

金融科技与企业发展新动能

——基于新质生产力培育视角

史永东^{1,2} 于仕洋² 王湫森¹ 陈火亮²

(1.东北财经大学金融科技学院, 辽宁 大连 116025; 2.东北财经大学金融学院, 辽宁 大连 116025)

摘要: 金融科技是支持企业发展新动能, 培育新质生产力的重要手段。本文使用文本分析法构建企业发展新动能指标, 探讨金融科技对企业发展新动能的影响与作用机制。研究发现, 金融科技发展有利于企业发展新动能。异质性分析表明, 在高科技企业、非劳动密集型企业、规模较大企业、非国有企业、行业竞争程度高的企业中, 金融科技对其发展新动能的正向影响更加显著。机制分析表明, 金融科技通过缓解融资约束、加快企业数字化转型, 从而激发企业发展新动能。本文为金融科技促进企业发展新动能, 培育新质生产力, 赋能实体经济高质量发展提供了理论参考和经验证据。

关键词: 发展新动能; 新质生产力; 金融科技; 融资约束; 数字化转型

Abstract: FinTech is an important means to support the development of new driving forces for enterprises and cultivate new quality productive forces. This paper uses text analysis methods to construct indicators of new drivers of enterprise development and explores the impact of FinTech on new drivers of enterprise development and the working mechanism behind it. The study finds that the development of FinTech is conducive to the development of new driving forces for enterprises. The heterogeneity analysis shows that the positive impact of FinTech on new drivers of development is more significant in high-tech enterprises, non-labor-intensive enterprises, large-scale enterprises, non-state-owned enterprises, and enterprises in highly competitive industries. The mechanism analysis indicates that FinTech stimulates new drivers of enterprise development by alleviating financing constraints and accelerating enterprise digital transformation. This paper provides theoretical references and empirical evidence for FinTech promoting new drivers of enterprise development, cultivating new quality productive forces, and empowering the high-quality development of the real economy.

Key words: new driver of development, new quality productive forces, FinTech, financing constraint, digital transformation

作者简介: 史永东(通讯作者), 经济学博士, 东北财经大学金融科技学院/金融学院教授、博士生导师, 研究方向: 风险管理、资产定价、公司金融、债券市场和金融科技。于仕洋, 东北财经大学金融学院硕士生, 研究方向: 金融科技。王湫森, 经济学博士, 东北财经大学金融科技学院副教授, 研究方向: ESG、气候金融、资产定价。陈火亮, 东北财经大学金融学院博士生, 研究方向: 公司金融。

中图分类号: F832.3 **文献标识码:** A

一、引言

党的二十届三中全会指出, 要健全因地制宜发展新质生产力体制机制, 推动技术革命性突破。新质生产力是以科技创新为主导、实现关键性颠覆性技术突破的生

产力。培育和发展新质生产力, 需要聚集创新性投入和优化高质量生产要素的配置。企业作为创新活动的核心载体, 在创新的过程中离不开金融的支持。近年来, 为增强金融服务实体经济的能力, 我国正深化金融供给侧结构性改革。金融科技作为技术革新引领下的新兴金融

业态，不仅具备强大的资源配置能力，还依托先进的技术手段，展现出优异的风险管理能力，可以满足企业多元化的融资需求和风险管理需求，对于畅通创新活动的金融动脉具有深远的战略意义。

在中国，劳动、土地、资本等生产要素对经济增长的边际贡献不断减弱，依赖于这些生产要素的传统发展模式逐渐显露出内在的脆弱性(孙绍勇，2024)。内生增长理论认为，经济能够通过内生的技术进步实现持续增长。随着新一轮科技革命和产业变革的推进，我国面临新的历史机遇，这使我国有机会摆脱对传统经济增长路径的过度依赖。2017年1月，国务院办公厅印发的《关于创新管理优化服务培育壮大经济发展新动能加快新旧动能接续转换的意见》指出，以技术创新为引领，以知识、技术、信息、数据等新生产要素为支撑的经济发展新动能正在形成。发展新动能意味着实现从传统产业、传统技术、传统业态向新产业、新技术、新业态的转型升级(程开明等，2023)。因此，从本质上看，发展新动能是基于技术创新突破和应用形成的先进生产力(盛朝迅，2020)。在“新质生产力”提出以前，已有创新驱动发展、供给侧结构性改革和构建现代化产业体系等多个发展新动能的重要举措，新质生产力的形成，正是基于此前对发展新动能的探索(刘典，2024)。企业作为经济活动的基本单元，其发展新动能对经济的转型升级至关重要。周文和叶蕾(2024)指出，在数字时代背景下，企业发展新动能的核心是新要素，关键是新技术。大数据、人工智能、区块链、云计算等新兴技术，可以充分挖掘传统生产要素的潜在价值，推动其优化重组与效能提升(任保平和豆渊博，2024)。数字等新要素模糊了要素的时空界限，改变了资源的集聚状态与饱和度，因此企业在实现颠覆性技术突破的过程中，需要全面介入资源配置过程，实现从传统物理与地理空间向虚拟空间的跨越。同时，企业发展新动能是基于技术的革命性突破，但创新活动本身伴随着高风险与大量的要素投入，传统金融行业基于地理物理空间信息交换的传统借贷模式，在面对企业高维度要素配置需求时，可能显得力不从心。而金融科技依托数字技术，能够精准追踪企业“足迹”，拓展金融服务的广度和深度(黄益平和邱晗，2021)。

鉴于此，本文选取2014—2021年沪深A股上市公司

为研究样本，实证检验了金融科技对企业发展新动能的影响。本文的贡献主要体现在以下三个方面：第一，当前对于企业发展新动能的研究，主要从劳动者、劳动资料、劳动对象的优化重组出发，利用熵值法构建综合评价指标体系，进而衡量企业发展新动能的水平(傅泽，2024)。这种方法虽然在一定程度上能够反映企业的创新能力，但主要侧重于对传统生产要素的量化，对于政策导向和企业实践应用考虑较少，难以全面捕捉企业发展新动能水平。本文基于国家培育新质生产力和发展新动能的政策文件，构建发展新动能的词典，并运用文本分析方法测度企业发展新动能情况，为企业层面发展新动能研究提供了新的测度方法。

第二，现有研究大多聚焦于金融科技发展对银行经营管理(胡俊等，2024；Berg et al., 2020)、企业全要素生产率(宋敏等，2021)、企业创新(李春涛等，2020)以及创业活力(李茂林等，2024)的影响。然而，数字化技术正深刻变革着企业的要素配置能力(许中缘和郑煌杰，2024)。本文基于发展新动能的视角，研究发现金融科技的发展不仅优化了金融服务的效率与质量，更有助于加速企业的数字化转型进程，充分发挥数据要素的乘数效应，从而为企业发展新动能、发展新质生产力提供了强有力的支撑。

第三，本文深入剖析金融科技对不同特征企业发展新动能的影响，为金融科技产业的战略调整与创新发展提供指引，促使其把握市场需求，提供更多符合企业异质性需求的产品和服务；同时，有助于政策制定者合理分配金融科技资源，为因地制宜制定企业发展新动能的相关政策提供理论参考和现实依据。

二、理论分析与研究假设

科技创新是推动新产业、新模式和新动能发展的关键因素。然而，实施创新项目需要大量人力、物力等资源投入，且创新活动本身具有较高的不确定性(Hall，2002)。此外，创新活动中的信息不对称性还可能引发逆向选择和道德风险等问题(Berger and Udell，1990)。因此，企业如何在有效管理风险的同时，推进高质量的创新活动，已经成为其发展新动能的关键。金融科技，作为传统金融业务模式与新一代信息技术融合的产物，

对传统金融业务模式及其竞争格局带来了深刻的变革。一方面,金融科技将大数据、云计算等新兴信息技术整合到金融服务体系中,提高了金融资源的配置效率,拓宽了企业的融资渠道,降低了其融资成本,有效缓解了企业创新活动中因融资约束而面临的困境,为发展新动能提供支持。另一方面,金融科技将数字化要素融入金融服务的各个环节,与数字经济时代下企业的数字化转型保持高度协同,加速了企业数字化转型进程。这不仅实现了对现有资源的高效利用,还促进了资源的外部扩张,满足了企业发展新动能过程中对各类资源的需求。

关键性、原创性、颠覆性技术的孕育与诞生,离不开高端科研设施的支撑和高水平研究团队的协作,这需要研发单位具备充足的资金储备(鞠晓生等, 2013)。鉴于企业自有研发资金有限,资金链的断裂可能导致企业陷入创新困境。因此,企业必须借助金融系统的力量,寻求外部资金支持,确保研发项目的持续推进和稳定发展(谢家智, 2014)。然而,传统金融体制在资金合理配置上存在一定缺陷,导致企业在融资约束下难以充分开展创新活动,这在一定程度上抑制了新动能发展(李旭超等, 2017)。与传统融资方式相比,金融科技拓宽了金融服务的广度和深度。首先,金融科技运用新一代信息技术,有效缓解了企业创新活动中面临的信息不对称问题,使企业的信用状况得到更精准的评估,减少了对抵押品的依赖(黄益平和邱晗, 2021),从而提高了优质企业的资金可获性(Cole et al., 2019; Klapper et al., 2019)。其次,金融科技依托大数据、云计算等新兴信息技术,开发推广了集合资金信托、数字化信贷产品、债转股投资计划等专为高风险创新活动设计的金融产品,丰富了企业的融资工具,有效缓解了企业的融资约束,激发了企业创新的积极性,为其发展新动能注入了活力。最后,金融科技的发展为传统银行业带来了新的挑战,外部金融科技公司的兴起,加剧了传统银行间的竞争,这种竞争的加剧直接体现为贷款利率和借贷门槛的降低(金洪飞等, 2020)。这一变化降低了企业的借贷成本,为其筹集资金进行创新活动减轻了负担,进而促进了企业发展新动能。

在数字经济蓬勃发展的时代背景下,企业的数字化转型已成为其获取竞争新优势的核心战略选择(李晓华, 2019; El-Kassar and Singh, 2019),同时也是推动产业

升级、提升效率与激发新增长潜能的关键途径(徐政等, 2023)。率先完成数字化转型的企业,凭借高效的生产要素配置,显著降低了人力、物力等资源的消耗(赵宸宇等, 2021),并因其技术领先性赢得了更多利益相关者的资源支持(肖红军等, 2021)。这进一步使得企业能够将更多的资源倾斜于创新活动,通过自身的技术率先突破,引领相关产业向高附加值、高技术密集型发展,从而发展新动能。然而,企业的数字化转型并非坦途,它不仅要求企业引入前沿的数字科技,还要求企业对内部制度进行深刻变革,以确保与数字化技术的深度融合,这一过程往往伴随着沉重的转型成本与财务挑战(张继德等, 2024)。在此背景下,金融科技的发展为企业数字化转型提供了有力支撑。首先,金融科技助力企业在转型过程中维持财务稳健,借助高级算法实现资源调度的最优化,完善企业管理制度与财务报表,推动企业去杠杆化,减少非必要的投融资活动,从而降低财务风险(张斌彬等, 2020)。其次,金融科技所涵盖的人工智能、云计算、大数据等新一代信息技术,与企业数字化转型所需的技术高度契合,为企业的数字化转型带来了技术溢出效应,加速了技术应用的步伐(唐松等, 2022)。最后,金融科技有效整合了市场中分散、小额的金融资源,拓宽了资源边界,精准对接了企业数字化转型过程中的资源扩张需求,为企业的持续发展提供了强有力的资源保障(向海凌等, 2023)。基于此,本文提出如下假设:

H1: 金融科技有利于企业发展新动能。

三、研究设计

(一)样本选取和数据来源

本文以2014—2021年沪深A股上市公司为研究样本,并进行以下处理:(1)剔除ST和*ST上市企业样本;(2)剔除金融行业和房地产行业的样本;(3)剔除金融科技指标缺失样本。金融科技发展水平选取地级市内金融科技公司数目作为地区金融科技指标,上市公司基本特征、财务数据来源于Wind数据库和CSMAR数据库。本文对所有数据进行上下1%的缩尾处理,最终得到12130个样本数据。

(二)模型设计

为了检验金融科技发展水平与企业发展新动能之间

的关系，本文构建模型(1)：

$$Newg_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Fit_{i,m,t-1} + X_{i,t-1} + \sum Ind + \sum Pro + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中， $Newg_{i,t}$ 代表企业*i*在*t*年的发展新动能水平； $Fit_{i,m,t-1}$ 代表企业*i*所在地区*m*在*t-1*年的金融科技发展水平； $X_{i,t-1}$ 是一系列控制变量； Ind 、 Pro 和 $Year$ 分别代表行业固定效应、省份固定效应和年份固定效应； $\varepsilon_{i,t}$ 是随机扰动项。

为了检验金融科技影响企业发展新动能的经济机制，本文构建模型(2)：

$$Mid_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Fit_{i,m,t-1} + X_{i,t-1} + \sum Ind + \sum Pro + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中， $Mid_{i,t}$ 是中介变量，在中介机制检验时分别使用 Sa 和 Dcg 作为被解释变量，用来衡量企业融资约束水平以及企业数字化转型程度。

(三)变量说明

1. 发展新动能($Newg$)

为了更准确地度量发展新动能，本文从时间维度梳理了发展新动能的探索过程。2015年，我国提出供给侧结构性改革，要求以改革和创新的方式提高供给质量，增强经济发展新动能。2020年，习近平总书记在浙江考察时强调，要抓住产业数字化、数字产业化赋予的机遇，抓紧布局新兴产业与未来产业，大力推进科技创新，着力壮大新增长点、形成发展新动能。2023年，习近平总书记在主持召开新时代推动东北全面振兴座谈会时进一步提出，要积极培育战略性新兴产业、未来产业，加快形成新质生产力，增强发展新动能。自此，我国对发展新动能的探索正式上升至培育新质生产力层面(刘典，2024)。本文试图以新质生产力培育为视角，收集新质生产力理论提出至今官方公开文件中体现发展新动能核心特征的关键词，构建发展新动能词典。同时，借鉴袁淳等(2021)的做法，分析企业年报中“管理层讨论与分析”部分的发展新动能相关词频，构建企业发展新动能指标。

首先，对国务院新闻办公室、中央财办、工业和信息化部等官方网站进行检索，结合手工查阅2024年全国及各地区“两会”文件，整理得到自习近平总书记在黑龙江考察期间首次提出“新质生产力”一词以来，在中共中央政治局会议、全国政协茶话会等会议上的相关讲话精神，以及国务院新闻办公室和中央财办对相关政

策的官方解读、工业和信息化部对新产业标准的规定、

“两会”政府工作报告中关于发展新动能的表述，从中提取与发展新动能相关的关键词。经过Python分词处理及人工筛选后，共得到606个关键词。

其次，使用有监督的机器学习算法辅助人工筛选将这些关键词分为3个类别。第一类：技术革命性突破，例如“5G基站”“能源电子”“汽车芯片”“大飞机”“量子技术”“传导充电”等，共计151个关键词。第二类：生产要素创新性配置，例如“数据开发开放”“信息服务”“科技领军人才”“要素市场化配置”等，共计197个关键词。第三类：产业深度转型升级，例如“制造业数字化转型”“打造特色产业集群”“绿色制造业”“高标准市场体系建设”等，共计258个关键词。这些词共同构成了发展新动能词典。

最后，基于发展新动能词典，对上市公司年报“管理层讨论与分析”部分进行文本分析，统计相关词汇在年报中出现的频率，并将词频总和除以年报“管理层讨论与分析”语段长度，得到企业发展新动能指标($Newg$)。 $Newg$ 指标数值越大，表明企业发展新动能水平越高。在稳健性检验部分，参考宋佳等(2024)对新质生产力指标的构建方法，使用企业层面新质生产力指标($Npro$)作为企业发展新动能的替代变量进行检验。

2. 金融科技发展水平(Fit)

本文参考宋敏等(2021)的做法，采用地级市内金融科技公司数目作为地区金融科技发展水平(Fit)的代理变量。具体来说，通过“天眼查”网站检索有关金融科技的关键词，例如“云计算”“大数据”“区块链”等，获取相关公司的工商注册信息。为防止“空壳公司”的注册影响相关指标的准确性，本文剔除了经营时间小于1年或经营状态非正常公司样本。将统计得到的地级市金融科技公司数量加1后取自然对数，得到金融科技发展水平指标。同时，本文参考宋科等(2023)以及李春涛等(2020)的研究方法，进一步在稳健性检验中使用北京大学数字普惠金融指数($Phfit$)、基于百度新闻高级搜索引擎检索关键词构建的金融科技指标($Bdfit$)进行变量替换。

3. 控制变量

本文参考吴非等(2021)、甄红线等(2023)的研究，使

用企业规模(*Size*)、企业年龄(*Age*)、净资产收益率(*Roe*)、资产负债率(*Lev*)、股权集中度(*Percent*)、企业收入(*Income*)作为本文的控制变量。其中,企业规模用企业总资产的自然对数衡量;企业年龄用当期年份减去企业成立年份衡量;净资产收益率使用企业年末净利润与年末净资产的比值衡量;资产负债率使用企业年末总负债与总资产的比值衡量;股权集中度用第一大股东持股比例衡量;企业收入用企业当期总收入的自然对数衡量。出于时滞性的考虑,在模型构建中所有控制变量均滞后一期。

4. 其他变量

在机制分析中,本文分别选取企业融资约束与企业数字化转型作为金融科技促进企业发展新动能的中介变量(*Mid*)。其中,融资约束参考鞠晓生等(2013)的研究,采用SA指数法测量企业的相对融资约束程度,得到融资约束指标*Sa*。企业数字化转型参考吴非等(2021)的做法,使用上市企业年度报告中的企业数字化转型关键词词频作为企业数字化转型程度的代理指标(*Dcg*)。

(四)描述性统计

表1列示了变量的描述性统计结果。被解释变量*Newg*均值为2.091,中位数为1.848,表明数据结果无明显偏态。最小值为0.081,最大值为4.948,最小值与最大值之间存在明显差异,揭示了不同企业在发展新动能方面存在较大的水平差异。中位数和均值均显著低于最大值,意味着大多数企业发展新动能的水平仍然较低,有较大的提升潜力。金融科技发展指标的均值与中位数相近,

表1 描述性统计结果						
变量名	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>Newg</i>	12130	2.091	1.848	1.082	0.081	4.948
<i>Fit</i>	12130	5.339	5.187	1.972	0	8.070
<i>Size</i>	12130	22.595	22.259	1.303	19.156	28.502
<i>Age</i>	12130	12.331	10	7.260	3	32
<i>Roe</i>	12130	0.059	0.072	0.134	-0.702	0.310
<i>Lev</i>	12130	0.429	0.415	0.194	0.008	0.998
<i>Percent</i>	12130	33.368	31.640	14.773	2.430	89.090
<i>Income</i>	12130	21.898	21.597	1.457	16.278	28.718
<i>Npro</i>	12130	5.578	5.020	2.712	0.062	27.634
<i>Phfit</i>	12130	266.762	263.359	42.556	42.556	359.683
<i>Bdfit</i>	12130	5.385	5.273	1.139	0	7.491
<i>Sa</i>	12130	3.852	3.833	0.252	2.109	5.646
<i>Dcg</i>	12130	1.745	1.386	1.464	0	6.301

显示出接近正态分布的特征,增强了本文研究结果的稳健性。

四、实证分析

(一)基准回归结果

表2报告了金融科技影响企业发展新动能的基准回归结果。第(1)列展示了未引入控制变量和固定效应下,金融科技对企业发展新动能的回归结果,金融科技发展水平的回归系数在1%水平上显著为正,初步揭示了金融科技对企业发展新动能的促进作用;第(2)列为纳入一系列控制变量后的回归结果,回归系数在1%水平上显著为正;第(3)列则展示了同时纳入固定效应以及一系列控制变量后的回归结果。结果显示,在控制了企业特征、行业固定效应、省份固定效应、年份固定效应后,金融科技(*Fit*)对企业发展新动能的回归系数为0.029,且在1%水平上显著,表明金融科技有利于企业发展新动能,从而验证了本文的研究假设。

(二)稳健性检验

1. 替换变量

为验证研究结论的稳健性,本文采取了替换变量的方法进行稳健性检验。首先,参考宋科等(2023)的做法,

表2 基准回归结果			
变量名	<i>Newg</i>		
	(1)	(2)	(3)
<i>Fit</i>	0.077*** (0.005)	0.076*** (0.005)	0.029*** (0.007)
<i>Size</i>		-0.025 (0.017)	0.066*** (0.016)
<i>Age</i>		-0.021*** (0.002)	-0.001 (0.001)
<i>Percent</i>		-0.011*** (0.001)	-0.001*** (0.001)
<i>Roe</i>		-0.192** (0.091)	0.013 (0.073)
<i>Income</i>		0.046*** (0.015)	0.001 (0.015)
<i>Lev</i>		-0.251*** (0.062)	-0.034 (0.053)
截距项	1.702*** (0.026)	2.007*** (0.201)	-0.256 (0.212)
年份固定效应	否	否	是
行业固定效应	否	否	是
省份固定效应	否	否	是
样本量	12130	12130	12130
调整R ²	0.020	0.067	0.443

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

使用北京大学数字金融技术研究中心编制的中国数字普惠金融指数中的地级市综合指数作为解释变量的替换变量(*Phfit*)。其次,参考李春涛等(2020)的做法,将与金融科技相关的“EB级存储”“NFC支付”“差分隐私技术”“大数据”“认知计算”等48个关键词与中国地级市或直辖市匹配,在百度新闻高级检索中按地级市或直辖市+关键词的方式分年份搜索。再使用网络爬虫技术提取搜索结果数量,将同一地级市或直辖市层面的关键词搜索结果数量加总后进行对数处理,得到解释变量的替换变量(*Bdfit*)。最后,参考宋佳等(2024)对企业新质生产力指标的构建,本文基于生产力二要素理论采用熵值法构建企业层面新质生产力指标,以此作为被解释变量的替代变量(*Npro*)进行稳健性检验。回归结果如表3第(1)(2)(3)列所示,回归系数均在1%水平上显著,表明在替换变量后,本文的研究结论依然成立。

2. 剔除直辖市

鉴于直辖市在经济结构上的特殊性及其产业集中度较高的特点,往往表现出与其他地区不同的特征,这些特征可能对研究结果产生较大影响。为确保研究结果的稳健性,本文剔除了直辖市的企业样本重新回归。结果如表3第(4)列所示,回归系数和基准回归结果保持一致,表明基准回归结果稳健可靠。

3. 剔除异常年份

由于新冠疫情的爆发,企业普遍面临现金流紧张、供应链中断以及市场供求下滑等压力,这些因素可能会对回归结果产生影响。为了确保研究结果的稳健性,本

文剔除了2020—2021年的企业数据。回归结果如表3第(5)列所示,回归系数在1%水平上显著,表明文本结论并非由特殊事件冲击造成。

(三)内生性分析

1. 工具变量法

(1)选取金融科技发展水平滞后2期(*L2.Fit*)作为工具变量进行内生性检验。第一阶段回归结果如表4第(1)列所示,工具变量的回归系数为0.982,且在1%水平上显著。从第(2)列第二阶段回归结果可知,金融科技的回归系数为0.035,且在1%水平上显著。同时,*F*统计量的结果显示,排除了弱工具变量的可能性。以上表明在考虑了内生性问题后,金融科技对企业发展新动能的影响依然显著为正,与前文结果一致。

(2)参考赵涛等(2020)的方法,采用1984年各城市固定电话数乘以上一年互联网用户数(*Tel×Internet*)作为工具变量。我国互联网从21世纪开始进入加速发展时期,在此之前地区电话使用普及程度可以在很大程度上反映当地通信技术发展水平和当地人民对先进科技的接纳能力,与当地金融科技发展有较强相关性,同时对发展新动能没有直接影响,符合工具变量外生性的要求。然而,地区电话使用普及程度的原始数据为截面数据,无法直接应用于面板数据的计量分析。考虑到互联网基础设施是金融科技发展的基石,并且对于互联网普及率较高的地区而言,金融科技的开发成本和难度相对较低,更有利于提升该地区的金融科技水平,本研究选取1984年各城市固定电话数与上一年各城市互联网用户数乘积的

表3 稳健性检验

变量名	替换变量			剔除直辖市	剔除异常年份
	(1)	(2)	(3)		
	<i>Newg</i>	<i>Newg</i>	<i>Npro</i>	<i>Newg</i>	<i>Newg</i>
<i>Fit</i>			0.129*** (0.019)	0.032*** (0.007)	0.023*** (0.008)
<i>Phfit</i>	0.002*** (0.001)				
<i>Bdfit</i>		0.073*** (0.015)			
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
样本量	12130	12130	12130	9402	8865
调整 <i>R</i> ²	0.443	0.443	0.272	0.424	0.431

表4 工具变量法

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	<i>Fit</i>	<i>Newg</i>	<i>Fit</i>	<i>Newg</i>
<i>L2.Fit</i>	0.982*** (0.002)			
<i>Tel×Internet</i>			1.009*** (0.018)	
<i>Fit</i>		0.035*** (0.008)		0.054*** (0.014)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
样本量	9115	9115	12130	12130
调整 <i>R</i> ²	0.987	0.458	0.750	0.443
<i>F</i> 统计量	356.820***		715.920***	

表5 系统GMM估计

变量名	Newg
L.Newg	0.546*** (0.040)
Fit	0.262* (0.156)
控制变量	是
年份固定效应	是
行业固定效应	否
省份固定效应	否
样本量	12130
AR(1)检验	0.000
AR(2)检验	0.166
Hansen检验	0.421

自然对数作为检验内生性的另一个工具变量。从表4第(3)列第一阶段回归结果来看，工具变量的回归系数在1%水平上显著为正，在第(4)列第二阶段回归结果中，金融科技的回归系数在1%水平上显著为正，且排除了弱工具变量问题。由此，本文的研究假设进一步得到验证。

2. GMM动态面板分析

考虑到发展新动能的持久性及数据的序列相关性，本文采用GMM动态面板进一步验证前述结论的稳健性。如表5所示，Fit回归系数在10%水平上显著为正，说明在考虑了发展新动能的序列相关特性之后，金融科技对企业发展新动能依然具有显著的正向作用，从而证实了前文研究结论的稳健性。

3. 双重差分估计(DID)

本文进一步使用双重差分法缓解潜在的内生性问题。2017年5月，中国人民银行成立了金融科技(FinTech)委员会，旨在加强金融科技工作的研究规划和统筹协调。同年，中国工商银行、中国农业银行、中国银行、中国建设银行等传统金融机构争相布局金融科技，旨在融合多元化金融资源，促进科技成果与金融融合。金融科技委员会的建立是外生冲击，在金融科技本身较为发达的地区，金融机构更容易进一步推广和应用金融科技，因此政策的影响力也更为显著。基于此，本文以2015—2018年为分析窗口，建立如下DID模型验证金融科技与企业发展新动能之间的关系。

$$Newq_{it} = \alpha + \beta Treat_i \times Post_t + \gamma X_{it-1} + \sum Ind + \sum Pro + \sum Year + \epsilon_{it} \quad (3)$$

其中，Treat是实验组标识，依据2017年中国各城市金融科技的发展程度(以数字普惠金融指数中的地级市综

表6 DID回归结果

变量名	(1)	(2)
	双重差分估计	平行趋势检验
	Newg	Newg
Treat×Post	0.120** (0.047)	
Treat×Year2015		0.047 (0.068)
Treat×Year2016		0.018 (0.074)
Treat×Year2017		0.128** (0.053)
Treat×Year2018		0.124** (0.048)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
行业固定效应	是	是
省份固定效应	是	是
样本量	12130	12130
调整R²	0.442	0.442

合指数衡量)进行分组，如果企业所在地级市处于金融科技水平较高地区，则将样本标识为实验组，Treat值取1；反之为对照组，Treat值取0。Post是时点变量，2017年以后取1，2017年及2017年之前取0，其他变量与前文解释相同。表6第(1)列结果显示，Treat×Post的回归系数在5%水平上显著为正，说明金融科技可以显著提高企业新动能发展水平。此外，表6第(2)列结果显示，在平行趋势检验中，Treat与事前年份交互项的回归系数均不显著，而与事后年份交互项的回归系数均在5%水平上显著为正。这说明出现了明显的政策效应，进一步验证了本文研究假设。

五、进一步分析

(一)异质性分析

1. 企业科技程度

金融科技能够有效缓解企业创新活动中面临的信息不对称问题(宋敏等，2021)，有助于金融机构更准确地把握企业的实际经营状况，从而使得具有较高成长潜力、契合发展新动能内在要求的高科技企业更易于获得资本的青睐，进而改善企业融资约束，对其发展新动能产生积极影响。本文参考彭红星和毛新述(2017)的做法，将企业分为高科技企业 and 非高科技企业。由表7第(1)(2)列回归结果可知，在高科技企业组别中，回归系数在1%水平上显著为正，而在非高科技企业组别中回归结果并不显

表7 异质性分析

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	高科技企业	非高科技企业	劳动密集型企业	非劳动密集型企业	规模较大企业	规模较小企业	国有企业	非国有企业	行业竞争水平较高企业	行业竞争水平较低企业
	Newg	Newg	Newg	Newg	Newg	Newg	Newg	Newg	Newg	Newg
Fit	0.117*** (0.010)	0.010 (0.010)	0.002 (0.012)	0.091*** (0.009)	0.052*** (0.008)	-0.007 (0.011)	0.007 (0.014)	0.085*** (0.010)	0.085*** (0.011)	0.010 (0.010)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
组间系数差异检验	0.107***		-0.089***		0.059***		-0.078***		0.075**	
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	否	否	否	否	是	是	否	否	否	否
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	7303	4827	3024	9106	7919	4211	4191	7939	6317	5813
调整R ²	0.100	0.079	0.083	0.081	0.463	0.434	0.102	0.076	0.140	0.078

著。这说明相比于非高科技企业，金融科技在推动高科技企业发展新动能时效果更好。

2. 生产要素类型

发展新动能的过程是创新驱动的先进生产力替代要素驱动的落后生产力的过程，直接表现为劳动密集型产业在产业结构中的比重不断下降(盛朝迅，2020；李晓华，2019)。劳动密集型企业往往处于全球价值链低端环节，附加价值较低，劳动力成本占生产成本比重较高，金融科技虽然可以降低企业的融资成本，但在降低劳动力成本、提高劳动效率方面发挥的作用有限。非劳动密集型企业可能更多采用自动化、智能化的生产方式，需要资金进行技术革新与引进先进设备，金融科技可以改善企业的融资约束，帮助企业进一步实现生产自动化，从而促进其发展新动能。据此，本文将企业划分为劳动密集型企业和非劳动密集型企业分别进行回归分析，结果如表7第(3)(4)列所示。对于非劳动密集型企业，金融科技对发展新动能的回归系数在1%水平上显著为正；而对于劳动密集型企业，回归结果并不显著。这说明金融科技促进企业发展新动能的作用在非劳动密集型企业中更显著。

3. 生产规模

在提倡数智化的信息时代，数据这一基本生产要素在生产中的作用正不断增强。规模较大的企业拥有大量数据，金融科技发展使得企业的数据得到充分分析与处理，进而优化企业决策和运营效率；而规模较小企业数据累积少，对企业决策、运营效率的作用不大。因此，根据企业在行业内的生产规模，将企业分为规模较大企

业与规模较小企业进行分析，结果如表7第(5)(6)列所示。规模较小企业的回归系数不显著，而对于规模较大企业，回归系数在1%水平上显著为正。这说明金融科技发展对规模较大企业发展新动能有更显著的促进作用。

4. 企业产权性质

当国有企业面临财务困境时，政府通常会施以援手，由此降低了国有企业的信贷违约风险(胡悦和吴文锋，2022)。因而在传统金融体系内，国有企业在资金和资源获取方面有较大优势，其对通过金融科技获取资金的依赖性较低，而非国有企业对金融科技带来的资金支持依赖性较高。据此，将企业分为国有企业与非国有企业进行分析，回归结果如表7第(7)(8)列所示。对于非国有企业，金融科技对发展新动能的回归系数在1%水平上显著为正；而对于国有企业，金融科技回归系数并不显著。这说明金融科技促进非国有企业发展新动能的作用更突出。

5. 行业竞争情况

行业竞争使得企业保持较高的创新效率，而科技创新是发展新动能的根本动力(汪芳和石鑫，2022；白柠瑞等，2021)。在竞争水平较高的行业中，企业为了维持其市场优势，往往积极寻求创新路径，这促使它们投入大量的人力和物力资源布局金融科技，并且主动寻求与金融科技公司及金融机构的深度合作；而处于竞争水平较低行业的企业，其竞争压力较小，投入资源布局金融科技的动力较小。由此本文预期，对处于竞争水平较高行业的企业，金融科技促进其发展新动能的作用更显著。

表8 作用机制回归结果

变量名	(1)	(2)
	Sa	Dcg
Fit	-0.010*** (0.002)	0.067*** (0.009)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
行业固定效应	是	是
省份固定效应	是	是
样本量	12130	12130
调整R ²	0.389	0.482

根据企业所处行业赫芬达尔指数是否小于年度中位数，将企业分为高竞争行业企业与低竞争行业企业进行回归分析，结果如表7第(9)(10)列所示。在高竞争行业企业组别中，金融科技对发展新动能的回归系数在1%水平上显著为正，而在低竞争行业企业组别中回归结果并不显著，符合上述预期。

(二)机制分析

本文从融资约束、企业数字化转型两个角度，探索金融科技促进企业发展新动能的作用机制。一方面，金融科技的核心价值在于促进金融资源的有效配置，金融科技的发展可以有效缓解企业面临的融资约束问题(盛天翔和范从来，2020)。融资成本的降低激发了企业的创新活力，增加了企业的创新研发投入(Brown et al., 2012)。企业创新研发是推动技术进步和发展新动能的关键(李政和廖晓东，2023)。本文使用企业融资约束指数(Sa)来衡量企业融资约束状况。表8第(1)列展示了融资约束机制检验的回归结果。金融科技回归系数为-0.010，且在1%水平上显著。这表明金融科技提升了企业融资的可获得性，缓解了融资约束，对企业发展新动能起到了促进作用。

另一方面，企业通过数字化转型，可以实现全要素生产率质的飞跃(赵宸宇等，2021)。根据新古典增长理论，企业生产力和企业生产率在一定程度上可以替换，因此企业全要素生产率的提升意味着企业生产能力的提升。另外，企业数字化转型程度提高可以促进企业创新产出绩效提升(吴非等，2021)。无论是生产能力的提升还是研发投入创新绩效的提升，都对企业发展新动能有直接的推动作用。本文使用公司年度报告中的企业数字化转型关键词词频作为企业数字化转型程度的代理变量

(Dcg)进行回归分析。表8第(2)列展示了企业数字化转型机制检验的回归结果。金融科技回归系数为0.067，且在1%水平上显著。这表明金融科技的发展加快了企业数字化转型进程，提高了企业新动能发展水平。

六、结论与政策建议

发展新动能是推进中国式现代化的关键任务。本文选取2014—2021年沪深A股上市公司为研究样本，以新质生产力培育为视角，实证检验了金融科技对企业发展新动能的影响，主要结论如下：第一，金融科技有利于企业发展新动能。这一结论在进行一系列稳健性检验后依然成立。第二，金融科技对企业发展新动能的影响具有异质性，在高科技企业、非劳动密集型企业、规模较大企业、非国有企业、行业竞争水平较高企业中，金融科技对发展新动能的影响更加显著。第三，机制分析发现，金融科技可以通过缓解企业融资约束、加速企业数字化转型进程，从而促进企业发展新动能。

基于上述结论，本文提出以下政策建议：第一，发展新动能是我国经济向高质量增长转变的内在推动力。政府应鼓励企业充分利用金融科技缓解融资约束、加强内部控制和合规管理，鼓励企业利用金融资源加强基础研究和原始创新，促进企业实现创新性技术突破并带动产业转型升级。

第二，政府应倡导金融机构积极布局金融科技技术，引导金融机构通过建立科创信贷、优化知识产权质押融资模式等措施，加大对企业科技创新活动的支持力度，畅通发展新动能的金融动脉。同时，政府应支持外部金融科技公司的发展，强化金融机构行业内竞争，为企业营造更宽松的金融环境。

第三，针对高科技企业、非劳动密集型企业等与发展新动能高度契合的企业，政府应进一步强化政策支持，提高资源配置精准度。可以通过设立专项基金、实施定向税收减免政策等多元化措施，为企业技术研发和产业升级提供财政支持和政策激励。同时，政府应积极引导传统企业向符合发展新动能内涵要求的模式转型，提升企业整体竞争力。

[基金项目：国家社科基金重大项目“宏观经济稳增长与金融系统防风险动态平衡机制研究”(项目编号：19ZDA094)]

参考文献:

- [1] 白柠瑞,李成明,杜书,曾良恩.新旧动能转换的内在逻辑和政策导向[J].宏观经济管理,2021,(10): 19-25.
- [2] 程开明,吴西梦,庄燕杰.我国省域新经济新动能:统计测度、空间格局与关联网络[J].统计研究,2023,40(3): 18-31.
- [3] 傅泽.数据要素配置能否提升新质生产力水平?——基于创新赋能效应和资源整合效应的机制检验[J].云南财经大学学报,2024,40(11): 1-13.
- [4] 胡俊,李强,刘颖琛,邓建平.金融科技赋能与银行贷款配置:芝麻和西瓜能一起捡吗[J].会计研究,2024,(8): 86-101.
- [5] 胡悦,吴文锋.商业信用融资和我国企业债务的结构性问题[J].经济学(季刊),2022,22(1): 257-280.
- [6] 黄益平,邱晗.大科技信贷:一个新的信用风险管理框架[J].管理世界,2021,37(2): 12-21+50+2+16.
- [7] 金洪飞,李弘基,刘音露.金融科技、银行风险与市场挤出效应[J].财经研究,2020,46(5): 52-65.
- [8] 鞠晓生,卢荻,虞义华.融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J].经济研究,2013,48(1): 4-16.
- [9] 李春涛,闫续文,宋敏,杨威.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.
- [10] 李茂林,王子路,何光辉,王宇琨.银行业金融科技创新、结构性普惠效应与创业活力[J].管理世界,2024,40(6): 195-224.
- [11] 李晓华.数字经济新特征与数字经济新动能的形成机制[J].改革,2019,(11): 40-51.
- [12] 李旭超,罗德明,金祥荣.资源错置与中国企业规模分布特征[J].中国社会科学,2017,(2): 25-43+205-206.
- [13] 李政,廖晓东.发展“新质生产力”的理论、历史和现实“三重”逻辑[J].政治经济学评论,2023,14(6): 146-159.
- [14] 刘典.新质生产力:中国经济发展新动能[M].北京:中国财政经济出版社,2024: 4-5.
- [15] 彭红星,毛新述.政府创新补贴、公司高管背景与研发投入——来自我国高科技行业的经验证据[J].财贸经济,2017,38(3): 147-161.
- [16] 任保平,豆渊博.全球数字经济浪潮下中国式现代化发展基础的多维转变[J].厦门大学学报(哲学社会科学版),2024,74(1): 12-21.
- [17] 盛朝迅.“十四五”时期推进新旧动能转换的思路与策略[J].改革,2020,(2): 5-19.
- [18] 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.
- [19] 宋佳,张金昌,潘艺.ESG发展对企业新质生产力影响的研究——来自中国A股上市企业的经验证据[J].当代经济管理,2024,46(6): 1-11.
- [20] 宋科,李振,杨家文.金融科技与银行行为——基于流动性创造视角[J].金融研究,2023,(2): 60-77.
- [21] 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.
- [22] 孙绍勇.发展新质生产力:中国式经济现代化的核心要素与实践指向[J].山东社会科学,2024,(1): 22-30.
- [23] 唐松,苏雪莎,赵丹妮.金融科技与企业数字化转型——基于企业生命周期视角[J].财经科学,2022,(2): 17-32.
- [24] 汪芳,石鑫.互联网、行业竞争程度与创新效率[J].科研管理,2022,43(9): 119-126.
- [25] 吴非,胡慧芷,林慧妍,任晓怡.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): 130-110.
- [26] 向海凌,丁子家,徐斯旻,吴非.金融科技与企业数字化转型[J].中国软科学,2023,(5): 207-215.
- [27] 肖红军,阳镇,刘美玉.企业数字化的社会责任促进效应:内外双重路径的检验[J].经济管理,2021,43(11): 52-69.
- [28] 谢家智,刘思亚,李后建.政治关联、融资约束与企业研发投入[J].财经研究,2014,40(8): 81-93.
- [29] 徐政,郑霖豪,程梦瑶.新质生产力赋能高质量发展的内在逻辑与实践构想[J].当代经济研究,2023,(11): 51-58.
- [30] 许中缘,郑煌杰.数据要素赋能新质生产力:内在机理、现实障碍与法治进路[J].上海经济研究,2024,(5): 37-52.
- [31] 袁淳,肖土盛,耿春晓,盛誉.数字化转型与企业分工:专业化还是纵向一体化[J].中国工业经济,2021,(9): 137-155.
- [32] 张斌彬,何德旭,张晓燕.金融科技发展能否驱动企业去杠杆?[J].经济问题,2020,(1): 1-10+69.
- [33] 张继德,张家轩,刘洁,徐宏.企业数字化转型的现实困境、成因和应对研究[J].会计研究,2024,(7): 13-25.
- [34] 赵宸宇,王文春,李雪松.数字化转型如何影响企业全要素生产率[J].财贸经济,2021,42(7): 114-129.
- [35] 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.
- [36] 甄红线,王玺,方红星.知识产权行政保护与企业数字化转型[J].经济研究,2023,58(11): 62-79.
- [37] 周文,叶蕾.新质生产力与数字经济[J].浙江工商大学学报,2024,(2): 17-28.
- [38] Berg T, Burg V, Gombovic A, Puri M. On the rise of fintechs: credit scoring using digital footprints[J]. The Review of Financial Studies, 2020, 33(7): 2845-2897.
- [39] Berger A N, Udell G F. Collateral, loan quality and bank risk [J]. Journal of Monetary Economics, 1990, 25(1): 21-42.
- [40] Brown J R, Martinsson G, Petersen B C. Do financing constraints matter for R&D? [J]. European Economic Review, 2012, 56(8): 1512-1529.
- [41] Cole R A, Cumming D J, Taylor J. Does fintech compete with or complement bank finance? [J]. SSRN Working Paper, 2019.
- [42] El-Kassar A N, Singh S K. Green innovation and organizational performance: the influence of big data and the modera role of management commitment and HR practices [J]. Technological Forecasting and Social Change, 2019, 144: 483-498.
- [43] Hall B H. The financing of research and development [J]. Oxford Review of Economic Policy, 2002, 18(1): 35-51.
- [44] Klapper L, Miller M, Hess J. Leveraging digital financial solutions to promote formal business participation [R]. Washington: World Bank, 2019.

(责任编辑:吴金宴)