

Doi: 10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2024.11.005

欢迎按以下格式引用:惠楠,王欣,李金克.新质生产力背景下数字金融服务实体经济的效应与机制研究[J].重庆大学学报(社会科学版),2025(2):17-34. Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2024.11.005.

Citation Format: HUI Nan, WANG Xin, LI Jinke. Research on the effects and mechanisms of digital finance serving for the real economy in the context of new quality productive forces[J]. Journal of Chongqing University (Social Science Edition), 2025(2):17-34. Doi: 10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2024.11.005.



# 新质生产力背景下数字金融服务实体经济的效应与机制研究

惠楠<sup>1,2,3</sup>, 王欣<sup>4</sup>, 李金克<sup>2</sup>

(1. 山东工商学院 会计学院, 山东 烟台 264005; 2. 青岛大学 商学院, 山东 青岛 266071;  
3. 日照银行, 山东 日照 276800; 4. 济南大学 计划财务处, 山东 济南 250024)

**摘要:**新质生产力为金融数字化变革和经济转型升级带来了新的契机,金融发展与经济增长的关系这个古老课题也愈发历久弥新。在结合数字普惠金融指数与商业银行数字化转型指数的基础上对省域数字金融发展水平进行全新计量,基于2011—2021年我国31个省份的面板数据,运用门槛模型实证检验了数字金融发展对实体经济的作用效果。研究发现:第一,数字金融对实体经济的影响存在双门槛非线性关系的特征。数字金融发展水平在小于第一门槛值时能够强烈而显著地促进实体经济增长,当上升至第一与第二门槛值之间时发挥显著的抑制作用,在跨越第二门槛值后数字金融的抑制作用进一步衰减,但仍保持显著。第二,地区异质性分析表明东部、中部、西部地区数字金融对实体经济的影响均呈现单门槛特征,但作用效果有所区别;东部地区的数字金融在门槛值两侧均显著抑制实体经济增长,且抑制作用在越过门槛值后发生衰减;中部地区的数字金融在小于门槛值时对实体经济发挥显著促进作用而大于门槛值时却发挥显著抑制作用;西部地区的数字金融在小于门槛值时对实体经济具有显著抑制作用,大于门槛值时抑制作用不显著。第三,新质生产力理论分别从资本配置、科技创新、劳动供给三个维度揭示了实体经济增长的内在动力源泉。基于新质生产力理论的机制检验显示资本配置效率和劳动生产率在数字金融与实体经济之间发挥了中介传导效应,科技创新效率不具有中介效应。研究为数字金融发展战略调整、数字金融服务实体经济的路径选择提供了理论依据,对引导数字金融与实体经济协调发展和推动新质生产力发展具有政策启示意义。

**关键词:**新质生产力;数字金融;实体经济;脱虚向实;非线性关系

**中图分类号:**F832.0;F830.33;F49;F124 **文献标志码:**A **文章编号:**1008-5831(2025)02-0017-18

**基金项目:**国家社会科学基金项目“双碳目标下数据驱动制造业绿色转型的机理、路径与对策研究”(22BJY227);山东省社会科学规划研究项目“新旧动能转换背景下基于会计信息视角的制造业生态效率提升路径研究”(18CKJJ03)

**作者简介:**惠楠,博士,山东工商学院会计学院讲师,青岛大学和日照银行联合培养博士后,Email:sdgs\_hn@126.com。

## 引言

习近平总书记在党的二十大会议上提出坚持把发展经济的着力点放在实体经济上,这为我国今后的经济发展重心指明了方向。实体经济是高质量发展的源头活水,是我国经济的立身之本,如何发展壮大实体经济成为了一道具有时代使命意义的重大命题。对此,习近平总书记于2023年提出新质生产力概念,要求加快形成新质生产力,增强发展新动能。新质生产力的提出不仅科学回答了我国现阶段应当发展什么样的生产力的问题,而且就如何促进实体经济高质量发展给出了生动诠释,即要以科技创新为抓手、以质效提升为目标,着力实现生产力形态的跃进升级,以此赋能实体经济。在国际环境日益复杂严峻的形势下,要保持和增强我国的国际竞争力,必须加快发展新质生产力,努力提高全要素生产率,切实推进实体经济发展壮大,避免经济“脱实向虚”。

科技创新是新质生产力发展的内在驱动力。新质生产力通过数字技术与实体经济深度融合,改变了生产运营的传统模式、流程和业态,赋予了实体经济新的生机与活力。发展新质生产力离不开金融动能的支持,金融数字化转型对生产力“新”的突破和“质”的提升,乃至实体经济的高质量发展至关重要。数字金融是数字技术与传统金融业态相融合的产物,特征是金融机构和用户借助数字信息技术在线上处理完成各类金融业务。当前,发展数字经济已上升为国家战略,作为数字经济重要组成部分的数字金融也得到了政策大力支持。2022年1月央行印发的《金融科技发展规划(2022—2025年)》明确指出“要加快金融机构数字化转型,将数字元素注入金融服务全流程”。与此同时,全国各省区市的“十四五”金融发展规划中也都有鼓励发展数字金融的表述。

目前实体经济发展面临一些困难,主要原因之一是金融错配导致中小微企业发展受阻和产业结构优化升级受限。数字金融对缓解融资约束具有天然优势,为“长尾群体”的创新创业、消费投资提供了更多支持,既提高了资源配置效率也激发了市场活力,从理论上讲有利于提振实体经济。然而,金融资本的无序扩张极易形成虚拟经济泡沫并引发金融危机。作为投资热点,数字金融发展吸收了大量资源和资本,此举对实体经济是否会产生不利后果?如果是的话,应如何引导数字金融优质高效地服务于实体经济?新质生产力背景下数字金融驱动实体经济增长的内在机理又是什么?回答这些问题对于深刻理解数字金融的内涵和促进实体经济增长具有重要的理论和现实意义。

## 一、文献综述

### (一) 金融发展与经济增长

金融发展与经济增长的关系是经济学领域的经典命题,但已有文献的研究结论却未能达成一致。第一种观点认为金融发展能够促进经济增长。Goldsmith较早地通过研究对此予以证实<sup>[1]</sup>。谈儒勇采用我国1993—1998年的季度经济数据,经过实证检验证实金融发展与经济增长呈显著的正相关关系<sup>[2]</sup>。第二种观点认为金融发展抑制了经济增长。McKinnon<sup>[3]</sup>和Shaw<sup>[4]</sup>分别论述了金融深化与金融抑制问题,认为发展中国家的金融政策会阻碍经济增长,由此主张实施金融自由化。赵志君考察了我国1986—1998年间的金融资产总量与经济增长的关系,发现金融资产增速过快会抑制经济增长<sup>[5]</sup>。第三种观点的代表学者是Demetriades和Hussein,他们认为金融发展与经济增长没有相关性<sup>[6]</sup>。黄智淋和董志勇<sup>[7]</sup>是第四种观点的支持者,认为金融发展与经济增长之间存在以门槛值为分界点的非线性关系(“U”型或倒“U”型),因而相关性不唯一。总的来看,多数学者认可金融发展能够对经济增长产

生影响,而且近年来我国较多学者已证实在特定条件下金融发展促进了经济增长。

## (二) 数字金融的经济后果

学界主要从宏观和微观两个层面对数字金融的经济后果展开研究。首先,从宏观视角看,王利晓和韩先锋以我国的省级面板数据为样本建立面板门槛模型并回归,发现数字金融显著促进了地区产业升级<sup>[8]</sup>。易行健和周利的理论分析和实证检验的结果表明数字普惠金融的发展显著促进了样本期的居民消费<sup>[9]</sup>。Cheng 等通过研究发现数字金融能够改善融资环境和提升资源分配效率<sup>[10]</sup>。谢绚丽等以创业为研究对象,发现数字金融的发展对其发挥了显著的促进作用<sup>[11]</sup>。其次,学者们将视线聚焦于企业,发现数字金融可以抑制企业面临的融资约束,降低杠杆率和融资成本,改善融资结构<sup>[12-13]</sup>。创新是企业生存和发展的关键,贾俊生和刘玉婷研究了数字金融对上市企业创新的影响,结果表明数字金融对企业创新发挥了显著的促进作用<sup>[14]</sup>。全要素生产率是衡量经济增长效率的重要指标。段军山和高雯玉发现数字金融发展通过缓解融资约束和促进创新两种驱动机制,有效提升了企业全要素生产率<sup>[15]</sup>。综上,无论从经济增长的宏观维度还是从企业发展的微观视角看,数字金融均起到了正向的促进作用。

## (三) 数字金融与实体经济

目前将数字金融与实体经济纳入同一研究框架的文献相对较少。在理论研究方面,薛莹和胡坚认为金融科技既提升了金融服务实体经济的能力,又助推金融业务脱虚向实,从而促进了实体经济增长<sup>[16]</sup>。在实证研究方面,汪亚楠等运用我国 280 个地级市的面板数据,发现数字金融能够显著地提振我国实体经济<sup>[17]</sup>。然而,也有学者通过研究证实数字金融与实体经济并非是简单的线性关系。马红梅和赵志尚以省级层面的面板数据进行门限数测试,发现数字普惠金融对实体经济的影响具有双重门限效应<sup>[18]</sup>。姚登宝和俞旭海的门限效应回归发现数字金融对中部地区经济的促进作用存在单一门限效应<sup>[19]</sup>。此外,成群蕊和李季刚研究了数字金融与实体企业金融化的关系,发现数字金融对实体企业“脱实向虚”能够发挥抑制作用<sup>[20]</sup>。

## (四) 文献述评与边际贡献

纵观已有文献,其局限性体现在三个方面:一是已有文献主要聚焦于数字金融的“普惠”特征,甚至将数字普惠金融等同于数字金融,普遍采用基于支付宝生态体系编制的“北大数字普惠金融指数”开展研究,忽略了作为金融运行主体的商业银行对指数的贡献,从而对结论形成干扰;二是已有文献大都忽略了数字金融发展的适度规模边界,未能全面揭示数字金融在不同发展阶段的经济效果差异;三是已有文献较少从经济增长的内在驱动力视角探究数字金融对实体经济的作用机理,不适应当前我国通过发展新质生产力来提高全要素生产率,进而促进经济高质量发展的改革策略。

本文拟针对上述不足开展进一步探讨,可能的边际贡献如下:首先,在数字金融的计量方面,以具有代表性的商业银行和金融科技公司为对象构建数字金融指数,覆盖两类金融机构的指数能够更加全面客观地反映金融数字化程度,为后续研究奠定了基础。其次,本文检验了数字金融与实体经济的非线性关系,为数字金融发展的适度规模学说及其对实体经济的影响提供了新的经验证据。最后,新质生产力理论与当前我国经济高质量发展的内涵高度契合,为经济增长的深层驱动力是什么提供了生动诠释。本文以新质生产力理论为基础探究数字金融作用于实体经济的内在机理,为充分发挥数字金融的正面经济效应和完善服务于实体经济的渠道机制提供了新的思路。



## 二、理论分析和研究假设

### (一) 数字金融对实体经济的影响效应

根据马克思政治经济学的虚拟资本理论和劳动价值理论的观点,虚拟经济对实体经济具有促进和抑制两种作用<sup>[21]</sup>。数字金融是虚拟经济的重要组成部分,其对实体经济的影响也要从正反两方面展开讨论。

#### 1. 数字金融的促进作用

数字金融助力实体经济发展的正向作用在微观、中观、宏观三个层面均有所体现。从微观表现看,依托人工智能和大数据技术,数字金融的应用能够追踪到更多“互联网足迹”,可以对企业和个人的信用情况进行更加全面精准的评测,缓解企业和个人因信息不对称面临的融资约束窘境,从而为企业的研发创新、固定资产购建以及个人创业活动提供有力支持。数字金融扩大了金融服务的广度和深度,能够通过市场下沉来发掘更多的“长尾群体”并进一步释放其消费需求。此外,数字金融还具有提高家庭收入和发挥减贫效应的经济效果。李呈研究了数字金融对文化产业发展的影响机制和效果,发现数字金融显著促进了文化产业高质量发展<sup>[22]</sup>。结合其他研究可知,数字金融能够促进产业结构升级和产业发展,进而推动实体经济增长,由此在中观层面证实了数字金融同样具有积极作用。史依铭和严复雷从宏观区域经济视角研究发现数字金融为八大经济区域的经济增长带来了“数字红利”,即数字金融对经济增长、消费和投资均具有明显的促进效应<sup>[23]</sup>。三个层面的结论相互印证,表明数字金融确实有利于实体经济发展。

#### 2. 数字金融的抑制作用

近年来,经济过度金融化问题引起人们的关注。Arcand 等首次提出“金融过度发展”观点,发现金融深化与经济增长之间呈现倒“U”型关系,过高的金融深化水平会抑制经济增长<sup>[24]</sup>。杨秀萍和白钦先提出金融边界理论,认为金融相对于实体经济发展具有约束边界<sup>[25]</sup>。李奇璘的研究结果表明金融结构对经济增长的影响具有边界效应,金融水平达到临界值时服务实体经济的能力最大<sup>[26]</sup>。上述研究证实金融发展一旦超越特定边界将会妨碍经济增长。

数字金融助推金融发展水平上升到一个新高度,表现为两个方面:一是数字金融发展吸收大量资本投入金融数字化建设,夯实了行业发展的物质基础;二是数字技术的应用在提升金融服务可得性的同时实现了降本增效,提高了行业竞争力。因此,数字金融水平越高,金融越发达,数字金融发展将加速金融促进实体经济的临界值的到达。当过度发展数字金融致使金融水平越过临界值后,膨胀的虚拟经济对实体经济产生挤出效应,此时数字金融抑制了实体经济发展,具体原因如下。

第一,金融监管政策松懈。金融监管政策导向对金融业乃至实体经济发展具有重要影响。以金融自由化理论为根基的美国金融改革始于20世纪70年代,中心思想是在强化金融创新的同时放松金融管制,推动金融开放。从改革实施效果看,美国实体经济GDP贡献率从1980年的40.4%下降至2022年的28.4%,而同期的虚拟经济GDP贡献率则由21.8%上升至33.3%<sup>[27]</sup>。美国的改革实践给予我们很好的启示,在放松监管的情况下,我国的数字金融发展与创新同样存在抑制实体经济增长的可能。潘媛媛和汪洋对此进行了实证检验,他们利用沪深A股上市企业数据研究发现,数字金融抑制了企业的实体投资行为,促进了企业金融化,导致企业“脱实向虚”更加严重,而金融监管的加强则会减缓数字金融对企业“脱实向虚”的加剧作用<sup>[28]</sup>。

第二,金融监管能力不足。时至今日,我国的“监管沙盒”(金融科技创新监管)机制虽已取得了一定成效,但当前我国还有很多金融机构处于数字化转型进程中,监管工作任重道远。在这一背景下,不加限制地过度发展数字金融带来的潜在风险会持续积聚,甚至演化形成一些前所未有的风险形态,给金融安全带来巨大挑战。吴非等以沪深A股上市企业为样本研究发现,当存在金融科技超越金融监管的“正差距”情形时,金融科技的“过度”发展会助推企业金融化活动的增长<sup>[29]</sup>。由此可知,一旦监管能力落后于数字金融的发展速度,数字金融便会开启“野蛮生长”,从此打破金融创新与监管安全之间的平衡,导致资金滥用现象频发<sup>①</sup>,不仅加剧金融风险隐患,也会助长虚拟经济泡沫。

第三,金融资源投入过度。金融数字化建设既要购置高性能网络通信设备等硬件资源,也要在手机APP等软件开发方面投入大量人力、物力和财力。在资源总量不变的前提下,发展数字金融投入的资源越多,实体经济能够获取的资源就越少,无形中数字金融挤占了实体经济的生存与发展空间。赵紫剑等发现省际金融投入的平均TFP呈现出DEA无效状态,金融投入资源浪费3.7%<sup>[30]</sup>。唐志武和左慧发现辽宁省多数地级市存在一定的科技金融资源浪费情况<sup>[31]</sup>。上述研究表明我国已出现金融资源投入过度的迹象,不利于实体经济发展。

第四,金融投机风气盛行。数字金融强化了社会的逐利动机,驱动企业和个人开展更多的金融投机活动,加剧了经济金融化,“脱实向虚”进一步恶化。蒋鹏程和江红莉基于我国上市实体企业数据研究发现企业的套利动机驱动了数字金融的企业金融化效应,抑制了企业的实业投资和主业业绩<sup>[32]</sup>。

综上所述,数字金融对实体经济具有正、反两种经济效果。适度发展数字金融有利于风险管控和释放经济利好效应;过度发展数字金融会带来监管不到位以及金融资源投入过度等问题,形成“实体经济空心化”。基于上述分析,提出假设H1。

H1:数字金融对实体经济的影响是非线性的。适度发展数字金融有利于实体经济增长,过度发展数字金融则会损害实体经济。

## (二) 数字金融对实体经济的作用机理

2023年以来,习近平总书记将马克思主义生产力理论与我国的现实相结合,指出发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点。新质生产力理论强调以科技创新带动劳动力、资本、技术等生产要素的质量和配置效率的提高,进而推动经济增长。据此,本文从资本配置效率、科技创新效率、劳动生产率三方面论述数字金融影响实体经济的机理。

### 1. 资本配置效率

资本是重要的生产要素,也是实体经济发展的前提和基础。近年来,我国的资本要素供给存在质量不优和配置效率不高的问题,严重制约了实体经济增长。习近平总书记强调,新质生产力由生产要素创新性配置催生而来。根据这一论断,资本要素的创新性配置将会引导资本向更具潜力和发展动能的资本需求方集聚,从而改变落后的资本配置局面,进而提高资本配置效率并释放新质生产力,最终促进实体经济增长。长期以来,严重的融资约束导致金融资源错配,限制了实体经济发展。得益于数字金融,金融机构通过引导从传统生产力到新质生产力的资本投入方向迁移实现社会资源的整合与优化,缓解融资约束,提高资本的边际生产率,即数字金融通过实现资本要素的创新性配置和提高配置效率推动了实体经济增长。基于以上分析,提出假设H2。

<sup>①</sup>例如,用户向网络小额贷款公司申请创业启动资金获批后,擅自改变资金用途,将资金用于直播打赏或“炒币”等。

H2:数字金融能够提高资本配置效率,进而促进实体经济发展

## 2. 科技创新效率

习近平总书记指出科技创新能够催生新产业、新模式、新动能,是发展新质生产力的核心要素,表明科技创新对培育和发展新质生产力至关重要。数字金融通过引导科技创新资本投入新兴产业助推了新质生产力发展,进一步拓展了实体经济增长空间。因此,在数字金融服务实体经济过程中,科技创新是不容忽视的一座“桥梁”。在传统金融模式下,融资约束是制约科技创新的最大障碍。数字金融从两个层面给予创新有力支持。首先,在企业层面,数字金融摒弃了传统金融模式下企业为融资必须提供高价值抵押物的做法,通过提高企业创新融资的成功率增加创新产出。其次,在政府层面,数字金融助力政府制定行之有效的财税政策来缓解企业的融资困境并激发创新活力,从而增加创新产出。从实证结果看,以马红梅和赵志尚<sup>[18]</sup>为代表的众多学者已证实数字金融对科技创新具有正向促进作用,增加了创新产出的绝对量。科技创新效率通常用创新产出与创新投入的比值来衡量,从理论上讲,虽然数字金融增加了科技创新产出,但也因缓解融资约束而带来了更多的创新资本,即增加了科技创新投入。因此数字金融对科技创新效率的作用效果取决于其对创新产出与创新投入各自影响的大小,存在不确定性。基于以上分析,提出竞争性假设。

H3a:数字金融能够通过改变(提高或降低)科技创新效率而影响实体经济发展

H3b:数字金融不能通过改变科技创新效率而影响实体经济发展

## 3. 劳动生产率

劳动是经济增长的基本要素之一。习近平总书记指出,新质生产力以劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合的跃升为基本内涵,以全要素生产率大幅提升为核心标志。这意味着劳动生产率的提升与新质生产力的形成和发展相辅相成。只有不断提高劳动者素质和优化升级劳动资料,才能实现劳动生产率跃迁,进而加快形成更多新质生产力,带动实体经济增长。从理论上讲,数字金融可以提升劳动生产率,其内在逻辑概括为两方面:一是基于 Griliches<sup>[33]</sup>的“资本—技能互补”假说,相较于非技术劳动力,资本和技术劳动力之间具有更强的互补性。数字金融有助于企业增加研发投入,从而扩大技术劳动力的需求并提高劳动生产率。二是基于劳动力分工理论,数字金融能够提升商品交易效率和金融交易效率,通过推动企业专业化生产来驱动劳动力分工演进,从而提高劳动生产率。江红莉等以我国非金融类上市公司为样本进行研究,发现数字金融在1%的水平上显著提升了劳动生产率<sup>[34]</sup>。然而,蔡庆丰等运用我国地级市数据,发现作为数字金融的主要业务之一的互联网贷款的普及降低了域内企业的劳动生产率,且该效应主要集中于劳动密集型企业<sup>[35]</sup>。这一结论为“生产率悖论”提供了有力佐证,表明在特定条件下数字金融对劳动生产率存在反向作用。基于以上分析,提出竞争性假设。

H4a:数字金融能够通过改变(提高或降低)劳动生产率而影响实体经济发展

H4b:数字金融不能通过改变劳动生产率而影响实体经济发展

# 三、研究设计

## (一) 模型设计

### 1. 门槛检验模型

借鉴 Hansen<sup>[36]</sup>提出的门槛回归模型对数字金融之于实体经济的影响效应进行分析,并将门槛变量设定为数字金融,这可以避免研究人员依赖主观经验对数字金融发展水平进行区分的做法,提高了



结论的可靠性。由于门槛数量未知,因此预先设定单门槛模型如下所示,多门槛模型可在此基础上扩展而得。

$$RE_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 DF_{i,t} \cdot I(DF_{i,t} \leq \gamma) + \beta_2 DF_{i,t} \cdot I(DF_{i,t} > \gamma) + \beta_3 Control_{i,t} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中:RE表示实体经济;DF表示数字金融; $I(\cdot)$ 是指示函数; $\gamma$ 是待估计的门槛值;Control为控制变量; $\mu_i$ 表示省份固定效应; $v_t$ 表示时间固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 是随机误差项。

## 2. 中介检验模型

为检验资本配置效率、科技创新效率和劳动生产率中介作用机制,借鉴温忠麟和叶宝娟<sup>[37]</sup>的研究,构建模型(2)、(3)、(4)分别对假设H2、H3a和H3b、H4a和H4b进行验证:

$$RE_{i,t} = \rho_0 + \rho_1 DF_{i,t} + \rho_2 Control_{i,t} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$CAE_{i,t}/IE_{i,t}/LP_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 DF_{i,t} + \theta_2 Control_{i,t} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$RE_{i,t} = \varphi_0 + \varphi_1 DF_{i,t} + \varphi_2 CAE_{i,t}/IE_{i,t}/LP_{i,t} + \varphi_3 Control_{i,t} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中:CAE表示资本配置效率;IE表示科技创新效率;LP表示劳动生产率。其他变量的含义与模型(1)中相应变量一致。

## (二) 样本选择与数据来源

出于数据可得性与研究必要性的考虑,本文选取我国内地31个省份2011—2021年的平衡面板数据作为样本。其中,数字金融发展水平基于北京大学数字金融研究中心发布的《中国数字普惠金融发展指数(第四期)》和《中国商业银行数字化转型指数》以及中国人民银行官网、国家金融监督管理总局(中国银行保险监督管理委员会)官网、中国支付清算协会官网提供的数据测算得来。其他原始数据来自国家统计局官网、中国科技统计官网、《中国统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》、各省份统计年鉴、Wind数据库。计算过程中的个别缺失数据采用插值法补齐。

## (三) 变量定义及描述性统计

### 1. 被解释变量:实体经济(RE)

一般来说,金融业和房地产业均属于虚拟经济范畴。据此,本文采用学术研究的惯用方法计量实体经济变量,即以生产总值减去金融业和房地产业的产值后的结果作为表征实体经济发展水平的指标。

### 2. 解释变量:数字金融(DF)

数字金融有广义和狭义之分。郭峰等认为广义的数字金融泛指以商业银行为代表的传统金融机构和以互联网业务为主的金融科技公司利用数字技术开展的金融业务,而狭义的数字金融一般指互联网企业开展的新型金融模式,与数字普惠金融的概念更为接近<sup>[38]</sup>。由此可见,数字普惠金融的内涵边界小于数字金融,在测度时二者的区别主要体现在是否将商业银行纳入指数编制的范畴。此外,在目前的金融体系下,无论从业务规模抑或是资产存量看,金融科技公司虽逐渐占据一席之地,但商业银行仍处于绝对主导地位。综上,数字金融发展水平的测度指数需将商业银行与金融科技公司覆盖在内。

在数字普惠金融指数的基础上,借鉴谢绚丽和王诗卉<sup>[39]</sup>的研究成果,引入中国商业银行数字化转型指数,以此评估商业银行对数字金融发展水平的贡献。商业银行的数字化转型程度越高,银行总部所在省份的数字金融发展水平也越高。由于两类指数的构建基础和构建方法有较大差异,省域数字金融指数的编制要在确定两类指数的权重之后加权计算得到,过程如下。

(1) 确定两类指数的权重。

数字金融业务的全部资金往来均以网络为载体通过线上支付的方式完成,因而线上支付数据对评估金融科技公司与商业银行的权重具有重要意义。根据用户选择的支付工具的不同,线上支付业务的处理部分是由商业银行完成,另一部分则是由以金融科技公司为代表的非银行支付机构完成。2011 至 2021 年的线上支付数据如表 1 所示。商业银行数字化转型指数与数字普惠金融指数在各年度的权重等于商业银行、非银行机构各自的线上支付金额与当年线上支付总额的比值,如表 2 所示。

表 1 2011—2021 年商业银行与非银行机构的  
线上支付金额(单位:万亿元人民币)

	商业银行	非银行机构
2011	695	2
2012	825	7
2013	1 070	10
2014	1 399	25
2015	2 126	46
2016	2 243	105
2017	2 272	143
2018	2 404	218
2019	2 482	306
2020	2 607	356
2021	2 976	417

表 2 2011—2021 年商业银行数字化转型  
指数与数字普惠金融指数的权重(%)

	商业银行	非银行机构
2011	99.68	0.32
2012	99.15	0.85
2013	99.06	0.94
2014	98.22	1.78
2015	97.88	2.12
2016	95.52	4.48
2017	94.08	5.92
2018	91.68	8.32
2019	89.01	10.99
2020	87.99	12.01
2021	87.71	12.29

数据来源:2013—2021 年数据来自于中国支付清算协会官网(<http://www.pcac.org.cn/>),2011、2012 年数据经网络搜集得到(官网未提供)。

(2) 省域商业银行数字化转型指数。

商业银行数字化转型指数并未给出省级面板数据,因此省域商业银行数字化转型指数的编制要对原有指数进行处理,主要考虑以下三个因素:一是省辖区内各家商业银行的数字化转型程度;二是辖区内实施数字化转型的银行的占比;三是不同类型银行的权重。省域范围内各家商业银行的数字化转型指数越大、实施数字化转型的银行比例越高,省域指数也越大。编制过程如下。

① 商业银行的选取。

原有指数涵盖了全国 246 家商业银行,包括 6 家国有大型商业银行、12 家股份制商业银行、128 家城市商业银行、54 家农村商业银行、29 家外资法人银行和 17 家民营银行。本文将考察这些银行的数字化转型水平并将其作为测度省域数字金融指数的组成部分。

② 六类银行按总部所在省份归类并计算数字化转型指数的均值(DTI)。

将选取的 246 家银行按总部所在省份归类。在此基础上计算 2011—2021 年间 31 个省份六类银行各自数字化转型指数的均值,用来衡量上述时间段内不同省份六类银行的数字化转型程度。

③ 计算各省份六类银行的数字化转型比例(P)。

省域商业银行数字化转型指数的大小与实施数字化转型的银行的比例息息相关。一般来说,年度



内某省实施数字化转型的某类商业银行占该省同类商业银行的比例越大,则该年度省域的商业银行数字化转型指数也越大。

④计算各年度六类银行的权重( $W$ )。

目前我国商业银行体系中,不同类型银行的体量相差较大,决定了各类银行的行业作用力和影响力有所区别。总资产是一个可以表征各类银行在系统内重要程度的较好指标,本文以六类银行各自的总资产占比来表示权重。

⑤计算省域商业银行数字化转型指数。

省域商业银行数字化转型指数的计算公式如下。

$$PBDTI_{i,t} = \sum_{n=1}^6 DTI_{i,t,n} \times P_{i,t,n} \times W_{t,n} \quad (5)$$

其中: $PBDTI_{i,t}$  是  $i$  省在  $t$  年的商业银行数字化转型综合指数; $DTI_{i,t,n}$  表示  $i$  省  $t$  年某类银行的数字化转型指数(步骤②); $P_{i,t,n}$  表示  $i$  省  $t$  年某类银行实施数字化转型的占比(步骤③); $W_{t,n}$  表示  $t$  年度某类银行的权重(步骤④); $n$  取值为 1~6,分别表示大型商业银行、股份制商业银行、城商行、农商行、民营银行、外资银行。

(3)省域数字金融指数。

省域数字金融指数等于省域商业银行数字化转型指数和数字普惠金融指数的加权平均值。引入《北京大学数字普惠金融指数(2011—2021)》(第四期)并提取该指数中的省级面板数据,在所述(1)、(2)两阶段工作的基础上,计算求得 2011—2021 年的省域数字金融指数并根据该指数绘制折线图,如图 1 所示。在将 31 个省份划分为东部、中部、西部地区后,按样本期均值计算的数字金融发展水平排序是东部(62.41)、中部(50.74)、西部(42.13),呈现空间上的发展不均衡态势。

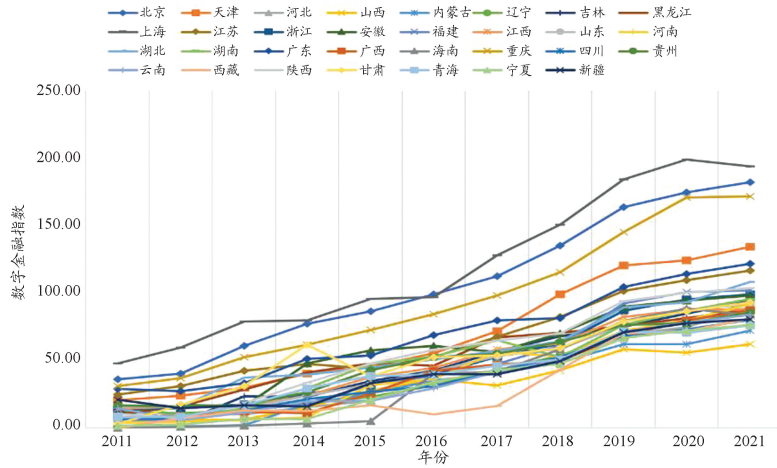


图 1 2011—2021 年省域数字金融指数趋势图

### 3. 中介变量

(1)资本配置效率(CAE)。

借鉴 Wurgler<sup>[40]</sup>模型,选取 31 个省份 2011—2021 年间 40 个工业行业面板数据,以固定资产净值增长率的对数为被解释变量,以工业总产值增长率的对数为解释变量,通过分年度分省份的 OLS 回归来估算资本配置效率。模型如下:

$$\ln\left(\frac{I_{ic,t}}{I_{ic,t-1}}\right) = \alpha_{c,t} + \eta_{c,t} \ln\left(\frac{V_{ic,t}}{V_{ic,t-1}}\right) + \varepsilon_{ic,t} \quad (6)$$

其中: $I_{ic,t}$ 为 $c$ 省份 $i$ 行业第 $t$ 年的固定资产净值; $V_{ic,t}$ 为 $c$ 省份 $i$ 行业第 $t$ 年的工业总产值; $\alpha_{c,t}$ 为常数项; $\eta_{c,t}$ 为 $c$ 省份第 $t$ 年的投资弹性系数,即资本配置效率,表明 $c$ 省份工业各行业投资的变化对行业产出的弹性水平; $\varepsilon_{ic,t}$ 为误差项。

(2) 科技创新效率(IE)。

科技创新效率衡量的是科技创新投入的单位产出。借鉴李政和杨思莹<sup>[41]</sup>的方法,采用 DEA-BCC 模型测算省域的科技创新效率。科技创新活动的投入要素包括人力和资本两部分。R&D 人员全时当量是一个很好的人力投入代理变量,而 R&D 经费内部支出则反映了资本投入量的大小。在科技创新的产出方面,选择发明专利的申请数量作为代理变量。同时,因科技创新的结果反馈具有时滞效应,对发明专利申请数量这一产出变量作滞后一期处理。

(3) 劳动生产率(LP)。

劳动生产率是劳动者在单位时间内的产出。参考杨瑾和傅德印<sup>[42]</sup>对劳动生产率的计量方法,本文采用年度内省域生产总值与该省份就业人数比值的对数来衡量一省的劳动生产率。

4. 控制变量

考虑实体经济增长的影响因素较为复杂,根据研究需要,另外引入 9 个控制变量:(1)固定资产投资(FA\_INV),使用省域固定资产投资总额与 GDP 的比值衡量;(2)产业结构(IS),使用第三产业产值与第二产业产值的比值衡量;(3)对外开放(OPEN),使用省域进出口贸易额与 GDP 的比值计量;(4)外商直接投资(FOR\_INV),使用省域外商直接投资额与 GDP 的比值衡量;(5)政府支出(GOV),使用省级政府财政支出额与 GDP 的比值衡量;(6)城镇化水平(URB),使用省域城镇人口数量与总人口数的比值衡量;(7)人力资本水平(HUMAN),使用省域劳动力平均受教育年限衡量;(8)交通基础设施(INF),使用省域公路里程数与国土面积的比值测度;(9)市场化程度(MARKET),使用省域私营与个体就业人数之和与总就业人数的比值衡量。

各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	中位数	标准差	最小值	最大值
RE	341	9.555 1	9.690 5	0.992 4	6.330 8	11.416 0
DF	341	3.433 9	3.737 2	1.098 8	-2.972 4	5.183 6
CAE	341	-0.025 7	0.302 5	2.078 5	-19.691 0	7.077 0
IE	341	0.465 3	0.425 0	0.245 0	0.068 0	1.000 0
LP	341	9.470 4	8.330 8	4.695 9	3.132 3	28.540 0
FA_INV	341	0.806 5	0.820 7	0.266 6	0.210 0	1.507 0
IS	341	1.335 1	1.176 1	0.719 6	0.527 1	5.244 0
OPEN	341	0.269 0	0.141 7	0.287 3	0.007 6	1.463 8
FOR_INV	341	0.076 3	0.035 2	0.282 4	0.007 7	4.931 5
GOV	341	0.296 7	0.237 7	0.210 0	0.119 6	1.353 8
URB	341	0.580 5	0.570 0	0.131 5	0.226 5	0.895 8
HUMAN	341	9.034 8	9.059 4	1.177 5	4.221 9	12.717 7
INF	341	0.000 1	0.000 1	0.000 1	0.000 0	0.000 9
MARKET	341	0.370 0	0.321 3	0.195 4	0.016 1	0.996 0

四、实证结果分析

(一) 门槛检验和回归分析

1. 门槛效应检验

为确定数字金融与实体经济的非线性关系的门槛数量和具体的门槛值,采用 Hansen 提出的 Bootstrap 自举法进行测算并估计显著性, $P$  值和  $F$  值为反复抽样 500 次后的统计结果。依次假设存在 3、2 和 1 个门槛值,分别经过三重、双重和单一门槛效应检验后,发现双重门槛检验  $F$  值为 26.21,对应  $P$  值为 0.032,在 5% 水平下通过显著性检验,即验证了存在双重门槛效应,门槛值分别为 1.901 7 和 4.729 7,结果如表 4、表 5 所示。

表 4 双重门槛效应检验

	RSS	MSE	$F$ 值	$P$ 值	临界值		
					10%	5%	1%
双重门槛	0.683 2	0.002 4	26.21	0.032	13.374	18.206	29.332

表 5 双重门槛估计值

门槛	估计值	95% 置信区间
Th-21	1.901 7	[1.4796, 1.9638]
Th-22	4.729 7	[4.6507, 4.8498]

图 2 是上述双重门槛检验的极大似然比函数图。经过反复搜索和试验,当极大似然比函数 LR 取值为 0 时,对应的两个横坐标即为两个门槛值,分别是 1.901 7(左图)和 4.729 7(右图)。位于门槛值左右的 LR 与水平虚线的两个交点对应的横坐标则构成了 95% 置信区间。

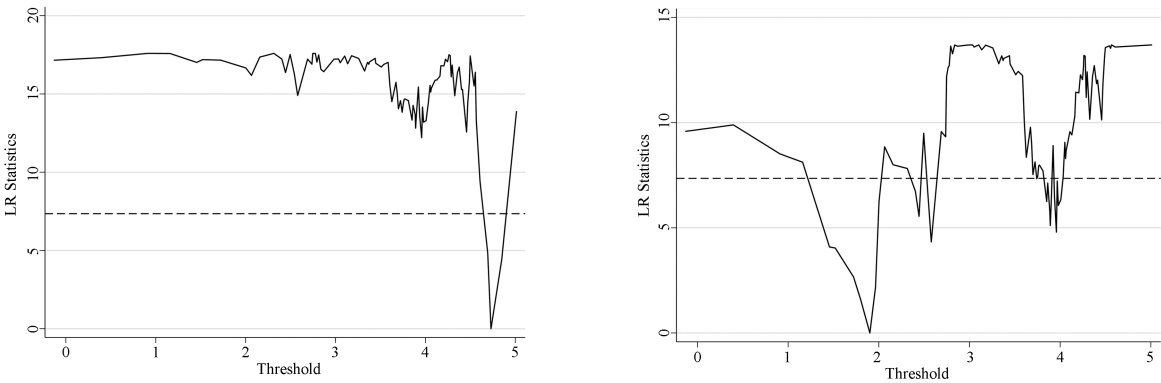


图 2 双重门槛极大似然比函数图

2. 门槛回归结果

在门槛效应检验的基础上构造固定效应面板门槛模型进行回归分析,如表 6 所示。当数字金融(DF)测度值小于第一门槛值 1.901 7 时,系数为 0.050 1 且在 1% 水平上显著。当数字金融测度值上升至第一门槛值与第二门槛值之间时,系数为-0.041 7 且在 1% 水平上显著。当数字金融测度值继续上升并越过第二门槛值后,系数是-0.022 6 且同样在 1% 水平上显著。由此可见,数字金融对实体经济的影响是非线性的,数字金融在发展初期能够促进实体经济增长。随着数字金融水平的提高,其对实体经济增长的抑制作用开始凸显,但这种抑制作用相比于促进作用稍显微弱,而且在数字金融水平发展到一定程度后,抑制作用将会进一步衰减且持续存在,假设 H1 得以证实。值



得一提的是,控制变量中的对外开放(OPEN)的系数为负且在1%水平上显著,原因可能是近年来我国进出口贸易额的增加主要来自于服务贸易额的快速增长,而受中美贸易战以及市场环境的影响,货物贸易额增速则相对平稳,即进出口总额上升但货物贸易的进出口份额下降,这种对外开放水平的提高会对以货物的生产制造为特征的实体经济产生挤出效应,不利于实体经济增长。

表 6 门槛回归结果

变量	系数估计值	标准误差	<i>t</i> 值	<i>P&gt;t</i>	95%置信区间	
DF≤1.901 7	0.050 1***	0.009 8	5.09	0.000	0.03	0.07
1.901 7<DF≤4.729 7	-0.041 7***	0.008 0	-5.22	0.000	-0.06	-0.03
DF>4.729 7	-0.022 6***	0.006 0	-3.77	0.000	-0.03	-0.01
FA_INV	0.052 0**	0.023 3	2.24	0.026	0.01	0.10
IS	-0.022 9	0.024 5	-0.92	0.357	-0.07	0.03
OPEN	-0.468 9***	0.053 1	-8.83	0.000	-0.57	-0.36
FOR_INV	0.020 6	0.013 6	1.52	0.131	-0.01	0.05
GOV	1.268 9***	0.146 1	8.68	0.000	0.98	1.56
URB	3.914 1***	0.170 3	22.99	0.000	3.58	4.25
HUMAN	0.204 5	1.409 6	0.15	0.885	-2.57	2.98
INF	0.055 0***	0.010 9	5.06	0.000	0.03	0.08
MARKET	0.196 2***	0.043 1	4.55	0.000	0.11	0.28
_cons	7.117 0***	0.104 8	67.92	0.000	6.91	7.32

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%、10% 水平上显著,下同。

3. 区域异质性

为提高对策措施的针对性与靶向性,要进一步考察数字金融对实体经济影响的区域差异,为此,本文将 31 个省份划分为东部、中部、西部并分别进行门槛检验与回归分析。

(1) 东部地区。

东部地区包括北京、上海在内共计 11 个省市,区域产业结构好,对外开放度高。门槛检验结果如表 7、表 8 所示,*F* 值为 22.91,对应 *P* 值为 0,在 1% 水平下通过显著性检验,即存在单一门槛效应,门槛值为 4.821 1。表 9 的回归结果显示当数字金融测度值小于 4.821 1 时,系数是-0.062 7 且在 1% 水平上显著;在大于门槛值时系数绝对值变小且在 5% 的水平上显著,表明东部地区的数字金融抑制了实体经济增长。结合 31 个省份全样本回归结果可知,东部地区的数字金融发展水平已经越过了第一门槛值,因而回归曲线位于其右侧区间。东部地区金融资源集聚,也是我国数字经济的创新引领区域,但从对实体经济的作用效果看,东部地区的数字金融已经出现过度发展迹象。

表 7 单门槛效应检验(东部地区)

	RSS	MSE	<i>F</i> 值	<i>P</i> 值	临界值		
					10%	5%	1%
单门槛	0.184 9	0.002 1	22.91	0	9.410	11.598	13.548

表 8 单门槛估计值(东部地区)

门槛	估计值	95%置信区间
Th-1	4.821 1	[4.731 1,4.849 8]

表9 门槛回归结果(东部地区)

变量	系数估计值	标准误差	<i>t</i> 值	<i>P&gt;t</i>	95%置信区间	
DF≤4.821 1	-0.062 7***	0.017 4	-3.61	0.001	-0.10	-0.03
DF>4.821 1	-0.031 3**	0.015 1	-2.08	0.041	-0.06	0.00
_cons	7.361 5***	0.246 2	29.91	0.000	6.87	7.85
控制变量	Yes					

## (2) 中部地区。

中部地区包括 10 个省份,自然资源丰富,区位优势明显。门槛检验结果显示 *F* 值为 16.24,对应 *P* 值为 0.018,在 5%水平下通过显著性检验,即存在单门槛效应,门槛值为 1.862 0,如表 10 和表 11 所示。从表 12 看,数字金融测度值在小于门槛值时的系数为 0.059 2 且在 1%水平上显著,大于门槛值时的系数为-0.012 8 且在 10%水平上显著,表明在门槛值两侧区间内数字金融对实体经济呈现不同的作用效果,且促进作用远大于抑制作用,这与东部地区的回归结果有所区别,但与全样本结果部分吻合。这一结果再次印证了本文的两个发现:一是东部地区的数字金融发展水平高于中部地区;二是过度发展数字金融会抑制实体经济。

表10 单门槛效应检验(中部地区)

	RSS	MSE	<i>F</i> 值	<i>P</i> 值	临界值		
					10%	5%	1%
单门槛	0.110 5	0.001 4	16.24	0.018	10.051	12.348	17.641

表11 单门槛估计值(中部地区)

门槛	估计值	95%置信区间
Th-1	1.862 0	[1.777 0,1.904 4]

表12 门槛回归结果(中部地区)

变量	系数估计值	标准误差	<i>t</i> 值	<i>P&gt;t</i>	95%置信区间	
DF≤1.862 0	0.059 2***	0.022 0	2.69	0.009	0.02	0.10
DF>1.862 0	-0.012 8*	0.014 2	-1.89	0.061	-0.05	0.00
_cons	6.967 4***	0.188 5	36.96	0.000	6.59	7.34
控制变量	Yes					

## (3) 西部地区。

西部地区包括 10 个省份,特点是基础设施相对落后,产业结构较为单一。经门槛检验发现,*F* 值为 17.60,*P* 值为 0.014,在 5%水平下通过显著性检验,说明存在单门槛效应,门槛值为 1.047 5,如表 13 和表 14 所示。进一步使用模型(2)对该地区样本进行固定效应回归,结果如表 15 所示。当数字金融的测度值小于门槛值 1.047 5 时,系数为-0.089 2 且在 1%水平上显著;当数字金融的测度值大于门槛值 1.047 5 时,系数为-0.004 7 且不显著。表明在门槛值两侧,数字金融均抑制了实体经济增长。西部地区的数字金融发展水平较东部、中部更低。同时,全样本回归结果表明数字金融在发展水平较低的条件下能够对实体经济发挥正向促进作用,据此推测西部地区的数字金融与实体经济应具有正相关关系,然而实证结果与此相反,原因可以用金融发展的“需求跟进(追随)理论”予以解释。Robinson、Lucas 是该理论的代表人物,他们认为金融发展是经济扩张尤其是实体经济活

动的结果,经济的扩张创造出金融需求,金融体系为满足相应的金融服务需求就会自然衍生出与之相适应的金融供给,即经济发展水平决定了金融发展程度,金融随着经济发展而被动发展<sup>[43-44]</sup>。西部地区经济发展水平落后,金融需求有限,大力发展数字金融会增加金融供给,容易导致该地区金融资源供过于求而发生供给过剩,不仅造成资源浪费,也会因资源配置不均衡<sup>②</sup>而挤压实体经济的生存空间,进而抑制实体经济发展。因此,数字金融的发展水平要与实体经济对金融的需求相适应,否则数字金融将成为实体经济发展的桎梏<sup>③</sup>。

表 13 门槛效应检验(西部地区)

	RSS	MSE	F 值	P 值	临界值		
					10%	5%	1%
单门槛	0.163 3	0.002 4	17.60	0.014	10.456	12.698	20.590

表 14 单门槛估计值(西部地区)

门槛	估计值	95%置信区间
Th-1	1.047 5	[-1.031 0,1.787 1]

表 15 回归结果(西部地区)

变量	系数估计值	标准误差	t 值	P>t	95%置信区间	
DF≤1.047 5	-0.089 2***	0.016 6	-5.37	0.000	-0.12	-0.06
DF>1.047 5	-0.004 7	0.010 0	-0.47	0.639	-0.02	0.02
_cons	6.333 0***	0.180 1	35.16	0.000	5.97	6.69
控制变量	Yes					

(二)作用机制分析

根据模型(2)、(3)、(4)对资本配置效率(CAE)、科技创新效率(IE)、劳动生产率(LP)的中介传导效应进行检验,结果如表 16 所示。

列(1)是模型(2)代表的全样本基准回归的结果,数字金融(DF)变量的系数是 0.020 7,在 1%的水平上显著促进了实体经济增长。列(2)、列(3)的数字金融变量和资本配置效率变量的系数均为正且显著,表明数字金融能够通过提高资本配置效率而间接对实体经济发挥正向促进作用,即资本配置效率具有中介效应,假设 H2 得以证实。

列(4)显示数字金融的系数是-0.032 1,虽不显著,但负号表示数字金融抑制了科技创新效率的提高。数字金融扩大了创新投入和创新产出的绝对量,但投入增幅大于产出增幅的作用效果导致效率下滑。列(5)科技创新效率变量的系数是 0.039 9,在 5%水平上显著,表明科技创新效率的提高可以促进实体经济增长。综合而言,科技创新效率没有发挥中介效应,假设 H3b 得以验证。

列(6)数字金融变量的系数为 0.041 4,说明发展数字金融会在一定程度上提升劳动生产率。同时,该系数不显著表明无法确定金融数字化变革与“生产率悖论”现象之间存在何种关联。列(7)

②详见本文第二部分“理论分析和研究假设”之“数字金融的抑制作用”的第三个原因。  
③西部地区和东部地区的数字金融均抑制了实体经济增长,但二者有所不同。东部地区的数字金融水平更高,进入“绝对过度”发展阶段(金融供给远大于实体经济需求),数字金融对实体经济的抑制作用短期内不可逆转。西部地区的数字金融水平虽然较低,但进入“相对过度”发展阶段(金融供给略大于实体经济需求)。当实体经济增长创造更多的金融需求以致需求大于供给时,将会带动数字金融水平上升,而数字金融水平上升又会助力实体经济进一步增长,从而数字金融对实体经济由抑制转变为促进。



劳动生产率的系数是 0.036 3,在 1%水平上显著。数字金融的系数是 0.019 2 且同样在 1%水平上显著,整体看无法判断劳动生产率是否具备中介效应。为此,另外采用基于偏差校正的非参数百分位 Bootstrap 方法进行检验,重复取样 1 000 次,结果如表 17 所示。间接效应的  $P$  值是 0.023,表明劳动生产率发挥了中介效应,假设 H4a 得到验证。

表 16 作用机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
变量	RE	CAE	RE	IE	RE	LP	RE
DF	0.020 7 *** (3.31)	0.293 1 *** (4.46)	0.019 5 *** (2.74)	-0.032 1 (-1.50)	0.022 0 *** (3.53)	0.041 4 (0.43)	0.019 2 *** (3.79)
CAE			0.003 9 ** (2.58)				
IE					0.039 9 ** (2.26)		
LP							0.036 3 *** (12.04)
_cons	7.246 4 *** (68.10)	7.555 1 * (1.73)	7.582 7 *** (57.00)	-0.061 7 (-0.17)	7.248 8 *** (68.64)	-5.354 1 *** (-3.39)	7.459 9 *** (85.07)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	341	341	341	341	341	341	341
Adj $R^2$	0.953	0.412	0.951	0.568	0.954	0.891	0.970
$F$	547.2	10.61	512.7	17.65	505.5	220.1	776.8

表 17 劳动生产率(LP)的作用机制检验(Bootstrap)

	系数	标准误差	$z$ 值	$P>z$	95%置信区间	
间接效应	0.025 8	0.011 3	2.28	0.023	0.003 6	0.048 1
直接效应	0.264 7	0.046 6	5.68	0.000	0.173 4	0.356 0

## 五、结论与建议

本文在采用全新方法计量数字金融变量的基础上,以 2011—2021 年我国内地 31 个省份的省级面板数据为样本,考察数字金融对实体经济的影响及作用机制。

首先,数字金融(门槛变量)与实体经济之间存在双门槛非线性关系。数字金融发展水平在小于第一门槛值时能够显著促进实体经济增长。随着数字金融发展水平的上升,其对实体经济开始呈现显著的抑制作用。当数字金融发展水平大于第二门槛值时,抑制作用将衰减并持续下去。数字金融对实体经济的非线性作用效果表明数字金融的适度发展有助于实体经济增长,过度发展将损害实体经济。

其次,数字金融对实体经济的影响在不同地区有所差异。东部地区的数字金融与实体经济之间存在单门槛非线性关系,在门槛值两侧数字金融均抑制了实体经济增长,并且这种抑制作用在数

字金融水平越过门槛值后开始衰减,反映了东部地区已出现数字金融过度发展迹象;中部地区的数字金融与实体经济之间同样存在单门槛非线性关系,在小于门槛值时数字金融对实体经济增长表现出强烈而显著的促进作用,在大于门槛值时则表现出微弱而显著的抑制作用,反映了中部地区的数字金融具有较大的发展潜力;西部地区的数字金融与实体经济之间也存在单门槛非线性关系,回归结果显示该地区的数字金融在门槛值两侧都抑制了实体经济增长,反映了西部地区数字金融发展导致金融供给过剩,因而出现数字金融水平与实体经济不匹配的矛盾。

最后,资本配置效率和劳动生产率在数字金融与实体经济之间发挥了中介传导效应,科技创新效率没有发挥中介效应,并且数字金融的发展抑制了科技创新效率的提高。

基于上述结论,本文提出如下政策建议。

第一,坚持发展新质生产力,充分利用数字金融提升要素供给效率,进而赋能实体经济。为此,要以创新引领变革为宗旨毫不动摇地推动生产力要素优化配置,要以数字驱动发展为思路坚定不移地推进金融发展转型升级。要从生产端发力,以数字金融为抓手着力提高资本配置效率和劳动生产率,促进实体经济高质量发展。

第二,央行、国家金融监督管理总局、工信部等部门要对金融行业的数字化转型工作给予合理规范的引导与调控,在倡导金融机构实施数字化转型的同时应重点防范由资源投入过度和监管不到位引发的数字金融发展失衡问题,避免因金融风险隐患加大和虚拟经济膨胀而妨碍实体经济发展。

第三,有关部门要因地制宜地制定颁布数字金融发展的政策法规。在政策配套与资源配置方面向中部省份适当倾斜,鼓励中部省份加大数字金融发展力度。对东部省份和西部省份要收紧数字金融相关的政策审批,严格限制新金融机构的设立与互联网金融牌照的发放,防止数字金融过度发展。此外,要从新型工业化和基础设施建设入手不断加大对西部省份实体经济的扶持力度,借此创造更多的金融服务需求,进而带动数字金融的发展。

第四,对科技创新的融资请求,金融机构应强化审慎意识,恪守独立性和职业道德,在尊重知识产权与商业机密的基础上依托“人工方式+数字金融工具”进行全面细致的尽职调查,客观评估创新风险,切实增强信贷决策的科学性,避免挪用、滥用信贷资金的行为,提高资金使用效益,努力提升科技创新效率。

#### 参考文献:

- [1] GOLDSMITH R W. Financial structure and development[M]. New Haven: Yale University Press, 1969: 50-62.
- [2] 谈儒勇. 中国金融发展和经济增长关系的实证研究[J]. 经济研究, 1999(10): 53-61.
- [3] MCKINNON R. Money and capital in economic development[M]. Washington, D. C: The Brookings Institution Press, 1973: 113-126.
- [4] SHAW E S. Financial deepening in economic development[M]. New York, Oxford University Press, 1973: 10-14.
- [5] 赵志君. 金融资产总量、结构与经济增长[J]. 管理世界, 2000(3): 126-136, 149.
- [6] DEMETRIADES P O, HUSSEIN K A. Does financial development cause economic growth? Time-series evidence from 16 countries[J]. Journal of Development Economics, 1996, 51(2): 387-411.
- [7] 黄智淋, 董志勇. 我国金融发展与经济增长的非线性关系研究: 来自动态面板数据门限模型的经验证据[J]. 金融研究, 2013(7): 74-86.
- [8] 王利晓, 韩先锋. 数字金融动态赋能地区产业升级效应及渠道研究[J]. 技术经济与管理研究, 2023(5): 109-114.

- [9] 易行健,周利.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,2018(11):47-67.
- [10] CHENG C Y, CHIEN M S, LEE C C. ICT diffusion, financial development, and economic growth: An international cross-country analysis[J]. *Economic Modelling*, 2021, 94: 662-671.
- [11] 谢绚丽,沈艳,张皓星,等.数字金融能促进创业吗:来自中国的证据[J].经济学(季刊),2018(4):1557-1580.
- [12] 黄锐,赖晓冰,赵丹妮,等.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[J].中国经济问题,2021(1):52-66.
- [13] 梁琦,林爱杰.数字金融对小微企业融资约束与杠杆率的影响研究[J].中山大学学报(社会科学版),2020(6):191-202.
- [14] 贾俊生,刘玉婷.数字金融、高管背景与企业创新:来自中小板和创业板上市公司的经验证据[J].财贸研究,2021(2):65-76,110.
- [15] 段军山,高雯玉.数字金融发展对企业全要素生产率的影响研究[J].当代财经,2022(5):51-62.
- [16] 薛莹,胡坚.金融科技助推经济高质量发展:理论逻辑、实践基础与路径选择[J].改革,2020(3):53-62.
- [17] 汪亚楠,叶欣,许林.数字金融能提振实体经济吗[J].财经科学,2020(3):1-13.
- [18] 马红梅,赵志尚.数字普惠金融对中国实体经济发展的区域异质性影响研究:效果检验与传导机制[J].重庆理工大学学报(社会科学),2022(5):40-50.
- [19] 姚登宝,俞旭海.数字金融能推动区域经济高质量发展吗?[J].沈阳工业大学学报(社会科学版),2023(2):154-163.
- [20] 成群蕊,李季刚.数字金融与实体企业“脱实向虚”:促进还是抑制[J].新金融,2021(7):35-43.
- [21] 马克思.资本论(第3卷)[M].北京:人民出版社,2004:533-548.
- [22] 李呈.数字金融助力文化产业高质量发展:机制、效果、挑战与路径[J].东岳论丛,2023(5):182-190.
- [23] 史依铭,严复雷.“数字红利”还是“数字鸿沟”:数字金融发展与我国宏观区域经济[J].统计学报,2023(1):55-72.
- [24] ARCAND J L, BERKES E, PANIZZA U. Too much finance?[J]. *Journal of economic growth*, 2015, 20(2): 105-148.
- [25] 杨秀萍,白钦先.金融边界理论初探[J].金融评论,2015(6):91-108,126.
- [26] 李奇琦.金融边界与金融过度化发展:基于金融结构内生的视角[J].广东社会科学,2019(4):43-52.
- [27] 刘晓欣,陈天鑫.重新认识当代宏观经济运行的基本规律:基于“实体经济—虚拟经济”分析框架视角[J].当代经济研究,2024(4):61-74.
- [28] 潘媛媛,汪洋.数字金融与企业“脱实向虚”:基于企业金融化与实体投资双重视角[J].当代金融研究,2024(5):80-93.
- [29] 吴非,冯静,向海凌.“金融科技—金融监管”匹配对企业脱实向虚的治理研究[J].金融论坛,2024(8):3-14.
- [30] 赵紫剑,王昱崴,生蕾.金融投入、创新环境与高新技术企业发展[J].金融理论与实践,2021(9):32-41.
- [31] 唐志武,左慧.辽宁省科技金融投入产出效率研究[J].长春金融高等专科学校学报,2024(4):19-25,89.
- [32] 蒋鹏程,江红莉.数字金融与实体企业金融投资行为[J].统计与信息论坛,2023(1):43-54.
- [33] GRILICHES Z. Capital-skill complementarity[J]. *Review of Economics and Statistics*, 1969, 51(4): 465-468.
- [34] 江红莉,蒋鹏程,胡林柯.数字金融影响了劳动收入份额吗:来自中国上市公司的经验证据[J].广东财经大学学报,2022(3):34-48.
- [35] 蔡庆丰,王瀚佑,李东旭.互联网贷款、劳动生产率与企业转型:基于劳动力流动性的视角[J].中国工业经济,2021(12):146-165.
- [36] HANSEN B E. Sample splitting and threshold estimation[J]. *Econometrica*, 2000, 68(3): 575-603.
- [37] 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014(5):731-745.
- [38] 郭峰,王靖一,王芳,等.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),2020(4):1401-1418.
- [39] 谢绚丽,王诗卉.中国商业银行数字化转型:测度、进程及影响[J].经济学(季刊),2022(6):1937-1956.
- [40] WURLER J. Financial markets and the allocation of capital[J]. *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(1/2): 187-214.
- [41] 李政,杨思莹.财政分权、政府创新偏好与区域创新效率[J].管理世界,2018(12):29-42,110,193-194.
- [42] 杨瑾,傅德印.数字经济对劳动生产率的影响:基于省级面板数据的实证[J].统计与决策,2023(1):5-10.



- [43] ROBINSON J. The rate of interest; and other essays[M]. London: Macmillan, 1952: 67–142.
- [44] LUCAS R E. On the mechanics of economic development[J]. Journal of Monetary Economics, 1988, 22(1): 3–42.

## Research on the effects and mechanisms of digital finance serving for the real economy in the context of new quality productive forces

HUI Nan<sup>1,2,3</sup>, WANG Xin<sup>4</sup>, LI Jinke<sup>2</sup>

- (1. School of Accounting, Shandong Technology and Business University, Yantai 264005, P. R. China;  
2. Business School, Qingdao University, Qingdao 266071, P. R. China;  
3. Bank of Rizhao, Rizhao 276800, P. R. China;  
4. Department of Planning and Finance, University of Jinan, Jinan 250024, P. R. China)

**Abstract:** New quality productive forces bring new opportunities for financial digital transformation and economic upgrading. The age-old topic of the relationship between financial development and economic growth is becoming more and more time-honoured. Based on the combination of the Digital Inclusive Finance Index and the Digital Transformation Index of Commercial Banks, a new measurement of the development level of provincial digital finance is conducted. Furthermore, based on the panel data of 31 provinces in the mainland of China from 2011 to 2021, the effect of digital financial development on the real economy is empirically examined using the threshold model. The study finds that: Firstly, the impact of digital finance on the real economy is characterized by a two-threshold non-linear relationship. The level of digital finance development can strongly and significantly promote real economic growth when it is less than the first threshold, play a significant inhibiting role when it rises between the first and second thresholds, and the inhibiting role of digital finance further attenuates after the second threshold is crossed, but still remains significant; Secondly, the regional heterogeneity analysis shows that the impact of digital finance on the real economy in the eastern, central and western regions all show single-threshold characteristics, but with different effects. Digital finance in the eastern region significantly inhibits real economic growth on both sides of the threshold, and the inhibiting effect decays after crossing the threshold. Digital finance in the central region has a significant facilitating effect on the real economy when it is less than the threshold and a significant inhibiting effect when it is greater than the threshold. In the western region, digital finance has a significant inhibiting effect on the real economy when it is less than the threshold and a non-significant inhibiting effect when it is greater than the threshold; Thirdly, new quality productive forces theory reveals the intrinsic power source of real economic growth from the three dimensions of capital allocation, scientific and technological innovation, and labour supply respectively. Mechanism tests based on new quality productive forces theory show that capital allocation efficiency and labour productivity play an intermediary transmission effect, but technological innovation efficiency does not have an intermediary effect. The study provides a theoretical basis for the adjustment of digital financial development strategy and the choice of path for digital financial services to the real economy, and is of policy revelation significance in guiding the coordinated development of digital finance and the real economy and promoting the development of new quality productive forces.

**Key words:** new quality productive forces; digital finance; real economy; transfer virtual economy to real economy; nonlinear relationship

(责任编辑 傅旭东)