

产业结构变动对货币流通速度的影响

——中国货币流通速度下降之谜

汪军红,李治国

(复旦大学 管理学院,上海 200433)

摘要:文章运用协整分析、格兰杰因果检验和误差修正模型实证研究了中国产业结构变动与货币流通速度之间的动态关系以及“货币化假说”。实证分析结果显示货币化对货币流通速度的影响随着时间逐渐增强,但这并不能完全解释我国货币流通速度下降;产业结构变动才是影响我国货币流通速度下降的主要原因。通过误差修正模型发现我国狭义货币流通速度相对于产业结构变动的弹性为2.7,广义货币流通速度相对于产业结构变动的弹性为1.2。

关键词:产业结构;货币流通速度;货币化

中图分类号:F822.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2006)09-0061-08

一、引言

货币流通速度是货币经济学的一个重要问题,这不仅涉及到货币需求以及货币供给政策的调整,而且还反映出宏观经济环境的变化。货币流通速度持续下降一度成为转型期中国经济运行的一个主要问题。随着货币流通速度的持续下降,基于传统式的交易型货币数量公式或收入型货币数量公式失灵,而计划经济时期总结出来的所谓经验公式(社会商品零售总额与流通中现金之比为8:1)更不能反映当前的货币流通速度变化。货币流通速度的不稳定使其可以预测的货币主义观点受到挑战,进而使货币政策作为稳定经济的一个主要工具受到质疑。因此,如何分析和预测转型时期货币流通速度的决定机制,是目前学术理论界和政府决策层共同面对的重要难题,而由此引申出的系列问题甚至被称为新的“中国之谜”(Mckinnon, 1993)。

目前,对我国货币流通速度的研究主要集中在扩展货币定义的基础上。帅勇(2002)将之扩展为包括资本存量货币化在内的广义货币化假说;伍志文

收稿日期:2006-06-10

基金项目:国家自然科学基金项目(70573025)

作者简介:汪军红(1983—),男,湖北孝感人,复旦大学管理学院;

李治国(1977—),男,山东曹县人,复旦大学管理学院讲师。

(2002)引入了基于资本市场的三部门广义货币数量论模型及金融资产囤积假说;蒲成毅(2003)指出数字现金对货币流通速度的影响,并使得货币流通速度呈V字型。伍超明(2004)将货币流通速度分为虚拟经济和实体经济的货币流通速度。但是通过引入新的影响因素以完善货币流通速度模型的研究较少,除了李治国和唐国兴(2006)进行了一定的尝试。本文试图采用协整分析,因果检验等实证方法,寻找解释货币流通速度变化的新变量,从而得到新的货币流通速度模型。

二、“货币化假说”是否成立?

易纲(1996)提出了经济的“货币化假说”,认为货币化是导致当前货币流通速度下降的原因。但自提出后,不少学者对此提出质疑。那么,货币化是否可以用来解释货币流通速度的下降?我们将用Granger因果检验和协整分析检验货币化程度与货币流通速度之间是否存在系统性的联系。如果存在,说明货币化可以来解释货币流通速度的下降。

首先选择度量货币化程度的指标。很多学者都将Mckinnon的金融深化指标(广义货币M2与当期国内生产总值的比率)作为度量一国货币化程度的指标。但这个指标会受到政府的宏观调控政策(主要是货币政策)很大程度的影响,同时也不能准确地代表该国的货币化程度,我们选择信贷规模与GDP的比值作为货币化程度的指标,用 fop 表示。

我们考察货币化与货币流通速度之间的关系。具体思路是,考察它们之间是否存在协整关系及Granger因果关系。如果存在,说明货币流通速度和货币化之间存在着内在的规律性的联系;反之,则无这样的关系。

先看货币流通速度 lnv_1 、 lnv_2 ^①同货币化程度 $lnfop$ 的关系:

从表1中的迹统计量 λ_{trace} 和最大特征值统计量 λ_{max} 的检验结果可知,在5%置信水平下,货币流通速度 lnv_1 、 lnv_2 同货币化程度 $lnfop$ 之间,迹统计量 λ_{trace} 和最大特征值统计量 λ_{max} 均表明不存在协整关系。而表2中Granger因果检验的结果也显示,货币化程度 $lnfop$ 不是货币流通速度 lnv_1 、 lnv_2 的Granger因。上述检验表明,货币化程度同货币流通速度之间并不存在“货币化假说”假定存在的系统性联系。

表1 Jonhansen 协整检验(1981~2003年)

相关系数	原假设	统计量		5%临界值	
		λ_{trace}	λ_{max}	λ_{trace}	λ_{max}
lnv_1	$r \leq 0$	14.59554	10.26293	25.87211	19.38704
$lnfop$	$r \leq 1$	4.332611	4.332611	12.51798	12.51798
lnv_2	$r \leq 0$	17.71907	14.37631	25.87211	19.38704
$lnfop$	$r \leq 1$	3.342761	3.342761	12.51798	12.51798

表 2 Granger 因果检验(1981~2003 年)

Granger 因果检验			
样本数量:21 原假设(H_0)	样本数量	滞后期:4 F 统计量	概率值
lnfop 不能格兰杰引致 lnv_1	20	1.06435	0.41584
lnv_1 不能格兰杰引致 $lnfop$		0.37485	0.82222
lnfop 不能格兰杰引致 lnv_2	20	0.09778	0.98100
lnv_2 不能格兰杰引致 $lnfop$		0.76849	0.56761

但是如果改变样本区间——将样本区间变为 1990~2002 年,我们发现货币化程度 $lnfop$ 同货币流通速度 lnv_2 之间存在明显的协整关系,但同 lnv_1 之间却不存在协整关系。这个何以解释? 笔者认为,从理论上完全可以解释。

表 3 Johansen 协整检验表(1990~2002)

相关系数	原假设	Johansen 协整检验		5% 临界值	
		λ_{trace}	λ_{max}	λ_{trace}	λ_{max}
lnv_1	$r \leq 0$	18.48326	15.90397	25.87211	19.38704
$lnfop$	$r \leq 1$	2.579287	2.579287	12.51798	12.51798
lnv_2	$r \leq 0$	38.45927	27.72165	25.87211	19.38704
$lnfop$	$r \leq 1$	10.73762	10.73762	12.51798	12.51798

首先,我国金融产业改革比较晚,证券市场直到 1990 年才建立,而整个银行的市场化改革是从 20 世纪 90 年代初开始的,之前银行信贷的对象还主要是国有企业,最为活跃的民营私营经济在各类信贷中占的份额很小。从理论上讲,货币化程度同货币流通速度存在显著的关系应该是在 1990 年到 2003 年期间。因此,货币化程度不能解释 20 世纪 80 年代货币流通速度的下降是合理的。这也就是说,可能存在其他一些比货币化更为重要的因素,可以用来解释货币流通速度的下降。

其次,货币供应量 M1、M2 的不同定义使得货币化程度对 lnv_2 的影响更为直接。信贷的变化会直接导致货币供应量 M2 的变化,而对 M1 的影响则比较间接。因此 lnv_2 与 $lnfop$ 之间存在协整关系,而 lnv_1 与 $lnfop$ 之间则不存在显著的协整关系。

根据以上分析的结果,货币化程度对货币流通速度的影响随着金融改革的深入逐渐增强,两者之间慢慢地出现了长期的规律性的联系。但货币化程度并不能完全解释我国改革开放以来货币流通速度的下降。我们需要寻找新变量和新的解释因素。

三、产业结构变动对货币流通速度的影响

在寻找新变量的过程中,我们发现,可以将产业结构作为一个新变量进行考虑。在经济增长中,第三产业运营需要大量短期资金,平均一个单位第三产业增加值所依赖的货币存量要比一个单位第一或第二产业增加值多。因此,

不同的产业部门的货币流通速度不一样。在各产业货币流通速度不变的情况下,产业结构的变动就会对整个经济的货币流通速度产生影响。

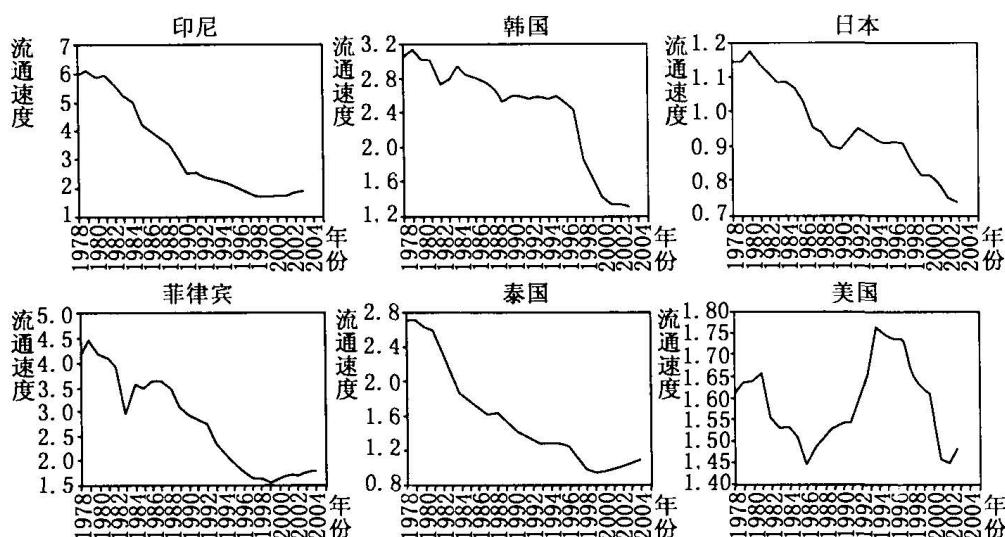
我们将创建一个指标来度量产业结构的变动。按照传统的分法,将产业分成三个部分:第一产业、第二产业、第三产业。表示产业结构变动的指标是:

$$s_t^1 = \sum_{i=1}^3 w_{i,t} \frac{Y_{i,t}}{Y_{i,t_{1978}}}$$

其中, $i=1, 2, 3$ 。 $w_{i,t}$ 表示时刻 t 时第 i 产业占总 GDP 的比重; $Y_{i,t}$ 表示 t 时刻第 i 产业的实际产出。

为了印证我们的假定,下面我们对其进行了分析。

(1) 对世界各国货币流通速度的分析



数据来源:IMF 统计数据库。

图 1 世界各国货币流通速度(v_2)(1978~2004 年)

表 4 各国农业占 GDP 比重

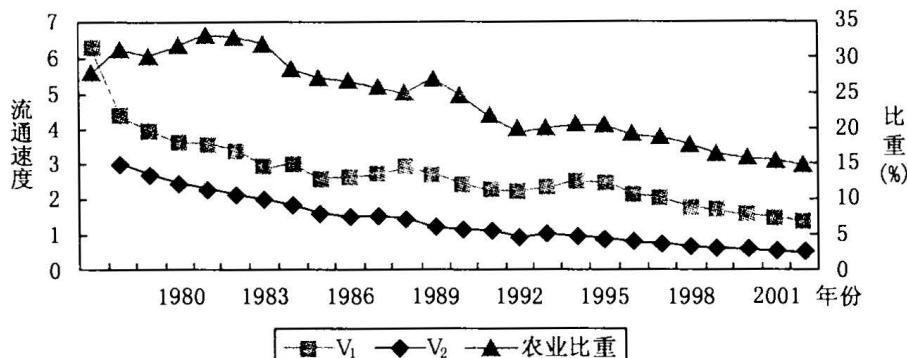
国家	农业占 GDP 比重			
	1978 年	1988 年	1998 年	2001 年
印尼	28.10	22.48	18.08	*
韩国	20.51	10.10	4.95	4.34
菲律宾	28.22	22.96	16.95	14.72
泰国	24.50	16.18	10.78	9.12
日本	4.55	2.61	1.60	1.37
美国	3.32	2.04	1.62	1.61

数据来源:《世界经济年鉴》。

从图 1 可以发现,印尼、韩国、菲律宾以及泰国其货币流通速度在 1978 年到 2005 年期间都有大幅的下降,而正是在这段时期,这些国家经济高速发展,并伴随着巨大的产业结构变动。以韩国为例,在 20 年间,其农业占 GDP 的比重就从 1978 年的 20% 左右下降到 2001 年的 4.34%,其产业结构变动可谓巨

大。同期日本和美国的货币流通速度基本没有变动,而在此期间,日本和美国产业结构并未发生巨大变化^②。而通过表 4 我们可以看出,世界各国的货币流通速度的高速下降一般都伴随着产业结构的巨大变动,产业结构的变动有可能解释货币流通速度的下降。

再看中国,从图 2 可知,自 1978 年以来,我国的货币流通速度就与农业在 GDP 中的份额同时下降,而且货币流通速度同农业占 GDP 份额的波动也极为相似。可见,产业结构的变动可以用来解释我国货币流通速度的下降。



数据来源:根据《中国统计年鉴》整理。

图 2 我国货币流通速度与农业占 GDP 比重

(2) 协整检验与 Granger 因果检验

通过上面的图表分析,我们进一步使用协整检验与 Granger 因果检验来印证我们的假设。

1. Johanson 协整检验

由于货币流通速度 $\ln v_1$ 、 $\ln v_2$ 、产业结构变动 ($\ln sc$) 这三个变量都是 1 阶差分平稳序列,记为 $I(1)$ 。因此,为考察这三个变量之间的协整关系,我们对这三个变量进行了 Johanson 协整检验,其检验结果如表 5 所示。

表 5 Johansen 协整检验表 (1981~2003 年)

相关系数	原假设	统计量		5% 临界值	
		λ_{trace}	λ_{max}	λ_{trace}	λ_{max}
$\ln v_1$	$r \leq 0$	20.98757	18.13204	18.39771	17.14769
$\ln sc$	$r \leq 1$	2.855536	2.855536	3.841466	3.841466
$\ln v_2$	$r \leq 0$	35.00643	19.29911	18.39771	17.14769
$\ln sc$	$r \leq 1$	15.70732	15.70732	3.841466	3.841466

从表 5 中的迹统计量 λ_{trace} 和最大特征值统计量 λ_{max} 的检验结果可知,在 5% 置信水平下,货币流通速度和产业结构变动之间,迹统计量 λ_{trace} 和最大特征值统计量 λ_{max} 的检验结果均表明存在协整关系。因此,我们认为产业结构变动和货币流通速度相关性高。

2. Granger 因果检验

为了进一步分析货币流通速度、产业结构变动之间的相互关系,我们还进行了格兰杰因果检验。从表 6 的 F 统计量来看,在 5% 置信水平下,产业结构变动是货币流通速度的 Granger 因。结果说明,我国产业结构的变动对货币流通速度有影响。

表 6 格兰杰因果检验表

格兰杰因果检验			
样本数量:21	滞后期:4		
原假设(H_0)	样本数量	F 统计量	概率值
lnsc 不能格兰杰引致 lnv_1	21	3.94771	0.02858
lnv_1 不能格兰杰引致 $lnsc$		1.09593	0.40224
lnsc 不能格兰杰引致 lnv	21	3.6554	0.03603
lnv 不能格兰杰引致 $lnsc$		3.6086	0.03742

四、我国产业结构变动和货币流通速度的实证分析

(一) 样本的选取

本文使用的是 1979~2003 年的年度数据。其中名义 GDP、实际 GDP 指数(价格水平 1978=100)、各产业实际 GDP 指数(价格水平 1978=100)、各产业 GDP 占 GDP 比重均来自于《中国统计年鉴》(2004 年);货币供应量 M1、M2、一年期存款利率,所有信贷来自于 IMF 统计数据库。货币流通速度 lnv 、 lnv_1 是用名义 GDP 和货币供应量 M1、M2 计算的。存款利率 R_t 、利率水平我们取的是一年期的存款利率,为了反映实际的存款利率,通过时间加权取实际存款利率^③。 lny_t 为实际 GDP 指数的对数形式,实际 GDP 是以 1978 年的价格水平为 100 的。

(二) 实证分析

根据上述分析的结果,估计的货币流通速度模型为:

$$v_t = \alpha + \beta_1 y_t + \beta_2 R_t + \gamma Z_t + \epsilon_t$$

其中, v_t 表示货币流通速度, R_t 表示存款利率, Z_t 表示产业结构变动等新的影响因素, ϵ_t 表示误差项。

首先,将货币流通速度 lnv_1 作为解释变量,进行回归。考虑异常值的影响,引入虚拟变量 D_t ,1993 年为 1,其余年份为 0。计量分析表明,上述变量之间存在协整关系:

$$lnv_{1t} = 5.268 - 5.1824lny_t + 0.0385r_t + 4.3142lnsc_t - 0.1244D_t$$

$$(12.6) \quad (-5.8) \quad (7.4) \quad (5.3) \quad (-2.2)$$

$$adjR^2 = 0.974 \quad SE = 0.054 \quad DW = 1.43$$

相应的误差修正模型为:

$$\begin{aligned}\triangle \ln v_1 = & -3.4795 \triangle \ln y_t + 0.0222 \triangle r_t + 2.7405 \triangle \ln s_c_t - 0.0769 \triangle D_t - 0.8089 \triangle e_{t-1} \\ & (-3.0) \quad (3.4) \quad (2.6) \quad (-2.5) \quad (-4.1) \\ \text{adj}R^2 = & 0.580 \quad SE = 0.042 \quad DW = 1.67\end{aligned}$$

从上述误差修正模型来看,当年产业结构变动上升量以 2.74 的比率影响当年狭义货币流通速度 $\ln v_1$ 的上升水平,当年实际产出增长以 3.48 的比率影响当年货币流通速度 $\ln v_1$ 的下降水平,而上一年度的非均衡误差项则以 0.81 的比率对当年的货币流通速度 $\ln v_1$ 作反向修正。

我们再以货币流通速度 $\ln v_2$ 作为解释变量,进行回归。模型中不但考虑异常值的影响而引入虚拟变量 D_t ,还考虑了时间趋势的影响,引入趋势变量 T_t ,其值为当年所在年份。计量分析表明,上述变量之间存在协整关系:

$$\begin{aligned}\ln v_{2t} = & 139.02 - 1.8958 \ln y_t + 0.0069 r_t + 1.7018 \ln s_c_t - 0.0692 T_t - 0.1077 D_t \\ & (3.8) \quad (-3.1) \quad (1.9) \quad (3.5) \quad (-3.6) \quad (-3.2) \\ \text{adj}R^2 = & 0.996 \quad SE = 0.032 \quad DW = 1.46\end{aligned}$$

相应的误差修正模型为:

$$\begin{aligned}\triangle \ln v_{2t} = & -2.6182 \triangle \ln y_t + 0.0134 \triangle r_t + 1.7136 \triangle \ln s_c_t - 0.0999 \triangle D_t - 0.9598 \triangle e_{t-1} \\ & (-2.5) \quad (2.3) \quad (1.8) \quad (-3.6) \quad (-3.4) \\ \text{adj}R^2 = & 0.570 \quad SE = 0.038 \quad DW = 1.47\end{aligned}$$

按照误差修正模型,短期内,当年产业结构变动上升量以 1.71 的比率影响当年货币流通速度 $\ln v_2$ 的上升水平,当年实际产出增长以 2.62 的比率影响当年货币流通速度 $\ln v_2$ 的下降水平,而上一年度的非均衡误差项则以 0.96 的比率对当年的货币流通速度 $\ln v_2$ 作反向修正。

因此,在我国经济转型的过程中,产业结构变动对货币流通速度的影响机制已经形成,产业结构的变动会引起货币流通速度相应的变化。

五、结 论

本文建立了一个基于产业结构变动的货币流通速度模型,这个改进的模型通过实证分析表明更为可靠。而且,我们设计了一个度量产业结构变动的指数,这个指数比使用简单的某个产业占总产出的份额来表示产业结构变动更为合理和有效。

虽然货币化程度对货币流通速度的影响随着时间而逐渐体现,但是“货币化假说”并不能完全解释我国的货币流通速度下降。我们通过分析货币流通速度同产业结构变动之间的关系,发现除了经济规模和利率水平两个基本因素外,产业结构变动是我国货币流通速度下降的主要原因。

注释:

① $\ln v_1$ 、 $\ln v_2$ 分别使用货币供应量 M1、M2 计算,均为对数形式。Lnfop 表示货币化程度指

数的对数形式。

②石油危机虽然造成了美国的产业结构变动,但是各产业占GDP的比重并未发生巨大的变化,主要是就业结构的变化。

③用一年为360天,每月30天换算。

参考文献:

- [1]米什金.货币金融学[M].北京:人民大学出版社,1998.
- [2]易纲.中国的货币、银行和金融市场:1984—1993[M].上海:上海人民出版社,1996.
- [3]帅勇.资本存量货币化对货币需求的影响[J].中国经济问题,2002,(3):30~35.
- [4]伍志文.货币供应量与物价反常规关系:理论及基于中国的经验分析[J].管理世界,2002,(12):15~61.
- [5]艾洪德,范南.中国货币流通速度影响因素的经验分析[J].世界经济,2002,(8):53~59.
- [6]余永定.M2/GDP的动态增长路径[J].世界经济,2002,(12):3~13.
- [7]蒲成毅.数字现金对货币供应与货币流通速度的影响[J].金融研究,2002,(5):81~89.
- [8]武超明.货币流通速度的再认识——对中国1993—2003虚拟经济与实体经济关系的分析[J].经济研究,2004,(9):36~46.
- [9]李治国,唐国兴.货币流通速度模型和货币流通速度下降之谜[J].上海金融,2006(1):33~34.
- [10]Rudiger Dornbusch, Stanley Fischer, Richard Startz. Macroeconomics[M]. McGraw-Hill Press,2001.
- [11]Robert J. Barro, Xavier Sala-i-Martin. Convergence [J]. The Journal of Political Economy,1992,(4):223~251.

A New Monetary Velocity Model Based on Industrial Structure

WANG Jun-hong, LI Zhi-guo

(School of Management, Fudan University, Shanghai 200433, China)

Abstract: In this paper, we employ the co-integration, Granger test and Error Correction Model (ECM) to augment monetarization hypothesis of the classical money demand function by considering the industrial composition factor. We find that the monetarization factor increasingly impacts the monetary velocity. It is not monetarization factor but industrial composition factor that can explain the decline of the monetary velocity. By the ECM analysis, the elasticities of the narrow and the broad monetary velocity which are caused by the industrial structure are 2.7 and 1.2.

Key words: monetary velocity; industrial composition; monetarization

(责任编辑:周一叶)