

数字普惠金融对 绿色经济发展水平的影响研究

安国俊¹, 黄世晨²

(1. 中国社会科学院金融研究所, 北京 100710; 2. 北京金隅物业管理有限责任公司, 北京 100052)

摘要: 随着科技的飞速发展, 数字普惠金融在我国加快绿色经济发展方式转型的进程中, 带来了许多创新和机遇。基于2011—2022年30个省区市的面板数据, 构建个体固定效应模型和中介效应模型, 并开展实证分析, 检验数字普惠金融对绿色经济发展水平的影响机制。研究发现, 数字普惠金融可以显著促进绿色经济发展水平的提升。进一步分析表明, 数字普惠金融可以通过推动绿色技术创新推动绿色经济的发展。研究结论为促进数字普惠金融与绿色金融的协调发展、促进绿色经济可持续发展等相关政策与机制创新提供理论依据和参考建议。

关键词: 数字普惠金融; 绿色经济发展; 绿色技术创新; 异质性

文章编号: 1003-4625(2025)01-0035-10 **中图分类号:** F832 **文献标识码:** A

Abstract: With the rapid development of technology, digital inclusive finance has brought numerous innovations and opportunities in accelerating the transformation of green economic development in our country. Based on panel data from 30 provinces from 2011 to 2022, this study constructs individual fixed effect models and mediation effect models to conduct empirical analysis, examining the impact mechanism of digital inclusive finance on the level of green economic development. The research findings indicate that digital inclusive finance significantly promotes the enhancement of the green economic development level. Further analysis reveals that digital inclusive finance can further advance green economic development by driving green technological innovation. The conclusions of this research provide a theoretical basis and reference suggestions for promoting the coordinated development of digital inclusive finance and green finance, as well as for the sustainable development of the green economy.

Key words: digital inclusive finance; development of green economy; innovation in green technology; heterogeneity

一、引言

当前, 我国要实现可持续发展目标, 必然要实现全面的绿色转型, 构建“绿色”“低碳”和“高质量”发展的空间格局^[1]。2023年中央金融工作会议明确指出, 要做好科技金融、绿色金融、普惠金融、养老金融

和数字金融五篇大文章。2024年《政府工作报告》提出, 制定支持绿色低碳产业发展政策, 大力发展绿色低碳经济, 完善支持绿色发展的财税、金融、投资、价格政策和相关市场化机制。2024年3月, 为贯彻“双碳”战略, 支撑绿色低碳发展, 多部门联合发布了

收稿日期: 2024-09-10

作者简介: 安国俊(1972—), 女, 辽宁营口人, 博士, 中国社会科学院金融研究所副研究员, 中国金融学会绿色金融专业委员会副秘书长, 中国责任论坛副理事长, 宇泽慈心公益项目发起人, 研究方向为金融市场、绿色金融、国际投资; 黄世晨(1985—), 女, 山东德州人, 硕士, 研究方向为数字金融、绿色金融。

《关于进一步强化金融支持绿色低碳发展的指导意见》。2024年8月,《关于加快经济社会发展全面绿色转型的意见》印发,对加快经济社会发展全面绿色转型进行系统部署。2024年10月,《关于发挥绿色金融作用 服务美丽中国建设的意见》印发,提出了19条重大措施,包括加大重点领域支持力度,提高绿色金融专业服务能力,丰富绿色金融产品和服务,强化实施保障,进一步健全相关配套机制,继续做好绿色金融这篇大文章,为“美丽中国”服务。2024年11月,《推动数字金融高质量发展行动方案》印发,提出加快金融业数字化转型,到2027年底,基本建成与数字经济发展高度适应的金融体系。该方案明确了发展数字金融的总需求和具体措施,明确了发展数字金融的方向、目标和规则,不但能够推动数字金融的良性发展,还能做好金融“五篇大文章”;同时,也将促进数字技术在金融服务中更好地应用,推动我国数字经济高质量发展。“双碳”背景下,如何进一步优化金融政策工具,发挥金融“五篇大文章”的协同作用,建立相应的政策体系与激励机制,推动我国经济社会全面绿色转型,是一个亟待探索的课题。

对已有研究进行梳理,可以看出,科技创新是推动绿色经济发展的重要因素^[2],而金融资源的配置效率和水平将在很大程度上影响技术创新的成果^[3]。因此,提高金融服务实体经济质量和激励创新一直是学术界和实务界关注的焦点。

数字普惠金融是一种基于互联网和信息技术的新型金融业务形式^[4-5],其可以利用信息技术和互联网平台,增强金融服务效能,促进可持续发展。2024年《政府工作报告》对科技金融、绿色金融、普惠金融、养老金融和数字金融提出了清晰的目标与任务,而数字普惠金融可以推动变革,深化服务,支持数字经济与实体经济的融合发展。数字普惠金融有助于破解中小企业融资难的困境,例如应运而生的科技企业信用贷款产品,通过专利转化、知识产权的价值评估等数据体系模型,创新信用授信;同时,数字普惠金融有助于降低金融服务成本和投融资成本^[6],推动金融产品与服务创新^[7],拓宽金融覆盖广度,可以促进技术创新,推动产业结构调整优化,推进乡村振兴^[8],协同促进金融资源有效配置,为客户提供高效、安全的金融服务,对服务社会民生和实体经济具有重要意义。

现有研究对数字普惠金融与绿色经济发展水平

展开了大量探索,为我国绿色经济发展中的数字普惠金融影响效应研究提供了理论依据和支撑,但是系统分析数字普惠金融的子指标对区域绿色经济发展水平的动态影响及影响异质性的研究则较少。基于上述情况,本文将研究数字普惠金融及其子指标对绿色经济发展水平的影响机制及区域影响异质性,以期能为区域绿色发展政策设计和制定提供参考基础和依据。

本文的创新之处可能有以下几方面:一是在研究视角上,分析验证的指标和角度更加全面。通过对数字普惠金融总指数和数字普惠金融数字化程度、覆盖广度、使用深度等子指标的研究,使其更加全面、合理,从而提高结论的有效性与准确性。二是在研究内容上,本文以绿色技术创新水平为中介变量,构建了中介效应模型。根据理论分析构建个体固定效应模型,验证数字普惠金融能够显著促进绿色经济发展水平的提升。同时,引入绿色技术创新水平作为中介变量,并进行实证检验间接影响机制,有助于更加全面综合地理解并验证数字普惠金融对绿色经济发展水平影响渠道的存在。三是从制度设计、工具创新、激励机制等方面提出加强数字普惠金融市场体系建设,推动服务经济绿色低碳转型的长效机制。四是结合绿色金融改革试验区发展的地方实践,探讨利用数字普惠金融、绿色金融、转型金融的工具创新,加强金融机构责任投资能力建设,推进绿色城市发展和乡村振兴,推动东部、中部、西部区域金融合作和绿色经济的协同发展路径。五是系统探讨如何发挥数字普惠金融与绿色金融联动的作用,充分利用各种绿色基金等创新工具,完善金融支持绿色低碳技术创新的市场体系。六是深入分析通过数字普惠金融与绿色金融、科技金融协同,为区域与国际绿色可持续发展合作提供创新思路。

二、理论机制及研究假设

(一)数字普惠金融直接作用于绿色经济水平的机制研究

根据数字普惠金融自身特性,对绿色经济发展水平的影响包含三个路径。一是数字普惠金融具有绿色环保特性,开创了一种崭新的线上服务模式,充分发挥数字化技术的优势,最大限度地优化配置资本要素,提升资金的利用效率,并且利用数字化技术,将资金导向环保行业、绿色工程,对其具体用途进行监督,促进绿色经济的发展。二是数字技术的生产要素特征,推动了产业结构的绿色转型和升级。

数字技术和实体经济的结合,推动了数字普惠金融的快速发展,促进了产业结构和经济结构向数字化、绿色化方向转型升级^[9]。三是在经济运行过程中,通过优化信息传递途径和服务方式^[10-11],提高了运行效率和精度,实现了对经济发展过程赋能,推动绿色经济发展水平的提升。由此,本文提出假设1。

假设1:数字普惠金融对绿色经济发展水平存在正向影响。

数字普惠金融的包容性能够解决或者规避经济发展过程中存在的效率和公平问题^[12]。第一,环境保护产业中的信息不对称,导致了道德风险与逆向选择^[13]。同时,由于大多数绿色工业具有较高的投资成本、较长的发展周期和较高的经营风险,因此,金融机构对其进行投资的门槛可能相对较高。数字普惠金融通过大数据收集和人工智能等数字化技术,提升了资金的分配效率和风险控制能力^[14-15],推进经济社会发展全面绿色转型。第二,数字普惠金融可以有效地拓宽覆盖广度,结合数字化技术,推动绿色经济的发展,一定程度上可以满足绝大部分的融资主体,可以为其提供更加精准、高效、符合其融资主体特点的个性化金融服务。第三,数字普惠金融可以实现包括支付、信贷、保险、货币基金、投资等在内的多种金融业务,而这些业务在很大程度上取决于使用深度。通过对客户有针对性的精准定位,高效地为客户提供个性化服务,提高客户满意度,能够更好地平衡效率与公平^[16]。深入开展数字金融使用深度的相关研究,对推动绿色经济高质量发展,具有实践意义。由此,本文提出假设1a、假设1b、假设1c。

假设1a:数字普惠金融的数字化程度对绿色经济发展水平存在正向影响。

假设1b:数字普惠金融的覆盖广度对绿色经济发展水平存在正向影响。

假设1c:数字普惠金融的使用深度对绿色经济发展水平存在正向影响。

(二)数字普惠金融间接作用于绿色经济的机制研究

数字普惠金融能促进绿色技术创新能力提升。一是数字普惠金融促进了地区间资金配置的优化,从而促进了地区间的技术创新。二是数字普惠金融能够促进中小企业创新。中小企业融资渠道有限,成为其创新与发展的瓶颈。一方面,数字普惠金融可以减轻中小企业进行创新的融资门槛^[17];另一方

面,数字普惠金融还可以借助数字技术,有效降低信息不对称,对企业进行风险规避,并优化企业创新环境^[18]。三是通过干中学和知识溢出效应,吸引更多的创新型人才,让更多的创新主体得以成长^[19]。

绿色技术创新水平与绿色经济发展水平呈正相关关系。一是技术创新能够促进生产模式的转变。科技创新的溢出效应不仅推动了技术密集型产业的发展,还能促进传统工业由低附加值向高附加值的转型升级,从而促进绿色经济的发展。二是科技创新可以促进新的生活方式形成。通过发明环保产品,引导居民的绿色消费潮流;推动城市绿色公共出行方式进一步普及,促进了我国绿色循环经济的发展。三是通过科技创新推动人类与自然的协调发展。用低污染高附加值产业替代高污染低附加值产业;运用先进的技术和方法,对大气、水、土壤等进行有效的治理,把污染治理、气候变化、生态及生物多样性保护等有机融合起来,提高我国生态环境治理的现代化程度,推动我国绿色经济的发展^[20]。由此,本文提出假设2。

假设2:数字普惠金融通过提高绿色技术创新水平促进绿色经济的发展。

(三)数字普惠金融区域异质性与绿色经济发展水平的关系

由于区域经济发展水平、地理区位、城乡结构以及政策扶持等因素的不同,数字普惠金融在区域发展中的差异较大,因此,数字普惠金融在区域发展中所起到的作用也不尽相同。主要原因如下:第一,相对而言,经济发达地区具有较为完善的金融体系、较好的信息化设施,数字技术普及率高,在创新和接纳新兴事物的能力上,发达地区往往高于欠发达地区^[21];第二,产业结构存在明显差异,东部、中部、西部地区产业结构占比不同,因此工业地域差异所导致的环境污染问题也存在差异。对环境污染较重的区域来说,其追赶的空间更大,效应更明显。因此,提出假设3。

假设3:数字普惠金融对于地区绿色经济发展水平的作用存在异质性。

三、实证研究设计

(一)变量选取

1.被解释变量

绿色经济发展水平指数(gfi):本文选取构建的全国各省级绿色低碳循环发展经济体系指数作为被解释变量^[22],该指数采用时空最大熵权、基尼系数、

泰尔指数、 σ 收敛等方法,从发展动力、生产体系、生活方式、发展效益等四个方面,对我国的绿色经济发展状况进行了较为全面的评价。

2. 核心解释变量

数字普惠金融指数(dfi)及三个子指标,即数字化程度(dfidl)、覆盖广度(dficb)和使用深度(dfuid):数字普惠金融指数对数字普惠金融的总体发展状况进行测度,数字化程度是互联网技术的体现,覆盖广度体现覆盖面,使用深度体现发展真实效果。本文采用的是各省份数据的总指数以及三个一级分指标数据。

3. 中介变量

绿色技术创新水平(ngpa):绿色技术创新可以通过提升资源的配置效率、推动企业节能减排、扩大区域市场的需求,从而对经济的高质量发展产生影响。本文拟以绿色专利申请授权数量对绿色技术创新水平进行测度。

4. 控制变量

基于已有的研究成果,结合本文研究情况,选取人均生产总值(gdp)、产业结构(indu)、外商直接投资(fdi)、城镇化水平(uli)作为控制变量。

第一,人均生产总值(gdp):判断一个区域经济是否发达的一个重要指标。

第二,产业结构(indu):产业结构绿色化重构,是解决我国经济发展与生态环境保护之间长期矛盾的必然选择^[23]。本文以第三产业与第二产业的产值之比作为测度指标。

第三,外商直接投资(fdi)^[24]。本文以外商直接

投资额(人民币)占地区生产总值的比重测度外商直接投资水平。

第四,城镇化水平(uli):是一个国家经济社会发展的一项重要指标,城镇化水平与经济发展之间是相互促进的。本文以城镇人口在总人口中所占的比例测算城镇化程度。文章相关变量及指标说明如表1所示。

(二)描述性统计

由于数据可得性,本文以2011—2022年中国30个省级行政区(不含西藏自治区和港澳台地区)的面板数据为研究样本,以中国城市、环境、能源、农业、工业、第三产业、科技等《统计年鉴》,各省区市《统计年鉴》,Wind数据库,中国研究数据服务平台(CNRDS)等数据为初始数据,数字普惠金融指数选取北京大学数字普惠金融指数及其子指标。

将数字普惠金融指标及其三个子指标、绿色技术创新水平和人均生产总值进行对数化处理,变量描述性统计见表2。数字普惠金融的核心解释变量数字金融指数(lndfi)及其三个子指标的最大值和最小值之间存在较大差异,这表明我国各地区的数字普惠金融发展程度存在很大的差别,区域之间的发展是不均衡的。中介变量绿色技术创新水平(lnngpa)的最大值和最小值也存在很大的差异,这表明不同地区之间的绿色技术创新水平存在着很大的差距。在对控制变量的分析中,除产业结构(indu)和外商直接投资(fdi)差异较大外,其他控制变量相差不大。

(三)多重共线性检验

如表3所示,通过开展多重共线性检验,得到方

表1 变量及指标说明

变量类型	变量名称	变量定义
被解释变量	绿色经济发展水平(gfi)	绿色经济发展水平指数
核心解释变量	数字普惠金融(dfi)	数字普惠金融总指数
	数字化程度(dfidl)	数字普惠金融指数一级子指标
	覆盖广度(dficb)	数字普惠金融指数一级子指标
	使用深度(dfuid)	数字普惠金融指数一级子指标
中介变量	绿色技术创新水平(ngpa)	绿色专利申请授权数
控制变量	人均生产总值(gdp)	实际人均GDP
	产业结构(indu)	第三产业产值/第二产业产值
	外商直接投资(fdi)	(外商直接投资总额*美元兑人民币汇率)/地区生产总值
	城镇化水平(uli)	城镇人口/总人口

差膨胀因子(VIF)均在10以下,表明多重共线性是可控的。

表2 变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
gfi	360	0.7248	0.1318	0.1156	0.8995
lndfi	360	5.3376	0.6659	2.9085	6.1327
lndfidl	360	5.5989	0.6672	2.0255	6.1467
lndficb	360	5.2159	0.8132	0.6729	6.1223
lndfiud	360	5.3126	0.6447	1.9110	6.2358
lnngpa	360	7.7584	1.3475	3.2189	10.7396
lngdp	360	10.8678	0.4610	9.6818	12.1547
indu	360	1.2657	0.7219	0.5180	5.2968
fdi	360	0.4553	0.4666	0.0417	4.2024
uli	360	0.6014	0.1205	0.3503	0.8958

表3 方差膨胀因子回归结果

变量	VIF	1/VIF
lndfi	1.91	0.5227
lnngpa	2.40	0.4169
lngdp	8.95	0.1117
indu	1.56	0.6413
fdi	1.97	0.5083
uli	6.25	0.1599
Mean VIF	3.84	

(四)模型构建

1. 个体固定效应模型

面板数据分析可以应用于各种领域,允许直接处理个体固定效应,控制个体之间的不可观测差异,多维指数系统的应用可降低多变量的共线性,因此,可以更高效地分析所选择的各个变量对研究目标的作用。由于数字普惠金融指数会随时间变化而发生变化,如增加时间固定效应,解释变量间在时间上存在着共同变化的趋势可能导致多重共线性问题,因此,本文选择了个体固定效应模型。本文拟从数字普惠金融对绿色经济发展的作用机理和研究假设出发,建立基于总指数和分维度的数字化程度、覆盖广度、使用深度指数对绿色经济发展水平影响程度的基准回归模型,见方程(1)、方程(2)、方程(3)、方程(4),控制变量模型见方程(5)。

$$gfi_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln dfi_{i,t} + \beta \text{Control} + \mu_i + \delta_{i,t} \quad (1)$$

$$gfi_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln dfidl_{i,t} + \beta \text{Control} + \mu_i + \delta_{i,t} \quad (2)$$

$$gfi_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln dficb_{i,t} + \beta \text{Control} + \mu_i + \delta_{i,t} \quad (3)$$

$$gfi_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln dfiud_{i,t} + \beta \text{Control} + \mu_i + \delta_{i,t} \quad (4)$$

$$\text{Control} = \beta_0 + \beta_1 \ln gdp_{i,t} + \beta_2 \ln du_{i,t} + \beta_3 fdi_{i,t} + \beta_4 uli_{i,t} \quad (5)$$

其中, i 和 t 表示不同区域和时期, $gfi_{i,t}$ 代表被解释变量绿色经济发展水平指数,测度各省份绿色经济发展水平。 $\ln dfi_{i,t}$ 作为解释变量, $\ln dfidl_{i,t}$ 、 $\ln dficb_{i,t}$ 和 $\ln dfiud_{i,t}$ 是 $\ln dfi_{i,t}$ 的分解项,即数字化程度、覆盖广度和使用深度。 Control 代表控制变量, μ 为个体固定效应, δ 为随机干扰项。

2. 中介效应模型

基于本文的研究假设2,数字普惠金融通过提高绿色技术创新水平,进而推动绿色经济的发展,为进一步检验这种中介机制是否存在,设定以下两个模型进行实证检验。模型如下:

$$\ln ngpa_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln dfi_{i,t} + \beta \text{Control} + \mu_i + \delta_{i,t} \quad (6)$$

$$gfi_{i,t} = \varepsilon_0 + \varepsilon_1 \ln dfi_{i,t} + \varepsilon_2 \ln ngpa_{i,t} + \beta \text{Control} + \mu_i + \delta_{i,t} \quad (7)$$

其中, $\ln ngpa$ 为 i 区域 t 时期的中介变量绿色技术创新水平。总效应是方程(1)中数字普惠金融对绿色经济发展水平的影响系数 α_1 ; 直接效应是方程(7)中数字普惠金融对绿色经济发展水平的影响系数 ε_1 ; 间接效应是方程(6)中数字普惠金融对中介变量绿色技术创新水平的影响系数 γ_1 与方程(7)中介变量绿色技术创新水平对绿色经济发展水平的影响系数 ε_2 的乘积,即 $\gamma_1 \times \varepsilon_2$ 。

中介效应模型检验步骤如下。一是检验方程(1)中数字普惠金融对绿色经济发展水平的影响系数 α_1 是否显著。二是检验方程(6)中数字普惠金融对中介变量绿色技术创新水平的影响系数 γ_1 和方程(7)中介变量绿色技术创新水平对绿色经济发展水平的影响系数 ε_2 是否显著:如果两个都显著,则存在中介效应;若只有一个显著,须进行 Bootstrap 法直接检验, $\gamma_1 \times \varepsilon_2 = 0$, 则间接效应显著。三是检验方程(7)数字普惠金融对绿色经济发展水平的影响系数 ε_1 : 如果显著,说明绿色技术创新水平为不完全中介,数字普惠金融对绿色经济发展水平的影响既存在直接效应,也存在间接效应;如果不显著,说明绿色技术创新水平为完全中介,数字普惠金融对绿色经济发展水平的影响只存在间接效应。

四、实证分析^①

(一) 基准回归结果

基准回归检验结果见表4中列(1)、列(2)、列(3)、列(4),具体研究内容包括:我国数字普惠金融指数及三个子指标,即数字化程度、覆盖广度和使用深度对绿色经济发展水平的影响效应与方向。结果表明,我国数字普惠金融指数及三个子指标,即数字化程度、覆盖广度和使用深度均对绿色经济发展水平产生显著的正向影响。研究结果验证了假设1和假设1a、1b、1c。

表4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	gfi	gfi	gfi	gfi
lnfdi	0.0898***			
	(0.0104)			
lnfdidl		0.0595***		
		(0.0085)		
lnfdicb			0.0544***	
			(0.0107)	
lnfdiud				0.1035***
				(0.0157)
lngdp	-0.4933***	-0.4944***	-0.4580***	-0.4918***
	(0.1091)	(0.1067)	(0.1096)	(0.1063)
indu	0.1792***	0.1854***	0.1939***	0.1707***
	(0.0446)	(0.0441)	(0.0453)	(0.0451)
fdi	0.0064	0.0071	0.0055	0.0035
	(0.0304)	(0.0316)	(0.0321)	(0.0294)
uli	1.0907**	1.5664***	1.1287**	1.0540**
	(0.4315)	(0.4054)	(0.4404)	(0.4383)
_cons	4.7210***	4.5849***	4.4919***	4.6684***
	(0.9029)	(0.8797)	(0.9103)	(0.8767)
个体效应	固定	固定	固定	固定
时间效应	不固定	不固定	不固定	不固定
N	360	360	360	360
R-Squared	0.0305	0.0247	0.0243	0.0373

注:***p<0.01,**p<0.05,*p<0.1,括号内数值为标准误差。

在控制变量中,产业结构调整 and 城镇化率提高能够显著促进绿色经济发展水平的提升,产业结构优化升级推动经济发展提质增效,新型城镇化以绿

① 本文根据实证设计进行分析,结论供参考。

色发展为主动实现高质量发展,表明地方政府积极发展绿色经济取得了一定成效。外商直接投资对绿色经济发展水平的影响显著性有待提升。一方面,外商直接投资的增加应更加侧重于绿色低碳、绿色技术转化、新能源和新材料相关的行业,降低能源消耗和温室气体排放增加对环境带来的负面影响;另一方面,外商直接投资在低碳密集度行业中的投资有助于降低工业经济的能耗强度,促进绿色低碳经济的发展。而人均生产总值对绿色经济发展水平的影响显著为负,随着人均生产总值的提高,经济活动的规模和强度增加,导致更多的环境污染和资源消耗,因此,经济社会绿色低碳全面转型尤为重要。

(二) 中介机制检验

中介机制检验结果见表5。一是根据方程(1)的检验结果,数字普惠金融对绿色经济发展水平的影响在1%的水平上显著,系数 α_1 为0.0898,表明数字普惠金融对绿色经济发展水平具有显著的促进作用。二是根据方程(6)的检验结果,数字普惠金融对地区绿色技术创新水平的影响在1%的水平上显著,系数 γ_1 为0.1610,表明数字普惠金融对区域绿色技术创新水平具有显著正向影响。根据方程(7)的检验结果,区域绿色技术创新水平对区域绿色经济发展水平的影响不显著,系数 ε_2 为0.0246, γ_1 和 ε_2 只有一个显著,须进行Bootstrap法检验,由于 $\gamma_1 \times \varepsilon_2 = 0$,表明数字普惠金融通过绿色技术创新水平对绿色经济发展水平的间接影响效应显著。三是根据方程(7)的检验结果,数字普惠金融对绿色经济发展水平的影响在1%的水平上显著,系数 ε_1 为0.0859,表明绿色技术创新水平为不完全中介,即数字普惠金融对绿色经济发展水平既存在直接影响效应,又存在通过绿色技术创新水平对绿色经济发展水平的间接影响效应。

通过中介机制检验,说明数字普惠金融在一定程度上打破了中小企业融资的信息壁垒,缓解了融资难、融资贵的问题,为高新技术企业实现高水平科技创新提供高效包容的融资渠道,有效支持企业开展绿色技术创新,而区域绿色技术创新能力可以提高能源利用效率和绿色经济效率,促进绿色经济发展水平提高。本文研究假设2的中介效应得到验证。

(三) 异质性检验

根据国家统计局的分类标准,本文将样本数据

表5 中介效应回归结果

变量	lnngpa	gfi
lnfdi	0.1610***	0.0859***
	(0.0427)	(0.0111)
lnngpa		0.0246
		(0.0214)
lngdp	1.1542***	-0.5217***
	(0.1943)	(0.1083)
indu	0.1101	0.1764***
	(0.1216)	(0.0452)
fdi	0.0013	0.0064
	(0.0895)	(0.0306)
uli	3.8155***	0.9966**
	(1.2132)	(0.4563)
_cons	-8.0792***	4.9200***
	(1.5981)	(0.8994)
个体效应	固定	固定
时间效应	不固定	不固定
N	360	360
R-Squared	0.4561	0.0363

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, 括号内数值为标准误差。

表6 异质性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	东部	中部	西部
lnfdi	0.1042***	0.0710***	0.0936***
	(0.0144)	(0.0120)	(0.0171)
lngdp	-0.3365**	-0.3136	-0.8217***
	(0.1391)	(0.2044)	(0.1955)
indu	0.0925	0.1140*	0.3680**
	(0.0524)	(0.0571)	(0.1197)
fdi	0.0281	-0.0667	-0.0507*
	(0.0324)	(0.0915)	(0.0264)
uli	0.6237	0.7178	2.1515*
	(0.5350)	(1.4654)	(1.3337)
_cons	3.3273**	3.1941*	7.4506***
	(1.1713)	(1.4595)	(1.5356)
个体效应	固定	固定	固定
时间效应	不固定	不固定	不固定
N	132	96	132
R-Squared	0.0271	0.0442	0.1237

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, 括号内数值为标准误差。

误差。

分为东部、中部、西部三个地区,表6数据显示,数字普惠金融对东部、中部、西部地区的绿色经济增长均具有显著正向影响,显示了数字普惠金融对提高区域绿色经济发展水平具有普惠性;从影响系数看,表现为对东部、西部、中部地区影响依次递减。通过实证分析可以发现,数字普惠金融的区域效应具有差异性。出现以上结果的原因可能有以下几点。

(1)数字普惠金融的发展呈现阶段性特征,在发展过程中存在不平衡问题,造成区域差异化。

(2)绿色经济是逐步分阶段发展的,东部大多数省份在中国的经济发展中占据着重要的地位,它们的基础设施和高科技设施也相对发达,技术创新能力较为先进。中部、西部地区原有产业以传统行业为主,绿色经济产业的推进较为缓慢。东部、中部、西部存在差异,导致区域绿色经济发展水平存在异质性。

(3)区域的研发投入程度、市场细分程度、知识产权界定明晰程度、人力资本水平等都会对数字普惠金融影响绿色经济发展水平的效应产生影响,而东部地区相对而言在这些要素上更具有优势,从而有助于实现数字普惠金融的影响效应。

(四)稳健型检验

1. 内生性检验

基于上述分析及实证结果,为避免被解释变量和解释变量间的双向因果关系,从而给模型带来潜在的内生性问题,使结果失去可信性,参考已有研究,将各解释变量的数据延迟一期,再进行基准回归,后期的解释变量对当期的被解释变量没有任何影响,从而消除了内生性问题^[25]。从表7可以看出,在控制了其他因素之后,对内生性问题进行了处理,得到了与前面部分基本相同的结论,说明这一方法的验证结果有效。

2. 增加控制变量

环境规制对于实现经济转型,推动企业和社会的可持续发展具有重要意义^[26]。为进一步验证研究结论,本文增加控制变量环境规制水平(eri)进行稳健性检验。环境规制强度反映企业治污成本,采用已完成的工业污染治理投资额占工业增加值的比例测度环境规制水平,环境规制强度越大,企业的治污成本就越高。由表8可知,数字普惠金融指数及其三个子指标,即数字化程度、覆盖广度和使用深度均对绿色经济发展指数的影响显著为正。增加控制变

量环境规制水平前后的回归结果一致,检验了结论的可靠性。

表7 内生性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	gfi	gfi	gfi	gfi
lnfdi	0.0549***			
	(0.0108)			
lnfdidl		0.0542***		
		(0.0060)		
lnfdicb			0.0337***	
			(0.0093)	
lnfdiud				0.0380***
				(0.0112)
lngdp	-0.5277***	-0.5510***	-0.5082***	-0.5265***
	(0.1152)	(0.1085)	(0.1174)	(0.1170)
indu	0.2021***	0.1924***	0.2129***	0.2138***
	(0.0511)	(0.0494)	(0.0514)	(0.0520)
fdi	0.0088	0.0103	0.0092	0.0076**
	(0.0315)	(0.0303)	(0.0325)	(0.0328)
uli	1.2521**	1.5417***	1.2928**	1.4650***
	(0.5273)	(0.4512)	(0.5337)	(0.5372)
_cons	5.1697***	5.2484***	5.0344***	5.1024
	(0.9493)	(0.9041)	(0.9685)	(0.9632)
个体效应	固定	固定	固定	固定
时间效应	不固定	不固定	不固定	不固定
N	330	330	330	330
R-Squared	0.0230	0.0258	0.0208	0.0197

注:*** $p < 0.01$,** $p < 0.05$,* $p < 0.1$,括号内数值为标准误差。

五、结论与建议

本文在梳理现有研究成果的基础上,从理论上探讨了数字普惠金融对绿色经济发展水平的影响机制,并基于2011—2022年30个省区市的面板数据,对该模型进行了实证研究,得出以下结论。一是数字普惠金融将有力推动绿色经济发展水平。数字普惠金融指数及其子指标数字化程度、覆盖广度和使用深度对绿色经济发展具有显著正向影响。数字普惠金融本身所具有的绿色属性,数字技术生产要素的特征,推动了产业的绿色转型升级,提升了经济体系的运行效率。二是数字普惠金融通过绿色技术创新影响绿色经济发展。数字普惠金融依靠自身特性,减少了地区企业的信息不对称,缓解了中小企业

的融资约束,促进了中小企业创新,吸引了创新人才,从而进一步提高了当地的技术创新能力;创新是绿色经济发展的首要驱动力,技术创新能力的提升,进一步提高了区域绿色经济发展水平。三是数字普惠金融对东部、中部、西部三个地区的绿色经济发展均具有积极的推进作用,对东部、西部、中部地区的影响依次递减。

表8 增加控制变量的稳健型检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	gfi	gfi	gfi	gfi
lnfdi	0.0808***			
	(0.0111)			
lnfdidl		0.0527***		
		(0.0086)		
lnfdicb			0.0462***	
			(0.0111)	
lnfdiud				0.0960***
				(0.0156)
lngdp	-0.4772***	-0.4766***	-0.4401***	-0.4775***
	(0.1079)	(0.1062)	(0.1078)	(0.1046)
indu	0.1815***	0.1875***	0.1954***	0.1727***
	(0.0447)	(0.0442)	(0.0450)	(0.0450)
fdi	0.0072	0.0077	0.0066	0.0050
	(0.0309)	(0.0321)	(0.0326)	(0.0298)
uli	1.1874***	1.6157***	1.2604***	1.1524**
	(0.4223)	(0.4007)	(0.4272)	(0.4301)
eri	3.4264***	3.5123***	4.6501***	4.1125***
	(1.0960)	(0.9805)	(1.3617)	(1.2477)
_cons	4.5224***	4.3864***	4.2438***	4.4780***
	(0.8918)	(0.8739)	(0.8976)	(0.8606)
个体效应	固定	固定	固定	固定
时间效应	不固定	不固定	不固定	不固定
N	360	360	360	360
R-Squared	0.0301	0.0241	0.0240	0.0372

注:*** $p < 0.01$,** $p < 0.05$,* $p < 0.1$,括号内数值为标准误差。

基于以上分析,本文结合当前数字普惠金融与绿色经济发展的实际情况,从以下几个方面提出了相关的政策建议。

第一,加速数字普惠金融基础设施的建设,加强区域金融协同发展,推进绿色城市发展和乡村振兴

的进程。与传统金融相比,数字普惠金融更注重金融的普惠性,其通过现代化数据平台,弥补传统金融服务短板,降低金融服务门槛和服务成本,更多地惠及社会普通群体。数字普惠金融的可触达性及导向性作用,提高了其服务实体经济的效率,通过提升资本配置效率、绿色创新水平和产业结构优化等途径,推动绿色经济水平发展。

加强对东部、中部、西部地区数字普惠金融相关产业协同发展的支持力度,出台扶持政策,加大对中部、西部地区数字普惠金融基础设施建设的投资力度。根据中共中央、国务院印发的《数字中国建设整体布局规划》,要在中部、西部地区以“东数西算”工程为牵引,建立大数据中心,打造面向全国的算力保障基地,实现各地区协同均衡发展。此外,充分发挥东部地区在技术和基础设施方面的优势,加快东部、中部、西部地区区域金融合作,稳步推进数字普惠金融工具和服务创新,为金融支持乡村全面振兴提供有效路径。另外,通过数字普惠金融与绿色金融、科技金融协同,推动区域与国际绿色可持续发展的合作。

第二,大力推进数字普惠金融市场体系建设,推动经济绿色低碳转型。从数字普惠金融的多方面提高其服务于实体经济的能力和水平,为数字普惠金融资本市场营造稳定的政策环境,加快建立激励机制、促进数字普惠金融发展的长效机制。一方面,在制度设计上要突出发展的重点,要有针对性地进行更多的金融产品创新;另一方面,加强金融机构责任投资能力建设。同时,通过科技赋能,以数字经济为先导,推动金融科技与普惠金融的深度融合与创新,拓展数字普惠金融的覆盖面,有效解决投资期限错配的问题。

第三,发挥金融协同政策扶持绿色技术创新的机制,促进我国工业绿色转型升级。健全金融支持市场化绿色技术创新体系,为绿色科技成果提供激励和有保障的运行机制。完善投资机制,促进各类资本在绿色低碳领域的投入比重,加快关键技术研发。建立统筹金融、财政、投资的相关政策的协同机制,积极培育绿色投资者网络。发挥数字普惠金融和绿色金融的作用,完善创业投资推动绿色发展的激励机制。建立科技企业上市融资、债券发行和并购重组“绿色通道”,促进区域股权市场和风险投资基金的联动发展。鼓励资产管理公司针对绿色科技企业在成长的各个时期的运营特征和融资需求,为

其提供股权投资、债券投资、资产服务信托等综合性金融服务。

推动区域绿色金融机构的数字化建设。如运用区块链等技术,对不同类型的贷款项目开展环境风险评估,对绿色低碳项目的识别等全流程进行梳理,有效防止“洗绿”和“漂绿”的风险。发挥绿色技术创新对绿色经济高质量可持续发展的推动作用。

第四,充分发挥数字普惠金融、绿色金融的协同发展作用,持续推动绿色金融改革创新试点工作,为绿色低碳发展开辟新的途径和方式。近年来中国绿色金融政策与市场获得快速发展,也为构建绿色金融政策体系和绿色低碳发展带来了广阔的空间。从2017年开始,我国已在多地建立了绿色金融改革创新试验区,在实践中不断积累经验。持续深化改革试点工作,增强区域协同发展,如研究数字普惠金融和绿色金融改革创新试验区与自贸区、气候融资试点地区、可持续发展议程创新示范区等区域的联动与协调。

第五,发挥数字普惠金融与绿色金融、绿色财政联动的作用,充分利用各种绿色投资、责任投资、影响力投资,推动绿色低碳技术的创新和推广^[27]。推动在绿色低碳方面的重大科技攻关,发挥绿色发展基金、政府引导基金、绿色技术成果转化基金、创业投资基金、气候基金的作用,推动绿色低碳技术成果转化和落地应用。鼓励银行、保险、资产管理、私募股权、风险投资等机构根据各自的特点,探索支持绿色低碳技术的创新和应用的有效途径。支持以融资担保为主的金融担保等方式,对具有绿色、低碳科技创新的企业进行风险补偿。完善环境信息披露体系和ESG评价机制,为我国绿色、低碳科技的创新发展提供支持。鼓励银行通过投贷联动的方式,推动绿色低碳技术的创新和推广应用,鼓励保险、养老基金等长期资金参与绿色股权投资基金,支持地方政府、社会资本等建立绿色低碳科技孵化和产业园区。

第六,积极利用数字普惠金融的发展机会,推动地区绿色经济的协同发展。充分运用云计算、大数据、互联网、人工智能等科技创新,加强绿色投资管理,破解中小绿色技术科技企业的融资难题。优化中部、西部地区的产业结构,加强东部、中部、西部各地区的数字普惠金融、绿色金融的协同发展,稳步推动绿色低碳转型和可持续发展的进程。

参考文献:

[1]舒绍福.绿色发展的环境政策革新:国际镜

鉴与启示[J]. 改革, 2016(3): 102-109.

[2] 张江雪, 朱磊. 基于绿色增长的我国各地区工业企业技术创新效率研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2012, 29(2): 113-125.

[3] 郭华, 罗彤, 张洋. 金融资源配置水平与经济高质量发展[J]. 统计与决策, 2021, 37(23): 136-140.

[4] 何宏庆. 数字金融: 经济高质量发展的重要驱动[J]. 西安财经学院学报, 2019, 32(2): 45-51.

[5] Cui Xiao lin, Shen Zhan, Li Zhihui. Spatiotemporal Evolutions and Driving Factors of Green Development Performance of Cities in the Yangtze River Economic Belt [J]. Ecological Informatics, 2021(66): 1-13.

[6] Li Cheng, Ji Jie. Spatial-Temporal Characteristics and Driving Factors of Green Economic Efficiency in China [J]. Annals of Operations Research, 2021: 1-15.

[7] Liu Ziqiang, Zhang Yihao. Li Hongyi. Digital Inclusive Finance, Multidimensional Education, and Farmers' Entrepreneurial Behavior [J]. Mathematical Problems in Engineering, 2021: 1-13.

[8] 宋晓玲. 数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验[J]. 财经科学, 2017(6): 14-25.

[9] 茶洪旺, 左鹏飞. 信息化对中国产业结构升级影响分析: 基于省级面板数据的空间计量研究[J]. 经济评论, 2017(1): 80-89.

[10] 程秋旺, 许安心, 陈钦. “双碳”目标背景下农业碳减排的实现路径: 基于数字普惠金融之验证[J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版), 2022, 43(2): 115-126.

[11] Jalil A, Feridun M. The Impact of Growth, Energy and Financial Development on the Environment in China: A Cointegration Analysis [J]. Greenwich Papers in Political Economy, 2011, 27(9): 67-89.

[12] Patriek H. Financial Development, Growth and Poverty: How Close Are the Links? [R]. New York: World Bank, 1998: 39-42.

[13] 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.

[14] 廖凯诚, 张玉臣, 彭耿. 数字普惠金融对城市金融业全要素生产率的影响机制研究[J]. 当代财经, 2021(12): 65-76.

[15] 张铭心, 汪亚楠, 郑乐凯. 数字金融的发展

对企业出口产品质量的影响研究[J]. 财贸研究, 2021, 32(6): 16.

[16] 唐文进, 李爽, 陶云清. 数字普惠金融发展与产业结构升级: 来自283个城市的经验证据[J]. 广东财经大学学报, 2019, 34(6): 35-49.

[17] 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(5): 74-86.

[18] Demertzis M, Merler S, Wolff G B. Capital Markets Union and the Fintech Opportunity [J]. Journal of Financial Regulation, 2018, 4(1): 157-165.

[19] 刘潭, 徐璋勇, 张凯莉. 数字金融对经济发展与生态环境协同性的影响[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2022(2): 21-36.

[20] 黄娟. 科技创新与绿色发展的关系: 兼论中国特色绿色科技创新之路[J]. 新疆师范大学学报(哲学社会科学版), 2017(2): 33-41.

[21] 伦晓波, 刘颜. 数字政府、数字经济与绿色技术创新[J]. 山西财经大学学报, 2022(4): 1-13.

[22] 张友国, 窦若愚, 白羽洁. 中国绿色低碳循环发展经济体系建设水平测度[J]. 数量经济技术经济研究, 2020(8): 83-102.

[23] 刘金全, 魏阙. 创新、产业结构升级与绿色经济发展的关联效应研究[J]. 工业技术经济, 2020, 39(11): 28-34.

[24] 周杰琦, 张莹. 外商直接投资、经济集聚与绿色经济效率: 理论分析与中国经验[J]. 国际经贸探索, 2021, 37(1): 66-82.

[25] 郭峰, 熊云军. 中国数字普惠金融的测度及其影响研究: 一个文献综述[J]. 金融评论, 2021(6): 12-23.

[26] 黄磊, 吴传清. 外商投资、环境规制与长江经济带城市绿色发展效率[J]. 改革, 2021(3): 94-110.

[27] 马骏, 安国俊, 刘嘉龙. 构建支持绿色技术创新的金融服务体系[J]. 金融理论与实践, 2020(5): 1-8.

(责任编辑: 侯莹艺)