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

刘晨跃，徐　悦

摘　要：绿色发展是否具有包容性对于缩小地区收入差距和实现共同富裕至关重要，如何有效利用金融体系变革契机来提升包容性绿色发展水平成为新时代助力高质量发展的关键环节。本文从资金融通和技术创新视角研究数字普惠金融对包容性绿色发展水平提升的影响效应。研究结果表明，数字普惠金融显著提高了绿色发展的包容性；且这一效应在数字普惠金融水平较高区域以及“2013 年余额宝开张”和“2014 年数字金融首次出现在政府工作报告”以后更加显著。机制分析表明，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。进一步分析发现，伴随着地区企业特征差异和群体特征差异的变化，数字普惠金融影响包容性绿色发展的效应呈动态变迁特征。本文研究意味着，金融体系变革能够实现绿色发展与减贫“双赢”的目标，不仅对绿色发展理论和收入差距理论的学术文献进行了有益拓展，而且为深化高质量发展的认知和实现路径提供了有益思考。

关键词：数字普惠金融；包容性绿色发展；融资约束；技术创新
中图分类号：F830.3-39　**文献标识码**：A　**文章编号**：1671-0169(2023)06-0081-19
DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.20231108.001

一、引　言

实现经济持续而快速地增长一直是解决中国重大现实问题的物质基础。包容性绿色发展从发展层面的包容性和绿色性诠释了高质量发展最本质的内涵和要义，体现的是经济持续增长、社会基本公平、生态良性发展[1]。当前诸多学者将包容性绿色发展作为构建人类命运共同体的着眼点[2][3]，然而本文对包容性绿色发展的理解重在探究绿色发展是否能够实现地区差距的缩小，其突出表现为一地区能否通过促进绿色发展来实现经济增长的同时还能缩小与其他地区的差距。就像程名望等[4]指出富裕地区更偏向于使用前沿技术作为投入要素，而贫困地区则可能会陷入绿色发展陷阱，其内心虽有美好意愿却无法形成真实有效的环境需求[5]。Sun 等[6]也发现不同收入群体间购买弹性的差异，证明了富人更愿意为美好环境买单。总之，收入水平越高或者越富裕的地区，个体对环境质量和清洁空气的需求越强烈，对群体性环保事件越敏感，实施绿色发展的主动性越强[7][8][9]，可见富

基金项目：安徽省自然科学基金青年项目“产业生态转型与高质量发展：机制甄别、效应分析与政策优化研究”（JZ2021AKZR0365）；安徽省哲学社会科学规划项目“美丽长江（安徽）经济带建设研究”（JS2019AHZS0207）；合肥工业大学学术新人提升计划 A 项目“结构调整视角下中国绿色制造体系构建研究”（JZ2021HGTA0135）
作者简介：刘晨跃，经济学博士，合肥工业大学经济学院讲师，163.liuchenyue.com@163.com（安徽 合肥 230601）；徐悦，南京师范大学商学院博士研究生（江苏 南京 210023）

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

裕国家和地区提高了对绿色产业的投资和关注度，较之落后地区率先实现了绿色经济增长[10]，而欠发达地区对绿色发展的能力不足、热度不够，可能扩大地区间因绿色发展而产生的差距。因此，绿色发展是否具有包容性值得深入思考。其实地区间的包容性绿色发展必须依托地区间要素资源的获取与投入是否借此而实现了相对公平。如果绿色发展成为发达地区增加发展筹码的“工具”，导致区域间资源配置的进一步扭曲，则各地区的包容性绿色发展就会面临更多瓶颈。

2020年度中央经济工作会议指出，绿色发展的金融支持依赖的是普惠金融服务的强化。而普惠金融的实现依赖强有力的技术支撑和系统、高效、低成本的融资渠道，数字普惠金融成为实现绿色发展的重要途径。然而，目前鲜有研究关注数字普惠金融对包容性绿色发展的优化作用。当前学术界围绕数字普惠金融主要探讨其所产生的经济社会效应，包括居民消费、劳动力就业结构、包容性增长、劳动生产率等[11][12][13][14]。其中，与本文研究最为相关的文献是针对数字经济与绿色发展的关系的探讨。如Zhang等[15]从融资约束视角探讨了数字普惠金融对绿色技术创新的影响机制。韩晶等[16]发现数字经济主要通过加强技术创新、助力企业成长、推动产业优化渠道赋能绿色发展。刘敏楼等[17]认为数字金融对绿色发展具有显著的促进作用，一方面，数字金融能够通过降低创新主体的交易成本和融资效率激发创新活力，进而实现绿色发展；另一方面，数字金融促进绿色金融提质增效，提升绿色服务效率、降低绿色服务成本以及资金流向监测等功能，推动了绿色发展。其强调了充分发挥数字金融的绿色增长效应、加快发展方式绿色转型的重要性。综上所述，已有研究在探索数字普惠金融的经济社会效应和包容性绿色发展的内涵解读方面提出了深刻洞见，诸多文献紧盯数字普惠金融在促进创业、减少贫困和缩小收入差距等层面的效应，未考虑绿色发展的同时能否实现收入差距缩小的现实问题，更未能在数字普惠金融和包容性绿色发展间建立桥梁，系统论述二者间可能存在的影响效应及其作用机制，从而可能影响了对数字普惠金融体系构建实现包容性绿色发展的科学判断。基于此，以最能体现包容性、普惠性和技能性的数字普惠金融将成为解开包容性绿色发展瓶颈的一把钥匙，这已然成为中国在短期应对社会主要矛盾变化、缩小收入差距，在中期有效避免中等收入陷阱，在长期彻底实现高质量发展的必然选择。

本文的边际贡献包括：第一，本文关注数字普惠金融的资金配置效应和技术创新效应，有助于深入到数字普惠金融和包容性绿色发展内部，打开其黑箱，为从金融创新层面理解包容性绿色发展提供一个新视角；第二，本文辨识数字普惠金融对包容性绿色发展的复合效应，从融资约束的企业规模偏向、产权偏向、区域偏向以及技术创新的补偿与外溢效应等方面对影响机制进行了验证，讨论了数字普惠金融影响包容性绿色发展水平提升的地区企业特征差异和群体特征差异规律；第三，明晰数字普惠金融对包容性绿色发展的异质性效应，对精准合理分配政策资源和因地施政具有重要启示，也为科学推进差异化、渐进式的数字普惠金融体系，提高绿色发展的包容性提供依据。

二、理论分析与研究假说

包容性绿色发展的实现离不开资金与技术的双重支持，然而长期以来，正是由于资金融通机制和技术渗入机制没有打通，使得国家金融体系难以普惠化、大众化和公平化，绿色发展的包容性更是难以提及，而数字普惠金融最本质的特征既是金融体系深化和广化，更是合理化和高端化。

（一）数字普惠金融与包容性绿色发展：融资约束偏向效应

绿色发展和包容性发展的共赢提升了对金融体系的要求，传统金融体系难以同时解决发展的绿色性和公平性问题，因此难以实现包容性绿色发展。金融体系的本质是资金配置，在传统金融运作体制下，由于资金供求双方信息的不对称和地位的不对等问题较为突出，使得资金供求渠道不畅通，资金融通机制始终未能与资金运转收益相匹配，而间接融资模式为主的信贷结构放大了产权、

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

规模、资产、地位等静态指标的重要性，反而忽视创新、绿色、数据等动态指标，进而在资金放贷的过程中存在扭曲行为，使得融资约束在资金融通流程中产生了结构性矛盾，形成了融资约束偏向效应，表现为微观层面的企业规模偏向和产权偏向以及宏观层面的区域偏向，即更为严重的中小企业融资约束、非国有企业融资约束和低行政级别融资约束。

由于各地区在经济、社会、生态层面的发展基础和外部环境不同，对绿色发展的迫切性未取得一致意见，也未能全面贯彻，即富裕地区的群体绿色消费意愿更高且市场需求规模更大，企业生产环境友好型产品的意愿更强且绿色技术水平更高[18]。相较于中西部等收入水平较低的地区，江浙沪等经济发达地区，环境关注度和环境规制强度较高[19]，绿色全要素生产率增长速度更快[20]。不失一般性，中国省际绿色创新效率的检验结果也表明，越发达的东部地区，其绿色技术效率也越高[21]。这些事实表明收入水平越高的地区，民众普遍具有更强的环境关注意愿，可能源自发达地区拥有更完善的社会保障体系、更优质的公共服务系统、更丰富的教育资源以及更多的绿色发展途径，进而发达地区可能会掌握绿色发展先机，会更早出现环境意识觉醒，更富有责任，也更有能力转向绿色研发[22]，进而成为绿色发展的引航者。而欠发达地区迫于自身条件的限制很可能陷入“绿色贫困陷阱”，在全面推进绿色发展的过程中因缺乏资金反而拉大了与发达地区的差距，未能实现绿色发展的包容性。可见包容性绿色发展依赖于资金借贷的公平性，即融资约束的结构性矛盾是实现包容性绿色发展的障碍之一，这种不同异质性的资金借贷约束扭曲了绿色发展的公平性和普适性，进而降低了地区包容性绿色发展水平。

数字普惠金融借助互联网技术，实现信息基础设施共享和交易费用降低，扩大了金融服务的范围和覆盖面，诠释了金融科技的初衷和目标，是对金融体系的深化和广化。数字金融为普惠金融提供了技术支撑，普惠金融又延展了数字金融的操作空间，数字普惠金融打通了资金借贷梗阻环节，提升了资金借贷效率，增强了信息对称性，实现资金借贷的便利化、多元化和小型化，进而缓解了融资约束的结构性矛盾，融资约束偏向度逐渐降低，绿色发展的包容性逐渐提高。基于此，本文提出假说 1。

假说 1：数字普惠金融通过缓解地区融资约束偏向效应提升了包容性绿色发展水平。

（二）数字普惠金融与包容性绿色发展：技术创新补偿与外溢效应

高质量地发挥绿色信贷政策对企业绿色创新的引导作用，对于提升企业绿色创新质量至关重要[23]。技术创新的选择受各地区要素禀赋的深刻影响，越是富裕的地区，研发资本投入规模越大、资本品质量越高，技术创新能力越强，技能劳动更充足，更有偏向性地选择技能[24]。加之绿色发展本身对技术创新能力的要求较高，因此包容性绿色发展水平的提升除了和资金借贷的结构性矛盾有关，还与绿色技术创新水平的地区差异和企业内部消化吸收能力有关，表现为严重的外部技术封锁与内部技术渗入，即绿色技术创新的补偿效应和外溢效应不足，进一步导致绿色发展难以在企业间和地区间相互传递，加剧了绿色发展的非包容性问题。

一方面，绿色发展的技术属性决定了如果没有研发支撑，技术创新将无法抵偿生产要素绿色化投入带来的成本上涨，即创新补偿效应较小，诸多企业将难以消化绿色发展短期内所引致成本的急剧上升，导致企业内部推进绿色发展的主动性不足，是包容性绿色发展水平较低的重要原因。此外，绿色技术创新的研发风险较高，大量中小企业成为绿色发展的主力军，要求可贷资金的流动性强、约束性小、风险集中度低，数字普惠金融在诸如此方面具有先天性优势，继而为企业通过技术创新激发绿色发展提供可能，从资金和获利层面提升了企业绿色发展的可行性，最终提升了包容性绿色发展水平。总之，数字普惠金融通过激发企业内部绿色化投入的主动性，强化了企业绿色技术创新的补偿效应，从经济利益层面提升了绿色发展的可能性。

另一方面，由于创新投入前期成本高，回收周期长，没有强有力的收益激励机制，创新不足现

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

象就难以得到有效缓解，因此创新收益的实现既需要产权制度的阶段性保护，更需要一个相对较长时间的收益窗口期，进而强化了创新的壁垒性和非可传播性，造成绿色技术创新难以快速在企业间和地区间相互传递，即绿色技术创新的共享效应和外溢效应在一定时期内不明显，而绿色创新收益的集聚效应反而被强化，严重影响了绿色发展的包容性。由于数字普惠金融相对于传统金融而言，具有较为敏感的信息抓取能力和极强的信息处理能力，可以降低对生产要素的跟踪和监控成本，提升了要素间比例的协调度、匹配度，更为重要的是数字普惠金融使得融资模块走向数字化、规范化、清晰化、系统化，从资金梗阻环节使得复杂技术相对标准化，使其易于传递和学习。因此，数字普惠金融扩大了技术创新的运作空间，为发挥技术创新外溢效应创造了条件，使得数字普惠金融像润滑剂一样推动了绿色技术创新成果的辐射和外溢。基于此，本文提出假说 2。

假说 2：数字普惠金融通过激发技术创新补偿效应、促进技术创新外溢效应提升了包容性绿色发展水平。

基于此，本文的机理图如图 1 所示。

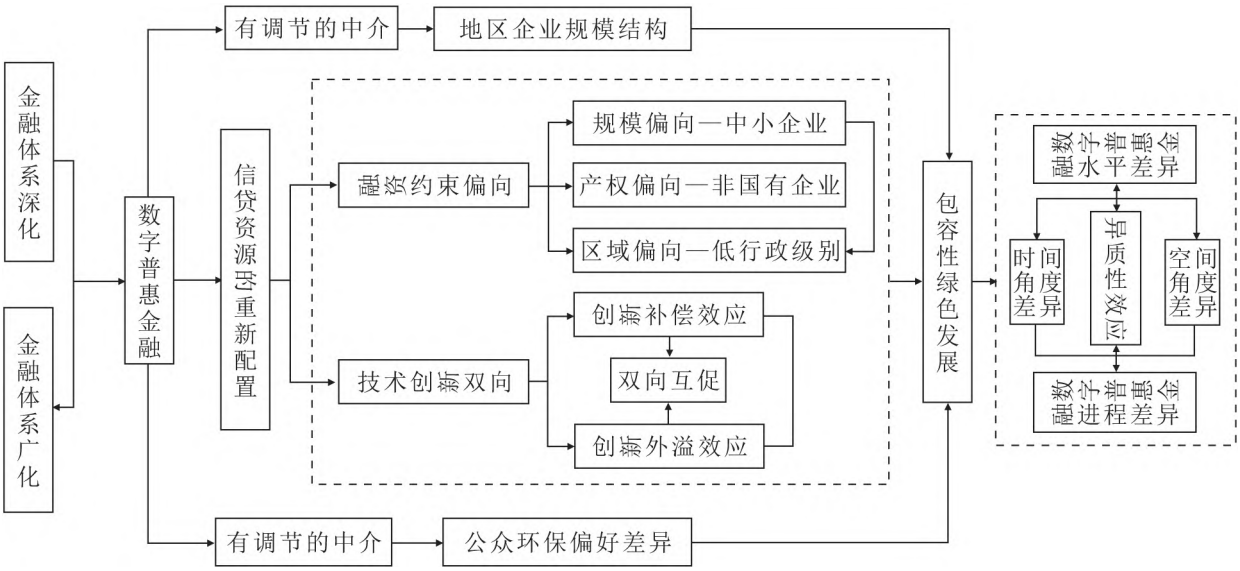

图 1　数字普惠金融影响包容性绿色发展的机理图

三、模型构建和变量选择

（一）研究模型

本文主要探究数字普惠金融如何通过缓解地区内部融资约束偏向效应和激发技术创新补偿与外溢效应来提升包容性绿色发展水平。基于此，本文首先基于面板数据拟构建模型（1）来作为本文的基准模型，此外考虑到异方差问题，对各主要变量进行了对数处理，形成了模型（1）：

$$\ln IGD_{it}=\alpha_0+\alpha_1\ln DIF_{it}+\alpha_2\ln control_{it}+\mu_i+b_t+\varepsilon_{it} \tag{1}$$

接着，本文把相应变量分别纳入对应的模型中，设为中介变量，用来检验机制的存在与否。形成了公式（2）和（3）：

$$\ln X=\beta_0+\beta_1\ln DIF_{it}+\beta_2\ln control_{it}+\mu_i+b_t+\varepsilon_{it} \tag{2}$$

$$\ln IGD_{it}=\delta_0+\delta_1\ln DIF_{it}+\delta_2 X+\delta_3\ln control_{it}+\mu_i+b_t+\varepsilon_{it} \tag{3}$$

其中被解释变量为 IGD_{it}，表示 i 地区在第 t 年绿色发展的包容性水平，核心解释变量为

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

DIF_{it}，表示 i 地区在第 t 年的数字普惠金融水平，X 为中介变量，$control_{it}$ 为控制变量，μ_i 和 b_t 分别为地区和时间因素，ε_{it} 为残差项。

（二）变量说明

1. 被解释变量：包容性绿色发展（IGD）。首先，由于本文拟从绿色效率改进来考量一地区绿色发展水平，因此运用地区存量固定资本、总就业人数、城市建成区面积、农业耕地面积、社会用水总量和能源消费总量等表示投入，以地区实际 GDP 代表好产出，用环境污染物排放量代表坏产出来反映环境约束，通过构建 SBM 模型来测度效率指数，衡量一地区绿色发展水平。考虑到环境污染物的多态性，用熵权法将多种污染物合成新的环境污染指数，污染物包括固体废弃物、废水、二氧化硫、粉尘、烟尘。本文选用客观赋权法中应用较为广泛的熵值法来计算指标权重。熵值法利用各指标的变异程度求得指标权重，能够避免权重确定的主观性以及多指标变量间信息的重叠性，增加指标分辨意义和差异性，为评价过程提供客观依据。

接着，本文将以各省区内部各地级市（如为直辖市，则选取市辖区实际人均 GDP）的实际人均 GDP 为测算对象，采用基尼系数法，从各省地级市维度来评价各省区经济发展的差异度。方法如下：首先从小到大对实际人均 GDP 进行排序，将其分成若干小组，W_i 为组内 GDP 占比，人口占比为 P_i，则其相应的基尼系数公式如下：

$$G = 1 - \sum_{i=1}^{n} p_i \left(2\sum_{k=1}^{i} w_k - w_i\right) \tag{4}$$

其中，$Q_i = \sum_{k=1}^{i} w_k$ 为从第 1 组到第 i 组的累计收入比。

最终，本文采用各地区基尼系数除以其相应的绿色发展水平来表征包容性绿色发展，此指标的数值越大，绿色发展的包容性水平越低。

2. 核心解释变量：数字普惠金融（DIF）。当前对数字普惠金融水平的测度主要是基于北京大学数字金融研究中心等的数据来编制[25]，被广泛运用于数字金融发展的经济效应的相关研究。关于该指数的编制过程，参阅郭峰等[26]。该指数只有 2011 年以来的数据，为了能够在更长时间范围内深入探讨本文研究的问题，加之本文主要讨论宏观层面一地区数字普惠金融发展的程度，弱化了对数字普惠金融深度和广度的依赖性，因此借鉴李春涛等[27]衡量金融科技的思路，将数字金融、金融科技、互联网金融、普惠金融和数字普惠金融作为关键词，并与中国各省级行政区匹配，运用网络爬虫技术，爬取百度新闻高级检索页面的网页源代码并提取出搜索的结果数量，将各省、区、直辖市层面的所有关键词搜索结果数量加总，得到总搜索量，作为数字普惠金融水平的代理指标。

3. 中介变量。（1）融资约束偏向：本文参考刘莉亚等[28]和 Hadlock 等[29]的研究，首先测算出所需的企业 SA 指数，并将其作为融资约束的衡量指标。进一步地，按照企业属地原则，测算各地区大企业融资约束程度的平均值，以其与所有企业融资约束程度的平均值之比来衡量各地区融资约束的规模偏向度（$SBFC$）；同样地，以各地区国有企业融资约束程度的平均值与所有企业融资约束程度的平均值之比来衡量各地区融资约束的产权偏向度（$PRBFC$）；以各地区内部省会城市和副省级城市的融资约束程度平均值与各地区内部所有城市的融资约束程度平均值之比来衡量各地区融资约束的区域偏向度（$RBFC$）。

$$SBFC = \frac{AFCLE}{AFCAE} \tag{5}$$

$$PRBFC = \frac{AFCSE}{AFCAE} \tag{6}$$

$$RBFC = \frac{AFCPS}{AFCAC} \tag{7}$$

（2）技术创新双向：创新补偿效应的实现依赖于创新绩效，本文拟选用各地区企业绿色专利申

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

请数来表征创新补偿效应（*CETI*）。由于技术创新外溢效应表现为技术创新传播的速度快慢，而专利引用量越高，说明创新传播速度越快。为此，本文采用各地区人均专利引用量来度量技术创新外溢效应（*SETI*）。

4. 控制变量。包容性绿色发展水平更多反映出地区内部发展理念、发展阶段和发展层次的差异性。在借鉴已有文献的基础上，本文发现数字普惠金融促进绿色发展、缓解收入分配差距的作用在绿色技术创新水平差异明显、经济增长速度差异较大、服务业占比和绿色发展层次多样、交通基础设施通达性较高、通信基础设施较好、主导产业差异较大、融资约束差异明显的地区越强，因此能够影响各地区包容性绿色发展水平的变量还包括地区内部绿色技术创新水平差异度（*DGTIR*）、地区内部经济增长速度差异度（*DREGR*）、地区内部服务业占比差异度（*DPSIR*）、地区内部交通基础设施通达性（*ATIWR*）、地区内部信息通信网络通达性（*ARICN*）、地区内部绿色发展水平差异度（*DGDLR*）、地区内部主导产业差异度（*DLIR*）和地区内部融资约束强度差异度（*DRIFC*）。此外，模型还控制了省份和年份的固定效分别用于捕捉省份的个体异质性特征和全国共同的经济增长趋势。

5. 数据来源。本文各省份企业层面数据是基于上市公司企业数据库和国研网数据库整理、计算所得，同时从《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国高技术产业统计年鉴》和《中国固定资产投资统计年鉴》以及各省区、地级市统计年鉴中整理并计算得出行业层面、地市级层面和省级层面数据。本文数据的研究时期为2007—2019年。

四、基准实证结果与分析

（一）描述性统计

通过对被解释变量、核心解释变量、中介变量和控制变量进行描述性统计，结果如表1所示。

表1　变量描述性统计

变量		全国					
		样本数	极大值	极小值	平均值	中位数	标准差
被解释变量	*IGD*	390	0.785	0.050	0.452	0.414	0.025
核心解释变量	*DIF*	390	3.332	0.545	1.765	1.644	1.890
中介变量	*SBFC*	390	0.687	0.085	0.225	0.218	0.054
	PRBFC	390	0.914	0.055	0.405	0.411	0.063
	RBFC	390	0.787	0.069	0.378	0.390	0.088
	CETI	390	2.254	0.227	1.488	1.379	0.888
	SETI	390	0.668	0.142	0.385	0.368	0.214
控制变量	*DGTIR*	390	6.896	1.622	3.111	3.009	2.887
	DREGR	390	0.799	0.100	0.336	0.230	0.552
	DPSIR	390	0.906	0.241	0.511	0.492	0.461
	ATIWR	390	5.696	0.296	2.052	1.711	1.119
	ARICN	390	0.899	0.009	0.605	0.591	0.531
	DGDLR	390	23.963	5.305	13.109	13.185	3.066
	DLIR	390	1.185	0.962	1.022	1.033	0.112
	DRIFC	390	0.078	0.000 2	0.005 1	0.004 9	0.004 0

（二）数字普惠金融对包容性绿色发展的影响效应

首先，本文基于全国层面，采用固定效应方法对模型（1）进行估计，结果如表2所示。

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

表 2　数字普惠金融影响包容性绿色发展的基本回归结果

变量	*IGD*	*IGD*	*IGD*
DIF	−0.432**	−0.301**	−0.236**
	(−2.098)	(−2.007)	(−2.125)
控制变量和常数项	不控制	控制	控制
时间效应	不控制	不控制	控制
地区效应	不控制	不控制	控制
R^2	0.452	0.474	0.611

注：括号内为 t 值，*、**、*** 分别表征 10%、5%和 1%的显著性水平。下表同。

在第一列回归中，只加入核心解释变量，估计系数为−0.432，具有 5%的显著性水平，说明数字普惠金融水平每提升 1 个百分点，包容性绿色发展水平提高 0.432 个百分点。加入控制变量后，估计系数为−0.301，显著性水平相当，而影响系数下降，说明控制变量能够较好地吸收相关因素对包容性绿色发展的影响。进一步加入时间效应和地区效应，估计系数依然具有 5%的显著性水平。因此数字普惠金融显著促进了绿色发展的包容性。

表 3 是检验作用机制是否存在的第二个条件，可以发现数字普惠金融显著影响融资约束的规模偏向和产权偏向，然而对融资约束区域偏向的影响并不显著，同时数字普惠金融对技术创新的补偿效应和外溢效应均有显著性影响，说明地区间融资约束偏向性更为严重且更为固化，数字普惠金融尚未能有效发挥缓解这一矛盾的效力，更加说明融资约束的空间偏向还有尚未理清的关键性因素。

表 3　数字普惠金融影响中介变量的基本回归结果

变量	*SBFC*	*PRBFC*	*RBFC*	*CETI*	*SETI*
DIF	−0.252***	−1.126**	−0.112	0.101***	0.252*
	(−3.557)	(−2.120)	(−1.604)	(2.968)	(1.826)
控制变量和常数项	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.563	0.445	0.254	0.369	0.417

表 4 是检验作用机制是否存在的第三个条件，所有变量加入以后，数字普惠金融通过缓解融资

表 4　数字普惠金融影响包容性绿色发展的基本回归结果（加入中介变量后）

变量	*IGD*	*IGD*	*IGD*	*IGD*	*IGD*
DIF	−0.101	−0.011*	−0.111	−0.114*	−0.124
	(−0.223)	(−1.953)	(−1.003)	(−1.912)	(−1.544)
SBFC	0.018***				
	(3.365)				
PRBFC		0.285**			
		(2.122)			
RBFC			0.089*		
			(1.865)		
CETI				−1.025**	
				(−2.006)	
SETI					−0.045*
					(−1.832)
控制变量和常数项	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.452	0.563	0.485	0.710	0.299

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

约束规模偏向和产权偏向、通过激发技术创新的补偿效应和外溢效应进而提升包容性绿色发展水平的路径，均满足机制存在的三个条件。文章从全国层面初步验证了数字普惠金融的发展能够通过缓解融资约束企业规模和产权偏向、激发技术创新外溢和补偿效应，提升地区包容性绿色发展水平。

基准实证结果证实了数字普惠金融具有显著的绿色性和包容性，但以全国样本和单一方法进行的检验依然存在尚未能考虑的相关因素，为获得更为可靠的佐证，将进行分组回归以寻找具有更强政策效应的空间特征。

（三）稳健性检验

1. 分组标准。先通过改变分组标准、重新构建回归样本来重新检验数字普惠金融影响包容性绿色发展的机制是否稳健。其基本思路是：如果数字普惠金融通过融资约束偏向效应和技术创新双向效应影响了包容性绿色发展，那么在融资约束企业规模偏向更强、产权偏向更为严重、区域偏向更为剧烈、创新补偿效应和外溢效应更为突出的地区，其直接效应应该更大、更显著。继而可将研究样本按照中介变量强弱进行排序，将其等分为高（G）、中（Z）、低（D）样本，结果如表5所示。

表5　数字普惠金融影响包容性绿色发展的稳健性回归结果1

变量	*IGD*（*SDFCG*）	*IGD*（*SDFCZ*）	*IGD*（*SDFCD*）
DIF（*SDFCG*）	−0.454***		
	（−6.325）		
DIF（*SDFCZ*）		−0.296**	
		（−2.122）	
DIF（*SDFCD*）			−0.205**
			（−1.996）
变量	*IGD*（*PRBFCG*）	*IGD*（*PRBFCZ*）	*IGD*（*PRBFCD*）
DIF（*PRBFCG*）	−0.431***		
	（−3.963）		
DIF（*PRBFCZ*）		−0.231***	
		（−3.211）	
DIF（*PRBFCD*）			−0.321
			（−1.636）
变量	*IGD*（*RBFCG*）	*IGD*（*RBFCZ*）	*IGD*（*RBFCD*）
DIF（*RBFCG*）	−0.386**		
	（−2.165）		
DIF（*RBFCZ*）		−0.288**	
		（−1.998）	
DIF（*RBFCD*）			−0.139*
			（−1.825）
变量	*IGD*（*CETIG*）	*IGD*（*CETIZ*）	*IGD*（*CETID*）
DIF（*CETIG*）	−0.336***		
	（−3.695）		
DIF（*CETIZ*）		−0.212***	
		（−3.785）	
DIF（*CETID*）			−0.203**
			（−2.115）
变量	*IGD*（*SETIG*）	*IGD*（*SETIZ*）	*IGD*（*SETID*）
DIF（*SETIG*）	−0.299**		
	（−2.221）		
DIF（*SETIZ*）		−0.233**	
		（−2.006）	
DIF（*SETID*）			−0.199**
			（−1.999）
控制变量和常数项	**控制**	**控制**	**控制**
时间效应	**控制**	**控制**	**控制**
地区效应	**控制**	**控制**	**控制**

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

结果显示数字普惠金融在融资约束企业规模偏向更强、产权偏向更为严重、区域偏向更为剧烈、技术创新补偿效应和外溢效应更为突出的地区影响更为显著、影响度更大，从估计策略视角强化了结论的稳健性。

2. 反事实分析。针对数字普惠金融影响包容性绿色发展水平的资金融通机制是否真实有效，拟打乱融资约束规模偏向、产权偏向和区域偏向的分组结果，按照等量标准进行反复随机抽取样本进行重新组建，如果其作为数字普惠金融影响包容性绿色发展水平的资金融通机制不再显著，则证明本文所设定的融资约束偏向性指数才是其有效机制。

另一方面，即使数字普惠金融的发展相对于地区间包容性绿色发展水平而言是外生的，但是数字普惠金融与其他金融变革手段的不可观测联系对包容性绿色发展可能存在某种交叉影响。文章需要进一步设计具有相似传递机制和样本空间的反事实估计框架，以尽量剥离可能存在的交叉影响对本文结论所产生的偏误。因此为检验基准模型设定是否有效，本文在选取了前述五个和数字普惠金融高度相关的关键词外，拟利用相同的方法测算含义相对一致的“金融科技”，以及存在包含关系的、范围更大的“小微金融”，还有能够同样反映金融体制变革但与绿色发展和地区差距基本无关的“金融监管”报道进行反事实分析，预期仅有与数字普惠金融内涵高度相关的报道，才会对包容性绿色发展有着显著的影响。结果显示，与数字普惠金融相似度较高的“金融科技”有着较为显著的影响，而“小微金融”和“金融监管”对地区包容性绿色发展水平影响均不显著。表 6 是上述反事实分析的回归结果。

表 6　数字普惠金融影响包容性绿色发展的稳健性回归结果 2

变量	*IGD*	变量	*IGD*
DIF	−0.236**	数字普惠金融	−0.236**
	(−2.125)		(−2.125)
变量	*SBFC*	R^2	0.611
DIF	−0.526	变量	*IGD*
	(−1.102)		
变量	*IGD*	金融科技	−0.205**
			(−2.311)
DIF	−0.229***	R^2	0.562
	(−3.365)		
SBFC	0.362	变量	*IGD*
	(0.636)		
控制变量和常数项	控制	小微金融	−0.125
			(−1.585)
时间效应	控制	R^2	0.125
地区效应	控制	变量	*IGD*
R^2	0.666	金融监管	0.369
			(1.252)
		R^2	0.211
		控制变量和常数项	控制
		时间效应	控制
		地区效应	控制

3. 替换被解释变量和工具变量法。文章还将通过采用变量替换法（如借鉴李华等[30]衡量包容性绿色全要素生产率的方法构建指标体系来衡量包容性绿色发展水平）和工具变量法（相关变量的内生性问题会使得回归结果产生偏误，这两个变量间可能存在双向因果关系，然而由于本文构造了相对外生的数字普惠金融指标，数字普惠金融体系的建立与完善具有较强的外生冲击，一地区建立

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

数字普惠金融体系并不会考虑绿色发展的包容性问题，但是数字普惠金融的确影响了绿色发展的包容性。即使如此，本文依然借鉴钱海章等[31]的研究，利用各地区人均邮政业务量和人均电信业务量的加总（SCTV）作为数字普惠金融的工具变量，对全国层面数字普惠金融影响包容性绿色发展的效应进行重新检验。一方面，邮政电信业务发展较快的地区数字普惠金融体系也较为完善，另一方面，邮政电信业务对于各地区绿色发展水平的包容性，其影响较小，满足工具变量有效性假设）等进行稳健性和内生性检验，回归结果如表 7 和表 8 所示。

表 7　数字普惠金融影响包容性绿色发展的稳健性回归结果 4（替换被解释变量衡量方法）

变量	*IGDLI*
DIF	−0.365***
	(−3.211)
控制变量和常数项	控制
时间效应	控制
地区效应	控制
R^2	0.556

表 8　数字普惠金融影响包容性绿色发展的稳健性回归结果 5（工具变量法）

变量	*DIF*	*IGD*
DIF		−0.334***
		(−2.812)
SCTV	0.228***	
	(6.968)	
Centered R^2	0.096	0.096
弱工具检验 F 值（Wald F statistic）	91.090	
控制变量和常数项	控制	

回归结果分别从变量衡量的稳健性、样本构成的稳健性和方法估计的稳健性佐证了本文的基本思想和上述结论。

五、异质性分析：谁从数字普惠金融体系中获利更多

（一）数字普惠金融水平差异与包容性绿色发展

本部分将基于数字普惠金融水平的高低进行聚类，以进一步挖掘嵌入到数字普惠金融内部动态演绎对包容性绿色发展的影响效应，因而按照数字普惠金融水平的高低，拟将 30 个省份划分为高水平（*IGDG*）和低水平（*IGDX*）两类区域，回归结果见表 9、表 10 和表 11。

表 9　数字普惠金融影响包容性绿色发展的回归结果（分水平）

变量	*IGDG*	*IGDX*	变量	*IGDG*	*IGDX*
DIFG、*DIFX*	−0.488***	−0.305**	时间效应	控制	控制
	(−3.666)	(−2.125)	地区效应	控制	控制
控制变量和常数项	控制	控制	R^2	0.456	0.417

表 10　数字普惠金融影响中介变量的回归结果（分水平）

变量	*SBFCG*	*PRBFCG*	*RBFCG*	*CETIG*	*SETIG*
DIFG	−0.365***	−0.114	−0.198**	0.243	0.324***
	(−3.214)	(−1.611)	(−2.104)	(1.102)	(3.369)
R^2	0.457	0.471	0.511	0.212	0.637
变量	*SBFCX*	*PRBFCX*	*RBFCX*	*CETIX*	*SETIX*
DIFX	−0.212	−0.366***	−0.115*	0.325**	0.105
	(−1.633)	(−3.658)	(−1.742)	(2.194)	(1.361)
R^2	0.316	0.611	0.534	0.471	0.234
控制变量和常数项	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

表 11　数字普惠金融影响包容性绿色发展的回归结果（加入中介变量后，分水平）

变量	*IGDG*	*IGDG*	*IGDG*	*IGDG*	*IGDG*
DIFG	−0.098	−0.123*	−0.124	−0.087	−0.081
	(−1.006)	(−1.708)	(−0.987)	(−1.231)	(−0.225)
SBFCG	0.632**				
	(2.088)				
PRBFCG		0.397**			
		(2.120)			
RBFCG			0.471***		
			(4.687)		
CETIG				−1.296**	
				(−2.008)	
SETIG					−0.368***
					(−3.214)
R^2	0.487	0.411	0.555	0.482	0.621
变量	*IGDX*	*IGDX*	*IGDX*	*IGDX*	*IGDX*
DIFX	−0.104*	−0.205*	−0.411**	−0.285*	−0.009
	(−1.695)	(−1.711)	(−2.211)	(−1.832)	(−0.336)
SBFCX	0.325*				
	(1.732)				
PRBFCX		0.411**			
		(2.077)			
RBFCX			0.225**		
			(1.999)		
CETIX				−1.058***	
				(−3.874)	
SETIX					−0.347*
					(−1.814)
R^2	0.405	0.411	0.366	0.547	0.249
控制变量和常数项	**控制**	**控制**	**控制**	**控制**	**控制**
时间效应	**控制**	**控制**	**控制**	**控制**	**控制**
地区效应	**控制**	**控制**	**控制**	**控制**	**控制**

在数字普惠金融水平较高的区域，主要是通过缓解融资约束的企业规模偏向和区域偏向来提升包容性绿色发展水平，通过激发技术创新外溢效应提升包容性绿色发展水平，而在数字普惠金融水平较低的区域，主要是通过缓解融资约束的企业产权偏向和激发技术创新补偿效应来影响包容性绿色发展水平。其中高水平区域融资约束的企业规模偏向和区域偏向的中介效应属于完全中介效应，高水平区域技术创新外溢效应、低水平区域融资约束企业产权偏向和技术创新补偿效应的中介效应均为部分中介效应，进一步计算发现在高水平区域，技术创新外溢效应的中介效应占比为59.55%，在低水平区域融资约束企业产权偏向和技术创新补偿效应的中介效应占比分别为42.32%和54.68%，说明数字普惠金融体系越为完善，中介效应占比越强，数字普惠金融影响包容性绿色发展水平的机制更多地表现为间接效应，有效提升绿色发展的包容性必须明晰数字普惠金融发挥效力的机制和决策面，构建二者间的纽带和桥梁。

（二）数字普惠金融发展进程差异与包容性绿色发展

尽管数字普惠金融尚属于新鲜事物，然而其也经历了带有重大变革色彩的标志性事件。本文选用两个数字金融变革事件，包括“2013 年余额宝开张”和“2014 年政府工作报告首次提出数字金

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

融”。可以预期，在2013或2014年之后数字普惠金融对包容性绿色发展的作用将增强。为此，分别将样本期间分为2007—2013年（*IGD*1）、2014—2019年（*IGD*2）、2007—2014年（*IGD*3）和2015—2019年（*IGD*4）四个阶段。回归结果如表12、表13和表14所示。

表12　数字普惠金融影响包容性绿色发展的回归结果（分阶段）

变量	*IGD*1	*IGD*2	*IGD*3	*IGD*4
*DIF*1、*DIF*2、*DIF*3、*DIF*4	−0.214**	−0.355***	−0.221**	−0.388***
	(−2.102)	(−3.258)	(−2.205)	(−3.425)
控制变量和常数项	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制
R^2	0.451	0.521	0.471	0.535

表13　数字普惠金融影响中介变量的回归结果（分阶段）

变量	*SBFC*1	*PRBFC*1	*RBFC*1	*CETI*1	*SETI*1
*DIF*1	−0.152**	−0.207**	−0.125	0.085**	0.085
	(−2.104)	(−2.008)	(−0.857)	(2.036)	(1.241)
R^2	0.458	0.447	0.308	0.338	0.287
变量	*SBFC*2	*PRBFC*2	*RBFC*2	*CETI*2	*SETI*2
*DIF*2	−0.294***	−0.236**	−0.194	0.228***	0.158**
	(−3.658)	(−2.195)	(−1.258)	(3.651)	(2.125)
R^2	0.527	0.489	0.395	0.521	0.326
变量	*SBFC*3	*PRBFC*3	*RBFC*3	*CETI*3	*SETI*3
*DIF*3	−0.158**	−0.209**	−0.133	0.112**	0.088
	(−2.109)	(−2.012)	(−1.025)	(2.112)	(1.543)
R^2	0.466	0.485	0.314	0.425	0.296
变量	*SBFC*4	*PRBFC*4	*RBFC*4	*CETI*4	*SETI*4
*DIF*4	−0.298***	−0.248**	−0.214**	0.247***	0.165***
	(−3.778)	(−2.202)	(−2.001)	(3.774)	(2.698)
R^2	0.531	0.497	0.405	0.531	0.345
控制变量和常数项	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制

表14　数字普惠金融影响包容性绿色发展的回归结果（加入中介变量后，分阶段）

变量	*IGD*1	*IGD*1	*IGD*1	*IGD*1	*IGD*1
*DIF*1	−0.044	−0.100*	−0.125***	−0.102*	−0.258
	(−1.111)	(−1.701)	(−3.653)	(−1.701)	(−1.254)
*SBFC*1	0.547**				
	(2.005)				
*PRBFC*1		0.422**			
		(2.221)			
*RBFC*1			1.247**		
			(2.110)		
*CETI*1				−1.507**	
				(−2.147)	
*SETI*1					−0.521***
					(−3.247)

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

续表 14

变量	*IGD*3	*IGD*3	*IGD*3	*IGD*3	*IGD*3
R^2	0.511	0.444	0.498	0.457	0.511
变量	*IGD*2	*IGD*2	*IGD*2	*IGD*2	*IGD*2
*DIF*2	−0.041	−0.105	−0.117*	−0.069	−0.107*
	(−1.007)	(−1.401)	(−1.711)	(−1.114)	(−1.746)
*SBFC*2	0.338***				
	(3.747)				
*PRBFC*2		0.475**			
		(2.108)			
*RBFC*2			0.388***		
			(3.257)		
*CETI*2				−1.347***	
				(−3.524)	
*SETI*2					−0.638**
					(−2.014)
R^2	0.525	0.417	0.527	0.487	0.523
*DIF*3	−0.041	−0.098	−0.110*	−0.099	−0.260
	(−1.125)	(−1.257)	(−1.653)	(−1.601)	(−1.227)
*SBFC*3	0.558***				
	(3.654)				
*PRBFC*3		0.524**			
		(2.129)			
*RBFC*3			0.401**		
			(2.109)		
*CETI*3				−1.471***	
				(−2.963)	
*SETI*3					−0.647**
					(−1.999)
R^2	0.514	0.447	0.496	0.463	0.514
变量	*IGD*4	*IGD*4	*IGD*4	*IGD*4	*IGD*4
*DIF*4	−0.039	−0.101	−0.107	−0.055	−0.100*
	(−0.852)	(−1.258)	(−1.147)	(−1.008)	(−1.711)
*SBFC*4	0.638***				
	(2.978)				
*PRBFC*4		0.785**			
		(2.241)			
*RBFC*4			0.478***		
			(3.647)		
*CETI*4				−1.489***	
				(−3.004)	
*SETI*4					−0.754**
					(−2.198)
R^2	0.632	0.466	0.481	0.496	0.458
控制变量和常数项	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

可以发现，无论是以“2013年余额宝开张”为时间划分依据，还是以“2014年数字金融首次出现在政府工作报告中”为时间划分依据，数字普惠金融在前期和后期均能够显著影响包容性绿色发展水平。具体而言，2013年以前，数字普惠金融通过缓解融资约束的企业规模偏向和产权偏向、激发创新补偿效应来提升包容性绿色发展水平，2013年以后创新外溢效应也成为其主要影响机制，且其影响度和显著性逐步增强，影响渠道逐渐多元化；2014年之前，影响渠道是融资约束的企业规模偏向和产权偏向、技术创新补偿效应，2014年之后，影响渠道增加了融资约束区域偏向和技术创新外溢效应。通过不同年度和不同政策背景出台的阶段划分依据，数字普惠金融的发展可以多渠道地影响绿色发展的包容性，并为其创造良好的内外部条件，尤其是2014年数字金融在政府工作报告中出现以后，与之相伴出台的各种扶持措施和配套政策使数字普惠金融更有效地发挥其“绿色效应”和“包容效应”，影响渠道、影响程度以及影响显著性均得到了较大提高，该结果也验证了数字普惠金融在发展更充分的情况下将更有利于提升地区包容性绿色发展水平。

六、数字普惠金融效力发挥的外部条件：基于地区企业规模差异和群体特征差异的视角

各地区在经济发展的过程中由于制度、文化、交通、禀赋等内外部条件的差异，经济发展的思路迥异，有些地区可能更加依赖于大型企业，有些地区反而会注重对中小企业的培育，由于企业规模结构是数字普惠金融影响包容性绿色发展的重要微观机制，在大企业产值占比较大的区域，经济发展对大企业依赖度越强，数字普惠金融通过缓解融资约束偏向提升包容性绿色发展水平的效应越强。因此在企业规模偏向度（ESB）不同的阶段和地区，数字普惠金融对包容性绿色发展的影响效应也不同，从而在其影响路径中产生企业规模偏向度的调节效应，本文尝试在原有“金融体系数字化和普惠化转型——发展绿色性和包容性”的研究范式中，嵌入外部层面的地区规模条件，以分析在不同的地区企业规模条件下，数字普惠金融在包容性绿色发展中的作用绩效。本文通过建立有调节的中介效应模型来进一步讨论数字普惠金融的绿色效应和减贫效应。

高强度环境关注会有效激励地区提高绿色投资规模，推动高污染企业转向使用绿色技术，同时由于绿色技术供给不足，公众监督对于企业绿色技术选择的激励机制尤为明显[32]，表明越富裕的地区，公众环境关注度越高，公众环境关注度的提高也会通过推动企业尤其是高污染企业转向使用绿色技术[33]，以加强自身环保认知水平。因此包容性绿色发展水平还依赖于一地区内部公众环保偏好差异度的强弱，即在公众环保偏好差异越明显的地区，出于对绿色发展理念认知程度的差异，导致包容性绿色发展的初始水平较低，继而在公众环保偏好差异较大的地区，数字普惠金融对包容性绿色发展的影响效应可能更强。

基于此，本文提出伴随着地区企业规模偏向度的变化，数字普惠金融对包容性绿色发展的影响具有较强的动态效应，且地区内部公众环保偏好差异度越大，数字普惠金融对包容性绿色发展的影响效应越强。对于地区企业规模偏向度（ESB），本文拟采用地区大企业工业总产值占工业总产值的比重来表征。对于公众环保偏好差异度（DPEP），首先，参考李欣等[34]的做法，拟采用python工具在百度搜索引擎中进行关键词检索，以爬取2007—2019年间各地区企业“污染”“环境保护”和“排放”词条的年度检索数量来衡量公众环保偏好程度，然后以此为依据来计算各地区内部公众环保偏好差异度。

（一）基于地区企业特征差异的视角

由于传统方法无法同时实现中介效应和调节效应的检验，更无法识别调节变量的变化对中介效应的动态影响。本文拟构建有调节的中介效应模型，检验结果见表15。

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

表 15　有调节的中介效应的检验结果（企业规模结构）

变量	回归系数	标准差	*T* 值	显著性
中介变量模型				
常数	6.242***	0.098	3.364	1%
DIF	−0.360***	0.030	−2.998	1%
因变量模型				
常数	−3.196	0.131	−1.256	−
DIF	−0.180***	0.027	−2.899	1%
SBFC	−0.256**	0.059	−2.170	5%
PRBFC	−0.206***	0.027	−3.089	1%
RBFC	−0.168**	0.051	−2.142	5%
CETI	0.150**	0.062	2.211	5%
SETI	0.124***	0.041	2.745	1%
ESB	−0.120***	0.028	−4.199	1%
ESB×*SBFC*	−0.204***	0.031	−3.789	1%
ESB×*PRBFC*	−0.147***	0.010	−4.257	1%
ESB×*RBFC*	−0.025**	0.141	−2.129	5%
ESB×*CETI*	−0.054	0.041	−1.277	−
ESB×*SETI*	1.247**	0.032	2.088	5%
调节的中介效应检验				
ESB（*SBFC*）	间接效应	标准差	*Z* 值	显著性
减一个标准差	−0.469**	0.023	3.144	5%
均值	−0.498**	0.040	3.397	5%
加一个标准差	−0.635***	0.052	2.120	1%
ESB（*PRBFC*）				
减一个标准差	−0.535*	0.021	1.215	10%
均值	−0.555**	0.022	3.341	5%
加一个标准差	−0.569***	0.027	2.588	1%
ESB（*RBFC*）				
减一个标准差	−0.410	0.055	2.322	−
均值	−0.468**	0.045	2.041	5%
加一个标准差	−0.499***	0.150	1.681	1%
ESB（*SETI*）				
减一个标准差	1.111	0.055	3.353	−
均值	1.236	0.044	2.354	−
加一个标准差	1.365**	0.035	1.654	5%

地区企业规模结构的调节效应较为显著，即企业规模结构与中介变量的交互项显著。其系数分别为−0.204、−0.147、−0.025 和 1.247，只有技术创新补偿效应的调节效应没有通过显著性检验。此外，由于地区企业规模结构负向调节相关中介变量的中介效应，因此我们分别在地区企业规模结构下（调节变量加减一个标准差）检验数字普惠金融对包容性绿色发展的间接效应。伴随着地区企业规模结构的变化，融资约束企业规模偏向的中介效应分别为−0.469、−0.498和−0.635，产权偏向的中介效应分别为−0.535、−0.555 和−0.569，区域偏向的中介效应分别为−0.410、−0.468 和−0.499，技术创新外溢效应的中介效应分别为 1.111、1.236 和 1.365。除融资约束区域偏向、技术创新补偿和技术创新外溢的中介效应从不显著逐渐演变为显著，其余的中介效应值均一直显著，只是表现为影响度和显著性的持续上升，即中介效应随地区企业规模结构的变化而加强，效果越来越明显。

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

地区经济发展思路、特征、偏好甚至历史轨迹对地区企业规模结构有着巨大的影响，尤其是对于那些带有深刻历史烙印的地区，其发展瓶颈和地区企业规模结构固化有着紧密关联，一些大中小企业发展较为平衡的地区，数字普惠金融体系也相对完善，而对于那些过度依赖大型企业发展的地区，在数字普惠金融体系确立层面要先行一步，更好地助力高质量发展，解决自身经济发展过程中长期存在的结构性和扭曲性问题。

（二）基于地区群体差异的视角

由于绿色发展水平的区域差异对于地区间公众环保偏好差异度极为敏感，公众环保偏好在区域间差异越大，绿色发展的主动性和压力迥异。本部分再通过构建有调节的中介效应模型，基于SPSS22.0的PROCESS插件进行验证。在5 000次BOOTSTRAP，95%偏差纠正的置信区间条件下，以省区内城市间公众环保偏好差异度（*DPEP*）为调节变量的有调节的中介效应模型回归结果见表16。

表16　不同公众环保偏好差异度下数字普惠金融对包容性绿色发展的影响以及条件中介效应

调节变量	条件中介效应	标准误	下限（95%）	上限（95%）
*SBFC*的中介效应				
*DPEP*小	−0.385	0.060	−0.332	−0.411
*DPEP*中	−0.478	0.051	−0.447	−0.499
*DPEP*大	−0.525	0.042	−0.502	−0.545
*PRBFC*的中介效应				
*DPEP*小	−0.298	0.045	−0.258	−0.314
*DPEP*中	−0.365	0.050	−0.325	−0.388
*DPEP*大	−0.487	0.035	−0.391	−0.495
*RBFC*的中介效应				
*DPEP*小	−0.187	0.022	−0.165	0.008
*DPEP*中	−0.235	0.034	−0.218	0.001
*DPEP*大	−0.265	0.047	−0.257	−0.274
*CETI*的中介效应				
*DPEP*小	0.365	0.020	−0.026	0.398
*DPEP*中	0.421	0.034	0.410	0.466
*DPEP*大	0.498	0.036	0.477	0.511
*SETI*的中介效应				
*DPEP*小	0.124	0.033	−0.112	0.126
*DPEP*中	0.128	0.040	0.127	0.132
*DPEP*大	0.135	0.038	0.133	0.142
控制变量和常数项	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制

公众环保偏好差异度越大，数字普惠金融的作用面越大，数字普惠金融绿色化和包容性的效应越强，且其相关中介机制在不同的公众环保偏好差异度下，表现出不同的影响度和显著性。其中，当公众环保偏好差异度较小时，融资约束区域偏向和技术创新补偿与外溢的中介效应均不显著（95%的置信区间有零值）；随着公众环保偏好差异度提升到中等水平，低行政级别更为严重的融资

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

约束的中介效应依然不显著；直到公众环保偏好差异化进一步提高到高水平时，数字普惠金融才能显著通过缓解融资约束区域偏向提升包容性绿色发展水平，体现出数字普惠金融对包容性绿色发展影响效应的渠道逐渐多维化、扁平化。

城市间企业特征差异和群体特征差异形成了地区内部要素流动的基础，数字普惠金融借助高强度的要素流动打开了缓解融资约束偏向、激发技术创新双向的大门，进而提升了包容性绿色发展水平，当然本文并不是提倡各地区为提升自己包容性绿色发展水平而偏向于大企业的发展，去追求公众环保偏好差异的增强，而是基于对自身现状的精准评估，找准自身完善数字普惠金融体系、提升数字普惠金融效力的着眼点和差异之处，以更好地发挥金融体系变革的综合性效应。

七、结论和启示

本文着重分析金融科技手段高端化和普惠化如何影响经济发展的绿色性和包容性，并首次从数字普惠金融视角解析了包容性绿色发展如何实现这一问题，丰富了高质量发展的文献基础。本文发现：第一，提高中国金融体系的普惠程度和技术水平能够有效促进绿色发展并缓解地区间收入差距；第二，数字普惠金融通过缓解融资约束偏向效应和激发技术创新双向效应实现了包容性绿色发展水平的提升，且这一效应在数字普惠金融水平更高、余额宝开张和政府工作报告提出数字金融后更强；第三，随着地区企业规模差异和公众环保偏好差异的变化，数字普惠金融对包容性绿色发展的影响效应发生了动态跃迁。

本文具有以下几方面启示：第一，推动传统金融体系深化、广化与数字化，将数字普惠金融逐步融入传统金融体系中，以推动包容性绿色发展的实现；第二，从微观个体视角出发，必须全面提升公众环保偏好水平，从地区整体视角出发，必须提升公众环保偏好度较低地区居民的环保意识和绿色诉求，缩小公众环保偏好水平在地区间的差异，缩小不利于绿色发展生产力跨区域转移的盈利与生存空间；第三，在大企业占比和国有企业占比较高以及行政级别较低的区域，要率先确立数字普惠金融体系，在优化地区企业规模分布的同时，还可以发挥数字普惠金融的正外部性功能；第四，融资约束的结构性矛盾和技术创新的内外部瓶颈是数字普惠金融影响包容性绿色发展的重要渠道，更是我们实施金融体系变革的重要着力点；第五，基于数字普惠金融的绿色效应、减贫效应和经济效应，构建和完善数字普惠金融实现包容性绿色发展的政策体系，从构建数字普惠金融体系视角凝练出促进中国包容性绿色发展的特征与规律。

参考文献

[1] 周小亮. 包容性绿色发展：理论阐释与制度支撑体系[J]. 学术月刊，2020(11).

[2] 史献芝，王新建. 包容性绿色发展：构建人类命运共同体的着力点[J]. 理论探讨，2018(5).

[3] 邵娜娜，张红霞. 以包容性绿色发展推动构建人类命运共同体[J]. 广西社会科学，2019(12).

[4] 程名望，贾晓佳，仇焕广. 中国经济增长(1978—2015)：灵感还是汗水？[J]. 经济研究，2019(7).

[5] Barbier，E. B. ，M. Czajkowsk，N. Hanley. Is the income elasticity of the willingness to pay for pollution control constant？[J]. *Environmental and Resource Economics*，2017(3).

[6] Sun，C. ，M. E. Kahn，S. Zheng. Self-protection investment exacerbates air pollution exposure inequality in urban China[J]. *Ecological Economics*，2017，131.

[7] Carpentier，C. ，J. M. Suret. Stock market and deterrence effect：A mid-run analysis of major environmental and non-environmental accidents[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*，2015，71.

[8] Lei，Z. ，A. V. Shcherbakova. Revealing climate change opinions through investment behavior：Evidence from

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

Fukushima[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*,2015,70.
[9] 王宇哲,赵静."用钱投票":公众环境关注度对不同产业资产价格的影响[J].管理世界,2018(9).
[10]徐斌,陈宇芳,沈小波.清洁能源发展、二氧化碳减排与区域经济增长[J].经济研究,2019(7).
[11]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).
[12]李晓栋,万诗婕.数字金融对劳动力的就业结构效应:理论与检验[J].经济与管理评论,2022(4).
[13]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(8).
[14]唐韬,李方静,夏伦.企业数字化对劳动生产率的影响——来自中国私营企业的经验证据[J].中国地质大学学报(社会科学版),2022(6).
[15]Zhang,Na.,J. Q. Deng,Y. Jiang,et al. How does the development of digital inclusive finance in China affect green technology innovation?A theoretical mechanism study and empirical analysis[J]. *Environmental Science and Pollution Research*,2023(24).
[16]韩晶,陈曦.数字经济赋能绿色发展:内在机制与经验证据[J].经济社会体制比较,2022(2).
[17]刘敏楼,黄旭,孙俊.数字金融对绿色发展的影响机制[J].中国人口·资源与环境,2022(6).
[18]Arranz,N.,C. F. Arroyabe,J. C. Fernandez de Arroyabe. The effect of regional factors in the development of eco-innovations in the firm[J]. *Business Strategy and the Environment*,2019(7).
[19]Shen,D.,M. Xia,Q. Zhang,et al. The impact of public appeals on the performance of environmental governance in China:A perspective of provincial panel data[J]. *Journal of Cleaner Production*,2019,231.
[20]孙亚男,杨名彦.中国绿色全要素生产率的俱乐部收敛及地区差距来源研究[J].数量经济技术经济研究,2020(6).
[21]沈能,周晶晶.技术异质性视角下的我国绿色创新效率及关键因素作用机制研究:基于 Hybrid DEA 和结构化方程模型[J].管理工程学报,2018(4).
[22]董直庆,王辉.城市财富与绿色技术选择[J].经济研究,2021(4).
[23]徐保昌,李佳慧,李思慧.中国绿色信贷政策是否刺激了"创新泡沫"产生——企业绿色创新质量视角[J].中国地质大学学报(社会科学版),2023(5).
[24]Chen,C. Technology adoption,capital deepening,and international productivity differences[J]. *Journal of Development Economics*,2020,143.
[25]傅秋子,黄益平.数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据[J].金融研究,2018(11).
[26]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(4).
[27]李春涛,闫续文,宋敏,等.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).
[28]刘莉亚,何彦林,王照飞,等.融资约束会影响中国企业对外直接投资吗?——基于微观视角的理论和实证分析[J].金融研究,2015(8).
[29]Hadlock,C. J.,J. R. Pierce. New evidence on measuring financial constraints:Moving beyond the KZ index[J]. *The Review of Financial Studies*,2010(5).
[30]李华,董艳玲.中国经济高质量发展水平及差异探源——基于包容性绿色全要素生产率视角的考察[J].财经研究,2021(8).
[31]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(6).
[32]Liao,X.,X. Shi. Public appeal,environmental regulation and green investment:Evidence from China[J]. *Energy Policy*,2018,119.
[33]王林辉,王辉,董直庆.经济增长和环境质量相容性政策条件——环境技术进步方向视角下的政策偏向效应检验[J].管理世界,2020(3).

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

[34]李欣，顾振华，徐雨婧. 公众环境诉求对企业污染排放的影响——来自百度环境搜索的微观证据[J]. 财经研究，2022(1).

Does Digital Inclusive Finance Improve the Inclusiveness of Green Development？Financial Integration and Technological Innovation Perspective

LIU Chen-yue，XU Yue

Abstract：Whether green development is inclusive is crucial to narrow the income gap between regions and achieve common prosperity. Effective use of the opportunity of financial system reform to enhance inclusive green development has become a key link to promote high-quality development in the new era. This paper studies the impact of digital inclusive finance on the promotion of inclusive green development from the perspectives of financial integration and technological innovation. The results show that digital inclusive finance improves the level of inclusive green development in the region；and this effect is more significant in areas with high level of digital inclusive finance and after "Yu' e Bao opened in 2013" and "Digital finance first appeared in government work report in 2014". Mechanism analysis shows that digital inclusive finance can achieve inclusive green development by alleviating the bias effect of financing constraints and stimulating the two-way effect of technological innovation. Further analysis shows that the effect of digital inclusive finance on inclusive green development is dynamic with the change of regional enterprise characteristics and group characteristics. The result of the study shows that financial system reform can achieve the goal of "win-win" between green development and poverty reduction. The study not only extends the scope of the study of green development theory and income gap theory，but also provides useful thought for the cognition and realization path of high-quality development.

Key words：digital inclusive finance；inclusive green development；financing constraints；technological innovation

（责任编辑　孙　洁）

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net