

绿色金融对我国制造业数字化转型影响研究*

韩家彬 赵宁

(辽宁工程技术大学工商管理学院, 辽宁 葫芦岛 125105)

内容摘要: 在分析绿色金融影响制造业数字化转型内在机理的基础上, 选取2005-2021年我国30省市面板数据, 测度各省市绿色金融指数和制造业数字化转型, 运用线性面板回归模型、门槛回归模型检验绿色金融对制造业数字化转型的影响、作用机制, 探究其异质性。理论研究发现绿色金融为转型行业“加杠杆”, 为污染行业“减杠杆”, 从而推动制造业数字化转型。实证结果表明: 我国绿色金融发展能显著促进制造业数字化转型; 绿色技术创新在其中具有部分中介作用; 在绿色金融发展水平、经济发展水平、人力资本水平和研发投入水平越高的地区, 绿色金融对制造业数字化转型推动作用越强; 信贷类工具对制造业数字化转型促进作用效果更佳; 绿色金融对制造业数字化转型促进作用在东部地区、非资源型地区、高金融发展水平地区、非绿色金融政策试点地区、低碳试点地区效果更显著。据此提出促进我国制造业数字化转型的政策建议。

关键词: 绿色金融; 数字化转型; 绿色技术创新; 制造业

一、引言

数字化转型是实现制造业高质量发展的重要路径(吴浩强和胡苏敏, 2023)。二十大报告提出要促进数字经济和实体经济深度融合, 打造具有国际竞争力的“数字产业集群”, 为制造业提出了高端化、智能化、绿色化的新时代发展要求。《数字中国发展报告(2022)》显示, 2022年, 我国产业数字化规模达到41亿元, 同比名义增长10.3%, 占数字经济比重为81.7%。埃森哲发布的《2022中国企业数字转型指数》报告显示, 中国数字化转型指数由2018年的37持续上升至2021年的54。数字化作为企业弯道超车的一个契机, 数字化投资意愿持续提升, 近六成企业计划1-2年将加码数字化投资力度。制造业作为我国国民经济的重要支柱, 其数字化转型已然成为重中之重。

如何推动我国制造业数字化转型? 即影响制造业数字化转型的决定因素有哪些? 现有学者进行了大量研究: 制造业数字化转型受到人才、资本投入(敦帅等, 2021; 刘淑春等, 2021)和自主创新能力(程虹等, 2016)等内生驱动因素的影响, 又受到政府财政支持(唐孝文等, 2022)、营商环境不确定性(于文超和梁平汉, 2019)等外部环境因素的影响。我国制造业数字化转型仍处于起步阶段, 企业尚未意识到数字化转型的重要性、紧迫性和复杂性, 受限于数字类要素高昂成本投入, 融资需求往往难以满足, 当下的绿色金融实践或许为解决这些难题提供了一条路径。

已有研究表明绿色金融能够促进产业绿色低碳转型(王修华等, 2021; 何德旭和程贵, 2022), 而双碳目标下我国强调绿色化和数字化双转型协同推进, 数字化转型是绿色转型的重要抓手, 在降碳过程中具有“乘法”效应, 没有数字化赋能, 绿色化转型水平很难提升, 且数字化一定以绿色为底色, 利用数字化手段推进制造业绿色化转型能够加速全社会结构性、系统性改革。“波特假说”提出, 适当强化环境规制能倒逼企业进行绿色技术创新, 且产生的“创新补偿效应”能够弥补“遵循制度成本”(Porter M E & Linde C, 1995)。那么, 波特假说在绿色金融领域是否成立, 绿色金融是否对制造业数字化转型形成有效激励, 对于绿色金融效果评价和后续改进十分关键。

* 作者简介: 韩家彬, 辽宁工程技术大学工商管理学院教授, 博士生导师, 经济学博士, 主要从事产业经济学研究, E-mail: hanjiabin310@163.com。

绿色金融发展能否对制造业数字化转型产生促进作用？如果能，其作用机制是什么？为回答这些问题，本文基于 2005-2021 年 30 省市面板数据实证研究绿色金融对制造业数字化转型的影响，并在此基础上探讨了其作用机制。此外，绿色金融工具种类、地理区位特征、地区资源禀赋程度、地区金融发展水平，以及是否为绿色金融改革创新试验区和低碳试点政策区，都会导致绿色金融对制造业数字化转型的影响效应产生差异。鉴于此，本文将考察绿色金融对制造业数字化转型的异质性影响，以期为促进制造业数字化转型提供针对性政策建议。

本文后续部分安排如下：第二节梳理绿色金融和制造业数字化转型相关文献；第三节根据相关理论基础提出本文研究假设；第四节构建评价体系测度指标、设立研究模型并介绍数据样本处理；第五节实证检验绿色金融对制造业数字化转型的作用机制及异质性影响；第六节总结并提出相关政策建议。

二、文献综述

（一）绿色金融概念

Rodrik (2014) 认为绿色金融指由中央或地方政府制定的、以绿色金融工具为核心手段、以推动环境与产业协同发展为目标的政策组合。马骏 (2015) 定义绿色金融为通过贷款、发行债券等金融服务将社会资金引导到绿色产业发展的一系列政策和制度安排。Sachs et al (2019) 认为通过新金融工具和新政策，以扩大对环境有利的投融资和实现可持续发展目标，这些新工具和新政策统称为“绿色金融”。2016 年，中国人民银行联合七部委发布《关于构建绿色金融体系的指导意见》，定义绿色金融为支持环境改善、应对气候变化和资源节约高效利用的经济活动。中国和英国于 G20 杭州峰会期间发布了《G20 绿色金融综合报告》，指出绿色金融指能产生环境效应，支持可持续发展的投融资活动。朱向东等 (2021) 认为绿色金融是以协调发展为目的，通过新型金融工具进行投融资、运营和风险管理的金融活动。王玉林和周亚虹 (2022) 认为凡是支持绿色节能产业的金融活动都属于绿色金融范畴。由上定义可知，绿色金融包含了两大方面：对绿色金融体系的制度建设和对绿色产业投资的经济活动。

（二）制造业数字化转型的影响因素

从企业内部看，企业实施数字化转型的动机包括对标行业龙头、降本增效、提高生产效率和竞争力 (Björkdahl, 2020)，而要实现制造业数字化转型需要投入人力和资本 (敦帅等, 2021; 刘淑春等, 2021; 苏杭等, 2017)、提升技术创新能力 (程虹等, 2016)。企业数字化转型是一个自上而下的过程，其基础是“行为主体-数字化技术”二元社会结构，其中行为主体起着关键作用 (卢宝周等, 2021)，因为数字化转型更多是一种主动学习行为 (范合君等, 2023)。企业数字化转型过程中会存在组织惯性问题 (刘意等, 2020)，研究发现组织学习是一种克服组织惯性的有效方式 (崔淼和周晓雪, 2022)。焦豪等 (2021) 发现企业通过区分机会感知能力、机会把控能力和变革重构能力三种动态能力在数字化情境下激发数据驱动效应，可以实现数字化转型。从环境要素看，政府财政支持 (唐孝文等, 2022)、高铁开通 (乔彬等, 2019)、生产性服务业集聚 (刘奕等, 2017; 高康和原毅军, 2020) 加快了制造业数字化转型步伐。于文超和梁平汉 (2019) 的研究表明地方政策不确定性和贸易环境不确定性这两种营商环境不确定性对企业转型产生不利影响。此外，数字化转型产生的同群效应有助于企业获得同群企业数字技术支持，降低企业转型成本 (杜勇等, 2023)；与企业相关利益主体构建的共生关系，也有利于推动数字化转型 (郭润萍等, 2021)。郭克莎和田潇潇 (2021) 提出了新发展格局下制造业转型升级的路径，包括积极营造自主创新环境、协调区域布局和优化营商环境等。结合上述文献可知，制造业数字化转型的影响因素包含两大维度：企业内生驱动

要素和外部环境要素。

（三）绿色金融的影响效应

从微观企业层面,众多研究表明绿色金融能促进企业绿色升级和创新转型(Fan et al., 2021; 谢乔昕和张宇, 2021; 王玉林和周亚虹, 2022)。陈国进等(2021)发现央行担保品类绿色金融政策通过降低绿色企业融资成本激励其绿色创新,同时给棕色企业施加融资压力倒逼其进行绿色转型。绿色金融对重污染企业具有显著融资惩罚和投资抑制作用(苏冬蔚和连莉莉, 2018; 牛海鹏等, 2020),但产生的“创新补偿效应”倒逼其生产率提升,有效推动了重污染企业数字化转型和绿色转型(Li & Wang, 2023; Lu et al., 2022)。从宏观经济层面,绿色金融能显著促进出口贸易增长(金祥义等, 2022),提升绿色全要素生产率(史代敏和施晓燕, 2022),还能通过优化经济结构实现“经济”与“环境”双赢(王遥等, 2019),助力经济实现高质量发展(文书洋等, 2022)。从产业转型层面,绿色金融促进环保产业发展,倒逼污染产业转型(高锦杰和张伟伟, 2021; 范庆泉等, 2020),达到调整和优化产业结构(马骏, 2015; 谢东江和胡士华, 2023)、促进产业转型升级的目的(张婷等, 2022; 张宇和钱水土, 2022)。绿色金融还通过融资规模与融资成本手段影响产业结构清洁化(张宇和钱水土, 2022),加快生产方式向清洁生产转型(王遥等, 2019; 斯丽娟和曹昊煜, 2022),有助于实现产业绿色低碳转型(王修华等, 2021; 何德旭和程贵, 2022)。

综上所述,已有学者分别围绕绿色金融和制造业数字化转型做了一定研究,为本文提供了有益借鉴,但仍存在以下不足:第一,目前制造业数字化转型前因研究相对匮乏,多为概念研究和案例分析,缺乏绿色金融影响制造业数字化转型的实证研究;第二,鲜有文献研究金融支持对制造业数字化转型的直接影响,且忽视其内部传导机制,绿色技术创新在其中是否具有中介作用尚不可知;第三,在不同经济发展水平、人力资本水平和研发投入水平下,绿色金融对制造业数字化转型的影响效果是否不同,及其异质性影响有待深入研究。基于此,本文边际贡献在于:第一,揭示了绿色金融通过绿色技术创新影响制造业数字化转型的机制;第二,发现了在不同经济发展水平、人力资本水平和研发投入水平下,绿色金融对制造业数字化转型的非线性特征;第三,验证了绿色金融对制造业数字化转型影响的区域异质性。

三、理论探讨与作用机理

绿色金融是实现产业转型升级的重要推动力(张婷等, 2022)。政府可以通过绿色金融顶层设计,达到引导传统污染产业摆脱高碳和实现转型目的。绿色金融将绿色理念融入到各行业融资过程中,通过为转型行业和污染行业营造不同的政策环境、市场环境和社会环境,以及强化内生驱动要素直接影响制造业数字化转型,也可通过绿色技术创新对制造业数字化转型产生间接影响。

（一）绿色金融影响制造业数字化转型的直接机制

当前,我国已迈入数字经济时代,数字化转型是实现产业升级的必由之路。依托数字赋能可以实现制造业绿色化转型(戴翔和杨双至, 2022; 曹裕等, 2023),绿色是数字化转型的底色,是数字化转型的应有之义。绿色金融作为支持绿色生态产业发展的投融资政策安排,引导资源从污染行业向转型行业倾斜,进而促进转型行业数字化转型。根据“波特假说”,适当的强环境规制对绿色技术创新能产生倒逼作用,绿色金融对传统金融体系展开了一场“绿色制度革命”,能够建立最严格的环保制度,倒逼污染行业进行数字化转型。

绿色金融通过市场手段为转型行业和污染行业提供差异化融资环境,使用杠杆动态调节环境污染的机会成本,从而形成制造业数字化转型激励机制。转型行业将享受商业

银行较低的贷款利率和较高的贷款额度，并能优先发行绿色证券，这些比较优势均能降低融资成本和扩大融资规模，从而促进其数字化转型。污染行业在向商业银行贷款时将承担一定的惩罚利率，面临更高的融资门槛，证券发行受到限制，这些约束抬高了其融资成本，进而压缩了其融资规模（苏冬蔚和连莉莉，2018；蔡海静等，2019；盛明泉等，2017）。污染行业若继续维持原有生产模式，市场竞争力势必会被削弱，唯有依托技术革新，向着数字化方向转型（王馨和王营，2021；苏冬蔚和连莉莉，2018）。

绿色金融要求金融机构在配置信贷资源时，对环境风险管理和信息披露表现较好的项目发放大额度、长期险和低成本的贷款（沈洪涛和马正彪，2014；黎文靖和路晓燕，2015；吴红军等，2017），拒绝向存在环境风险的项目发放贷款（王艳丽等，2021）。随着绿色金融体系逐渐完善，绿色认定标准愈加明确，金融机构对环境信息披露的审查要求更加规范，这提高了行业环境信息遮掩成本。为降低与金融机构之间的信息不对称，减少逆向选择与道德风险，企业会积极主动披露环境信息，提高环境信息披露质量（刘亦文等，2022）。在社会强制环境信息披露要求下，转型行业会获得优质信贷资源支持，而污染行业将无法获得外源融资，被迫进行数字化转型，最终向绿色生产方式转变。

根据制度影响理论，制度具有制约和影响组织行为功能，绿色金融作为一系列制度安排，必然会对行业行为产生影响。绿色金融向市场释放“支持绿色经济发展”信号（张可等，2022），强化了对绿色发展方向的确定性预期，有助于坚定行业数字化转型决心。而且随着环保责任意识提升，消费者会更加偏好绿色产品，进一步扩大绿色生产信号效应，此时污染行业将面临较大的舆论压力和产品不被消费者认可等问题，不得不主动进行数字化转型，向绿色行业靠拢。此外，绿色金融营造的外部环境也会加强绿色生产信号效应，同时通过融资渠道降低数字要素投资成本，进而促进制造业数字化转型。

综上分析，绿色金融通过影响政策环境、市场环境和社会环境，以及强化内生驱动要素为转型行业“加杠杆”，为污染行业“减杠杆”，进而推动制造业数字化转型。此外，这种效应在绿色金融发展不同阶段可能存在差异：摸索阶段，制度设计不完善、金融产品和工具种类稀少，绿色金融对制造业数字化转型促进作用不明显；成熟阶段，制度设计及配套设施较完善，金融产品和工具多元化，绿色金融对制造业数字化转型促进作用更显著。由此，本文提出：

假说 H1a: 绿色金融能够显著促进制造业数字化转型。

假说 H1b: 绿色金融对制造业数字化转型的正向影响具有非线性特征。

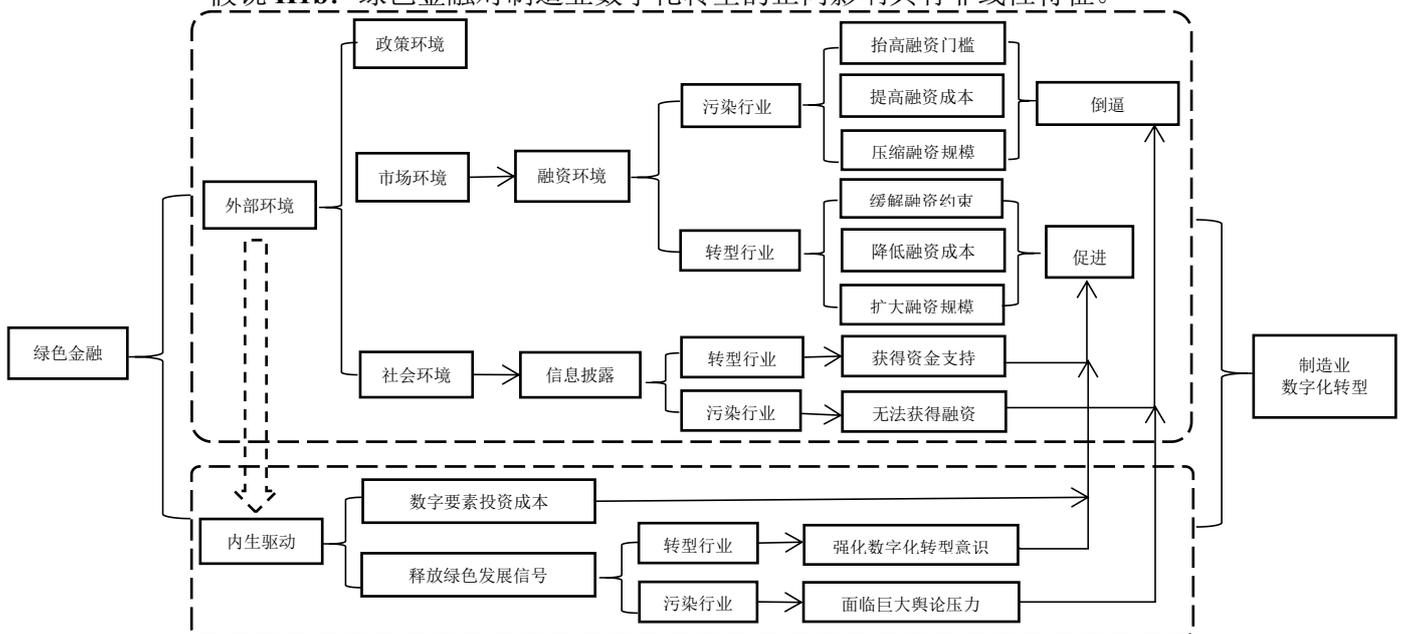


图1 绿色金融促进制造业数字化转型的直接机制

(二) 绿色金融影响制造业数字化转型的间接机制

绿色技术创新是实现制造业数字化转型的关键。由于绿色技术创新具有投资成本高、风险大、回报周期长等“逆市场逻辑”特征，企业绿色创新活动经常受到外源融资约束阻碍(Lv et al., 2021)。绿色金融可以撬动社会资本流向绿色技术创新行业，为其提供丰裕资金，纾解融资匮乏困局。绿色金融通过降低技术投资成本和交易成本、分散技术创新市场风险等途径强化企业绿色创新动机(陈国进等, 2021; 王修华等, 2021)，促使企业加大绿色技术研发投入力度，提高绿色技术创新水平(Li et al., 2018; Owen et al., 2018; 王馨和王营, 2021)，与此同时，限制污染企业融资，倒逼其开展绿色技术创新活动(朱向东等, 2021; 张宇和钱水土, 2022)，达到促进制造业数字化转型目的。由此，本文提出：

假说 H2: 绿色金融通过绿色技术创新促进制造业数字化转型。

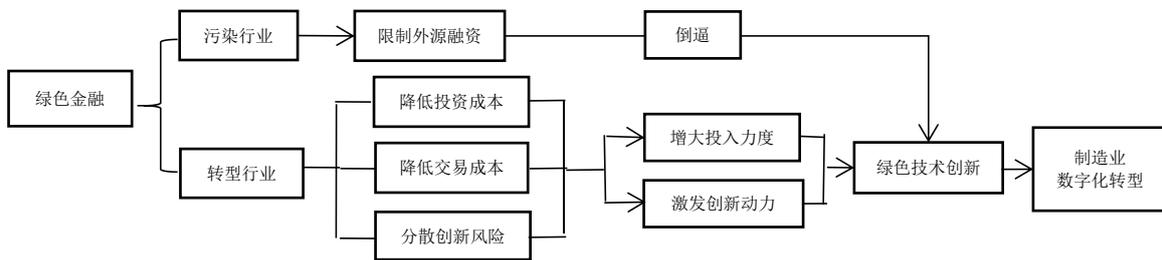


图2 绿色技术创新在绿色金融影响制造业数字化转型中的传导机制

(三) 经济发展水平、人力资本水平和研发投入水平的门槛作用

绿色金融对制造业数字化转型的影响效应与经济发展水平密切相关。经济发展水平是影响制造业数字化转型最重要的外部环境要素(吴非等, 2021)，且一个地区经济发展水平与绿色金融实施情况直接挂钩，经济发展水平越高地区，具备健全的金融体系和多元化金融工具，绿色金融实施效果更好，对制造业数字化转型促进作用应更显著。研发投入和人力资本是制造业数字化转型的内生驱动因素(程虹等, 2016)，也是促进技术创新的重要前提，研发投入和人力资本水平越高的企业，拥有一定的数字化转型要素能力，转型进程会更快，通过绿色金融渠道正向影响制造业数字化转型效果应更明显。据此，本文提出：

假说 H3a: 经济发展水平具有门槛效应，绿色金融对制造业数字化转型的促进效应边际递增。

假说 H3b: 人力资本水平具有门槛效应，绿色金融对制造业数字化转型的促进效应边际递增。

假说 H3c: 研发投入水平具有门槛效应，绿色金融对制造业数字化转型的促进效应边际递增。

四、指标测度、模型构建及数据处理

(一) 绿色金融测度

1. 评价指标体系构建

由于绿色信贷是绿色金融领域中起步最早、规模最大最关键且体系最完整的政策工具，部分学者直接选择绿色信贷作为绿色金融的衡量指标(朱建华等, 2019; 李江涛和黄海燕, 2022)。但近年来我国绿色金融产品丰富且呈多样化发展，以绿色信贷单一指标衡量绿色金融缺乏合理性，普遍学者从绿色信贷、绿色证券、绿色保险、绿色投资和碳金融五个维度建立绿色金融评价指标体系(张婷等, 2022)。鉴于此，本文构建如下

表 1 所示的绿色金融指标体系。其中绿色保险方面，由于我国从 2013 年末才开始实行环境责任险，绿色保险发展尚不完善，相关数据无法获取，而农业是受自然环境影响最大的行业，参考同类文献做法，选取农业保险规模占比与农业保险赔付率两个指标近似反映我国绿色保险的发展。碳金融反映的是金融机构对碳排放的参与程度，用二氧化碳排放量和商业银行信贷余额的比值表示，其中二氧化碳排放量的测度根据 IPCC2006 确定的方式计算。

表 1 绿色金融评价指标体系

一级指标	二级指标	计算公式	属性	
绿色金融发展指数	绿色信贷	高耗能产业利息支出	六大高耗能产业 ^① 利息支出/工业产业利息总支出	—
		环保上市企业向银行借款占比	节能环保上市企业 ^② A 股借款额/上市企业 A 股借款总额	+
	绿色证券	高耗能行业市值占比	六大高耗能产业上市企业 A 股市值/上市企业 A 股总市值	—
		环保企业市值占比	节能环保上市企业 A 股市值/上市企业 A 股总市值	+
	绿色保险	农业保险规模占比	农业保险支出/保险总支出	+
		农业保险赔付率	农业保险支出/农业保险收入	+
	绿色投资	节能环保公共支出占比	节能环保产业财政支出/财政一般预算支出	+
		环境污染治理	环境污染治理投资额/GDP	+
	碳金融	碳排放贷款强度	二氧化碳排放总量/金融机构本外币贷款余额	—

2. 评价方法

在建立指标体系基础上，学者们大都采用熵值法、主成分分析法、因子分析等方法测度绿色金融指数，但完全客观赋权与指标实际权重存在一定差距。本文参考 He et al (2019) 的研究思路，采用主客观相结合的方法确定权重。主观权重参照李晓西和夏光 (2014) 《中国绿色金融报告 (2014) 》，客观权重采用熵值法确定，最后将两者权重进行加权平均得到最终权重，即：最终权重=0.5×主观权重+0.5×客观权重。

熵值用来判断指标的离散程度，离散程度越大，则权重越大，那么该指标对综合评分的影响越大。具体实现步骤如下：

①指标形式。假定有 y 个年份， n 个观测对象， m 项评价指标，那么 $X_{\lambda ij}$ 为第 λ 年第 i 个观测对象的第 j 项评价指标。

②数据的标准化。由于各绿色金融指标数据具有不同的量纲和数量级，基本不具备可比性，因此为了消除因量纲不同对评价结果产生的影响，保证不同测度指标之间能够进行有效合成，首先要对数据进行标准化处理。

正向指标的标准化处理表示为：

$$Y_{\lambda ij} = \frac{X_{\lambda ij} - \min X_j}{\max X_j - \min X_j}$$

负向指标的标准化处理表示为：

$$Y_{\lambda ij} = \frac{\max X_j - X_{\lambda ij}}{\max X_j - \min X_j}$$

其中， $Y_{\lambda ij}$ 表示标准化后的值， $X_{\lambda ij}$ 表示第 λ 年省第 j 项指标的观测值， $\min X_j$ 和 $\max X_j$ 分别表示样本期间的第 j 项指标的最小值和最大值。

③熵权法确定权重。

a. 做归一化处理，计算第 i 个观测对象的第 j 项评价指标所占比重 $P_{\lambda ij}$ ：

① 遵循国家发改委制定的高耗能行业分类标准，六大高耗能产业包括：非金属矿物制品业；黑色金属冶炼及压延加工业；化学原料及化学制品制造业；石油加工、炼焦及核燃料加工业；有色金属冶炼及压延加工业；电力热力的生产和供应业。

② 节能环保上市企业来源于同花顺中节能环保概念板块，结合 CSMAR 中行业代码与省份匹配，最终整理到 30 个省份的节能环保上市企业。

$$P_{\lambda ij} = \frac{Y_{\lambda ij}}{\sum_{\alpha=1}^m \sum_{i=1}^k Y_{\lambda ij}}$$

熵是对不确定性的一种度量。信息量越大，不确定性越小，熵越小。

b. 计算第 j 项评价指标的信息熵值 E_j 和效用值 G_j :

$$E_j = -\frac{1}{\ln(m * k)} \sum_{\alpha=1}^m \sum_{i=1}^k (P_{\lambda ij} * \ln(P_{\lambda ij}))$$

J 指标的信息熵冗余度取决于其信息熵值与 1 的差值，即信息的重复度，它直接影响权重的大小。信息熵冗余度越大，对评价的重要性就越大，则权重越大。故信息熵值的冗余度可表示为:

$$G_j = 1 - E_j$$

c. 计算第 j 项评价指标的权重 W_j 。

$$W_j = \frac{G_j}{\sum_{j=1}^n G_j}$$

3. 测算结果及分析

基于上述步骤，权重测算结果如下表 2:

表 2 绿色金融主客观权重

	绿色信贷	绿色证券	绿色保险	绿色投资	碳金融
主观赋权	0.50	0.25	0.10	0.05	0.10
客观赋权	0.26854527	0.22349872	0.21370662	0.27117806	0.02307133
最终权重	0.38427264	0.23674936	0.15685331	0.16058903	0.06153566

各一级指标等于其对应二级指标的算术平均值，以对应权重乘以标准化后的指标值，根据绿色金融测度指标体系，遵循“二级指标——一级指标——总指标”的整合过程，测度全国 30 省市 2005-2021 年绿色金融发展指数，值越高表明绿色金融发展水平越高。

为验证此指标构建的准确性，将绿色金融指数数据与中央财经大学发布的《中国地方绿色金融发展指数与评价报告》进行对比。对比结果显示，由该指标计算得到的地区绿色金融发展水平与报告中基本一致，浙江、广东、江西、北京、江苏、四川、上海、福建、重庆、山东等地区绿色金融发展水平较高，总体处于第一梯队；而海南、广西、宁夏、云南、辽宁等地区绿色金融发展水平较低，总体处于第三梯队，说明该指标选取是合理的。

(二) 制造业数字化转型测度

1. 评价指标体系构建

遵循指标构建的重点和准确相结合、科学性和可行性相结合、过程指标和状态指标相结合原则，借鉴万伦等（2020）提出的制造业数字化转型参考框架，建立要素、能力和价值三个一级指标，在一级指标框架下，不仅让具体测度指标体现出一级指标的特点，也考虑了二级指标数据可获得性。具体指标如下表 3:

表 3 制造业数字化转型评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	计算公式	属性	
制造业数字化转型	要素	人才保障	数字人才储备	软件和信息技术服务行业从业人数/制造业就业人员数	+
		资金投入	改进与技术改造	改进与技术改造投资额/固定资产投资总额	+
		信息安全	数字化安全建设	信息安全软件收入	+
	基础设施		网络建设	IPv4 地址数	+
			光缆覆盖率	光缆线路长度/地区占地面积	+
			互联网普及率	互联网宽带接入端口数/常住人口数	+
			计算机普及率	每百人使用计算机数	+
			移动电话普及率	每百人使用移动电话数	+

能力	技术发展	高技术制造业占比	高技术制造业主营业务收入/制造业主营业务收入	+
		高新技术总产值	高新技术企业工业总产值	+
	数字应用	企业线上采购情况	区域企业电商采购额	+
		企业电商销售情况	区域企业电商销售额	+
		数字化软件应用	软件产品收入、信息技术服务收入+嵌入式系统软件收入	+
	产业协同	电信业发展水平	电信业主营业务收入	+
		电子商务发展水平	区域有电子商务交易活动企业/企业总数	+
		电子通讯设备发展	电子及通信设备制造业利润	+
		电子信息制造业数字化发展	电子信息制造业营业收入/GDP	+
		数字化信息运行服务	软件业务收入+电信业务总量	+
		数字化核心产业总产值占比	数字化核心产业总产值/制造业总产值	+
		数字服务业投入	信息传输、软件和信息技术服务业固定资产投资额/固定资产投资额	+
	两化融合水平	用物理耦合度 $C = \frac{\sqrt{\mu_1\mu_2}}{\mu_1 + \mu_2}$ 表示	+	
价值	综合效率	流动资产周转	流动资产周转次数	+
	成本效能	成本费用利润率	利润总额/(主营业务成本+销售费用+管理费用+财务费用)	+
	创新能力	数字化新产品产值贡献率	制造业数字化新产品销售收入/制造业主营业务收入	+
	经济效益	人均制造业增加值	制造业增加值/制造业就业人数	+
		资产负债率	制造业负债总额/制造业资产总额	—
		净资产收益率	利润总额/所有者权益	+
		销售利润率	制造业营业利润/制造业主营业务收入	+
	主营业务收入利润率	(主营业务收入-主营业务成本-主营业务税金及附加)/主营业务收入	+	
	社会效益	能源消耗强度	能源消耗量/制造业增加值	—
		电力消耗强度	电力消耗量/制造业增加值	—
		固废排放强度	固体废弃物产生量/制造业增加值	—
二氧化硫排放强度		二氧化硫排放量/制造业增加值	—	
单位增加值废水排放量		废水排放量/制造业增加值	—	

注：μ1 为软件业务收入；μ2 为规上工业企业主营业务收入；C 为融合度，C 越大，两化融合得越好。

2.评价方法

制造业数字化转型衡量方法尚未统一，已有学者采用层次分析法和专家打分法、因子分析法、熵值法对各指标赋权以测度制造业数字化转型。熵权法是典型的客观赋权法，相较于层次分析法等主观赋权法，获得的权重更具准确性和科学性；TOPSIS 法是一种常用的多属性决策方法，本文综合采用 TOPSIS 熵权法，首先在用熵权法测得权重的基础上，结合 TOPSIS 法评价最终测度结果。

3.测算结果及分析

采用熵权 TOPSIS 评价法对 30 省市 2005-2021 年制造业数字化转型水平排名，结果如下表 4，北京、广东、江苏、上海、浙江、山东稳居第一梯队；河南、重庆、江西、安徽排名上升幅度很大，天津排名下降明显，四川、福建、陕西、湖南、吉林、内蒙古、湖北排名振幅微小，居于第二梯队；广西、贵州、宁夏排名上涨较快，而海南、黑龙江、山西、辽宁、新疆、青海、云南排名下跌，与河北、甘肃处在第三梯队。

表 4 30 省市 2005-2021 年制造业数字化转型水平排名

省份	2021	2020	2019	2018	2017	2016	2015	2014	2013	2012	2011	2010	2009	2008	2007	2006	2005
北京	1	1	1	1	2	2	2	1	2	1	1	2	1	1	1	1	1
广东	2	2	2	2	1	1	1	2	1	2	2	1	2	2	2	2	2
江苏	4	4	4	3	3	3	3	3	3	3	3	3	4	3	3	4	5
上海	3	3	3	4	4	4	4	4	4	4	4	4	3	4	4	3	3
浙江	5	5	5	6	6	6	6	6	5	5	5	5	5	9	8	9	9
山东	7	7	6	5	5	5	5	5	6	6	6	7	7	6	6	6	6

河南	6	6	15	14	13	12	11	12	11	12	12	14	11	11	14	15	19
重庆	8	8	7	7	8	8	9	11	14	17	18	21	22	22	23	21	21
四川	9	9	8	8	7	7	7	8	10	11	11	13	13	13	13	11	11
福建	10	10	9	9	9	9	10	10	9	8	8	8	8	8	9	7	8
天津	11	11	10	11	10	10	8	7	7	7	7	6	6	5	5	5	4
江西	12	12	12	16	12	13	13	15	15	15	19	18	19	20	22	24	28
陕西	14	13	11	10	11	18	14	14	13	10	10	10	10	12	15	13	12
湖南	15	14	14	18	14	11	12	9	8	9	9	9	14	14	12	14	17
安徽	16	16	16	19	19	15	16	18	17	21	23	20	21	23	25	26	25
吉林	17	17	19	17	16	14	19	17	19	19	22	22	20	21	24	25	20
内蒙古	18	19	18	13	15	24	24	22	18	16	15	15	16	19	17	22	23
湖北	19	15	13	15	17	16	15	16	16	20	21	19	18	18	20	18	18
海南	20	18	17	12	18	19	18	21	23	23	20	16	12	15	16	12	13
河北	21	22	22	23	21	20	21	23	22	24	24	24	23	24	21	20	22
广西	22	20	23	24	20	17	20	20	21	25	26	26	27	27	27	28	26
贵州	24	21	24	20	22	22	23	25	25	22	27	28	28	29	29	30	29
黑龙江	23	23	21	22	23	21	22	19	20	14	14	12	9	7	7	8	7
山西	25	25	25	25	25	28	28	27	27	27	25	25	26	25	18	17	16
辽宁	26	24	20	21	24	23	17	13	12	13	13	17	17	17	19	19	14
新疆	27	28	27	27	27	29	27	24	24	18	16	11	15	10	10	10	10
青海	28	29	29	29	28	26	26	30	29	26	17	23	24	16	11	16	15
云南	29	26	28	26	26	25	25	26	26	28	28	27	25	26	26	27	24
宁夏	13	27	26	28	29	27	29	29	30	30	30	30	30	30	30	23	30
甘肃	30	30	30	30	30	30	30	28	28	29	29	29	29	28	28	29	27

(三) 模型设定

为检验绿色金融与制造业数字化转型之间关系，对全国 30 省市 2005-2021 年面板数据建立线性回归模型式(1)和面板门槛回归模型式(2)-(5):

$$DTMI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 GF_{it} + \xi controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$DTMI_{it} = a_1 GF_{it} I(q_{it} \leq q_1^*) + a_2 GF_{it} I(q_{it} > q_1^*) + \eta controls_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$DTMI_{it} = b_1 EDL_{it} I(r_{it} \leq r_1^*) + b_2 EDL_{it} I(r_{it} > r_1^*) + \pi controls_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$DTMI_{it} = c_1 HCL_{it} I(p_{it} \leq p_1^*) + c_2 HCL_{it} I(p_{it} > p_1^*) + \omega controls_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$DTMI_{it} = d_1 RDL_{it} I(g_{it} \leq g_1^*) + d_2 RDL_{it} I(g_{it} > g_1^*) + \nu controls_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中： $DTMI_{it}$ 为*i*省市*t*年份制造业数字化转型指数， GF_{it} 为*i*省市*t*年份绿色金融指数， EDL_{it} 为*i*省市*t*年份经济发展水平， HCL_{it} 为*i*省市*t*年份人力资本水平， RDL_{it} 为*i*省市*t*年份研发投入水平， $controls$ 为一组控制变量， $I(\cdot)$ 是示性函数，当括号内条件满足时取值为1，否则取0， q_{it} 、 r_{it} 、 p_{it} 、 g_{it} 为门槛变量， q_1^* 、 r_1^* 、 p_1^* 、 g_1^* 为待估计的门槛值， μ_i 代表个体固定效应， λ_t 为时间固定效应， ε_{it} 代表随机扰动项。

为检验绿色技术创新（ GTI ）在绿色金融影响制造业数字化转型发挥的中介作用，构建模型(5)和模型(6):

$$GTI_{it} = \beta_0 + \beta_1 GF_{it} + \tau controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$DTMI_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 GF_{it} + \gamma_2 GTI_{it} + \mathcal{S} controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

借鉴温忠麟和叶宝娟(2014)的逐步回归法，第一步依次验证模型(1)中的系数 α_1 、模型(5)里的系数 β_1 和模型(6)里的系数 γ_2 ；若三个系数均显著，则中介效应显著；若至少一个不显著，利用 $Bootstrap$ 检验，结果显著，则中介效应显著，否则中介效应不成立。第二步验证模型(6)里的系数 γ_1 ，若显著，说明存在部分中介效应，否则为完全中介效应。第三步比较 γ_1 和 $\beta_1\gamma_2$ 的符号，若同号，属于部分中介效应，中介效应占总效应的比重为 $\beta_1\gamma_2/\alpha_1$ ；若异号，则属于遮掩效应，中介效应占比为 $|\beta_1\gamma_2/\gamma_1|$ 。

控制变量：为更加全面地分析制造业数字化转型过程中绿色金融的作用，需控制可

能影响制造业数字化转型的其他因素。通过梳理已有文献，选取对外开放程度、出口贸易程度、政府干预程度、区域企业规模、市场化程度、城镇化水平作为影响制造业数字化转型的控制变量，以尽可能地降低遗漏变量偏误，具体信息见表 5。

表 5 变量定义与说明

变量类型	变量	测度方法	符号
被解释变量	制造业数字化转型	上文测度	DTMI
解释变量	绿色金融	上文测度	GF
中介变量	绿色技术创新	每万人绿色专利申请量	GTI
	经济发展水平	人均地区生产总值	EDL
门槛变量	人力资本水平	就业人员人均受教育年限=0×未上过学就业人员比例+6×小学就业人员比例+9×初中就业人员比例+12×高中就业人员比例+14×大专就业人员比例+16×本科就业人员比例+19×研究生就业人员比例	HCL
	研发投入水平	地方财政科学技术支出/地方财政一般预算支出	RDL
	对外开放程度	外商直接投资额/GDP	OPE
控制变量	出口贸易程度	出口贸易总额/GDP	EXP
	政府干预程度	一般公共预算支出/GDP	GOV
	区域企业规模	规模以上工业企业数量	ENS
	市场化程度	非国家资本/规模以上工业企业实收资本	MAR
	城镇化水平	城镇人口/总人口	URB

(四) 数据来源

绿色金融指标数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国金融统计年鉴》《中国保险统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国证券期货统计年鉴》、同花顺数据库、CSMAR 国泰安数据库、Wind 数据库、EPS 数据库、RESSET 数据库、中国碳核算数据库、相关企业年报等；制造业数字化转型数据主要来源于《中国电子信息产业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国高技术产业统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国第三产业统计年鉴》、工信部、中国互联网络信息中心(CNNIC)调查报告、统计公报等；中介变量绿色专利数据来源于 CNRDS 数据库；门槛变量和控制变量数据主要来源于国家统计局。

由于部分制造业数据缺失，有关制造业缺失数据用规模以上工业企业数据代替。我国最早的绿色金融实践始于 2005 年兴业银行，2021 年后数据尚未公布，西藏地区相关数据缺失严重，因此实证研究选取 2005-2021 年 30 省、市、自治区（西藏及港澳台地区除外）面板数据，个别年份缺失指标数据根据实际情况用插值法进行补齐或以零代替。为减少样本波动，对非比值型数据采取对数处理，且将全部时间价值变量折算成以 2005 年为价格基准，与 GDP 有关的变量用 GDP 平减指数(2005 年=100)平减，与消费、收入有关的变量用居民消费价格指数(CPI)(2005 年=100)平减，变量描述性统计结果见表 6。

表 6 描述性统计结果

变量类型	变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	DTMI	510	0.1170	0.0970	0.0159	0.6461
解释变量	GF	510	0.3869	0.0671	0.2301	0.6105
机制变量	GTI	510	1.1860	1.8826	0.0181	15.8166
	EDL	510	10.2134	0.6085	8.5599	11.7147
门槛变量	HCL	510	9.3518	1.1975	6.3977	14.2000
	RDL	510	0.0205	0.0143	0.0039	0.0720
	OPE	510	0.6096	2.5223	0.0477	44.8958
控制变量	EXP	510	0.1568	0.1733	0.0041	0.9281
	GOV	510	0.2379	0.1078	0.0919	0.7583
	ENS	510	8.8176	1.2026	5.8141	11.1021
	MAR	510	0.7223	0.1446	0	0.9635
	URB	510	0.5577	0.1399	0.2686	0.8958

五、实证分析

(一) 面板数据平稳性检验

为确保估计结果的有效性,避免出现伪回归现象,对数据进行单位根检验。考虑到不同单位根检验方法的局限性,本文同时采用 LLC、IPS、ADF-Fisher Chi-square 三种方法对各变量进行单位根检验,结果见表 7。由检验结果可知,原值中部分序列数据存在单位根,但经过一阶差分后,所有数据序列均通过了显著性检验,表明差分序列数据不存在单位根,说明变量是平稳的。

表 7 单位根检验结果

变量	LLC-test	IPS-test	ADF-Fisher-Chi-square	结论
DTMI	-6.1577*** (0.0000)	-9.8294*** (0.0000)	217.0418*** (0.0000)	平稳
GF	-8.8002*** (0.0000)	-7.3726*** (0.0000)	124.4695*** (0.0000)	平稳
GTI	-2.9186*** (0.0018)	-2.9496*** (0.0016)	86.1148** (0.0152)	平稳
EDL	-13.9808*** (0.0000)	-12.7742*** (0.0000)	179.5000*** (0.0000)	平稳
HCL	-3.2528*** (0.0006)	-3.5353*** (0.0002)	89.8837*** (0.0075)	平稳
RDL	-2.3300*** (0.0099)	-2.0762** (0.0189)	85.7058** (0.0164)	平稳
D_OPE	-8.7044*** (0.0000)	-7.7991*** (0.0000)	227.1932*** (0.0000)	平稳
EXP	-5.5034*** (0.0000)	-3.0285*** (0.0012)	96.7240*** (0.0019)	平稳
GOV	-5.7963*** (0.0000)	-2.7294*** (0.0032)	89.9800*** (0.0074)	平稳
ENS	-5.3531*** (0.0000)	-3.7929*** (0.0001)	97.4795*** (0.0016)	平稳
MAR	-5.9317*** (0.0000)	-4.5777*** (0.0000)	118.0595*** (0.0000)	平稳
URB	-4.5275*** (0.0000)	-2.7366*** (0.0031)	217.0418*** (0.0000)	平稳

注:“D_”表示一阶差分后的变量; Standard errors in parentheses * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

单位根检验表明面板数据序列为一阶单整,为进一步验证变量间的长期均衡关系,需对变量进行协整检验,采用 Kao 检验和 Pedroni 检验验证变量间的长期均衡关系。由检验结果表 8 可知,统计量均在 1%水平上拒绝原假设,变量间存在长期协整关系,表明可以使用原变量进行回归分析。

表 8 面板协整检验结果

检验方法	检验假设		统计量	P 值
Pedroni 检验	H0: 不存在协整关系 H1: 所有个体都存在协整关系	Modified Phillips-Perron t	10.2685	0.0000
		Phillips-Perron t	-20.8201	0.0000
		Augmented Dickey-Fuller t	-8.6856	0.0000
		Modified Dickey-Fuller t	4.9868	0.0000
		Dickey-Fuller t	7.4568	0.0000
Kao 检验	H0: 不存在协整关系 H1: 所有个体都存在协整关系	Augmented Dickey-Fuller t	7.7650	0.0000
		Unadjusted modified Dickey-Fuller t	4.2281	0.0000
		Unadjusted Dickey-Fuller t	5.6082	0.0000

(二) 基准回归

在进行面板线性回归估计前,首先应确定选择固定效应模型、随机效应模型还是混合效应模型,本文使用 F 检验和 Hausman 检验进行判断,相关检验结果表明应设立固

定效应模型，同时为了控制时间差异对回归结果造成影响，加入时间固定效应，使用双向固定效应模型进行回归分析。为验证假说 H1，基于回归模型(1)，逐一加入控制变量进行回归，结果如下表 9。由列(1)回归结果可以初步判断，系数 α_1 为 0.1080，且在 1% 水平上显著，说明绿色金融发展显著正向影响制造业数字化转型。列(7)回归结果显示，在加入一系列控制变量之后，系数 α_1 为 0.1110，且在 5% 水平上显著，即绿色金融发展指数每上升 1 个单位，制造业数字化转型随之提升 0.1110 个单位，与原系数相差无几，再次证明了假说 H1。

从控制变量系数发现：增大出口贸易程度显著负向影响制造业数字化转型。国际贸易拓宽了制造业市场空间，为部分企业带来规模经济效益，但是忽略了一个事实，我国绝大多数中小企业位于价值链低端，在贸易时依靠劳动力作为比较优势进行对外扩张，这严重阻碍了制造业向价值链高端攀升；此外，我国盲目地扩张进出口规模忽视了本土制造业转型升级，企业为了维持市场份额只能被迫从事低端制造，这不利于其长期发展。增大政府干预程度显著负向影响制造业数字化转型。一方面，当市场相关资源要素配置和要素价格调控失灵时，政府作为“看得见的手”进行适当干预调节，有利于提升资源要素配置效率和稳定要素价格市场，给企业营造良好发展环境，对制造业数字化转型产生积极影响；另一方面，当市场运行平稳运行、内部协调发展时，政府过度干预就会降低企业创新活力，不利于制造业数字化转型。提高城镇化水平显著正向影响制造业数字化转型。城镇化水平反映地区工业化进程，城镇化水平越高的地区，非农就业的人数越多，工业化水平越高，有助于制造业数字化转型。

表 9 绿色金融影响制造业数字化转型的基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	DTMI	DTMI	DTMI	DTMI	DTMI	DTMI	DTMI
GF	0.1080** (2.17)	0.1073** (2.16)	0.1009** (2.14)	0.1499*** (3.21)	0.1448*** (3.08)	0.1437*** (3.06)	0.1110** (2.39)
OPE		-0.0009 (-1.40)	-0.0008 (-1.39)	-0.0007 (-1.11)	-0.0007 (-1.10)	-0.0006 (-1.01)	-0.0009 (-1.56)
EXP			-0.1717*** (-7.53)	-0.1579*** (-7.08)	-0.1468*** (-5.91)	-0.1480*** (-5.94)	-0.0836*** (-2.99)
GOV				-0.2482*** (-5.28)	-0.2508*** (-5.33)	-0.2482*** (-5.26)	-0.2623*** (-5.67)
ENS					-0.0074 (-1.02)	-0.0082 (-1.12)	0.0111 (1.35)
MAR						0.0158 (0.78)	0.0098 (0.49)
URB							0.4170*** (4.67)
_cons	0.0271 (1.38)	0.0278 (1.42)	0.0657*** (3.42)	0.0852*** (4.48)	0.1479** (2.31)	0.1441** (2.24)	0.1784*** (2.82)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
N	510	510	510	510	510	510	510
R ²	0.6429	0.6444	0.6833	0.7014	0.7021	0.7025	0.7160

(三) 稳健性检验

(1) 替换变量法。为检验基准回归模型稳健性，选择完全客观赋权法即熵值法重新测度绿色金融指数(GF_new)，替换上述采用主客观赋权相结合方法得出的绿色金融指数作为核心解释变量；采用因子分析方法重新测度制造业数字化转型($DTMI_new$)，替换上述采用熵值法测度的制造业数字化转型作为核心被解释变量，表 10 列(1)(2)为替换后的结果，显示绿色金融对制造业数字化转型仍有显著正向影响，说明结果稳健。

(2) 缩尾处理。本文对于个别年份缺失数据,使用插值法进行补齐或以零代替,可能会造成样本中存在极端值和异常值,为排除干扰,对变量进行上下 1%缩尾处理,回归结果见列(3),与基准回归相比没有明显变化,证明结果是稳健的。

(3) 剔除部分年份数据样本。考虑到新冠肺炎疫情对全球经济发展大环境的影响,可能导致 2020 年和 2021 年的个别数据与往年产生较大的差异,导致研究结果产生偏误,因此在剔除 2020、2021 年 30 个省(市、区)的相关数据的基础上,再次考察绿色金融对制造业数字化转型的影响,结果见列(4),绿色金融发展仍然有利于中国制造业数字化转型,研究结论依然成立。

(4) 内生性处理。在构建的以上计量模型中,可能会存在一些内生性问题:一是绿色金融指数可能存在“测量误差”;二是制造业数字化转型受到很多因素影响,而本文控制变量数量有限,可能会产生遗漏变量问题。如果采用普通面板数据估计方法,可能会导致结果有偏且不一致。为规避遗漏变量和模型误设等引致的内生性问题,参考刘锡良和文书洋(2019)的研究,结合绿色金融内涵,使用环保企业金融资源增长率,作为绿色金融的一个工具变量进行内生性检验。具体计算方法为:

$$IV(\text{环保行业金融资源增长率})=(\text{环保行业金融资源}-\text{上期环保行业金融资源})/\text{上期环保行业金融资源}$$

其中环保行业金融资源增长率用 A 股上市环保企业的银行借款增长率衡量。一方面,环保行业金融资源增长率与制造业数字化转型并无直接关系,无法证明环保行业借款增长越快,该地区的制造业数字化转型速度越快;另一方面地区环保行业金融资源增长率与当地的绿色金融发展水平相挂钩,因此选用环保行业金融资源增长率作为绿色金融的工具变量 a。众所周知,上一期绿色金融发展会通过棘轮效应影响当期绿色金融发展从而对当期制造业数字化转型产生影响,具有相关性特征,选取“滞后一期绿色金融发展水平”作为工具变量 b。列(5)汇报了纳入工具变量的 2SLS 回归结果,在考虑内生性后,绿色金融对制造业数字化转型仍显著为正,验证基准回归结果稳健性。同时,第一阶段考虑异方差的弱工具变量检验 F 统计量值为 301.89,足够大于 10,且通过 1%显著性水平检验,可以否定弱工具变量问题;进一步过度识别检验,结果强烈接受“所有工具变量均外生”的原假设(p 值为 0.2654),即认为工具变量合格,与扰动项不相关。综合来看,选取这两个工具变量是合理的。

(5) 动态面板回归。上述采用静态面板考察了绿色金融对制造业数字化转型的影响,为确保结论稳健性,进一步采用 sys-GMM 动态面板模型检验基准回归稳健性,结果见列(6),AR(1)P 值小于 0.05,AR(2)检验 P 值大于 0.1,说明回归方程扰动项的差分不存在二阶自相关,同时 Hansen 检验 P 值大于 0.1,说明工具变量有效,绿色金融对制造业数字化转型依然有显著正向影响,再次证明基准回归结果具有稳健性。

表 10 稳健性检验

变量	(1) 替换核心解释变量	(2) 替换核心被解释变量	(3) 缩尾处理	(4) 剔除 20 和 21 年 两期样本	(5) 2SLS 回归	(6) sys-GMM 回归
DTMI(-1)	—	—	—	—	—	1.0758*** (40.55)
GF	—	0.6430** (2.30)	0.1125*** (2.65)	0.1106*** (2.82)	0.2484*** (4.71)	0.0330** (2.50)
GF_new	0.1067** (2.47)	—	—	—	—	—
控制变量	是	是	是	是	是	是
_cons	0.0982* (1.67)	-0.2342 (-0.69)	0.1882*** (3.25)	0.1780*** (3.12)	-0.2585*** (-5.10)	0.0043 (0.66)
F	39.59***	37.80***	44.67***	43.31***	—	—

Hausman	58.21***	55.47***	48.98***	49.20***	---	---
Hansen 检验 P 值	---	---	---	---	---	1.000
AR(1) 检验 p 值	---	---	---	---	---	0.020
AR(2) 检验 P 值	---	---	---	---	---	0.185
时间固定效应	是	是	是	是	---	---
省份固定效应	是	是	是	是	---	---
N	510	510	510	450	480	480
R ²	0.6061	0.5756	0.7437	0.7208	0.6275	---

(四) 影响机理检验

进一步探究绿色金融对制造业数字化转型的影响机制，结果见下表 11，列(1)检验绿色金融发展是否促进绿色技术创新，结果显示模型(5)回归系数 β_1 为 4.3014，且在 1% 水平上显著，说明绿色金融与绿色技术创新显著正相关。在以制造业数字化转型为被解释变量的列(3)中，显示模型(6)中系数 γ_1 和 γ_2 分别为 0.0472 和 0.0148，且均通过 5% 水平上显著性检验。列(2)(4)采用工具变量进行内生性检验，结果显示平稳。另外，绿色金融系数由列(1)的 0.1110 下降到列(3)的 0.0472， γ_1 和 $\beta_1\gamma_2$ 符号同为正，充分证明绿色技术创新存在部分中介效应，且中介效应占总效应的比例为 57.35% ($\beta_1\gamma_2 / \alpha_1$)。结果符合假说 H2，表明绿色金融通过绿色技术创新间接促进制造业数字化转型的机制存在。

表 11 影响机理检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	GTI	GTI	DTMI	DTMI
GF	4.3014*** (3.57)	5.7685*** (4.11)	0.0472** (2.12)	0.0913*** (2.87)
GTI	---	---	0.0148*** (8.90)	0.0272*** (9.92)
控制变量	是	是	是	是
_cons	9.2946*** (5.66)	-2.6412*** (-2.78)	0.0405 (0.67)	-0.1866*** (-4.43)
F	26.61***	---	27.62***	---
Hausman	96.24***	---	38.60***	---
时间固定效应	是	是	是	---
省份固定效应	是	是	是	---
N	510	480	510	480
R ²	0.6792	0.5638	0.7580	0.7537

(五) 门槛检验

在进行门限回归分析前，要检验模型门槛效应以及可能存在的门槛个数。以绿色金融、经济发展水平、人力资本水平和研发投入水平分别作为门槛变量进行单门槛和双门槛检验，检验结果如下表 12：

表 12 门槛效应检验结果

解释变量	门槛变量	门槛个数	门槛值	F 值	P 值	1%	5%	10%	bs 次数
绿色金融 (GF)	绿色金融 (GF)	单门槛	0.4164	45.03	0.0067	25.4927	31.2824	40.8595	300
		双门槛	---	15.66	0.1367	17.2765	21.7552	28.8442	
	经济发展水平 (EDL)	单门槛	11.3701	147.35	0.0000	45.0745	62.2063	85.0584	300
		双门槛	---	82.24	0.1667	180.7094	227.0508	280.5933	
	人力资本水平 (HCL)	单门槛	12.2615	64.12	0.0100	36.3913	45.7076	62.5836	300
		双门槛	---	29.55	0.2300	89.0814	108.9770	138.9442	
研发投入水平 (RDL)	单门槛	0.0420	122.42	0.0000	43.2799	51.6471	86.9928	300	
	双门槛	---	17.00	0.3867	35.7375	41.0914	61.0399		

检验结果表明，GF 单门槛 F 值为 45.03，大于 1% 水平下门界值 25.4927，即单门槛检验在 1% 水平下显著，通过单门槛检验，而双门槛 F 值为 15.66，小于 10% 水平下临界值 28.8442，双门槛检验未通过；EDL 单门槛 F 值为 147.35，大于 1% 水平下门界值

45.0745, 即单门槛检验在 1%水平下显著, 通过单门槛检验, 而双门槛 F 值为 82.24, 小于 10%水平下临界值 280.5933, 双门槛检验未通过; *HCL* 单门槛 F 值为 64.12, 大于 1%水平下临界值 36.3913, 即单门槛检验在 1%水平下显著, 通过单门槛检验, 而双门槛 F 值为 29.55, 小于 10%水平下临界值 138.9442, 双门槛检验未通过; *RDL* 单门槛 F 值为 122.42, 大于 1%水平下临界值 43.2799, 即单门槛检验在 1%水平下显著, 通过单门槛检验, 而双门槛 F 值为 17.00, 小于 10%水平下临界值 61.0399, 双门槛检验未通过

为进一步检验门槛估计值是否为真实值, 以及确定门槛值的置信区间, 本文以 *GF*、*EDL*、*HCL*、*RDL* 为门槛变量的似然比(LR)趋势图(图 3-6), 由 LR 趋势图可较为清晰地判断门槛值及其置信区间, 图中平行 x 轴的虚线为 95%置信值, 以 *GF*、*EDL*、*HCL*、*RDL* 作为门槛变量, 估计的门槛值能确保 LR 函数值最小, 小于 95%的置信值, 此时对应的置信区间分别为 (0.4147, 0.4180)(11.3590, 11.4237)(12.0426, 12.2810)(0.0409, 0.0427), 说明估计门槛值与实际存在门槛值相同, 因此接受 *GF*、*EDL*、*HCL*、*RDL* 单门槛原假设, 即以绿色金融、经济发展水平、人力资本水平、研发投入水平作为门槛变量时, 绿色金融对制造业数字化转型存在单门槛效应。

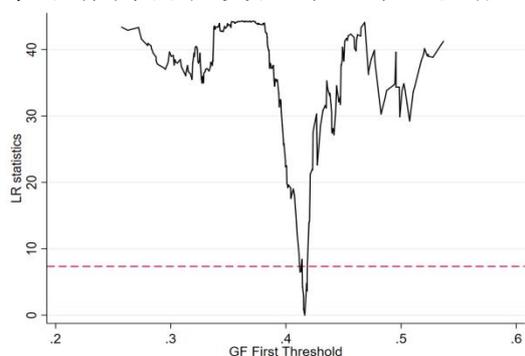


图 3 绿色金融门槛值 LR 趋势图

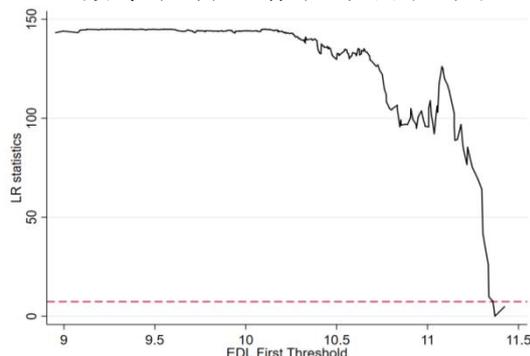


图 4 经济发展水平门槛值 LR 趋势图

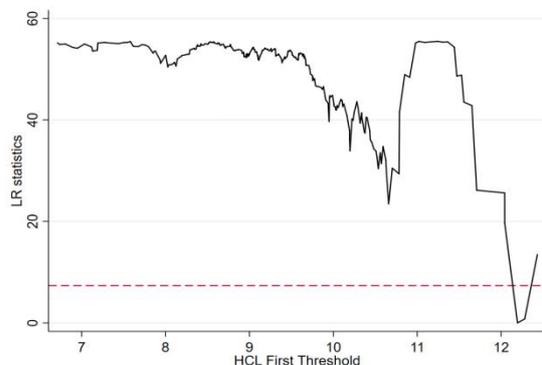


图 5 人力资本水平门槛值 LR 趋势图

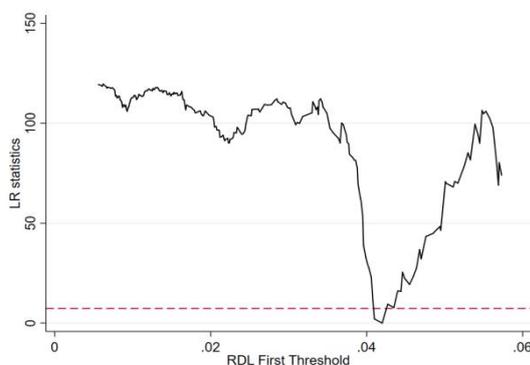


图 6 研发投入水平门槛值 LR 趋势图

门槛回归结果如下表 13, 以 *GF* 为门槛变量, 当 $GF \leq 0.4164$ 时, 系数 a_1 为正, 但不显著; 当 $GF > 0.4164$ 时, 系数 a_2 为 0.1616, 且在 5%显著性水平下通过检验, 即当 *GF* 跨越门槛值 0.4164, 绿色金融对制造业数字化转型促进作用更显著。虽然当 *GF* 小于 0.4164 时, 系数 a_1 不显著, 但当大于 0.4164 时系数 a_2 比全样本基准回归系数 α_1 大, 描述性统计中 *GF* 平均值为 0.3869, 说明在一些绿色金融发展水平较低地区, 社会资本通过绿色金融系统支持制造业数字化转型效果未完全发挥, 绿色金融对制造业数字化转型影响存在非线性特征。

以 *EDL* 为门槛变量, 当 $EDL \leq 11.3701$ 时, 系数 b_1 为 0.1448, 当 $EDL > 11.3701$ 时, 系数 b_2 为 0.4322, 且均在 1%显著性水平下通过检验, 即当 *EDL* 跨越门槛值 11.3701, 绿色金融对制造业数字化转型促进作用更显著。描述性统计中 *EDL* 平均值为 10.2134,

说明在我国部分地区经济发展水平限制下,绿色金融对制造业数字化转型促进作用尚未完全发挥,该结果反映了绿色金融与制造业数字化转型在不同经济发展水平下的不同作用效果。这一研究结论符合实际情况,《地方绿色金融发展指数与评估报告(2019)》指出各地经济发展水平直接影响绿色金融发展水平,提高地区经济发展水平对提高绿色金融发展水平具有一定作用,经济发展水平越高的地区,绿色金融对制造业数字化转型推动效果越好。

以 HCL 为门槛变量,当 $HCL \leq 12.2615$ 时,系数 c_1 为 0.1519,当 $HCL > 12.2615$ 时,系数 c_2 为 0.3504,且均在 1% 显著性水平下通过检验,即当 HCL 跨越门槛值 12.2615,绿色金融对制造业数字化转型促进作用更显著。描述性统计中 HCL 平均值为 9.3518,说明在我国部分地区人力资本水平限制下绿色金融对制造业数字化转型促进作用尚未完全发挥,该结果进一步反映了绿色金融与制造业数字化转型在不同人力资本水平下的作用效果。这一研究结论与实际情况相符,《中国产业数字化报告(2021)》中指出受自身人力资本水平的限制,缺乏数字化人才,企业难以也不敢进行数字化转型。

以 RDL 为门槛变量,当 $RDL \leq 0.0420$ 时,系数 d_1 为 0.1877,当 $RDL > 0.0420$ 时,系数 d_2 为 0.3916,且均在 1% 显著性水平下通过检验,即当 RDL 跨越门槛值 0.0420,绿色金融对制造业数字化转型促进作用更显著。描述性统计中 RDL 平均值为 0.0205,说明在我国部分地区研发投入水平限制下绿色金融对制造业数字化转型促进作用尚未完全发挥,该结果进一步反映了绿色金融与制造业数字化转型在不同研发投入水平下的作用效果。这一研究结论也符合实际情况,制造业数字化转型可从研发环节突破,政府对研发资金的支持程度会影响制造业数字化转型进程。综上,在不同绿色金融发展水平、经济发展水平、人力资本水平和研发投入水平下,绿色金融发展对制造业数字化转型影响效果不同。

表 13 门槛模型回归结果

变量	(1) DTMI	(2) DTMI	(3) DTMI	(4) DTMI
GF ($q_{it} \leq \gamma_1$)	0.0528 (0.70)	---	---	---
GF ($q_{it} > \gamma_1$)	0.1616** (2.45)	---	---	---
EDL ($q_{it} \leq \gamma_1$)	---	0.1448*** (3.26)	---	---
EDL ($q_{it} > \gamma_1$)	---	0.4322*** (9.04)	---	---
HCL ($q_{it} \leq \gamma_1$)	---	---	0.1519*** (3.16)	---
HCL ($q_{it} > \gamma_1$)	---	---	0.3504*** (6.90)	---
RDL ($q_{it} \leq \gamma_1$)	---	---	---	0.1877*** (4.19)
RDL ($q_{it} > \gamma_1$)	---	---	---	0.3916*** (8.22)
控制变量	是	是	是	是
_cons	-0.1526** (-2.15)	-0.0474 (-0.88)	-0.0161 (-0.28)	0.0675 (1.24)
N	510	510	510	510
R^2	0.4514	0.7018	0.6555	0.6924

(六) 异质性检验

我国绿色金融工具种类多样,不同类型绿色金融工具对地区制造业数字化转型产生的影响有可能不同。为验证这一设想,将绿色金融分为信贷类绿色金融工具和证券类绿色金融工具,分别进行估计,以探究不同类型绿色金融工具对制造业数字化转型的影响差异,结果见下表 14(1)-(2)。回归结果表明,信贷类、证券类绿色金融工具系数分别为

0.0968 和 0.0320，但只有信贷类通过了 1%水平下显著性检验，且其系数远大于证券类系数，即信贷类绿色金融工具对制造业数字化转型作用更显著，相比较而言，信贷类绿色金融工具的作用效果更佳。

空间区位差距一定程度导致地区经济发展不平衡，经济发展水平又与地区绿色金融对制造业数字化转型影响效果挂钩。基于此，将研究样本划分为东、中、西三个区域^①进行回归，输出结果如下表 14(3)-(5)。由回归结果可知，三区域绿色金融系数均为正，但只有东部地区通过了 1%水平下显著性检验，且其绿色金融系数远大于中西部地区绿色金融系数，即绿色金融更能促进东部地区制造业数字化转型。这可能是由于东部地区相较于中西部地区具有更为明显的区位优势和政策优势，不仅具有充足资金支持基础设施建设、生产设备的引进和技术的创新，还吸引了中西部地区大量高质量劳动力，为制造业数字化转型提供保障，能充分发挥绿色金融促进制造业数字化转型效果。综上，不同地区绿色金融发展对制造业数字化转型影响效果不同，具有区域异质性。

我国幅员辽阔，各地区资源禀赋不尽相同，基于此，按照地区资源禀赋不同将研究样本划分为资源型地区和非资源型地区^②，回归结果如下表 14(6)-(7)。资源型地区绿色金融政策总体效果有限，具有逆向抑制作用但效果不显著，说明社会资本通过绿色金融体系流向了清洁型和可持续型产业，对资源型地区制造业发展造成一定冲击，在短期内不利于制造业数字化转型。在非资源型地区，绿色金融系数为 0.2035，且在 1%的显著性水平上通过检验，说明绿色金融发展对制造业数字化转型促进作用在非资源型地区效果更显著。

表 14 异质性回归结果 1

变量	金融工具种类		地理区位特征			资源禀赋程度	
	信贷类 (1)	证券类 (2)	东部 (3)	中部 (4)	西部 (5)	资源型地区 (6)	非资源型地区 (7)
GF	0.0968*** (3.97)	0.0320 (1.14)	0.4286*** (3.50)	0.0555* (1.86)	0.0144 (0.40)	-0.0135 (-0.45)	0.2035*** (3.10)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
_cons	0.1781*** (2.97)	0.2093*** (3.33)	-0.0788 (-0.48)	-0.1032** (-2.22)	-0.0404 (-0.78)	0.0684* (1.91)	0.2516** (2.45)
F	49.39***	49.34***	28.68***	17.84***	37.62***	40.41***	49.87***
Hausman	91.12***	95.46***	48.73***	26.53***	36.25***	57.44**	53.37***
时间固定	是	是	是	是	是	是	是
省份固定	是	是	是	是	是	是	是
N	510	510	187	136	187	187	323
R ²	0.7220	0.7133	0.7429	0.8856	0.3649	0.8796	0.7409

我国各地区金融发展情况存在差异，不同程度金融发展水平往往对应不同等级金融体系建设，直接影响绿色金融政策实施情况，基于此，本文利用地区金融机构存贷款余额占 GDP 比重构建金融发展水平指标，该指标是正向指标，按第 50 百分位数值 1.247146275 将样本划分为高、低金融发展水平两组^③，然后进行分组回归，结果如下表 15(1)-(2)。由回归结果可知，两组绿色金融系数均为正，但只有高金融发展水平地区通过了 1%水平下显著性检验，且其绿色金融系数远高于低金融发展水平地区绿色金融系数，即绿色金融对高金融发展水平地区制造业数字化转型的促进效果更明显。由于高金

^① 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南；中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南；西部地区包括内蒙古、广西、四川、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆。

^② 资源型地区包括河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、四川、贵州、云南、陕西和新疆，其他省份则属于非资源型地区。

^③ 低金融发展水平地区包括黑龙江、河北、江苏、福建、山东、安徽、江西、河南、湖南、湖北、广西、四川、陕西、内蒙古、新疆；高金融发展水平地区包括辽宁、吉林、北京、天津、上海、浙江、广东、海南、山西、重庆、贵州、云南、甘肃、青海、宁夏。

融发展水平地区金融体系建设相对完善，银行可以快速搜集和挖掘企业信息，降低银行和企业间信息不对称，缓解转型企业融资约束，企业有更强动力进行数字化转型以获得资金支持，从而推动地区制造业数字化转型发展；而低金融发展水平地区金融体系建设不健全，银行与企业间存在高度信息不对称，企业面临的融资约束更强，导致绿色金融对制造业数字化转型的促进作用不明显。

地区金融发展程度也会影响绿色信贷政策的具体实施，一般情况下，绿色信贷政策会提高企业贷款的准入门槛。当一个地区的金融体系较为发达时，企业的融资渠道就会更广。企业的资金来源除了信贷融资之外，还有股权融资、债券融资等多种融资选择。因此，在金融业发达的地区，绿色金融政策的管制作用会被削弱。而在金融发展欠发达的地区，企业面临的融资环境比较严峻，融资选择有限。作为基础的融资来源，企业对通过银行贷款的方式依赖度较高。因此，对于处在金融发展欠发达地区的重污染企业而言，绿色信贷政策对其的创新激励应该会更强烈。《绿色信贷指引》实施后，相对于金融发达地区，金融欠发达地区重污染企业的创新效率提高更为显著。

考虑国家绿色金融试点政策实施，将样本划分为绿色金融政策区和非政策区^①分组估计，回归结果如下表 15(3)-(4)。结果表明在政策区与非政策区，绿色金融发展均可以显著促进制造业数字化转型，政策区的促进效应更高，但非政策区促进效应更显著。尽管江西、贵州、新疆处于绿色金融改革创新试验区，但是地方政府对转型企业的补贴优惠政策暂时未跟进，而北京、江苏等省市虽然处于非国家政策地区，但是地方政府补贴优惠政策落实到位。因此，为确保制造业数字化转型可以通过绿色金融体系得到融资便利，地方政府的各项优惠政策同样十分重要。

考虑国家低碳试点政策实施，将样本划分为低碳试点区和非低碳试点区^②分组估计，回归结果如下表 15(5)-(6)，结果表明，相对于非低碳试点区，试点区的绿色金融系数更大，说明绿色金融更能有效促进低碳试点区制造业数字化转型。可能的原因是，低碳试点政策本身释放了“绿色”信号，使得金融机构更偏向于环保产业，限制了高污染高耗能产业发展，倒逼企业技术创新和数字化转型，走向绿色生产方式；处于低碳试点区的省市，由于碳排放总量控制目标的限制，环境规制程度比非低碳试点地区更强，倒逼企业进行绿色数字化转型，导致制造业企业通过绿色金融体系获得社会资本支持的需求更高，所以在低碳试点地区，绿色金融对制造业数字化转型促进作用表现更明显。

表 15 异质性回归结果 2

变量	金融发展水平		绿色金融政策		低碳试点政策	
	低金融发展水平区 (1)	高金融发展水平区 (2)	政策区 (3)	非政策区 (4)	低碳试点区 (5)	非低碳试点区 (6)
GF	0.0342 (0.78)	0.1860** (2.29)	0.2455* (1.93)	0.1254*** (2.81)	0.3721*** (2.92)	0.0294 (0.79)
控制变量	是	是	是	是	是	是
_cons	0.0835 (1.11)	0.0978 (0.96)	0.7647*** (6.11)	0.2984*** (4.41)	-0.0836 (-0.54)	0.1473** (2.49)
F	34.61***	53.87***	78.08***	42.07***	41.99***	27.78***
Hausman	52.22***	53.63***	65.71***	53.69***	17.83**	74.44***
时间固定	是	是	是	是	是	是
省份固定	是	是	是	是	是	是
N	255	255	102	408	170	340

① 2017 年以来，国务院批准了 6 省份建立绿色金融改革创新试验区，包括：浙江、江西、广东、贵州、甘肃和新疆；其余省份则定义为非政策地区。

② 低碳试点省市包括北京、天津、上海、重庆、广东、辽宁、湖北、陕西、云南、海南。低碳试点省市选取根据国家发展改革委发布的《关于开展低碳省区和低碳城市试点工作的通知》(发改气候[2010]1587 号)、《国家发展改革委关于开展第二批低碳省区和低碳城市试点工作的通知》(发改气候[2012]3760 号)、《国家发展改革委关于开展第三批国家低碳城市试点工作的通知》(发改气候(2017)66 号)整理得来；其余省份则定义为非低碳试点地区。

六、结论与建议

分析绿色金融影响制造业数字化转型的内在机理,在此基础上,选取2005-2021年30省市面板数据,从绿色信贷、绿色证券、绿色保险、绿色投资和碳金融五个维度构建绿色金融指标体系,采用主客观相结合方法测算地区绿色金融指数;从要素、能力和价值三个维度构建制造业数字化转型指标体系,采用熵值法测度制造业数字化转型,构建线性面板回归模型和门槛回归模型,实证研究绿色金融对制造业数字化转型的影响,检验其作用机制,探究其异质性。主要研究结论如下:

第一,绿色金融为转型行业“加杠杆”,为污染行业“减杠杆”,从而推动制造业数字化转型。第二,绿色金融发展能够促进制造业数字化转型,这一结论在经一系列稳健性检验后仍显著,进一步考虑中介效应,发现绿色金融会通过绿色技术创新进而对制造业数字化转型产生影响。第三,基于面板门槛模型回归结果发现,在绿色金融发展水平、经济发展水平、人力资本水平和研发投入水平越高的地区,绿色金融对制造业数字化转型推动作用越强。第四,异质性研究结果表明,相较于证券类绿色金融工具而言,信贷类工具对制造业数字化转型促进作用效果更佳;绿色金融对制造业数字化转型促进作用在东部地区、非资源型地区、高金融发展水平地区、非绿色金融政策试点地区、低碳试点地区效果更显著。

基于以上研究结论,为推动我国制造业数字化转型,本文提出如下政策建议:

第一,拓宽绿色金融服务范围,提高绿色资金贷款额度。银行绿色金融业务不应仅聚焦于对少数清洁环保行业的支持,也不应完全拒绝向重污染领域提供金融服务,而是要重点关注高污染、高耗能行业内部绿色技术创新,这对于制造业实现数字化转型至关重要。此外,应继续加大制造业中长期贷款投放力度,落实补贴优惠政策,以充分发挥绿色金融在实体企业数字化转型过程中的助推器作用。

第二,加大绿色金融支持力度,创新绿色金融工具。要坚持市场在制造业数字化转型中的主体地位,加大对绿色金融的支持力度,优化绿色金融激励约束机制,撬动更多社会资本流向数字化转型企业。当前我国绿色金融产品创新成效还无法满足大规模、多元化的市场需求,金融机构作为绿色金融实施主体,要加快创新绿色金融工具,提供多样化绿色金融产品,提高数字化转型融资效率。

第三,畅通绿色技术创新渠道。加强创新型人才培养和引进力度,加大对绿色技术创新的投资和补贴力度,降低企业绿色技术创新风险,提高绿色技术成果转化率。绿色金融经营业务过程中加大绿色技术创新考量,重点关注绿色技术创新绩效,强化企业绿色技术创新中绿色金融激励作用。同时采取低成本费用导向及服务精细化策略,切实引导绿色金融资源流向绿色技术创新。

第四,因地制宜,实施地区差异化绿色金融政策。实施绿色金融政策需立足地区实际情况,结合地区地理区位、资源禀赋、金融发展水平等特征,因地制宜制定绿色金融发展规划,杜绝“一刀切”模式。应总结试点政策经验,进一步扩大绿色金融改革创新试验区和低碳试点区范围,更好发挥绿色金融对制造业数字化转型的促进作用。

参考文献:

- 蔡海静,汪祥耀,谭超.绿色信贷政策、企业新增银行借款与环保效应[J].会计研究,2019(03):88-95.
曹裕,李想,胡韩莉,万光羽,汪寿阳.数字化如何推动制造企业绿色转型?——资源编排理论视角下的探索性案例研究[J].管理世界,2023,39(03):96-112+126+113.

- 陈国进,丁赛杰,赵向琴,蒋晓宇.中国绿色金融政策、融资成本与企业绿色转型——基于央行担保品政策视角[J].金融研究,2021(12):75-95.
- 程虹,刘三江,罗连发.中国企业转型升级的基本状况与路径选择——基于570家企业4794名员工入企调查数据的分析[J].管理世界,2016(02):57-70.
- 崔淼,周晓雪.克服组织惯性:数字化战略更新的实现及演进路径研究[J].科研管理,2022,43(10):89-98.
- 戴翔,杨双至.数字赋能、数字投入来源与制造业绿色化转型[J].中国工业经济,2022(09):83-101.
- 杜勇,姜靖,胡红燕.供应链共同股权网络下企业数字化转型同群效应研究[J].中国工业经济,2023(04):136-155.
- 敦帅,陈强,陈力,谢智敏.重大科技基础设施运行效益影响机制研究——基于“投入—产出”视角的定性比较分析[J].中国软科学,2021(04):11-21.
- 范合君,吴婷,何思锦.企业数字化的产业链联动效应研究[J].中国工业经济,2023(03):115-132.
- 范庆泉,储成君,高佳宁.环境规制、产业结构升级对经济高质量发展的影响[J].中国人口·资源与环境,2020,30(06):84-94.
- 高锦杰,张伟伟.绿色金融对我国产业结构生态化的影响研究——基于系统GMM模型的实证检验[J].经济纵横,2021(02):105-115.
- 高康,原毅军.生产性服务业空间集聚如何推动制造业升级[J].经济评论,2020(04):20-36.
- 郭克莎,田潇潇.加快构建新发展格局与制造业转型升级路径[J].中国工业经济,2021(11):44-58.
- 郭润萍,韩梦圆,邵婷婷,冯子晴.生态视角下数字化转型企业的机会开发机理——基于海尔和苏宁的双案例研究[J].外国经济与管理,2021,43(09):43-67.
- 何德旭,程贵.绿色金融[J].经济研究,2022,57(10):10-17.
- 焦豪,杨季枫,王培暖,李倩.数据驱动的企业动态能力作用机制研究——基于数据全生命周期管理的数字化转型过程分析[J].中国工业经济,2021(11):174-192.
- 金祥义,张文菲,施炳展.绿色金融促进了中国出口贸易发展吗?[J].金融研究,2022(05):38-56.
- 黎文靖,路晓燕.机构投资者关注企业的环境绩效吗?——来自我国重污染行业上市公司的经验证据[J].金融研究,2015(12):97-112.
- 李江涛,黄海燕.绿色金融的生态环境效应——双碳目标下粤港澳大湾区的实践检验[J].广东财经大学学报,2022,37(01):87-95.
- 李晓西.(2014).中国绿色金融报告.北京:中国金融出版社.
- 刘淑春,闫津臣,张思雪,林汉川.企业管理数字化变革能提升投入产出效率吗[J].管理世界,2021,37(05):170-190+13.
- 刘锡良,文书洋.中国的金融机构应当承担环境责任吗?——基本事实、理论模型与实证检验[J].经济研究,2019,54(03):38-54.
- 刘亦文,阳超,周韶成,张漾滨.绿色信贷政策对企业环境信息披露的影响研究[J].统计研究,2022,39(11):73-87.
- 刘奕,夏杰长,李垚.生产性服务业集聚与制造业升级[J].中国工业经济,2017(07):24-42.
- 刘意,谢康,邓弘林.数据驱动的产品研发转型:组织惯例适应性变革视角的案例研究[J].管理世界,2020,36(03):164-183.
- 卢宝周,尹振涛,张妍.传统企业数字化转型过程与机制探索性研究[J].科研管理,2022,43(04):83-93.
- 马骏.论构建中国绿色金融体系[J].金融论坛,2015,20(05):18-27.
- 牛海鹏,张夏羿,张平淡.我国绿色金融政策的制度变迁与效果评价——以绿色信贷的实证研究为例[J].管理评论,2020,32(08):3-12.
- 乔彬,张蕊,雷春.高铁效应、生产性服务业集聚与制造业升级[J].经济评论,2019(06):80-96.
- 沈洪涛,马正彪.地区经济发展压力、企业环境表现与债务融资[J].金融研究,2014(02):153-166.
- 盛明泉,汪顺,张春强.“雾霾”与企业融资——来自重污染类上市公司的经验证据[J].经济评论,2017(05):28-39+90.
- 史代敏,施晓燕.绿色金融与经济高质量发展:机理、特征与实证研究[J].统计研究,2022,39(01):31-48.
- 斯丽娟,曹昊煜.绿色信贷政策能够改善企业环境社会责任吗?——基于外部约束和内部关注的视角[J].中国工业经济,2022(04):137-155.
- 苏冬蔚,连莉莉.绿色信贷是否影响重污染企业的投融资行为?[J].金融研究,2018(12):123-137.
- 苏杭,郑磊,牟逸飞.要素禀赋与中国制造业产业升级——基于WIOD和中国工业企业数据库的分析[J].管理世界,2017(04):70-79.
- 唐孝文,缪应爽,孙悦,董莉.高端装备制造企业数字化成熟度测度及影响因素研究[J].科研管理,2022,43(09):10-19.
- 万伦,王顺强,陈希,杜林明.制造业数字化转型评价指标体系构建与应用研究[J].科技管理研究,2020,40(13):142-148.
- 王馨,王营.绿色信贷政策增进绿色创新研究[J].管理世界,2021,37(06):173-188+11.
- 王修华,刘锦华,赵亚雄.绿色金融改革创新试验区的成效测度[J].数量经济技术经济研究,2021,38(10):107-127.
- 王艳丽,类晓东,龙如银.绿色信贷政策提高了企业的投资效率吗?——基于重污染企业金融资源配置的视角[J].中国人口·资源与环境,2021,31(01):123-133.
- 王遥,潘冬阳,彭俞超,梁希.基于DSGE模型的绿色信贷激励政策研究[J].金融研究,2019(11):1-18.
- 王玉林,周亚虹.绿色金融发展与企业创新[J].财经研究,2023,49(01):49-62.
- 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,22(05):731-745.
- 文书洋,刘浩,王慧.绿色金融、绿色创新与经济高质量发展[J].金融研究,2022(08):1-17.
- 吴非,胡慧芷,林慧妍,任晓怡.企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J].管理世界,2021,37(07):130-144+10.
- 吴浩强,胡苏敏.数字化转型、技术创新与企业高质量发展[J].中南财经政法大学学报,2023(01):136-145.
- 吴红军,刘啟仁,吴世农.公司环保信息披露与融资约束[J].世界经济,2017,40(05):124-147.
- 谢东江,胡士华.绿色金融、产业结构与城市工业绿色全要素生产率[J].国际金融研究,2023(05):46-56.
- 谢乔昕,张宇.绿色信贷政策、扶持之手与企业创新转型[J].科研管理,2021,42(01):124-134.
- 于文超,梁平汉.不确定性、营商环境与民营企业经营活力[J].中国工业经济,2019(11):136-154.
- 张可,李语晨,赵锦枫.绿色信贷促进了节能减排吗[J].财经科学,2022(01):15-30.
- 张婷,李泽辉,崔婕.绿色金融、环境规制与产业结构优化[J].山西财经大学学报,2022,44(06):84-98.
- 张宇,钱水土.绿色金融、环境技术进步偏向与产业结构清洁化[J].科研管理,2022,43(04):129-138.
- 朱建华,王虹吉,郑鹏.贵州省循环经济与绿色金融耦合协调发展研究[J].经济地理,2019,39(12):119-128.
- 朱向东,黄永源,朱晟君,黄海峰.绿色金融影响下中国污染性产业技术创新及其空间差异[J].地理科学,2021,41(05):777-787.
- Björkdahl J. Strategies for digitalization in manufacturing firms[J]. *California Management Review*, 2020, 62(4): 17-36.
- Fan H C, Peng Y C, Wang H H, et al. Greening through finance? [J]. *Journal of Development Economics*, 2021, 152: 102683.
- He L, Liu R, Zhong Z, et al. Can green financial development promote renewable energy investment efficiency? A consideration of bank credit [J]. *Renewable Energy*, 2019, 143: 974-984.
- Li Z, Liao G, Wang Z, et al. Green loan and subsidy for promoting clean production innovation [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 187: 421-431.
- Li S, Wang Q. Green finance policy and digital transformation of heavily polluting firms: Evidence from China [J]. *Finance Research Letters*, 2023, 55: 103876.

Lu Y, Gao Y, Zhang Y, et al. Can the green finance policy force the green transformation of high-polluting enterprises? A quasi-natural experiment based on "Green Credit Guidelines"[J]. *Energy Economics*, 2022, 114: 106265.

Lv C, Bian B, Lee C C, et al. Regional gap and the trend of green finance development in China[J]. *Energy Economics*, 2021, 102: 105476.

Owen R, Brennan G, Lyon F. Enabling investment for the transition to a low carbon economy: Government policy to finance early stage green innovation[J]. *Current opinion in environmental sustainability*, 2018, 31: 137-145.

Porter M E, Linde C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. *Journal of economic perspectives*, 1995, 9(4): 97-118.

Rodrik D. Green industrial policy[J]. *Oxford review of economic policy*, 2014, 30(3): 469-491.

Sachs J D, Woo W T, Yoshino N, et al. Why is green finance important?[J]. 2019.

Research on the Impact of Green Finance on Digital transformation of China's Manufacturing Industry

HAN Jia-bin, ZHAO Ning

(School of Business Administration, Liaoning Technology University,
Huludao 125105, China)

Abstract: On the basis of analyzing the internal mechanism of green finance affecting the Digital transformation of manufacturing industry, we selected Panel data of 30 provinces and cities in China from 2005 to 2021 to measure the green finance index of each province and city and the Digital transformation of manufacturing industry. We used linear panel regression model and threshold regression model to test the impact and mechanism of green finance on Digital transformation of manufacturing industry, and explore its heterogeneity. The theoretical research found that green finance "increased leverage" for the transformation industry and "reduced leverage" for the pollution industry, thus promoting the Digital transformation of the manufacturing industry. The empirical results show that the development of green finance in China can significantly promote the Digital transformation of manufacturing industry; Green technology innovation plays a partial intermediary role in it; In regions with higher levels of green finance development, economic development, human capital and R&D investment, green finance will play a stronger role in promoting Digital transformation of manufacturing industry; Credit tools have a better effect on promoting the Digital transformation of the manufacturing industry; Green finance plays a more significant role in promoting the Digital transformation of manufacturing industry in eastern regions, non resource-based regions, high financial development level regions, non green financial policy pilot regions, and low-carbon pilot regions. Based on this, we propose policy recommendations to promote the Digital transformation of China's manufacturing industry.

Key words: Green finance; Digital transformation; Green technology innovation; manufacturing

JEL Classification: F062.9; F424; F832