

· 经济学研究 ·

监管促进了金融科技的普惠效应吗?

冯素玲,张榕,许德慧

(济南大学 商学院,山东 济南 250002)

[摘要]金融科技的创新应用在为金融市场带来发展机遇的同时也因其技术特征带来了不可避免的风险,如何制定合理有效的金融监管强度增加金融科技的普惠效应是社会普遍关注的热点问题。本文通过采用2011—2017年中国283个城市的面板数据来探究金融监管是否促进了金融科技的普惠效应。研究表明,金融科技显著提升了金融服务的可得性、使用情况和可负担性,具有较强的普惠效应。在金融监管程度较高的地区,金融科技的普惠效应更强;但当金融监管程度过高时,金融科技的普惠效应有所减弱。并且,市场化水平和经济发展水平高的地区更有利于金融科技普惠效应的发挥。本文的研究对于构建金融科技监管制度体系具有重要的政策启示,为了更好地发挥金融科技的普惠效应,在实施柔性监管的过程中,既要防范金融创新所带来的系统性风险,形成统一全面的监管框架,更要给予金融创新一定的“试点容错”空间,鼓励多元化的金融业态,助力金融与科技的融合,更好地满足长尾群体的融资需求。

[关键词]金融科技;金融创新;金融监管;普惠金融;普惠效应

[中图分类号]F832.5

[文献标识码]A

[文章编号]1671-3842(2021)06-0085-14

一、引言

“十四五”时期,我国要加快构建以国内大循环为主体,国内国际双循环相互促进的新发展格局。在“双循环”新发展格局下,我国金融体系如何更好地满足长尾群体的金融需求以推动国内大循环发展,成为社会普遍关注的焦点^①。在金融市场中,小微企业、农村居民是资金需求的长尾群体,往往被传统金融体系忽略,成为被信贷配给的对象。传统金融部门秉持利润准则和风控要求,受风险评估和风险定价体系的限制,在服务长尾群体过程中暴露出一些结构性问题,存在资源错配现象,难以为其提供有效的金融服务。金融资源获取机会的不均等会引致收入不平等,不利于我国实现经济高质量发展和人民共同富裕的目标。随着金融与科技的深度融合,金融科技这一新型金融模式应运而生,为解决这一现实困境提供了新的发展机遇。金融科技是技术驱动的金融创新,在大数据背景下,利用区块链、人工智能、云计算等科学技术,改变传统的信用风险定价方式,挖掘潜在的客户需求,进而提高金融服务覆盖范围和服务效率^②。

[基金项目]本文系国家社科基金重点项目“数字金融对区域绿色创新及其收敛性的影响研究”(项目编号:21AJY026);山东高校青创科技支持计划“金融科技、监管科技的耦合机制与协同效应研究”(项目编号:2019RWE008)的阶段性成果。

[作者简介]冯素玲,管理学博士,济南大学商学院教授、博士生导师,山东省资本市场创新发展协同创新中心研究员;张榕,济南大学商学院硕士生;许德慧,济南大学商学院硕士生。

^①巴曙松:《中国金融业面临双循环新格局提出的新任务》,《大河报》,2020年11月26日。

^②易宪容:《金融科技的内涵、实质及未来发展——基于金融理论的一般性分析》,《江海学刊》,2017年第2期。

作为一种新型金融模式,金融科技并没有改变金融的本质属性^①。金融科技创新主要体现在技术、交易渠道和交易方式方面,并没有改变金融的支付清算、资金融通、风险分散的本质功能,因此应该被纳入当前的金融监管体系。中国金融科技的迅速发展除了传统金融供给不足留下了充足空间以外,更为重要的是,金融监管部门的“试点容错”提供了有利环境^②。然而,随着金融科技逐渐走向成熟,我们发现金融科技虽然改善了传统金融的服务方式,但仍存在着许多问题,部分金融机构仅是打着大数据技术的幌子在开展金融业务,此业态下的信息不对称现象可能更为严重,给长尾群体可能带来更沉重的融资成本^③。此外,金融风险固有的负外部性和顺周期性,在技术与网络的叠加作用下,将更加严重且更具隐蔽性和传染性,对实体经济更具破坏性^④。因此,在促进金融科技健康发展过程中,监管的作用显得尤为重要。任何金融创新都离不开监管的有效引导,然而对金融企业的规制及准入条件的设置一定程度上也会削弱金融科技创新的活力^⑤。在金融科技蓬勃发展的当下,监管机构面临两难选择,一方面要考虑什么样的监管强度不会过分抑制金融发展与金融创新,另一方面要确保该金融监管能够有效控制金融风险。基于以上分析,金融科技的发展在多大程度上帮助中小企业、农村居民等长尾群体?金融科技是否呈现出普惠效应?金融科技的普惠效应是否具有异质性?金融监管又在金融科技普惠效应的发挥过程中承担着怎样的角色?本文将对这些问题进行详细解答。

二、文献综述

金融科技作为新兴业态,学者们主要从微观影响企业行为、宏观促进经济增长以及影响银行业变革等方面开展了研究。从微观层面来说,金融科技能够通过大数据等信息技术缓解资源错配现象^⑥,优化金融机构的资金配置功能,改善企业的融资结构,降低资金的使用成本,提升资金的利用效率,进而有效缓解企业的融资约束,提升企业风险承担水平^⑦。从宏观层面来说,金融服务于实体经济,金融科技的发展能够有效提升资金配置效率,有助于提高企业全要素生产率并推进产业结构升级,进而促进经济增长^⑧。金融科技具有增收减贫效应,基于其技术特性能够有效触达贫困地区,通过直接增加信贷和间接促进创新创业等渠道改善收入不平等问题^⑨。金融科技通过挤出效应和技术溢出效应为银行业发展带来了深刻变革^⑩。金融科技与银行的存款竞争降低了银行的特许权价值,基于利润最大化的追求,银行会在贷款市场上提升其风险承担偏好^⑪。金融科技技术的

①黄浩:《数字金融生态系统的形成与挑战——来自中国的经验》,《经济学家》,2018年第4期。

②唐松:《新中国金融改革70年的历史轨迹、实践逻辑与基本方略——推进新时代金融供给侧改革、构建强国现代金融体系》,《金融经济学研究》,2019年第6期。

③韩亚欣,吴非,李志漫:《互联网金融:理论解构与中国实践》,《金融经济学研究》,2016年第2期。

④李敏:《金融科技的系统性风险:监管挑战及应对》,《证券市场导报》,2019年第2期。

⑤王涛,诸方卉,刘丁:《论金融科技创新与金融监管平衡》,《行政管理改革》,2020年第8期。

⑥田杰,谭秋云,靳景玉:《数字金融能否改善资源错配?》,《财经论丛》,2021年第4期。

⑦黄锐,赖晓冰,赵丹妮,汤子隆:《数字金融能否缓解企业融资困境——效用识别、特征机制与监管评估》,《中国经济问题》,2021年第1期。

⑧巴曙松,白海峰,胡文韬:《金融科技创新、企业全要素生产率与经济增长——基于新结构经济学视角》,《财经问题研究》,2020年第1期。

⑨黄倩,李政,熊德平:《数字普惠金融的减贫效应及其传导机制》,《改革》,2019年第11期。

⑩Fuster A, Plosser M, Schnabl P, Vickery J, The Role of Technology in Mortgage Lending, *Review of Financial Studies*, Vol. 32 (2019), pp. 1854 - 1899.

⑪Marcus A J, Deregulation and bank financial policy, *North - Holland*, Vol. 8 (1984), pp. 557 - 565.

溢出效应也为商业银行的效率提升提供了动力和机遇,促使银行提升自身风控能力和资金配置效率^①。金融科技通过推动移动支付的发展,打通边远地区享受金融服务的通道,拓展传统金融的服务边界,突破金融服务“卷帘门”^②。金融科技能够有效减少结构化信息不易获取的技术和信息障碍,通过改善交易的基础设施和运用现代技术手段,有效缓解借贷市场的信息不对称并有效纾解长尾群体的融资约束^③。

金融监管在金融科技发展过程中扮演着重要作用。在金融科技发展初期,国家为了鼓励金融创新,采取包容审慎的监管原则,随着金融科技走向成熟,各种弊端逐渐显现,市场主体通过金融创新规避监管以获取超额利润,监管机构通过完善监管规则重新将其纳入监管范围^④。金融监管政策的实施有效约束了市场主体利用金融科技进行监管套利的行为,黄锐等研究表明在加强互联网金融监管后,金融科技对纾解企业融资约束的作用更加明显,有助于提升企业融资的可获得性^⑤。马连福和唐松等学者认为,在强监管背景下,数字金融会提升企业风险承担能力和技术创新能力^⑥,伴随着金融监管强度的增大,将会减少金融科技带来的风险,有助于金融行业规范化、有序化发展,更好地实现“金融服务实体经济”的目标。亦有学者认为金融监管过严会给金融科技企业带来巨大的合规成本压力,迫使企业放弃金融创新,阻碍金融科技的发展,致使金融科技未能发挥促进企业技术创新的作用^⑦。

现有成果为本研究奠定了重要基础,我们发现金融科技领域的文献主要集中在经济效应以及与传统金融的关系方面,鲜有学者从实证出发研究金融科技的普惠效应,并且缺乏相关异质性的探讨,也未将金融监管因素纳入分析框架。那么,不同金融监管强度对金融科技普惠效应发挥所起的作用如何?是否具有差异性?现有文献并未回答上述问题。在考察金融科技是否发挥普惠效应的同时,研究金融监管在其中承担的角色,这对于在当前“双循环”新发展格局下有效处理经济增长和风险防范之间的关系具有重要的理论意义与实践价值。

三、理论分析与研究假设

金融科技的普惠效应集中体现在“普”和“惠”两个方面。一方面,从金融服务的普及程度来看,金融科技通过移动端广泛触达用户群体,颠覆了传统金融基于线下营业网点的服务方式,打破了金融服务的时间和空间限制,提高了金融服务的覆盖范围。此外,传统金融机构由于信息成本的限制和追求利益最大化的商业属性,更倾向于向贷款数额高、信用信息容易获取的大客户放款,而贷款数额相对较小、信用信息获取成本高的散户群体则成为了传统金融机构不愿放款的长尾群

①Lin M, Prabhala N R, Viswanathan S, Judging Borrowers by the Company They Keep: Friendship Networks and Information Asymmetry in Online Peer-to-Peer Lending, *Management Science*, Vol. 59 (2013), pp. 17-35.

②李海峰,彭家生,何微:《数字金融服务对普惠金融发展的影响研究:理论基础与经验证据》,《西南民族大学学报》(人文社科版),2019年第6期。

③李继尊:《关于互联网金融的思考》,《管理世界》,2015年第7期。

④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》,《经济研究》,2019年第5期。

⑤黄锐,赖晓冰,唐松:《金融科技如何影响企业融资约束?——动态效应、异质性特征与宏微观机制检验》,《国际金融研究》,2020年第6期。

⑥马连福,杜善重:《数字金融能提升企业风险承担水平吗》,《经济学家》,2021年第5期;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》,《管理世界》,2020年第5期。

⑦王小燕,张俊英,王醒男:《金融科技、企业生命周期与技术创新——异质性特征、机制检验与政府监管绩效评估》,《金融经济研究》,2019年第5期。

体^①。金融科技的发展使得大数据等信息技术得以运用到金融市场中,通过大数据和云计算以及预测模型的建立来分析借款人的信用信息从而降低了信用信息的获取成本和金融市场的交易摩擦^②,缓解了长尾群体的信贷约束,拓展了传统金融服务边界。另一方面,从金融服务的惠及程度来看,金融科技通过竞争效应正在改变传统银行行为,影响银行资产负债结构,加速了存款利率市场化进程^③。金融科技的发展有效增加了金融产品的供给,使投资者的投资方式更加多元化,促进了金融市场的良性竞争,变相加速了存款利率市场化进程,提升了金融服务的普惠性;同时,金融科技改变了信用风险的定价方式,降低了交易成本,银行负债端成本的上升并未直接转移至下游企业,有效推进了现代金融体系普惠性的发挥^④。

由此,本文提出假设1:金融科技具有普惠效应。

作为一种依赖技术创新的新兴金融业态,金融科技在推动金融行业进步的同时,也因其技术特征带来了不可避免的风险。金融科技造成风险外溢的现象加剧了金融系统本身的负外部性和脆弱性。金融科技的发展使各个金融机构之间的业务联系更加紧密,交易层层嵌套,在这种关联网络下,金融风险更具传染性,任一机构发生金融风险事件都会通过业务往来迅速传染至其他部门,甚至演变为系统性风险^⑤。金融科技的智能决策具有同质性,当经济处于下行周期时,市场投资者都会被建议选择抛售,这将会加剧市场波动,造成资本市场上的挤兑现象从而诱使风险快速蔓延到各个领域^⑥。此外,金融科技依赖的信息技术具有复杂性,收集到的相当多数据信息可靠性不强,信息透明度不高,部分基础算法存在漏洞^⑦;一些新兴技术通过市场的过度包装可能会成为机构诈骗敛财的工具,增加了新的信息不对称^⑧。因此,需要加强金融监管以降低金融科技发展带来的风险。

具体而言,一方面,金融监管会增加市场主体利用金融科技套利的合规成本,有助于强化市场主体进行完备的信息披露和内部治理机制建设,由此降低可能产生的金融风险。金融科技的业务类型和盈利模式具有多样化,呈现出高度细分和业务相互交叉的特点,一些创新产品层层嵌套、隐蔽底层资产和最终投资者,大大增加了金融监管界定和识别的难度。部分市场主体使用新技术与新工具突破现行监管制度框架,某些业务游离于监管体系之外而出现监管真空,更容易滋生监管套利。随着金融监管的加强以及监管体制的完善,能够引导金融机构实现合理的金融创新,并且可以减少金融创新产品和制度滥用带来的金融风险^⑨,从而促进金融科技普惠效应的发挥。另一方面,金融监管是一个健全金融体制机制的过程,能够弥补原有监管定位和金融制度安排的不足,从多层次多方位开展治理,既能够遏制市场主体利用制度缺陷产生的乱象,也能够改善微观主体的金融投融资环境^⑩,从而强化微观主体投资意愿,进而促进金融科技普惠效应的发挥。

由此,本文提出假设2a:适当的金融监管会促进金融科技的普惠效应。

①王馨:《互联网金融助解“长尾”小微企业融资难问题研究》,《金融研究》,2015年第9期。

②谢平,邹传伟:《互联网金融模式研究》,《金融研究》,2012年第12期。

③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传导渠道》,《经济研究》,2018年第4期。

④Freedman S, Jin G Z, Do Social Networks Solve Information Problems for Peer-to-Peer Lending? Evidence from Prosper.com, in *Social Science Electronic Publishing*, Vol. 11 (2008), pp. 8-43.

⑤曹齐芳,孔英:《基于复杂网络视角的金融科技风险传染研究》,《金融监管研究》,2021年第2期。

⑥方意,黄丽灵:《系统性风险、抛售博弈与宏观审慎政策》,《经济研究》,2019年第9期。

⑦陈维君,许纯纯:《论人工智能在金融领域的应用风险和防范对策》,《重庆理工大学学报》(社会科学),2019年第9期。

⑧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》,《金融研究》,2020年第6期。

⑨王灿,喻平:《金融创新、金融监管与经济增长》,《统计与决策》,2020年第7期。

⑩黄海涛,余志君,杨贤宏:《金融监管对企业金融化的影响及监管角色构建——基于期限结构异质性视角下的经验证据》,《金融经济研究》,2020年第3期。

实践证明为了维护金融稳定而加强对金融创新的监管往往会抑制金融创新的活力,对金融科技的监管亦不例外。金融监管常常面临二元悖论,一方面,监管要关注监管力度给金融创新留下适当的发展空间。另一方面,监管要维护金融市场的稳定,保护投资者的利益。这两个目标之间往往存在冲突,为了维护金融稳定而加强监管会损失金融创新的积极性,为了刺激金融创新而放松监管则又会危害金融市场稳定。金融创新的“内因说”认为,企业进行金融创新的目的是实现利润最大化,政府管制在本质上是一种隐性税负,提高了企业的经营成本,限制了企业的盈利机会^①。因此,当监管强度过高时,将会加大金融科技企业创新成本并延长创新回报周期,从而阻碍金融科技发展,并会抑制金融科技普惠效应的发挥。

由此,本文提出假设 2b:过强的金融监管会抑制金融科技的普惠效应。

四、数据、模型与变量

(一) 变量选择

1. 被解释变量:普惠金融水平(findex)。普惠金融是一个多维概念,度量普惠金融涉及到不同维度的多个指标。以往的文献多以印度学者 Sarma 和 Pais 构建的指标体系为参考^②,从金融服务的可得性、金融服务的使用情况等维度进行研究,但还不够全面,并没有考虑金融服务的可负担性和服务质量^③。因此,本文尝试构建包含金融服务可得性、使用情况、使用质量、可负担性四个维度的普惠金融指标体系,并且为避免主观赋权法易造成客观性差等弊端,采用主成分分析法进行测度。鉴于无法得到每个城市的相关细分指标,本文利用标准化处理后的省级指标进行替代,具体指标见表 1。

表 1 普惠金融指标

指标名称	指标维度	指标含义	具体指标
普惠金融指标	金融服务可得性	每万人拥有金融机构网点数	金融机构网点数/万人
		每万人拥有金融机构服务人员数	金融机构从业人员数量/万人
		每万平方公里金融机构网点数	金融机构网点数/10 ⁴ km ²
		每万平方公里金融机构服务人员数	金融机构从业人员数量/10 ⁴ km ²
	金融服务使用情况	人均存款	年末金融机构各项存款余额/人口数量
		人均贷款	年末金融机构各项贷款余额/人口数量
		存款占 GDP 比重	年末金融机构各项存款余额/GDP
		贷款占 GDP 比重	年末金融机构各项贷款余额/GDP
		保险深度	原保险保费收入/GDP
		保险密度	原保险保费收入/人口数量
	金融服务使用质量	涉农贷款占比	涉农贷款/年末金融机构各项贷款余额
	金融服务可负担性	农户贷款占比	农户贷款/年末金融机构各项贷款余额
非银行类金融机构融资规模占金融机构融资规模比重		小额贷款公司贷款余额/年末金融机构各项贷款余额	

2. 解释变量:金融科技水平(fintech)。参考宋敏等学者的相关研究,首先通过“天眼查”网站

^①Kane E J, Getting along without regulation Q: testing the standard view of deposit rate competition during the Wild-card experience', *The Journal of Finance*, Vol. 33 (1978), pp. 921-932.

^②Sarma M, Pais J, Financial Inclusion and Development, *Journal of International Development*, Vol. 23 (2011), pp. 613-628.

^③焦瑾璞,黄亭亭,汪天都,张韶华,王琪:《中国普惠金融发展进程及实证研究》,《上海金融》,2015年第4期;白雪,张贝贝:《数字普惠金融风险测度及跨系统传染机制研究》,《山东财经大学学报》,2021年第5期。

检索“金融科技”“云计算”“大数据”“区块链”“人工智能”“物联网”等关键词,得出相关公司的工商注册信息。为了避免出现巧合匹配,只保留公司名称或经营范围包含上述关键词的公司样本,并通过与金融相关的“金融”“保险”“支付”“清算”“信贷”等关键词进行进一步筛选,删除经营范围中出现的否定从事上述业务字段的公司,最终得到各地级市的金融科技类公司,将金融科技类公司数量加总作为金融科技的代理指标^①。

3. 门限变量:金融监管强度(gov)。借鉴唐松等学者的相关研究,采用地区金融监管支出占地区金融业增加值的比重来衡量各地区金融监管水平^②,鉴于地级市的金融监管支出数据缺失严重,本文采用省级指标替代。

4. 其他控制变量:参考杨明婉等学者的相关研究,从社会环境、经济环境两个方面选取影响普惠金融发展的变量^③,另外,增加了金融环境的相关指标。

本文研究的变量以及变量指标含义,见表2。

表2 变量列表

变量类型	维度	变量名称	变量代号	变量指标含义
被解释变量		普惠金融水平	findex	综合指标
解释变量		金融科技水平	fintech	地区金融科技类公司数量
门限变量		金融监管强度	gov	地区金融监管支出/地区金融业增加值
	社会环境	基础设施水平	fra	地区人均拥有道路面积
		受教育程度	edu	教育支出额
控制变量	经济环境	经济发展水平	lngdp	地区年度人均GDP取对数
		经济结构	str	地区第三产业产值占GDP的比重
	金融环境	金融市场效率	eff	城市年末贷款余额/城市年末存款余额

(二) 模型构建

为了验证金融科技的普惠效应,本文根据283个城市的经济金融面板数据建立以下的面板双向固定效应模型:

$$\text{findex}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{fintech}_{i,t} + \sum_{j=2}^1 \beta_j X_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_t + \delta_{i,t} \quad (1)$$

式中, β_0 为常数项,金融科技(fintech)为第一个解释变量, β_1 表示在其他变量不变的情况下金融科技(fintech)对普惠金融(findex)的效应。 $X_{i,t}$ 表示其余的控制变量,包括基础设施水平、居民受教育程度、经济发展水平、经济结构、金融市场效率。 β_j 表示相应控制变量的系数。 μ_i 代表个体(城市)的固定效应, ε_t 表示时间(年份)固定效应, $\delta_{i,t}$ 表示模型的扰动项。下标中,i代表个体(城市),t代表时间(年份)。

此外,为了验证是否不同的金融监管程度下金融科技的普惠效应发挥有所不同,本文在Hansen(1999)的门限模型^④基础之上构建了如下门限回归模型:

①宋敏,周鹏,司海涛:《金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给视角》,《中国工业经济》,2021年第4期。

②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》,《管理世界》,2020年第5期。

③杨明婉,张乐柱,颜梁柱:《普惠金融发展的测度体系与影响因素研究——以广东省为例》,《金融监管研究》,2019年第1期。

④Hansen B E, Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference, *Journal of Econometrics*, Vol. 93 (1999), pp. 345-368.

$$\text{finde}\chi_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{fintech}_{i,t} \cdot I(\text{gov}_{i,t} \geq \gamma) + \alpha_2 \text{fintech}_{i,t} \cdot I(\text{gov}_{i,t} < \gamma) + \sum_{j=3}^l \alpha_j X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

该模型实际上相当于一个分段函数模型,其中 $I(\cdot)$ 为示性函数,即如果括号中的表达式为真,取值为 1;反之,则取值为 0。 γ 为待估计的门限值,当 $\text{gov}_{i,t} \geq \gamma$ 时, $\text{fintech}_{i,t}$ 的系数为 α_1 ,而当 $\text{gov}_{i,t} < \gamma$ 时, $\text{fintech}_{i,t}$ 的系数为 α_2 。 $X_{i,t}$ 同上文一样表示其余的控制变量, α_j 表示相应控制变量的系数, $\varepsilon_{i,t}$ 表示模型的扰动项。下标中, i 代表个体(城市), t 代表时间(年份)。

(三) 数据来源与处理

本文采用中国 2011—2017 年 283 个城市的面板数据进行研究,其中构建普惠金融指标所用的数据由万德、国泰安数据库整理而得,金融科技数据借鉴宋敏等学者的成果^①,其余数据来源于《中国统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》《中国区域金融运行报告》等。少数城市缺失指标由插值法补齐,并对存在异常值的指标进行了 1% 的缩尾处理。此外,为了减少量纲不同带来的影响,本文对所有指标进行了离差标准化处理。变量的描述性统计如表 3 所示。

表 3 变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
findex	1981	0.110	0.0860	0	1
fintech	1981	0.00199	0.0293	0	1
gov	1981	0.0913	0.0977	0	1
lngdp	1981	0.0927	0.0720	0	1
str	1981	0.411	0.137	0	1
edu	1981	0.0592	0.0843	0	1
eff	1981	0.105	0.0428	0	1
fra	1981	0.0834	0.0698	0	1

五、实证分析

(一) 面板单位根检验及协整检验

为了避免伪回归问题,确保估计结果的有效性,需对各面板序列的平稳性进行检验。检验数据平稳性最常用的方法是单位根检验,因此,本文依据数据性质,采用 LLC、IPS 方法对 2011—2017 年 283 个地级市的面板数据进行面板单位根检验,检验结果如表 4 所示。由表 4 知,被解释变量为 $I(0)$,只有两组解释变量经济结构和基础设施水平为 $I(1)$,高于被解释变量的单整阶数,因此满足协整检验条件,可以进行协整检验。表 5 为协整检验结果。根据 STATA 展示的三种检验结果, P 值均在 1% 的水平显著小于 0,表明变量之间存在长期稳定的均衡关系,可以进一步建立面板回归模型。同时,为防止变量间存在多重共线性问题,本文在回归分析前进行方差膨胀因子(VIF)检验。由表 6 可知,变量中 VIF 值最大为 1.80,远小于 10,表明变量之间独立性较强。

(二) 基准回归结果

本文利用固定效应模型来检验金融科技的普惠效应。表 7 第(1)列是不添加控制变量的回归结果,第(2)列是不控制时间固定效应的回归结果,第(3)列是加入控制变量以及时间和地区固定效应后的回归结果。由表 7 第(3)列可知,金融科技具有显著的普惠效应,金融科技的回归系数为 0.278,在 1% 的水平上显著。这与本文前述理论分析一致,金融科技发展一方面促使金融服务快

^①宋敏,周鹏,司海涛:《金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给视角》,《中国工业经济》,2021 年第 4 期。

表4 面板数据单位根检验结果

变量	LLC	IPS	是否平稳
findex	-63.4910 (0.0000***)	-3.5301 (0.0002***)	是
fintech	-415.3949 (0.0000***)	-4.1753 (0.0000***)	是
lngdp	-669.5672 (0.0000***)	-7.4605 (0.0000***)	是
str	-240.7248 (0.0000***)	2.6678 (0.9962)	否
D.str	-150.2460 (0.0000***)	-5.3355 (0.0000***)	是
edu	-149.7261 (0.0000***)	-9.6692 (0.0000***)	是
eff	-55.7049 (0.0000***)	-1.4697 (0.0708*)	是
fra	-727.8688 (0.0000***)	7.8955 (1.0000)	否
D.fra	-586.6019 (0.0000***)	-6.7659 (0.0000***)	是

表5 面板数据协整检验结果

检验方法	统计形式	统计量	P 值
Kao	ADF	2.3005	0.0107***
Pedroni	Panel ADF-statistic	44.9191	0.0000***
	Panel PP-statistic	-19.9512	0.0000***
Westerlund	-	895.8804	0.0000***

表6 多重共线性检验

变量名称	lngdp	fintech	edu	fra	str	eff
VIF	1.69	1.37	1.80	1.37	1.33	1.09

表7 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)
fintech	0.285*** (0.00593)	0.138*** (0.0447)	0.278*** (0.0396)
cons	0.0603*** (0.000899)	-0.148*** (0.0106)	0.0292*** (0.00815)
控制变量	No	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	No	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes
样本量	1981	1981	1981
R ²	0.920	0.766	0.926

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著,下同。

捷方便地渗透到长尾群体,提高了金融服务的普及度;另一方面通过技术手段缓解信息不对称降低了信息获取成本,并且有效增加了金融产品的供给,促进了金融市场的良性竞争,提高了金融服务的惠及程度。

(三) 处理内生性的回归结果

在实证分析金融科技对普惠金融的影响时需要考虑以下三个可能性:第一,可能会存在反向因果问题,例如由于普惠金融发展较好地区的金融基础条件好,能够为金融与科技的融合创造良好的市场环境,从而有效促进金融科技获得更好发展。第二,模型设定无法穷尽影响普惠金融发展的因素,可能存在遗漏变量。第三,变量的测度可能会存在测量误差。以上三个因素导致模型存在内生性问题,影响回归结果的稳健性。因此,本文采用二阶段最小二乘法进行内生性处理,工具变量的选取需要满足以下两个条件:工具变量与金融科技高度相关,且与随机扰动项不相关。本文采用滞后一期的金融科技指标作为工具变量,回归结果如表 8 所示。由第一阶段的回归结果可知,Wald Test 的值为 502.267,远大于存在弱工具变量的临界值,说明工具变量选取有效。此外,根据第二阶段的回归结果可知,金融科技显著促进了普惠金融发展,具有普惠效应,证明了上述基准回归结果是稳健的。

表 8 处理内生性的回归结果

	第一阶段	第二阶段
fintech		0.253*** (0.0573)
L.fintech	1.765*** (0.0788)	
控制变量	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes
样本量	1698	1698
Wald Test	502.267	

(四) 门限回归结果

为了验证假设 2,本文将金融监管设为门限变量进行回归,回归结果如表 9 所示。本文首先对两者之间是否具有门限效应进行了初步检验,并通过自举法(Bootstrap)来获得检验统计量的显著性水平,显著性水平的数值大小作为判断两者之间是否存在门限效应的主要依据。实证模型门限效应检验结果如表 9 所示。从表 9 可以看出,单门限效应与双门限效应显著,但其他多门限没有通过显著性检验。故本文认为金融监管在“金融科技-普惠金融”的影响中存在双门限效应。在之后各变量参数估计中,本文选用双门限效应模型对实证模型进行分析,具体回归结果如表 10 所示。

表 9 门限效果检验

	门限值	F 值	P 值	10%临界值	5%临界值	1%临界值
单一门限检验	0.0258	31.56	0.0033***	8.7198	11.0658	18.7383
双门限检验	0.0467	43.45	0.0000***	11.2644	12.9905	16.6112
三门限检验	0.0214	31.92	0.8867	107.5377	121.4065	138.8312

根据表 10 可知,该模型的拟合效果 F 值为 1697.89,对应的 P 值为 0.0000,这表明模型设定从整体上能够反映回归效果。由上述回归结果可知,金融监管在金融科技促进普惠金融发展的过程

中存在着两个门限值,分别为0.0258和0.0467。当监管强度处于0.0258以下时,金融科技的普惠效应系数为0.318;当监管强度位于0.0258与0.0467之间时,随着金融监管强度的增强,金融科技的普惠效应大幅提升,系数为4.107;当监管强度高于0.0467时,金融科技的普惠效应降为0.705,三者都在1%的水平上显著。当监管强度跨过第一个门限值的时候,金融监管通过对企业、行业以及整个金融市场的规范性约束,提高监管套利的合规成本,有效降低了金融科技发展带来的负面影响,促进了金融科技的普惠效应,假设2a得到验证。当监管强度跨过第二个门限值时,金融监管强度过强可能会抑制金融创新,导致金融科技的普惠效应有所减弱,假设2b得到验证。

表10 模型回归结果

变量	系数
fintech·I (gov<0.0258)	0.318*** (0.0225)
fintech·I (0.0258<gov<0.0467)	4.107*** (0.477)
fintech·I (gov>0.0467)	0.705*** (0.231)
cons	-0.00470 (0.00398)
控制变量	Yes
样本量	1981
模型拟合效果检验	F(9,1689) = 1697.89 Prob > F = 0.0000

六、稳健性检验

(一) 基准回归稳健性检验

1. 更换被解释变量。本文采用熵权法对普惠金融水平进行重新测度,并以其作为被解释变量进行基准回归的稳健性检验,回归结果如表11第(1)列所示,所得结论与原结论一致。金融科技依旧显著促进了普惠金融的发展,具有普惠效应,其系数为0.0955并在1%的显著性水平上显著。

表11 更换被解释变量和样本剔除的稳健性检验结果

	(1)	(2)
fintech	0.0955*** (0.0222)	0.522*** (0.171)
cons	0.0893*** (0.00778)	0.0372*** (0.00657)
控制变量	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes
样本量	1981	1771
R ²	0.118	0.934

2. 样本剔除。由于中国的直辖市和省会城市具有一定的行政优势,能够吸引更多金融资源,金融科技和普惠金融的发展可能异于其他城市。对此,本文删除了直辖市和省会城市的样本重新进

行回归检验。回归结果如表 11 第(2)列所示,本文的核心结论“金融科技具有普惠效应”并没有发生任何改变。

3. 分位数回归。为了更准确地描述金融科技对于普惠金融的变化范围以及条件分布形状的影响,本文进行了分位数回归,分别设置分位数为 0.1、0.5 和 0.9,来分析不同分位点上金融科技对普惠金融的影响差异。回归结果见表 12。

表 12 的回归结果表明,在 0.1、0.5 和 0.9 的分位数下,金融科技都在 1% 的显著性水平上促进了普惠金融发展。具体来看,随着分位数的增加,金融科技的分位数回归系数呈现出逐渐下降的趋势,从 0.328 到 0.279 再到 0.196,说明金融科技在普惠金融水平低的地区促进效应更强,这进一步体现了金融科技的普惠性。

表 12 分位数回归结果

变量	0.1 分位点	0.5 分位点	0.9 分位点
fintech	0.328*** (2.25e-16)	0.279*** (0.0447)	0.196*** (5.62e-16)
cons	-0.00509*** (7.09e-17)	0.0112 (0.0141)	0.0469*** (1.77e-16)
控制变量	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes
样本量	1981	1981	1981
R^2	0.8544	0.8545	0.9123

(二) 门限回归稳健性检验

为了更好地验证门限回归的稳健性,本文参考邱晗等学者的相关研究,利用北京大学数字金融研究中心的数字普惠金融指数作为金融科技发展水平的代理指标^①。门限回归检验结果如表 13、表 14 所示。根据回归结果可知,该双重门限回归模型的拟合效果 F 值为 1056.22,对应的 P 值为 0.0000,表明模型设定从整体上能够反映回归效果。稳健性检验的门限回归结果显示,此时金融监管依旧存在两个门限值 0.0269 和 0.0275,并都在 1% 的水平上显著。当金融监管水平低于 0.0269 时,金融科技的普惠效应为 0.153;随着监管水平的提高,当监管水平位于 0.0269 与 0.0275 之间时,金融科技的普惠效应为 0.249;当监管水平超过 0.0275 时,金融科技的普惠效应有所下降,为 0.132,三者均在 1% 的水平上显著。该稳健性检验的结论与原结论一致,即适当的金融监管会促进金融科技发挥普惠效应,过强的金融监管则会对其产生抑制。

七、进一步讨论

为了探究金融科技是普惠效应的作用机制,本文把利用熵权法测度的普惠金融指标的四类分指标:金融服务可得性(findex1)、金融服务使用情况(findex2)、金融服务使用质量(findex3)和金融服务可负担性(findex4)作为被解释变量,并分别作了固定效应回归,以确定金融科技普惠效应的作用渠道,回归结果如表 15 所示。

结果表明,金融科技显著提升了金融服务的可得性、使用情况和可负担性,对金融服务使用质量产生影响为负,但不显著。金融科技的发展拓宽了传统金融的服务边界,促使金融服务快捷方便

^①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》,《金融研究》,2018 年第 11 期。

表 13 门限效果的稳健性检验

	门限值	F 值	P 值	10%临界值	5%临界值	1%临界值
单一门限检验	0.0269	59.08	0.0000***	17.7756	20.8304	29.1130
双门限检验	0.0275	90.42	0.0000***	25.1853	28.8771	34.8350
三门限检验	0.0381	66.82	0.7500	106.0172	115.6427	142.0392

表 14 模型回归结果

变量	系数
fintech·I (gov<0.0269)	0.153*** (0.00653)
fintech·I (0.0269<gov<0.0275)	0.249*** (0.0121)
fintech·I (gov>0.0275)	0.132*** (0.00572)
cons	-0.0828*** (0.00423)
控制变量	Yes
样本量	1981
模型拟合效果检验	F(8,1690) = 1056.22 Prob > F = 0.0000

表 15 进一步讨论回归结果

	findex	findex1	findex2	findex3	findex4
fintech	0.0955*** (0.0222)	0.0825*** (0.0173)	0.0565*** (0.0207)	-0.214 (0.145)	0.974*** (0.162)
cons	0.0893*** (0.00778)	0.102*** (0.00434)	0.0704*** (0.00755)	0.394*** (0.0489)	0.0608 (0.0801)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	1981	1981	1981	1981	1981
R ²	0.118	0.116	0.165	0.252	0.239

地渗透到长尾群体,提升了金融服务的可得性和使用情况^①。金融科技改变了传统信用风险定价方式,降低了信息获取成本,有效缓解了信息不对称,并且通过技术创新增加了金融产品的供给,促进了金融市场的良性竞争,提高了金融服务的可负担性,进而体现出普惠效应。金融科技对金融服务使用质量产生负向影响主要源于以下原因:其一,受制于长尾群体自身受教育程度、互联网使用程度和应用场景的有限性,金融科技普惠效应的发挥存在天花板效应;其二,社交网络、教育程度等方面处于劣势的长尾群体往往面临更高的风险溢价,因而加剧了金融科技应用于金融服务使用质

^①张永亮:《金融科技视阈下金融基础设施域外适用的法治保障》,《法治研究》,2021年第5期。

量的风险效应^①。

八、异质性分析

(一) 市场化水平

地区市场化程度可能会对金融科技的普惠效应产生影响。在市场化程度较高的地区,金融基础设施较为完善,金融市场发育程度较高,金融与科技的融合会使金融服务更便捷地惠及到长尾群体。本文借鉴樊纲等学者提出的市场化水平测度指标,从政府与市场的关系、非国有经济的发展、产品市场的发育程度、要素市场的发育程度、市场中介组织和法律制度环境 5 个方面建立评价体系,涉及 25 个分指标,利用主成分分析法进行测算^②。本文以市场化水平指标均值为界,将样本分为市场化水平高的地区和市场化水平低的地区进行分组回归,来分析市场化水平差异是否会影响金融科技普惠效应的发挥。分组回归结果如表 16 所示,市场化水平高的地区金融科技的普惠效应更强。在市场化水平高的样本中,金融科技的回归系数为 0.236,在 1% 的水平上显著为正。在市场化水平低的样本中,金融科技的回归系数甚至为 -0.131,且并不显著。这说明,市场化程度较高地区的金融中介机构发育程度较高,能够更好地将金融与科技相融合,从而利用新兴数字技术以更低的成本为长尾群体提供金融服务,有利于拓宽金融服务的边界,提高金融服务效率,从而更好地发挥金融科技的普惠效应。

表 16 市场化水平异质性的回归结果

变量	市场化水平高	市场化水平低
fintech	0.236*** (0.0400)	-0.131 (2.161)
cons	0.0306*** (0.0141)	0.0369** (0.00816)
控制变量	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes
样本量	920	1061
R ²	0.928	0.941

(二) 经济发展水平

地区的经济发展水平可能会影响金融科技普惠效应的发挥。在经济发展水平更高的地区,互联网等基础设施更加完善、人们的金融素养普遍偏高,金融科技发展所带来的各种金融服务便利更容易为人们所接受,金融科技普惠效应发挥的渠道更加畅通,同时金融风险溢价也更低^③。因此,本文利用经济发展水平的中位数进行分组回归,以考察经济发展水平差异对金融科技普惠效应发挥的影响。分组回归结果如表 17 所示,经济发展水平较高地区金融科技的普惠效应更强。在经济发展水平高的样本中,金融科技的回归系数为 0.229,在 1% 的水平上显著为正。在经济发展水平低的样本中,金融科技的回归系数为 -1.197,且并不显著。这说明,在经济发展水平高的地区金融科技的普惠效应得到了更好的发挥,得益于完善的基础设施建设和投资者较高的金融素养。

①付琼,郭嘉禹:《金融科技助力农村普惠金融发展的内在机理与现实困境》,《管理学刊》,2021 年第 3 期。

②樊纲,王小鲁,张立文,朱恒鹏:《中国各地区市场化相对进程报告》,《经济研究》,2003 年第 3 期。

③张志元,李维邦:《金融新动能助推新旧动能转换的逻辑及路径》,《经济与管理评论》,2018 年第 5 期。

表 17 经济发展水平异质性的回归结果

变量	地区经济发展水平高	地区经济发展水平低
fintech	0.229*** (0.0382)	-1.197 (1.744)
cons	0.0305** (0.0121)	0.0804*** (0.00983)
控制变量	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes
样本量	742	1239
R ²	0.928	0.942

九、结论与政策建议

近年来,金融科技快速发展对传统金融行业产生了深刻影响,在服务长尾群体方面起到了积极作用。本文就金融科技的普惠效应问题展开研究,借助 2011—2017 年 283 个城市的面板数据,实证检验金融科技的普惠效应以及金融监管对其产生的影响,主要得到以下结论:第一,金融科技具有显著的普惠效应,显著提升了金融服务的可得性、使用情况和可负担性,对金融服务的使用质量影响不显著。第二,金融监管通过对金融市场的规范性约束提高了监管套利的合规成本,减少了创新带来的金融风险,同时提升了投资主体的投资意愿,促进了金融科技普惠效应的发挥。第三,在市场化水平较高、经济发展水平较高的地区,金融科技的普惠效应得到了更好的发挥。

本文具有以下重要的政策启示:第一,进一步加快金融科技与传统金融机构的深度融合。尤其是针对我国以银行为主导的金融结构,传统金融机构应当积极拥抱金融科技发展前沿,将金融资源精准下沉到长尾群体中,通过金融科技建立完善的事前信用识别、事中服务决策、事后风险控制机制,对融资需求旺盛且具备还款能力的长尾群体给予充分的金融支持。具体体现在,在事前风险识别中,重点利用大数据、云计算等信息技术降低获取客户信用信息的成本,实现规模效应;在事中金融服务过程中,将人工智能、智能投顾等技术优势与客户自身的信用信息结合起来,为客户制定相应的金融服务;在事后风险控制环节,通过区块链技术建立动态的风险预警控制系统。

第二,建立更为合理的监管框架。与时俱进地完善监管体制,遵循适度监管的原则,处理好金融创新与金融市场稳定之间的关系。首先,金融监管需要兼顾业务监管与技术监管,准确把握金融科技的业务实质与技术实质,将监管科技应用到技术监管过程中,以技术手段监管金融科技的风险。其次,金融监管需要兼顾审慎监管与行为监管,实施监管沙盒等创新监管方式,在有效防范风险的情况下促进金融科技创新。最后,要兼顾主动监管与被动监管,减少监管的空白地带,避免通过监管套利造成风险事件。

第三,继续推进市场化进程和经济稳步发展。良好的市场环境是金融科技发挥普惠效应的重要保障。市场化改革的体制转轨进程是分阶段的,目前阶段我国应着重推进金融市场化改革和法治化进程,完善资金价格形成机制,不断推动利率市场化,使资金价格充分反映市场供求关系。加强金融机构间的竞争力度,完善金融机构市场化退出机制,加快完善金融市场体系。注重法治建设,完善立法工作机制和程序,让公众有序参与,建立权责统一、权威高效的行政执法体制。

[责任编辑:文惠 jdxbwenhui@163.com]