

# 货币与产出的关系(1995~2003): 不同模型的分析结果及其比较

战明华 李生校\*

**内容提要** 本文利用1995~2003年的季度数据,在对时间序列去势的基础之上,从各种不同模型之间存在互补性出发,递归地利用样本数据对货币与产出之间的关系进行逐步深入的研究,并对各种模型所得结果进行了比较分析。结果表明,不同的模型所得结论既有相似的地方也有不一致之处。各种角度的分析均表明,货币 $M_2$ 对产出变化具有实质性影响,而且这种影响具有持久性;如果不考虑 $M_0$ 在广义货币供应中所占的比重,其对产出的影响得到了经验分析的支持,不过,这种影响并不具有持久性。与上述两种情况不同,在各种角度下, $M_1$ 均被证明不对产出具有实质性影响。关于 $M_2$ 与产出关系的特殊性原因,分析结果认为是由于 $M_2$ 中包含的城乡居民储蓄存款变化不仅可以影响总需求,而且还可通过投资影响总供给。

**关键词** 货币 产出 Granger 因果关系分析 脉冲响应分析

## 一 引言

尽管货币变动对实际产出的效应是货币经济学所关注的中心问题,但正如Lucas(1976)所指出的,经济学家对于这一问题的认识还远没有提供一个令人满意的答案。实际上,在不同的假设条件下,不同的宏观经济模型给出了差异很大甚至完全相反的结论。例如:在Prescott(1986)、Christiano和Eichenbaum(1992)等人的真实经济周期模型中,技术变化所导致的劳动力跨期供给选择的变化被认为是造成实际经济波动的主要原因,而货币等名义变量的变动不会对包括实际产出在内的实际经济变量产生任何实质性影响。相反,在凯恩斯主义模型与Lucas(1972、1976)的不完全信息模型当中,由于存在着名义价格即时调整的阻碍因素,因此货币冲击至少在短期内被认为是造成经济波动的重要因素之一。

研究货币与实际产出关系的一个直接与简单的方法是观察货币供给与实际产出之间的相关关系,对此,已有的文献是从两个角度进行考察的:一是分析货币与实际产出的短期相关性;二是分析货币与实际产出的长期相关性。<sup>①</sup>对于前者,Friedman和Schwartz(1963)进行了代表性的研究。在具体的研究过程中,为了消除变量之间的谬误相关,Friedman和Schwartz首先对各变量进行了剔除时间趋势的技术处理,

\* 战明华:绍兴文理学院经管学院 浙江大学经济学院 电话:0575-8066730 电子信箱:zhanmh71@263.net;李生校:绍兴文理学院经管学院 312000。

感谢匿名审稿人对本文提出的一些非常有意义的建议,当然文责由作者自负。

<sup>①</sup> 货币与产出关系的短期与长期之分并没有一个完全统一的划分标准,在本文的研究当中,我们将根据随机过程相关系数的滞后阶来对时期进行划分:滞后阶在5以内的均指的是短期关系。

在此基础上,他们利用美国近100年的历史数据,给出了 $M_0$ 、 $M_1$ 、 $M_2$ 对数值与实际产出的对数值变化轨迹的散点图。结果表明,尽管三个变量的变化特征不尽相同,但它们相对于实际产出变化的滞后性或超前性特征显示出货币在短期内确实对实际产出具有影响。Komendi和Meguire(1984)、Geweke(1986)以及Mccandless和Weber(1995)等人对货币与实际产出的长期相关性进行了经验研究,根据他们的研究结果,在长期内,货币与实际产出之间的相关性是非常弱的,但货币与通货膨胀之间却显示了强相关关系。

建立在简单相关系数基础上的上述研究确实为研究货币与实际产出间的关系提供了某种重要而直观的提示,但不可否认的是,这种简单的方法也存在着一些重大的缺陷。其中重要的一点是它无法揭示货币对产出的影响机制与影响效应。为了弥补这一不足,一些以经济理论为基础的结构性模型开始出现,主要有两种类型:一种是单方程模型,另一种是联立方程模型。在单方程模型当中,最为著名的是由Andersen和Jordan(1968)所提出的圣路易斯方程(St. Louis equation)。他们利用带有时间趋势的几何分布滞后模型分析了货币增长率的动态变化对产出增长率的影响,根据他们的结果,货币对实际产出的影响是显著的且如果货币增长率永久性地提高1个百分点,将导致产出的长期增长率提高0.33个百分点。利用结构式模型进行分析的另一种方法是建立联立方程模型,这种方法产生并发展于20世纪60年代与70年代前期,在政策分析与经济预测中得到了广泛地应用。但是随着在实践中大量预测案例的失败及著名的Lucas批评的提出,这些模型所隐含的关注参数不变的假设遭到了广泛地质疑。同时,过于复杂的模型结构所造成的累积误差增大也动摇了人们对这种建模方法的信心。

对单方程结构式模型而言,同样存在以下缺陷:一是难以反映货币与产出之间的因果关系;二是由于同时存在许多关于同一问题的竞争性经济理论,因此模型选择具有一定程度的随机性;三是模型中变量关系是单向的,模型无法反映货币与产出之间的动态互动反馈关系。单方程结构式模型存在的这些缺陷导致了对货币与产出因果关系的检验与非结构式估计方法的出现。首先,关于货币与产出之间的因果关系,Sims(1972、1980)根据Granger的定义对货币与产出的因果关系进行了检验,结果认为货币的变化确实构成了产出变化的原因。但在Sims之后,Eichenbaum和Singleton(1986)等人的进一步研究表明,在对变量进行差分或将货币构成进行分解处理后,所得结果会有很大不同。其次,为了避免对货币与产出的内生性与外生性做出事前的判断并可以动态解释外生冲击对产出的影响,VAR系统被用于建模。在这方面的研究当中,Sims(1972、1980)和Blanchard(1989)和Gali(1992)等人均进行了卓有成效的工作,但由于对外生冲击识别方式假定存在着不同,因此他们的结果也存在一定程度的差异。

本文试图在对数据进行去势处理的基础上,根据各种模型的互补性特点,递归地利用样本数据对货币与产出之间的关系进行逐步深入的研究,并对各种模型所得结果进行比较分析,以期从中获取有意义的共性的东西,相信这将有助于我们把握中国的货币与产出的真实关系。文章的结构安排如下:第二部分研究货币供给与实际产出的短期相关关系;第三部分是估计一个货币与产出之间的DLM单方程结构模型;第四部分是分析货币与产出的因果关系;第五部分是利用VAR系统分析货币供给冲击对产出的动态影响效应;第六部分是对所得结果进行总结。

## 二 货币与产出的短期相关性——描述性统计分析

描述性统计的优点在于可以直观的揭示变量之间的相关关系与动态变化特征,为此,我们利用这种方法考察货币与实际产出之间的短期相关关系。不过,必须先解决这样一个问题:两个变量之间所呈现出的相关关系可能仅仅是由于在一些毫不相干的因素的作用下而呈现出某种趋势性。例如,产出的长期

增长可能是由于技术进步的结果,而货币的长期增加可能仅仅是政府赤字持续增加的结果。基于此,我们有必要对所涉时间序列进行趋势剔除处理。在此以前,我们先对所用样本数据进行简单说明。

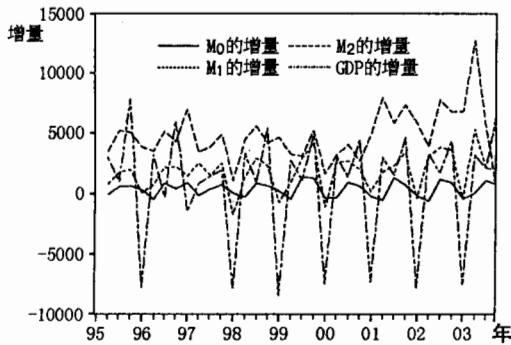


图1 各变量的增量变化轨迹

1. 数据说明。本文中所关注的变量是实际货币供应量和实际产出。由于不同的货币供应量种类具有不同的经济含义,因此我们选择了  $M_0$ 、 $M_1$  和  $M_2$  三种口径来同时刻画名义货币供应量,名义产出则用 GDP 指标来表征。所有变量的样本区间均为 1995 年 1 季度~2003 年 4 季度,变量样本值来自 1997、1998、2000、2003 和 2004 年的《中国人民银行统计季报》。根据说明,各口径货币供应量的含义分别为: $M_0$  = 流通中的现金, $M_1 = M_0$  + 企业活期存款 + 机关团体部队存款 + 农村存款 + 个人持有信用卡类存款, $M_2 = M_1$  + 城乡居民储蓄存款 + 企业存款中具有定期性质的存款 + 信托类存款 + 其他存款。为了得到变量的实际值,我们用来自 1997、2000、2003 和 2004 年《中国人民银行统计季报》的季度零售物价指数 P 对上述各变量均进行了剔除通货膨胀调整。需要特别说明的是,出于方便考虑,在下面的分析中,实际货币供应量与实际产出仍用  $M_0$ 、 $M_1$ 、 $M_2$  和 GDP 来表示,即下文中所出现的  $M_0$ 、 $M_1$ 、 $M_2$  和 GDP 均指的是实际值,对此我们不再一一予以说明。

2. 时间序列的趋势特征。时间序列的趋势特征主要包括时间趋势与季节趋势两种类型,去势的前提是首先要对时间序列的趋势特征进行识别。变量的时间趋势特征主要包括以下三种形式:线性时间趋势、指数时间趋势和多项式时间趋势。各种时间趋势具有不同的表征:具有线性时间趋势变量的增量是一个常数,具有指数时间趋势变量的增长率是一个常数,具有多项式时间趋势变量的斜率表现出某种特别的变化特征。这些不同的表征就成为确定变量趋势特征的基本依据。为简单起见,我们将只对变量的前两种趋势特征做出区别。1995~2003 年中国季度实际货币供给与实际产出的增量与增长率变化轨迹见图 1 和图 2。

由图 1、2 可知,各种货币供应量口径无论是增量还是增长率的变化大致是平稳的,因此我们可以选取两种时间趋势去势方法中的任一种进行时序变量的去势处理。为简单起见,后面将采用线性时间趋势去势法。另外,GDP 的增量或增长率的变化特征表明其具有较强的季节性趋势,主要表现是在每年的第一季度 GDP 的值都会大幅下降。为了消除这种趋势的影响因素,还有必要对时间序列进行季节去势。

3. 时间序列去势以及实际货币供应与产出的相关性。基于以上的分析,我们分别假设各种实际货币供应量和实际产出的数据生成过程分别具有如下形式:

$$M_i = a + bt + \varepsilon_i, i = 0, 1, 2 \quad (1)$$

$$GDP = LSCI \quad (2)$$

各变量的含义为: $t$ —时间, $\varepsilon_i$ —随机扰动项, $L$ —序列的长期趋势值, $S$ —序列的季节变动值, $C$ —序列的(长期)循环变动值, $I$ —序列不规则变动值。我们在下面的处理中,一方面,利用式(1)的 OLS 误差估计序列来表示剔除时间趋势的实际  $M_i$  ( $i=0,1,2$ ) 的值;另一方面,利用式(2)首先通过一系列的变换求出季节指数值,然后用 GDP 值除以季节指数得出消除季节影响因素的实际产出值。在具体处理过程中,我

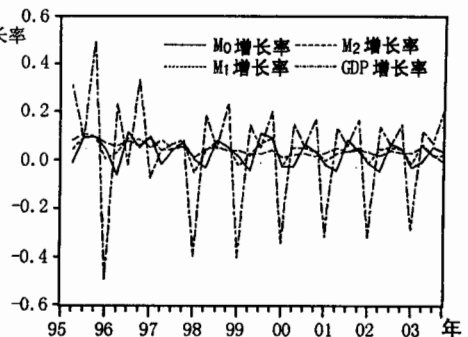


图2 各变量增长率变化轨迹

们发现,实际 GDP 在剔除季节趋势后仍存在时间趋势,因此我们在季节去势后又对实际 GDP 按与实际货币供应同样的处理方法对其进行了时间去势,所得结果见图 3、4。

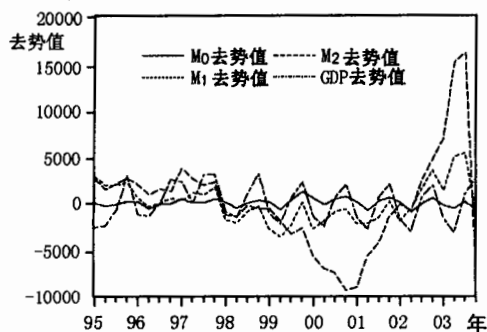


图3 各变量去势后的变化轨迹

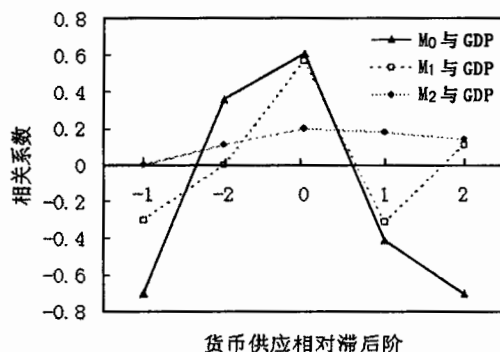


图4 去势后不同滞后阶货币供应量与去势后的滞后三阶 GDP 相关系数变化轨迹

由图 4 可知,不同货币供应量口径与 GDP 之间的相关关系呈现出不同的变化特征。具体而言,当期 GDP 值与滞后二期、一期、当期和超前一期、二期的  $M_0$  值分别表现为:负相关、正相关、正相关、负相关、负相关;与此相似,当期 GDP 值与滞后二期、一期、当期和超前一期、二期的  $M_1$  值分别表现为:负相关、不相关、正相关、负相关和正相关。由此可见,不同滞后阶的  $M_0$  与  $M_1$  与滞后三阶的 GDP 相关系数值大致表现为随机波动的形态,但与  $M_0$  相比较, $M_1$  与 GDP 相关系数的波动幅度相对较大。 $M_0$ 、 $M_1$  与 GDP 相关系数的变化特征似乎表明:既不能认为货币变动引起了产出变化,也不能认为产出变化引起了货币变动,货币与产出之间并不存在直接的联系。关于  $M_1$  与 GDP 相关系数更大的原因可以从以下方面得到解释:与  $M_0$  不同, $M_1$  的存量不仅与中央银行的行为及公众的持现行为有关,还与金融体制及公众的更广泛地持现行为有关,这意味着其波动要受到更多因素的影响,从而导致其与 GDP 的相关系数的波动性增大。与  $M_0$  和  $M_1$  完全不同的是,各滞后阶的  $M_2$  与滞后三阶的 GDP 之间的相关系数均表现为正值,其具体的变化特征是:随着滞后阶数的减少,相关系数有增大的趋势;但是随着超前阶数的增加,二者的相关系数基本保持稳定。 $M_2$  与 GDP 之间的相关系数变化特征似乎表明  $M_2$  与 GDP 之间具有互为正相关的关系,即扩大  $M_2$  的供给有助于经济规模的更快增长,反过来,产出的增长也预示着  $M_2$  的增加。同时,二者滞后与超前的相关系数大小比较似乎还表明,GDP 变化对  $M_2$  的影响要大于  $M_2$  变化对 GDP 的影响,且前者的影响具有较强的持久性。对  $M_2$  与 GDP 相关关系特征的一种可能的解释是:相较于  $M_0$  与  $M_1$ ,一方面,由于城乡居民储蓄存款是资本形成的基本来源,因而  $M_2$  的扩大将促进未来的经济增长;另一方面,经济中产出的提高也必然导致未来各期居民储蓄存款的增加。由于前者的实现效果要受到金融中介效率及投资效率的制约,因而其效应要小于后者。

### 三 货币对产出的结构效应:DLM 分析

上述简单相关分析的一个缺陷是对变量滞后结构的设定过于简单,因而无法考虑变量之间存在的交互作用对分析结果的影响。同时,由于可能存在着变量的自相关问题,因此分析结果可能不适当的夸大或缩小了货币供应与产出之间的相关关系,因此研究货币与产出的关系还应从其他角度进行,而分布滞

后模型(distributed-lag model, DLM)结构分析为弥补这一不足提供了一种选择,其模型具体形式如下:

$$\ln GDP_t = a_0 + a_1 \ln M_{i,t} + a_2 \ln M_{i,t-1} + a_3 \ln M_{i,t-2} + \dots + b_i T + c_1 D_{1t} + c_2 D_{2t} + c_3 D_{3t} + u_t \quad (3)$$

这里  $i$  的取值分别为 0、1、2,  $D_j (j=1, 2, 3)$  在第  $j$  季度时取值为 1, 其他情况下取值为 0。季度虚拟变量与时间趋势  $t$  的引入是为了消除解释变量与被解释变量可能出现的季度与时间趋势, 估计结果见表 1。

表 1 货币与产出关系的回归结果之一

解释变量	模型 1		解释变量	模型 2		解释变量	模型 3	
	系数估值	t 值		系数估值	t 值		系数估值	t 值
C	5.55	2.56	C	3.31	1.50	C	-0.17	-0.05
$\ln M_{0,t}$	1.16	2.02	$\ln M_{1,t}$	1.49	2.64	$\ln M_{2,t}$	1.38	1.71
$\ln M_{0,t-1}$	0.11	0.16	$\ln M_{1,t-1}$	-0.004	-0.005	$\ln M_{2,t-1}$	-0.12	-0.10
$\ln M_{0,t-2}$	0.19	0.29	$\ln M_{1,t-2}$	0.36	0.44	$\ln M_{2,t-2}$	0.90	0.75
$\ln M_{0,t-3}$	-0.99	-1.81	$\ln M_{1,t-3}$	-1.20	-2.16	$\ln M_{2,t-3}$	-1.27	-1.51
T	0.005	0.77	T	-0.006	-0.68	T	-0.02	-1.47
D <sub>1</sub>	-0.40	-5.55	D <sub>1</sub>	0.29	-5.89	D <sub>1</sub>	-0.36	-10.14
D <sub>2</sub>	-0.15	-1.81	D <sub>2</sub>	-0.15	-3.08	D <sub>2</sub>	-0.23	-6.48
D <sub>3</sub>	-0.13	-1.98	D <sub>3</sub>	-0.10	-2.28	D <sub>3</sub>	-0.20	-5.52
ADR	0.89		ADR	0.92		ADR	0.90	
D. W.	1.23		D. W.	1.72		D. W.	1.30	
AIC	-2.17		AIC	-2.46		AIC	-2.23	

说明:考虑到样本容量的有限性,选择最优滞后阶的标准是在滞后阶为 1、2、3 中选择使 AIC 信息准则最小的。

对于模型 1、2、3 而言,表 1 所显示的回归结果的一个共同之处在于货币当期与滞后三阶的值对产出当期值的影响基本是显著的,而货币滞后一、二阶的值对产出的影响均是严格不显著的。从系数估值的符号来看,各种货币口径的当期值均为正,而其三阶滞后值均为负。这一结果多少有些出人意外,我们认为可以试做如下解释:首先,货币供给当期值与产出正相关既可能反映的是货币增长对产出的促进作用,但也有可能是由于产出增加对货币需求增长所致。其次,货币滞后三期值与当期产出的负相关可能是由于货币当局逆周期操作的结果。也就是说,如果在本季度出现了经济过热的现象,那么为了维持经济的稳定增长,货币当局会在二个季度以后采取紧缩货币的政策,从而使货币供给与产出表现为负相关。

对这一回归结果的另一个分析角度是像 Andersen 和 Jordan(1968)构造的圣路易斯模型(St. Louis equation)所做的那样,将回归系数与  $t$  检验(或系数标准误)加总来考察货币整体变动对产出的影响。不过,在我们的模型当中,由于各模型整体拟合优度较高,而各期货币回归系数显著率不高,因此有理由认为解释变量中可能存在着多重共线性问题。分析结果表明,这一担心被各滞后阶货币之间的较高相关系数所证实。在这种情况下,由于系数估值的标准差变得过大,因此系数估值的置信程度降低且  $t$  检验值变得不可靠。可见,像圣路易斯模型中那样直接进行加总处理就变得不可行了。为此,我们采用了主成分法来解决这一问题,由这一方法所得的估计结果见表 2。

与表 1 相比,表 2 模型的拟合优度没有明显降低,但货币对产出的总的影响效应发生了变化:首先,系数估值的显著性比原来有所增强。在表 1 中,模型 1、2、3 中各期货币的系数估值的  $t$  值之和分别为 0.56、0.92 和 0.85,均低于表 2 中各模型的主成分系数估值的  $t$  统计值。如上所说,产生这种差异的原因在于不同滞后期货币之间存在的多重共线性使得系数估值的标准差增大,从而使得  $t$  值减少。其次,对表 1 与表 2 的比较还表明,表 1 模型 1、2、3 中各期货币系数估值之和分别为 0.47、0.65、0.89,远大于表 2 中

的估计结果。这种差异的产生也是源于不同滞后期货币之间存在的多重共线性。<sup>①</sup> 上述的比较说明,对货币总和效应的分析,表2中的结果要优于表1中的结果。

表2 货币与产出关系的回归结果之二

解释变量	模型1		解释变量	模型2		解释变量	模型3	
	系数估值	t值		系数估值	t值		系数估值	t值
C	7.50	3.46	C	5.74	2.27	C	5.62	2.59
$\text{Pln}M_0$	0.07	1.08	$\text{Pln}M_1$	0.10	1.63	$\text{Pln}M_2$	0.10	1.95
T	0.01	1.12	T	-0.0004	-0.04	T	0.0007	0.08
D1	-0.35	-9.04	D1	-0.35	-9.35	D1	-0.35	-9.57
D2	-0.22	-5.64	D2	-0.22	-5.89	D2	-0.22	-6.05
D3	-0.18	-4.70	D3	-0.19	-4.93	D3	-0.19	-5.09
ADR	0.88			0.88			0.89	
D.W.	1.66			1.72			1.56	
F	46.38			49.09			51.18	

根据表2中的回归结果, $M_2$ 对产出的影响基本上是显著的, $M_0$ 和 $M_1$ 对产出的影响则是不显著的。回归结果还显示,货币 $M_0$ 、 $M_1$ 、 $M_2$ 的各期值经主成分加权后,其对产出的弹性值分别为0.07、0.10、0.10,即若货币 $M_0$ 、 $M_1$ 、 $M_2$ 的4期加权和增加1个百分点,将分别导致产出增加0.07、0.10、0.10个百分点,货币变动引起的产出变动只不过相当于货币本身变动的1/10左右。可见,从总和效应来看,即使货币对产出的确有实质影响,那么这种影响也是很小的。值得注意的是,从回归系数的显著性的比较来看, $M_0$ 、 $M_1$ 、 $M_2$ 的大小依次为 $M_0 < M_1 < M_2$ 。这说明随着货币含义范围的扩大,货币与经济之间的相关性也就越强,这一点与第一部分的简单相关分析所得结果有些类似。至于其中的原因,我们这里试从宏观经济波动的成因角度对其做进一步的分析。按照理论划分,导致经济波动的因素有两种:一种是真实扰动的冲击;二是名义扰动的冲击。真实扰动强调技术与政府购买变化等的真实冲击,名义扰动则强调由于价格粘性与市场不完全等所造成的名义变动所带来的总需求的真实效应。由于价格粘性与市场不完全性等因素是确实存在的,因此后者对波动具有较强的解释力。从后者出发,按照Friedman的观点,由于货币可以被看作是购买力的储备,因此货币范围越大,表明货币的潜在购买力也就越大,其变化对总需求的影响也就越大,从而其对经济波动的影响也越大。对中国而言, $M_0 \subset M_1 \subset M_2$ ,由上述理论可知, $M_0$ 、 $M_1$ 、 $M_2$ 对经济波动的影响力是逐次递增的。<sup>②</sup>此外,从货币变动与总需求变动关系的角度出发,我们还可以对 $M_0$ 、 $M_1$ 、 $M_2$ 对产出波动影响的显著性之间的差异做出解释:相比较而言, $M_2$ 与 $M_0$ 、 $M_1$ 的最大不同在于 $M_2$ 中包含了城乡居民储蓄存款项。如前所说,由于城乡居民储蓄存款是投资的主要最终来源,因此 $M_2$ 的变化不仅影响消费需求,还极大的影响投资需求,从而 $M_2$ 对经济波动的影响就相对较大。

值得说明的是,由于 $M_0$ 是中央银行对其他部门的负债(外部货币),而 $M_1$ 、 $M_2$ 更主要的是由银行金融机构对其他部门的负债所组成(内部货币),因此不同货币口径对产出影响程度大小及影响显著性差异的政策含义是:中央银行仅靠改变自身的负债来影响产出其效果是极其有限的。同时,由于居民储蓄

<sup>①</sup> 多元线性回归系数向量的估计量为: $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y$ ,这里 $X$ 、 $Y$ 分别为解释向量与被解释向量的样本矩阵。若解释变量间存在多重共线性,则 $|X'X|$ 会变得很小,因而 $(X'X)^{-1}$ 就会变得很大,相应 $\hat{\beta}$ 值也就随之变大。

<sup>②</sup> 货币对总需求的影响除与存量有关外,还与货币流通速度有关,但由于各种货币口径具有包含关系,因此容易看出这不会影响所得结论。

存款一般而言不是一种派生的存款(企业存款往往是由贷款所派生的存款),因此从比较长的时期来看(4个季度),中央银行通过诸如变更准备金率等控制信贷的手段对经济增长的影响效果也是不明显的,影响经济长期增长的主要因素是投资资金的最终来源。

#### 四 货币与产出的因果关系经验分析

货币内生性的表现除前面说明的收入增加引起货币需求增加的原因以外,至少还有以下几方面值得考虑:第一,经济增长往往伴随着经济结构的变化,而经济结构的稳定被认为是货币流通速度稳定的基础条件之一。由此,经济增长会通过影响货币流通速度的变化而影响经济中的货币总存量。第二,经济增长具有规模经济性,这种规模经济性可以促使社会信用及金融制度的健全并促进金融创新,这些因素不仅可以改变经济中货币的流通速度,而且还可以改变货币的乘数效应。第三,经济增长会改变投资选择范围,因此经济主体将重新进行投资组合选择,从而影响其对货币的需求。从这些考虑出发,我们还有必要对货币与产出之间的因果关系从统计上进行求证,下面所采用的方法是通常的格兰杰因果检验法。与国内大多数的已有研究不同的是,这里仍采用经时间与季度趋势去势后的货币与产出样本值。下面我们首先简要地介绍一下模型的设定形式及其检验方法。

格兰杰因果检验的基本思想是:如果变量  $x$  是变量  $y$  的原因,那么其在统计上的表现是变量  $x$  应该有助于预测变量  $y$ ,即如果在变量  $y$  的回归式中加入变量  $x$  的过去值,那么将显著增加整个回归的解释能力。从这一思想出发,格兰杰因果检验的模型设定形式通常如下:

$$GDP_t = \sum a_i M_{j,t-i} + \sum b_i GDP_{j,t-i} + u_{1t} \quad j = 0, 1, 2 \quad (4)$$

$$M_{j,t} = \sum c_i GDP_{t-i} + \sum d_i M_{j,t-i} + u_{2t} \quad j = 0, 1, 2 \quad (5)$$

检验的原假设是  $H_{10}: \sum a_i = 0$  与  $H_{20}: \sum c_i = 0$ 。<sup>①</sup>如果只有一个原假设成立,则表明  $M_j (j=0, 1, 2)$  与 GDP 之间存在一个单向的因果关系;如果两个原假设同时成立,则表明二者之间存在一个双向的因果关系,检验所用的统计量是在约束回归与无约束回归所得残差平方和基础上构造的一个 F 统计量。由于格兰杰因果检验只对平稳变量有效,我们的 ADF 法检验结果表明,各变量经去势处理后均在不同程度上平稳,这为下面的因果关系分析奠定了基础,不同货币口径与产出之间的因果关系检验结果见表 3。

表 3 不同口径货币与产出因果关系检验结果

原假设	滞后 1 阶		滞后 2 阶		滞后 3 阶	
	F 的 P 值	原假设决策	F 的 P 值	原假设决策	F 的 P 值	原假设决策
$M_0 \not\rightarrow GDP$	0.270	接受	0.00001	拒绝	9.7E-0.5	拒绝
$GDP \not\rightarrow M_0$	0.006	拒绝	0.0056	拒绝	0.002	拒绝
$M_1 \not\rightarrow GDP$	0.83	接受	0.48	接受	0.46	接受
$GDP \not\rightarrow M_1$	0.016	拒绝	0.012	拒绝	0.08	拒绝
$M_2 \not\rightarrow GDP$	0.30	接受	0.41	接受	0.09	拒绝
$GDP \not\rightarrow M_2$	0.56	接受	0.76	接受	0.57	接受

说明:原假设中的符号“ $\not\rightarrow$ ”表示“前面变量不是后面变量的原因”;一般而言,格兰杰因果检验对滞后阶很敏感,因此虽然 Davidson 和 Mackinnon(1993)主张用尽可能多的滞后阶,但由于我们的样本所限所以只能最多滞后三阶。

<sup>①</sup> 由模型设定与所要检验的原假设可知,格兰杰因果关系分析虽与第一部分建立在不同滞后阶基础上的相关分析目的相似,但其所得结果综合考虑了模型的滞后结构:在将自身的滞后影响剔除后考察另一变量滞后结构的综合影响。

在对检验结果描述的基础之上,我们来看一下所得结果的经济含义。首先,通过分析表3,在某种滞后阶的情况下, $M_0$ 、 $M_1$ 、 $M_2$ 与GDP的格兰杰因果关系分别如下: $M_0$ 与GDP之间具有双向的因果关系;GDP是 $M_1$ 变化的格兰杰原因而反之则不成立。与前面的分析结果相比较,可得如下一些启示:第一,对 $M_0$ 而言,由于描述性统计中的相关分析与DLM结构分析均表明其与GDP变化的相关性不大或其对GDP变化的影响是不显著的,因此格兰杰因果关系检验结果与前面是不相符的。分析其中的原因,我们认为主要是因为 $M_0$ 在整个货币存量体系中所占比重太低,因此其对经济增长的影响就变成了一个次要因素,在统计上就表现为其对GDP的影响系数不显著或与其与GDP不同滞后阶相关系数之间的不确定性。第二, $M_1$ 与GDP的因果关系检验结果表明, $M_1$ 与GDP的关系主要表现为产出变化影响了 $M_0$ 、企业活期存款、机关与农村存款等内部构成部分,而不是这些内部结构变化显著地引起了产出的变化。第三, $M_2$ 与GDP关系的分析结果显示,尽管只在滞后三阶的情况下, $M_2$ 才与GDP表现出一定的因果关系,但考虑到货币对产出效应的展现确实需要二个以上的季度滞后期,因此我们有理由认为这种关系在较大程度上反映了货币与产出之间的关系。据此我们可以说, $M_2$ 与GDP关系的分析结果基本是对前面DLM分析结果的印证,同时这一结果也得到前面相关分析的部分支持,这表明 $M_2$ 的变化可能确实对产出变化有影响,其中的原因我们已在前面做了比较深入的分析。

最后,将各种分析结果综合起来看,根据中国的样本数据所反映的信息,关于货币是否中性的问题我们可以得到这样的结论:不同货币口径所得结果是不同的,在 $M_0$ 、 $M_1$ 、 $M_2$ 三种货币口径下, $M_2$ 变化对产出产生影响得到了各种统计结果的支持。

## 五 货币对产出冲击的VAR系统脉冲响应分析

考察货币与产出关系的另一种方法是发端于Sims(1972)等人的VAR系统分析,相较于单方程的DLM结构模型,VAR系统不仅可以避免对货币与产出何者为外生变量必须做出的事前区分,而且还可以利用脉冲响应分析法给出货币与产出相互作用的动态结构特征。综合前面的相关分析与因果分析的结果,我们可以确定的是 $M_1$ 与GDP在两种分析中都不存在互为因果的关系,而其他两种货币口径则至少在一种分析中是成立的,因此下面的分析将只针对 $M_0$ 和 $M_2$ 与GDP的关系进行VAR系统脉冲响应分析。分析的步骤分为两步:一是估计VAR系统;二是利用估计结果进行脉冲响应分析。

1. VAR系统估计结果。用于估计的VAR系统形式设定如下:

$$\begin{pmatrix} M_{it} \\ GDP_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} & a_{14} & a_{15} & a_{16} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} & a_{24} & a_{25} & a_{26} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} M_{i,t-1} \\ M_{i,t-2} \\ M_{i,t-3} \\ GDP_{t-1} \\ GDP_{t-2} \\ GDP_{t-3} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \quad i = 0, 2 \quad (6)$$

由于每个被解释变量均有相同的解释变量且方程右边不存在非滞后的内生变量,此时用于VAR估计的系统似无关估计(SUR)与对每一个方程分别进行OLS估计是等价的,OLS的估计参数同样是一致且有效的。由此,利用样本数据可得式(6)的估计结果见表4。



表4 货币与产出关系的VAR估计结果

模型1					模型2				
解释变量	被解释变量				解释变量	被解释变量			
	M <sub>0,t</sub>		GDP <sub>t</sub>			M <sub>2,t</sub>		GDP <sub>t</sub>	
	系数估值	t值	系数估值	t值		系数估值	t值	系数估值	t值
C	-9.66	-0.17	300.50	0.76	C	-425.32	-0.58	692.93	1.24
M <sub>0,t-1</sub>	0.54	2.05	-1.91	-1.07	M <sub>2,t-1</sub>	1.66	4.61	-0.91	-0.70
M <sub>0,t-2</sub>	-0.42	-1.96	-4.29	-2.94	M <sub>2,t-2</sub>	-1.64	2.91	0.07	0.16
M <sub>0,t-3</sub>	0.47	2.49	3.66	2.83	M <sub>2,t-3</sub>	0.61	1.44	0.44	1.37
GDP <sub>t-1</sub>	0.05	1.49	0.14	0.63	GDP <sub>t-1</sub>	-0.11	-0.48	-0.24	-1.36
GDP <sub>t-2</sub>	-0.06	-2.57	0.41	2.45	GDP <sub>t-2</sub>	0.20	0.85	-0.22	-1.21
GDP <sub>t-3</sub>	0.02	0.65	-0.28	-1.12	GDP <sub>t-3</sub>	0.23	1.04	-0.37	-2.16
R <sup>2</sup>	0.52		0.51		R <sup>2</sup>	0.60		0.57	
F	6.87		6.64		F	6.61		1.63	
AIC	33.00				AIC	38.64			
残差相关系数	0.23				残差相关系数	-0.10			

说明:与前面的处理方式相似,考虑到样本容量的有限性,这里也只是在滞后一、二、三阶条件下选择使系统AIC最小的滞后阶作为系统最优滞后阶。

2. 脉冲响应分析。由表4可见,模型1与模型2各自所包含的两个方程的回归残差序列样本相关系数分别为0.23和-0.10,可见它们的相关度均很低,因此我们不必对其进行正交化处理而可直接利用其进行脉冲响应分析。设模型(6)在0期所受的初始冲击为 $(\varepsilon_{10} \ \varepsilon_{20})' = (1 \ 0)'$ ,以后各期的扰动均为0,则在这一初始扰动作用下,系统中的两个内生变量动态变化特征可通过以下两个递推公式来刻画:

$$\begin{pmatrix} \Delta M_{0t} \\ \Delta GDP_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.54 & -0.42 & 0.47 & 0.05 & -0.06 & 0.02 \\ -1.91 & -4.29 & 3.66 & 0.14 & 0.41 & -0.28 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta M_{0,t-1} \\ \Delta M_{0,t-2} \\ \Delta M_{0,t-3} \\ \Delta GDP_{t-1} \\ \Delta GDP_{t-2} \\ \Delta GDP_{t-3} \end{pmatrix} \quad t = 0, 1, \dots, n \quad (7)$$

初始条件为: $(\Delta m_{0,-1} \ \Delta m_{0,-2} \ \Delta m_{0,-3} \ \Delta GDP_{-1} \ \Delta GDP_{-2} \ \Delta GDP_{-3})' = (0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0)'$ 和 $(\Delta m_{01} \ \Delta GDP_1)' = (1 \ 0)'$ ,以及:

$$\begin{pmatrix} \Delta M_{2t} \\ \Delta GDP_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1.66 & -1.64 & 0.61 & -0.11 & 0.20 & 0.23 \\ -0.91 & 0.07 & 0.44 & -0.24 & -0.22 & -0.37 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta M_{2,t-1} \\ \Delta M_{2,t-2} \\ \Delta M_{2,t-3} \\ \Delta GDP_{t-1} \\ \Delta GDP_{t-2} \\ \Delta GDP_{t-3} \end{pmatrix} \quad t = 0, 1, \dots, n \quad (8)$$

初始条件为: $(\Delta m_{2,-1} \ \Delta m_{2,-2} \ \Delta m_{2,-3} \ \Delta GDP_{-1} \ \Delta GDP_{-2} \ \Delta GDP_{-3})' = (0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0)'$ 和 $(\Delta m_{21} \ \Delta GDP_1)' = (1 \ 0)'$ 。表5给出了由式(7)、(8)计算所得的各变量响应结果及动态变化特征,仔细分析后可以看出其具有以下特点:

第一,对情形 1、2 响应轨迹的比较表明,二者代表了两种相反的振荡方式。在情形 1,经过  $M_0$  的一个标准差的初始冲击后, $M_0$  和 GDP 均具有在振荡中收敛的趋势;与此相反,情形 2 中  $M_2$  与 GDP 的增量变化轨迹表明,在  $M_2$  的一个标准差初始冲击条件下, $M_2$  和 GDP 的响应则表现出在振荡中放大的趋势。这种差别意味着  $M_2$  的冲击比  $M_0$  更具有持久性。关于这种差异的原因,我们认为这是由于  $M_0$  与  $M_2$  的非预期突然变化对未来经济的影响机制不同所致。具体来说,由于  $M_0$  代表最直接的现实购买力,因此它的增加将主要影响价格等名义量的变化,因而在经过一段时间后,随着人们的预期开始新的调整,这种影响

就会逐渐消失。另一方面,对  $M_2$  而言,它的突然增加更主要的是意味着潜在购买力的增长,其主要影响的是未来的实际投资水平而不是价格等名义量,因此它的非预期变化影响的主要不是经过预期调整可以消除的总需求,而是实际总供给,这就使得其影响具有持久性。

第二,由情形 1,从整个过程来看, $M_0$  在 0 期增加一个标准差后, $M_0$  和 GDP 的响应轨迹既有差异也有相似之处。其差异之处表现在 GDP 的波动幅度较大,而  $M_0$  的波动很小,基本维持在 0 期的水平;其相似之处表现在二者的响应基本是同步上升或下降的。对  $M_0$  和 GDP 的响应特征可以总结如下:二者具有相似的波动特征且最终将恢复至初始水平,但初始冲击对  $M_0$  基本无影响而对 GDP 的影响比较大。关于 GDP 波动特征的原因,可以试从价格体系的作用与预期调整机制的角度进行分析。货币  $M_0$  的突然增长破坏了原来的价格体系,价格的不确定性会使消费与生产行为产生混乱,使产出出现暂时的下降;但在消费者与生产者发现这仅是名义价格发生变化而相对价格并未变化时,他们又会将其经济行为向原来的状态调整。不过,在这一过程中,由于存在着预期信息的不完全性,因此这种调整会出现超调,而这又出现了与初始冲击相似的情形,只是此时冲击水平较小,于是经济调整又进入一个新的循环期,这样不断重复,直至收敛到原来水平。

第三,与情形 1 全然不同的是,在情形 2 中  $M_2$  的响应与 GDP 的响应表现出了完全相反而具有一定对称性的波动特征。具体来看,在第 1、2 期, $M_2$  的初始冲击使得  $M_2$  增加但使 GDP 降低;在第 3 期,二者基本同时恢复至初始水平;此后,GDP 经历了先上升后下降的变化过程而  $M_2$  则经历了与之相反的过程,一直到第 6 期又一次恢复到初始水平;这种变动特征在此后的各期之间重复进行,所不同的是,无论是  $M_2$  还是 GDP,其波动幅度均在不断增加。总结情形 2 中所显示的  $M_2$  和 GDP 响应的波动特征大致如下:二者波动方向相反且大致对称,波动大致每隔 3 个时期即回复到初始水平,但波动幅度随时间递增。关于 GDP 响应的波动特征,由于其与情形 1 中的 GDP 响应形式基本相似,因而对其解释也大致相同。与 GDP 不同,情形 2 中  $M_2$  响应的波动幅度比情形 1 要大得多,其波幅甚至平均大于情形 2 中 GDP 的响应,可能的解释为:货币  $M_2$  的突然上升在开始阶段使储蓄者认为这是储蓄的一个永久性增加,因而为保持新的储蓄水平, $M_0$  的响应会在两期内保持为正,但随着时间推移,储蓄者逐渐发现这只是储蓄水平的暂时增加,因而为恢复原来储蓄水平的合意存量,他们会将储蓄水平下调,同样由于存在信息不完全现象,这种调整也会出现超调。不过,由于此时 GDP 响应为正( $M_2$  与 GDP 响应波动方向相反),因而在下一期的同样调整过程中,无论是 GDP 还是  $M_2$ ,其波幅均会增大,与情形 1 相似,这一过程将不断持续下去。

表 5 货币冲击下各变量的响应

时期	$M_0$ 的一个标准差变化			
	情形 1		情形 2	
	$M_0$ 增量	GDP 增量	$M_2$ 增量	GDP 增量
1	0.54	-1.91	1.66	-0.91
2	-0.2239	-5.5888	1.2157	-1.2222
3	-0.04255	0.205517	-0.7519	-0.49656
4	0.632265	1.290366	-2.64842	2.224486
5	0.194472	-0.01478	-3.0468	2.919918
6	-0.25459	-2.77016	3.388478	-1.24541
7	-0.03381	1.210887	10.2387	-5.62864
8	0.406531	0.906433	10.62224	-9.87612
9	0.031335	-0.16422	2.582623	-3.38923
10	-0.20809	-1.91801	-9.78469	7.967147

## 六 结语

在对所涉时间序列去势的基础之上,本文从相关性分析、DLM 结构分析、因果关系分析和脉冲响应分析四个不同的角度对货币与产出的关系进行了经验研究,所得结论要点基本如下:

第一,货币与产出的相关性分析结果表明,无论是超前还是滞后, $M_0$  与  $M_1$  大致表现出与 GDP 基本无关的特征,但这一点对  $M_2$  并不成立。根据所得结果, $M_2$  的前期增加与滞后的 GDP 正相关,而反之也成立,这意味着  $M_2$  与 GDP 之间存在着相互的正向影响关系。第二,货币与产出 DLM 结构分析结果表明,首先,就单独一期的货币存量变化与 GDP 的关系而言,各种层次的货币均表现出了当期与滞后三期的货币存量对当期 GDP 变化影响显著,而滞后一、二期货币存量对 GDP 变化影响不显著的特征。第三,货币与产出的因果关系分析结果表明,各种层次的货币存量与产出的因果关系分别具有以下特征: $M_0$  与 GDP 具有互为因果的关系,GDP 是影响  $M_1$  的原因但反之不成立, $M_2$  是影响 GDP 的原因但反之不成立。第四,货币与产出脉冲响应分析表明,在  $M_0$  和  $M_2$  的初始冲击后,系统的收敛性表现出截然相反的特征。在  $M_0$  的初始冲击下,系统经几期的振荡后逐渐收敛;在  $M_2$  的冲击下,系统则不断地在振荡中发散。

由于研究条件所限,本文的研究尚有以下可改进之处:一是关于数据去势问题的处理。如果用更高频的数据且采用滤波(filter)去势法,那么将更凸现所涉随机过程的特征,因而据此可以更清晰地看出变量的变动趋势;二是所关注参数的稳健性(robustness)问题。所关注参数的稳健性对模型结果的有效性有着重要意义,在本文当中我们是通过通过对同一问题估计多种模型,然后根据结果一致性原则来进行分析的。但显然,更好的方法是对同一模型中所涉变量的分布规律的假设加以改变以考察估计参数的敏感性。这些不足将是我们今后进一步研究的方向。

## 参考文献:

- Andersen, L. and Jordon, J. "Monetary and Fiscal Actions: A Test of Their Relative Importance in Economic Stabilization." *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 1968, pp. 11 - 24.
- Blanchard, L. J. "A Traditional Interpretation of Economic Fluctuations." *American Economic Review*, 1989, pp. 1146 - 1164.
- Christiano, Lawrence J. and Eichenbaum, Martin. "Current Real - Business - Cycle Theories and Aggregate Labor - Market Fluctuations." *American Economic Review*, 1992, pp. 430 - 450.
- Davidson, Russell and James, G. Mackinnon. *Estimation and Inference in Econometrics*. Oxford University Press, New York, 1993, pp. 675 - 676.
- Eichenbaum, M. and Singleton, K. J. "Do Equilibrium Real Business Cycle Theories Explain Postwar U. S. Business Cycles?" *NBER Macroeconomics Annual*, 1986, pp. 91 - 135.
- Friedman, M., and Schwartz, A. "Money and Business Cycles." *Review of Economics and Statistics*, 1963, pp. 32 - 64.
- Gali, J. "How Well Does the IS - ML Model Fit the Postwar U. S. Data?" *Quarterly Journal of Economics*, 1992, pp. 709 - 738.
- Geweke, J. "The Superneutrality of Money in the United States; An Interpretation of the Evidence." *Econometrica*, 1986, pp. 1 - 22.
- Kormendi, R. C. and Meguire, P. G. "Criss - Regime Evidence of Macroeconomic Rationality." *Journal of Political Economy*, 1984.
- Lucas, R. E. "Econometric Policy Evaluation; A Critique." *Carnegie - Rochester Conference Series on Public Policy*, 1976, pp. 19 - 46.
- . "Expectations and the Neutrality of Money." *Journal of Economic Theory*, 1972, pp. 103 - 124.
- Mccandless, G. T. and Weber, W. E. "Some Money Facts." *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 1995, pp. 2 - 11.
- Prescott, Edward C. "Theory Ahead of Business - Cycle Measurement." *Carnegie - Rochester Conference Series on Public Policy*, 1986.
- Sims, C. A. "Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles." *American Economic Review*, 1980, pp. 250 - 557.
- . "Money, Income and Causality." *American Economic Review*, 1972, pp. 540 - 542.

(截稿:2005年2月 责任编辑:宋志刚)