

# 银行业结构对地区经济发展的影响

## ——基于新结构金融学的理论与实证检验

颜建晔<sup>1</sup> 吴俊贤<sup>2</sup> 康健<sup>3</sup>

(1. 北京大学 新结构经济学研究院, 北京 100871;

2. 对外经济贸易大学 金融学院, 北京 100029; 3. 北京大学 经济学院, 北京 100871)

**内容摘要:** 中国整体上鼓励中小银行发展的同时, 各地区应根据自身要素禀赋结构和产业结构选择最适合当地经济发展的银行业结构。在新结构经济学的新结构金融学理论上, 通过理论推演并结合中国目前的要素禀赋结构和产业结构现状, 选取2007年至2016年省际面板数据, 以总体面板回归、分样本面板回归和面板门限回归, 实证检验了中国银行业结构与整体经济发展之间的线性关系, 以及不同经济发展阶段下, 各地区银行业结构与经济发展之间的非线性关系。实证发现, 中小银行在银行业结构中占比提高对中国目前整体经济发展具有显著的促进作用; 从门限回归看, 中小银行在银行业结构中占比提高对地区经济发展的促进作用会随地区经济发展阶段的提高而显著下降。

**关键词:** 要素禀赋; 产业结构; 银行业结构; 新结构经济学; 新结构金融学

**DOI:** 10.13885/j.issn.1000-2804.2021.01.001

**中图分类号:** D923

**文献标识码:** A

**文章编号:** 1000-2804 (2021) 01-0001-13

作为国民经济运转的枢纽, 中国银行体系规模庞大, 长期在金融系统中处于核心地位。截至2018年末, 中资全国性银行的人民币存款余额已达162.23万亿元, 占2018年全国GDP总量的180.19%; 人民币贷款余额达128.66万亿元, 占2018年全国GDP总量的142.91%。中国银行体系内部又存在基于规模的专业化分工: 大型银行<sup>①</sup>规模较大, 风险承受能力相对较强, 往往更多地向国有大型企业提供融资服务; 中小银行规模相对较小, 风险承受能力也相对较弱, 往往更多地向民营经济和中小企业提供融资服务。大型银行和中小银行的规模占比构成了中国现阶段的银行业结构<sup>②</sup>。

近年来, 中国银行业结构的新特点引起了社会各界的广泛关注和讨论。一方面, 银行的本质在于服务实体经济, 同时, 实体企业的发展壮大也离不开银行融资的支持。因此, 银行业结构与地区经济的发展和增长关系密切, 中小银行占比不断提高的银行业结构能否促进中国经济的整体发展有待进一步论证。另一方面, 中国各地区的经济发展水平不平衡, 各地的产业结构也存在较大差异。大型银行

**收稿日期:** 2020-12-03

**基金项目:** 国家社会科学基金一般项目 (20BJL021)

**作者简介:** 颜建晔 (1980-), 男, 江苏南京人, 博士, 副教授, 从事新结构经济学、银行经济学研究。

<sup>①</sup> 银保监会和人民银行对于大型银行的定义存在差异。银保监会将五家国有商业银行划分为大型银行, 人民银行则将2008年末本外币资产总额大于等于2万亿元人民币的银行划分为大型银行。考虑到相关领域已有研究多采用前一种划分标准, 同时兼顾数据的可得性, 本文按照银保监会的分类标准, 将工商银行、农业银行、中国银行、建设银行和交通银行5家银行划分为大型银行, 其他银行属于中小银行。

<sup>②</sup> 对银行业结构定义的讨论, 详见本文“二、实证设计”中的变量选择与说明。

和中小银行在服务中国不同地区的实体经济方面是否存在功能差异,最适合各地区经济发展的银行业结构安排是否显著不同等问题也亟待厘清。目前,中国仍属于发展中国家,资本是制约产业结构升级和地区经济持续发展的重要因素之一。金融作为资金配置的中介,在解决企业融资问题、促进区域经济发展方面发挥着核心功能。但由于中国的金融市场与西方发达国家相比尚不完善,存在规模相对较小、制度尚不健全等问题,因而银行业在中国金融体系中仍处于核心地位。在此背景下,研究中国银行业结构与地区经济发展之间的关系具有相当重大的理论和现实意义。

以往基于新结构经济学中最优金融结构理论的研究多集中于全国层面,讨论中小银行能否在整体上促进中国企业发展和经济增长<sup>[1-2]</sup>。现有实证研究在反映大型银行和中小银行在银行业内部的规模占比时,往往使用各类银行的存款或贷款的市场份额来度量<sup>[3-5]</sup>。20世纪80年代以来,大量学者对银行与经济发展之间的关系进行了研究,结果普遍表明银行业对地区经济发展有正向促进作用。首先,银行可以提供储蓄合约以缓解市场的流动性短缺风险,引导更多资本流向长期、优质的投资项目<sup>[6]</sup>。其次,银行能够通过提供监督,降低借款人需要承担的道德风险水平,进而降低市场上优质项目的融资成本与融资门槛<sup>[7]</sup>。此外,银行还能通过分散风险、生产信息、分配资源、鼓励创新等途径促进经济增长<sup>[8-10]</sup>。与此同时,经济学家开始关注银行业的内部结构,分析和研究大型银行与中小银行在促进经济增长的功能和效率方面有何差异。针对这一问题,经济学界主要形成了两种看法,即中小银行优势论和大型银行优势论。

中小银行优势论的主要观点是:以中小银行为主的竞争型银行业结构更有利于提高经济效率、促进地区经济增长。这一理论主要基于以下两点论据。一是从企业的融资难度上看,以中小银行为主的竞争型银行业结构能够降低市场的均衡贷款利率和企业的融资成本<sup>[11]</sup>,这种效应在要素禀赋较为落后和存在信贷配给的地区更为明显<sup>[12]</sup>。实证研究的结论同样表明,以大银行为主的高集中度的银行业结构并未对企业融资体现出明显的促进作用<sup>[13]</sup>,甚至具有负面效应<sup>[14]</sup>,因而可能会降低经济的总体福利水平和社会效率<sup>[15]</sup>。二是从社会资本创造的角度上看,以中小银行为主导的银行业结构更有利于新企业的建立和小企业的成长,对社会资本创造和经济发展有正向促进作用<sup>[16]</sup>。相反,因规模扩大导致经营效率相对较低<sup>[17-18]</sup>,大型银行所导致的垄断型银行业结构无论在是否存在信贷配给的情况下都不利于社会资本积累和经济增长<sup>[19]</sup>,这种抑制作用尤其体现在短期信贷市场上<sup>[20]</sup>,从反面证明了中小银行对地区经济增长的重要性。

大型银行优势论则认为,相较于中小银行,以大型银行为主的垄断型银行业结构更能促进社会经济增长<sup>[21-22]</sup>。首先,大型银行相较于中小银行,在资金、技术、人才等方面拥有巨大优势<sup>[23]</sup>,并可以通过其众多的分支机构更好地收集和分析企业的融资信息,提高决策效率<sup>[24]</sup>,更好地服务于实体经济。其次,亦有相当一部分学者的研究表明,相比于中小银行,大型银行在收集和利用软信息方面并不存在劣势<sup>[25]</sup>,并且通过采取信贷评分等风险管理技术,大型银行能够更好地服务广大小微企业<sup>[26]</sup>。与向中小银行借贷的企业相比,在获得资金支持后,向大型银行借贷的企业的投资增速和企业价值增长率都更大<sup>[27]</sup>。同时,大型银行还可以更为有效地解决银行与借款者之间由不完全信息所导致的逆向选择问题,更好地促进社会资本的有效配置与经济增长<sup>[28]</sup>。

已有学者以银行业集中程度作为切入点,分析了银行业集中程度提高能否促进地区经济发展<sup>[29-30]</sup>,但得出了两种相互矛盾的结论,其原因可能是相关研究并未将银行业结构与其所处的实体经济环境和社会融资需求的特点结合起来<sup>[3]</sup>。因此,银行业集中程度可能不是反映银行业结构的一个较好维度,在实证研究方面,银行业规模结构是一个更加合适的维度<sup>[1]</sup>。具体来说,银行业中存在基于规模的专业化分工<sup>[1]</sup>。从风险分散和克服信息不对称的角度考虑,大型银行更多地向大型企业发放贷款,而中小银行更多地向小型企业发放贷款<sup>[31]</sup>。因此,讨论银行业结构对经济发展的影响需要基于地区经济发展阶段和产业结构特点。中国存在大量的民营经济和中小企业,其对于中国经济增长具有非常重要的作用,因此,中国现阶段的银行业体系应该由中小银行为主导<sup>[3]</sup>。部分学者基于中国的经济环

境和发展阶段，对上述结论的适用性做了实证分析。有学者运用中国2005年至2011年的省际面板数据，通过使用固定效应估计等三种方法，证实了中国中小银行的发展能够显著促进众多企业的反贫困效应，从而有利于地区经济持续增长<sup>[32]</sup>。还有学者则利用2006年至2011年深交所中小板的上市公司数据和一阶差分GMM估计，发现了中国中小银行的发展能够有效改善广大民营企业所面临的融资约束<sup>[33]</sup>。

作为中国金融体系的核心，银行业在服务地区实体经济、满足企业融资需求方面发挥着重要功能。因此，正确识别银行业结构与地区经济发展之间的关系具有相当重要的意义。已有文献为研究银行业结构与地区经济发展之间的关系奠定了理论和实证基础，但在运用到中国指导经济发展方面仍存在以下两个方面的缺陷和不足：一是未考虑中国各地区经济发展的巨大差异，无论是国外的静态研究还是中国基于最优金融结构理论的动态实证研究，都未能充分考虑中国各地区经济发展的不平衡状况，相关政策建议难以针对中国不同经济发展阶段的地区制定差异化的银行业政策；二是实证数据亟待更新，中国经济发展日新月异，步入经济新常态以来，中国各地区的要素禀赋和产业结构都出现了较大的变化，但较少有实证研究立足于2010年后的新数据，据此所得出的实证结论对中国目前经济发展阶段的适用性可能较低。

## 一、理论模型与假说

新结构经济学强调，给定一个经济体所处的发展阶段，存在与该经济体所在时点上的要素禀赋结构相匹配的最优产业结构，随着经济发展、资本积累、要素禀赋结构变化、比较优势发生改变，该经济体的最优产业结构也会随之变迁，相应地对经济中的其他制度安排和经济运行的规律产生影响<sup>[34]</sup>。新结构金融学及其“最优金融结构理论”则是新结构经济学在反思现代金融理论的基础上提出的<sup>[35]</sup>，其学术观点主要认为，处于特定发展阶段经济体的要素禀赋结构决定了该经济体的最优产业结构、具有自主生存能力的企业的规模特征和风险特征，从而形成对金融服务的特定需求<sup>[1]</sup>。为了运用新结构金融学及其最优金融结构理论对中国银行业结构的合理性以及发展方向进行识别，首先需要对中国目前所处的要素禀赋阶段进行识别。虽然改革开放后中国经济总量迅速提高，但目前中国的要素禀赋依然是劳动力相对丰富而资本相对稀缺<sup>[34][36]</sup>。苏杭等利用WIDO数据库和中国工业企业数据库，从产业和企业两个层面出发，对要素投入在中国制造业产业升级中的作用进行了实证检验，结果表明劳动力较资本而言发挥着更为重要的功能，反映了中国的要素禀赋结构依然向劳动力倾斜<sup>[37]</sup>。基于上述研究，本文认为劳动力相对丰富而资本相对稀缺仍然是中国目前的要素禀赋结构。

中国具有比较优势和自生能力的劳动密集型产业具有两个明显的特点：一是资金需求量相对较小，劳动密集型产业中的企业规模较小，绝大多数属于民营经济，并且生产过程中所需投入的厂房、设备等固定资产的价值较低，因此行业内企业的融资需求一般不大，如中国的纺织业、塑料制品业等；二是生产经营情况、财务状况等信息高度不透明，信息产出的类型以“软信息”为主，劳动密集型产业内的企业绝大部分属于非社会公众公司，没有信息披露的义务，加之企业所有者的财务意识往往较弱，导致劳动密集型企业的财务报表等“硬信息”产出存在严重不足。在中国的银行业体系中，中小银行在为劳动密集型产业提供融资服务方面具有比较优势，下面通过一个简单的理论模型加以论证。

假定信贷市场可以根据单笔资金需求的大小划分为大额信贷市场和小额信贷市场。大额信贷市场上的资金需求企业往往规模较大、资信情况较好、融资渠道较多，因此，各家银行在大额信贷市场上借出资金的议价能力相对较低，只能接受市场既定利率 $r_b$ 。而小额信贷市场上的资金需求企业往往规模较小、资信情况较差、融资渠道较少，因此，各家银行在小额信贷市场上借出资金的议价能力相对较高，假定银行的报价利率为 $r_s$ 。

根据监管要求,银行可在大额信贷市场上发放单笔贷款的最大金额与其资本净额有关<sup>①</sup>,假定为 $A$ ,同时假设大额信贷市场上的资金需求足够大,存在大于等于 $A$ 的单笔资金需求。在此条件下,银行在大额信贷市场上发放单笔金额为 $A$ 的贷款所能获得的收益 $R_b$ 为:

$$R_b = A \cdot r_b - A \cdot r_c - (FC_i + FC_e) \quad (1)$$

其中, $r_c$ 是银行的资金成本, $FC$ 是贷款审查的固定成本,与贷款笔数有关,而与贷款金额无关。 $FC_i$ 表示与银行内部有关的固定成本,与银行的贷款审批链条长短、组织架构等因素相关; $FC_e$ 表示与银行外部有关的固定成本,与贷款企业的信用信息类型有关。

假设小额信贷市场上的单笔资金需求为 $a(a \ll A)$ ,银行将同一笔资金 $A$ 投放到小额信贷市场上所能获得的收益 $R_s$ 为<sup>②</sup>:

$$R_s = A \cdot r_s - A \cdot r_c - \frac{A}{a}(FC_i + FC_e) \quad (2)$$

其中, $FC_e$ 是在小额信贷市场上与银行外部有关的贷款审查固定成本。结合上述讨论,由于劳动密集型产业中的中小企业的信息透明度较低,且其生产的信息以“软信息”为主,因此应有: $FC_e' > FC_e$ 。

一般来说,小额信贷市场上的企业资信情况相对较差、经营风险相对较大,银行若放弃风险相对较小的信贷项目,选择将资金投放到小额信贷市场上,至少需要有:

$$R_s \geq R_b \quad (3)$$

将式(1)和式(2)代入式(3)整理可以得到:

$$r_s \geq r_b + \left(\frac{1}{a} - \frac{1}{A}\right)FC_i + \left(\frac{1}{a}FC_e' - \frac{1}{A}FC_e\right) \quad (4)$$

从(4)式看出,由于 $a \ll A$ ,且 $FC_e' > FC_e$ ,因此有 $r_s > r_b$ ,即小额信贷市场上的利率要高于大额信贷市场,小企业“融资贵”的问题是客观存在的。

假设大银行与小银行为中小企业提供贷款需要的利率分别为 $r_{s1}$ 与 $r_{s2}$ ,二者之差 $\Delta r = r_{s1} - r_{s2}$ ;大银行与小银行发放单笔小贷款同样为 $a$ ;大银行与小银行发放单笔贷款的最大金额分别为 $A_1$ 与 $A_2$ ;大银行与小银行内部审查有关的固定成本分别 $FC_{i1}$ 与 $FC_{i2}$ ;大银行与小银行在小额信贷市场上外部审查有关的固定成本分别为 $FC_{e1}'$ 与 $FC_{e2}'$ ;大银行与小银行在大额信贷市场上外部审查有关的固定成本同样为 $FC_e$ 。

$$\Delta r = \left(\frac{1}{a} - \frac{1}{A_1}\right)FC_{i1} - \left(\frac{1}{a} - \frac{1}{A_2}\right)FC_{i2} + \frac{1}{a}(FC_{e1}' - FC_{e2}') + \left(\frac{1}{A_2} - \frac{1}{A_1}\right)FC_e \quad (5)$$

不同类型的银行,在小额信贷市场上的报价利率存在差异。对大型银行而言,由于资本金相对雄厚,在满足监管要求的情况下,单笔贷款所能发放的最大金额较大,即 $A_1 > A_2$ ;大银行贷款审批链条相对较长、组织架构较复杂,导致与银行内部有关的贷款审核固定成本相对较大,即 $FC_{i1} > FC_{i2}$ ;中小银行由于贷款审批链条较短、组织架构相对扁平化,使它获取中小企业的“软信息”成本较低,即 $FC_{e1}' = f(\text{inf}) \cdot FC_{e2}'$ ,其中, $f(\text{inf}) > 1$ , $f(\text{inf})$ 是中小企业信息的函数,企业“软信息”越多,中小银行越有优势,即 $f(\text{inf})$ 是企业“软信息”的增函数。

根据 $A_1 > A_2$ , $FC_{i1} > FC_{i2}$ ,可得 $\left(\frac{1}{a} - \frac{1}{A_1}\right)FC_{i1} - \left(\frac{1}{a} - \frac{1}{A_2}\right)FC_{i2} > 0$ , $\left(\frac{1}{A_2} - \frac{1}{A_1}\right)FC_e > 0$ ;根据 $FC_{e1}' > FC_{e2}'$ ,可得 $\frac{1}{a}(FC_{e1}' - FC_{e2}') > 0$ ,所以式(5)大于零,在小额信贷市场上,中小银行的贷款报价利率更低。

综上所述,由于中国目前具有比较优势的产业是劳动密集型产业,该产业中以拥有“软信息”为

① 根据中国人民银行公布的《商业银行资产负债比例管理监控、检测指标》,商业银行对同一借款客户的贷款余额与银行资本净额的比例不得超过10%。

② 假设银行发放大额贷款和小额贷款的资金成本是相同的,均为 $r_c$ 。

主的中小企业居多,根据上述理论模型,中小银行可以通过在小额信贷市场上提供较低的贷款利率报价,更好地服务劳动密集型产业中的中小企业,因此,中小银行在服务中国目前的实体经济方面具有比较优势,以中小银行为主导的银行业结构能够更好地促进中国整体的经济发展。据此,提出待验证的假说一。

**假说一:**就中国目前的经济发展阶段和要素禀赋结构而言,中小银行在银行业结构中占比提高能够更好地满足实体经济的融资需求,显著促进中国地区经济发展水平。

一个国家或者地区的要素禀赋结构会随着经济发展阶段的变化而连续地变化,实体经济中具有比较优势和自生能力的产业结构和技术结构也会相应演进,从而催生不同的社会融资需求。因此,在满足实体经济融资需求层面具有比较优势的银行业结构也会不断发生变化,即一个国家或者地区的“最优银行业结构”是处于动态变化的。

随着中国地区经济发展阶段的提升,资本逐渐积累,劳动力相对资本的丰富程度出现下降,人口红利逐渐消失,具有比较优势和自生能力的产业结构会由劳动密集型产业为主导逐渐转向以资本密集型产业为主导。在产业结构逐渐升级转型的过程中,企业特征及融资需求会出现以下变化:一是企业的资金需求规模越来越大,这是由于企业为进行生产所必须投入的设备价值和人员薪酬逐渐提高,并且随着技术和产品的升级,其他发达经济体可供借鉴的生产经验和技術逐渐减少,企业所需要投入的研发支出和创新成本不断加大,加重了企业的资金负担,这会使中小企业的融资额 $a$ 增加;二是企业由劳动密集型产业为主导逐渐转向资本密集型产业,资本密集型产业中的中小企业的信息透明度逐渐提升,银行可以获得更多有关企业还款能力的“硬信息”, $f(inf)$ 减小。将式(5)整理可得:

$$\Delta r = \frac{1}{a} \left[ (FC_{i1} - FC_{i2}) + f(inf) \cdot FC'_{e2} - FC'_{e2} \right] - \left[ \left( \frac{1}{A_1} FC_{i1} - \frac{1}{A_2} FC_{i2} \right) - \left( \frac{1}{A_1} - \frac{1}{A_2} \right) FC_e \right] \quad (6)$$

因为 $(FC_{i1} - FC_{i2}) + f(inf) \cdot FC'_{e2} - FC'_{e2} > 0$ ,  $FC'_{e2} > 0$ , 对式(6)求导可得:

$$\frac{\partial(r_{s1} - r_{s2})}{\partial a} < 0, \quad \frac{\partial(r_{s1} - r_{s2})}{\partial f(inf)} > 0$$

因此,随着 $a$ 增加, $f(inf)$ 减小, $\Delta r$ 将减少,即中小银行在服务中小企业中得优势将减小。此外,由于企业的创新研发风险逐渐提高,随着社会产业结构的转型,越来越多的企业通过提高研发支出和创新支出,增加了从差异化的产品和服务获取超额收益的可能,但与此同时,研发失败或新产品不能得到消费者认同的可能也大大增加了企业因投资错误而产生潜在亏损的风险。相对于大型银行,中小银行的资金规模较为有限且风险承受能力较弱,因而随着地区经济发展阶段的提高,中小银行越来越难以承担规模和风险同时增大的社会融资需求,大型银行与实体经济的匹配程度上升,最适合中国地区经济发展的“最优银行业结构”也逐步由以中小银行为主导向以大型银行为主导转变。基于上述理论推论,提出待验证的假说二。

**假说二:**对于中国处于不同经济发展阶段的地区而言,中小银行对当地经济发展的促进作用存在差异;随着地区经济发展阶段不断提升,中小银行在当地银行业结构中占比提高对地区经济发展的促进作用会逐渐降低。

## 二、实证设计

### (一) 数据来源

本文所选取的数据样本是中国31个省级行政区(不包括香港特别行政区、澳门特别行政区和台湾省)在2007年至2016年期间关于上述各个变量的面板数据。具体而言,各省的金融数据来自相应年度的《中国金融年鉴》,各省的经济发展数据、人口数据和教育数据来自各年度的《中国统计年鉴》,工业数据、三大产业数据、国际贸易数据和财政数据则来自wind数据库。需要特别说明的是,部分年

度的部分数据存在缺失的情况,本文采用均值插补法予以补齐。考虑到缺失数据的比例较小,故该处理方法不会对计量结果产生过大的影响。

## (二) 变量选择与说明

### 1. 被解释变量。

本文选取各省的经济发展水平作为计量模型的被解释变量。人均实际GDP能够较为有效地排除各省的人口数量和物价水平差异,反映各地可比的经济水平。具体处理方法是,以2006年为定基,计算出各省在样本年度内以2006年为基期的GDP指数,据此将各省样本年份的名义GDP调整为实际GDP,并除以各省对应年份的人口数量。同时,为了提高数据的平稳性,削弱模型可能存在的多重共线性、异方差等问题,本文对各省的人均实际GDP数据取自然对数,作为计量模型的被解释变量。

### 2. 核心解释变量。

本文将各省的银行业结构作为核心解释变量,用各地区中小银行所占的市场份额表示。现有实证研究在反映大型银行和中小银行在银行业内部的规模占比时,往往使用各类银行的存款或贷款的市场份额来度量。但近年来,随着金融创新的深化,商业银行在推出各类新兴业务的同时,自身也在主动降低对于传统存贷业务的依赖性。在此背景下,继续使用各类银行的存款或贷款的市场份额指标已不能全面客观地度量各地区的银行业结构。据此,考虑到银行各项业务的开展离不开一定数量的资产投入,同时在兼顾数据可得性的情况下,本文使用除五大国有商业银行以外的其他存款类金融机构的资产总额占当地全部存款类金融机构的资产总额的比例来度量各地的银行业结构,以期更加全面客观地反映中国各地区银行业内部的规模占比。

### 3. 控制变量。

参考已有研究<sup>[13]</sup>,计量模型的控制变量包括各省的教育发展水平、政府财政支持力度、对外开放程度、金融发展水平和投资拉动水平。其中,教育发展水平的度量指标为该省受过高中及以上教育的人口在该省总人口中所占的比例,政府财政支持力度的度量指标为该省公共财政支出总和占该省GDP的比例,对外开放程度的度量指标为该省进口和出口货物总额占该省GDP的比例,金融发展水平的度量指标为该省全部存款类金融机构所吸收的存款总额与该省当年GDP的比值,投资拉动水平则以该省当年固定资产投资总额占名义GDP的比例反映。

### 4. 门限效应变量。

为验证本文提出的**假说二**,计量模型中还引入了两个门限效应变量,用以反映各省所处的经济发展阶段。一是第三产业占比,度量指标为该省第三产业的总产值占该省当年名义GDP的比重。二是非劳动密集型产业占比,本文将食品加工和制造业、纺织业、服装及其他纤维制品制造业等13个行业划分为劳动密集型产业,将所有其他行业划分为非劳动密集型产业<sup>①</sup>,并用该省样本区间内各年所有非劳动密集型产业的产值总和占该省当年工业总产值的比例反映该指标。

## (三) 计量模型设定

为实证检验假说一,本文使用固定效应模型检验中小银行是否在整体上促进了中国的地区经济发展。计量模型如式(7)所示:

$$\ln gdppc_{it} = \beta_0 + \beta_1 bs_{it} + \beta_2 control_{it} + a_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中,被解释变量 $\ln gdppc_{it}$ 表示第*i*个省第*t*年人均实际GDP的自然对数值,反映当地的经济发展水平;核心解释变量 $bs_{it}$ 表示第*i*个省第*t*年的银行业结构,以中小银行的资产份额占比表示; $control_{it}$ 为计量模型的控制变量,包括各省的教育发展水平、政府财政支持力度、对外开放程度、金融发展水平、投资拉动水平和第三产业占比; $a_i$ 为地区固定效应,反映只随地区变化、不随时间变化的不可观测因素; $\mu_t$ 为时间固定效应,反映不随地区变化、只随时间变化的不可观测因素; $\varepsilon_{it}$ 为模型的随机扰动项。

① 此处对于行业的分类参考了陈飞翔等(2010)的研究。

为实证检验**假说二**，本文使用Hansen<sup>[38]</sup>的面板门限模型，对省际面板数据进行识别，从而将各省的经济发展水平内生地划分为不同的经济发展阶段，寻找一个对中国各地区都普遍适用的银行业结构与地区经济发展之间的非线性关系。本文设定的面板门限模型如式4.2所示：

$$\ln gdppc_{it} = \beta_0 + \beta_1 bs_{it}(dev < \gamma_1) + \beta_2 bs_{it}(\gamma_1 \leq dev < \gamma_2) + \dots + \beta_n bs_{it}(dev \geq \gamma_n) \quad (8)$$

其中， $dev$ 表示不同地区的经济发展阶段，为模型的门限效应变量，用该地区的第三产业占比( $industry3$ )反映； $\gamma$ 表示模型中待估计的门限值，反映使银行业结构对地区经济发展的影响产生突变的发展阶段门槛。

#### (四) 变量描述性统计

上述变量的描述性统计如表1所示。经济发展水平的均值为33 134.46元，50%样本经济发展水平大于等于27 846.56元；银行业结构的均值为0.56，50%样本银行业结构水平大于等于0.58；教育发展水平的均值为0.31，50%样本教育发展水平大于等于0.30；政府财政支持力度的均值为0.25，50%样本政府财政支持力度大于等于0.21；对外开放程度的均值为0.30，50%样本对外开放程度大于等于0.14；金融发展水平的均值为1.69，50%样本金融发展水平大于等于1.53；投资拉动水平的均值为0.75，50%样本投资拉动水平大于等于0.70；第三产业占比的均值为0.43，50%样本第三产业占比大于等于0.41；非劳动密集型产业占比的均值为0.76，50%样本非劳动密集型产业占比大于等于0.76。

表1 主要变量的描述性统计结果

变量名称	含义	样本数量	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
gdppc	经济发展水平	310	33 134.46	27 846.56	102 862.4	7 136.875	19 003.2
bs	银行业结构	310	0.56	0.58	0.80	0.03	0.11
edu	教育发展水平	310	0.31	0.30	0.67	0.11	0.09
gp	政府财政支持力度	310	0.25	0.21	1.38	0.09	0.20
open	对外开放程度	310	0.30	0.14	1.67	0.03	0.36
fin	金融发展水平	310	1.69	1.53	5.59	0.75	0.76
inv	投资拉动水平	310	0.75	0.70	3.10	0.24	0.38
industry3	第三产业占比	310	0.43	0.41	0.80	0.28	0.09
industryci	非劳动密集型产业占比	310	0.76	0.76	0.96	0.47	0.11

### 三、实证分析

#### (一) 检验假说1

基于计量模型(7)，运用面板固定效应模型检验中小银行在银行业结构中占比如何影响地区经济发展，总体样本的估计结果见表2。表2显示，无论是否加入控制变量，中小银行市场份额对地区经济发展水平的回归系数在1%的置信水平下都是显著为正的。这一估计结果支持本文提出的**假说一**，即对于中国目前的要素禀赋结构所决定的产业结构和实体经济类型，中小银行能够更好地与之匹配。因此，从总体上看，提高中小银行的市场份额占比能够显著促进中国整体的经济发展水平。这一结论可以有效支持中国银行业监管机构近期对中小银行的政策扶持。另一方面，上述计量结果亦能够说明，教育发展水平、政府财政支持力度、对外开放程度和投资水平的提高同样能够显著促进中国总体的经济发展水平。

考虑到中国不同地区的产业结构和经济发展阶段差异较大，为识别银行业结构对中国不同经济发展阶段地区的影响是否存在显著差异，同时为假说二的实证检验做出铺垫，本文将31个省级行政区按照中国的三大经济地带，划分为东部地区、中部地区和西部地区3个子样本，分别按照计量模型(7)进行分样本面板回归。其中，东部地区包括北京、上海、广东等12个省级行政区，属于经济发展阶段相对较高的样本；中部地区包括湖北、湖南、安徽等9个省级行政区，属于经济发展阶段中等的样本；西部地区包括新疆、西藏、云南等10个省级行政区，属于经济发展阶段较低的样本。

表2 银行业结构与地区经济发展的总体面板回归估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	被解释变量 Ln人均实际GDP			
银行业结构	3.312*** (26.18)	0.386*** (4.35)	1.437*** (11.64)	0.268*** (4.04)
教育发展水平			3.182*** (13.80)	0.451*** (3.33)
政府财政支持力度			0.909*** (4.86)	0.164* (1.96)
对外开放程度			0.172** (2.34)	0.292*** (9.24)
金融发展水平			0.0605 (1.45)	-0.117*** (-5.94)
投资拉动水平			0.137*** (3.54)	0.0366** (2.14)
第三产业占比			0.361* (1.76)	-0.854*** (-8.02)
截距项	8.406*** (117.62)	9.623*** (212.31)	7.821*** (94.85)	9.917*** (126.06)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应		控制		控制
F值	685.19***	734.17***	359.33***	987.91***
N	310	310	310	310

t statistics in parentheses \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

分样本的回归结果见表3,从回归结果看出,尽管银行业结构的系数在三个子样本回归中都为正,但其大小存在明显差异。中小银行在银行业结构中占比提高对东部地区经济发展的促进作用最强,对西部地区经济发展的促进作用最弱。处于不同经济地带的样本回归系数存在巨大差异,这一结果表明中国银行业结构与地区经济发展之间可能存在基于地区特征的非线性关系。根据最优金融结构理论,这一地区特征为各地的产业结构特点和所处的经济发展阶段。但上述分样本回归结果与这一观点也存在一些相悖之处:一般认为西部地区的经济发展阶段最低,根据最优金融结构理论,中小银行在银行业结构中占比提高对该地区经济发展的促进作用应该最大,但分样本回归的结果却表明,这一促进作用在三大经济地带中是最低的。

本文认为出现上述结果有以下两种可能:一是最优金融结构理论关于中国银行业结构与地区经济发展之间的非线性关系推论

表3 银行业结构与地区经济发展的分样本面板回归估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	东部地区		中部地区		西部地区	
	被解释变量 Ln人均实际GDP					
银行业结构	1.358*** (6.72)	0.514*** (3.27)	2.142*** (7.07)	0.266** (2.01)	1.209*** (6.61)	0.0624 (0.84)
教育发展水平	2.215*** (6.53)	0.666*** (2.88)	1.536*** (3.44)	-0.0184 (-0.12)	3.103*** (8.06)	0.147 (0.77)
政府财政支持力度	-0.305 (-0.44)	-0.652 (-1.56)	3.287*** (3.66)	0.00547 (0.01)	0.717** (2.60)	-0.429*** (-3.86)
对外开放程度	-0.00348 (-0.05)	0.0965** (2.29)	0.897** (2.24)	0.741*** (5.15)	0.507** (2.41)	0.349*** (4.97)
金融发展水平	0.0665 (1.39)	-0.0967*** (-2.96)	0.0623 (0.45)	-0.230*** (-4.15)	0.137 (1.63)	0.0468 (1.43)
投资拉动水平	0.417*** (5.02)	0.208*** (3.90)	0.449*** (3.61)	-0.0512 (-1.17)	0.0787 (1.57)	-0.00701 (-0.44)
第三产业占比	0.966*** (3.07)	-0.110 (-0.48)	-1.354*** (-4.20)	-0.901*** (-6.61)	0.697* (1.85)	-0.505*** (-3.54)
截距项	8.318*** (60.52)	9.933*** (57.54)	7.798*** (57.57)	10.06*** (104.21)	7.468*** (55.64)	9.567*** (101.09)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应		控制		控制		控制
F值	210.44***	302.96***	174.86***	1011.56***	118.57***	641.42***
N	120	120	90	90	100	100

注: \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 。

有误，中小银行对地区经济发展的促进作用并非随着地区经济发展阶段的提高而下降；二是三大经济地带的划分并非完全依据地区经济发展水平<sup>①</sup>，由于其还考虑了地理区位等其他因素，导致了分样本回归结果与最优金融结构理论的推论出现差异。为进一步探究分样本面板回归结果与最优金融结构理论存在一定程度矛盾的原因，本文接下来将通过面板门限模型，对各地区的经济发展阶段做更精确和更客观的内生划分。

## （二）检验假设2

基于计量模型(8)，运用面板门限回归检验地区不同经济发展阶段，中小银行对当地经济发展促进作用的异质性，首先对门限效应是否显著存在进行检验，结果如表4所示。从表4可以看出，若以第三产业占比作为门限变量划分地区经济发展阶段，可以认为在10%的置信水平下，银行业结构与地区经济发展存在双重门限效应。

表4 银行业结构与地区经济发展的门限效应检验结果（第三产业占比）

门限变量	门限估计值	F统计量	单一门限模型			双重门限模型				
			临界值			门限估计值	F统计量	临界值		
			1%	5%	10%			1%	5%	10%
第三产业占比	$\gamma_1=0.51$	27.16**	29.92	21.63	19.19	$\gamma_1=0.49$ $\gamma_2=0.36$	21.54*	35.63	24.87	19.21

注：自举抽样次数设定为500次，\* $p<0.1$ ，\*\* $p<0.05$ ，\*\*\* $p<0.01$

在以上分析基础上，选择双重门限模型对模型(8)进行估计，所得估计结果如表5所示，估计结果显示，若以第三产业占比作为门限变量，银行业结构与地区经济发展之间存在相当显著的非线性关系。当地区经济发展阶段较低，第三产业产出在总产出中占比低于0.36时，中小银行对地区经济发展的促进作用较强，系数的估计值为0.446；随着地区经济发展阶段提高，第三产业产出在总产出中占比为介于0.36~0.49之间以及大于0.49时，中小银行对地区经济发展的促进作用逐渐下降，系数的估计值分别降至0.382和0.284。

面板门限模型的估计结果在一定程度上支持了最优金融结构理论，即银行业结构对地区经济发展的影响不是一成不变的，中小银行对中国各地区经济发展的促进作用会随地区经济发展阶段的提高而不断下降，因此最适合各地区经济发展的银行业结构也是处于动态变化中的。这一实证结论与最优金融结构理论基于中国要素禀赋结构和产业结构所做的预测相一致，能够为处于不同经济发展阶段的各地区银行业监管机构提供政策参考，同时表明分样本回归的结果可能是由于三大经济地带的划分并未完全依据地区经济发展阶段的高低而导致的<sup>②</sup>。

表5 银行业结构与地区经济发展的门限回归结果（第三产业占比）

变量	被解释变量Ln人均实际GDP门限变量：第三产业占比
银行业结构	0.446***
( $industry3 \leq 0.36$ )	(6.14)
银行业结构	0.382***
( $0.36 < industry3 \leq 0.49$ )	(5.33)
银行业结构	0.284***
( $industry3 > 0.49$ )	(4.12)
教育发展水平	0.408***
	(2.87)
政府财政支持力度	0.287***
	(3.31)
对外开放程度	0.278***
	(8.32)
金融发展水平	-0.127***
	(-6.25)
投资拉动水平	0.0388**
	(2.18)
截距项	9.520***
	(144.25)
年份固定效应	控制
地区固定效应	控制
F值	864.71***
N	310

注：\* $p<0.1$ ，\*\* $p<0.05$ ，\*\*\* $p<0.01$

① 例如：广西省被划分为东部地区，但其2016年的人均实际GDP在所有省级行政区中仅排名第27；重庆市被划分为西部地区，但其2016年的人均实际GDP在所有省级行政区中排名第7。

② 基于中国目前的产业结构特点和经济发展阶段，门限变量在样本区间内的取值还相对较低，缺少高经济发展阶段的样本可能是本文未得到反转实证结果的原因，即中小银行对中国地区经济发展的影响总是正向的。

#### 四、稳健性检验

为了缓解检验**假说一**存在的内生性问题,本文通过差分GMM与系统GMM方法进行稳健性检验,引入被解释变量一阶滞后项的估计结果见表6。从表6看出,过度识别约束检验(Sargan检验)和二阶序列自相关检验(AR(2))均满足Arellano-Bond估计方法的两个前提假设,银行业结构的回归系数均显著为正,表明中小银行市场份额的提高对中国目前整体的经济发展具有显著的促进作用,与表2总体面板固定效应回归的计量结果一致,支持本文**假说一**。

考虑到检验**假说二**时,面板门限模型的回归结果可能存在偶然性,本部分将替换门限变量,用非劳动密集型产业占比反映各地区所处的经济发展阶段,对模型(8)重新估计。

在运用面板门限模型进行回归分析之前,首先需要检验模型所假设的门限效应是否显著存在,检验结果如表7所示。从表7可知,若以非劳动密集型产业占比作为门限变量划分地区经济发展阶段,可以认为在10%的置信水平下,银行业结构与地区经济发展存在双重门限效应。

在以上分析基础上选择双重门限模型对模型(8)进行估计,所得估计结果见表8,估计结果显示,

表6 银行业结构与地区经济发展的GMM回归结果

	(1)	(2)
	被解释变量 Ln 人均实际 GDP	
	系统 GMM	差分 GMM
Ln 人均实际 GDP	0.885***	0.887***
一阶滞后	(174.48)	(129.00)
银行业结构	0.0818***	0.108***
	(3.99)	(5.10)
教育发展水平	0.291***	0.224***
	(12.99)	(10.91)
政府财政支持力度	0.169***	0.210***
	(10.40)	(7.18)
对外开放程度	0.007 55	-0.021 7***
	(1.49)	(-3.49)
金融发展水平	0.013 0***	0.002 16
	(4.77)	(0.88)
投资拉动水平	-0.011 9***	-0.001 12
	(-4.81)	(-0.57)
第三产业占比	-0.198***	-0.214***
	(-9.32)	(-11.67)
截距项	1.150***	1.159***
	(27.45)	(19.72)
AR(2)	0.547 0	0.350 1
Sargan	0.953 7	0.757 4
N	279	248

注: \* $p < 0.1$ , \*\* $p < 0.05$ , \*\*\* $p < 0.01$

表7 银行业结构与地区经济发展的门限效应检验结果(非劳动密集型产业占比)

门限变量	单一门限模型			双重门限模型						
	门限估计值	F统计量	临界值			门限估计值	F统计量	临界值		
			1%	5%	10%			1%	5%	10%
非劳动密集型产业占比	$\gamma_1=0.72$	32.59**	40.12	32.15	27.09	$\gamma_1=0.72$ $\gamma_2=0.93$	26.11*	41.44	29.05	23.32

注: 自举抽样次数设定为500次, \* $p < 0.1$ , \*\* $p < 0.05$ , \*\*\* $p < 0.01$

表8 银行业结构与地区经济发展的门限回归结果(非劳动密集型产业占比)

变量	被解释变量: Ln 人均实际 GDP 门限变量: 非劳动密集型产业占比	变量	被解释变量: Ln 人均实际 GDP 门限变量: 非劳动密集型产业占比
银行业结构 ( $industry_{ci} \leq 0.72$ )	0.365*** (5.00)	金融发展水平	(8.15)
银行业结构 ( $0.72 < industry_{ci} \leq 0.93$ )	0.268*** (3.79)	投资拉动水平	-0.113*** (-5.42)
银行业结构 ( $industry_{ci} > 0.93$ )	0.0728 (0.53)	截距项	0.0392** (2.16)
教育发展水平	0.563*** (3.91)	年份固定效应	9.510*** (140.63)
政府财政支持力度	0.296*** (3.25)	地区固定效应	控制
对外开放程度	0.274*** (3.25)	F值	832.08***
		N	310

t statistics in parentheses \* $p < 0.1$ , \*\* $p < 0.05$ , \*\*\* $p < 0.01$

若以非劳动密集型产业占比作为门限变量，银行业结构与地区经济发展之间存在相当显著的非线性关系，随着非劳动密集型产业占比提高，中小银行对地区经济发展的促进作用逐渐减弱与表5实证结论基本一致，支持本文假说2。

## 五、结论及建议

为研究中国银行业结构与地区经济发展之间的关系，本文从林毅夫提出的新结构经济学中最优金融结构理论出发，结合中国目前的要素禀赋结构和产业结构特点，通过构造一个简单的理论模型，根据模型推导指出：就中国目前的经济发展阶段和要素禀赋结构而言，中小银行在银行业结构中占比提高能够更好地满足实体经济的融资需求，显著促进中国地区经济发展水平。对于中国处于不同经济发展阶段的地区而言，中小银行对当地经济发展的促进作用存在差异；随着地区经济发展阶段不断提升，中小银行在当地银行业结构中占比提高对地区经济发展的促进作用会逐渐降低。为了检验假说是否成立，本文选取中国2007年至2016年省际面板数据，通过总体面板回归、分样本面板回归和面板门限回归，实证检验了中国银行业结构与整体经济发展之间的线性关系，以及在不同的经济发展阶段下，银行业结构与地区经济发展之间的非线性关系。实证结果发现对于中国目前的要素禀赋结构所决定的产业结构和实体经济类型，中小银行能够更好地与之匹配；银行业结构对地区经济发展的影响不是一成不变的，中小银行对中国各地区经济发展的促进作用会随地区经济发展阶段的提高而不断下降，因此最适合各地区经济发展的银行业结构也是处于动态变化中的。

本文主要得出了以下三点结论及建议。

第一，从整体上看，中小银行在银行业结构中占比的提高对中国目前整体经济的发展具有显著的促进作用，中小银行可以通过在小额信贷市场上提供较低的贷款利率报价，更好地服务劳动密集型产业中的中小企业，因此，中小银行在服务中国目前的实体经济方面具有比较优势，以中小银行为主导的银行业结构能够更好地促进中国整体的经济发展，监管部门可在整体上进一步鼓励和支持中小银行发展。

第二，发挥大银行在支持大企业和大规模投资方面的比较优势。考虑到大银行在服务中小企业方面具有劣势，而在满足大企业和大规模投资方面具有优势，大银行的重点服务对象应聚焦于大企业和大规模投资方面，因此，监管部门可以考虑适当减少大银行承担的支持中小企业发展的政策性负担。

第三，从各地区看，银行业结构对中国各地区经济发展的促进作用不是一成不变的。中小银行在银行业结构中占比提高对地区经济发展的促进作用会随地区经济发展阶段的提高和产业结构的升级而显著下降。这一实证结论与最优金融结构理论基于中国要素禀赋结构和产业结构所做的预测相一致，能够为处于不同经济发展阶段的各地区银行业监管机构提供政策参考。因此，各地区可根据自身要素禀赋结构和产业结构特点选择最适合本地区经济发展的“最优银行业结构”，并根据经济发展阶段和企业融资需求的变化动态地进行调整。

## 参考文献

- [1] 林毅夫, 孙希芳. 银行业结构与经济增长. 经济研究, 2008, 43 (9): 31-45.
- [2] 吴晗, 段文斌. 银行业市场结构、融资依赖与中国制造业企业进入——最优金融结构理论视角下的经验分析. 财贸经济, 2015 (5): 72-83.
- [3] 林毅夫, 姜烨. 经济结构、银行业结构与经济发展——基于分省面板数据的实证分析. 金融研究, 2006 (1): 7-22.
- [4] 王璐. 银行业规模和集中度对经济增长的影响研究. 时代金融, 2014 (11): 104-105, 107.
- [5] 刘晓光, 荀琴. 银行业结构对中小企业融资的影响. 经济理论与经济管理, 2016 (6): 58-71.
- [6] Diamond D. W, Dybvig P H. Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity. Journal of Political Economy, 1983, 91(3): 401-419.

- [7] Holmstrom B, Tirole J. Financial Intermediation, Loanable Funds, and the Real Sector. *The Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112(3): 663-691.
- [8] Levine R. Finance and Growth: Theory and Evidence. NBER Working Paper Series, 2004.
- [9] Xin F, Zhang J, Zheng W. Does Credit Market Impede Innovation? Based on the Banking Structure Analysis. *International Review of Economics & Finance*, 2017, 52: 268-288.
- [10] Fu X, Lin Y, Molyneux P. The Quality and Quantity of Bank Intermediation and Economic Growth: Evidence from Asia Pacific. *Applied Economics*, 2018, 50: 1-20.
- [11] Besanko David, Thakor A V. Banking Deregulation: Allocational consequences of Relaxing Entry Barriers. *Journal of Banking and Finance*, 1992, 16(5): 909-932.
- [12] Hakenes H, Hasan I, Molyneux P, et al. Small Banks and Local Economic Development. *Review of Finance*, 2015, 19(2): 653-683.
- [13] Stefano Usai, Marco Vannini. Banking Structure and Regional Economic Growth: Lessons from Italy. *Annals of Regional Science*, 2005, 39(4): 691-714.
- [14] Beck T, Levine R. Stock Markets, Banks and Growth: Panel Evidence. *Journal of Banking and Finance*, 2004, 28(3): 423-442.
- [15] Berger A N, Udell G.F. Relationship lending and lines of credit in small firm finance. *Journal of Business*, 1995, 68(3): 351-382.
- [16] Black S E, Strahan P E. Entrepreneurship and Bank Credit Availability. *Journal of Finance*, 2002, 57(6): 2087-2833.
- [17] Homma T, Tsutsui Y, Uchida, H. Firm Growth and Efficiency in the Banking Industry: A New Test of the Efficient Structure Hypothesis. *Journal of Banking & Finance*, 2014, 40: 143-153.
- [18] Bernini C, Brighi P. Bank Branches Expansion, Efficiency and Local Economic Growth. *Regional Studies*, 2017, 52(10): 1-14.
- [19] Guzman M G. Bank Structure, Capital Accumulation and Growth: A Simple Macroeconomic Model. *Economic Theory*, 2000, 16: 421-455.
- [20] Hasan I, Kobeissi N, Wang H, et al. Banking Structure, Marketization, and Small Business Development: Regional Evidence from China. *Pacific Economic Review*, 2015, 20(3): 487-510.
- [21] Petersen M A, Rajan R G. The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships. *Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110(2): 407-443.
- [22] Abuzayed B, Al-Fayoumi N. Bank Concentration, Institutional Quality, and Economic Growth: Empirical Evidence from MENA Countries. *Review of International Business & Strategy*, 2016, 26(2): 219-231.
- [23] Rocha R, Martinez P M, Anzoategui D. Bank Competition in the Middle East and Northern Africa Region. *Review of Middle East Economics and Finance*, 2010(6): 26-48.
- [24] Berger A N, Black L. Bank Size, Lending Technologies, and Small Business Finance. *Journal of Banking and Finance*, 2011, 35(3): 724-735.
- [25] Uchida H, Udell G F, Yamori N. Loan Officers and Relationship Lending to SMEs. *Journal of Financial Intermediation*, 2012, 21: 97-122.
- [26] Augusto de la Torre, María Soledad Martínez Pería, Schmukler S L. Bank involvement with SMEs: Beyond relationship lending. *Journal of Banking & Finance*, 2010, 34: 2280-2293.
- [27] Biswas S, Gomez F, Zhai W. Who Needs Big Banks? The Real Effects of Bank Size on Outcomes of Large US Borrowers. *Journal of Corporate Finance*, 2017, 46: 170-185.
- [28] Frame W S, Srinivasan A, Woosley L. The Effect of Credit Scoring on Small-Business Lending. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2001, 33(3): 813-825.
- [29] 黄旭平, 熊季霞. 混业经营条件下银行集中与效率——基于面板单位根与面板协整分析. *当代经济科学*, 2005 (6): 40-48, 110.
- [30] 唐清泉, 巫岑. 银行业结构与企业创新活动的融资约束. *金融研究*, 2015 (7): 116-134.
- [31] 赵秋运, 王勇. 新结构经济学的理论溯源与进展——庆祝林毅夫教授回国从教30周年. *财经研究*, 2018 (9): 4-40.
- [32] 姚耀军, 李明珠. 金融结构、中小企业与反贫困——基于新结构经济学最优金融结构理论的经验研究. *浙江社会科学*, 2013 (9): 25-33, 155-156.

- [33] 姚耀军, 董钢锋. 中小银行发展与中小企业融资约束——新结构经济学最优金融结构理论视角下的经验研究. 财经研究, 2014, 40 (1): 105-115.
- [34] 龚强, 张一林, 林毅夫. 产业结构、风险特性与最优金融结构. 经济研究, 2014, 49 (4): 4-16.
- [35] 徐高, 林毅夫. 资本积累与最优银行规模. 经济学 (季刊), 2008 (2): 533-548.
- [36] 林毅夫. 新常态下中国经济的转型和升级: 新结构经济学的视角. 新金融, 2015 (6): 4-8.
- [37] 苏杭, 郑磊, 牟逸飞. 要素禀赋与中国制造业产业升级——基于 WIOD 和中国工业企业数据库的分析. 管理世界, 2017 (4): 70-79.
- [38] Hansen B E. Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference. Journal of Economics, 1999, 93(2): 345-368.

## The Influence of Banking Structure on Regional Economic Development: An Empirical Study Based on the Theory of New Structural Finance

YAN Jian-ye<sup>1</sup> WU Jun-xian<sup>2</sup> KANG Jian<sup>3</sup>

(1. Institute of New Structural Economics, Peking University, Beijing 100871;

2. School of Banking and Finance, University of International Business and Economics, Beijing 100029;

3. School of Economics, Peking University, Beijing 100871, China)

**Abstract:** As China encourages the development of small and medium banks as a whole, all regions should select the most suitable banking structure for their economic development in accordance with their factor endowment and industrial structure. Under the guidance of the New Structural Finance theory of the New Structural Economics, the research of this paper selects provincial panel data from 2007 to 2016 and adopts the methods like overall panel regression, sub-sample panel regression and panel threshold regression to conduct the empirical tests of the linear relationship between Chinese banking structure and overall economic development, as well as the non-linear relationship between the banking structure and economic development of various regions in different development stages through theoretical deduction. It also refers to the current factor endowment and industrial structure. The empirical tests find that the increase of the proportion of small and medium banks in the banking structure plays a significant role in China's current comprehensive economic development; and in terms of threshold regression, this positive effect will greatly decrease with the advancement of regional economic development stages.

**Keywords:** factor endowment; industrial structure; banking structure; New Structural Economics; New Structural Finance

(责任编辑:贾 宜)