

衡阳市金融发展与经济增长的相互关系

——基于VAR模型的实证分析

陈 鸣, 刘文君^①

(南华大学 经济管理学院, 湖南 衡阳 421001)

[摘 要] 文章运用现代计量经济学方法,研究了1993至2013年衡阳市金融发展与经济增长之间的双向作用机理。研究表明:从长期来看,衡阳市金融发展序列与经济增长水平序列通过了协整检验,即两者之间存在长期均衡关系;短期情况则有所不同,由于受随机干扰项的影响,二者长期均衡关系会产生偏离,并且暂时的偏离调整呈现明显区别,金融发展水平的短期波动向长期均衡趋近的调整幅度大于经济增长水平;金融发展水平与经济增长水平之间相互作用的效果存在明显差异。经济增长的冲击对金融发展的影响强烈,金融发展的变化对经济增长水平的影响相对微弱。在此基础上,文章结合衡阳市实际,对衡阳金融业发展提出了相应的政策建议。

[关键词] 衡阳市; 金融发展; 经济增长; VAR模型; 实证

[中图分类号] F124 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1673-0755(2014)06-0010-05

金融资本是现代社会发展的重要资源。在理论学界,20世纪80年代以来,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,经济学家越来越倾向于注重实证分析^[1-2]。随着研究的不断深入,近年来我国金融发展与经济增长关系的研究成果也日益丰富。谈儒勇发现经济增长与金融机构数之间有显示较强的正相关性^[3]。周立、王子明对中国各地域1978—2000年经济增长与金融发展关系进行实证分析,利用面板数据得出中国各地区二者的明显相关关系,并采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^[4]。杨艳、李新波对中国各地区经济增长与金融发展的研究表明,各地区金融发展与经济增长之间的具体关系非常复杂,不存在完全一致的正相关或负相关,而是存在较大差异^[5]。金红丹的研究证明了金融发展对经济增长的较显著的促进作用^[6]。方先明利用银行贷款余额、股票总市值和保费收入三个要素视为解释资本的三大因素,并以此为基础,考察1978—2008年间金融支持与经济增长间的空间相关性^[7]。综上可看出,区域

金融发展与经济增长之间呈现出显著的区域性特征,存在一定差异化特征。衡阳作为湖南省发展新型工业化道路的重要力量,近来加大引进金融资本力度,多家银行在衡阳市新设分支机构,贷款总额随着经济发展不断扩大,以金融促经济的思路成为了做强市域经济的重要战略。虽然市域经济的持续、快速发展确实离不开金融保障,然而一味的追求贷款总量,依靠贷款促投资促发展的战略,也形成了金融资本过度膨胀,未能充分发挥其应有作用的问题。因此将衡阳作为研究对象,对于解释市域经济实际状况,更好地促进衡阳市乃至湖南省两者之间的协调发展有着重要意义。

向量自回归模型简称VAR模型(Vector Autoregressive Model),是一种常用的计量经济模型,它是用模型中所有当期变量对所有变量的若干滞后变量进行回归和用来估计联合内生变量的动态关系,而不带有任何事先约束条件。它是AR模型的推广,此模型目前已得到广泛应用。本文试图采用1993至2013年的年度数据,以现代计量经济学的理论为基础,利用经典VAR模型,采用ADF(Augment

[收稿日期] 2014-09-19

[基金项目] 湖南省情决策咨询研究项目“生产性服务业发展队制造业竞争力提升的影响机制—以湖南省为例”资助(编号:2014BZZ231);湖南省科技厅项目“湖南省生产性服务业发展与制造业竞争力关系研究”资助(编号:2014ZK3066);衡阳市社科基金项目“基于面板协整模型的衡阳市银行贷款对经济增长的影响研究”资助(编号:2011C012)

[作者简介] 陈鸣(1977-),男,湖南常德人,南华大学经济管理学院讲师。

^①南华大学经济管理学院副教授。

Dickey-Fuller test) 检验、协整理论、ECM (Error correction model) 误差修正模型、Granger 因果检验、脉冲响应等技术,研究金融发展与衡阳市经济增长之间的双向作用机制,即衡阳市经济增长对金融发展的影响方向及程度,以及相应的金融发展对经济增长影响的作用方向及贡献程度。

一 研究步骤与数据说明

(一)研究步骤

本文的研究步骤为:(1) 为了避免时间序列不稳定而导致的伪回归现象,用 ADF 方法检验变量的平稳性,以确定变量是否符合进行协整检验的条件;(2) 为了对变量序列进行协整性检验,采用 Engle-Granger 的两步法检验;(3) 如果经检验确定变量存在协整关系,建立误差修正模型,来描述变量短期波动与长期均衡之间的影响关系;(4) 考察不同滞后期变量序列间的因果关系,对变量序列进行 Granger 因果检验。借助 Eviews6.0 处理完成上述所有步骤的计算过程。

(二)数据说明

Raymond. W . Goldsmith 在 1969 年提出了衡量金融发展的指标 FIR,目前成为大多数学者采用的标准,即一个国家在一个具体的时点上所有的金融资产存量值与该国民财富的比值(包括实物资产与对外净资产),一般用金融存量中的贷款总额与股票值之和与 GDP 之比。在实际中,大部分文献基于数据的约束,通常采用地区金融机构的存贷总额来代替 FIR,以便于实证研究。本文中,Deepen_t是描

述第 t 年衡阳地区银行等金融机构贷款总额占衡阳地区国内生产总值(GDP)的比例,作为衡量衡阳市金融发展水平的指标。同时选取衡阳地区人均 GDP(Growth_t) 作为衡量衡阳区域经济发展水平的指标,计为 Growth_t。t 的取值范围为 1993 年至 2013 年。根据统计学原理,为剔除个别变量间存在的异常关系,平滑时间数列指数关系消除异方差,本文对所选数据均进行对数化处理。以上 1993—2012 年数据均来自《湖南省统计年鉴》,2013 年衡阳市 GDP 与贷款总额,来源于衡阳市统计局网站。

二 计量结果分析

(一)平稳性检验

为了研究金融发展与经济增长之间的相互影响和作用的关系,我们首先要避免伪回归的产生,本文采用 ADF 检验方法^[8]对各变量进行单位根检验,以检验时间序列的平稳性。结果显示,由于两个原序列的 ADF 单位根检验值都大于在 10% 的显著水平下的临界值,说明 1993—2013 年的金融发展水平 (Deepen) 与经济增长 (Growth) 序列的原水平值未通过检验,是非平稳的;我们必须对原序列进行差分处理,经过差分后再进行检验,结果如表 1 所示,一阶差分序列的单位根检测值,分别在 1%、10% 的条件下小于临界值,即不存在单位根,这意味着一阶差分后的序列是平稳的,属于一阶单整,即 Deepen ~ I(1)、Growth ~ I(1),同时二者均为同阶,那么该序列也可以进行协整。

表 1 金融发展与经济增长序列的 ADF 检验结果

变量	检验类型	ADF 检验值	临界值	单位根	结论
Deepen _t	(c,0,4)	-0.3657	-2.8504 *	unit root	no stationary
ΔDeepen _t	(c,0,3)	-6.8923	-3.7885 ***	no unit root	stationary
Growth _t	(c,t,1)	-2.8668	-3.3187 *	unit root	no stationary
ΔGrowth _t	(c,t,0)	-2.3984	-2.1269 *	no unit root	stationary

注:***、**、* 分别代表 1%、5%、10%, c 代表截距项,t 代表趋势,n 代表阶数项,根据 EViews 6.0 中 SIC 规则决定。

(二)协整检验

通过之前 ADF 单位根检验,金融发展水平 (Deepen) 与经济增长 (Growth) 序列均为一阶单整,服从协整检验的基本条件,可以进行检验。本文采用 Engle 和 Granger 于 1987 年提出的方法 (E—G 两步法) 检验变量序列的协整关系。按照以下步骤进行检验:

首先利用 Eviews6.0 计量软件,将 Deepen 与 Growth 用 OLS 法进行回归分析,得到回归结果:

$Growth_t = 4.3182 + 2.4867Deepen_t + e_t \quad (1)$

$t = (17.0113 ***)(3.9414 ***)$

$R^2 = 0.68, DW = 1.92$ (*** 表示显著性水平为 1% 时)

再令 $e_t = Growth_t - 4.3182 - 2.4867Deepen_t$, (其中 e_t 代表以上模型的残差),再继续检验序列 e_t 的平稳性(表 2 显示了其 ADF 检验的结果)。由表 2 所示,在显著性水平为 1% 时,该序列其 ADF 检验值为 -3.7924,比其临界值 -2.1248 要小,这一结果说明该序列平稳,其单位根不存在。序列金融发

展水平 (Deepen) 与序列经济增长 (Growth) 变量二者具有协整关系,即二者虽然可能会在短期内出现一定的非均衡性,或统计项产生非平稳性跳跃而导致二者关系出现不稳定,无法判定二者之间的规律,

但从长期来看,二者关系存在平稳趋势。这一结果也很好地揭示了之前(1)式建立的合理性,也量化了两序列之间的数量关系,即经济增长每增加 1%,金融发展会增长 2.4867%。

表 2 金融发展与经济增长协整检验

变量	检验类型	ADF 检验值	临界值	单位根	结论
e_t	(0,0,0)	-3.7924	-2.1248***	no unit root	stationary

注:***代表显著性水平为 1%。

(三)ECM 模型分析

ECM 是一种具有特定形式的计量经济学模型,它的提出主要是为了增强模型的精度,将协整回归中的误差项 e_t 看做均衡误差,通过建立短期动态模型来弥补长期静态模型的不足。Engle 与 Granger 1987 证明,如果变量 X 与 Y 是协整的,则它们间的短期非均衡关系总能由一个误差修正模型表述。因此,为更精细的考察金融发展数量与经济增长之间的短期动态关系,本文采用此方法进行检验。 Δ Deepen 和 Δ Growth 代表相应的差分序列,令 e_{t-1} 替换 $Deepen_{t-1} - 4.3182 - 2.4867 Growth_{t-1}$,建立如下模型:

$$\Delta Deepen = -0.1623 + 15.0055 \Delta Growth - 0.5491 ecm_{t-1} \tag{2}$$

$$t = (-1.8032^*)(2.0514^*)(-3.9583^{***})$$
$$R^2 = 0.62, DW = 2.1078, Prob = 0.0017$$
$$\Delta Growth = 0.0106 + 0.0072 \Delta Deepen - 0.0065 ecm_{t-1} \tag{3}$$

$$t = (11.4161^{***})(1.5955)(1.1183^{\bullet})$$
$$R^2 = 0.43, DW = 0.5407, Prob = 0.0649$$

其中: $ecm_{t-1} = Deepen_{t-1} - 4.3182 - 2.4867 Growth_{t-1}$, ***代表 1% 的显著性, ** 为 5%、* 为 10%、 $\bullet$ 为 15%。

从(2)(3)式所表现的结果来看, Δ Growth 系数为 15.0055,且显著,说明经济增长能够推动金融发

展, Δ Deepen 系数不显著,可以说明其推动经济发展但作用不明显,可以解释的一个理由可能是经济增长取决于很多方面,仅仅依靠金融发展,特别是单纯的贷款数量增加难以维持经济发展。根据(2)(3)误差修正系数的比较,显示二者虽然会在短期产生跳跃,并偏离稳定趋势,但从长期来看,反向的自我修正机制会制约这种偏离,并长期稳定其趋势。另外序列中金融发展值对于短期因素的影响比较敏感,而经济增长对长期波动的敏感程度较高,根据系数的数值表明,当短期偏离发生,长期稳定趋势将以 -0.5491 量化值将金融发展拉回均衡态,相比较而言,该趋势对于经济增长的的量化拉力仅为 -0.0065,这说明金融发展尤其是贷款的增长对经济增长的作用程度有限,特别在短期区间。这都反映在误差修正项 ecm_{t-1} 的系数的大小上。

(四)变量的向量自回归模型 (VAR) 估计

为了进一步研究金融发展与经济增长之间的动态作用机制,下面建立贷款占比 (Deepen) 与经济增长 (Growth) 的 VAR 模型,也为随后的脉冲响应函数分析打下基础。要确定最优的自回归阶数,无约束 (unrestricted) VAR 模型,通用的方法包括 LR、FPE、AIC、SC、HQ 等 5 种检验准则,我们利用 Eviews 对其进行检验,结果如表 3、表 4 所示,可确定最优滞后阶数为 2 并能够满足稳定条件。

表 3 VAR 滞后阶数不同选择准则取位

VAR 滞后阶数选择准则			内生变量: Deepen Growth		有效样本点数:18	
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	36.53815	NA	0.000223	-2.867543	-2.643043	-2.818467
1	82.54078	97.60438	5.59E-07	-7.788997	-8.431074	-8.686862
2	92.38666	22.74849*	3.35e-07*	-9.264076	-8.769423*	-9.195567
3	93.57873	2.456976	4.84E-07	-8.972083	-8.55957	-8.856594
4	98.27756	5.688828	5.00E-07	-9.039729	-8.139357	-8.906959
5	104.6607	3.419116	5.86E-07	-9.082301	-7.984069	-8.922345
6	107.5824	1.624293	9.47E-07	-8.854716	-7.668623	-8.777435
7	118.3308	3.589126	9.04E-07	-9.603443*	-8.21936	-9.498777*

表 4 金融发展与经济增长的 VAR 参数估计

变 量	Deepen	Growth
Deepen(-1)	0. 25272(-0. 2091)	-0. 001357(-0. 00275)
Deepen(-2)	-0. 23060(-0. 1696)	-0. 002116(-0. 00223)
Growth(-1)	25. 76261(-13. 2999)	1. 771108(-0. 17467)
Growth(-2)	-23. 1265(-13. 8136)	-0. 81868(-0. 18141)
C	3. 761352(-0. 8114)	0. 015681(-0. 01066)
Adj. R - squared	0. 792892	0. 969781

注:括号内的数值为相应系数的标准差。

(五) 基于脉冲响应函数的分析

为衡量随机扰动对自相关变量的当前值及未来值的冲击,本文采用广义脉冲方法^[8],定义 20 期追踪期与正的单位冲击值,采用 Eviews6.0 得到结果如图 1 所示,其中图 1(a)、(b)代表了衡阳市金融发展水平对自身以及经济增长的冲击的反应,图 1(c)、(d)代表经济增长对金融发展值及自身的冲击的反应。

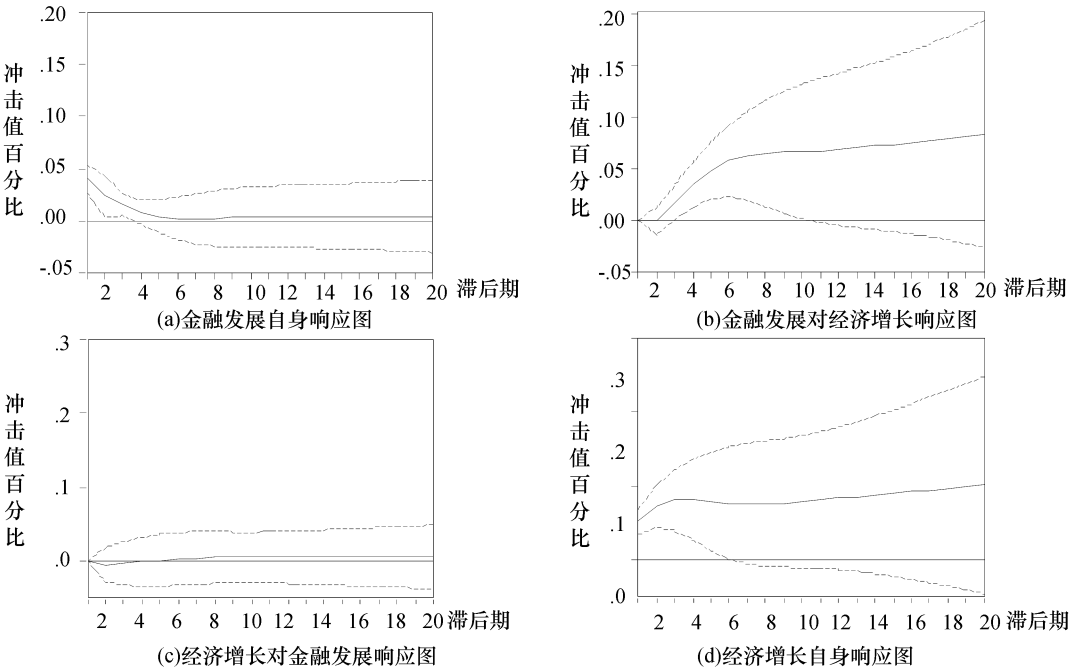


图 1 调整自由度的 Cholesky 脉冲响应

如图 1 所示,金融发展值对不同期数的冲击反应不同,第 1 期正向反应充分,第 2 期开始响应力度减弱,第 3 期为负不断衰减并有稳定趋势(图 a);而金融发展呈现较不一样的反应,从期初开始,正向反应持续加大,并在第 3 期达到值峰,冲击幅度较大,从第 6 期开始保持了较长时期的正向效应(图 b);经济增长对自身的冲击产生了持续的正向反应,且反应程度基本保持稳定(图 c);尽管金融发展值的增加对经济增长的影响持续为正,但经济增长对来自金融发展值的一个标准差的正的冲击在期初有较强的正向反应,但响应程度逐渐降低(图 d)。图 1 的脉冲响应函数结果表明:(1)从长期来看,金融发展对自身的影响为负,表明随着衡阳市引进金融资本规模的不断扩大,贷款激增带来的负面效果也逐步显现。贷款作为一种特殊的重要资源,并不是越多越好,不能一味求多求快,而是应更注重其质量和结构,跟市域经济相匹配,合理控制逐步调配。(2)从中长期来看,随着衡阳市经济增长的加快,

GDP 增加将进一步增加对贷款的需求,导致贷款规模持续增高。

三 结论与政策建议

(一)金融发展序列与经济增长序列存在协整关系,经济增长每提高一个百分比会使金融发展的量化值增加 2.4867%。

(二)金融发展数量与经济增长之间既存在长期均衡的静态关系,也存在短期的动态关系。二者对于稳定性均衡的敏感度并不一致,金融发展较经济增长而言,在短期更易被拉回均衡趋势。

(三)VAR 模型表明衡阳市金融发展变量与经济增长水平变量之间存在紧密的结构依存关系。

(四)从广义脉冲响应函数的结果看,衡阳市金融发展变量与经济增长水平之间相互作用的效果存在明显差异。金融发展对来自经济增长水平的冲击响应强烈;而经济增长水平对金融发展变化的冲击响应比较微弱。

上述结果表明,尽管金融发展与经济增长之间存在相互作用关系,但相互作用的效果存在明显差异。衡阳市经济增长对其金融发展影响显著,而金融贷款的增加虽然在一定程度缓解了经济发展中的巨大资金缺口,对衡阳市经济的增长存在一定推动作用,但影响程度远低于经济增长的发展对市域金融的带动作用。根本原因在于衡阳市金融市场金融系统不够完善,金融中介体系资源配置效率低下,并未能充分发挥其促进经济发展的应有作用。

因此,我们必须认识到以下几点:首先,我们应该大力发展贷款以外的其它融资方式。完善和发展衡阳市金融体系,推动资本市场健康发展,加大证券等直接融资方式在金融业中的比重,使其在融资总额中的占比不断提高;其次,必须打破四大行垄断地位,使金融资源分配更加均衡而不是一味做大。衡阳市国有大型金融机构占有绝对垄断地位,四大商业银行业务量占据全市的 80%,这导致金融资源稀缺,金融难以支撑经济发展。因此应对衡阳市国有商业银行精简机构,继续积极吸引各股份制商业银行和甚至外资银行来衡阳设立分支机构和办事处,完善衡阳市金融体系的发展;再次,调整贷款结构。衡阳市中小企业众多,是市域经济的重要力量,但贷款更多偏向和流入大型国有企业,中小企业很难通过银行融资发展壮大,生存环境堪忧。要真正发挥

金融发展对经济增长的作用,我们必须着力完善衡阳市中小企业融资系统,改善中小企业信贷环境,使信贷投放向中小企业做出适当倾斜。

[参考文献]

- [1] Akmed 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 (3): 121-134.
- [2] Kin R G, R Levine. Finance and growth: Schumpeter might be right [J]. Quarterly Journal of Economics, 1993 (3): 95-112.
- [3] 谈儒勇. 中国金融发展和经济增长关系的实证研究 [J]. 经济研究, 1999(10): 24-28.
- [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] 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(12): 8-12.
- [6] 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, 2012(12): 38-43.
- [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 1978—2008 年的证据 [J]. 金融研究, 2010(10): 10-14.
- [8] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模——Eviews 应用及实例 [M]. 北京: 清华大学出版社, 2006: 235-248.

Empirical Study on the Relationships Between Financial Development and the Economic Growth in Hengyang

——An empirical study based on VAR model

CHEN Ming, LIU Wen-jun

(Hunan Agricultural University, Changsha 410000, China)

Abstract: This paper uses modern econometric methods to analyse two-way mechanism between financial development and the economic growth in HengYang from 1993 to 2013. The results show that: in the long run, there are co-integration relationships between financial development and the economic growth; in the short term, even though both may deviate from the long-run equilibrium relationship, but the deviation is temporary, the adjustment of financial development from short-term fluctuations to the long-run equilibrium is greater than the economic growth; the impact of the economic growth on the amount of financial development is remarkable, while the changes of financial development may have weak impact on the economic growth. Therefore, we shall polish the structure of loan in Hengyang while rationalize the financial system in Hengyang.

Key words: Hengyang; financial development; the economic growth; empirical analysis