

货币结构和经济增长:基于 1952—2005 年的研究

杜苗苗¹，赵会玉²

(1.西安交通大学 经济与金融学院，西安，710061; 2. 西安交通大学 经济与金融学院，西安，710061)

内容摘要：金融发展理论的蓬勃兴起引起了发展中国家理论界的广泛关注，其中，金融结构、经济结构的关系始终是考察的核心，其原因与发展中国家不完善的市场经济抑或是转轨的未竟紧密关联，近年来时间序列等新方法的应用为研究金融发展理论开创了新的局面。本文通过对较长区间的实证分析考察了货币结构和经济增长的关系，发现货币结构层次与经济增长的较强的因果关系，并且验证了稳健的货币政策对中国经济可持续增长具有很大作用。

关键词：货币结构；经济增长；实证分析

一、导言

金融结构和经济增长的关系是近来经济学家关注的热点，也是金融发展理论在当今发展的新阶段，研究者发现，早期金融发展理论的研究如格利和肖（Gurley and Shaw, 1955）、戈德史密斯（Goldsmith, 1969）以及麦金农（McKinnon, 1973）揭示了金融体系在经济增长中的正向作用，但是，对于一国选择什么样的金融体系以及金融结构的内生决定方面研究不足，不仅如此，早期金融发展理论是研究发展中国家金融抑制的现象的理论，是发展中国家的金融中介理论（周业安，2005，pp10—11）。金融结构理论在经济学家研究视野中出现是始于对融资方式的讨论，集中表现在究竟是以银行为主的金融结构还是以金融市场为主的金融结构更有利于经济的增长。这也从促使金融发展理论走出发展中国家的研究局限，发达国家的金融结构也被考虑进来。关于金融结构的定义，国内学者做了很好的界定，当然也有分歧。广义的金融结构指“金融体系中各种不同类型的融资方式、金融中介、金融工具的相对比例”（林毅夫，章奇，刘明兴，2003）。王广谦（2002）把中国金融结构分为三个层次：为货币性金融资产、证券类金融资产和保障类金融资产占金融资产总值的比率；上述三类金融资产的内部比率；第二层次上的更加细化的分类。

20 世纪 90 年代金融发展理论的进展，谈儒勇（2000）做了很好的综述。国内对金融发展理论的关注突出表现在分析麦金农所界定的“中国之谜”^①。普遍接受的分析是质疑麦金农的指标并加以修正来刻画中国金融发展的大体状况。不可否认中国经济的高速发展是政府主导的投资拉动型的增长，一个随之而来的问题是，从长期的视角来看，金融发展特别是货币政策对于产出的影响是什么？现状的金融结构能否继续支撑中国经济的长期增长？货币供应的增加能否导致产出的增加等。本文关注金融结构中的货币结构对经济增长的影响作用，原因在于中国金融结构中货币性金融资产仍然是主体，不仅如此，始于 2001 年的股票市场低靡仍未结束，因此，从货币结构之于经济增长的关系出发进行研究具有理论和实际意义。经济学家关注货币结构问题，往往是侧重研究货币结构之于货币政策的传导进而分析货币政策效力。较为普遍的

^① 即金融发展首先表现为货币化程度提高，表现为货币化程度(M2/GDP)的比率)的上升，经济发展随着经济货币化程度上升而不断获得发展，但货币化程度上升到一定程度将会停止。中国改革开放以来M2/GDP值不断上升，在 1993—1999 年，中国的货币化程度从 103%持续上升到 144.13%，这一货币化水平不仅与其他国家的经济发展的实践相比明显偏高，例如，1992 年美国为 59%，英国为 104%，日本为 114%，德国为 70%，印尼为 46%，韩国为 44%等，截至 2005 年第一季度M2 为 26.924 万亿元，而 2005 年第一季度的GDP值为 16.783 亿元。

观点认为，经济和金融结构对货币传导机制具有决定作用。货币传导机制的内容是指货币政策当局采取一定的货币政策操作，作用于经济金融变量从而影响产出等的变化，一般来说遵循“货币政策工具到操作目标再到中介目标政策目标的过程”。关于传导机制的不同分类，经济学界已经做了很好的讨论，这里不再赘述。

二、文章实证方法

本文首先把货币结构和 GDP 时间序列剔除价格因素，接着利用 OLS 法分别对时间趋势进行回归，由回归产生的残差序列即为循环波动因素与随机因素的混合物，随后利用游程检验法识别出循环波动因素的存在，忽略随机因素，文章认为残差序列就近似是循环波动因素的时间序列。

在识别出货币结构与 GDP 的循环波动因素之后，文章考察两者之间的因果关系，采用的方法是 Grange (1969) 和 Sims (1972) 提出的因果关系检验。其核心思想是如果“x 影响 y”，x 是 y 的 Grange 原因，那么 x 的变化必先于 y 的变化，在判断“x 影响 y”时，必须有两个条件：第一，能够根据 x 预测 y，也就是说，根据 y 的过去值对 y 进行回归时，如果加上 x 的过去值这个自变量能显著增加回归的解释力；第二，不能根据 y 预测 x，因为如果能够根据 x 预测 y，又能根据 y 预测 x，很可能 x 和 y 都是由第三个或更多的其他变量决定的。可以用下面步骤检验 x 是否影响 y。

(一) 检验零假设“x 不影响 y”

要检验“x 不影响 y”(x 是 y 的非 Grange 原因)，首先根据 x 和 y 的滞后值对 y 进行回归(无限制回归)，然后用 y 的滞后值对 y 进行回归(有限制回归)：

无限制回归：

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_j x_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

有限制回归：

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_i y_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

用 F 检验来判断 x 是否显著增强了第一个回归的解释能力，即检验 $\beta_1, \dots, \beta_m$ 是否同时显著为零。如果 F 检验表明， $\beta_1, \dots, \beta_m$ 确实同时显著不为零，则我们拒绝假设：“x 不影响 y”。

(二) 检验假设“y 不影响 x”

只要交换 x、y 的显著位置，并检验无限制回归中 y 的滞后项系数是否显著不为零。如果 F 检验表明，y 滞后项系数确实同时显著为零，则接受假设：“y 不影响 x”。综上检验结果，则有结论：x 是 y 的 Grange 原因。

上述因果关系检验要求变量是平稳的，否则可能会出现伪回归(Spurious regression)，从而相关结论是错误的。不过，Granger (1988)指出：如果一对时间序列是协整(Co-integration)的，那么至少存在一个方向上的 Granger 原因，在任何非协整情况下，任何原因推断将是无效的。Sims, Stock 和 Watson(1990)指出：对传统的 Granger 原因检验的检验分布是非标准的，如果考虑协整性，将会有渐近标准分布，进一步的，可以利用变量的协整关系，建立误差修正模型(Error correction model)，通过检验误差修正模型系数的联合显著性，从而确定变量间的 Granger 因果关系。

为了简单起见，考虑一个一阶的自回归分布滞后(Autoregressive, distributed lag, ADL)模型：

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_1 x_t + \beta_2 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

进行参数重组 (Reparameterization)，把 (3) 中的 y_t 、 x_t 分别用 $y_{t-1} + \Delta y_t$ 、 $x_{t-1} + \Delta x_t$ 代替，

并令 $\gamma = 1 - \alpha_1$ ， $E_{t-1} = y_{t-1} - \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1} - \frac{\beta_1 + \beta_2}{1 - \alpha_1} x_{t-1}$ ，则有：

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t - \gamma E_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

如果 y_t 与 x_t 是协整的，则 E_{t-1} 是平稳的，(4) 式即是误差修正模型。零假设 “x 是 y 的非 Granger 原因”，即 $H_0: \beta_1 = \gamma = 0$ 。如果这些参数中有一个或两个不为零，可以拒绝零假设，这可使用标准的 F 检验。利用 AIC 或 SC 信息准则可确定最优滞后长度，则 (4) 式可写成：

$$\Delta y_t = \sum_{i=0}^m \beta_{1i} \Delta x_{t-i} - \gamma E_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

以 Δx_t 为因变量， Δy_t 和 E_{t-1} 为自变量，建立另外一个误差修正模型，进行 F 检验外一个误差修正模型，进行 F 检验，以检验零假设 “y 是 x 的非 Granger 原因”。

Granger 原因可通过误差修正项的显著性和一阶差分的滞后项的系数的显著性来揭示。一个捕捉了长期效果，一个描述短期原因影响。

(三) 变量和数据的选择

变量的选取上，本文采用传统的货币分类方法，M0 定义为年末流通中现金量，M1 等于 M0 加企事业单位活期存款，M2 等于居民的活期存款加上定期存款。文章对三个变量对经济增长的考察而不是单纯地考察 M2 与经济增长的关系。这样可以更全面地对从供给和需求角度来反映货币供应对经济增长的关系。

关于样本的数据取得，M0、M1、M2（1952-1992 年）的数据来自于易纲（1996）表 4.2，1992—2004 年的数据来自《中国统计年鉴》（2004），2005 年的数据来自中国人民银行网站。GDP1952—1998 年的数值来自《新中国五十年统计资料汇编》（1999），其后的数据来自《中国统计年鉴》（2004），2005 年的数据选自国家统计局的统计公告。

三、实证分析结果

(一) 趋势和平稳性分析

关于 M0、M1、M2 和 GDP 长期的增长序列关系，我们可以从图 1 得到一个大致的了解。图 1 显示，从建国以后一直到改革开放，这四个变量的增长始终是平缓的，即使在 20 世纪 80 年代，各个变量之间的增长体现数值较小的变化，20 世纪 90 年代这些变量发生了较大的变化，增长迅速并且拉开了差距。增长最为迅速的是 M1，依次是 M2、GDP、M0。出现这一现象的原因，正是 “中国之谜” 的核心。较为可信的解释是在金融垄断的前提下，政府控制金融来实现货币化收益（张杰，1998）。从整体上来说，货币资产的增加表现为存款的增加，然而存差的持续增加不再是银行炫耀的资本，反而成为负担，因为伴随中国的市场化，存款对收益产生要求，

而收益正是国有商业银行所不及的，并且国有银行一直在为如何运用资金而困扰。

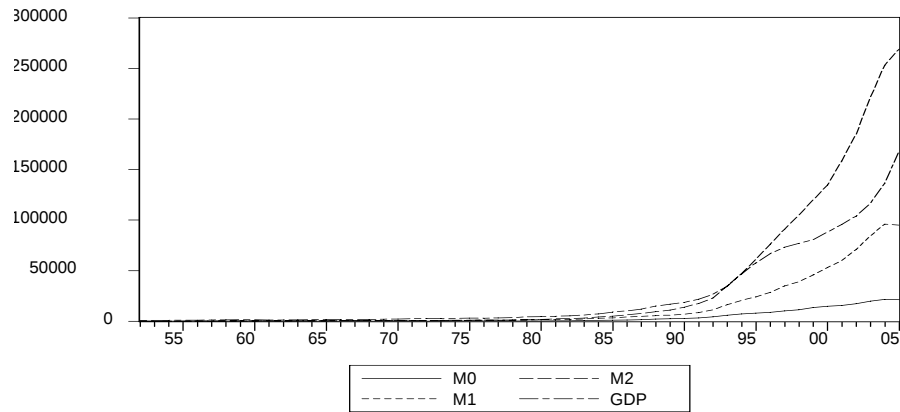


图 1 中国 GDP 和 M0、M1、M2（1952—2005.3 月）增长序列图

接下来的问题是，上述变量的增长是不是遵循了一个平稳的过程？我们采用 ADF 方法对 $\ln M0$ 、 $\ln M1$ 、 $\ln M2$ 和 $\ln GDP$ 以及物价指数 $\ln CPI$ 和 $\ln RPI$ 等序列进行单位根检验，检验的结果见表 1。

表 1 时间序列的单位根检验

时间序列名称	自回归阶数	σ 统计量	t 统计值	p 值	ADF 值
$\ln GDP$	1	0.121670	4.215189	0.0001	1.631040
	2	0.135199	-2.296520	0.0261	1.71439
	3	0.143716	-0.914633	0.3653	2.007949
$\ln M0$	1	0.137819	1.501137	0.1397	0.826303
	2	0.143029	0.099278	0.9213	0.537096
	3	0.144715	-0.14635	0.8843	0.303367
$\ln M1$	1	0.140390	2.768291	0.0079	0.531736
	2	0.153630	-0.401451	0.6899	0.473162
	3	0.156261	-0.605873	0.5476	0.483666
$\ln M2$	1	0.125454	4.527508	0.0000	0.545625
	2	0.151867	0.51178	0.6075	0.451609
	3	0.154982	-0.376862	0.7080	0.409968
$\ln RPI$	1	0.129156	1.915013	0.0613	-3.815263
	2	0.132474	-1.163874	0.2503	-2.915788
	3	0.136087	0.242034	0.8099	-2.586413
$\ln CPI$	1	0.132577	1.1873577	0.0670	-3.781418
	2	0.136952	-1.113619	0.2711	-2.906641
	3	0.140010	-0.052400	0.9584	-2.450871

在确定自回归的阶数时，我们碰到的问题是 AIC 准则的不适用问题。其原因可能是观测数据中 M2 的采用是从 1993 年开始，时间比较短。鉴于此，我们设定自回归的阶数为 1 至 3。

可见, GDP、M1、M2 均是 I (1) 的单位根过程, M0 为 3 阶单整过程。因此, 应采用处理非平稳变量的协整等分析方法。协整关系基本思想是, 如果两个(或两个以上)的序列变量非平稳, 但其某种线性组合却表现出稳定性, 则这些变量之间存在长期稳定关系即协整关系。

(二) 格兰杰因果关系检验

运用格兰杰因果检验研究 M0、M1、M2 之间的货币结构以及与 GDP 传导效应, 结果见表 2。鉴于分析的意义, 本文重点分析货币结构变量和 GDP 的因果关系。

表 2 M0 对 GDP 的格兰杰因果分析结果

原假设H0	变量数	F—统计量	概率
滞后2期			
M0不是GDP格兰杰因	51	2.80672*	0.07078
GDP不是M0格兰杰因	51	4.84269**	0.01234

M0 对 GDP 的传导效应分析, 分别计算了滞后长度为 2、3、4、5。经比较, 选择滞后长度为 2, 结果见表 2。可以得出结论 M0 和 GDP 有一定的因果关系, 一个可能的解释是我国现阶段产出的增加和货币供给论中的乘数效应有关。在乘数论中, 通货存款比 (C/D)、准备和存款比(R/D)以及基础货币共同决定了货币供应量的多少。其关系式为:

$$m = \frac{\frac{D}{R}(1 + \frac{D}{C})}{\frac{D}{R} + \frac{D}{C}} \quad (4)$$

从实际中来看, 每当经济处于周期转换的时候, 反映到微观层面上的现象是银行惜贷造成的企业资金偏紧, 从而影响企业的生产, 宏观上表现为通货紧缩和经济萧条, 或者是企业对贷款的超额需求, 从而引起部分产品价格的上扬带来宏观上的通胀局面。可见, 维持适当的货币流通量对于避免经济的大起大落有着至关重要的作用。^①

表 3 M1 对 GDP 的格兰杰因果分析结果

原假设H0	变量数	F—统计量	概率
滞后2期			
GDP不是M1格兰杰因	51	2.45102*	0.09739
M1不是GDP格兰杰因	51	2.16658	0.11548
滞后3期			
GDP不是M1格兰杰因	50	1.91551	0.14135
M1不是GDP格兰杰因	50	1.22982	0.29294
滞后4期			

^① 当然, 货币调节中存在的时滞问题给政策的调节带来不小的困难, 因此测算货币流通速度和最佳流通的现金是一个难题, 但是这个问题可以在一个相对较长的测算期中得到解决, 或者说考虑一个相对较长的经济周期, 其货币流通速度是稳定的。这似乎印证了费雪方程式和弗里德曼货币需求函数中相对稳定的货币流通速度的观点。当然, 这已经超出了本文的讨论范围。

GDP不是M1格兰杰因	49	1.49404	0.22223
M1不是GDP格兰杰因	49	1.70595	0.183391

M1 对 GDP 的传导效应。计算方法和上面一样，计算发现，无论选取多少阶，M1 和 GDP 保持了较强的互为因果关系，见表 3。可能的原因是，在短期内，短期存款对于经济的增长是明显的，产出的增加同时也促使了短期存款的增加，这和人们的预期是一致的。居民用于短期储蓄的原因在于规避诸如低靡股市的风险但是又对其充满希望，因此选择了折中，将储蓄定位短期。但是，这对于银行来说并不是很好的消息，在这种选择行为下，居民偏好银行系统原因在于没有更好的投资场所或者投资机会，温州炒房团的火热和浙江等地的地下金融的发达就是很好的例证。从自身来讲，这也不利于商业银行本身进行负债期限的管理。

最后是 M2 对 GDP 的传导效应。表 4 显示，在滞后长度为 2 时，GDP 和 M2 有一定的因果关系，GDP 是 M2 变化的原因之一。

表 4 M2 对 GDP 的格兰杰因果分析结果

原假设H0	变量数	F—统计量	概率
滞后2期			
GDP不是M2格兰杰因	51	3.07790*	0.05565
M2不是GDP格兰杰因		0.64246	0.53065

事实上，我国基础货币投放增长一直快于GDP增长速度。^① 见图 2（转引自《中国货币政策执行报告》2005 年第一季度）。

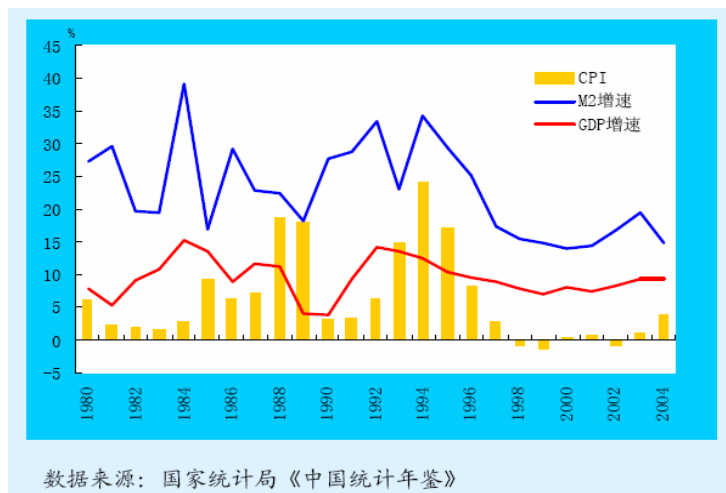


图2 1980 年以来货币供应量、经济增长和价格变动趋势

近些年来更是如此，货币供应量增长速度一直在两位数，部分月份超过 20%，即便是央行采取了发行央行票据、提高法定准备金、再贴现率、再贷款率，甚至加息等所有的措施，直到 2004 年 10 月份，M2 的增长率下降到了 12.6%，M1 的增长率下降到了 13.5%。到 2004 年 11 月份之后，两个层次的货币供应增长率才开始趋于稳定。2005 年 3 月末 M2 同比增长 14%。

① 在 1984 年、1988 年和 1992 年三个高峰年份，货币投放的增长速度很高，分别为 189.3%、187.7%和 197.1%
<http://www.cnedu.net/news/2005/1/he01862839441021500211552.html>

增长的原因在于中央银行再贷款、财政借款、透支及外汇占款增加较多所致。早在上一通货膨胀期的高峰期 1991 年,中央银行对专业银行再贷款增加 823 亿元,直接贷款增加 43 亿元,财政借款透支增加 267 亿元,外汇占款增加 612 亿元^①。近些年更是如此,外汇占款成为货币投放的第一因素。2005 年外汇储备达 6591.44 亿美元,央行早已采取措施来平衡外汇收支包括向国有商业银行注资等。这与我们的分析高度吻合。

事实上,人们所关注的金融发展和经济增长的关系无非是想通过分析获得经济增长的路径。下面通过对 GDP 的增长序列进行分析,分析结果如表 5 所示。

表 5 **GDP 的自回归模型估计**

变量名	系数	标准差	t-统计量	概率
C	-293.5639	2713.657	-0.108180	0.9143
AR(1)	1.908275	0.141151	13.51943**	0.0000
AR(2)	-0.806408	0.171765	-4.694841**	0.0000

从表 5 可以得出 GDP 自回归的模型两阶系数都具有显著性,较好的估计了其增长趋势。对应的方程为:

$$\Delta GDP = -293.5639 + 1.9083\Delta GDP_{t-1} - 0.8064\Delta GDP_{t-2} + V_t \quad (5)$$

$$(0.1412) \quad (0.1712)$$

$$R^2 = 0.9293 \quad F = 315.3368$$

四、结论

本文通过实证研究验证了长期来看货币结构和经济增长的关系,其意义在于凸现转轨过程中金融发展对经济的推动力作用。从分析的结果来看,货币结构对经济增长有着明显的相关作用,其中 M2 的作用尤为重要,并且在长期的一段时间内,除非金融结构发生巨大的变化,这种现象仍将持续。值得注意的是,这种分析是就金融谈金融,实际上不仅仅是金融,财政上,外贸上等诸因素对经济发展、产出增加上都具有重要的影响。因此从这个意义上来说,研究金融结构和经济增长的关系是一个系统的范畴,本文在较小的范围谈论得出的结论放到大环境中就会显出其单薄。当然,这也是作者进一步研究的方向。

参考文献:

- [1] 周业安.金融市场的制度与结构[M],北京:中国人民大学出版社,2005.
- [2] 林毅夫,章奇,刘明兴.金融结构与经济增长:以制造业为例[J],世界经济,2003(1)
- [3] 王广谦.中国金融发展中的结构问题分析[J],金融研究,2002(5)
- [4] 谈儒勇,金融发展理论与中国金融发展[M],北京:中国经济出版社,2000, pp39-79.
- [5] 张杰.中国金融制度的结构与变迁[M],山西:山西经济出版社,1998, pp50-81.
- [6] 张晓峒,计量经济学软件 Eviews 使用指南[M],天津:南开大学出版社,2004.

^① 数据来源于 <http://www.ripbc.com.cn/yjxxw/jinrongnianjian/page/1992/9202045.htm>

Currency Structure and Economic Growth: Analysis Based on 1952-2005

Du Miaomiao Zhao Huiyu

(School of Economy and Finance, Xi'an Jiaotong University, Xi'an, 710061)

Abstract: The financial development theory has being caused people's attention widely, which contains the relationship of financial structure and economic structure. The reason lays on the non-completely transition of most developing countries. This paper, adapting the time series analysis, analyzed relationship of financial structure and economic structure in a long term period. It found the strongly cause and effect relationship and confirmed that sound currency policy play an important role in economic growth in China.

Keywords: Currency structure, Economy growth

收稿日期: 2006-3-18

作者简介:

杜苗苗, 女, 河北石家庄人, 西安交通大学经济与金融学院金融学硕士研究生,

研究方向: 经济分析方法与应用

联系方式

地址: 陕西省西安市雁塔西路 74 号交大财经校区 0113 信箱(710061)

电话: 13679217281

Email: meggiedu@163.com

赵会玉, 男, 河北邯郸人, 西安交通大学经济与金融学院金融学博士研究生

研究方向: 金融政策与汇率制度协调

联系方式

地址: 陕西省西安市雁塔西路 74 号交大财经校区 0122 信箱(710061)

电话: 029—82651103 13679217282

Email: Zhaohuiyu_boy@163.com