

金融科技对县域银行业市场结构的影响研究

张龙耀,袁 振

(南京农业大学金融学院,江苏南京210095)



摘 要 优化银行业市场结构对于促进经济发展、缓解中小企业融资约束具有重要作用。基于2014—2019年江苏48个县(市)的银行、经济金融数据,运用固定效应模型,分析金融科技对县域银行业市场结构的影响。结果显示,金融科技发展会显著降低县域银行业市场集中度,该结论在考虑可能的内生性问题和一系列稳健性检验后仍然成立;进一步研究发现,银行业市场集中度下降的原因是金融科技发展降低了农村商业银行在县域金融市场中的份额;异质性分析结果表明,对于经济发展水平高、政府干预程度低、经济对外开放程度高的县域,金融科技发展降低县域银行业市场集中度的作用更明显。据此,提出发展金融科技以优化县域银行业市场结构的政策建议。

关键词 金融科技; 县域; 银行业市场结构; 市场集中度

中图分类号:F832.33 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2022)06-0010-12

DOI编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2022.06.002

金融结构在经济发展和增长过程中起着重要作用^[1]。银行业在我国金融体系中处于主导地位,优化银行业市场结构能够满足和保障居民的金融需求、缓解企业融资约束,进而促进普惠金融的发展^[2-4]。与城市地区不同,银行信贷是农村地区最主要的资金来源,据统计,2020年全国新增涉农贷款达3.76万亿元,而涉农企业发行债务融资工具0.13万亿元、通过股权市场融资仅14.48亿元,因此银行业是推动农村地区经济发展的重要力量^①。20世纪90年代国有银行开启市场化改革,随着改革的推进,国有商业银行逐渐裁撤农村地区分支机构;同时,2000年开始进行的农信社新一轮改革有效增强了农信社的经营能力。上述原因使得农信社在农村金融市场中处于垄断地位,由此带来了农村金融供需不平衡的问题。为打破农信社对农村金融市场的垄断、降低银行业市场集中度,进而解决农村地区金融供给不足、竞争不充分等问题,2007年开始,银监会放宽农村金融市场准入条件,允许设立新型农村金融机构,鼓励经验丰富、实力强的银行业金融机构到农村地区设立分支机构开展业务^②。改革在提高农村金融服务覆盖面方面取得一定的成效,全国金融机构空白乡镇从2009年末的2945个减少到2020年末的892个^③;多层次农村金融机构体系初步建成,农村金融机构(农村信用社、农村商业银行、村镇银行)、国有商业银行、股份制商业银行和城市商业银行共同组成了农村地区银行业市场。但需要注意的是,农村金融机构“一家独大”的现象依然存在,有研究发现,2017年某地级市“四县一区”共有40家银行机构,其中5家农村商业银行存贷款余额就占到整个市场的40%以上^[5]。从宏观层面看,2020年末,农村(县及县以下)贷款余额中,农村金融机构的占比达到了44%^④,考虑到大部分县域只有一家农村金融机构,因此农村金融服务竞争不充分的问题没有得到有效解决。

收稿日期:2022-01-21

基金项目:国家自然科学基金面上项目“中国农村数字金融的发展机制和效应:基于实验经济的研究”(71973064);国家自然科学基金青年项目“农村数字金融的普惠逻辑和福利效应研究:基于信息和风险的视角”(72103094);国家自然科学基金管理学部应急项目“金融支持乡村振兴的政策创新研究”(72141013)。

① 数据来源于《中国农村金融服务报告2020》。

② 《中国银行业监督管理委员会关于调整放宽农村地区银行业金融机构准入政策 更好支持社会主义新农村建设的若干意见》,银监发[2006]90号。

近年来,金融科技^①快速发展,深刻影响到传统金融,受到学界的关注。金融科技能够有效克服传统物理网点的限制,拓展传统金融的服务边界,为弱势群体提供金融服务,助力普惠金融的发展。特别是面对农村金融领域信息不对称、交易成本高、风险大等问题,金融数字化被认为是重构农村金融的有效策略^[7]。金融科技会改变银行信息获取的能力^[8]、影响银行的贷款行为^[9],从而会对整个金融市场的竞争格局产生影响。但是,现有文献主要从微观个体的角度探究金融科技对农村金融机构风险、绩效等方面的影响^[10-11],而对金融科技与农村金融市场之间的关系关注较少。那么,金融科技会对县域银行业市场结构产生怎样的影响?影响的机制是什么?进一步地,金融科技对县域银行业市场结构的影响又会因县域经济特征的不同而表现出怎样的异质性?对这些问题的回答有助于更好地理解金融科技与传统金融之间的关系,为通过金融科技优化农村金融市场结构、推动普惠金融发展提供重要的政策启示。鉴于此,本文使用江苏48个县(市)所有银行业金融机构的数据,实证检验金融科技发展对县域银行业市场结构的影响。

一、文献综述与研究假说

1. 文献综述

金融科技的发展会对商业银行的行为产生影响^[12],并且推动商业银行的数字化转型^[13]。不同类型商业银行执行差异化的转型战略^[14],使得金融科技对银行经营模式、业务结构等方面的影响产生异质性,从而导致其竞争能力发生变化,这势必影响银行业的整体市场结构^[15]。目前关于金融科技对金融市场结构的影响存在两种不同的观点。Hauswald等通过定性分析指出,信息技术对银行业市场结构的影响具有双重效应;一方面,具有信息技术优势的金融机构能够更高效地收集和处理信息,从而对其竞争对手形成信息优势,进而获取信息租金、提升市场势力,最终金融市场竞争能力下降;另一方面,信息技术的进步使得数据的获取更加容易,金融机构的专有信息会迅速传播给其竞争对手,因而少数银行的信息优势会被弱化,金融市场可能变得更具竞争力^[16]。Marinc研究发现,在过去的几十年中,美国和欧洲银行业都经历了大规模的整合过程,美国银行的数量从1984年的14496家下降到2011年的6291家,欧元区内的信贷机构数量从1999年的8265家下降到2011年的6210家;市场份额向大银行集中,而信息技术被视为推动这一过程的主要因素^[17],因为信息技术的发展会提高银行业的规模经济、增加银行的业务范围,从而促进银行业的整合^[18]。

与之相对应,另一种观点认为金融科技的发展会降低银行业市场集中度。孟娜娜等使用中国省级面板数据研究发现,金融科技会通过“市场挤出”和“技术溢出”两个作用渠道对地区银行业竞争产生显著的产业竞争效应^[19]。此外,有学者通过金融科技影响银行小微企业贷款这一角度探究了金融科技对银行业市场结构可能产生的影响。金融科技的发展将会改变大银行在收集软信息方面的劣势,从而使得大银行和小银行之间贷款技术的差异缩小,小银行在小微企业贷款市场上的市场势力会被削弱^[20],大银行发展金融科技会对小银行小微企业贷款产生挤出效应^[21]。基于上述分析推测,随着金融科技的发展,会有更多的大型银行进入小微企业贷款供给市场,从而改变市场结构。盛天翔等、尹应凯等的研究均发现,存在最优的银行业市场结构使得银行小微企业信贷供给最大化,而金融科技的发展将会影响银行业最优市场结构^[9,22]。

综上所述可以看出,学者们从影响因素的角度对“金融科技如何影响银行业市场结构”这一问题关注的较少。少数几篇国外文献从定性的角度讨论了信息技术对银行业市场结构可能产生的影响,且未取得一致结论。虽有国内文献研究了金融科技对省级银行业市场结构的影响,但是对于金融科技与农村金融市场之间关系的研究却鲜有涉及。在我国农村金融市场中,中小农村金融机构占主导地位,且农村金融的服务对象以农业经营主体和小微企业为主,因而农村金融市场与省级金融市场存

① 相关名词还有“数字金融”“互联网金融”等,黄益平等认为金融科技、数字金融和互联网金融的差别细微,因此本文统一使用金融科技来概称^[6]。

在较为明显的差异,金融科技发展如何影响农村金融市场结构仍有待探究。

2. 研究假说

在信贷市场中,经营主体的生产经营状况、财务状况等“硬信息”能够通过财务报表、信用评级等标准化方式进行生产;而缺乏财务信息和抵押物的经营主体只能生产诸如能力、发展前景等“软信息”。小银行长期深耕地方金融市场,在搜集、处理和传递“软信息”时具有比较优势;而大银行网点分布广泛,具有规模效应,其在“硬信息”的处理上具有比较优势。因此,贷款市场就会形成大银行主要发放基于“硬信息”的交易型贷款、小银行主要发放基于“软信息”的关系型贷款的格局^[23-24]。

金融科技进入金融市场会诱发“鲶鱼效应”^[25],激发银行运用新技术为客户提供创新金融服务的动力,从而推动银行进行数字化转型^[13]。利用金融科技中的大数据、云计算、人工智能等技术手段可以增加大银行获取“软信息”的渠道,并将“软信息”硬化后进行传递和处理。以往大银行在搜集、处理和传递“软信息”时所面临的低效率、高成本等问题得到改善,大银行也能够利用“软信息”来为经营主体发放关系型贷款,从而减少对抵押物、财务报表等的依赖。在我国农村地区存在大量农业经营主体和中小企业,信息不对称问题严重,农村金融机构利用属地优势发放较多的关系型贷款,在本地贷款市场份额中占有较大份额且长期保持优势。近年来,农村地区快速发展的金融科技会改变大银行处理信息的能力,大银行运用金融科技会挤占农村金融机构的贷款市场份额^[21],改变农村金融机构在农村金融市场中长期占优的局面,从而使得县域银行业市场集中度降低。

接下来,本文借鉴张正平等的思路^[26],使用一个简单的理论模型对上述分析进行描述。本文对模型的前提条件做如下假定:(1)在一个周长为1的圆形农村金融市场中,均匀分布着农户,农户都是同质的;(2)市场中只有两家金融机构,农村金融机构A和其他类型金融机构B,且两家银行分别位于直径的两端、弧线距离为1/2,两家银行分别向农户提供利率为 r_A 、 r_B 的贷款;(3)农户向银行申请贷款时只存在交通成本 tx^2 ,其中, t 是单位距离交通成本, x 是农户到农村金融机构A的弧线距离,则农户到其他类型金融机构B的弧线距离为 $\frac{1}{2} - x$;(4)农户获得贷款时付出的成本只包括利率成本和交通成本;(5)银行在发放贷款时只存在信息生产成本这一种成本,则两家金融机构在提供贷款时的信息生产成本分别为 c_A 、 c_B ,因为农村金融机构为本地银行,决策链条短、且长期深耕本地市场,在信息收集方面具有优势,而其他类型金融机构为大银行,内部层级多、对本地市场信息掌握不充分,因此农村金融机构的信息生产成本 c_A 小于其他类型金融机构的信息生产成本 c_B 。

基于上述假定,农户对机构A和机构B的贷款需求分别为:

$$D_A(r_A, r_B) = x \quad (1)$$

$$D_B(r_A, r_B) = \frac{1}{2} - x \quad (2)$$

当农户向两家机构申请贷款时的成本没有差别时,市场会处于稳定状态,此时,约束条件可以表述为:

$$r_A + tx^2 = r_B + t\left(\frac{1}{2} - x\right)^2 \quad (3)$$

此时,化简式(3)后代入式(1)和式(2)可得:

$$D_A(r_A, r_B) = \frac{r_B - r_A}{t} + \frac{1}{4} \quad (4)$$

$$D_B(r_A, r_B) = \frac{r_A - r_B}{t} + \frac{1}{4} \quad (5)$$

此时,两家金融机构的利润可以表示为:

$$\pi_A(r_A, r_B) = (r_A - c_A)D_A(r_A, r_B) = (r_A - c_A)\left(\frac{r_B - r_A}{t} + \frac{1}{4}\right) \quad (6)$$

$$\pi_B(r_A, r_B) = (r_B - c_B)D_B(r_A, r_B) = (r_B - c_B)\left(\frac{r_A - r_B}{t} + \frac{1}{4}\right) \quad (7)$$

对利润求利率的偏导,当 $\frac{\partial \pi_A}{\partial r_A} = 0$ 、 $\frac{\partial \pi_B}{\partial r_B} = 0$ 时,机构能够得到最大化利润,此时两家机构的均衡利率分别为:

$$r_A^1 = \frac{2c_A + c_B}{3} + \frac{t}{4} \quad (8)$$

$$r_B^1 = \frac{c_A + 2c_B}{3} + \frac{t}{4} \quad (9)$$

将式(8)、式(9)分别代入式(1)、式(2)可得市场均衡时机构A和机构B的贷款需求(即机构A和机构B的市场份额)分别为:

$$D_A^1 = \frac{c_B - c_A}{3t} + \frac{1}{4} \quad (10)$$

$$D_B^1 = \frac{c_A - c_B}{3t} + \frac{1}{4} \quad (11)$$

因为 $c_A < c_B$,因此:

$$D_A^1 - D_B^1 = \frac{2(c_B - c_A)}{3t} > 0 \quad (12)$$

由此可知,在农村金融市场中,农村金融机构的市场份额大于其他类型金融机构的市场份额,农村金融机构在市场中占主导地位,市场集中度较高。

考虑引入金融科技时的情况。金融科技能够降低金融机构的信息生产成本,假设两家机构降低的信息生产成本分别为 d_A 、 d_B ,且金融科技降低其他类型金融机构信息生产成本的作用更明显,即 $d_A < d_B$ 。此时,两家机构的利润可以表示为:

$$\pi_A(r_A, r_B) = (r_A - (c_A - d_A))D_A(r_A, r_B) = (r_A - (c_A - d_A))\left(\frac{r_B - r_A}{t} + \frac{1}{4}\right) \quad (13)$$

$$\pi_B(r_A, r_B) = (r_B - (c_B - d_B))D_B(r_A, r_B) = (r_B - (c_B - d_B))\left(\frac{r_A - r_B}{t} + \frac{1}{4}\right) \quad (14)$$

由利润最大化一阶条件可得机构A和机构B的均衡利率分别为:

$$r_A^2 = \frac{2(c_A - d_A) + (c_B - d_B)}{3} + \frac{t}{4} \quad (15)$$

$$r_B^2 = \frac{(c_A - d_A) + 2(c_B - d_B)}{3} + \frac{t}{4} \quad (16)$$

则机构A和机构B的市场份额分别为:

$$D_A^2 = \frac{(c_B - d_B) - (c_A - d_A)}{3t} + \frac{1}{4} \quad (17)$$

$$D_B^2 = \frac{(c_A - d_A) - (c_B - d_B)}{3t} + \frac{1}{4} \quad (18)$$

因为 $d_A < d_B$,因此:

$$\Delta D = (D_A^1 - D_B^1) - (D_A^2 - D_B^2) = \frac{2(c_B - c_A)}{3t} - \frac{2(c_B - c_A) - 2(d_B - d_A)}{3t} = \frac{2(d_B - d_A)}{3t} > 0 \quad (19)$$

由此可知,没有引入金融科技时两种类型金融机构的市场份额差距大于引入金融科技之后的市场份额差距,说明金融科技的引入能够缩小农村金融机构与其他类型金融机构市场份额之间的差距,从而使得市场结构发生变化,即市场集中度降低、竞争度提高。根据上述分析,本文提出第一个研究假说:

H₁: 县域金融科技发展水平越高,县域银行业市场集中度越低。

金融科技发展具有路径依赖性,具体表现为不同经济状况地区的金融科技发展水平存在差异。

姜世超等基于某大型国有商业银行县域数据研究发现,中西部地区金融科技发展水平显著落后于东部地区^[27]。在经济发达地区,传统金融基础设施完善、居民对金融创新的接受程度较高,更有利于金融科技的发展,从而推动大银行数字化转型为中小企业提供信贷服务,挤压小银行贷款市场份额,降低市场集中度;而在经济欠发达地区,金融科技发展水平较低,金融机构数字化转型进程缓慢,大银行利用金融科技为中小企业服务的效果就不明显,小银行贷款市场份额受影响较小。

此外,在中国的政治经济体制中,政府行为对经济活动有重要影响。“政治锦标赛假说”认为,地方官员在政治晋升的激励下会为了经济增长而去过度干预经济^[28],这其中地方官员通过干预地方银行信贷行为是实现政治目标的重要手段^[29]。地方政府对经济活动的干预程度越高,越有可能通过控制地方银行信贷去推动经济增长,因而倾向于保持地方银行在金融市场中的优势地位,数字化转型的大银行对小银行信贷市场的影响就会被弱化。与此相对应,地方政府对经济活动的干预程度越低,则金融机构、金融科技越有可能在市场化条件下运行、发展,数字化转型的大银行就会对小银行贷款市场份额形成挤压,从而降低市场集中度。

同时,经济开放程度不同的地区,其经济发展水平与市场主体构成存在差别,从而使得金融科技对县域银行业市场结构的影响存在异质性。一方面,经济开放程度越高,越能够吸引资本和人才的持续流入,地区经济越发达^[30];另一方面,经济开放程度越高,该地区的以劳动密集型中小企业为主的非国有企业数量就越多^[31]。经济越发达,金融科技发展水平就越高,从而促进大银行的数字化转型,金融科技对银行业市场结构的影响就越明显;中小企业数量越多,数字化转型的大银行所能拓展的中小企业贷款市场份额就越多,对银行业市场结构的影响也越大。由此,本文提出相应的假说:

H_{2a}:金融科技对经济发展水平较高县域的银行业市场结构的影响更强。

H_{2b}:金融科技对政府干预程度较低县域的银行业市场结构的影响更大。

H_{2c}:金融科技对经济开放程度较高县域的银行业市场结构的影响更强。

二、研究设计

1. 模型设定与变量选择

本文借鉴贺小海等的实证策略,使用式(20)中的计量模型来检验金融科技发展对县域银行业市场结构的影响^[31]。

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 FT_{it} + \alpha_2 Control_{it} + \epsilon_{it} \quad (20)$$

其中, i 表示县(市), t 表示年份, ϵ_{it} 表示随机扰动项。 y 为被解释变量,即县域银行业市场结构。产业组织理论认为,银行业市场集中度可以用来衡量银行业市场结构,因此本文使用 HHI 指数来表示县域银行业市场结构。 $HHI = \sum_{i=1}^N S_i^2$,其中 S_i 为每家银行贷款占县域所有银行贷款总额的比例, HHI 值介于0到1之间, HHI 值越大表示市场集中度越高, HHI 值越小表示市场竞争越激烈。 FT_{it} 代表县域金融科技发展水平,使用北京大学数字金融研究中心编制的县域层面数字普惠金融指数来衡量。该指数由基于蚂蚁金服客户交易数据构建,相比于通过搜索引擎利用“文本挖掘”技术生成的金融科技指数,该指数既可以衡量不同地区金融科技发展的差异,也提供了多维度的金融科技发展衡量指标。本文实证过程中对数字普惠金融指数作除以100的处理。 $Control$ 表示可能影响县域银行业市场结构的控制变量,参考孟娜娜等、贺小海等的相关研究,本文选取的控制变量包括经济发展水平、信贷市场需求、产业结构、政府干预以及经济对外开放程度^[31-32]。上述各变量的具体定义和描述统计见表1。

2. 数据来源与变量描述性统计

本文使用的数据主要来自3个方面:一是衡量县域金融科技发展水平的数据,来源于《北京大学数字普惠金融指数(2011—2020)》报告;二是县域经济数据,来自《中国县域统计年鉴》及其他公开渠

道。三是本课题组与江苏省监管部门进行合作,由监管部门向江苏省各县(市)的金融机构发放调查问卷获取每家银行的年度存贷款数据^①。调研涉及江苏48个县(市),其中苏北22个、苏中13个、苏南13个,样本全面,基本上覆盖了江苏所有的县(市)。虽然江苏的经济发展水平位居全国前列,但是省内苏南、苏中和苏北区域间经济与金融发展格局仍存在较大差异,能在一定程度上反映全国东部、中部和西部地区间经济与金融发展的差异状况。因此,以江苏省为样本分析金融科技与县域银行业市场结构之间的关系,对于全国其他地区通过金融科技推动农村金融发展具有借鉴意义。

由于《北京大学数字普惠金融指数(2011—2020)》报告中县域数字普惠金融指数的时间跨度为2014—2020年,且本文所收集的县域银行数据截至2019年,所以本文最终以2014—2019年江苏48个县(市)的银行数据为研究样本,来考察金融科技发展对县域银行业市场结构的影响。

具体变量定义和描述性统计如表1所示。由表1可以看出,江苏县域银行业 *HHI* 指数均值为0.1650,表明江苏县域银行业市场是低寡占 I 型的市场结构。但是,不同县域市场银行业市场结构也存在较大的差异, *HHI* 指数最小值仅为0.0832,表明该县域银行业市场竞争激烈;而 *HHI* 指数最大值为0.4238,说明该县域银行业市场集中度过高。同时,县域金融科技发展指数最小值为0.4673,最大值为1.3284,说明不同县域之间金融科技发展水平不均衡。

表1 变量定义及描述性统计

| 变量名称 | 变量定义 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-----------|-------------------------|--------|--------|---------|---------|
| 县域银行业市场结构 | <i>HHI</i> 指数 | 0.1650 | 0.0571 | 0.0832 | 0.4238 |
| 金融科技 | 北京大学县域数字普惠金融指数 | 1.0017 | 0.1909 | 0.4673 | 1.3284 |
| 经济发展水平/万元 | 人均 <i>GDP</i> | 9.0428 | 4.5106 | 3.4532 | 24.2600 |
| 信贷市场需求 | 县域金融机构贷款余额增长率 | 0.1393 | 0.0611 | -0.0164 | 0.3653 |
| 产业结构/% | 第一产业增加值占 <i>GDP</i> 的比重 | 9.7553 | 5.4683 | 0.7600 | 21.9000 |
| 政府干预 | 政府财政支出占 <i>GDP</i> 的比重 | 0.1223 | 0.0387 | 0.0578 | 0.2378 |
| 经济对外开放度 | 出口总值占 <i>GDP</i> 的比重 | 0.1309 | 0.1620 | 0.0169 | 1.0967 |

3. 基本事实判断

本文绘制了金融科技发展水平与县域银行业 *HHI* 指数的年度趋势,如图1所示。可以看出,样本期内,县域金融科技发展水平与县域银行业 *HHI* 指数呈现出相反的变化趋势。县域金融科技发展指数呈现出逐年上升的趋势,由2014年的0.67增长到2019年的1.19,而县域银行业 *HHI* 指数则呈现逐年下降的趋势,由2014年的0.18下降到2019年的0.15。由此可以初步判断,县域金融科技发展水平与县域银行业 *HHI* 指数存在负相关关系。接下来,本文将运用计量模型实证检验县域金融科技发展对县域银行业市场结构的影响。

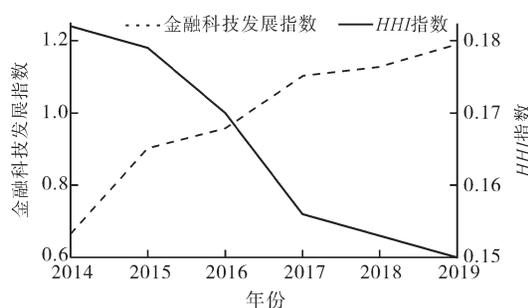


图1 县域金融科技发展水平与县域银行业 *HHI* 指数趋势

三、实证结果分析

1. 基准回归结果

Hausman 检验结果拒绝混合回归模型和随机效应模型,因此本文采用固定效应模型对数据进行分析。表2是金融科技指数及金融科技指数的3个二级指标对县域银行业指数的回归结果。由模型

① 在本研究中,被解释变量县域层面 *HHI* 指数的构建需要使用县域内所有银行的贷款数据,而这些数据都是非公开的,只能与监管部门进行合作通过向金融机构发放调查问卷获取,这就决定了想要获取全国范围的县域金融机构的数据具有很大的难度。本课题组通过与江苏省监管部门合作获取了江苏县域内所有银行的年度贷款数据,首次从县域层面对相关问题进行了有益的探索。当然,虽然江苏3个区域的情况能在一定程度上反映我国三大区域的差异,但是样本的覆盖性问题是本文存在的一个不足之处。

1可知,金融科技的回归系数为负且在1%的水平上显著,说明县域金融科技的发展会降低县域银行业市场集中度,因此本文的研究假说H₁成立。其背后的原因如上文所分析,在以往的农村金融市场中,农村金融机构长期深耕当地市场,在“软信息”收集方面具有比较优势,农村地区经营主体普遍缺乏抵押物,因此农村金融机构在市场中会占有优势地位。而金融科技的发展会推动银行进行数字化转型,大银行运用大数据、云计算、人工智能等技术能够提升“软信息”的获取能力,打破农村金融机构对农村金融市场的垄断,从而降低县域银行业市场集中度。模型2、模型3、模型4分别汇报了覆盖广度、使用深度、数字化程度对指数的回归结果,覆盖广度的回归系数在5%的水平上显著为负,使用深度、数字化程度的回归系数均为负且在1%的水平上显著。该结果表明,金融科技的3个维度都会降低县域银行业市场集中度。

从模型1的控制变量结果来看,经济发展水平越高,县域银行业市场集中度越低,因为经济发展水平高的地区金融机构数量多,竞争较为激烈,市场集中度就会较低;信贷市场需求越大,市场集中度越低,市场需求的快速增长会吸引新银行的进入从而改变市场结构;政府干预会提高市场集中度,因为政府会通过控制本地银行信贷资源来促进经济发展,倾向于保持本地银行的优势地位。经济对外开放程度与市场集中度负相关,地区融入国际经济的程度越高,经济越发达,市场集中度越低^[31-32]。

2. 内生性问题

基于工具变量法的讨论。基准回归结果表明县域金融科技发展会对县域银行业市场结构产生影响,但是县域银行业市场结构也可能会反过来影响县域金融科技发展,因为县域银行业市场结构具体表现为县域各金融机构的相互关系及竞争形式,传统金融环境会影响到金融科技的发展,这样就会产生互为因果的内生性问题。为此,本文借鉴彭澎等的研究思路,选取“样本县所在地级市除本县外其他县的金融科技发展水平的均值”作为样本县的金融科技发展水平的工具变量,以缓解可能存在的内生性问题^[33]。选取该工具变量的理由包括两个方面,一方面,同一地级市内的县域往往具有相似的经济和金融发展水平,因此这些县域的金融科技发展水平具有相关性,工具变量满足相关性的要求;另一方面,县域金融机构一般只能在当地开展业务,其他县域的金融科技发展水平很难直接影响当地金融机构的信贷行为,工具变量的外生性也得到满足。

工具变量的估计结果见表3。其中,模型5是工具变量第一阶段估计结果,可以看出工具变量的回归系数为正且在1%的水平上显著,这说明县域金融科技发展水平受地级市内其他县域金融科技发展水平的正向影响,工具变量的相关性得到满足。模型6为第二阶段估计结果,金融科技的回归系数在1%的水平上显著为负,该结果与基准回归结果保持一致。弱工具变量检验的Cragg—Donald Wald *F*统计量为3286.59,远大于Stock—Yogo临界值16.38,表明不存在弱工具变量问题。因此,在使用工具变量法解决可能存在的互为因果这一内生性问题后,基准回归模型的估计结果仍然成立。

表2 金融科技对HHI指数影响的基准回归结果

N=276

| | 模型1 | 模型2 | 模型3 | 模型4 |
|--------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| 金融科技 | -0.0432*** (0.0091) | | | |
| 覆盖广度 | | -0.0255** (0.0108) | | |
| 使用深度 | | | -0.0364*** (0.0058) | |
| 数字化程度 | | | | -0.0271*** (0.0052) |
| 经济发展水平 | -0.0034*** (0.0011) | -0.0069*** (0.0009) | -0.0011 (0.0012) | -0.0016 (0.0013) |
| 信贷市场需求 | -0.0535** (0.0217) | -0.0549** (0.0224) | -0.0512** (0.0214) | -0.0498** (0.0217) |
| 产业结构 | -0.0022 (0.0021) | -0.0011 (0.0022) | -0.0016 (0.0021) | -0.0014 (0.0020) |
| 政府干预 | 0.3090** (0.1210) | 0.3430*** (0.1250) | 0.2980** (0.1200) | 0.2900** (0.1190) |
| 经济对外开放程度 | -0.1140*** (0.0359) | -0.1550*** (0.0399) | -0.0966*** (0.0327) | -0.1040*** (0.0355) |
| 常数项 | 0.2450*** (0.0273) | 0.2480*** (0.0330) | 0.2190*** (0.0257) | 0.2010*** (0.0259) |
| Adj-R ² | 0.8989 | 0.8939 | 0.9007 | 0.8999 |

注:括号内为稳健标准误,*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,下同。

3. 稳健性检验

(1) 更换被解释变量的度量指标。本文使用另一种常用的市场集中度指标 CR_3 来表示县域银行业市场结构, CR_3 是市场中前3家银行贷款总额占所有银行贷款总额的比例。回归结构如模型7所示, 金融科技系数在1%的水平上显著为负, 与基准回归结果基本一致。

(2) 剔除新进入的银行。在样本考察期内, 每年都会有新的银行进入县域金融市场, 新进入的银行有可能造成市场集中度的下降。为排除新进入银行可能给估计结果造成的影响, 本文将2013年以后进入的银行全部剔除, 仅保留2014年以前就存在的银行作为样本, 利用重新计算的指数进行估算, 结果见模型8。可以看出, 金融科技的回归系数在1%的水平上显著为负。因此, 在剔除新进入银行后, 回归结果依然稳健。

(3) 动态面板模型估计。考虑到当期银行业市场集中度可能会受到前一期市场集中度的影响, 即银行业市场结构具有一定的动态效应, 本文将滞后一期指数作为解释变量放入式(20)中, 核心解释变量和控制变量保持不变, 构建出动态面板模型, 然后使用系统GMM方法对模型进行估计。由表4中模型9可知, AR(2)检验的P值为0.2300, 说明扰动项差分不存在二阶自相关; Hansen检验的P值为0.2150, 无法拒绝“所有工具变量均有效”的原假设, 说明选取的工具变量是合理的; 上述两个检验结果表明本文动态面板模型的设定是合理的。从回归结果可以看出, 滞后一期HHI指数的系数显著为正, 说明县域银行业市场结构的变化具有动态特征; 金融科技的系数为负且在1%的水平上显著, 该结果与基准回归结果同样保持一致。可见, 本文结论不因计量模型的不同而发生变化, 结论是稳健的。

4. 进一步分析: 金融科技发展会降低农村商业银行市场份额吗?

在前面的理论分析中, 本文认为县域金融科技的发展之所以能够降低县域银行业市场集中度, 是因为金融科技会促进银行数字化转型, 改变大银行在搜集、处理“软信息”上的劣势, 进而弱化农村金融机构在农村金融市场中的优势地位。在这一部分, 本文检验银行业市场集中度的降低是否因农村金融机构市场份额被挤压而导致。

本文将样本银行分为四种类型: 农村商业银行、国有商业银行、股份制商业银行和城市商业银行, 分别计算出这四类银行的市场份额, 进而作为被解释变量分别放入式(20)中进行回归, 结

表3 金融科技对指数影响的

| | 内生性分析: 工具变量法 $N=228$ | |
|--------------------|------------------------|------------------------|
| | 金融科技 | 指数 |
| | 模型5 | 模型6 |
| 工具变量 | 0.9820*** (0.0186) | |
| 金融科技 | | -0.0446*** (0.0124) |
| 经济发展水平 | -0.0005 (0.0030) | -0.0042** (0.0017) |
| 信贷市场需求 | 0.0105 (0.0366) | -0.0466** (0.0228) |
| 产业结构 | -0.0069*** (0.0025) | -0.0027 (0.0023) |
| 政府干预 | 0.1120 (0.1570) | 0.2970** (0.1220) |
| 经济对外开放程度 | 0.0305 (0.0733) | -0.1330*** (0.0486) |
| 常数项 | 0.0792* (0.0447) | |
| Adj-R ² | 0.9825 | 0.3672 |

表4 金融科技对指数影响的稳健性检验结果 $N=276$

| | CR_3 | HHI指数 | HHI指数 |
|--------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|
| | 模型7 | 模型8 | 模型9 |
| 滞后一期HHI | | | 0.5610*** (0.0098) |
| 金融科技 | -0.0765*** (0.0143) | -0.0242*** (0.0086) | -0.0238*** (0.0032) |
| 经济发展水平 | -0.0094*** (0.0016) | -0.0023** (0.0010) | 0.0005 (0.0003) |
| 信贷市场需求 | -0.0690** (0.0322) | -0.0465** (0.0211) | -0.0594** (0.0055) |
| 产业结构 | -0.0041* (0.0025) | -0.0027 (0.0020) | 0.0027*** (0.0002) |
| 政府干预 | 0.0985 (0.1310) | 0.3420*** (0.1110) | 0.1090*** (0.0325) |
| 经济对外开放程度 | -0.1960*** (0.0555) | -0.1120*** (0.03170) | -0.0059 (0.0049) |
| 常数项 | 0.7830*** (0.0364) | 0.2240*** (0.0263) | 0.0557*** (0.0043) |
| AR(2) | | | 0.2300 |
| Hansen | | | 0.2150 |
| Adj-R ² | 0.9293 | 0.9142 | |

果见表5。可以看出:金融科技对农村商业银行市场份额的回归系数为负且在1%的水平上显著,说明随着金融科技的发展,农村商业银行的市场份额会出现下降;金融科技对国有商业银行市场份额的回归系数为正但未发现统计上的显著性、对股份制商业银行市场份额的回归系数在1%的水平上正向显著、对城市商业银行市场份额的回归系数为正且在5%的水平上显著,说明随着金融科技的发展,股份制商业银行和城市商业银行的市场份额会上升。综上可知,金融科技会使得原本在信贷市场中占主导地位的农村商业银行的市场份额会出现下降,市场结构趋于分散,整体表现为县域金融市场集中度下降。该结果在一定程度上对本文的理论分析予以支撑。

表5 金融科技对四类银行机构市场份额影响的结果

| | 农村商业银行市场份额 | 国有商业银行市场份额 | 股份制商业银行市场份额 | 城市商业银行市场份额 |
|--------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 模型10 | 模型11 | 模型12 | 模型13 |
| 金融科技 | -0.0624*** (0.0145) | 0.0106 (0.0163) | 0.0658*** (0.0197) | 0.0270** (0.0119) |
| 经济发展水平 | -0.0004 (0.0017) | -0.0130*** (0.0019) | 0.0052*** (0.0018) | 0.0055*** (0.0012) |
| 信贷市场需求 | -0.0924*** (0.0344) | 0.0172 (0.0350) | 0.0490 (0.0312) | 0.0362 (0.0259) |
| 产业结构 | 0.0006 (0.0031) | -0.0021 (0.0030) | 0.0032 (0.0036) | -0.0006 (0.0022) |
| 政府干预 | 0.5250*** (0.1560) | -0.8070*** (0.1400) | -0.1920 (0.1810) | 0.1680* (0.0932) |
| 经济对外开放程度 | -0.1240** (0.0565) | -0.0565 (0.0667) | 0.0831 (0.0557) | 0.0937* (0.0526) |
| 常数项 | 0.3540*** (0.0438) | 0.7160*** (0.0430) | -0.0342 (0.0438) | -0.0048 (0.0326) |
| 样本数 | 276 | 276 | 200 | 276 |
| Adj-R ² | 0.9760 | 0.9160 | 0.9370 | 0.8950 |

5. 异质性分析

(1)基于经济发展水平的异质性分析。为考察金融科技对县域银行业市场结构的影响是否因县域经济发展水平的不同而存在差异,本文分年度按照县域人均GDP的中位数将样本分为经济发展水平较高组和经济发展水平较低组,分别对式(20)进行回归,分组回归的结果见表6。由模型14可知,金融科技的回归系数在1%的水平上显著为负,表明在经济发展水平较高的县域,金融科技的发展能够显著降低银行业市场集中度;而模型15中的金融科技回归系数为正,但不显著,说明在经济发展水平较低的县域,金融科技发展降低银行业市场集中度的效果不明显。因此,本文的假说H_{2a}得证,即相对于经济发展水平较低的县域,金融科技对经济发展水平较高县域的银行业市场结构的影响更大。原因如上文所分析,金融科技发展具有路径依赖性,经济状况是金融科技发展的基础,经济发展水平较高的县域其金融基础设施好、人们接受金融科技的程度高,金融科技发展较快,从而推动银行数字化转型的效果明显,数字化转型后的大银行会挤占农村金融机构的市场份额,降低市场集中度。

(2)基于政府干预的异质性分析。为考察金融科技对县域银行业市场结构的影响是否因政府干预程度的不同而存在差异,本文分年度按照政府干预程度的中位数将样本分为政府干预程度较高组和政府干预程度较低组,分别对式(20)进行回归,分组回归的结果见表6。由模型16和模型17可以看出,在政府干预程度较高的组,金融科技的回归系数为正但不显著;在政府干预程度较低的组,金融科技的回归系数为负且在1%的水平上显著。这说明,在政府干预过度的县域,金融科技的发展起不到降低银行业市场集中度的作用;在政府干预程度较低的地区,县域银行业市场集中度会随着金融科技的发展而降低。由此,本文的假说H_{2b}得证,即金融科技发展对政府干预程度较低县域的银行业市场结构的影响更大。其原因在于,在政府干预程度较高的县域,地方政府为了达到通过控制地

方银行信贷来促进地区经济发展的目的,倾向于保持地方银行在本地市场中的优势地位,金融科技发展的作用就会被弱化。

(3)基于经济对外开放程度的异质性分析。为考察金融科技对县域银行业市场结构的影响是否因经济对外开放程度的不同而存在差异,本文分年度按照经济对外开放程度的中位数将样本分为经济对外开放程度较高组和经济对外开放程度较低组,分别对式(20)进行回归,分组回归结果见表6。模型18显示,在经济对外开放程度较高组的回归结果中,金融科技的系数为-0.0507且在1%的水平上显著;模型19显示,在经济对外开放程度较低组中,金融科技的系数为-0.0312且在5%的水平上显著。经济对外开放程度较高组中金融科技系数的绝对值和显著性均大于经济对外开放程度较低组的系数,说明金融科技发展对经济对外开放程度更高县域的银行业市场集中度的降低作用更显著。因此,本文的假说H_{2c}得证,即相对于经济对外开放程度较低的县域,金融科技对经济开放程度较高县域的银行业市场结构的影响更强。经济对外开放程度高的县域,其经济也较发达,且市场中中小企业数量较多,金融科技发展对县域银行业市场结构的影响也就越明显。

表6 金融科技对HHI指数影响的异质性回归结果

| | 经济发展水平 | | 政府干预程度 | | 经济对外开放程度 | |
|--------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | 较高组 模型14 | 较低组 模型15 | 较高组 模型16 | 较低组 模型17 | 较高组 模型18 | 较低组 模型19 |
| 金融科技 | -0.0426*** (0.0107) | 0.0097 (0.0229) | 0.0216 (0.0246) | -0.0406*** (0.0101) | -0.0507*** (0.0183) | -0.0312** (0.0141) |
| 经济发展水平 | -0.0018** (0.0008) | -0.0188*** (0.0068) | -0.0207*** (0.0073) | -0.0021** (0.0008) | -0.0006 (0.0012) | -0.0074*** (0.0025) |
| 信贷市场需求 | -0.0354** (0.0148) | -0.0565 (0.0341) | -0.0632 (0.0392) | -0.0324** (0.0125) | -0.0840* (0.0494) | -0.0372* (0.0188) |
| 产业结构 | 0.0004 (0.0025) | -0.0029 (0.0024) | -0.0025 (0.0026) | -0.0011 (0.0027) | -0.0019 (0.0048) | -0.0025 (0.0025) |
| 政府干预 | -0.1200 (0.1080) | 0.2280** (0.1140) | 0.3200** (0.1420) | -0.0696 (0.1170) | 1.1960*** (0.4060) | 0.1220 (0.0999) |
| 经济对外开放程度 | -0.0301 (0.0208) | -0.1890** (0.0828) | -0.1860* (0.0961) | -0.0280 (0.0190) | -0.0487 (0.0340) | -0.3710*** (0.1140) |
| 常数项 | 0.2100*** (0.0181) | 0.3300*** (0.0521) | 0.3120*** (0.0580) | 0.2140*** (0.0222) | 0.1070** (0.0512) | 0.3100*** (0.0341) |
| 样本数 | 132 | 140 | 140 | 132 | 131 | 137 |
| Adj-R ² | 0.9360 | 0.8300 | 0.8280 | 0.9480 | 0.8900 | 0.9300 |

四、结论与政策建议

优化银行业市场结构对于促进经济发展、缓解融资约束具有重要的作用。由于小银行在收集和处理的“软信息”上具有比较优势,因此在信息不对称程度较高的农村地区,农村金融机构就会在信贷市场中占据优势地位。理论上,金融科技发展会促进银行数字化转型,提升大银行获取“软信息”的能力、改变贷款技术,从而对县域银行业市场结构产生影响。本文使用2014—2019年江苏48个县(市)的银行、经济金融数据实证研究了金融科技对县域银行业市场结构的影响。研究发现:(1)金融科技的发展会降低县域银行业市场集中度,因为金融科技会改变大银行在“软信息”收集上的劣势,从而打破农村金融机构在农村金融市场中的优势地位;(2)随着金融科技的发展,农村商业银行的市场份额出现下降,而其他类型银行市场份额没有下降,因此市场集中度下降的原因是金融科技发展降低了农村商业银行的市场份额;(3)异质性分析结果表明,金融科技发展对经济发展水平高、政府干预程度低、经济对外开放程度高的县域银行业市场结构的影响更为明显。

基于上述结论,本文提出如下政策建议:第一,金融科技能够增加县域银行业市场竞争度、具有

普惠性质,因此应充分发挥金融科技在乡村振兴中的重要作用。政府应积极推动金融科技在农村地区的发展,如引导金融机构数字化转型、加强数字基础设施建设、普及数字金融知识、防范金融科技风险等。同时,政府应降低对银行经营的过度干预,让金融机构在公开透明的市场环境中发展;并且培育中小市场主体、升级产业结构,以更好地发挥金融科技提升普惠金融服务质量的作用。第二,商业银行应加快推进数字化转型进程,积极布设行内数字技术基础设施,提高金融科技的利用效率。例如,推动智能网点建设,优化业务办理流程;创新金融产品,在网上银行的基础上,升级手机银行和微信银行,丰富产品功能,拓展金融服务范围,从而实现线上业务和线下业务、传统金融与数字金融的良性互补。第三,金融科技的发展会改变农村金融市场竞争格局,农村商业银行应以此为契机,利用金融科技推进自身业务的转型与发展。以农村商业银行为主的农村金融机构规模小、资金势力弱,因此要执行适合自身特征的数字化转型战略。不同于大银行自建金融科技平台的策略,农村金融机构可以借助于省级联社的科技力量或者通过与金融科技公司和中小银行合作的方式发展金融科技业务,同时充分利用其长期深耕本地市场的优势,结合当地产业特征,开发具有本地特色的数字金融产品,下沉市场、扩大服务群体,进而强化服务乡村振兴的能力。

参 考 文 献

- [1] 林毅夫,孙希芳,姜烨. 经济发展中的最优金融结构理论初探[J]. 经济研究, 2009, 44(8): 4-17.
- [2] 粟勤,肖晶. 中国银行业市场结构对金融包容的影响研究——基于区域经济发展差异化的视角[J]. 财经研究, 2015, 41(6): 32-45.
- [3] 粟勤,孟娜娜. 法制环境、银行业市场结构与普惠金融[J]. 首都经济贸易大学学报, 2018, 20(5): 28-38.
- [4] 朱晶晶,张玉芹,蒋涛. 银行业市场结构影响我国企业信贷约束吗[J]. 财贸经济, 2015(10): 117-133.
- [5] 徐忠. 当前农村金融市场存在的问题[J]. 财富时代, 2020(7): 24-25.
- [6] 黄益平,黄卓. 中国的数字金融发展:现在与未来[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(4): 1489-1502.
- [7] 黄益平,王敏,傅秋子,等. 以市场化、产业化和数字化策略重构中国的农村金融[J]. 国际经济评论, 2018(3): 106-124.
- [8] MOCETTI S M, SETTE E. Information technology and banking organization[J]. Journal of financial services research, 2017, 51(3): 313-338.
- [9] 盛天翔,范从来. 金融科技、最优银行业市场结构与小微企业信贷供给[J]. 金融研究, 2020(6): 114-132.
- [10] 张正平,刘云华. 电子化影响农村商业银行的风险承担吗[J]. 财贸经济, 2020, 41(6): 95-110.
- [11] 张岳,彭世广. 数字普惠金融与农村传统金融机构[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2021, 20(3): 14-26.
- [12] 邱晗,黄益平,纪洋. 金融科技对传统银行行为的影响——基于互联网理财的视角[J]. 金融研究, 2018(11): 17-29.
- [13] 王诗卉,谢绚丽. 经济压力还是社会压力:数字金融发展与商业银行数字化创新[J]. 经济学家, 2021(1): 100-108.
- [14] 谢治春,赵兴庐,刘媛. 金融科技发展与商业银行数字化战略转型[J]. 中国软科学, 2018(8): 184-192.
- [15] ASONGU S A, ACHA-ANYI P N. ICT, conflicts in financial intermediation and financial access: evidence of synergy and threshold effects[J]. Netnomics: economic research and electronic networking, 2017, 18(2): 131-168.
- [16] HAUSWALD R, MARQUEZ R S. Information technology and financial services competition[J]. Review of financial studies, 2003(3): 921-948.
- [17] MARINC M. Banks and information technology: marketability vs relationships[J]. Electronic commerce research, 2013, 13(1): 71-101.
- [18] FENG G, SERLETIS A. A primal divisional technical change index based on the output distance function[J]. Journal of econometrics, 2010, 159(2): 320-330.
- [19] 孟娜娜,粟勤,雷海波. 金融科技如何影响银行业竞争[J]. 财贸经济, 2020, 41(3): 66-79.
- [20] FILIP D, JACKOWICZ K, KOZLOWSKI L. Influence of internet and social media presence on small, local banks' market power[J]. Baltic journal of economics, 2017, 17(2): 190-214.
- [21] 金洪飞,李弘基,刘音露. 金融科技、银行风险与市场挤出效应[J]. 财经研究, 2020, 46(5): 52-65.
- [22] 尹应凯,艾敏. 金融科技、银行业结构与中小企业融资——基于新结构经济学的视角[J]. 上海大学学报(社会科学版), 2020, 37(2): 19-32.
- [23] BERGER A N, MILLER N H, PETERSEN M A, et al. Does function follow organizational form? Evidence from the lending practices of large and small banks[J]. Journal of financial economics, 2005, 76(2): 237-269.
- [24] BERGER A N, BLACK L K. Bank size, lending technologies, and small business finance[J]. Journal of banking and finance, 2011, 35(3): 724-735.

- [25] 战明华,张成瑞,沈娟.互联网金融发展与货币政策的银行信贷渠道传导[J].经济研究,2018,53(4):63-76.
- [26] 张正平,杨丹丹.市场竞争、新型农村金融机构扩张与普惠金融发展——基于省级面板数据的检验与比较[J].中国农村经济,2017(2):30-43,94.
- [27] 姜世超,刘畅,胡永宏,等.空间外溢性和区域差异化视角下银行金融科技的影响因素——基于某大型国有商业银行县域数据的研究[J].中央财经大学学报,2020(3):19-32.
- [28] 周黎安.中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J].经济研究,2007(7):36-50.
- [29] 钱先航,曹廷求,李维安.晋升压力、官员任期与城市商业银行的贷款行为[J].经济研究,2011,46(12):72-85.
- [30] 陈健,包滢晖,伍国勇.经济圈空间经济关联与增长:基于泛成渝地区的经验分析[J].贵州大学学报(社会科学版),2021(4):64-72.
- [31] 贺小海,刘修岩.中国银行业结构影响因素的实证研究[J].财经研究,2008(5):52-62.
- [32] 林毅夫,姜焯.发展战略、经济结构与银行业结构:来自中国的经验[J].管理世界,2006(1):29-40,171.
- [33] 彭澎,徐志刚.数字普惠金融能降低农户的脆弱性吗?[J].经济评论,2021(1):82-95.

Research on the Impact of Fintech on Market Structure of County-level Banking

ZHANG Longyao, YUAN Zhen

Abstract Optimizing the market structure of banking plays an important role in promoting economic development and alleviating financing constraints of SMEs. Based on the banking, economic and financial data of 48 counties (cities) in Jiangsu province from 2014 to 2019, the fixed effect model is used to analyze the impact of fintech on the market structure of county-level banking. The results show that the development of fintech will significantly reduce the market concentration of county-level banking, and this conclusion remains valid after considering possible endogeneity issues and a series of robustness tests. Further research shows that the reason for the decline of the market concentration of the banking is that the development of fintech reduces the share of rural commercial banks in the county-level financial market. The results of heterogeneity analysis show that development of fintech plays a more significant role in reducing the market concentration of county-level banking for counties with high level of economic development, low level of government intervention and high degree of economic openness. Accordingly, the paper puts forward policy suggestions on developing fintech to optimize the market structure of county-level banking.

Key words fintech; county-level; market structure of banking; market concentration

(责任编辑:陈万红)