

# Growth Rate of Money, Income Acceleration Velocity of Money and Inflation\*

—Empirical Analysis Based on Chinese Data

Huqin Yan<sup>1</sup>, Zhenyu Liu<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Xiamen National Accounting Institute, Xiamen

<sup>2</sup>Management School, Xiamen University, Xiamen

Email: yhuqin@hotmail.com; zhenyliu@xmu.edu.cn

Received: Aug. 22nd, 2011; revised: Aug. 29th, 2011; accepted: Sep. 12th, 2011.

**Abstract:** Based on the Friedman quantity theory of money and the empirical analysis by using Chinese data sample during 1978~2009, this paper has found five results: Firstly, the curve of income velocity of  $M_0$  is U-shaped, and the income acceleration velocities of  $M_0$ ,  $M_1$ , and  $M_2$  are changeable but not constant. Secondly, the relationships between income acceleration velocities and growth rates of  $M_0$ ,  $M_1$ , and  $M_2$  are negative; however, the relationships between income acceleration velocities of  $M_0$ ,  $M_1$ , and  $M_2$  and inflation rate are positive, these relationships may substantially reduce the impact on inflation from growth rates of  $M_0$ ,  $M_1$ , and  $M_2$ . Thirdly, there are co-integrations in the long run among growth rates and income acceleration velocities of  $M_0$ ,  $M_1$ , and  $M_2$  and inflation, whereas that the positive impacts on inflation from income acceleration velocities are stronger than from growth rates of  $M_0$ ,  $M_1$ , and  $M_2$ . Fourthly, the growth rates and the acceleration velocities of  $M_0$ ,  $M_1$ , and  $M_2$  in the long run are Granger reasons of inflation. Fifthly, the impulse response analysis has shown that the impulse response of inflation to inflation is the overlap between the impulse response of growth rate of money and the impulse response of acceleration velocity of money.

**Keywords:** Quantity Theory of Money; Income Velocity of Money; Income Acceleration Velocity; Inflation Rate

## 货币增长率、收入流通加速度与通货膨胀\*

——基于中国数据的实证分析

阎虎勤<sup>1</sup>, 刘震宇<sup>2</sup>

<sup>1</sup>厦门国家会计学院, 厦门

<sup>2</sup>厦门大学管理学院, 厦门

Email: yhuqin@hotmail.com; zhenyliu@xmu.edu.cn

收稿日期: 2011年8月22日; 修回日期: 2011年8月29日; 录用日期: 9月12日

**摘要:** 本文以中国 1978~2009 年的数据为样本, 以 Friedman 货币数量论方程式为基础, 通过实证分析发现: 第一, 货币  $M_0$  的收入流通速度呈 U 型变化, 货币  $M_0$ 、 $M_1$ 、 $M_2$  的收入流通加速度(收入流通速度的变化率)都不为常数而是变化的。第二, 货币  $M_0$ 、 $M_1$ 、 $M_2$  的收入流通加速度与货币的增长率之间具有负相关性, 但与通货膨胀率之间具有正相关性, 这种关系在一定程度上减弱了货币增长率对于通货膨胀的正向刺激作用。第三, 货币  $M_0$ 、 $M_1$ 、 $M_2$  的收入流通加速度对于通货膨胀的正向影响程度高于货币增长率对于通货膨胀的正向影响程度, 这种关系具有长期协整性。第四, 从长期来说, 货币  $M_0$ 、 $M_1$ 、 $M_2$  的增长率和收入流通加速度都是通货膨胀率的单向格兰杰原因。第五, 脉冲响应分析表明通货膨胀率对于来自其自身的误差冲击的响应可以被看成是对来自于货币增长率的误差冲击所做出的响应与其对来自于货币的收入流通加速度的误差冲击所做出的响应的叠加。

**关键词:** 货币数量论; 收入流通速度; 收入流通加速度; 通货膨胀率

### 1. 引言

长期以来, 当人们以 Friedman(1956)<sup>[1]</sup>的货币数量论方程式为基础, 来研究货币供应量与通货膨胀之间的关系时, 往往都会考虑 Friedman 关于货币的收入流

\*资助信息: 本研究得到国家自然科学基金项目“电子商务环境下组织之间协调机制的研究”(项目批准号 70372070)的资助。

通速度在长期内是稳定的这一假设。

Friedman 货币数量论的基本方程式为  $MV = PY$ ，其中：变量  $Y$  代表一国内包括所有财富形式在内的实际总收入，一般用实际国民收入来代替； $P$  代表一般价格水平； $PY$  代表一国内包括所有财富形式的名义总收入，一般用名义国民收入来代替； $V$  代表货币相对于国民收入的流通速度，也称为收入流通速度； $M$  代表最终的财富所有者所直接持有的名义货币总量。Friedman 将  $V$  定义为一个关于多个变量的函数，表示为  $V = V(r_b, r_e, dP/Pdt, w, Y, u)$ ，其中：变量  $r_b$  代表债券的市场利率； $r_e$  代表股票的市场收益率； $dP/Pdt$  代表以实物商品形式持有 1 美元时的名义收益即价格弹性； $w$  代表非人力财富与人力财富之间的比率； $u$  代表可能预期到的对兴趣和偏好产生影响的任何此类变量。Friedman 认为该模型既是一个完整的名义国民收入均衡水平的决定模型，也是一个货币的名义存量或者货币需求函数的决定模型，这里货币的名义存量等于货币需求量。Friedman 假定：在名义国民收入均衡水平下，劳动生产率是一定的，非人力财富与人力财富之间的比率是稳定的，实际产出达到了它能够达到的最大值，利率水平是由劳动生产率等因素独立决定的，因而  $V$  中的这些变量也是固定的，货币需求对  $V$  中的这些变量缺乏弹性。在对构成收入流通速度  $V$  的函数中的变量加以明确限制的情况下，Friedman 假定货币的收入流通速度  $V$  在长期内是稳定的，在这种情况下，货币数量的任何增加都将导致价格的同比例或更大比例的增加。

Friedman 货币数量论中货币的流通速度在长期内是稳定的这一假设，被许多学者理解为货币流通速度的变化率在长期内是一个常数。Brand, Gerdesmeier 和 Roffia(2002)<sup>[2]</sup>通过对 1980 年 1 季度到 2001 年 2 季度欧洲央行数据的实证分析发现，中期内货币  $M3$  的流通速度平均每年降低 0.5%~1%，长期内接近下限 -0.5%。Benk, Gillman 和 Kejak(2009)<sup>[3]</sup>认为由于货币流通速度的稳定性直接关系到货币数量方程式对货币需求量的估计，所以欧洲中央银行确定了以  $M3$  的流通速度作为保证实现通货膨胀目标控制的重点。Cosgrove, Singh 和 Sheehan(2008)<sup>[4]</sup>证实，欧洲中央银行(ECB)一般采用 Friedman 的以变化率来表示的货币数量论方程式  $m + v = \pi + y$  来确定货币  $M3$  的供应量以

达到稳定物价水平的目标，平均来说，欧盟国家年 GDP 实际增长率  $y$  在 2%~2.5% 之间，通货膨胀率  $\pi$  参考目标为 2%，假如货币收入流通速度平均每年降低 0.5%，即  $v$  等于 -0.5%，那么，货币  $M3$  的年增长率  $m$  就应该保持在 4.5%~5% 之间。

Friedman 货币数量论中货币流通速度在长期内是稳定的这一假设，在许多情况下，也被学者们直接理解为货币流通速度的变化率在长期内是零。范从来(2007)<sup>[5]</sup>、黄碧丹(2009)<sup>[6]</sup>以中国的年度统计数据为样本，从 Friedman 的以变化率来表示的货币数量论方程式出发，在货币  $M2$  的收入流通速度  $V$  固定且其变化率为零即  $v$  等于 0 的假设下，通过将货币供应量增长率  $m$  与居民消费价格指数  $\pi$  和实际经济增长率  $y$  之和进行比较，结果发现  $m - (\pi + y) > 0$  的情况在多数年份普遍存在，由此来证明我国货币化“高差”(张杰, 2006)<sup>[7]</sup>现象的存在性。

还有一些学者，在研究中用其它变量来代替货币流通速度的变化率，以符合 Friedman 货币数量论中货币流通速度在长期内是稳定的这一假设。Lucas(1980)<sup>[8]</sup>以名义利率代替货币流通速度的变化率，采用 1953~1977 年美国的季度时间序列数据，通过对货币数量变化率、通货膨胀率、名义利率三者的移动平均值，发现只要调整合适的移动量，一个给定的货币数量变化率将会带来价格膨胀率的一个相同比例的变化。Duck(1993)<sup>[9]</sup>也以名义利率代替货币流通速度的变化率，通过对 33 个国家 1962~1988 年的年度数据分析，发现当货币流通速度是独立的利率时，很难拒绝货币供应量的增长变化会带来同比例通货膨胀率和名义利率的变化这一假设。类承曜(1999)<sup>[10]</sup>以货币化指数代替货币流通速度的变化率，以中国 1979~1992 年的数据为样本，结果发现中国货币  $M2$  的名义增长率与通货膨胀率、经济增长率、货币化指数之间具有正相关关系。这里，代表货币流通速度变化率的变量，如名义利率(Lucas, 1980<sup>[8]</sup>; Duck, 1993<sup>[9]</sup>)和货币化指数(类承曜, 1999)<sup>[10]</sup>，都间接地被当成了常数来处理。

事实上，在 Friedman 货币数量论方程式下，货币流通速度在长期内是稳定的这一假设仅可以被看成是一个特例，而不能被当成普遍情况来对待。如果被当成普遍情况，就会出现 Friedman “悖论”(陶江，

2003)<sup>[11]</sup>。不仅如此,也有人提出传统货币数量方程式所遵从的从左向右发展的思维逻辑轨迹具有误导作用,使人们模糊了货币需求的客观性,所以应该考虑从右向左发展的逻辑性(林继肯,1998)<sup>[12]</sup>。所以,对于Friedman收入货币数量论方程式 $MV=PY$ 来说,至少有三个问题需要澄清:

第一,假如按照从右向左的逻辑关系来考虑,如果在一国经济中名义总收入 $PY$ 是一定的情况下,那么,货币的收入流通速度 $V$ 的变化必然与货币数量 $M$ 的变化呈现出相互逆向作用的趋势。

第二,假如货币收入流通速度 $V$ 的变化与价格水平 $P$ 的变化之间相关性较高,那么,在货币数量论方程式中,货币数量 $M$ 的变化与价格水平 $P$ 的变化之间的关系必然受到货币收入流通速度 $V$ 的变化的影响。

第三,假如在长期内货币的收入流通速度 $V$ 不是稳定的而是变化的,那么,在货币数量方程式中,货币的收入流通速度 $V$ 就应该与货币数量 $M$ 一样,对于价格水平 $P$ 来说,具有类似的刺激作用,即变量对 $(M, P)$ 与 $(V, P)$ 之间具有类似的性质。

对于这三个问题,以往的研究并没有给予足够的重视。本文将从Friedman的货币数量论方程式出发,以中国1978~2009年的数据为样本,来研究货币 $M_0$ 、 $M_1$ 、 $M_2$ 的变化率与它们的收入流通速度的变化率之间的关系,并研究二者对于通货膨胀的共同影响。

## 2. 文献回顾

在Friedman货币数量论方程式下,货币数量与通货膨胀之间的关系一直是人们关注的焦点。

首先,Friedman关于货币数量与通货膨胀共同成正比例增长变化的假定受到了人们的普遍支持。Gupta和Moazzami(1991)<sup>[13]</sup>对1953~1987年加拿大、法国、德国、意大利、英国、美国的年度数据的研究;Beach和Cottrell(1992)<sup>[14]</sup>对加拿大、美国、日本1957年1季度至1973年2季度和1973年3季度至1989年4季度数据的研究;Reynard(2006)<sup>[15]</sup>对1953~2004年美国 and 欧洲数据的研究等,都发现在货币增长率与通货膨胀率之间存在着显著的正的比例关系。Nelson(2008)<sup>[16]</sup>通过逻辑分析表明稳定的通货膨胀状态由稳定的货币增长来决定。苗文龙(2007)<sup>[17]</sup>选择中国1980~2006年的年度数据为样本,研究表明收入货币数量方程式中

货币、产出、物价之间的一阶长期正相关性平稳。陈希娟(2009)<sup>[18]</sup>在货币流通速度不变且处于潜在水平这一假设下,采用中国1990~2007年的数据研究发现货币 $M_2$ 的增加会带来居民消费价格指数CPI的上升。

其次,虽然Friedman关于货币数量与通货膨胀共同成正比例增长变化的假定并不是在所有的情况下都正确,但至少在绝大多数情况下得到了证实。Dwyer和Hafer(1999)<sup>[19]</sup>通过对1900~2000年美国、英国、巴西、智利、日本等国的数据进行分段观察其通货膨胀率、实际GDP表示的收入增长率、货币 $M_2$ 增长率之间的关系发现无论在短期还是长期,一个正的、成比例的关系存在于价格水平和相对于实际收入的货币增长率之间,在高通胀国家完全显著;但是,这一正相关关系在低通胀国家(占10%)却不显著。杨建明(2003)<sup>[20]</sup>利用季度数据,运用协整检验和误差修正模型,对中国1986年2季度到2001年3季度数据为样本,研究发现狭义货币 $M_1$ 与通货膨胀、经济增长之间不存在稳定的长期均衡关系;但是广义货币 $M_2$ 与通货膨胀、经济增长之间存在稳定的长期均衡关系,不过,短期关系不稳定。Frain(2004)<sup>[21]</sup>以88个国家25年的数据进行研究,发现平均通货膨胀率与货币增长率之间的相关性在低通胀国家比在高通胀国家更强。Grauwe和Polan(2005)<sup>[22]</sup>以160多个国家1969~1999年的数据为样本,在假设货币流通速度为常数的情况下,验证了通货膨胀率与货币 $M_1$ 和 $M_2$ 的增长率以及产出增长率之间的关系,发现长期中通货膨胀率与货币增长率之间具有显著正相关关系;但是,并不成比例变化。Duczynski(2005)<sup>[23]</sup>通过对1951~1990年21个发达国家和5个高通胀发展中国家的实证分析发现,对于价格的变动,产出波动实际冲击的重要性高于货币冲击。Roffia和Zaghini(2007)<sup>[24]</sup>对15个工业化国家的3年期短期关系证明货币增长率与价格指数之间的正相关关系至少存在于50%的分析案例中;而另外50%不能确定。

第三,虽然Friedman关于货币数量与通货膨胀共同成正比例增长变化的假定有时候无法得到证实,但人们对于Friedman货币数量论的基本关系却并不怀疑。Binner, Tino, Tepper, Anderson, Jones和Kendall(2010)<sup>[25]</sup>通过对美国2001~2005年的月度数据分析发现无法证实货币供应与通货膨胀之间的稳定关系。刘斌、邓述慧(1997)<sup>[26]</sup>对中国1982年1季度到1994

年 4 季度的数据进行了研究, 结果发现广义货币  $M_2$  的增量与产出增量成正比, 与通货膨胀率增量成反比。陈彦斌、唐诗磊、李杜(2009)<sup>[27]</sup>以中国 1994 年第 1 季度至 1999 年第 4 季度的季度数据为样本, 研究了货币  $M_0$ 、 $M_1$ 、 $M_2$  与居民消费价格指数之间的关系, 结果发现货币供应量均对我国通货膨胀没有影响, 且不能预测通货膨胀。赵留彦、王一鸣(2005)<sup>[28]</sup>研究了 1952~2001 年度中国的商品零售价格指数与流通中货币  $M_0$  和广义货币  $M_2$  之间的关系, 结果发现  $M_0$  与价格指数之间存在相当稳健的协整关系; 但是, 广义货币  $M_2$  和价格之间缺乏长期稳定关系, 造成这种结果的原因可能是由于我国的官方价格指数并不能很好地度量通货膨胀水平, 而不是与货币数量论有矛盾, 即货币数量论方程式是正确的。

在人们普遍关注货币数量对于通货膨胀的影响时, 虽然已经有人认识到了货币的收入流通速度可能存在不稳定性的问题, 但是对于收入流通速度的变化对于通货膨胀的影响却很少有人去讨论。伍超明(2004)<sup>[29]</sup>研究发现自 20 世纪 70 年代以来, 随着经济虚拟化加快, 实体经济和虚拟经济的货币流通速度的差异化非常明显, 即使同为收入流通速度, 在实体经济和虚拟经济环境下表现也并不相同。宋健(2010)<sup>[30]</sup>对中国 1979~2007 年货币  $M_2$  收入流通速度的考察, 发现由于金融市场快速发展, 金融制度迅速变迁, 货币的流通速度的变化已经不再稳定。

对于 Friedman 货币数量论方程式中货币数量与收入流通速度之间的逆向关系, 虽然也已经有人注意到了, 但是关于二者对于通货膨胀的共同影响, 也很少有人讨论。Katrin 和 Gerlach(2006)<sup>[31]</sup>通过对瑞士 1970~2006 年的季度数据进行分析, 发现长期内在经济稳定运行情况下, 通货膨胀率依赖于货币的增长, 且围绕着稳定状态的波动依赖于产出缺口; 在通货膨胀率较低和较稳定状态下, 货币的增长率与货币流通速度的变化率之间呈负相关; 但是, 除非控制流通速度的冲击, 不然, 货币增长与通胀之间并不成比例变化。刘佳、靳玉英(2008)<sup>[32]</sup>对我国货币化“高差”问题研究后认为, 人们可能忽略了货币流通速度的变化所造成的影响。阎虎勤、罗凯(2010)<sup>[33]</sup>、阎虎勤、刘震宇(2011)<sup>[34]</sup>虽然对这一质疑进行了逻辑论证, 但是并没有给出实证分析。

本文作者认为: Friedman 货币数量论的基本方程式是正确的; 但是, 其关于货币流通速度在长期内是稳定的这一假设是片面的, 是不正确的。如果能够将货币流通速度当作变量来看待, 将货币数量变化对通货膨胀的影响扩展为货币数量的变化与货币流通速度的变化对通货膨胀的共同影响, 则可以比较全面地理解货币与通胀之间的关系。许多学者在以 Friedman 货币数量论方程式为基础来研究货币数量与通货膨胀之间的关系时, 往往低估了货币的收入流通速度的变化对于通货膨胀的影响, 进而也忽略了可能由于货币的收入流通速度对通货膨胀的影响而降低了货币数量与通货膨胀之间关系的显著性这样一个事实。在讨论这些关系式, 对于货币的两个重要属性——货币数量的变化率与货币流通速度的变化率——之间的关系, 本文也将重点进行讨论。

### 3. 建立模型

本文将以 Friedman 货币数量论方程式作为基本模型, 并假设在名义国民收入均衡水平下, 货币的存量或供应量与需求量相等。但是, 与传统 Friedman 理论不同, 本文假设货币的收入流通速度不是稳定的而是变化的。

仍然用变量  $M$  表示货币供应量,  $V$  表示货币收入流通速度,  $P$  表示平均价格水平,  $Y$  表示以实际国内生产总值表示的实际总产出。假设对于任意的时间变量  $t \in [0, T]$ , 变量  $M$ 、 $V$ 、 $P$ 、 $Y$  都是  $t$  的连续函数, 并且在  $t \in (0, T)$  时是一阶可微的, 那么, 根据 Friedman 的收入货币数量方程式:

$$M(t)V(t) = P(t)Y(t) \quad (1)$$

对方程式两边取自然对数, 然后对方程式两边关于时间  $t$  取一阶微分, 整理后就得到关系式:

$$\frac{dM(t)}{M(t)} + \frac{dV(t)}{V(t)} = \frac{dP(t)}{P(t)} + \frac{dY(t)}{Y(t)} \quad (2)$$

定义变量  $m(t) = dM(t)/M(t)$  表示货币需求量  $M(t)$  的变化率;  $v(t) = dV(t)/V(t)$  表示货币收入流通速度  $V(t)$  的变化率, 也称为货币的收入流通加速度; 变量  $\pi(t) = dP(t)/P(t)$  表示价格水平  $P(t)$  的变化率(以通货膨胀率表示); 变量  $y(t) = dY(t)/Y(t)$  表示实际

总产出  $Y(t)$  的变化率(以实际经济增长率表示)。那么, 经过变形, 货币的变化率  $m(t)$  就可以表示为:

$$m(t) = y(t) + \pi(t) - v(t) \quad (3)$$

同时, 通货膨胀率  $\pi(t)$  也可以表示为:

$$\pi(t) = m(t) + v(t) - y(t) \quad (4)$$

假如货币的收入流通加速度  $v(t)$  是变化的, 并且假如通货膨胀率  $\pi(t)$  与货币的收入流通加速度  $v(t)$  之间具有较高的正相关性, 且不考虑各个变量与实际总产出的变化率  $y(t)$  之间的关系, 那么, 在以上两个关系式下, 应该存在以下三种情况:

第一, 货币的变化率  $m(t)$  与收入流通加速度  $v(t)$  之间具有负相关性。

第二, 货币的收入流通加速度  $v(t)$  与通货膨胀率  $\pi(t)$  之间的线性组合  $\pi(t) - v(t)$  具有降低货币的变化率  $m(t)$  与通货膨胀率  $\pi(t)$  之间相关性程度的作用。

第三, 货币的收入流通加速度  $v(t)$  与货币的变化率  $m(t)$  一样, 会共同对通货膨胀率  $\pi(t)$  产生影响。

本文将重点讨论以上三种情况。为了在实证分析中能够验证以上三种关系, 本文除了采用相关性分析之外, 还会采用向量自回归(vector autoregressive, VAR)模型、向量移动平均(vector moving average, VMA)模型、以及脉冲响应函数(impulse response function, IRF)作为模型分析的工具。假设对于任意一个时间序列  $x_t$ , 其 VAR 模型方程可以表示为:

$$x_t = \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \dots + \phi_p x_{t-p} + \mu_t \quad (5)$$

式中,  $\Phi(L)x_t = \mu_t$ ,  $L$  为滞后算子,  $\Phi(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p$ , 这里  $Lx_t = x_{t-1}$ ,  $L^2 x_t = x_{t-2}$ ,  $\dots$ ,  $L^p x_t = x_{t-p}$ ,  $\mu_t \sim N(0, \Omega)$ 。如果采用 Choleski 因子分解, 则存在转换矩阵  $A$ , 满足  $A^{-1}\Omega A^{-1} = I$ ,  $A^{-1}\Phi(L)x_t = A^{-1}\mu_t$ , 令  $A^{-1}\mu_t = \varepsilon_t$ , 则有  $\varepsilon_t \sim N(0, I)$ 。那么, VMA 模型方程可以表示为:

$$x_t = \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i \varepsilon_{t-i} \quad (6)$$

因而, IRF 模型方程为:

$$x_{t+n} = \sum_{i=0}^{\infty} \psi_{i+1} \varepsilon_{t+n-i} \quad \text{且} \quad \frac{\partial x_{j,t+n}}{\partial \varepsilon_{t+n-i,l}} = \psi_{m,i+1} \quad (7)$$

对于以上 VAR 模型的差分形式, 其向量误差修正模型(VECM)可以表示为:

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \gamma ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

模型中, 所有作为解释变量的差分项, 反映了各个变量短期变化对作为被解释变量的短期变化的影响; 误差修正项反映了变量之间的关系偏离长期均衡状态对短期变化的影响。

对于滞后阶数  $p$  的长度选择, 在观察值低于 60 的小样本情况下采用 AIC 准则较优(Liew, 2004)<sup>[35]</sup>, 而随着样本容量逐渐增大 SIC 检测效率越高(周建, 2005)<sup>[36]</sup>, 本文在具体实证判断时, 将选择使 AIC 值较小、且滞后阶数  $p$  的长度也较小的回归模型。

对于时间序列的单位根检验, 将具有滞后项的自回归(autoregressive, AR)模型方程转换为差分形式, Jeffrey(2000)<sup>[37]</sup>将其划分为三个类别: 模型类型 3 既包含截距项, 也包含时间趋势项; 模型类型 2 只包含截距项, 但不包含时间趋势项; 模型类型 1 既不包含截距项, 也不包含时间趋势项。根据李子奈、叶阿忠(2000)<sup>[38]</sup>的建议, 本文将按照模型 3、2、1 顺序进行 ADF 平稳性检验(Dickey 和 Fuller, 1979, 1981)<sup>[39]</sup>。对于时间序列之间模型的协整检验, 本文将采用 Johansen-Juselius 秩检验和迹检验(Johansen, 1988<sup>[40]</sup>; Johansen 和 Juselius, 1990<sup>[41]</sup>)分别进行检验。

## 4. 实证分析

本文中的原始数据主要源自国家统计局发布的《中国统计年鉴》、财政部发布的《中国财政年鉴》、以及中国人民银行公开发布的数据。实证以中国 1978~2009 年的数据为样本, 其中水平数据起始于 1978 年, 变化率数据起始于 1979 年, 通货膨胀率数据以 GDP 平减指数来代替。假设变量  $M0$  表示流通中的现金,  $M1$  表示狭义货币,  $M2$  表示广义货币。

在进行分析之前, 需要先对有关变量时间序列的平稳性及其之间的协整性进行检验。

表 1 是相关变量的单位根检验的  $t$  统计值, 检验中采用 AIC 准则。三种模型设定所得检验结果均显示, 所有变量的一阶差分变量均是稳定的。

表 2 是有关变量之间的 Johansen-Juselius 协整检验的结果。协整的经济意义在于, 三个变量虽然具有各自的长期波动规律, 但如果它们是协整的, 则它们之间就存在着相对稳定的长期关系。不同趋势假设下

的迹检验和最大特征值检验结果都显示, 1978~2009年, 中国货币  $M0$ 、 $M1$ 、 $M2$  的增长率、收入流通加速度、以及通货膨胀率之间存在协整关系。

第一, 货币  $M0$ 、 $M1$ 、 $M2$  的收入流通速度非稳定性的验证。

图 1 表示出了 1978~2009 年中国货币  $M0$ 、 $M1$ 、 $M2$  的收入流通速度曲线。货币  $M0$  的收入流通速度并没有单调递减, 而是呈 U 型变化, 特别是在 1999 年之后表现出明显的上升趋势。与货币  $M0$  不同, 货币  $M1$  和  $M2$  的收入流通速度缓慢递减。显然, 对于不同类

别的货币, 其收入流通速度曲线所呈现出的运行趋势并不相同。货币  $M0$  的收入流通速度曲线运行特点表明, Friedman 关于长期中货币收入流通速度是稳定的这一假定对于货币  $M0$  并不成立。

图 2 表示出了 1979~2009 年中国货币  $M0$ 、 $M1$ 、 $M2$  的收入流通加速度曲线。在绝大多数年份, 货币  $M0$ 、 $M1$ 、 $M2$  的收入流通加速度都不仅不为常数, 而且也不为零, 它们的运行曲线都具有变化频率大、变化幅度高、变化趋势很不稳定的特点。显然, 对于以变化率表示的收入货币数量方程式

Table 1. ADF Unit root test t-value of the time series of growth rates and income acceleration velocities of  $M0$ ,  $M1$  and  $M2$  and the inflation rate in china during 1979~2009

表 1. 1979~2009 年中国货币  $M0$ 、 $M1$ 、 $M2$  的增长率、收入流通加速度、以及通胀率时间序的 ADF 单根检验 t 统计值

水平变量	$m0$	$m1$	$m2$	$v_{M0}$	$v_{M1}$	$v_{M2}$	$\pi$
t 统计值	-4.4187* ( $p=0.0081$ )	-3.9042** ( $p=0.0244$ )	-2.3656 ( $p=0.3858$ )	-4.5349* ( $p=0.0000$ )	-4.1393** ( $p=0.0144$ )	-3.7824* ( $p=0.0078$ )	-2.7047 ( $p=0.2425$ )
滞后阶数	2	0	7	0	0	1	3
模型类型	3	3	3	3	3	2	3
调整后观察值	28	30	23	30	30	29	27
一阶差分	$d(m0)$	$d(m1)$	$d(m2)$	$d(v_{M0})$	$d(v_{M1})$	$d(v_{M2})$	$d(\pi)$
t 统计值	-7.4541* ( $p=0.0000$ )	-6.3579* ( $p=0.0001$ )	-1.747*** ( $p=0.0765$ )	-5.5050* ( $p=0.0007$ )	-4.8545* ( $p=0.0029$ )	-3.9508** ( $p=0.0247$ )	-2.7047*** ( $p=0.0787$ )
滞后阶数	2	0	5	2	1	4	3
模型类型	3	3	1	3	3	3	3
观察值	27	29	24	27	28	25	26

附注: 1) 滞后阶数按照从滞后 1 阶到滞后 7 阶逐一判断, 如果在 1%~10% 临界值下 t 检验显著, 则选取滞后阶数最小者, 最大滞后阶数为 7; 2) \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 1%、5%、10% 临界值下 t 检验显著, 即拒绝“有单位根”的原假设; 3) 所有变量的二阶差分关于第 1 类模型设定形式在 1% 临界值下 t 检验显著。

Table 2. Cointegration trend assumption test among the time series of growth rates and income acceleration velocities of  $M0$ ,  $M1$  and  $M2$  and the inflation rate in China during 1979~2009

表 2. 1979~2009 年中国货币  $M0$ 、 $M1$ 、 $M2$  的增长率、收入流通加速度、以及通胀率之间协整关系检验的趋势假设

变量名	滞后间隔	迹检验至少有 1 个协整方程	最大特征值检验至少有 1 个协整方程
$\pi$ 、 $m0$ 、 $v_{M0}$	0 到 0	1、2、3、4、5	2、3、4、5
$\pi$ 、 $m1$ 、 $v_{M1}$	0 到 0	1、2、3、4、5	1、2、3
$\pi$ 、 $m2$ 、 $v_{M2}$	0 到 0	1、2、3、4、5	1、2、3、4、5

附注: 1) 检验的临界值为 5%; 2) 样本值为 31; 3) 趋势假设 1、2、3、4、5 分别为水平变量无确定性趋势且协整方程无截距项、水平变量无确定性趋势但协整方程有截距项、水平变量有线性趋势且协整方程有唯一截距项、水平变量与协整方程都有线性趋势、水平变量有确定性和线性趋势且协整方程有线性趋势; 4) 在未标出趋势假设类别时表示在这种类别下无协整方程; 5) 本文将选择的协整模型类型为趋势假设 3。

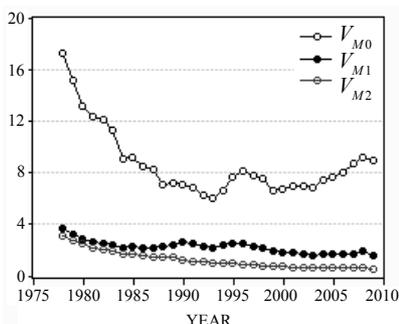


Figure 1. Income velocities of  $M0$ ,  $M1$ ,  $M2$  during 1978~2009  
图 1. 1978~2009 年货币  $M0$ 、 $M1$ 、 $M2$  的收入流通速度

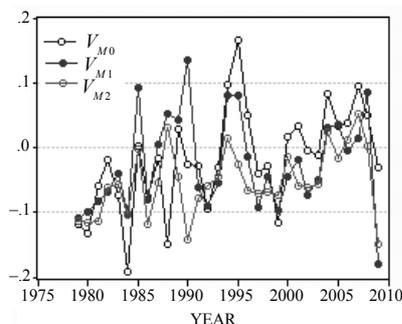


Figure 2. Acceleration velocities of  $M0$ ,  $M1$ ,  $M2$  during 1979~2009  
图 2. 1979~2009 年货币  $M0$ 、 $M1$ 、 $M2$  的收入流通加速度

$m(t) = y(t) + \pi(t) - v(t)$ , 如果简单地定义  $v(t) = 0$  或为  $v(t) = \text{常数}$ , 明显是极不正确的。

所以, 在引用货币数量论方程式来讨论问题时, Friedman 关于长期中货币收入流通速度是稳定这一假定只能被当成一个特例, 而不能被当成普遍情况来看待。

第二, 货币  $M_0$ 、 $M_1$ 、 $M_2$  的收入流通加速度与相应货币增长率之间的反向抵消作用、与通货膨胀率之间的正相关性、以及对相应货币的增长率与通货膨胀率之间关系的影响性验证。

表 3 列出了我国 1979~2009 年货币  $M_0$ 、 $M_1$ 、 $M_2$  的增长率、收入流通加速度、通货膨胀率等变量之间的相关系数。

1) 货币  $M_0$  的收入流通加速度  $v_{M_0}$  与其增长率  $m_0$  的相关系数为 -0.7099, 货币  $M_1$  的收入流通加速度  $v_{M_1}$  与其增长率  $m_1$  的相关系数为 -0.6369, 货币  $M_2$  的收入流通加速度  $v_{M_2}$  与其增长率  $m_2$  的相关系数为 -0.3329。显然, 货币  $M_0$ 、 $M_1$ 、 $M_2$  的收入流通加速度与相应货币的增长率之间呈现出负相关性, 二者之间具有逆向作用的趋势。

2) 货币  $M_0$ 、 $M_1$ 、 $M_2$  的增长率  $m_0$ 、 $m_1$ 、 $m_2$  与通货膨胀率  $\pi$  之间的相关系数分别为 0.3547、0.1932、0.5847, 都为正, 这与 Friedman 收入货币数量论的结论一致, 即货币增长率与通货膨胀率之间具有正相关性。同样, 货币  $M_0$ 、 $M_1$ 、 $M_2$  的收入流通加速度  $v_{M_0}$ 、 $v_{M_1}$ 、 $v_{M_2}$  与通货膨胀率  $\pi$  之间的相关系数分别为 0.3478、0.5930、0.4847, 都为正, 说明货币的流通加速度也具有对通货膨胀的正向作用。

3) 货币  $M_1$  的收入流通加速度  $v_{M_1}$  与通货膨胀率  $\pi$  之间的正相关性较高, 相关系数达到 0.5930。这样, 在货币数量方程式  $m_1 = y + \pi - v_{M_1}$  中, 货币流通加速度  $v_{M_1}$  通过关系式  $\pi - v_{M_1}$  对通货膨胀率  $\pi$  产生了一定的抵消作用, 从而使  $\pi - v_{M_1}$  与通货膨胀率  $\pi$  之间的相关性减弱, 它们之间的相关系数值只有 0.1044。货币增长率  $m_1$  与  $\pi - v_{M_1}$  之间的相关系数达到 0.9483; 相应地, 货币增长率  $m_1$  与  $\pi$  之间的关系严重受到  $\pi - v_{M_1}$  与  $\pi$  之间关系的制约, 最终货币增长率  $m_1$  与  $\pi$  之间的相关系数只有 0.1932。尽管, 货币  $M_0$  和  $M_2$  的类似性质并不明显, 但也可以说明: 在 Friedman 货币数量论方程式下, 货币流通加速度对通货膨胀的反向抵消

作用, 在一定程度上减弱了货币增长率对于通货膨胀的正向刺激作用, 特别是  $M_1$  尤为明显。因此, 货币供应量与货币流通加速度一道, 共同影响着通货膨胀。

第三, 货币  $M_0$ 、 $M_1$ 、 $M_2$  的增长率、收入流通加速度、以及通货膨胀率之间关系的格兰杰因果分析。

表 4 列出了由三个向量组所构成的 VAR 模型方程。按照 Jeffrey(2000)关于格兰杰因果关系检验的论述, 根据 VAR 模型方程可以看出, 从长期来说, 货币  $M_0$ 、 $M_1$ 、 $M_2$  的增长率及其收入流通加速度都是通货膨胀的单向格兰杰原因; 反之, 则不然。即长期来说, 货币供应量的变化、以及货币收入流通速度的变化, 都会影响通货膨胀(表 3 中表现为正向影响)。

第四, 货币  $M_0$ 、 $M_1$ 、 $M_2$  的增长率、收入流通加速度、以及通货膨胀率之间关系的脉冲响应分析。

表 5 列出了通货膨胀率  $\pi$  对于分别来自于三组向量( $\pi$ 、 $m_0$ 、 $v_{M_0}$ )、( $\pi$ 、 $m_1$ 、 $v_{M_1}$ )、( $\pi$ 、 $m_2$ 、 $v_{M_2}$ ) 中的各个误差项所产生的脉冲响应值。假设  $t$  为时间变量,  $n = 10$ , 则当  $i = 0, 1, 2, \dots, 9$  时, 脉冲响应反映了 VAR 模型向量组中任一变量  $x_{t+10}$  受误差项  $\varepsilon_{t+10-i}$  的冲击所作出的反应程度  $\psi_{i+1}$  的值。

图 3、图 4、图 5 中的脉冲响应来自于向量组( $\pi$ 、 $m_0$ 、 $v_{M_0}$ )的 VAR 模型方程误差项。图 3 反映了通货膨胀率  $\pi$  对于来自其自身的误差冲击的响应程度, 可以看出, 第 1、2 期冲击反应最强, 之后逐渐减弱; 前 4 期的冲击反应为正, 其他各期的冲击反应为负。图 4 反映了通货膨胀率  $\pi$  对于来自货币  $M_0$  的增长率  $m_0$  的误差冲击的响应程度, 可以看出, 当期冲击反应最强, 之后逐渐减弱, 到第 5 期减弱到最小值; 第 1、2、6、7 期的冲击反应为正, 其他期的冲击反应为负。图 5 反映了通货膨胀率  $\pi$  对于来自货币  $M_0$  的收入流通加速度  $v_{M_0}$  的误差冲击的响应程度, 可以看出, 第一期冲击反应为正, 之后加强, 第 2 期冲击反应最强; 第 2 期之后逐渐减弱; 前 5 期的冲击反应为正, 其他期的冲击反应为负。

图 6、图 7、图 8 中的脉冲响应来自于向量组( $\pi$ 、 $m_1$ 、 $v_{M_1}$ )的 VAR 模型方程误差项。图 6 反映了通货膨胀率  $\pi$  对于来自其自身的误差冲击的响应程度, 可以看出, 第 1、2 期冲击反应最强, 之后逐渐减弱; 所有 10 期的冲击反应都为正。图 7 反映了通货膨胀率  $\pi$  对于来自货币  $M_1$  的增长率  $m_1$  的误差冲击的响应程度,

Table 3. Correlations among the income acceleration velocities of  $M0$ ,  $M1$  and  $M2$  and the inflation rate in China during 1979~2009表 3. 1979~2009 年货币  $M0$ 、 $M1$ 、 $M2$  的增长率、收入流通加速度、通货膨胀率等变量之间的相关系数

相关系数	$\pi - v_{M0}$	$v_{M0}$	$\pi$	相关系数	$\pi - v_{M1}$	$v_{M1}$	$\pi$	相关系数	$\pi - v_{M2}$	$v_{M2}$	$\pi$
$m0$	0.9539	-0.7099	0.3547	$m1$	0.9483	-0.6369	0.1932	$m2$	0.9008	-0.3329	0.5847
$\pi - v_{M0}$		-0.7927	0.2959	$\pi - v_{M1}$		-0.7389	0.1044	$\pi - v_{M2}$		-0.5248	0.4902
$v_{M0}$			0.3478	$v_{M1}$			0.5930	$v_{M2}$			0.4847

Table 4. Unrestricted VAR equations among the growth rates and income acceleration velocities of  $M0$ ,  $M1$  and  $M2$  and the inflation rate in China during 1979~2009表 4. 1979~2009 年中国货币  $M0$ 、 $M1$ 、 $M2$  的增长率、流通加速度、通胀率之间的非限定性 VAR 模型方程

向量组	$(\pi, m0, v_{M0})$			$(\pi, m1, v_{M1})$			$(\pi, m2, v_{M2})$		
变量名	$\pi$	$m0$	$v_{M0}$	$\pi$	$m1$	$v_{M1}$	$\pi$	$m2$	$v_{M2}$
$c$	0.0003 ( $p=0.989$ )	0.1232 ( $p=0.171$ )	-0.0286 ( $p=0.604$ )	-0.0041 ( $p=0.878$ )	0.1167 ( $p=0.151$ )	-0.0507 ( $p=0.438$ )	-0.0232 ( $p=0.456$ )	0.117 ( $p=0.061$ )	-0.072 ( $p=0.141$ )
$\pi(-1)$	0.1155 ( $p=0.815$ )	-2.207 ( $p=0.185$ )	1.250 ( $p=0.229$ )	0.2491 ( $p=0.585$ )	-1.975 ( $p=0.147$ )	1.148 ( $p=0.297$ )	0.107 ( $p=0.785$ )	0.597 ( $p=0.436$ )	-1.295** ( $p=0.044$ )
$\pi(-2)$	0.5385 ( $p=0.186$ )	2.113 ( $p=0.119$ )	-0.827 ( $p=0.322$ )	0.4862 ( $p=0.239$ )	1.373 ( $p=0.254$ )	-0.501 ( $p=0.607$ )	0.279 ( $p=0.476$ )	-0.003 ( $p=0.996$ )	0.747 ( $p=0.226$ )
$m(-1)$	0.549** ( $p=0.038$ )	1.392 ( $p=0.105$ )	-0.115 ( $p=0.825$ )	0.695** ( $p=0.0120$ )	1.567** ( $p=0.046$ )	-0.055 ( $p=0.927$ )	0.861* ( $p=0.001$ )	0.521 ( $p=0.260$ )	1.102* ( $p=0.006$ )
$m(-2)$	-0.465** ( $p=0.049$ )	-1.087 ( $p=0.154$ )	0.119 ( $p=0.798$ )	-0.608** ( $p=0.032$ )	-0.922 ( $p=0.249$ )	0.015 ( $p=0.981$ )	-0.584** ( $p=0.047$ )	-0.249 ( $p=0.646$ )	-0.695 ( $p=0.122$ )
$v_M(-1)$	0.5962 ( $p=0.107$ )	1.544 ( $p=0.202$ )	0.024 ( $p=0.973$ )	0.623*** ( $p=0.088$ )	1.866*** ( $p=0.081$ )	-0.285 ( $p=0.735$ )	0.665** ( $p=0.048$ )	-0.083 ( $p=0.893$ )	1.485* ( $p=0.006$ )
$v_M(-2)$	-0.684** ( $p=0.045$ )	-1.809 ( $p=0.104$ )	0.414 ( $p=0.541$ )	-0.685** ( $p=0.063$ )	-1.049 ( $p=0.317$ )	0.138 ( $p=0.870$ )	-0.563*** ( $p=0.090$ )	-0.157 ( $p=0.800$ )	-0.747 ( $p=0.145$ )
$R^2$	0.6735	0.2281	0.3480	0.7305	0.1929	0.2344	0.7519	0.4810	0.3687
S.E.值	0.0334	0.1104	0.0691	0.0303	0.0888	0.0726	0.0291	0.0561	0.0452
D.W.值	1.8403	2.1136	2.1195	1.7996	2.0690	1.9009	1.7430	2.0090	1.6384
AIC	-3.7528	-1.3618	-2.2981	-3.9447	-1.7982	-2.1991	-4.0276	-2.7139	-3.1453
F 值	7.5654	1.0838	1.9576	9.9414	0.8765	1.1231	11.11	3.3982	2.1423

附注: 1) \*、\*\*、\*\*\*分别表示在 1%、5%、10%临界值下 t 统计值检验或 F 统计值检验显著; 2)  $c$  为常数项; 3) 表中左边第一列的变量名中表示货币增长率的变量  $m$  和表示货币收入流通加速度的变量  $v_M$  在与表中第一行的变量组成模型方程式时代表对应货币  $M0$ 、 $M1$ 、 $M2$  的增长率和收入流通加速度。

Table 5. Impulse response of the inflation to the growth rates and income acceleration velocities of  $M0$ ,  $M1$  and  $M2$  and the inflation in China during 1979~2009表 5. 1979~2009 年通货膨胀率  $\pi$  对来自其本身以及来自货币  $M0$ 、 $M1$ 、 $M2$  的增长率和流通加速度误差冲击的反应值

向量组	$(\pi, m0, v_{M0})$			$(\pi, m1, v_{M1})$			$(\pi, m2, v_{M2})$		
$i+1$	$\pi$	$m0$	$v_{M0}$	$\pi$	$m1$	$v_{M1}$	$\pi$	$m2$	$v_{M2}$
1	0.0334	0.0470	0.0073	0.0304	0.0000	0.0353	0.0291	0.0094	0.0243
2	0.0340	0.0030	0.0365	0.0295	0.0058	0.0248	0.0274	0.0203	0.0087
3	0.0185	-0.0082	0.0241	0.0175	0.0017	0.0162	0.0152	0.0200	-0.0031
4	0.0039	-0.0125	0.0120	0.0095	0.0076	0.0041	0.0076	0.0132	-0.0024
5	-0.0019	-0.0030	0.0004	0.0065	0.0062	0.0028	0.0049	0.0071	0.0009
6	-0.0020	0.0007	-0.0018	0.0049	0.0038	0.0023	0.0030	0.0036	0.0011
7	-0.0008	0.0011	-0.0012	0.0027	0.0008	0.0019	0.0009	0.0017	-0.0002
8	-0.0004	-0.0002	-0.0002	0.0010	0.0004	0.0005	-0.0005	0.0003	-0.0007
9	-0.0004	-0.0005	-0.0001	0.0003	0.0004	-0.0001	-0.0009	-0.0005	-0.0004
10	-0.0004	-0.0002	-0.0002	0.0002	0.0005	-0.0001	-0.0007	-0.0007	-0.0000
合计值	0.0084	0.0027	0.0077	0.0102	0.0027	0.0088	0.0086	0.0074	0.0028

可以看出, 当期冲击反应为零; 之后呈正向冲击, 上下波动。(这里, 与  $M0$ 、 $M2$  相比,  $M1$  的增长率误差对于通胀的冲击影响最小, 反映出  $M1$  与通胀之间关系的密切程度最高, 这个性质也非常重要)。图 8 反映了通货膨胀率  $\pi$  对于来自货币  $M1$  的收入流通加速度  $v_{M1}$  的误差冲击的响应程度, 可以看出, 第 1 期冲击

反应最强, 之后逐渐减弱; 前 8 期的冲击反应为正, 后 2 期的冲击反应为负。

图 9、图 10、图 11 中的脉冲响应来自于向量组  $(\pi, m2, v_{M2})$  的 VAR 模型方程误差项。图 9 反映了通货膨胀率  $\pi$  对于来自其自身的误差冲击的响应程度, 可以看出, 第 1、2 期冲击反应最强, 之后逐渐减弱; 前

7 期的冲击反应为正, 最后 3 期的冲击反应为负。图 10 反映了通货膨胀率  $\pi$  对于来自货币  $M_2$  的增长率  $m_2$  的误差冲击的响应程度, 可以看出, 从第 1 期开始, 之后逐渐上升, 到第 2 期达到最强, 之后又逐渐减弱。前 8 期的冲击反应为正, 最后 2 期的冲击反应为负。图 11 反映了通货膨胀率  $\pi$  对于来自货币  $M_2$  的收入流通加速度  $v_{M_2}$  的误差冲击的响应程度, 可以看出, 当期的冲击反应最强, 之后逐渐减小, 到第 4 期达到最小; 从第 5 期开始又上升, 到第 6 期达到较高, 之后又下降, 总体呈波动性变化趋势。

在三组向量情况下, 1979~2009 年我国通货膨胀率  $\pi$  对来自其本身以及货币  $M_0$ 、 $M_1$ 、 $M_2$  的增长率和流通加速度的误差冲击的反应值和脉冲响应图形分析中能够发现:

1) 通货膨胀率  $\pi$  对于来自其自身的误差冲击的响应都在第 1、2 期响应程度最高, 之后快速递减。通货膨胀率  $\pi$  对于来自其自身的误差冲击所做出的响应可以被看成是  $\pi$  对来自于货币增长率的误差冲击所做出的响应与其对来自于货币的收入流通加速度的误差冲击所做出的响应的叠加。

2) 通货膨胀率  $\pi$  对于来自货币增长率的误差冲击所做出的响应与其对货币收入流通加速度的误差冲击所做出的响应互相之间具有逆向发展的趋势, 它们之间的脉冲响应曲线之间具有交叉运行的趋势。

3) 通货膨胀率  $\pi$  对于来自货币  $M_0$  的增长率的误差冲击与对于来自  $M_2$  的流通加速度的误差冲击的响应类似, 都是在第 1 期就达到最大, 之后快速递减, 到第 3、4 期减到最小, 之后又缓慢上升。相反地, 通货膨胀率  $\pi$  对于来自货币  $M_2$  的增长率的误差冲击与对于来自  $M_0$  的流通加速度的误差冲击的响应类似, 都是在第 1 期为正, 到第 2 期上升到最大, 之后快速递减。

4) 通货膨胀率  $\pi$  对于来自货币  $M_1$  的增长率的误差冲击的响应程度介于对于货币  $M_0$  和  $M_2$  的增长率误差冲击的响应程度之间, 在较小幅度内上下波动; 而通货膨胀率  $\pi$  对于来自货币  $M_1$  的收入流通加速度的误差冲击的响应程度与对于货币  $M_2$  的收入流通加速度的响应程度类似。

第五, 货币  $M_0$ 、 $M_1$ 、 $M_2$  的增长率和流通加速度与通货膨胀之间的协整关系及误差修正模型。

表 6 是代表货币  $M_0$ 、 $M_1$ 、 $M_2$  的增长率、流通加速度, 以及通胀率的变量之间长期协整关系的回归估计。显然, 它们之间的长期正相关性都很显著, 反映了货币供应量的变化和货币收入流通速度的变化, 都可能导致通货膨胀的加剧。系数比较发现, 货币流通加速度对于通货膨胀的影响程度高于货币增长率的影响程度。

表 7 是货币  $M_0$ 、 $M_1$ 、 $M_2$  的增长率、流通加速度, 以及通货膨胀率之间的向量误差修正模型(VECM)的回归估计。表中的 3 个模型方程表现了变量之间的短期关系。在不同模型中,  $ecm(-1)$  表示与前面的协整方程相对应的误差项。由于在 3 个 VECM 模型中, 误差项都很不显著, 所以可以认为, 当货币的增长率和流通加速度的增大造成通货膨胀波动加剧时, 其长期误差在短期内不会立即得到调整消化。短期内, 它们之间的格兰杰因果关系也无法得到验证。

## 5. 小结

本文以 Friedman 货币数量论方程式为基础, 在假设货币的收入流通速度的变化率即收入流通加速度不为常数的情况下, 研究了货币的增长率与收入流通加速度之间的关系, 以及它们对于通货膨胀的共同影响。

本文在引言部分分析了人们对于 Friedman 关于货币的收入流通速度在长期内是稳定的这一假设的不同理解。受 Friedman 这一假设的影响, 许多学者在研究中将货币收入流通速度的变化率设置为常数或者零, 还有一些学者将其代之以名义利率或者货币化指数。这种将货币的收入流通速度在长期内看成固定的情况, 在一般意义上只能是一种特例, 而不能被当成普遍情况作为分析货币问题的依据。

本文在文献回顾部分对于货币数量与通货膨胀之间的关系进行了梳理。与货币数量论一致, Friedman 关于货币数量与通货膨胀共同成正比例增长变化的假定受到了人们的普遍支持; 虽然在有些情况下不成立, 但是在绝大多数情况下得到了证实; 即使在有些情况下无法得到证实, 但人们对于 Friedman 货币数量论的基本关系却并不怀疑。

由于人们对于货币的收入流通速度的变化与货币数量的变化之间的关系、与通货膨胀之间的关系, 以及由于这些关系的存在而对于货币数量的变化与通货

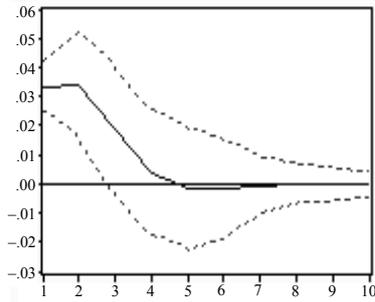


Figure 3. Response of  $\pi$  to  $\pi$   
图 3.  $\pi$  对自身误差冲击的响应

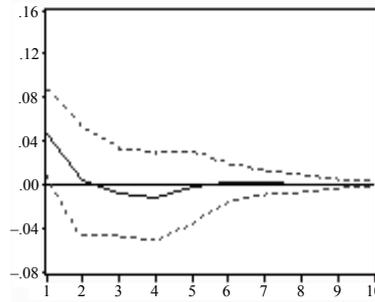


Figure 4. Response of  $\pi$  to  $m_0$   
图 4.  $\pi$  对  $m_0$  的误差冲击的响应

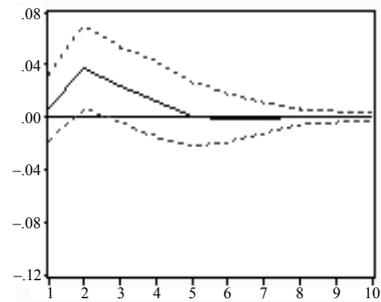


Figure 5. Response of  $\pi$  to  $v_{M0}$   
图 5.  $\pi$  对  $v_{M0}$  误差冲击的响应

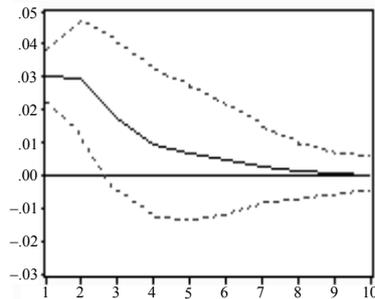


Figure 6. Response of  $\pi$  to  $\pi$   
图 6.  $\pi$  对自身误差冲击的响应

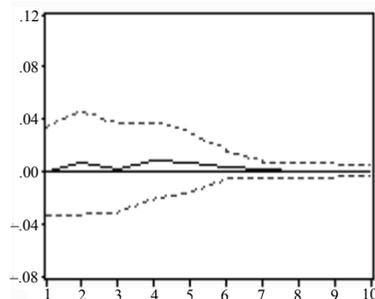


Figure 7. Response of  $\pi$  to  $m_1$   
图 7.  $\pi$  对  $m_1$  的误差冲击的响应

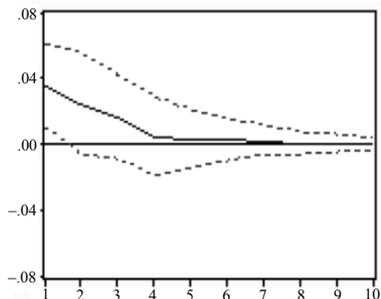


Figure 8. Response of  $\pi$  to  $v_{M1}$   
图 8.  $\pi$  对  $v_{M1}$  的误差冲击的响应

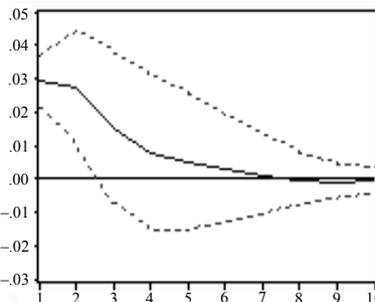


Figure 9. Response of  $\pi$  to  $\pi$   
图 9.  $\pi$  对  $\pi$  的误差冲击的响应

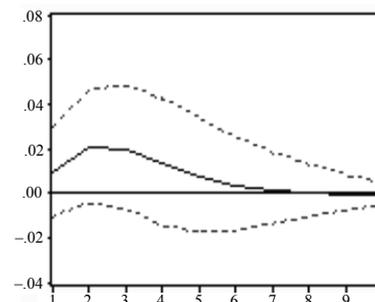


Figure 10. Response of  $\pi$  to  $m_2$   
图 10.  $\pi$  对  $m_2$  的误差冲击的响应

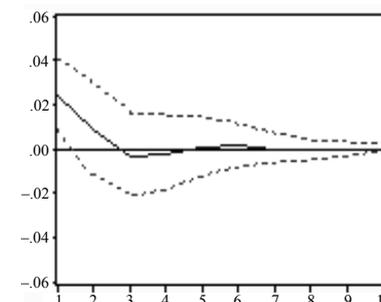


Figure 11. Response of  $\pi$  to  $v_{M2}$   
图 11.  $\pi$  对  $v_{M2}$  误差冲击的响应

Table 6. Cointegration equations among the variables of growth rates and income acceleration velocities of  $M_0, M_1$  and  $M_2$  and the inflation rate in China during 1979~2009

表 6. 1979~2009 年中国货币  $M_0, M_1, M_2$  的增长率、流通加速度、通胀率之间的协整方程

变量名	$c$	$m_0$	$m_1$	$m_2$	$v_{M0}$	$v_{M1}$	$v_{M2}$	$R^2$	R	F 统计值
$\pi$	-0.035* ( $p=0.000$ )	0.552* ( $p=0.000$ )			0.771* ( $p=0.000$ )			0.8505	0.9222	79.66
$\pi$	-0.034* ( $p=0.000$ )		0.562* ( $p=0.000$ )			0.816* ( $p=0.000$ )		0.8998	0.9485	125.74
$\pi$	-0.047* ( $p=0.000$ )			0.625* ( $p=0.000$ )			0.746* ( $p=0.000$ )	0.8609	0.9278	86.67

附注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 1%、5%、10%临界值下 t 检验显著。

Table 7. VECM equations among the variables of growth rates and income acceleration velocities of  $M0$ ,  $M1$  and  $M2$  and the inflation rate in China during 1979-2009表 7. 1979-2009 年中国货币  $M0$ 、 $M1$ 、 $M2$  的增长率、流通加速度、通胀率之间的 VECM 模型方程

变量	$c$	$ecm(-1)$	$d(\pi(-1))$	$d(\pi(-2))$	$d(m(-1))$	$d(m(-2))$	$d(v_M(-1))$	$d(v_M(-2))$	$R^2$	F 值
$d(\pi)$	0.0006 ( $p=0.9317$ )	-0.067 ( $p=0.8975$ )	-0.463 ( $p=0.3913$ )	0.0827 ( $p=0.8753$ )	0.4634 ( $p=0.1193$ )	-0.143 ( $p=0.6237$ )	0.5058 ( $p=0.2212$ )	-0.322 ( $p=0.4626$ )	0.414	2.02
$d(\pi)$	0.0011 ( $p=0.8503$ )	-0.367 ( $p=0.5167$ )	-0.003 ( $p=0.9956$ )	0.431 ( $p=0.374$ )	0.390 ( $p=0.260$ )	-0.319 ( $p=0.3401$ )	0.1681 ( $p=0.7303$ )	-0.589 ( $p=0.190$ )	0.588	4.09
$d(\pi)$		-0.460 ( $p=0.3698$ )	-0.312 ( $p=0.517$ )	-0.223 ( $p=0.632$ )	0.631 ( $p=0.047$ )	-0.074 ( $p=0.823$ )	0.452 ( $p=0.258$ )	-0.058 ( $p=0.881$ )	0.582	3.98

附注：1) \*、\*\*、\*\*\*分别表示在 1%、5%、10%临界值下 t 统计值检验或 F 统计值检验显著；2)  $c$  为常数项；3) 表中左边第一行的变量名中表示货币增长率的变量  $m$  和表示货币收入流通加速度的变量  $v_M$  在与表中第一列的变量组成模型方程式时代表对应货币  $M0$ 、 $M1$ 、 $M2$  的增长率和收入流通加速度。

膨胀之间关系的影响，很少有人讨论，所以，本文的模型分析部分在以变化率来表示的 Friedman 货币数量论方程式的基础上，旨在通过对相关变量进行单位根检验和协整检验，并通过建立 VAR、VMA、IRF 模型，来分析这些关系。

通过以中国 1978~2009 年的数据为样本，本文得到了以下一些主要结论：

1) 代表货币  $M0$ 、 $M1$ 、 $M2$  的增长率、收入流通加速度，以及通货膨胀率的变量的时间序列的一阶差分变量均是稳定的；它们之间所组成的三组向量都存在着协整关系；协整关系表明，货币  $M0$ 、 $M1$ 、 $M2$  的收入流通加速度对于通货膨胀的影响程度高于货币增长率的影响程度。

2) 图形验证表明，货币  $M0$  的收入流通速度呈 U 型变化；货币  $M0$ 、 $M1$ 、 $M2$  的收入流通加速度都不仅为常数，而且也不为零，它们的运行曲线都具有起伏变化的特点。

3) 相关性分析表明，货币  $M0$ 、 $M1$ 、 $M2$  的收入流通加速度与货币的增长率之间具有负相关性，它们之间具有逆向作用的特点；货币  $M0$ 、 $M1$ 、 $M2$  的增长率与收入流通加速度一样，都对通货膨胀具有正向影响作用；货币流通加速度对通货膨胀的反向抵消作用，在一定程度上减弱了货币增长率对于通货膨胀的正向刺激作用，这一点，在对  $M1$  进行分析时表现得尤为突出。

4) 通过对三个向量组所构成的 VAR 模型方程分析，发现从长期来说，货币  $M0$ 、 $M1$ 、 $M2$  的增长率及其收入流通加速度都是通货膨胀的单向格兰杰原因；但是，反之则不然。

5) 脉冲响应分析表明，通货膨胀率对于来自其自身的误差冲击的响应可以被看成是对来自于货币增长

率的误差冲击与其对来自于货币的收入流通加速度的误差冲击所做出的响应的叠加。

6) 货币  $M0$ 、 $M1$ 、 $M2$  的增长率、流通加速度，以及通胀率之间的向量误差修正模型(VECM)表明，当货币的增长率和流通加速度的增大造成通货膨胀波动加剧时，其长期误差在短期内不会立即得到调整消化。短期内，它们之间的格兰杰因果关系也无法得到验证。

总之，在传统货币数量方程式中，虽然人们将货币的数量与货币的流通速度作为货币的两个不同属性来考虑，但是，由于在一个货币关系方程式中同时考虑货币的两个特征变量往往会将问题复杂化，所以人们就往往通过假设货币流通速度为稳定——从而将货币流通加速度设置为零或者常数——而在研究中将问题简单化，使得对于货币的两个特征变量的研究演变成对于货币的一个特征变量的研究，这就使货币流通速度问题成为研究货币数量问题的一个死结。

本文的研究结论清楚地认识到：货币流通加速度与货币增长率是货币的两个具有对立特征的属性，二者之间的关系是彼此相互逆向影响的；货币是从两个方面刺激价格的，不仅数量增加会拉升价格，流通加速也会拉升价格，它们共同对通货膨胀形成正向刺激作用。所以，通过固定货币流通速度的变化率而将研究问题简单化的传统货币数量论研究方法具有很大片面性，由此所带来的矛盾结果应该从假设中被舍弃的因素——货币流通加速度变量——中去找寻，这样，才能够使货币增长率与货币流通速度二者之间的关系更加清晰。

本文今后研究的方向是：克服传统货币数量方程式的不足，在传统货币数量方程式之外寻找其它的数量关系，在新的关系中将货币增长率与货币流通加速度隔离考虑，不使二者同时出现在一个方程式中，进

而研究二者各自的性质，并考虑中国货币供应量在结构上的不同特点，以期得到更好的结果。

## 参考文献 (References)

- [1] M. Friedman. The quantity theory of money—a restatement studies in the quantity theory of money. Chicago: University of Chicago Press, 1956.
- [2] C. Brand, D. Gerdemeier and B. Roffia. Estimating the trend of M3 income velocity underlying the reference value for monetary growth. 2002.  
[http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=748966](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=748966)
- [3] B. Szilárd, M. Gillman and M. Kejak. A banking explanation of the US velocity of money: 1919~2004. 2009.  
<http://www.eabcn.org/sites/all/files/papers/DP7544.pdf>
- [4] M. Cosgrove, C. Singh and M. Sheehan. Euro area money demand stability. *Journal of Business and Economics Research*, 2008, 6(2):15-22.
- [5] 范从来. 中国货币需求的稳定性[J]. *经济理论与经济管理*, 2007, 27(6): 35-41.
- [6] 黄碧丹. 我国超额货币现象及成因分析[J]. *现代商贸工业*, 2009, 22(24): 167-169.
- [7] 张杰. 中国的高货币化之谜[J]. *经济研究*, 2006, 52(6): 59-69.
- [8] R. E. Lucas. Two illustrations of the quantity theory of money. *The American Economic Review*, 1980, 70(5): 1005-1014.
- [9] N. W. Duck. Some international evidence on the quantity theory of money. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1993, 25(1): 1-12.
- [10] 类承曜. 中国货币需求关系的实证分析[J]. *中央财经大学学报*, 1999, 19(9): 33-36.
- [11] 陶江. 货币的速度与“弗里德曼悖论”[J]. *南开经济研究*, 2003, 19(5): 24-34.
- [12] 林继肯. 货币需求问题上的分歧与我见[J]. *财经问题研究*, 1998, 20(10): 3-10.
- [13] K. L. Gupta, B. Moazzami. On some predictions of the quantity theory of money. *Southern Economic Journal*, 1991, 57(4): 1085-1091.
- [14] E. D. Beach, N. H. Cottrell. A re-examination of the doctrine of relative purchasing power parity. *Journal of Economic Development*, 1992, 17(2): 107-135.
- [15] R. Samuel. Money and the great disinflation. 2006.  
[http://www.snb.ch/n/mmr/reference/working\\_paper\\_2006\\_07/so urce](http://www.snb.ch/n/mmr/reference/working_paper_2006_07/so urce)
- [16] N. Edward. Why money growth determines inflation in the long run: answering the Woodford critique. 2008.  
<http://ideas.repec.org/p/fip/fedlwp/2008-013.html>
- [17] 苗文龙. 现代货币数量论与中国“高货币化”成因[J]. *数量经济技术经济研究*, 2007, 24(12): 108-116.
- [18] 陈希娟. CPI与GDP、M2的关系[J]. *经济研究导刊*, 2009, 5(4): 52-53.
- [19] G. P. Dwyer, R. W. Hafer. Are money growth and inflation still related? 1999.  
<http://www.fibatlanta.org/filelegacydocs/dwyhaf.pdf>
- [20] 杨建明. 我国货币供应量对产出物价预测能力的实证研究[J]. *南开经济研究*, 2003, 19(1): 8-13.
- [21] J. C. Frain. Inflation and money growth: Evidence from a multi-country data-set. *The Economic and Social Review*, 2004, 35(3): 251-266.
- [22] P. De Grauwe, M. Polan. Is inflation always and everywhere a monetary phenomenon? *The Scandinavian Journal of Economics*, 2005, 107(2): 239-259.
- [23] P. Duczynski. On the empirics of the non-neutrality of money: Evidence from developed countries. *Czech Journal of Economics and Finance*, 2005, 55(5-6): 267-282.
- [24] B. Roffia, A. Zaghini. Excess money growth and inflation dynamics. 2007.  
<http://www.ecb.int/pub/pdf/scpwps/ecbwp749.pdf>
- [25] J. M. Binner, P. Tino, J. Tepper, R. G. Anderson, B. Jones and G. Kendall. Does money matter in inflation forecasting? 2009.  
<http://research.stlouisfed.org/wp/more/2009-030/>.
- [26] 刘斌, 邓述慧. 中国的货币需求函数的非线性建模与预测[J]. *系统工程理论与实践*, 1997, 17(4): 50-57.
- [27] 陈彦斌, 唐诗磊, 李杜. 货币供应量能预测中国通货膨胀吗?[J]. *经济理论与经济管理*, 2009, 29(2): 22-28.
- [28] 赵留彦, 王一鸣. 货币存量与价格水平: 中国的经验证据[J]. *经济科学*, 2005, 24(2): 26-38.
- [29] 伍超明. 货币流通速度的再认识—对中国 1993~2003 年虚拟经济与实体经济关系的分析[J]. *经济研究*, 2004, 50(9): 36-47.
- [30] 宋健. 超额货币 经济增长与通货膨胀—基 1979~2007 年中国宏观经济数据的实证研究[J]. *广东金融学院学报*, 2010, 25(2): 16-33.
- [31] K. Assenmacher-Wesche, S. Gerlach. Money growth, output gaps and inflation at low and high frequency: Spectral estimates for Switzerland. 2006.  
<http://econpapers.repec.org/paper/snbsnbwpa/2006-05.htm>.
- [32] 刘佳, 靳玉英. 我国货币流通速度变化与当前通货膨胀[J]. *当代财经*, 2008, 29(11): 67-71.
- [33] 阎虎勤, 罗凯. 货币供应、货币流通与通货膨胀: 自经济变量找寻[J]. *改革*, 2010, 11(12): 107-114.
- [34] 阎虎勤, 刘震宇. 中国经济增长与通胀坐标系[M]. 北京: 中国财政经济出版社, 2011(1): 217-261.
- [35] L. V. Khim-Sen. Which lag length selection criteria should we employ? *Economics Bulletin*, 2004, 3(33): 1-9.
- [36] 周建. 时间序列建模中滞后阶数选取准则函数的检测效力及其特征[J]. *系统工程理论与实践*, 2005, 25(11): 20-27.
- [37] M. W. Jeffrey. *Introductory economics: A modern approach*[M]. Boston: South Western College Publishing, 2008.
- [38] 李子奈, 叶阿忠. *高等计量经济学*[M]. 北京: 清华大学出版社, 2000(1): 53-54.
- [39] D. A. Dickey, W. A. Fuller. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 1981, 49(4): 1057-1072.
- [40] S. Johansen. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988, 12(2-3): 231-254.
- [41] S. Johansen, K. Juselius. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1990, 52(2): 169-210.