

技术创新、数字经济、数字金融的作用机制研究

杨 颖, 田增瑞*

东华大学旭日工商管理学院, 上海

收稿日期: 2024年11月15日; 录用日期: 2024年11月28日; 发布日期: 2025年1月8日

摘 要

数字金融作为传统金融通过科技赋能方式形成的新产物, 技术创新的提高对数字经济的高质量发展产生至关重要的影响。本文基于2013~2022年中国31个省市的统计数据, 探讨技术创新对数字金融的影响及其作用渠道。研究发现, 技术创新确实对数字金融发展存在促进作用, 其中技术创新能力较高的地区对数字金融的促进作用更为显著。进一步来看, 机制分析表明数字经济作为技术创新和数字金融的作用渠道, 在技术创新对数字金融的影响中扮演部分中介的作用。本文的研究结论为数字金融的发展优化、实现创新驱动及完善金融监管框架提供可靠经验证据和政策启示。

关键词

数字金融, 技术创新, 创新驱动, 数字经济

Research on the Role Mechanism of Technological Innovation, Digital Economy, and Digital Finance

Ying Yang, Zengrui Tian*

Glorious Sun School of Business and Management, Donghua University, Shanghai

Received: Nov. 15th, 2024; accepted: Nov. 28th, 2024; published: Jan. 8th, 2025

Abstract

As a new product formed by traditional finance through technology-enabled approach, the improve-

*通讯作者。

文章引用: 杨颖, 田增瑞. 技术创新、数字经济、数字金融的作用机制研究[J]. 金融, 2025, 15(1): 83-92.

DOI: 10.12677/fin.2025.151011

ment of technological innovation has a crucial impact on the high-quality development of digital economy. This paper explores the impact of technological innovation on digital entry and its channels of action based on statistics from 31 Chinese provinces and cities from 2013 to 2022. It is found that technological innovation does have a catalytic effect on the development of digital finance, with regions with higher technological innovation capacity having a more significant role in promoting digital finance. Further, the mechanism analysis shows that the digital economy, as a channel for technological innovation and digital finance, plays a part in mediating the effect of technological innovation on digital finance. The findings of this paper provide reliable empirical evidence and policy implications for optimizing the development of digital finance, realizing the innovation drive and improving the financial regulatory framework.

Keywords

Digital Finance, Technological Innovation, Innovation-Driven, Digital Economy

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

数字金融作为依托技术创新的新型金融业态,既具有传统金融的功能,又衍生新型金融产品,提高金融服务效率,拓宽金融服务的包容性和普惠性,很好的缓解了我国传统金融发展不平衡、不充分等矛盾。数字经济作为世界经济的未来,正在依托技术创新蓬勃发展,逐渐成为优化经济结构、改变竞争格局的关键力量之一。当前中国产业数字化转型不断深入,创新驱动发展战略已经成为数字经济高质量发展的重要抓手。数字经济健康可持续发展,会对技术创新的稳定发展产生影响,进而推动数字金融的蓬勃发展。

当前中国数字金融的发展处于国际领先地位,除了传统金融发展的各种问题为数字金融的发展提供空间外,中国政府坚持加大数字经济基础设施力度,拓宽数字经济应用程度,推动数字经济高质量发展,为技术创新和数字金融发展提供有力环境。因此,验证“数字金融-技术创新”的关系,并对其中的稳健性、内生性和异质性进行实证检验。鉴于此,在“技术创新-数字金融”的范式嵌入数字经济元素,考察技术创新水平在数字经济渠道中影响数字金融发展的作用机制。对这类问题的深入研究,不仅有助于提升技术创新支持数字金融发展的有效性和科学性,同时也为中国数字经济高质量发展的制度设计提供合乎实践的经验支撑。

2. 文献述评

唐未兵等学者认为技术创新或技术引进等因素会提高全要素生产率,进而促进经济增长方式转变,但技术创新对经济增长方式转变的作用机制是不确定的[1]。Khan 等学者基于“一带一路”倡议(BRI),使用稳健的标准误差回归和动态 GMM 估计器进行实证分析,结果表明技术创新,经济增长和外国直接投资(FDI)对可再生能源产生双向因果关系[2]。Li J 等学者基于系统广义矩量法(SYS-GMM)估计器进行实证分析,发现绿色能源和绿色技术创新与绿色增长呈正相关,绿色技术创新可以增强绿色能源对增长的积极影响,进一步促进经济可持续发展[3]。张宁等学者基于“双碳”目标的提出,从非参数生产经济理论出发,构建碳全要素生产率测算方法及分解框架,研究发现低碳技术创新是提升碳全要素生产率的主要驱动因素[4]。邵帅等学者基于数据包络分析(DEA)方法构建新型碳排放绩效测算,并结合空间杜宾模

型全面考察绿色技术进步和经济结构调整对碳排放的作用机制[5]。

作为新型金融模式的代表, 数字金融发展为解决中小微企业融资、推动创新创业发展提供了新的机遇。Yin 等学者基于两阶段最小二乘法实证分析发现移动支付会显著提高家庭创业的可能性, 并分析了其中的作用机制[6]。Beck 等学者同样以数字金融中的移动支付为例, 基于一般均衡理论, 认为肯尼亚的移动支付能够通过提升创新创业, 最终促进经济发展[7]。唐松等学者认为数字金融的发展能够有效解决传统金融行业的发展不平衡不充分等问题, 并借助 2011~2017 年沪深两市 A 股上市公司数据, 实证分析数字金融发展对企业技术创新的影响及其内在机理[8]。孙玉环等学者研究发现中国数字普惠金融发展程度呈现逐年上升的趋势, 但 31 个省份之间存在差异、集聚与收敛特征。进一步进行回归检验发现数字普惠金融能够显著促进居民消费[9]。钱海章等学者在数字经济背景下, 基于中国数字金融发展的特征事实, 发现中国数字金融发展促进了技术创新与地区创业, 并进而推动了经济增长, 即存在数字金融发展促进经济增长的创新和创业渠道[10]。

与已有文献相比, 本文的贡献主要体现在以下两个方面: 第一, 尝试揭示数字金融发展影响技术创新的关系。第二, 尝试考察数字金融发展促进技术创新的内在作用机制, 通过逐步回归分析发现, 技术创新水平能够通过促进数字经济的高质量发展, 最终推动数字金融的发展, 即存在技术创新促进数字金融的经济渠道。

3. 研究设计

3.1. 模型构建

为检验技术创新对数字金融的作用机制, 构建如下估计模型:

$$DIFF_{i,t} = \alpha + \beta TCEH_{i,t-1} + \sum \varphi Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

在回归方程(1)中, 被解释变量为数字金融发展水平(DIFF), 以北京大学数字普惠金融指数作为代理变量, 核心解释变量为技术创新发展水平(TECH); 控制变量 Control 则包含了前述控制变量; ε 为模型随机误差项。

3.2. 指标测度

(1) 被解释变量: 数字金融发展水平(DIFF)

基于张勋[11]、姚凤阁[12]等学者的研究, 本文以北京大学数字普惠金融指数作为数字金融发展水平的代理变量。该指标由郭峰团队测算得出[13], 包括覆盖广度、使用深度、数字化程度三个维度建立了包含 24 个指标的数字普惠金融指标体系。

(2) 核心解释变量: 技术创新发展水平(TECH)

由于部分省份的专利申请及授权数据存在较多缺失数据, 因此本文结合现有研究, 选择以各省市的研发投入(R&D)作为技术创新发展水平的代理变量。

(3) 中介传导变量: 数字经济(DEI)

本文选择数字经济发展水平作为数字金融发展水平和技术创新发展水平的传导渠道, 分析数字金融通过数字经济对技术创新的作用机制。基于数字经济的内涵, 本文参考赵涛[14]、柏培文[15]等学者, 并考虑到数据的可获取性, 从宏观层面选取数字经济发展程度、数字经济应用程度、数字经济发展设施构建 3 个数字经济二级指标, 进而再细化为 7 个三级指标。本文借助 Stata 软件, 选取全局时序主成分分析(GPCA)模型测度各省市区域数字金融高质量发展水平, 首先, 对缺失数据使用插值法或指数平滑法进行补充。然后, 对基础指标做描述性统计和相关系数分析。最后, 对数据进行 KMO 和 Bartlett 检验, 得出其统计量的值为 0.67 (大于 0.6), 表明各指标之间存在较强的相关关系。进行 Bartlett 球形多元相关性检验, 结果显示 P 值小于 0.00, 且前 3 个主成分特征值大于 1, 累计贡献率达到 84.10%, 说明 GPCA 模型

效果可以接受, 依此计算得出 2013~2022 年全国 31 个省份的数字经济发展水平指数(见表 1)。

Table 1. Construction of evaluation indicators for high-quality development of China’s digital economy
表 1. 中国数字经济高质量发展评价指标构建

一级指标	二级指标	三级指标	测算方法	数据来源
数字经济 高质量 发展	数字经济发展程度	人力资本	信息传输、计算机服务和软件业就业人数占常住人口比重	中国城市统计年鉴
		产业发展	信息传输、计算机服务和软件业收入占 GDP 比重	各省统计年鉴
	数字经济应用程度	电子商务成交额	电子设备市场商品成交额的对数	各省统计年鉴
		移动电话普及率	人均拥有移动电话数量	各省统计年鉴
		邮电业务收入水平	邮电业务总量的对数	各省统计年鉴
	数字经济基础设施	互联网宽带接入率	每百人拥有互联网宽带接入用户数量	CEIC 中国经济数据库
		域名比例	域名数占总数的比例	中国互联网发展报告

(4) 控制变量

为了尽可能克服遗漏变量的影响, 本文纳入了多个控制变量。包括产业结构(IND)、劳动力投入程度(LABOR)、外商直接投资(FDI)、城镇化率(URBAN), 详细描述性统计参见表 2。

3.3. 数据来源

本文以 2013~2022 年我国 31 个省市为研究样本, 其中: 数字金融的指标来自郭峰等人测算的北京大学数字普惠金融指数, 其余指标来自《中国统计年鉴》、《各省市统计年鉴》、《中国互联网发展报告》等。表 2 为主要变量的描述性统计结果。

Table 2. Descriptive statistics of key variables
表 2. 主要变量的描述性统计结果

variable	N	mean	p50	sd	min	max
DIFF	310	216.678	223.540	96.863	18.330	431.930
TECH	310	1.593	1.300	1.176	0.020	6.440
DEI	310	1.499	1.360	0.639	0.000	3.060
IND	310	1.367	1.195	0.728	0.620	5.300
LABOR	310	72.446	72.190	3.974	61.780	81.800
FDI	310	1.944	1.840	1.690	0.000	9.610
URBAN	310	54.444	54.485	15.556	1.000	87.350

4. 基准实证结果与经济解释

4.1. 技术创新对数字金融的影响

表 3 针对“技术创新 - 数字金融”的基准关系进行了实证检验。在进行基准回归之前, 首先通过 Hausman 检验选择了固定效应模型进行回归分析, 在模型 M(1)中, 不加入控制变量, 在 M(2)中, 加入控制变量。结果如表 3 所示。

Table 3. Model selection and baseline regression for the impact of technological innovation on digital finance
表 3. 技术创新对数字金融的影响效应模型选定和基准回归

	Hausman 检验结果	M(1)数字金融	M(2)数字金融
TECH	28.68***	245.901***	28.413***
	(10.28)	(-12.1)	(10.312)
DEI	17.40*		
	(10.28)		
IND	86.43***		87.454***
	(9.914)		(9.931)
LABOR	-4.425***		-4.916***
	(1.336)		(1.309)
FDI	-8.080***		-8.346***
	(2.019)		(2.019)
URBAN	14.59***		15.378***
	(0.804)		(0.657)
常数项	-431.1***	-175.145***	-413.025***
	(116.3)	(-5.35)	(116.185)
观测值	310	310	310
Id 数量	31	31	31
R-squared	0.896	0.345	0.895
Hausman	214.5	—	—
p-value	0	0	0

注：***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1, 括号内为稳健标准误，下表皆同不再赘述。

结果发现，技术创新对数字金融发展水平的回归系数均为正值，且均通过了 1%的统计显著性检验，说明技术创新的发展对数字金融的发展水平有显著性的提升作用，在纳入相关的控制变量集后，从模型 M(2)的回归结果看，上述结论依旧维持不变。这说明，在技术创新能力的影响下，各省市的数字金融发展水平逐渐加强，展现出了显著的“结构性”创新动力，过去面临的“创新泡沫”问题会存在一定比例的降低，这有助于中国智造在全球范围内的发展。

4.2. 稳健性检验与内生性处理

本文使用多种方法对基本模型进行稳健性检验。一是变量更换；二是剔除直辖市数据；三是采用滞后一期和工具变量方法，试图解决可能存在的内生性问题。

(1) 变量更换

第一，本研究的被解释变量——数字金融发展水平，为了保证回归结果的稳健性，本文进一步将数字金融指数分解降维至两个对称的层面：数字金融覆盖广度和数字金融使用深度(结果详见表 4)。不难发现，技术创新的发展依旧对数字金融的覆盖广度和使用深度展现出了显著的创新驱动效应。

Table 4. Robustness test: variable substitution**表 4.** 稳健性检验：变量更换

	M(3)数字金融	M(4)数字金融覆盖广度	M(5)数字金融使用深度
TECH	28.413*** (-10.312)	18.224** (-9.106)	17.078 (-11.256)
IND	87.454*** (-9.931)	69.821*** (-8.769)	87.932*** (-10.84)
LABOR	-4.916*** (-1.309)	-5.961*** (-1.156)	-7.004*** (-1.429)
FDI	-8.346*** (-2.019)	-9.441*** (-1.783)	-7.823*** (-2.204)
URBAN	15.378*** (-0.657)	16.177*** (-0.58)	13.819*** (-0.717)
常数项	-413.025*** (-116.185)	-357.855*** (-102.597)	-165.546 (-126.825)
观测值	310	310	310
R ²	0.895	0.916	0.866
R ² _a	0.881	0.905	0.849

Table 5. Robustness test: exclusion of municipalities and endogeneity treatment**表 5.** 稳健性检验：剔除直辖市样本和内生性处理

模型构建	M(6)数字金融	M(7)数字金融	M(8)数字金融	M(9)数字金融
	剔除直辖市样本	滞后一期		工具变量
	FE	2SLS	GMM	2SLS
TECH	15.151** (8.722)			195.297*** (52.626)
IND	90.543*** (11.134)	61.545*** (8.755)	61.545*** (9.030)	167.061*** (29.726)
LABOR	-11.782*** (1.219)	-9.265*** (0.951)	-9.265*** (0.935)	-2.254 (3.284)
FDI	-12.920*** (2.850)	-10.197*** (2.375)	-10.197*** (2.527)	-25.721*** (6.370)
URBAN	7.015*** (0.570)	4.839*** (0.437)	4.839*** (0.418)	-1.516 (2.242)
L.TECH		15.444** (6.530)	15.444** (5.649)	
常数项	577.877*** (90.565)	556.653*** (67.775)	556.653*** (71.028)	47.539 (220.238)
N	270	243	243	270
R ²	0.598	0.597	0.597	0.4958
R ² _a	0.588	0.588	0.588	0.4863

(2) 剔除直辖市数据

中国的直辖市存在较大的经济特殊性, 技术创新活动、数字金融的发展等也可能存在不同。对此, 本文删除了直辖市的样本重新进行回归检验。表 5 的结果显示, 技术创新有助于数字金融发展的核心结论并没有发生改变。

(3) 内生性处理

为了消除“数字金融发展越好的地方, 技术创新能力越强”这一反向因果关系导致的内生性问题, 本文首先对核心解释变量进行了滞后一期处理。但即便如此, 实证回归方程中还会存在着遗漏变量等内生性偏差。参考黄群慧[16]、曾燕萍[17]等学者采用光缆线路长度作为工具变量。基于此, 本文最终选用每千人拥有光缆线路长度作为工具变量进行两阶段工具变量回归。

表 5 的滞后一期检验表明, 技术创新有助于数字金融发展的核心结论仍未发生改变。工具变量检验中, 两阶段工具变量回归的结果显示在采用工具变量法减轻内生性问题后, 技术创新有助于数字金融发展的促进作用依然显著, 并且回归系数均比原有基准回归有一定幅度的提高。以上的稳健性检验和内生性处理表明, 本文的核心结论是稳健的。

4.3. 异质性分析

Table 6. Heterogeneity regression results
表 6. 异质性回归结果

变量	区域异质性			技术创新能力异质性		城镇化率异质性	
	东部	中部	西部	高技能	低技能	高城镇	低城镇
TECH	33.358***	-1.647	-46.402**	28.093***	0.455	20.670	55.734***
	(12.067)	(23.651)	(19.036)	(10.142)	(18.916)	(13.444)	(20.922)
IND	150.205**	27.991*	13.870	171.062***	29.676***	86.024***	91.897***
	(15.679)	(14.518)	(17.447)	(15.660)	(10.538)	(11.589)	(19.691)
LABOR	-5.065**	-4.158*	4.566**	-4.454**	-0.143	-5.881***	-2.879
	(2.190)	(2.280)	(1.747)	(2.044)	(1.542)	(2.150)	(1.868)
FDI	-4.813**	-14.612***	-14.135**	-2.538	-17.941***	-5.079**	-18.839***
	(2.243)	(4.211)	(6.108)	(1.941)	(3.306)	(2.226)	(4.895)
URBAN	13.083***	19.571***	20.058***	13.338***	18.739***	17.011***	15.378***
	(1.400)	(1.416)	(0.784)	(1.154)	(0.729)	(1.495)	(0.902)
常数项	-492.316**	-532.770**	-1091.937***	-549.593***	-766.590***	-580.886**	-436.731***
	(220.211)	(208.324)	(143.717)	(201.720)	(128.726)	(225.786)	(150.751)
观测值	110	80	120	121	189	156	154
R ²	0.918	0.918	0.944	0.936	0.913	0.880	0.878
R ² _a	0.905	0.903	0.936	0.922	0.898	0.854	0.854

在数字化转型的进程中, 技术创新对数字金融的高质量发展产生影响, 但我国的东、中、西部三

大区域在数字金融发展水平等方面存在一定差距。同时不同技术创新能力的地区对数字金融的影响程度存在显著差异。因此, 本部分从区域差异、技能差异、城镇差异三方面分析技术创新对数字金融发展的影响。

(1) 区域异质性

已有文献表明, 技术创新能力的差异会使得地区数字金融发展水平存在差异[18]。因此本文划分东中西部三个地区并进一步分析技术创新能力对数字金融水平影响的区域异质性。由表6第1~3列可以看出, 东部地区的技术创新可以显著促进本地区的数字金融发展, 而中部和西部地区的技术创新能力对本地区的数字金融发展带来抑制作用。

(2) 技术创新能力异质性

已有研究表明, 技术创新能力的差异会对数字金融的发展带来不同影响[19]。因此本文以技术创新能力测度指标的中位数作为界分标准, 探讨在不同的技能水平下, 技术创新对数字金融的差异化作用。回归结果见表6第4~5列, 可以看出不同技术创新能力对数字金融高质量发展的影响存在明显差异。从回归结果来看, 高技能的地区可以显著促进本地区经济的高质量增长(系数为28.093且通过了1%的统计显著性检验); 在低技能地区的促进作用较小。

(3) 城镇化率异质性

陈熹等人认为城镇化率的不同会影响数字金融发展的效果[20]。因此本文以所有观测指标中位数城镇化率作为划分标准, 将310个观测指标分为高城镇化率(中位数以上)和低城镇化率(中位数以下)。回归结果如表6第6~7列, 和全样本数据相比, 无论是低城镇化率地区和高城镇化率的地区, 技术创新都会对本地区数字金融高质量发展产生促进作用, 其中低城镇化率地区的促进作用更加显著。

5. 技术创新驱动数字金融的机制识别检验

前述研究显示, 技术创新水平越高, 数字金融发展程度越好。上述研究为我们深刻理解数字金融的影响效果提供了坚实的经验证据。但前文仅针对“技术创新-数字金融”之间的整体影响进行刻画, 其中的机制作用尚未可知。于此, 需要进一步研究的是技术创新影响数字金融发展的具体渠道机制。对此, 本文选取了“数字经济”渠道进行验证。为了刻画出数字金融影响企业技术创新活动的具体渠道机制, 本文设置递归方程(方程(2)~(4))进行识别检验。

$$DIFF_{i,t} = \varnothing + \varnothing_1 TECH_{i,t} + \sum \varphi Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$DEI_{i,t} = \theta + \theta_1 TECH_{i,t} + \sum \varphi Control_{i,t} + \tau_{i,t} \quad (3)$$

$$DIFF_{i,t} = \varnothing' + \varnothing_1' DEI_{i,t} + \varnothing_2' TECH_{i,t} + \sum \varphi Control_{i,t} + \sigma_{i,t} \quad (4)$$

在中介变量的选取上, 本文选取数字经济指标作为中介传导变量。选择数字经济作为中介变量的原因是正如前文所述, 技术创新的发展, 加速了产业数字化转型, 推动了数字经济的发展, 进而为数字金融的高质量发展提供便利条件。当然, 上述可能的机制路径探讨仅停留在理论层面, 还需要实证加以确认。为了使回归结果更严谨, 本研究采用显著性更为严格的聚类标准误, 同时进行了Sobel检验, 保证研究结果的真实性和可复现性(详细的实证结果参见表7)。

根据温忠麟等[21]的新的中介效应检验, 结果表明数字经济在技术创新对数字金融的影响中属于遮掩效应, 中介效应与直接效应的比例为1.631。接着进行Sobel检验, 检验结果显示Sobel检验、Goodman检验1、Goodman检验2数字经济的检验统计量的Z值大于7, $P < 0.01$, 说明Sobel检验在1%显著性水平上显著。也就说明技术创新在直接促进数字金融发展的同时, 也会通过数字经济对数字金融水平产生间接性的促进作用, 再次证明了数字经济中介效应依旧存在。

Table 7. The channel mechanism of technological innovation’s impact on digital finance development: digital economy
表 7. 技术创新水平影响数字金融发展影的渠道机制：数字经济

	DIFF	DEI	DIFF
TECH	12.407** (5.271)	0.429*** (0.030)	−19.652*** (6.157)
IND	34.554*** (7.211)	−0.142*** (0.041)	45.127*** (6.654)
LABOR	−12.486*** (1.229)	−0.037*** (0.007)	−9.702*** (1.162)
FDI	−3.563 (3.052)	−0.015 (0.017)	−2.434 (2.766)
URBAN	2.426*** (0.323)	0.006*** (0.002)	1.987*** (0.298)
DEI			74.645*** (9.059)
_cons	929.073*** (82.614)	3.420*** (0.474)	673.816*** (80.954)
N	310	310	310
R ²	0.402	0.549	0.512
R ² _a	0.393	0.541	0.502
Sobel 检验		32.058*** (Z = 7.129)	
Goodman 检验 1		32.058*** (Z = 7.116)	
Goodman 检验 2		32.058*** (Z = 7.142)	
中介效应系数	32.059*** (Z = 7.129)	中介效应占总效应比例	2.584
直接效应系数	−19.652*** (Z = −3.192)	中介效应占直接效应比例	−1.631
总效应系数	12.407** (Z = 2.354)	总效应占直接效应比例	−0.631

注：***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1, 括号内为聚类标准误。

6. 研究结论与政策建议

本文就技术创新赋能数字金融问题展开研究，借助 2013~2022 年中国 31 个省市的统计数据，实证检验技术创新对数字金融的影响和作用机制，主要得到以下结论：第一，技术创新对数字金融的高质量发展具有显著的推动作用，特别是具有高技术创新水平的地区对数字金融的发展的促进作用更为显著。第二，我国东部地区、高技能地区、低城镇化率地区的技术创新对数字金融发展的影响效果更显著。第三，在机制识别检验部分，本文选择数字经济作为机制渠道，回归结果表明数字经济在技术创新对数字金融的影响中扮演部分中介的作用。

基于以上实证结论，具有以下重要的政策启示：第一，鼓励科技和金融深度融合，进一步放宽金融和科技深度融合的支持政策，鼓励城市试点试错，助力数字金融服务不断深化。第二，加快数字金融这一新型金融服务模式在中国的布局，通过金融科技的运用加快传统金融机构数字化改革步伐、提高现有

数字金融在新技术场景的应用能力。第三, 金融监管体系亟须与时俱进进行变革, 平衡好技术创新、金融风险与支持实体经济创新发展之间的关系。

参考文献

- [1] 唐未兵, 傅元海, 王展祥. 技术创新、技术引进与经济增长方式转变[J]. 经济研究, 2014, 49(7): 31-43.
- [2] Khan, A., Chenggang, Y., Hussain, J. and Kui, Z. (2021) Impact of Technological Innovation, Financial Development and Foreign Direct Investment on Renewable Energy, Non-Renewable Energy and the Environment in Belt & Road Initiative Countries. *Renewable Energy*, **171**, 479-491. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2021.02.075>
- [3] Li, J., Dong, K. and Dong, X. (2022) Green Energy as a New Determinant of Green Growth in China: The Role of Green Technological Innovation. *Energy Economics*, **114**, Article ID: 106260. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2022.106260>
- [4] 张宁. 碳全要素生产率、低碳技术创新和节能减排效率追赶——来自中国火力发电企业的证据[J]. 经济研究, 2022, 57(2): 158-174.
- [5] 邵帅, 范美婷, 杨莉莉. 经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J]. 管理世界, 2022, 38(2): 46-69, 4-10.
- [6] Yin, Z., Gong, X., Guo, P. and Wu, T. (2019) What Drives Entrepreneurship in Digital Economy? Evidence from China. *Economic Modelling*, **82**, 66-73. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.09.026>
- [7] Beck, T., Pamuk, H., Ramrattan, R. and Uras, B.R. (2018) Payment Instruments, Finance and Development. *Journal of Development Economics*, **133**, 162-186. <https://doi.org/10.1016/j.jdevec.2018.01.005>
- [8] 唐松, 伍旭川, 祝佳. 数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]. 管理世界, 2020, 36(5): 52-66.
- [9] 孙玉环, 张汀昱, 王雪妮, 等. 中国数字普惠金融发展的现状、问题及前景[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(2): 43-59.
- [10] 钱海章, 陶云清, 曹松威, 等. 中国数字金融发展与经济增长的理论与实证[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(6): 26-46.
- [11] 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.
- [12] 姚阁阁, 梁珈源, 汪晓梅, 等. 数字金融、技术进步与区域经济高质量发展[J]. 统计与决策, 2022, 38(18): 142-146.
- [13] 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.
- [14] 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.
- [15] 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.
- [16] 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.
- [17] 曾燕萍, 蒋楚钰, 崔智斌. 数字金融对经济高质量发展的影响——基于空间杜宾模型的研究[J]. 技术经济, 2022, 41(4): 94-106.
- [18] 涂强楠, 何宜庆. 数字普惠金融、科技创新与制造业产业结构升级[J]. 统计与决策, 2021, 37(5): 95-99.
- [19] 王平, 王凯. 数字金融、技术创新与企业价值[J]. 统计与决策, 2022, 38(15): 164-169.
- [20] 陈熹, 徐蕾. 数字金融、创新创业与城乡居民收入增长[J]. 农林经济管理学报, 2022, 21(5): 537-546.
- [21] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.