

科技金融对新质生产力发展的影响

林欢

(福建师范大学经济学院, 福州 350108)

摘要: 基于2012—2022年中国省级面板数据,构建省级科技金融指标体系,采用双向固定效应模型就科技金融对新质生产力发展的影响机制进行深入研究。结果表明:科技金融对新质生产力发展有显著推动作用,并且教育水平、信息化水平在其中起到促进作用;科技金融通过提高外商投资额和产业结构升级推动新质生产力发展;科技金融对新质生产力的发展具有地区、产业结构以及对外开放程度异质性。

关键词: 地方金融事业; 新质生产力; 科技金融

中图分类号: F832 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2025)07-0364-09

当前,全球经济步入深度调整与变革的关键时期,中国经济在其中展现了强大的韧性与潜力,但也面临着多方面的挑战。全球经济增长动力不足、国际贸易环境日趋复杂、地缘政治风险加剧等外部因素导致外需疲软,给中国出口行业带来了巨大压力。与此同时,国内实体经济也面临虚拟经济挤压、运营成本上升、创新能力不足等多重挑战,以传统生产力支撑的发展模式难以为继。在这样的经济现象和经济困境下,新质生产力的提出不仅是对中国生产力发展理论的重大创新,更是应对国际竞争新形势、实现经济高质量发展的关键路径。

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^[1]。新质生产力的发展,依赖于技术革命性突破、生产要素创新性配置和产业的深度转型升级,聚焦于劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合的跃升,以全要素生产率大幅提升为核心标志。新质生产力不仅是生产力现代化的具体体现,也是马克思主义生产力理论的中国创新和实践^[2]。

科技创新是新质生产力发展的核心要素。企业科技创新进程中,科技创新活动因其固有的高风险、高资金需求等特征,常使企业面临融资成本高、风险管理问题复杂化等诸多挑战。2023年,中央金融工作会议系统提出“科技金融、绿色金融、普惠金融、养老金融、数字金融”五大篇章。其中提到,“科技金融”的核心即以金融支持科技创新,融

合科技资源和金融资本,推动科技资源转化为生产力。当前,世界百年未有之大变局加速演进,新一轮科技革命和产业变革深入发展,中国正处于经济转型升级与新一轮技术革命的交汇期。做好科技金融大文章,助力高水平科技自立自强,是高质量发展的必然要求。科技金融作为金融创新的重要组成部分,通过优化资源配置、分散创新风险、提供长期资本支持等方式,为企业的科技创新活动提供了强有力的支撑,成为推动新质生产力发展的重要引擎。科技创新是推动新质生产力的核心驱动力,技术革命性突破是引发生产力跃升、生产关系调整和创新资源配置的关键。金融与科技创新的紧密结合,是推动新质生产力发展的重要保障。上述分析表明,探讨科技金融如何影响新质生产力的发展是一个极具价值与研究意义的议题。通过对科技金融与新质生产力关系的深入研究,能够更好地理解和把握这一重要领域的发展趋势和政策动向,助力中国在全球竞争的高技术领域自立自强。

针对科技金融对新质生产力发展的影响,多位学者已做出了理论分析。首先,科技金融的核心价值在于为实体经济特别是科技创新型企业提供了关键的资金支持^[3],通过科技金融手段优化资源配置,可加速科技成果的转化应用,推动技术创新的不断涌现。资金的及时到位,使得企业能够专注于研发创新,不断探索未知领域,成为新质生产力发展的重要驱动力^[4]。其次,科技金融显著促进了传

收稿日期: 2024-10-18

作者简介: 林欢(2002—),女,福建宁德人,硕士研究生,研究方向为区域金融。

统产业的转型和升级^[5],提高了传统产业的技术含量、附加值和市场竞争能力,推动经济结构的优化和升级,为新质生产力发展注入了新的活力。除此之外,科技金融还致力于提升金融服务的效率、便利性和可及性。金融服务普及度的提高,为新质生产力在各个区域同步发展提供了有力保障。相关部门应借鉴国际科技投融资模式的先进经验,同时紧密结合中国金融发展实际和科技产业政策导向,形成具有中国特色的科技金融发展路径。在此过程中,应充分利用多层次资本市场和银行信贷等多元化融资渠道,兼顾政策引导与市场配置的双重优势,为新质生产力的持续健康发展提供全方位、多层次的金融支持^[6]。

现有对于科技金融与新质生产力的研究更多关注的是理论层面的解释,针对其对于新质生产力影响的实证分析仍亟须进一步开展。本文着眼于区域层面,更新已有文献对于科技金融指标构建,通过实证分析方法深入探讨科技金融对新质生产力的影响,创新性地研究了产业结构、外商投资、信息化水平以及教育水平在其中的作用,揭示科技金融促进新质生产力发展的内在逻辑和实现路径,对现有研究在实证方面的空白进行补充。

1 文献回顾与研究假设

中国新质生产力整体水平不断升高,但各区域间存在较大差异。这是由于地区间科技水平存在差异,关键技术创新不足限制了新质生产力生成和发展^[7]。要全面实现新质生产力高速发展,必须准确把握新质生产力的形成规律,为高质量发展赋能蓄力,努力抢占发展制高点、赢得发展主动权^[8]。整合科技创新资源,引领发展战略性新兴产业和未来产业,加快形成新质生产力^[9]。新质生产力是指依靠新一代信息技术和新兴技术,如人工智能、大数据、互联网等,形成的一种全新的生产方式^[10]。科技是新质生产力持续发展的关键驱动力。提升高新技术企业数量、提高城市创新水平是推动新质生产力发展的关键着力点^[11]。科学技术突破可以催生新产业、新模式、新动能,推动原创性、颠覆性科技创新成果竞相涌现,为新质生产力发展注入“源头活水”^[12]。

科技金融是科技和金融两大赋能体系的结合,是新质生产力发展的助推器。大力发展科技金融能够为新质生产力注入金融能量。在全球经济复苏乏力和外部冲击的背景下,中小科技企业陷入融资困境。因此未来中国金融工作的重

心之一,就是引导金融资本更多地投入科技创新领域,加快形成新质生产力,推进经济高质量发展^[13]。在国内,“科技金融”概念最早出现在1993年,是指促进科技开发、成果转化和高新技术产业发展的一系列金融工具、金融制度、金融政策与金融服务的系统性、创新性安排^[14]。科技金融的出现很大程度上为金融要素向创新聚集、改善金融要素的资源配置效率提供了一种可能^[15]。金融机构应加大高质量金融服务供给,不断完善科技金融体系,助力新质生产力发展^[16]。综上所述,提出如下假设。

H1:科技金融对新质生产力的发展有促进作用。

现有研究表明,科技金融能够促进地区产业结构升级。一方面,科技金融政策的实施对各试点城市的产业结构升级起到了显著的推动作用,不仅促进了传统产业的优化升级,还激发了新兴产业的快速发展。并且随着时间的推移,政策的执行效果呈现出逐渐增加的趋势^[17]。另一方面,地区科技金融发展水平提高能够通过产业的关联效应来调整产业结构^[18]。科技金融与产业结构升级之间存在着一种密切的互动关系,它们相互促进、互相影响^[19]。韩鉴和贺翔^[20]提出,科技金融的发展可以显著推动产业结构高级化和合理化。与此同时,产业结构升级能够有效助力新质生产力发展^[21]。产业结构的优化升级能够推进现代化产业体系的构建,现代化产业体系发展格局能够通过劳动者能力的提升、劳动资料的升级、劳动对象的扩宽为新质生产力提供有力支撑^[22]。因此,产业结构升级可以通过优化资源配置、促进产业协调发展,为新质生产力的发展提供坚实的基础和广阔的空间,促进新质生产力的高速发展。

科技金融通过创新性金融产品和工具,降低了跨境投资的难度和风险,提高了外商直接投资的效率和风险管理能力,从而促进了资本的全球流动,支持创新型企业的成长。而在培育新质生产力的过程中,外资促进了资本的全球化高效配置,形成了一种良性的竞争与合作生态,是连接国内国际双循环的要素提供者 and 市场参与者^[23]。外商直接投资是一种外部融资途径,其重要性不仅体现在为企业提供直接的资本注入,更在于它向市场释放了积极的信号,引导并吸引了其他金融机构的参与和融资支持。这种投资方式为企业带来了除资金外的更多价值,包括先进的技术和管理经验,对推动科

技术创新、提升生产效率起到关键作用。并且,引入外资机构和长期资本能够加快金融强国建设,扩大并稳定金融市场,提高资源配置效率,提高本土企业在全市场中的竞争力,为中国在国际竞争中发展铺平道路,赋能新质生产力发展。综上所述,提出如下假设。

H2:产业结构、外商直接投资在科技金融与新质生产力的关系中发挥中介作用。

发展新质生产力关键在于以创新型人才为主导,激发突破性技术的创新与应用^[24]。教育水平的提高通过培养输出创新型人才以及金融专业人才,显著增强了科技金融对新质生产力的推动作用。一方面,校企共同构建产学研一体化的培养平台,有利于学生推进科研成果和实际创新的转化应用,有效提高学生的创新能力和实践能力^[25],为新质生产力的发展提供创新型人才后备。另一方面,金融工作需要大量专业知识的支撑^[26],教育提高了金融专业知识普及率,为科技金融领域提供了更多的金融类人才,有力支持了科技金融对新质生产力发展的推动作用。

数字化时代背景下,信息化技术的飞速发展成为科技金融推动新质生产力发展的强大助力。得益于大数据、云计算等先进技术,企业信息化水平的提升极大缓解了科技型企业与融资机构之间的信息不对称问题,提高企业融资效率并确保资金流向的精准度。这一正面效应不仅能够加速科技金融与科技创新的融合进程,为科技创新活动注入强大的资本支持,还能够为企业吸引更多科技型人才,提供丰富的科技创新资源。此外,信息透明度的提高促使企业不断优化治理结构、完善管理模式^[27]、积极履行社会责任^[28]以及扩大自身规模。信息化水平的提高为金融机构、企业和科创人才提供更便捷、更准确的信息,进一步实现资源的高效配置,激发科创人才和企业的创新能力^[29];促进企业自我完善,为科技金融推动新质生产力发展赋能。综上所述,提出如下假设。

H3:教育水平、信息化水平在科技金融与新质生产力的关系中发挥调节作用。

2 研究设计

2.1 模型设定

在平衡面板数据分析过程中双向固定效应模型有助于减少个体的特征和时间趋势带来的估计偏差,较随机效应模型有一定优势。因此,为了研究科技金融水平对新质生产力发展的影响,建立如

下固定效应模型:

$$NPRO_{i,t} = \alpha + \beta FINTECH_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} + \eta_i + \mu_t + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中: i 和 t 分别为省份和年份;被解释变量 $NPRO_{i,t}$ 为各省份各年度新质生产力发展水平;解释变量 $FINTECH_{i,t}$ 为各省各年度科技金融发展水平; $Controls_{i,t}$ 代表控制变量; η_i 为省份固定效应; μ_t 为年度固定效应; $\epsilon_{i,t}$ 为随机扰动项; α 为常数项; β 、 γ 为回归系数。

2.2 变量选取

2.2.1 解释变量

科技金融是一种系统性的政策,旨在为初创期到成熟期各发展阶段的科技企业提供融资支持和金融服务,其主要的政策安排在于加强政府财政投入、鼓励金融机构创新金融产品和工具,为科技企业提供更方便、更低成本的融资渠道。研究借鉴徐宇明等^[30]、贾慧和孙亚娟^[31]对省级科技金融发展水平、科技金融效率测度的相关研究成果,从“投入—产出”的角度构建科技金融指标体系(表1)。

熵权 TOPSIS(逼近理想解排序)法综合了熵权法和 TOPSIS 法的优势,充分利用原始数据的差异信息,基于指标的变异程度客观地确定指标权重,综合考虑了指标权重和评价对象与理想解的接近程度,使计算结果更加可靠。因此,采用熵权 TOPSIS 法计算各省科技金融得分。

表 1 科技金融指标体系

一级指标	二级指标	三级指标
科技金融资源投入	金融资源支持	银行网点数量
	风险投资资源支持	地区风险投资金额
	研发机构资源	高技术产业研究与开发机构数量
	高技术企业资源	地区高技术产业企业数量
	财政经费资源	地区科技支出/一般公共预算支出
科技金融成果产出	企业经费资源	地区高技术产业 R&D 内经费内部支出
	发明专利产出	地区发明专利授权数
	技术市场产出	地区技术市场成交额
	新产品产出	高技术产业新产品销售收入
	新项目产出	高技术产业新产品开发项目数

2.2.2 被解释变量

新质生产力是一种摆脱传统经济增长方式和生产力发展路径的新模式,符合绿色可持续发展要求,紧密贴合了数字时代的发展脉络,并以技术创新作为其核心驱动力。研究借鉴卢江等^[28]的方法,基于数据可获得性,从科技生产力、绿色生产力、数

字生产力 3 个维度建立新质生产力指标体系,使用熵权 TOPSIS 方法计算出中国各省份 2012—2022 年的新质生产力水平得分作为被解释变量。

2.2.3 控制变量

新质生产力作为先进生产力的具体体现形式,其发展是有多维度因素支持的。为保证模型的合理性和完整性,选取经济发展水平(Ep)、第三产业就业比重(Epti)、交通基础设施水平(Til)、新产品开发经费支持(Npds)、财政收入规模(Sfr)、社会消费水平(ScI)作为控制变量,变量定义见表 2。

表 2 变量定义

变量名称	变量符号	变量含义
经济发展水平	Ep	省人均 GDP 取对数
第三产业就业比重	Epti	第三产业就业人数/总就业人数
交通基础设施水平	Til	每万人公路里程数
新产品开发经费支持	Npds	每万元 GDP 新产品开放经费
社会消费水平	ScI	社会消费品零售总额/地区生产总值

2.3 数据来源

研究所使用的数据均来源于《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》以及各省统计年鉴。鉴于西藏地区的数据存在大量缺失值,研究样本范围限定为全国 30 个省份(因数据缺失,未包含西藏地区和港澳台地区),样本区间为 2012—2022 年。

3 实证分析

3.1 变量描述性统计

变量描述性统计结果见表 3。其中,新质生产力水平的最小值为 0.027,最大值为 0.877,均值为 0.204;科技金融水平最小值为 0.002,最大值为 0.723,均值为 0.095,结果表明新质生产力水平和科技金融水平在各个省份、年份之间存在较大差异。此外,控制变量中,交通基础设施水平最小值为 5.161,最大值为 147.438,这表明各省的交通基础设施水平差距较大。

表 3 变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
NPRO	330	0.204	0.182	0.027	0.153	0.877
FINTECH	330	0.095	0.111	0.002	0.056	0.723
Ep	330	10.946	0.437	9.889	10.901	12.156
Epti	330	0.453	0.093	0.283	0.439	0.814
Til	330	39.981	25.089	5.161	36.295	147.438
Npds	330	0.013	0.008	0.002	0.011	0.040
ScI	330	0.380	0.070	0.183	0.386	0.538

3.2 多重共线性检验

为确保模型准确性与实证结果的有效性,在基准回归前进行方差膨胀因子检验以判断变量间共线性程度。表 4 显示,检验结果表明所有变量均已通过多重共线性检验,因此认为这些变量间不存在严重共线性问题,不会对估计结果造成显著影响。

表 4 方差膨胀因子(VIF)检验结果

变量	VIF	1/VIF
Ep	4.070	0.246
Npds	3.960	0.253
FINTECH	2.740	0.365
Epti	2.660	0.377
Til	1.640	0.609
ScI	1.160	0.860
均值	2.700	—

3.3 基准回归

分别采用随机效应模型和个体、时间双向固定效应对 2012—2022 年中国省份面板数据进行回归分析,结果见表 5。表 5 中,列(1)、列(3)分别是加入控制变量前后的随机效应模型回归结果,其中科技金融的系数为正值,并且均达到了 1%的显著性水平;列(2)、列(4)分别是加入控制变量前后的固定效应模型回归结果,科技金融的估计系数仍然在 1%的显著性水平下为正值。结果表明,固定了年份和省份的个体特征且加入多个控制变量后,科技金融对新质生产力的发展仍然有着显著的正向影响,且列(4)中科技金融水平的回归系数在 1%的显著性水平下为 0.441,表明科技金融水平上升 1 个单位,新质生产力水平就提高 0.441 个单位。综上所述,假设 H1 得以验证。

表 5 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	NPRO	NPRO	NPRO	NPRO
FINTECH	1.459*** (16.770)	0.427*** (6.815)	1.174*** (11.875)	0.441*** (5.964)
常数项	0.066*** (9.774)	0.164*** (27.904)	-0.386** (-1.985)	-0.511*** (-3.237)
控制变量	不控制	不控制	控制	控制
年份	不固定	固定	不固定	固定
省份	不固定	固定	不固定	固定
样本数	330	330	330	330
R ²	0.800	0.974	0.840	0.976
adj. R ²	0.799	0.970	0.837	0.972
F	281.225	46.444	141.061	18.451

注: **、*** 分别表示 $P < 0.05$ 、 $P < 0.01$; 括号内为 t 统计量。

3.4 稳健性检验

3.4.1 解释变量滞后一期

由于科技金融政策实施效果具有时滞性,科技企业创新活动具有周期性并且市场环境的动态变化,科技金融对新质生产力所产生的影响通常具有一定的滞后性。为研究这种滞后性在模型中的影响,使用滞后一期的科技金融发展水平代替原有解释变量与被解释变量进行回归,结果见表 6 中列(2),滞后一期的科技金融发展水平仍然对新质生产力的发展产生显著的正向影响,表明科技金融对新质生产力的影响是显著而持久的。

3.4.2 更换被解释变量测算方式

变量的测算方法可能会影响回归结果的可靠性。为确保回归结果的稳健性,采用主成分分析法测度新质生产力指标并再次进行回归。回归结果见表 6 列(3),科技金融的回归系数仍然在 1% 的显著性水平下为正,表明基准回归结果具有稳健性。

3.4.3 剔除疫情期间样本

新冠疫情期间,可能出现各省年末数据统计误差、企业技术创新活动停滞等问题,因而剔除新冠疫情最为严重的 2021 年和 2022 年的数据,用剔除后剩余数据再次进行回归分析。从表 6 列(4)结果可以看出,剔除新冠疫情的影响后,科技金融对新质生产力发展的促进作用系数为 0.514,比基准回归中所得系数 0.441 大,且仍在 1% 的水平上显著,表明通过回归分析证实的假设 H1 具有稳健性且新冠疫情确实一定程度上削弱了科技金融对新质生产力发展的促进作用。

3.4.4 剔除直辖市样本

直辖市通常在政策、经济上较为特殊,数据可能出现异常值或极端值。因此剔除直辖市样本,再

表 6 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	NPRO	NPRO	NPROI	NPRO	NPRO
FINTECH	0.441*** (5.964)		4.616*** (13.48)	0.514*** (5.99)	0.443*** (5.67)
L. FINTECH		0.349*** (3.71)			
常数项	-0.511*** (-3.237)	-0.481*** (-3.28)	-0.458 (-0.62)	-0.543** (-2.45)	-0.618*** (-3.55)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份	固定	固定	固定	固定	固定
省份	固定	固定	固定	固定	固定
样本数	330	300	330	270	286
R ²	0.976	0.979	0.975	0.974	0.976

注:**、***分别表示 $P < 0.05$ 、 $P < 0.01$;括号内为 t 统计量。

次进行回归分析。回归结果见表 6 列(5),科技金融的回归系数仍然在 1% 的显著性水平下为正,进一步验证了模型在不同样本范围内的稳健性。

3.4.5 内生性处理

尽管控制了相关变量,但模型依然面临着可能的内生性问题。一方面,科技金融与新质生产力之间可能存在反向因果关系;另一方面,新质生产力的影响因素较多,目前所得数据无法全面覆盖新质生产力的影响因素,遗漏变量也有可能导致内生性问题。从历史数据角度寻找工具变量是已有研究中解决内生性问题广泛应用的方法。为减轻模型中的内生性问题,借鉴刘少波和吴玥^[32]的研究,将各省份的中华老字号企业数量(截面数据)与各省 R&D 支出(时间序列数据)的交互项作为工具变量(IV),进行内生性处理。

表 7 中,RKF 统计量和 RKLM 统计量表明显示工具变量不存在弱工具变量问题和不可识别问题,工具变量选用合理。同时,研究选取的工具变量与解释变量科技金融高度相关,使用工具变量代替原有解释变量后的估计系数仍然为正且大于表 6 基准回归中的估计系数,表明基准回归结果具有稳健性。

表 7 工具变量估计结果

变量	(1)	(2)
	第 1 阶段 FINTECH	第 1 阶段 NPRO
FINTECH		0.554 0*** (4.38)
IV1	0.008 6*** (7.25)	
RKLM 统计量	36.201***	
RKF 统计量	52.539	
控制变量	控制	控制
年份	固定	固定
省份	固定	固定
样本数	330	330
省份数	30	30
R ²		0.357

注:***表示 $P < 0.01$;括号内为 t 统计量。

3.5 机制分析

3.5.1 中介效应分析

科技金融的发展推动了产业结构的升级转型,促进高技术产业和新兴产业快速发展,进而提升了整体经济的生产效率和创新能力。同时,科技金融也吸引了更多的外商直接投资,外资带来先进的技术和管理经验,进一步加速新质生产力的形成和扩

散。研究沿用前文理论分析的思路,并且参考江艇^[33]的建议,将研究焦点放在探究中介变量对解释变量的影响机制上进行回归分析。回归结果见表8列(2)、列(3),科技金融对外商直接投资和产业结构升级(用第三产业增加值来衡量)的回归系数在1%的置信水平上显著为正,表明科技金融能够通过外商投资的进入和产业结构的升级推动新质生产力的发展。假设 H2 得证。

表8 中介效应结果

变量	(1)	(2)	(3)
	NPRO	Vati	Fdi
FINTECH	0.441*** (5.964)	723.222*** (13.760)	0.121*** (5.505)
常数项	-0.511*** (-3.237)	-285.320*** (-2.647)	-0.332*** (-3.466)
控制变量	控制	控制	控制
年份	固定	固定	固定
省份	固定	固定	固定
样本数	330	330	330
R ²	0.976	0.982	0.767
F	18.451	121.142	14.647

注:***表示 $P < 0.01$;括号内为 t 统计量。

3.5.2 调节效应分析

高水平的教育增强劳动力的知识吸收与创新能力,为科技创新提供了人才基础,从而放大科技金融对新质生产力的促进作用。同时,信息化水平的提升加速了信息流通与资源共享,降低交易成本,优化资源配置,进一步强化科技金融对新质生产力的正向效应。为验证教育水平和信息化水平在科技金融与新质生产力发展中的调节作用,将教育水平、信息化水平与解释变量的交互项纳入模型(教育水平的衡量方式为高等学校在校生人数/总人口;信息化水平则为每百家企业拥有网站数),回归结果见表9,表明教育水平和信息化水平对新质生产力并无显著的直接影响;而教育水平、信息化水平与解释变量的交互项(T1、T2)显著为正,表明教育水平和信息化水平在模型中起到正向调节作用。综上所述,假设 H3 得以验证。

4 进一步研究

考虑到各地区的经济发展水平、产业结构等多个方面的显著差异可能直接影响科技金融对新质生产力发展的推动作用,对科技金融对新质生产力的影响进行进一步研究。

4.1 地区异质性分析

各地区新质生产力发展水平对于科技金融的

助力需求存在显著差异。为探究不同地区科技金融对新质生产力的作用,首先根据地理位置将30个省份划分为东部、中部和西部3个区域,进行地区异质性检验。根据表10列(1)~列(3)可知,东、中、西部地区的科技金融对新质生产力发展的影响系数均显著为正,表明科技金融对新质生产力的影响在不同区域内具有趋同性。其中,中部地区省份的科技金融系数最大,东部地区次之,西部地区最小,表明中部地区的科技金融对新质生产力发展的推动作用最强,这可能与中部地区近年来积极承接产业转移、加大科技创新投入以及良好的政策环境有关。相比之下,东部地区虽然也表现出正向影响,但系数相对较低,可能是由于相较于中部区,东部地区科技金融发展已经较为成熟,创新成本和竞争

表9 调节效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	NPRO	NPRO	NPRO	NPRO
FINTECH	0.477*** (6.652)	0.477*** (6.652)	0.441*** (5.919)	0.402*** (5.683)
Hrl	0.191 (0.792)	0.191 (0.792)		
T1		6.425** (1.987)		
Ill			-0.000 (-0.005)	0.000 (0.367)
T2				0.007*** (2.730)
常数项	-0.513*** (-3.257)	-0.496*** (-3.134)	-0.511*** (-3.230)	-0.522*** (-3.303)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份	固定	固定	固定	固定
省份	固定	固定	固定	固定
样本数	330	330	330	330
R ²	0.976	0.976	0.976	0.977
F	15.835	15.078	15.923	16.370

注:**、***分别表示 $P < 0.05$ 、 $P < 0.01$;括号内为 t 统计量。

表10 地区异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	东部	中部	西部
FINTECH	0.327*** (4.696)	0.860** (2.534)	0.324*** (2.924)
常数项	-0.587** (-2.558)	0.140 (0.264)	0.863** (2.610)
控制变量	控制	控制	控制
年份	固定	固定	固定
省份	固定	固定	固定
样本数	121	88	121
R ²	0.992	0.699	0.944
F	17.529	5.270	7.792

注:**、***分别表示 $P < 0.05$ 、 $P < 0.01$;括号内为 t 统计量。

压力也更大,科技金融对新质生产力发展的边际效应相对减弱。而西部地区尽管系数为正,但数值较低,可能受限于经济基础、人才储备及科技资源相对匮乏等因素,限制了科技金融对新质生产力的推动作用。

4.2 产业结构异质性分析

按照 2022 年第三产业产值占 GDP 的比重对各省进行排序,将 30 个省份分为高、中、低产业结构水平进行异质性分析。分析结果见表 11,高、中、低产业结构水平之下科技金融对新质生产力都有显著促进作用。其中,第三产业占比高和中等的地区回归估计系数较低,可能是由于这些地区通常拥有更为完善的基础设施、更为活跃的市场环境以及更为丰富的人才资源,科技金融与新质生产力之间已经形成了较为良好的互动机制。此外,在第三产业占比低的地区中科技金融对新质生产力的影响最大。这可能是因为这些地区经济结构较为传统,往往面临着经济转型与产业升级的迫切需求,并且尚未充分享受到科技金融带来的便利与效率提升,科技金融政策的实施能够有效激发其内在的创新动力及发展潜力。

表 11 产业结构异质性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	第三产业占比高	第三产业占比中等	第三产业占比低
FINTECH	0.312*** (3.306)	0.316*** (3.484)	0.695** (2.398)
常数项	-0.543* (-1.954)	-0.522** (-2.060)	-0.566 (-0.857)
控制变量	控制	控制	控制
年份	固定	固定	固定
省份	固定	固定	固定
样本数	110	110	110
R ²	0.991	0.989	0.802
F	11.649	4.690	3.349

注: *、**、*** 分别表示 $P < 0.1$ 、 $P < 0.05$ 、 $P < 0.01$; 括号内为 t 统计量。

4.3 对外开放程度异质性分析

按照 2022 年各省对外开放程度对各省进行排序,将 30 个省份分为高、中、低开放程度进行异质性分析,结果见表 12。回归结果表明,对外开放程度高的地区中科技金融对新质生产力具有显著的正向影响,而对外开放程度中、低的地区科技金融的影响则不显著。值得注意的是,低开放程度地区的系数高于中等开放程度地区,这可能是因为这两类地区发展阶段、政策导向等有所差异。

表 12 对外开放程度异质性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	高对外开放程度	中对外开放程度	低对外开放程度
FINTECH	0.355*** (4.503)	0.071 (0.795)	0.284 (1.258)
常数项	-0.113 (-0.400)	-1.020*** (-6.724)	-0.906 (-1.315)
控制变量	控制	控制	控制
年份	固定	固定	固定
省份	固定	固定	固定
样本数	110	110	110
R ²	0.992	0.974	0.686
F	10.440	55.241	2.115

注: *** 表示 $P < 0.01$; 括号内为 t 统计量。

5 结论与建议

5.1 结论

(1) 中国省级层面的科技金融发展水平对新质生产力的发展具有显著且稳健的正向促进作用。提升科技金融的投入与效率,能够有效激发科技创新活力,进而转化为生产力发展的强大动力。

(2) 科技金融能够通过促进地区外商直接投资与产业结构升级推动地区新质生产力发展。这种多渠道的传导机制,进一步放大了科技金融对新质生产力发展的正面效应。

(3) 地区教育水平和信息化水平的提升,在科技金融促进新质生产力发展的过程中起到正向调节作用。

(4) 科技金融对新质生产力发展的影响在地区、产业结构以及对外开放程度上存在显著的差异,这要求政策制定需充分考虑区域间差异,实施更加精准有效的政策措施。

5.2 建议

(1) 金融是国民经济的血脉,为社会经济发展提供高质量服务。政府应充分认识到这一点,并通过加大政策支持力度为科技金融持续发展创造更加有利的政策环境,通过给予金融机构风险担保或补贴,鼓励金融机构更好地运用金融科技创新金融工具和产品,进一步激发金融机构自我完善的积极性,提高金融效率,降低企业融资成本,满足科技型企业多样化的融资需求,加速科技成果的转化与应用。

(2) 教育与科技创新的紧密结合以及信息化水平的提高是推动新质生产力发展的重要保障。政府应当加大教育投入,壮大师资队伍,完善教育环境,提高教育质量。通过促进高校与企业的产学研合作,建立长效机制,鼓励师生积极参与实践,加快

科技成果的产业化进程,培养具有创新精神与实践能力的科技创新专业型人才。同时,企业应加快信息化发展步伐,提高信息披露的透明度和精准度,增强国内外市场的信任度以及国际竞争力。

(3)政府应加强对新兴产业与重点产业的扶持力度,为具备转型潜力的企业提供财政补贴与支持,促进这些产业成为经济增长的新动力。此外,地方政府还应根据自身的资源禀赋和发展优势,积极制定与完善具体的产业支持政策,推动区域产业结构的优化与转型升级。

(4)地方政府应遵循因地制宜原则,制定并完善投资与贸易对外开放政策。具体而言,应当鼓励外资流入,并在确保国家安全和利益的前提下,逐步放宽对外资的限制,简化审批流程、优化外商投资环境、提高外商金融服务质量以及加强合作对接,营造更加开放、包容的政策环境。

参考文献

- [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[N]. 人民日报, 2024-02-02.
- [2] 金鑫, 孙群力, 金荣学. 数字化转型、新质生产力与企业创新绩效[J]. 海南大学学报(人文社会科学版), 2025, 43(1): 86-96.
- [3] 陆岷峰. 科技金融赋能实体经济和新质生产力发展: 经典理论、理论框架与应对策略[J]. 改革与战略, 2024, 40(3): 1-13.
- [4] 胡刚, 陆岷峰. 科技金融促进新质生产力形成路径研究: 基于新目标策略影响分析[J]. 区域金融研究, 2024(2): 31-38.
- [5] 张壹帆, 陆岷峰. 科技金融在新质生产力发展中的作用与挑战: 理论框架与对策研究[J]. 社会科学家, 2024(2): 52-59.
- [6] 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): 20-35.
- [7] 张夏恒. 数字经济加速新质生产力生成的内在逻辑与实现路径[J]. 西南大学学报(社会科学版), 2024, 50(3): 1-14.
- [8] 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): 31-40.
- [9] 加快形成新质生产力, 建设现代化产业体系[N]. 人民日报, 2023-11-24.
- [10] 陆岷峰. 数据市场化赋能新质生产力: 理论逻辑、实施模式与发展趋势[J/OL]. 新疆社会科学, 1-15[2024-09-28]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/65.1211.F.20240219.1452.002.html>.
- [11] 傅联英, 蔡煜. 中国市域新质生产力: 时序演变、族群特征与发展策略[J]. 产业经济评论, 2024(4): 5-22.
- [12] 罗爽, 肖韵. 数字经济核心产业集聚赋能新质生产力发展: 理论机制与实证检验[J]. 新疆社会科学, 2024(2): 29-40, 148.
- [13] 朱克力. “金融强国: 做好五篇大文章”之一: 以科技金融为牵引加快形成新质生产力[J]. 金融博览, 2024(1): 52-54.
- [14] 赵昌文, 陈春发, 唐英凯. 科技金融[M]. 北京: 科学出版社, 2009.
- [15] 连俊华. 发展科技金融培育新质生产力[J]. 中国金融, 2024(8): 36-37.
- [16] 刘越山. 金融服务在新质生产力中将发挥更大作用[J]. 经济, 2024(4): 30-31.
- [17] 胡欢欢, 刘传明. 中国科技金融效率的区域差异及动态演进[J]. 统计与决策, 2022, 38(24): 117-122.
- [18] 余丽斌, 江艳秋. 科技金融发展、产业结构升级与生态效率提升: 基于省际面板数据的实证研究[J]. 中国市场, 2017(29): 95-96, 100.
- [19] 冯鑫明, 殷清, 张一飞. 我国科技金融与产业结构升级的耦合关系研究[J]. 科技管理研究, 2022, 42(1): 79-85.
- [20] 韩鉴, 贺翔. 科技金融发展对产业结构优化的影响: 基于地区创业水平和城乡收入差距视角[J]. 生产力研究, 2023(10): 92-97.
- [21] 刘志迎. “双链”耦合构建现代化产业体系形成新质生产力[J]. 合肥工业大学学报(社会科学版), 2024, 38(4): 1-7.
- [22] 曹裕, 寇芙蓉, 张文静. 以科技与产业融合创新推动湖南特色新质生产力发展的路径研究[J]. 湖南社会科学, 2024(3): 23-30.
- [23] 郝彬凯. 高质量利用外资支撑新质生产力涌现: 内在逻辑与实践进路[J]. 当代经济研究, 2024(6): 16-25.
- [24] 李杏, 戴一鑫. 新发展阶段提升我国新质生产力的创新战略[J]. 江苏社会科学, 2024(3): 149-158, 243-244.
- [25] 杨航, 李丹彤. 数字经济时代高校复合型创新人才培养探究[J]. 对外经贸, 2024(6): 76-79.
- [26] 张晓晶, 吴卫星, 李建军, 等. 中国特色哲学社会科学“三大体系”建设系列专题·金融强国[J/OL]. 财贸经济, 1-17[2024-09-28]. <https://doi.org/10.19795/j.cnki.cn11-1166/f.20240530.001>.
- [27] 杜善重. 数字金融的公司治理效应: 基于非家族股东治理视角[J]. 财贸经济, 2022, 43(2): 68-82.
- [28] 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, 30(3): 1-17.
- [29] 汪森军, 张维迎, 周黎安. 信息化、组织行为与组织绩效: 基于浙江企业的实证研究[J]. 管理世界, 2007, 23(4): 96-104.
- [30] 徐宇明, 熊琦哲, 蒋筠. 科技金融发展指数的测度及其相关特征分析[J]. 金融与经济, 2020(12): 42-48.
- [31] 贾慧, 孙亚娟. 山东省科技金融评价指标体系研究[J]. 中国物价, 2022, (10): 108-111.
- [32] 刘少波, 吴玥. 科技金融政策是否提升了企业全要素生产率? [J]. 产经评论, 2022, 13(2): 117-132.
- [33] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.

Impact of Science and Technology Finance on the Development of New-quality Productive Forces

LIN Huan

(School of Economics, Fujian Normal University, Fuzhou 350108, China)

Abstract: Based on China's provincial panel data from 2012 to 2022, a provincial-level science and technology finance index system was established and an in-depth analysis of the influence mechanism of science and technology finance on the development of new-quality productive forces was conducted using two-way fixed effects model. The results show that science and technology finance has a significant promoting effect on the development of new-quality productive forces. The improvement of education levels and informatization levels can enhance the effect. Science and technology finance promotes the development of new-quality productive forces by increasing foreign investment and facilitating industrial structure upgrading. Science and technology finance exhibits heterogeneity in its impact on the development of new-quality productive forces in terms of regions, industrial structures, and degrees of openness.

Keywords: local financial undertakings; new-quality productive forces; science and technology finance