

科技金融发展的新质生产力生成效应与机制研究

邹克 刘翔 李细枚

摘要:科技金融处于金融强国建设“五篇大文章”的领衔地位,是新质生产力发展的重要推动力。基于2010—2022年中国省级面板数据,检验科技金融发展的新质生产力的生成效应与机制。实证结果表明,科技金融能够显著加快形成新质生产力,其中公共科技金融与市场科技金融对新质生产力的影响存在由负向替代转为正向协同的时变特征。异质性检验结果表明,科技金融对新质生产力的影响存在区域异质性。机制检验表明,科技金融通过提升科技创新突破水平、推动传统产业深度转型升级进而形成新质生产力,同时市场化程度与数字经济发展能够实现生产要素创新性配置,成为充分发挥科技金融促进作用的重要条件。基于此,应着力健全科技金融体系,畅通科技金融催生新质生产力的渠道路径,提升科技金融服务实体经济质效,助推新质生产力蓬勃发展。

关键词:新质生产力;科技金融;金融强国;实体经济;数字经济

中图分类号:F832 **文献标识码:**A **文章编号:**2097-1346(2024)06-0003-16

一、引言

党的二十届三中全会强调,高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。习近平总书记准确洞察和把握世界科技和经济发展趋势,提出了新质生产力概念与发展新质生产力的重大任务,发展新质生产力成为推动高质量发展的内在要求和重要着力点。2023年10月召开的中央金融工作会议明确提出加快建设金融强国,做好科技金融、绿色金融、普惠金融、养老金融、数字金融五篇大文章。科技金融处于“五篇大文章”的领衔地位,推动科技金融提质增效不仅是深化金融供给侧结构性改革的应有之义,也是金融服务实体经济高质量发展的重中之重,更是加快形成新质生产力的关键所在。

科技金融是促进科技创新与成果转化、科技产业发展的一系列金融制度、政策、工具、产品及相关金融活动的总称。新质生产力是创新起主导作用,摆脱传统经济增长方式、生

收稿日期:2024-06-03

基金项目:国家社会科学基金一般项目(19BJY238);国家社会科学基金一般项目(23BJY116);广东省自然科学基金(2023A1515010619);广东省教育厅2021年度普通高校重点项目(2021ZDZX4024)。

作者简介:邹克,应用经济学博士,广东金融学院经济贸易学院副研究员,硕士生导师,研究方向为科技金融;刘翔,管理学博士,广东金融学院工商管理学院副教授,硕士生导师,研究方向为金融管理与环境经济学;李细枚,通讯作者,管理学博士,广东金融学院工商管理学院副教授,研究方向为科技金融,337008285@qq.com。

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。科技金融促进新质生产力发展的逻辑在于,通过政策性金融手段撬动风险投资、多层次资本市场和科技信贷等社会资金投向科技创新、产业创新领域,发挥信号传递、风险分担、资源配置、价值发现、监督管理、信息处理等作用(任宇新等,2024;邹克和王尧,2024),降低科技创新融资中的“麦克米伦缺口”,推动科技成果转化、科技创新产业化发展,促进产业升级和培育创新生态,实现“科技—产业—金融”良性循环,进而加快形成新质生产力。尽管有少量文献讨论科技金融与新质生产力的关系(连俊华,2024;邓宇,2024),但相关理论深度与定量关系等方面仍待进一步挖掘。具体而言,科技金融能否提升新质生产力水平?科技金融影响新质生产力形成的机制是什么?是否存在异质性效应?对于上述一系列问题,本文使用2010—2022年中国省级面板数据对科技金融与新质生产力的关系进行实证检验,以期为政府部门利用科技金融政策与工具加快形成新质生产力提供决策参考。

本文可能的边际贡献有三点。第一,在统计测度方面,重构新质生产力测度指标体系,即从科技、绿色、数字生产力一级子维度及其二级子维度构建指标体系。鉴于新质生产力的本质是要素优化组合的跃升,对要素子维度采用耦合协调度模型进行计算,为更科学衡量新质生产力提供新的思路借鉴。第二,在理论构建方面,将科技金融与新质生产力相联系,提出科技金融影响新质生产力的异质性理论分析框架,为建设金融强国背景下如何利用科技金融加快形成新质生产力提供新的学理依据。第三,在机制分析方面,从催生因素视角厘清科技金融影响新质生产力的机制。研究发现,科技金融存在加快科技创新突破、促进产业转型升级影响新质生产力的中介机制,以及利用深度市场化、数字经济实现要素创新性配置影响新质生产力的调节机制,为依靠科技金融加快新质生产力形成提供新的路径指引。

二、理论分析与研究假设

(一)科技金融与新质生产力

新质生产力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,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。已有学者从不同维度对新质生产力进行了解读和探讨(张雪兰等,2024)。新质生产力是一个至少涵盖科技、绿色和数字三大方面的集成体(卢江等,2024),具有数字化、绿色化的时代特征(李晓华,2023)。科技金融可划分为公共科技金融与市场科技金融两大类别。公共科技金融为克服科技创新的市场失灵,政府部门对金融资源配置采取的融资政策措施,具有较强的公共产品属性;市场科技金融是商业性金融机构为创新发展提供的金融工具、产品与服务,发挥着支持科技产业发展的主导作用。

科技金融提升科技生产力进而有利于形成新质生产力。科技创新具有高投入、高风险、长周期特征,融资面临较为严重的“麦克米伦缺口”与期限错配问题。科技金融服务与模式创新能够匹配科技企业全生命周期的多元化融资需求,推动企业增加研发投入以加快创新进程,促进科技成果转化为现实生产力。同时,通过资金有效配置促进生产要素合理流动、优化生产要素组合方式,由此加快新质生产力发展。从科技金融的不同属性来看,公共科技金融可通过政策资金扶持、政府基金引导等方式,降低创新前期风险和成本,打通前

期投入与风险不匹配的“堵点”,有利于将更多金融资源配置于科技创新等领域(盛朝迅,2024)。另外,公共科技金融还通过优化众创空间、完善信息平台与创新服务体系等方面为科技创新提供全方位支持,激发企业和个人创新活力,继而培育潜在科技生产力。区别于公共科技金融,市场科技金融则通过风险投资、股权融资、科技信贷等市场化手段为创新提供资金配置,从而有利于释放新兴产业及未来产业的创新潜力。其中,风险投资具有价值发现、财富示范等效应,能够吸引市场资金支持新质生产力;资本市场具有创新激励、要素配置和产业支撑效应,能够提供长期稳定资本赋能新质生产力(林春和文小鸥,2024);商业银行通过知识产权贷款、科技专营支行等新型服务模式,拓宽科技创新融资渠道,推动形成科技生产力。

科技金融提升绿色生产力进而有利于形成新质生产力。作为低资源消耗、环境友好的生产力,科技金融既可以间接推动科技生产力影响绿色生产力,又可以直接作用于绿色低碳技术创新(龚日朝等,2023)、绿色低碳产业发展(江三良和贾芳芳,2024)以及高污染行业绿色化转型而影响绿色生产力。具体而言,公共科技金融不仅通过创新财政科技投入方式,不断加大财政科技投入力度,以此引导资金流向绿色低碳创新领域,也可通过科技创新赋能绿色产业,推动绿色低碳创新成果转化与推广,最终实现产业与金融良性互动,进而促进绿色生产力。以风险投资、资本市场、科技信贷为主的市场科技金融有效覆盖绿色创新的全生命周期,通过金融创新为绿色低碳产业提供多元化融资渠道与长期稳定资金(叶显等,2024),有助于加大绿色低碳技术研发投入,推动绿色低碳技术迭代升级,加速绿色低碳创新与产业化发展,由此推动形成绿色生产力。

科技金融提升数字生产力进而有利于形成新质生产力。数字生产力建立在“大智移云物区^①”之上,恰好是科技金融支持的重点领域。具体地,公共科技金融通过投资数字基础设施建设,有助于提高数字技术普及率和应用水平,形成数字生产力,如国家大基金显著提升半导体行业创新水平(王宛秋等,2022)。公共科技金融还可以通过政策支持,加强数字技术对传统产业赋能,进而加快数字生产力发展。市场科技金融则是通过促进数字技术应用及培育数字创新企业,由此形成新质生产力。数字技术广泛应用于社会再生产环节,强化了劳动者协作及数字化机器设备协作,有效降低生产与流通的时间成本(崔云,2023)。上述相关技术的发展及应用与风险投资密切相关(Rossi et al., 2020)。市场科技金融还可通过资本市场优化数字产业资源配置,提升数字产业竞争力。针对无形资产占比高的企业特征,可创新性利用知识产权质押贷款、知识产权证券化等科技金融工具满足相关企业的有效融资需求,推动形成数字生产力。综上分析,本文提出研究假说1。

假说1:科技金融有利于加快形成新质生产力。

(二)公共科技金融与市场科技金融协同与新质生产力

首先,公共科技金融与市场科技金融存在正向协同效应。公共科技金融政策可通过明确重点支持领域引导市场资源投向,而市场科技金融则通过价格、竞争、市场链接等机制优化资源配置,提升创新效率。同时,公共科技金融旨在提供基础性、战略性和公益性资金,市场科技金融重视商业化和市场化,两者所形成的资金互补效应能够缓解科技创新结构性

^①“大智移云物区”指代的是大数据、人工智能、移动互联网、云计算、物联网、区块链。

融资缺口。公共科技金融的风险分担机制可以吸引更多的市场资源,形成资金放大效应。由此可见,两者结合有利于激发创新活力,从而加速新质生产力形成。

其次,公共科技金融与市场科技金融存在负向替代效应。一方面,政府本身存在效率不足、潜在创新偏差等问题,政府干预可能使得公共资金难以真正发挥信号传递、风险分担等效应,破坏市场机制正常运作,市场资金可能选择退出,从而形成替代效应(邹克和倪青山,2019)。政府干预还可能导致寻租行为,难以有效促进新质生产力。另一方面,由于定位与考核目标不同,公共科技金融与市场科技金融在资金来源、投资目标、风险承受能力等方面存在差异,难以避免存在利益冲突,协调机制的缺失可能会导致资源浪费和重复投入。

最后,公共科技金融与市场科技金融呈现由负向替代转为正向协同的时变特征。在前期阶段,由于政策有效性不足,存在公共资金效率低下、运行失当、权力寻租等问题(邹克和倪青山,2019),公共科技金融与市场科技金融目标可能并不完全一致,导致资源错配和浪费,体现为负向替代效应。在后期阶段,随着政策有效性不断提升、市场机制趋于完善、创新风险相对下降,公共科技金融能够有效引导市场资金流向创新领域,市场科技金融则通过不断创新产品和服务,匹配科技创新的多元化融资需求。公共科技金融与市场科技金融之间形成良性互动,能够高效促进新质生产力。综上分析,本文提出研究假说2。

假说2:公共科技金融、市场科技金融有利于加快形成新质生产力,两者之间存在由负向替代转为正向协同的变迁过程。

(三)科技金融对新质生产力的中介作用机制

实现科技创新突破是科技金融推动新质生产力发展的重要机制之一。科技革命性突破具有“创造性破坏”效应,其面临的资金需求与创新失败风险产生的融资约束之间的冲突使得资金供给低于最优水平,故而需要创新金融模式、提升金融体系的创新适应性,以实现革命性突破技术、颠覆性技术的持续支持(吴超鹏和严泽浩,2023)。覆盖科技企业全生命周期的科技金融接力式支持在一定程度上能够推动科技革命性突破。以战略性新兴产业光伏产业为例,其发展面临市场与材料依赖、核心技术缺失等问题。为推动光伏产业发展,政府部门采取国家补贴、增值税即征即退政策、企业所得税优惠等公共财政金融手段,有效弥补光伏企业的资金缺口,对塑造光伏产业链、推动光伏技术迭代产生积极效应。随着行业成长,风险投资、资本市场在光伏技术突破中扮演愈发重要的角色,光伏企业可充分利用境内外股票市场募集资金用于研发等领域(何杰等,2020),银行信贷则能够更好支持成熟期光伏企业的稳定生产与经营。

赋能产业转型升级是科技金融推动新质生产力发展的另一重要机制。首先,科技金融利用公共财政补贴、资金融通服务,促进科技成果转化与企业研发活动(胡吉亚,2021)。科技金融通过支持科技创新带动产业创新,有效提升产业附加值与市场竞争力。其次,公共科技金融引导市场金融资源向高技术制造业、绿色低碳与数字经济等产业重点倾斜,有利于实现产业结构调整与转型升级(邹建国,2023),进而塑造和发展新产业、新模式、新动能。再次,科技金融发挥制度性功能,通过全生命周期的科技金融体系满足不同发展阶段企业的融资需求,促进科技产业链协同发展,形成产业集群,为新质生产力的形成提供新质劳动对象。产业转型升级需要高素质劳动者与技术迭代升级的强力支撑,由此有利于实现新质劳动者、劳动资料与劳动对象及其优化组合的跃升。综上分析,本文提出研究假说3。

假说 3:科技金融有利于科技创新突破、产业转型升级加快形成新质生产力。

(四)要素创新性配置的调节机制

市场化直接影响科技金融运行效率和资源配置能力,从而影响新质生产力。首先,在高度市场化环境中,科技金融业态更加活跃和高效,有利于满足新质生产力发展的多元化融资需求,推动科技创新、绿色发展和数字化转型。其次,市场化程度的提高有助于优化金融资源配置,市场机制有利于具有创新能力和发展潜力的企业获得科技金融支持,从而推动新质生产力的形成。再次,市场化制度完善有利于金融创新和风险管理,增强市场资金支持科技创新的信心,有效促进企业创新进而形成新质生产力。

数字经济通过数据、算力和算法赋能新质生产力。一方面,数字经济为科技金融支持新质生产力发展提供广阔的应用场景,这体现在数字技术应用能够推动科技金融的业务模式变革和服务质效提升(郭景先和鲁营,2022),有助于科技金融精准评估企业风险和融资需求,由此使得科技金融更好地支持新质劳动资料、新质劳动对象加快形成,进而实现新质生产要素组合优化。另一方面,数字经济能够赋能传统产业数智化升级,而科技金融的加持正是提升产业链整体竞争力的关键一环,故而在数实融合趋势下,科技金融资源投入能够加快推动产业转型升级,进而形成新质生产力。综上分析,本文提出研究假说 4。

假说 4:市场化程度提高、数字经济发展有利于实现生产要素的创新性配置,在科技金融推动形成新质生产力中起正向调节作用。

本文构建的理论分析框架如图 1 所示。

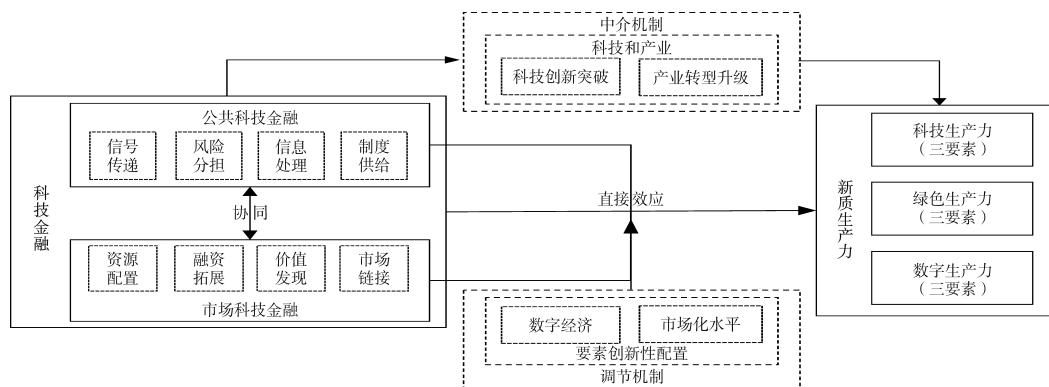


图 1 科技金融影响新质生产力的理论分析框架

三、研究设计

(一)样本选取与数据来源

选择 2010—2022 年中国 31 个省级区域(港澳台除外)的样本数据展开研究。新质生产力指数所涉及的底层指标来源于国家统计局网站、工业和信息化部、《中国科技统计年鉴》《中国金融统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》以及省级统计年鉴等公开资料(详见表 1);科技金融指数所涉及的底层指标中,地方财政科技支出指标来源于国家统计局网站,风险投资数据来源于万得数据库,其他指标来源于《中国科技统计年鉴》;控制变量取自国家统计局网站。部分缺失数据采取线性样条插值法或前后两年的均值补齐。对价格相关变量以 2010 年为基期并利用 GDP 平减指数进行不变价格换算。

(二) 变量说明

1. 被解释变量:新质生产力指数($nqpf_{it}$)。现有文献的主要思路是从马克思主义政治经济学理论框架中的生产力理论出发,基于劳动者、劳动对象与劳动资料三要素拓展,构建综合指标体系进行测度,也有文献基于新质生产力的分类进行测度^①。本文参考卢江等(2024)的研究,构建包含科技生产力、绿色生产力与数字生产力三个一级子维度以及新质劳动者、新质劳动资料与新质劳动对象三个二级子维度的综合指标体系(详见表1)。

新质生产力以三要素及其优化组合的跃升为基本内涵,直接加权计算指数难以反映生产要素优化组合的跃升。考虑到耦合协调度模型可以有效测度复杂系统中子系统的相互影响关系以实现系统的协调与优化,综合反映生产要素优化组合的跃升。有鉴于此,本文采用耦合协调度模型测度新质生产力发展水平。具体步骤如下:

首先,对原始指标正向标准化处理。利用变异系数法赋权,计算二级子维度新质劳动者有序度(nql_{it})、新质劳动资料有序度($nqlm_{it}$)与新质劳动对象有序度($nqls_{it}$)。

其次,计算二级子维度的耦合度指数 Cnq_{it} ,如式(1)所示。

$$Cnq_{it} = \sqrt[3]{(nql_{it} \times nqlm_{it} \times nqls_{it})} \times \frac{nql_{it} + nqlm_{it} + nqls_{it}}{3} \quad (1)$$

顺次,计算二级子维度的耦合协调度指数 Dnq_{it} ,如式(2)所示。

$$Dnq_{it} = \sqrt{Cnq_{it} \times \frac{(nql_{it} + nqlm_{it} + nqls_{it})}{3}} \quad (2)$$

根据上述步骤,可以得到科技生产力、绿色生产力与数字生产力的耦合协调度指数,分别表示为 tpf_{it} 、 gpf_{it} 、 dpf_{it} 。本文进行稳健性检验时使用上述三个被解释变量。

最后,计算新质生产力综合指数 $nqpf_{it}$,如式(3)所示。其中, α_1 、 α_2 与 α_3 分别为科技生产力、绿色生产力与数字生产力的权重,通过变异系数法计算得到。相应的权重见表1。

$$nqpf_{it} = \alpha_1 tpf_{it} + \alpha_2 gpf_{it} + \alpha_3 dpf_{it} \quad (3)$$

表1 新质生产力综合指标体系

一级子维度 (权重)	二级子维度 (等比权重)	原始指标	属性	权重	数据来源
科技生产力 (0.453)	新质劳动者	高技术制造业研发人员数量	+	0.442	中国科技统计年鉴
		规上工业企业 R&D 人员全时当量	+	0.327	国家统计局
		新兴产业员工总数	+	0.230	上市公司年报汇总
	新质劳动 资料	高技术制造业发明专利申请数	+	0.381	中国科技统计年鉴
		机器人安装密度	+	0.284	国际机器人联合会(IRF)
		高技术制造业研发机构数	+	0.335	中国科技统计年鉴
	新质劳动 对象	新技术产业收入/地区生产总值	+	0.149	中国科技统计年鉴
		新材料产值/地区生产总值	+	0.403	上市公司年报汇总
		特高压输电线路数	+	0.192	官方文件整理
		新材料企业数	+	0.255	上市公司统计汇总

①例如划分为技术创新、要素创新与产业创新,或科技生产力、绿色生产力与数字生产力。

续表 1

绿色生产力 (0.172)	新质劳动者	水利、环境、公共设施管理业城镇单位就业人员	+	0.497	国家统计局
		环境行业就业人数占比	+	0.503	国家统计局
	新质劳动资料	绿色发明专利申请量	+	0.299	国家知识产权局,据绿色专利分类号标准
		能源消费量/地区生产总值	-	0.066	中国能源统计年鉴
		可再生能源消耗比重	+	0.252	中国能源统计年鉴
		工业废水治理设施	+	0.197	中国环境年鉴
		工业废气治理设施	+	0.187	中国环境年鉴
	新质劳动对象	新能源发电比重	+	0.411	中国能源统计年鉴
		工业固体废物综合利用率	+	0.220	国家统计局
		工业废水排放	-	0.198	国家统计局
		工业二氧化硫排放	-	0.171	国家统计局
数字生产力 (0.375)	新质劳动者	信息传输、软件和信息技术服务业城镇单位就业人员	+	0.402	国家统计局
		信息传输、软件和信息技术服务业就业占比	+	0.380	国家统计局
		移动用户数量	+	0.217	工信部
	新质劳动资料	数字经济发明专利申请量	+	0.371	国家知识产权局
		互联网宽带接入端口数	+	0.139	工信部
		光缆线路长度/地区面积	+	0.216	工信部
		移动互联网接入流量	+	0.274	工信部
	新质劳动对象	软件业务收入/地区生产总值	+	0.113	国家统计局
		人均电子商务销售额	+	0.241	各省统计年鉴
		进行电子商务交易的企业数量	+	0.165	各省统计年鉴
		人工智能企业数	+	0.259	天眼查
		数据交易所数量	+	0.221	官方文件整理

2. 解释变量:科技金融指数(ft_{it})。参照邹克和周益赞(2024)的测量思路,从科技金融的理论内涵出发,基于公共科技金融、市场科技金融两大属性构建科技金融综合指标体系,并利用变异系数法与层次分析法相结合的赋权方法,计算得到公共科技金融指数(pft_{it})与市场科技金融指数(mft_{it}),最终合成得到科技金融指数(ft_{it})。

3. 控制变量。结合新质生产力的潜在影响因素,加入以下控制变量:(1)经济增长水平($\ln gdp_{it}$),即地区生产总值的自然对数值;(2)第三产业增加值占比(thi_{it}),即第三产业增加值占地区生产总值的比重;(3)实体经济占比($realp_{it}$),即剔除金融业、房地产业后实体经济行业增加值占国内生产总值的比重;(4)对外依存度($open_{it}$),即进出口总额占地区生产总值的比重;(5)财政能力($fsgdp_{it}$),即一般公共预算收入占地区生产总值的比重。

(三)模型构建

构建如下模型,以检验科技金融对新质生产力的影响:

$$nqpf_{it} = \beta_0 + \beta_1 ft_{it} + \sum \gamma CVs + \rho_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, $nqpf_{it}$ 为新质生产力指数, ft_{it} 为科技金融指数, CVs 为相关控制变量, ε_{it} 为随机误

差项。为进一步减弱不可观测的时间和区域因素的潜在干扰,在模型中纳入时间效应 μ_t 和省份效应 ρ_i 。

四、实证结果分析

(一)描述性统计分析

本文所涉及变量的基本描述性统计如表 2 所示。2010—2022 年中国 31 个省级区域(港澳台除外)的总观测值为 403,新质生产力指数(nqpf)的均值为 0.293,最小值为 0.050,最大值为 0.855;科技金融指数(ft)的均值为 0.160,最小值为 0.030,最大值为 0.700。其余变量的描述性统计结果不再赘述。

表 2 变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
nqpf	403	0.293	0.128	0.050	0.855
ft	403	0.160	0.133	0.030	0.700
lngdp	403	9.724	1.023	6.240	11.772
thi	403	49.383	9.035	32.460	83.860
realp	403	87.172	4.172	72.580	93.800
open	403	0.291	0.312	0.008	1.586
fsgdp	403	0.112	0.032	0.058	0.245

图 2 为核心变量指标的变化趋势。从中可以看出,科技金融指数、新质生产力指数呈现出较明显的共同趋势。图 3 为指数肯德尔核密度演进趋势。观察可知,在 2016 年之前,整体呈现的是尖峰形态,表明大部分省份的新质生产力指数、科技金融指数均处于较低水平,且分布相对集中;而在 2018 年之后,平峰厚尾特征明显,部分省份的新质生产力指数和科技金融指数获得了较快提升,区域之间的整体差异在加大。

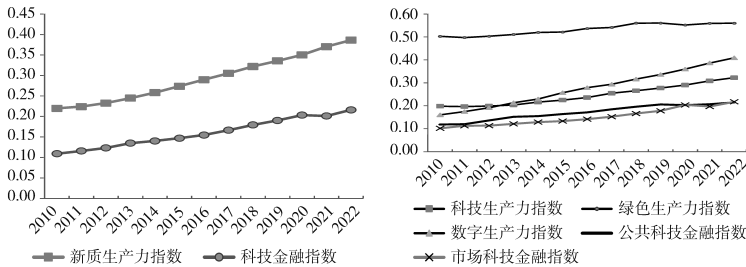


图 2 新质生产力指数与科技金融指数均值趋势

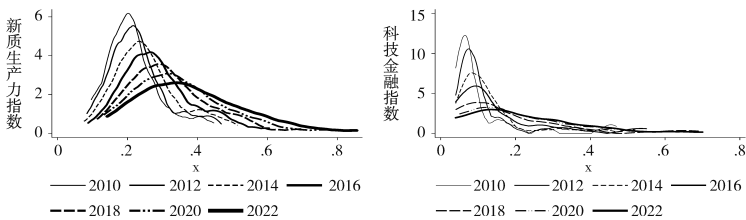


图 3 科技金融指数、新质生产力指数核密度演进趋势

(二)基准回归结果分析

表 3 是科技金融影响新质生产力的基本结果。采取双向固定效应模型进行回归,并通过聚类稳健性标准误加以校准。观察可知,科技金融指数(ft)的系数均为正值且通过 1% 的统计显著性检验。这意味着科技金融通过一系列政策举措、服务创新,推动金融资本与科技资源结合,能够实现新质劳动者、新质劳动资料与新质劳动对象优化组合的跃升,有利于加快形成新质生产力。由此,本文的研究假说 1 得到验证。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)
	nqpf	nqpf
ft	0.423 *** (9.522)	0.345 *** (8.434)
lngdp		0.032 * (1.822)
thi		0.005 *** (6.510)
realp		0.003 ** (2.207)
open		-0.050 ** (-2.482)
fsgdp		0.258 *** (2.901)
省份固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
常数项	0.225 *** (31.370)	-0.571 ** (-2.361)
样本量	403	403
R ²	0.971	0.976

注：*、**、***分别代表 10%、5%、1% 水平的显著性，括号内为稳健标准误计算的 t 值；表 4~7 同。

（三）内生性检验

由于在新质生产力水平较高的地区，科技金融资源集聚水平也会较高，可能存在反向因果关系，同时绿色金融、数字金融分别与绿色生产力、数字生产力密切相关，可能存在遗漏变量问题。本文采用工具变量法、动态面板回归、双重差分法处理潜在的内生性问题。

1. 工具变量法。为缓解反向因果与遗漏变量带来的内生性问题，参照 Goldsmith – Pinkham et al. (2020) 的方法，构建份额移动法工具变量 (Bartik_IV)，即科技金融指数平均值滞后一期与科技金融指数一阶差分的交乘项。2SLS 回归结果见表 4 第 (1) — (2) 列所示。第一阶段回归显示，Bartik_IV 与 ft 存在显著的正相关性，弱工具变量识别的 F 统计量为 85.62，高于临界值 10，满足相关性要求；科技金融指数的增速与其他影响新质生产力的潜在因素不相关，满足外生性条件。第二阶段回归结果显示，ft 系数在 5% 水平上显著为正，表明在考虑内生性问题后，核心结论仍然成立。

2. 动态面板回归。考虑到新质生产力受上一期的动态影响而可能存在双向因果关系，因而利用系统 GMM 方法进行回归，结果见表 4 第 (3) 列。AR(1) 检验的 P 值为 0.07，AR(2) 检验的 P 值为 0.32，表明存在一阶自相关，不存在二阶自相关；Hansen 检验的 P 值为 0.126，表明不存在工具变量过度识别问题。可以观察得到，ft 系数为正值且在 10% 水平上显著，支持本文的核心结论。

3. 双重差分法。利用促进科技和金融结合试点政策的外生性冲击，处理科技金融与新质生产力的内生性问题。第一批点城市位于江苏、上海、天津、重庆、北京、辽宁、山东、广东、浙江、湖北、湖南、安徽、四川、陕西共 14 个省级区域，试点时间设置为 2012 年。第二批

点共9个城市,新增省级地区有河南、福建、江西、贵州、甘肃、内蒙古,试点时间设置为2016年。以包含试点的省级地区作为处理组,并与试点时间交互获得DID变量,进行双重差分回归,结果见表4第(4)列。观察可知,变量DID系数在5%水平上显著为正,表明科技和金融结合试点政策能够促进新质生产力发展,与基准回归结果一致。^①

表4 内生性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Bartik_IV		GMM	DID
	ft	nqpf	nqpf	nqpf
ft		0.190 *** (5.020)	0.068 * (1.86)	
Bartik_IV	40.179 *** (5.195)			
DID				0.012 ** (2.221)
L. nqpf			0.981 *** (20.464)	
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
常数项	0.998 *** (4.877)	-2.229 *** (-5.176)	-0.233 (-1.050)	-1.097 *** (-3.836)
样本量	372	372	372	403
R ²	0.815	0.294	Hansen P=0.126	

(四) 稳健性检验^②

1. 替换为被解释变量分维度指标。基于新质生产力的分维度(科技生产力、绿色生产力、数字生产力)进行稳健性检验。结果显示,ft系数至少在10%水平上显著为正,由此证实了科技金融促进新质生产力发展的核心结论。

2. 调整被解释变量计算权重。赋权方法的不同可能导致新质生产力指数变化较大。为此,改变原有一级维度的赋权方法,对科技生产力、绿色生产力与数字生产力等比赋权,计算得到新的被解释变量进行回归。结果显示,权重调整后的ft系数仍在1%水平上显著为正,核心结论成立。

3. 调整被解释变量计算口径。参考韩文龙等(2024)从实体性、渗透性要素计算新质生产力指数进行回归,区间为2012—2022年。同样可得ft系数在1%水平上显著为正,核心结论仍成立。

4. 排除其他竞争性解释。鉴于其他金融因素也可能影响新质生产力,为此在模型中纳入数字普惠金融指数、绿色金融指数以排除竞争性解释。数字普惠金融指数来源于北大

①双重差分回归结果通过了平行趋势检验与安慰剂检验,相关结果备索。

②受篇幅所限,稳健性检验结果未在正文列示,留存备索。

数字普惠金融指数数据库;绿色金融指数借鉴文书洋等(2022)的构建方法。结果显示,ft 系数在 1% 水平上显著为正,表明竞争性解释不改变核心结论。

5. 替换为单指标解释变量。考虑到新质生产力指数、科技金融指数均为综合指数,因果关系不够直观。财政科技支出占比(pfte)与科技金融指数(ft)高度相关,相关系数为 0.776,为此将财政科技支出占比作为科技金融代理变量进行重新回归。结果显示,pfte 的系数显著为正,表明核心结论仍然具有稳健性。

6. 解释变量滞后处理。考虑到科技金融所产生的影响存在滞后性,分别进行纳入 ft 滞后一期、滞后二期及同时滞后一、二期的回归处理。结果仍支持本文核心结论。

(五) 协同效应检验

为了检验协同效应的时变特征,将样本划分为 2010—2017 年、2016—2022 年两个子样本(为增加样本量,存在两年时间重叠),前者代表早期阶段,后者代表后期阶段,回归结果见表 5。第(1)列显示,pft、mft 系数均显著为正,表明公共科技金融、市场科技金融均能够促进新质生产力形成。公共科技金融具有政策引导的信号传递效应、财政资金的风险分担效应;市场科技金融则通过创新金融产品、信贷市场与多层次资本市场衔接,有效缓解融资约束进而提升新质生产力。第(2)列显示,交互项 pft × mft 系数为负但不显著,表明公共科技金融在克服创新风险与收益不匹配的市场失灵过程中,对市场科技金融形成了负向替代效应。第(3)—(4)列则显示,在早期阶段(2010—2017 年),pft × mft 系数为负,这说明公共科技金融与市场科技金融之间以负向替代效应为主导;在后期阶段(2016—2022 年),pft × mft 系数显著为正,说明公共科技金融与市场科技金融呈现正向协同效应。伴随着公共科技金融政策有效性提升、市场机制趋于完善、创新风险相对下降,公共科技金融与市场科技金融能够形成良性互动进而促进新质生产力发展,由此验证研究假说 2。

表 5 公共科技金融与市场科技金融协同效应检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	nqpf	nqpf	nqpf	nqpf
pft × mft		-0.190 (-1.632)	-0.373 ** (-2.077)	0.426 *** (3.330)
pft	0.147 *** (4.479)	0.191 *** (4.482)	0.213 *** (4.151)	-0.010 (-0.205)
mft	0.195 *** (4.568)	0.251 *** (4.753)	0.261 *** (4.094)	0.002 (0.067)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
常数项	-0.558 ** (-2.377)	-0.482 * (-1.947)	-0.058 (-0.236)	-0.383 (-1.073)
样本	全样本	全样本	2010—2017	2016—2022
样本量	403	403	217	217
F	33.626	28.275	6.665	11.226
R ²	0.976	0.976	0.988	0.982

(六) 异质性检验

党的二十届三中全会提出健全因地制宜发展新质生产力体制机制。不同地区的资源禀赋差异较大,使得科技金融对新质生产力的形成可能存在异质性影响;同时,新质生产力与实体经济高质量发展存在密切关系。鉴于此,本文拟从前述两个角度考察异质性效应。

1. 区域异质性。依据研究惯例,将研究样本划分为东部、中部与西部子样本进行回归,回归结果见表6第(1)~(3)列。观察可知,尽管所有子样本的 ft 系数均显著为正,但无论从系数大小还是显著性程度来看,科技金融对新质生产力的影响力度均存在由东至西递减的特征;组间系数差异检验还显示,三个地区两两之间差异 Z 值均大于2.203,表明至少在5%水平上存在显著的区域异质性。原因可能包括:一是欠发达地区市场化程度相对滞后,资源配置效率有待提升;二是欠发达地区与第三产业相关的科技服务业发展滞后,使得科技金融服务科技创新与实体经济的质效不高,促进新质生产力的效应相对较小。

2. 实体经济发展异质性。参考邹克和周益赞(2024)测算的指数,按中位数划分为实体经济发展质量高、低两个子样本进行回归,结果见表6第(4)~(5)列。观察可知,质量高子样本组的 ft 系数与统计显著性均高于另一组别,且组间系数差异检验的 P 值为0.028,这表明,科技金融的新质生产力促进效应在实体经济发展质量较高的区域体现得更为明显。由此可见,新质生产力是实体经济高质量发展的重要标志,如若实体经济发展不畅,也会影响新质生产力的提升。

表6 异质性回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	东部	中部	西部	质量高	质量低
	nqpf	nqpf	nqpf	nqpf	nqpf
ft	0.545 *** (5.128)	0.262 *** (4.176)	0.091 ** (1.992)	0.260 *** (3.608)	0.007 (0.117)
控制变量	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
常数项	0.828 (0.852)	-1.280 *** (-3.514)	-0.400 * (-1.681)	-1.256 ** (-2.110)	-0.322 (-1.636)
样本量	130	117	156	201	202
R^2	0.972	0.979	0.979	0.974	0.970

(七) 机制检验

顺延理论逻辑,设定以下模型检验科技金融影响新质生产力的中介与调节效应:

$$nqpf_{it} = \beta_0 + \beta_1 DumMV_{it} \times ft_{it} + \beta_2 ft_{it} + \beta_3 MV_{it} + \sum \gamma CVs + \rho_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, MV_{it} 为机制变量,包括科技突破水平、产业结构高级化、市场化程度、数字经济等变量。依据机制变量的中位数将样本划分为高、低水平两个子样本组,设置相应的虚拟变量 $DumMV_{it}$,当样本取值大于中位数时, $DumMV_{it}$ 赋值1,否则为0。交互项 $DumMV_{it} * ft_{it}$ 的系数表示,相对于低水平样本组,科技金融在高水平样本组对新质生产力是否具有显著影响。本文认为,以上虚拟变量分组模型的思想既可用于检验中介效应(类似于两步法),也可用于检验调节效应,视研究目的与变量逻辑关系而定。以产业转型升级的中介效应为

例,首先,基于已有文献总结科技金融能够促进产业转型升级;其次,根据分组模型得出产业转型升级能够促进新质生产力。就调节效应而言,直接根据两组系数的差异加以判断。

1. 中介机制。(1)科技创新突破的中介机制。从突破可能性出发构建科技创新突破指数($fbtl$):(高技术制造业发明专利申请数+数字经济发明专利申请数)/发明专利申请数。一般来说,数字技术赋能经济高质量发展,高技术制造业发明专利代表科技应用能力,两者占比越高,越可能实现技术革命性突破。生成 $fbtl$ 的虚拟变量 $Dumbt$ 并将交互项 $Dumbt \times ft$ 纳入模型,回归结果见表 7 第(1)列。观察可得,科技突破水平更高的子样本组,科技金融对新质生产力水平的提升更显著。进一步分析显示, $fbtl$ 与 ft 相关系数为 0.201,回归发现科技金融能够显著提升科技创新突破水平。因此可断定,科技金融通过利用财政科技投入、风险投资、资本市场与银行信贷等条件进行接力式支持,能够促进科技创新突破而加快形成新质生产力。(2)产业转型升级的中介机制。以产业结构高级化指数($struc$)作为产业转型升级的代理变量。生成相应的虚拟变量 $Dumstr$ 并将交互项 $Dumstr \times ft$ 纳入模型进行回归,结果见表 7 第(2)列。可以发现, $Dumstr \times ft$ 系数在 5% 水平上显著为正,这表明产业转型升级能够促进新质生产力发展。科技金融通过政策引导与资金融通等方式为产业转型提供技术支撑,促进产业链协同发展。同时,已有研究表明科技金融可以促进产业结构高级化(邹建国,2023)。由此可见,科技金融能够推动科技革命性突破、产业深度转型升级进而加快新质生产力形成,支持了研究假说 3。

2. 调节机制。(1)市场化程度的调节机制。选择樊纲市场化指数($mari$)作为市场化程度的代理变量,生成虚拟变量 $Dummar$ 并将交互项 $Dummar \times ft$ 加入模型,回归结果见表 7 第(3)列。观察可得,在市场化程度更高的子样本组,科技金融对新质生产力水平的提升更显著,这表明市场化程度在其中起正向调节作用。科技金融的支持对象具有高风险、高收益特征,市场化有利于提高资金要素配置效率、强化风险管理,畅通科技金融支持创新发展渠道,从而加快形成新质生产力。(2)数字经济发展的调节机制。选择王军等(2021)的数字经济指数($dige$)作为数字经济发展的代理变量,以此生成虚拟变量 $Dumde$ 并将交互项 $Dumder \times ft$ 加入模型,回归结果见表 7 第(4)列。检验结果表明,数字经济同样发挥正向调节作用。数字经济是新质生产力的重要载体,通过提供海量的数据资源、先进的数字技术与广阔的应用场景,有助于科技金融评估创新风险及优化产品设计,赋能劳动者、劳动资料与劳动对象及其组合优化,促进新质生产力发展。综上所述,市场化程度、数字经济发展在科技金融影响新质生产力过程中起正向调节作用,支持了研究假说 4。

表 7 机制检验回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	nqpf	nqpf	nqpf	nqpf
Dumbt × ft	0.075 *** (3.054)			
Dumstr × ft		0.049 ** (2.330)		
Dummar × ft			0.119 *** (2.809)	

续表7

Dumde × ft				0.062 *** (2.808)
ft	0.309 *** (8.635)	0.310 *** (7.805)	0.231 *** (4.227)	0.293 *** (6.315)
fbtl	0.001 (0.509)			
struc		0.103 *** (6.569)		
mari			0.003 (1.111)	
digeco				0.174 (0.823)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
常数项	-0.486 ** (-1.998)	-1.005 *** (-4.613)	-0.588 *** (-2.731)	-0.503 * (-1.961)
样本量	403	403	403	403
R ²	0.978	0.980	0.977	0.977

五、研究结论与启示

本文利用2010—2022年中国省级面板数据检验了科技金融对新质生产力的影响,并从异质性、影响机制等方面展开深入研究。研究发现:第一,科技金融能够显著加快形成新质生产力,这一核心结论经由内生性处理与多重稳健性检验后仍然成立;第二,公共科技金融、市场科技金融有利于加快新质生产力形成,两者对新质生产力的影响存在由负向替代转为正向协同的时变特征;第三,科技金融对新质生产力的影响存在一定区域异质性与实体经济发展异质性,西部地区可能由于科技金融服务科技创新与实体经济的质效不高,对新质生产力的提升效应相对有限;第四,基于催生因素的机制检验表明,科技金融通过提升科技创新突破水平、推动产业转型升级而培育新质生产力,同时能够利用市场化程度、数字经济发展的调节效应实现生产要素创新性配置,进而加快形成新质生产力。

上述结论蕴含四个方面的政策启示。第一,在加快形成新质生产力推动中国式现代化进程中,要着力做好科技金融这篇大文章。通过强化财政科技投入力度、优化财政科技投入方式、充分利用科技再贷款等一系列政策,提升公共科技金融效率。完善科技金融服务机制,引导和创新风险投资、科技信贷、科技保险、资本市场等各类金融组织、产品和服务,加快健全覆盖科技创新全链条、全生命周期的多元化、多层次、多渠道的科技金融投融资体系。第二,疏通拓展科技金融支持绿色、数字生产力发展的渠道。在加大科技金融对科技创新型企业支持力度的基础上,重点开发绿色创新债券、绿色创新基金等金融产品与服务模式,加快绿色生产力发展;重点发展数字资产、数字货币等新兴金融业态,推动科技金融更好支持数字技术创新与应用,促进数字技术与社会再生产环节深度融合。第三,加大科技金融支持产业创新力度以实现更多科技革命性突破。加强对引领性、革命性、颠覆性技

术的预测判断,发布引领革命性突破的未来产业目录,发挥科技金融政策的信号效应与引导效应;完善公共科技金融的容错机制,加大对未来产业相关企业的风险分担力度,充分利用风险投资与资本市场渠道,推动革命性突破技术成果转化。第四,以科技金融助推实体经济高质量发展,营造培育新质生产力的有利客观条件。要提升科技金融服务实体经济发展质效,通过培育耐心资本与长期资本,加大投新、投小、投早力度等方式提升实体经济的科技含量,设置未来产业专项基金促进产业深度转型升级,因地制宜完善科技金融支持新质生产力体制机制以更好推动区域协调发展。第五,加快建设统一开放且竞争有序的市场体系,推动要素创新性配置以助力新质生产力发展。持续深化金融改革和加速金融市场化进程,提升金融机构风险管理能力,并在加强风险控制的前提下,鼓励科技金融主体注重金融制度、服务与产品创新,探索综合化经营模式,进而提升科技金融资源配置效率。

参考文献:

- 崔云. 数字技术促进新质生产力发展探析[J]. 世界社会主义研究, 2023(12).
- 邓宇. 发展新质生产力与深化科技金融创新——兼论国际经验与中国实践[J]. 西南金融, 2024(4).
- 龚日朝, 李钱, 刘香伶. 科技金融对城市绿色创新的影响——基于“促进科技和金融结合试点”政策的准自然实验[J]. 湖南科技大学学报(社会科学版), 2023(4).
- 郭景先, 鲁营. 科技金融有助于企业创新效率提升吗?——兼论企业数字化转型的调节效应[J]. 南方金融, 2022(9).
- 韩文龙, 张瑞生, 赵峰. 新质生产力水平测算与中国经济增长新动能[J]. 数量经济技术经济研究, 2024(6).
- 何杰, 程进文, 韩磊. 新兴产业崛起、产业政策与资本市场的关系——基于中国光伏产业发展沉浮的视角[J]. 证券市场导报, 2020(12).
- 胡吉亚. 科技金融助力战略性新兴产业高端化的逻辑、绩效与着力点[J]. 北京社会科学, 2021(7).
- 江三良, 贾芳芳. 科技金融政策对城市碳排放绩效的影响效应研究——基于“科技与金融结合试点”的准自然实验[J]. 软科学, 2024(3).
- 李晓华. 新质生产力的主要特征与形成机制[J]. 人民论坛, 2023(11).
- 连俊华. 发展科技金融培育新质生产力[J]. 中国金融, 2024(8).
- 林春, 文小鸥. 资本市场赋能新质生产力形成: 理论逻辑、现实问题与升级路径[J]. 深圳大学学报(人文社会科学版), 2024(2).
- 卢江, 郭子昂, 王煜萍. 新质生产力发展水平、区域差异与提升路径[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2024(3).
- 盛朝迅. 新质生产力的形成条件与培育路径[J]. 经济纵横, 2024(2).
- 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(3).
- 王军, 朱杰, 罗茜. 中国数字经济发展水平及演变测度[J]. 数量经济技术经济研究, 2021(7).
- 王宛秋, 张若凡, 鄢海拓, 等. 国家大基金投入对半导体产业创新绩效的作用效果及机制研究[J]. 中国科技论坛, 2022(6).
- 文书洋, 刘浩, 王慧. 绿色金融、绿色创新与经济高质量发展[J]. 金融研究, 2022(8).
- 吴超鹏, 严泽浩. 政府基金引导与企业核心技术突破: 机制与效应[J]. 经济研究, 2023(6).
- 叶显, 潘妍, 吴非. 金融科技与企业绿色技术创新——结构特征、作用识别与补短板效应[J]. 南方金融, 2024(4).
- 张雪兰, 王剑, 徐子尧, 申程程. 惟精惟勤, 玉汝于成: 信贷专业化与企业新质生产力发展[J]. 金融经济研究, 2024(5).

邹建国. 科技金融对产业结构升级的影响——基于中介效应与门槛效应的检验[J]. 湖南科技大学学报(社会科学版), 2023(4).

邹克, 倪青山. 公共科技金融存在替代效应吗? ——来自 283 个地市的证据[J]. 中国软科学, 2019(3).

邹克, 王尧. 科技金融政策何以影响科技产业集聚发展? [J]. 南京财经大学学报, 2024(1).

邹克, 周益赞. 科技金融对实体经济高质量发展的影响研究——基于建设金融强国的理论背景[J]. 金融经济研究, 2024(1).

Goldsmith-Pinkham P., I. Sorkin, and H. Swift, 2020. Bartik Instruments: What, When, Why, and How. *American Economic Review*, 110(8): 2586–2624.

Rossi M., G. Festa, and A. Devalle., 2020. When Corporations Get Disruptive, the Disruptive Get Corporate: Financing Disruptive Technologies through Corporate Venture Capital. *Journal of Business Research*, 118: 378–388.

(责任编辑: 杨贤宏; 校对: 刘心怡)

The Generation Effect and Mechanism of New Quality Productivity in the Development of Technology Finance

Zou Ke, Liu Xiang, Li Ximei

Abstract: Technology finance, a leading theme in the five major articles related to building a financial superpower, is a crucial driving force for the development of new quality productivity. This study tested the generation effect and mechanism of new quality productivity in the development of technology finance based on China's provincial panel data from 2010 to 2022. The empirical results showed that technology finance can significantly accelerate the formation of new quality productivity, where a time-varying characteristic involving a shift from negative substitution to positive synergy is present in the impact of public technology finance and market technology finance on new quality productivity. Heterogeneity tests indicate the existence of two types of heterogeneity: regional and high-quality development of the real economy. The mechanism test revealed that technology finance builds new quality productivity by increasing the level of technological innovation breakthroughs, advancing deep transformation, and upgrading traditional industries, whereas the degree of marketization and development of the digital economy can lead to an innovative allocation of production factors, which becomes a critical condition for realizing the facilitating role of technology finance. This study recommends that efforts should be made to improve the technology financial system, clear the channels and paths of technology finance to generate new quality productivity, enhance the quality and efficiency of technology finance in serving the real economy, and facilitate the dynamic development of new quality productivity.

Keywords: new quality productivity, technology finance, financial superpower, real economy, digital economy