

# 极化理论视角下金融发展与经济发展关系研究

## ——“金融窖藏”说法的新回应

陈 清<sup>1</sup> 张海军<sup>2</sup>

(1.福建师范大学经济学院,福建 福州 350108;2.华东师范大学经济学院,上海 200241)

**[摘 要]** 在极化理论的支持下,从我国金融和经济发展差距的角度来研究金融发展和经济增长之间的关系,对“金融窖藏”的说法做出新回应。通过测算全国 31 个省(区、市)的经济发展和金融发展极化指数,发现我国地区间经济发展极化指数逐年下降,金融发展极化指数先上升后下降。Panel-VAR 模型的实证结果显示,金融的发展在短期内对经济的增长存在负向作用,长期中能带动经济增长;对产业结构短暂的负向影响后,金融发展促进了地区产业结构的优化从而间接拉动了经济的增长;在供给侧结构性改革的大背景下,“金融发展—产业优化—经济增长”这条间接路径的作用效果更为显著。

**[关键词]** 金融窖藏;极化理论;产业结构;Panel-VAR 模型

**[DOI 编码]** 10.13962/j.cnki.37-1486/f.2018.05.012

**[中图分类号]**F830 **[文献标识码]**A **[文章编号]**2095-3410(2018)05-0114-16

### 一、引言及问题提出

改革开放以来,我国经济发展取得举世瞩目的成绩,经济增长的“中国速度”成为世界关注的焦点,经济总量的扩张促进了我国金融市场的繁荣与发展。为了满足经济高速发展对社会资金的需求,我国长期以来实行扩张性的货币政策,一方面,促进了金融创新,金融工具、金融中介层、金融业态均发生巨大变化,金融市场的繁荣程度也达到了一个新的高度;然而,另一方面,金融市场的不完善导致了经济中普遍存在金融套利、资金脱实向虚、实体经济产能过剩、资本逐利配置等现象,最终表现为我国经济增速的放缓,地区间经济和金融发展差距不断扩大,学术界将金融发展和经济发展之间的背离现象称作“金融窖藏”<sup>①</sup>。

对于以上的讨论,答案似乎已经明确。通常用四个阶段来解释“金融窖藏”:首先,长期实行宽松的货币政策促进了金融市场的繁荣,资本市场、货币市场和保险市场发展迅速,但导致了我国经济脱实向虚并加剧了区域经济发展的不平衡。其次,当国家开始意识到此问题,开始限制商业银行的信贷投放,对信贷市场和资本市场加以管制,一些企业开始面临同业激烈竞争

**[作者简介]**陈清(1973—),女,福建平潭人,福建师范大学经济学院教授,经济学博士。主要研究方向:金融数量分析与应用。

<sup>①</sup>也有学者将货币政策的扩张与经济增长之间的背离描述成“货币空转”。本质上与“金融窖藏”并无太大区别,两者都描述的是在金融市场繁荣的背景下,实体经济表现疲软,经济增长速度放缓,甚至有些区域经济出现负增长。换句话讲,就是金融市场繁荣并未能成功地将资金引入实体经济,促进经济的繁荣。

和市场萎缩。相比之下,我国金融市场存在着特殊的信贷双轨制<sup>①</sup>,使得国有企业能够以较为低廉的融资成本获得资金,最终导致我国实体经济产能过剩。再次,金融市场的日渐繁荣,银行理财产品层出不穷,影子银行的逐步兴起,都对实体经济的生产和经营产生了一定的影响,在此背景下实体经济不再满足于较低的资本投入产出率,而是通过将生产资金投向互联网金融企业、P2P 平台等影子银行获取高额收益,进一步加剧了经济的脱实向虚,最终导致实体经济萎靡。最后,由于资本的逐利性,中西部地区的资金大量流入东部省份,加剧了我国区域经济发展的不均衡。由此便暗含了金融市场的发展并没有促进实体经济更好的发展,反而导致了经济增速的放缓,给人留下“金融窖藏”的感觉。

自然地,这一理解从逻辑上梳理出了金融的高速发展带来了企业融资难、金融脱实向虚、资本跨区域配置等问题,而实体经济的融资难和资本跨区域配置又进一步造成了实体经济乏力和区域经济发展的不平衡。这一解释可以简化为“金融发展繁荣—实体经济乏力—资本逐利配置—经济发展差距加大”,但与以往“金融发展—经济发展差距缩小”这一路径相比,令人难以理解的是,这一解释忽视了在供给侧结构性改革背景下“金融发展—产业转型—经济增长”这一路径分析。也即,在我国经济转型时期,金融的发展是否嵌入到了经济增长方式的转变中,进而影响到经济的发展。本文则是基于供给侧结构性改革的宏观背景下,对这一空档问题的解释和评述。

## 二、文献梳理与述评

“金融窖藏”的说法,以“金融发展—经济发展”的思路为基础,其中金融发展主要以银行信贷为主体。更准确地说,在“金融发展繁荣—实体经济乏力—资本逐利配置—经济发展差距加大”的过程中还存在着“金融发展—产业转型—经济增长”这一结构性转变间接促进经济增长的路径。因此,在我国经济调整阶段,金融发展是否与经济发展背离是本研究探讨的重点。

对此,本文做了一个具有创新性的尝试,即从当下我国经济和金融发展背离情况入手,分析“窖藏的金融”的流动取向,金融发展的作用是否仅仅只停留在金融体系内部,而没有作用于经济增长。换言之,在极化理论的视角下,地区金融极化趋势与经济极化趋势是否出现了背离现象。或者说,经济发展差距的变化能否被金融发展所解释。为此,可以从以下几个方面去追溯。

首先,金融发展与经济发展之间关系的论述哪几个维度是合意的。有关金融发展与经济增长之间的关系,在理论和实证方面均存在着争议,并且观点总是针锋相对,证据混乱。古典经济学家认为货币是中性的,经济的发展与货币(金融)的发展并无直接关系,金融的发展并不会影响就业、产出等实际变量,但从世界各国的货币政策调控看,货币中性理论不成立。Goldsmith(1969)<sup>[1]</sup>认为,金融发展是经济增长的必要条件,其“供给主导”思想为后来学者深入研究金融与经济之间的关系提供了理论基础。McKinnon(1973)<sup>[2]</sup>、Shaw(1973)<sup>[3]</sup>对发展中

<sup>①</sup>信贷双轨制,即利率双轨制,是指国有企业能够以低廉的融资成本从正规渠道获取资金,一般的企业却不能,而是通过承担高额的成本借助非正规金融机构融资。

国家研究后认为,较低的金融自由度严重阻碍了经济的增长,由此提出了金融抑制和金融深化理论,然而他们并没有对金融发展和经济增长之间的因果关系进行发展。相反,随着金融的发展各种金融工具层出不穷, Lucas(1988)<sup>[4]</sup>、Levine(1997)<sup>[5]</sup>对金融发展和经济增长之间的关系持漠视态度,认为金融发展并不能促进经济的发展。Bernanke和Gertler(1995)<sup>[6]</sup>将金融不能直接作用于经济的现象定义为金融摩擦,认为经济的增长由外生的生产效率提高所致,金融摩擦即通过影响技术水平和企业发展方式从而在长期中促进经济的增长。我国学者也对我国经济增长和金融发展之间的关系进行了深入的讨论。沈坤荣等(2002)<sup>[7]</sup>认为改革开放以来经济的增长是由金融发展引起的证据不足,王景武(2005)<sup>[8]</sup>从实证角度研究发现我国金融发展和经济增长之间是相互抑制的关系。但在研究金融发展时却忽视了证券市场和保险市场的作用,存在着一定的缺陷。沈丽和刘亚琳(2016)<sup>[9]</sup>在研究区域金融排斥与经济发展关系时认为,区域金融排斥和经济增长密切相关,缩小地区间金融差距能促进经济协调发展。林毅夫等(2012)<sup>[10]</sup>从不同的角度分析了金融与经济之间的关系,认为金融效率、金融结构、保险市场发展对经济增长具有促进作用。

其次,对经济发展和金融发展地区之间差异衡量上哪些维度是合意的。我国区域之间的金融和经济的发展状况都存在着较大差距。不可否认,金融发展与经济发展之间具有一定的相互影响关系,但在对金融发展和经济发展的衡量上,研究者分析的角度和方法的不同,造成了分析结论的不一致。例如,在对金融发展衡量方面存在着多种衡量指标,刘仕保和鲍曙明(2014)<sup>[11]</sup>分别以人均存款余额、人均贷款余额、每万人非独立法人金融中介机构的拥有量来衡量地区的金融发展水平,均发现区域金融发展对与经济增长具有显著的正向推动作用。而陈启斐和吴建军(2013)<sup>[12]</sup>以“金融业增加值/GDP”衡量金融发展水平,研究认为金融的发展不利于我国经济的增长。在对经济发展水平的衡量方面,姚波等(2005)<sup>[13]</sup>以人均GDP作为经济之间发展水平差距的衡量,认为我国经济间的差距存在收敛性,金融市场化决定了经济间差距收敛的速度,且两者之间存在着正相关关系。金相郁和武鹏(2010)<sup>[14]</sup>在修正GDP下研究认为,我国现阶段的研究高估了经济间的差距。杨耀武和杨澄宇(2015)<sup>[15]</sup>以基尼系数或Theil指数作为区域经济发展差异的衡量指数,认为资本存量、贸易开放以及产业结构的调整显著加剧了经济发展的不平衡。

最后,金融发展与经济增长关系的研究在方法和作用机制具有哪些特征。张林(2016)<sup>[16]</sup>构建面板数据模型,从静态和动态两个角度进行实证研究,发现金融发展能够促使区域产业结构的升级,从而促进经济的增长。邵宜航等(2015)<sup>[17]</sup>通过采用系统矩估计的方法,分析了金融发展影响经济增长路径,认为金融发展对地区的资本形成、技术创新和第三产业产值增长都具有直接促进效应,对产业增长、结构调整和整体经济增长具有有效的促进作用。但是,杨东升(2015)<sup>[18]</sup>采用工具变量法克服一般回归的估计偏差,研究认为经济增长与金融发展之间的存在双向因果关系的证据不足。

本文认为,对区域金融发展需要综合考虑金融体系的结构、效率、产出等因素才能做出较为全面的衡量。金融发展对经济的发展主要体现在实体经济的层面,供给侧结构性改革背景下,产业结构调整能带来经济增长质的提升而非量的提升,但这需要经历经济增长速度放缓的

“阵痛”期。对“金融窖藏”的回应也是基于“金融发展—产业结构优化—经济增长”这个路径而做出。实证方面,时间序列的 VAR 模型存在一个比较明显的缺陷,就是其研究的深度和广度不够,即不能对区域内个体进行综合衡量。鉴于此,本文使用 Panel-VAR 模型基于面板数据进行分析。

### 三、经济与金融发展指数构造及其极化模型

“极化理论”(Polarization Theory)由赫希曼(Hirschma)提出,该理论主要用于描述地区间发展不平衡的问题。研究者也基于极化理论对极化现象进行了一系列的测度,大多数的研究使用基尼系数(Gini Coefficient)衡量极化现象(Yitzhak, 1983)<sup>[19]</sup>。然而,邓向荣和杨彩丽(2011)<sup>[20]</sup>对基尼系数衡量经济极化水平的有效性提出了质疑,他们认为基尼系数只对组间的异质性进行了衡量,并没有考虑到组内的同质性,当具有较强的组内同质性时,基尼系数就不能够准确评估发展差距和极化水平。Esteban 和 Ray(1994)<sup>[21]</sup>通过对影响经济参数的不同因子赋予不同的权重的方法,削弱组内同质性,从而提高极化测度的有效性。本文选取优化后的 Esteban-Ray 指数作为经济发展和金融发展极化的度量模型。

#### (一) Esteban-Ray 极化指数度量原理

Esteban-Ray 指数最基本的表达方式为:

$$P^{ER} = K \int f(x)^{1+\alpha} f(y) |x-y| dx dy \quad (1)$$

其中, $\alpha$  为任意实数,其取值范围为  $\alpha \in (0.25, 1)$ ,  $K$  为能使极化指数值取值满足在 1 到 3 之间的任意实数, $f(x)$ 、 $f(y)$  为参数  $x$  和  $y$  的概率密度函数。但式(1)的使用有一个较为严格的条件,即经济变量必须具备连续性,大多数的经济指标为时点数据,不具备较强连续性特征。因此,部分研究者在此基础上优化极化公式,使得离散型经济变量的衡量成为可能。优化后的 Esteban-Ray 指数计算公式如下:

$$P_{ER}^x = A \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n p_i^{1+\partial} p_j |x_i - x_j| \quad (2)$$

式(2)中, $n$  为样本容量; $p$  为不同参数的权重,计算公式为: $p_i = x_i / \sum_{i=1}^n x_i$ ;  $A = k / \mu$  为极化指数的标准化系数,在计算过程中选择合适的  $k$  使得极化指数值介于  $[0, 1]$  之间,其中  $\mu_x = \sum_{i=1}^n p_i x_i$ ;  $\partial \in (0, 1.6)$ 。现有的部分研究认为  $\partial$  值越大,极化指数受组间同质性的影响越小,Esteban-Ray 指数度量极化的效果越好。为了更为准确地衡量极化程度,本研究按照惯例,取  $\partial = 1.5$ 。

#### (二) 经济发展与金融发展极化度量模型

##### 1. 经济发展极化度量

地区国民生产总值能综合衡量地区经济发展的水平,本文使用地区人均 GDP 作为极化度量的指标。假设地区  $i$  的人均 GDP 为  $X_i$ ,那么利用 Esteban-Ray 原理可构建经济发展极化指数,公式为:

$$P_{ER}^{GDP} = A \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n p_i^{1+\partial} p_j |X_i - X_j| \quad (3)$$

式(3)中,  $A = k / \mu_{GDP}$ ,  $k \in R^+$ ;  $p_i = X_i / \sum_{i=1}^n X_i$ ;  $\mu_{GDP} = \sum_{i=1}^n p_i X_i$ ,  $\partial = 1.5$ 。

##### 2. 金融发展极化度量



假设地区  $i$  的金融发展水平为  $F_i$ , 构建金融发展极化指数, 公式为:

$$P_{ER}^{FIN} = A \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n p_i^{1+\vartheta} p_j |F_i - F_j| \tag{4}$$

式(4)中,  $A = k/\mu_{FIN}$ ,  $k \in R^+$ ;  $p_i = F_i/\sum_{i=1}^n F_i$ ;  $\mu_{FIN} = \sum_{i=1}^n p_i F_i$ ,  $\vartheta = 1.5$ 。

影响金融发展水平的因素很多,若将所有影响金融发展因素都纳入考虑范畴,那么过于复杂的分析将很难得到一个明晰的结论。因此,本文构造能够反映整个金融发展状况的指标——金融发展指数,对区域金融发展水平进行测度。需要指出的是,该指标的构建需要满足两个条件:第一,必须包含影响该地区金融发展的因素;第二,能够反映出地区金融变量的内在结构和发展效率。基于以上的分析,本文采用主成分分析法,以方差贡献率较高的前几个变量代替众多的变量,再根据各主成分的方差贡献率加权平均得到金融发展指数。假设  $x_1, x_2, \dots, x_n$  为原始变量,经过坐标变换变为  $n$  个不相关的主成分  $y_1, y_2, \dots, y_n$ ;如果少数几个主成分的累计贡献率达到 85% 以上,则说明这些少量的主成分包含了 85% 以上的原始信息。为便于分析,本文选取累计贡献率高于 85% 的主成分来构造金融发展指数。

(三)数据的选取与说明

本文的研究范围为全国 31 个省(区、市),数据来源于各地区《各省(区、市)统计年鉴》(2006-2014)、《中国证券登记结算统计年鉴》(2006-2014)、《中国保险年鉴》(2006-2014)、《中国金融年鉴》(2006-2014)、《区域金融运行报告》(2006-2014),以省(区、市)为最小的决策单元。如表 1 所示,测度分为总量指标、结构指标和效率指标三个方面,研究区域为东部、中部和西部<sup>①</sup>。

此处有必要对部分的指标选取进行说明。首先,本文将证券市场作为一个影响因素纳入金融发展指标构建体系中,对于区域证券市场发达程度的度量,本文以 A 股当年新增开户数作为度量指标,且在本文的研究时间段内,我国一直实行的是“一人一户”的限制,所以当年地区新开户数也能很好地体现该地区证券市场的发达程度。其次,本文用人均保费作为保险市场发展指标,原因在于人均保费代表了地区的保险深度,能够很好地反映保险市场的发展状况。

表 1 金融发展综合指数指标体系			
一级指标	二级指标	单位	变量
总量指标	地区金融业固定资产投资/地区固定资产投资	%	X1
	地区金融业从业人数/地区总就业人数	%	X2
	地区金融业产值/地区国民生产总值	%	X3
效率指标	地区金融业人均工资/年	元	X4
	地区金融业增加值/金融业从业人数	万元	X5
	地区人均储蓄	元	X6
结构指标	地区人均保费	元	X7
	地区新增沪深 A 股开户数/总开户数	%	X8

①东部地区包括:北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南 11 个省(区、市);中部地区包括:山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、内蒙古 9 个省(区、市);西部地区包括:重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西 11 个省(区、市)。

四、实证结果分析

(一)各地区经济发展极化指数度量

根据 Esteban-Ray 极化指数计算公式,分别对全国、东部、中部和西部的经济发展极化指数进行了测度,极化演进趋势如图 1 所示。

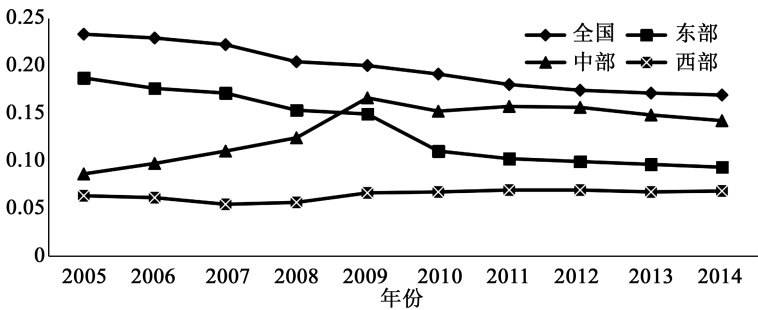


图 1 2006-2014 年我国经济发展极化演进趋势

图 1 直观地反映了我国经济发展的极化趋势。可以看出,总体而言我国区域经济发展不平衡的状况正在逐渐缩小。西部地区各省市之间的发展相对较为均衡,但从 2008 年开始,极化趋势出现了不显著的上升,地区间的经济发展差距有小幅拉大的趋势;中部地区 2009 年之前经济发展不均衡的情况加重,在 2009 年达到了最高点,2009 年之后极化趋势逐渐下降,地区间差距逐渐缩小;东部地区和中部地区的拐点均出现在 2009 年,但东部地区的极化一直处于下降趋势,2009 年之后经济间发展不平衡的状况缩小趋势加快。对于拐点出现在 2009 年的原因追溯,我们认为,可能是为了应对 2008 年全球性的金融危机,我国采取较为宽松的货币政策和财政政策,最著名的就是“4 万亿”的政策,即表现在经济总量层面,通过 4 万亿的基础设施投资拉动经济增长。对于我国西部地区拉动经济较小的原因,我们认为,资本的逐利性驱使了资本流向西部较为发达的几个城市,作用面和作用效果都不如中部地区和东部地区,图 1 中西部地区的极化趋势有微弱的增强。

(二)各地区金融发展综合指数构建

首先,对东部、中部和西部三个地区影响金融发展指数的八个因素进行主成分分析,结果如表 2 所示。在研究的年限内,各年的第一和第二主成分的累计贡献率均低于 85%,第三主成分累计贡献率均高于 85%,所以本文以三个主成分代替八个影响因素进行分析,金融发展指数计算方式为: $F = W_1 Y_1 + W_2 Y_2 + W_3 Y_3$ 。

表 2	金融发展指标主成分分析结果								单位:%
基本统计信息	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
KMO 检验	0.76	0.836	0.81	0.76	0.78	0.70	0.74	0.70	0.71
Bartlett 球体检验	通过	通过	通过	通过	通过	通过	通过	通过	通过
第一主成分贡献率	63.58	63.92	64.55	63.90	68.12	61.49	59.81	53.89	53.36
第二主成分贡献率	17.10	15.83	15.98	15.82	14.83	20.26	20.62	20.27	19.86
第三主成分贡献率	9.80	11.93	12.04	11.07	8.02	8.46	9.95	11.54	11.27
累计贡献率	90.48	91.68	92.57	90.79	90.97	90.21	90.39	85.71	84.48

如表 3 所示,我国各省(区、市)之间的金融发展状况存在着较大的差距,各地区的金融发展极不平衡。从计算结果看,我国金融发展表现出了明显的两极分化趋势。中西部地区绝大多数

省份的金融发展水平在平均水平以下,处于平均水平之上的主要集中在东部沿海地区。以 2014 年的数据为例,上海市的金融发展指数达到了 2.25,而甘肃省的金融发展指数仅为 0.40。金融发展指数处于平均水平之上的有 12 个省市,东部 11 个省市中有 9 个地区的金融发展指数在平均水平之上,其中北京市、上海市、江苏省、广东省的金融发展指数远高于其他地区。相反,中部和西部仅湖北省、四川省和西藏自治区三个地区达到平均水平,其余 19 个省(区、市)均处于平均水平之下。我国三大区域金融发展之间也存在着较大的差距,以均值为观测值,东部地区为 1.54,中部地区为 0.73,西部地区为 0.65。从内部比较来看,东部的发展差距最大,西部次之,中部最小(三大区域金融发展指数的方差分别为:0.66、0.22 和 0.17)。2014 年与 2006 年相比,大部分地区的金融发展指数均有所提高,区域间金融发展差距有缩小的趋势,但上海、北京、广东、江苏等省(区、市)的金融发展水依旧显著高于其他省(区、市),这表明资本的逐利性的特征在区域金融发展中扮演了重要的作用。因此,可以大致判断我国金融发展水平存在极化现象。

表 3 各省(区、市)2006-2014 年金融发展指数<sup>①</sup>

地区	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
安徽	0.52	0.53	0.59	0.62	0.66	0.90	0.73	0.86	0.82
北京	3.44	3.43	3.13	3.01	3.09	2.87	2.39	2.50	2.41
福建	1.19	1.42	1.32	1.33	1.22	1.20	1.24	1.24	1.17
甘肃	0.82	0.49	0.39	0.30	0.38	0.45	0.33	0.36	0.40
广东	1.58	1.68	1.70	1.70	2.32	2.43	2.36	2.36	2.32
广西	0.58	0.52	0.60	1.05	0.75	0.64	0.70	0.78	0.77
贵州	0.85	0.82	0.79	0.97	0.54	0.40	0.56	0.46	0.52
海南	0.82	0.69	0.99	0.82	0.61	0.57	0.44	0.46	0.41
河北	0.79	0.69	0.76	0.58	0.90	0.99	0.83	0.95	0.83
河南	0.55	0.59	0.55	0.49	0.86	0.97	0.79	0.83	0.86
黑龙江	0.53	0.68	0.61	0.58	0.67	0.64	0.58	0.62	0.56
湖北	0.64	0.94	0.73	0.84	0.86	0.92	0.98	1.05	1.00
湖南	0.60	0.77	0.57	0.58	0.68	0.84	0.74	0.84	0.91
吉林	0.64	0.82	0.79	0.48	0.54	0.44	0.31	0.47	0.60
江苏	1.16	1.12	1.13	1.25	1.75	1.76	2.13	1.89	2.02
江西	0.53	0.64	0.50	0.73	0.61	0.65	0.56	0.63	0.63
辽宁	1.03	1.35	1.47	1.24	1.05	1.13	0.96	1.25	1.03
内蒙古	0.54	0.58	0.99	0.99	0.81	0.81	0.61	0.57	0.56
宁夏	1.01	0.81	0.75	0.67	0.48	0.57	0.64	0.49	0.54
青海	0.81	0.61	0.48	0.78	0.33	0.23	0.29	0.34	0.44
山东	0.79	0.80	0.83	0.73	1.20	1.29	1.45	1.38	1.24
山西	0.63	0.51	0.61	0.58	0.77	0.74	0.70	0.61	0.62
陕西	0.68	0.77	0.71	0.60	0.62	0.65	0.68	0.75	0.73
上海	2.99	2.93	3.24	3.21	2.96	2.45	2.35	1.99	2.25
四川	0.76	0.60	0.62	0.51	0.88	1.04	1.12	1.15	1.02
天津	1.38	1.40	1.40	1.28	1.05	1.30	1.63	1.38	1.60
西藏	1.04	0.60	0.58	0.62	0.45	0.30	0.51	1.03	1.01
新疆	0.95	1.12	1.01	0.86	0.66	0.56	0.58	0.50	0.47
云南	0.80	0.75	0.73	0.76	0.60	0.56	0.74	0.65	0.74
浙江	1.67	1.59	1.68	1.85	1.94	1.97	2.07	1.85	1.68
重庆	0.70	0.76	0.75	1.01	0.77	0.75	0.98	0.77	0.87

①计算结果显示,部分地区金融发展指数为负数,表示该地区金融发展水平在平均水平之下。为便于比较,表 3 对所有的数值都加 1,即金融发展指数的均值为 1,数值小于 1 的表明地区发展低于平均水平。

### (三)我国整体金融发展状况极化趋势

将表3的金融发展综合指数代入(4)式,得到金融发展极化演进趋势(见图2)。可以看出,我国金融发展确实存在着极化现象,呈现先增强后减弱的趋势,2010年之后金融发展极化趋势有所减弱,2012年之后金融极化趋势加速减小,表明我国地区间金融发展差距在不断缩小。

三大区域的金融发展水平存在着不同的极化现象,东部地区的金融发展水平明显高于中西部,东部地区形成三大金融聚集地,即珠三角、长三角和京津冀经济圈,但三大区域金融发展极化都呈现下降的趋势,表明各地区内的金融发展差距正在逐渐缩小。大致可以看出,拐点出现在2010年,并且极化现象也存在一个时滞效应,即在某一时间段,金融极化较为明显,而在另一时段金融极化现象又不显著,这可以从中部地区的极化演进趋势看出。

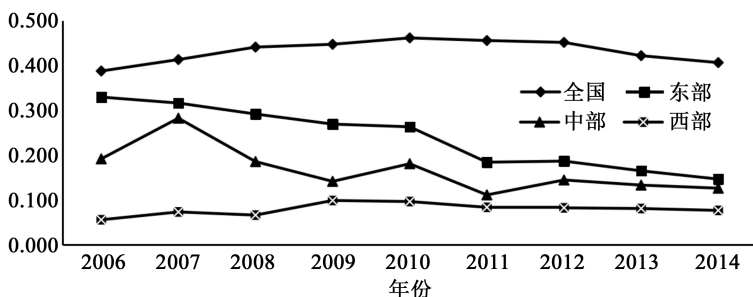


图2 2006-2014年全国及东、中、西部金融发展极化演进趋势

比较图1和图2,可以看出,2006-2010年期间,金融发展极化增强,而经济极化减弱,表明金融发展对我国经济发展的正向促进作用减弱。从2010年开始,金融极化趋势和经济极化趋势同方向发展,表明金融的发展对促进经济均衡发展具有一定的作用,但效果并不显著。在对地区内部进行比较时,发现中西部地区的金融极化和经济极化存在着背离,在一定程度上也表明,经济增长依赖于金融发展拉动的效应减弱。存在一个疑问,即金融发展直接作用于经济增长的关系不显著,是否存在间接路径促进经济的发展?对该问题的回应,本文构建Panel-VAR模型进行研究。

### (四)Panel-VAR模型的构建

金融发展对经济增长的拉动作用降低,经济的增长主要体现在实体经济的增长。随着近年来我国产业结构的不断优化,我国经济增长放缓表现在质的提升而不是单一体现在数量上,所以金融发展是否通过对产业结构的优化而创造新的经济增长点,这是本文所猜想的一条金融作用于经济的路径,为了验证该猜想,本文通过构建Panel-VAR模型进行分析。

本文选取三个指标进行实证分析,金融发展指数(FIN)、经济发展指标(GDP)、产业结构优化度(STRU)。采用我国31个省(区、市)2006-2014年的数据,对产业结构优化度进行度量,然后进行模型检验。

#### 1.对产业优化度的度量

陈少晖和张锡书(2010)<sup>[22]</sup>对产业结构优化度进行了重构,本文参考其衡量方式对产业结构优化度进行度量,计算方法首先是依据三次产业的层次从高到低排列,并求出相应的夹角,最终得出产业优化度的值。



向量之间的夹角量化公式记为:

$$\theta_j = \arccos \left[ \frac{\sum_{i=1}^3 (x_{i,j} \times x_{i,0})}{\left[ \sum_{i=1}^3 (x_{i,j}^2)^{\frac{1}{2}} \times \sum_{i=1}^3 (x_{i,0}^2)^{\frac{1}{2}} \right]} \right] \tag{5}$$

产业结构优化度的计算公式为:

$$STRU = \sum_{k=1}^3 \sum_{j=1}^k \theta_j \tag{6}$$

根据式(5)和式(6),计算得出我国产业结构优化度指数。指数越大,表明产业结构优化度越高。表 4 表明,我国产业结构不断优化。中部地区产业结构优化度与西部地区在总体上较为接近,但与东部地区相比,存在着较为明显的差距,中部和西部的业结构优化水平都低于全国平均水平。原因在于国家长期以来对东部发展的支持,造成了东西部地区在产业结构上的差距,近年来随着西部大开发战略的实施,中西部地区产业结构也在不断地改善。

表 4		2006-2014 年产业结构优化度							
地区	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
东部	6.629	6.656	6.652	6.717	6.727	6.740	6.764	6.785	6.840
中部	6.301	6.313	6.291	6.361	6.352	6.356	6.380	6.397	6.479
西部	6.293	6.281	6.268	6.365	6.348	6.354	6.379	6.402	6.475
全国	6.549	6.582	6.582	6.630	6.633	6.638	6.663	6.697	6.730

2.数据的平稳性检验及 Panel-VAR 模型检验

经济数据大部分都具有时间趋势,大多数的经济参数都表现出非平稳特征,为防止出现“伪回归”,通常在进行回归等其他分析前对数据进行单位根检验。由于地区人均生产总值 GDP 的数量级较大,为消除变量数量级的影响,对变量 GDP 进行对数转化。表 5 所示的单位根检验结果表明变量均为平稳序列。

表 5		总样本数据的平稳性检验				
变量	T-bar	CV10	CV5	CV1	W[T-bar]	结论
LNGDP	-1.867	-1.700	-1.750	-1.850	-2.560	平稳
STRU	-3.303	-1.700	-1.750	-1.850	-2.560	平稳
FIN	-2.090	-1.700	-1.750	-1.850	-2.560	平稳

根据 AIC、HQ 和 SC 信息准则,经过多次试验最终确定参数的最优滞后阶数为四阶,建立 Panel-VAR 模型如下:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i + A y_{i,t-1} + B y_{i,t-2} + C y_{i,t-3} + D y_{i,t-4} + \varepsilon_{it} \tag{7}$$

其中, $y_{it} = (LNGDP_{it}, STRU_{it}, FIN_{it})^T$ ;  $i = 1, 2, \dots, 31$ ,表示决策单元;  $t = 2006, 2007, \dots, 2014$ ,表示时间。本文模型中引入个体效应 $\alpha_i$ ,允许省域之间存在异质性; $\beta_i$ 为时间效应,用来解释变量的内部差异; $\varepsilon_{it}$ 为扰动项,且服从正态分布。本文的 Panel-VAR 检验涉及两个方面:首先,通过面板矩估计(GMM)说明变量之间的数量关系;其次,估计脉冲响应函数,观测各变量对冲击的反应程度及趋势。

(1)面板 GMM 估计。表 6 为面板 GMM 估计结果,其中 b\_GMM 为参数估计的系数,t\_GMM 为相应的 t 统计量。

回归结果所示,当以 LNGDP 为依赖变量时,产业结构优化度(STRU)无论在哪一期都会对经济发展产生一个正向的影响,尽管这种正向影响的影响强度也越来越小,但始终维持在一

表 6 Panel-VAR 模型 GMM 估计结果

被解释变量	LNGDP		STRU		FIN	
	b_GMM	t_GMM	b_GMM	t_GMM	b_GMM	t_GMM
L1_LNGDP	0.864	15.74	0.018	0.53	0.388	1.34
L1_STRU	0.044	0.31	0.845	9.37	0.333	0.44
L1_FIN	-0.004	-0.34	-0.011	-1.32	0.301	4.37
L2_LNGDP	-0.148	-2.11	-0.080	-1.84	0.168	0.46
L2_STRU	0.430	3.75	0.156	2.19	0.440	0.73
L2_FIN	-0.011	-0.76	0.001	0.14	0.027	0.35
L3_LNGDP	-0.077	-0.06	0.084	1.99	0.296	0.83
L3_STRU	0.355	3.22	0.004	0.06	-0.213	-0.37
L3_FIN	-0.003	-0.20	0.004	0.40	-0.018	-0.23
L4_LNGDP	0.050	0.86	0.052	1.45	-0.744	-2.43
L4_STRU	0.256	2.51	-0.195	-3.07	-0.889	-1.65
L4_FIN	-0.004	-0.31	0.012	1.31	-0.121	-1.61

个较高的正向水平上,这也表明优化产业结构能推动经济的发展。但金融发展水平与经济发展却存在着背离,这也是为什么会给人以“金融窖藏”的感觉。从本文对“金融窖藏”回应所提出的假设路径角度分析,总体而言,金融发展对产业结构的优化存在着正向影响关系,而产业结构优化又会对经济的发展产生正效应。从东部、中部和西部三个区域看<sup>①</sup>,东部地区和西部地区金融发展与经济发展出现背离,中部地区金融发展与经济发展之间表现出正效应,但金融发展与经济发展之间的关系并不显著。三个区域在滞后期内的产业结构优化度对经济的影响总体为正,后期经济发展与当期经济发展存在着显著的正向关系。换言之,经济发展水平与地区要素禀赋和地区当前整体的经济环境有关,这也是我国长期以来中西部地区经济发展水平显著低于东部地区的原因。

(2)脉冲响应函数。面板矩估计(GMM)得出的结论并不能很好地描述金融发展与经济发展之间的动态和长期关系。为进一步估计变量之间的动态影响关系,本文采用脉冲响应函数来研究每个内生变量的变动对自身和其他变量的影响作用,即第 k 个变量的一个冲击不仅能够对自身产生影响,也能够通过自回归模型影响到其他内生变量,脉冲函数能够直观地反映内生变量之间的长期和短期关系。

①金融发展对经济发展的直接影响。如图 3 所示,FIN 一个正交化新息的冲击对人均 GDP 的影响总体上为负,并且在前四期表现为负向影响的增强,而后负向影响逐渐减弱,最终趋于较小的正向影响。这说明面对金融发展影响经济在短期内会出现倒退现象,很难与金融繁荣程度匹配。究其原因,一方面,可能是近些年来我国金融市场发展,各种新型金融媒介和金融工具的创新吸引了大多数的资金流向金融系统,信贷市场、资本市场不能有效地促进实体经济的增长;另一方面,实体经济在影子银行等新型金融机构高利润率的诱使下,不满足于当下资金投入生产领域带来的收益,又将资金投向影子银行获取高额收益,而影子银行又间接地将资金投向宏观调控不鼓励的低附加值的经济领域,支撑产能过剩的企业维持经营,阻碍了经

①本文对东部、中部和西部三个地区分别进行模型构建回归,方法步骤与全国范围内的回归一致,篇幅所限,文中不再列出。

济结构的转型。当国家意识到这一问题时,开始限制信贷的投入并实施供给侧改革,在这一过程中资金流向具有高附加值的产业,产业结构将得到优化,并将在长期中起到推动经济增长的作用。从东部、中部、西部三个地区看,我国东部和西部地区金融对经济发展存在长期的负向影响,但影响强度逐渐减弱;短期中部地区的金融发展对经济的发展有着正向影响关系,但长期也趋向于负向影响。对地区间金融和经济不存在直接影响关系的解释,翻阅有关资料,比较合意的解释为:由于东部地区较高的金融发达程度带来了金融较高的虚拟性,这种虚拟性一定程度上拓宽了资金融资的渠道,提高了投资效率,但是金融过度的虚拟性也会带来资产价格泡沫和金融作用于实体经济的效率偏低,从而不足以直接以对经济产生促进作用(白钦先, 2010)<sup>[23]</sup>。对西部地区金融存在负向影响也可以归结于金融市场发达水平不高,缺乏一个有效的资金融资渠道所致。中部地区金融市场发展状况处于两者之间,短期可能会对经济发展起到推动作用,但金融发展推动经济发展的作用有限,表现出短期为正、长期为负的影响关系。

②金融发展对经济发展的间接影响——“金融窖藏”说法回应的路径解析。图4表明,给金融发展一个正向冲击,在初期对产业结构优化存在最大的负向影响,随后开始减弱,第三期后开始转为正向影响,虽然最终有下降趋势,但最终趋于正向影响。

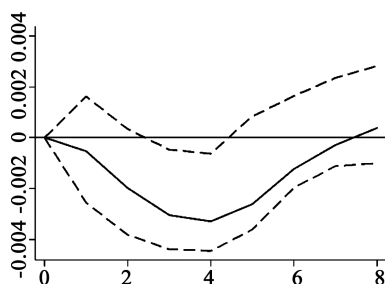


图3 FIN冲击引起LNGDP的响应函数

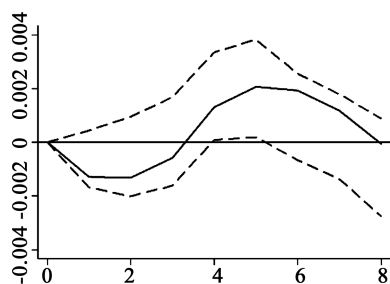


图4 FIN冲击引起STRU的响应函数

由图5可以看出,与金融发展对产业结构调整冲击相似,产业结构对经济发展的影响也在短暂负向影响之后逐步转为正向影响,最终表现为较强的正向影响关系。这主要是因为,期初的产业结构优化升级伴随着产能的下降,必然会带来经济增长的放缓。当产业结构趋于合理化,产能逐步放大后经济开始企稳,这符合我国当前供给侧结构性改革背景下的经济表现,但最终都将给经济增长带来新的增长点。

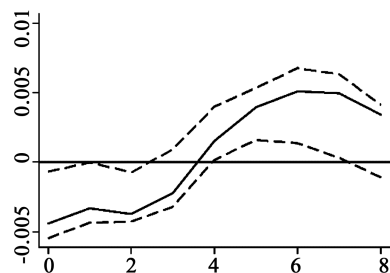


图5 STRU冲击引起  
LNGDP的响应函数

经济增长主要受各种经济因素有效配置的影响,如劳动、资金、技术水平等,而资源配置效果很大程度上取决于产业结构,产业结构的合理能够引导资源的合理配置,促使技术水平与产业发展配套,最终促进经济增长。脉冲响应函数图还表明,单一地依托金融发展拉动经济增长存在着不可持续性,在这种背景下结构效益就显得特别重要。分区域看,东部、中部、西部都表现出金融发展对经济结构优化的正向作用,产业结构的优化对经济增长存在着显著的正向冲击作用,这种间接关系即本文对“金融窖藏”说法的回应。

五、基本结论的可靠性分析：金融发展是否直接或间接促进了经济发展？

上文的实证分析基本结论表明,金融的发展在长期中能够直接或间接地促进经济的增长,但间接作用显著强于直接作用。鉴于面板 VAR 模型的局限性,本文在验证间接影响方面仅选取产业结构优化作为单一跟踪指标分析,得出间接影响显著强于直接影响的结论存在一定的缺陷,但至少说明了“金融窖藏”说法是站不住脚的,分析需进一步完善。

显然,金融能否作用于其他跟踪指标,从而间接促进经济增长,以及随着时间的推移,金融直接作用经济增长的效应是否由不显著到显著的转变,是判断上文的实证结论成立与否的一个关键环节。

对此,本文进一步对跟踪指标进行筛选并进行下一步的研究。关于金融作用于经济的路径研究,结合国内外文献,本文选取以下几个变量进行研究(见表 7)。同时,对选取的金融对经济影响的间接跟踪指标进行路径假设。

表 7 变量的选择及依据		
被解释变量		
变量	含义或处理	部分指标选取说明或依据
经济发展指标(lngdp)	地区 GDP 的对数值	以名义 GDP 作为量化
解释变量		
变量	含义或处理	部分指标选取说明或依据
金融发展指标(fin)	地区金融发展指数	Goldsmith(1969) <sup>[1]</sup> ;Yitzhak(1983) <sup>[19]</sup> ;Esteban 和 Ray(2010) <sup>[21]</sup>
产业结构调整(lnstru)	产业优化水平	陈少晖和张锡书(2010) <sup>[22]</sup>
全要素生产率(tfp)	通过 Malmquist 测算	Lucas(1988) <sup>[4]</sup> ;任优生和邱晓东(2017) <sup>[23]</sup>
人力资本积累(lnh)	人力资本对数值	吉丹俊(2015) <sup>[24]</sup>
物质资本投入(lnk)	固定资产投资额	金相郁和武鹏(2010) <sup>[16]</sup>
路径变量及说明		
route 1:fin_lnstru	fin →stru →gdp	本文假设间接作用路径 1
route 2:fin_tfp	fin →tfp →gdp	本文假设间接作用路径 2
route 3:fin_lnh	fin →h →gdp	本文假设间接作用路径 3
route 4:fin_lnk	fin →k →gdp	本文假设间接作用路径 4

该部分的实证基础模型设定为：

$$\ln gdp_{it} = \beta_0 + \beta_1 fin_{it} + \beta_2 lnstru_{it} + \beta_3 tfp_{it} + \beta_4 lnh_{it} + \beta_5 ln k_{it} + \beta_6 route_{it}^{\tau} + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

(8)

其中,i 表示地区(i=1,2,……,30),由于西藏自治区部分统计指标缺失较多,故本部分选用除西藏自治区之外的其他 30 个省市进行研究;t 表示年份(t=2006,2007,……,2014),τ 表示路径(τ=1,2,3,4);α<sub>i</sub>为个体效应;ε<sub>it</sub>为随机扰动项。

根据模型(8),针对本部分所设定的路径分别进行回归分析,我们特别关心的是:一是,直接路径作用效果结论的可靠性。如果 fin 参数估计结果为正数且时间趋势回归显著,那么上文的直接路径结果验证正确且可靠。二是,间接路径作用效果结论的可靠性。如果本部分所设定的路径(控制变量)回归结果显著为正,且其系数大于对应解释变量回归系数,则说明金融对经济增长存在间接影响路径的结论正确且可靠。本文的所有回归参数系数的符号期望为正,若间接路径总体回归参数显著为正,也能作为间接效应存在的证据,计量分析结果如表 8 所示。

表 8 金融发展对经济增长作用路径的实证结果

	(1) (FE)	(2) (FE)	(3) (FE)	(5) (FE)	(6) (FE)	(7) (FE)	(8) (FE)	(9) (FE)
fin	0.018 (0.10)	0.022 * * * (0.04)		0.019 (0.07)	9.817 * * (4.30)	0.216 * (0.11)	0.035 (0.21)	1.802 (3.31)
lnstru			2.653 * * * (0.26)	2.650 * * * (0.20)	2.608 * * * (0.38)	2.659 * * * (0.27)	2.651 * * * (0.27)	2.860 * * * (0.50)
tfp			0.406 * * (0.18)	0.408 * * (0.17)	0.366 * * (0.17)	0.650 * * (0.28)	0.409 * * (0.17)	0.413 * * (0.17)
lnh			-0.030 (0.07)	-0.032 (0.07)	-0.043 (0.07)	-0.039 (0.07)	-0.028 (0.10)	-0.027 (0.07)
lnk			-0.006 (0.07)	-0.004 (0.06)	0.021 (0.05)	0.001 (0.06)	-0.004 (0.06)	0.006 (0.06)
route1					23.112 * * * (7.78)			
route2						0.247 * (0.12)		
route3							-0.004 (0.05)	
route4								0.230 * * (0.42)
cons	4.453 (0.10)	4.148 (0.04)	-16.031 (1.98)	-16.031 (2.08)	4.352 (0.18)	-16.290 (2.12)	-16.053 (2.12)	-17.656 (3.88)
年份	未控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省市	未控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
obs.	270	270	270	270	270	270	270	270
F	0.03	219.03	29.20	26.51	23.08	21.61	22.03	23.11
R-sq	0.372	0.445	0.403	0.403	0.422	0.407	0.408	0.422

注：\* \* \*、\* \*、\* 分别表示在 1%、5%和 10%显著性水平；表 8 省略了固定效应模型和随机效应选择的 hausman 检验统计；() 中的数值为稳健性标准。

如表 8 所示,模型(1)和(2)为直接影响关系的回归结果,模型(1)为不对年份和地区控制的回归结果。可以看出,在该条件下金融发展对经济增长的影响尽管表现出正相关,但 F 统计量不显著。在模型(2)中我们考虑时间趋势,回归结果表明,长期中存在着显著的正相关关系,这也说明了本文面板 VAR 模型实证结论是可靠的。模型(3)为不考虑金融发展水平时其他解释变量的回归结果,结果表明,产业结构优化和全要素生产率能够显著促进经济的增长,但人力资本和物质资本对经济增长并不存在显著的促进作用。基于此,该部分将研究金融发展对经济的间接影响关系,我们更加关注本文设定路径的回归参数及其显著性,模型(5)-(9)为本文所设定的间接影响的路径假设。回归结果表明,在加入本文所设定的间接影响路径变量之后,金融对经济的直接促进作用在 route1 和 route2 的影响下由不显著转变为显著,且在这两个假设条件下,金融能够通过促进产业结构的优化和全要素生产率的提高来推动经济的增长。route3 的人力资本对经济的促进作用在本文所选取的时间段内一直呈现不显著的负相关,对这个结果的理解,我们认为这是由于我国“人口红利”消失所致,金融对人力资本的提升没有起到显著的正向促进作用,即金融发展促进人力资本的提升进而促进经济增长的路径不显



著。route4 探究了金融发展能否促进物质资本的形成,从而间接促进经济的发展,结果显示,在 5% 的显著性水平下,金融发展能够通过促进物质资本形成达到促进经济增长的作用。总之,金融发展与经济增长的关系主要体现为间接促进效应。可以得出,对经济增长具有显著作用的主要是产业结构优化,即“ $\text{fin} \rightarrow \text{stru} \rightarrow \text{gdp}$ ”这条间接路径的促进作用更为显著(route1 系数值为较大的正数,且在 1% 的显著性水平下显著)。因此,本文在 Panel-VAR 模型构建分析中的基本结论能够成立。

## 六、结论及政策建议

针对“金融窖藏”的说法,本文从极化理论角度构建相应数理模型,对金融发展和经济发展关系进行理论分析;通过构建 Panel-VAR 模型对金融作用于经济的直接和间接影响进行实证研究;通过极化理论对“金融发展—经济发展”这条路径做出回应,认为从全国范围看金融发展促进了地区间的协调发展,但深入分析不难发现金融发展和经济发展在中部和西部之间存在着背离,表明这两个区域金融直接推动经济发展的作用并不明显。通过计量分析可以看出,传统的“金融发展—经济发展”这条直接影响路径的短期效果并不明显,长期存在正向影响,原因可能是在供给侧结构性改革的背景下,金融发展的投资拉动经济增长的效应逐渐减弱;相反,通过“金融发展—产业优化—经济增长”这条间接路径实现金融推动经济增长的作用效果较为显著。当然,本文并没有将间接影响路径一一阐述,仅选择产业结构优化作为间接影响参数构建面板 VAR 模型进行实证研究,选择该中间指标是基于我国供给侧结构性改革背景下做出,从这一路径研究认为“金融窖藏”的说法并不成立。

针对本文的研究,即金融发展直接作用经济发展效果不明显,但可以通过促进产业结构升级从而间接对经济起到推动作用这一事实,本文认为,商业性金融机构、政策性金融机构、资本市场应当创新发展理念,提高服务效率。尤其是在供给侧结构性改革的背景下,各类金融机构都应当发挥各自的作用,提高资金的运作效率,拓宽企业融资渠道,支持并服务于实体经济,避免资金脱实向虚。

### (一) 金融政策、产业政策的制定需与供给侧结构性改革配套

2016 年中央经济工作会议明确提出:推动“三去一降一补”取得实质性进展。从这个角度讲,无论是“去产能”还是“去杠杆”体现在金融领域,就是要制定合理的金融政策,改善融资结构,降低企业融资的杠杆率。然而,如何发挥金融支持供给侧结构性改革的作用是当前需要考虑的问题,对此我们认为需要发挥金融市场的力量,借助金融工具盘活金融资源,让资金从产能过剩领域流向供给不足领域。相关部门在促进宏观经济政策与产业政策相协调时,应更多地采取财政政策和金融政策,尽量避免使用货币政策来推动产业结构的调整。

### (二) 完善金融市场结构,助力供给侧结构性改革

从“三期叠加”到“经济新常态”,再到“供给侧结构性改革”,这些经济发展阶段都对我国金融结构有了更高的要求,如何优化居民的金融资产配置是发挥金融支持供给侧结构性改革的重要突破口。当前,我国居民主要以存款的方式配置资产,有价证券在资产配置中的比重较低,造成了企业直接融资困难,不利于发挥金融支持供给侧结构性改革的作用。因此,需要努力构建具有一个多元化金融结构的金融市场,助力供给侧结构性改革的推进。具体而言,需要

发挥证券市场、保险市场、货币市场在经济转型中的作用,形成多层次的金融结构,发展并规范以小额信贷公司为主体的民间金融的发展,建设以众筹融资方式为底部的新型资本市场,有助于拓宽企业融资渠道,降低企业的融资成本,确保满足企业产业转型升级对资金需求。

### (三)加强风险控制,避免资金脱实向虚

随着金融市场化改革的推进,我国金融资本与实体经济越来越不协调,实体经济“空心化”成为威胁我国经济社会发展的重要问题,也导致我国金融杠杆率居高不下,进而有可能引发局部风险甚至系统性金融风险。金融服务实体经济是供给侧结构性改革的重要内容,把握金融服务于实体经济这条主脉,着力振兴实体经济是我国经济实现可持续发展的正确途径,也是维护金融市场稳定和防范金融风险的保障。因此,如何避免资金的脱实向虚和控制风险水平是当前需要重点考虑的问题。(1)可以借助互联网和大数据技术进行风控,保障资金的安全,防范资金的脱实向虚,发挥互联网金融在供给侧结构性改革中的作用。(2)促进并协调虚拟经济与实体经济之间关系,强化对虚拟经济的监管和规范,使虚拟经济有效推动力实体经济的发展,并努力缩小虚拟经济与实体经济行业的收入差距,引导资金更多地流向实体经济,促进实体经济良态发展,降低系统性金融风险。(3)建立金融资本投向监督管理机制,对金融资本的流量和流向进行定期监测,重点关注跨产业调配的资金,同时需要建立资金引导平台,引导金融资本流向资金缺乏的企业,提高资金的配置效率。

### 参考文献:

- [1] Goldsmith R. W. Financial structure and development[J]. Studies in Comparative Economics, 1969, (04).
- [2] McKinnon R. I. Money and capital in economic development[M]. Washington DC: The Brookings Institution, 1973.
- [3] Shaw E. S. Financial deepening in economic development[M]. New York: Oxford University Press, 1973.
- [4] Lucas R. E. On the mechanics of economic development[J]. Journal of Monetary Economics, 1988, (01).
- [5] Levine R. Financial development and economic growth: Views and agenda[J]. Social Science Electronic Publishing, 1997, (02).
- [6] Bernanke B. S., Gertler M. Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, (04).
- [7] 沈坤荣, 马俊. 中国经济增长的“俱乐部收敛”特征及其成因研究[J]. 经济研究, 2002, (01).
- [8] 王景武. 金融发展与经济增长: 基于中国区域金融发展的实证分析[J]. 财贸经济, 2005, (10).
- [9] 沈丽, 刘亚琳. 金融排斥对经济增长的空间溢出效应——基于2000-2014年的省际数据[J]. 经济与管理评论, 2016, (06).
- [10] 林毅夫等. 金融结构与经济发展相关性的最新研究进展[J]. 金融监管研究, 2012, (03).
- [11] 刘仕保, 鲍曙明. 金融机构发展与经济增长的区域差异及动态关联——基于动态面板数据模型的分析[J]. 财政研究, 2014, (05).
- [12] 陈启斐, 吴建军. 金融发展与技术进步: 一项来自中国省级数据的研究[J]. 经济评论, 2013, (06).
- [13] 姚波, 吴诣民, 刘鹏飞. 我国区域经济差异的实证分析[J]. 统计研究, 2005, (08).
- [14] 金相郁, 武鹏. 中国区域经济发展差距的趋势及其特征——基于GDP修正后的数据[J]. 南开经济研究, 2010, (01).

- [15] 杨耀武, 杨澄宇. 中国基尼系数是否真地下降了? ——基于微观数据的基尼系数区间估计[J]. 经济研究, 2015, (03).
- [16] 张林. 金融发展、科技创新与实体经济增长——基于空间计量的实证研究[J]. 金融经济学研究, 2016, (01).
- [17] 邵宜航, 刘仕保, 张朝阳. 创新差异下的金融发展模式与经济增长: 理论与实证[J]. 管理世界, 2015, (11).
- [18] 杨东升. 欠发达国家经济增长与金融发展——一个基于工具变量的分析[J]. 中国农村经济, 2015, (01).
- [19] Yitzhaki S. On an extension of the Gini inequality index[J]. International Economic Review, 1983, (03).
- [20] 邓向荣, 杨彩丽. 极化理论视角下我国金融发展的区域比较[J]. 金融研究, 2011, (03).
- [21] Esteban J. M., Ray D. On the measurement of polarization[J]. Econometrica, 1994, (04).
- [22] 陈少晖, 张锡书. 产业结构高级化、贸易开放度与福建经济增长[J]. 福建师范大学学报(哲学社会科学版), 2016, (02).
- [23] 白钦先. 金融虚拟性理论与实证研究: 基于功能风险效率与哲学视角的分析[M]. 北京: 中国金融出版社, 2010.
- [24] 吉丹俊. 空间溢出与我国经济增长: 基于动态空间面板的方法[J]. 常州大学学报(社会科学版), 2015, (06).

(责任编辑: 宋 敏)

## On the Relationship between Financial Development and Economic Development from the Perspective of Polarization Theory ——A Response to "Financial Cellar"

CHEN Qing<sup>1</sup>, ZHANG Haijun<sup>2</sup>

(1. School of Economics, Fujian Normal University, Fuzhou 350108, China;

2. School of Economics, East China Normal University, Shanghai 200241, China)

**Abstract:** With the support of polarization theory, this paper studies the relationship between financial development and economic growth from the perspective of the gap between China's financial and economic development and responds to the theory of "financial cellar". By measuring the polarization index of economic development and financial development in 31 provinces (regions and municipalities), we find that the regional polarization of economic development has been declining year by year, and the polarization of financial development has increased at first and then declined. The empirical results of Panel-VAR model show that financial development has a negative effect on economic growth in the short term and can promote economic growth in a long term. After a brief negative effect on industrial structure, financial development promotes the optimization of regional industrial structure, and indirectly stimulates economic growth. Under the background of supply-side structural reform, the indirect effect of "financial development-industrial optimization-economic growth" is more significant.

**Key Words:** Financial cellar; Polarization theory; Industrial structure; Panel-VAR model