

传统金融供给与数字金融发展:补充还是替代?*

——基于地区制度差异视角

王 喆¹ 陈胤默² 张 明³



(1. 南开大学经济学院国际经济研究所,天津 300071;

2. 中国社会科学院世界经济与政治研究所,北京 100732;

3. 中国社会科学院金融研究所/国家金融与发展实验室,北京 100710)

内容提要:本文采用2011—2018年的地级市面板数据,研究传统金融供给对数字金融发展的影响。研究发现,传统金融供给对数字金融发展具有显著的正向影响,即在传统金融发展越充分的地方,数字金融发展越快;传统金融供给对数字金融覆盖广度和数字金融使用深度具有显著的正向影响,但对数字化程度影响不显著。进一步研究发现,在市场化程度较高、金融监管程度较高、法治水平较高的地区,传统金融供给对数字金融有着显著的正向影响;考虑非正式制度因素之后发现,在风险规避和社会信任程度高的地区,传统金融供给对数字金融发展的正向影响更为显著;考虑地区制度差异后发现,在中西部地区,传统金融供给对数字金融的正向影响更为显著。本文研究结论表明,传统金融供给可以助力数字金融的发展,二者是相互促进的关系;在统筹协调传统金融供给与数字金融发展时,应坚持系统观念,加强系统集成改革,形成统一全面的金融监管框架,并注重有关体制机制的改革。

关键词:传统金融供给 数字金融发展 地区制度差异

中图分类号:F832 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2021)05—0005—19

一、引言

近年来,数字金融作为一种新兴金融创新在中国取得飞速发展。从2013年余额宝上线,到互联网金融的火爆,再从移动的普及到中央银行数字货币(DCEP)的逐渐落地,数字金融已经成为中国数字经济中的重要组成,并在全球数字金融的发展中走在前列。2019年8月,中国人民银行发布《金融科技发展规划(2019—2021)》,加强对数字金融和金融科技发展的顶层设计和战略部署。特别是,2020年新冠疫情的爆发,更凸显出数字金融的优势,为其带来新的发展机遇。

数字金融是基于数字技术的金融创新活动。除了数字金融之外,金融科技、互联网金融等也常用来描述这种新型金融业态。对于这种新型金融形式,已有研究还没有形成统一的概念界定,不同概念间的侧重点也有所差别。例如,互联网金融更侧重于利用互联网实现的信贷、支付等金融创新,对于近年来兴起的区块链金融等则不能完全涵盖。黄益平和黄卓(2018)^[1]对数字金融和金融

收稿日期:2021-01-26

* 基金项目:中国社会科学院博士后创新项目“人民币汇率定价的逆周期因子:启用时间、驱动因素与实施效果”。

作者简介:王喆,女,博士研究生,研究方向是国际金融与国际投资,电子邮箱:wangjij0425@163.com;陈胤默,女,博士后,管理学博士,研究方向是国际金融与国际投资,电子邮箱:chenyinmo@163.com;张明,男,研究员,博士生导师,研究方向是国际金融与中国宏观经济,电子邮箱:zhangming@cass.org.cn。通讯作者:陈胤默。

科技的概念进行了区分,认为金融科技突出了技术性,而数字金融更侧重于金融业务模式创新。本文参考黄益平和黄卓(2018)^[1]、陈胤默等(2020)^[2],采用数字金融的概念进行研究,并将金融科技、互联网金融等相近概念也包含在内。

目前,有关于数字金融的研究主要从如下四个方面开展:(1)网络融资。主要围绕着P2P网络借贷的平台特征与参与者行为展开(Zhang和Liu,2012^[3];廖理等,2014^[4];Berger和Gleisner,2009^[5])。 (2)数字货币。主要围绕着比特币等代表性数字货币展开研究。一些研究从技术特性的角度分析了比特币所具有的去中心化、匿名性等特征(杨晓晨和张明,2014^[6];Bonneau等,2015^[7])。市场投机、高波动性、市场低效率等问题则是学者们就比特币的设计原理和特征而讨论的焦点议题(Cheah和Fry,2015^[8];Dwyer,2015^[9];Urquhart,2016^[10])。 (3)数字金融监管。主要围绕监管科技、金融风险等问题展开(Magnuson,2018^[11];Philippon,2016^[12];Li和Huang,2020^[13])。泛金融化、技术和操作风险等是金融科技创新引发系统性金融风险的风险点(杨东,2018^[14];周仲飞和李敬伟,2018^[15])。 (4)数字金融的经济后果。学者们主要从创业(谢绚丽等,2018)^[16]、农村金融需求(傅秋子和黄益平,2018)^[17]、传统银行行为(邱晗等,2018)^[18]、居民消费增长(张勋等,2020)^[19]、企业技术创新(李春涛等,2020^[20];唐松等,2020^[21])、缓解融资约束(顾海峰和杨立翔,2018^[22];Howell等,2020^[23];Zhang等,2020^[24];盛天翔和范从来,2020^[25])等方面展开研究。

梳理现有文献发现,对于中国数字金融如此迅猛的增长态势,鲜有文献深入分析过去几年中国数字金融是如何发展壮大的,以及其中有哪些因素发挥了重要的驱动作用。少数国外学者讨论了数字金融的驱动因素。从金融创新视角,数字金融的驱动因素可以分为供给和需求两个方面。例如,Haddad和Hornuf(2019)^[26]、Schindler(2017)^[27]等研究分析了市场规模、人口结构、移动电话普及等需求因素,以及技术进步、传统金融市场、监管政策等供给因素对全球数字金融发展的影响。在这些因素中,来自传统金融的影响不容忽视。数字金融是传统的信贷、资本市场之外新兴的金融供给形式,其发展与传统的金融供给有着密不可分的关系。作为金融创新的数字金融,传统金融供给对金融创新有着正向积极影响,还是负向影响,成为学界探讨的一个重要议题。

关于数字金融与传统金融二者间的关系,学者们提出了对立的两种观点,即“替代论”和“互补论”。郭峰和王瑶佩(2020)^[28]认为,“替代论”尚未得到坚实的证据支持。除此以外,还有一种“补缺论”。正如黄益平和黄卓(2018)^[1]所指出的,除监管部门的相对容忍以及技术进步因素之外,正规金融供给不足是中国数字金融快速发展的主要优势。然而,更多的证据指向了“互补论”。例如,刘西川等(2014)^[29]发现正规和非正规部门的互补关系存在于农户信贷市场;姚耀军和施丹燕(2017)^[30]指出互联网金融表现出对传统金融的路径依赖。然而,这些研究仍是以一个特定市场或数字金融的一个侧面为对象,并且时间跨度仅停留于2013—2015年数字金融兴起的初期,缺乏对近年来数字金融整体发展动力及其与传统金融的关系的详细刻画。

基于此,本文旨在利用2011—2018年地级市面板数据,分析中国数字金融发展的驱动因素,并重点探讨传统金融供给影响数字金融发展的地区制度性差异。通过对数字金融驱动因素的深入分析,可以为数字金融监管提供决策参考,从而促进数字金融健康发展。区别于以往研究受数据可获得性的限制,本文利用北京大学数字金融研究中心所构建的数字普惠金融指数,该指数始于2011年并包含省、市、县多层次的样本,能够较完整地度量中国数字金融的发展历程,从而使这一主题的研究成为可能。

本文有三方面的贡献。第一,本文丰富了数字金融驱动因素的相关研究。现有关于数字金融的文献多落脚于具体的数字金融形式,从研究视角来看,主要研究了数字金融的经济后果。鲜有文献探讨推动数字金融快速发展的影响因素。本文从数字金融与传统金融供给间的关系来探讨数字金融的影响因素,是对现有数字金融影响因素研究的有力补充。第二,本文研究丰富了传统金融供

给经济后果的相关文献。有关于传统金融供给对企业行为、经济增长等方面的影响已经积累了大量成果。然而,传统金融供给对金融创新活动的影响仍缺乏较多探讨。刘西川等(2014)^[29]研究发现正规部门与非正规部门存在相互补充关系,但主要局限于农户信贷市场,并侧重于对民间借贷这种非正规信贷的分析。本文以数字金融整体为研究对象,丰富了传统金融供给对新兴金融业态影响的文献。第三,本文从地区制度差异视角考察了传统金融与数字金融关系的异质性。姚耀军和施丹燕(2017)^[30]从东中西部地域差异化的视角,分析了传统金融供给对互联网金融的影响。本文将该议题进行了拓展,并且更多地从地区制度性差异视角进行研究,例如,本文更多地考虑了市场化程度、金融监管强度、法治水平,及非正式制度等因素的影响。本文为传统金融和数字金融关系的研究提供了较为新颖的视角。

二、理论分析与研究假设

数字金融是在正规金融体系之外利用数字技术所开展的金融创新活动,与传统金融有着密不可分的关系。已有一些研究探讨了正规和非正规金融部门间究竟是互补还是替代的关系(刘西川等,2014^[29];孙永苑等,2016^[31])。对于中国数字金融快速发展的驱动因素,传统金融供给也起到两方面的作用。

1. 传统金融供给是数字金融发展的基础和依托

传统金融供给可以为金融创新提供支持,是互联网金融发展的重要基础(姚耀军和施丹燕,2017)^[30]。传统金融供给对数字金融发展主要提供了以下三方面的支持:第一,资金支持。对于初创数字金融或金融科技企业,虽然传统金融机构和资本市场较少直接地为其提供融资支持,但一个发达的传统金融市场能够营造良好的融资环境,提供风险投资、私募股权以及加速器和孵化器等多样化融资渠道(Haddad和Hornuf,2019)^[26]。第二,金融知识支持。数字金融作为依托数字技术的新型金融供给形式,既需要具备信息、技术、管理经验等方面知识的人才支持,也对消费者提出了一定的金融知识和技术使用的门槛要求(郭峰和王佩瑶,2020)^[28]。在传统金融供给充分的地方,通常金融发展程度较高,金融从业人员知识水平和消费者对金融产品理解和使用也更加充分,可以为数字金融提供发展所需的智力支持。第三,基础设施支持。数字普惠金融可从覆盖广度、使用深度和数字化程度维度加以细分(郭峰等,2020)^[32],三大细分领域的发展需要依托传统金融供给。对于数字金融覆盖广度而言,其需要依托银行账户得以实现。当一个账户绑定银行卡数量越多,数字金融才能覆盖更多的用户;对于数字金融使用深度而言,用户需要基于在银行开立的个人账户,才能通过数字金融平台开展信贷、理财等业务;对于数字化程度而言,用户获得更加便利的数字金融服务,需要依托传统金融提供的金融基础设施才能得以实现。第四,从金融需求方角度分析,融资者对资金需求越高,会导致传统金融供给的提升,同时,金融需求方也希望从更多的渠道获得融资支持,在传统金融供给提升的情况下,也会促进数字金融的发展。基于以上分析,数字金融和传统金融可能存在互补关系,因此,本文提出如下假设:

H_{1a} :传统金融供给与数字金融发展呈正相关关系,即传统金融供给越充分的地方,数字金融发展越快。

2. 传统金融和数字金融之间可能存在替代和竞争的关系

正如黄益平和黄卓(2018)^[1]所指出的,正规金融部门的供给不足是中国数字金融得以快速发展的重要推动力。对于中国等发展中国家而言,金融抑制、金融摩擦的存在导致金融资源在不同主体、行业、地区间的配置失衡以及信贷价格扭曲,特别是民营企业、中小微企业、中低收入群体难以从正规金融部门获得充足的资金支持,面临较强的融资约束。相比之下,数字金融更具普惠性,能够覆盖过去排斥在传统金融之外的群体。因而传统金融供给不足、金融排斥较强的地区更有可能

促进数字金融的发展。

此外,从金融风险角度来看,消费者也会在传统金融和数字金融之间进行权衡比较。数字金融虽然可以通过互联网、大数据等技术提高金融供给效率,但是,由于缺乏监管和技术漏洞等原因,数字金融对于用户信息的搜集和管理过程可能存在信息失真和数据泄露等风险。相比之下,传统金融有着完善的金融监管体系和行业自律准则,可以有效保护用户的合法利益。出于保护个人隐私和 risk 考量,用户可能会更加青睐传统金融供给,而非采用游离于金融监管灰色地带的数字金融。相应地,如果传统金融体系缺乏稳定性,面临较高的系统性风险,也会推动居民转向数字金融。不同的风险偏好群体也会做出差异化的选择。数字金融更有可能得到年轻用户的青睐,对于保守的中老年用户而言,数字金融属于金融创新,出于使用习惯和风险规避,其会更加偏好传统金融供给。

通过对传统金融和数字金融在供给普惠性、金融风险等角度的比较优势分析,本文认为,传统金融供给与数字金融发展可能呈竞争替代关系,因此,本文提出如下假设:

H_{1b} :传统金融供给与数字金融发展呈负相关关系,即传统金融供给越充分的地方,数字金融发展越慢。

三、实证研究设计

基于上文的假设推断,本文构建实证模型、选取相关变量,进行实证检验。

1. 模型与变量设定

本文重点从传统金融供给视角研究数字金融快速兴起的驱动因素。在实证研究设计中,考虑到城市间的差异性特征,主要采用固定效应模型分析传统金融供给对数字金融发展的影响。回归模型为:

$$df_index_{it} = \alpha + \beta \cdot Fin_dev_{it} + \gamma \cdot Controls + \delta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,被解释变量 df_index_{it} 为数字金融发展水平;解释变量 Fin_dev_{it} 为传统金融供给变量; $Controls$ 为控制变量,包括经济发展水平、产业结构、外资依存度、政府干预强度、人均道路面积、互联网和移动电话普及率。模型控制了地区固定效应 δ_i 和时间固定效应 λ_t ,用以控制城市层面和时间层面不可观测因素的影响。下标 i 和 t 分别代表城市和年份, ε_{it} 为随机误差项。解释变量 Fin_dev_{it} 的系数 β 衡量了传统金融供给对数字金融发展的影响,若系数为正则支持假设 H_{1a} ,否则支持假设 H_{1b} 。

关于数字金融水平的度量,现有文献主要通过构建指数衡量数字金融的整体水平,具体包括三种构建思路:一是基于问卷或现场调查构建指数,如世界银行的 Global Findex 指数、上海财经大学的 2015 年“千村调查”^①;二是通过文本分析等方法构建指数,如北京大学互联网金融情绪指数、金融科技运用程度(金洪飞等,2020)^[33]等;三是通过底层交易数据构建指数数据,如数字金融普惠指数、互联网金融发展指数等。其中,数字普惠金融指数由北京大学数字金融研究中心基于蚂蚁金服的交易数据编制,可细分为覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度,包含省、市、县三个层级的数据(郭峰等,2020)^[32]^②。目前,数字普惠金融指数已经被广泛地应用于数字金融的实证研究(谢绚丽等,2018^[16];邱晗等,2018^[18];唐松等,2020^[21])。对比现有指数的优缺点之后,本文的被解释变量 df_index 采用数字金融普惠指数加以度量,并使用数字普惠金融的细分指标进行研究。传统金融供给可以从覆盖广度($coverage_breadth$)和使用深度($usage_depth$)两个方面加以考虑。金融服务的覆盖广度可以通过金融可得性体现,主要反映了一国居民获得金融服务的程度,同时也是提高金融包容性,实现普惠金融目标的重要参考。数字金融的一个重要意义就在于能够帮助中低收入、

① 2015 年“千村调查”主题为“农村基础金融服务的覆盖与使用”。

② 省级和城市级指数的时间跨度为 2011—2018 年,县级为 2011—2014 年。

中小企业等弱势群体较为便捷地获得金融服务。因此,本文借鉴 Beck 等(2007)^[34]、Mookerjee 和 Kalipioni(2010)^[35]的方法,采用每万人拥有的商业银行分支机构数量度量地区金融服务可得性,作为传统金融供给的代理变量 *Fin_dev*。另外,金融使用深度也是传统金融供给充足与否的一个重要方面。已有文献度量金融深化水平的方法有:一是通常采用麦氏指标 (McKinnon, 1973)^[36],即 M2 占 GDP 的比重;二是戈式指标 (Goldsmith, 1969)^[37],即金融机构贷款余额占 GDP 的比重。由于地区层面的 M2 数据不可得,本文在稳健性检验中将地区金融机构贷款余额占 GDP 的比重,作为传统金融供给变量加以检验。

本文参考郭峰等(2017)^[38]和刘军等(2020)^[39]的研究,将如下控制变量纳入考虑,具体包括:(1)经济发展水平(*lnpgdp*)。经济发展水平是数字金融发展的基础性因素,利用城市人均 GDP 的对数度量。(2)产业结构(*ind_struc*)。数字金融仍属于服务业范畴,产业结构变化也会影响数字金融发展,本文用第三产业增加值占 GDP 比重表示产业结构。(3)外资依存度(*fdi*)。外商直接投资也为数字金融的发展带来资本、技术以及先进理念,本文利用外商直接投资额占城市 GDP 的比重衡量外资依存度。(4)政府干预强度(*gov_inv*)。数字金融的发展离不开政策支持,姚耀军和施丹燕(2017)^[30]指出,地方政府对数字金融的支持有助于发挥地区比较优势,实现“弯道超车”,本文用政府财政支出占城市 GDP 的比重衡量政府干预强度。(5)人均道路面积(*per_road*)。地理距离的作用虽然在数字金融中明显减弱但仍然存在 (Agrawal 等,2011)^[40],本文用每十万人拥有的道路面积衡量交通设施的影响。(6)互联网普及率(*internet_use*)和移动电话普及率(*mobile_use*)。数字基础设施是数字金融得以发展的先决条件,本文用互联网普及率和移动电话普及率加以衡量。

2. 样本选择和数据来源

本文以地级市的数字金融发展情况为研究对象。数字普惠金融指数由北京大学数字金融研究中心编制发布,具体说明参见郭峰等(2020)^[32]。商业银行的分支机构数据来源于中国研究数据服务平台 (CNRDS) 中的商业银行分支机构 (CCBD) 数据库,其他变量来自《中国城市统计年鉴》、国泰安以及 WIND 数据库等。基于数据可得性,本文样本最终覆盖 274 个城市,时间跨度为 2011—2018 年。描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 描述性统计

变量	变量名	样本量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>df_index</i>	数字金融普惠指数	2192	1.56	0.62	1.61	0.21	3.03
<i>coverage_breadth</i>	覆盖广度指数	2192	1.46	0.59	1.52	0.02	2.90
<i>usage_depth</i>	使用深度指数	2192	1.55	0.65	1.44	0.12	3.26
<i>digitization_level</i>	数字化程度指数	2192	1.59	0.78	1.59	-0.47	4.36
<i>fin_dev</i>	传统金融供给	2192	1.77	0.77	1.62	0.67	4.69
<i>lnpgdp</i>	经济发展水平	2192	10.70	0.56	10.67	9.38	12.03
<i>ind_struc</i>	产业结构	2192	0.41	0.10	0.40	0.21	0.70
<i>fdi</i>	外资依存度	2192	0.23	0.20	0.18	0.08	1.49
<i>gov_intv</i>	政府干预强度	2192	4.58	4.56	3.24	0.37	33.35
<i>per_road</i>	人均道路面积	2192	1.01	0.56	0.85	0.35	3.83
<i>internet_use</i>	互联网普及率	2192	1.56	0.62	1.61	0.21	3.03
<i>mobile_use</i>	移动电话普及率	2192	1.46	0.59	1.52	0.02	2.90

资料来源:作者整理

四、基准实证结果

首先检验传统金融供给对数字金融发展的影响,基准回归结果如表 2 所示。其中第(1)列先

用普通最小二乘法(OLS)进行估计;第(2)列考虑固定效应模型^①;第(3)列加入控制变量,第(4)列进一步控制时间固定效应。传统金融供给变量(*fin_dev*)的影响系数均在1%的水平上显著为正。本文将控制城市和时间固定效应的第(4)列作为基准结果,发现人均商业银行分支机构数量每增加1个单位,有助于促进数字金融发展水平提高0.023,表明传统金融供给对数字金融发展具有显著的正向影响,即在传统金融供给越充足的地区,数字普惠金融指数(发展水平)越高。从控制变量的结果来看,地区的经济发展水平和外资依存度对数字金融发展的影响显著为正。同时,人均道路面积所反映的交通设施建设以及互联网、移动电话等数字基础设施建设也对数字金融发展具有明显的促进作用。政府干预程度则对数字金融发展表现出较为显著的负向影响。总体而言,实证回归结果验证了本文假设 H_{1a} ,即数字金融发展与传统金融供给呈正相关关系,传统金融发展越充分的地方,数字金融发展水平越高。

表 2 基准实证回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>df_index</i>	<i>df_index</i>	<i>df_index</i>	<i>df_index</i>
<i>fin_dev</i>	0.241 *** (0.02)	1.914 *** (0.06)	0.448 *** (0.04)	0.023 *** (0.01)
<i>lnpgdp</i>			1.012 *** (0.03)	0.058 *** (0.01)
<i>ind_struct</i>			4.570 *** (0.15)	-0.008 (0.03)
<i>fdi</i>			-3.266 *** (0.49)	0.273 *** (0.09)
<i>gov_intv</i>			-0.371 *** (0.05)	-0.026 *** (0.01)
<i>per_road</i>			0.020 *** (0.00)	0.002 ** (0.00)
<i>internet_use</i>			0.851 *** (0.08)	0.038 ** (0.02)
<i>mobile_use</i>			0.302 *** (0.05)	-0.003 (0.01)
常数项	1.131 *** (0.03)	-1.836 *** (0.11)	-12.332 *** (0.31)	-0.128 (0.08)
城市固定效应	No	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	No	No	No	Yes
N	2192	2192	2192	2192
R ²	0.090	0.341	0.824	0.995

注:***、**、* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著,下同

资料来源:作者整理

为了进一步分析传统金融供给对数字金融发展的影响路径,本文参考郭峰等(2020)^[32]的方法,进一步考虑数字普惠金融指数的细分指标,即覆盖广度(*coverage_breadth*)、使用深度(*usage_depth*)和数字化程度(*digitization_level*)指数,进行分组检验。表3分别以细分指标作为被解释变量

① Hausman 检验在1%的水平上拒绝原假设,因此采用固定效应而不是随机效应模型加以估计。

进行回归。结果发现,传统金融供给对数字金融覆盖广度和数字金融使用深度具有显著的正向影响,回归系数分别为 0.034 和 0.030,均在 1% 的显著性水平上显著为正;而对数字化程度指数的影响并不显著。无论是银行卡的办理,还是数字支付等的覆盖,都需要依托传统金融供给方——银行得以实现。因此,传统金融供给有助于拓展数字金融的覆盖广度。对于数字金融使用深度而言,由于数字金融的便利化程度提升,用户开始逐渐习惯使用数字金融平台完成支付业务、货币基金业务和信用业务等。传统金融供给充分的地方,用户对这类金融服务接受和使用程度更高。因此,传统金融供给对数字金融使用深度也具有显著的促进作用。数字化程度主要反映数字金融的便利度和普惠程度,而非传统金融供给所能直接影响的方面。因此,未发现传统金融供给显著影响数字化程度的证据。

表 3 被解释变量:数字金融指数的细分指标

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>coverage_breadth</i>	<i>usage_depth</i>	<i>digitization_level</i>
<i>fin_dev</i>	0.034*** (0.01)	0.030*** (0.01)	0.002 (0.02)
<i>lnpgdp</i>	0.065*** (0.01)	0.044*** (0.01)	0.098*** (0.02)
<i>ind_struc</i>	-0.057* (0.03)	-0.018 (0.05)	-0.335*** (0.09)
<i>fdi</i>	0.443*** (0.08)	-0.138 (0.13)	0.972*** (0.23)
<i>gov_intv</i>	-0.020** (0.01)	-0.010 (0.01)	-0.146*** (0.03)
<i>per_road</i>	0.001 (0.00)	0.001 (0.00)	0.000 (0.00)
<i>internet_use</i>	0.037** (0.01)	0.047** (0.02)	0.097** (0.04)
<i>mobile_use</i>	0.017** (0.01)	-0.034** (0.01)	-0.064*** (0.02)
常数项	-0.235*** (0.08)	0.081 (0.12)	-0.286 (0.21)
城市/时间固定效应	Yes	Yes	Yes
N	2192	2192	2192
R ²	0.994	0.988	0.975

资料来源:作者整理

五、进一步分析

基于上文对假设 H_{1a} 的检验结果,本文将地区制度差异(包括市场化程度和金融监管强度)、非正式制度因素和地域差异纳入考量,做进一步研究分析。

1. 市场化程度的异质性影响

地区市场化程度会对传统金融的供给效率产生影响。刘莉亚等(2017)^[41]发现利率市场化能够通过竞争渠道促使金融机构调整资产负债结构,强化其信用扩张的风险承担行为。商业银行的利差会随着利率市场化程度的深化,呈现出先扩大后缩小的变化趋势(彭建刚等,2016)^[42]。地区市场化程度越高,金融发展程度越高,城市商业银行的贷款集中度和贷款流向国有经济的比例就会

越低(王秀丽等,2014)^[43]。市场化程度高的地区,有较好的金融基础设施,金融市场机制更加透明和开放,传统金融供给受市场因素影响较大,这都有利于数字金融的发展。因此,在市场化程度高的地区,传统金融供给可以促进数字金融的发展。

表4根据市场化指数(王小鲁等,2018)^[44]的中位数将样本分为市场化程度低和市场化程度高的两个样本进行回归。另外,考虑到数字金融对民营经济发展可能具有更积极的推动作用,本文又以市场化指数下的非国有经济发展指数中位数,将样本分为不同民营经济发展水平的两个样本。为了减弱内生性对回归结果的干扰,本文采用2011年的指标数值进行分组^①。第(1)列和第(2)列结果显示,在市场化程度高的地区样本中,传统金融供给的回归系数为0.03,在1%的水平上显著为正。在市场化程度低的地区样本中,传统金融供给的回归系数仅在10%的水平上显著并且为0.017(低于0.03)。实证结果表明,对于市场化程度高的地区,传统金融供给对数字金融发展具有显著的正向影响,而传统金融供给在市场化程度较低的地区对数字金融发展的影响并不显著。第(3)列和第(4)列结果同样显示,在民营经济发展程度较强的地区,传统金融供给对数字金融的发展具有显著的促进作用,而这一影响在民营经济发展较薄弱的地区则不显著。

表4 考虑市场化程度的异质性影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	市场化程度低	市场化程度高	民营经济弱	民营经济强
<i>fin_dev</i>	0.017* (0.01)	0.030*** (0.01)	0.013 (0.01)	0.055*** (0.01)
<i>lnpgdp</i>	0.037*** (0.01)	0.093*** (0.01)	0.049*** (0.01)	0.050*** (0.01)
<i>ind_struc</i>	0.014 (0.04)	0.058 (0.06)	-0.003 (0.04)	0.028 (0.05)
<i>fdi</i>	0.179 (0.13)	0.326*** (0.11)	0.342*** (0.12)	-0.009 (0.13)
<i>gov_intv</i>	-0.016 (0.01)	-0.048*** (0.02)	-0.015 (0.01)	-0.034** (0.01)
<i>per_road</i>	0.001 (0.00)	0.004** (0.00)	0.001 (0.00)	0.003* (0.00)
<i>internet_use</i>	0.008 (0.02)	0.049** (0.02)	0.005 (0.02)	0.054*** (0.02)
<i>mobile_use</i>	-0.002 (0.01)	0.018 (0.01)	0.002 (0.01)	-0.015 (0.01)
常数项	0.061 (0.10)	-0.525*** (0.12)	-0.040 (0.10)	-0.069 (0.13)
组间系数差异检验	-0.013*(0.08)		-0.041*** (0.00)	
城市/时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1232	960	1200	992
R ²	0.995	0.996	0.995	0.996

注:组间系数差异检验的括号中为经验 p 值,下同

资料来源:作者整理

① 为了减弱内生性,后文的异质性分析如无特殊说明均以2011年的指标中位数进行分样本检验。

2. 金融监管强度的异质性影响

新的金融业态诞生通常与金融监管的内容和强度有关。类比于影子银行的发展,数字金融的发展多处于金融监管的灰色地带,属于金融创新的一种形式。Plantin(2015)^[45]发现严格的资本要求可能会刺激影子银行活动的激增,从而导致正规和影子银行机构类似货币的负债的总体风险增加。刘莉亚等(2019)^[46]指出提升透明度有助于抑制影子银行过度的风险承担。然而,Riccetti等(2018)^[47]认为过于严格的金融监管是危险的,因其会降低信贷可用性。当设定的监管强度目标过大时,也可能使得金融创新产品从市场上彻底消失(许文彬等,2019)^[48]。金融自由化政策对银行效率的影响取决于银行监管制度的采用和发展程度(Hermes和Meesters,2015)^[49]。Judge(2018)^[50]构建了可识别最有可能触发投资者驱动创新的监管变化,发现那些经常被指责为促成不良创新形式的监管措施,其变革性可能不如人们普遍认为的那么强。

表5按照不同省份的金融监管强度的中位数进行分组回归。参考唐松等(2020)^[21]的方法,金融监管强度采用金融业监管支出/金融业增加值衡量。第(1)列和第(2)列结果显示,在金融监管程度较弱的地区,传统金融供给对数字普惠金融的影响不显著,而在金融监管程度较强的地区,传统金融供给对数字普惠金融的影响在1%的水平上显著为正。结果表明,若金融监管程度较强,则可能增强传统金融供给对数字金融的支持作用。另外,2011年以来影子银行作为非正规金融的一种类型得到快速发展,影子银行发展具有监管套利的目的,其规模也能在一定程度上反映金融监管强度。因此,本文以可获得最早年份2013年的省际影子银行规模的中位数进行分组检验。第(3)列和第(4)列结果表明,在影子银行发展规模较小的地区,传统金融供给对数字金融发展的影响在1%的水平上显著为正,而在影子银行发展规模较大的地区这一影响则不显著,并且影响程度较小,同样验证了金融监管强度的差异化影响。

表5 考虑金融监管强度的异质性影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	金融监管弱	金融监管强	影子银行规模小	影子银行规模大
<i>fin_dev</i>	-0.002 (0.01)	0.042 *** (0.01)	0.036 *** (0.01)	0.017 (0.01)
<i>lnpgdp</i>	0.062 *** (0.01)	0.045 *** (0.01)	0.057 *** (0.01)	0.059 *** (0.01)
<i>ind_struc</i>	-0.051 (0.05)	0.069 (0.05)	0.164 *** (0.05)	-0.198 *** (0.05)
<i>fdi</i>	-0.158 (0.14)	0.614 *** (0.10)	0.373 *** (0.11)	0.129 (0.15)
<i>gov_intv</i>	-0.025 * (0.01)	-0.021 * (0.01)	-0.018 (0.01)	-0.039 *** (0.01)
<i>per_road</i>	0.003 ** (0.00)	0.001 (0.00)	0.001 (0.00)	0.002 * (0.00)
<i>internet_use</i>	0.051 ** (0.02)	-0.009 (0.02)	0.039 (0.02)	0.030 (0.02)
<i>mobile_use</i>	-0.002 (0.01)	0.005 (0.01)	0.019 * (0.01)	-0.016 (0.01)
常数项	-0.085 (0.12)	-0.085 (0.10)	-0.225 ** (0.11)	-0.029 (0.11)

续表 5

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	金融监管弱	金融监管强	影子银行规模小	影子银行规模大
组间系数差异检验	-0.044 *** (0.00)		0.019 ** (0.02)	
城市/时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1120	1072	1168	1024
R ²	0.995	0.996	0.995	0.995

资料来源:作者整理

3. 法治水平的影响

在法治水平较高的地区,传统金融供给对数字金融发展的促进作用更为显著。一方面,数字金融作为一个新的金融业态,数字金融参与者会面临较大的投资风险。La Porta 等(1998)^[51]发现法律和监管在司法体系更健全的国家(地区)对投资者的保护力度更大。在此情况下,数字金融参与者会选择在法治水平较高的地区开展数字金融相关的业务。另一方面,从数字金融需求者角度分析,在法治水平较高的地区,消费者对于新兴金融模式的接受程度更高。当个人利益受到损失时,在法治水平较高的地区,消费者可以更好地维护自身利益。因此,在其他条件不变的情况下,在法治水平较高的地区,传统金融供给对数字金融发展的正向促进作用更为显著。

为了考虑法治水平的影响,本文按照 2011 年市场化指数(王小鲁等,2018)^[44]中的“市场中介组织的发育和法治环境”指标的中位数对法治水平低和法治水平高的分样本进行回归,结果如表 6 所示。在法治水平较高的地区,传统金融供给对数字金融发展的影响更为显著,而在法治水平较低的地区,传统金融供给对数字金融的促进作用则较难发挥。

表 6 考虑法治环境的异质性影响

变量	(1)	(2)
	法治水平低	法治水平高
<i>fin_dev</i>	0.010 (0.01)	0.034 *** (0.01)
<i>lnpgdp</i>	0.052 *** (0.01)	0.063 *** (0.01)
<i>ind_struc</i>	0.075 * (0.04)	-0.129 ** (0.06)
<i>fdi</i>	0.229 * (0.13)	0.246 * (0.13)
<i>gov_intv</i>	-0.025 ** (0.01)	-0.035 ** (0.02)
<i>per_road</i>	0.002 (0.00)	0.002 (0.00)
<i>internet_use</i>	0.008 (0.02)	0.055 *** (0.02)
<i>mobile_use</i>	0.001 (0.01)	-0.002 (0.01)
<i>constant</i>	-0.109 (0.12)	-0.112 (0.11)

续表 6

变量	(1)	(2)
	法治水平低	法治水平高
组间系数差异检验	- 0.023 ** (0.01)	
城市/时间固定效应	Yes	Yes
N	1160	1032
R ²	0.995	0.995

资料来源:作者整理

4. 非正式制度的影响

非正式制度因素会影响金融消费者(需求方)的行为和偏好。从需求方角度看,在不同的非正式制度环境下,传统金融供给对数字金融发展的影响也存在差异。为此,本文考虑了非正式制度对传统金融供给与数字金融发展的差异化影响。首先考虑不同地区的风险偏好影响。王勇等(2019)^[52]发现在离岸金融市场中风险偏好作为非正式制度会影响正式制度制定和实施。本文基于不同省份福利彩票销售额占地区 GDP 的比重,可以将样本分为风险规避和风险偏好地区,分别回归后结果如表 7 第(1)列和第(2)列所示。可以发现,在居民风险规避意识较强的地区,传统金融供给对数字金融的影响更为显著,而这一影响在风险偏好地区并不显著。

其次,对传统金融供给的依赖还与社会信任程度有关。作为一种非正式制度,社会信任能够促进企业特别是民营企业利用商业信用开展融资活动,缓解融资约束(吴永钢等,2016^[53];孙兰兰等,2017^[54])。本文参考史宇鹏和李新荣(2016)^[55]的分析,按照不同省份的平均社会信任程度进行分样本检验。第(3)列和第(4)列结果显示,传统金融供给对数字金融发展的促进作用在社会信任程度较高的地区显著为正,而在社会信任程度较低的地区并不显著。

表 7 考虑非正式制度的异质性影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	风险规避	风险偏好	社会信任程度低	社会信任程度高
<i>fin_dev</i>	0.037 *** (0.01)	0.002 (0.01)	0.020 (0.01)	0.030 *** (0.01)
<i>lnpgdp</i>	0.056 *** (0.01)	0.070 *** (0.01)	0.075 *** (0.01)	0.043 *** (0.01)
<i>ind_struc</i>	0.019 (0.05)	0.092 (0.06)	0.060 (0.05)	-0.065 (0.05)
<i>fdi</i>	0.389 *** (0.13)	0.241 * (0.14)	0.194 * (0.12)	0.307 ** (0.14)
<i>gov_intv</i>	-0.018 (0.01)	-0.056 *** (0.01)	-0.032 ** (0.01)	-0.022 * (0.01)
<i>per_road</i>	0.001 (0.00)	0.002 * (0.00)	0.002 (0.00)	0.002 * (0.00)
<i>internet_use</i>	0.004 (0.02)	0.068 *** (0.02)	0.045 ** (0.02)	0.034 (0.02)
<i>mobile_use</i>	0.003 (0.01)	-0.008 (0.01)	-0.002 (0.01)	-0.009 (0.01)

续表 7

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	风险规避	风险偏好	社会信任程度低	社会信任程度高
常数项	-0.163 (0.11)	-0.221* (0.12)	-0.316*** (0.12)	0.031 (0.11)
组间系数差异检验	0.035***(0.00)		-0.011(0.15)	
城市/时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1096	1096	1128	1064
R ²	0.995	0.995	0.995	0.995

资料来源:作者整理

5. 考虑地域差异的影响

受地区发展程度差异的影响,传统金融供给对数字金融发展存在地区差异。东中西部地区受地理位置和资源禀赋差异的影响,经济发展与市场化进程存在较大差异(江伟,2011)^[56]。资源错配问题在中西部地区更为突出,其中金融抑制对资源错配具有显著影响(韩剑和郑秋玲,2014)^[57]。数字金融的发展可以帮助改善金融服务的可及性和可负担性,特别是对于以前被排除在此类服务之外的部分人口(Zhang等,2020)^[24]。然而,姚耀军和施丹燕(2017)^[30]发现在传统金融发展较为落后的中西部地区,互联网金融发展也越慢,即存在路径依赖现象。表8将样本分为东部和中西部地区。结果发现,在中西部地区,传统金融供给对数字金融的回归系数为0.030,并且在1%的水平上显著,东部地区则不显著。实证研究结果表明,经济发展相对落后的中西部地区,传统金融供给对数字金融发展的促进作用更为显著。

表 8 考虑地域差异的影响

变量	(1)	(2)
	东部地区	中西部地区
<i>fin_dev</i>	0.001 (0.01)	0.030*** (0.01)
<i>lnpgdp</i>	0.097*** (0.01)	0.046*** (0.01)
<i>ind_struc</i>	0.017 (0.07)	0.049 (0.04)
<i>fdi</i>	0.042 (0.13)	0.457*** (0.11)
<i>gov_intv</i>	-0.070*** (0.02)	-0.025** (0.01)
<i>per_road</i>	0.005*** (0.00)	0.001 (0.00)
<i>internet_use</i>	0.075*** (0.02)	-0.006 (0.02)
<i>mobile_use</i>	0.010 (0.01)	0.000 (0.01)
常数项	-0.473*** (0.15)	-0.072 (0.10)

续表 8

变量	(1)	(2)
	东部地区	中西部地区
组间系数差异检验	-0.029*** (0.00)	
城市/时间固定效应	Yes	Yes
N	792	1400
R ²	0.995	0.995

资料来源:作者整理

六、稳健性检验

本文通过内生性检验、改变计量模型和替换核心(被)解释变量,来保证实证结果的稳健性。

1. 内生性问题

为了得到传统金融供给对数字金融发展的一致性估计结果,需要处理好内生性问题,具体包括遗漏变量和反向因果问题。

(1)考虑遗漏变量问题。除了经济、技术因素之外,制度、社会因素也会对数字金融发展产生深远影响。为处理遗漏变量可能导致的内生性问题,本文加入如下控制变量:①金融知识(*fin_know*)。金融知识是利用金融创新,吸引数字金融产品消费的重要因素(Campbell,2006)^[58],本文用每千人高校在校生比例衡量金融知识并加入回归,结果如表9第(1)列。②资本市场(*list_mkcap*)。除了信贷市场外,资本市场也是传统金融市场体系的重要组成部分。故本文在表9第(2)列将省际的股票市值与GDP之比加入回归。第(3)列将地区金融知识(*fin_know*)和资本市场(*list_mkcap*)变量一起放入回归中。结果发现,加入如上控制变量,本文的实证结论仍具有稳健性。

表 9 稳健性检验:遗漏变量问题

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>df_index</i>	<i>df_index</i>	<i>df_index</i>
<i>fin_dev</i>	0.022*** (0.01)	0.023*** (0.01)	0.022*** (0.01)
<i>lnpgdp</i>	0.057*** (0.01)	0.057*** (0.01)	0.056*** (0.01)
<i>ind_struc</i>	-0.003 (0.04)	-0.013 (0.04)	-0.008 (0.04)
<i>fdi</i>	0.264*** (0.09)	0.260*** (0.09)	0.252*** (0.09)
<i>gov_intv</i>	-0.023** (0.01)	-0.025*** (0.01)	-0.022** (0.01)
<i>per_road</i>	0.002** (0.00)	0.002** (0.00)	0.002* (0.00)
<i>internet_use</i>	0.036** (0.02)	0.039*** (0.02)	0.038** (0.02)
<i>mobile_use</i>	-0.005 (0.01)	-0.003 (0.01)	-0.005 (0.01)
<i>fin_know</i>	0.034 (0.03)		0.032 (0.03)
<i>list_mkcap</i>		-0.000 (0.00)	-0.000 (0.00)
常数项	-0.115 (0.08)	-0.113 (0.08)	-0.100 (0.08)
城市/时间固定效应	Yes	Yes	Yes
N	2166	2192	2166
R ²	0.995	0.995	0.995

资料来源:作者整理

(2)考虑反向因果问题。已有研究表明数字金融的发展也会对传统金融机构的资产负债、风险承担以及市场结构产生影响(郭品和沈悦,2015^[59];邱晗等,2018^[18];孟娜娜等,2020^[60])。因此,考虑到由于数字金融影响传统金融而产生的双向因果,本文选取了工具变量来解决内生性问题。参考张宇和蒋殿春(2014)^[61]的做法,本文将邻近地区的金融可得性作为工具变量,具体做法是利用经济距离权重矩阵与各地区的金融可得性水平加权求和,构造公式为:

$$Nfin_dev = \sum_{i \neq j} \omega_i^j \cdot fin_dev_{i,j} \quad (2)$$

其中, ω_i^j 为城市*i*和城市*j*之间的经济距离权重系数。考虑到经济发展水平与金融供给的密切关系以及数字金融仍具有的地理聚集性特征,本文采用经济距离作为权重进行构造。第一步,城市*i*和城市*j*之间的经济距离的倒数为: $d_econ_i^j = 1/|econ_i - econ_j|$,*econ*为各地区人均GDP在2011—2018年间的平均值;第二步,将其进行标准化得到: $\omega_i^j = d_econ_i^j / \sum_{i \neq j} d_econ_i^j$ 。

工具变量回归结果如表10所示。对于“工具变量识别不足”检验,Kleibergen-Paap rk LM统计量为17.154,结果在1%的水平上拒绝原假设,满足工具变量的相关性要求。对于“弱识别检验”,Kleibergen-Paap F值为40.358(大于10),表明以邻近地区的金融可得性作为工具变量不存在弱工具变量问题。因此,工具变量的选取具有合理性。结果显示,在考虑双向因果导致的内生性问题后,传统金融供给对数字金融仍具有显著性的影响,与前文结论一致。

表10 稳健性检验:双向因果问题

变量	(1)	(2)
	第一阶段	第二阶段
	<i>Nfin_dev</i>	<i>df_index</i>
<i>fin_dev</i>	0.351*** (0.08)	0.279*** (0.08)
<i>lnpgdp</i>	-0.091*** (0.03)	0.084*** (0.01)
<i>ind_struc</i>	0.310** (0.15)	-0.085 (0.06)
<i>fdi</i>	-0.591** (0.26)	0.430*** (0.12)
<i>gov_intv</i>	-0.002 (0.03)	-0.022* (0.01)
<i>per_road</i>	0.024*** (0.01)	-0.005* (0.00)
<i>internet_use</i>	0.203*** (0.06)	-0.021 (0.03)
<i>mobile_use</i>	0.193*** (0.05)	-0.047** (0.02)
常数项	2.428** (0.44)	-0.638** (0.28)
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	17.154 (0.00)	
Cragg-Donald Wald F 统计量	40.358 (16.38)	
城市/时间固定效应	Yes	Yes
N	248	2192
R ²	0.967	0.991

注:Kleibergen-Paap rk LM统计量为工具变量识别不足检验,括号中报告的是*p*值;Cragg-Donald Wald F统计量为弱工具变量识别检验,括号中为10%的临界值水平

资料来源:作者整理

2. 改变计量模型

由于数字普惠金融指数存在的空间聚集效应(郭峰等,2020)^[32],本文采用空间自回归(SAR)模型进行稳健性检验。估计模型如下:

$$df_index_{it} = \alpha + \rho W \cdot df_index_{it} + \beta \cdot Fin_dev_{it} + \gamma \cdot Controls + \delta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, W 为空间权重矩阵, 基于城市间的地理距离来构造反地理距离矩阵。通过计算各年度的空间自相关指数, 即 Moran 指数 (Moran's I), 结果显示 Moran 指数均显著为正, 说明数字普惠金融指数存在空间自相关性。利用 SAR 模型得到的回归结果如表 11 所示, 结果显示, 传统金融供给对数字金融仍具有显著的影响。

表 11 稳健性检验: 改变计量模型

变量	(1)	(2)
	SAR 模型	SAR 模型
<i>fin_dev</i>	0.018 *** (0.01)	0.016 ** (0.01)
<i>lnpgdp</i>		0.060 *** (0.01)
<i>ind_struc</i>		-0.006 (0.03)
<i>fdi</i>		0.247 *** (0.08)
<i>gov_intv</i>		-0.025 *** (0.01)
<i>per_road</i>		0.003 *** (0.00)
<i>internet_use</i>		0.037 *** (0.01)
<i>mobile_use</i>		-0.001 (0.01)
<i>rho</i>	-0.009 (0.04)	0.010 (0.04)
N	2192	1918

资料来源: 作者整理

3. 替换核心(被)解释变量

本文将传统金融供给变量替换为地区银行信贷余额/GDP, 更侧重衡量金融深化程度。表 12 第(1)列显示, 反映金融深化程度的传统金融供给对数字金融发展的回归系数在 5% 的水平上显著为正。实证结果表明, 替换核心解释变量后, 本文的实证结果仍然是稳健的。另外, 除了数字金融的绝对发展水平, 本文考察了传统金融供给对其相对增长速度的影响。在表 12 第(2)列的回归中, 被解释变量由原来的数字金融指数替换为数字金融指数增长率(*fin_dev*)。结果显示, 传统金融供给对数字金融增长的影响仍显著为正, 结果具有稳健性。

表 12 稳健性检验: 更换核心(被)解释变量

变量	(1)	(2)
	改变核心解释变量	改变被解释变量
<i>fin_dev</i>	0.005 ** (0.00)	0.064 *** (0.02)
<i>lnpgdp</i>	0.058 *** (0.01)	-0.010 (0.02)
<i>ind_struc</i>	-0.014 (0.04)	-0.134 (0.08)
<i>fdi</i>	0.243 *** (0.09)	-0.410 ** (0.20)
<i>gov_intv</i>	-0.043 *** (0.01)	-0.059 *** (0.02)
<i>per_road</i>	0.002 *** (0.00)	0.000 (0.00)
<i>internet_use</i>	0.042 *** (0.02)	0.090 ** (0.04)
<i>mobile_use</i>	0.000 (0.01)	-0.055 ** (0.02)
常数项	-0.090 (0.08)	0.935 *** (0.19)
城市/时间固定效应	Yes	Yes
N	2192	1918
R ²	0.995	0.879

资料来源: 作者整理

七、研究结论

1. 研究结论

本文从传统金融供给角度关注推动数字金融发展的影响因素。与已有较多关注数字金融经济后果的文献不同,本文利用地级市层面的数据研究传统金融供给在推动数字金融发展中的作用,检验传统金融与数字金融之间是“互补”还是“替代”关系。研究结果发现:传统金融供给与数字金融发展间存在明显的互补关系,即在传统金融供给越充分的地区,数字金融发展水平越高。就细分指标而言,传统金融供给对数字金融的覆盖广度和使用深度均具有显著的正向影响。因此,数字金融的发展并不能脱离传统金融供给的支持,也无法完全取代传统金融在经济活动中扮演的角色。在考虑内生性问题、改变空间自回归(SAR)模型、替换核心(被)解释变量后这一结论依然稳健。特别地,本文较为全面地考察了地区制度差异对传统金融供给与数字金融发展关系的影响,结果发现,数字金融的发展不仅受到传统金融供给的驱动,金融需求、基础设施建设、居民意识等因素也会产生作用,而使得二者关系受到地区正式制度和非正式制度差异的影响。其中,在市场化程度较高、金融监管程度较强、法治水平较高的地区,传统金融供给对数字金融有着显著的正向影响,表明传统金融对数字金融的促进作用需要有金融需求拉动和良好的营商、监管环境支持。在考虑非正式制度因素之后发现,在风险规避意识较强和社会信任程度高的地区,传统金融供给对数字金融发展的正向影响也更为显著,因此二者的良性互动也有赖于非正式制度的作用;另外,在中西部地区,传统金融供给对数字金融的正向影响更为显著。

2. 政策建议

基于以上研究结论,本文提出三点政策建议:

第一,注重金融发展的地区平衡,加强金融改革的系统集成,形成传统金融与数字金融的良好互动关系。由于中国各地区间经济发展不均衡、要素禀赋、制度环境存在较大差异,并突出地表现在地区市场化程度、金融监管强度、法制化水平等方面,这些方面会影响传统金融供给在不同地区的分布和发展,进而影响到传统金融供给对数字金融发展的作用。传统金融与数字金融的地区不平衡发展,长远来看不利于我国整体金融业的发展。为此,在市场化程度较低、法治水平较弱的地区,政府部门可考虑通过政策引导的方式,促进数字金融的发展,以实现金融要素的区域平衡发展。

第二,形成统一全面的金融监管框架。鉴于传统金融和数字金融存在的互补关系,且金融监管程度较强,则可能增强传统金融供给对数字金融的支持作用。这表明,完善的金融监管框架,有利于传统金融与数字金融的共同发展。因此,在金融监管方面也不应将二者割裂开来,而是要在统一的金融监管框架中实现全面监管。监管部门在制定金融监管框架时,应将保持传统金融稳定与防范数字金融风险等因素一并纳入考量。特别在金融监管较为薄弱的地区,应注意防范传统金融与数字金融间可能存在的监管套利和潜在风险。

第三,数字金融的发展不仅有赖于传统金融的支持,除了需要考虑正式制度因素影响外,也需要考虑非正式制度因素的影响。在风险规避意识较强和社会信任程度高的地区,传统金融供给对数字金融有着显著的正向影响,二者存在良好良性互动。但在风险规避意识较弱和社会信任程度低的地区,政府部门需提供金融鼓励政策来促进数字金融的发展。例如,数字人民币的推广在风险规避意识较强和社会信任程度高的地区,可以很好地开展和推广;而在风险规避意识较弱和社会信任程度低的地区,则需要借助政府的鼓励性政策才能得到推广。

3. 研究展望

传统金融供给与数字金融发展的关系正在成为学界和实务界探讨的焦点议题。本文基于地级市数据从地区制度差异视角对该问题进行了研究和分析。在未来的研究中,该议题仍有很多视角

可以深度挖掘。诸如,对传统金融供给与数字金融发展的互补与替代关系做进一步的探讨,分析传统金融供给是在哪些方面弥补了数字金融发展的不足,亦或是,在哪些具体方面,传统金融供给仍有着数字金融无法替代的优势。此外,关于传统金融供给传导至数字金融发展的微观机制也值得进一步探讨,可以从货币基金业务、信贷业务等视角切入,做更为深入的研究。受限于文章篇幅和数据可获得性的影响,这些问题在本文中还未充分讨论,在未来可以继续深化对该议题的研究。

参考文献

- [1] 黄益平,黄卓. 中国的数字金融发展:现在与未来[J]. 北京:经济学(季刊),2018,(4):1489-1502.
- [2] 陈胤默,王喆,张明. 数字金融研究国际比较与展望[J]. 北京:经济社会体制比较,2021,(1):180-190.
- [3] Zhang, J., and P. Liu. Rational Herding in Microloan Markets[J]. Management Science, 2012, 58, (5): 892-912.
- [4] 廖理,李梦然,王正位. 聪明的投资者:非完全市场化利率与风险识别——来自P2P网络借贷的证据[J]. 北京:经济研究, 2014,(7):125-137.
- [5] Berger, S., and F. Gleisner. Emergence of Financial Intermediaries in Electronic Markets: The Case of Online P2P Lending[J]. Business Research, 2009, 2, (1): 39-65.
- [6] 杨晓晨,张明. 比特币:运行原理、典型特征与前景展望[J]. 北京:金融评论,2014,(1):38-53,124.
- [7] Bonneau, J., A. Miller, and J. Clark. Research Perspectives and Challenges for Bitcoin and Cryptocurrencies[R]. IEEE Symposium on Security and Privacy, 2015.
- [8] Cheah, E. T., and J. Fry. Speculative Bubbles in Bitcoin Markets? An Empirical Investigation into the Fundamental Value of Bitcoin[J]. Economics Letters, 2015, 130: 32-36.
- [9] Dwyer, G. P. The Economics of Bitcoin and Similar Private Digital Currencies[J]. Journal of Financial Stability, 2015, (17): 81-91.
- [10] Urquhart, A. The Inefficiency of Bitcoin[J]. Economics Letters, 2016, 148: 80-82.
- [11] Magnuson, W. J. Regulating Fintech[J]. Vanderbilt Law Review, 2018, (71): 1167.
- [12] Philippon, T. The FinTech Opportunity[R]. NBER Working Paper, 2016.
- [13] Li, S., and Y. Huang. Do Cryptocurrencies Increase the Systemic Risk of the Global Financial Market[J]. China & World Economy, 2020, 28, (1): 122-143.
- [14] 杨东. 监管科技:金融科技的监管挑战与维度建构[J]. 北京:中国社会科学,2018,(5):69-91,205-206.
- [15] 周仲飞,李敬伟. 金融科技背景下金融监管范式的转变[J]. 北京:法学研究,2018,(5):3-19.
- [16] 谢绚丽,沈艳,张皓星,郭峰. 数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据[J]. 北京:经济学(季刊),2018,(4):1557-1580.
- [17] 傅秋子,黄益平. 数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据[J]. 北京:金融研究,2018,(11):68-84.
- [18] 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]. 北京:金融研究,2018,(11):17-29.
- [19] 张勋,杨桐,汪晨,万广华. 数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践[J]. 北京:管理世界,2020,(11):48-63.
- [20] 李春涛,闫续文,宋敏,杨威. 金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据[J]. 北京:中国工业经济,2020,(1):81-98.
- [21] 唐松,伍旭川,祝佳. 数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]. 北京:管理世界, 2020,(5):52-66,9.
- [22] 顾海峰,杨立翔. 互联网金融与银行风险承担:基于中国银行业的证据[J]. 北京:世界经济,2018,(10):75-100.
- [23] Howell, S. T., M. Niessner, and D. Yermack. Initial Coin Offerings: Financing Growth with Cryptocurrency Token Sales[J]. The Review of Financial Studies, 2020, 33, (9): 3925-3974.
- [24] Zhang, X., Y. Tan, Z. Hu, et al. The Trickle-down Effect of Fintech Development: From the Perspective of Urbanization[J]. China & World Economy, 2020, 28, (1): 23-40.
- [25] 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]. 北京:金融研究,2020,(6):114-132.
- [26] Haddad C., and L. Hornuf. The Emergence of the Global Fintech Market: Economic and Technological Determinants[J]. Small Business Economics, 2019, 53, (1): 81-105.
- [27] Schindler J. W. FinTech and financial innovation: Drivers and Depth[R]. FEDS Working Paper, 2017.
- [28] 郭峰,王瑶瑛. 传统金融基础、知识门槛与数字金融下乡[J]. 上海:财经研究,2020,(1):19-33.
- [29] 刘西川,杨奇明,陈立辉. 农户信贷市场的正规部门与非正规部门:替代还是互补? [J]. 北京:经济研究,2014,(11):145-158,188.

- [30]姚耀军,施丹燕.互联网金融区域差异化发展的逻辑与检验——路径依赖与政府干预视角[J].北京:金融研究,2017,(5):127-142.
- [31]孙永苑,杜在超,张林,何金财.关系、正规与非正规信贷[J].北京:经济学(季刊),2016,(2):597-626.
- [32]郭峰,王靖一,王芳,孔涛,张勋,程志云.测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J].北京:经济学(季刊),2020,(4):1401-1418.
- [33]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].上海:财经研究,2020,(5):52-65.
- [34]Beck, T., A. Demircuc-Kunt, and M. M. Peria, Reaching out: Access to and Use of Banking Services Across Countries [M]. Washington, D. C. :The World Bank,2005.
- [35]Mookerjee R. ,and P. Kalipioni. Availability of Financial Services and Income Inequality:The Evidence from Many Countries[J]. Emerging Markets Review,2010,11,(4):404-408.
- [36]McKinnon R. I. Money and Capital in Economic Development[M]. Washington, D. C. :Brookings Institution Press,1973.
- [37]Goldsmith R. W. Financial Structure and Development[M]. New Haven:Yale University Press,1969.
- [38]郭峰,孔涛,王靖一.互联网金融空间集聚效应分析——来自互联网金融发展指数的证据[J].北京:国际金融研究,2017,(8):75-85.
- [39]刘军,杨渊莹,张三峰.中国数字经济测度与驱动因素研究[J].上海经济研究,2020,(6):81-96.
- [40]Agrawal, A. ,C. Catalini. ,and A. Goldfarb. The Geography of Crowdfunding[R]. NBER Working Paper,2011.
- [41]刘莉亚,余晶晶,杨金强,朱小能.竞争之于银行信贷结构调整是双刃剑吗?——中国利率市场化进程的微观证据[J].北京:经济研究,2017,(5):131-145.
- [42]彭建刚,王舒军,关天宇.利率市场化导致商业银行利差缩窄吗?——来自中国银行业的经验证据[J].北京:金融研究,2016,(7):48-63.
- [43]王秀丽,鲍明明,张龙天.金融发展、信贷行为与信贷效率——基于我国城市商业银行的实证研究[J].北京:金融研究,2014,(7):94-108.
- [44]王小鲁,樊纲,胡鹏.中国分省份市场化指数报告(2018)[M].北京:社会科学文献出版社,2018.
- [45]Plantin, G. Shadow Banking and Bank Capital Regulation[J]. The Review of Financial Studies,2015,(1):146-175.
- [46]刘莉亚,黄叶芑,周边.监管套利、信息透明度与银行的影子——基于中国商业银行理财产品业务的角度[J].北京:经济学(季刊),2019,(3):1035-1060.
- [47]Ricchetti, L. , A. Russo, and M. Gallegati. Financial Regulation and Endogenous Macroeconomic Crises [J]. Macroeconomic Dynamics,2018,22,(4):896-930.
- [48]许文彬,赵霖,李志文.金融监管与金融创新的共同演化分析——一个基于非线性动力学的金融监管分析框架[J].北京:经济研究,2019,(5):81-97.
- [49]Hermes, N. ,and A. Meesters. Financial liberalization, Financial Regulation and Bank Efficiency: A Multi-country Analysis [J]. Applied Economics,2015,47,(21):2154-2172.
- [50]Judge, K. Investor-Driven Financial Innovation[J]. Harvard Business Law Review,2018,(8):291-348.
- [51]La Porta, R. ,F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, et al. Law and Finance[J], Journal of Political Economy,1998,106,(6):1113-1155.
- [52]王勇,苗雨萌,张佐敏.认知能力、风险偏好与离岸金融发展——基于跨国面板数据的联立方程模型[J].北京:国际金融研究,2019,(7):46-55.
- [53]吴永钢,范若滢,马亚明.信任、融资约束与企业投资[J].天津:南开经济研究,2016,(4):71-84.
- [54]孙兰兰,翟士运,王竹泉.供应商关系、社会信任与商业信用融资效应[J].成都:软科学,2017,(2):71-74.
- [55]史宇鹏,李新荣.公共资源与社会信任:以义务教育为例[J].北京:经济研究,2016,(5):86-100.
- [56]江伟.金融发展、银行贷款与公司投资[J].北京:金融研究,2011,(4):113-128.
- [57]韩剑,郑秋玲.政府干预如何导致地区资源错配——基于行业内和行业间错配的分解[J].北京:中国工业经济,2014,(11):69-81.
- [58]Campbell, J. Y. Household Finance[J]. The Journal of Finance,2006,61,(4):1553-1604.
- [59]郭品,沈悦.互联网金融对商业银行风险承担的影响:理论解读与实证检验[J].北京:财贸经济,2015,(10):102-116.
- [60]孟娜娜,栗勤,雷海波.金融科技如何影响银行业竞争[J].北京:财贸经济,2020,(3):66-79.
- [61]张宇,蒋殿春.FDI、政府监管与中国水污染——基于产业结构与技术进步分解指标的实证检验[J].北京:经济学(季刊),2014,(2):491-514.

Traditional Financial Supply and Digital Finance Development: Supplement or Substitute? Based on the Perspective of Regional System Differences

WANG Zhe¹, CHEN Yin-mo², ZHANG Ming³

(1. Institute of International Economics, School of Economics Nankai University, Tianjin, 300071, China;

2. Institute of World Economics and Politics Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, 100732, China;

3. Institute of Finance & Banking, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, 100710, China)

Abstract: In recent years, digital finance has developed by leaps and bounds in China. From the launch of Yu 'E Bao in 2013, to the popularity of internet finance and P2P network lending, and from the popularity of mobile payment to the gradual implementation of Central Bank's digital currency, digital finance has become an important part of China's digital economy and has taken the lead in the development of global digital finance. In particular, the outbreak of the new epidemic in 2020 highlights the advantages of digital finance and brings new development opportunities for it. The rise of digital finance has attracted the attention of scholars at home and abroad. As the digital finance of financial innovation, whether traditional financial supply has a positive or negative impact on financial innovation has become an important topic for academic discussion.

This article uses city-level panel data from 2011 to 2018 to study the impact of traditional financial supply on the development of digital finance. Three contributions may be as follows. First, this paper enriches the relevant research on the influencing factors of digital finance. We discuss the influencing factors of digital finance from the relationship between digital finance and traditional finance supply, which is a powerful supplement to the existing research on the influencing factors of digital finance. Second, the findings of this paper enrich the relevant literature on the economic consequences of traditional financial supply. There have been a lot of paper about the impact of traditional financial supply on enterprise behavior and economic growth. However, the impact of traditional financial supply on the development of emerging digital finance is still rarely discussed. Thirdly, this paper proposes a new research perspective, extending the research topic from internet finance to digital finance development. At the same time, this paper studies more from the perspective of regional institutional differences. For example, this paper considers the impact of differences in the degree of marketization, the intensity of financial supervision, the level of rule of law, and the influence of informal system.

The study found that traditional financial supply has a significant positive impact on the development of digital finance, that is, where the traditional financial development is fully, the faster the development of digital finance; the traditional financial supply has a significant positive effect on the coverage of digital finance and the depth of use of digital finance. But the impact on the degree of digitization is not significant. Further research found that in regions with a high degree of marketization, a strong degree of financial supervision, and a high level of rule of law, traditional financial supply has a significant positive impact on digital finance; after considering informal institutional factors, it is found that in regions with high risk aversion tendency and social trust level, traditional financial supply has a more significant positive impact on the development of digital finance; after considering the differences in regional systems, it is found that in the central and western regions, traditional financial supply has a more significant positive impact on digital finance.

The research conclusions of this article show that traditional financial supply can help the development of digital finance, and the two are mutually reinforcing. First of all, when coordinating the development of traditional financial supply and digital finance, we should adhere to the concept of system and strengthen the reform of system integration. Secondly, a unified and comprehensive financial supervision framework should be formed. When maintaining the traditional financial stability, we should also pay attention to the risk prevention of digital finance in the future. We should make use of regulatory technology to promote the reform of financial regulation, improve the efficiency and effect of financial regulation, adapt it to digital financial innovation, and avoid regulatory arbitrage that would hinder the coordinated and healthy development of traditional finance and digital finance. Last but not least, we need pay attention to the reform of related systems and mechanisms. We should: (1) adhere to market-oriented reform, promote the development of the private economy; (2) adhere to the rule of law construction and form a good business environment; (3) improve financial literacy of residents and cultivate risk awareness of financial participants through education and publicity.

Key Words: traditional financial supply; digital financial development; differences in regional systems

JEL Classification: G20, G21

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2021.05.001

(责任编辑:刘建丽)