金融发展与经济增长关系的实证检验

——以安徽为例

张　弢(副教授)，杨玉梅

（合肥工业大学管理学院，合肥 230009）

【摘要】本文基于向量自回归模型(VAR)，对安徽省金融发展与经济增长的相关指标进行协整检验，发现安徽省金融发展与经济增长之间存在长期相关关系。随后，从安徽省银行存款水平、银行贷款水平、证券市场发展水平和保险市场发展水平四个方面，采用带有控制变量的向量误差修正模型(VECM)和格兰杰因果检验，对金融发展与经济增长的因果关系进行检验，结果表明，自改革开放以来，安徽省金融发展与经济增长之间存在金融发展推动经济增长的单向因果关系。具体表现为：银行业发展水平和保险市场发展水平对经济增长具有明显的促进作用；而证券市场对经济增长的带动作用还没有显现出来。本文对此进行了分析，并提出了相关的建议。

【关键词】金融发展；经济增长；向量误差修正模型；格兰杰因果关系检验

一、引言和文献综述

金融发展与经济增长之间的关系一直以来深受国内外学者的关注。在两者之间何为因、何为果(是金融发展促进了经济增长，还是经济增长诱导了金融发展)或两者互为因果，对这一点学者们还没有达成一致的观点。

Patrick研究认为：在经济发展初期，金融发展促进经济增长；经济趋于成熟时，经济增长反过来拉动金融发展。Harris认为，股票市场与经济增长之间的相互关系较弱，特别是在欠发达地区，股票市场对经济增长的作用是非常弱的。Levine和Zervos的研究结果表明，金融发展是促进经济增长的重要因素，银行发展水平和股票市场流动性与经济增长具有很强的正相关性。

国内现有的关于金融发展与经济增长关系的实证研究文献有不少，主要分为三个方面：

一是分析整个中国金融发展与经济增长的关系。谈儒勇(1999)采用1993～1998年的季度数据进行研究，认为中国金融中介发展和经济增长存在显著正相关关系，而股票市场和经济增长之间存在负相关关系。王志强等(2003)采用1989～2002年的季度数据进行研究，表明20世纪90年代以来中国金融发展与经济增长之间存在显著的双向关系。方先明等(2010)对1998～2008年的数据进行研究，认为银行市场和保险市场与经济增长存在正相关关系，股票市场与经济增长存在负相关关系。

二是研究中国东部与西部地区金融发展的差距。周立和王子明(2002)对中国各地区1978～2000年金融发展与经济增长关系进行实证研究，表明中国各地区金融发展与经济增长密切相关，而各地区间金融发展存在的差距可一部分解释中国各地区经济增长的差距。周丽丽等(2014)利用1978～2010年的数据对中国金融发展与经济增长之间的关系进行研究，表明中国金融发展的收敛速度远大于经济增长的收敛速度，中国经济增长差异每降低1%，金融发展差异缩小8.79%。

三是以一个省份作为研究对象，研究该省金融发展与经济增长的关系。赖娟(2013)利用江西省1952～2011年的数据进行研究，得出江西省金融发展规模与经济增长相互促进，而金融发展效率单项影响经济增长。孙士金(2009)运用上海市1978～2008年的数据进行实证分析，结果表明，股票市场与经济增长存在相互促进关系，保险深度对经济增长产生稳定的拉动作用。

上述研究主要从国家或地区层面分析金融发展与经济增长间的关系，而深入具体省份的研究比较少。安徽省自改革开放以来，经济发展处于全国中等水平，研究安徽省金融发展与经济增长之间的关系对于推动安徽经济的发展具有重要意义。另外，影响经济增长的因素有很多，金融发展只是其中之一，多数实证分析在检验模型中没有加入控制变量，得出的结论不够全面，难以令人信服。本文基于带有控制变量的VEC模型对安徽省金融发展与经济增长之间的关系进行实证分析。

二、指标选择与数据说明

(一)指标选择

1. 金融发展指标。我们从银行、证券、保险三个方面来分析安徽省金融业发展的情况。具体用银行贷款发展水平、银行存款发展水平、证券市场发展水平、保险市场发展水平四个方面的指标来表示。

银行存款发展水平反映了银行吸纳资金的能力，我们用年末银行机构存款余额与GDP的比值DEPOSIT来表示；银行贷款发展水平反映了银行运用资金的能力，我们用年末银行机构贷款余额与GDP的比值LOAN 来表示。由于银行存贷款水平反映了银行吸收闲置资金以及运用存款资金的情况，因而这两个指标能够较全面地反映出银行业的发展状况。

在证券市场发展水平方面，多数学者只研究股票市场而忽略债券市场。本文认为，安徽省债券市场近几年筹资额增幅很快且占的分量也越来越大，若忽略债券市场筹资额，会影响检验结果的可靠性，因此我们用债券市场和股票市场的筹资额之和与GDP的比值BOND来衡量。保险市场发展水平指标用保费收入与GDP的比值INSURE即保险深度来衡量，反映保险业的发展状况。

2. 经济增长指标。我们选取人均真实GDP增长率RGDP作为衡量经济增长的指标。人均值能够剔除人口增长对上述变量的影响。同时为了剔除价格变动因素，我们把所有数据按人均GDP平减指数（1978=100）进行平减得到人均实际GDP。考虑到投资对经济增长有重要作用，为了保证检验结果的可靠性，我们在检验模型中加入控制变量人均固定资产投资额RINVEST。

（二）数据来源

本文原始数据来源于《新中国五十五年统计资料汇编》（1978～2004年）、《安徽省统计年鉴》（2005～2013年）以及《安徽省金融运行报告》（2004～2013年），并在此基础上进行整理得出。样本期为1978～2013年，我们采用Eviews7.2软件对上述数据进行处理。

三、实证分析

（一）检验方法

向量自回归（VAR）是基于数据的统计性质所建立的模型，它把系统中每个内生变量作为系统中所有内生变量的滞后值函数来构造模型，将单变量自回归模型推广到由多元时间序列变量组成的向量自回归模型。VAR（p）模型的数学表达式为：

$$y_t=\Phi_1 y_{t-1}+\cdots+\Phi_p y_{t-p}+Hx_t+\varepsilon_t$$

t=1，2，…，T。式中：y_t是k维内生变量列向量；x_t是d维外生变量列向量；p是滞后阶数；T是样本个数；k×k维矩阵Φ1，…，Φp和k×d维矩阵H是待估计的系数矩阵；e_t是k维扰动列向量，它们相互之间可以同期相关，但不与自己的滞后值和等式右边的变量相关。假设Σ是ε_t的协方差矩阵，即为k×k的正定矩阵。上式可展开为：

$$\begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ \vdots \\ y_{kt} \end{pmatrix}=\Phi_1\begin{pmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \\ \vdots \\ y_{kt-1} \end{pmatrix}+\cdots+\Phi_p\begin{pmatrix} y_{1t-p} \\ y_{2t-p} \\ \vdots \\ y_{kt-p} \end{pmatrix}+H\begin{pmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ \vdots \\ x_{dt} \end{pmatrix}+\begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{kt} \end{pmatrix}$$

t=1，2，…，T。表示含有k个时间序列变量的VAR（p）模型由k个方程组成，VAR是进行协整检验的前提。

Engle和Granger将协整与误差修正模型结合起来，建立了向量误差修正模型（VEC），是含有协整约束的VAR模型，多用于具有协整关系的非平稳时间序列建模。若y_t所包含的k个I（1）变量间存在协整关系，则y表示为：

$$\triangle y_t=\alpha ecm_{t-1}+\sum_{i=1}^{p-1}\Gamma_i\triangle y_{t-i}+\varepsilon_t$$

式中：$ecm_{t-1}=\beta' y_{t-1}$为误差修正项，其中每一个方程都是一个误差修正模型，反映变量之间的长期均衡关系；系数矩阵α反映变量之间的均衡关系偏离长期均衡状态时将其调整到均衡状态的调整速度。所有解释变量的差分项系数均反映各变量的短期波动对DYt的影响。

（二）单位根检验

经验数据告诉我们，几乎所有表示绝对量指标的宏观经济数据都是非平稳的。因此，为保证检验结果的可靠性，在进行相关检验之前，通常需要对序列做平稳性检验，以确定是否有必要做协整检验。通常，只有序列在t阶平稳的条件下［I（t）］才可做协整检验。本文采用常用的检验统计量ADF对银行贷款发展水平LOAN、银行存款发展水平DEPOSIT、证券市场发展水平BOND、保险市场发展水平INSURE、人均真实GDP增长率RGDP、全社会人均固定资产投资RINVEST进行单位根检验，具体检验结果如表1所示：

表1　原序列和差分序列的ADF单位根检验结果

序列	检验类型（c t p）	T统计量	1%临界值	5%临界值	10%临界值	P值
RINVEST	Ct0	2.778 7	−4.356 1	−3.595 0	−3.233 5	1.000
DEPOSIT	C00	0.877 2	−3.632 9	−2.948 4	−2.612 9	0.994
LOAN	C00	−0.630 3	−3.632 9	−2.948 4	−2.612 9	0.851
BOND	C00	−2.736 8	−3.632 9	−2.948 4	−2.612 9	0.078
INSURE	C00	−0.544 2	−3.632 9	−2.948 4	−2.612 9	0.870
RGDP	C00	0.080 5	−2.632 7	−1.950 7	−1.611 1	0.702
D（RINVEST）	003	−5.242 5	−2.641 7	−1.952 1	−1.610 4	0.000
D（DEPOSIT）	000	−4.161 9	−2.634 7	−1.951 0	−1.610 9	0.000
D（LOAN）	000	−4.624 7	−2.634 7	−1.951 0	−1.610 9	0.000
D（BOND）	000	−9.237 7	−2.634 7	−1.965 1	−1.610 9	0.000
D（INSURE）	000	−4.094 8	−2.634 7	−1.951 0	−1.610 9	0.000
D（RGDP）	000	−8.181 6	−2.634 8	−1.951 0	−1.610 9	0.000

注：①c和t表示有常数项和趋势项，p表示滞后阶数，样本区间为1978～2013年；②D表示序列的一阶差分。

由表1可知，LOAN、DEPOSIT、BOND、INSURE、RGDP、RINVEST检验结果显示均接受原假设，存在单位根，表明原序列是非平稳序列。从表1可以看出，所有序列的一阶差分均拒绝了有单位根的假设，表明差分序列是平稳的。据此，我们可以认为上述6个变量均是一阶单整

的，即是I(1)的。因此，对这些非平稳的金融和经济变量应采用协整检验来进行相关性分析。

(三)协整检验

以往学者研究证明，非平稳序列可能出现伪回归，为检验它们的回归方程所描述的因果关系是否伪回归，须进行协整检验，即检验变量之间是否存在稳定的关系。协整检验的方法有多种，本文使用计量经济学软件Eviews7.2来检验，先建立向量自回归模型(VAR)，再采用Johansen协整方法来检验变量之间的协整关系。由以上ADF检验可知各变量都是一阶单整的，满足协整检验的条件，具体协整检验结果如表2所示：

表2　协整检验结果

Hypothesized NO. of CE(s)	Eigen value	Trace Statistic	0.05 Critical Value	prob.**
None*	0.738 035	114.691 4	69.818 89	0.000 0
At most 1*	0.698 068	70.486 45	47.856 13	0.000 1
At most 2*	0.438 732	30.967 22	29.797 07	0.036 5
At most 3	0.290 627	11.907 83	15.494 71	0.161 4
At most 4	0.017 317	0.576 483	3.841 466	0.447 7
Hypothesized NO. of CE(s)	**Eigen value**	**Max-Eigen Statistic**	**0.05 Critical Value**	**prob.****
None*	0.738 035	44.204 97	33.876 87	0.002 1
At most 1*	0.698 068	39.519 24	27.584 34	0.000 9
At most 2	0.438 732	19.059 39	21.131 62	0.095 1
At most 3	0.290 627	11.331 34	14.264 6	0.138 4
At most 4	0.017 317	0.576 483	3.841 466	0.447 7

注：①表中上半部分为迹统计量(Trace)检验结果，下半部分为最大特征值(Maximum Eigen value)检验结果；②表中第一列是在检验原假设下协整关系的个数，第二列为矩阵的特征值，第三列是检验统计量，第四列是5%临界值，第五列为概率值；③带*号的数据表示在10%的水平上拒绝原假设，带**号的数据表示麦金农-米凯利斯-豪格(1999)P值。

我们运用Johansen协整检验方法按照协整关系的个数r=0到r=k-1顺序执行，直到拒绝相应的原假设，它们表示包含两种类型检验统计量的检验结果，迹统计量和最大特征值统计量。

表2第三列中的迹统计量结果显示，各变量之间存在三个协整关系；最大特征值统计量检验结果显示，各变量之间存在两个协整关系。两种检验统计量结果均显示出变量之间存在协整关系。这表明银行贷款发展水平LOAN、银行存款发展水平DEPOSIT、证券市场发展水平BOND、保险市场发展水平INSURE、人均真实GDP增长率RGDP这5个变量之间存在长期相关关系。由于协整关系只能说明变量之间至少有单向的因果关系，而并不能说明何为因、何为果，因此我们需要进一步检验这些变量之间的因果方向。

(四)格兰杰因果关系检验

本文采用非平稳序列下的格兰杰因果关系检验法来检验安徽省金融发展与经济增长之间的因果关系。我们在VEC模型的基础上进行Grange Causality检验，此种因果关系检验给出了每一个内生变量相对于模型中其他内生变量Grange因果关系的检验统计量及其相应的概率值。具体检验结果如表3所示：

表3　各因变量检验结果

D(RGDP)作为因变量的检验结果			(1)
Excluded	Chi-sq	df	prob.
D(BOND)	1.835 365	2	0.399 4
D(DEPOSIT)	10.743 12	2	0.004 6
D(INSURE)	4.927 144	2	0.085 1
D(LOAN)	4.682 9	2	0.096 2
ALL	14.844 8	8	0.062 2
D(INSURE)作为因变量的检验结果			**(2)**
Excluded	Chi-sq	df	prob.
D(BOND)	1.599832	2	0.4494
D(DEPOSIT)	3.064602	2	0.2160
D(RGDP)	0.503169	2	0.7776
D(LOAN)	0.866661	2	0.6483
ALL	4.820617	8	0.7766
D(BOND)作为因变量的检验结果			**(3)**
Excluded	Chi-sq	df	prob.
D(DEPOSIT)	1.109303	2	0.5743
D(INSURE)	1.994503	2	0.3689
D(RGDP)	2.294815	2	0.3175
D(LOAN)	1.03812	2	0.5951
ALL	17.0397	8	0.0297
D(LOAN)作为因变量的检验结果			**(4)**
Excluded	Chi-sq	df	prob.
D(BOND)	0.371311	2	0.8306
D(DEPOSIT)	2.528371	2	0.2825
D(INSURE)	4.833321	2	0.0892
D(RGDP)	4.315887	2	0.1156
ALL	11.93726	8	0.1540
D(DEPOSIT)作为因变量的检验结果			**(5)**
Excluded	Chi-sq	df	prob.
D(BOND)	0.959783	2	0.6189
D(INSURE)	3.263579	2	0.0166
D(RGDP)	8.196721	2	0.1956
D(LOAN)	0.270103	2	0.8737
ALL	13.74154	8	0.0888

注：①表中第二列为卡方统计量的检验值，第三列为卡方统计量的自由度，第三列为概率值；②表中最后一栏给出了对所有滞后内生变量的卡方统计量和概率值。

表3(1)列示了把人均真实GDP增长率RGDP作为因变量,把BOND、INSURE、DEPOSIT、LOAN作为自变量时进行检验的结果。若以10%临界值为参照点,则DEPOSIT的概率值严格小于10%的临界水平,拒绝原假设,说明银行存款水平DEPOSIT是人均真实GDP增长的格兰杰原因。另外,INSURE和LOAN均小于10%的临界水平,拒绝原假设,说明保险市场发展水平INSURE和银行贷款发展水平LOAN也是人均真实GDP增长的格兰杰原因。而BOND大于10%的临界水平,接受原假设,说明证券市场发展水平BOND不是人均真实GDP增长的格兰杰原因。另外,各金融变量的联合概率值为0.062 2,表明从整体上看,金融发展是经济增长的格兰杰原因。

同理,由表3(2)可以看出,人均真实GDP增长率不是保险市场发展的格兰杰原因;由表3(3)可以看出,人均真实GDP增长率也不是证券市场发展的格兰杰原因;从表3(4)可以看出,人均真实GDP增长率也不是银行贷款发展的格兰杰原因;从表3(5)可以看出,显示人均真实GDP增长率也不是银行存款增长的格兰杰原因。

四、结论与建议

(一)结论

本文通过搜集安徽省自改革开放以来金融和经济发展方面近35年的相关数据,并对这些数据进行分类整理,选取了金融发展和经济增长方面共6个指标:银行贷款发展水平LOAN、银行存款发展水平DEPOSIT、证券市场发展水平BOND、保险市场发展水平INSURE、人均真实GDP增长率RGDP和人均固定资产投资。基于VAR和VEC模型对安徽省金融发展和经济增长之间的相关关系和因果关系进行了检验,检验结果如下:

第一,协整检验结果显示,银行贷款发展水平LOAN、银行存款发展水平DEPOSIT、证券市场发展水平BOND、保险市场发展水平INSURE、人均真实GDP增长率RGDP这5个变量之间存在长期相关关系,表明安徽省金融发展与经济增长之间具有密切联系,其联系覆盖了银行、证券、保险三个方面。

第二,格兰杰因果关系检验结果显示,安徽省金融发展对经济增长的促进作用比较明显。其中银行业在存贷款方面对经济增长的影响比较大;保险市场的发展也带动了经济的增长;证券市场虽经过了20多年的发展,可是其对经济增长的贡献仍是微弱的,得出这一结论的原因可以从以下几方面来解释:

一是安徽省上市公司数量少,直接融资能力不强。截至2013年底,安徽共有境内上市公司78家,上市公司数量仅占全国上市公司总数的3%,为江苏省的33%。长期以来安徽省上市公司募集资金总额在全国所占的比例较低,最高比例在2011年和2013年达到6%以上,其余年份波动幅度较大,所占比例较低,具体如表4所示:

表4　安徽省上市公司数量和上市公司资金募集总额与全国情况对比

年份	上市公司数(家)		比例(%)	上市公司募集资金总额(亿元)		比例(%)
	安徽	全国		安徽	全国	
2001	29	1 160	2.5	24.6	1 252.3	1.96
2002	33	1 224	2.7	28.9	961.8	3
2003	36	1 287	2.8	30.9	1 357.8	2.27
2004	44	1 377	3.2	33.9	1 510.9	2.25
2005	45	1 381	3.26	1.5	1 882.5	0.08
2006	47	1 434	3.28	72.6	5 594.3	1.3
2007	53	1 550	3.42	145.1	8 680.2	1.67
2008	56	1 625	3.45	176.5	3 852.2	4.58
2009	58	1 718	3.38	163.0	6 124.7	2.66
2010	65	2 063	3.15	171.3	11 971.9	1.43
2011	77	2 342	3.29	358.3	5 814.2	6.16
2012	78	2 494	3.13	141.1	4 134.4	3.41
2013	78	2 489	3.13	244.6	3 868.9	6.32

注:资料来源于《2014中国统计年鉴》和《2014安徽省统计年鉴》。

二是安徽省直接融资比例偏低,具体数据如表5所示。2001~2005年安徽省融资贷款比例均在90%以上,直接融资比例不到10%。2006年以来,直接融资比例明显上升,企业融资渠道呈现多元化,特别是债券融资比例整体呈上升趋势,到2012年融资比例达24.5%,而股票市场除2001年和2007年、2008年达到10%以上,其他年份比例大都低于债券市场融资。可见,目前安徽省银行信贷仍是主要融资渠道,证券市场的融资功能尚未得到有效发挥。

表5　安徽省融资总量及融资结构的变化

年份	融资量(亿元)	比重(%)		
		贷款	债券	股票
2001	240.5	89.8	0.0	10.2
2002	368.4	92.2	0.0	7.8
2003	519.0	94.1	2.9	3.0
2004	608.2	94.4	1.4	4.1
2005	598.8	91.9	7.8	0.3
2006	987.1	84.1	14.1	1.8
2007	1 166.8	79.1	8.8	12.1
2008	1 488.7	81.3	6.8	11.9
2009	2 803.0	85.8	8.4	5.8
2010	2 797.6	82.1	12.5	5.4
2011	3 170.9	77.5	16.3	6.2
2012	3 563.4	74.4	24.5	1.1
2013	4 311.0	90.4	7.2	2.4

注:资料来源于2012年安徽省金融运行报告、2013年安徽省金融运行报告。

三是上市公司地区分布不均匀，各地市差异显著。截至2013年底，合肥和芜湖两市共有上市公司41家（其中合肥市30家、芜湖市11家），当年募集资金114.9亿元，占全省募集资金总额的47%；而皖北6市（淮北、亳州、宿州、蚌埠、阜阳、淮南）上市公司仅11家，当年募集资金28.1亿元，仅占全省的11.5%。这说明以省会城市合肥为中心的中东部地区融资条件明显优于其他地区。

四是中介机构发展滞后，中介服务能力有限。企业通过股票融资、债券融资均需要有专业中介机构（包括承销商、审计机构、法律机构、担保机构等）参与。目前安徽省大型会计师事务所、律师事务所相对较少。

从我们的计量模型推算来看，尚得不出安徽省经济增长对金融发展的带动作用，更多地表现为金融发展推动经济增长，说明安徽省金融发展和经济增长之间还没有形成良性的互动。

（二）建议

基于以上结论，我们认为自改革开放以来，安徽省的金融结构属于银行主导型，银行体系在经济发展中起着主导作用，安徽省应继续发挥银行业的优势促进经济增长。保险市场的发展对经济的推进作用也已经显现出来，我们应继续推进保险市场的改革，促进保险业的发展。但是在证券市场直接融资这一块，股票以及债券市场的发展比较缓慢，还没发挥它们应有的作用，对经济的带动作用仍没有显现出来，我们可以从以下几个方面入手来推动安徽省证券市场的发展：

第一，健全和完善全省资本市场体系。逐步推进股票市场的多层次化建设，为满足各类企业进行上市交易，应建立覆盖全省的柜台市场和地方性股权交易中心，将条件成熟的企业推向全国性股票市场；积极稳妥地发展债券市场，允许不同市场主体发行债券，做好债券发行、交易的信息披露制度建设。同时，建立健全资产抵押、信用担保等保障机制；培育和壮大期货公司，推动期货市场的发展。应密切加强区域之间资本市场的联系，从整体上完善省内资本市场建设。

第二，采取切实措施，营造企业直接融资的良好环境。政府应当将企业直接融资纳入政府的总体发展规划之中，省内各监管部门应尽力优化审批流程、缩短审批时间，为企业直接融资提供方便、搭建“绿色通道”。各金融机构应利用网点多的优势，在报刊、广播、电视、互联网等平台张贴宣传画、印制宣传手册、刊登直接融资相关知识，全方位、多形式宣传企业直接融资基本知识，引导企业熟悉直接融资市场，辅导企业做好融资方案、掌握市场规则、选择合适的融资工具。

第三，充分挖掘皖北地区的优势产业，把优势突出的产业（粮食、煤炭、水泥、中草药等）推进证券市场。充分利用证券市场的融资功能，增强融资能力。扶持当地有条件的企业上市直接融资，鼓励优质企业在主板、中小板和创业板上市融资；支持已上市公司通过并购、重组、配股、增发新股等形式，做强做大，进而协调当前存在的上市公司地区差异明显的问题。

第四，完善证券市场的中介服务体系，提高证券公司经纪业务水平。安徽省应大力发展会计、法律、资产评估等中介机构，强化会计、律师、资产评估等机构的社会责任；整合省内担保机构资源，对省内政策性担保机构注资，支持其不断发展壮大，增强其服务于企业融资的能力。同时，吸引省外经验丰富、业务成熟的中介机构入驻安徽，从整体上提高中介服务机构的服务水平。

通过以上几方面的积极工作，加快安徽省证券市场的发展，加大安徽省证券市场的融资力度，让证券融资担负起引导社会资源合理配置的重担，从而发挥其促进经济增长的作用。要充分发挥银行业、证券业、保险业的优势，统筹三者的发展，全面发挥金融业的资源配置功能，促进安徽省经济社会的发展。

主要参考文献

Patrick H T. Financial Development and Economic in Underdeveloped Countries[J]. Economic Development and Cultural Change，1966(14).

Harris R.D.，F. Tzavalis E. .Inference for Unit Roots in Dynamic Panels Where the Time Dimension is Fixed[J].Journal of Econometrics，1999(91).

谈儒勇，中国金融发展与经济增长关系的实证研究[J].经济研究，1999(10).

王志强，孙刚.中国金融发展规模、结构、效率与经济增长关系的经验分析[J].管理世界，2003(7).

方先明.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).

周立，王子明.中国各地区金融发展与经济增长可持续：1978～2000[J].金融研究，2002(10).

周丽丽，杨刚强.中国金融发展速度与经济增长关系的区域差异：基于区域差异的视角[J].中国软科学，2014(2).

赖娟.金融发展抑制了还是促进了经济增长：来自江西省的数据检验 [J].江西财经大学学报，2013(2).

孙士金，孙世霞.上海金融发展与经济增长：基于VAR系统的实证研究[J].统计教育，2009(11).

高铁梅.计量经济分析方法与建模[M].北京：清华大学出版社，2006.

张晋伟.山西省直接融资发展现状、问题及建议[J].中国外资，2013(20).

黄学华.安徽直接融资发展形势及对策[J].江淮论坛，2005(3).