

# 企业 ESG 表现对绿色创新的影响研究

孟猛猛<sup>1</sup>, 谈湘雨<sup>1</sup>, 刘思蕊<sup>2</sup>, 雷家骥<sup>3</sup>

(1.北京邮电大学 经济管理学院, 北京 100876; 2.北京邮电大学 现代邮政学院, 北京 100876;

3.清华大学 经济管理学院, 北京 100084)

**摘要:**“双碳”目标下,绿色创新是企业低碳转型和可持续发展的重要驱动力。选取2011—2019年中国A股上市公司作为研究样本,实证分析了企业ESG表现对绿色创新的影响机制,并进一步分析了数字化转型、市场竞争强度及制度环境的调节作用。研究结果表明:①企业ESG表现可以促进绿色创新;②数字化转型、市场竞争强度及制度环境在ESG表现和绿色创新关系中起到正向调节作用。进一步机制分析发现,企业声誉和权益融资成本在企业ESG表现与绿色创新关系中发挥中介效应;异质性分析发现,企业ESG表现对绿色创新的影响,在国有企业、位于我国东部地区的企业及规模较大的企业中表现更为显著。研究结果丰富了企业ESG相关研究,对企业绿色创新管理和可持续发展提供参考借鉴。

**关键词:** ESG表现; 绿色创新; 数字化转型; 市场竞争强度; 制度环境

**中图分类号:** F273.1    **文献标志码:** A    **文章编号:** 1002—980X(2023)7—0013—12

## 一、引言

在“碳中和”和“碳达峰”的目标下,企业环境、社会、公司治理绩效(environment, social and governance,以下简称ESG)成为企业管理实践和学术研究的热点。2022年2月,《企业环境信息依法披露管理办法》开始实施,推动了ESG信息披露。ESG披露对企业产生了积极影响,现有文献探讨企业ESG表现在投资、企业绩效等企业经济领域方面的作用机制,例如,在投资领域方面,机构投资者更愿意关注ESG表现突出的企业(周方召等,2020);同时ESG优势能够显著而稳健地提升上市企业对外投资的可能性和规模,在国际直接投资上有积极影响(谢红军和吕雪,2022)。在企业绩效方面,ESG表现能够显著提高财务绩效(孙冬等,2019)和企业价值(王波和杨茂佳,2022),进一步研究发现企业创新是ESG提升企业绩效的一条重要中间路径(李井林等,2021)。因此,企业ESG表现如何影响企业创新,特别是绿色创新,是研究ESG表现对企业价值影响的关键问题。然而,现有研究文献很少关注这个研究问题,即ESG表现对绿色创新的影响机制。

绿色创新是企业低碳转型和可持续发展的重要驱动力,而ESG是企业可持续发展绩效的衡量标准(Rajesh,2020),良好的ESG表现向社会传递出企业在环境、社会责任和公司治理方面的努力,消除了信息不对称并为企业创新带来资源(李慧云等,2022),进而影响绿色创新绩效。现有研究主要关注外部环境、企业架构等因素对绿色创新的影响。例如,绿色信贷政策可以促进企业的绿色创新表现和绿色创新质量(王馨和王营,2021)及FDI(外国直接投资)流入对制造业绿色创新要素投入产生积极影响(毕克新等,2014)。在公司治理方面,管理层语调的积极程度越高,越能促进企业绿色创新水平的提升(于芝麦,2022)。ESG表现是企业追求可持续发展的投入,而绿色创新是企业可持续发展的关键驱动力。从理论上厘清ESG表现和绿色创新的关系,这对企业的可持续发展起重要作用。根据利益相关者理论,政府、投资机构、公司股东等均为企业的利益相关者,ESG表现对于企业的利益相关者的选择产生影响,从而对利益相关者带来的相关活动产生影响,如政策、投资、融资成本、企业绩效等方面。且完备的制度环境及发达的要素市场可以促进企业履行社会责任(周中胜等,2012),企业履行社会责任又将进一步提升企业绿色创新水平(肖小虹等,2021)。那么在

**收稿日期:** 2023-03-14

**基金项目:** 国家自然科学基金专项项目“科学驱动的产业创新的案例研究”(L2124026);国家自然科学基金面上项目“政治基因对企业责任式创新的作用机理和影响效果研究”(72172016);北京社会科学基金项目“北京市中小企业数字化转型的模式与路径研究”(22GLB029);北京邮电大学大学生创新创业项目“ESG对企业创新绩效的影响研究”(202208002)

**作者简介:** 孟猛猛,管理学博士,北京邮电大学经济管理学院讲师,硕士研究生导师,研究方向:创新创业;谈湘雨,北京邮电大学,研究方向:企业绿色创新、ESG治理;刘思蕊,北京邮电大学,研究方向:ESG、企业绿色创新;(通讯作者)雷家骥,博士,清华大学经济管理学院教授,博士研究生导师,研究方向:技术创新与科技政策。

不同的制度环境、市场竞争强度等外部情境下,探讨企业 ESG 表现对绿色创新的影响机制也是非常重要的。

综上所述,本文基于利益相关者理论,以 2011—2019 年 A 股上市公司为样本,借助彭博数据库的 ESG 评级数据,实证考察 ESG 表现与企业绿色创新之间的关系,并探讨数字化转型、市场竞争强度及制度环境在其关系中的调节作用。本文的研究意义在于:①在理论层面,本文丰富了 ESG 表现在绿色创新领域的文献,从非经济角度阐述了 ESG 在企业可持续发展方面的价值引导,为后续相关研究提供了参考借鉴;②在实践层面,本文基于数字化背景,明确了 ESG 表现对企业绿色创新的影响机制,提升了企业对 ESG 表现的重视程度,深化企业对于 ESG 表现价值的认知,对企业进行绿色创新管理有启示作用,为企业的可持续发展提供理论支撑。

## 二、理论分析与研究假设

利益相关者理论认为任何企业的发展都离不开利益相关者的参与,而企业绩效评价是整个理论的核心部分。在全球高速发展的同时,由于企业高度追求利益最大化,导致了其对社会、对环境责任的忽视。在这个过程中,企业财务管理将顺应发生变革,必须突破“股东至上”,建立“利益相关者合作”的财务管理模式(张兆国等,2009)。面对“双碳”目标,企业还需要进行低碳转型,追求可持续发展,而绿色创新是重要驱动力。企业经营绩效应最大限度实现各利益主体的目标,以企业价值最大化为核心契合现代企业的管理方向(陆庆平,2006)。ESG 信息披露内容涵盖环境、社会、治理三个方面,是一种对企业绩效清晰的、完备的信息评价标准,并在保持经济利润的前提下追求企业的可持续发展,可以满足利益相关者理论中企业价值最大化的核心需求。面对“双碳”目标,企业还需要进行低碳转型,追求可持续发展,而绿色创新是重要驱动力。那么 ESG 是否可以影响企业绿色创新,从而达成对企业可持续发展的目标?

国内外对 ESG 体系进行了一系列的探索研究实践工作,目前我国的 ESG 体系尚不完善,没有统一且明确的 ESG 标准和披露制度,相关研究主要集中在体系构建及企业价值方面等,缺少在创新领域的研究。例如,在体系建设方面,ESG 绿色评级体系在银行识别客户及可持续投资的引导方面的应用有助于企业经济绿色化转型和可持续发展(中国工商银行绿色金融课题组等,2017)。在企业价值方面,企业 ESG 表现有助于提升企业价值,并且对非国有企业、制度环境较好及信息传递效率较高的企业作用更明显(王琳璘等,2022)。在企业绩效方面,ESG 表现可以显著提升企业绩效,并进一步分析得出对企业绩效水平较低企业、非国有企业及高环境敏感性行业企业作用更显著(李井林等,2021)。而在创新领域,只有少数研究探索了企业 ESG 表现对企业创新的影响机制,检验得出 ESG 表现有助于提升企业创新产出质量及创新质量两方面,且随着 ESG 评级不确定程度的增加,提升作用减弱(方先明和胡丁,2023)。而绿色创新是企业实现可持续发展过程中进行减少能源消耗和环境污染等技术工艺或产品创新活动。环境规制、绿色创新是中国省市环境污染治理的关键要素,其中环境规制强化了绿色创新对地区环境污染的直接移植及抑制溢出效应,表明绿色创新是地区环境治理的大方向(郭凌军等,2022)。因此,从利益相关理论视角,ESG 表现是驱动企业进行绿色创新的战略选择。

### (一)企业 ESG 表现对绿色创新的影响

企业绿色创新的研究方向主要集中在影响绿色创新的因素的分析与研究上。在企业绿色创新绩效评估方面,朱承亮等(2018)根据专利密集型企业研究相应的绿色创新绩效评估及提升路径。此外,绿色创新受到多方面因素影响,例如利益相关者的压力、外部网络支撑等外部影响因素会影响企业的绿色创新(马媛等,2016),同时严格的环境规制对企业的绿色技术创新有积极作用,而绿色创新技术是绿色创新中的核心环节(原毅军和陈喆,2019)。因此在企业绿色创新过程中,企业需要政府政策、资金等方面的支持。根据利益相关者理论,企业 ESG 表现可以在满足企业价值最大化条件的基础上,影响利益相关者的行为,继而推动企业绿色创新。因此 ESG 对绿色创新的影响可以归结于以下两方面。

从政府角度,企业绿色创新既包括狭义上的绿色技术创新和绿色产品创新,还包括生产活动中相关的绿色制度创新、绿色管理创新等方面(杨阳等,2022)。在全球推动经济绿色发展的过程中,企业需要不断进行绿色创新活动,且市场环境、政府资助、产业集聚都对高技术产业绿色创新效率有积极影响(王惠等,2016),可以促进企业绿色创新活动的进行。研究表明,良好的 ESG 表现有助于提升组织合法性,从而获得政府监管部门的信任与支持,以缓解资源约束及获得政府补助等关键资源(谭劲松等,2022)。政策方面,企业社会

责任(CSR)与 ESG 政策的采用可以增强企业追求创新活动的能力,并最终对企业的价值创造、财务绩效及运营绩效产生积极影响(Broadstock et al, 2020)。企业追求创新活动的能力的提升意味着绿色创新的能力提升。

从财务角度,在企业内部财务水平方面,当财务外披露强制性制度生效时,ESG 表现对财务绩效有重大积极影响(Broadstock et al, 2020),企业财务业绩的体现形式之一就是盈利能力。当企业的财务绩效水平提升时,企业的盈利能力也随之增强,致使企业拥有更多的资金用于绿色创新。从企业外部投资来看,ESG 绩效也可以通过增加资产收益率(ROA)和降低风险来吸引主权财富基金(SWF)的投资,给企业进行绿色创新减少资金负担(Chen et al, 2022)。

据此,为分析 ESG 与企业绿色创新的关系,提出如下假设:

ESG 对绿色创新有积极的促进作用(H1)。

## (二)数字化转型的调节作用

随着数字经济的发展,企业开始进行数字化转型,在组织架构和业务流程等方面进行了数字技术应用和转型升级。数字化转型赋能企业的动态能力、成本控制能力和资源使用效率(范红忠等, 2022),在不同数字化水平的企业中,ESG 表现与绿色创新质量的关系变化。一方面,数字化程度的提高一方面可以帮助企业降低内部的管控成本、创新交易成本和契约成本(王晓红等, 2023),提高企业的财务表现,促进绿色创新;另一方面,数字化程度高的企业内部具有更优的生产要素组合方式和更高的数字技术水平,提高了数据采集、分析和报告的效率,资金的周转速度、企业的盈利能力得以提升,从而进一步激励绿色创新。因此,ESG 表现带来资源能够更有效的转化为绿色创新,即 ESG 表现对绿色创新的促进关系变强。而在数字化程度较低的企业中,数据运用的效率低、成本高,尚未形成清洁高效、可再生的生产方式,不利于 ESG 表现带来的资源转化为绿色创新产出。

根据以上分析,本文提出以下假设:

企业数字化转型程度正向调节 ESG 表现对绿色创新的促进作用(H2)。

## (三)市场竞争强度的调节作用

市场竞争强度会影响企业的技术创新和经营策略(曹兴和罗会华, 2020)。较高的市场竞争强度意味着企业面临的价格、促销、产品模仿等竞争活动激烈(彭正龙等, 2015)。此时,企业通过价格促销和产品创新等市场竞争策略获取竞争优势比较困难,而企业社会责任等非市场竞争策略的选择和采用更容易帮助企业通过差异化竞争脱颖而出,获取资源,建立优势。因此,ESG 表现好的企业更容易凭借灵活的治理体系和可持续的绿色发展战略在激烈的竞争中获取市场产品,同时还会获取政府补助等资源。同时,竞争激烈的市场中竞争对手较多,ESG 评级较高的企业在吸引投资方面也具有优势(谢红军和吕雪, 2022),可以缓解资金压力。因此,企业能够实现更多的绿色创新产出,即 ESG 表现与绿色创新的正向关系变强。而在市场竞争强度较低的环境中,企业处于垄断地位或替代品较少,企业进行 ESG 实践意愿较低,同时 ESG 表现为企业带来的资源优势不明显,因此,ESG 表现对绿色创新的促进作用会减弱。

根据以上分析,本文提出以下假设:

市场竞争强度在 ESG 与绿色创新的关系中具有正向调节作用(H3)。

## (四)制度环境的调节作用

制度环境代表着企业所在地区的制度约束、法律完善程度和执行效率,对企业经营和信息披露具有重要的影响(谷文林和孙静思, 2020)。在较好的制度环境中,市场分配经济资源的比重较高,政府对企业的干预较少,政府规模较小,政府与市场的关系更为协调;同时法律完善,能够处罚和约束企业的破坏环境和不正当竞争等违法行为。根据权变理论,企业的组织活动和创新行为与外部环境息息相关。自由宽松的市场环境为创新提供了良好的环境。此时,企业的寻租行为将会减少,而会更倾向于选择承担社会责任和可持续发展的经营方式,良好的 ESG 表现更容易获得政府和社会认可,进而从政府、投资机构等利益相关者获取外部资源流入,因此,对绿色创新的促进效应增强。根据(雒京华和赵博雅, 2022)的研究发现,企业在环境、社会维度资源投入具有外部性,利益相关者将间接享受到企业 ESG 实践的益处,从而为利益相关者创造了社会价值,进一步助推企业的绿色创新产出。因此,制度环境较好时,ESG 表现对绿色创新具有更强的促进作用。当制度环境较差时,市场发育程度较低,法律约束力和政府监管力度下降;同时企业通过 ESG 实践从利益相

关者获取资金、技术和知识等资源的难度较大,而且竞争对手在 ESG 实践方面的缺失也不会受到法律制裁和监管约束,企业将会选择减少绿色创新投入,即制度环境较差时,ESG 表现与绿色创新的正向关系会减弱。

因此,根据以上分析,本文提出以下假设:

制度环境在 ESG 与绿色创新的关系中具有正向调节作用(H4)。

### (五)企业声誉的中介效应

企业进行绿色创新活动需要技术知识、资金和人才等方面的资源支持。较好的 ESG 表现意味着企业关注自身的可持续发展与绿色经济转型,能够较好地履行社会责任,对环境、社会及治理作出贡献。因此,企业会受到社会公众、投资机构和政府等其他利益相关者的认可,获得较高的企业声誉。较好的企业声誉将帮助企业树立良好的企业形象,为企业吸引更多的商业合作与优质资源,包括资金投入、外部技术知识资源和高级人才等核心资源,而人才是企业绿色创新所必需的智力资本。投资可以为企业高风险的绿色创新活动提供充足资金保障;同时,外部技术资源的流入可以提高企业绿色技术研发的成功率,从而达到促进绿色创新绩效的效果(王锋正等,2022)。

因此,企业 ESG 表现通过提高企业声誉进而促进绿色创新,提出以下假设:

企业声誉在 ESG 与绿色创新的关系中具有中介效应(H5)。

### (六)权益融资成本的中介效应

绿色技术研发具有高度的不确定性。企业需要有充足的资金进行绿色创新的研发投入,就会通过融资行为筹措足够的资金。信息的不对称性和代理问题导致企业面临融资约束的问题,因此,企业面对投资者的不信任,会付出较高的权益融资成本。同时,投资机构和投资人为了快速效识别优秀企业,特别是非机构投资者会更加关注非财务信息,包括第三方 ESG 评级和企业社会责任报告。ESG 表现向投资者传递出企业具有良好的经营信号,那么投资者倾向于投资 ESG 评级较高的企业(陈若鸿等,2022);另外,ESG 评级高的企业具有更高的抗风险能力(周方召等,2020),向公众传递出企业经营风险更低。因此 ESG 表现好的企业,可以获得投资者的偏好,权益融资成本会更低,从而缓解企业的融资约束问题。那么,企业就会有更多的资金进行绿色研发投入和绿色创新产出。

根据以上分析,本文提出以下假设:

权益融资成本在 ESG 与绿色创新的关系中具有中介效应(H6)。

根据以上研究假设,本文的理论模型如图 1 所示。

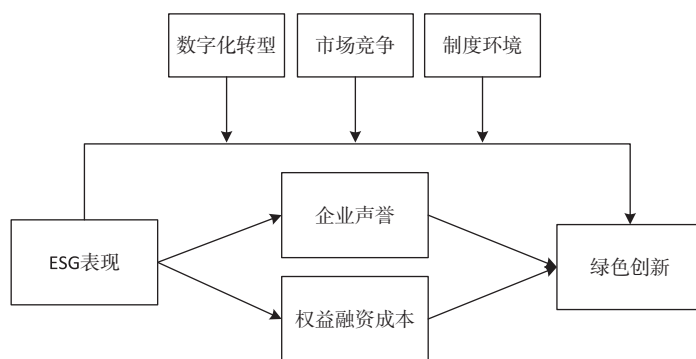


图1 研究理论模型

## 三、研究设计

### (一)样本与数据

本文选取2011—2019年A股上市公司年度数据,探讨ESG表现与企业绿色创新之间的关系。本文涉及的财务数据和绿色创新相关数据主要来源于国泰安数据库,ESG评级数据来源于彭博数据库。考虑到行业数据的可比性,本文剔除了特别处理(ST)类数据异常的公司;剔除了有关数据缺失的样本,最终得到7706个观测值,来自采掘业、采矿业、传播与文化产业、电力煤气及水的生产和供应业、建筑业、交通运输、仓储和邮政业、金融保险业、科学研究和技术服务业等24个行业。最后,对主要连续变量进行1%的缩尾处理,避免极端值的影响。

### (二)变量定义

(1)被解释变量,绿色创新(GI)。在现有研究中,国内主要以绿色专利申请数量(孟猛等,2023)、绿色专利被引次数(李长英和赵忠涛,2020;王馨和王营,2021)、绿色专利授权数量(于芝麦,2022)作为衡量企业绿色创新能力的指标。为更加准确地体现企业在绿色创新领域所取得的成就,本文采用绿色创新获得,即企业联合取得的发明专利和实用新型专利之和来衡量企业的绿色创新,同时,为增强结果的稳健性,本文采用

绿色创新申请数和绿色专利被引次数来衡量企业的绿色创新。

(2)解释变量,ESG表现。目前,国内外学术界主要通过第三方评级机构发布的评级结果来衡量企业的 ESG 表现。由于华证、商道融绿开发的 ESG 评价体系覆盖时间较短,且存在数据不全的情况,本文借鉴(潘海英等,2022)的做法,以彭博 ESG 评分来衡量 ESG 表现。在该评级体系中,E(环境)、S(社会)、G(治理)三个维度的指标权重各占 33%。E 指标下设 7 个一级指标和 46 个二级指标,S 指标下设 6 个一级指标和 46 个二级指标,G 指标下设 8 个一级指标和 30 个二级指标,能较为客观全面地评价企业的 ESG 表现。分数越高,代表企业更多地履行了环境、社会与治理责任。

(3)调节变量,数字化转型(DT)一般采用文本分析的方法进行测量(范红忠等,2022),本文参考(吴非等,2021)的做法,归集人工智能技术、区块链技术、云计算技术、大数据技术、数字技术应用五大特征词的加总词频,最终以总词频的对数衡量企业的数字化转型水平。市场竞争强度(MC)以经济学界广泛使用的赫芬达尔指数(HHI)来衡量产业市场的集中度(杜雯翠和陈博,2021)。HHI 指数指一个行业中各市场竞争主体所占行业总营业收入百分比的平方和。HHI 指数越高,表示市场集中程度越高,垄断程度越高,厂商之间的竞争强度越低。因此,本文采用 HHI 指数的相反数来衡量市场竞争强度。制度环境(IE)参考雒京华和赵博雅(2022)的做法,本文以《中国分省份市场化指数报告》构建的市场化总指数来衡量制度环境,中国市场化指数由政府与市场的关系、非国有经济的发展、产品市场的发育程度、要素市场的发育程度、市场中介组织的发育和法治环境 5 个方面共同构成。得分越高,市场经济的发展越成熟、政府与市场的关系越科学、制度环境越好(王小鲁等,2018)。

(4)中介变量,目前国外对企业声誉的测量方法主要可以分为两种:一种是由 Fombrum 和声誉研究所研究设定的哈里斯互动调查,另一种是《财富》最受尊敬企业(MAC)调查。但这两种方法存在测量维度不完备、评价主体缺乏代表性等问题,且国外的企业声誉测量方法不一定适用于国内国情(宝贡敏和徐碧祥,2007)。因此本文不采用这两种方法测算企业声誉,将参照周丽萍等(2016)的做法,采用企业无形资产作为代理变量,以企业无形资产进行自然对数处理;权益融资成本(COE)的测算方法可以分为两类:一类是事前权益资本成本测算,一类是事后权益资本成本测算。事后权益资本成本测算包含资本资产定价模型(CAPM 模型)。该模型深刻阐释了均衡市场中各项资产的定价原理,兼具简单明确、实用性强的独特优点(宝贡敏和徐碧祥,2007)。依据丁琳和刘文俊(2013)的研究,该模型可以在有效市场环境中估计证券价格、风险及其预期收益之间的关系,因此本文采用资本资产定价模型(CAPM 模型)进行测算。

(5)控制变量,本文参考谭劲松等(2022)的研究,在模型中加入了以下控制变量,以控制可能影响企业绿色创新的因素:企业规模资产、股权集中度、净资产收益率、财务杠杆、营业收入增长率、年份和行业。具体的变量定义见表 1。

### (三)模型设计

模型(1)检验企业 ESG 表现对绿色创新质量的影响。

$$GI = \beta_0 + \beta_{11}ESG + \beta Controls + \varepsilon \quad (1)$$

表 1 变量定义

| 变量类型 | 变量名称    | 变量符号        | 计算方法                                                             |
|------|---------|-------------|------------------------------------------------------------------|
| 自变量  | ESG 表现  | ESG         | 来源于彭博数据库                                                         |
| 因变量  | 绿色创新    | GI          | $\lg(\text{当年联合获得的绿色发明数量} + \text{当年联合获得的绿色实用新型数量} + 1)$         |
| 调节变量 | 数字化转型   | DT          | $\lg(\text{数字化转型总词频} + 1)$                                       |
|      | 市场竞争强度  | MC          | HHI 指数的相反数                                                       |
|      | 制度环境    | IE          | 来源于《中国分省份市场化指数报告》                                                |
| 中介变量 | 企业声誉    | Reput       | $\ln(\text{企业无形资产})$                                             |
|      | 权益融资成本  | COE         | 资本资产定价模型(CAPM 模型)                                                |
| 控制变量 | 企业规模    | Assetlog    | $\ln(\text{资产期末资产总计} + 1)$                                       |
|      | 股权集中度   | Stock-ratio | $\lg(\text{股权集中度指标} + 1)$                                        |
|      | 净资产收益率  | ROA         | $\lg(\text{市盈率} + 1)$                                            |
|      | 财务杠杆    | LEV         | 总负债/总资产                                                          |
|      | 营业收入增长率 | GRO         | $(\text{营业总收入本年本期金额} - \text{营业总收入上年同期金额}) / \text{营业总收入上年同期金额}$ |
|      | 年份固定效应  | YEAR        | 控制时间因素影响                                                         |
|      | 行业固定效应  | IND         | 控制行业因素影响                                                         |

其中: $GI$ 为绿色创新; $ESG$ 为企业 ESG 表现; $Controls$ 为控制变量,包括企业规模资产、财务杠杆、股权集中度、净资产收益率、营业收入增长率、年份和行业; $\varepsilon$ 为随机误差项; $\beta_0$ 为截距项; $\beta_{11}$ 为企业 ESG 表现对绿色创新的直接影响; $\beta$ 为控制变量对绿色创新的影响。

基于上文对调节机制的分析,构建模型(2)~模型(4)分别检验数字化转型、市场竞争强度、政府与市场的关系的调节作用。

$$GI = \beta_0 + \beta_{21}ESG + \beta_{22}DCG + \beta_{23}ESG \times DT + \beta Controls + \varepsilon \quad (2)$$

$$GI = \beta_0 + \beta_{31}ESG + \beta_{32}MC + \beta_{33}ESG \times MC + \beta Controls + \varepsilon \quad (3)$$

$$GI = \beta_0 + \beta_{41}ESG + \beta_{42}IE + \beta_{43}ESG \times IE + \beta Controls + \varepsilon \quad (4)$$

其中:对 ESG 表现及数字化转型、市场竞争强度、制度环境三个调节变量进行了中心化处理, $\beta_{22}$ 为数字化转型对二者关系的调节作用; $\beta_{32}$ 为市场竞争强度对二者关系的调节作用; $\beta_{43}$ 为制度环境对二者关系的调节作用; $DT$ 为数字化转型; $MC$ 为市场竞争强度; $IE$ 为制度环境。

## 四、实证结果与分析

### (一)描述性统计分析

如表 2 所示,企业 ESG 评分的平均值为 20.573,最小值为 1.240,处于低位,标准差为 6.874,说明我国企业的 ESG 表现仍有很大的提升空间,且差异水平明显,呈现非均衡发展特点。数字化转型的最小值为 0,最大值为 5.826,标准差为 1.307,说明企业的数字化转型能力有较大差距。制度环境的均值为 7.447,说明制度环境中市场发育程度较好。

表 3 展示了各个主要变量间的相关性分析结果。各个控制变量的相关系数不超过 0.5,不存在严重的多重共线性问题。企业 ESG 表现与绿色创新的相关系数为 0.285 并在 1% 的水平下显著,初步证明了 ESG 对绿色创新质量有积极的促进作用。绿色创新、ESG 表现、各调节变量间的相关系数均在 1% 的水平上显著相关,初步证实了本文的基本假设。

### (二)回归分析

本文采用固定效应模型进行回归,结果见表 4。在表 4 的模型 1 中,加入了关键解释变量 ESG 表现;在模型 2~模型 4 中,进一步加入了调节变量与交乘项,并将自变量和调节变量中心化,以消除变量共线性的影响。

由表 4 模型 1 可知,ESG 表现的回归系数显著为正( $\beta=0.005, p<0.01, \beta$ 为回归系数,  $p$ 为拒绝原假设的概率),表明企业 ESG 表现越好,绿色创新能力越强,说明良好的 ESG 表现能通过帮助企业提高组织合法性,获得政府的信任与支持(谭劲松等,2022),从而提升财务绩效与企业声誉来缓解绿色创新的资源约束,提高绿色创新能力,假设 1 得到支持。

模型 2 验证数字化转型对上述关系的调节作用。交互项的回归结果显示,数字化转型对企业 ESG 表现和绿色创新有显著的正向调节作用,说明更高的数字化水平能降低企业的内部管控、创新交易和契约成本(郝云宏和张蕾蕾,2006),提高数据运用和资金周转的效率,从而推动更高效的绿色创新,假设 2 得到支持。参考池仁勇等(2023)的研究,更好地展示数字化转型的调节效应,研究以均值 $\pm 1$ 个标准差将数字化转型程度分为“数字化转型程度低”和“数字化转型程度高”两组(池仁勇等,2023),绘制调节效应图。由图 2 可知,在数字化转型程度高的情况下,ESG 表现与绿色创新的正相关关系显著大于数字化转型程度低的情形,说明相对于数字化转型程度低的企业,数字化转型程度高的企业受到 ESG 表现对绿色创新的正向影响较强。

表 2 主要变量的描述性统计

| 变量     | 观测值  | 均值     | 标准差    | 最小值    | 最大值      |
|--------|------|--------|--------|--------|----------|
| 绿色创新   | 7706 | 0.327  | 0.806  | 0      | 6.850    |
| ESG 表现 | 7706 | 20.573 | 6.874  | 1.240  | 64.115   |
| 数字化转型  | 7706 | 1.168  | 1.307  | 0      | 5.826    |
| 市场竞争强度 | 7706 | -0.058 | 0.098  | -0.727 | -0.007   |
| 制度环境   | 7706 | 7.447  | 1.505  | -6.750 | 9.840    |
| 企业规模资产 | 7706 | 23.018 | 1.325  | 19.581 | 28.636   |
| 净资产收益率 | 7706 | 0.100  | 0.080  | -0.228 | 2.274    |
| 财务杠杆   | 7706 | 1.930  | 27.576 | -7.646 | 2402.774 |

表 3 主要变量的相关系数

| 变量       | 1         | 2        | 3         | 4         | 5        | 6     | 7         | 8 |
|----------|-----------|----------|-----------|-----------|----------|-------|-----------|---|
| 1.绿色创新   | 1         |          |           |           |          |       |           |   |
| 2.ESG 表现 | 0.285***  | 1        |           |           |          |       |           |   |
| 3.数字化转型  | 0.025**   | 0.030*** | 1         |           |          |       |           |   |
| 4.市场竞争强度 | -0.050*** | 0.021*   | -0.102*** | 1         |          |       |           |   |
| 5.制度环境   | 0.065***  | 0.090*** | 0.218***  | 0.095***  | 1        |       |           |   |
| 6.企业规模资产 | 0.454***  | 0.460*** | -0.001    | -0.064*** | 0.022**  | 1     |           |   |
| 7.净资产收益率 | 0.007     | -0.020*  | 0.061***  | -0.015    | 0.033*** | 0     | 1         |   |
| 8.财务杠杆   | -0.004    | -0.007   | -0.016    | 0.007     | -0.005   | 0.003 | -0.035*** | 1 |

注: \*表示  $p<0.1$ , \*\*表示  $p<0.05$ , \*\*\*表示  $p<0.01$ 。

模型3验证市场竞争强度调节企业 ESG 表现和绿色创新的关系,交互项的回归结果显示,市场竞争强度对企业 ESG 表现和绿色创新有显著的正向调节作用( $\beta=0.025, p<0.05$ ),说明在市场竞争强度较高的环境中,ESG 表现好的企业更易通过差异化竞争吸引投资人的关注,以获取绿色创新所需资金,假设3得到支持。同时,研究以均值 $\pm 1$ 个标准差将市场竞争强度分为“市场竞争强度低”和“市场竞争强度高”两组,绘制调节效应图进一步说明市场竞争强度的调节效应(池仁勇等,2023),其中直线斜率为相关系数。由图3可知,在市场竞争强度高的情况下,ESG 表现与绿色创新的正相关关系大于市场竞争强度低的情形,说明相对于所在市场竞争强度低的企业,面临高市场竞争强度的企业受到 ESG 表现对绿色创新的正向影响较强。

模型4验证制度环境调节企业 ESG 表现和绿色创新的关系,交互项的回归结果显示,制度环境对企业 ESG 表现和绿色创新有显著的正向调节作用( $\beta=0.005, p<0.01$ ),说明在制度环境较好的情况下,市场环境较为宽松,企业自主选择增加创新行为的空间较大,同时,有良好 ESG 表现的企业也能获得政府关键资源的支持,提高绿色创新效率,假设4得到支持。本文以均值 $\pm 1$ 个标准差将制度环境分为“制度环境差”和“制度环境好”两组,绘制调节效应图来展示制度环境的调节效应。由图4可知,在制度环境好的情况下,ESG 表现与绿色创新的正相关关系大于制度环境差的情形,说明相对于所在地区制度环境差的企业,所在地区制度环境好的企业受到 ESG 表现对绿色创新的正向影响较强。

表4 回归分析结果

| 变量                    | 模型1                  | 模型2                  | 模型3                  | 模型4                  | 变量                     | 模型1   | 模型2   | 模型3               | 模型4                |
|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|------------------------|-------|-------|-------------------|--------------------|
| ESG 表现                | 0.005***<br>(3.30)   | 0.005***<br>(3.48)   | 0.005***<br>(3.28)   | 0.004**<br>(2.44)    | 市场竞争强度                 |       |       | 0.176<br>(1.42)   |                    |
| 企业规模资产                | 0.115***<br>(8.01)   | 0.114***<br>(7.85)   | 0.116***<br>(8.00)   | 0.119***<br>(8.19)   | ESG 表现 $\times$ 市场竞争强度 |       |       | 0.025**<br>(2.23) |                    |
| 股权集中度                 | 0.062**<br>(2.08)    | 0.060**<br>(2.03)    | 0.063**<br>(2.10)    | 0.058*<br>(1.94)     | 制度环境                   |       |       |                   | 0.020*<br>(1.85)   |
| 净资产收益率                | -0.245***<br>(-2.97) | -0.243***<br>(-2.96) | -0.249***<br>(-3.01) | -0.257***<br>(-3.13) | ESG 表现 $\times$ 制度环境   |       |       |                   | 0.005***<br>(6.86) |
| 财务杠杆                  | -0.000<br>(-0.37)    | -0.000<br>(-0.38)    | -0.000<br>(-0.38)    | -0.000<br>(-0.37)    | 行业效应                   | 控制    | 控制    | 控制                | 控制                 |
| 营业收入增长率               | 0.002<br>(1.54)      | 0.002<br>(1.55)      | 0.002<br>(1.55)      | 0.002<br>(1.57)      | 年份效应                   | 控制    | 控制    | 控制                | 控制                 |
| 数字化转型                 |                      | 0.004<br>(0.48)      |                      |                      | $R^2$                  | 0.073 | 0.078 | 0.074             | 0.079              |
| ESG 表现 $\times$ 数字化转型 |                      | 0.005***<br>(5.99)   |                      |                      | $N$                    | 7780  | 7780  | 7780              | 7705               |

注:\*表示 $p<0.1$ , \*\*表示 $p<0.05$ , \*\*\*表示 $p<0.01$ ;括号中值表示  $T$  检验值。

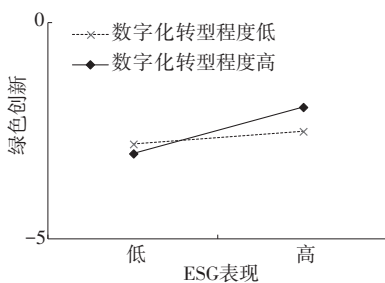


图2 数字化转型的调节效应

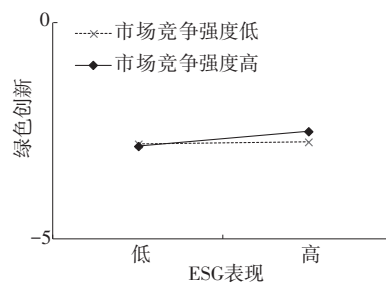


图3 市场竞争的调节效应

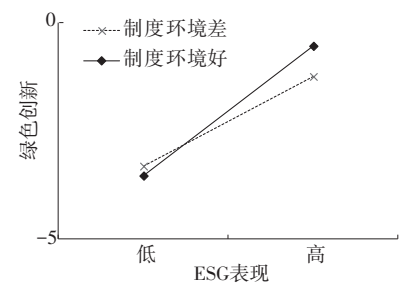


图4 制度环境的调节效应

### (三)稳健性检验

本文采用了多种稳健性检验方法,包括工具变量法、替换被解释变量,结果见表5。

#### 1. 工具变量法

为缓解由于遗漏变量、双向因果等造成的内生性问题,本文采用工具变量的方法进行稳健性检验。考虑到企业 ESG 表现对于投资者反应的影响具有滞后性,同时,前期 ESG 表现的提升能为后期的发展与创新奠定良好的基础,本文选取滞后一期的 ESG 表现( $L1.ESG$ )作为工具变量。表5报告了工具变量回归的结果,由第二阶段的回归结果可看出,ESG 表现的系数为 0.013,在 1% 的水平上显著为正,结果稳健。根据 KP-LM 统计量,工具变量识别不足的概率为 0,强烈拒绝原假设,即不存在识别不足的问题;KP-Wald  $F$  统计量为

528.597, 10%的临界值为 16.38, 即不存在弱工具变量的问题, 工具变量选择合理; 由于工具变量的个数与内生解释变量的个数相等, 不存在过度识别的情况, 因此不需要进行过度识别检验。综上所述, 采用工具变量的回归结果与基准回归保持一致。

## 2. 替换被解释变量

为进一步提高结果的可靠性, 本文分别以绿色创新申请、绿色专利被引替换被解释变量, 进行稳健性检验。根据模型 6 和模型 7, ESG 表现的系数均在 1% 的水平上显著为正, 与基准回归的结果一致, 说明 ESG 促进企业绿色创新的结论具有稳健性。

## (四) 机制分析

### 1. 企业声誉的中介机制检验

本文参照(温忠麟和叶宝娟, 2014)和江艇(2022)的中介效应检验方法, 对企业声誉的中介效应进行检验; 借鉴(周丽萍等, 2016)的研究, 以企业无形资产作为代理变量来衡量企业声誉, 其中无形资产是指“企业拥有或控制的没有实物形态的可辨认非货币性资产”。表 7 中列(1)~列(3)展示了企业 ESG 表现、企业声誉对企业绿色创新的回归结果, 列(3)中企业声誉指数( $\beta=0.034, p<0.01$ )显著, 江艇(2022)认为逐步回归法检验中介效应的可信度较低, 因此, 我们进而采用自抽样方法(Bootstrap)方法进一步检验, 计算其自抽样标准误和自抽样置信区间, 结果显示, 间接效应的置信区间不包含 0 ( $LLCI=0.001, ULCI=0.002$ ;  $LLCI$  为置信区间的最低值,  $ULCI$  为置信区间的最高值), 表示间接效应显著, 间接效应为 0.002。此外, 我们还给出了列(2)企业声誉与 ESG 表现的回归作为参考, 统计结果基本支持假设 5。最后, 我们从理论上对企业声誉作为中介效应渠道进行直观阐述, 企业声誉是企业重要的无形资产、竞争力及潜在的战略资源, 同时影响利益相关者的关键决策, 包括投资者、媒体记者、金融分析师等(郝云宏和张蕾蕾, 2006)。良好的企业 ESG 表现为企业带来了高企业声誉, 高企业声誉为企业带来多方面的战略资源, 包括资金、人才、技术等, 丰富了企业进行绿色创新活动所需要的条件及相关要素, 从而推动企业绿色创新。因此, 企业 ESG 表现通过提高企业声誉促进绿色创新。因此, 从计量分析和理论阐述两个方面为假设 5 提供经验证据, 即企业声誉在企业 ESG 表现与绿色创新关系中起部分中介效应。

表 7 机制检验结果

| 变量                     | 绿色创新<br>(1)                           | 企业声誉<br>(2)     | 绿色创新<br>(3)     | 权益融资成本<br>(4)                             | 绿色创新<br>(5)      |
|------------------------|---------------------------------------|-----------------|-----------------|-------------------------------------------|------------------|
| ESG 表现                 | 0.012*** (8.89)                       | 0.014*** (7.49) | 0.012*** (8.53) | -0.000** (-4.76)                          | 0.012*** (8.69)  |
| 企业声誉                   |                                       |                 | 0.034*** (3.88) |                                           |                  |
| 权益融资成本                 |                                       |                 |                 |                                           | -1.109** (-3.52) |
| Bootstrap 方法<br>间接效应检验 | 中介变量: 企业声誉                            |                 |                 | 中介变量: 权益融资成本                              |                  |
|                        | 0.002*** ( $LLCI=0.001, ULCI=0.002$ ) |                 |                 | 0.0005*** ( $LLCI=-0.0002, ULCI=-0.007$ ) |                  |
|                        | 机制有效-正向传导                             |                 |                 | 机制有效-正向传导                                 |                  |
| 控制变量                   | Yes                                   | Yes             | Yes             | Yes                                       | Yes              |
| 企业固定效应                 | Yes                                   | Yes             | Yes             | Yes                                       | Yes              |
| 年度固定效应                 | Yes                                   | Yes             | Yes             | Yes                                       | Yes              |
| $R^2$                  | 0.118                                 | 0.451           | 0.131           | 0.040                                     | 0.128            |
| $N$                    | 8562                                  | 8562            | 8562            | 8562                                      | 8562             |

注: \*表示  $p<0.1$ , \*\*表示  $p<0.05$ , \*\*\*表示  $p<0.01$ ; 括号中值表示  $T$  检验值;  $LLCI$  为置信区间的最低值,  $ULCI$  为置信区间的最高值。

表 5 工具变量回归结果

| 变量                      | 第一阶段: 彭博 ESG     | 第二阶段: 绿色创新       |
|-------------------------|------------------|------------------|
| ESG 表现                  |                  | 0.013*** (2.98)  |
| L1.ESG 表现               | 0.549*** (22.99) |                  |
| KP-LM 统计量 [ $P$ ]       |                  | 300.32*** (0.00) |
| KP-Wald $F$ 统计量 [ $P$ ] |                  | 528.597          |
| $N$                     | 5162             | 5162             |
| partial $R^2$           | 0.3156           |                  |

注: \*表示  $p<0.1$ , \*\*表示  $p<0.05$ , \*\*\*表示  $p<0.01$ ; 括号中值表示  $T$  检验值。

表 6 稳健性检验结果

| 变量          | 模型 5: 绿色创新        | 模型 6: 绿色创新申请    | 模型 7: 绿色专利被引    |
|-------------|-------------------|-----------------|-----------------|
| ESG 表现      | 0.013*** (2.98)   | 0.011*** (6.03) | 2.030*** (5.77) |
| 企业规模<br>资产  | 0.103*** (3.49)   | 0.142*** (7.75) | 1.489 (0.33)    |
| 股权<br>集中度   | 0.025 (0.46)      | -0.014 (-0.36)  | 6.372 (0.71)    |
| 净资产<br>收益率  | -0.454*** (-3.25) | -0.149 (-1.42)  | -35.678 (-1.60) |
| 财务杠杆        | 0.000 (0.22)      | 0.000 (0.13)    | 0.000 (0.00)    |
| 营业收入<br>增长率 | 0.005 (0.83)      | 0.004** (2.57)  | -0.353 (-0.36)  |
| 行业效应        | 控制                | 控制              | 控制              |
| 年份效应        | 控制                | 控制              | 控制              |
| $R^2$       | 0.0464            | 0.102           | 0.075           |
| $N$         | 5162              | 7780            | 3470            |

注: \*表示  $p<0.1$ , \*\*表示  $p<0.05$ , \*\*\*表示  $p<0.01$ ; 括号中值表示  $T$  检验值。

## 2. 权益融资成本的中介机制检验

综合参考(温忠麟和叶宝娟,2014)和江艇(2022)的中介效应检验方法,我们同样对权益融资成本的中介机制进行检验;权益融资成本有两类测算方法,一类是事前权益资本成本测算,一类是事后权益资本成本测算。事后权益资本成本测算包含资本资产定价模型(CAPM模型)。该模型是在有效市场环境中,估计证券价格、风险及其预期收益之间关系的模型(丁琳和刘文俊,2013)。此模型的研究重点在于寻找风险资产收益与风险之间的数量关系,即投资者关注自身得到的回报是否与投资中的风险相匹配。本文探寻 ESG 表现对绿色创新的影响关系,且研究表明 ESG 表现可以降低企业风险,根据 CAPM 模型的解释,ESG 表现良好的企业可以获得更低成本的融资,从而将资金更多地投入到绿色创新。因此本文选用 CAPM 模型测算权益融资成本。表 7 中列(4)、列(5)呈现了企业 ESG 表现、权益融资成本与绿色创新的回归结果,列(5)显示权益融资成本的系数( $\beta=-1.109, p<0.01$ )显著为负,为了提高中介效应的统计结果可信度,我们采用自由样(Bootstrap)方法进一步检验,结果显示间接效应的置信区间不包含 0( $LLCI=-0.0002, ULCI=-0.007$ ),表示间接效应显著,间接效应为 0.0005,并给出了列(4)权益融资成本和 ESG 表现的回归结果作为参考,统计结果支持假设 6。同样,我们对权益融资成本作为中介机制进行理论逻辑的解释,即企业 ESG 表现迎合可持续发展理念,可以显著降低企业风险(谭劲松等,2022)。因此 ESG 评级好的企业会获得投资者的青睐,从而降低权益融资成本,缓解企业的融资约束问题,使企业获得更多资金,有能力致力于企业绿色创新的研发投入,提高绿色技术创新产出。因此,假设 6 权益融资成本在企业 ESG 表现与绿色创新关系中介效应在统计结果和理论逻辑两个方面得到验证。

## (五)异质性分析

### 1. 所有权性质异质性分析

相比非国有企业,国有企业一方面需要承担更多的社会责任和义务;另一方面,国有企业往往没有过大的业绩压力,不需要考虑企业利润最大化的问题(朱晓凌,2022)。因此,国有企业将更倾向于选择可持续发展的经营方式,披露 ESG 报告,增加绿色创新行为。表 8 中列(1)、列(2)报告了所有权性质对企业 ESG 表现和绿色创新的影响。结果显示,对于国有企业而言,ESG 表现的估计系数在 1% 的显著性水平上显著( $\beta=0.009, p<0.01$ );对于非国有企业而言,ESG 表现的估计系数在 1% 的显著性水平上同样显著( $\beta=0.009, p<0.01$ )。为了判断二者差异是否显著,本文进一步进行 SUEST 检验,检验结果显示,分组检验系数显著在 1% 水平上显著( $\beta_0=0.016, p<0.01$ ),这表明两组之间系数存在明显差异。因此,相较于非国有企业,在国有企业中履行 ESG 责任的效果优于非国有企业。

表 8 异质性检验结果

| 变量       | 绿色创新<br>(1)国有企业              | 绿色创新<br>(2)非国有企业 | 绿色创新<br>(3)东部地区 | 绿色创新<br>(4)中部地区               | 绿色创新<br>(5)西部地区 | 绿色创新<br>(6)中小企业 | 绿色创新<br>(7)大企业  |
|----------|------------------------------|------------------|-----------------|-------------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| ESG 表现   | 0.009*** (3.64)              | 0.009*** (4.64)  | 0.016*** (8.05) | 0.003 (0.90)                  | 0.002 (0.46)    | 0.005** (2.06)  | 0.009*** (3.49) |
| SUEST 检验 | 系数差值 $\beta_0=0.016, p<0.01$ |                  |                 | 系数差值 $\beta_0=-0.016, p<0.01$ |                 |                 |                 |
| 控制变量     | Yes                          | Yes              | Yes             | Yes                           | Yes             | Yes             | Yes             |
| 企业固定效应   | Yes                          | Yes              | Yes             | Yes                           | Yes             | Yes             | Yes             |
| 年度固定效应   | Yes                          | Yes              | Yes             | Yes                           | Yes             | Yes             | Yes             |
| $R^2$    | 0.067                        | 0.065            | 0.135           | 0.039                         | 0.022           | 0.009           | 0.041           |
| N        | 3321                         | 3388             | 4579            | 1199                          | 931             | 3365            | 3344            |

注: \*表示  $p<0.1$ , \*\*表示  $p<0.05$ , \*\*\*表示  $p<0.01$ ; 括号中值表示  $T$  检验值。

### 2. 地区异质性分析

我国东、中、西部各地区的经济发展水平存在显著差异,处于不同地区的企业对于提高 ESG 的行为决策及带来的效果不同,考虑地区差异性能避免政策指向性不明的问题。表 8 中列(3)~列(5)报告了地区异质性对企业 ESG 表现和绿色创新的影响。结果显示,对于位于东部地区的企业而言,ESG 表现的估计系数在 1% 的显著性水平上显著( $\beta=0.016, p<0.01$ );位于中部地区的企业,在统计上不显著( $\beta=0.003, p>0.1$ );位于西部地区的企业,在统计上不显著( $\beta=0.002, p>0.1$ )。这表明,ESG 表现对东部地区的企业的绿色创新存在着促进作用,而对于中西部地区企业则不明显。因此,位于东部地区的企业提高 ESG 表现对促进绿色创新的效果优于中、西部企业。

### 3. 企业规模异质性分析

绿色创新活动的风险较大、收益周期较长。相较于小企业,大企业普遍拥有更充足的资金支持,能利用提高 ESG 表现带来的资源推动绿色创新。本文参考(余靖雯等,2022)的做法,按照企业规模的中位数划分为大企业 and 中小企业进行分样本检验。表 8 中(6)列和(7)列报告了企业规模异质性对企业 ESG 表现和绿色创新的影响。结果显示,对于大企业而言,ESG 表现的估计系数在 1% 的显著性水平上显著( $\beta=0.009, p<0.01$ ),而中小企业的 ESG 表现系数值明显下降( $\beta=0.005, p<0.05$ )。进一步进行 SUEST 检验,检验结果显示,分组检验系数显著在 1% 水平上显著( $\beta_0=-0.016, p<0.01$ ),这表明两组之间系数存在明显差异。因此,在规模较大的企业中,ESG 表现正向促进绿色创新的效果更为显著。

## 五、研究结论与启示

### (一)研究结论

本文以利益相关者理论为基础,构建了在数字化转型、市场竞争强度、制度环境的调节作用下,ESG 表现影响企业绿色创新的理论框架,并以 A 股上市公司 2011—2019 年的数据为样本,实证检验了 ESG 表现对企业绿色创新的内在影响机制。研究发现,第一,ESG 表现和企业绿色创新呈显著的正相关关系。ESG 政策的采用可以帮助企业提高财务绩效、缓解融资约束,为绿色创新活动提供资金积累,从而对绿色创新有积极的促进作用。第二,数字化转型、市场竞争强度、制度环境能够正向调节 ESG 表现与企业绿色创新之间的关系。进一步分析发现,机制分析表明企业 ESG 表现通过企业声誉和权益融资成本来促进绿色创新;异质性分析表明,企业 ESG 表现对绿色创新的影响,在国有企业、位于我国东部地区的企业及规模较大的企业中表现更为显著。

基于以上结论,本文的主要理论贡献如下:

首先,基于利益相关者理论完善了企业 ESG 表现与绿色创新之间的理论模型,实证检验了企业 ESG 表现对绿色创新的促进作用。当前学者主要研究 ESG 表现与企业财务绩效、企业价值的关系(李井林等,2021;袁业虎和熊笑涵,2021),较少关注 ESG 对企业绿色创新的影响。而 ESG 表现提高带来的融资成本的降低,不仅可以提升企业的财务业绩水平,还能为企业的绿色研发积累资金,从而带动绿色创新的发展。

其次,本文进一步扩展了 ESG 表现对企业创新影响的情境变量把制度环境、市场竞争强度和数字化转型等情境因素纳入理论框架中,回应了营造信息化环境和提高数据运用效率等情景因素如何影响 ESG 表现对企业创新的作用效果,为企业 ESG 表现的相关研究提供新视角。

### (二)管理启示

本文对政策制定及中国企业管理有一定实践启示:对于政府来说,应加速完善市场经济发展的各项规制,构建公正透明的市场环境,充分发挥市场活力,激励绿色创新。对于企业来说,第一,企业应充分认识到 ESG 表现对绿色创新的促进作用。良好的 ESG 表现可以降低绿色创新成本、提高绿色创新效率,帮助企业以可持续的方式实现绿色创新。企业应重视 ESG 实践,形成清洁低碳的生产方式,承担社会责任,提高治理水平,为绿色研发投入积累资金,从而实现可持续发展。第二,为更好地发挥 ESG 表现对于绿色创新的正向促进作用,在践行 ESG 理念的同时,企业应不断推动数字化转型,以更高的数字化水平为 ESG 的发展提供技术支撑;企业应注重企业声誉的培养。高企业声誉可以为企业吸纳更多战略资源,从而为企业绿色创新提供条件,赋能绿色创新。第三,企业应重视 ESG 评级。良好的 ESG 评级可以使企业获得投资者青睐,从而降低权益融资成本,缓解企业融资约束,推动绿色创新。注重企业声誉的培养,以良好的声誉吸纳战略资源,赋能绿色创新。

### (三)研究局限与展望

本文的研究仍存在一定的局限性。第一,虽然彭博 ESG 评分体系为学术界广泛使用,但并非中国本土构建的评价体系,且未根据各个行业的特性设置指标权重或指派特定指标,后续研究可以完善企业 ESG 表现的衡量方法。第二,除企业声誉、权益融资成本外,还可能某些中介变量影响 ESG 与绿色创新的关系,如融资约束。后续研究可以针对这些因素展开进一步的讨论。第三,对于不同的行业,ESG 表现对于绿色创新的影响存在差异。后续研究可以选取资源敏感型、环境敏感型等特殊行业进行具体研究。

## 参考文献

- [1] 宝贡敏, 徐碧祥, 2007. 国外企业声誉理论述评[J]. 科研管理, (3): 98-107.
- [2] 毕克新, 王禹涵, 杨朝均, 2014. 创新资源投入对绿色创新系统绿色创新能力的影响——基于制造业 FDI 流入视角的实证研究[J]. 中国软科学, (3): 153-166.
- [3] 曹兴, 罗会华, 2020. 技术研发难度、市场竞争强度对新兴产业企业进入数量的影响研究[J]. 科学决策, (10): 1-18.
- [4] 陈若鸿, 赵雪延, 金华, 2022. 企业 ESG 表现对其融资成本的影响[J]. 科学决策, (11): 24-40.
- [5] 池仁勇, 王国强, 周芷琪, 等, 2023. 数字化能力、价值共创与企业绩效: 基于数据安全的调节作用[J]. 技术经济, 42(2): 133-142.
- [6] 丁琳, 刘文俊, 2013. 中国沪市资本资产定价模型的实证检验——基于动态分组方法[J]. 中南财经政法大学学报, (4): 101-109.
- [7] 杜雯翠, 陈博, 2021. 环境规制、产业集中度与环境污染[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 41(1): 69-77.
- [8] 范红忠, 王子悦, 陶爽, 2022. 数字化转型与企业创新——基于文本分析方法的经验证据[J]. 技术经济, 41(10): 34-44.
- [9] 方先明, 胡丁, 2023. 企业 ESG 表现与创新——来自 A 股上市公司的证据[J]. 经济研究, 58(2): 91-106.
- [10] 谷文林, 孙静思, 2020. 股权质押、制度环境对企业创新的影响研究[J]. 南京社会科学, (8): 29-35.
- [11] 郭凌军, 刘嫣然, 刘光富, 2022. 环境规制、绿色创新与环境污染关系实证研究[J]. 管理学报, 19(6): 892-900.
- [12] 郝云宏, 张蕾蕾, 2006. 持久的竞争优势与战略资源——企业声誉理论综述[J]. 江西社会科学, (4): 128-135.
- [13] 景乃权, 2000. 资本资产定价模型及其评述[J]. 经济学家, (4): 116-120.
- [14] 李慧云, 刘倩颖, 李舒怡, 等, 2022. 环境、社会及治理信息披露与企业绿色创新绩效[J]. 统计研究, 39(12): 38-54.
- [15] 李井林, 阳镇, 陈劲, 等, 2021. ESG 促进企业绩效的机制研究——基于企业创新的视角[J]. 科学学与科学技术管理, 42(9): 71-89.
- [16] 李长英, 赵忠涛, 2020. 技术多样化对企业创新数量和创新质量的影响研究[J]. 经济学动态, (6): 15-29.
- [17] 陆庆平, 2006. 以企业价值最大化为导向的企业绩效评价体系——基于利益相关者理论[J]. 会计研究, (3): 56-62.
- [18] 雒京华, 赵博雅, 2022. ESG 表现与企业短期财务绩效——基于制度环境的调节效应检验[J]. 武汉金融, (7): 20-28.
- [19] 马媛, 侯贵生, 尹华, 2016. 企业绿色创新驱动因素研究——基于资源型企业的实证[J]. 科学学与科学技术管理, 37(4): 98-105.
- [20] 孟猛猛, 谈婧, 王袁清清, 等, 2023. 企业数字化转型对绿色创新的影响研究[J]. 技术经济, 42(2): 42-52.
- [21] 潘海英, 朱忆丹, 新夫, 2022. ESG 表现与企业金融化——内外监管双“管”齐下的调节效应[J]. 南京审计大学学报, 19(2): 60-69.
- [22] 彭正龙, 何培旭, 李泽, 2015. 战略导向、二元营销活动与服务企业绩效: 市场竞争强度的调节作用[J]. 经济管理, (6): 75-86.
- [23] 孙冬, 杨硕, 赵雨萱, 等, 2019. ESG 表现、财务状况与系统性风险相关性研究——以沪深 A 股电力上市公司为例[J]. 中国环境管理, 11(2): 37-43.
- [24] 谭劲松, 黄仁玉, 张京心, 2022. ESG 表现与企业风险-基于资源获取视角的解释[J]. 管理科学, 35(5): 3-18.
- [25] 王波, 杨茂佳, 2022. ESG 表现对企业价值的影响机制研究——来自我国 A 股上市公司的经验证据[J]. 软科学, 36(6): 78-84.
- [26] 王锋正, 刘向龙, 张蕾, 等, 2022. 数字化促进了资源型企业绿色技术创新吗?[J]. 科学学研究, 40(2): 332-344.
- [27] 王惠, 王树乔, 苗壮, 等, 2016. 研发投入对绿色创新效率的异质门槛效应——基于中国高技术产业的经验研究[J]. 科研管理, 37(2): 63-71.
- [28] 王琳璘, 廉永辉, 董捷, 2022. ESG 表现对企业价值的影响机制研究[J]. 证券市场导报, (5): 23-34.
- [29] 王小鲁, 樊纲, 胡李鹏, 2018. 中国分省份市场化指数报告 2018 [M]. 北京: 社会科学文献出版社.
- [30] 王晓红, 栾翔宇, 张少鹏, 2023. 企业研发投入、ESG 表现与市场价值——企业数字化水平的调节效应[J]. 科学学研究, 41(5): 896-904.
- [31] 王馨, 王营, 2021. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界, 37(6): 173-188.
- [32] 温忠麟, 叶宝娟, 2014. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 22(5): 731-745.
- [33] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 等, 2021. 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, 37(7): 130-144.
- [34] 肖小虹, 潘也, 王站杰, 2021. 企业履行社会责任促进了企业绿色创新吗?[J]. 经济经纬, 38(3): 114-123.
- [35] 谢红军, 吕雪, 2022. 负责任的国际投资: ESG 与中国 OFDI[J]. 经济研究, 57(3): 83-99.
- [36] 杨阳, 曾刚, 葛世帅, 等, 2022. 国内外绿色创新研究进展与展望[J]. 经济地理, 42(3): 10-21.
- [37] 于芝麦, 2022. “言由心生”还是“言不由衷”: 管理层语调是绿色创新的信号吗?[J]. 外国经济与管理, 44(6): 18-33.
- [38] 余靖雯, 韩秀华, 李一可, 2022. 政府补贴与企业产能过剩[J]. 产业经济评论, (5): 130-153.

- [39] 袁业虎, 熊笑涵, 2021. 上市公司 ESG 表现与企业绩效关系研究——基于媒体关注的调节作用[J]. 江西社会科学, 41(10): 68-77.
- [40] 原毅军, 陈喆, 2019. 环境规制、绿色技术创新与中国制造业转型升级[J]. 科学学研究, 37(10): 1902-1911.
- [41] 张兆国, 刘晓霞, 张庆, 2009. 企业社会责任与财务管理变革——基于利益相关者理论的研究[J]. 会计研究, (3): 54-59.
- [42] 中国工商银行绿色金融课题组, 张红力, 周月秋, 等, 2017. ESG 绿色评级及绿色指数研究[J]. 金融论坛, 22(9): 3-14.
- [43] 周方召, 潘婉颖, 付辉, 2020. 上市公司 ESG 责任表现与机构投资者持股偏好——来自中国 A 股上市公司的经验证据[J]. 科学决策, (11): 15-41.
- [44] 周丽萍, 陈燕, 金玉健, 2016. 企业社会责任与财务绩效关系的实证研究——基于企业声誉视角的分析解释[J]. 江苏社会科学, (3): 95-102.
- [45] 周中胜, 何德旭, 李正, 2012. 制度环境与企业社会责任履行: 来自中国上市公司的经验证据[J]. 中国软科学, (10): 59-68.
- [46] 朱承亮, 刘瑞明, 王宏伟, 2018. 专利密集型产业绿色创新绩效评估及提升路径[J]. 数量经济技术经济研究, 35(4): 61-79.
- [47] 朱晓凌, 2022. 公司治理水平、社会信任和企业金融化[J]. 会计师, (9): 7-9.
- [48] BROADSTOCK D C, MATOUSEK R, MEYER M, et al, 2020. Does corporate social responsibility impact firms' innovation capacity? The indirect link between environmental & social governance implementation and innovation performance [J]. Journal of Business Research, 119: 99-110.
- [49] CHEN G F, WEI B Y, DAI L Y, 2022. Can ESG-responsible investing attract sovereign wealth funds' investments? Evidence from chinese listed firms[J]. Frontiers in Environmental Science, 10:1-9.
- [50] RAJESH R, 2020. Exploring the sustainability performances of firms using environmental, social, and governance scores [J]. Journal of Cleaner Production, 247: 119600.

## Research on the Impact of ESG Performance on Green Innovation

Meng Mengmeng<sup>1</sup>, Tan Xiangyu<sup>1</sup>, Liu Sirui<sup>2</sup>, Lei Jiasu<sup>3</sup>

(1. School of Economics and Management, Beijing University of Posts and Telecommunications, Beijing 100876, China;

2. School of Modern Post, Beijing University of Posts and Telecommunications, Beijing 100876, China;

3. School of Economics and Management, Tsinghua University, Beijing 100084, China)

**Abstract:** Under the “carbon peaking and carbon neutrality goals”, green innovation is an important driving force for low-carbon transformation and sustainable development of enterprises. Using China's A-share listed companies from 2011 to 2019, the influence mechanism of ESG performance on green innovation was empirically analyzed and further the moderating effects of digital transformation, market competition intensity, and institutional environment was analyzed. The results show that corporate ESG performance positively affects green innovation. Digital transformation, market competition intensity, and institutional environment positively moderate the relationship between ESG performance and green innovation. Further mechanism tests indicate that corporate reputation and equity financing cost play a mediating effect on the relationship between ESG performance and green innovation. Heterogeneity analysis shows that the impact of ESG performance on green innovation is more significant in state-owned enterprises, enterprises located in the eastern part of China and large enterprises. It enriches the research on corporate ESG and provides a reference for green innovation management and sustainable development of enterprises.

**Keywords:** ESG performance; green innovation; digital transformation; market competition intensity; institutional environment