
金融发展与经济增长的实证研究

——基于湖北的时间序列分析

孙亚超

摘要：金融与经济历来相伴而生，其相关理论研究更是日趋成熟。文章采用协整检验、格兰杰因果检验等计量方法，首次对湖北金融发展与经济增长的关系进行实证分析，以期全面、真实的反映二者间的相互联系，为湖北金融发展与经济增长的政策选择提供理论依据和经验支持。且就平衡区域发展而言，更具现实意义。

关键词：湖北；Johansen—协整检验；Granger—因果检验；经济增长

改革开放后，湖北经济和金融均有了较快发展。GDP 从 1990 年的 824.38 亿元增加到 2005 年的 6484.5 亿元，保持了较高的年均增长速度；金融业从几乎为零发展到现在金融门类较为齐全；其资产总量和结构也发生了巨大变化，金融已成为政府宏观调控经济的重要手段及社会资源优化配置的重要杠杆，经济关系日益金融化趋势不断明显。因此，研究湖北金融发展与经济增长关系具有重要意义，同时，这也是实施中部崛起战略中不可忽视的重要因素之一。为了能够为上述思想提供经验证据，本文采用协整检验、格兰杰因果检验等计量方法，首次对湖北金融发展与经济增长的关系进行了实证研究。

一、文献回顾

大量文献表明，一个好的金融支撑体系可以减少信息与交易成本，进而影响储蓄率、投资决策、技术创新和长期经济增长率(Levine, 1997)。然而必须明确的是，随着经济发展阶段的不同，金融结构会随之变化，其功能的发挥也会相应改变：它可以通过影响资本形成率来影响经济的稳定增长。如在资本积累上，一些增长模型或者利用资本的外部性，或者利用稳定收益，而不使用不可再生要素创造出的稳定收益来衡量人均产值的稳定增长(P. Romer, 1986; R. Lucas, 1988; S. Rebelo, 1991)。这里，金融体系影响资本的渠道有两个：一是改变储蓄率，一是进行储蓄再分配。它还可以通过改变技术创新率来影响经济的稳定增长。如在技术创新上，一些经济增长模型主要探讨新工艺与新产品的创造(Romer, 1990; Grossman, G. & E. Helpman, 1991; Aghion P & Howitt P, 1992)。

在实证分析方面，自戈德史密斯(Goldsmith, 1969)的开创性跨国研究后，关于金融发展与经济增长关系问题的实证研究不断深入。Levine(1997)运用 80 个国家 1960 年~1989 年间的有关经济数据，就金融发展对经济增长的作用进行检验，结论表明金融深化与经济增长之间存在显著的正相关关系，并且金融发展可以作为经济增长的预测因子。Kul B. Luintel 和 Mosahid Khan(1999)运用 Var(向量自回归)和协整(Cointegration)方法研究的结果表明金融发展与经济增长间存在互为因果关系。Moshin 和 Abdelhak(2000)运用 2SLS(两阶段最小二乘法)的实证结果表明金融发展与经济增长之间存在正相关关系。Adolfo Sachsida(2001)运用时间序列数据和格兰杰(Granger)因果关系检验结果表明金融发展与经济增长互为因果关系。Beck 和 Levine(2002)、Noman Loayza 和 Romain Ranciere(2002)使用面板数据，运用 GMM(广义矩估计)方法研究的结果表明金融深化对经济增长具有显著正向促进作用。

国内学者对于我国金融发展与经济增长的关系也进行了一定的研究。谈儒勇(1999)采用季度数据，运用 OLS(普通最小二乘法)对中国金融发展与经济增长关系进行了实证检验，结果表明金融中介发展规模与经济增长存在显著的负相关关系，而存款银行相对重要性指标与经济增长存在显著的正相关关系。史永东、武志等(2003)运用格兰杰因果关系检验和基于柯布一道

格拉斯生产函数框架下的计量分析对我国金融发展与经济增长间的关系进行了实证研究，格兰杰因果检验结果表明，我国金融发展与经济增长之间存在一种双向因果关系，计量分析的结果进一步强化了这一观点。谭艳芝、彭文平（2003）从引起经济增长的量（储蓄、投资、资本积累）和质（投资效率、TFP）两方面，运用1978年~2001年的数据对我国金融发展与经济增长的关系进行检验，结果表明，金融发展对投资和资本积累的影响显著为正，但对投资效率和TFP（全要素生产率）的影响显著为负或不显著，因而综合起来，金融发展对经济增长率的影响不显著。赵振全、薛丰慧（2004）采用对Greenwoal—Jovanovic模型修正后的产出增长率模型，就我国金融发展对经济增长的作用进行了分析，结果表明，1994年~2002年间，我国信贷市场对经济增长的作用比较显著，而股票市场的作用并不明显。但也有学者对此提出了不同的观点，殷醒民、谢洁（2001）通过实证分析指出我国股票市场在1993年~1999年间的发展促进了经济增长。可见，对于我国金融发展与经济增长之间的关系，学者们的分析结果并未达成一致。并且，分析的重点主要放在了我国整体金融发展与经济增长的关系，较少考虑区域发展的不平衡这一现状。因此，对区域金融发展与经济增长的研究将填补国内这方面的理论与实证空白，且就平衡区域发展而言，更具现实意义。

二、金融发展与经济增长：对象描述

1. 数据选取。数据的整体选取基于三个原则：其一是数据的可得性，即可以从《中国金融年鉴》、《湖北统计年鉴》和相关统计信息网站等渠道获得；其二是数据的连续性；其三是数据的现实意义，即考虑中国国情与湖北实情，如尽管我国证券市场由一个注重融资者需求向注重为投资者服务转型，但仍未充分显示其向所有者服务的特性，并且其与国民经济增长的背离使得这一指标数据的实际意义明显减弱。

数据的时间跨度选取考虑两个方面：其一是尽量参照我国经济规划编制制度，如五年规划制；其二是时间跨度尽可能拉长。基于此，我们的时间序列数据为1990年~2005年有关湖北金融发展和经济增长的年度数据，几乎跨越了三个五年规划期。

2. 指标选择。借鉴国内外诸多学者对于金融发展与经济发展关系实证研究的成果，本研究主要包括以下实证指标：（1）Deposit 指标。这一指标表示为：银行机构存款量，即用银行的存款规模来反映金融运行情况。基于以下考虑，即不发达国家的经济增长很大成分上是由于供给主导，而非需求主导；并且资本市场的规模比较小，因此用这一指标间接反映经济发展状况。（2）Loan 指标。这一指标表示为：信贷量；在不发达国家中，它代表着重要的投资资金来源。因此，往往被认为是推动经济增长的一项重要服务，与经济发展具有较强的相关性。（3）存贷差。存贷差指的是银行的存款大于贷款。一般认为，它反映了金融服务的效率和金融市场发展的完善程度；金融服务的效率越高、金融市场发展越完善，存贷差相应越小。

表 1 原序列 ADF 检验结果

变量	ADF 检验值	检验类型 (c, t, k)	5%临界值	1%临界值	结论
GDP	- 3.875 3	(c, t, 3)	- 3.724 1	- 4.992 1	不平稳
Deposit	3.312 4	(c, t, 1)	- 3.791 2	- 4.800 1	不平稳
Loan	- 3.063 0	(c, t, 2)	- 3.829 0	- 4.886 4	不平稳
Differ.	4.125 6	(0, t, 0)	- 3.081 0	- 3.959 1	不平稳

说明:(1) 检验类型中的c和t表示常数项和趋势项,k表示所采用的滞后期数;(2) 表中的临界值是由Mackinnon给出的数据计算得出;滞后期的确定依据SIC准则。(3) 数据的处理与计算均用的是EViews5.0;如无特别说明,后文中表的说明均同表1。

三、金融发展与经济增长:协整检验

协整检验的目的在于分析变量间是否存在长期稳定的比例关系。为解决这一问题,有两种方法可供选择:其一是针对双变量的两步检验法,即EG检验;其二是针对多变量的Johansen检验。协整检验的对象主要是自身非平稳,但其某种线性组合却平稳的时间序列变量,因此首先要做的就是原序列的平稳性检验。

1. ADF单整检验。分别对序列GDP、Deposit、Loan和Differ.进行单位根检验,检验结果见表1。

表1的检验结果表明,原序列无论在5%的显著性水平还是在1%的显著性水平均需接受原假设,即有单位根存在,属非平稳序列。因此,考虑对原序列进行差分,来确定其各自的单整性,结果见表2。

表2 一阶差分序列 ADF 检验结果

变量	ADF 检验值	检验类型 (c, t, k)	5%临界值	1%临界值	结论
iGDP	-3.9425	(c, 0, 0)	-3.1199	-4.0579	5%平稳 1%不平稳
iDeposit	-6.8012	(c, t, 0)	-3.8290	-4.8864	平稳
iLoan	-3.8851	(c, 0, 0)	-3.1199	-4.0569	5%平稳 1%不平稳
iDiffer.	-3.3128	(0, t, 1)	-3.1449	-4.1220	5%平稳 1%不平稳

表2的检验结果表明,序列GDP、Deposit、Loan和Differ.在一阶差分后,5%的显著性水平下均拒绝单位根零假设,为一阶单整序列,满足协整检验前提。

2. 协整关系检验。协整关系检验分两组进行检验:

(1) 两变量检验。用变量GDP对序列Differ.做最小二乘回归,方程的残差项记为ef,对其进行ADF检验,结果见表3。

表3 残差序列 ADF 检验结果

变量	ADF 检验值	检验类型 (c, t, k)	10%临界值	5%临界值	1%临界值	结论
e_f	- 1.807 0	(0, 0, 3)	- 1.602 9	- 1.974 0	- 2.771 9	10%平稳 5%和 1%不平稳

表3 的检验结果表明，残差项在10%的显著性水平下拒绝零假设，即90%的概率使得GDP 和Differ 存在协整关系。

(2) 多变量检验。对于序列GDP、Loan 和Deposit 采用Johanson 检验方法，检验模型含有线性趋势且仅含有截距项，检验结果见表4。

表 4 Johanson 检验结果

特征值	迹统计量	5%临界值	假定 CE(S) 的个数
0.984 8	88.143 5	35.192 8	None*
0.779 9	29.490 3	20.261 8	At most 1*
0.447 2	8.298 9	9.164 5	At most 2

性水平下的临界值，因而两个原假设被拒绝，表明有两个协整关系存在，且标准化协整关系系数见表5。

表 5 标准化检验系数

1 Cointegrating Equation(s):			Log likelihood	- 247.558 0
GDP	DEPOSIT	LOAN		
1.000 000	3.831 022	- 4.443 757		
2 Cointegrating Equation(s):			Log likelihood	- 233.339 1
GDP	DEPOSIT	LOAN		
1.000 000	0.000 000	- 1.511 697		
0.000 000	1.000 000	- 0.765 347		

将第一组协整关系写成数学表达式，并令其等于vecm，得到

$$\text{vecm}=\text{gdp}+3.831\text{deposit}-4.444\text{loan} \quad (1)$$

将第二组协整关系写成数学表达式，并令其等于vecm_i，得到

$$\text{vecm}_1=\text{gdp}-1.512\text{loan} \quad (2)$$

$$\text{vecm}_2=\text{deposit}-0.765\text{loan} \quad (3)$$

对上述两组序列做单位根检验，发现它们均未能通过平稳性检验，表明上述的协整关系不具有可信性或可信性较低；即GDP、Deposit 和Loan 之间至少不具备长期的稳定关系。

3. 误差修正模型。前面已经验证GDP 与Differ.之间存在协整关系，故可建立误差修正模型(ECM)，

$$\begin{aligned} \text{gdp} &= 1.014\text{gdp}_{t-1} + 0.163\text{differ.} - 0.212\text{differ.}_{t-1} + 296.48 \quad (4) \\ R^2 &= 0.9874, \text{Adj.}R^2 = 0.9840, \text{DW} = 1.5821, \text{A.I.C} = 13.92 \end{aligned}$$

可见，模型的拟合优度较高；并且 $Du < DW = 1.5821 < 4 - Du$ （查表得： $Du = 1.37$ ），表明扰动项不存在一阶正自相关。如果对(4)式进行变换，可得，

$$\Delta \text{gdp} = 296.48 + 0.163 \Delta \text{differ.} + 0.014(\text{gdp} - 3.5\text{differ.})_{t-1} \quad (5)$$

这样就可以解释GDP 的短期波动 ΔGDP 是如何被决定的：一方面它受到存贷差短期波动 $\Delta \text{Differ.}$ 的影响，另一方面取决于ecm 项，即 $(\text{gdp} - 3.5\text{differ.})$ 项，反映了在短期波动中偏离它们长期均衡关系的程度。

四、金融发展与经济增长：因果检验

上述分析表明GDP 和Differ.之间存在协整关系，即它们具有长期均衡关系。但是这种长期均衡的关系是否相互构成因果关系，就需要进一步对两者进行格兰杰(Granger)因果关系检验。经过反复试验，滞后期最大选择3，检验结果见表6。

表6 格兰杰因果关系检验

零假设	滞后期数	F 统计量	相伴概率	决策
Differ.不是 GDP 格兰杰原因	3	1.3917	0.3333	拒绝
GDP 不是 Differ.格兰杰原因	3	7.2254	0.0204	拒绝

表6 的检验结果表明，GDP 和Differ. 互为因果关系。但是GDP 构成Differ. 格兰杰原因的置信水平要远高于Differ. 构成GDP 格兰杰原因的置信水平；这一点可从相伴概率值得到印证。

五、结论

本文从金融与GDP 总量出发，利用协整检验、格兰杰因果检验等实证方法，选取1990 年~2005 年间的年度数据，考察了湖北金融发展与经济增长的内在关联性。结果表明：

1. 湖北的国内生产总值与存款和贷款总量间的长期稳定关系不明显。存款的增加并非意味着GDP 的必然减少，或出现负的增长趋势；贷款的增加不一定表示GDP 的必然增加，或出现持续的增长趋势。就近两年而言，湖北GDP 的增速为11.5%和11.4%，存款余额的年均增长率为16.9%和15.7%，信贷量的扩张速度为10.6%和11.8%。当然，这并非表明湖北金融对经济发展服务功能的减弱，而是印证了银行唯一融资地位的逐步下降和企业资助融资能力的增强及融资渠道的不断拓展。这体现为非正规金融融资平台的存在和股市改革软着陆的逐步实现，以及债市、期货市场的不断完善与发展。

2. 短期信贷量的波动，每改变1 个百分点，将会导致GDP 同向变化1.512 个百分点，银行存款同向变化0.765个百分点；即信贷量对银行存款的贡献度是其对GDP 贡献度的一半。这表明GDP 的增速与银行存款增速之间维持着一个近似的比例1:1.5。

3. 湖北的国内生产总值与银行机构的存贷差之间存在长期的稳定关系，并且二者互为格兰杰原因。短期来看，存贷差每增加1 个百分点，GDP 增长0.163 个百分点；短期波动偏离长期均衡关系的程度体现为，存贷差每增加1个百分点，GDP 增长3.5 个百分点。此外，就GDP 构成Differ. 的格兰杰因果性远高于Differ. 构成GDP 的格兰杰因果性而言，使得我们有必要重新认识，湖北近年来出现的高存贷差现象。存贷差现象的存在既不必然体现为金融效率的低下，也不能表明由此将引发经济持续增长过程中的极大不稳定性。存贷差仅是影子货币存在的一种表征，是一种货币现象（谭根林，2006）。也正是因此，才有了现今美国经济的快速增长伴随着贷差，我国经济的快速增长伴随着存差。但有一点是毋庸置疑的，经济的高速增长将会一定程度上增加存差减少贷差。

参考文献：

1. T. Beck& R. Levine. "Industry growth and capital allocation", Journal of Finance Economics, 2002, (64) : 147- 180.
2. Adolf o Sachs i da. A causal i t y t es t bet ween f i nanci al deepeni ng and gr ow t h. Wor ki ng paper of Soci al Sci ence Net wor k El ect r oni c Paper Col l ect i on, 2001.
3. Norman l oayza, Romai n r anci er e. Fi nanci al devel opment f i nanci al f r agi l i t y and gr ow t h. CESi f o Wor ki ng paper , 2002, 684(5) .
4. 史永东，武志等. 我国金融发展与经济增长关系的实证分析. 预测，2003, (4) : 1- 6.
5. 谭艳芝，彭文平. 金融发展与经济增长的因素分析，上海经济研究，2003, (10) : 12.
6. 赵振全，薛丰慧. 金融发展对经济增长影响的实证分析. 金融研究，2004, (8) : 94- 99.

重点项目：本文为湖北省金融发展与金融安全中心重大项目“湖北经济发展中的金融支持问题研究”的阶段性成果，项目编号：Z2005004。

作者简介：孙亚超，武汉理工大学经济学院博士生，2007 年国家公派留法博士生。

收稿日期：2008- 02- 27。