

我国货币供应与经济增长关系的实证研究

黄 钢¹, 钟芳根²

(1. 江西师范大学 财政金融学院 江西 南昌 330022; 2. 兴国县江背镇人民政府 江西 兴国 342408)

摘要: 文章对货币供应与经济增长关系的理论和文献进行了回顾。在我国 1978 - 2010 年的 GDP 和 M2 年度序列数据的基础上,通过对数据进行平稳性检验、协整检验和格兰杰因果检验,并建立误差修正模型。文章结论:经济增长率和货币供给增长率是平稳的;lnM2 与 lnGDP 之间存在长期均衡的关系;货币供给变动是经济变动的格兰杰原因,反之则不成立。这表明,在我国,货币是非中性的。

关键词: 货币供应; 经济增长; 格兰杰因果检验; 误差修正模型

中图分类号: F822.0 **文献标识码:** A **文章编号:** 2095 - 0098(2013) 02 - 0036 - 07

一、引言

货币与产出关系研究历来是经济学者们最热衷的课题之一。这方面的研究文献多之又多,不可胜数。在进入实证研究之前,我们不妨观察观察中国 1978 年以来的货币供应与经济增长情况,或许可以看出两者微妙关系的一些端倪。从 1978 年到 2010 年的 33 年间,我国的名义国内生产总值(GDP)从 3645 亿元飙升至 401513 亿元,年均增长率 15.8%;广义货币存量(M2)从 1159 亿元增加到 725852 亿元,年均增幅 22.3%。如果把 GDP 和 M2 画在同一张表上,我们可以发现,这两者走势基本一致,货币存量增幅较快时,经济增长速度也较快,反之亦然;货币存量增速波动幅度较大时,经济增速的波动幅度也较大,反之亦然。我们还可以发现另一个现象:经济增速的波峰和波谷都比货币存量增速的波峰和波谷后一段时间到来,滞后时间大概在 2 - 3 年。通过观察,我们发现,货币供应与经济增长有高度的和稳定的相关性。这一点也得到了学者的支持。但对货币存量和产出数据进行简单观察只能发现其二者的相关性,未能观察出其内在关系。比如,是货币存量的扩张导致经济扩张,还是经济扩张导致货币存量扩张,这有赖于计量研究。

货币供应变动不是影响经济变动的唯一因素,但货币供应变动会带来社会总需求,社会总需求的变动又会对产出产生冲击效应(Impart effect),这种冲击效应在短期内是十分明显的。如,上世纪 90 年代中期货币当局为应对严重的通胀收紧银根,实行紧缩性的货币政策。我国货币存量年均增速由 1991 - 1995 年的 33.0% 下降至 1995 - 1998 年的 19.8%,这导致经济增速从 13.0% 下跌至 9.0%。货币供应的剧烈波动导致经济剧烈波动,这会给经济主体带来不确定性,给政府制定经济政策带来压力。因此,正确全面地认识和研究货币供应和经济增长之间的关系,对于加强宏观调控,制定合理的货币政策以实现经济平稳健康发展有积极作用。

文章的结构安排如下:第 2 节,对货币供应与经济增长做相关理论和文献的梳理和回顾;第 3 节,对时间序列数据做实证分析,包括平稳性检验、协整检验和格兰杰检验,并建立误差修正模型;第 4 节,对研究结果进行小结。

收稿日期:2013 - 01 - 10

作者简介:黄 钢(1958 -),男,江西人,副教授,研究方向为经济计量理论与应用;

钟芳根(1988 -),男,江西人,研究方向为宏观经济。

二、理论和文献回顾

西方经济学界对货币与经济增长关系研究可以追溯到威廉·配第(wiliam petty),他提出过“货币脂肪论”。该理论认为,货币不过是经济的脂肪,如其过多,就会使经济不灵活,如果过少,会使经济发生问题。

在古典经济学时代,产生过一种有名的货币观,即“货币面纱论”(money veil theory)。该理论的最早的倡导者有萨伊(J. B. Say)、约翰·斯图亚特·穆勒(John. Stuart. Mill)等人。“面纱论”认为,货币与商品的交换实质上是商品与商品的交换,货币不过是一种便利交换的手段,对经济不会发生任何实质性的影响,货币就像罩在实物经济上的一层面纱。货币供应的变动“除了对价格产生影响外,并不会引起诸如储蓄、投资、经济增长等实际经济部门的变动”。这种观点实质就是货币中性论,认为货币供应对经济增长无影响。古典经济学家们的观点应该是货币长期中性论,因为休谟已经认识到“在货币增加与物价上涨的中间阶段,货币的增加可以刺激工业”。他认为,当经济对新的货币进行调整时,其中间有个转换期,在这种调整期内,对真实变量来说,可能会有多种情况。

新古典学派基于新古典经济学的两大假设:理性预期和市场出清,也认可货币中性论。由于人们的预期是合乎理性的,它们就会考虑到过去的失误,并在必要的时候修改预期,以便在今后的决策中成功地消除那些引起预期失误的规律;而由于市场是可以出清的,产品市场和劳务市场都不会存在超额供给。当市场超额供给时,价格会下降,直到供求平衡为止。这样,政府的经济政策(包括货币政策),不管是被人们所预期到的,还是没有被预期到都不会对实际经济产生影响。

凯恩斯在《就业利息和货币通论》一书中对萨伊定律(Say's Law)进行了猛烈批评。在他看来,货币的作用是巨大的,货币是非中性的。他认为,价格和工资缺乏弹性,经济不存在自动矫正机制,经济就可能出现非充分就业下的均衡,这种均衡低于充分就业下的潜在产出均衡水平。因此,只有存在未被充分资源的资源,那么总需求的扩张就会使产出增加,影响总需求的货币政策和财政政策就是有效的。^[1]凯恩斯的追随者们(新古典综合学派),如托宾(James Tobbin)指出“现在几乎没有一个人,当然也没有一个新经济学的实践者或支持者,会认为货币无关紧要,货币政策与名义国民生产总值无关”。凯恩斯的货币政策有效性学说为后来各国政府干预市场提供了理论支持。

现代货币主义代表人物弗里德曼认为,对实际货币的需求是恒久性收入的函数,相对比较稳定。外生的货币供应增加,会形成超过实际的货币购买力,而一旦过多的货币追逐过少的商品,最终只会导致物价上涨,所以从长期来看,货币是中性的。但弗里德曼并不否认短期内货币对经济增长产生的影响。他认为,在短期内,如5-10年,货币变动会主要影响产出;另一方面,在几十年间,货币增长率则主要影响价格。弗里德曼和施瓦茨(Friedman and Schwartz, 1963)在合著《美国货币史, 1867-1960》中,通过对美国1867-1960年的数据研究,发现在周期内,货币存量的周期变动与实际国民收入或商业活动的周期变动存在密切关系。^[2]总的说来,弗里德曼坚持短期货币非中性,长期货币中性。

在实证研究方面,McCandless与Weber(1995)对长期货币中性进行了实证研究。^[3]他们运用了110个国家的时间跨度为30年的经济数据,得到的研究成果是,货币增长率与实际产出没有相关关系,但来自经合组织(OECD)国家的样本数据却发现二者呈正相关性。

在中国,黄先开、邓述慧(2000)以1980-1997年的季度序列数据为基础,采用两段OLS方法分析货币供应对经济增长的影响,得到的结论是,货币供给的经济增长会产生影响,即货币非中性。^[4]但陆军、舒元(2002)采用格兰杰检验以及Fisher与Seater的长期导数的检验方法,对1978-2000年的年度序列数据进行分析,结论却是,货币长期中性。^[5]孟祥兰、雷茜(2011)以1984-2007年的年度序列数据为基础,通过建立协整和向量误差修正模型VEC,从长期和短期两方面进行研究,结论是,货币供应量是影响GDP增长的主要因素。^[6]早前的刘霖、靳云汇(2005)对1978-2003年度序列数据进行实证研究,也认同了上述观点。^[7]战明华、李生校(2005)在1995-2003年的季度序列数据的基础上,通过对不同的模型的分析结果进行比较,发现,货币M2对产出变化具有实质性影响,而且这种影响具有持久性;M1对产出不具实质性影响;M0也不对产出具有实质性影响,不过这种影响不具有持久性。战明华等认为,M2与产出之间存在特殊关系,因为货

币 M2 中包含的城乡储蓄存款不仅可以影响社会总需求,而且可以通过投资影响社会总供给。^[8]刘金全、刘志强(2002)以 1992 年 1 季度至 2000 年 3 季度的实际 GDP、狭义货币、广义货币、名义利率和价格指数等五种系列数据为基础,对这个货币-产出之间的因果关系和影响关系的一些典型化事件进行了理论分析和实证经验。他们的研究发现是,中国货币政策是非中性的。^[9]

由此可见,在理论研究上,西方经济学者们对货币供给是否影响产出并没有取得完全一致的意见。但学者们普遍认同货币供给在短期内对产出有实质影响,而在长期内货币是否影响经济增长,分歧依然很大。在国内的研究文献方面,不同的学者运用不同的分析方法,对数据进行处理,得到的结论也并不太一致。可见,货币供给与经济增长关系依然有其神秘性,尤其体现在长期内。无论从理论上还是实证上,均难以取得一致意见。

三、实证分析

(一) 数据的选取与说明

本文研究的是货币供应与经济增长的相关关系,并对我国的数据进行实证。因此,必须选用能够代表货币供应和经济增长的统计指标来研究其二者关系。

本文数据的选取区间是 1978-2010 年。选用国内生产总值(GDP)代表经济增长指标,选用广义货币存量(M2)代表货币供应指标。数据的来源是《2010 年统计年鉴》和国家统计局网站。

由于公布的 GDP 和 M2 数据都是名义值,为取得真实值,须对数据进行如下处理:(1)历年 GDP 以 1978 年不变价计量。各年 GDP 扣除当年 GDP 平减指数(GDPDeflator)即可得到真实 GDP;(2)M2 保持 1978 年购买力不变。处理方法是当年年底 M2 扣除当年 GDP 平减指数。这里要说明的是,本文为什么选用 GDP 平减指数作为扣除指标呢?在 CPI、PPI、RPI 和 GDP 平减指数这些指标中,唯有 GDP 平减指数最能代表物价和货币购买力变动情况。而前三者均有不足之处,因为它们只能反映部分领域的物价变动情况。如 CPI 指数只能反映居民消费品领域的物价变动情况。而 GDP 平减指数则可以反映全社会所有产品的物价变动情况,包括消费品、资本品以及进口商品的价格变动情况。(3)货币不仅仅用于消费品或者资本品的购买,而是用于社会中所有商品的购买。因此,GDP 平减指数对物价变动和购买力变动的反映更具有广泛性和代表性。

本文的实际国内生产总值和实际广义货币存量分别用 GDP 和 M2 代表。为了使模型的设定更合理并消除异方差问题,两个指标均取自然对数,用 $\ln GDP$ 和 $\ln M2$ 分别加以表示。这样,其一阶差分就分别代表经济增长率和广义货币存量增长率,用 $\Delta \ln GDP$ 和 $\Delta \ln M2$ 分别加以表示。

(二) 统计性描述

统计性描述的优点在于可以直观地看出变量的变化趋势和它们之间的相关关系。不过这也有一个问题:两个变量之间呈现的关系可能仅仅是由于一些毫不相干的因素作用而呈现出某种趋势。为此,我们用 Eviews4.0 软件对数据进行了处理。

通过计算 $\ln GDP$ 和 $\ln M2$ 之间的相关系数,得到结论是 $\ln GDP$ 和 $\ln M2$ 的相关系数 0.992。它非常接近于 1,说明两者之间存在很强的相关关系,两者间可能存在某种内在的经济联系。

图 1 为 GDP 和 M2 增长趋势图。图中显示,1978-1994 年,我国的 GDP 大于 M2;1995 年以后,M2 大于 GDP,并且 M2 增长速度大于 GDP 增长速度,到 2010 年 M2 与 GDP 之比约为 1.8:1。实际 GDP 年均复合增长率为 10%,实际 M2 年均复合增长率为 16.1%。

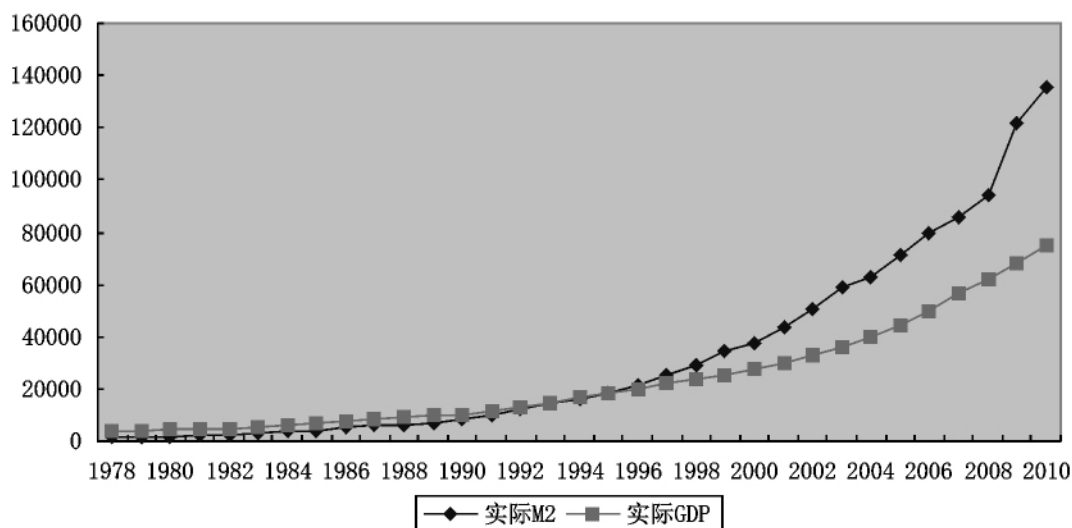
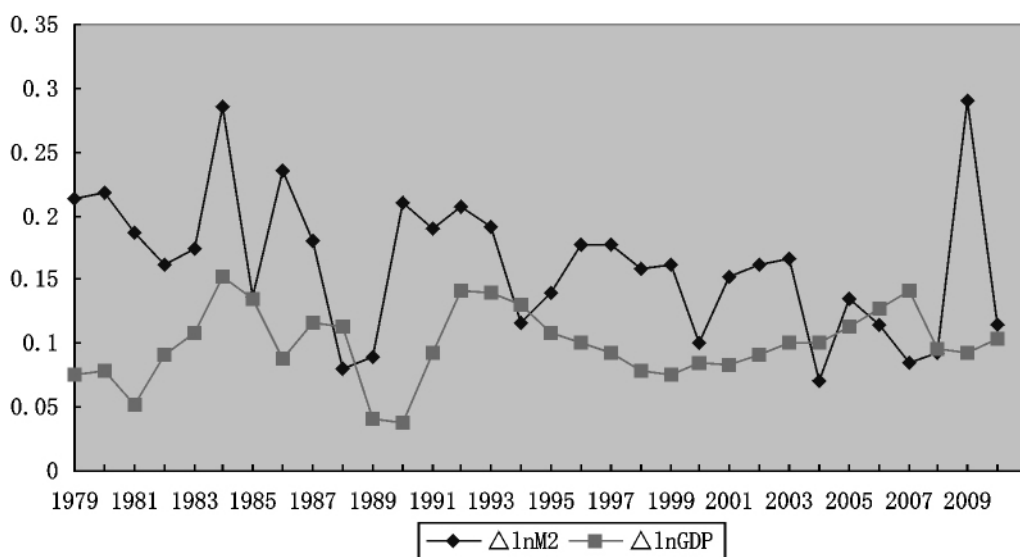


图1 GDP和M2增长趋势(单位: 亿)

图2为 $\Delta \ln GDP$ 和 $\Delta \ln M2$ 增长趋势图。从图中我们可以直白地观察到,两者增长趋势确实很一致。但 $\ln M2$ 的波动幅度远远大于 $\ln GDP$ 的波动幅度;1990年代中期以前,两者的波动比90年代中期以后更为剧烈。后者现象出现的原因可能是,1995年之前,央行的独立性较弱,货币政策经常受到政府的干预,而1995年《中国人民银行法》颁布后,央行的独立性加强,货币政策受行政当局的干预程度有所减弱。

图2 $\Delta \ln GDP$ 和 $\Delta \ln M2$ 增长趋势

(三) 平稳性检验

对变量的平稳性进行检验。由于用非平稳性的经济变量建立起来的回归模型会带来虚假回归的问题,所以必须对经济变量进行平稳性检验。所谓平稳性,是指时间序列的统计规模不会随着时间变化而变化。

平稳性检验常用的方法有迪基-富勒(Dickey-Fuller, 1979)提出的DF、ADF检验和皮荣(Perron, 1989)提出的单位根检验。

我们对1978-2010年的 $\ln GDP$ 和 $\ln M2$ 做单位根检验。检验结果显示(检验结果数据从略) $\ln GDP$ 和 $\ln M2$ 的水平值均未通过单位根检验,说明这些数据是非平稳的。

对 $\ln GDP$ 和 $\ln M2$ 的一阶差分进行单位根检验,发现 $\ln GDP$ 的一阶差分在5%的显著水平下拒绝了存在单位根的假设; $\ln M2$ 的一阶差分在1%的显著水平下拒绝了存在单位根的假设。因此,可以判定, $\Delta \ln GDP$ 和 $\Delta \ln M2$ 在5%的显著水平下都通过了单位根检验。所以说,在5%的显著水平下, $\ln GDP$ 和 $\ln M2$ 都是I

(1) 形平稳系列。

单位根检验结果表明, $\ln GDP$ 和 $\ln M2$ 本身是不平稳的, 而它们的一阶差分 $\Delta \ln GDP$ 和 $\Delta \ln M2$ 是平稳的, 不存在单位根。其经济意义是, 经济的增长率和货币供应量的增长率是平稳的。

(四) 协整检验

协整检验是为了检验变量间是否存在长期均衡关系。均衡是指一种状态。当一个经济系统达到均衡状态时, 将不存在破坏均衡的内在机制。即使系统受到干扰后会偏离均衡点, 内在机制将努力使系统重新回到均衡状态。从这个意义上讲, 均衡也是一个动态过程。

本文采用 Engle - Granger 两步法, 对 $\ln M2$ 和 $\ln GDP$ 之间的协整关系进行检验。

首先, 建立回归方程: $\ln GDP_t = C + \beta * \ln M2_t + U_t$, 估计后得到的回归方程是:

$$\ln GDP_t = 3.485 + 0.645 * \ln M2_t + \hat{u}_t$$

$$T = (38.6) (69.3)$$

$$R-squared = 0.993586, DW = 0.29, T = 33 (1978 \sim 2010)。$$

其次, 我们对上式残差 \hat{u}_t 进行单位根检验。回归方程估计结果可得:

$\hat{u}_t = \ln GDP_t - 3.48532517 - 0.6450798287 * \ln M2_t$, 对 \hat{u}_t 进行单位根检验, 不含常数项和趋势项, 由 SIC 准则确定滞后阶数, 其结果如下表所示:

表1 方程的协整关系检验

| ADF 统计量 | 显著水平 | 检验临界值 |
|------------------|------|---------|
| t 统计量: -2.126050 | 1% | -2.6538 |
| | 5% | -1.9517 |
| | 10% | -1.6213 |

检验结果显示, \hat{u}_t 序列在 5% 的显著水平下拒绝原假设。这意味着, $\ln GDP$ 和 $\ln M2$ 之间存在长期均衡关系。

(五) 格兰杰因果检验

协整经验的结果告诉我们, $\ln GDP$ 和 $\ln M2$ 两变量之间有长期的均衡关系, 但是否构成因果关系, 则还需进一步检验。本文采用 Granger 来检验这二者间的因果关系。Granger 检验首先由格兰杰 (Granger, 1969) 提出, 尔后, 西姆斯 (Sims, 1972) 也提出因果性定义。这两个定义是一致的。

如果变量 X 有助于预测 Y, 即 Y 的过去值对 X 进行回归时, 如果再加上 X 的过去值, 能够显著地增强回归的解释能力, 则称 X 是 Y 的格兰杰原因。因为格兰杰因果关系只对平稳变量有效, 而上文的平稳性检验结果表明, $\ln GDP$ 和 $\ln M2$ 在 I(1) 上是平稳的。这就为格兰杰因果检验奠定了基础。

格兰杰因果检验结果如下:

表2 $\ln GDP$ 与 $\ln M2$ 因果关系经验结果

| 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 |
| $\ln M2 \rightarrow \ln GDP$ | 0.09130 | 拒绝 | 0.02218 | 拒绝 | 0.15887 | 接受 |
| $\ln GDP \rightarrow \ln M2$ | 0.26736 | 接受 | 0.27876 | 接受 | 0.79408 | 接受 |

说明: 原假设中的符号“ \rightarrow ”表示前面变量不是后面变量的格兰杰原因; 一般而言, 格兰杰原因检验对滞后阶很敏感, 因此, 虽然 Davidson 和 Mackinnon (1993) 主张尽可能用多的滞后阶, 但由于我们的样本所限, 所以, 只用滞后 3 阶。

根据估计模型得到的 AIC 信息准则, 我们选择滞后 2 期的模型结果。结果如表 2 所示, $\ln M2$ 不是 $\ln GDP$ 格兰杰原因的的概率为 0.02218, 在 5% 的显著水平下拒绝原假设; $\ln GDP$ 不是 $\ln M2$ 的格兰杰原因的的概率是 0.28836, 在 5% 显著水平下接受原假设。以上结果表明, 货币供应量 M2 的变化是 GDP 变化的格兰杰原因, 而 GDP 变化不是货币供应量 M2 变化的格兰杰原因。格兰杰检验结果还显示: $\ln M2$ 是 $\ln GDP$ 的格兰杰原因的的概率为 97.8%。这说明, 货币供应量是影响经济增长变化的重要原因, 揭示了货币在中国经济增

以 1995 年为界,之前的经济增长率和货币供给增长率的波动幅度要比之后的剧烈得多。这个现象要说明的是货币当局独立性的强弱对我国经济增长有重大影响。

参考文献:

- [1]凯恩斯. 就业利息和货币通论 [M]. 北京: 商务印书馆, 1984.
- [2]米尔顿·弗里德曼, 安娜·雅各布森·施瓦茨. 美国货币史, 1867 - 1960 [M]. 巴曙松等译. 北京: 北京大学出版社, 2009: 289.
- [3]George T. McCandless Jr. and Warren E. Weber. Some Monetary Facts [J]. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Reviews. Vol. 19, No. 3, Summer 1995: 2 - 11.
- [4]黄先开, 邓述慧. 货币政策中性与非对称性的实证研究 [J]. 管理科学学报, 2000(6): 34 - 41.
- [5]陆军, 舒元. 长期货币非中性: 理论及其中国的实证 [J]. 金融研究, 2002(6): 32 - 40.
- [6]孟祥兰, 雷茜. 我国货币供应与经济增长及物价水平关系研究 [J]. 统计研究, 2011(3): 43 - 50.
- [7]刘霖, 靳云汇. 货币供应、通货膨胀与中国经济增长 [J]. 统计研究, 2005(3): 14 - 19.
- [8]战明华, 李生校. 货币与产出关系研究: 不同模型的分析结果及其比较 [J]. 世界经济, 2005(8): 40 - 50.
- [9]刘金全, 刘志强. 中国货币政策非中性——货币 - 产出的因果关系和影响关系检验 [J]. 吉林大学社会科学学报, 2002(4): 5 - 10.
- [10]李建浚. 货币供应与经济增长关系的实证分析及政策思考 [J]. 经济师, 2004(5): 82 - 83.

An Empirical Study of the Relationship between Money Supply and Economic Growth about China

HUANG Gang¹, ZHONG Fanggen²

(1. Financial College, Jiangxi Normal University, Nanchang, Jiangxi 330022;

2. The people's Government of Jiangbei Town, Xingguo, Jingxi 342408, China)

Abstract: This article reviews the theories and literatures on the relationship of monetary supply and economic growth. Basing on China's annual sequence datum of GDP and M2 from 1978 to 2010, the author makes stationary test, co-integration test and Granger causality test, and builds the Error Correction Model(ECM). Then the author finds that growth rate of economy and monetary supply is stable; the long-run equilibrium relationship exists between $\ln M2$ and $\ln GDP$; changes in the monetary supply is the Granger cause of the economic changes, and the contrary is not true. These suggest that money is not neutral in our country.

Key words: monetary supply; economic growth; Granger causality test; error correction model(ECM)

(责任编辑: 张秋虹)