

中国区域金融发展与经济增长协调性的实证研究

尹优平

(西南财经大学中国金融研究中心, 成都, 610074)

内容摘要: 本文利用中国东部、中部、西部和东北省级数据, 采用各地区的银行存贷款之和来衡量中国各地区的金融发展程度, 选择人均国内生产总值作为衡量经济增长的指标, 实证分析中国区域金融发展与经济发展的协调关系以及“门槛效应”, 认为金融发展对经济增长的影响在不同的时期和区域是不同的, 区域金融成长与区域经济发展具有双向作用关系。

关键词: 区域金融发展; 经济增长; 协调性

研究中国区域金融发展与经济增长的协调关系必须注意中国二元经济结构的特殊性, 如果“门槛效应”的存在, 运用单一的时间序列资料来实证金融发展与经济发展的关系可能存在设定偏差。因此本文利用东部、中部、西部和东北省级数据来分别实证中国区域金融发展与经济发展的关系, 并从不同的样本区间分析“门槛效应”的影响。

一、指标选择、数据来源和描述统计分析

(一) 金融发展指标的选择

戈德史密斯提出“金融相关比率¹”指标, 是衡量金融上层结构相对规模的广义指标。戈德史密斯认为, 金融相关比率的变动反映的是金融上层结构与经济基础结构之间在规模上的变化关系, 可以被视为金融发展的一个基本特点。麦金农在研究发展中国家的金融抑制与金融深化时, 采用的是货币存量与国民生产总值的比例作为衡量金融增长的标尺。此外, 李广众和陈平、周好文(2002)和钟永红(2004)用私人信贷作为金融中介的效率指标; Valev(2002)采用商业银行资产比商业银行资产与中央银行资产总和的方法衡量商业银行和中央银行在分配储蓄资源上的重要性, 因为相对而言, 商业银行在分配储蓄资源上比中央银行更有效率。

国内学术界在计算金融相关比率时, 一般采用银行的存贷款之和比国内生产总值, 所以一些学者在衡量金融增长时, 也仿照戈氏指标, 包含存款和贷款, 如谢平(1992)、张杰(1995)、易纲(1996)。这是因为, 中国的主要金融资产集中在银行, 而银行最主要的负债和资产是存款和贷款。由于中国均缺乏各地区金融资产、M₂以及私人信贷的统计数据, 所以上述衡量方法均不太适用。考虑到数据的可得性以及准确性, 本文采用各地区的银行存贷款之和来衡量中国各地区的金融发展程度。本部分收集了1978-2005年的中国各地区金融中介机构的存贷款数据, 存款和贷款之和用FIR表示。在实证分析时, 取其自然对数, 用LFIR表示。数据主要来自《新中国五十年统计资料汇编》与各年的《统计年鉴》, 统计年度较长, 口径一致, 所以数据可信度很高。其中, 由于四川与重庆的数据缺失, 故未列入分析样本。

(二) 经济增长指标的选择

在本部分中, 我们选择人均国内生产总值的自然对数作为衡量经济增长的指标, 这样可以排除人力资本的影响。并以78年为基期对GDP进行了调整。指标的数据来源于《新中国五十年统计资料汇编》以及《中国统计年鉴》, 用LGDP表示。

¹金融相关比率是指全部金融资产价值与全部实物资产(即国民财富)价值之比。

（三）描述性统计分析

在对中国区域金融发展与经济增长之间协调关系作实证分析之前，需要对中国金融发展与经济增长有一个初步的整体认识和把握。为了分析方便，将全国各省市归纳为东北、东、中、西部四个部分，并分别得到各年平均LGDP及LFIR, 具体数据如下表1所示。

从表2. 6给出的结果可看出，东部地区人均GDP最大的是北京与上海。上海的FIR总量是东部地区最高的，而广西则最低。从GDP与FIR对比来看，海南的对比系数只有1. 9165，是四大区域中最低的。另外，北京、上海的对比系数都较低。中部地区人均GDP最高的是山西，基本上各个省份的FIR差异不大。河南的人均GDP较低但FIR相对则较高，因此GDP与FIR比例较小。东北部地区人均GDP仅次于东部。从西部来看，由于四川、重庆和西藏的资料不完整，无法进行分析。在西部地区中，陕西GDP较高，宁夏、青海则较低。陕西的FIR也是西部地区最高的，而贵州的FIR则较低。

总的来看，中部地区的对比系数最高，平均数为2. 1206，东北部地区其次，西部地区最低。至此，我们可以作一个初步的结论：即金融发展对经济增长贡献最大的地区并不是经济发达的东部地区，也不是处于初级经济发展阶段的西部地区，而是中部地区。这种关系告诉我们，中国的金融发展与经济增长之间的关系并不是如一般文献中所描述的那样的标准、单一的关系。但是，上述分析比较粗糙，并不能揭示金融发展与经济发展之间是否存在因果关系以及相关关系，要想进一步确认上述关系，我们首先要做葛兰杰因果关系检验。

二、区域金融发展与经济增长的格兰杰因果关系检验

格兰杰因果检验的思想是，如果A是B的原因，则A先于B出现，在加入A滞后项的回归模型中，A滞后项的系数应该统计显著，并能够提高模型的解释能力。即，假设模型为：

$$y_t = \sum_{i=1}^k a_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i x_{t-i} + \mu_t$$

表 1 中国各地区经济增长与金融发展的对比分析

		LGDP	FIR	LGDP/FIR
东部	北京	7.5583	3.7786	1.9209
	天津	6.8951	3.6827	1.8723
	河北	7.1155	3.2530	2.1874
	上海	7.6988	3.9486	1.9500
	江苏	7.2485	3.4518	2.0999
	浙江	7.0258	3.4391	2.0429
	福建	6.9012	3.3521	2.0587
	山东	7.3396	3.3384	2.1986
	广东	7.3990	3.4619	2.1373
	广西	6.8327	3.0919	2.2099
	海南	6.2848	3.2792	1.9165
平均数		7.2299	3.5614	2.0787
东北部	辽宁	7.2052	3.3600	2.1444
	吉林	6.8889	3.2795	2.1006
	黑龙江	7.0751	3.3794	2.0936
平均数		7.0564	3.3396	2.1128

西部	贵州	6.5503	2.9251	2.2394
	云南	6.7850	3.0986	2.1897
	陕西	7.2052	3.3600	2.1444
	甘肃	6.6319	3.0963	2.1419
	青海	6.1114	3.2099	1.9039
	宁夏	6.0734	3.1811	1.9092
	新疆	6.6853	3.2758	2.0408
平均数		6.5775	3.1638	2.0403
中部	山西	7.2052	3.3600	2.1444
	内蒙	6.6745	3.2297	2.0666
	安徽	6.8422	3.1437	2.1765
	江西	6.7771	3.1266	2.1676
	河南	6.2848	3.2792	1.9165
	湖北	7.1155	3.2530	2.1874
	湖南	6.8956	3.1555	2.1853
平均数		6.8278	3.2211	2.1206

原假设为 x_t 不是 y_t 的格兰杰原因，也就是 $H_0: \beta_i = 0, i = 1, 2, \dots, k$ 。构造 F 统计量：

$$F = \frac{(RSS_r - RSS_u)/k}{RSS_u / T - n}$$

如果， $F > F_{\alpha}(k, T - n)$ ，则拒绝原假设，认为 x_t 是 y_t 的格兰杰原因。

由于格兰杰因果关系检验要求数据是平稳或者协整的，因此在作检验之前我们首先检验 LGDP、LFIR 的平稳性与协整关系。从单位根检验来看，所有地区的 LGDP、LFIR 都是 I(1) 过程，并且用 EG 两步法检验认为具有平稳关系。接下来进行葛兰杰因果关系检验，结果见表 2。

表 2 中国各地区经济增长与金融发展的格兰杰因果关系检验

地区	因果关系类型	原假设	F 统计量	P 值	结论
东部地区	LGDP 与 LFIR	LGDP 不是 LFIR 的格兰杰原因	5.6627	0.0000	LGDP $\Leftrightarrow$ LFIR**
		LFIR 不是 LGDP 的格兰杰原因	24.4369	0.0000	
中部地区	LGDP 与 LFIR	LGDP 不是 LFIR 的格兰杰原因	3.1976	0.0487	LGDP $\Leftrightarrow$ LFIR**
		LFIR 不是 LGDP 的格兰杰原因	13.9395	0.0286	
西部地区	LGDP 与 LFIR	LGDP 不是 LFIR 的格兰杰原因	12.1976	0.0000	LGDP $\Leftrightarrow$ LFIR**
		LFIR 不是 LGDP 的格兰杰原因	8.6030	0.0000	
东北部地区	LGDP 与 LFIR	LGDP 不是 LFIR 的格兰杰原因	10.5641	0.0000	LGDP $\Leftrightarrow$ LFIR**
		LFIR 不是 LGDP 的格兰杰原因	7.0143	0.0000	

从检验来看，东、中、西部以及东北地区的金融发展与经济增长之间存在着显著的双向因果关系。从 P 值来看，东、中部以及东北地区在金融发展促进经济增长的因果关系上比西部地区更显著，而西部地区在经济增长促进金融发展的因果关系上比东、中部以及东北地区更显著。这说明，东、中部以及东北地区的金融发展非常显著地促进了经济增长，同时区域经济增长也显著地促进了区域金融发展。西部地区则是经济增长非常显著地促进了金融发展，而金融发展对经济增长也具有一定的促进作用，但作用不是十分的显著。

(三) 中国各区域经济增长与金融发展的面板数据模型

Panel-data 模型也称 TS/CS (Time Series/Cross Series) 模型。时间序列沿空间方向扩展或把截面数据沿时间方向扩展而成的数据集合。它既能反映某一时期各个个体数据的规律, 也能描述随时间变化的规律, 集合了时间序列和截面数据的共同优点。面板数据模型基本设定形式为:

$$y_{it} = a_{it} + x'_{it} \beta_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

在上式描述的模型中, 自由度 (nT) 远远小于参数个数 ($nT(K+1)$ + 描述 μ_{it} 分布的参数个数), 这使得模型无法估计。为了实现模型的估计, 假定参数满足时间一致性, 即参数值不随时间的不同而变化。因此, 模型简化为:

$$y_{it} = a_i + x'_{it} \beta_i + \mu_{it} \quad (2)$$

其中, 参数 a_i 和 β_i 都是个体时期恒量, 其取值只受截面单元不同的影响。根据截距项 a_i 以及系数向量 β_i 的不同限制要求, 我们又可以将 (2) 式所描述的面板数据模型划分为三种类型: 无个体影响的不变系数模型、含有个体影响的不变系数模型即变截距模型和含有个体影响的变系数模型即无约束模型。在对面板数据模型进行估计时, 使用的样本数据包含了时间序列和横截面这两个方向上的信息, 如果模型形式设定的不正确, 估计结果将与所要模拟的经济现实偏离甚远。因此, 建立面板数据模型的第一步便是检验刻画被解释变量 y 的参数 a 和 β_i 是否在所有横截面样本点和时间上都是常数, 即检验样本数据究竟符合上面哪种面板数据模型形式, 从而避免模型设定的偏差, 改进参数估计的有效性。主要检验如下两个假设:

$$H1: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_n$$

$$H2: a_1 = a_2 = \dots = a_n, \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_n$$

如果接受假设 H2, 则可以认为样本数据符合无个体影响的不变系数模型无需进行进一步的检验。如果拒绝假设 H2, 则需检验假设 H1。如果拒绝假设 H1, 则认为样本数据符合模型变系数模型, 反之, 则认为样本数据符合模型变截距模型。

对应假设 H1 和 H2, 在检验的过程中构造的检验统计量分别为:

$$F_1 = \frac{(S_2 - S_1) / [(n-1)K]}{S_1 / (nT - n(K+1))} \sim F[(n-1)K, n(T-K-1)]$$

$$F_2 = \frac{(S_3 - S_1) / [(n-1)(K+1)]}{S_1 / (nT - n(K+1))} \sim F[(n-1)(K+1), n(T-K-1)]$$

$$F_1 \sim F[(n-1)K, n(T-K-1)]$$

$$F_2 \sim F[(n-1)(K+1), n(T-K-1)]$$

若计算所得到的统计量 F_2 的值不小于给定置信度下的相应临界值, 则拒绝假设 H2, 继续检验假设 H1。反之, 则认为样本数据符合模型。若计算所得到的统计量 F_1 的值不小于给定置信度下的相应临界值, 则拒绝假设 H1。至于采用固定效应模型或随机效应模型, 可以根据所研究问题的特点来决定。如果仅对样本自身的效应进行分析, 则使用固定效应模型。如果用样本推断总体效应, 则宜使用随机效应模型。另外, 也可以使用 Hausman 检验进行识别。

为了使各地区之间能够进行比较, 我们用 1978 年不变价对人均 GDP 进行了调整。由于我们只是对样本自身的效应进行分析, 并且我们也非常关心各地区的特定情况对经济增长的

影响,在这方面 Panel-data 的固定效应模型更具优势,所以我们针对所选样本建立的模型为:

$$LGDP_{it} = \alpha_i + \beta_1 FIR + \varepsilon_{it}$$

下表给出了固定效应模型的检验结果

表 3 中国各地区金融发展对经济增长作用的面板数据模型

		估计值	标准差	T值	显著性水平
东部地区	α	3. 7579	0. 2265	16. 593	0. 0000
	LFIR	0. 9369	0. 05893	15. 899	0. 0000
中部地区	α	1. 8078	0. 4284	4. 2200	0. 0000
	LFIR	1. 5339	0. 1355	11. 3168	0. 0000
西部地区	α	4. 7911	0. 2066	23. 1924	0. 0000
	LFIR	0. 5326	0. 0670	7. 9442	0. 0000
东北地区	α	3. 5432	0. 2498	14. 1841	0. 0000
	LFIR	0. 7419	0. 0521	14. 2399	0. 0000

从表3我们可看出,东、中、西部以及东北地区LFIR的系数均非常显著。从系数的绝对大小与整个期间来看,金融发展对经济增长的促进作用,中部地区最大,其次是东部与东北部地区,西部地区最小。我们认为,在西部地区作用之所以不十分显著是因为西部地区金融对经济增长的促进作用受到了Rioja和Valev(2002)所说的“门槛效应”的制约。Rioja和Valev(2002)认为,只有在金融部门发展到一定规模时,金融才会对经济增长产生显著的促进作用。即存在“门槛效应”。他们认为,只有在跨过这道“门槛”(达到一定规模)后,金融发展对经济增长的促进作用才会充分地表现出来,而在之前,金融发展对经济增长的影响是不确定的,可能是负作用,也可能是促进作用,并且作用也不显著。归纳起来,大致有三个原因:首先,规模较大的金融部门在分散风险方面比小规模金融部门更有效率;其次,金融中介在做投资决策时获得投资项目的信息存在着学习效应,随着金融部门的发展以及规模的增大,投资决策的效率会不断提高;再次Acemoglu等通过一个模型分析得出的结论认为,高收益的投资项目具有不可分性以及最低的投资规模要求,只有在金融部门发展到一定的规模时才能聚集足够的资金为这些项目提供融资。尽管上述理论并不一定完全适合于解释中国的金融发展对经济增长的影响,但是,在中国国有银行向商业化、市场化改革加快的过程中,银行逐渐获得了更多的决策自主权,金融资源配置已经开始实现以市场为基本导向。在这种情况下,上述规模效应也将会逐渐表现出来,并且我们可以预期中、西部地区金融对经济增长的促进作用将会逐步增强。

为了考察金融资源配置环境改善对GDP的影响,下面我们将整个样本区间划分为两段进行分析。我们将1978——2005年分为两个阶段:1978——1990年以及1991——2005年。之所以分为这两个阶段,是因为根据刘强(2001)的分析,20世纪90年代前是宏观经济波动的平缓期,计划机制在经济运行中仍占主导地位,体制改革主要在农村领域展开,市场机制对经济运行只起着辅助性的调节作用。而90年代后是中国经济增长的波动期,政府积累的宏观调控经验逐步成熟,计划机制的职能和范围萎缩和减小,市场机制在资源配置中逐步起主导性的作用。在计划经济下,金融资源更多地由国家按照计划在全国进行协调配置,而在市场经济条件下,包括金融资源在内的任何要素必然要以市场为基本导向实现其配置。在这种情况下,金融发展对经济增长的影响也必然会发生很大的转变。实证分析结果如下:

表 4 中国各地区金融发展对经济增长作用的分阶段面板数据模型

			估计值	标准差	T值	显著性水平
1979-1999	东部地区	α	3.1343	0.3473	9.0248	0.0000
		LFIR	1.2457	0.1319	10.2894	0.0000
	中部地区	α	2.7100	0.8667	3.1268	0.0023
		LFIR	1.2401	0.3031	4.0921	0.0001
	西部地区	α	5.0902	0.3038	16.7532	0.0000
		LFIR	0.3405	0.1084	3.1427	0.0024
	东北部地区	α	2.9432	0.2591	11.35932	0.0000
		LFIR	0.9532	0.2135	4.464637	0.0000
			估计值	标准差	T值	显著性水平
1991-2005	东部地区	α	4.9452	0.35428	13.9584	0.0000
		LFIR	0.68587	0.0995	6.8506	0.0000
	中部地区	α	3.6976	0.3132	11.8049	0.0000
		LFIR	0.9814	0.0881	11.1409	0.0000
	西部地区	α	4.2249	0.6737	6.2712	0.0000
		LFIR	0.7894	0.1954	4.0406	0.0002
	东北部地区	α	3.4456	0.2591	13.2983	0.0000
		LFIR	0.8476	0.2135	1.21358	0.0000

分阶段来看，在 1978——2005 年的两个阶段内，东部、中部和东北部地区的 LFIR 系数均出现了下降趋势，分别从 1978——1990 年的 1.1514 与 1.2401 下降到了 1991——2005 年的 0.6793 与 0.9814。虽然系数下降了，但是值仍然很大，这表明金融发展对经济增长的促进作用仍然非常大。进一步地看，相对于中部地区来说，东部地区系数值下降得更快，这主要缘于两个原因：一方面，在中国由计划经济向市场经济转变的过程中，东部地区的经济增长单纯依靠金融中介的发展，特别是信贷规模扩张的历史开始有了较大的改变，进而在一定程度上导致了系数下降；另一方面，由于东部经济发达地区金融部门规模不经济也在一定程度上降低了金融部门对经济增长的贡献。

与东、中部以及东北部地区不同，西部地区的 LFIR 系数却上升了，从 1978——1990 年的 0.3405 上升到了 1991——2005 年的 0.7894。这说明西部地区金融发展对经济增长的影响进一步增强了。我们认为，在第一阶段（1978——1990 年），西部地区仍然受“门槛效应”的制约，金融对经济增长的促进作用没能充分发挥出来，而进入 90 年代后，西部地区已经越过“门槛”，金融发展达到了一定的规模，金融对经济增长的作用开始增强，但是这种增强也是与西部地区金融中介部门效率提高相关的。但从 1978——2005 年整个期间来看，中部地区的 LFIR 系数最大，其次是东部地区，最小的是西部地区。出现这种结果是因为西部地区在第二阶段才摆脱了“门槛效应”的束缚，金融对经济增长的促进作用刚开始充分表现出来，而由于第一阶段促进作用较小，所以总体而言，对经济增长的促进作用没有东、中以及东北部地区大。

三、实证结论

与已有的经验分析不同，本部分在分析时充分考虑了中国在不同的时期和区域情况下，金融发展对经济增长可能存在的不同效应，同时利用中国各地区 1978——2005 年的数据，在分析方法上采用了固定效应模型以控制各个地区存在的固定效应，进一步分析了金融发展与经济增长之间的关系。基本结论如下：

1. 从改革开放以后,中部地区的金融发展对经济增长促进作用最大,其次是东部以及东北部地区,最小的是西部地区。这是由于东部地区逐渐改变经济增长单纯依靠金融中介的发展方式导致第二阶段金融发展对经济增长促进作用下降,而西部地区则受“门槛效应”的影响,第一阶段区域金融发展的作用并没有完全释放,因此整个样本区间中部地区金融发展对经济增长促进作用最大。

2. 分阶段来看,东、中部以及东北部地区在第一阶段到第二阶段中,金融对经济增长的促进效应均出现了下降的趋势,而西部地区则出现了上升的趋势。这主要是由于体制转型、东部经济发达地区金融部门规模不经济以及西部地区受到“门槛效应”约束等原因造成的。

3. 值得说明的是,模型中由于衡量金融发展的指标未包括资本市场,而在东部经济发达的地区由于存在发达的股票市场,大量的储蓄通过非银行中介渠道进行配置,这样我们用传统的衡量金融发展的指标反映东部经济发达地区金融对经济增长的影响就可能存在一定的偏差。尽管如此,东部地区金融对经济增长的促进作用要比西部地区大得多,这是因为相对于西部地区而言,东部地区金融对经济增长的促进作用已经充分表现出来。

4. 区域金融成长与区域经济发展具有双向作用关系。一方面,区域金融发展对区域经济增长有促进和影响作用;另一方面,区域经济增长对区域金融发展有推动和制约作用。这种相互作用将通过区域经济体系内部诸因素的内生综合作用表现出来。区域金融体系中各组成部分对区域经济增长的贡献是不同的,同时,各金融因素对经济增长的作用是非同步、非均衡,甚至在某些情况下是非同向的。对区域金融发展与区域经济增长之间关系及作用机制的探讨,必须立足于区域这一特定的范畴,要考虑各个区域不同的区域环境以及区域间差异。

总体而言,金融发展对经济增长的影响在不同的时期和区域是不同的,并不是众多文献中所说的单一不变影响,这是今后对中国区域金融发展与经济增长关系的经验分析中值得进一步关注的地方。

参考文献

- [1] 李广众,陈平,2002:《金融中介发展与经济增长:多变量 VAR 系统研究》,[J],《管理世界》,2002 (3)。
- [2] 袁金芳,2006:《我国金融中介发展与经济增长的关系研究》,天津财经大学硕士学位论文。
- [3] 张扬,2006:《区域金融发展与区域经济增长关系的实证研究》,南京理工大学硕士学位论文。
- [4] 钟伟、王浣尘,2005:《金融体系协调发展的模型与评价》,[J],《上海交通大学学报》,2005 年 10 月。
- [5] 王志强、孙刚,2003:《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 年第 7 期,第 13-20 页。
- [6] 谈儒勇,1999:《中国的金融发展与经济增长的实证研究》,[J],《经济研究》,1999 年第 10 期。
- [7] Felix Rioja and Neven Valev. 2004: finance and the sources of growth at various stages of economic development. *Economic Inquiry*, Vol 42, No. 1, January 2004, P127-140.
- [8] Hu An-gang and Zhou Li, “Change of Regional Financial Development Disparity in China(1978-1999)”, *China&World Economy*(1).
- [9] Jung, W.S., 1986: Financial Development and Economic Growth: International Evidence, *Economic Development and Cultural Change*, 1986(34), P333-346.

The Empirical Study of Coordination between the Development of Chinese Regional Finance and Economy Growth

Yin youping

(Chinese Financial Research Centre of Southwestern University of Finance and
Economics, Chengdu, 610074)

Abstract: this paper makes an empirical study on the coordination relation between the development of Chinese regional finance and economy growth and the foot in the door effect, which is based on provincial data of east, center, west and northeast of china, using the sum of deposits and loans in different regions as their development degree of regional finance, and choosing per capita GDP as a measure of economy growth. It considers there are different effects which finance development causes economy growth in different periods and regions, and two-way relationship between regional finance growth and regional economy development.

Keywords: regional finance development; economic growth; coordination

收稿日期: 2007-4-10

作者简介: 尹优平, 男, 西南财经大学中国金融研究中心金融学博士, 研究方向: 金融理论与实践