

数字普惠金融对地区金融韧性提升的影响^{*}

——基于283个城市面板数据的实证检验

林春¹ 张鑫² 孙英杰³

摘要 数字普惠金融是新发展阶段下提升地区金融韧性的重要引擎。基于此,本文以数字普惠金融为切入点,采用2011—2019年283个城市的面板数据,探讨数字普惠金融对我国地区金融韧性的影响。结果表明:数字普惠金融对地区金融韧性具有显著的提升作用,教育水平和消费水平是二者间重要的传导机制,且创新创业水平的提高有利于该作用的有效发挥。同时,该作用在数字普惠金融子维度、分业务、地理区位、传统金融发展及对外开放水平方面表现出显著的异质性特征。此外,数字普惠金融对地区金融韧性的影响存在一定的非线性关系,即呈现倒U型结构。本文结论既为深入理解数字普惠金融对我国金融发展的影响提供了新视角,又为新时代下加快金融强国建设指明了方向。

关键词 数字普惠金融;金融韧性;教育水平;消费水平;创新创业水平

1 文献综述

党的二十大明确指出要持续强化金融风险防控能力和金融安全稳定保障体系,“十四五”规划中也突出强调了实施国家金融安全战略的重要性。金融作为国民经济的核心血脉,其韧性的增强不仅关乎金融系统自身的安全与平稳运行,更对维护国家经济安全、助力中国式现代化发展具有举足轻重的作用。2023年中央金融工作会议首次提出建设金融强国重大战略目标,将金融发展上升至国家战略层面,并作出金融是国家核心竞争力的重要论断。基于此,探究如何提升我国金融体系韧性便成为当下亟待解决的重大现实问题。

然而,目前学界对于金融韧性的讨论相对较少,对金融韧性的内涵和测度方式也未形成较为成熟的框架(林春等,2024a)。从金融韧性内涵来看,有学者将金融体系的高稳定性与低风险性等同于金融韧性,也有学者认为应将金融服务实体经济的能力及金融创新

^{*} 本研究受辽宁省属本科高校基本科研业务费专项资金项目“中国城市金融韧性识别及其数智驱动因素研究”(项目编号:LDJBKYSK2024006);辽宁大学研究阐释党的二十届三中全会精神研究专项项目“智慧城市建设对城市金融韧性影响研究”(项目编号:2024LDZX013)的资助。

1 林春,辽宁大学金融与贸易学院副教授,E-mail:253422833@qq.com。

2 张鑫,辽宁大学金融与贸易学院博士研究生,E-mail:zx20220821@163.com。

3 孙英杰(通信作者),辽宁大学金融与贸易学院副教授,E-mail:1162290669@qq.com。

的强度纳入金融韧性的考察体系中(Bui et al., 2017),从而形成基于抵抗与维稳能力、吸收与恢复能力以及创新与改革能力的金融韧性内涵(曹强等, 2021)。在此基础上,林春等(2024b)进一步完善了金融韧性的理论框架。从金融韧性测度来看,现有研究在讨论金融韧性时,多基于经济韧性的研究范式(曹强等, 2021)。此外,也有学者采用 TVP-FAVAR 模型对我国金融市场韧性进行测度(汤淳和刘晓星, 2022),并进一步使用网络拓扑方法分析可能影响金融市场韧性的因素,发现金融发展水平和金融市场稳定性均会显著影响金融市场韧性。可见,金融体系内部发展情况是影响金融韧性的重要因素。

数字普惠金融作为金融体系内部发展的重要一环,是近年来我国金融体系最为突出的金融创新。首先,相比于传统普惠金融,数字普惠金融的快速发展进一步扩宽了金融服务广度与服务深度,提升了普惠金融的政策效果(Ozili, 2018)。其次,数字普惠金融通过数字技术提升金融服务的同时也有效缓解了传统模式下的信息不对称问题,并提高了地区正规金融服务的可得性(Buchak et al., 2018)。此外,数字普惠金融借助互联网技术的优势可以突破时空限制,更精准有效地为微观主体提供所必需的金融服务,缓解了微观主体的融资约束,促进了金融公平(张勋等, 2019)。可见,数字普惠金融的发展有力推动了我国金融发展模式的改革。然而,随着数字普惠金融的发展,流动性风险、监管风险以及“数字鸿沟”风险等均逐步显现,从而对金融稳定造成了一定的负面影响(华秀萍等, 2023)。鉴于此,数字普惠金融会不会成为影响我国地区金融韧性的一个重要因素呢?带着这样的疑问,本文尝试打开两者之间影响关系的“黑箱”。

本文可能的边际贡献在于:(1)将数字普惠金融与金融韧性纳入统一的研究框架,实证探究了数字普惠金融对地区金融韧性的影响,为构建富有韧性的金融体系提供理论支撑与现实依据。(2)精准识别数字普惠金融影响地区金融韧性的作用机制,包括教育水平和消费水平的中介机制以及创新创业水平的调节机制,旨在挖掘推动区域金融高质量发展的可行路径。(3)深入考察数字普惠金融对地区金融韧性影响的异质性特征,包括数字普惠金融的子维度与分业务方面、地理区位方面、传统金融发展水平方面及对外开放水平方面,为因地制宜推动区域金融稳健运行提供政策参考。(4)综合运用门槛模型与机器学习剖析数字普惠金融对地区金融韧性的非线性影响,以期准确把脉数字普惠金融与地区金融韧性之间的密切关系。

2 理论分析与研究假设

2.1 数字普惠金融与地区金融韧性的关系

从金融韧性的内涵出发,数字普惠金融对金融韧性的影响总体可以分为宏观与微观两个层面。宏观层面,数字普惠金融发展能够增强金融系统的抵抗与维稳能力、吸收与恢复能力以及创新与改革能力。从抵抗与维稳能力来看,已有大量研究指出数字普惠金融能够通过优化资源配置、分散风险促进地区金融稳定。一方面,通过与数字技术结合,数字普惠金融提供了更为多样化的金融产品与金融工具,有效分散了金融体系内部风险,促进了金融稳定。同时,数字技术的应用提升了金融机构风险识别与信用评级的管理能力,使得金融机构能够更加便捷安全地为经济主体提供金融服务,降低了信用风险。另一方

面,数字普惠金融能够将受经济周期影响较小的低收入与小微群体纳入金融体系(任碧云和张熒天,2024),这样不仅可以增加社会存款规模,稀释金融机构的系统性风险,还能够降低由影子银行带来的系统性金融风险(Hannig and Jansen,2010)。向小微群体提供金融服务也使得金融机构资产多样化,既降低了金融机构贷款组合的整体风险,又增强了金融体系抵抗外部冲击的能力。此外,数字普惠金融能够在一定程度上矫正资本市场存在的错误定价问题,为金融市场健康平稳运行提供重要保障(赖晓冰和岳书敬,2023)。从吸收与恢复能力来看,数字普惠金融的应用能够有效增加金融服务的连续性,提升金融服务实体经济的质效。在2020年全球公共卫生事件的冲击中,我国金融体系之所以能及时调整资源配置,迅速恢复至原有发展水平,很大程度上得益于在线支付、在线交易等数字普惠金融技术的广泛普及。换言之,数字普惠金融具有“宏观金融稳定器”的重要作用。从创新与改革能力来看,数字普惠金融本身就是金融发展的重要创新,借助于数字技术的长尾效应,在满足不同群体金融需求的同时也提升了金融创新的效率。同时,数字普惠金融作为金融科技的应用前沿,不仅促进了自身的创新发展,也为传统金融机构的数字化转型提供了较好的技术引领。微观层面,数字普惠金融增加了微观主体的金融资源可得性,使更多的微观主体能够得到正规的金融服务,对非正规金融市场形成挤出效应,进而降低微观主体参与非正规金融活动的可能性,减少非正规金融机构的风险累积,提升家庭对金融风险的抵抗能力(Jain,1999)。同时,数字普惠金融的发展能够有效改善微观主体的流动资产配置能力,提高家庭的自身保险能力及风险分担与管理水平,显著提升家庭的风险平滑能力,强化微观主体对外部冲击的吸收与恢复能力(王勋和王雪,2022;黄磊和黄思刚,2023)。综上,本文提出如下假设。

假设1: 数字普惠金融可以显著促进地区金融韧性的提升。

2.2 数字普惠金融提升地区金融韧性的作用机制

2.2.1 教育水平

教育水平因与金融体系发展之间存在密切的联系,故对金融韧性的影响不言而喻。首先,从金融供给侧来看,一方面,在人力资本理论中,教育水平往往被视为人力资本的重要组成部分,较高的教育水平意味着地区高技能人才储备的增加。换言之,教育水平的提升能够推动劳动力质量上升,进而促进金融业从业人员综合素质的提高。相比于低教育水平的劳动力,高素质的专业化与技术化从业人员可以有效改善金融体系运行效率。另一方面,新兴技术在教育水平较高地区的传播与应用速度相对较快,这为地区金融体系现代化发展以及创新能力的跃升奠定了重要的基础。技术进步与金融创新在提升金融效率的同时也会进一步降低潜在风险。此外,教育水平的提升能够增强劳动力的适应性与灵活性。具备较高教育水平的劳动力能够更迅速地适应市场变化,从而增强金融体系对外部冲击的吸收能力。因此,教育水平的提升所带来的人力资本积累与金融创新能力增强能够显著提升金融体系的吸收与恢复能力以及创新与改革能力。其次,从金融需求侧出发,随着地区教育水平的提高,地区居民的金融素养也会逐渐提高^①。一方面,对于金融知识的正确认知在一定程度上会提升居民参与正规金融活动的积极性(张笑等,2024),降低

^① 2017年中国人民银行在《消费者金融素养调查分析报告》中也明确指出教育水平与金融素养高度正相关。

非正规金融活动造成的风险累积的同时也有助于增加地区金融机构的活力,促进金融业健康发展。现有研究也指出较高教育水平可以增加经济主体对股票、贷款的需求,并在一定程度上抑制低信任程度的金融资产发展。另一方面,金融素养的提高能够增强地区居民对金融风险管理的认识,提升居民进行理性金融决策的能力,避免大量过激的投机行为,从而维护金融体系的稳定运行。因此,教育水平提升带来的金融知识普及以及金融素养提高能够很好地改善金融体系的抵抗与维稳能力。综上,教育水平的提高有助于提升地区人力资本水平、技术创新水平以及金融素养水平,促进金融资源配置效率的优化,以此从抵抗与维稳能力、吸收与恢复能力以及创新与改革能力方面全面推动金融韧性的提升。同时,教育水平的提高也离不开数字普惠金融的有力支撑。一方面,数字普惠金融的不断发展能够持续有效地缓解低收入群体、贫困人群所面临的信贷约束问题,通过信贷支持的方式,原本因资金缺乏而无法提升自身素质的人群实现受教育需求,进而促进地区教育水平的提高;另一方面,数字普惠金融的推进会进一步降低地区居民对预防性风险准备金的需求,从而加大教育支出及教育投资。综上,本文提出假设2。

假设2: 数字普惠金融通过提高教育水平促进地区金融韧性提升。

2.2.2 消费水平

消费的持续性增长是促进国内循环与金融平稳运行的重要动力与关键保障,同时消费作为拉动经济增长的三驾马车之一,对地区经济增长路径转型与金融高质量发展具有重要意义。首先,从需求理论来看,消费是需求的重要组成部分,是微观经济循环中与企业、就业等紧密相连的重要环节。消费水平的提升是畅通金融循环以及增强金融流动性的重要基础,而金融循环、金融流动性等均是金融体系平稳发展的重要前提,故消费水平的提升是金融韧性发展的重要基础。其次,消费增长是扩大内需的关键,内需的提升以及国内大循环的畅通使得金融体系可以更好发挥服务实体经济的功能。在外部冲击发生时,内部循环的畅通能够为实体经济健康发展以及金融体系的平稳运行提供强大的内生动力。现有研究也指出,实体经济健康发展既是金融稳定的基础,也是金融体系在冲击中保持韧性及维持基本功能不丧失的关键(丁志国等,2022)。此外,消费水平在一定程度上反映了消费信心,消费信心与投资信心具有较为紧密的联系,消费信心的提升可以有效抑制金融波动,克服金融脆弱性。综上,消费水平上升能够从增强金融稳定、提升金融服务实体能力两个方面强化金融韧性。而在数字化浪潮的席卷下,消费潜力的释放愈发依赖于新兴金融业态的重要代表——数字普惠金融,其对消费的作用不仅体现于消费总量的提升,还体现于消费结构的升级。从消费总量来看,数字普惠金融对金融资源的再分配作用,可以使得消费者尤其是“长尾群体”更加便利地利用金融工具实现消费的跨期平滑,减少预防性储蓄,进一步释放被流动性约束抑制的消费需求,从需求侧显著刺激居民消费增长(易行健和周利,2018)。同时,数字普惠金融也为中小企业的要素采购、生产销售等关键环节提供了资金支持,降低了中小企业的生产经营风险,从供给侧促进内需增长,推动国内经济循环。此外,数字普惠金融还能够通过提高金融服务的可得性与便利性促进消费总量的增长。从消费结构来看,数字普惠金融带来更为便利的线上支付与移动支付方式,极大降低了搜寻成本与交易成本,显著促进了居民消费结构升级(易行健和周利,

2018;张勋等,2020)。综上,本文提出如下假设3。

假设3:数字普惠金融通过提高消费水平促进地区金融韧性提升。

2.2.3 创新创业水平

随着我国发展进入新阶段,新旧动能转换加速推进,创新创业也因此成为我国经济发展的新动力。创新创业活动不仅有效推动了产业升级,也激发了经济主体对于金融资源的多元化需求,推动数字普惠金融进一步发挥优化金融资源配置和降低金融风险的作用。首先,从经济结构的多样性来看,创新创业活动促进了新兴产业的发展,增加了地区产业结构的多样性,使得数字普惠金融服务能够更好地支持不同行业与群体的金融需求,避免金融资源服务产业的单一化与服务群体的同质化,降低金融风险集中度,强化数字普惠金融对地区金融韧性的正向影响。其次,创新创业水平的提升也会形成新的金融服务需求,进而促进数字普惠金融的创新,提高其在地区金融活动中的渗透度。此外,创新创业通常能够形成新技术和新模式,这也为数字普惠金融发展提供了更为强大的技术支持,强化数字普惠金融对地区金融韧性的提升效果。最后,政府部门往往更加注重创新创业水平较高地区的基础设施升级与维护,而通信网络等基础设施的建设也恰恰是数字普惠金融发展的重要基础。诚然,创新创业活动在促进数字普惠金融参与区域经济良性运转的同时也可能会带来一定的风险,但这种风险对地区金融韧性产生的冲击并没有预想中强烈。事实上,这类风险更多的是由创新创业主体来承担,而金融机构对于该类项目往往有较为严格的考察方式以及资金限制,同时机构投资者也会在不同的领域分散风险,这样即使某些创新项目失败,出现了债务违约等现象,整个投资组合的稳定性也能够得到维持,并不会由于此类项目的不确定性造成整体金融体系的波动。此外,“大众创业万众创新”也是我国现阶段推进的国家重大战略之一,在此背景下对于创新创业的配套监管也较为完善,能够较好地管控其造成的风险。总的来说,创新创业能够通过优化经济结构、提升数字普惠金融服务实体经济的渗透度强化数字普惠金融对地区金融韧性的提升作用。综上,本文提出假设4。

假设4:创新创业水平强化了数字普惠金融对地区金融韧性提升的正向影响。

2.3 数字普惠金融与地区金融韧性的非线性关系

普惠金融对金融稳定可能存在先升后降的倒U型关系(华秀萍等,2023),这主要归因于它在发展中所带来的风险。而数字普惠金融是数字技术与普惠金融的有效结合,在增加服务便捷性的同时,也增加了金融监管的难度,其带来的风险更是不容小视,由此不难推断数字普惠金融对地区金融韧性的正向影响也并非简单的线性关系。数字普惠金融发展所带来的风险主要分为内外部两个部分。从外部风险来看,数字技术的应用提升了金融服务的便捷性,但也将其自身所具有的网络信息技术风险附加到金融体系运行之中,加大了金融体系风险的复杂性与不确定性。从内部风险来看,我国数字普惠金融发展迅猛,但与其配套监管体系仍有待完善。首先,目前对于数字普惠金融的准入条件、权利义务及退出机制均不够明确,故数字普惠金融的快速发展很有可能导致投机性融资的出现,造成资本的无序扩张。正是由于目前缺少配套的监管体系,在数字普惠金融发展的过程中可能产生创新过度以及概念扭曲等现象,例如许多互联网贷款公司假借数字普惠金融的名

义进行违规借贷,加大了金融体系的流动性风险。同时,这种异化的金融创新对于正常的金融创新活动也具有严重的负外部性,使金融体系缺乏创新动力,影响地区金融韧性的整体提升。其次,各平台之间的信息尚未实现较好的整合,有可能因此导致对信贷主体评级的精度下降,这样一旦发生大规模恶性违约就会造成较为严重的信用风险。最后,数字普惠金融也有可能引发过度借贷的问题^①,失衡的金融供给可能会导致金融体系的脆弱性增加,对地区金融韧性产生负面影响。一方面,数字普惠金融平台为了提升市场占有率而产生的竞争行为,在监管有效性不足的情况下,有可能导致对个体交叉授信或过度授信的现象出现。另一方面,原本受到金融排斥的微观主体在接触相对低成本的正规金融服务时容易高估自身的偿债能力,造成过度借贷的现象(李政和李鑫,2022)。此外,目前一些平台将投资信息以广告的形式发送,盲目增加了市场中投资者的乐观情绪,不利于金融市场的平稳运行。因此,伴随数字普惠金融发展而来的金融风险的增加,有可能会抑制地区金融韧性的提升。综上,本文提出假设5。

假设5: 数字普惠金融对地区金融韧性的影响可能存在门槛效应,随着数字普惠金融发展水平的提高,其带来的风险可能会抑制地区金融韧性的提升。

3 研究设计

3.1 模型设计

3.1.1 基准模型

依据前文理论分析,本文进一步通过实证模型考察数字普惠金融对地区金融韧性的影响,具体模型构建如下:

$$FR_{it} = \beta_0 + \beta_1 DIF_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \nu_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 代表地区, t 代表时间。 FR_{it} 代表被解释变量地区金融韧性, DIF_{it} 代表核心解释变量数字普惠金融, X_{it} 代表其他控制变量, μ_i 代表地区固定效应, ν_t 代表时间固定效应, ϵ_{it} 为随机误差项。

3.1.2 机制检验模型

依据前文机制理论分析,数字普惠金融发展可能通过提高教育水平和消费水平提升地区金融韧性,具体构建中介效应模型如下:

$$M_{it} = c_0 + c_1 DIF_{it} + c_2 X_{it} + \mu_i + \nu_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$FR_{it} = d_0 + d_1 M_{it} + d_2 DIF_{it} + d_3 X_{it} + \mu_i + \nu_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

其中, M_{it} 代表中介变量,包括教育水平和消费水平,其他变量定义同模型(1)。

同时,为进一步检验创新创业水平对数字普惠金融在提升地区金融韧性中的调节作用,具体构建调节效应模型如下:

$$FR_{it} = \phi_0 + \phi_1 DIF_{it} + \phi_2 IE_{it} + \phi_3 DIF_{it} \times IE_{it} + \phi_4 X_{it} + \mu_i + \nu_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

其中, IE_{it} 代表调节变量,即创新创业水平,其他变量定义同模型(1)。

^① 中国人民银行发布的《中国金融稳定报告(2019)》指出互联网金融行业存在过度借贷风险,部分居民利用互联网金融征信不完善,过度借贷,造成逾期无法偿还。

3.1.3 门槛效应模型

为进一步考察数字普惠金融对地区金融韧性的影响是否存在非线性关系,这里将数字普惠金融同时作为核心解释变量与门槛变量,具体构建门槛效应模型如下:

$$FR_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 DIF_{it} \cdot I(T_i \leq r_1) + \varphi_2 DIF_{it} \cdot I(r_1 < T_i \leq r_2) + \varphi_3 DIF_{it} \cdot I(T_i > r_2) + \varphi_4 X_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (5)$$

其中, T_i 代表门槛变量, r_1 与 r_2 分别代表第一个门槛值与第二个门槛值, $I(\cdot)$ 代表指示函数,其他变量定义同模型(1)。

3.2 变量说明

3.2.1 被解释变量:地区金融韧性

本文主要参考林春等(2024b)的研究方法,将2008年的金融危机作为一次较大的外生冲击事件,通过构建金融业产出与就业之间的回归模型,分别计算我国各地区金融业实际劳动生产率与反事实劳动生产率。最终,以2008—2019年我国各城市金融业实际潜在劳动生产率增长率与反事实潜在劳动生产率增长率的差值作为地区金融韧性的衡量指标(FR)^①。

3.2.2 核心解释变量:数字普惠金融

本文采用北京大学郭峰等(2020)编制的中国数字普惠金融指数作为核心解释变量(DIF)。该指数在数字普惠金融研究领域具有一定的代表性,不仅对我国数字普惠金融的发展现状做了详尽科学的测度,并且指数所涵盖的地区范围较广,能够与本文数据样本较好地匹配。同时,本文也选取了数字普惠金融指数中的覆盖广度(Cover)、使用深度(Use)及数字化程度(Digital)三个子维度的面板数据,以此来分析不同维度数字普惠金融指数对地区金融韧性影响的异质性。此外,本文还选取支付(Payment)、保险(Insurance)及信贷(Credit)三个三级指标的数据用于探究不同数字普惠金融业务对地区金融韧性的影响^②。

3.2.3 控制变量

借鉴以往研究,本文选择经济发展水平(Lpgdp)、政府干预水平(Gov)、产业结构(Ind)、科技水平(Tech)、全要素生产率(TFP)作为控制变量,分别以地区人均GDP对数值、公共预算支出与公共预算收入的差值、第二产业产值与第一产业产值的比值、地方财政科技支出与一般公共支出的比值、采用随机前沿算法测度的全要素生产率来衡量。

3.2.4 中介变量与调节变量

参考相关文献,中介变量教育水平(Edu)和消费水平(CS)分别采用人均教育支出和人均社会消费品零售额来衡量。调节变量创新创业水平(IE)采用北京大学企业大数据研究中心编制的创新创业指数来衡量。

3.3 数据来源与描述性统计^③

本文选取2011—2019年中国283个城市的面板数据,其数据主要来源于《中国统计年

① 囿于篇幅,具体测算步骤见文献(林春等,2024b)。

② 为了避免量纲问题对估计结果造成的影响,本文对上述数字普惠金融指数和各分级指标均进行标准化处理。

③ 囿于篇幅,数据的描述性统计未列示,备索。

鉴》《中国城市统计年鉴》《中国工业统计年鉴》及各省(市、自治区)统计年鉴等。部分缺失数据通过插值法补齐。

4 实证结果与分析

4.1 基准回归检验

本文采用双向固定效应模型检验数字普惠金融对地区金融韧性的相关影响,结果见表 1。可以看出,数字普惠金融的估计系数均在 1%水平上显著为正,逐步引入控制变量后仅系数大小出现略微波动,显著性水平与方向均未发生变化,验证了数字普惠金融对地区金融韧性的显著正向促进作用,即假设 1 得证。

表 1 基准检验结果

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
DIF	0.1490 *** (3.3501)	0.1319 *** (2.9820)	0.1311 *** (2.9640)	0.1305 *** (2.9511)
Lpgdp		0.0722 *** (3.1760)	0.0748 *** (3.2853)	0.0746 *** (3.2782)
Ind		0.0017 *** (8.2093)	0.0017 *** (8.4102)	0.0017 *** (8.4097)
Gov			0.0587 ** (1.9643)	0.0591 ** (1.9770)
Tech			0.0720 (0.5704)	0.0738 (0.5846)
TFP				0.0098 (0.6632)
_cons	0.3719 *** (4.7717)	-0.4279 * (-1.6481)	-0.4734 * (-1.8168)	-0.4959 * (-1.8871)
Year/Area	YES	YES	YES	YES
Adj. R ²	0.1661	0.1945	0.1952	0.1950
N	2547	2547	2547	2547

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著,括号内为 t 统计量。

4.2 稳健性检验

为了保证基准结果的准确性,这里将采用多种方式进行稳健性检验。①剔除直辖市。本文将北京、上海、天津和重庆四个直辖市予以剔除,结果见表 2 第(1)列。②截取时间。考虑到 2008 年金融危机对我国金融体系的影响直至 2012 年才逐渐恢复的事实(孙楚仁等,2024),这里拟截取 2012 年及以后的数据进行检验,结果见表 2 第(2)列。③双边缩尾与双边截尾。考虑到离群值可能会对实证结果的准确性产生影响,本文对被解释变量和解释变量进行 1%水平上的双边缩尾与双边截尾,结果见表 2 第(3)和第(4)列。从表 2 可以看出,核心解释变量的估计系数均显著为正,较好地验证了本文基准结论的稳健性。

表 2 稳健性检验结果

Variable	剔除直辖市	截取时间	双边缩尾	双边截尾
	(1)	(2)	(3)	(4)
DIF	0.1207 *** (2.7314)	0.1744 *** (3.4563)	0.1322 *** (3.4963)	0.0993 *** (3.0034)
_cons	-0.5287 ** (-2.0150)	-0.0061 (-0.0272)	-0.3124 (-1.4092)	-0.1861 (-0.9625)
Controls	YES	YES	YES	YES
Year/Area	YES	YES	YES	YES
Adj. R ²	0.1936	0.1395	0.2229	0.2093
N	2511	2264	2547	2449

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著,括号内为 *t* 统计量。

4.3 Placebo 检验

虽然前文采用了多种方法就数字普惠金融对地区金融韧性的影响进行稳健性检验，但金融发展受政策影响较大，地区金融韧性也与政府干预等因素具有密切联系。因此，本文参考李文贵和路军(2022)研究中的方法进行 Placebo 检验。本文对 1000 次的 Placebo 检验进行统计，表 3 汇报了虚拟处理效应回归结果的统计分布。从结果可以看出，随机匹配得到的虚拟数字普惠金融估计系数的均值为 0，无论是均值还是各分位数上的结果均与基准回归的结果相差较大，且 *t* 值的均值为 0.0098，即上述构建的虚拟处理效应并不成立，进而表明数字普惠金融与地区金融韧性之间的确存在显著的因果关系。

表 3 Placebo 检验结果

Variable	项目	Mean	P5	P25	Median	P75	P95	SD	N
DIF	系数	0.0000	-0.0092	-0.0035	-0.0035	0.0035	0.0092	0.0054	1000
	<i>t</i> 值	0.0098	-1.7415	-0.6753	0.0101	0.6574	1.7595	1.0429	1000

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著,括号内为 *t* 统计量。

4.4 内生性处理

尽管本文已经控制了各地区主要特征变量和固定效应，但因变量遗漏等问题所造成的内生性依旧存在，故本文采用工具变量法对上述问题予以处理。①与杭州的距离。本文参考张勋等(2020)的研究，将城市与杭州的距离作为地理距离变量，并将数字普惠金融均值(除本市)与该距离变量交乘，作为工具变量 IV1。②与光纤节点城市的距离。本文参考王勋和王雪(2022)的研究，将城市与“八横八纵”光纤通信干线节点城市的最近距离作为地理距离变量①，并将数字普惠金融均值(除本市)与该距离变量交乘，作为工具变量 IV2。本文在上述工具变量选取的基础上运用 2SLS 法进行回归分析，具体结果见表 4。从回归结果来看，经过工具变量处理后，数字普惠金融对地区金融韧性的促进效应依旧显著，并且工具变量估计结果与基准回归结果存在明显差异，说明工具变量有效。同时，工

① 节点城市主要指光纤网络横线与纵线交叉处所在的城市。

具变量法得到的核心解释变量估计系数明显变大,说明潜在的内生性问题导致基本模型低估了数字普惠金融对地区金融韧性的影响。综上,前述基准结论依旧稳健。

表 4 内生性处理结果

Variable	IV1		IV2	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	DIF	FR	DIF	FR
IV	-0.0248*** (-12.1132)		-0.0167*** (-8.2258)	
DIF		0.4324** (2.5471)		0.4215* (1.7162)
_cons	-2.5563*** (-22.7888)	0.2431 (0.4611)	-2.8176*** (-25.1191)	0.2128 (0.2935)
LM 值		155.93 (0.0000)		74.36 (0.0000)
Wald F 值		146.73 [16.38]		67.66 [16.38]
Controls	YES	YES	YES	YES
Year/Area	YES	YES	YES	YES
N	2547	2547	2547	2547

注:第二阶段回归结果中,括号内为 Z 统计量,尖括号内为 LM 检验 P 值,方括号内为在 10%显著性水平上 Stock-Yogo 检验的临界值,***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

4.5 机制检验

以教育水平为中介变量的检验结果见表 5 第(1)~(3)列,其中第(2)列表明数字普惠金融可以提高教育水平,第(3)列表明教育水平的提高对地区金融韧性产生了积极影响,即假设 2 得证。以消费水平为中介变量的检验结果见表 5 第(4)和第(5)列,其中第(4)列表明数字普惠金融可以提高消费水平,第(5)列表明消费水平的提高对地区金融韧性产生了积极影响,即假设 3 得证。以创新创业水平为调节变量的检验结果见表 5 第(6)列^①,其中数字普惠金融与创新创业水平的交互项(DIF * IE)在 1%的水平上显著为正,这表明创新创业水平在数字普惠金融提高地区金融韧性之间起到了显著的正向调节作用,即假设 4 得证。

表 5 中介效应与调节效应检验结果

Variable	中介效应					调节效应
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	FR	Edu	FR	CS	FR	FR
DIF	0.1305*** (2.9511)	0.0328*** (3.8652)	0.1086** (2.4677)	0.9625*** (8.4396)	0.1060** (2.3636)	0.0933** (2.0413)
Edu			0.6677*** (6.1250)			

① 此处创新创业变量同样进行标准化处理。

						续表
Variable	中介效应					调节效应
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	FR	Edu	FR	CS	FR	FR
CS					0.0255 *** (3.1258)	
IE						0.0269 * (1.8534)
DIF * IE						0.0182 *** (3.4383)
_cons	-0.4959 * (-1.8871)	-0.0517 (-1.0254)	-0.4614 * (-1.7695)	2.8178 *** (4.1585)	-0.5678 ** (-2.1565)	-0.4705 * (-1.7716)
Sobel		0.0219 ***		0.0246 **		
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year/Area	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Adj. R ²	0.1950	0.5869	0.2079	0.4295	0.1981	0.1985
N	2547	2547	2547	2547	2547	2547

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著,括号内为*t*统计量。

5 异质性检验

5.1 数字普惠金融子维度异质性检验

数字普惠金融指数涵盖了覆盖广度、使用深度以及数字化程度三个维度,且每个维度各有侧重,其对地区金融韧性的影响也可能存在差异,故这里展开对其子维度异质性的讨论,结果见表6。可以看出,使用深度与数字化程度分别在10%与1%的水平上显著为正,覆盖广度系数为正但不显著,即数字普惠金融主要通过使用深度以及数字化程度对地区金融韧性产生显著正向影响。覆盖广度不显著的可能原因在于:覆盖广度更多地表现为数字普惠金融的金融供给能力,并未有效反映出对实际金融服务需求的覆盖程度。事实上,在金融服务需求不足的情况下,过度的金融供给在一定程度上也会造成金融风险累积,故覆盖广度未能对地区金融韧性呈现出显著的促进作用。综上,数字普惠金融对地区金融韧性的提升主要在于使用深度及数字化程度两个维度。

表 6 数字普惠金融子维度异质性检验结果

Variable	(1)	(2)	(3)
Cover	0.0376 (0.8373)		
Use		0.0599 * (1.7511)	
Digital			0.0561 *** (3.3571)
_cons	-0.7368 *** (-2.8074)	-0.6974 *** (-2.7982)	-0.6727 *** (-2.7846)

续表

Variable	(1)	(2)	(3)
Controls	YES	YES	YES
Year/Area	YES	YES	YES
Adj. R^2	0.1922	0.1930	0.1959
N	2547	2547	2547

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著,括号内为*t*统计量。

5.2 数字普惠金融分业务异质性检验

除上述从数字普惠金融分维度探讨外,这里将进一步从分业务(支付、保险以及信贷)异质性角度挖掘数字普惠金融对地区金融韧性的影响,结果见表7。可以看出,支付与保险的估计系数均在1%的水平上显著为正,但信贷的估计系数不显著。信贷业务不显著的可能原因在于:一方面,数字普惠金融的信贷业务通过降低贷款门槛等方式缓解地区微观主体的融资约束,金融服务的门槛降低有可能会产生恶意借贷的发生,使得数字普惠金融的信贷并不能发挥其正常的普惠作用,反而形成不良贷款,恶化地区金融环境,削弱地区金融韧性;另一方面,数字普惠金融的信贷业务包括消费信贷等多种类型,金融科技使得信贷业务的可得性增加,有可能引发家庭的过度消费,出现消费者贷款远超其债务偿还能力的现象,进而打破了微观主体原有的良性金融环境。综上,数字普惠金融的支付和保险业务对地区金融韧性的促进作用较为显著。

表 7 数字普惠金融分业务异质性检验结果

Variable	(1)	(2)	(3)
Payment	0.1490 *** (5.1883)		
Insurance		0.0795 *** (3.2325)	
Credit			-0.0162 (-0.6519)
_cons	-0.4184 * (-1.6793)	-0.5817 ** (-2.3344)	-0.8404 *** (-3.5306)
Controls	YES	YES	YES
Year/Area	YES	YES	YES
Adj. R^2	0.2015	0.1956	0.1921
N	2547	2547	2547

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著,括号内为*t*统计量。

5.3 地理区位异质性检验

由于我国南北地区存在发展模式的差异,南方地区的数字化技术发展具有显著优势(曾世宏等,2022),故地理区位差异也有可能影响数字普惠金融对地区金融韧性提升的作用。本文以秦岭—淮河为分界线,将样本分为南方地区(South)和北方地区(North),结果

见表8第(1)和第(2)列。可以看出,无论在南方地区还是北方地区,数字普惠金融均会显著地促进地区金融韧性提升,但对北方的促进效果略高于南方。可能的原因在于:南方地区经济发展水平较高,产业结构较为完善,金融市场能够很好地进行风险分散,抗风险抗冲击能力及恢复能力相对较强。而北方地区经济基础较差,一方面,经济结构的局限性可能导致金融资源集中在某一产业,引致金融风险聚集,而数字普惠金融的发展能够推动地区创新,促进产业结构优化,使得原本由传统金融发展造成的金融风险得以分散。另一方面,受限于金融发展水平,传统金融体系未能较为有效地与地区发展相匹配,数字普惠金融的线上交易与保险等业务可以有效地填补落后地区的金融服务缺口,强化地区金融体系的抵抗与维稳能力和服务实体经济的能力,以此更好地提升地区金融韧性。

表8 异质性检验结果

Variable	South (1)	North (2)	LF (3)	HF (4)	LO (5)	HO (6)
DIF	0.1136** (2.0634)	0.1329* (1.6800)	0.2674*** (2.7575)	0.0899 (1.6105)	0.2353** (2.4307)	0.1209** (2.5695)
_cons	-0.4130 (-1.2060)	-0.3795 (-0.7944)	-0.5708 (-1.5602)	-0.3132 (-0.6891)	-0.2182 (-0.5536)	-0.7056* (-1.7452)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year/Area	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Adj. R^2	0.2114	0.1760	0.1246	0.0612	0.1324	0.1884
N	1377	1170	1274	1273	1274	1273

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著,括号内为 t 统计量。

5.4 传统金融发展水平异质性检验

数字普惠金融作为新时代金融的拓展与创新,是传统金融的重要补充,其对地区金融韧性的提升效应可能会因传统金融发展水平的不同而存在差异。基于此,本文以年末金融机构贷款余额衡量地区传统金融发展水平,按照样本期内信贷规模的中位数将样本分为低水平组(LF)与高水平组(HF),结果见表8第(3)和第(4)列。可以看出,低水平组的估计系数显著为正,而高水平组的估计系数不显著。可能的原因在于:传统金融发展水平较高的地区金融体系建设相对完善,成熟的金融服务网络在维护金融稳定的同时也为经济主体提供了较为完备的金融服务,地区金融需求相对能够得到满足。而在传统金融发展水平较低的地区,由于金融服务效率低下、金融资源供给稀缺,微观主体参与到非正规金融业务中的概率增加,进而形成了金融风险累积。数字普惠金融利用其普惠与数字化的优势,能够有效提升地区金融服务的深度,弥补传统金融供给不足,缓解影子银行带来的金融风险。同时,数字普惠金融也加快了低传统金融发展水平地区的金融资源流动,完善了地区金融服务网络。综上,相比于传统金融发展水平较高的地区,数字普惠金融对地区金融韧性的提升作用在传统金融发展水平较低的地区更为明显。

5.5 对外开放水平异质性检验

对外开放不仅是推动经济高质量发展的重要抓手,更是影响地区金融体系发展的重

要因素,故本文以外商直接投资占 GDP 的比重衡量地区对外开放水平,按照样本期内对外开放水平的中位数将其分为低开放水平组(LO)与高开放水平组(HO),结果见表 8 第(5)和第(6)列。可以看出,高开放水平组与低开放水平组的估计系数均显著为正,且数字普惠金融对地区金融韧性的促进效果在对外开放水平较低的地区更为显著。可能的原因在于:对外开放水平相对较低地区,受限于贸易与金融的密切联系,其金融服务体系呈现出较为薄弱的态势。为了弥补这一不足,国家通常会给予更多的金融政策支持,数字普惠金融政策也因此在这些地区迅速“生根发芽”,通过增强金融包容性和提高金融服务实体经济效率实现对地区金融韧性的强劲提升。相较于对外开放水平较低的地区,对外开放水平较高地区在金融制度的改革与创新方面较为完善,这些地区的金融需求相对能够得到更为充分的满足,从而导致数字普惠金融所能发挥的补给功能受限。综上,相比于对外开放水平较高的地区,数字普惠金融对地区金融韧性的提升作用在对外开放水平较低的地区更为明显。

6 进一步分析：非线性探讨

6.1 门槛效应检验及门槛估计

前述研究均在数字普惠金融与地区金融韧性的影响为线性关系的假设上进行,为了检验数字普惠金融与地区金融韧性之间是否存在非线性关系,这里拟采用门槛模型进行相关检验。本文将数字普惠金融设置为门槛变量,使用 Bootstrap 方法依次进行单门槛、双门槛及三门槛检验,并通过反复抽样得到门槛检验的 F 值以及 p 值,具体结果见表 9。结果显示,数字普惠金融对地区金融韧性的影响存在双门槛效应。表 10 汇报了对应门槛值的估计结果,其中第一门槛值为 -1.2415 ,第二门槛值为 0.4497 。

表 9 门槛效应检验结果

门槛变量	检验类型	F 值	P 值	临界值		
				10%	5%	1%
DIF	单门槛	271.9***	0.0000	101.5630	109.0934	127.8838
	双门槛	44.55***	0.0040	27.0779	32.2803	40.615
	三门槛	31.48	0.2180	42.6643	48.8373	62.5898

注:Bootstrap 抽样次数为 1000 次,***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

表 10 门槛值检验结果

门槛变量	门槛个数	抽样次数	门槛值	95%置信区间
DIF	单门槛	1000	-1.2415	$[-1.2827, -1.2239]$
	双门槛	1000	0.4497	$[0.0841, 0.4529]$

6.2 门槛模型回归结果

在上述检验的基础上,本文利用双门槛模型研究数字普惠金融对地区金融韧性的非线性关系,表 11 报告了双门槛的回归结果。从结果可以看出,数字普惠金融对地区金融

韧性存在边际效应非线性递减的特点。当数字普惠金融发展水平小于第一门槛时,其对地区金融韧性的估计系数为0.1205,在1%的水平上显著,即数字普惠金融发展可以显著提升地区金融韧性。可能的原因在于:一方面,数字化技术打破了金融服务的时空限制,使金融的普惠性得到更好发挥,有效降低了金融服务成本和金融体系中的潜在风险,强化了金融稳定运行的能力。另一方面,数字化创新加速了金融体系在遭受冲击后的恢复速度,并增强了金融体系在风险事件发生后的学习与创新能力。当数字普惠金融发展水平在双门槛之间时,其带来的风险逐渐显现,对地区金融韧性的影响不显著。当数字普惠金融发展水平高于第二门槛值时,其对地区金融韧性的估计系数为-0.1335,在1%的水平上显著。可能的原因在于:数字普惠金融发展程度较高时,其带来的内外部风险也相对较大,加之网络借贷、金融异化及监管不完善等原因,数字普惠金融的发展使得地区金融体系运行承载更大的风险,从而在一定程度上抑制了地区金融韧性的提升。综上,不难研判数字普惠金融对地区金融韧性的影响存在非线性关系。

表11 门槛模型检验结果

Variable	估计系数
$DIF \cdot I(T_i \leq -1.2415)$	0.1205 *** (12.1345)
$DIF \cdot I(-1.2415 < T_i \leq 0.4497)$	-0.0061 (-0.3965)
$DIF \cdot I(T_i > 0.4497)$	-0.1335 *** (-10.5293)
Controls	YES
Fixed Effect	YES
N	2547

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著,括号内为t统计量。

6.3 非线性关系的机器学习模型验证

为了进一步检验数字普惠金融对地区金融韧性的非线性关系,本文使用机器学习模型对其进行稳健性检验。鉴于地区金融韧性为连续性变量,故本文选用连续变量的随机森林模型,并选择回归树作为基学习器。同时,为了保证结果的合理性和客观性,在分裂节点的选择上本文以最小平方误差为优化准则。

随机森林模型检验结果如图1所示。图1(a)汇报了各变量的重要性,图1(b)汇报了地区金融韧性对数字普惠金融的偏依赖函数。首先,从各变量的重要性来看,在机器学习模型中,数字普惠金融依旧是影响地区金融韧性最重要的因素,各控制变量的重要性均低于数字普惠金融,该结果也验证了本文的基本假设。其次,从偏依赖函数可以看出,数字普惠金融对地区金融韧性的影响存在两个较为明显的转折点,且两个转折点上的数字普惠金融发展水平与前文门槛值基本一致。综上,随机森林模型所得结果与门槛效应模型结论互相印证,即假设5得证。

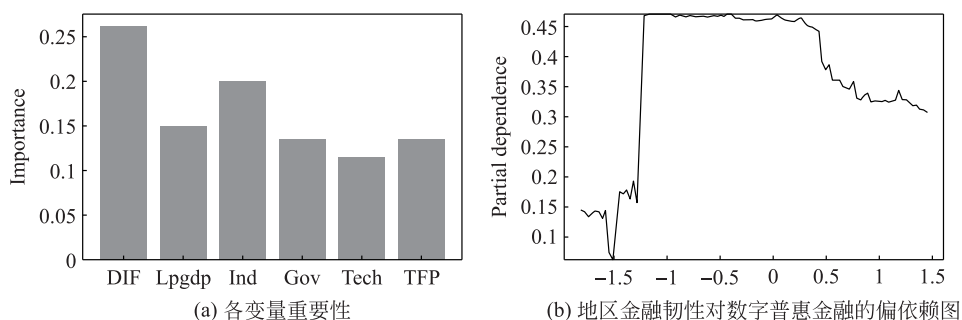


图1 随机森林模型检验结果

7 结论与政策启示

数字普惠金融作为新时代金融发展的风向标,为金融高质量发展提供源源不断的内生动力。基于此,本文选用2011—2019年我国283个城市的面板数据,尝试探讨数字普惠金融对我国地区金融韧性提升的影响。得出如下结论:数字普惠金融对我国地区金融韧性具有显著的提升作用,在经过一系列稳健性检验后该结论依旧成立。从机制分析来看,数字普惠金融可以通过提升教育水平与消费水平间接提升地区金融韧性,创新创业水平可以正向调节数字普惠金融对地区金融韧性的积极影响。从异质性分析来看,数字普惠金融对地区金融韧性的影响呈现出显著的异质性特征:数字普惠金融子维度方面,使用深度与数字化程度的作用效果较为明显;数字普惠金融分业务方面,支付与保险业务作用效果较为明显;地理区位方面,对北方地区的作用效果较为明显;传统金融发展水平方面,对传统金融发展水平较低的地区作用效果较为明显;对外开放水平方面,在对外开放水平较低的地区作用效果较为明显。进一步分析结果表明,数字普惠金融对地区金融韧性的影响存在非线性关系,即数字普惠金融发展到更高水平时,其带来的金融风险有可能对地区金融发展产生较为显著的负面影响,进而对地区金融韧性的提升产生一定的抑制作用。

依据上述结论得出相关政策启示:(1)统筹推进数字普惠金融建设,进一步完善其顶层设计,利用数字普惠金融的数字与普惠优势,为我国构建多层次、高韧性的金融体系注入新动力。以数字基础设施建设为抓手,为数字普惠金融打造良好的生态环境,使数字普惠金融更好地融入区域金融建设战略当中。同时,建立更为符合我国金融发展模式的有效防护机制,助力地区金融韧性的全面提升。(2)重视数字普惠金融对地区教育水平的改善,以教育水平的提高推动金融知识的普及,全面提升居民金融素养,助力地区金融发展进入良性循环。同时,充分发挥扩大内需对畅通国内大循环的助推作用,以数字普惠金融为基础,加大对特定群体的补助与支持力度,有效激发需求侧消费意愿和潜力,以此提振投资者信心,为金融高效平稳运行输送持续性动力。此外,加快建立一站式创业创新服务机构,为创新创业活动的开展构建良好的外部环境,以此提高数字普惠金融参与实体经济发展的渗透度,进一步发挥数字普惠金融对地区金融韧性的积极影响。(3)在适当的监管下,大力推动数字普惠金融的覆盖广度与信贷业务发展,优化数字普惠金融自身发展结构,以更好地发挥数字普惠金融对城市金融韧性的提升作用。同时,应考虑对发展环境较

差的地区给予适当的资源倾斜,为落后地区金融韧性的提升创造新动力。拓宽数字普惠金融的资金来源,保障数字普惠金融在传统金融发展水平较低地区的持续推进。此外,凭借数字普惠金融的普惠性、便捷性和创新性等特点,为对外开放水平较低地区积累更多的“后发优势”,强化数字普惠金融在地区金融韧性提升中的引领作用。(4)推动数字普惠金融与地区经济发展相适应,防范潜在金融风险,全面助力地区金融韧性的提升。一方面,在推动数字普惠金融发展的过程中,应以地区实际发展情况为依据,制定与地区经济和金融发展水平相匹配的数字普惠金融发展目标,强化数字普惠金融服务实体经济的政策设计,避免由同质化发展造成金融供给错配。另一方面,积极推进数字普惠金融的监管体系与法律法规建设,完善数字普惠金融的准入条件与退出机制,明确数字普惠金融运行中各主体的权利与义务,最大限度防范因数字普惠金融发展过快导致的潜在风险累积,促进数字普惠金融回归普惠本源。

参考文献

- 曹强,杨修琦,田思雨. 2021. 中国金融韧性、叠加效应及其与经济周期的交互分析[J]. 财经科学, (6): 12-25.
- Cao Q, Yang X Q, Tian S Y. 2021. Financial resilience, additive effects and its correlation with business cycles [J]. *Finance & Economics*, (6): 12-25. (in Chinese)
- 丁志国,丁垣竹,赵宣凯. 2022. 债务违约的生成机理与风险测度——基于资本收支均衡的经济学逻辑[J]. 数量经济技术经济研究, 39(4): 127-146.
- Ding Z G, Ding Y Z, Zhao X K. 2022. Debt default generation and risk measurement[J]. *Journal of Quantitative & Technological Economics*, 39(4): 127-146. (in Chinese)
- 郭峰,王靖一,王芳,等. 2020. 测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 19(4): 1401-1418.
- Guo F, Wang J Y, Wang F, et al. 2020. Measuring China's digital financial inclusion: Index compilation and spatial characteristics[J]. *China Economic Quarterly*, 19(4): 1401-1418. (in Chinese)
- 华秀萍,毕坚达,石豪骞. 2023. 普惠金融的适度水平:金融稳定的视角[J]. 经济学(季刊), 23(3): 1131-1149.
- Hua X P, Bi J D, Shi H Q. 2023. The appropriate level of financial inclusion: The perspective of financial stability [J]. *China Economic Quarterly*, 23(3): 1131-1149. (in Chinese)
- 黄磊,黄思刚. 2023. 数字金融、居民劳动参与及家庭财务脆弱性[J]. 技术经济, 42(12): 109-124.
- Huang L, Huang S G. 2023. Digital finance, resident labor participation and household financial vulnerability[J]. *Journal of Technology Economics*, 42(12): 109-124. (in Chinese)
- 赖晓冰,岳书敬. 2023. 金融科技发展如何影响股票错误定价? [J]. 经济学报, 10(1): 85-124.
- Lai X B, Yue S J. 2023. How does the development of fintech affect stock mispricing? [J]. *China Journal of Economics*, 10(1): 85-124. (in Chinese)
- 李文贵,路军. 2022. 网络平台互动与股价崩盘风险:“沟通易”还是“操纵易”[J]. 中国工业经济, (7): 178-196.
- Li W G, Lu J. 2022. Online platform interaction and stock price crash risk: “Easy communication” or “easy manipulation”[J]. *China Industrial Economics*, (7): 178-196. (in Chinese)
- 李政,李鑫. 2022. 数字普惠金融与未预期风险应对:理论与实证[J]. 金融研究, (6): 94-114.
- Li Z, Li X. 2022. Digital financial inclusion and resilience to unanticipated shocks: Theory and evidence[J]. *Journal of Financial Research*, (6): 94-114. (in Chinese)
- 林春,文小鸥,孙英杰. 2024a. 金融韧性研究进展与展望[J]. 经济社会体制比较, (4): 184-195.
- Lin C, Wen X O, Sun Y J. 2024a. Fortifying financial resilience: Charting the advancements and future horizons [J]. *Comparative Economic & Social Systems*, (4): 184-195. (in Chinese)

- 林春, 张鑫, 孙英杰. 2024b. 中国城市金融韧性测度、区域差异及动态演进[J]. 国际金融研究, (4): 14-23.
- Lin C, Zhang X, Sun Y J. 2024b. Measurement, regional differences and dynamic evolution of urban financial resilience in China[J]. *Studies of International Finance*, (4): 14-23. (in Chinese)
- 任碧云, 张熒天. 2024. 数字普惠金融与贫困地区经济增长: 效应检验与机制分析[J]. 财经理论与实践, 45(6): 2-9.
- Ren B Y, Zhang Y T. 2024. Digital financial inclusion and economic growth in poor areas: Effect testing and mechanism analysis[J]. *The Theory and Practice of Finance and Economics*, 45(6): 2-9. (in Chinese)
- 孙楚仁, 史兆晨, 刘雅莹. 2024. 贸易伙伴国被制裁对中国企业出口的影响[J]. 世界经济与政治论坛, (6): 133-159.
- Sun C R, Shi Z C, Liu Y Y. 2024. Impact of sanctions against trading partner countries on the exports of Chinese enterprises[J]. *Forum of World Economics & Politics*, (6): 133-159. (in Chinese)
- 汤淳, 刘晓星. 2022. 中国金融市场韧性研究——基于风险冲击视角[J]. 金融经济研究, 37(3): 3-18.
- Tang C, Liu X X. 2022. A study of financial market resilience in China from a risk shock perspective[J]. *Financial Economics Research*, 37(3): 3-18. (in Chinese)
- 王勋, 王雪. 2022. 数字普惠金融与消费风险平滑: 中国家庭的微观证据[J]. 经济学(季刊), 22(5): 1679-1698.
- Wang X, Wang X. 2022. Digital financial inclusion and household risk smoothing: Chinese household level evidence[J]. *China Economic Quarterly*, 22(5): 1679-1698. (in Chinese)
- 易行健, 周利. 2018. 数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J]. 金融研究, (11): 47-67.
- Yi X J, Zhou L. 2018. Does digital financial inclusion significantly influence household consumption? Evidence from household survey data in China[J]. *Journal of Financial Research*, (11): 47-67. (in Chinese)
- 曾世宏, 钟纯, 刘迎娣. 2022. 数字化技术吸收会减少服务就业吗——基于新兴古典经济学分工理论的分析[J]. 经济学报, 9(3): 158-187.
- Zeng S H, Zhong C, Liu Y D. 2022. Will digital technology uptake reduce service employment—Based on the analysis of the division of labor theory of new classical economics[J]. *China Journal of Economics*, 9(3): 158-187. (in Chinese)
- 张笑, 姜泽辉, 刘晓宇. 2024. 互联网理财与居民消费: 挤出效应还是财富效应? [J]. 技术经济, 43(5): 32-42.
- Zhang X, Jiang Z H, Liu X Y. 2024. Internet money management and household consumption: Crowding-out effect or wealth effect? [J]. *Journal of Technology Economics*, 43(5): 32-42. (in Chinese)
- 张勋, 万广华, 张佳佳, 等. 2019. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 54(8): 71-86.
- Zhang X, Wan G H, Zhang J J, et al. 2019. Digital economy, financial inclusion, and inclusive growth[J]. *Economic Research Journal*, 54(8): 71-86. (in Chinese)
- 张勋, 杨桐, 汪晨, 等. 2020. 数字金融发展与居民消费增长: 理论与中国实践[J]. 管理世界, 36(11): 48-62.
- Zhang X, Yang T, Wang C, et al. 2020. Digital finance and household consumption: Theory and evidence from China[J]. *Journal of Management World*, 36(11): 48-62. (in Chinese)
- Buchak G, Matvos G, Piskorski T, et al. 2018. Fintech, regulatory arbitrage, and the rise of shadow banks[J]. *Journal of Financial Economics*, 130(3): 453-483.
- Bui C, Scheule H, Wu E. 2017. The value of bank capital buffers in maintaining financial system resilience[J]. *Journal of Financial Stability*, 33: 23-40.
- Hannig A, Jansen S. 2010. Financial inclusion and financial stability: Current policy issues[R]. Tokyo: Asian Development Bank Institute.
- Jain S. 1999. Symbiosis vs. crowding-out: The interaction of formal and informal credit markets in developing countries [J]. *Journal of Development Economics*, 59(2): 419-444.
- Ozili P K. 2018. Impact of digital finance on financial inclusion and stability[J]. *Borsa Istanbul Review*, 18(4): 329-340.

The Impact of Digital Inclusive Finance on Regional Financial Resilience: An Empirical Analysis Based on Panel Data of 283 Cities

Chun Lin Xin Zhang Yingjie Sun

(School of Finance and trade, Liaoning University)

Abstract Digital inclusive finance is an important engine for enhancing regional financial resilience in the new development stage. Based on this, this paper takes digital inclusive finance as the starting point and uses the panel data of 283 cities from 2011 to 2019 to explore the impact of digital inclusive finance on China's regional financial resilience. The results show that digital inclusive finance has a significant role in enhancing regional financial resilience. The education level and consumption level are important transmission mechanisms between the two, and the improvement of the innovation and entrepreneurship level is conducive to the effective play of this role. Meanwhile, this role shows significant heterogeneous characteristics in the sub-dimensions, business segments, geographical locations, traditional financial development and the degree of opening up of digital inclusive finance. In addition, there is a certain non-linear relationship between the impact of digital inclusive finance on regional financial resilience, specifically presenting an inverted U-shaped structure. The conclusions of this paper not only provide a new perspective for in-depth understanding of the impact of digital inclusive finance on China's financial development, but also point out the direction for accelerating the construction of a financial powerhouse in the new era.

JEL Classification G10, G20, R11