

# 安徽金融发展与经济增长关系的实证研究<sup>\*1</sup>

刘丽萍

(安徽工业大学经济学院, 安徽马鞍山243000)

**【摘要】**:我国金融发展与经济增长之间表现出显著的区域性特征,文章对1996-2010年安徽金融和经济发展相关指标运用协整检验、格兰杰因果检验等方法,考察安徽金融发展与经济增长之间的关系。结果表明:安徽金融发展与经济增长之间存在长期稳定的均衡关系;金融发展促进经济增长,而经济增长带动金融发展不显著,两者之间存在单向因果关系。同时为安徽金融发展与经济增长良性互动提供相关对策建议。

**【关键词】**:金融发展;经济增长;协整检验;格兰杰因果检验;安徽

**【中图分类号】**:F127 **【文献标志码】**:A **【文章编号】**:1008-3634(2013)03-0047-05

## 一、引言

20世纪80年代以后,关于金融发展与经济增长之间是否存在相关关系的理论讨论各执一词,经济学家于是将注意力转向实证分析<sup>[1-3]</sup>。近年来,关于我国金融发展与经济增长关系的研究成果丰富。周立、王子明(2002)分别用金融相关比率和金融市场化比率指数作为解释变量,用人均GDP增长指数为被解释变量,对中国各地区1978-2000年金融发展与经济增长关系进行回归分析,得出中国各地区金融发展与经济增长密切相关<sup>[4]</sup>。金红丹(2010)对我国区域性金融发展与区域经济增长关系进行实证检验。分析结果表明各区域金融发展对经济增长具有明显的促进作用<sup>[5]</sup>。杨艳、李新波(2009)对中国各地区金融发展与经济增长的研究发现,各地区金融发展与经济增长之间的具体关系存在较大差异,其中东部地区金融发展与经济增长之间关系比较显著<sup>[6]</sup>。方先明等(2010)将资本因素划分为银行贷款余额、股票总市值和保费收入三个纬度,考察1998-2008年间金融支持与经济增长间的空间相关性<sup>[7]</sup>。

我国有关研究成果显示,区域金融发展与经济增长之间呈现出显著的区域性特征。安徽作为中部省份,在改革开放以来的相当长时期内,经济发展处于全国中等水平,因此研究安徽金融发展与经济增长之间的关系对于推动中部地区两者之间的协调发展有着重要意义。

## 二、实证方法与指标数据的选取

本文采用时间序列模型分析安徽金融发展与经济增长之间的关系。实践中,大多经济和金融数据是非平稳的时间序列,需对经济、金融数据进行单位根检验,再进行协整检验和格兰杰因果检验,来考察金融发展与经济增长之间是否具有长期稳定的均衡关系以及两者之间是单向的因果关系还是双向互为因果关系;如果是单向的因果关系,是金融发展促进经济增长还是经济增长带动金融发展。衡量地区金融发展的指标,大多数学者采用的是戈德史密斯(1969)提出的金融相关比率(FIR),即某一时点上现存金融资产总额(含有重复计算部分)与国民财富——实物资产总额加上对外净资产之比。通常,将其简化为金融资

<sup>\*</sup>收稿日期:2013-01-04

**基金项目**:安徽省教育厅人文社会科学研究重点项目(SK2012A026);安徽省哲学社会科学规划项目(AHSK11-12D68)

**作者简介**:刘丽萍(1977-),女,安徽天长人,副教授。

产总量与GDP之比。实践中，由于数据可得性的限制，绝大多数学者用金融机构存贷款额来代替金融资产总量。而本研究认为，随着我国资本市场的快速、深入发展，如果金融资产总量中忽略掉股票市场和保险市场的份额则有悖于现实的发展。因此，本文将金融机构存款总额、贷款总额、股票市值、保费收入之和与GDP之比作为金融相关比率（FIR），以衡量地区金融发展水平。选取人均国内生产总值（PGDP）作为衡量经济增长的指标。各指标均采用平减法以消除通货膨胀对计算结果的影响，同时为准确把握各指标长期变化趋势，降低序列短期波动，对FIR和PGDP取自然对数，得到变量LN<sub>FIR</sub>和LN<sub>PGDP</sub>。

由于安徽早期的金融资料较为缺乏，因此本文选择从“九五”计划期开始，将1996—2010年作为考察期，原始数据来自《安徽统计年鉴》（1995~2011年卷）、《安徽省国民经济和社会发展统计公报》（各年）、《安徽省金融运行报告》（各年）、股票软件。表1列出1996—2010年安徽金融与经济相关指标数据统计结果。

表1 1996—2010年安徽金融与经济指标数据

年份	存款余额 (亿元)	贷款余额 (亿元)	股票市值 (亿元)	保费收入 (亿元)	GDP (亿元)	人均GDP (元)	FIR
1996	1 491.9	1 661.25	119.904 1	21.13	2 339.25	3 944.8	1.408 2
1997	1 704.04	1 906.17	162.866 2	30.18	2 896.673 2	4 476	1.424 4
1998	2 004.3	2 152.5	158.643 7	32.12	2 866.79	4 680	1.536 2
1999	2 186.5	2 180.8	191.131 6	35.35	2 975.460 1	4 828	1.578 6
2000	2 485.541 2	2 384.945	305.268 8	38.2	2 950.743 5	5 007	1.716 1
2001	2 907.329 6	2 605.389 7	273.016 8	48.44	3 296.677 5	5 313.3	1.773 2
2002	3 449.229 3	2 941.58 7	262.786 7	68.77	3 623.177 3	5 736.18	1.883 5
2003	4 190.202 2	3 374.591 9	362.990 6	96.5	3 866.918 6	6 375.4	2.020 0
2004	5 045.335 2	3 900.566 2	343.404 7	117.5	4 683.698 6	7 681.25	1.954 6
2005	5 975.8	4 291.75	330.687 8	120.8	5 552.958 9	8 630.7	1.989 3
2006	7 164.112 2	5 151.984 7	677.501 2	148.1	6 333.141 4	9 995.88	2.079 2
2007	8 483.158	6 078.003 6	1 895.318 8	184.29	7 290.811 3	12 039.47	2.193 6
2008	10 385.68	6 963.209	952.908 7	256.53	9 135.736 8	14 448.15	2.014 2
2009	13 343.38	9 232.679 4	2 707.511 6	332.19	11 151.429	16 407.66	2.461 7
2010	16 370.49	11 543.282	4 508.317 4	428.66	12 306.442	20 887.8	2.565 8

### 三、实证分析

#### 1. 单位根检验

检查序列平稳性的标准方法是单位根检验。单位根检验的方法较多，本文采用Augmented Dickey-Fuller test (ADF) 检验法，主要通过向回归方程右边加入因变量的滞后差分项来控制高阶序列相关。在进行ADF检验时，滞后阶数、常数项和时间趋势项的选择将会对检验结果产生重要影响，因此，滞后阶数采用SIC准则来确定，使用画出检验序列的曲线图来确定ADF检验中是否包含常数项、时间趋势项。表2为ADF的检验结果。

表 2 各变量的 ADF 检验结果

变量	ADF 检验值	检验类型	1%临界值	5%临界值	10%临界值
LNfir	-2.967 670	(c, t, 0)	-4.802 5	-3.792 1	-3.339 3
△LNfir	-5.252 828	(c, t, 0)	-4.887 0	-3.828 8	-3.358 8
LNPGDP	-3.350 357	(c, t, 3)	-5.115 2	-3.927 1	-3.410 4
△LNPGDP	-6.074 444	(c, t, 0)	-4.887 0	-3.828 8	-3.358 8

注：(c, t, m) 表示单位根检验方程中是否含有常数项、时间趋势项和滞后阶数。

表2中各变量的ADF检验结果显示，LNfir和LNPGDP序列接受原假设，因此，两者均为非平稳序列。接着对LNfir和LNPGDP序列一阶差分，再进行ADF检验，结果表明，一阶差分的△LNfir和△LNPGDP序列均拒绝原假设，接受是平稳序列的结果，因此，LNfir和LNPGDP序列均是1阶单整序列。

## 2. 协整检验

由上述单位根检验可知，非平稳序列LNPGDP和LNfir经一阶差分后变为平稳序列，符合协整分析的条件。采用EG两步法进行检验，考察LNPGDP和LNfir之间是否存在协整关系。首先以LNPGDP为因变量，LNfir为自变量，对数据进行OLS回归分析：

$$LNPGDP_t = \alpha_0 + \alpha_1 LNfir_t + \epsilon_t \quad (1)$$

回归结果得：

$$LNPGDP = 7.292\ 676 + 2.608\ 613LNfir_t + \hat{\epsilon}_t \quad (2)$$

(33.508 74)                      (7.838 417)

$\bar{R}^2=0.811\ 931$        $F=61.440\ 79$                        $D.W.=0.808\ 275$

其中括号里为回归系数 t 统计量。由上述结果显示，回归方程的拟合优度、回归系数 t 检验及 F 检验均较好。由于变量LNPGDP和LNfir已取自然对数，因此，系数表示为弹性。由回归结果可知，安徽金融发展指标增长1%会引起经济增长2.608 6%，显示出安徽金融发展对其经济增长具有正向带动作用。

在显著性水平为5%、样本容量为 T=15、解释变量为 k=1时，查 D.W. 检验临界量表得： $d_L=1.08$ ， $d_U=1.36$ ，由  $D.W.=0.808 < d_L$ ，依据判别规则，认为误差项存在正自相关。因此，还需对回归模型进行修正。

为解决自相关问题，选用科克伦—奥克特迭代法，由(2)式可得残差序列  $e_t$ ，对  $e_t$  进行滞后一期的自回归，可得回归方程：

$$e_t = 0.592\ 563e_{t-1} \quad (3)$$



表4 LNP GDP、LNFIR 序列的格兰杰因果关系检验结果

原假设 $H_0$	滞后期	F-统计值	P-概率值	结论
LNP GDP 不是 LNFIR 的 Granger 原因	1	4.356 51	0.060 93	接受原假设
LNFIR 不是 LNP GDP 的 Granger 原因		0.646 04	0.438 56	接受原假设
LNP GDP 不是 LNFIR 的 Granger 原因	2	1.460 73	0.287 90	接受原假设
LNFIR 不是 LNP GDP 的 Granger 原因		9.285 32	0.008 22	拒绝原假设
LNP GDP 不是 LNFIR 的 Granger 原因	3	0.727 98	0.577 78	接受原假设
LNFIR 不是 LNP GDP 的 Granger 原因		5.981 60	0.041 48	拒绝原假设
LNP GDP 不是 LNFIR 的 Granger 原因	4	2.237 43	0.331 94	接受原假设
LNFIR 不是 LNP GDP 的 Granger 原因		30.605 1	0.031 89	拒绝原假设

由表4可知,当滞后1期时,LNP GDP不能构成LNFIR的格兰杰原因,LNFIR也不能构成LNP GDP的格兰杰原因。而当滞后2—4期时,结果显示,LNP GDP还是不能构成LNFIR的格兰杰原因,而相反LNFIR均构成LNP GDP的格兰杰原因。检验结果说明:在一个相对较短的时期内,安徽金融发展与经济增长之间相互不构成因果关系。而从相对较长的时期看,安徽金融发展促进了经济增长,而经济增长带动金融发展的作用不显著。

#### 四、结论与对策建议

本文通过时间序列模型考察了1996~2010年间安徽金融发展与经济增长之间的关系。协整检验结果显示,考察期内,安徽金融发展与经济增长之间存在着长期稳定的均衡关系。金融发展对其经济增长有正向带动作用。格兰杰因果检验表明,安徽金融发展与经济增长之间存在着单向因果关系,即金融发展促进了经济增长,而经济增长带动金融发展作用不显著。

以上研究结果与Patrick(1966)的研究相吻合,Patrick认为在经济发展的早期阶段,“供给领先”型金融居主导地位,随着经济的发展“需求追随”型金融将居主导地位。改革开放以来,安徽经济增长迅速,但在相当长一段时期内,经济发展一直处于全国的中等水平,如GDP多数年份排在第14位。安徽金融发展促进经济增长这一结论符合安徽经济运行的特点。

鉴于以上研究,本文认为应继续围绕科学发展主题,确立全面转型、加速崛起、兴皖富民主线,着力发挥自主创新、产业转移等战略平台优势,推进安徽经济又好又快发展,推动安徽金融发展与经济增长之间良性互动。现阶段,在安徽金融保持总量适度扩张的同时,要注重金融结构和效率的优化和提升,如在保持金融机构存贷款稳定增长的同时,应注重信贷结构的合理配置;在高度关注银行信贷良性发展的同时,更应注重资本市场发展的潜力,尤其是要大力培育健康而有活力的股票市场、保险市场等,以金融的专业化产品和服务来提升资本的配置效率,从而促进长期的经济增长。经济的持续、高速发展同时,应加大金融的软、硬件设施的建设,同时大量的人力、物力和财力应积极投入到探索和研究金融体制改革中,从而促进金融稳健、创新发展。

#### 参考文献:

[1] King R U, R Levine. Finance and growth: Schumpeter might be right}J. Quarterly Journal of Economics, 1993, 108(3):717-738.

---

[ 2 ] Ahmed A D, Wahid Abu N M. Financial structure and economic growth link in African countries : a panel cointegration analysis[J].Journal of Economic Studies,2011. 38(3):331-357

[ 3 ] Ahmed A D. Financial liberalization, financial development and growth linkages in Sub-Saharan African countries : An empirical investigation[J].Studies in Economics and Finance, 2010, 27(4):314-339.

[ 4 ] 周 立, 王子明. 中国各地区金融发展与经济增长实证分析: 1978—2000 [J] . 金融研究, 2002, (10) : 1—13.

[ 5 ] 金红丹. 中国区域经济增长的金融贡献差异分析——基于我国东、中、西部面板数据的检验 [J] . 金融理论与实践, 2010, (12) : 25—30.

[ 6 ] 杨 艳, 李新波. 中国区域金融发展与经济增长关系的实证研究 [J] . 云南财经大学学报, 2009, (2) : 74—81.

[ 7 ] 方先明, 孙爱军, 曹源芳. 基于空间模型的金融支持与经济增长研究——来自中国省域1998~2008年的证据 [J] . 金融研究, 2010, (10) : 68—82.

[ 8 ] 张晓峒. 计量经济学基础 [M] . 天津: 南开大学出版社, 2002: 178—180.