

文章编号: 1000-5013(2007)01-0101-04

# 我国货币政策时效性的协整分析

蒋云飞, 程细玉

( 华侨大学 商学院, 福建 泉州 362021 )

摘要: 运用 1978 年至 2003 年的年度统计数据, 对现金、狭义货币和广义货币与各主要经济变量之间因果关系进行 Granger 因果检验. 在此基础上, 具体分析相应货币供给量与主要经济变量之间的协整关系, 建立误差修正模型. 分析结果表明, 货币供应量的变化对经济增长 GDP 的作用力不大, 对消费和投资的影响力较小, 货币供应量的变化对信贷的变化影响较大; 从协整关系来看, 信贷与货币供应量几乎同比例变化, 两者的均衡误差也较大, 货币供给对利率的影响也有较明显的滞后.

关键词: 货币供给; Granger 因果检验; 协整检验; 误差修正模型

中图分类号: O 212.1; F 822

文献标识码 A

货币供给在特定的历史条件下对经济变量的作用方式是不同的, 作用效果也不一样<sup>[1]</sup>. 从建国开始的传统计划经济到 20 世纪 80 年代开始逐步推行市场经济, 以及进入 21 世纪后完全市场经济的确立, 我国的投融资体制也随之发生了深刻的变化. 至 1998 年, 中央银行取消贷款规模限制, 货币政策由政策干预为主向市场调节为主转变, 我国已基本上建立起以公开市场业务为日常性操作工具, 超额准备金为主、货币市场利率为辅的操作目标, 以及货币供应量为中介目标的货币调控机制. 因此, 对这时期货币供给对经济各方面影响的研究就显得尤为重要. 基于以上考虑, 本文运用 1978 年至 2003 年的年度统计数据, 对货币与各主要经济变量之间的因果关系进行 Granger 因果检验, 分析其协整关系, 建立误差修正模型. 本文数据大多来自《2003 年中国统计年鉴》和《2004 年中国统计年鉴摘要》, 部分数据来源中国人民银行( <http://www.pbc.gov.cn/diaochatongji/tongjishuju/> ) 的网统计数据. 此外, 除特别说明外, 本文数据均按照 1990 年不变价进行指数平减.

## 1 经济变量的理论分析与检验

### 1.1 3 个货币层次的理论分析

在我国, 一般把货币划分为 3 个层次, 即流通中的现金( $M_0$ ), 狭义货币( $M_1$ ) 和广义货币( $M_2$ ).  $M_0$  的 80% 左右为城乡居民持有, 其余为企、事业单位小额办公品支付费用. 作为日常生活支付货币, 它一般由公众根据收入和个人喜好来决定, 现阶段是商品零售市场上的主要支付手段, 很少涉及企业生产活动, 故对生产(收入) 的影响可能是有限的.  $M_1$  为  $M_0$  + 活期存款, 其中 70% 是企事业单位的支票存款. 在利率机制作用有限而实行信贷额度控制下, 货币当局能够通过信贷额度的调整对企业存贷款实行完全的控制. 同时, 支票存款是企业资金的主要部分, 它在很大程度上能影响企业的生产和购销行为.  $M_2$  为  $M_1$  + 其他各项存款, 其中各项存款约占 60%, 且居民(城乡) 的储蓄存款占 80% 左右, 是  $M_2$  中最大的一部分, 也是中国和西方发达国家的不同所在. 由于我国目前证券市场的不健全和不完善, 居民对持有其他形式的资产如股票、证券等的积极性不高, 储蓄存款的增加意味着对商品潜在购买力的增加, 是国民收入的主要体现. 下面运用 1978 年至 2003 年的年度统计数据, 具体分析各层次货币供给量与产出( $G$ )、信贷余额( $L$ )、利率水平( $R$ )、物价水平( $C$ ) 和固定资产投资( $I$ ) 之间的因果关系<sup>[2]</sup>.

收稿日期: 2006-03-30

作者简介: 蒋云飞(1979-), 男, 硕士研究生, 现任职于中国银行泉州分行(福建 泉州 362000), 主要从事宏观经济模型分析的研究; 通信作者: 程细玉(1964-), 男, 教授. E-mail: chenxiyulaoshi@126.com.

基金项目: 国务院侨务办公室资金资助项目(01QZR07).



的现金, 作为政策中介目标很难控制, 故调控  $M_1$  便是首选.

通过以上的分析与检验结果表明, 货币供给在短时期内并不能引起产出 GDP 的显著变化, 这说明我国的货币传导机制受到梗阻. 但货币供给的变化却是信贷水平及物价水平变化的原因之一, 这在间接上达到了调控投资与消费进而影响经济总量的目的.

## 2 模型的建立

### 2.1 单位根检验

为消除建立模型时可能出现的异方差, 所用数据均取对数, 表 2 是单位根检验结果. 表中, 检验准则为 ADF 值小于 5% 临界值, 则判断数据不存在单位根, 即数据平稳; 反之, 则认为数据是非平稳的. 检验结果表明, 在 5% 的检验水平下,  $M_1$ ,  $M_2$ ,  $L$ ,  $G$ ,  $C$  和  $I$  通过一阶单位根 ADF 检验,  $P$  在 10% 的检验水平下通过一阶单位根 ADF 检验 (Augmented Dickey-Fuller Test, ADF). 因此, 可以认为各变量在经过一阶差分后平稳.

表 2 单位根检验结果

Tab. 2 The result of augmented Dickey-Fuller test

| 变量         | 水平值检验结果     |                  |           | 一阶差分检验结果    |                  |           |
|------------|-------------|------------------|-----------|-------------|------------------|-----------|
|            | ADF 值       | 检验形式 $(C, T, L)$ | 5% 临界值    | ADF 值       | 检验形式 $(C, T, L)$ | 5% 临界值    |
| $\log M_1$ | - 0.665 781 | $(C, T, 1)$      | - 3.611 8 | - 3.899 102 | $(C, 0, 1)$      | - 2.996 9 |
| $\log M_2$ | - 0.850 151 | $(C, T, 1)$      | - 3.611 8 | - 4.037 636 | $(C, 0, 0)$      | - 2.990 7 |
| $\log G$   | - 0.628 143 | $(C, 0, 1)$      | - 2.990 7 | - 3.612 788 | $(C, 0, 1)$      | - 2.996 9 |
| $\log L$   | - 1.281 820 | $(C, T, 1)$      | - 3.611 8 | - 3.286 655 | $(C, 0, 0)$      | - 2.990 7 |
| $\log P$   | - 2.196 463 | $(C, T, 1)$      | - 3.611 8 | - 1.920 956 | $(C, T, 0)$      | - 1.956 6 |
| $\log C$   | - 1.041 070 | $(C, 0, 1)$      | - 2.990 7 | - 3.914 862 | $(C, 0, 1)$      | - 2.996 9 |
| $\log I$   | - 0.801 608 | $(C, 0, 1)$      | - 3.003 8 | - 3.095 326 | $(C, 0, 2)$      | - 3.019 9 |

### 2.2 双变量协整检验及误差修正模型

为检验两变量是否存在协整, 采用 Engle-Granger 两步检验法<sup>[5]</sup>, 它是验证两变量是否存在长期稳定的比例关系的重要依据. 本文首先分别验证  $M_1$  与信贷余额、居民消费水平及全社会固定资产投资之间的协整关系, 在此基础上建立误差修正模型 (ECM). Engle-Granger 两步法分两步, 首先对变量进行静态回归, 即协整回归. 然后检验回归的残差是否平稳, 若残差通过单位根检验, 即回归的残差 ( $e$ ) 是平稳的时间序列, 则判断两变量存在协整关系.

#### 2.2.1 信贷 $L$ 与 $M_1$ (1) 协整检验的回归结果为

$$\log L = 0.563\,553\,521(3.822\,667) + 1.012\,812\,496(63.420\,91) \times \log M_1.$$

(1)

在式 (1) 中, 括弧内数值为  $t$  检验值, 下同略. 则  $R^2 = 0.994\,609$ , 调整后,  $R^2 = 0.993\,821$ , 自相关检验 (Durbin-Watson Statistic, 简称 DW) 值为 0.840 155, 统计值  $F$  为 4 022.212, 残差  $e$  的 ADF 检验结果为 -2.285 917, 残差通过检验, 即  $M_1$  与信贷余额存在协整关系. (2) 对  $L$  与  $M_1$  建立 ECM, 其结果为

$$\Delta \log L_t = 0.860\,673\,824\,5 \times \Delta \log (M_1)_{t-1} - 0.502\,597\,294 \times e_{cm,t-1}, \quad t = 1, 2, \dots, n$$

(2)

式中,  $\Delta$  为一阶差分,  $e_{cm}$  为误差项, 表示长期的因果关系, 下同略. ECM 模型回归结果表明, 长期  $M_1$  增长 1%, 信贷余额增长约 1.01%; 短期  $M_1$  增幅提高 1%, 产出增长率提高 0.86%; 偏离系数为 -0.5. 我国货币供给对信贷的直接影响比较明显, 且当增长偏离均衡水平时, 通过调整货币供给使信贷重新回到均衡状态的作用也较大, 调整货币供给量在短时期内即可对银行信贷规模造成正向影响.

#### 2.2.2 居民消费水平 ( $C$ ) 与 $M_1$ (1) 协整检验的回归结果

$$\log C_t = 5.186\,338\,222(5.186\,338) + 0.441\,697\,121(0.441\,697) \times \log M_1.$$

(3)

则  $R^2 = 0.995\,179$ , 调整后的  $R^2 = 0.994\,978$ , DW 值为 0.829 324 9,  $F = 4\,953.84$ , 其残差  $e$  的 ADF 检验结果为 -2.120 655, 残差通过检验, 即居民消费水平与  $M_1$  存在协整关系. (2) ECM 模型结果为

$$\Delta \log C_t = 0.062\,829\,288\,36 + 0.101\,930\,032\,8 \times \Delta \log (M_1)_{t-1} - 0.302\,765\,990\,6 \times e_{cm,t-1}, \quad t = 1, 2, \dots, n.$$

(4)

长期来看,  $M_1$  增长 1%, 居民消费水平增长约 0.44%; 短期  $M_1$  增量提高 1%, 居民消费水平增量提高

0.1%, 偏离系数为- 0.3. 由此可知, 货币供给量对居民消费水平的影响并不显著, 且当消费水平偏离与  $M_1$  的均衡状态时, 再重新回到均衡状态需很长时间.

2.2.2 全社会固定资产投资  $I$  与  $M_1$  (1) 协整检验的回归结果为

$$\log I_t = 2.867\,545\,121(15.188\,85) + 0.638\,837\,330\,8(31.828\,40) \times \log M_1. \tag{5}$$

则  $R^2 = 0.978\,745$ , 调整后的  $R^2 = 0.977\,779$ , DW 值为 0.5424 41,  $F = 1\,013.047$ , 残差  $e$  的 ADF 检验结果为 - 2.932 526 ( $< - 1.955\,9$ ). 故残差通过检验, 即全社会固定资产投资与  $M_1$  存在协整关系. (2) ECM 模型的结果为

$$\Delta \log I_t = 0.664\,698\,943\,1 \times \Delta \log (M_1)_t - 0.277\,099\,936 \times e_{cm,t-1}, \quad t = 1, 2, \dots, n \tag{6}$$

长期来看,  $M_1$  增长 1%, 全社会固定资产投资增长约 0.64%; 短期  $M_1$  增幅提高 1%, 全社会固定资产投资增量提高 0.66%, 偏离系数为 - 0.27. 可见, 通过调整货币供给来影响投资效果并不明显, 而且当投资偏离均衡水平时调整货币供给使其回到均衡状态的时滞也较长.

3 结束语

通过以上的分析与实证检验, 我们可以得出以下 3 点结论. (1) 货币供应量的变化对经济增长 GDP 的作用力不大, 对消费和投资的影响力较小, 货币中性是成立的. 由于目前我国基准利率保持不变, 货币传导机制受阻, 因此短期内通过扩大货币供应量促使产出增加不可能达到预期的效果. 长期来看, 它们之间存在较稳定的均衡关系. (2) 货币供应量的变化对信贷的变化影响较大. 从它们之间的协整关系来看, 信贷与货币供应量几乎同比例变化, 两者的均衡误差也较大, 货币供给对利率的影响也有较明显的滞后. (3) 货币供应量的变化明显是物价变化的 Granger 因, 但 VECM 模型表明货币供应量的变化对物价的调整力并不很强, 而经济增长对物价的影响力相比较而言却很大.

参考文献:

[1] 王晓芳, 黎紫丹. 1979~ 2003 中国货币正价值实证研究[J]. 数量经济与技术经济研究, 2004, (9): 5- 15.  
[2] 孙明华. 我国货币政策传导机制的实证分析[J]. 财经研究, 2004, 3(3): 19- 30.  
[3] 王明舰. 中国通货膨胀问题分析: 经济计量方法与应用[M]. 北京: 北京大学出版社, 2001: 100- 120  
[4] 谢平, 焦瑾璞. 中国货币政策争论[M]//刘斌. 我国货币供应量与产出, 物价间相互关系的实证研究. 北京: 中国金融出版社, 2002: 117- 118.  
[5] 谢平, 焦瑾璞. 中国货币政策争论[M]//夏斌, 廖强. 货币供应量已不宜作为当前我国的货币政策中介目标. 北京: 中国金融出版社, 2002: 61- 62.

A Dynamic Econometrical Analysis on the Relationship  
between Money Supply and Macroeconomics

JIANG Yun-fei, CHENG Xi-yu

(College of Commerce, Huaqiao University, Quanzhou 362021, China)

**Abstract:** Wielding the annual statistics data from 1978 to 2003, we carry out the testing for Granger causality between cash, narrow money and broad money with every main economy variable. According to this, we analyse the cointegration relationship between corresponding currency supplies with main economy variable, and build error correction model. The results indicate that the currency supply level change has a little effect to economic growth GDP, and has a less influence to consumption and investment, a high influence to credit; judging from cointegration relation, credit and currency supply level change nearly with proportion, and have a big balance error also. The effect that currency supplies to interest rate also has more obvious lagging.

**Keywords:** money supply; Granger test of causality; cointegration regression; vector error correction model

(责任编辑: 黄仲一)