u(4, 16) = 2.56$  可知方程在 5% 的水平下不存在序列相关性,对模型的简化是合理的。由  $t_{0.025}(11) = 2.201$  可知  $\log e$  未能通过 95% 水平下的显著性检验,删去  $\log e, \log Y, \log i$  和  $\log r$  前面的系数符合经济意义。

鉴于此,文章把  $M2$  回归模型设定为:

$$\log M2 = c + b_1 \log Y + b_2 \log i + b_4 \log r + u \quad (6)$$

运用 eviews5.0 软件和表(1)数据对模型(6)进行回归分析。单位根检验已经显示  $M2, Y, i$  和  $r$  的对数是平稳序列。对  $M2, Y, i$  和  $r$  的对数进行 EG“两步法”协整检验,检验结果显示模型(6) OLS 回归的残差序列  $ADF = -3.700019$ , 小于 5% 的临界值  $-1.974028$ (检验模式为无常数项和无趋势项,滞后期为 3),可以对模型(6)进行回归。

回归方程为:

$$\log M2 = -3.650229 + 0.979121 \log Y - 0.112914 \log i + 1.193816 \log r \times (-10.87619) (10.31593) \times$$

$$(-3.650576) (3.269814)$$

$$R^2 = 0.999194 \quad \text{修正后 } R^2 = 0.998992$$

$$DW = 1.473825 \quad F = 4957.49$$

方程下面括号中的数据为  $t$  统计量值。由  $R^2$  和修正后  $R^2$  可知方程的拟合度良好。由  $F = 4957.49 > > F_{0.05}(3, 12) = 3.46$  可知方程通过显著性检验。在 5% 的水平下,由  $d_u(2, 16) = 1.25 < DW = 1.503893 < 4 - d_u(2, 16) = 2.75$  可知方程在 5% 的水平下不存在序列相关性。变量的统计量绝对值均大于  $t_{0.05}(12) = 2.179$ , 变量通过 95% 水平下的显著性检验。自变量的系数也符合经济意义。以上显示回归效果非常良好。

#### 四、研究总结

中国的经济改革是从原计划经济的旧体制向市场经济的现代新体制转型,这种转型涉及非常多的方面:有理念的转变,有制度的转型,还有众多结构的调整。处于这样一个大转型背景下,影响中国货币需求的因素自然是在不断变化和调整之中。本文在把地下经济规模加入名义国民收入后,克服现有研究的一些不足,通过使用规范的计量回归分析等方法,运用 2000—2015 年间新时期数据,对中国在该时间段的货币需求问题进行了实证研究,研究发现:加入地下经济规模的名义国民总收入是影响我国各层次货币需求的主要因素之一;实际数据显示,在该时间段,中国经济的货币化水平依然是影响各层次货币需求的一个主要因素;汇率对中国各层次货币需求的影响不显著,但是随着货币层次的提高,影响在增大;机会成本对  $M1$  的影响没有通过显著性检验,但对  $M2$  的影响通过显著性检验。结论中的回归方程拟合效果良好。中国在制定和实施货币政策时,不仅要依据显性变量,还要注意影响货币需求的隐性变量,如地下经济规模;不仅要依据规模变量,还要注意最具中国特点的转型变量,如经济货币化水平;不仅要依据整体研究,还要注意结构性分析。这些结论对中国新时期制定和实施货币政策时的决策和预测具有一定的参考价值。

#### 参考文献:

[1] 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.

[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] 范从来. 中国货币需求的稳定性[J]. 经济理论与经济管理, 2007(6):35-41.
- [4] 肖卫国, 袁威. 股票市场、人民币汇率与中国货币需求[J]. 金融研究, 2011(4):52-64.
- [5] 慧君, 宋吟秋, 吕萍. 中国货币需求函数的模型估计及政策建议[J]. 科研管理, 2015(8):136-143.
- [6] 王曦. 经济转型中的货币需求与货币流通速度[J]. 经济研究, 2001(10):20-28.
- [7] 许荣, 吴卫星. 资本市场发展影响货币需求的实证研究[J]. 经济理论与经济管理, 2008(9):53-58.
- [8] 王晓芳, 王学伟. 中国股票市场货币需求的影响[J]. 财经科学, 2008(3):37-44.
- [9] Yi Gang. Towards Estimating the Demand for Money in China[J]. Economics of Planning, 1993(23):243-270.
- [10] Deng Shuhui, Liu Bin. Modelling and forecasting the money demand in China: Cointegration and nonlinear analysis[J]. Annals of Operations Research, 1999(17):177-189.
- [11] 李健. 结构变化:“中国货币之谜”的一种新解[J]. 金融研究, 2007(1):10-19.
- [12] 贾非. 中国超额货币识别:基于产业结构调整视角[J]. 经济与管理研究, 2015(1):50-56.
- [13] 赵光磊. 我国货币供给的内生性研究与实证检验[J]. 经济与管理评论, 2015(5):133-139.
- [14] 卢峰, 韩晓亚. 长期汇率增长与实际汇率演变[J]. 经济科学, 2006(7):4-13.

## The Analysis of Money Quantity Demand in the new period China: Theoretical Model and Empirical Evidence

YAN Zetao

(Party School of Huaibei Municipal Committee of the CPC, Huaibei Anhui 23500, China)

**Abstract:** Based on the times characteristics of China's great economic transition, through theory analysis, bringing the hidden variables of underground economic scale to the study scope of influencing factors of money demand, this paper constitutes the theoretical model of money demand function of Chinese  $M1$  and  $M2$  in the new period. This paper empirically analyses the theoretical model using the Annual data from 2000 to 2015. The findings are the principal factors that affect the Chinese  $M1$  demand are total nominal national income and economy monetization level, the effect of opportunity cost and exchange rate on  $M1$  is not prominent, the principal factors that affect the Chinese  $M2$  demand are total nominal national income, economy monetization level and opportunity cost, the effect of exchange rate on  $M2$  is also not prominent.

**Keywords:** underground economy; money demand; economy monetization

(责任编辑:沈建新)