

数字金融发展对区域新质生产力的影响及作用机制

朱 波¹ 曾丽丹²

[内容摘要] 培育和发展新质生产力是新时代新征程的重要命题，数字金融发展为加速金融服务实体经济、发挥科技创新引领作用和加快形成新质生产力提供了新的契机。本文采用2011—2021年我国286个地级市的数据系统测度并分析区域新质生产力发展现状，实证考察数字金融对区域新质生产力发展的作用机理与影响机制。研究结果表明：数字金融发展能够加快推动区域新质生产力形成；通过增强创业活跃度和优化产业结构，数字金融促进区域新质生产力水平显著提升。进一步分析表明，数字金融发展对科技创新的支持强度持续提升，科技生产力增长更为明显；受数字鸿沟制约，数字金融对缺乏区位优势及经济基础薄弱城市的新质生产力促进作用相对较弱。

[关键词] 新质生产力；数字金融；高质量发展；熵权法

中图分类号：F832.5 文献标识码：A 文章编号：1000-8306(2024)08-0016-16

一、引言

在全球产业链重组、技术革命性突破和生产力大幅提升的背景下，发展新质生产力（New Quality Productive Forces）是我国经济发展的必然选择和时代使命。2023年9月以来，习近平总书记曾多次强调“加快发展新质生产力，扎实推进高质量发展”。作为以科技创新为主导、劳动要素创新配置为内涵和生产力大幅跃迁为主要表现的先进生产力，新质生产力拓展了经济增长理论边界。^[1-3]当前研究大多基于政治经济学的视角从主要特征、发展理念与形成逻辑等方面对其进行了理论探讨。^[4-6]虽然少量研究实证测度了省域新质生产力发展现状，然而城市层面有关新质生产力定量测度方法、区域分布格局以及现实提升路径的实证研究仍相对滞后。

为适应我国生产方式深度变革的迫切需求，数字金融发展对如何科学认识并形成新质生产力这一重大现实问题提供了解决路径。2023年10月中央金融工作会议强调做好“五篇大文章”，对我国金融业服务实体经济、建设金融强国和促进高质量发展提出了新要求。数字金融是数字经济发展的核心要素，代表了依托数字技术的创新金融服务模式，是促进数字经济与实体经济深度融合的关键。^[7]当前我国数字金融发展态势整体向好，但仍面临地区发展失衡、数字鸿沟尚未弥合的现状。^[8]因此，探究城市层面数字金融能否以及如何助力新质生产力发展，能够为正确把握新质生产力发展路径提供经验证据。

在加快构建新发展格局的战略导向下，基于劳动要素构成与本质内涵要义测度区域新质生产力发展

朱 波，西南财经大学金融学院与中国金融研究院，zhuibo@swufe.edu.cn；曾丽丹，西南财经大学金融学院与中国金融研究院，zldswufe@163.com。本研究得到教育部人文社会科学研究规划基金项目“基于经济金融关联网络的金融科技动态监管机制构建研究”（21YJA790084）和国家自然科学基金面上项目“基于经济金融关联网络的系统性风险动态监管机制研究”（71673225）的资助。

水平,考察其时变演化特征与地区分布格局,并从数字金融发展角度考察区域新质生产力的现实形成路径,能够为我国建设现代化产业体系、促进经济实现质的有效提升和量的合理增长提供指引。因此,本文基于2011—2021年我国286个地级市年度数据,使用熵值法系统测度区域新质生产力水平并分析时空演化机理,并以数字金融发展为主要视角全面考察其对区域新质生产力提升的现实路径及作用机理。

本文边际贡献主要为三点。首先,本文基于新质生产力的内涵要义构建指标体系,多维度系统测度我国地级市新质生产力发展水平并分析其时变演化特征,为深刻理解新质生产力的内含义、分布格局与时变演化提供参考。其次,当前文献大多定性讨论新质生产力的实践路径,本文从数字金融发展的角度,定量探究其对区域新质生产力的影响,为我国金融服务实体经济、助推新质生产力发展提供现实证据。最后,基于我国各城市的差异化分布与发展现状,本文全面分析数字金融对区域新质生产力发展的作用机理,丰富了缩小数字鸿沟、优化新质生产力布局与构建区域协同发展格局的政策含义。

二、文献综述

作为符合我国新发展理念的先进生产力,新质生产力以三大劳动要素的优化组合为基本内涵,以关键性、颠覆性技术创新发挥主导作用,以生产力水平的跃迁为主要表现。^[1]以智力工人等为代表的新型劳动者通过运用高精尖新型劳动要素作用于伴随科技进步形成的新型劳动对象,新质生产力不仅体现了量的增长,还强调了质的飞跃。^[4-6]根据生产力发展客观趋势,部分学者将新质生产力从科技、绿色以及数字三方面进行概括和解读。^[9]其中,科技生产力即为第一生产力,是新质生产力的核心与重心;绿色生产力本质代表了新质生产力,强调自然生态系统与经济社会发展的耦合协调,是低碳环保技术变革、构建新型能源体系的基础;数字生产力表征了创新成果的产业化,象征了数字技术与生产力的有机融合,是形成新质生产力的重要方面。^[10]

少量学者基于新质生产力的内涵特征,从劳动者、劳动对象和劳动资料三类维度构建指标体系,测度我国新质生产力发展水平并分析其空间分布格局,证实了我国新质生产力发展存在极化现状。^[11-13]韩文龙等(2024)在测度新质生产力的基础上,进一步实证检验了其对经济增长的重要作用。^[14]然而当前大多文献仅定位到省域层面,测度和分析各省新质生产力发展水平,忽略了城市间的发展特征差异;此外,鲜有文献基于新质生产力的不同维度考察其发展势态,忽视了新质生产力的丰富含义与要素特质。

当前有关新质生产力发展路径的研究大多定性强调科技创新的中心作用,辨析新质生产力与一般生产力、现代化产业体系建设以及高质量发展的关联关系。^[15-17]随着数字技术的迭代更新,数字经济成为了支撑科技创新革命、助力生产力变革的核心因素。^[18]作为连接数字技术与实体产业的重要工具,金融行业能够为新型劳动要素聚集、创新科技成果转化和现代化产业建设提供流动性,是发挥资源配置功能、促进科技与产业深度融合以及培育和形成新质生产力的关键要素。^[9]为防范资源错配、有效合理配置资本,结合数字化技术应运而生的数字金融成为了激发新质生产力形成的重要研究视角。^[18]

数字金融相比传统金融模式为大众提供了更为便捷高效的金融服务,为我国数字经济发展与壮大实体经济提供坚实基础。^[18]从数字金融自身发展状况来看,数字技术的普及使得数字金融普惠性和包容性逐渐显现,接入鸿沟基本弥合。^[9]由于城市间区位分布和资源禀赋的差距,数字红利差异是数字金融发展失衡、数字鸿沟尚待弥合的主要成因。^[19]从其影响效应来看,通过提高金融服务可得性和支付便利性,数字金融能够在微观个体层面激发居民创业热情和企业创新活力,进而提升资源配置效率、引领资本流

向新兴产业，优化宏观市场结构和产业体系。^[7,20-21]

综上所述，现有文献大多明晰了新质生产力的内涵特征和逻辑机理，系统阐述了新质生产力的现实发展路径；部分文献构建指标体系测算省域新质生产力发展水平，明晰其发展现状与分布状况。此外，众多文献考察了数字金融的发展与分布格局，证实了数字金融发展对我国经济社会发展的重要性。然而有关新质生产力地级市层面的测度仍旧较少，且以数字金融发展为主要视角探讨区域新质生产力形成路径依旧缺乏经验证据。本文结合当前文献的研究基础，对新质生产力测度与提升路径进行实证检验，尝试从数字金融发展角度探究其对区域新质生产力的作用机制，为新质生产力的理论机理提供适当补充。

三、理论分析与研究假说

数字技术的广泛应用显著提升了金融机构的服务能力，催生了以移动支付为代表的新兴金融业态，完善了传统金融资金融通、价格发现和信息匹配等功能。^[18]从系统论角度出发，通过提升科技创新效率，数字金融加速更高端、更精密和更尖端劳动工具的形成，显著提高全要素生产率。^[21]在劳动者层面，通过移动支付等形式，数字金融能促进人力资源自由流动，提升劳动力市场的效率；此外，智能投顾等工具的应用能够优化家庭资产组合，助力微观家庭理性决策产生和新型劳动力形成。^[22,23]数字金融还能够引导资本流向环保与可持续发展领域，形成包容性绿色增长路径等方式催生新型劳动对象。^[24]由此可见，数字金融发展水平的提高为新型劳动要素的优化组合提供支撑，推动新型劳动要素向高生产效率的新兴产业聚集，助力区域经济发展与新质生产力形成。^[1]

假说1：数字金融发展有助于提升区域新质生产力水平。

基于数字资本的高渗透性，数字金融借助互联网等信息化平台突破了传统金融的物理限制，使得金融服务能够更为广泛地覆盖到偏远地区和弱势群体，有效缓解信息不对称，为微观用户提供覆盖面更广、便利性更强的新业态新模式。^[25-26]通过数字平台与信息技术整合用户需求，数字金融能够优化借贷审批流程，为大众创业缓解投资融资困局，提高城市创业创新活跃度。^[27]城市创业活动增强不仅能够创造就业机会、加速新型劳动力聚集，还能够催生新型营商模式，形成万众创新、积极互动的新局面，为推动创新成果转化、新型劳动要素优化组合和新质生产力切实发展注入活力。^[28-29]

假说2：数字金融发展通过提高创新创业活跃度促进区域新质生产力发展。

通过提供更为精准高效的金融服务，数字金融能够充分发挥普惠效应和信用催化作用，完善资金融通功能、提升跨地区资源配置效率。在传统金融体系中，长尾企业和小微企业由于信用评级较低，常常面临融资难和融资贵的问题。而借助人工智能、大数据分析等数字化技术，数字金融能减轻长尾企业的融资流动性约束，保障小微企业的投融资需求，加快劳动密集型企业的转型与技术密集型企业的集聚，促进产业链上下游协同发展，推动产业体系快速转型。^[7,30]随着产业体系的深度变革，数字金融能够实现区域内企业的激励效应，且在虹吸效应与空间集聚效应的作用下推动产业数字化与数字产业化，释放市场潜力，赋能新质生产力水平提升和现代化产业体系建设。^[21,31-32]

假说3：数字金融发展通过优化升级产业结构促进区域新质生产力发展。

近年来我国坚持金融服务实体经济的核心主要在于科技创新，中央金融工作会议提出的“五篇大文章”也将科技金融纳入首位。为积极承担社会责任、服务国家战略任务，我国金融行业对5G技术、人工智能、新基建和新材料等具有核心竞争力的产业和科技企业支持力度较大，旨在建设高新技术和现代

化产业集群。^[21]而当前我国经济发展并未摆脱对传统要素的依赖，城市工业化和信息化交互程度相对较低，数字技术与绿色低碳生产技术融合处于起步阶段，金融体系对低碳技术智能化等的支持仍需巩固加强。^[22]为实现全面协调的可持续发展，未来需要进一步加大对绿色低碳技术的金融支持力度，推动数字技术与绿色低碳生产技术融合。由此可见，数字金融服务对科技创新生产力的提升效果更为明显，对绿色低碳生产力的支持相对薄弱。

假说4：数字金融发展对科技生产力的促进作用相对更大，对绿色生产力的促进作用相对较小。

技术创新高度依赖区域金融支持与地区制度建设。由于我国各城市的发展状况存在较大差异，在更具区位优势、资本积累更为充足和制度设定更为完善的地区，数字基础设施建设进程相对更快，数字金融发展具有更为优厚的环境条件，为释放企业融资约束、现代化产业体系建设和新型劳动要素聚集提供坚实的基础。^[23]在经济发展基础较为薄弱的城市，数字金融可能仍受接入可及性的掣肘，导致资金引导与资源配置功能受到抑制，加剧科创企业融资难度，新质生产力的促进作用相对较弱。^[24]由此可见，在当前技术创新高度依赖产业所处地理区位和制度环境的背景下，数字金融在东部等发达地区更能充分发挥其潜在的红利效应。这些地区具备优越的经济条件和金融环境，使得数字金融能够更好地促进区域科技创新能力和新质生产力水平的提升。

假说5：在区位更具优势、发展基础更好的城市，数字金融发展对新质生产力的促进作用更为明显。

四、研究设计

（一）区域新质生产力测度

基于新质生产力客观发展趋势与组成要素的逻辑解读，本文从科技生产力、绿色生产力和数字生产力三个子维度进行衡量（见表1）。其中，科技生产力通过不断地创新驱动产业变革和经济提质增效；数字生产力通过高效的网络基础设施和数字技术应用提升产业竞争力；绿色生产力通过清洁能源技术和优化能源结构促进可持续发展。三者相互支撑、有机结合，共同形成新质生产力的“新”和“质”，推动经济向高质量、高效率和绿色低碳发展。^[1]

具体来说，科技生产力作为第一生产力，主要反映产业的新科技含量，即颠覆性、革命性的科技创新程度，代表战略性新兴产业的发展状况，表征我国经济发展战略和强国建设。^[12]数字生产力发展水平体现的是网络基础设施建设的完善程度，如高速互联网、物联网设备和数据中心等；数字平台、数字资源和数字信息的开发利用程度也是衡量数字生产力的重要指标；此外，数字技术与实体经济的融合深度也是数字生产力的重要体现。^[9]绿色生产力则是衡量清洁能源开发技术水平的关键指标，主要代表了清洁能源开发技术是否完善、能源利用效率是否提升以及能源利用结构是否转型优化等。^[10]

参考基于系统论视角的指标构建方法，本文遵循劳动者、劳动资料与劳动对象的优化组合内涵对各级指标进行了二级指标分类。^[13-14]有别于仅靠体力劳动和基本技能完成工作的传统劳动者，新型劳动者特指经过技能培训、更具自主学习和创新能力的智力工人，能够充分接受学习创新技术、熟练掌握现代劳动资料。^[9]不同于以普通机器设施为代表、前沿技术含量较低的传统劳动资料，新型劳动资料代表了以高科技和创新技术为主导的高精尖设备设施，以及运用颠覆性革命性技术的系统化、自动化和智能化生产管理模式。^[15]相对于具有具体形态的原材料、半成品等传统劳动对象，新型劳动对象的范围也将伴随着科技进步不断拓展形态，形成在现代科技背景下以数字资本为典型代表的技术要素。^[9]

表1 新质生产力指标体系

一级指标	二级指标	说明	单位	属性
科技生产力	劳动者	科学研究、技术服务和地质勘探业就业人数	人	+
	劳动资料	科学技术支出	万元	+
		规模以上工业企业数	个	+
	劳动对象	第三产业占地区生产总值的比重	%	+
		规模以上内资企业工业总产值	万元	+
数字生产力	劳动者	信息传输计算机服务和软件业就业人数	人	+
	劳动资料	光缆线路长度	公里	+
		移动交换机容量	万户	+
	劳动对象	电信业务收入	万元	+
		移动电话年末用户数	万户	+
		全市互联网宽带接入用户数	万户	+
绿色生产力	劳动者	电力热力燃气及水生产和供应业从业人员	人	+
		水利环境和公共设施管理业就业人数	人	+
	劳动资料	全社会用电量	万千瓦时	-
	劳动对象	污水处理厂集中处理率	%	+
		生活垃圾无害化处理率	%	+

为准确测度新质生产力，本文采用熵权法计算区域新质生产力指标。作为最常见的客观赋权方法之一，熵值法根据各指标数值变化来确定权重，因此相比其他主观赋权法能够更加客观地测度区域新质生产力发展水平。^[4]首先，将各指标进行标准化处理以消除指标量纲不一问题，对于正向指标，有如下标准化公式：

$$Z_{ij} = \frac{x_{ij} - \min(x_{ij})}{\max(x_{ij}) - \min(x_{ij})} \quad (1)$$

为根据各指标所提供的信息量赋予不同的权重，本文令 k 为样本个数， l 为指标个数， p_{ij} 表示第 j 个指标下第 i 个被评价变量的特征比重，则有：

$$p_{ij} = \frac{Z_{ij}}{\sum_{i=1}^k Z_{ij}} \quad (2)$$

其中， $i=1,2,\dots,k$ 且 $j=1,2,\dots,l$ 。基于特征比重 p_{ij} ，本文令 $e_j = -\frac{1}{\ln k} \sum_{i=1}^k [p_{ij} \times \ln(p_{ij})]$ 表示第 j 个指标的熵值，并计算权重系数：

$$w_j = \frac{1 - e_j}{\sum_{j=1}^l (1 - e_j)} \quad (3)$$

最后，将各标准化后的指标 Z_{ij} 进行加权，可得最终的区域新质生产力发展指标 $NewPro$ ：

$$NewPro_i = \sum_{j=1}^l w_j Z_{ij} \quad (4)$$

其中某指标的熵值越大，则对其赋予的权重越小。该过程能够消除人为主观赋值的偏差，具有相对更高的可信度和精准度。^[4]为保障测度结果的连贯性，本文剔除了缺失值较多的部分城市样本，对少量指标缺失值使用线性插值法进行补充。最终的测度结果包括区域新质生产力总指标（ $NewPro$ ），以及科技生产力（ $TechPro$ ）、绿色生产力（ $GreePro$ ）和数字生产力（ $DigiPro$ ）三类子指标。为检验测度合理性，本文使用主成分分析法计算了区域新质生产力代理指标（ $NewPro_pca$ ）用于稳健性检验。

（二）变量定义与说明

1. 核心解释变量：数字金融发展（DigFin）。本文使用依托于蚂蚁金服交易数据编制的北大数字普惠金融指数衡量各地级市数字金融发展情况。该指数是为数不多受到众多学者广泛认可的、具有总体代表性的中国数字金融发展测度，具有一定的学术代表性。^[18,33]本文还使用了覆盖广度（Covbre）、使用深度（Usedep）以及数字化程度（Diglv）分别考察其对于新质生产力形成和发展的作用。其中，覆盖广度从横向层面表征了数字金融服务的物理覆盖范围，使用深度从纵向维度代表用户使用数字金融的程度，数字化程度主要反映数字金融的快捷性、便利度和实用性。^[18]

2. 控制变量。参考既有文献，本文主要采用如下变量作为控制变量以缓解遗漏变量问题。^[21,27]（1）居民消费水平（consum），使用各城市的消费者价格指数表示；（2）城市化水平（citylv），使用城镇化率表示；（3）政府税收水平（govinc），令地方一般预算收入占地区生产总值的比例表示；（4）金融发展水平（findev），本文用年末金融机构人民币各项存贷款余额与地区生产总值的比值表示；（5）就业规模水平（emplo），使用在岗职工人数与户籍人口的比值表示。

表2 主要变量描述性统计

	变量名	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
解释变量	DigFin	3146	184.7890	72.9544	17.0200	359.6825
	Covbre	3146	176.9382	74.3184	1.8600	371.7897
	Usedep	3146	180.1978	72.4484	4.2900	354.3049
	Diglv	3146	219.0622	83.0510	2.7000	581.23
被解释变量	NewPro	3146	0.0369	0.0497	0.0057	0.6245
	TechPro	3146	0.0394	0.0596	0.0036	0.7601
	DigiPro	3146	0.0258	0.0434	0.0011	0.5288
	GreePro	3146	0.0867	0.0657	0.0235	0.7303
控制变量	consum	3093	102.2314	1.2206	95.9000	106.9000
	citylv	3138	56.7563	14.8129	21.4000	100.000
	govinc	3145	7.7708	2.7731	2.3432	23.8704
	findev	3144	42.7936	55.1342	-807.1413	1889.9251
	emplo	2567	12.0722	11.8974	0.4498	134.6749
机制变量	Stuc	2856	1.1993	0.6145	0.1870	8.8020
	Entre	3146	59189.1880	75759.8318	2849	904403

3. 机制变量。本文选取两个机制变量探讨数字金融发展对促进新质生产力的影响机制，具体变量为：（1）创新创业活跃度（Entre），参考赵涛等（2020）的做法，使用各城市新创企业数量作为代理变量；^[27]（2）产业结构转型（Stuc），借鉴聂秀华等（2021）的做法，使用各城市第二产业与第三产业的比值进行衡量。^[21]

在剔除了缺失值较多的年份和城市后，本文选取2011—2021年我国286个地级市样本。数据来源为《中国城市统计年鉴》、中国研究数据服务平台（CNRDS）、天眼查和各城市统计局官网等，其中缺失值采用线性插值法补齐。表2列出了主要变量的描述性统计结果。在后续实证分析中，本文将相关变量进行标准化处理以消除量纲的影响。

（三）实证模型

1. 基准模型。本文基于地级市层面的数字金融发展考察区域新质生产力的提升路径，采用学界主流的双向固定效应模型进行基准回归。为了减少异方差的影响，本文控制了城市聚类标准误，具体计量模

型为:

$$\text{NewPro}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{DigFin}_{i,t} + \sum_j \gamma_j \text{Controls}_{j,i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, NewPro 表示区域新质生产力, DigFin 表示数字金融发展指标, Controls 表示控制变量, μ_i 和 δ_t 分别为城市固定效应和时间固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。若 β_1 显著为正, 表明城市的数字金融发展有助于新质生产力形成。

2. 中介效应模型。为考察新质生产力形成的内生路径, 本文采用中介效应模型进行探究。中介效应能够分析多个变量的关联关系, 适用于探究数字金融对新质生产力的影响过程。^[34] 具体来说, 令 M 表示机制变量, 则可采用如下模型进行估计:

$$M_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{DigFin}_{i,t} + \sum_j \eta_j \text{Controls}_{j,i,t} + \lambda_i + \varphi_t + v_{i,t} \quad (6)$$

$$\text{NewPro}_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 M_{i,t} + \sum_j \rho_j \text{Controls}_{j,i,t} + \sigma_i + \tau_t + \xi_{i,t} \quad (7)$$

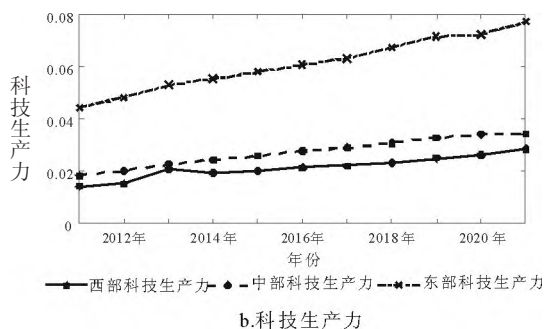
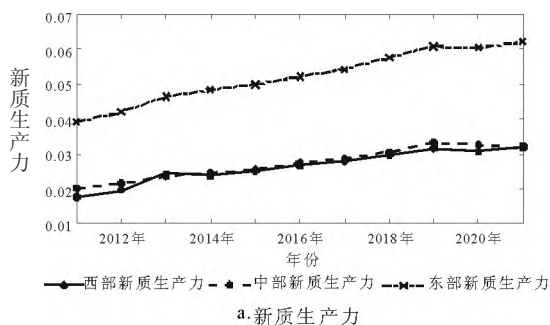
$$\text{NewPro}_{i,t} = \kappa_0 + \kappa_1 \text{DigFin}_{i,t} + \kappa_2 M_{i,t} + \sum_j \omega_j \text{Controls}_{j,i,t} + \pi_i + \psi_t + s_{i,t} \quad (8)$$

基于中介效应模型的检验思路, 首先检验式 (6) 中 α_1 系数是否显著为正; 其次检验式 (7) 中 θ_1 的系数显著性状况, 若 θ_1 为正则表明中介变量 M 能够提升区域新质生产力水平; 最后判断式 (8) 中 κ_1 和 κ_2 的系数显著性, κ_2 显著为正则表明数字金融发展能够通过影响中介变量提升区域新质生产力; 若 κ_1 进一步也显著, 则证明中介变量 M 发挥部分中介效应, 反之则发挥完全中介效应。

五、实证结果与分析

(一) 区域新质生产力发展水平演化分析

本文首先分析了新质生产力、科技生产力、数字生产力与绿色生产力的时变演化特征, 并将样本分为东部、中部以及西部地区分别取平均值。从图 1a 的变化趋势来看, 我国新质生产力整体稳步上升。由于疫情以及外部环境冲击, 我国新质生产力水平在 2019—2021 年呈现一定的波动。图 1b 和 c 表明我国科技生产力和数字生产力总体稳步提高, 高水平科技建设与数字基础设施建设取得了较为明显的收效。图 1c 中数字生产力在 2019—2021 年有一定下降, 这可能是因为疫情期间以电商销售为主导的数字经济服务受到了上游制造业断供影响, 数字生产力呈波动趋势。图 1d 中绿色生产力大体呈提升趋势, 其中 2015 年前提升最为明显, 表明我国经济发展方式逐渐向“集约型”转变并进入新常态阶段, 这与卢江等 (2024) 的结论一致。^[12]



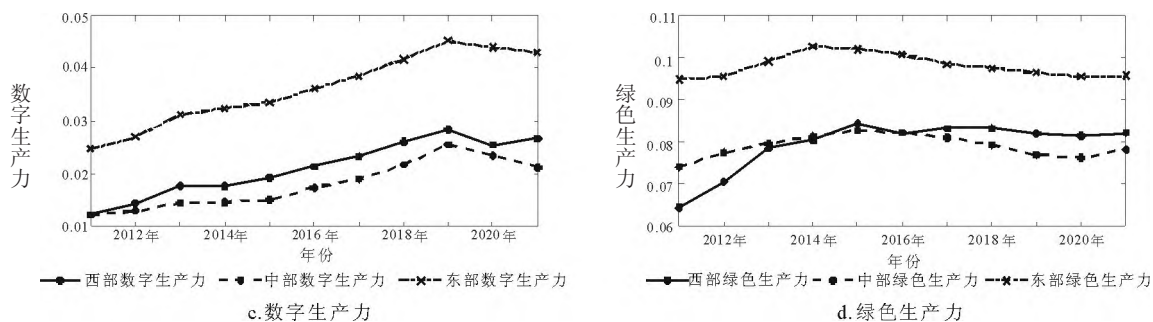


图1 东中西部地区新质生产力演化

从地区差异来看，东部地区相对占据地理优势，拥有更多战略性发达产业，新质生产力发展水平相对较高。^[4]从新质生产力整体发展水平来看，中部地区和西部地区的增长趋势基本一致，表明我国对中西部地区的政策支持成效显著；西部地区由于缺乏区位优势、经济基础相对较弱，新质生产力水平呈现“东高西低”的地区分布格局。^[1]由于西部地区幅员辽阔，相比中部地区具有更坚实的低碳转型基础，西部地区的绿色生产力相比中部地区普遍更高。

为更详细地考察区域分布异质性，本文计算并列举了2021年我国省会城市、副省级城市以及直辖市的新质生产力发展水平。由表3可以看出，新质生产力发展水平较高的城市主要集中于我国一线城市以及东部沿海地区的城市。^[4]四个直辖市中北京市的新质生产力发展水平最高，而天津市的新质生产力发展程度相对较弱。此外，深圳市、广州市、杭州市、成都市以及南京市的新质生产力发展程度相比其他省份的城市更高，为我国加快发展新质生产力起到示范作用。^[3]四个自治区的新质生产力水平相对较低，其中广西壮族自治区新质生产力发展水平最高。受限于资源禀赋和地理区位，贵州省等西部地区的城市新质生产力发展水平较低。

表3 2021年我国中心城市新质生产力及子维度

省(市、区)	城市	新质生产力	科技生产力	数字生产力	绿色生产力
北京市	北京	0.6245	0.7601	0.4876	0.7303
上海市	上海	0.4676	0.4947	0.4205	0.5987
广东省	深圳	0.3842	0.5551	0.2677	0.2042
广东省	广州	0.3263	0.2788	0.3683	0.3227
重庆市	重庆	0.3152	0.2340	0.4068	0.1978
浙江省	杭州	0.2446	0.3102	0.1937	0.2101
四川省	成都	0.2164	0.2870	0.1360	0.3228
天津市	天津	0.1969	0.2572	0.1254	0.3026
江苏省	南京	0.1820	0.1820	0.1944	0.1132
浙江省	宁波	0.1429	0.2132	0.0806	0.1490
陕西省	西安	0.1407	0.1268	0.1196	0.3263
湖北省	武汉	0.1376	0.1520	0.1090	0.2270
安徽省	合肥	0.1193	0.1965	0.0467	0.1501
湖南省	长沙	0.1082	0.1361	0.0837	0.1096
山东省	济南	0.1064	0.0992	0.0708	0.3405
云南省	昆明	0.0933	0.0564	0.0464	0.5345
河南省	郑州	0.0926	0.1057	0.0859	0.0658
山东省	青岛	0.0911	0.1305	0.0500	0.1297
福建省	福州	0.0797	0.0822	0.0414	0.2813

续表3

辽宁省	大连	0.0786	0.0522	0.0946	0.1170
福建省	厦门	0.0781	0.0913	0.0540	0.1489
山西省	太原	0.0740	0.0296	0.0764	0.2758
江西省	南昌	0.0718	0.0970	0.0500	0.0709
黑龙江省	哈尔滨	0.0673	0.0525	0.0545	0.2110
河北省	石家庄	0.0660	0.0865	0.0431	0.0942
吉林省	长春	0.0651	0.0765	0.0234	0.2418
广西壮族自治区	南宁	0.0612	0.0475	0.0481	0.2011
贵州省	贵阳	0.0525	0.0515	0.0248	0.2112
甘肃省	兰州	0.0495	0.0330	0.0475	0.1404
新疆维吾尔自治区	乌鲁木齐	0.0469	0.0340	0.0349	0.1772
辽宁省	沈阳	0.0365	0.0306	0.0356	0.0706
内蒙古自治区	呼和浩特	0.0355	0.0225	0.0388	0.0804
青海省	西宁	0.0240	0.0236	0.0179	0.0597
海南省	海口	0.0237	0.0198	0.0146	0.0929
宁夏回族自治区	银川	0.0224	0.0220	0.0090	0.0985
西藏自治区	拉萨	0.0198	0.0124	0.0227	0.0401

通过表3的各子维度发展情况来看,科技生产力、数字生产力和绿色生产力的地区分布格局基本一致。从科技生产力发展维度层面,广东省深圳市的科技发展程度仅次于北京市,排名全国第二;四个直辖市中天津市和重庆市科技生产力水平相近;银川、海口和拉萨等西部地区城市的科技创新能力仍需提升。对于数字生产力来说,北京、上海、重庆和广东省的数字生产力水平较高;西藏、青海、海南和宁夏地区的数字生产力受地理限制。从绿色生产力来看,云南省和山东省的绿色生产力发展水平仅次于北京市和上海市;而青海省和西藏自治区绿色低碳技术创新程度相对较低,绿色生产力发展仍处于较低水平。

(二) 基准回归

表4报告了数字金融对区域新质生产力的基准回归结果。第(1)列和第(3)列的结果显示数字金融发展系数(DigFin)在1%的显著性水平下都为正,即无论是否控制固定效应,数字金融都能够显著增强区域新质生产力发展水平。为消除经济社会发展因素的干扰加入控制变量后,第(2)列与第(4)列的结果表明DigFin系数分别在1%的显著性水平下为正,说明各城市数字金融发展有效促进区域新质生产力形成。上述实证结论验证了假说1。

控制变量的回归结果表明,消费价格水平(consum)和就业规模(emplo)的提高能够在1%的显著性水平下显著地增强区域新质生产力。城市化水平(citylv)、政府税收水平(govinc)和金融发展水平(findev)并不能够显著作用于区域新质生产力发展,这可能是由于区域新质生产力的形成和发展并不完全依赖于上述因素。

表4 基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
	NewPro	NewPro	NewPro	NewPro
DigFin	0.0982*** (0.0163)	0.0856*** (0.0164)	0.3353*** (0.0699)	0.3412*** (0.0738)
consum		0.0895*** (0.0168)		-0.0036 (0.0058)
citylv		0.0296 (0.0333)		-0.0904** (0.0440)

续表4

govinc		0.1445** (0.0639)		-0.0005 (0.0149)
findev		0.4143 (0.4065)		-0.0245 (0.0242)
emplo		0.3344*** (0.1281)		-0.0241 (0.0688)
常数项	0.0024 (0.0041)	-0.2734* (0.1535)	0.0007 (0.0084)	0.0481*** (0.0164)
个体固定	否	否	是	是
时间固定	否	否	是	是
样本量	3146	3146	3146	3146
调整后的R ²	0.0673	0.3722	0.2469	0.2649

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为稳健标准误。

为更清晰地了解数字金融不同维度的发展对新质生产力的影响,本文采用郭峰等(2020)编制的数字金融三类子指数进行考察。^[18]表5的回归结果显示,覆盖广度、使用深度和数字化程度的系数都显著为正,表明三个维度的改善都有利于新质生产力水平的提升。使用深度表明了我国居民对数字金融的日常使用频率和实际运用程度,反映了微观个体使用数字金融服务的纵向深度,代表数字金融对中小企业和微观家庭的帮扶深度。因此如第(2)列系数所示,通过使用创新型金融服务,各类主体拓宽了获取金融服务的方式,提高了对数字金融的使用深度,进而更为有效地提升新质生产力水平,与易行健和周利(2018)的研究结论一致。^[26]

表5 数字金融子维度影响效应回归结果

	(1)	(2)	(3)
	NewPro	NewPro	NewPro
Covbre	0.1527*** (0.0532)		
Usedep		0.2283*** (0.0518)	
Diglv			0.1005*** (0.0263)
常数项	0.0736*** (0.0199)	0.0373** (0.0168)	0.0823*** (0.0220)
控制变量	是	是	是
个体固定	是	是	是
时间固定	是	是	是
样本量	3146	3146	3146
调整后的R ²	0.2108	0.2570	0.2230

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为稳健标准误。

(三) 稳健性分析

首先,本文更换测度新质生产力的方法,采用主成分分析法合成新质生产力的另一代理指标(NewPro_pca)。表6第(1)列和第(2)列的结果表明,无论是否加入固定效应,数字金融发展依旧能够在1%的显著性水平下增强区域新质生产力水平,验证了本文对新质生产力测度结果的合理性。

其次,由于直辖市的政策监管、发展战略等综合发展水平与其他地级市差异较大,本文排除四个直辖市样本进行回归,以消除政策自主权不同可能带来的估计偏误。第(3)列的结果表明数字金融发展(DigFin)能够显著发挥促进作用。

再次，由于各个省份内部也存在一定程度的集聚效应，为缓释数字金融发展可能带来宏观环境的变化，本文更换了固定效应，即设定省份固定效应与时间固定效应。表6第（4）列的系数依旧在1%的显著性水平下为正，证明了结论的稳健性。

表6 稳健性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	NewPro_pca	NewPro_pca	NewPro	NewPro	NewPro	NewPro
DigFin	0.1446*** (0.0157)	0.2343*** (0.0577)	0.2768*** (0.0605)	0.3412*** (0.0738)	0.1502*** (0.0298)	
LDigFin					0.2306*** (0.0560)	
DigEco						0.3328** (0.1420)
常数项	-0.1990 (0.1416)	0.1158*** (0.0178)	0.0348** (0.0157)	0.0481*** (0.0164)	0.0316* (0.0170)	-0.1323 (0.0973)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定	否	否	否	是	否	否
个体固定	否	是	是	否	是	是
时间固定	否	是	是	是	是	是
样本量	3146	3146	3102	3146	2860	2528
调整后的R ²	0.4246	0.5492	0.2724	0.2649	0.2533	0.2665

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著，括号内为稳健标准误。

此外，由于数字金融对区域新质生产力发展的作用可能存在时滞，本文将数字金融滞后一期（LDigFin）纳入回归模型以减弱反向因果，第（5）列的结果表明，在排除了数字金融发展的滞后影响后，DigFin系数依旧显著为正。

最后，由于数字普惠金融指数的数据可能存在偏误，而数字经济的发展取决于数字金融服务的推动作用，能够在一定程度上代表数字金融的支持力度与服务深度。本文替换解释变量为赵涛等（2020）的方法计算的数字经济指标（DigEco），作为数字金融发展的代理变量，表6第（6）列的结果仍旧显著。^[27]

（四）内生性分析

为缓解反向因果和遗漏变量的问题，本文采用工具变量法处理。具体来说，参考柏培文和张云（2021）以及张勋等（2020）采用地形起伏度和城市到杭州的球面距离构造两类工具变量，并将这两类工具变量分别与各城市前一年移动电话的用户数相乘，以构造面板数据。^[35-36]从相关性来看，地形起伏度较平坦的地区能更好地进行信息传输，离杭州距离越近的城市数字金融发展程度相对较高。从外生性来看，城市的地形起伏度与城市到杭州的球面距离与新质生产力的相关性相对较弱。

经检验，表7中Kleibergen-Paap rk LM统计量与Kleibergen-Paap rk Wald F统计量结果均反映了不存在识别不足或弱工具变量的问题，满足工具变量的有效性要求。第二阶段的回归结果表明，在排除了内生性因素的影响后，无论是否加入控制变量，数字金融发展（DigFin）仍旧能够在1%的显著性水平下增强区域新质生产力。

（五）机制分析

1. 创新创业活跃度。从影响个体决策来看，数字金融发展相比传统金融能够更为充分地发挥金融服务功能、缓解信息不对称，拓宽家庭投资融资的渠道，为大众提供资金支持，激发创新创业活跃度。^[27]创新创业驱动新型劳动要素加快配置，催生颠覆性新技术新产业诞生，激发新质生产力的发展活力。^[4]

表7

内生性分析

第一阶段回归结果因变量: DigFin				
	(1)	(2)	(3)	(4)
地形起伏度×前一年移动电话用户数	0.2496*** (0.0263)	0.1140*** (0.0151)		
城市到杭州的球面距离×前一年移动电话用户数			0.2598*** (0.0236)	0.1236*** (0.0147)
控制变量	否	是	否	是
第二阶段回归结果				
DigFin	1.4884*** (0.2215)	2.6110*** (0.4534)	1.7303*** (0.2052)	3.0505*** (0.4888)
常数项	0.2550*** (0.0013)	0.1062 (0.1174)	0.2152*** (0.0037)	0.0555 (0.1384)
控制变量	否	是	否	是
省份固定	是	是	是	是
个体固定	否	否	否	否
时间固定	是	是	是	是
Kleibergen-Paap rk LM	7.740 <0.0054>	9.898 <0.0017>	15.493 <0.0001>	15.385 <0.0001>
Kleibergen-Paap rk Wald F	90.306 [16.38]	56.946 [16.38]	121.109 [16.38]	70.641 [16.38]
样本量	3146	3146	3146	3146
调整后的R ²	0.6080	0.3855	0.4858	0.1774

注: Kleibergen-Paap rk LM 统计量用于不可识别检验, Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量用于弱识别检验。表中括号内报告的是稳健标准误; <>中的数值为p值; []中的数值为Stock-Yogo弱识别检验10%水平上的临界值。***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著, 括号内为稳健标准误。

表8的第(1)列结果表明: DigFin通过了1%的显著性水平检验, 即其能够充分发挥金融服务功能, 显著提升大众的创新创业热情。^[20-21]第(2)列创新创业活跃度(Entre)的系数通过了1%的显著性水平检验, 表明创新创业活跃度的增强能够提高区域新质生产力水平, 助力经济高质量发展。^[27]第(3)列的结果中, DigFin和Entre系数都显著为正, 表明创新创业活跃度发挥部分中介效应。^[19]假说2得以证实。

表8

创业活跃度机制分析

	(1)	(2)	(3)
	Entre	NewPro	NewPro
DigFin	0.7390*** (0.0964)		0.2262*** (0.0614)
Entre		0.1808*** (0.0472)	0.1556*** (0.0459)
常数项	-0.0305 (0.0301)	0.0805*** (0.0201)	0.0528*** (0.0157)
控制变量	是	是	是
个体固定	是	是	是
时间固定	是	是	是
样本量	3146	3146	3146
调整后的R ²	0.3317	0.3226	0.3494

注: ***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著, 括号内为稳健标准误。

2. 产业结构升级。在创新金融产品的引导作用下, 企业创新融资环境不断优化改善, 即数字金融引领金融资源流向科创新兴产业, 促进市场结构转型。^[7]随着产业特征存在显著的改善, 战略性新兴产业和未来产业将会占据竞争优势, 带动地区总体生产效率提高, 为新质生产力的切实发展奠定基础。^[14, 37]

表9结果表明促进产业结构升级是数字金融提高区域新质生产力发展水平的一个间接机制。具体来说, 第(1)列中DigFin系数通过了1%的显著性水平检验, 即数字金融能够优化城市产业结构。^[32]第(2)列中Struc系数在1%的显著性水平下为正, 表明产业结构转型是提升新质生产力的中介机制。^[16]第

(3) 列中 DigFin 与 Struc 的系数都显著为正，表明数字金融通过优化产业结构的中介机制提升区域新质生产力水平，且产业结构转型发挥部分中介效应。这验证了假说 3。

表 9 产业结构机制分析

	(1) Struc	(2) NewPro	(3) NewPro
DigFin	0.2123*** (0.0715)		0.3253*** (0.0695)
Struc		0.0920*** (0.0280)	0.0748*** (0.0232)
常数项	0.1970*** (0.0406)	0.0716*** (0.0190)	0.0333** (0.0146)
控制变量	是	是	是
个体固定	是	是	是
时间固定	是	是	是
样本量	3146	3146	3146
调整后的 R ²	0.5455	0.2176	0.2774

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著，括号内为稳健标准误。

六、进一步分析

(一) 基于新质生产力子维度的异质性分析

基于洪银兴（2024）和任保平（2024）的内涵解读，本文测度了新质生产力的三个子维度并考察数字金融对这三类指标的影响效果。^[9-10]表 10 第（1）列到第（3）列的结果表明，DigFin 系数均在 1%的显著性水平下为正。其中，对科技生产力的系数为 0.4147，这可能是由于我国金融服务实体经济的路径向科创企业与新兴科技产业层面倾斜。数字金融发展对于绿色生产力的估计系数为 0.1874，这表明数字金融能够助力低碳技术创新，加速经济发展模式由“粗放式”向“集约型”转变。假说 4 得以验证。

表 10 基于新质生产力子维度的异质性分析

	(1) TechPro	(2) DigiPro	(3) GreePro
DigFin	0.4147*** (0.0834)	0.2575*** (0.0843)	0.1874*** (0.0566)
常数项	0.0320 (0.0212)	0.0567*** (0.0155)	0.1055*** (0.0255)
控制变量	是	是	是
个体固定	是	是	是
时间固定	是	是	是
样本量	3146	3146	3146
调整后的 R ²	0.2269	0.1924	0.0389

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著，括号内为稳健标准误。

(二) 基于城市区位特征的异质性分析

由于我国幅员辽阔，各城市的地理区位和资源禀赋存在显著差异，本文基于样本的区位特征进行了两类异质性分析。^[6]我国经济发展具有空间集聚效应，本文借助新经济地理学的“中心—外围”模式将样本分为中心与外围分组回归。^[27,38]表 11 的第（1）列与第（2）列展示的结果表明，DigFin 对中心和外围城市的区域新质生产力都有显著提升效果。组间差异系数 P 值为 0.000 且通过了 1%的显著性水平检验，表明中心城市的地理位置与发展基础更具优势，数字金融在中心城市更能发挥金融服务功能，促进新质生产力水平提升的作用更明显。^[7]

“胡焕庸线”作为我国重要的国情地理线，是考察我国区域发展差距的重要参考，因此本文将样本划分为“胡焕庸线”以东与以西两组并分组回归。^[39]表 11 的（3）（4）列汇报了分组回归结果以及组间差

异系数P值,结果表明数字金融发展在“胡焕庸线”以东的城市,已基本跨越接入鸿沟,能够在1%的显著性水平下发挥对新质生产力的促进作用,为促进新质生产力发展提供支撑。^[18]受接入可及性等因素的制约,DigFin系数在以西地区的影响效应尚不明显。^[8]

表 11 基于城市区位特征的异质性分析

	中心—外围城市		胡焕庸线	
	(1) 外围	(2) 中心	(3) 以东	(4) 以西
DigFin	0.1049*** (0.0207)	1.2127*** (0.2506)	0.3794*** (0.0815)	0.0223 (0.0219)
常数项	0.0195** (0.0091)	-0.1009 (0.1424)	0.0515*** (0.0185)	0.0446** (0.0202)
控制变量	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
样本量	2750	396	2871	275
调整后的R ²	0.3548	0.5535	0.2761	0.3176
系数差异P值	0.000***		0.000***	

注:系数差异P值根据交互项模型的Chow检验的估计结果计算得到。***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为稳健标准误。

(三) 基于城市发展特征的异质性分析

本文接下来基于政府税收水平、经济发展水平和城镇化水平三类城市发展特征划分样本进行异质性分析。^[30]具体来说,本文使用地方政府一般预算收入占地区生产总值的比重衡量政府税收水平,使用人均地区生产总值代表经济发展水平,以及城镇化率代表城镇化水平。以各指标的中位数为界,本文将样本分为中位数以上和以下两组进行回归,如表12所示。

表 12 基于城市发展特征的异质性分析

	政府税收水平		经济发展水平		城镇化水平	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高税收	低税收	高人均	低人均	高城镇化	低城镇化
DigFin	0.5340*** (0.1187)	0.0947*** (0.0307)	0.4827*** (0.1192)	0.0683*** (0.0167)	0.5102*** (0.1376)	0.0532** (0.0221)
常数项	0.0567** (0.0286)	0.0191* (0.0100)	0.0770* (0.0442)	-0.0016 (0.0059)	0.0565 (0.0520)	0.0068 (0.0067)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
样本量	1573	1573	1573	1573	1573	1573
调整后的R ²	0.3377	0.2846	0.3331	0.3257	0.3214	0.3289
系数差异P值	0.000***		0.001***		0.001***	

注:系数差异P值根据交互项模型的Chow检验的估计结果计算得到。***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为稳健标准误。

表12的回归结果表明,数字金融在处于不同发展阶段、具有不同经济发展基础的城市都能够较好地发挥对区域新质生产力的促进作用。经过系数差异检验可知,政府税收水平、人均生产总值以及城镇化率越高的城市,经济质量和福利水平可能更高,为数字金融的发展提供了更为坚实和优质的基础条件。^[24]政府税收水平代表地区财政实力更强,政策保障效果更佳;人均生产总值不仅是地区经济发展水平的表征,还反映了劳动力等人力资本的质量水平;城镇化水平更高的城市反映了基础设施建设程度更高,城乡统筹发展更为协调。^[21,27]假说5得以证明。

七、结论与启示

在我国加快构建新发展格局、生产方式深度变革的关口,数字金融发展对加快形成新质生产力至关

重要。本文使用熵值法系统测度了2011—2021年286个地级市的新质生产力发展水平,分析了其分布格局与演化趋势,并实证考察了数字金融发展对区域新质生产力的作用机理。本文发现,数字金融发展显著促进了区域新质生产力形成,其作用机制是增强创新创业活跃度与促进产业结构转型升级。异质性结论表明,数字金融发展对科技生产力的提升效果更为明显。在发达地区的城市,数字金融充分发挥数字红利效应,对区域新质生产力促进作用更大。

本文的政策建议如下:

第一,坚持以科技创新为核心,加快发展新质生产力。基于系统性发展理念,壮大科技人才和高素质人才队伍,形成新型劳动者体系,完善数字基础设施等新型劳动资料的建设,大力扶持新兴行业,促进新型劳动要素的优化组合。打破创新科技的制度与行业壁垒,平衡协调科技生产力、数字生产力以及绿色生产力的共生发展,优化强化科技创新成果转化机制、促进数字经济与实体产业耦合协调以及加快塑造新型能源体系,以着力打造现代化产业体系为重要抓手。

第二,做好数字金融大文章,加快金融强国建设。结合人工智能、云计算等数字化技术,丰富完善金融细分业务,加强金融服务实体经济的功能,基于使用深度、数字化程度和覆盖广度全面推动金融数字化转型,充分利用数字资本渗透作用和数字技术溢出效应,发挥数字金融的普惠作用与激励效应,赋能微观主体创新创业,提升城市创业活跃度,助力宏观产业体系优化变革,加速数字经济与实体经济深度融合。

第三,有机结合区位特征与数字金融建设基础,因地制宜发展新质生产力。遵循数字金融发展路径与战略布局,针对性地制定城市发展政策,为处于胡焕庸线以西等区位优势不明显及发展基础仍需巩固的城市提供精准帮扶。加快弥合接入鸿沟、释放数字红利和缩减数字红利差异的进程,提高金融跨地区资源配置效率,加速新型劳动要素自由流动,弱化区域新质生产力“东高西低”的分布极化格局,为区域新质生产力协同发展提供支撑。☆

注 释:

① 为完善补充该指数可能存在的偏误,本文还采用了其他代理变量进行稳健性检验。详情见后文。

主要参考文献:

- [1]刘 伟.科学认识与切实发展新质生产力[J].经济研究,2024,59(3):4-11.
- [2]张 林.新质生产力与中国式现代化的动力[J].经济学家,2024(3):15-24.
- [3]贺 俊.新质生产力的经济学本质与核心命题[J].人民论坛,2024(6):11-13.
- [4]胡洪彬.习近平总书记关于新质生产力重要论述的理论逻辑与实践进路[J].经济学家,2023(12):16-25.
- [5]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.
- [6]方 敏,杨虎涛.政治经济学视域下的新质生产力及其形成发展[J].经济研究,2024,59(3):20-28.
- [7]徐伟呈,范爱军.数字金融、产业结构调整与经济高质量发展——基于南北差距视角的研究[J].财经科学,2022(11):27-42.
- [8]张 勋,万广华,吴海涛.缩小数字鸿沟:中国特色数字金融发展[J].中国社会科学,2021(8):35-51,204-205.
- [9]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.
- [10]任保平.生产力现代化转型形成新质生产力的逻辑[J].经济研究,2024,59(3):12-19.
- [11]李 阳,陈海龙,田茂再.新质生产力水平的统计测度与时空演变特征研究[J].统计与决策,2024,(09):11-17.
- [12]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.
- [13]张 哲,李季刚,汤努尔·哈力克.中国新质生产力发展水平测度与时空演进[J].统计与决策,2024,40(9):18-23.
- [14]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,2024,41(6):5-25.

- [15]高 帆.“新质生产力”的提出逻辑、多维内涵及时代意义[J]. 政治经济学评论, 2023, 14(6): 127-145.
- [16]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.
- [17]贾若祥,王继源,窦红涛. 以新质生产力推动区域高质量发展[J]. 改革, 2024(3): 38-47.
- [18]郭 峰,王靖一,王 芳,等. 测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(4): 1401-1418.
- [19]赵亚雄,王修华. 数字金融、家庭相对收入及脆弱性——兼论多维“鸿沟”的影响[J]. 金融研究, 2022(10): 77-97.
- [20]谢绚丽,沈 艳,张皓星,等. 数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(4): 1557-1580.
- [21]聂秀华,江 萍,郑晓佳,等. 数字金融与区域技术创新水平研究[J]. 金融研究, 2021(3): 132-150.
- [22]马述忠,胡增坚. 数字金融是否影响劳动力流动?——基于中国流动人口的微观视角[J]. 经济学(季刊), 2022, 22(1): 303-322.
- [23]吴 雨,李 晓,李 洁,等. 数字金融发展与家庭金融资产组合有效性[J]. 管理世界, 2021, 37(7): 92-104,7.
- [24]张 涛,李均超. 网络基础设施、包容性绿色增长与地区差距——基于双重机器学习的因果推断[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(4): 113-135.
- [25]蔡跃洲,牛新星. 中国数字经济增加值规模测算及结构分析[J]. 中国社会科学, 2021(11): 4-30,204.
- [26]易行健,周 利. 数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J]. 金融研究, 2018(11): 47-67.
- [27]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.
- [28]Glaeser E L, Kerr S P, Kerr W R. Entrepreneurship and Urban Growth: An Empirical Assessment with Historical Mines[J]. The Review of Economics and Statistics, 2015, 97(2): 498-520.
- [29]韩 璐,陈 松,梁玲玲. 数字经济、创新环境与城市创新能力[J]. 科研管理, 2021, 42(4): 35-45.
- [30]张 勋,万广华,张佳佳,等. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 2019, 54(8): 71-86.
- [31]陈建军,陈国亮,黄 洁. 新经济地理学视角下的生产性服务业集聚及其影响因素研究——来自中国222个城市的经验证据[J]. 管理世界, 2009(4): 83-95.
- [32]姚常成,宋冬林. 数字经济与产业空间布局重塑:均衡还是极化[J]. 财贸经济, 2023, 44(6): 69-87.
- [33]张 勋,杨 紫,谭 莹. 数字经济、家庭分工与性别平等[J]. 经济学(季刊), 2023, 23(1): 125-141.
- [34]温忠麟,方 杰,谢晋艳,等. 国内中介效应的方法学研究[J]. 心理科学进展, 2022, 30(8): 1692-1702.
- [35]柏培文,张 云. 数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益[J]. 经济研究, 2021, 56(5): 91-108.
- [36]张 勋,杨 桐,汪 晨,等. 数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践[J]. 管理世界, 2020, 36(11): 48-63.
- [37]徐 圆,张林玲. 中国城市的经济韧性及由来:产业结构多样化视角[J]. 财贸经济, 2019, 40(7): 110-126.
- [38]Krugman P. Increasing Returns and Economic Geography[J]. Journal of Political Economy, 1991, 99(3): 483-499.
- [39]丁金宏,程 晨,张伟佳,等. 胡焕庸线的学术思想源流与地理分界意义[J]. 地理学报, 2021, 76(6): 1317-1333.

Analysis of the Impact and Mechanism of Digital Finance Development on Regional New Quality Productive Forces

Zhu Bo¹ Zeng Lidan²

Abstract: Accelerating the formation of new quality productive forces is important in the new era, and digital finance provides a new perspective on high-quality development. This paper adopts data from 286 cities in China from 2011 to 2021, to measure and analyze the current situation of regional new quality productive forces, and empirically examines the impact and mechanism of digital financial development on regional new quality productive forces. Conclusions suggest that digital finance development can accelerate the formation of new quality productive forces, and the mechanisms are enhancing entrepreneurial activity and optimizing industrial structure. Further analysis shows that digital finance is more effective in supporting technology productive force. The digital finance is constrained by the digital divide in marginalized areas and cities with a weaker economic base.

Key words: New Quality Productive Forces; Digital Finance; High-Quality Development; Entropy Weight Method

(责任编辑:邵华明)