

引用格式:葛文峰,徐阳,冉启英.金融科技对地区新质生产力的影响研究[J].技术经济,2025,44(4):57-71

Ge Wenfeng, Xu Yang, Ran Qiyang. The impact of FinTech on regional new quality productive forces[J]. Journal of Technology Economics, 2025, 44(4): 57-71.

金融科技对地区新质生产力的影响研究

葛文峰¹, 徐阳¹, 冉启英^{2,3}

(1. 新疆大学经济与管理学院, 乌鲁木齐 830000; 2. 上海商学院商务经济学院, 上海 200000;

3. 新疆大学新疆创新管理研究中心, 乌鲁木齐 830000)

摘要:当前,中国正处于百年变局与新一轮科技革命的历史性交汇点,面临错综复杂的内外部环境,亟须形成和发展新质生产力。金融科技是深化金融供给侧结构性改革、构建现代金融体系的关键环节,也是助推地区新质生产力发展的重要引擎,为实现经济的高质量发展注入了巨大的动力。因此,考察金融科技对地区新质生产力的影响具有重要的现实意义。为此,以2012—2022年中国30个省份(因数据缺失,未包含西藏及港澳台地区)为研究样本,探讨了金融科技水平对地区新质生产力的影响,并检验了金融监管的调节效应。结果表明:①金融科技能够赋能地区新质生产力的发展,该结果经过替换被解释变量、更改样本时间跨度等一系列稳健性检验和缓解内生性问题后依旧成立。②金融科技对地区新质生产力的影响存在显著的异质性。具体而言,金融科技水平在东部地区和中西部地区均能显著促进新质生产力的发展,但在中西部地区的促进效应更为突出;在民间金融水平较低地区金融科技对新质生产力的促进作用更强;金融科技达到一定水平才对地区新质生产力产生促进作用。③金融监管对金融科技水平和地区新质生产力水平之间的关系起到正向调节作用。④金融科技水平对新质生产力的驱动效应存在非线性关系,其驱动效果受金融监管水平的约束。研究结论为促进金融科技发展,强化金融监管和提高地区新质生产力水平提供经验证据。

关键词:新质生产力;金融科技;金融监管;调节效应;门槛效应

中图分类号: F124 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-980X(2025)04-0057-15

DOI: 10.12404/j.issn.1002-980X.J24052421

一、引言

随着全球经济增速放缓、大国竞争加剧,加之新一轮科技革命和产业变革的冲击,中国正处于百年变局与新一轮科技革命的历史性交汇点,面临错综复杂的内外部环境^[1]。从外部来看,全球产业链上“去中国化”的趋势愈发明显,并且西方国家在关键技术和产品领域的封锁也越发严密^[2]。从内部来看,中国正面临需求减少、结构调整及预期转弱的三重挑战,并且以高消耗和高污染为特征的增长模式导致生态环境破坏严重,不具有可持续性^[3]。因此,中国亟须创新增长方式,为经济发展注入新的动力。加快形成和发展新质生产力,是持续增强中国发展动能,争夺新一轮科技革命、产业变革发展制高点和实现自身经济高质量发展的关键路径。

习近平总书记在中共中央政治局第十一次集体学习时指出,新质生产力是创新起主导作用,摆脱传统经济增长方式、生产力发展路径,具有高科技、高效能、高质量特征,符合新发展理念的先进生产力质态。这一概念被提出后,学界对其进行了广泛的研究。从概念内涵来看,新质生产力继承了马克思主义生产力理论,是由技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级而催生的当代先进生产力^[4]。在不同历史时期,生产力三要素具有不同的内涵和组合方式,并以此形成符合时代特征的生产力,而新质生产力则是

收稿日期: 2024-05-24

基金项目: 国家自然科学基金“西部地区节能潜力与实现机制研究”(71463057);新疆维吾尔自治区科技创新战略研究专项“新疆科技经费投入机制与绩效评价研究”(2021B04001-4)

作者简介: 葛文峰(1991—),新疆大学经济与管理学院博士研究生,研究方向:金融科技、经济可持续发展;徐阳(1995—),新疆大学经济与管理学院博士研究生,研究方向:环境经济、经济可持续发展;(通信作者)冉启英(1980—),博士,上海商学院商务经济学院教授,博士研究生导师,研究方向:资源配置与可持续发展。

当代的生产力系统,由新型劳动者、新型劳动对象和新型生产资料所构成^①。同时,随着数字技术与全球经济的深度融合,这些以数字化、智能化为主要特征的新型生产要素所催生出的新质生产力与传统的以要素积累为特征的生产力具有本质的区别^[1,5]。具体而言,新质生产力具有创新驱动、绿色环保和数字化三重特征^[6]。从指标测度来看,现有文献对于新质生产力的测度主要依据其具体表征构建指标体系进行研究^[7]。例如,吴继飞和万晓榆^[8]从新质人才资源、新质科学技术、新质产业形态和新质生产方式4个维度构建了指标体系,评价了各省区的新质生产力发展水平;刘建华等^[9]从新动能、新产业和新模式三个维度测度了重大国家战略区域的新质生产力水平。从发展路径来看,学界认为完善制度保障、优化创新机制、构建新型生产关系是提高新质生产力水平的关键路径^[10-12]。

新质生产力主要表现为“三新”,即新产业、新模式、新动能,体现了技术创新的重要性,与创新驱动战略和创新型国家建设相吻合^[13]。但其发展具有不确定性强、研发投入大、投资周期长、投资风险高的特征^[14],需要投入海量的资源进行持续性的支持。而金融作为经济的血脉,是经济系统中进行资源配置的重要部分^[15],因此新质生产力的发展需要长期的金融支持。现有文献已从金融聚集^[16]、金融市场结构^[17]、货币政策^[18]和金融风险^[19]等视角探讨了金融对新质生产力的影响,但金融科技如何影响新质生产力的发展却较少有学者讨论。

金融稳定委员会(FSB)将金融科技定义为是以一系列新兴科技为技术驱动,包含金融产品及应用、金融服务、金融业务模式等方面的金融创新,且对金融市场、金融机构及金融供给方式产生实质性的影响,同时也对金融服务效率提升的范式和结构进行了全面革新,有助于促使新兴信息技术与金融业的深度融合^[20]。这一概念已得到诸多学者和金融监管机构的认同。因此,本文在沿用该概念的基础上,将金融科技界定为基于数字技术和数据要素的金融创新,其能有效降低交易成本、提高金融效率与丰富金融产品和服务,进而重塑传统金融业。现阶段,学界对于金融科技指数的测度主要采用综合指标、文本挖掘和金融科技企业数量三种方法。一是基于多指标构建指标体系,测度各地区的金融科技指数,如北京大学的数字普惠金融指数、浙江大学的金融科技中心指数等;二是基于对新闻或年报的文本分析,测度企业或地区的金融科技指数,其中李春涛团队和盛天翔团队的方法最具代表性^[21-22];三是基于金融科技某方面的特征对金融科技指数进行测度,如宋敏等^[23]采用区域内金融科技企业数量衡量该地区的金融科技发展水平。

那么,金融科技如何赋能新质生产力?首先,金融科技依托于数字技术和数据要素,在创新金融产品同时还能够大幅改善金融资源配置效率^[24],为企业技术创新提供金融支持,并加速创新成果的转化^[25],从而在技术创新方面助力新质生产力的发展。其次,金融科技利用数字手段,能够为战略性新兴产业的发展提供资金支持和风险管理,从而使生产要素在更大的范围内进行流动^[26]。此外,金融科技对数据采集和分析具有先天优势,因此其能够更好地通过数据要素对传统要素进行赋能^[27],从而在要素创新性配置方面助力新质生产力的发展。最后,金融科技依托于大数据和人工智能技术能够有效实现政策传导。例如,在绿色发展的大背景下,金融科技可以通过绿色金融等方式促进产业进行绿色创新和绿色转型^[28],从而在产业转型方面助力新质生产力的发展。

鉴于此,本文聚焦于金融科技和地区新质生产力的发展,采用2012—2022年中国30个省份(因数据缺失,未包含西藏地区和港澳台地区)的数据对二者间的关系进行实证检验。可能的边际贡献在于:①依据生产力三要素构建了包含22个指标的新质生产力测度体系,丰富了新质生产力现有的研究;②厘清金融科技对地区新质生产力发展的差异化影响,并就地区异质性、民间金融水平异质性和金融科技水平异质性进行分析,为政策的精准化实施提供依据;③把金融科技、新质生产力和金融监管纳入同一框架进行讨论,揭示金融监管在金融科技影响新质生产力发展中的调节作用,为促进新质生产力发展提供了新的依据。

① 习近平在中共中央政治局第十一次集体学习时强调:加快发展新质生产力 扎实推进高质量发展[EB/OL]. [2024-02-01]. 中国政府网.
https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202402/content_6929446.htm.

二、理论分析与研究假设

(一) 金融科技对地区新质生产力发展的直接影响

金融科技能够通过科技与金融的创新性融合,充分将数字技术运用于金融领域,从而扩大金融服务的覆盖范围,降低金融服务的交易成本,加快中国金融供给侧的结构性改革,扎实推进现代金融体系的建设,持续转变传统金融的资源配置方式,进而凭借资源配置效应、市场扩张效应和技术溢出效应推动地区新质生产力的发展,金融科技助力地区新质生产力发展的路径如图1所示。

从资源配置效应的视角来看,金融科技的出现能够有效缓解金融资源配置效率低和配置扭曲的问题,增强金融对于实体经济的服务功能^[29]。第一,金融科技能够有效缓解技术创新行为的融资约束问题,增强金融对于技术创新的服务功能。根据熊彼特的创新理论,研发创新作为区域经济发展的关键动力,金融科技的发展对地区新质生产力的发展进行了有效的资金支持。一方面,金融科技的出现有效降低金融市场上的信息不对称,能够大大降低金融资源的流动性限制,缓解信贷市场上的信贷歧视和约束问题,从而破除技术创新的资金桎梏,提升地区技术创新的数量和质量^[30]。金融科技以较低的成本帮助企业、行业解决了融资难问题,充足的流动性也能进一步促进新技术的传播与使用,从而促进地区新质生产力的提升。另一方面,区块链等一系列技术能帮助机构降低监督成本,加强贷后风险控制,进一步规范企业的技术创新行为,从而助力地区的技术创新^[31]。第二,新技术的普及运用及战略性新兴产业的兴起是地区新质生产力发展的关键环节。在当前高质量发展的时代背景下,战略性新兴产业聚焦于新一代信息技术、新材料、高端装备等高技术行业^②,但该类型的行业和企业往往伴随着较长的投资回收期 and 较大的违约风险,传统金融对于风险的管理能力通常偏弱,抑制了金融资源流向战略性新兴产业。而金融科技所涵盖的区块链、人工智能等一系列新型信息技术能够弥补传统金融风险管控能力弱的问题,从而提升金融资源配置效率,使更多的金融资源流向更先进、更有发展前景的新质产业方向和价值链,极大促进了战略性新兴产业的发展及地区产业结构的优化^[32]。此外,在新质生产力的发展过程中,必然伴随着一系列风险,金融科技可以有效利用数据和技术优势,根据新质生产力发展主体的差异性,因地制宜的设计保险、资产证券化等金融衍生品帮助企业有效规避、分散各类风险^[33],助力地区新质生产力的发展。

从市场扩张效应的视角来看,根据需求拉动型经济增长理论,市场需求能够有效促进生产力的发展^[34]。金融科技充分利用数字化技术的优点,扩大了金融服务的覆盖范围、丰富了金融服务的产品类别,有效弥补传统金融对于机构网点的依赖性,打破了空间和时间对于金融发展的限制,解决了长尾群体的金融服务问题,有效扩大了金融市场规模。在此基础上,金融科技依托大数据、人工智能等技术针对不同层次消费者的需求进行精确匹配,提供差异化的金融产品和服务。对于中低收入人群,金融科技主要以拓展普惠性金融为主,缓解流动性约束,提高金融消费可得性,扩大新质生产力相关产品的市场需求;而对于中高收入群体,金融科技则主要以构建个性化、定制化消费场景为主,持续扩大该部分人群的消费需求,提升其对新质生产力相关产品和服务的消费总量。因此,基于金融科技发展所引导的市场需求能够有效促进地区新质生产力的发展。

从技术溢出效应的视角来看,金融科技的本质就是数字技术驱动的金融创新,即利用人工智能、大数

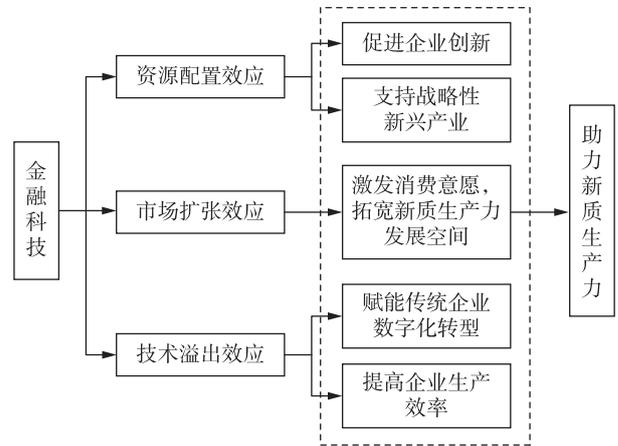


图1 金融科技助力地区新质生产力发展的路径

② 国务院关于加快培育和发展战略性新兴产业的决定. https://www.gov.cn/gongbao/content/2010/content_1730695.htm.

据、区块链和云计算等技术,推动金融服务的创新和效率提升^[35]。企业数字化转型也依赖于数字技术的渗透与应用,因此二者在技术层面具有同构性。同时,金融科技具有技术传递性,能够在企业数字化转型的过程中进行技术支持和智力支持。例如,金融科技的数据分析能力和人工智能决策系统,不仅能够运用于金融领域的风险管理和客户服务,也能够为企业数字化转型提供新的解决方案。基于此,金融科技和企业间能够形成有效互动,加速企业数字化转型进程^[36],推动整个产业链条的升级和优化。最终,通过数字化转型,企业能够更灵活地响应市场需求,更快速地创新产品和服务,助力地区新质生产力的发展。此外,在数字经济蓬勃发展的背景下,数据已成为重要的生产要素。现有研究表明,数据资本的稳态增速高于其他类型资本,其对总产出稳态增速的贡献显著^[37],并且数据要素主要通过赋能传统生产要素、降低生产和流通成本来助力新质生产力的发展^[38]。金融科技能够大幅降低数据获取和分析的成本,促进了数据要素的积累和利用。这种数据资本的积累不仅能够提升企业的生产效率,还能够加速资源的流通速度,从而推动地区新质生产力的增长^[39]。

基于以上分析,提出如下假设:

金融科技能够显著的促进地区新质生产力的发展(H1)。

(二) 金融监管在金融科技促进地区新质生产力发展中的调节效应

金融科技是一把双刃剑,虽然其发展促进了中国金融供给侧改革的进程,提高了金融资源配置效率,但其自身所蕴含的技术风险将会放大传统金融风险,从而引起一系列的连锁反应^[25,40]。一方面,金融科技的出现与发展模糊了金融与非金融之间的界限,如点对点网络借贷平台、众筹平台和影子银行等大量依托于金融科技而形成的新型金融业务无法被有效监管,并且国家的试点容错态度也促使其野蛮生长。在金融科技的实践过程中,由于金融监管的强度较低导致了如金融科技开展违规征信业务、超范围经营、无牌经营,泄露用户信息导致信息安全问题,甚至出现垄断和不正当竞争行为,极大影响了金融资源的配置效率,从而抑制地区新质生产力的发展。另一方面,在较低的金融监管水平下,随着金融科技的发展会加剧区域内实体企业的金融化,导致大量资金从金融系统流出,从而严重影响金融体系的正常运转。在这种金融机构资金规模大幅缩紧的状况下,以宽松的放贷条件特征为代表的影子银行进入实体经济,利用层层代理的信贷模式进行牟利,最终导致融资成本上升、金融资源配置效率下降,阻碍地区新质生产力发展。现阶段的金融监管已经无法满足金融行业的发展需要,如何构造创新性的金融监管体系是平衡金融科技发展所带来的机遇和风险的关键^[41-43]。《金融科技发展规划(2022—2025年)》指出,要明确金融业务范围,加强对金融机构与科技企业合作的监督,构建、实施穿透式监管,填补监管空白,严惩监管套利,保证金融科技的有序、健康发展,实现金融科技对经济高质量发展的促进效果。一方面,适度的监管强度能够平衡金融创新的机遇与风险,并使金融机构为企业提供更优质的金融产品和金融服务,从而加速地区的新质生产力发展水平;另一方面,金融监管水平的提高可以规范金融科技的发展方向,从而促使金融资源能够更好地服务实体经济发展,加速地区新质生产力水平的提高。

基于以上分析,提出如下假设:

(金融监管能够强化金融科技对地区新质生产力的促进作用(H2))。

(三) 金融监管在金融科技促进地区新质生产力发展中的门槛效应

金融监管水平的提升能够保证金融科技在发展过程中免受各种风险的冲击,充分释放其效能^[44]。在金融监管水平较低时,金融科技的复杂性和隐蔽性将会导致大量金融资源流出监管体系,进而影响金融资源的配置效率。并且较低的监管强度对金融科技的覆盖广度和功能深度均造成了较大的负面影响,致使其无法充分发挥金融支持和导向作用,导致技术创新和产业转型升级受限,阻碍地区新质生产力的发展。然而,通过强化金融监管水平、抑制金融科技的违法违规行为,在源头上遏制了金融风险,提高金融资源配置的安全性、靶向性和普惠性^[45],保障金融资源的配置聚焦于技术驱动、绿色优先的产业或企业,可以加速地区新质生产力的发展^[46-47]。因此,金融科技对地区新质生产力的影响可能受到金融监管门槛特征的约束。

基于以上分析,本文提出如下假设:

金融科技对地区新质生产力的影响存在基于金融监管的门槛效应(H3)。

三、研究设计

(一) 模型设定

为考察金融科技对新质生产力的实际影响,参考已有的研究设计思路,本文在对时间效应进行控制的基础上,对省份也进行了控制,旨在减少由于各省份自身存在的一系列不可观测的特性对研究结果产生偏差。因此,本文采用双固定效应模型对二者间的关系进行验证。基准模型设定如式(1)所示。

$$NQP_{it} = \alpha_0 + \beta_0 FT_{it} + \sum_{j=1}^4 \gamma_j Control_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中: i 和 t 分别为地区和时间; FT 为各省份的金融科技水平; NQP 为新质生产力水平; $Control$ 为一系列的控制变量; j 为控制变量的个数; μ 和 δ 为个体固定效应和时间固定效应; ε 为随机扰动项。

为考察金融监管在各省份金融科技水平与新质生产力之间的调节效应,参考王小华等^[30]的研究构建模型如式(2)所示。

$$NQP_{it} = \alpha_1 + \beta_1 FT_{it} + \beta_2 Fr_{it} + \beta_3 FT_{it} \times Fr_{it} + \sum_{j=1}^4 \gamma_j Control_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中: Fr 为金融监管; $FT \times Fr$ 为各省份金融科技水平与金融监管的交互项。

为进一步检验在不同金融监管水平下,金融科技对地区新质生产力的影响是否存在明显的变化,本文以金融监管为门槛变量,构建模型如式(3)所示。

$$NQP_{it} = \alpha_2 + \beta_4 FT_{it} I(Fr_{it} \leq \gamma_1) + \beta_5 FT_{it} I(\gamma_1 < Fr_{it} \leq \gamma_2) + \beta_6 FT_{it} I(Fr_{it} > \gamma_2) + \sum_{j=1}^4 \gamma_j Control_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中: $I(\cdot)$ 为示性函数,若括号内的表达式为真,其值为1,反之则为0; γ_1 和 γ_2 为两个门槛值。

(二) 变量选取

1. 被解释变量——新质生产力(NQP)

生产力的质态具有新旧之分,发展新质生产力在某种意义上是新旧动能的转换。每个经济时代的新质生产力的“新”都具有时代特征。现阶段,各国和地区的经济竞争实际上是新质生产力水平的竞争。根据当前学界对新质生产力的阐述,以及生产力发展的客观趋势,新质生产力可以概括为新科技、新能源和新产业相互促进而形成的,具有时代特征的新型生产力^[13]。具体而言,新质生产力是以科技创新为驱动,以战略性新兴产业为载体,以绿色发展为目标的符合当前时代要求的生产力。根据政治经济学理论,生产力是一种人类为满足自身需求,利用自然资源以改造自然的客观物质力量,其由三大要素共同组成,即劳动者、劳动资料和劳动对象。本文依据新质生产力的概念内涵和政治经济学的相关理论,从劳动力、劳动对象和劳动资料三个方面构建综合评价体系^[48],对各省份的新质生产力水平进行衡量。具体指标见表1。

首先,劳动者作为最具有主观能动性的要素,其自身素质对于生产力的发展起到至关重要的影响。新质生产力具有重创新、高技术的特点,需要具有创新精神、良好的技术能力和学习能力的新型劳动者与之匹配^[5],从而更好地发展生产力。基于此,本文分别从学习能力、技术水平和创新创业意识来刻画新型劳动者素质。其中劳动者学习能力采用受教育程度进行衡量,受教育程度越高表示学习能力越强;劳动者技术水平采用劳动生产率进行衡量,通常劳动者创造的经济价值越高表示其具备更高的技术能力;劳动者创新创业意识采用创业活跃度和技术市场活跃度进行衡量,创业人员越多,技术交易量越大表示劳动者的创新创业意愿越强烈。

其次,劳动对象作为生产活动的前提,其数量和质量在根本上影响着生产力的发展。随着科学技术的持续发展,劳动对象也不断地变换着形态。新质生产力是符合新发展理念的先进生产力质态^③,需要劳动对

③ 习近平在中共中央政治局第十一次集体学习时强调:加快发展新质生产力 扎实推进高质量发展[EB/OL]. [2024-02-01]. 中国政府网.
https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202402/content_6929446.htm.

象既符合战略性新兴产业的引领,又满足绿色发展的要求。基于此,本文分别从战略性新兴产业和生态环境两方面来刻画新型劳动对象。从战略性新兴产业来看,由于其包含的行业较多^④,且部分行业的数据可得性较差,采用高技术产业水平、数字化产业水平、软件产业水平和工业智能化水平进行衡量,这些产业发展水平越高代表战略性新兴产业发展水平越高。从生态环境来看,采用绿化情况、环境保护力度和污染物排放情况对其进行衡量。森林覆盖率和环保力度越高,污染排放越少,则生态环境越好。

最后,劳动资料作为劳动者在生产过程中所使用的各种工具,其迭代更新将会对生产力的发展产生重大影响。马克思强调“生产力是随着科学和技术的不断进步而不断发展的”^[49]。随着科学技术的快速发展,越来越多无形的劳动资料开始出现,新质生产力就是充分利用如数据、数字技术等新型劳动资料才实现了新路径和新动能的转换^⑤。因此,劳动资料既要包含符合时代的物质生产资料,又要包含新技术的无形生产资料与新质生产力相匹配。基于此,本文从物质生产资料 and 无形生产资料对劳动资料进行刻画。物质生产资料主要涉及传统基础设施、数字基础设施、固定资本和自然资源消耗,其中自然资源包含能源消耗强度和水资源消耗强度。新质生产力本身就是绿色生产力,绿色技术创新能够更好地代表新质生产力的发展方向。因此,无形生产资料采用绿色技术创新和数字经济水平进行衡量。其中绿色技术创新以地区绿色专利授权数量进行衡量,数字经济水平以网络发展情况和数字金融普惠情况构造的数字经济指数^[50]进行衡量。

根据上述所构建的新质生产力综合指标体系,运用熵权法测算得到2012—2022年各省份的新质生产力水平,结果如表2所示。从整体上看,2012年以来,各省份的新质生产力水平均呈现上升趋势,截至2022年底,广东、江苏和北京的新质生产力水平最高,海南、青海和宁夏的水平最低。从增速上看,广东、上海和北京的增速最快,年均增长率均超过了10%,广东增速更是达到了13%。从区域水平来看,东部地区平均水平最高,中部次之,西部地区水平最低。

表1 新质生产力评价体系

变量	一级指标	二级指标	三级指标	指标释义	属性
新质生产力	劳动者	劳动者学习能力	受教育程度	人均教育年限	正
		劳动者技术水平	劳动生产率	人均GDP	正
		劳动者创新创业意识	创业活跃度	百人新创企业数	正
	技术市场活跃度		技术市场交易额	正	
	劳动对象	战略性新兴产业	高技术产业水平	高技术产业业务收入	正
			数字化产业水平	集成电路产量	正
			软件产业水平	软件业务收入	正
			工业智能化水平	人均工业机器人占有量	正
		生态环境	绿化情况	森林覆盖率	正
			环保力度	环保支出在政府公共财政支出中的占比	正
			污染情况	工业二氧化硫排放强度	负
				工业废水排放强度	负
				一般工业固体废物排放强度	负
			劳动资料	物质生产资料	传统基础设施
	铁路里程长度	正			
	数字基础设施	光纤铺设总长度			正
		人均互联网宽带接入端口数			正
	无形生产资料	固定资本		固定资本总量	正
		能源消耗强度		能源消耗强度	负
		水资源消耗强度		水资源消耗强度	负
绿色技术创新		绿色专利授权量		正	
数字经济水平	数字经济指数	正			

④ 国务院关于加快培育和发展战略性新兴产业的决定. https://www.gov.cn/gongbao/content/2010/content_1730695.htm。

⑤ 因地制宜发展新质生产力. <http://www.xinhuanet.com/politics/20240318/c177300a2e77416595bd741a90b684cd/c.html>。

表 2 2012—2022 年各省份新质生产力水平测算结果

省份	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	2020 年	2021 年	2022 年
北京	0.12667	0.14377	0.16233	0.18271	0.2035	0.22324	0.24567	0.27114	0.29929	0.35308	0.38203
天津	0.05217	0.05689	0.0652	0.07121	0.07887	0.09034	0.09702	0.1219	0.12039	0.13471	0.14237
河北	0.07617	0.0825	0.08723	0.09656	0.10344	0.10915	0.11737	0.12633	0.13411	0.14327	0.15028
山西	0.20147	0.16744	0.13361	0.10021	0.0673	0.07172	0.07795	0.08385	0.08685	0.09507	0.10108
内蒙古	0.07307	0.07864	0.08012	0.08717	0.08711	0.08951	0.08814	0.09102	0.0951	0.10584	0.10798
辽宁	0.07964	0.08848	0.09472	0.0987	0.0944	0.09967	0.10425	0.11062	0.11314	0.12093	0.1278
吉林	0.05669	0.06174	0.06687	0.06971	0.07895	0.08099	0.0847	0.0898	0.09261	0.09901	0.1039
黑龙江	0.07005	0.06438	0.07021	0.07439	0.0756	0.08157	0.07987	0.08534	0.08743	0.0921	0.09357
上海	0.08555	0.09054	0.10297	0.11332	0.12641	0.1403	0.15775	0.17306	0.19544	0.23364	0.26183
江苏	0.15474	0.17282	0.18487	0.20598	0.22917	0.25048	0.27772	0.3009	0.36248	0.40809	0.42847
浙江	0.10352	0.11206	0.1175	0.1352	0.14537	0.15771	0.17583	0.19406	0.21407	0.24112	0.25943
安徽	0.06485	0.07105	0.07433	0.08472	0.09325	0.09863	0.10845	0.12044	0.12621	0.15371	0.17437
福建	0.06796	0.07335	0.27023	0.09406	0.10489	0.11104	0.12527	0.13145	0.14017	0.15466	0.16418
江西	0.05507	0.05904	0.06176	0.06839	0.07681	0.08152	0.08265	0.09289	0.10166	0.11681	0.12212
山东	0.10989	0.122	0.1335	0.14832	0.15993	0.16697	0.18569	0.19657	0.22091	0.25767	0.2921
河南	0.08029	0.08387	0.08875	0.099	0.10984	0.11562	0.1266	0.13211	0.1373	0.14903	0.15746
湖北	0.0761	0.09058	0.09491	0.10776	0.1177	0.12568	0.14009	0.1534	0.15618	0.17928	0.20363
湖南	0.07516	0.07886	0.08318	0.08721	0.09393	0.09945	0.10365	0.1133	0.12524	0.14102	0.1608
广东	0.14159	0.16269	0.1763	0.20034	0.22954	0.26892	0.32104	0.35731	0.40471	0.47092	0.49208
广西	0.05641	0.05897	0.06381	0.06691	0.06952	0.06862	0.07383	0.07888	0.08606	0.10213	0.09746
海南	0.02882	0.03152	0.03382	0.04044	0.04545	0.04745	0.05592	0.06231	0.06461	0.08005	0.08271
重庆	0.05627	0.06011	0.06442	0.07275	0.08004	0.08488	0.09286	0.09608	0.10349	0.11249	0.1206
四川	0.09822	0.10205	0.10802	0.11517	0.12027	0.13183	0.14734	0.15775	0.17083	0.18275	0.18741
贵州	0.04173	0.04282	0.04768	0.05355	0.05956	0.06487	0.07106	0.07695	0.07809	0.08384	0.08572
云南	0.06843	0.07265	0.07847	0.08599	0.09237	0.09673	0.10541	0.11428	0.12134	0.13114	0.14323
陕西	0.0722	0.08115	0.08723	0.094	0.09934	0.10843	0.12268	0.14218	0.14466	0.16363	0.17203
甘肃	0.04274	0.04617	0.05028	0.05731	0.06318	0.06792	0.07265	0.07834	0.08474	0.09466	0.09604
青海	0.04016	0.0484	0.05004	0.0599	0.06336	0.06691	0.07162	0.07526	0.06533	0.06925	0.07194
宁夏	0.0286	0.0309	0.03464	0.03865	0.04185	0.05077	0.05662	0.05621	0.05763	0.06397	0.06769
新疆	0.05376	0.05742	0.06139	0.06329	0.06797	0.06765	0.07166	0.07552	0.07742	0.08627	0.09129

本文在直观描述的基础上,运用 Kernel 密度估计法对各省份的新质生产力水平进行了进一步的分析,结果如图 2 所示。一是,各省份新质生产力水平的整体分布明显向右偏移,说明十年间各省份的新质生产力水在不断发展。二是,各省份新质生产力水分布的峰值呈现逐渐下降的趋势,且两侧拖尾也在逐年增大,说明省份新质生产力发展速度存在明显的差异。

2. 核心解释变量——金融科技 (FT)

借鉴宋敏等^[23]的研究,通过统计 2012—2022 年各省份的金融科技公司数量来测度该地区金融科技发展水平,公司数量越多,表示该地区金融科技水平越高。具体如下:首先,参照《金融科技发展规划(2019—2021 年)》《金融科技发展规划(2022—2025 年)》等重要文件和现有金融科技领域的代表性文献,构建关键词词库。其次,通过企业信息查询网站,将关键词与企业名称或经济范围进行匹配,以获取符合要求的企业的工商信息。再次,将支付、结算等金融领域关键词与样本企业的经营范围进行匹配,并删除经营范围中存在“不得、严禁”等字符的样本。最后,按照省份为单位,统计各年份的金融科技企业数量(千家),并以此衡量该地区的金融科技水平。

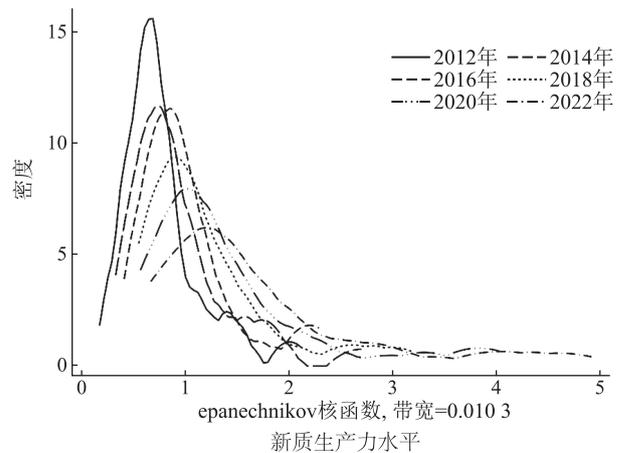


图 2 新质生产力核密度图

3. 调节变量

将金融监管(Fr)作为调节变量。以省份金融监管支出规模作为金融监管强度的指标^[51],金融监管支出规模越大,该地区金融监管越严格。

4. 控制变量

被解释变量新质生产力是一个综合指标,在一定程度上缩小了控制变量的选择范围,但为保障回归结果的准确性,本文参考已有文献,选取对外开放水平($open$)、城市化程度(urb)、政府干预程度(gov)和市场化程度(mar)作为控制变量^[52-54]。其中,对外开放水平采用进出口总额与GDP的比值的表示,城市化程度采用各省份城市化率进行表示,政府干预程度采用政府一般公共支出与GDP的比值表示,市场化程度采用樊纲的市场化指数表示。本文对所有控制变量均进行了对数化处理。

(三) 描述性统计与数据来源

本文以2012—2022年30个省份(因数据缺失,未包含西藏地区和港澳台地区)的数据为研究样本。原始数据均来自历年《中国统计年鉴》、Wind数据库、中国专利数据库、各省份统计年鉴和百度指数网站。所有变量的描述性统计如表3所示。

表3 变量描述性统计表

变量	样本数	平均值	标准误	最小值	最大值
NQP	330	0.117	0.07	0.029	0.492
FT	330	1.05	4.088	0.001	32.814
$open$	330	-1.758	0.941	-4.876	0.303
urb	330	4.09	0.188	3.592	4.495
gov	330	-2.215	0.263	-2.84	-1.406
mar	330	2.08	0.252	1.212	2.554
Fr	330	17.213	23.802	0.07	161.066

四、实证分析

(一) 共线性检验

为克服模型中的共线性影响,本文进行了方差膨胀因子(VIF)检验,结果如表4所示。市场化程度(mar)、城市化程度(urb)、对外开放水平($open$)、政府干预程度(gov)和金融科技(FT)的 VIF 值分别为3.53、2.68、2.78、1.86和1.18,均小于10。因此,回归结果不受多重共线性的影响。

表4 VIF 膨胀因子

mar	urb	$open$	gov	FT	Mean VIF
3.53	2.68	2.78	1.86	1.18	2.41

(二) 基准回归

表5为金融科技水平对新质生产力水平的基准模型回归结果。其中,(1)列和(2)列是随机效应模型,(3)列和(4)列为双固定效应模型。在控制个体效应、时间固定效应和控制变量后,金融科技水平的估计系数为0.0052,且在1%的水平上显著为正,表明金融科技水平能够显著促进各省份的新质生产力发展。因此,本文的假设H1成立。可能的原因是:首先,金融科技利用场景、产品和服务等优势,弥补了传统金融服务的短板,改善了金融资源配置效率,引导更多资源支持科技创新和战略性新兴产业的发展。其次,金融科技创造了更多对于新质生产力相关产品的需求,这一趋势显著推动了产业结构的优化升级及新兴产业的蓬勃发展。最后,金融科技的技术溢出效应可以有效引导企业数字化转型,并且助力数据要素赋能传统要素,提高企业效率和科技含量,进而对新质生产力产生促进作用。

对于其他控制变量,城市化程度的系数在1%的水平上显著为负,主要原因可能是城镇化虽然在一定程度上增强了工业的生产效率,但人员的高度集中也会带来资源浪费,环境污染的问题,因此对新质生产力带来负向影响。政府干预程度的估计系数在5%的水平上显著为正,表明政府干预程度可以促进地区新质生产

表 5 基准回归结果

变量	随机效应模型		双固定效应模型	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>NQP</i>	<i>NQP</i>	<i>NQP</i>	<i>NQP</i>
<i>FT</i>	0.00983*** (0.001)	0.00770*** (0.001)	0.00662*** (0.001)	0.00520*** (0.001)
<i>bhopen</i>		0.01264*** (0.005)		0.00471 (0.007)
<i>urb</i>		0.05209** (0.022)		0.23883*** (0.062)
<i>gov</i>		-0.06969*** (0.013)		0.04464** (0.018)
<i>mar</i>		0.08507*** (0.019)		0.03679 (0.027)
<i>Constant</i>	0.10713*** (0.003)	-0.41277*** (0.089)	0.07700*** (0.005)	1.05761*** (0.226)
<i>Observations</i>	330	330	330	330
<i>R</i> ²	0.537	0.632	0.645	0.678
样本的组数	30	30	30	30

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

力的发展,主要原因可能是政府可以通过补贴政策、产业政策等手段引导区域内的产业进行产业转型升级和技术创新,进而促进了地区新质生产力的发展。

(三) 内生性检验

考虑到地区新质生产力的发展会对金融资源产生较大的需求,导致新质生产力与金融科技产生反向因果等内生性问题。为缓解可能存在的内生性影响,选择工具变量和两阶段最小二乘估计模型进行处理^[55-56]。其中,工具变量选择主要采用以下两种方式。

第一,滞后解释变量。回归结果如表 6 的(1)列所示。结果显示,金融科技的估计系数在统计学意义上显著为正。第二,工具变量法。采用各省份 1984 年的邮电业务量作为金融科技指数的工具变量进行内生性检验。选择原因如下:一方面,数字技术是传统信息技术的延伸,各省份历史上的传统信息技术的使用规模可以从技术水平和使用习惯等因素影响到现阶段的数字技术的应用。而金融科技的实质就是数字技术与金融行业的相互融合,因此,1984 年的邮电业务量作为工具变量满足了相关性要求。另一方面,现阶段数字技术的发展,邮电业务量对各省份新质生产力的影响已非常有限,尤其是早期各省份的邮电业务量对当前地区新质生产率的影响更加微弱。因此,1984 年的邮电业务量作为工具变量也满足了外生性要求。此外,由于选取的工具变量数据为截面数据,不能够直接用于双固定效应模型的分析。参考 Nunn 和 Qian^[57]的处理方法,引入一个时间趋势项来构造面板工具变量。具体而言,以各年份分别与 1984 年各省份的邮电业务量构造交互项,作为该年金融科技指数的工具变量。表 6 的(2)列汇报了工具变量法的回归结果,金融科技的估计系数仍然在的 1%水平上显著为正。综上所述,在考虑了内生性之后,金融科技仍然能够显著促进各省份新质生产力的发展,与基准回归的结论吻合。同时,结果显示,LM 和 Wald *F* 统计量均通过了相关检验,证明工具变量的选取具有合理性。

(四) 稳健性检验

为保证研究结果的稳健性,采用替换核心解释变量、替换被解释变量、缩尾等五种方法进行检验。第一,替换核心解释变量。参考盛天翔和范从来^[22]的研究,通过百度搜索指数构造各省份的金融科技指数 (*FT2*),并以此作为核心解释变量对样本再次进行回归,结果如表 7 的(1)列所示,金融科技的系数在 1%的

表 6 内生性检验结果

变量	(1)	(2)
	滞后解释变量	工具变量法
	<i>NQP</i>	<i>NQP</i>
<i>FT</i>	0.00531*** (0.001)	0.02146*** (0.003)
<i>Control</i>	yes	yes
个体固定效应	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
<i>Constant</i>	1.19789*** (0.261)	-1.62448** (0.633)
LM statistic	281.296	41.874
Wald <i>F</i> statistic	3850.136	41.419
<i>Observations</i>	300	330
<i>R</i> ²	0.906	0.872

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

水平上显著为正。第二,替换被解释变量。新质生产力本身就是绿色生产力^⑥,而全要素生产率是生产力的主要表现形式之一^[58]。基于此,本文采用绿色全要素生产率作为新质生产力的代理变量,并对样本再次进行回归,结果如表 7 的(2)列所示,金融科技的系数仍然显著为正。第三,剔除直辖市样本。考虑到直辖市可能与其他省份间存在系统性差异,参考吕岩威和李禹陶^[53]相关研究,剔除北京、天津、上海和重庆 4 个直辖市的样本后再次进行回归,结果如(3)列所示。金融科技的系数在 1%的水平上显著为正。第四,改变样本的时间跨度。考虑到 2015 年中国股市所遭受的股灾可能会对金融科技的发展产生冲击和 2016—2017 年发布的《中国金融业信息技术“十三五”发展规划》等政策对估计结果产生的影响。借鉴肖泉等^[59]的研究,剔除 2015—2017 年的样本后,重新对样本进行估计,结果如(4)列所示,金融科技的估系数在 1%的水平上显著为正。第五,进行缩尾处理。考虑到样本集中极端数据对于回归结果的影响,对被解释变量、核心解释变量和所有控制变量进行了上下 1%的缩尾后再次对样本进行回归,结果如(5)列所示。结果显示,金融科技的系数在 1%的水平上显著为正。经过上述稳健性检验,证明基准回归的结果具有稳健性。

表 7 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	替换核心解释变量	替换被解释变量	剔除直辖市	改变时间长度	缩尾处理
	<i>NQP</i>	<i>GTFP</i>	<i>NQP</i>	<i>NQP</i>	<i>NQP</i>
<i>FT2</i>	0.00072 ***				
<i>FT</i>	(0.000)	0.00082 *** (0.000)	0.00520 *** (0.001)	0.00521 *** (0.001)	0.00560 *** (0.001)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	0.81581 *** (0.235)	3.56282 *** (0.599)	1.11933 *** (0.232)	1.17952 *** (0.283)	1.15250 *** (0.241)
<i>Observations</i>	330	330	330	240	330
<i>R</i> ²	0.885	0.953	0.893	0.896	0.9

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

(五) 异质性分析

1. 区域异质性

为深入分析不同区域金融科技水平对新质生产力的产生的影响,现将所有样本按照区域位置分为东部和中西部两组,再次进行回归,回归结果如表 8 所示。(1)列和(2)列分别表示东部地区和中西部地区的回归结果,*FT* 回归系数均在 1%的水平上显著为正。为进一步探究不同地区金融科技对新质生产力发展水平的影响效应差异,本文对两组回归结果进行了组间系数差异分析,结果显示组间系数具有明显差异,说明金融科技水平在东部地区和中西部地区均能显著促进新质生产力的发展,但在中西部地区的促进效应更为突出。相较于东部地区,中西部地区的外部融资约束更强、金融资源配置效率更低,而金融科技的出现,能够更好地帮助中西部缓解融资约束、提升金融资源配置效率,进而更好地发挥金融科技对于新质生产力发展的促进作用。

2. 民间金融水平异质性

民间金融为实体企业开展金融化投资业务提供了渠道。因此,区域内民间金融发展水平对实体企业“脱实向虚”具有显著正向影响,是企业金融化的重要外因^[29]。理论上,处于民间金融发展水平较高地区的实体企业,由于具有更为便捷的投资渠道,且金融业务收益普遍更高,其具有更高金融化意愿和金融化程度。而更高的金融化程度将会挤出实体投资,从而影响地区新质生产力的发展。影子银行作为大型企业金

⑥ 习近平在中共中央政治局第十一次集体学习时强调:加快发展新质生产力 扎实推进高质量发展[EB/OL]. [2024-02-01]. 中国政府网. https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202402/content_6929446.htm.

融化和中小型企业非正规融资的一个桥梁^[60],能够较好地反映出区域的民间金融水平。为探究不同民间金融水平条件下,金融科技水平对新质生产力的产生的影响,本文参考 Allen 和 Gu^[61]的研究,采用各省份的委托贷款、信托贷款、未贴现银行票据之和在社会融资规模中的占比来衡量影子银行水平,并以此将样本分为两组分别进行回归,以探究民间金融水平是否会影响金融科技水平与地区新质生产力之间的关系,结果如表 8 的(3)列和(4)列所示。结果显示,金融科技对不同民间金融水平条件下的地区新质生产力水平均具有显著的正向影响。为进一步探究不同民间金融水平条件下,金融科技对地区新质生产力的影响效应差异,本文对两组回归结果进行了组间系数差异分析。结果显示,组间系数具有明显差异,且金融科技对于民间金融水平较低地区的新质生产力影响效果更明显。主要原因可能是,民间金融水平较低地区实体经济企业由于缺乏金融投资渠道,企业金融化程度较低,资金能够更多地用于实体业务,这有利于地区新质生产力的发展。

3. 金融科技水平异质性

为探讨金融科技水平对地区新质生产力的影响是否存在异质性,现将所有样本按照金融科技水平的高低分为两组,并再次进行回归,回归结果如表 8 的(5)列和(6)列所示。较高金融科技水平的地区回归系数在 1%的水平上显著为正,而水平较低地区的系数未能通过显著性检验。主要原因可能是,金融科技对于地区新质生产力的影响存在一定的规模效应,具有较高金融科技水平的地区往往具有更完善的技术生态系统和更丰富的数据资源,并能够更好地利用技术和数据进行金融资源和汇集和配置,从而更好地提高其对金融资源的配置效率。而金融科技发展水平较低的地区由于技术、数据等关键因素的缺失或不足,无法改善金融资源的配置效率,进而无法有效促进地区新质生产力的发展。

表 8 异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	东部	中西部	民间金融水平 低	民间金融水平 高	金融科技水平 低	金融科技水平 高
	<i>NQP</i>	<i>NQP</i>	<i>NQP</i>	<i>NQP</i>	<i>NQP</i>	<i>NQP</i>
<i>FT</i>	0.00298 *** (0.001)	0.02710 *** (0.006)	0.01321 *** (0.002)	0.00429 *** (0.002)	0.11291 (0.136)	0.00155 ** (0.001)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	0.69671 (0.611)	-0.53915 *** (0.202)	1.50659 ** (0.639)	0.92471 *** (0.301)	-0.172 (0.410)	0.8204 (0.595)
<i>Observations</i>	110	220	162	168	165	165
<i>R</i> ²	0.9066	0.8349	0.9501	0.9039	0.6847	0.9513
组间差异系数	0.000 ***		0.020 **		—	

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

(六) 调节效应分析

金融科技弥补了传统金融服务体系的短板和不足,其借助以大数据、区块链为代表的新型数字技术扩大了区域内的金融资源供给总量,并且优化了金融资源的配置效率,从而助力地区新质生产力的发展。但金融科技作为一种依托于数字技术的新兴业态,难以受到传统金融监管的有效约束。其利用数字技术实现了对于数据高效的收集、整合、传输和利用,但在此过程却存在着信息泄露、跨界经营、金融欺诈等诸多风险,进而形成系统性金融风险。持续加强金融监管,是规范金融科技发展方向、引导资本流向技术创新和战略性新兴产业,促进地区新质生产力发展的重要手段。因此,金融科技要真正作用于地方新质生产力的发展,金融监管不可或缺。综上所述,本文引入金融监管作为调节变量,检验其对于金融科技助力地区新质生产力发展的作用效果。基于此,对模型(2)进行回归。

为保证调节效应检验的准确性,本文分别采用金融科技企业数量和文本分析法测度的金融科技指数作为核心解释变量进行回归,结果如表 9 所示。金融监管与金融科技的交互项($inter_1$ 和 $inter_2$)的估计系数均

在 1% 的水平上显著为正,可以说明,适当的监管强度能够帮助金融科技更好地促进地区新质生产力的发展,假设 H2 得以验证。主要的原因是,金融科技横跨科技与金融两个领域,监管边界模糊,存在诸多监管空白和套利风险^[62]。加强金融监管将极大减少借助金融科技的套利行为,促使金融科技规范化发展,强化其服务实体经济、战略性新兴产业的能力。金融监管能够有效限制实体经济金融化的倾向,促使企业将资金投入 to 技术创新和产业升级等方面,促进地区新质生产力的发展。

(七) 金融监管的门槛效应分析

为进一步探究金融监管对金融科技和地区新质生产力间关系的影响,分析其是否存在门槛效应,本文采用随机抽样法对门槛模型进行检验,检验结果如表 10 所示。模型通过了单门槛检验,未通过双门槛检验,即存在一个金融监管的门槛值,使金融科技对地区新质生产力的影响在门槛值前后具有显著差异。表 11 显示了基于金融监管作为门槛变量的面板门槛模型回归结果。当金融监管水平越过门限值后,金融科技对地区新质生产力的促进效果得到显著提高,且通过了 1% 水平的显著性检测。这说明在研究区间内,金融科技对地区新质生产力的影响具有促进作用,且这种促进作用随着金融监管水平的提高而增加。因此,面板门槛回归结果验证了假设 H3。究其原因,随着金融监管水平的持续提升,金融科技企业的规范化程度得到大幅度提升,在较大程度上遏制了金融风险,提高了金融资源配置的安全性和效率,从而能够更好地发挥金融资源对于地方新质生产力的促进作用。

表 9 调节效应的回归结果

变量	(1)	(2)
	<i>NQP</i>	<i>NQP</i>
<i>FT</i>	0.00367*** (0.001)	
<i>FT2</i>		0.00059*** (0.000)
<i>Fr</i>	-0.00008 (0.000)	-0.00044*** (0.000)
<i>inter₁</i>	0.00021*** (0.000)	
<i>inter₂</i>		0.00001*** (0.000)
<i>Constant</i>	0.99481*** (0.213)	0.83786*** (0.216)
<i>Observations</i>	330	330
<i>R²</i>	0.701	0.709
样本的组数	30	30

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

表 10 门槛效应的检验结果

门槛变量	模型	<i>F</i>	<i>P</i>	10% 临界值
金融监管	单一门槛	61.12	0	14.5157
	双重门槛	4.98	0.3533	9.781
门槛变量	5% 临界值	1% 临界值	门槛值	
金融监管	22.7161	31.525	24.3586	
			18.5987	

表 11 面板门槛模型回归结果

门槛变量	区间划分	回归系数
金融监管	<i>Fr</i> < 24.3586	0.00722***
	<i>Fr</i> ≥ 24.3586	0.02058***

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

五、研究结论与启示

中国正处于百年变局与新一轮科技革命的历史性交汇点,面临错综复杂的内外环境,亟须形成和发展新质生产力,从而破除西方封锁,争夺新一轮科技革命的发展制高点。在此背景下,金融科技是深化金融供给侧结构性改革、构建现代金融体系的关键环节,也是助推地区新质生产力发展的重要引擎,为实现经济的高质量发展注入了巨大的动力。因此,考察金融科技对地区新质生产力的影响具有重要的现实意义。本文以 2012—2022 年中国 30 个省份为研究样本,探讨了金融科技水平对地区新质生产力的影响,得到以下结论:第一,金融科技能够赋能地区新质生产力的发展,并经过替换被解释变量、更改样本时间跨度等一系列稳健性检验和缓解内生性问题后依旧成立。第二,本文从区域差异、民间金融水平差异和地区金融水平差异这三个视角进行了异质性分析。首先,金融科技水平在东部地区和中西部地区均能显著促进新质生产力的发展,但在中西部地区的促进效应更为突出;其次,金融科技在民间金融水平较低地区对新质生产力的促进作用更强;最后,金融科技达到一定水平才对地区新质生产力产生促进作用。第三,将金融监管作为调节变量进行实证分析后发现,金融监管对金融科技水平和地区新质生产力水平之间的关系起到正向调节作用。第四,进一步研究发现金融科技水平对新质生产力的驱动效应存在非线性关系,其驱动效果受金融监管水平的约束。

为了进一步促进金融科技助力地区新质生产力的发展,本文提出如下政策建议:

第一,政策制定者应该利用以区块链技术为代表的带有去中心化、透明化和安全化等特征的金融科技技术,建立身份认证系统,制定适当的金融科技法规和监管框架,以确保金融服务的合规性和用户数据的安全性,提高用户对金融科技的信任感,加速金融科技发展。政策制定者可以鼓励金融机构采用区块链技术,实现交易的透明性和智能合约的自动执行,确保相应法规能够有效管理区块链金融工具,降低操纵和欺诈风险,确保实体部门的资金需求。进一步推进数字基础设施建设,为金融科技的发展提供政策支出和基础设施保障,尤其应鼓励东部较发达省份在较高的起点上持续探索云、网、库、链一体化建设,拓展深化金融科技的应用场景,进一步加强金融科技的资源配置效率,提高地区新质生产力发展水平。

第二,政策制定者还应加速传统金融监管部门的数字化转型,通过建立适应性强、响应速度快的金融科技治理机构,健全金融监管体系,强化对金融科技市场的监管,适应金融行业的快速发展,确保金融科技公司合规运营,防范金融风险。传统的金融机构也应积极拥抱数字化,加大对金融科技的投资力度,鼓励金融机构加强对数字技术的研发和应用,推动金融科技的发展和 innovation,以此建设强大而用户友好的金融科技渠道,加大其普惠广度、深度和宽度,利用大数据、人工智能技术来分析用户数据,提供包括数字化贷款、智能投资工具和在线保险服务创新的金融产品和服务以及包括定制化的投资建议、信用评分和财务规划,以满足实体行业多样化的资金需求,加速地区新质生产力发展。

第三,政策制定者还应为金融科技的发展提供包括监管沙盒制度、简化监管程序、财政激励和创业支持在内的宽松政策环境,以此鼓励金融科技公司蓬勃发展,丰富国内金融市场和金融产品,推动数字金融产品和服务的不断升级,多元化实体经济部门的融资渠道,从而助力实体行业的转型升级和技术研发,促进地区新质生产力发展。

参考文献

- [1] 沈坤荣,金童涛,赵倩.以新质生产力赋能高质量发展[J].南京社会科学,2024(1):37-42.
- [2] 周文,何雨晴.新质生产力:中国式现代化的新动能与新路径[J].财经问题研究,2024(4):3-15.
- [3] 张震宇,侯冠宇.新质生产力赋能中国式现代化的历史逻辑、理论逻辑与现实路径[J].当代经济理,2024,46(6):20-29.
- [4] 中央财办有关负责同志详解 2023 年中央经济工作会议精神[N].人民日报,2023-12-18(4).
- [5] 彭绪庶.新质生产力的形成逻辑、发展路径与关键着力点[J].经济纵横,2024(3):23-30.
- [6] 黄群慧,盛方富.新质生产力系统:要素特质、结构承载与功能取向[J].改革,2024(2):15-24.
- [7] 孙丽伟,郭俊华.新质生产力评价指标体系构建与实证测度[J].统计与决策,2024,40(9):5-11.
- [8] 吴继飞,万晓楠.中国新质生产力发展水平测度、区域差距及动态规律[J].技术经济,2024,43(4):1-14.
- [9] 刘建华,闫静,王慧扬,等.重大国家战略区域新质生产力的水平测度及差异分析[J].重庆大学学报(社会科学版),2024,30(4):79-90.
- [10] 蒲清平,向往.新质生产力的内涵特征、内在逻辑和实现途径——推进中国式现代化的新动能[J].新疆师范大学学报(哲学社会科学版),2024,45(1):77-85.
- [11] 周文,许凌云.论新质生产力:内涵特征与重要着力点[J].改革,2023(10):1-13.
- [12] 洪银兴.新质生产力及其培育和发展[J].经济学动态,2024(1):3-11.
- [13] 中央经济工作会议在北京举行[N].人民日报,2023-12-13(1).
- [14] 张明喜,周代数,张俊芳,等.金融支持国家创新体系:中美比较[J].中国软科学,2023(4):33-42.
- [15] 王定祥,李龙雨,胡小英.中国式金融现代化:内涵、架构与路径[J].西南大学学报(社会科学版),2024,50(3):118-134.
- [16] 任宇新,吴艳,伍喆.金融集聚、产学研合作与新质生产力[J].财经理论与实践,2024,45(3):27-34.
- [17] 潘越,沈坤荣,王擎,等.“建设金融强国与加快形成新质生产力”笔谈[J].中国经济问题,2024(2):1-23.
- [18] 李学彦,洪祥麟.结构性货币政策与新质生产力:理论、机制和建议[J].中国矿业大学学报(社会科学版),2024(9):1-16.
- [19] 何青,胡通,梁柏林.金融服务新质生产力发展:历史经验与中国启示[J].当代财经,2024(7):59-70.
- [20] FSB. Financial stability implications form FinTech: Supervisory and regulatory issues that merit authorities' attentions[J/OL]. Financial Stability Board. 2017. <https://www.fsb.org/wp-content/uploads/R270617.Pdf>.
- [21] 李春涛,闫续文,宋敏,等.金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据[J].中国工业经济,2020(1):81-98.
- [22] 盛天翔,范从来.金融科技、最优银行业市场结构与小微企业信贷供给[J].金融研究,2020(6):114-132.
- [23] 宋敏,周鹏,司海涛.金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角[J].中国工业经济,2021(4):138-155.
- [24] 王满仓,聂一凡,王耀平,等.金融科技、企业融资与信贷资源配置效率[J].统计与信息论坛,2023,38(5):67-78.

- [25] 刘元维, 华桂宏. 金融科技能否通过缓解金融错配促进企业创新可持续性——来自战略性新兴产业上市公司的经验证据[J]. 中国科技论坛, 2023(4): 122-132.
- [26] 李东民, 张旭. 数字金融推动加快新质生产力发展探析[J]. 征信, 2024, 42(6): 67-74.
- [27] 黄益平, 黄卓. 中国的数字金融发展: 现在与未来[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(4): 1489-1502.
- [28] 熊晓炼, 樊健. 金融科技与制造业绿色转型协同演化机制及区域协同差异——基于哈肯模型的实证分析[J]. 科技进步与对策, 2022, 39(11): 63-73.
- [29] 田新民, 张志强. 金融科技、资源配置效率与经济增长——基于中国金融科技门槛作用的分析[J]. 统计与信息论坛, 2020, 35(7): 25-34.
- [30] 王小华, 宋檬, 杨亦兰. 金融科技、金融监管与企业高质量发展[J]. 财经问题研究, 2023(4): 87-99.
- [31] 王世文, 温馨, 刘峻峰. 金融科技对中小企业创新的影响[J]. 经济问题, 2023(3): 51-57.
- [32] 胡欢欢, 刘传明. 科技金融政策能否促进产业结构转型升级?[J]. 国际金融研究, 2021(5): 24-33.
- [33] 李建军, 焦文昭. 金融赋能新质生产力的内在逻辑与实现路径[J]. 当代中国与世界, 2024(2): 21-30.
- [34] 刘伟, 黄彪. 从剑桥方程到斯拉法超级乘数——需求拉动型经济增长理论评述[J]. 中国人民大学学报, 2019, 33(5): 75-88.
- [35] 李为, 谭素瑶, 吴非. 金融科技发展与企业数字化转型——基于融资约束纾解与创新促进的中介传递[J]. 科技管理研究, 2022, 42(20): 28-38.
- [36] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 等. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界, 2021, 37(7): 130-144, 10.
- [37] 徐翔, 赵墨非. 数据资本与经济增长路径[J]. 经济研究, 2020, 55(10): 38-54.
- [38] 王胜利, 樊悦. 论数据生产要素对经济增长的贡献[J]. 上海经济研究, 2020(7): 32-39, 117.
- [39] 吴心弘, 裴平. 金融科技、全要素生产率与数字经济增长[J]. 经济与管理研究, 2022, 43(7): 16-36.
- [40] 李广子. 金融与科技的融合: 含义、动因与风险[J]. 国际经济评论, 2020(3): 91-106, 6.
- [41] 杨东. 监管科技: 金融科技的监管挑战与维度建构[J]. 中国社会科学, 2018(5): 69-91, 205-206.
- [42] TRELEAVEN P. Financial regulation of FinTech[J]. Journal of Financial Perspectives, 2015, 3(3): 114-121.
- [43] 李青原, 陈世来, 陈昊. 金融强监管的实体经济效应——来自资管新规的经验证据[J]. 经济研究, 2022, 57(1): 137-154.
- [44] 黄永春, 黄瑜珊, 胡世亮, 等. 数字金融能否助推绿色低碳发展?[J]. 南京财经大学学报, 2022(4): 88-97.
- [45] 王兰. 全球数字金融监管异化的软法治理归正[J]. 现代法学, 2021, 43(3): 109-122.
- [46] 王霄, 邱星宇, 叶涛. 数字金融能提升民营企业创新吗? ——基于动态能力理论的实证研究[J]. 南京财经大学学报, 2021(6): 45-55.
- [47] 洪银兴. 发展新质生产力 建设现代化产业体系[J]. 当代经济研究, 2024(2): 7-9.
- [48] 王珏, 王荣基. 新质生产力: 指标构建与时空演进[J]. 西安财经大学学报, 2024, 37(1): 31-47.
- [49] 中共中央马克思恩格斯列宁斯大林作译局编译. 马克思恩格斯文集: 第5卷[M]. 北京: 人民出版社, 2009.
- [50] 赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展: 来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界, 2020, 36(10): 65-76.
- [51] 李廷瑞, 张昭. 金融监管与中小企业技术创新——来自新三板企业的证据[J]. 贵州财经大学学报, 2022(5): 53-62.
- [52] 庄旭东, 段军山. 金融创新、资源配置与经济高质量发展——建设金融强国战略背景下的分析与证据[J]. 金融经济研究, 2024, 39(1): 60-74.
- [53] 吕岩威, 李禹陶. 科技金融赋能经济高质量发展了吗——基于创新动机视角的研究[J]. 科学学研究, 2024, 42(5): 964-976.
- [54] 张腾, 蒋伏心. 科技金融、技术创新与经济高质量发展[J]. 统计与决策, 2023, 39(9): 142-146.
- [55] 张远, 李焕杰. 金融科技发展如何影响制造业服务化? ——来自中国上市公司的经验证据[J]. 经济与管理研究, 2023, 44(2): 57-74.
- [56] 黄群慧, 余泳泽, 张松林. 互联网发展与制造业生产率提升: 内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济, 2019(8): 5-23.
- [57] NUNN N, QIAN N. U.S. food aid and civil conflict[J]. American Economic Review, 2014, 104(6): 1630-1666.
- [58] 史丹, 孙光林. 数据要素与新质生产力: 基于企业全要素生产率视角[J]. 经济理论与经济管理, 2024, 44(4): 12-30.
- [59] 肖泉, 方徐兵, 李昆. 通往绿色创新之路: 金融科技如何影响企业绿色创新[J]. 财经科学, 2023(3): 45-58.
- [60] SHAH S M R, JIANJUN L I, QIANG F U. What prompted shadow banking in China? Wealth management products and regulatory arbitrage[J]. The Journal of Asian Finance, Economics and Business, 2020, 7(12): 63-72.
- [61] ALLEN F, GU X. The interplay between regulations and financial stability[J]. Journal of Financial Services Research, 2018, 53: 233-248.
- [62] 胡滨, 任喜萍. 金融科技发展: 特征、挑战与监管策略[J]. 改革, 2021(9): 82-90.

The Impact of FinTech on Regional New Quality Productive Forces

Ge Wenfeng¹, Xu Yang¹, Ran Qiyang^{2,3}

(1. School of Economics and Management, Xinjiang University, Urumqi 830000, China; 2. School of Business Economics, Shanghai Business College, Shanghai 200000, China; 3. Center for Innovation Management Research of Xinjiang, Xinjiang University, Urumqi 830000, China)

Abstract: China stands at the historic juncture of a century's transformation and a fresh wave of scientific and technological revolution, confronted with complex domestic and foreign environments, and urgently requires the formation and enhancement of new quality productive forces. FinTech is recognized as a pivotal component in deepening the structural reform of the financial supply side and establishing a modern financial system, serving as a significant driver for the advancement of regional new quality productive forces and providing substantial impetus for achieving high-quality economic development. Consequently, investigating the impact of FinTech on regional new quality productive forces holds considerable practical importance. Taking 30 provinces (Due to the lack of data, the statistical data mentioned here do not include the Tibet Autonomous Region, the Hong Kong Special Administrative Region, the Macao Special Administrative Region and Taiwan Province.) in China from 2012 to 2022 as research samples, the influence of FinTech levels on regional new quality productive forces was explored. It identified and tested the moderating effect of financial regulation, leading to several conclusions. Firstly, FinTech is found to empower the development of regional new quality productive forces, with this finding remaining robust after various tests, including replacing explanatory variables, altering the sample time frame, and addressing endogeneity issues. Secondly, the analysis reveals heterogeneity across three dimensions: regional disparities, differences in private finance levels, and variations in regional finance levels. Specifically, FinTech significantly boosts new quality productive forces in both eastern and central-western regions, but the effect is more pronounced in the central and western regions. Additionally, FinTech has a greater impact on new quality productive forces in areas with lower levels of private finance. Lastly, FinTech needs to reach a certain threshold to exert a promotional effect on regional new quality productive forces. Thirdly, empirical analysis shows that financial regulation positively moderates the relationship between FinTech levels and regional new quality productive forces. Fourthly, further research indicates a nonlinear relationship between the driving effect of FinTech levels on new quality productive forces, with its impact constrained by the level of financial regulation. These findings offer empirical support for promoting FinTech development, strengthening financial regulation and governmental governance capabilities, and enhancing the level of regional new quality productive forces.

Keywords: new quality productive forces; FinTech; financial regulation; moderating effect; threshold effect

勘误表

年	卷	期	页	行	误	正
2025	44	3	84	倒 1	丁思元(1997—),河北大学……	(通信作者)丁思元(1997—),河北大学…