Finance 金融, 2013, 3, 27-39
http://dx.doi.org/10.12677/fin.2013.33005 Published Online July 2013 (http://www.hanspub.org/journal/fin.html)

A Control Equation between Money Quantity Relations

—Empirical Analysis Based on Chinese Data

Kejia Yan[1], Huqin Yan[2]

[1]Business School of Queensland University of Technology, Brisbane, Australia
[2]Xiamen National Accounting Institute, Xiamen
Email: isalex@live.cn, yanhuqin@xnai.edu.cn

Received: Jun. 10th, 2013; revised: Jun. 18th, 2013; accepted: Jun. 28th, 2013

Abstract: Beginning from Friedman's original quantity theory of money with income velocity, by using the variable of the rate of change of monetization index of money to substitute the variable of the rate of change of income velocity of money, a new quantity equation of money is created. Because the new quantity equation of money is an equal equation between the four variables of the real economic growth rate, inflation rate, nominal growth rate of money, and rate of change of monetization index of money, it can be used as a control equation between these four variables. On this paper the empirical analysis is based on Chinese data of money *M*1 and *M*2. The time period is during the yearly period of 1993-2012. After building six vector autoregressive (*VAR*) models, the values of four variables in 2013 have been predicted. When the predicted values are led to the new control quantity equation of money, it has shown a consistent relation between the predicted values and the control equation for money *M*2. In 2013, the predicted value of the real economic growth will be 8.6%, the inflation rate will be 5.4%, the nominal growth rate of *M*2 will be 17.5%, and the rate of change of monetization index of *M*2 will be 1.8%. However, for money *M*1, only a predicted value interval can be determined, where the nominal growth rate of *M*1 will belong to the interval of [26.8%, 36.0%], and the rate of change of monetization index of *M1* will belong to the interval of [10.7%, 18.9%].

Keywords: Quantity Equation of Money; Income Velocity; Monetization Index; Inflation Rate

货币数量关系之间的一个控制方程

—基于中国数据的实证分析

阎可佳[1]，阎虎勤[2]

[1]昆士兰科技大学经济学院，布里斯班，澳大利亚
[2]厦门国家会计学院，厦门
Email: isalex@live.cn, yanhuqin@xnai.edu.cn

收稿日期：2013 年 6 月 10 日；修回日期：2013 年 6 月 18 日；录用日期：2013 年 6 月 28 日

摘　要：本文从 Friedman 原始收入货币数量论出发，通过以货币化指数及其变化率代替 Friedman 收入货币数量方程式中的货币流通速度及其变化率变量，创建了一个新的货币数量方程式。由于该新方程式表现了实际经济增长率、通货膨胀率、货币增长率、以及货币化指数变化率四者之间的恒等式关系，所以，可以作为货币数量关系之间的一个控制方程。本文以中国货币 $M1$ 和 $M2$ 为对象，选取 1993~2012 年的年度数据为样本，先采用六个向量自回归(VAR)模型对相关变量在 2013 年的预期值进行预测，再采用本文所创建的货币数量控制方程进行验证，结果发现：货币 $M2$ 的预期增长率值与控制方程一致，表明预测值较为合理，这时，2013 年实际经济增长率预期值为 8.6%，通胀率预期值为

5.4%，$M2$增长率预期值为17.5%，其货币化指数变化率预期值为1.8%；而货币$M1$的预期值与控制方程差距较大，但能够确定其预期增长率值变化区间，即$M1$的增长率预期值属于区间[26.8%, 36.0%]，其货币化指数变化率预期值属于区间[10.7%, 18.9%]。

关键词：货币数量方程；收入流通速度；货币化指数；通货膨胀率

1. 引言

自从Fisher(1911)[1]的交易货币数量方程式和Friedman(1956)[2]的收入货币数量方程式诞生以来，人们对于货币数量方程式基本表达式的形式已经非常熟悉，应用也已经非常广泛；但是，对于传统货币数量方程式中货币流通速度的研究，虽经久不衰，却至今仍然没有形成一个统一的、趋于一致的认识(于宾、朱哲，2013)[3]。以Friedman的收入货币数量方程式为例，对于方程式$MV = PY$来说，虽然货币流通速度在方程式中具有重要的平衡作用，但是在实际的应用中，人们却尽量简化形式，在多数情况下回避了对于货币流通速度的进一步考虑。

那么，如果不采用货币流通速度，是否有其它经济变量可以替代货币流通速度，且能够既使Friedman的原始货币数量方程式中各个变量的意义保持不变，又能够使其便于应用和解释呢？本文将围绕这一问题，以货币化指数来代替货币流通速度，以货币化指数的变化率来代替货币流通速度的变化率，建立一个新的货币数量方程式。这个新的货币数量方程式将是对于传统货币数量方程式的一个极大发展。

本文将在第二部分进行文献回顾，第三部分进行公式推导，第四部分建立实证模型，第五部分进行实证结果分析，第六部分总结全文。

2. 文献回顾

为了进一步说明以货币化指数来代替货币流通速度对于建立新的货币数量方程式具有重要意义，还得从分析传统货币数量方程式的形式及其假定开始。

在Friedman的收入货币数量方程式$MV = PY$中，变量M表示货币需求或供给数量，V表示货币的收入流通速度，MV表示参与流通的货币总量；Y表示包括所有财富形式在内的实际国民总收入，P表示一般价格水平，PY表示名义国民总收入。Friedman将货币的收入流通速度V定义为一个关于多个变量的函数，表示为$V = V\left(r_b, r_e, dP/Pdt, w, Y, u\right)$，其中，变量$r_b$代表市场债券利率，$r_e$代表市场股票利率，$dP/Pdt$表示价格变动率的某种平均期望值，$w$代表财富与收入的比率，$u$代表效用函数(其影响变量包括那些不仅影响财富所有者的偏好而且影响有关的生产技术条件的变量)。为了将收入货币数量方程转化为一个决定收入的完整货币需求模型，Friedman提出了两个著名的假定。

假定一：假定货币需求对于其流通速度所包含的各个变量是高度无弹性的，所有这些变量都可以被看成是刚性的、固定的。也即货币流通速度是固定的。这个假设可以这样理解：按照该假定，货币数量方程式可以表示为$M = kPY$，其中，变量$k = 1/V$是一个常数。虽然Friedman进一步解释说，这种假定并不是说货币的流通速度在数值上会保持不变，而是说稳定性存在于货币需求量与决定它的各个变量之间的函数关系中，例如恶性通货膨胀期间货币流通速度的急剧上升是与一种稳定的函数关系完全一致的。但是，由于该解释无法从方程式中表现出来，所以事实上，在应用中被假定一完全代替。

假定二：引入外部信息，假设实际产出位于可能的最高产出水平上，则货币数量的任何增加都将导致价格以相同比例或者更大比例上涨。这个假设可以这样理解：按照该假定，$Y = Y_{\max}$是一个固定值，那么，考虑到假定一也成立，则$M = kPY_{\max}$，所以在假定二都满足的情况下，$M \propto P$成立。之后，Friedman (1963)[4]又将其对货币数量理论研究的结果通俗地解释为一句话："通货膨胀无时无刻不是一种货币现象。"在Friedman (1969)[5]的理论中，货币存量的较大变动既是一般价格水平较大变动的一个必要条件，又是它的一个充分条件。

很显然，与Friedman (1956)[2]的原始货币数量方程式相比，一旦有了他的这两个假定条件，那么，他的原始方程式中的货币流通速度变量就完全成了一个摆设，失去作用。即没有两个假定的原始货币数量

方程式 $MV = PY$ 与有了两个假定的货币数量方程式 $M = kPY_{\max}$ 之间相比，彼此大相径庭，完全不是一码事，而是彼此之间自相矛盾。

事实上，对于 Friedman (1956)[2]理论，人们在应用时，一般是考虑在连续函数的情况下，将原始方程式转化为增长率形式，再加以应用。假设对于任意时间变量 $t \in (0,T)$，变量 $M(t)$、$V(t)$、$P(t)$、$Y(t)$ 都是 t 的连续、可微函数，那么，收入货币数量方程式的连续形式则为：

$$M(t)V(t) = P(t)Y(t) \tag{1}$$

假设变量 $m(t) = dM(t)/M(t)$ 表示货币的名义增长率，$\nu(t) = dV(t)/V(t)$ 表示货币的收入流通速度的变化率，$\pi(t) = dP(t)/P(t)$ 表示总体价格水平的变化率，$r(t) = dY(t)/Y(t)$ 表示实际总产出的变化率，那么，通过给上式两边取对数，再求微分，就得到连续情况下以变化率形式表示的 Friedman 收入货币数量方程式：

$$m(t) = r(t) + \pi(t) - \nu(t) \tag{2}$$

这个关系式表明，货币供应量的增长率 $m(t)$ 与实际经济增长率 $r(t)$ 和通货膨胀率 $\pi(t)$ 之间呈正相关性，与货币流通速度的变化率 $\nu(t)$ 之间呈负相关性。在这种关系式下，继续讨论 Friedman (1956)[2]假定。

对于 Friedman (1956)[2]假定一，在收入流通速度 $V(t)$ 为固定值的情况下，其变化率 $\nu(t) = dV(t)/V(t) = 0$，因此，以上方程式就变为：

$$m(t) = r(t) + \pi(t) \tag{3}$$

另外一种情况是假定 $V(t)$ 是一个一次连续函数，其一阶导数为常数，即 $\nu(t) = dV(t)/V(t) = c$ (这里 $c \neq 0$ 为一常数)，那么，货币数量方程式就是：

$$m(t) = r(t) + \pi(t) - c \tag{4}$$

在以上假定一成立的两种情况下，再考虑假定二。假如实际产出位于可能的最高产出水平上，即 $r(t)$ 已经达到其最大值 $R_{\max}$，则：

$$m(t) = R_{\max} + \pi(t) - c \tag{5}$$

那么，$m(t)$ 的增长，必然带来 $\pi(t)$ 同比例的增长，即 $m(t) \propto \pi(t)$ 成立。

值得一提的是，方程式 $m(t) = r(t) + \pi(t) - \nu(t)$ 仅仅是一个写意方程式，在一般情况下等式并不成立。因为该方程式是求导得来的，而常数的导数为零，所以，从严格意义上来说，等式并不成立。但是，在许多情况下，人们都将该方程式作为恒等式来应用，这是很不严密的。

长期以来，人们对于收入货币数量方程式的应用，主要从以下三个方面予以考虑。

一是有些研究者将货币流通速度的变化率在长期内假定为零。这种情况最为普遍。张杰(2006)[6]、范从来(2007)[7]、黄碧丹(2009)[8]以中国的年度统计数据为样本，从货币数量论方程式出发，在假定货币 $M2$ 的收入流通速度 V 固定且其变化率为零的情况下，通过将货币供应量增长率 m 与居民消费价格指数 π 和实际经济增长率 r 之和进行比较，结果发现 $m - (\pi + r) > 0$ 的情况在多数年份普遍存在，由此得出结论认为中国货币化“高差”现象确实存在。这种考虑显然是错误的，因为他们都没有考虑货币流通速度不为零的情况。纵观对中国货币化“高差”问题的讨论，绝大多数学者都采用了这种形式的方程。当然，尽管人们对货币化“高差”问题的研究往往受到了错误假定的引导，但是，并不能完全否定对于有关问题进行讨论的意义。

二是有些研究者将货币流通速度的变化率在长期内假定为常数。这种情况也相当普遍。Cosgrove、Singh、Sheehan (2008)[9]研究证实，欧洲中央银行(ECB)一般都是以收入货币数量论方程式为依据来确定货币 *M*3 的增长率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 r 在 2%~2.5%之间，通货膨胀率 π 参考目标为 2%，假如货币收入流通速度平均每年降低 0.5%，即将 ν 值设置为−0.5%，那么，货币 *M*3 的年增长率，按照关系式 $m = r + \pi - \nu$，就应该保持在 4.5%~5%之间。类似地，Brand、Gerdesmeier、Roffia (2002)[10]也在研究中将欧洲央行货币供应量 *M*3 的流通速度变化率平均值设置为−0.5%，作为一个常数应用于研究中。显然，这种假设如果正确，则必须有一个前提：即经济中的诸多变量都具有稳定性，除了经济稳定增长和保持价格水平基本平稳之外，*M*3 的收入货币流通速度也稳定下降，且其下降率保持在一个稳定的常数周围。虽然这种条件非常苛刻，但是对于欧盟情况有时候具有一定的适

应性。

三是有些研究者虽然没有将货币流通速度变化率假定为零或者假定为常数，但是，他们在研究中却引入其它变量以代替货币流通速度的变化率。例如Lucas (1980)[11]、Duck (1993)[12]在研究中以名义利率来代替货币流通速度的变化率；类承曜(1999)[13]在研究中以货币化指数来代替货币流通速度的变化率。虽然这些研究也可以得出一些理想的结论，但是，货币流通速度是否可以简单地被货币化指数、或被名义利率来代替而引入货币数量方程式中，却完全缺乏理论根据，他们的研究中也没有说明。

以上关于货币流通速度变化率的处理方式，一是受Friedman (1956)[2]假定的影响；二是认为货币流通速度本身作为变量时易于变化，其变化率所遵循的规律难于捉摸，因而放弃了对其做进一步地分析。

对于Friedman (1956)[2]假定二，人们也开展了广泛的讨论，得出的有些结论与原假定一致，有些结论与原假定接近，有些结论则与原假定完全相反。

一是有些研究者认为货币数量的变化与价格指数的变化呈现出正相关、同比例变化的特征。这与Friedman (1956)[2]假定二完全一致。Lucas (1980)[11]以名义利率来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，通过对比货币数量变化率、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)[12]以名义利率来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。Dwyer、Hafer (1999)[14]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$M2$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，这种情况在高通胀国家完全显著。

二是有些研究者认为货币数量的变化与价格指数的变化虽然呈现出正相关性，但无法证实同比例性。这与Friedman (1956)[2]假定二比较接近，但不完全一致。Grauw、Polan (2005)[15]通过对全球160多个国家近30年的数据进行测试，发现在通货膨胀率和货币增长率之间，虽然存在长期的正相关性关系，但是，货币数量的任何增加都将导致价格以相同比例或者更大比例上涨的结论并不成立；同时，通货膨胀与货币增长之间的强相关性在高通胀国家表现得尤其明显，而在年通胀率低于10%的低通胀国家则表现较弱。许多学者的研究对于货币增长与通货膨胀之间的正相关性特征给予了普遍的认可。类承曜(1999)[13]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。其他如Gupta、Moazzami (1991)[16]、Beach、Cottrell (1992)[17]、Reynard (2006)[18]、Nelson (2008)[19]、苗文龙(2007)[20]、陈希娟(2009)[21]等人的研究，都证实了货币增长与通货膨胀之间存在的正相关性关系。Roffia、Zaghini (2007)[22]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。

三是也有一些研究者发现货币数量的变化与价格指数的变化之间呈现出负相关性。这与Friedman (1956)[2]假定二完全相反。刘斌、邓述慧(1997)[23]对中国1982年1季度到1994年4季度的季度数据进行了研究，发现广义货币$M2$的增量与通货膨胀率增量成反比。也有一些研究者对于货币数量的变化与价格指数的变化之间是否具有稳定的关系持怀疑态度。Binner、Tino、Tepper、Anderson、Jones、Kendall (2010)[24]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具有稳定关系。陈彦斌、唐诗磊、李杜(2009)[25]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$M0$、$M1$、$M2$与居民消费价格指数之间的关系，结果发现三种货币供应量均对中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)[26]研究了1952~2001年度中国的商品零售价格指数与流通中货币$M0$和广义货币$M2$之间的关系，结果发现$M0$与价格指数之间存在相当稳健的协整关系；但是，广义货币$M2$和价格之间缺乏长期稳定关系。

事实上，以上研究结论都既具有其正确的一面，

又具有片面性。因为 Friedman (1956)[2]的两个假定，代表了传统货币数量方程式的两种典型的特殊情况，虽然不能将其普遍化，但是在某些情况下也是成立的。凡是在假定条件下结论出现矛盾的情况，只要把货币流通速度当成变量来考虑，则基本都会有合理的解释。

鉴于 Friedman (1956)[2]的传统货币数量方程式及其假定在实际应用中产生了太多的误导作用，对于货币流通速度的解释含糊不清，所以本文则从另外一种思路出发，放弃对于货币流通速度的纠缠，而重点考虑货币化指数在货币数量方程式中的作用。

3. 公式推导

仍以 Friedman (1956)[2]收入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固定的，而是变化的。那么，在离散情况下，假设变量M、V、P、Y的意义与前面一致，对于任意的时间变量$t\in\left(0,T\right)$，那么，以变量W表示名义经济总产出，r表示实际经济增长率，π表示一般价格水平指数，则：

$$W_{t+1}=P_{t+1}Y_{t+1},\quad W_t=P_tY_t \tag{6}$$

$$P_{t+1}=P_t\left(1+\pi_{t+1}\right),\quad Y_{t+1}=Y_t\left(1+r_{t+1}\right) \tag{7}$$

$$W_{t+1}=W_t\left(1+r_{t+1}\right)\left(1+\pi_{t+1}\right) \tag{8}$$

如果以变量μ表示经济总产出的名义增长率，则：

$$1+\mu_{t+1}=\left(1+r_{t+1}\right)\left(1+\pi_{t+1}\right),\quad W_{t+1}=W_t\left(1+\mu_{t+1}\right) \tag{9}$$

一般地，Friedman 的收入货币数量方程式的动态模型可以表示为：

$$V_{t+1}=\frac{W_{t+1}}{M_{t+1}},\quad V_t=\frac{W_t}{M_t} \tag{10}$$

则货币M的流通速度V的变化率ν满足关系式：

$$V_{t+1}=V_t\left(1+\nu_{t+1}\right),\quad \nu_{t+1}=\frac{V_{t+1}-V_t}{V_t} \tag{11}$$

假设变量K是货币供应量M的货币化指数，那么，在动态情况下：

$$K_{t+1}=\frac{M_{t+1}}{W_{t+1}},\quad K_t=\frac{M_t}{W_t} \tag{12}$$

因此，货币供应量M的货币化指数K与流通速度V之间互为倒数：

$$K_{t+1}=\frac{1}{V_{t+1}},\quad K_t=\frac{1}{V_t} \tag{13}$$

假设变量ζ是货币供应量M的货币化指数K的变化率，那么，在动态情况下：

$$K_{t+1}=K_t\left(1+\xi_{t+1}\right),\quad \xi_{t+1}=\frac{K_{t+1}-K_t}{K_t} \tag{14}$$

由于货币化指数K与流通速度V之间互为倒数，所以：

$$\xi_{t+1}=\frac{V_t-V_{t+1}}{V_{t+1}},\quad \nu_{t+1}=\frac{K_t-K_{t+1}}{K_{t+1}} \tag{15}$$

显然，ζ也是货币供应量M的货币流通速度V的逆边际率(margin rate)，而ν也是货币供应量M的货币化指数K的逆边际率，二者之间具有如下关系：

$$1+\xi_{t+1}=\frac{V_t}{V_{t+1}},\quad 1+\nu_{t+1}=\frac{K_t}{K_{t+1}} \tag{16}$$

$$\left(1+\xi_{t+1}\right)\left(1+\nu_{t+1}\right)=1 \tag{17}$$

因此，离散情况下，传统货币数量方程式$M_{t+1}V_{t+1}=W_{t+1}=P_{t+1}Y_{t+1}$就可以写为：

$$M_t\left(1+m_{t+1}\right)V_t\left(1+\nu_{t+1}\right)=P_t\left(1+\pi_{t+1}\right)Y_t\left(1+r_{t+1}\right) \tag{18}$$

由于$M_tV_t=P_tY_t$，所以：

$$\left(1+m_{t+1}\right)\left(1+\nu_{t+1}\right)=\left(1+\pi_{t+1}\right)\left(1+r_{t+1}\right) \tag{19}$$

引入$1+\xi_{t+1}=1/\left(1+\nu_{t+1}\right)$，则有：

$$1+m_{t+1}=\left(1+r_{t+1}\right)\left(1+\pi_{t+1}\right)\left(1+\zeta_{t+1}\right) \tag{20}$$

也可以对数形式表示为：

$$\ln\left(1+m_{t+1}\right)=\ln\left(1+r_{t+1}\right)+\ln\left(1+\pi_{t+1}\right)+\ln\left(1+\zeta_{t+1}\right) \tag{21}$$

以上就是本文所得到的离散形式下的货币数量方程式。其中，ζ是货币化指数的变化率。这样，就得到M_{t+1}的表达式：

$$M_{t+1}=M_t\left(1+m_{t+1}\right)=M_t\left(1+r_{t+1}\right)\left(1+\pi_{t+1}\right)\left(1+\xi_{t+1}\right) \tag{22}$$

这就是本文所得到的货币需求函数。

那么，对于 Friedman 假定一，由于关系式$\left(1+\xi_{t+1}\right)\left(1+\nu_{t+1}\right)=1$成立，所以，当货币流通速度保持固定时，如果有$\nu_{t+1}=0$，则$\zeta_{t+1}=0$，从而，方程

式变为：

$$M_{t+1}=M_t\left(1+r_{t+1}\right)\left(1+\pi_{t+1}\right),\quad M_{t+1}=K_tW_{t+1}\quad(23)$$

此时，货币需求量M_{t+1}与名义经济总量W_{t+1}之间的变化关系以货币化指数K_t为比例。

当货币流通速度保持稳定时，如果有$v_{t+1}=c(\neq 0)$为常数，则$\zeta_{t+1}=-c/(1+c)$也为常数，则：

$$M_{t+1}=\frac{1}{1+c}M_t\left(1+r_{t+1}\right)\left(1+\pi_{t+1}\right),\quad M_{t+1}=\frac{K_t}{1+c}W_{t+1}\quad(24)$$

此时，货币需求量M_{t+1}与名义经济总量W_{t+1}之间的变化关系以货币化指数$K_t/(1+c)$为比例。

显然，Friedman 假定一之下，货币M的增长率指数$1+m_{t+1}$与名义经济总产出W的增长率指数$1+\mu_{t+1}$保持一致。因此，Friedman 假定的实质就是：在不考虑货币流通速度影响的前提下，当货币的增长率指数$1+m_{t+1}$在满足实际经济增长率指数$1+r_{t+1}$需要之后，多余的货币增长一定会带来通货膨胀率指数$1+\pi_{t+1}$的成比例增长。

当货币流通速度为变化时，$v_{t+1}\neq 0$，则$\zeta_{t+1}\neq 0$，从而货币M的增长率指数$1+m_{t+1}$不仅要按照名义经济总产出W的增长率指数$1+\mu_{t+1}=\left(1+r_{t+1}\right)\left(1+\pi_{t+1}\right)$保持增长，而且还要考虑货币化指数的变化率$1+\xi_{t+1}$的变化。

假设$1+m_{t+1}>0$，$1+r_{t+1}>0$，$1+\pi_{t+1}>0$，$1+\xi_{t+1}>0$，对于关系式$M_{t+1}=M_t\left(1+r_{t+1}\right)\left(1+\pi_{t+1}\right)\left(1+\xi_{t+1}\right)$，则存在两种情况：

第一，假如货币流通加速，$v_{t+1}>0$，那么，货币流通速度的逆边际率降低，货币化指数变化率$\xi_{t+1}<0$，则$1+m_{t+1}<\left(1+r_{t+1}\right)\left(1+\pi_{t+1}\right)$，从而由于货币流通加速导致货币增长率降低，货币增长率指数的减少值为$\left(1+r_{t+1}\right)\left(1+\pi_{t+1}\right)\xi_{t+1}<0$。

第二，假如货币流通减速，$v_{t+1}<0$，那么，货币流通速度的逆边际率升高，货币化指数变化率$\xi_{t+1}>0$，则$1+m_{t+1}>\left(1+r_{t+1}\right)\left(1+\pi_{t+1}\right)$，从而由于货币流通减速导致货币增长率增加，货币增长率指数的增加值为$\left(1+r_{t+1}\right)\left(1+\pi_{t+1}\right)\xi_{t+1}>0$。

显然，这时由于 Friedman 的第一条假定不成立，因而，第二条假定也不成立。

通过以上公式推理，可以得到一个重要结论：Friedman (1963)[4]关于“通货膨胀无时无刻不是一种货币现象”的论断具有很大局限性，仅仅在他的两个假定之下才能够成立。同时，Friedman (1969)[5]关于“货币存量的较大变动既是一般价格水平较大变动的一个必要条件，又是它的一个充分条件”的论断，也具有片面性，其双向关系也只有在他的两个假定成立的前提下才能够成立。

因为，按照关系式$M_{t+1}=M_t\left(1+r_{t+1}\right)\left(1+\pi_{t+1}\right)\left(1+\xi_{t+1}\right)$，在经济增长率$r_{t+1}$和货币化指数变化率$\zeta_{t+1}$保持不变的情况下，一般价格水平$\pi_{t+1}$与货币供应量$M_{t+1}$之间，存在一个充分必要条件，即$\pi_{t+1}\propto M_{t+1}$和$M_{t+1}\propto\pi_{t+1}$关系式成立。但是，当经济增长率$r_{t+1}$和货币化指数变化率$\zeta_{t+1}$发生变化时，按照货币中性原则，其必要条件是，如果货币供应量M_{t+1}发生变化，则会刺激$\left(1+\pi_{t+1}\right)\left(1+\xi_{t+1}\right)$发生变化，而不仅仅是对$\left(1+\pi_{t+1}\right)$产生作用，即$M_{t+1}\propto\left(1+\pi_{t+1}\right)\left(1+\xi_{t+1}\right)$成立。反之，其充分条件是，如果一般价格指数$\left(1+\pi_{t+1}\right)$发生变化，则有可能引起$M_{t+1}/\left(1+\xi_{t+1}\right)$的共同变化，而不仅仅是对货币供应量$M_{t+1}$产生刺激作用，即$\pi_{t+1}\propto M_{t+1}/\left(1+\xi_{t+1}\right)$成立。显然，一般情况下，货币变化是价格变化的一个明显原因；反之，价格变化也是货币变化的一个明显原因。但是，它们都不是唯一原因，且成比例变化的结论一般并不成立。

与传统货币数量方程式相比，本文所得到的货币数量方程式具有明显的优点：

第一，与原始货币数量方程式$MV=PY$相比，新方程式$M_{t+1}=M_t\left(1+r_{t+1}\right)\left(1+\pi_{t+1}\right)\left(1+\xi_{t+1}\right)$更加直观。即货币供应量的增加一是满足实际经济增长率$\left(1+r_{t+1}\right)$需要，二是满足经济增长过程中价格变动率$\left(1+\pi_{t+1}\right)$需要，三是满足货币化指数变化率$\left(1+\xi_{t+1}\right)$需要。如果能够确定经济增长率、价格指数、以及货币化指数的变化率情况，则货币需求量就基本得到确定。由于方程式中去掉了货币流通速度，其意义更加清楚。

第二，与传统货币数量方程式$m=r+\pi-v$相比，新方程式$1+m_{t+1}=\left(1+r_{t+1}\right)\left(1+\pi_{t+1}\right)\left(1+\xi_{t+1}\right)$是一个恒等式，而不是一个写意公式。其中，货币化指数变化率ζ取代货币流通速度变化率v，意义更加明确，即货币化程度高，则需要更多的货币；更多货币供应，

不仅仅会带来价格指数的变化，也会带来货币化程度的变化。即货币化指数变化率 ζ 是表现在现有经济环境下货币化程度的一个指标。

第三，与传统货币数量方程式相比，新方程式下，人们既可以在许多假定条件下进行讨论，也可以不做任何假定条件而直接进行讨论，有无假定条件，都没有任何影响。

4. 实证模型

对于本文所得到的货币数量方程式 $1+m_{t+1}=(1+r_{t+1})(1+\pi_{t+1})(1+\zeta_{t+1})$ 或者 $M_{t+1}=M_t(1+r_{t+1})(1+\pi_{t+1})(1+\zeta_{t+1})$ 而言，一个最现实的应用就是确定货币政策中介目标。很显然，在确定了经济增长率 r_{t+1} 和通货膨胀率 π_{t+1} 的预期值之后，只要能够确定货币化指数变化率 ζ_{t+1} 的预期值，则货币增长率 m_{t+1} 的预期目标值也就基本确定了。还有，如果确定了所有四个变量的 r_{t+1}、π_{t+1}、ζ_{t+1}、m_{t+1} 的预期值，那么货币数量方程式 $1+m_{t+1}=(1+r_{t+1})(1+\pi_{t+1})(1+\zeta_{t+1})$ 也可以成为检验这四个预期值之间关系是否具有合理性的一个控制条件。

为了实证运算简单起见，本文中所有变化率指数一律采取以 1 为基数的指数形式，例如，如果实际经济增长率为 10%，那么，按照前面的假设，以基数 0 表示的增长率则为 $r=0.10$，这时 $r_{t+1}=r_{t+1}$；而以基数 1 表示的增长率则为 $r=1.10$，这时 $r_{t+1}=1+r_{t+1}$。

假设变量 X 是任意一个经济变量，那么，在时间区间 $t\in[1,t+1]$ 内，变量 X 的一阶增长率指数(采取以 1 为基数的指数形式)就可以表示为：

$$x_{t+1}=\frac{X_{t+1}}{X_t} \tag{25}$$

那么，在时间区间 $t\in[1,t+1]$ 内，变量 X 的具有累积效应的一阶增长率指数就可以表示为：

$$acc\_x_{t+1}=\prod_{\tau=1}^{t+1}x_\tau \tag{26}$$

那么，在时间区间 $t\in[1,t+1]$ 内，变量 X 的一阶增长率指数的平均值就可以表示为：

$$x\_ave\big|_1^{t+1}=\left(\prod_{\tau=1}^{t+1}x_\tau\right)^{\frac{1}{t+1}} \tag{27}$$

那么，在时间区间 $t\in[1,t+1]$ 内，变量 X 的具有累积效应的一阶增长率指数的平均值就可以表示为：

$$acc\_x\_ave_{t+1}=\prod_{\tau=1}^{t+1}x\_ave_\tau \tag{28}$$

假设在区间 $t\in[1,t+1]$ 内，变量 X 的理想增长状态是以其一阶增长率指数的几何平均值 x_ave 来增长，则其具有累积效应的实际增长率指数 acc_x_{t+1} 与其具有累积效应的理想增长率指数 $acc\_x\_ave_{t+1}$ 之间就具有差额：

$$acc\_x\_loss_{t+1}=acc\_x_{t+1}-acc\_x\_ave_{t+1} \tag{29}$$

如果将任意变量 X 的变化率 x 用实际经济增长率 r、通货膨胀率 π、货币化指数变化率 ζ、货币增长率 m 来代替，那么，就可以建立与这四个经济变量相应的公式。

在以上的计算中，如果能够计算出具有累积效应的一阶增长率指数 acc_x_{t+1} 与其具有累积效应的理想增长率指数 $acc\_x\_ave_{t+1}$ 之间的差额 $acc\_x\_loss_{t+1}$，则累积增长率指数 acc_x_{t+1} 就可以由下式计算：

$$acc\_x_{t+1}=acc\_x\_loss_{t+1}+acc\_x\_ave_{t+1} \tag{30}$$

那么，一阶增长率指数 x_{t+1} 的值就可以根据下式得到：

$$x_{t+1}=\frac{acc\_x_{t+1}}{acc\_x_t} \tag{31}$$

所以，计算差额 $acc\_x\_loss_{t+1}$ 就成为关键。本文将采用向量自回归模型(*VAR*)进行计算。一般地，*VAR* 模型可以表示为：

$$y_{t+1}=\varphi_0+\varphi_1 y_t+\varphi_2 y_{t-1}+\cdots+\varphi_p y_{t+1-p}+u_{t+1} \tag{32}$$

例如，在本文中，假设具有累积效应的货币化指数变化率 acc_ζ_{t+1} 与其具有累积效应的理想货币化指数变化率 $acc\_\zeta\_ave_{t+1}$ 之间具有差额 $acc\_\zeta\_loss_{t+1}$，那么，其差额的 *VAR* 模型方程就可以表示为：

$$\begin{aligned}&acc\_\zeta\_loss_{t+1}\\&=\varphi_0+\sum_{i=1}^{p}\phi_i acc\_\zeta\_loss_{t+1-i}+u_{t+1}\end{aligned} \tag{33}$$

其它变量的 VAR 模型方程建立与以上模型类似。

5. 结果分析

本文中，实证分析将以中国 1993~2012 年的年度统计数据为样本。数据主要源自中国国家统计局发布

的《中国统计年鉴》、财政部发布的《中国财政年鉴》、以及中国人民银行网站公开发布的数据。对于中国的货币数据，以 $M2$ 为重点，其中 $M0$ 表示流通中现金；$M1$ 包含 $M0$、以及活期存款；$M2$ 包含 $M1$、以及储蓄存款、定期存款、其它存款如证券交易保证金等。

本文中，名义产出总量将以同期 *GDP* 名义值代替；实际经济增长率将以同期实际经济增长率代替；一般价格指数将以 *GDP* 缩减指数来代替；货币化指数变化率等其它数据均以计算为准。

2013 年的相关值都是根据相关方法计算出来的预测值，计算预测值也是本文实证分析的重点。

计算采用 Eview5.0 软件。本文将建立六个 VAR 模型方程。

图 1 表现了在 1993~2012 年期间，货币 $M1$ 和 $M2$ 的货币化指数变化率指数曲线的运行规律。

图 2~4 分别表现了相关变量的具有累积效应的增长率指数差额曲线运行规律。

在采用向量自回归模型(*VAR*)方程进行模拟之前，必须先对有关变量时间序列进行单位根检验，检验显示，所有六个具有累积效应的变量值与其具有累积效应的几何平均值之间的差额变量在 AIC 模式下，其水平变量、一阶变量均为平稳变量。但是，对非差额变量的检验却发现，个别累积变量、累积平均值变量的水平变量并不是平稳性变量。

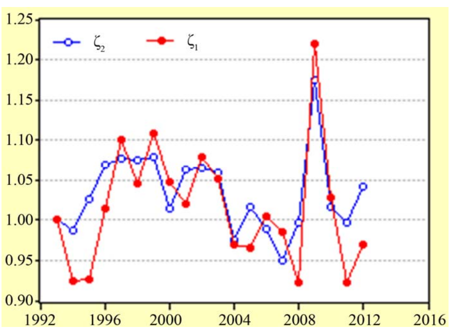

Figure 1. Rates of changes of monetization index for money *M*1 and *M*2 in China during 1993-2012
图 1. 1993~2012 年中国货币 *M*1 和 *M*2 的货币化指数变化率曲线图示

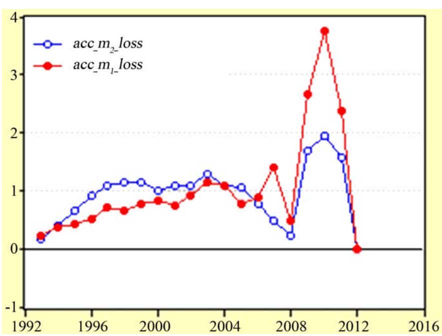

Figure 2. Accumulative gaps between the actual and ideal nominal growth rates for money *M*2 and *M*1 in China during 1993-2012
图 2. 1993~2012 年中国货币 *M*2 和 *M*1 的具有累积效应的增长率指数差额曲线图示

$$
\begin{aligned}
acc\_r\_loss_{t+1} &= \underset{(p=0.0948)}{0.0205} \\
&+ \underset{(0.0049)}{0.8480}\, acc\_r\_loss_t \\
&- \underset{(0.4215)}{0.2020}\, acc\_r\_loss_{t-1} \\
&- \underset{(0.0044)}{0.5659}\, acc\_r\_loss_{t-4} \\
R^2 &= 0.8912 \\
D.W. &= 2.0482 \quad S.E. = 0.0370
\end{aligned}
\tag{34}
$$

模型一，具有累积效应的实际经济增长率与具有累积效应的实际经济增长率几何平均值之间的差额变量的 *VAR* 模型方程。

模型二，具有累积效应的通货膨胀率与具有累积效应的通货膨胀率几何平均值之间的差额变量的 *VAR* 模型方程。

$$
\begin{aligned}
acc\_\pi\_loss_{t+1} &= \underset{(p=0.0933)}{0.0274} \\
&+ \underset{(p=0.3223)}{0.1552}\, acc\_\pi\_loss_t \\
&+ \underset{(p=0.0013)}{0.6044}\, acc\_\pi\_loss_{t-2} \\
&- \underset{(0.0050)}{0.2915}\, acc\_\pi\_loss_{t-4} \\
R^2 &= 0.9092 \\
D.W. &= 2.0343 \quad S.E. = 0.0329
\end{aligned}
\tag{35}
$$

模型一和模型二的具体计算结果如表 1 所示。通过估算，2013 年中国实际经济增长率指数将为 1.086，即 8.6%；而以 GDP 缩减指数计算的平均价格指数将

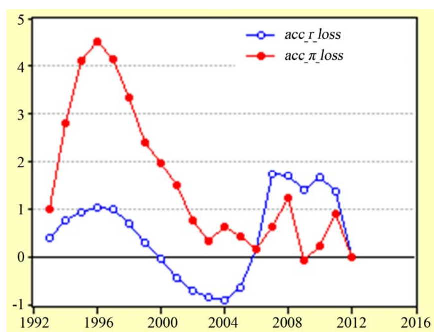

Figure 3. Accumulative gaps between the actual and ideal variables for real economic growth rate and *inflation* rate in China during 1993-2012
图 3. 1993~2012 年中国具有累积效应的实际经济增长率差额与通货膨胀率差额曲线图示

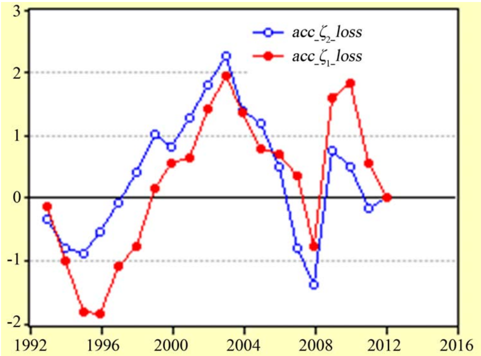

Figure 4. Accumulative gaps between the actual and ideal rates of changes of monetization index for money *M*2 and *M*1 in China during 1993-2012

图 4. 1993~2012 年中国货币 *M*2 和 *M*1 的具有累积效应的货币化指数变化率差额曲线图示

为 1.054，即为 5.4%。显然，2013 年的实际经济增长率、通胀率都将会高于 2012 年。

模型三，货币 $M2$ 的具有累积效应的名义增长率与具有累积效应的名义增长率几何平均值之间的差额变量的 *VAR* 模型方程。

$$\begin{aligned}
acc_m2_loss_{t+1} &= \underset{(p=0.1414)}{1.1329} \\
&+ \underset{(p=0.0017)}{0.9432}\, acc_m2_loss_t \\
&- \underset{(p=0.0011)}{1.1556}\, acc_m2_loss_{t-1} \\
&- \underset{(0.0183)}{1.8742}\, acc_m2_loss_{t-4} \\
&+ \underset{(0.0013)}{4.3310}\, acc_m2_loss_{-5} \\
&- \underset{(0.0018)}{2.4775}\, acc_m2_loss_{t-6} \\
R^2 &= 0.8980 \\
D.W. &= 2.4151 \quad S.E. = 0.2330
\end{aligned} \tag{36}$$

$$\begin{aligned}
acc_m1_loss_{t+1} &= \underset{(p=0.0080)}{-3.4163} \\
&+ \underset{(p=0.1004)}{0.6318}\, acc_m1_loss_{t-1} \\
&+ \underset{(p=0.0351)}{4.2091}\, acc_m1_loss_{t-5} \\
&+ \underset{(0.0010)}{6.4305}\, acc_m1_loss_{t-6} \\
&- \underset{(0.0091)}{6.7362}\, acc_m1_loss_{t-8} \\
R^2 &= 0.9109, \\
D.W. &= 1.2878 \quad S.E. = 0.4217
\end{aligned} \tag{37}$$

模型四，货币 $M1$ 的具有累积效应的名义增长率与具有累积效应的名义增长率几何平均值之间的差额变量的 *VAR* 模型方程。

模型三和模型四的具体计算结果如表 2 所示。

通过测算，2013 年中国货币 $M2$ 的增长率指数将为 1.175，即 17.5%；2013 年中国货币 $M1$ 的增长率指数将为 1.268，即 26.8%。显然，2013 年的广义货币、狭义货币增长率都将高于 2012 年。

模型五，货币 $M2$ 的具有累积效应的货币化指数变化率与具有累积效应的货币化指数变化率几何平均值之间的差额变量的 *VAR* 模型方程。

$$\begin{aligned}
acc_\zeta2_loss_{t+1} &= \underset{(p=0.0512)}{0.0775} \\
&+ \underset{(p=0.0090)}{1.0014}\, acc_\zeta2_loss_t \\
&- \underset{(0.0090)}{0.7633}\, acc_\zeta2_loss_{t-1} \\
&- \underset{(0.0399)}{0.9657}\, acc_\zeta2_loss_{t-4} \\
&+ \underset{(0.0295)}{2.0296}\, acc_\zeta2_loss_{t-5} \\
&- \underset{(0.0290)}{1.6705}\, acc_\zeta2_loss_{t-6} \\
R^2 &= 0.8128 \\
D.W. &= 2.5697 \quad S.E. = 0.0579
\end{aligned} \tag{38}$$

模型六，货币 $M1$ 的具有累积效应的货币化指数变化率与具有累积效应的货币化指数变化率几何平均值之间的差额变量的 *VAR* 模型方程。

$$\begin{aligned}
acc_\zeta1_loss_{t+1} &= \underset{(p=0.0012)}{0.2410} \\
&- \underset{(p=0.0442)}{0.5657}\, acc_\zeta1_loss_t \\
&- \underset{(p=0.0609)}{0.4911}\, acc_\zeta1_loss_{t-2} \\
&- \underset{(0.0033)}{1.6171}\, acc_\zeta1_loss_{t-4} \\
&+ \underset{(0.0074)}{1.1185}\, acc_\zeta1_loss_{t-6} \\
&- \underset{(0.0059)}{0.9182}\, acc_\zeta1_loss_{t-8} \\
R^2 &= 0.8844 \\
D.W. &= 2.1320 \quad S.E. = 0.0402
\end{aligned} \tag{39}$$

具体计算结果如表 3 所示。

通过测算，2013 年中国货币 $M2$ 的货币化指数的变化率指数将为 1.018，即 1.8%；2013 年中国货币 $M1$ 的货币化指数变化率指数将为 1.189，即 18.9%。

与货币 $M2$ 相关的有关变量预测值的分析。

根据前面的 VAR 模型方程，到 2013 年，货币 $M2$ 的增长率指数为 $m_2 = 1.175$，相应的货币化指数为 $\zeta_2 = 1.108$，而实际经济增长率指数 $r = 1.086$，通货膨胀率指数 $\pi = 1.054$。根据本文所得到的新的货币数量方程式，在以 1 为基数表示的变量环境下，必然有 $m_2 = r \times \pi \times \zeta_2$，计算结果为 1.165，非常接近 $M2$ 的

增长率指数预测值 1.175。这说明，对于货币 $M2$ 来说，预测值较为切合新的货币数量方程式的控制条件要求。

根据前面的预测值，到 2013 年，货币 $M1$ 的增长率指数为 $m_1 = 1.268$，相应的货币化指数为 $\zeta_1 = 1.189$，而实际经济增长率指数 $r = 1.086$，通货膨胀率指数 $\pi = 1.054$。根据本文所得到的新的货币数量方程式，在以 1 为基数表示的变量环境下，根据 $m_1 = r \times \pi \times \zeta_1$，计算结果为 1.360，与 $M1$ 的增长率指数预测值 1.268 之间差距较大。这说明，对于货币 $M1$ 来说，预测值不符合新的货币数量方程式的控制条件。如果固定货币增长率，采用控制条件计算，则 ζ_1 计算值为 1.107，与预测值 1.189 之间差距较大。尽管如此，仍然可以得到一个区间值，即 $m_1 \in [1.268, 1.360]$，$\zeta_1 \in [1.107, 1.189]$。

对于货币 $M1$，如果能够找到其它更为有效的预测方法，相信控制方程的效果则会更好。

6. 小结

本文一开始，就从 Friedman (1956)的收入货币数量方程式出发，对他的两个假定提出了质疑。

在文献分析中，本文首先对许多研究者在应用收

Table 1. The predicted values of real economic growth rate and inflation rate in 2013 in China
表 1. 中国 2013 年实际经济增长率和通货膨胀率预测值

时序	年份	考察变量		累积值		几何平均值累积值		累积值与几何平均值之差	
		x		acc_x		acc_x_ave		acc_x_loss	
t	year	$x=r$	$x=\pi$	$x=r$	$x=\pi$	$x=r$	$x=\pi$	$x=r$	$x=\pi$
1	1993	1.140	1.151	1.140	1.151	1.101	1.053	0.039	0.098
2	1994	1.131	1.206	1.289	1.388	1.213	1.108	0.076	0.280
3	1995	1.109	1.137	1.430	1.578	1.336	1.167	0.094	0.411
4	1996	1.100	1.065	1.573	1.681	1.472	1.228	0.101	0.452
5	1997	1.093	1.016	1.719	1.708	1.621	1.293	0.099	0.415
6	1998	1.078	0.992	1.853	1.694	1.785	1.362	0.068	0.333
7	1999	1.076	0.987	1.994	1.672	1.966	1.433	0.028	0.239
8	2000	1.084	1.020	2.162	1.706	2.165	1.509	−0.004	0.196
9	2001	1.083	1.020	2.341	1.740	2.385	1.589	−0.044	0.151
10	2002	1.091	1.005	2.554	1.748	2.626	1.673	−0.072	0.076
11	2003	1.100	1.026	2.809	1.794	2.893	1.761	−0.083	0.033
12	2004	1.101	1.069	3.093	1.918	3.186	1.854	−0.093	0.064
13	2005	1.113	1.040	3.443	1.994	3.509	1.952	−0.066	0.043
14	2006	1.127	1.038	3.880	2.070	3.865	2.055	0.015	0.015
15	2007	1.142	1.076	4.431	2.227	4.257	2.163	0.174	0.064
16	2008	1.096	1.078	4.856	2.401	4.688	2.277	0.168	0.124
17	2009	1.092	0.995	5.303	2.389	5.163	2.398	0.140	−0.008
18	2010	1.104	1.066	5.855	2.547	5.687	2.524	0.168	0.023
19	2011	1.093	1.078	6.399	2.745	6.263	2.657	0.136	0.088
20	2012	1.078	1.019	6.898	2.798	6.898	2.798	0.000	0.000
21	2013	1.086	1.054	7.495	2.950	7.597	2.945	−0.102	0.005

附注：1) 1993~2012 年期间，实际经济增长率 r 的几何平均值 $r\_ave = (7.536)^{1/20} = 1.101$ 或 10.1%，继而，2013 年实际经济增长率 r 的几何平均值也取 1.101；2) 1993~2012 年期间，价格指数 π 的几何平均值 $\pi\_ave = (2.798)^{1/20} = 1.053$ 或 5.3%，继而，2013 年价格指数 π 的几何平均值也取 1.053。

Table 2. The predicted values of nominal growth rate of money *M*1 and *M*2 in 2013 in China
表 2. 中国 2013 年货币 *M*1 和 *M*2 增长率的预测值

时序	年份	名义货币增长率		累积值		几何平均值累积值		累积值与几何平均值之差	
		m		acc_m		acc_m_ave		acc_m_loss	
t	year	$m2$	$m1$	$m2$	$m1$	$m2$	$m1$	$m2$	$m1$
1	1993	1.373	1.388	1.373	1.388	1.200	1.178	0.173	0.210
2	1994	1.345	1.262	1.847	1.752	1.440	1.387	0.407	0.365
3	1995	1.295	1.168	2.392	2.046	1.728	1.634	0.663	0.412
4	1996	1.253	1.189	2.997	2.433	2.074	1.924	0.922	0.509
5	1997	1.196	1.221	3.584	2.970	2.489	2.266	1.095	0.704
6	1998	1.148	1.119	4.114	3.324	2.987	2.669	1.127	0.655
7	1999	1.147	1.177	4.719	3.912	3.585	3.143	1.134	0.769
8	2000	1.123	1.159	5.299	4.534	4.302	3.702	0.998	0.832
9	2001	1.176	1.127	6.232	5.110	5.163	4.360	1.070	0.750
10	2002	1.169	1.184	7.285	6.050	6.195	5.135	1.090	0.915
11	2003	1.196	1.187	8.713	7.181	7.435	6.048	1.279	1.133
12	2004	1.149	1.141	10.012	8.194	8.922	7.124	1.089	1.070
13	2005	1.176	1.118	11.774	9.161	10.707	8.390	1.066	0.771
14	2006	1.157	1.175	13.622	10.764	12.850	9.881	0.773	0.883
15	2007	1.167	1.210	15.897	13.024	15.420	11.638	0.477	1.387
16	2008	1.178	1.090	18.727	14.197	18.506	13.706	0.221	0.490
17	2009	1.276	1.324	23.895	18.796	22.208	16.143	1.687	2.653
18	2010	1.197	1.212	28.603	22.781	26.651	19.012	1.951	3.769
19	2011	1.173	1.087	33.551	24.763	31.983	22.392	1.568	2.371
20	2012	1.144	1.065	38.382	26.373	38.382	26.373	0.000	0.000
21	2013	1.175	1.268	45.118	33.446	46.061	31.061	−0.9431	2.384

附注：1) 1993~2012 年期间，货币 *M*2 的名义增长率的几何平均值 $m2\_ave=(38.382)^{1/20}=1.200$ 或 20.0%，继而，2013 年货币 *M*2 的名义增长率的几何平均值也取 1.200；2) 1993~2012 年期间，货币 *M*1 的名义增长率的几何平均值 $m1\_ave=(27.946)^{1/20}=1.178$ 或 17.8%，继而，2013 年货币 *M*1 的名义增长率的几何平均值也取 1.178。

入货币数量方程式时对 Friedman 假定一的处理方式，例如将货币流通速度设定为零、常数、以及其它变量的情况，进行了梳理；然后，对许多研究者对于 Friedman 假定二所做的研究结论，即货币数量的变化是否与价格变化之间呈现正相关性并按照一定的比例增长，从一致、接近、相反等三个方面的研究结论，进行了回顾，进而从文献分析的角度证实了 Friedman 的两个假定所存在的局限性，指出如果要进一步发展收入货币数量论，就必须将货币流通速度当成变量来考虑。

在建立模型部分，本文从货币数量论原始定义出发，将货币流通速度当成变量，引入货币化指数及其变化率概念，并将其引入传统货币数量方程式，建立起一个新的、具有动态特征的离散型收入货币数量方程式 $1+m_{t+1}=(1+r_{t+1})(1+\pi_{t+1})(1+\xi_{t+1})$。该模型不仅在 Friedman 的两个假定下适用，而且适用于没有假定条件的一般情况。该模型完全扩展了 Friedman 的假定，表明货币增长指数在满足实际经济增长和通胀需要之外，还要考虑货币化指数的变化情况。

在实证分析部分，本文以中国货币 $M1$ 和 $M2$ 为

Table 3. The predicted values of rates of changes of monetization index for money *M*1 and *M*2 in 2013 in China
表 3. 中国 2013 年货币 *M*1 和 *M*2 的货币化指数变化率的预测值

时序	年份	货币化指数变化率		累积值		几何平均值累积值		累积值与几何平均值之差	
		ζ		acc_ζ		acc_ζ_ave		acc_ζ_loss	
t	year	$m2$	$m1$	$m2$	$m1$	$m2$	$m1$	$m2$	$m1$
1	1993	1.000	1.000	1.000	1.000	1.033	1.013	−0.033	−0.013
2	1994	0.986	0.925	0.986	0.925	1.066	1.026	−0.080	−0.101
3	1995	1.026	0.926	1.012	0.856	1.101	1.039	−0.089	−0.183
4	1996	1.070	1.015	1.083	0.870	1.137	1.052	−0.054	−0.183
5	1997	1.078	1.101	1.167	0.957	1.174	1.066	−0.007	−0.109
6	1998	1.075	1.047	1.254	1.002	1.212	1.079	0.042	−0.078
7	1999	1.080	1.108	1.354	1.109	1.252	1.093	0.103	0.016
8	2000	1.015	1.048	1.374	1.163	1.293	1.107	0.082	0.055
9	2001	1.064	1.019	1.462	1.185	1.335	1.121	0.128	0.064
10	2002	1.065	1.079	1.558	1.279	1.379	1.136	0.179	0.143
11	2003	1.059	1.051	1.650	1.344	1.424	1.150	0.227	0.194
12	2004	0.976	0.969	1.610	1.303	1.470	1.165	0.140	0.138
13	2005	1.016	0.966	1.637	1.259	1.518	1.180	0.119	0.079
14	2006	0.989	1.004	1.619	1.265	1.567	1.195	0.051	0.070
15	2007	0.950	0.985	1.538	1.246	1.619	1.210	−0.081	0.035
16	2008	0.997	0.922	1.533	1.149	1.671	1.226	−0.139	−0.077
17	2009	1.175	1.219	1.801	1.401	1.726	1.242	0.076	0.159
18	2010	1.017	1.029	1.831	1.441	1.782	1.258	0.049	0.184
19	2011	0.996	0.923	1.824	1.330	1.840	1.274	−0.016	0.057
20	2012	1.042	0.970	1.900	1.290	1.900	1.290	0.000	0.000
21	2013	1.018	1.189	1.935	1.533	1.962	1.307	−0.026	0.227

附注：1) 1993~2012 年期间，货币 *M*2 的货币化指数变化率的几何平均值 $\zeta 2\_ave = (1.900)^{1/20} = 1.033$ 或 3.3%，继而，2013 年货币 *M*2 的货币化指数变化率的几何平均值也取 1.033；2) 1993~2012 年期间，货币 *M*1 的货币化指数变化率的几何平均值 $\zeta 1\_ave = (1.290)^{1/20} = 1.013$ 或 1.3%，继而，2013 年货币 *M*1 的货币化指数变化率的几何平均值也取 1.013。

对象，选取 1993~2012 年的年度数据为样本，先采用向量自回归(*VAR*)模型对相关变量在 2013 年的值进行预测，再对本文所建立的模型进行了控制条件的验证分析，结果发现：到 2013 年，我国货币 $M2$ 的增长率指数预期值为 $m_2 = 1.175$，相应的货币化指数为 $\zeta_2 = 1.018$，实际经济增长率指数 $r = 1.086$，通货膨胀率指数 $\pi = 1.054$，通过以本文所得到的新的货币数量方程式为控制条件进行判断，发现对于货币 $M2$ 来说，预测值较为合理。但是，到 2013 年，货币 $M1$ 的增长率指数可能介于区间 $m_1 \in [1.268, 1.360]$，其货币化指数变化率可能介于区间 $\zeta_1 \in [1.107, 1.189]$。

由于本文对于货币 $M1$ 的验证结果并不理想，所以，今后对货币 $M1$ 的预测和分析需要再进一步。

参考文献 (References)

[1] I. Fisher. The purchasing power of money: Its determination and relation to credit interest and crisis. The Macmillan Company, 1911.
[2] M. Friedman. The quantity theory of money—A restatement. Chicago: University of Chicago Press, 1956: 129-138.
[3] 于宾, 朱哲. 1980 年以来西方货币流通速度研究: 文献综述[J]. 兰州大学学报(社会科学版), 2013, 41(1): 114-119.

[4] M. Friedman, A. Schwartz. A monetary history of the United States 1867-1960. Princeton: Princeton University Press, 1963.
[5] M. Friedman. The optimum quantity of money and other essays. Chicago: Aldine Publishing Co., 1969.
[6] 张杰. 中国的高货币化之谜[J]. 经济研究, 2006, 52(6): 59-69.
[7] 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.
[8] 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.
[9] M. Cosgrove, C. Singh and M. Sheehan. Euro area money demand stability. Journal of Business & Economics Research, 2008, 6(2): 15-22.
[10] C. Brand, D. Gerdesmeier 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
[11] R. E. Lucas. Two illustrations of the quantity theory of money. The American Economic Review, 1980, 70(5): 1005-1014.
[12] N. W. Duck. Some international evidence on the quantity theory of money. Journal of Money, Credit, and Banking, 1993, 25(1): 1-12.
[13] 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.
[14] P. Dwyer Gerald, R. W. Hafer. Are money growth and inflation still related? 1999. http://www.frbatlanta.org/filelegacydocs/dwyhaf.pdf
[15] P. Grauwe, M. Polan. Is inflation always and everywhere a monetary phenomenon? Scandinavian Journal of Economics, 2005, 107(2): 239-259.
[16] K. L. Gupta, B. Moazzami. On some predictions of the quantity theory of money. Southern Economic Journal, 1991, 57(4): 1085-1091.
[17] E. D. Beach, N. H. Cottrell. A reexamination of the doctrine of relative purchasing power parity. Journal of Economic Development, 1992, 17(2): 107-135.
[18] S. Reynard. Money and the great disinflation, 2006. http://www.snb.ch/n/mmr/reference/working_paper_2006_07/source
[19] E. Nelson. Why money growth determines inflation in the long run: Answering the Woodford critique[URL], 2008. http://ideas.repec.org/p/fip/ fedlwp/2008-013.html
[20] 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.
[21] 陈希娟. CPI 与 GDP、M2 的关系[J]. 经济研究导刊, 2009, 5(4): 52-53.
[22] B. Roffia, A. Zaghini. Excess money growth and inflation dynamics, 2007. http://www.ecb.int/ pub/pdf/scpwps/ ecbwp749.pdf
[23] 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.
[24] M. Binner Jane, P. Tino, J. Tepper, R. G. Anderson, B. Jones and G. Kendall. Does Money Matter in Inflation Forecasting? 2010. http://research.stlouisfed.org/wp/more/2009-030/
[25] 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.
[26] 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.

