

# “双碳”背景下数字金融对绿色技术创新影响的研究

何娇娇, 许学军

上海理工大学管理学院, 上海

收稿日期: 2023年12月15日; 录用日期: 2024年1月5日; 发布日期: 2024年2月29日

## 摘要

在当前的双碳背景下, 如何推进绿色可持续与经济高质量同步发展, 使经济高速发展向高质量发展转换是现代经济发展的重要课题。基于2011年至2020年我国279个地级市的面板数据, 研究数字金融对绿色技术创新的影响方向与影响程度, 在此基础上进行进一步分析, 对衡量数字金融的三个维度和279个地级市的地理位置进行异质性分析。研究发现: 数字金融对绿色技术创新呈显著正相关且衡量数字金融的三个维度对绿色技术创新的影响都显著为正。其中, 数字金融使用深度对绿色技术创新的影响较为明显, 且对于不同地理位置, 西部地区数字金融的发展对绿色技术创新影响更为明显。为了更好地发展绿色技术创新和环境保护, 应促进数字金融创新生态系统、强化数字金融与绿色技术合作、完善信息披露与信息共享体制, 进一步促进绿色技术创新, 加快经济高质量发展脚步。

## 关键词

数字金融, 绿色技术创新, 普惠金融

# Research on the Impact of Digital Finance on Green Technology Innovation under the Background of “Dual Carbon”

Jiaojiao He, Xuejun Xu

School of Business, Shanghai University of Technology, Shanghai

Received: Dec. 15<sup>th</sup>, 2023; accepted: Jan. 5<sup>th</sup>, 2024; published: Feb. 29<sup>th</sup>, 2024

## Abstract

In the current context of dual carbon, how to promote green and sustainable development in sync

文章引用: 何娇娇, 许学军. “双碳”背景下数字金融对绿色技术创新影响的研究[J]. 运筹与模糊学, 2024, 14(1): 500-513. DOI: 10.12677/orf.2024.141047

with high-quality economic development, and transform high-speed economic development into high-quality development, is an important issue in modern economic development. Based on panel data from 279 prefecture level cities in China from 2011 to 2020, this study investigates the direction and degree of the impact of digital finance on green technology innovation. Further analysis is conducted on this basis, and heterogeneity analysis is conducted on the three dimensions of measuring digital finance and the geographical location of 279 prefecture level cities. Research has found that digital finance is significantly positively correlated with green technology innovation, and the three dimensions measuring digital finance have a significant positive impact on green technology innovation. Among them, the depth of use of digital finance has a more significant impact on green technology innovation, and for different geographical locations, the development of digital finance in the western region has a more significant impact on green technology innovation. In order to better develop green technology innovation and environmental protection, we should promote the digital finance innovation ecosystem, strengthen cooperation between digital finance and green technology, improve the information disclosure and sharing system, further promote green technology innovation, and accelerate the pace of high-quality economic development.

## Keywords

Digital Finance, Green Technology Innovation, Inclusive Finance

Copyright © 2024 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

在现代经济高速发展的今天, 中国经济一直处于快速增长状态, 但“先发展, 后治理”的初期粗放式经济治理模式, 以付出环境资源为代价的经济高速发展给我国乃至全球的环境资源治理带来许多困扰, 随着全球变暖和环境可持续性成为全球关注的焦点, 绿色金融日益被认为是推动可持续发展的重要驱动力。而绿色技术创新作为绿色金融的重要组成部分, 也对经济发展起着举足轻重的作用。

与此同时, 数字普惠金融实质是通过其在数据分析、信息处理方面的优势促使金融服务范围和效果有效提升, 提升金融服务可得性数字金融(钟廷勇等, 2022) [1]。而数字金融通过应用创新的技术手段和商业模式, 为金融行业带来了更高效、更便捷的服务和产品。然而, 除了在传统金融领域的应用外, 数字金融在推动可持续发展方面的潜力还没有充分被探索。为应对气候变化、推进碳达峰、碳中和, 数字金融有潜力通过提供新型的金融产品和服务, 改变绿色技术创新的发展方式和路径, 解决其面临的挑战。然而, 对于数字金融对绿色技术创新的具体影响机制和效应, 尚缺乏系统、深入的研究。

因此本文旨在通过理论机制分析与实证分析来探讨数字金融对绿色技术创新的关系, 并研究其潜在影响机制和效应, 并探索可能的问题和挑战, 提出相关建议。通过本研究, 我们希望能够进一步了解数字金融对绿色技术创新的影响, 为推动可持续发展提供新的思路 and 方向, 为政策制定者、金融机构和科技创新者提供有价值的参考, 以促进数字金融和绿色技术创新在实践中的发展和推广。

## 2. 文献述评

新兴的数字金融服务形态正快速地重塑传统金融行业的格局, 并且也对环境和绿色发展起到积极作用。有研究表明数字金融的发展可以显著降低制造业的直接碳排放、间接碳排放和总体碳。贺俊等(2019) [2]指

出, 金融发展有望通过提升企业技术创新水平, 从而对改善环境污染现状产生积极影响。钱海章(2020) [3] 采用双重差分法发现数字金融发展能够显著促进地区经济增长, 且数字经济发展可以通过促进技术创新和地区就业进一步推动了经济增长。除此之外, 在不同的企业人力资本累积水平下, 数字金融发展对企业创新有不同程度的正向促进作用(王定祥等, 2023) [4]。数字金融的不断发展有助于有效纠正传统金融领域存在的“属性错配”、“领域错配”和“阶段错配”问题。特别值得注意的是, 在金融发展相对滞后的地区, 数字金融的进展更加明显地推动了该地区企业的技术创新, 表现出较为显著的普惠特征(唐松等, 2020) [5]。

技术进步是保证经济持续增长的决定性因素(Romer, 1990) [6], 如何探索绿色发展新路径和驱动绿色发展及技术创新, 现已有较为丰富的研究成果。在引导绿色发展探索中, 贾宁(2023) [7]基于 A 股上市公司数据, 采用渐进双重差分模型研究得出设立绿色金融改革创新试验区能够在一定程度上提升企业绿色创新水平。在驱动绿色技术创新方面, 有学者认为绿色信贷政策能够加剧高污染企业的退出风险, 产生波特效应, 进而促进绿色技术创新(陆菁等, 2021) [8]; 其次, 刘晨跃(2023) [9]表明数字普惠金融可通过缓解融资约束偏向效应和激发技术创新双向效应来实现包容性绿色发展, 并且这种效应具有动态变迁特征; 除此之外, 王锋正(2015) [10]根据我国 12 个资源型产业面板数据, 实证分析得出: 提高环境规制强度能促进资源型产业绿色技术创新, 反之则会降低甚至产生抑制作用。现有很多学者使用省级面板数据对数字金融和技术创新进行实证研究, 吴红艳(2023) [11]使用 2011 至 2021 年中国 30 个省份的面板数据研究得出数字金融可通过技术创新进一步推动新型城镇化高质量发展。

目前已有许多学者研究金融科技发展对绿色金融、技术创新发展的影响, 对于数字金融对绿色技术创新方面的研究也逐渐深入。从数字普惠金融对企业技术创新的来说, 梁榜(2019) [12]研究得出数字普惠金融的发展有助于降低中小企业债务融资成本, 缓解外部融资约束, 刺激企业创新, 这对提升企业竞争力和可持续发展至关重要。从创新驱动的角度看待时, 惠献波(2021) [13]的研究得出了这样一个结论: 数字普惠金融的发展对企业创新具有积极推动作用。数字金融的推进有助于解决企业在外部融资上的约束, 从而为企业提供更为便捷和灵活的融资途径。这不仅有助于激发企业的创新活力, 还在政府税收返还方面产生了创新效应。尹少华(2023) [14]的研究基于中国省级面板数据, 得出数字金融的发展可以通过促进区域技术创新水平的提升, 从而间接实现该地区经济的增长。这意味着数字金融在区域层面上不仅仅是为经济创造了新的增长途径, 而且通过技术创新的推动, 为整个地区的经济健康发展提供了一条有效路径。从数字金融发展对绿色金融影响来看, 王仁曾(2023) [15]通过系统性构建金融科技和绿色金融发展指数, 运用空间杜宾模型进行研究, 发现金融科技在推动绿色金融发展方面具有显著的驱动作用。曾昉(2023) [16]的研究指出, 数字金融发展可以通过运用区块链、大数据、人工智能等技术, 降低信息不对称水平。同时, 云计算技术的推动为小微企业提供了更为普惠的方式进行绿色融资。这说明数字金融不仅在技术层面上不断创新, 还在推动小微企业参与绿色融资方面发挥了积极作用。对于数字金融发展水平对绿色技术创新的影响, 尹飞霄(2020) [17]运用空间杜宾计量模型对数字金融发展水平对绿色技术创新的影响进行了实证研究。研究结果表明数字金融的发展提升了本地区的绿色创新效率, 并且对相邻区域的绿色创新效率也产生了积极的影响。这意味着数字金融的推进不仅在本地区域内促进了绿色技术创新, 还在相邻地区产生了溢出效应, 推动了更广泛的绿色创新。另一方面, 乔彬(2022) [18]的研究发现, 数字普惠金融通过降低企业的杠杆水平和提升非控股股东的参与决策积极性, 促进了企业的绿色创新。这表明数字普惠金融在企业绿色创新方面发挥了重要的激励作用, 通过改善企业财务结构和提高股东积极性, 推动了更为可持续和环保的创新活动。王垒(2022) [19]通过对沪深 A 股和创业板上市的工业企业样本进行研究, 发现数字金融对企业绿色技术创新产生推动作用。具体而言, 数字金融通过减轻银行监督压力、减少分析师预测偏误, 并增强政府税收优惠激励, 有助于提高企业的绿色技术创新水平。值得注意的是, 数字金融对绿色创新的促进效应在企业性质和行业异质性检验中呈现出一定的需求端偏好, 尤其在国有

企业和重污染企业中显著突出。王智新等(2022) [20]利用上市公司面板数据研究发现, 数字金融发展对企业绿色技术创新呈现出边际效应递增的非线性特征, 当金融发展、研发创新和产业结构突破门槛值时, 数字金融的促进作用进一步强化。

虽然现有研究已从多个角度对数字金融、技术创新、绿色发展等进行了深入探讨, 但基于地级市数据研究有关数字金融对绿色技术创新的作用效果及其作用机制目前还较少有系统性研究。本文基于利用2011~2020年我国279个地级市面板数据进行实证分析, 尝试探讨以下问题: 数字金融的发展能否提高地区的绿色技术创新水平? 若二者有影响, 那数字金融对绿色技术创新的影响机制和路径是什么? 进一步分析, 数字金融的发展在哪个维度对绿色技术创新驱动效果最为明显? 数字金融对我国绿色技术创新的影响是否有区域异质性特征? 其研究结论能够为我国持续推进数字金融和绿色发展提供思路和参考。

### 3. 理论分析与研究假设

#### (一) 数字金融、绿色技术创新相关概念

数字金融是指数字技术与金融服务深度融合的产物。对于数字金融的概念界定, 部分学者更侧重于金融方向, 认为数字金融是金融机构通过运用互联网技术、信息通信技术和数字技术, 有效降低交易成本、促进市场竞争, 并解决金融活动中信息不对称的问题(Fu J, Liu Y, 2019) [21], 另一方面, 部分学者更强调数字科技在其中的作用, 认为数字金融是指传统金融机构与互联网企业利用互联网、云计算、大数据、区块链、人工智能等新一代数字信息技术, 实现融资、支付、投资及其他金融服务的新型金融业务模式, 是数字技术与金融服务的融合体(黄益平, 2018) [22]。

绿色技术的首次提出是在1994年, 国外有学者认为绿色技术创新是指能够降低环境污染、资源浪费的技术, 其发展可以推动可持续发展(Brawn E, Wield D.1994) [23]。之后对绿色技术创新的认识逐渐成熟, 即绿色技术创新是通过技术手段开发以及应用各种环保和可持续技术, 来解决现有的环境问题、减少资源消耗和环境污染的创新。它有助于可再生能源的开发和有效利用, 减少能源转换中污染和有害气体的排放。并且帮助提高能源转换效率, 减少无效的能源损失和浪费。能够帮助开发环境监测技术以及提出应对不同环境问题的治理方案, 预防和减少环境污染和破坏。以及促进绿色建筑, 提供舒适、健康和可持续发展的建筑环境。通过绿色技术创新, 我们可以实现环境保护和可持续发展的目标, 为人类和地球的未来生态与经济发展创造更好的条件。

#### (二) 数字金融对绿色技术创新影响的机理分析

在“双碳”背景下, 数字金融对绿色技术创新产生影响的机制主要包括以下几方面。

1) 融资机制改善: 数字金融可以为绿色技术创新提供更多融资渠道和投资机会。通过数字化金融平台和创新金融工具例如众筹平台、P2P 借贷、区块链技术等提供了新的融资模式, 也使融资门槛相对降低, 绿色技术创新项目可以更容易地吸引投资者和获得不同渠道的资金支持, 加速了绿色技术创新项目的发展。

2) 数据驱动的决策支持: 数字金融利用大数据分析和人工智能等技术手段, 提供了更准确的风险评估和决策支持。通过对绿色技术创新项目的数据分析, 数字金融可以帮助评估项目的可行性和潜在风险, 并提供相应的建议和决策支持, 对于投资者和金融机构来说, 数据驱动的分析有助于降低投资风险, 增加对绿色技术创新项目的支持度和资金投入。

3) 政府政策支持: 政府的综合支持在数字金融行业推动绿色技术创新方面发挥了关键作用。例如绿色信贷政策通过提供资金激励企业在数字金融方面进行创新; 财政补贴政策能够支持高质量的绿色发明专利创新, 降低了研发难度和资金需求(许艺焯等 2023) [24]。数字金融在政府政策支持下通过绿色信贷和预付款融资两种方式, 结合政府的补贴政策, 有效促进了资金约束供应商的绿色技术创新, 为可持续

发展提供了支持(王文利等, 2023) [25]。

4) 创新与合作促进: 数字金融的发展促进了绿色技术创新与其他领域的融合与合作。数字金融企业与绿色技术创新企业之间的合作模式和创新生态系统的建立, 为双方提供了更多的合作机会和资源共享。数字金融可以帮助绿色技术创新企业拓展市场、推广产品, 同时也促进与金融机构、政府部门以及其他相关利益相关者合作, 共同推动绿色技术创新的发展。

5) 可持续发展倡导: 数字金融在数字普惠金融方面的发展为绿色技术创新提供了更大的可持续发展倡导力。数字普惠金融通过提供普惠金融服务, 弥补了传统金融服务的不足, 使更多的人能够参与到绿色技术创新中。同时, 数字金融也推动了绿色金融的发展, 促使投资者和金融机构更加关注环境、社会和治理因素, 提高对绿色技术创新项目的支持和资金投入。

以上机制共同作用, 使得数字金融在双碳背景下对绿色技术创新产生积极影响。它们促进了绿色技术创新的融资、决策、合作和可持续发展, 推动了低碳经济和可持续发展的实现。然而, 仍需要进一步的研究和实践来深入探讨这些影响机制, 并提出相应的政策和实施措施, 以更好地发挥数字金融在双碳背景下的作用。

### (三) 研究假设

通过查阅文献发现, 现已有文献对数字金融的政策体系进行了综合的研究与评述, 也有文献对绿色技术创新的影响因素进行了调查, 但鲜有文献基于地级市地区数据对数字金融与绿色技术创新影响作详细的调研与评述。在考虑了以上情况后, 提出了以下假设:

假设 1: 基于数字普惠金融条件下, 数字金融对绿色技术创新有一定程度的促进作用。

假设 2: 不同维度的数字金融发展对绿色技术创新技术影响程度不同, 且其影响存在区域异质性。

## 4. 研究设计

### (一) 样本选择和数据来源

本文选取 2011~2020 年中国 279 个地级市面板数据。其中数字金融数据来源于北大普惠金融数据。绿色技术创新数据来源于绿色专利数据来源于国家知识产权局的《中国绿色专利统计报告》和中国研究数据服务平台(CNRDS)。控制变量数据来自 EPS 数据库和《中国城市统计年鉴》。对于缺失值和异常值, 使用线性插值法进行补充。

### (二) 变量选取和数据说明

#### 1) 被解释变量

绿色技术创新(GTI): 在结合已有研究成果的基础上, 从绿色创新产出角度来衡量, 本文借鉴许可和张亚峰(2021) [26]的做法, 使用 2011~2020 年我国各地区绿色专利申请量(GTI)取对数对各地级市地区绿色技术创新进行精准衡量。

#### 2) 核心解释变量

数字金融(DIF): 本文结合已有研究成果的基础上, 本文选取北京大学数字金融研究中心与蚂蚁集团研究院共同编制的数字普惠金融指数取来代表全国各地级市数字金融的发展(郭峰等, 2016) [27], 同时加入衡量数字金融的覆盖广度(COV)、使用深度(USA)和数字化程度(DIG)等维度。对其综合指标和三个分维度指标取对数进行衡量。

#### 3) 控制变量

根据已有学者的研究成果, 影响经济高质量发展的因素有许多, 结合已有研究成果, 本文选取以下控制变量。

人力资本(HUMANS): 人力资源一定程度上优化企业的人才利用及企业管理, 为经济发展提供高素质

质的劳动者及专业人才,进而提升技术创新水平。本文使用高等学校在校学生人数(万人)与年末总人数(万人)占比表示。

**外商直接投资(FDI):** 外商直接投资是指外资利用其资金与技术在我国直接投资、开展生产经营活动等行为,带动与刺激我国技术创新发展。本文使用地级市实际利用外商直接投资额(万元)占 GDP (万元)的比重表示。

**地区经济增长水平(lnPGDP):** 随着地区经济的增长,可用资金和资源增加,促使更多的投资流向绿色技术领域。这提高了市场需求,激发了企业对绿色创新的兴趣。本文使用地级市人均 GDP 取对数来衡量。

**科学支出(lnSCI):** 科学支出用与科学研究和技术创新活动,它提供了资金、机会、知识和人才,有助于加速环保和可持续技术的研究、发展和市场推广。本文使用地级市科学支出(万元)来衡量。

**产业结构高级化(IND):** 产业结构高级化促进了不同领域技术的交叉创新,扩大了绿色技术的创新思路,加速了环保和可持续技术的研究和开发。本文使用第一产业产值占比\*1 + 第二产业产值占比\*2 + 第三产业产值占比\*3 来衡量。

### (三) 模型构建

“双碳”背景下数字金融对绿色技术创新的影响,发现数字金融改变了绿色技术融资、企业发展和商业化模式,提供了推动可持续发展的潜力和机会。同时人力资本、外商直接投资、地区经济增长水平、科学支出、产业结构高级化等都会对绿色技术创新产生一定影响。本文在已有研究基础上,构建如下计量模型:

$$\ln GTI_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln DIF_{it} + \beta_2 HUMANS_{it} + \beta_3 FDI_{it} + \beta_4 \ln PGDP_{it} + \beta_5 IND_{it} + \beta_6 \ln SCI_{it} + \varepsilon_{it}$$

其中,  $\ln GTI_{it}$  为第  $i$  地级市第  $t$  年绿色技术创新发展指标,  $\ln DIF_{it}$  为第  $i$  地级市第  $t$  年数字金融发展评价指数,  $HUMANS_{it}$  为第  $i$  地级市第  $t$  年人力资本,  $FDI_{it}$  为第  $i$  省份第  $t$  年外商直接投资规模,  $\ln PGDP_{it}$  为第  $i$  地级市第  $t$  年地区经济增长水平,  $IND_{it}$  为第  $i$  地级市第  $t$  年产业结构高级化,  $\ln SCI_{it}$  为第  $i$  省份第  $t$  年科学支出。  $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6, \beta_7$  为待估参数,  $\varepsilon_{it}$  为随机干扰项。

### (四) 描述性分析

**Table 1.** Descriptive statistical results of variables

**表 1.** 变量描述性统计结果

Variable	N	Mean	p50	SD	Min	Max
$\ln GTI$	2790	4.290	4.143	1.772	0	10.09
$\ln DIF$	2790	5.060	5.222	0.511	2.834	5.813
$\ln COV$	2790	4.994	5.148	0.555	0.631	5.788
$\ln USA$	2790	5.039	5.185	0.516	1.456	5.857
$\ln DIG$	2790	5.217	5.497	0.615	0.993	6.365
$HUMANS$	2790	0.0181	0.00965	0.0234	0	0.131
$FDI$	2790	0.0165	0.0115	0.0175	1.00e-10	0.212
$\ln PGDP$	2790	10.73	10.70	0.561	8.842	13.06
$IND$	2790	2.299	2.295	0.146	1	2.836
$\ln SCI$	2790	10.44	10.27	1.406	6.624	15.53

由统计结果可知(见表 1),对于绿色技术创新,均值为 4.290,中位数为 4.143,标准差为 1.772,总体

发展水平较高, 最大值分别为 0、10.09, 可见不同城市在不同发展阶段的发展水平存在一定差异, 这可能与各地区的环保政策、绿色产业发展或创新投资相关; 对于数字金融发展, 总体发展水平较高, 标准差相对较小。这可能与地区金融包容性、金融创新和金融市场等发展有关; 在衡量数字金融发展的三个维度, 数字化程度发展进程较快, 覆盖广度和使用深度相对较落后, 但总体来说三维度发展没有较大的区别; 对于控制变量人力资本, 可见在研究年度内各地区越来越重视教育, 这对经济增长和技术创新有着举足轻重的作用; 对于外商直接投资, 均值相对较低, 但最大值相差较大, 这可能意味着一些经济发展较快的地区吸引了更多的外资; 对于地区经济增长水平, 在长期稳定发展的; 对于产业结构高级化, 均值和中位数相对接近, 代表产业结构的相对稳定性, 对于产业升级和转型十分有意义; 对于科学支出, 标准差较大。这可能由于不同城市在不同年份科学支出的分布存在差异, 即不同地区之间的科学支出不均衡。

### (五) 相关性检验

**Table 2.** Results of variable correlation test

**表 2.** 变量相关性检验结果

	<i>lnGTI</i>	<i>lnDIF</i>	<i>lnCOV</i>	<i>lnUSA</i>	<i>lnDIG</i>	<i>HUMANS</i>	<i>FDI</i>	<i>lnPGDP</i>	<i>IND</i>	<i>lnSCI</i>
<i>lnGTI</i>	1									
<i>lnDIF</i>	0.465***	1								
<i>lnCOV</i>	0.492***	0.976***	1							
<i>lnUSA</i>	0.473***	0.958***	0.903***	1						
<i>lnDIG</i>	0.272***	0.895***	0.817***	0.832***	1					
<i>HUMANS</i>	0.502***	0.151***	0.216***	0.099***	0.010	1				
<i>FDI</i>	0.336***	0.005	0.036*	0.025	-0.093***	0.279***	1			
<i>lnPGDP</i>	0.633***	0.465***	0.535***	0.417***	0.238***	0.456***	0.279***	1		
<i>IND</i>	0.644***	0.491***	0.536***	0.453***	0.293***	0.552***	0.222***	0.612***	1	
<i>lnSCI</i>	0.836***	0.346***	0.378***	0.360***	0.158***	0.445***	0.412***	0.621***	0.589***	1

由相关性分析可知(见表 2), 数字金融与绿色技术创新在小于 1%水平下显著正相关, 且绿色技术创新与衡量数字金融的三个维度都呈显著正相关。除此之外人力资源、外商直接投资、地区经济增长水平、产业结构高级化、科学支出均与被解释变量绿色技术创新在小于 1%的水平上显著相关, 且数字金融的相关系数为正与原假设 1 相符。

### (六) 共线性检验

**Table 3.** Results of collinearity test

**表 3.** 共线性检验结果

Variable	VIF	1/VIF
<i>IND</i>	2.300	0.434
<i>lnPGDP</i>	2.090	0.478
<i>lnSCI</i>	2.050	0.487
<i>HUMANS</i>	1.600	0.626
<i>lnDIF</i>	1.500	0.666
<i>FDI</i>	1.260	0.793
Mean	1.800	0.61

见表 3, 为排除多重线性引起的回归结果无效, 对主要解释变量及所选控制变量进行共线性检验, 由检验结果可知, 产业结构高级化的方差膨胀系数较高为 2.3。但所有变量的 VIF 值均在规定的范围内, 表明本文选取的变量之间的相关性不是由多重线性引起的, 可进一步回归分析。

## 5. 实证结果及分析

### (一) 基准回归

在进行回归分析之前, 使用豪斯曼检验来确定回归分析类型, 最终确定使用固定效应模型, 为检验数字金融发展对绿色技术创新的影响程度, 现分别加入控制变量对其进行回归, 结果如表所示:

**Table 4.** Benchmark regression results

**表 4.** 基准回归结果

VARIABLES	lnGTI					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnDIF	1.097*** (0.0195)	1.102*** (0.0194)	1.100*** (0.0196)	0.924*** (0.0287)	0.885*** (0.0336)	0.858*** (0.0335)
HUMANS		-6.358*** (1.159)	-6.362*** (1.159)	-6.987*** (1.146)	-7.046*** (1.146)	-6.475*** (1.137)
FDI			-0.604 (0.993)	-1.662* (0.988)	-1.586 (0.988)	-2.454** (0.985)
lnPGDP				0.528*** (0.0635)	0.505*** (0.0643)	0.310*** (0.0691)
IND					0.451** (0.203)	0.436** (0.201)
lnSCI						0.171*** (0.0236)
Constant	-1.261*** (0.0992)	-1.170*** (0.100)	-1.151*** (0.105)	-5.896*** (0.580)	-6.494*** (0.639)	-6.004*** (0.636)
Observations	2790	2790	2790	2790	2790	2790
Number of code	279	279	279	279	279	279
R-squared	0.558	0.563	0.563	0.575	0.575	0.584
Hausman	-4.108	1104	1099	735.1	310.5	721.7
p-value	1	0	0	0	0	0

Standard errors in parentheses, \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

见表 4, 结果显示在不加入控制变量之前, 数字金融对绿色技术创新的影响系数为 1.097, 且在 1% 的水平下显著, 之后依次加入人力资本、外商直接投资、地区经济增长水平、产业结构高级化、科学支出五个控制变量, 数字金融对绿色技术创新的影响系数始终为正, 且都在 1% 的水平下显著, 假设 1 得到验证。具体表现为每增加一单位的金融和科技指数会促进增加 0.858 个单位的绿色技术创新指数。

### (二) 稳健性检验

为了验证本文所提出的评估指标及指标的解释力是否充分, 即在某些参数变化的情况下, 仍能得到

较为稳定的解释, 并进一步验证结果的准确性, 需进行稳健性检验, 本文将分别使用剔除特定样本和缩短时间窗口来进行稳健性分析。

### 1) 剔除特定样本

见表 5, 由于我国直辖市在数字金融领域的迅速发展, 常伴随着较快的经济增长, 可能导致反向因果问题的增加。为了解决这一问题, 本文在重新估计模型时排除了 4 个直辖市(即北京、上海、重庆和天津)的数据样本。重新估计后的结果如下表所示。在特定样本排除后, 观察到数字金融的系数保持显著为正, 这表明我们的回归结果具有稳健性, 再次验证了假设 1。

**Table 5.** Robustness test results 1  
**表 5.** 稳健性检验结果 1

VARIABLES	lnGTI					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnDIF	1.098*** (0.0197)	1.103*** (0.0196)	1.101*** (0.0198)	0.922*** (0.0290)	0.884*** (0.0339)	0.857*** (0.0338)
HUMANS		-6.427*** (1.171)	-6.435*** (1.171)	-7.083*** (1.157)	-7.143*** (1.157)	-6.566*** (1.148)
FDI			-0.850 (1.021)	-1.963* (1.016)	-1.900* (1.016)	-2.803*** (1.013)
lnPGDP				0.536*** (0.0644)	0.513*** (0.0652)	0.315*** (0.0701)
IND					0.452** (0.205)	0.439** (0.203)
lnSCI						0.171*** (0.0238)
Constant	-1.323*** (0.100)	-1.233*** (0.101)	-1.208*** (0.105)	-6.024*** (0.588)	-6.617*** (0.646)	-6.109*** (0.643)
Observations	2750	2750	2750	2750	2750	2750
Number of code	275	275	275	275	275	275
R-squared	0.556	0.562	0.562	0.574	0.574	0.583
Hausman	-4.177	775.8	788.2	437.4	253.2	728.0
p-value	1	0	0	0	0	0

Standard errors in parentheses, \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

### 2) 缩短时间窗口

见表 6, 考虑到 2018 年股市变动对经济的影响及 2020 年新冠疫情对绿色金融工具及经济各方面发展带来的冲击, 本文选择调整样本期, 缩短时间窗口, 将研究年份缩短为 2011~2017 年来排除上述影响, 进一步确认结论的准确性, 缩减时间窗口后仍通过相关性检验和共线性检验, 通过豪斯曼检验确认后, 决定继续采用固定效应模型。随着逐步引入控制变量, 核心解释变量的系数逐渐减小, 但其影响方向和显著性并未发生显著改变。这表明所得回归结果具有稳健性。

**Table 6.** Robustness test results 2  
**表 6.** 稳健性检验结果 2

VARIABLES	lnGTI					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnDIF	1.096*** (0.0234)	1.084*** (0.0232)	1.079*** (0.0233)	0.861*** (0.0327)	0.606*** (0.0419)	0.575*** (0.0422)
HUMANS		-7.626*** (1.327)	-7.566*** (1.325)	-6.819*** (1.295)	-5.299*** (1.273)	-4.596*** (1.275)
FDI			-3.321** (1.292)	-4.897*** (1.272)	-4.328*** (1.241)	-4.919*** (1.241)
lnPGDP				0.818*** (0.0884)	0.845*** (0.0862)	0.707*** (0.0910)
IND					3.319*** (0.354)	3.426*** (0.353)
lnSCI						0.141*** (0.0313)
Constant	-1.261*** (0.114)	-1.072*** (0.118)	-0.990*** (0.122)	-8.626*** (0.833)	-15.24*** (1.076)	-15.32*** (1.070)
Observations	1953	1953	1953	1953	1953	1953
Number of code	279	279	279	279	279	279
R-squared	0.568	0.576	0.578	0.598	0.618	0.623
Hausman	-4.725	1085	1125	455.1	168.8	523.3
p-value	1	0	0	0	0	0

### (三) 异质性分析

#### 1) 数字金融不同维度

**Table 7.** Heterogeneity analysis results 1  
**表 7.** 异质性分析结果 1

VARIABLES	lnCOV	lnUSA	lnDIG
	(1)	(2)	(3)
lnDIF <sub>i</sub>	0.683*** (0.0320)	0.813*** (0.0323)	0.503*** (0.0233)
HUMANS	-7.394*** (1.175)	-4.845*** (1.144)	-6.498*** (1.173)
FDI	-3.730*** (1.014)	-2.614*** (0.988)	-2.857*** (1.017)

续表

<i>lnPGDP</i>	0.415 <sup>***</sup> (0.0716)	0.410 <sup>***</sup> (0.0678)	0.599 <sup>***</sup> (0.0679)
<i>IND</i>	0.935 <sup>***</sup> (0.205)	0.449 <sup>**</sup> (0.202)	1.563 <sup>***</sup> (0.191)
<i>lnSCI</i>	0.189 <sup>***</sup> (0.0244)	0.192 <sup>***</sup> (0.0236)	0.167 <sup>***</sup> (0.0245)
Constant	-7.499 <sup>***</sup> (0.659)	-7.118 <sup>***</sup> (0.613)	-9.941 <sup>***</sup> (0.585)
Observations	2790	2790	2790
Number of code	279	279	279
R-squared	0.556	0.581	0.557
Hausman	299.2	464.9	427.2
p-value	0	0	0

Standard errors in parentheses, \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ 。

见表 7, 本文采用的数字金融衡量指标源自三个方面, 具体而言,  $\ln fintech_i$  代表数字金融的三个维度发展指数的对数值。这三个维度分别是数字金融覆盖广度(COV)、数字金融使用深度(USA)以及普惠金融数字化程度(DIG)。从回归结果来看, 这三个维度对绿色技术创新的影响均为正。且数字金融使用深度对绿色技术创新的影响相对较为显著, 而数字金融覆盖广度和普惠金融数字化程度的影响相对较小, 但其系数仍分别为 0.683 和 0.503, 表明它们同样发挥了促进作用。这可能是因为相比之下, 数字金融的广度和普惠金融数字化程度更侧重于提供金融服务的可用性和普及, 而不一定强调金融决策的精确性和创新性。虽然广度和普惠金融数字化可以扩大金融服务的受众, 但在支持绿色技术创新方面, 更深度的数字金融使用对于提供更具体的支持和刺激更为重要。但理想情况下, 数字金融的深度、广度和普惠性都应该得到发展, 以实现更全面的金融支持环保和可持续发展的目标。假设 2 得到验证。

## 2) 区域异质性

不同地区受其地理位置经济发展不同, 数字金融对绿色技术创新的促进作用可能受到地理区位的影响。因此, 本文将研究对象的 279 个地级市按照地理位置不同划分为以下四个区域(见表 8), 探讨不同地区的数字金融对绿色技术创新的促进作用有没有显著差别。

**Table 8.** Regional division of provinces in China

**表 8.** 我国省份区域划分

区域	省份
东北地区	黑龙江、吉林、辽宁、内蒙古
中部地区	山西、河南、湖北、湖南、江西、安徽
东部地区	天津、河北、北京、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东、海南
西部地区	重庆、四川、广西、贵州、云南、陕西、甘肃、宁夏、新疆、青海、西藏

**Table 9.** Heterogeneity analysis results 2  
**表 9.** 异质性分析结果 2

	东北地区	东部地区	西部地区	中部地区
VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>lnDIF</i>	0.804 <sup>***</sup> (0.0758)	0.786 <sup>***</sup> (0.0649)	0.952 <sup>***</sup> (0.0787)	0.667 <sup>***</sup> (0.0653)
<i>HUMANS</i>	-7.633 (5.617)	-3.767 <sup>***</sup> (1.402)	-8.776 <sup>***</sup> (2.701)	-7.175 <sup>***</sup> (1.952)
<i>FDI</i>	-2.959 <sup>*</sup> (1.619)	0.936 (1.748)	-8.210 <sup>**</sup> (3.550)	4.754 <sup>**</sup> (2.181)
<i>lnPGDP</i>	-0.118 (0.200)	0.363 <sup>***</sup> (0.115)	0.203 (0.147)	0.674 <sup>***</sup> (0.171)
<i>IND</i>	-0.316 (0.608)	2.357 <sup>***</sup> (0.458)	-0.300 (0.334)	-0.332 (0.490)
<i>lnSCI</i>	-0.0507 (0.0560)	0.194 <sup>***</sup> (0.0425)	0.0701 (0.0562)	0.297 <sup>***</sup> (0.0498)
Constant	1.812 (2.685)	-10.47 <sup>***</sup> (1.256)	-2.977 <sup>**</sup> (1.380)	-8.624 <sup>***</sup> (1.172)
Observations	430	860	710	790
Number of code	43	86	71	79
R-squared	0.400	0.729	0.498	0.663
Hausman	27.88	92.41	234.1	102.9
p-value	9.92e-05	0	0	0

Standard errors in parentheses, \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0$ .

见表 9, 结果显示, 数字金融系数符号与基准回归结果基本一致, 且东北地区、东部地区、西部地区的回归系数略高于中部地区, 中部地区的显著性也有所下降, 表明数字金融对绿色技术创新的促进作用受到区域经济发展水平的影响, 但不代表经济发展水平较高地区绿色技术创新受到数字金融的影响就更大。这可能是由于西部地区相对较贫困, 资源相对丰富。这导致了西部地区对于绿色技术创新有更大的需求, 环保和可持续技术有助于资源的更有效利用和环境改善。因此, 西部地区更加关注绿色技术创新, 数字金融的发展也更容易受到支持。综上可知, 数字金融发展对绿色技术创新有区域异质性特征。假设 2 得到验证。

## 6. 结论与政策建议

数字金融可以通过改善融资机制、数据驱动的决策支持、促进创新与合作以及倡导可持续发展。从不同角度助力绿色技术创新, 从而进一步促进生态平衡与经济发展。本文收集了我国 279 个地级市 2011 年至 2020 年面板数据进行基准回归, 得出我国 279 个地级市 2011 年至 2020 年间数字金融对绿色技术创新呈显著正相关, 且通过稳健性分析更加证明了这一假设。在异质性分析中, 对衡量数字金融发展的三个维度分别进行回归, 三个维度对绿色技术创新的影响都显著为正, 其中, 数字金融覆盖广度和普惠金

融数字化程度对绿色技术创新的影响较为明显其中对科技进步维度的影响最为明显; 又将我国 279 个地级市按照不同地理位置分别进行回归, 结果显示西部地区数字金融的发展对绿色技术创新影响更为明显, 中部地区相比则较为落后。

基于以上研究结论, 提出以下建议: 1) 促进数字金融创新生态系统: 政府和金融监管机构可以通过制定支持政策、提供创新基金和税收优惠等方式, 鼓励数字金融创新生态系统的建立。吸引更多的数字金融公司和绿色技术企业参与, 并提供必要的资源和支持。同时, 政府和监管机构还可以推动金融和技术机构之间的合作, 以促进知识共享、技术创新和市场合作。建立合作平台和创新实验室, 可以提供一个共同探索数字金融和绿色技术创新的环境。2) 强化数字金融与绿色技术合作: 数字金融公司和绿色技术企业可以加强合作, 共同开发和推广解决方案。数字金融可以提供数字化、智能化的金融服务, 为绿色技术创新提供融资、风险评估和市场推广支持。合作可以涵盖多个领域, 如绿色能源项目融资、智能能源管理解决方案、绿色证券化等。通过整合数字金融和绿色技术, 可以提高绿色技术的可行性、可持续性和市场竞争力。此外, 合作还可以促进数字金融和绿色技术之间的知识共享和技术转移。数字金融公司可以向绿色技术企业提供数据分析、人工智能和区块链等技术的应用, 从而加速绿色技术创新的发展。3) 完善信息披露与信息共享体制: 为更好地监督管理数字金融的发展, 完善信息披露与信息共享体制是十分必要的。信息披露是我国数字金融资源配置效率和风险管理的核心。首先, 要制定绿色信息披露的统一规范, 进一步加强信息披露质量。明确信息披露的主体、时间、内容、口径、方式和监管手段等等。鼓励环保项目主体真实、准确、及时、全面地披露环保项目的信息, 除此之外, 加强政府信息公开制度的建立, 提高政府信息公开的有效性。在信息披露的基础上, 建立信息披露平台, 提高信息披露的效率, 保障信息的安全性, 实现动态实时监控, 减少数字金融的信用风险。

## 参考文献

- [1] 钟廷勇, 黄亦博, 孙芳城. 数字普惠金融与绿色技术创新: 红利还是鸿沟[J]. 金融经济研究, 2022, 37(3): 131-145.
- [2] 贺俊, 程锐, 刘庭. 金融发展、技术创新与环境污染[J]. 东北大学学报(社会科学版), 2019, 21(2): 139-148. <https://doi.org/10.15936/j.cnki.1008-3758.2019.02.005>
- [3] 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及实证[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(6): 26-46. <https://doi.org/10.13653/j.cnki.jqte.2020.06.002>
- [4] 王定祥, 瞿巾巾, 李伶俐. 数字金融、人力资本与企业创新[J]. 当代金融研究, 2023, 6(10): 24-41. <https://doi.org/10.20092/j.cnki.ddjryj.2023.10.003>
- [5] 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. <https://doi.org/10.19744/j.cnki.11-1235/f.2020.0069>
- [6] Romer, P.M. (1990) Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy*, **98**, S71-S102. <https://doi.org/10.1086/261725>
- [7] 贾宁, 张志超. 实质性创新还是策略性创新?——绿色金融改革创新试验区的企业绿色创新效应[J]. 河北经贸大学学报, 2024, 45(1): 70-82. <https://doi.org/10.14178/j.cnki.issn1007-2101.20231108.003>
- [8] 陆菁, 鄢云, 王韬璇. 绿色信贷政策的微观效应研究——基于技术创新与资源再配置的视角[J]. 中国工业经济, 2021(1): 174-192. <https://doi.org/10.19581/j.cnki.ciejournal.2021.01.010>
- [9] 刘晨跃, 徐悦. 数字普惠金融是否提升了绿色发展的包容性: 资金融通和技术创新视角[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2023, 23(6): 81-99. <https://doi.org/10.16493/j.cnki.42-1627/c.20231108.001>
- [10] 王锋正, 郭晓川. 环境规制强度对资源型产业绿色技术创新的影响——基于 2003-2011 年面板数据的实证检验[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(S1): 143-146.
- [11] 吴红艳, 张晓骏, 徐良培, 等. 数字金融、技术创新与新型城镇化高质量发展[J]. 统计与决策, 2023, 39(21): 144-148. <https://doi.org/10.13546/j.cnki.tjyj.2023.21.026>
- [12] 梁榜, 张建华. 数字普惠金融发展能激励创新吗?——来自中国城市和中小企业的证据[J]. 当代经济科学, 2019,

41(5): 74-86.

- [13] 惠献波. 数字普惠金融发展能激励企业创新吗?——新三板上市公司的证据[J]. 企业经济, 2021, 40(7): 63-74. <https://doi.org/10.13529/j.cnki.enterprise.economy.2021.07.007>
- [14] 尹少华, 罗汉祥. 数字金融、技术创新与区域经济增长[J]. 贵州财经大学学报, 2023(1): 41-49.
- [15] 王仁曾, 詹姝珂, 庄旭东. 空间视角下金融科技赋能绿色金融发展研究[J]. 统计与信息论坛, 2023, 38(12): 63-74.
- [16] 曾昉, 袁楚, 黄慧. 碳达峰碳中和背景下金融科技助力绿色金融发展研究[J]. 金融科技时代, 2023, 31(11): 86-90.
- [17] 尹飞霄. 数字金融对区域绿色创新效率影响的空间计量分析[J]. 技术经济与管理研究, 2020(11): 74-79.
- [18] 乔彬, 赵广庭, 沈烁华. 数字普惠金融能促进企业绿色创新吗? [J]. 南方金融, 2022(3): 14-27.
- [19] 王垒, 宋天阳. 数字金融发展对企业绿色技术创新的影响研究——基于多主体中介的驱动解释[J]. 中国海洋大学学报(社会科学版), 2022(3): 109-121. <https://doi.org/10.16497/j.cnki.1672-335X.202203011>
- [20] 王智新, 朱文卿, 韩承斌. 数字金融是否影响企业绿色技术创新——来自上市公司的经验证据[J]. 中国科技论坛, 2022(3): 52-61. <https://doi.org/10.13580/j.cnki.fstc.2022.03.006>
- [21] Fu, J., Liu, Y., Chen, R., *et al.* (2019) Trade Openness, Internet Finance Development and Banking Sector Development in China. *Economic Modelling*, **91**, 670-678. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.12.008>
- [22] 黄益平, 黄卓. 中国的数字金融发展: 现在与未来[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(4): 1489-1502. <https://doi.org/10.13821/j.cnki.ceq.2018.03.09>
- [23] Brawn, E. and Wield, D. (1994) Regulation as a Means for the Social Control of Technology. *Technology Analysis and Strategic Management*, No. 3, 497-505. <https://doi.org/10.1080/09537329408524171>
- [24] 许艺煊, 毛顺宇, 李军林. 双重激励下的企业绿色创新——绿色信贷和财政补贴的政策协同效应与机制[J]. 国际金融研究, 2023(4): 86-96. <https://doi.org/10.16475/j.cnki.1006-1029.2023.04.007>
- [25] 王文利, 张睿贞. 政府补贴下绿色产品供应商的融资策略——绿色信贷 VS 预付款[J/OL]. 系统管理学报, 2023: 1-18. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/31.1977.N.20230525.1023.002.html>, 2024-01-01.
- [26] 许可, 张亚峰. 绿色科技创新能带来绿水青山吗?——基于绿色专利视角的研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(5): 141-151.
- [27] 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.