

数字普惠金融对中小微制造业企业绿色创新有正向影响吗？——基于融资约束角度

宗苏玉

上海工程技术大学管理学院，上海

收稿日期：2023年9月4日；录用日期：2023年10月20日；发布日期：2023年10月31日

摘要

数字普惠金融是推动企业实现绿色技术创新、提高效益、节能减排的重要途径，一直是政府和社会各界共同关心的问题。本文采用2011~2020年沪深两市制造业中小型上市公司数据，运用OLS多元回归模型分析数字普惠金融对于中小制造业企业的绿色创新活动的影响，发现数字普惠金融对于中小制造企业绿色创新有着显著的促进作用，经过多重稳健性检验后，结论依然成立。通过中介效应分析，数字普惠金融能够通过缓解企业融资约束从而推动企业绿色创新。异质性检验发现，数字普惠金融对于中西部地区以及民营企业的绿色创新促进作用更为显著。基于以上研究分析的政策启示：政府需引导企业借助数字普惠金融这个契机，加快实现绿色转型的目标。在看到数字普惠金融带来的红利同时，要善于把控其中所蕴含的金融风险，不断扩展数字普惠金融的覆盖广度，让更多群体得到必需的金融服务。

关键词

数字普惠金融，绿色创新，融资约束

Does Digital Financial Inclusion Have a Positive Impact on the Green Innovation of Micro, Small and Medium-Sized Manufacturing Enterprises?—Based on the Perspective of Financing Constraints

Suyu Zong

School of Management, Shanghai University of Engineering Science, Shanghai

Received: Sep. 4th, 2023; accepted: Oct. 20th, 2023; published: Oct. 31st, 2023

Abstract

Digital financial inclusion is an important way to promote enterprises to achieve green technology innovation, improve efficiency, energy conservation and emission reduction, and has always been a common concern of the government and all sectors of society. This paper uses the data of small and medium-sized listed companies in the manufacturing industry of Shanghai and Shenzhen from 2011 to 2020, and uses the OLS multiple regression model to analyze the impact of digital inclusive finance on the green innovation activities of small and medium-sized manufacturing enterprises, and finds that digital inclusive finance has a significant role in promoting the green innovation of small and medium-sized manufacturing enterprises. Through the analysis of intermediary effect, digital financial inclusion can promote green innovation by alleviating corporate financing constraints. The heterogeneity test found that digital financial inclusion has a more significant role in promoting green innovation in the central and western regions and private enterprises. Based on the above research and analysis, the policy implication is that the government needs to guide enterprises to take advantage of the opportunity of digital financial inclusion to accelerate the goal of green transformation. While seeing the dividends brought by digital inclusive finance, we must be good at controlling the financial risks contained in it, continuously expand the coverage of digital inclusive finance, and allow more groups to obtain necessary financial services.

Keywords

Digital Financial Inclusion, Green Innovation, Financing Constraints

Copyright © 2023 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

习近平总书记于二十大中报告中指出要推动能源清洁低碳高效利用，推进工业、建筑、交通等领域绿色低碳转型，将发展绿色低碳产业放在重要的位置。创新是主导发展的首要力量，只有将创新与可持续发展的绿色发展联系在一起，通过大力推进绿色创新，才能改善传统粗放的经济发展模式所造成资源与环境的双重压力，进而达到建设美丽中国的战略目标。持续的绿色创新，有利于节约能源，减少污染，提高环境质量，创造可持续性的经济效益[1]。随着“双碳”战略的实施，我国的企业将逐步承担起应对全球气候变化、实现绿色发展的责任，并在技术创新的支持下，实现节能减排，履行社会义务。数字普惠金融作为一种关键手段，已经在服务民营经济和中小微企业方面取得了显著的发展和深化。通过结合普惠金融的小微民营专项服务和先进的数字技术，数字普惠金融已成为推动民营经济高质量发展的有效途径[2]。

普惠金融的概念最开始是被联合国于 2005 年提出，它的含义是指能够从各个方位且有效率地为社会中的需求群体包括个人、企业等提供交易成本较低的金融服务[3]。十八届三中全会我国首次引入了普惠金融，普惠金融在我国政府连续三年的工作报告中被提到并强调，习近平总书记于 2017 年 7 月首次提出“普惠金融”，并指出了普惠金融数字化的发展方向[4]。近年来，随着人工智能和云计算等数字技术的触角逐渐延伸至金融领域，数字普惠金融应势而生，并迎来了爆炸式的增长。数字普惠金融在兼备传统金融市场功能特点的同时，也弥补了传统金融市场对于小微企业门槛高、成本高等缺点。数字普惠金融

作为一种将新科技嵌入传统金融而形成的新产物，无论是对宏观经济发展还是微观企业的技术创新都发挥着重大影响。那么这种市场机制是否对企业绿色创新也发挥着积极的影响？

事实上，数字普惠金融的发展确实给予了中小制造业企业绿色创新许多的机会。从直接效应上来看，数字普惠金融做到了真正意义上的“普”而“惠”[5]，为那些真正有着旺盛的需求的中小企业拓宽了资金渠道；大数字、区块链等的推广能为企业遴选优质的绿色创新项目以及降低在信贷过程中的各种交易成本；数字普惠金融结合绿色金融机构，提升绿色金融机构的信贷效率[6]，赋能企业绿色创新。从间接效应来看，数字普惠金融一方面利用大数据等数字技术吸引了众多小而散的投资者，改善了整个金融市场的环境；另一方面缓解了资金供需双方的信息不对称以便企业精准匹配到投资方；最后，数字普惠金融借助信息技术监督企业内部资金状况以更好地配合绿色创新活动的进行。

制造业作为经济发展的支柱性产业，其发展质量对国民经济的发展以及社会稳定具有重要作用。虽然我国已经成为了制造业大国，但制造业发展的高能耗、高污染、高排放问题依旧突出。民营经济的高质量发展离不开高质量创新与绿色发展[7]，是我国社会主义市场经济的重要组成部分。中小微企业是民营经济的主要构成，各类中小型企业对促进经济增长、技术创新、劳动力就业、产业结构优化具有举足轻重的作用。二十大报告中也强调中国发展需要支持中小微企业发展。中小微企业既是资源的消耗者，也是绿色创新的主体。习近平总书记在民营企业座谈会上指出，要优先解决民营企业特别是中小企业融资困难的问题，同时逐步降低融资成本。但由于企业环境投入具有负外部性和产出不确定性，且中小企业面临较大的融资约束，使得投入绿色创新具有一定的困难。为了实现可持续发展战略，改变发展模式，实现向绿色型发展转变成为中国企业实现长足发展的必经之路。绿色创新是推动企业绿色转型的核心战略。推动企业绿色创新的因素众多，过去的研究大都集中于政府环境规制对企业绿色创新的正向调节作用，而这种正向调节作用正在减弱[8]。

目前，学界对于数字普惠金融的作用研究主要集中在促进经济增长[9]、提升居民消费水平[10]、缩小城乡收入差距[11]、优化产业结构[12]、促进农村经济发展[13]等方面。因此，本文主要关注数字普惠金融对中小制造业企业绿色创新的影响，探索数字普惠金融能否通过缓解企业的融资约束，使企业拥有更多的现金流去开展绿色创新活动。研究结论不仅可以扩展研究影响企业绿色创新因素的新视角，也可以将宏观的金融市场与微观企业结合起来，为缓解企业信息不对称问题提供新的方法。本文创新性地选用制造业中小企业作为研究对象，制造业企业生产时给环境带来的压力相对更大，因此制造业企业更有必要进行绿色创新活动，这也会丰富现有的研究成果。本文采用了北京大学互联网金融研究中心和蚂蚁金服合作构建的数字普惠金融指数，研究了企业所在地区数字普惠金融发展水平与企业绿色创新之间的关系及其作用机制。本文的边际贡献：第一拓宽了企业绿色创新影响因素的视角，第二揭示数字普惠金融对于企业可持续发展起到的战略性意义。

2. 理论分析与研究假设

2.1. 数字普惠金融与企业绿色创新

绿色创新指的是对技术进行开发或改进，以实现工艺、流程、产品、服务或管理等过程的创新[14]，它还具备了有助于企业建立差异化竞争优势和促进环境保护的双重价值属性[15]。企业创新活动一般具有周期长、高投入、高风险的特点[16]，而绿色创新活动除了具有一般创新活动的这些特点以外，还兼具外部性特征，这就导致企业进行绿色创新活动往往需要更多的主动性以及充足的资金支持。当企业面临内部资金不足时，会依赖于外部的支持，这时候金融服务市场的发展水平就显得格外重要[17]。凭借信息技术手段，数字普惠金融在作用效果与作用渠道上对传统金融做了颠覆性创新[18]，是企业实现绿色转型的重要支撑。首先，数字普惠金融作为一种全新的融资方式[19]，丰富了企业的外部融资渠道。供给侧结构性

改革以来,许多大型企业面临发展瓶颈,创新蓄力不足。真正能够迅速实现转型并且有着强烈的贷款需求的是中小企业[20]。然而,中小微企业却常常因为缺乏有效可抵押资产、无担保和信用记录等原因遭受金融市场的排斥[21]。而数字普惠金融具备多项优势,如融资门槛低、覆盖范围广等,能够弥补传统金融服务的不足之处。它能够发挥所谓的“长尾效应”,通过降低融资限制,将较为边缘的群体纳入金融市场。这种方式有助于企业克服融资难题,提高绿色创新效率[22]。其次,传统的金融服务往往受到时间和地理位置等因素的限制,从而降低了金融服务的可获得性。发展数字普惠金融,可以缩短审批环节,降低小微企业的融资成本。中小微企业在获取信贷服务时往往需要付出更高的交易费用和风险评估成本[23]。数字普惠金融不仅可以依托数字技术,为企业筛选出优质的绿色项目并发挥监管方面的作用[24],减少企业探索绿色创新过程中走的弯路[25],同时可以利用网络交易平台支持,在审贷过程中不消耗任何除人力物力以外的资源[26],提升金融机构的审批贷款效率[27],有效降低中小微企业信息成本和交易成本,从而为企业绿色创新腾出更多的资金。另外,数字化普惠金融还能绿色金融的均衡发展提供新活力。由于受到风险和成本的限制,绿色金融服务团队无法向众多的中小企业客户提供服务,这也是导致绿色金融服务无法充分发挥其功能的重要原因。同时,伴随着数字普惠金融等一系列技术在绿色金融领域的逐步应用,降低了中小企业的交易和监管费用,进而提升它们的绿色信贷效率[20]。同时,金融机构还可以借助于数字普惠金融的平台,推陈出新,为中小企业绿色创新注入动力[28]。基于以上分析,提出本文的假设 1:

H1: 数字普惠金融发展能够激励企业绿色创新。

2.2. 数字普惠金融、融资约束与企业绿色创新

外部融资对于企业创新活动至关重要,因为创新需要大量资金支持,而融资约束是制约企业创新的一个重要因素[29]。银行等金融机构获取中小企业经营状况的信息有限,并不能直接参与到企业日常经营活动中去,再加上部分中小企业财务制度不完善,财务报表可信度不高,真实的财务信息获取困难[30]。传统金融服务由于受服务网点等基础设施和地理位置的限制,金融服务的范围较小且深度不足,许多弱势群体及中小微企业由于传统金融市场不喜风险的特点,而被阻隔在金融服务的门槛之外。数字普惠金融打破了传统金融市场受制于这些硬件条件的传统,拓展了金融服务所能触达的范围[31],提高了中小企业获得金融服务的可能性,为企业进行绿色创新提供更多的机会。数字普惠金融对企业绿色创新能有所贡献主要通过以下几个方面:首先,在金融市场中有许多散落的小而散的资金供给方,依靠传统的金融市场需要付出较多成本吸引他们。数字普惠金融的发展为金融机构提供了大数据、智能算法、云计算等先进技术,使金融机构前台信息获取、中台运营以及后台风控等业务流程得到强化,有助于完善企业征信评估、提升信贷双方信息透明度[32],给企业的绿色创新提供充足的资金保障。其次,由于学者大都认为市场供需双方信息不对称是导致企业获取资金受限的主要原因之一[33],大数据、云计算等先进的信息技术不仅对数字普惠金融的业务流程和金融产品进行了升级,并且可以建立信息监测与处理系统、风险控制系系统,充分发挥信息筛选和风险甄别能力[34],帮助资金供给方迅速获得关于需求方的经营信息和其他非财务类的信息的同时,也快速地为资金需求方匹配到合适的资金来源[35],从而缓解传统金融市场中的信息不对称问题,强化了金融主体间的联系,提高了需求方对于借贷的可获得性,进而改善了融资约束的问题[36]。另外,数字普惠金融可以借助大数据等新技术的臂膀,高效快速地了解市场消费者的能力与倾向,深入挖掘市场的需求,将资金精准匹配到企业绿色创新项目,从而给企业绿色创新带来更多的机遇。无论是从资金投入前的信息了解,到对金融服务需求方的信用风险评估,以及投入资金后的跟进监督,数字普惠金融都可以借助新技术的力量实现,从而有效避免企业内部资金配置失衡影响绿色创新活动的进行。基于以上分析,提出本文的假设 2:

H2: 数字普惠金融发展主要通过缓解融资约束激励企业绿色创新。

3. 研究设计

3.1. 样本选择与数据来源

本文以 2011~2020 年沪深两市证券交易所科创板和创业板制造业上市公司为研究样本, 本文数字普惠金融层面数据参考《北京大学数字普惠金融指数》; 绿色专利数据参考国家知识产权专利数据库, 对于绿色专利数据按照世界知识产权组织(WIPO)进行分类; 公司数据来源于国泰安数据库; 城市人均 GDP、第二产业产值等来自《中国城市统计年鉴》。由于考虑到本文数据的科学性以及有效性, 对数据做了如下处理: ①在数据筛选阶段, 剔除金融业上市公司数据, 剔除样本期内被 ST、*ST、PT 处理的企业; ②将处理后的企业数据与绿色专利数据匹配后, 剔除相关数据缺失或者异常的企业; ③为了避免数据产生极端值, 对所有连续变量进行 1% 以下和 99% 以上的缩尾处理, 最终得到 73 家企业、3136 个观测值。

3.2. 变量说明

3.2.1. 主要被解释变量

企业绿色创新(GI)。学术界中主要从绿色创新投入与产出两个角度衡量企业的绿色创新水平。然而鲜有文献采用绿色创新投入衡量企业绿色创新水平, 因为绿色创新投入存在短期内无法落地的风险, 无法反映企业真实的绿色创新水平。因此本文从产出的角度出发, 采用企业绿色专利申请量作为企业绿色创新的代理变量。绿色专利包括发明专利和实用新型专利, 其中发明专利申请难度较大, 更能反映企业的创新水平, 故本文选取绿色发明专利申请量衡量企业绿色创新水平, 并且采用绿色发明专利授权量进行稳健性检验。

3.2.2. 主要解释变量

数字普惠金融发展指数(Index)。对于数字普惠金融水平的度量, 现有文献普遍采用的是郭峰等编制的《北京大学数字普惠金融指数》, 该指数从数字普惠金融覆盖广度(coverage)、使用深度(usage)和数字化程度(digitization)等 3 个维度来构建数字普惠金融指标体系, 被广泛应用于数字普惠金融的测度。本文采用省级数字普惠金融指数作为核心解释变量, 并采用市级数字普惠金融指数进行稳健性检验。

3.2.3. 中介变量

融资约束(KZ)。现有文献对于融资约束的衡量主要通过企业各项财务指标计算相关的指数, 如 WW 指数、SA 指数、KZ 指数等。本文参考 Kaplan and Zingales (1997) [11]的研究成果, 采用 KZ 指数衡量企业的融资约束。

3.2.4. 控制变量

在企业生产经营过程中, 企业绿色创新容易受到诸多因素的影响, 借鉴万佳彧(2020) [36]等研究成果, 本文选取企业层面和地区层面的多个变量作为控制变量, 具体变量定义见表 1。

此外, 在异质性检验中, 加入三个分组变量: 产权性质(state), 按照企业所有权性质, 将国有企业赋值为 1、非国有企业赋值为 0; 地域(region), 按照企业所处地区, 将东部地区企业赋值为 1、中西部地区企业赋值为 0; 污染程度(pollution), 按照企业所在行业的污染程度, 将重污染行业企业赋值为 1、非重污染行业企业赋值为 0。

3.3. 模型设定与实证策略

3.3.1. 基准回归模型

本文首先分析数字普惠金融发展对企业绿色创新活动的影响。选取企业绿色专利申请数量作为被解释变量, 回归模型如式(1)所示:

Table 1. Definitions and descriptions of core variables
表 1. 核心变量定义与说明

	核心变量	变量说明
Index	数字金融指数	北京大学数字金融研究中心编制的北京大学数字普惠金融指数
coverage	覆盖广度	北京大学数字金融研究中心编制的北京大学数字普惠金融指数
usage	使用深度	北京大学数字金融研究中心编制的北京大学数字普惠金融指数
digitation	数字化程度	北京大学数字金融研究中心编制的北京大学数字普惠金融指数
GI	绿色专利申请量	绿色专利申请量 = 当年申请的绿色发明数量 + 当年申请的绿色实用新型数量
KZ	融资约束	$KZ = -1.001909 * \frac{OCF}{Asset} + 3.139193 * Lev$ $- 39.3678 * \frac{Dividends}{Asset}$
age	企业年龄	企业成立年限取对数
lev	资产负债率	当期总负债/总资产
seperation	管理层两职合一	虚拟变量, 若是, 取值为 1, 否则为 0
ROA	总资产收益率	利润总额/总资产
largest holder	股权集中度	第一大股东持股比例
board	董事会规模	董事会总人数取对数
fin	财务费用率	财务费用/营业收入
TobinQ	成长机会	托宾 Q 值
state	产权性质	企业性质, 国企为 1, 否则为 0
region	地域	企业所在地区, 东部地区为 1, 中西部地区为 0
pollution	污染程度	是否为重污染行业, 重污染行业为 1, 否则为 0

$$GI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Index_{j,t} + \alpha_2 control_{i,j,t} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

$$GI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Coverage_{j,t} + \alpha_2 control_{i,j,t} + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

$$GI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Usage_{j,t} + \alpha_2 control_{i,j,t} + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

$$GI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Digitation_{j,t} + \alpha_2 control_{i,j,t} + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

其中, $GI_{i,t}$ 代表企业所处地区为 i 在 t 年的企业绿色创新能力, $Index_{i,t}$ 代表 i 地区 t 年的数字普惠金融水平, $control_{i,t}$ 表示第 i 个控制变量在第 t 年的数值; α_0 为常数项, α_1 为核心解释变量的待估参数; α_2 为控制变量的系数; ε_{ijt} 为随机干扰项。

3.3.2. 中介机制模型

数字普惠金融能够有效地解决企业的融资限制, 促进企业获得更多的资金, 促进企业的绿色创新。为了研究数字普惠金融对企业绿色创新的作用机制, 验证融资约束是其中的传导机制, 揭示数字普惠金融对企业绿色创新的重要性, 本文建立以下模型:

$$KZ_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Index_{i,t} + \beta_2 control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$GI_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Index_{j,t} + \gamma_2 KZ_{i,t} + \gamma_3 control_{i,j,t} + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

其中, $KZ_{i,t}$ 表示第 i 个企业在第 t 年的融资约束水平, 用于检验数字普惠金融是否会缓解制造业企业的

融资约束，降低融资成本。

4. 实证结果与分析

4.1. 描述性统计

表 2 为主要变量的描述性统计结果，有效样本为 3136 个。由表 2 可知，全样本中小企业绿色专利申请量(GI)最小值为 0，最大值为 36，标准差为 1.537，说明不同中小制造企业间的绿色创新水平差异较大。数字普惠金融指数(Index)均值为 2.842，大于标准差 0.895，说明现阶段数字普惠金融发展状况良好，但其最大值为 4.319，最小值为 0.185，差值较大，说明不同地区之间数字普惠金融发展水平差异较大。数字普惠金融发展的广度、深度和数字化程度的均值分别为 2.638、2.906、3.397，与总指数数值较为接近，最小值与最大值的差值分别为 3.9394、4.759、4.546，最值之差与总指数最值之差相似，再一次表明数字普惠金融在不同地区的发展水平存在较大差异。融资约束指标(KZ)平均值为-0.169，最小值为-10.55，最大值 8.096，标准差为 2.338，这表明中小制造企业的融资约束现象是普遍存在的，而且不同企业面对的融资约束也不尽相同。

Table 2. Descriptive statistics of the main variables

表 2. 主要变量描述性统计

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	N	mean	sd	min	max
GI	3136	0.258	1.537	0	36
Index	3136	2.842	0.895	0.185	4.319
coverage	3136	2.638	0.877	0.0306	3.970
usage	3136	2.906	0.958	0.128	4.887
digitization	3136	3.397	0.992	0.0758	4.622
KZ	3136	-0.169	2.338	-10.55	8.096

表 3 是对模型中控制变量的分析，企业年龄会与企业的发展阶段与策略有关，资产负债率反映了企业的偿债能力和负债杠杆程度，总资产收益率(ROA)与托宾 Q 值体现了企业的成长性，股权分离度与第一大股东持股比例会影响企业的委托代理成本，以上几个因素对中小制造企业的绿色创新能力产生了一定的影响。

Table 3. Descriptive statistics for control variables

表 3. 控制变量描述性统计

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	N	mean	sd	min	max
Age	3136	4.259	2.694	1	11
Lev	3136	0.310	0.176	0.0111	1.685
Seperation	3136	3.164	6.150	-4.540	49.40
ROA	3136	0.0506	0.0901	-1.029	0.767
Board	3136	2.061	0.191	1.386	2.639
Largestholder	3136	30.44	12.60	3	81.10
Fin	3136	0.00707	0.0829	-0.400	2.928
TobinQ	3136	2.959	2.337	0.160	33.23

4.2. 数字普惠金融对企业绿色创新的影响

表 4 呈现了数字普惠金融影响企业绿色创新的基准回归结果。第(1)列报告了数字普惠金融指数对企业绿色创新的影响,结果显示,数字金融总指数对企业绿色创新的系数为 0.266,并在 1%的显著性水平上为正,说明数字普惠金融的发展对企业绿色创新存在显著促进作用。这验证了假设 H1。

第(2)、(3)、(4)列显示了数字金融的覆盖广度、使用深度和数字化转型程度对中小制造企业绿色创新的影响。可以看出在数字金融不同的维度中,覆盖广度和使用深度对企业绿色创新的促进作用较大;而数字化程度对企业创新的影响则不显著。这是因为数字普惠金融覆盖广度的提升,扩大了“尾部群体”的覆盖面,为中小企业提供了更多的金融服务和融资机会,为中小企业提供了全方位的支持;延伸数字普惠金融使用深度,能够为中小微企业提供更加多元化、市场化、差异化的金融产品与服务,从而提升融资效率和创新效益;而企业的绿色创新产出并未对普惠金融中数字支持服务程度做出显著反应。这就意味着,中小制造企业的绿色创新更加依赖于数字普惠金融的覆盖广度以及使用深度,我们更应突出这两个方面,通过扩大受益群体范围和加强使用力度,更全面的发展数字普惠金融,从而激发中小制造业绿色创新的潜力。

Table 4. Results of the return of digital financial inclusion to corporate green innovation
表 4. 数字普惠金融对企业绿色创新的回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	GI	GI	GI	GI
Index	0.266*** (2.770)			
coverage		0.231** (2.471)		
usage			0.200*** (2.995)	
digitation				0.029 (0.467)
Age	0.042*** (3.588)	0.042*** (3.547)	0.045*** (3.775)	0.042*** (3.518)
Lev	1.114*** (6.072)	1.117*** (6.086)	1.141*** (6.211)	1.105*** (5.986)
Seperation	0.025*** (5.445)	0.025*** (5.473)	0.025*** (5.454)	0.025*** (5.418)
ROA	0.368 (1.121)	0.358 (1.089)	0.351 (1.069)	0.355 (1.077)
Board	-0.239 (-1.638)	-0.240 (-1.643)	-0.252* (-1.728)	-0.270* (-1.854)
Largest holder	-0.004* (-1.797)	-0.004* (-1.784)	-0.004* (-1.809)	-0.004* (-1.818)

Continued

Fin	-1.034*** (-2.881)	-1.034*** (-2.880)	-1.050*** (-2.928)	-1.082*** (-3.015)
TobinQ	-0.001 (-0.114)	-0.001 (-0.079)	0.003 (0.231)	-0.001 (-0.105)
Year	-0.108*** (-3.295)	-0.095*** (-3.034)	-0.090*** (-3.571)	-0.033 (-1.396)
_cons	217.724*** (3.301)	191.005*** (3.040)	180.986*** (3.579)	66.459 (1.406)
N	3136	3136	3136	3136
r2_a	0.027	0.027	0.027	0.025

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上的统计显著性，括号中数据为 t 统计量值。

4.3. 数字普惠金融、融资约束与企业绿色创新关系检验

表 5 第(1)列未加入融资约束变量，估计系数在 1%的水平上显著，可以看出数字普惠金融的发展促进了中小制造业企业的绿色创新水平。表 5 第(2)列加入了融资约束变量，数字普惠金融指数的估计系数为-0.530，且在 1%的水平上显著。数字普惠金融的发展迎合了尾部群体的需求，降低了中小微企业融资的门槛，拓宽了中小微企业的融资渠道；另一方面，数字普惠金融利用了信息通信技术，减少了融资时金融机构和企业之间的信息不对称，从而提高了中小微企业获得贷款的可能性。最后，我们检验了融资约束在数字普惠金融促进企业绿色创新的过程中是否起到了中介作用。根据表 5 第(1)~(3)列的检验结果， α_1 、 β_1 和 γ_2 的估计系数都在 1%的水平上显著，表明数字普惠金融可以通过缓解中小制造企业的融资约束，进而丰富绿色创新活动的资金来源，促进中小制造业企业的绿色创新。这验证了假设 H2。

Table 5. Test results of the relationship between digital inclusive finance, financing constraints and enterprise green innovation
表 5. 数字普惠金融、融资约束与企业绿色创新关系检验结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	GI	KZ	GI
Index	0.266*** (2.770)	-0.530*** (-4.656)	0.243** (2.523)
KZ			-0.044*** (-2.897)
age	0.042*** (3.588)	0.030** (2.168)	0.044*** (3.702)
lev	1.114*** (6.072)	6.899*** (31.733)	1.416*** (6.717)
seperation	0.025*** (5.445)	-0.003 (-0.493)	0.025*** (5.426)
ROA	0.368 (1.121)	-7.331*** (-18.844)	0.048 (0.139)

Continued

board	-0.239 (-1.638)	-0.488*** (-2.822)	-0.261* (-1.784)
largest holder	-0.004* (-1.797)	-0.011*** (-4.114)	-0.005** (-2.007)
fin	-1.034*** (-2.881)	0.225 (0.530)	-1.024*** (-2.856)
TobinQ	-0.001 (-0.114)	0.135*** (8.988)	0.004 (0.347)
year	-0.108*** (-3.295)	0.115*** (2.947)	-0.103*** (-3.142)
_cons	217.724*** (3.301)	-230.850*** (-2.955)	207.638*** (3.148)
N	3136	3136	3136
r2_a	0.027	0.410	0.029

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上的统计显著性，括号中数据为 t 统计量值。

4.4. 异质性研究

4.4.1. 产权性质异质性分析

数字普惠金融对不同产权企业绿色创新的不同。国有企业由于自身的特殊性，在贷款过程中常常扮演着隐性担保的角色，因此国有企业获得银行信用、获得更多信用资源的可能性更大。而与之形成对比的是，民营企业与金融市场之间的信息不对称程度更高，同时也存在着较高的财务风险，因而其所遭受的信贷歧视也更为突出。接着，本文以国有企业和民营企业为样本，对其进行了分组检验，更加详细地描述了数字普惠金融对企业绿色创新的影响在产权上的异质性。

Table 6. Results of regression of enterprise property heterogeneity

表 6. 企业产权异质性回归结果

变量	国有			民营		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	GI	KZ	GI	GI	KZ	GI
index	1.248*** (3.20)	-0.415* (-1.17)	1.223*** (3.12)	0.232** (2.33)	-0.503*** (-4.23)	0.208** (2.09)
KZ			-0.059 (-0.74)			-0.047*** (-3.02)
age	-0.107** (-2.16)	-0.030 (-0.66)	-0.109** (-2.19)	0.048*** (3.95)	0.030** (2.04)	0.050*** (4.07)
lev	1.109 (1.29)	6.129*** (7.87)	1.468 (1.49)	1.119*** (5.95)	6.898*** (30.66)	1.442*** (6.68)

Continued

seperation	0.061*** (3.79)	-0.035** (-2.41)	0.059*** (3.60)	0.021*** (4.43)	0.001 (0.16)	0.021*** (4.44)
ROA	0.847 (0.61)	-1.515 (-1.19)	0.758 (0.54)	0.387 (1.15)	-7.625*** (-18.88)	0.031 (0.09)
board	0.647 (0.92)	-0.197 (-0.31)	0.636 (0.90)	-0.319** (-2.12)	-0.623*** (-3.46)	-0.348** (-2.31)
larges	-0.019* (-1.96)	-0.003 (-0.35)	-0.019** (-1.98)	-0.004 (-1.53)	-0.013*** (-4.51)	-0.004* (-1.78)
fin	-1.148 (-0.43)	8.002*** (3.32)	-0.679 (-0.25)	-0.993*** (-2.75)	0.040 (0.09)	-0.991*** (-2.75)
TobinQ	0.043 (0.58)	0.189*** (2.82)	0.054 (0.71)	-0.002 (-0.17)	0.133*** (8.64)	0.004 (0.31)
year	-0.349*** (-2.73)	0.097 (0.84)	-0.343*** (-2.68)	-0.099*** (-2.90)	0.103** (2.53)	-0.094*** (-2.76)
Constant	699.069*** (2.73)	-195.085 (-0.84)	687.640*** (2.68)	198.890*** (2.91)	-207.374** (-2.54)	189.206*** (2.77)
Observations	206	206	206	2,929	2,929	2,929
R-squared	0.130	0.476	0.133	0.029	0.415	0.032

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上的统计显著性，括号中数据为 t 统计量值。

从表 6 的回归结果中可以看出，国有企业数字普惠金融的系数为 1.248，且在 1%的水平下显著为正，这说明数字普惠金融能够对国有中小企业的绿色创新产生显著的促进效应。根据第(1)列和第(4)列的 Index 估计系数，数字普惠金融的发展对于企业绿色创新的促进作用在政策触达灵敏性较高的国营企业中更为显著。与此相比，从表 6 的第(2)列和第(5)列 Index 的估计系数来看，数字普惠金融对于缓解企业融资约束的作用在民营企业中表现出更加显著的效果。但无论是国有企业还是民营企业，融资约束的中介效应一直存在。

4.4.2. 地区异质性分析

东部沿海地区经济发展迅速，具有良好的金融生态环境，便于拓展融资渠道。与东部地区比较，中西部传统金融市场环境相对落后，银行网点、ATM 等普惠的数字金融基础设施和相关的金融服务水平都要落后于东部。东部沿海地区在传统金融市场和数字普惠金融市场的发展水平都遥遥领先于中西部地区。本文将样本按照区域进行分组，分别对东部地区样本和中西部地区样本进行实证检验。

由表 7 可知，两组样本中，数字普惠金融对企业绿色创新的影响均显著为正。具体来看，列(1)、列(4)分别报告了数字普惠金融对东部沿海、中西部地区中小制造企业绿色创新的影响，可以看出，两组样本均在 5%水平上显著。通过比较第(1)列和第(4)列 Index 的回归系数，东部地区数字金融的系数为 0.277，小于中西部地区数字金融的系数 0.865。可以看出，数字普惠金融对中小制造企业的绿色创新激励效应在中西部地区中更加明显。对比第(2)列和第(5)列可以看出，无论是对于东部沿海地区还是中西部地区的中小制造企业，数字普惠金融都有助于缓解其融资约束。进一步通过中介效应检验发现，无论是对于东部沿海地区还是中西部地区，在数字普惠金融促进中小制造企业绿色创新的机制中，融资约束均发挥部分中介效应。

Table 7. Heterogeneity regression results in the region where the company is located
表 7. 企业所处地区异质性回归结果

变量	东部			中西部		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	GI	KZ	GI	GI	KZ	GI
index	0.277** (2.22)	-0.618*** (-4.19)	0.254** (2.03)	0.865** (2.43)	-1.061** (-2.57)	0.781** (2.19)
KZ			-0.038** (-2.22)			-0.080** (-2.44)
age	0.058*** (4.33)	0.036** (2.29)	0.059*** (4.44)	-0.006 (-0.22)	-0.011 (-0.35)	-0.007 (-0.26)
lev	1.195*** (5.84)	7.086*** (29.22)	1.465*** (6.15)	0.850** (2.08)	6.488*** (13.67)	1.366*** (2.97)
seperation	0.028*** (5.49)	-0.003 (-0.42)	0.028*** (5.47)	0.015 (1.50)	-0.005 (-0.39)	0.015 (1.47)
ROA	0.395 (1.02)	-8.416*** (-18.34)	0.074 (0.18)	0.481 (0.77)	-5.207*** (-7.19)	0.066 (0.10)
board	0.192 (1.16)	-0.393** (-2.01)	0.177 (1.07)	-1.510*** (-4.89)	-0.608* (-1.69)	-1.559*** (-5.05)
larges	-0.002 (-0.86)	-0.013*** (-4.09)	-0.003 (-1.04)	-0.010* (-1.87)	-0.014** (-2.37)	-0.011** (-2.09)
fin	-0.920** (-1.99)	2.066*** (3.77)	-0.841* (-1.81)	-1.103* (-1.79)	-1.143 (-1.59)	-1.194* (-1.94)
TobinQ	0.002 (0.12)	0.128*** (7.43)	0.007 (0.45)	-0.019 (-0.71)	0.190*** (6.23)	-0.004 (-0.14)
year	-0.122*** (-2.90)	0.120** (2.40)	-0.117*** (-2.79)	-0.253** (-2.28)	0.334*** (2.59)	-0.226** (-2.04)
Constant	244.345*** (2.89)	-240.539** (-2.40)	235.189*** (2.78)	511.261** (2.29)	672.187*** (-2.60)	457.766** (2.05)
Observations	2,433	2,433	2,433	703	703	703
R-squared	0.038	0.437	0.040	0.056	0.385	0.064

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上的统计显著性，括号中数据为 t 统计量值。

4.5. 稳健性检验

4.5.1. 更换解释变量

发展数字普惠金融对于缓解企业的资金约束、信息不对称、推动企业的绿色创新具有一定的时滞效应，因此本文将数字普惠金融指数滞后一期和滞后两期代入到上述模型中进行稳健检验，回归结果如下表 8。

Table 8. Test regression results for robustness test of replacement explanatory variables
表 8. 更换解释变量稳健性检验回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	GI	GI	GI
Index	0.266*** (2.770)		
L1.Index		0.202** (1.653)	
L2.Index			0.264** (1.740)
age	0.042*** (3.588)	0.052*** (3.327)	0.052** (2.479)
lev	1.114*** (6.072)	1.339*** (5.949)	1.452*** (5.618)
seperation	0.025*** (5.445)	0.027*** (4.877)	0.031*** (4.570)
ROA	0.368 (1.121)	0.412 (1.084)	0.426 (1.016)
board	-0.239 (-1.638)	-0.361** (-2.056)	-0.371* (-1.771)
Largest holder	-0.004* (-1.797)	-0.005* (-1.668)	-0.004 (-1.191)
fin	-1.034*** (-2.881)	-1.597*** (-2.887)	-1.054** (-2.417)
TobinQ	-0.001 (-0.114)	-0.002 (-0.100)	0.001 (0.065)
year	-0.108*** (-3.295)	-0.101** (-2.308)	-0.121** (-2.168)
_cons	217.724*** (3.301)	203.117** (2.316)	244.176** (2.172)
N	3136	2499	2015
r2_a	0.027	0.028	0.028

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上的统计显著性，括号中数据为 t 统计量值。

数字普惠金融指数滞后一期和滞后两期后对中小企业绿色创新的影响分别体现在(2)、(3)两列。滞后一期和滞后两期均在 5%水平上显著，说明数字普惠金融对中小制造企业绿色创新的促进作用具有长期作用，在实施一到两年后仍能激励企业的绿色创新活动；此外，与列(1)的显著性水平和系数对比可知，数字普惠金融对中小制造企业绿色创新的作用速度较快，当年的影响显著性最强，这也说明数字普惠金融

是鼓励企业提高绿色专利申请量的一种较快的措施。

4.5.2. 更换被解释变量

本文采用绿色专利申请数作为被解释变量，为了保证结论不受指标选取的影响，因此，此处采用企业绿色专利授权数量作为被解释变量。更换后，数字普惠金融的系数为 0.137，显著性水平为 5%，由此说明了回归结果的稳健性。

Table 9. Robustness test regression results for replacement explanatory variables

表 9. 更换被解释变量稳健性检验回归结果

VARIABLES	(1)
	GI
index	0.137** (2.41)
age	0.028*** (3.98)
lev	0.560*** (5.15)
seperation	0.012*** (4.37)
ROA	0.065 (0.33)
board	-0.091 (-1.05)
Largest holder	-0.003** (-2.35)
fin	-0.630*** (-2.96)
TobinQ	-0.001 (-0.19)
year	-0.059*** (-3.03)
Constant	118.515*** (3.03)
Observations	3,136
R-squared	0.026

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 水平上的统计显著性，括号中数据为 t 统计量值。

替换被解释变量后的回归结果如表 9 所示，可以看出 Index 系数为 0.137 且 $p < 0.05$ ，说明数字普惠

金融对绿色发明专利申请量具有显著影响，前文实证结果稳健。指出普惠金融不但可以提高企业的绿色创新能力，而且可以避免中小企业为了获得政府的政策保护而进行的“表面的绿色创新”，从而真正地推动大量的绿色创新，从而从根本上提高绿色创新和环境绩效。

4.5.3. 剔除部分数据

数字普惠金融与企业的绿色创新都与市场变化有着紧密的联系，忽略外部市场的波动性会使其产生偏差。在 2011~2020 年度的实证研究中，股票市场的异常波动是一个不可忽略的因素，且对未来连续几年都持续产生了影响。鉴于此，本文剔除 2016~2020 年数据样本，只保留 2011~2015 年数据样本作回归分析。

Table 10. Partial data robustness test regression results

表 10. 剔除部分数据稳健性检验回归结果

VARIABLES	(1)
	GI
Index	0.252* (1.73)
age	0.113*** (3.01)
lev	0.911*** (2.76)
seperation	0.020*** (3.66)
ROA	0.874 (1.06)
board	-0.182 (-0.87)
Largest holder	-0.007** (-2.47)
fin	-3.230*** (-3.02)
TobinQ	0.023 (1.05)
year	-0.203** (-2.51)
Constant	408.439** (2.51)
Observations	946
R-squared	0.038

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 水平上的统计显著性，括号中数据为 t 统计量值。

对样本期间进行部分剔除后的实证结果如表 10 所示, 数字普惠金融指数的系数在 10% 的水平上显著为正, 表明数字普惠金融对中小制造企业绿色创新的促进作用在消除了股灾影响后依然稳健。

5. 结论

本文基于 2011~2020 年中国科创板和创业板上市企业数据与北京大学数字金融研究中心所提供的数字金融发展指数, 从多个角度讨论并且检验了数字普惠金融发展对于中小微制造业企业绿色创新的影响, 并且进一步探究了其中的作用机制和影响路径。研究结果发现, 数字普惠金融显著促进了中小制造企业的绿色创新水平。对数字普惠金融变量进行分维度实证后发现, 数字金融覆盖广度和数字金融使用深度对中小制造企业的绿色创新具有非常显著的推动效果, 而普惠金融数字化程度的影响效果不明显。作用机制分析表明, 融资约束的中介效应显著, 数字普惠金融在一定程度上缓解了企业的融资约束, 进而促进中小制造企业绿色创新。进一步检验数字普惠金融对企业绿色创新影响的异质性, 从企业所有权的角度来看, 无论是民营企业还是国有企业, 数字普惠金融均对中小制造企业绿色创新均起到正向影响, 对民营企业的影响大于国有企业; 从地区差异的角度来看, 数字普惠金融对中小制造企业绿色创新的影响在中西部地区中小企业中较大, 而东部地区较小。最后, 对本文研究结论进行了稳健性检验, 检验结果显示结论依然成立, 不会受到变量和数据选取的影响。

本文从融资约束的视角验证了数字普惠金融发展对企业绿色创新的正向影响, 将宏观的数字普惠金融与微观企业绿色创新结合起来, 不仅拓宽了与企业绿色创新相关影响因素的视角, 也为如何更好地激励企业进行绿色创新活动提供了新方法。研究结论具有以下启示与建议:

1) 逐步推动数字普惠金融稳定发展, 不断加大数字普惠金融的覆盖程度。

加强政策引导, 营造良好的金融生态环境, 促进普惠金融的发展。一是要强化顶层设计, 对普惠金融的需求领域、供给领域、外部环境等问题进行深入细致的分析, 并结合我国的实际情况, 制订普惠金融的发展计划及实施细则。二是要制定相应的扶持和奖励措施, 从财政补贴、奖励、税收等方面给予一定的优惠; 同时, 要从优化营商环境、放宽市场准入限制、完善风险防范机制等方面, 为普惠金融的健康发展提供有力的保障。三是巩固普惠数字金融体系, 尤其是要大力发展数字乡村, 大力提升农村信息化水平, 提高农民群众的手机上网体验。

运用大数据和区块链技术, 构建普惠金融的技术平台, 构建信用体系。同时, 要抓住关键的信用机制和长期的体制问题。对中小微企业的政策支持是立即产生的, 而要从根本上解决我国财政资源配置的不平衡, 必须建立在健全机制、长期有效的基础上。只有通过降低市场融资成本, 提高中小企业信用贷款利率, 才能使其更好地实现对中小微企业贷款的定价。中央银行的货币政策要达到控制货币供应量和调节市场流动性的作用, 同时也要发挥降低整个金融市场融资成本的作用。多年来, 我国的货币政策对流动性调控效果明显, 未来一段时间内, 中央银行在对金融市场融资成本的控制上会给予较大的发展空间。在风险成本的控制上, 必须坚持市场化的价格机制, 由金融监管部门对中小微企业的贷款利率进行控制, 但不能限制其最高利率。信用价格不能满足企业的融资成本与风险成本, 企业的可持续发展是非常困难的。同时, 在财税体制下, 还需要对小微企业的金融机构进行税务减免, 并为其提供全面的金融服务。大力推进普惠数字金融, 支持普惠金融平台多样化发展, 为企业提供普惠的数字金融服务, 降低普惠的门槛。要明确普惠金融的发展特点, 要明确绿色创新的扶持方向, 倡导数字普惠金融在企业的绿色创新活动中既有可用性又有门槛, 要弥补不足, 充分发挥数字普惠金融在绿色创新中的特殊驱动作用。

2) 加大数字普惠金融发展投入, 实施差异化发展策略

基于不同主体所享有的普惠数字金融服务的不同, 在推进普惠发展过程中, 政府应关注其发展的步伐和服务对象。在普惠金融发展的各个细分维度中, 普惠金融的覆盖面和使用深度都会对其产生较大的

影响。因此要积极发展快捷普惠的数字金融，特别是在二三线城市拓展普惠的覆盖范围，强化其应用的深度。通过政策支持、校企合作等措施，积极实施数字普惠金融，通过基础设施建设，提高信息技术水平，为普惠金融的发展打下技术基础，通过多种形式的金融服务，实现对资金的精准匹配，从而改善企业的融资约束，让其有更充足的现金流进行研发活动。与传统的金融相比，数字普惠金融更有利于民营企业、高科技企业、中小企业等，因此，在实施数字普惠金融的过程中，要自觉地进行引导，使普惠金融真正深入到最需要的领域。

3) 用金融手段助力企业绿色发展

基于企业绿色技术创新的需要，在普惠融资的基础上，合理利用各利益相关者在技术创新中发挥的优势。第一，运用数码技术进行数据的开发。系统地整合、分析、累积银行绿色数据，构建绿色智慧市场，充分利用绿色数据的价值；在推动中小企业实现绿色发展的过程中，数字化技术是必不可少的手段。应用大数据技术为绿色企业提供融资支持。第二，要在金融风险可控的基础上，为普惠金融提供政策支持与试错空间，以金融工具促进绿色发展。一方面，要继续加强数字基础设施的建设，培养普惠的数字金融专业人才，健全支持行业的发展，为普惠金融的发展提供一个良好的支撑。二是积极建立和健全新时期金融服务体系，以促进传统金融机构在数字化时代的新变革，提高金融服务质量，降低服务成本；以绿色创新为重点，纾解金融难题，为企业提供绿色创新服务；同时，支持普惠金融的健康发展，推动普惠和传统金融的优势互补，为企业的绿色创新创造良好的金融环境。运用普惠数字金融，为政府提供精准的政策指导，增强其针对性；建立一个良好的市场环境，可以使卖家分析员保持自己的观点独立，并鼓励他们充分利用数字沟通的渠道，提高他们的意见的精确度和独立性。

参考文献

- [1] Jia, P., Li, K. and Shao, S. (2018) Choice of Technological Change for China's Low-Carbon Development: Evidence from Three Urban Agglomerations. *Journal of Environmental Management*, **206**, 1308-1319. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2017.08.052>
- [2] 葛和平, 吴倩. 数字普惠金融对民营经济高质量发展的影响研究[J]. 经济问题, 2022(11): 27-35.
- [3] 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.
- [4] 吴善东. 数字普惠金融的风险问题、监管挑战及发展建议[J]. 技术经济与管理研究, 2019(1): 66-69.
- [5] 黄益平, 黄卓. 中国数字金融发展: 现在与未来[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(4): 1489-1502.
- [6] 滕磊, 马德功. 数字金融能够促进高质量发展吗? [J]. 统计研究, 2020, 37(11): 80-92.
- [7] 郭敬生. 论民营经济高质量发展: 价值、遵循、机遇和路径[J]. 经济问题, 2019(3): 8-16.
- [8] Portugal-Perez, P. (2011) Environmental Regulation and Investment: Evidence from European Industries. *Ecological Economics*, **70**, 759-770. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2010.11.013>
- [9] Kapoor, A. (2013) Financial Inclusion and the Future of the Indian Economy. *Futures*, **56**, 35-42. <https://doi.org/10.1016/j.futures.2013.10.007>
- [10] 高丽, 张馨月. 数字普惠金融对消费需求的影响研究[J]. 兰州财经大学学报, 2022, 38(5): 15-27.
- [11] 钱柳焯, 石淑华. 数字普惠金融缩小我国城乡收入差距的实证研究——基于农民就业中介效应的分析[J]. 物流科技, 2022, 45(17): 88-92.
- [12] 汤继强, 李婷, 张兴焱, 牟思蓓. 数字普惠金融、科技创新与产业结构优化[J]. 统计与决策, 2022, 38(17): 134-139.
- [13] Xiong, M.Z., Fan, J.J., Li, W.Q. and Sheng, X. (2022) Can China's Digital Inclusive Finance Help Rural Revitalization? A Perspective Based on Rural Economic Development and Income Disparity. *Frontiers in Environmental Science*, **10**, Article ID: 985620. <https://doi.org/10.3389/fenvs.2022.985620>
- [14] Hojnik, J. and Ruzzier, M. (2016) What Drives Eco-Innovation? A Review of an Emerging Literature. *Environmental Innovation & Societal Transitions*, **19**, 31-41. <https://doi.org/10.1016/j.eist.2015.09.006>

- [15] Saunila, M. (2017) Understanding Innovation Performance Measurement in SMEs. *Measuring Business Excellence*, **21**, 1-16. <https://doi.org/10.1108/MBE-01-2016-0005>
- [16] 李青原, 肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J]. *经济研究*, 2020, 55(9): 192-208.
- [17] 翟华云, 刘易斯. 数字金融发展、融资约束与企业绿色创新关系研究[J]. *科技进步与对策*, 2021(17): 116-124.
- [18] Arjunwadkar, P.Y. (2018) *FinTech: The Technology Driving Disruption in the Financial Services Industry*. Auerbach Publications, New York. <https://doi.org/10.1201/9781351036504>
- [19] 唐松, 伍旭川, 祝佳. 数字普惠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.
- [20] 张晨, 董晓君. 绿色信贷对银行绩效的动态影响——兼论互联网金融的调节效应[J]. *金融经济研究*, 2018, 33(6): 56-66.
- [21] 任晓怡. 数字普惠金融发展能否缓解企业融资约束[J]. *现代经济探讨*, 2020(10): 65-75.
- [22] Demertzis, M., et al. (2018) Capital Markets Union and the Fintech Opportunity. *Journal of Financial Regulation*, **4**, 157-165. <https://doi.org/10.1093/jfr/fjx012>
- [23] Fuster, A., Plosser, M., Schnabl, P., et al. (2019) The Role of Technology in Mortgage Lending. *The Review of Financial Studies*, **32**, 1854-1899. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhz018>
- [24] 段永琴, 何伦志, 克魁. 数字金融、技术密集型制造业与绿色发展[J]. *上海经济研究*, 2021(5): 89-105.
- [25] 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.
- [26] 贾俊生, 刘玉婷. 数字普惠金融、高管背景与企业创新——来自中小板和创业板上市公司的经验证据[J]. *财贸研究*, 2021, 32(2): 65-76+110.
- [27] 喻平, 豆俊霞. 数字普惠金融、企业异质性与中小微企业创新[J]. *当代经济管理*, 2020, 42(12): 79-87.
- [28] Huang, Y., Lin, C., Sheng, Z., et al. (2018) *Fintech Credit and Service Quality*. Geneva Financial Research Institute Working Papers.
- [29] 翁智雄, 葛察忠, 段显明, 龙凤. 国内外绿色金融产品对比研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2015, 25(6): 17-22.
- [30] Hottenrott, H. and Peters, B. (2012) Innovative Capability and Financing Constraints for Innovation: More Money, More Innovation? *Review of Economics and Statistics*, **94**, 1126-1142. https://doi.org/10.1162/REST_a_00227
- [31] 史越英. “互联网+”背景下的现代企业经济管理新模式——评《互联网金融视角下中国中小企业融资问题研究》[J]. *中国科技论文*, 2022, 17(2): 248-249.
- [32] 郭峰, 孔涛, 王靖一, 等. 中国数字普惠金融指标体系与指数编制[R]. 北京大学数字金融研究中心工作论文, 2016.
- [33] Wei, Z.L. and Sun, L.L. (2021) How to Leverage Manufacturing Digitalization for Green Process Innovation: An Information Processing Perspective. *Industrial Management & Data Systems*, **121**, 1026-1044. <https://doi.org/10.1108/IMDS-08-2020-0459>
- [34] Kaplan, S.N. and Zingales, L. (1997) Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints? *The Quarterly Journal of Economics*, **112**, 169-215. <https://doi.org/10.1162/003355397555163>
- [35] Gomber, P., Kauffman, R.J. and Parker, C. (2018) On the Fintech Revolution: Interpreting the Forces of Innovation, Disruption and Transformation in Financial Services. *Journal of Management Information Systems*, **35**, 220-265. <https://doi.org/10.1080/07421222.2018.1440766>
- [36] 万佳彧, 周勤, 肖义. 数字普惠金融、融资约束与企业创新[J]. *经济评论*, 2020(1): 71-83.