

# “双碳”新格局下企业绿色技术创新对其ESG绩效的影响及其路径研究

郑元桢<sup>1,2</sup>, 王卓涵<sup>1</sup>, 蔡懿<sup>3</sup>, 谢茹欣<sup>1</sup>, 门成昊<sup>1</sup>

(1. 山东大学管理学院, 济南 250100; 2. 山东大学旅游产业研究院, 济南 250100;

3. 山东大学经济学院, 济南 250100)

**摘要:** 2030年前实现“碳达峰”, 2060年前实现“碳中和”是中国对世界的郑重承诺, 表现出了中国的担当精神。在“双碳”新格局下, 局限于企业的经济表现的传统绩效衡量办法不足以满足现代化投资的需要, 综合评价企业环境、社会和管理三个方面的ESG绩效体现出巨大优势。各类绿色政策的出台引导企业走向绿色技术创新, 那么绿色技术创新会对企业ESG绩效产生什么影响? 本文基于2011—2020年的A股上市公司数据, 采用固定效应模型进行实证检验。研究表明, 企业绿色技术创新会对企业ESG绩效产生促进作用; 实用新型绿色技术创新对ESG的促进作用大于发明型绿色技术创新的促进作用; 并深入研究发现, 先通过绿色技术创新再提升市场竞争力最后实现企业ESG绩效的优化是最重要的影响路径。

**关键词:** 绿色技术创新; ESG绩效; 双碳新格局

**中图分类号:** F272    **文献标志码:** A    **文章编号:** 1002—980X(2023)3—0064—14

## 一、引言

党的二十大报告指出, 高质量发展是绿色成为普遍形态的发展, 推动经济社会发展绿色化、低碳化是实现高质量发展的关键环节。在我国加快发展方式绿色转型的大背景下, 一系列绿色政策接踵而至, 如何实现可持续发展逐渐成为企业新时代的任务和目标, 并且利益相关者们越来越关注企业的经营对自然环境、社会环境带来的长期影响。由联合国责任投资原则组织(UN PRI)提出的关注环境(environment)、社会(social)和公司治理(governance)的ESG理念, 作为目前国际社会衡量企业绿色可持续发展水平的重要标准, 日益受到学术界和实务界的广泛关注(Velte, 2017)。

高质量发展是创新成为第一动力的发展。发展绿色低碳产业, 推动形成绿色低碳的生产方式和生活方式, 积极稳妥推进碳达峰碳中和是国家的宏观发展战略。在碳达峰、碳中和的政策背景下, 绿色经济日益成为经济发展的主流, 绿色技术创新是实现企业可持续发展的重要途径(Huang and Li, 2017)。近期研究表明, 绿色技术创新能有效减少污染排放与能源消耗, 能通过生产绿色产品来激发新的市场需求、满足消费者绿色偏好(陈喆和郑江淮, 2022)。绿色技术创新可以增强企业竞争力, 提高企业经济绩效(汪明月等, 2021; 孙丽文等, 2019)。有学者认为, 企业的绿色创新能力与企业的环境、社会 and 治理影响密切相关(Xu et al, 2022)。然而, 学术界在企业绿色技术创新对ESG绩效产生的影响这一方面关注不足, 两者关系的解释不够清晰(Xu et al, 2020)。

绿色技术创新在产品设计、生产过程、市场定位等方面具有独特价值。Schiederig等(2012), 生产出满足消费者绿色偏好的差异化产品。而在需求多样化、个性化的市场环境下, 绿色产品差异化可以塑造环境友好型企业社会形象, 强化企业追求长远发展的大众认知。此外, 企业进行绿色技术创新所获取的绿色专利、品牌形象、政策支持等附加收益, 也将改善企业的无形资产, 降低企业的融资成本, 增加企业的市场竞争力。

**收稿日期:** 2022-09-15

**基金项目:** 教育部人文社科青年基金项目“时间型领导对创造力的多层次及双刃剑效应研究”(20YJC630103); 中国博士后科学基金项目“时间型领导的动态生成机制及对创造力的多层次影响效应”(2019M662391); 山东省自然科学基金青年项目“威权抑或包容: 互联网企业中关系型领导对90后新一代员工敬业度的影响研究”(ZR201911090224)

**作者简介:** 郑元桢, 山东大学管理学院科研助理, 山东大学旅游产业研究院科研助理, 研究方向: 绿色经济、共同富裕、国际贸易、市场营销; 王卓涵, 山东大学管理学院科研助理, 研究方向: 企业管理、企业经济; 蔡懿, 山东大学经济学院科研助理, 研究方向: 金融学; 谢茹欣, 山东大学管理学院科研助理, 研究方向: 企业管理、企业经济; (通讯作者) 门成昊, 博士, 山东大学管理学院副教授, 研究方向: 领导力、知识管理、创造力与创新。

企业为了持续获得绿色特征带来的竞争优势,强化绿色品牌形象,企业的绿色研发资金、人员投入必然相应增加,在供应链管理、员工管理、客户管理等方面也会进一步改善(苏媛和李广培,2021),从而提升企业ESG绩效。因此,本文选取产品差异化和市场竞争力作为中介变量。

综上所述,本文认为绿色技术创新可以促进企业ESG绩效的提高,并对两者之间的机制进行研究。与既有文献相比,本文可能存在的贡献有:①在研究视角上,从绿色技术创新角度入手,探讨企业ESG绩效的影响因素,从理论和实证两个层面分析企业进行绿色技术创新能否及如何促进企业ESG绩效的提高;②在研究方法上,为了进一步体现绿色技术创新的不同价值,本文将其细化为发明型绿色技术创新和实用型绿色技术创新;考虑到国内ESG评级体制初建,成熟度不足,本文在指标衡量上采用ESG评分而非评级体系,对企业ESG绩效进行更全面和精确的衡量与测度;③在理论创新上,目前大多数绿色技术创新的研究集中在其影响因素及与企业财务绩效的关系。本文聚焦于绿色发展的中国情境下企业绿色技术创新潜在的深层价值,强调企业进行绿色技术创新是提高企业ESG绩效实现绿色转型的关键路径,并且研究了其中可能的作用机制,进一步对产品差异化和市场竞争力两个主要中介机制进行细分探讨。

## 二、文献综述

### (一)绿色技术创新

Brawn和Wield(1994)首次提出了绿色技术的概念。之后,国内外关于绿色创新展开了不同角度的研究,使用四种术语绿色创新(green innovation)、生态创新(eco-innovation)、环境创新(environmental innovation)和可持续创新(sustainable innovation)来描述企业在提高竞争力的同时对可持续发展作出贡献(OECD 2010; Cai and Zhou, 2014)。现有研究表明,上述4个术语的定义差别不大,研究的是同一主题,在很大程度上可以互换使用(Schiederig et al, 2012; Díaz-García et al, 2015)。而绿色技术创新是绿色创新的焦点和主要组成部分,绿色技术是指减少环境污染,减少原材料和能源使用的技术、工艺或产品的总称(齐绍洲等, 2018; Huang and Li, 2017)。

回顾以往研究,关于绿色技术创新驱动因素的相关研究较为丰富,主要可以分为宏观和微观两大层面。宏观层面的影响因素有信贷政策、环境规制、普惠金融等政府视角的干预。具体研究为绿色信贷政策对于绿色创新的正向激励作用(王馨和王营, 2021);从“波特假说”理论出发,研究不同类型的环境规制工具对绿色创新的作用机理(王班班和齐绍洲, 2016; 蒋伏心等, 2013; Popp, 2002; 徐佳和崔静波, 2020);数字普惠金融对绿色技术创新的影响(钟廷勇等, 2022)。微观层面因素研究从企业内部和市场利益相关者视角出发,关注企业管理、公司治理、企业知识、媒体关注、公众监督等因素对绿色创新的驱动作用。企业管理因素即绿色管理,如Huang和Li(2017)运用社会网络理论,采用结构方程模型确定了动态能力、协调能力和社会互惠性是绿色创新的重要驱动因素;公司治理因素,如董事会治理对绿色技术创新有正向显著作用(王锋正和陈方圆, 2018)与董事会性别多元化与企业绿色创新的关系(He and Jiang, 2019);企业知识因素,如在资源基础观理论上研究知识耦合对企业绿色创新的影响机制(于飞等, 2019);外部利益相关者因素,运用信息不对称理论和信号传递理论识别媒体关注、公众监督等因素对企业绿色创新的促进作用(王云等, 2017; 董直庆和王辉, 2021)。

上述文献对于如何推动绿色技术创新提供了有益借鉴,主体逻辑是“宏观微观两层面因素推动企业绿色创新进而提高企业绩效”,但是现有研究忽略了绿色创新带来的综合影响。尽管学术界最近逐渐关注绿色创新对于企业综合绩效的影响(解学梅和朱琪玮, 2021),但是绿色创新通过怎样的内在机制影响企业绩效仍然不够明晰,需要进一步地探讨。

### (二)ESG表现

ESG是20家金融机构响应联合国秘书长科菲·阿农(Kofi Anon)的呼吁,在2004年发布的一份报告中提出的首字母缩略词。它与我们所熟知的企业社会责任CSR大体类似,不同点在于ESG明确包括治理,而CSR间接包括治理问题。因此,ESG往往是一个比CSR概念更大的术语(Gillan et al, 2021)。国内外学者聚焦ESG展开了大量研究,主要关注企业ESG表现和企业绩效的关系,但研究结果存在争议,出现了两种截然不同的检验结论。一方面,新古典理论认为,企业ESG表现和企业绩效不相关(Alexander and Buchholz, 1978)甚至负相关(Aupperle et al, 1985; Duque-Grisales and Aguilera-Caracuel, 2021),原因在于企业承担社会责任消耗了本应该用于赚取利润的稀缺资源,损害了企业的经营发展和股东利益,并且管理者可能为了声誉过度

承担社会责任(Friedman, 2007)。另一方面,企业 ESG 信息的披露可以缓解信息不对称问题和代理问题,树立良好的企业形象,增强公司信誉,降低企业的融资成本从而促进企业绩效的改善(Attig et al, 2013; Cheng et al, 2014; Fatemi et al, 2015)。与国外学者关于企业 ESG 表现的大量研究相比,国内学者早期对于 ESG 的研究关注不足,近几年来相关文献不断涌现,丰富了企业 ESG 表现到企业绩效之间的作用机制,并且大多数研究认为 ESG 显著提升了企业绩效和长期价值(谢红军和吕雪, 2022; 邱牧远和殷红, 2019)。

与此同时,伴随着上市公司财务造假、环境污染等问题的不断爆发,企业的 ESG 表现越来越成为投资者关注的重要信息,绿色金融成为流行理念。“十四五”规划和 2035 年远景目标纲要均突出强调了绿色发展理念,国资委也将 ESG 纳入推动企业履行社会责任的重点工作,我国 ESG 建设不断加强和完善(刘馨蔚, 2022)。不难看出,ESG 表现将在企业经营占据重要地位。

那么,如何提高企业 ESG 表现呢? 以往研究忽略了企业 ESG 表现的影响因素,存在理论空白。从信号理论出发,企业的 ESG 信息披露是为了向外界传达遵守环境法规,具有可持续发展能力以获得投资者认可的信号。而企业进行绿色技术创新一方面可以提高自己的生产效率;另一方面也是向投资者、消费者传递履行社会责任的信息,通过具有绿色环保差异优势的产品提高企业的形象和声誉,传递企业值得信赖的正向信号。那么企业实行绿色技术创新是否可以提高企业 ESG 表现? 因此,本文旨在研究绿色技术创新和企业 ESG 绩效之间的关系,尤其是探讨绿色技术创新对企业 ESG 绩效的作用机理。

### 三、假设提出

面对气候变化给人类生存和发展带来的严峻问题,绿色发展已成为各国的焦点。企业作为社会主体的直接承担者,在国家发展战略中起着至关重要的作用。通过技术革命带来的绿色产业创新推动企业向着高质量、生态型发展,逐渐被其纳入可持续发展目标实现路径中。绿色创新指的是各行业为将传统业务转变为可持续运营而采取的创新方法(Fazal-e-Hasan, 2023), Wicki 和 Hansen(2019)将绿色技术定义为:减少环境污染,减少原材料和能源使用的技术、工艺或产品的总称。因此,绿色技术创新可以认为是通过采用环境友好型技术或工艺将传统业务进行改革的方式。企业 ESG 表现为企业的环境绩效、社会绩效和公司治理水平。其中,环境绩效是企业经营活动中由于环境保护和治理污染所取得的成绩和效果;社会责任绩效是企业为反映和衡量履行社会责任的行为和效果;公司治理水平主要是指企业在商业战略、风险管理战略、治理结构、治理机制和治理行为等方面的综合水平(王珮等, 2021)。

其一,良性企业承担着环境责任,它是社会文明发展到一定阶段的产物,是企业谋求自身经济利益最大化的同时所履行的保护环境的社会义务。绿色技术创新能力的提高有利于低碳、无碳能源的开发利用和低碳材料、产品、技术的研发推广从而从根本上解决环境问题并且规避产品污染风险。同时,为了使创新能力得到更充分地发挥,资源需要进行重置。企业通过产业结构的调整来实现工业低碳化、高技术化转型为后续的环境改善提供源源不断的动力,降低碳生产率(李巍和郝永勤, 2017)。不仅如此,该创新技术的加强也降低了能源强度,减少生产环节的能源消耗,并通过减少对能源的广泛依赖而对环境产生积极影响,提高环境质量(Saudi et al, 2019)。

其二,企业还承担着社会责任,需要对利益相关者负责。随着科技和文明的进步,人们保护环境意识逐渐增强,绿色消费观已逐步形成。绿色消费观不同于传统消费观的层面在于其更加关心社会生活环境利益,将消费利益与人类生存利益相结合。因此,绿色技术创新进行的绿色产品的生产符合消费者的绿色消费观的要求,以产品革命和过程优化顺应消费者需求(姜雨峰和田虹, 2014)。于其企业内部性而言,绿色技术创新通过环保理念和产品开发、设计与包装相结合,不但降低了生产成本,提升产品价值并降低了投资风险,还增加了产品的差异化优势从而增加进入壁垒。这一方面扩大了企业的市场份额使企业所有者或股东得到更高利润;另一方面激励员工,提高员工的积极性和对企业的认可(Fernandes et al, 2021)。

其三,为了满足可持续经营目标,企业需要进行动态发展的公司治理。根据资源依赖理论,环境的不确定性会增大企业经营决策和战略制定的不可预测性,进而影响经营管理活动,从而缺乏稳定的战略目标,容易造成资源浪费,甚至反向产生环境效应,影响外部环境系统。基于要素禀赋结构,生态环境恶化、资源枯竭会对公司的资源构成危险,降低其所能提供的产品比较优势能力,使得企业主动采取环境战略。绿色技术创新在技术创新的各阶段引入生态观念,改变资源基础和能力,企业的内部要素和环境外部要素也随之调整从而创造资源、能源和材料的独特特性,带来有利的竞争优势,帮助企业进行战略改革(Claudia et al, 2014)。制

度理论认为,绿色技术创新在改变原有工艺的情况下顺应时代趋势,主动给企业创造生机和突破点,让企业从固有思维模式中脱离出来,回应制度压力和内外部趋同化的预期来引导发展方向。除此之外,其有利于企业承担并履行社会责任,从而获得政府支持,减少政府干预和监管的同时更灵活地制定商业战略和治理结构(袁业虎等,2021)。声誉机制理论认为,环境绩效可以通过企业声誉带来经济绩效进而影响企业战略的确定和实施。绿色技术创新向市场传递承担社会责任信号的同时,获得大众的普遍关注,以不断优化的产品设计和过程传达出技术革命的稳健性从而积累良好声誉和品牌效应,使企业进入良性循环并形成市场优势,为公司治理方向和规模奠定基础(Lin et al,2016)。因此,绿色技术创新分别从各路径对企业ESG三方面起作用,进而形成连带效应。

基于上述理论,本文提出假设1:

企业进行绿色技术创新对其ESG绩效有显著的促进作用(H1)。

在我国,专利可以分为三类:发明专利、实用新型专利和外观设计专利。不同的专利类型具备有不同的知识产权性质,根据《中华人民共和国专利法》的定义,发明专利,是指对产品、方法或其改进所提出的新的技术方案,需要具备“突出的实质性特点和显著的进步”;实用新型,是指对产品的形状、构造或其结合所提出的适于实用的新的技术方案,只需具备“实质性特点和进步”;外观设计,是指对产品的形状、图案或其结合及色彩与形状、图案的结合所做出的富有美感并适于工业应用的新设计。根据定义可以看出,实用新型专利和外观设计专利的创造性水平要求要低于发明专利。故相较于绿色实用新型专利(称为实用新型绿色技术创新)和外观设计,绿色发明专利(称为发明型绿色技术创新)的应用可以为企业提供更强大的竞争力,含金量更高(李诗等,2012),更可以体现上市公司的研发力量,可以为公司提供更好的市场口碑,从而对企业的ESG三方面产生更强的正向作用。由于外观设计上的绿色化手段较少,故本文只考虑绿色发明专利和绿色实用新型专利的异质性。

基于上述理论,本文提出假设2:

相较于实用新型绿色技术创新,企业成功进行发明型绿色技术创新可以对企业ESG绩效产生更强的正向作用(H2)。

绿色技术创新与传统技术创新相比,其在产品设计、生产过程、生产工艺、生产产品、消费体验、市场定位等方面具有环境属性(Schiederig et al,2012)。随着经济的发展和人民生活水平的提升,社会对环境友好属性愈发重视,采用绿色生产技术的产品由于具备了环保、安全、高效、环境友好和低使用成本等优势能够更好的迎合消费者的新时代价值取向(苏媛和李广培,2021),且在当今发达国家严格的绿色贸易技术壁垒下,采用绿色技术生产的产品能够更好的打开销路。因此,进行绿色技术创新的产品会具有环保、安全、销路广等产品差异优势,即促进产品差异化。企业采用绿色技术创新生产的具有环境友好特征的产品在生产与使用过程中,顺应国家战略制定并实施的环境政策(如绿色采购政策、绿色信贷政策、绿色补贴政策),减少能源及资源消耗与污染物排放,减少温室气体排放以应对气候变化,保护生物多样性,形成产品的环境友好独特优势,进而增强环境层面ESG绩效。同时,企业进行绿色技术创新,体现了企业对于自然环境和人类社会的关切,凸显企业的社会责任感,增加企业商业道德,形成产品的社会层面独特优势,进而增强社会层面ESG绩效。最后,政府给予消费者进行绿色消费政策补贴可增加客户持续消费行为,企业可在此过程中加强客户管理、供应链管理和产品管理,形成产品的管理独特优势,进而增强社会层面ESG绩效。

基于上述理论,本文提出假设3:

企业绿色技术创新通过产品差异化过程对其ESG绩效产生影响(H3)。

从为应对全球气候危机、水资源危机等环境挑战的环境治理和国际贸易法规制度体系的发展趋势来看,目前全球受到的环境威胁日益增大,与环境治理相关的法律法规也日益严苛,国际贸易中的绿色壁垒日益增高。基于上述背景趋势,资源基础观学派认为,未来企业市场竞争力依赖于促进环境可持续发展的资源与能力(Hart and Dowell,2011)。首先,绿色技术创新研发的绿色专利技术的知识产权保护制度日益完善,企业采取绿色技术创新行为,可获取绿色专利技术这一无形资产、树立绿色品牌形象。其次,“绿色信贷”“低碳城市”等绿色政策的出台,使得绿色企业和进行绿色转型的企业可以得到更好的融资环境等资源优势,提升相对于非绿色企业的经济效益,并且实现规避刚性严苛的环境监管惩罚带来的额外成本(Simao and Lisboa,2017),企业拥有更多可周转资金,增强市场竞争力。最后,绿色企业采用绿色技术创新,实现研发、生产、管理、营销等多环节的全生命周期绿色化,解决污染防治、绿色生产等问题,获取收益与市场竞争力(Costa-Campi,2017)。绿色技术创新

为企业带来的更强的市场竞争力,为绿色企业在公司员工发展(劳动安全、员工权益)、供应链管理、客户管理、产品管理带来发展机遇,促进绿色企业在以上方面进一步发展以提升社会层面 ESG 绩效。同时,绿色企业为获取市场竞争力、扩大公司规模,在公司治理(反腐败与贿赂、举报制度)方面更加严格,并加强对环境规定等的合规管理,以维持企业的市场地位并进一步发展,故增加公司治理层面的 ESG 绩效。

基于上述理论,提出假设 4:

企业绿色技术创新通过提升市场竞争力对其 ESG 绩效产生影响(H4)。

企业采用绿色技术创新生产的产品具有在绿色环境效益方面的差异化。近年来,消费者环保意识不断加强,消费者环保意识和环保偏好对于绿色产品销售和企业绿色技术创新的影响也在持续增加(杨晓辉和游达明,2021)。同时,采用绿色技术生产的产品凸显企业社会责任(李文茜和刘益,2017),塑造环境友好企业的品牌形象,有助于从整体上强化公众对企业产品的绿色差异化认知(苏媛和李广培,2021)。差异化竞争理论认为公司提供的产品或服务差异化,形成一些在全产业范围中具有独特性的东西,对于绿色技术生产产品而言,绿色属性就是其在全产业范围中具有独特性的东西,具体而言就是由于污染税等附加成本减少而带来的价格优势、由于绿色贸易壁垒失效而带来的销路优势和由于环境友好而带来的声誉优势等,以上产品独特优势即产品差异化优势便为产品提升了市场竞争力,进而提升企业的市场地位和管理技能等方面的能力,从而综合提升企业的 ESG 绩效。

因此本文提出假设 5:

绿色技术创新企业的产品差异化对其市场竞争力起到正向促进作用,产品差异化在绿色技术创新能力与其市场竞争力的关系中起中介作用,企业绿色技术创新通过提升产品差异化对企业市场竞争力产生影响,且最终推动其 ESG 绩效的提升(H5)。

## 四、研究设计

### (一)数据说明

本文研究以 2011—2020 年的所有 A 股上市公司为初始研究对象,由于绿色技术创新主要集中在制造业,剔除传媒、金融、零售业行业等服务业上市公司,剔除非正常交易上市公司(包括 ST、ST\* 和 PT<sup>①</sup>)和资产负债率小于 0 或超过 1 及相关数据缺失值较多的上市公司。ESG 评分来自 Bloomberg 数据库;绿色专利申请数据和专利申请总数数据来自从中国研究数据服务平台(CNRDS)整理的绿色专利数据库和上市公司专利数据库,绿色专利和专利都包含了发明专利和实用新型专利,以集团公司为单位,包含了集团公司当年联合申请的专利;其他公司特征数据包括企业规模、外部投资者占比、企业成熟度、独立董事占比来自国泰安数据库(CSMAR)。将上述数据整理并剔除数据缺失严重的公司后,最终获得 6600 个年度观测值。本文对主要连续变量进行 1% 的 winsorize 处理。

### (二)模型选择与构建和指标选取

本文研究的主题是企业绿色技术创新对企业 ESG 绩效的相关关系及影响机制。因此,将企业的 ESG 绩效作为被解释变量。本文选择国际主流评价体系之一的彭博 ESG 评价体系(BloombergESG)作为 ESG 数据来源,并且选用 ESG 评分(ESG)而不是 ESG 评级作为被解释变量,原因如下:一是 ESG 绩效在国际已经形成了相对成熟和完整的评价体系,国内的 ESG 评级体系尚未达到国际的成熟度,并且与国外学者关于 ESG 表现的大量研究成果相比,国内学者关于 ESG 的研究较为缺乏(李井林等,2021);二是选用 ESG 评分与选用 ESG 评级相比,可以进一步细化上市公司的 ESG 绩效,使得研究结果更加显著和具有可行性。

本文的解释变量为企业的绿色技术创新,参考 Tang 等(2021)、徐佳和崔静波(2021)的衡量办法,采用企业绿色专利申请年度数量( $\ln GTI$ )来衡量企业绿色技术创新,并将企业绿色技术创新细分为发明型绿色技术创新和实用新型绿色技术创新,分别用绿色发明型专利申请数量( $\ln GTI_1$ )和绿色实用新型专利申请数量( $\ln GTI_2$ )进行衡量,并且参考徐佳和崔静波(2021)的办法,对绿色专利申请数量、绿色发明型专利申请数量和绿色实用新型专利申请数量采取加一后再取对数的方式处理。

① 当一个公司连续两年亏损或者净资产低于股票面值的时候,在股票名称前就会加上“ST”,表示“特殊处理”的意思。如果在第三年,公司的经营未有改善,依旧处于亏损状态,股票名称前除“ST”外还会加上“\*”,即“\*ST”,意为有退市风险。上市公司出现连续三年亏损等情况,其股票将暂停上市。沪深交易所对这类暂停上市的股票实施特别转让服务,并在其简称前冠以 PT,称之为 PT 股票。

考虑到公司自身的其他因素会对企业ESG绩效产生影响。因此本文研究选取了以下5个变量作为控制变量：一是企业规模(lnTA)，以企业披露的合并会计报表上的总资产的对数作为衡量方式；学界通常采用两种方式对企业规模进行衡量，一种是企业总资产，另一种是企业员工总数，根据Min等(2021)指出在中国制造业企业占上市企业总数的绝大部分，这使得用总资产来衡量企业规模更为合适，并且本文研究选取的样本范围大部分为制造业企业。因此选择企业总资产作为衡量方式更为妥当，参考Chang等(2021)的做法，对企业年末总资产取对数处理。二是专利申请总数(lnTPA)，以企业集团公司每年申请的发明专利、实用新型专利、外观设计专利的总和的对数来衡量；由于绿色专利申请数量采用了取对数处理，本文对专利申请总数也采用取对数处理。三是机构投资者占比(SRII)，用机构投资者所持股票总占比来衡量；根据吾买尔江·艾山等(2021)的研究，机构投资者持股对企业价值和ESG绩效有显著正向影响。四是企业成熟度(lnAGE)，用2020年减去企业的上市时间的对数来衡量；企业年龄越大，其治理经验更加丰富和治理体系更加完善，故成熟度越高，成熟度越高的企业往往治理更加合理稳重、ESG绩效水平更高，本文参考王珍愚等(2021)对企业年龄取对数处理。五是独立董事占比(ID)，用独立董事的人数除以董事总人数来衡量；根据谢东明和王平(2021)及Suharyati和Rahmawati(2015)的研究表明，独立董事的可变比例显著影响公司的环境绩效，根据柯宝红(2010)和李洪和李倩(2010)的研究，当机构投资者持有更多的股份的时候，公司绩效会更好。变量的符号和度量说明及数据来源见表1。

表1 主要变量、变量度量 and 数据来源

变量类型	变量	符号	变量度量	数据来源
被解释变量	ESG评分	ESG	采用国际权威的彭博(Bloomberg)ESG评分	Bloomberg Database
解释变量	绿色技术创新	lnGTI	企业2011—2020年的年末在绿色专利申请量统计的对数	CNRDS
	发明型绿色技术创新	lnGTI <sub>1</sub>	企业2011—2020年的年末在绿色发明专利申请量统计的对数	CNRDS
	实用新型绿色技术创新	lnGTI <sub>2</sub>	企业2011—2020年的年末在绿色实用新型专利申请量统计的对数	CNRDS
控制变量	企业规模	lnTA	ln(企业总资产)	CSMAR
	专利申请总数	lnTPA	企业2011—2020年的年末在专利申请量统计的对数	CNRDS
	机构投资者占比	SRII	外部投资者所持股份占比	CSMAR
	企业成熟度	lnAGE	ln(2020-企业上市年份+1)	CSMAR
	独立董事占比	ID	独立董事人数÷董事总人数	CSMAR

表2报告了主要变量的描述性统计结果。由绿色专利申请量的平均数和专利申请总量的平均数可知，2011—2020年企业绿色专利申请平均占比为13.518%，对比Min等(2021)统计的2007—2018年的企业绿色专利申请平均占比4.31%，有较大的提升，表明绿色技术创新在中国企业的重视程度增加；绿色专利申请量的标准差为47.633，比变量的平均标准差高，表明绿色专利的集中度较低。同时，绿色发明专利的申请数量对数平均值大于绿色实用新型专利申请对数平均值，说明在现阶段绿色技术创新中绿色发明专利创新占据更大的权重。机构投资者的平均占比为54.276%，标准差为22.363，低于标准差平均值，说明机构投资者的投资选择较为集中。独立董事占比平均为37.907%，标准差为7.379，低于标准差平均值，可知企业之间的独立董事占比差别小，这是由于独立董事的外部监督作用和声誉保护机制已经得到了学界和企业界的广泛认可(谢东明和王平，2021)。

表2 描述性统计

变量	变量数	均值	标准差	最小值	最大值
ESG	6600	21.579	6.935	9.091	45.041
lnGTI	6600	1.460	1.489	0	5.836
GTI	6600	16.583	47.633	0	1612
lnGTI <sub>1</sub>	6600	1.072	1.321	0	5.418
lnGTI <sub>2</sub>	6600	0.999	1.221	0	4.855
lnTA	6600	23.267	1.423	20.456	27.145
lnTPA	6600	3.123	1.899	0	7.827
TPA	6600	122.674	339.345	0	11211
SRII	6600	54.276	22.363	1.549	93.183
lnAGE	6600	2.537	0.576	0.693	3.295
ID	6600	37.907	7.379	25	60

表3展示了相关系数矩阵，由表可知，绿色技术创新和企业大小、企业专利总申请量、机构投资者、企业成熟度、独立董事占比显著相关，并且，5个控制变量和解释变量绿色技术创新都呈现正相关的关系。虽然解释变量和控制变量之间有显著的联系，但是不能根据相关系数大小而断定有多重共线性，需要进行进一步检验。本文对上述解释变量和控制变量进行进一步分析，经过统计发现，各变量的方差膨胀因子均小于10。因此不存在严重的多重共线性。

面板数据模型分为三种，为固定效应模型(FE)、随机效应模型(RE)和混合回归模型(PLS)。首先确定固定效应模型和随机效应模型的选择，采用Hausman检验来确定模型的选择。Hausman检验的原假设为FE和RE模型的估计不存在显著差异，检验结果P值为0，故拒绝原假设，固定效应和随机效应模型的估计存在

表 3 相关系数矩阵与方差膨胀因子(VIF)

变量	lnGTI	lnTA	lnTPA	SRII	lnAGE	ID	VIF	1/VIF
lnGTI	1.000						2.79	0.358
lnTA	0.463***	1.000					1.77	0.563
lnTPA	0.764***	0.315***	1.000				2.42	0.413
SRII	0.142***	0.477***	0.097***	1.000			1.32	0.760
lnAGE	0.071***	0.294***	0.042***	0.141***	1.000		1.11	0.899
ID	0.035***	0.037***	0.054***	-0.046***	-0.081***	1.000	1.00	0.982
变量	lnGTI <sub>1</sub>	lnTA	lnTPA	SRII	lnAGE	ID	VIF	1/VIF
lnGTI <sub>1</sub>	1.000						2.27	0.439
lnTA	0.451***	1.000					1.74	0.574
lnTPA	0.706***	0.315***	1.000				2.00	0.500
SRII	0.137***	0.477***	0.097***	1.000			1.31	0.760
lnAGE	0.078***	0.294***	0.042***	0.141***	1.000		1.11	0.901
ID	0.047***	0.037***	0.054***	-0.046***	-0.081***	1.000	1.02	0.982
变量	lnGTI <sub>2</sub>	lnTA	lnTPA	SRII	lnAGE	ID	VIF	1/VIF
lnGTI <sub>2</sub>	1.000						2.32	0.431
lnTA	0.453***	1.000					1.75	0.572
lnTPA	0.711***	0.315***	1.000				2.03	0.493
SRII	0.151***	0.477***	0.097***	1.000			1.31	0.763
lnAGE	0.045***	0.294***	0.042***	0.141***	1.000		1.12	0.894
ID	0.035***	0.037***	0.054***	-0.046***	-0.081***	1.000	1.02	0.982

注:\*\*和\*\*\*分别表示在5%和1%的水平上的显著性。

显著差异,故选择固定效应模型。其次再确定混合回归模型和固定效应模型的选择,先进行是否存在截面相关的检验,Pesaran和Frees检验的结果都表示存在截面相关问题。因此需要对变量先进行最小二乘法虚拟变量估计法(ISDV)估计并处理误差项截面相关问题,而后对公司变量进行F检验,结果显示 $P=0.00 < 0.1$ ,拒绝原假设,选择固定效应模型。最后,为保证模型的严谨性,选择双向固定效应模型进行模型构建,控制了时间效应和个体效应。综上,模型构建如下:

$$ESG_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln GTI_{it} + \beta_2 \ln TA_{it} + \beta_3 \ln TPA_{it} + \beta_4 SRII_{it} + \beta_5 \ln AGE_{it} + \beta_6 ID_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (i = 1, 2, \dots, 660; t = 1, 2, \dots, 10) \quad (1)$$

$$ESG_{it} = \beta_7 + \beta_8 \ln GTI_{1it} + \beta_9 \ln TA_{it} + \beta_{10} \ln TPA_{it} + \beta_{11} SRII_{it} + \beta_{12} \ln AGE_{it} + \beta_{13} ID_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (i = 1, 2, \dots, 660; t = 1, 2, \dots, 10) \quad (2)$$

$$ESG_{it} = \beta_{14} + \beta_{15} \ln GTI_{2it} + \beta_{16} \ln TA_{it} + \beta_{17} \ln TPA_{it} + \beta_{18} SRII_{it} + \beta_{19} \ln AGE_{it} + \beta_{20} ID_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (i = 1, 2, \dots, 660; t = 1, 2, \dots, 10) \quad (3)$$

其中: $\beta$ 为相关系数; $i$ 为第*i*年的第*t*个企业; $\mu_i$ 为个体固定效应; $\gamma_t$ 为时间固定效应; $\varepsilon_{it}$ 为误差项。图1展示了变量解释变量绿色技术创新与被解释变量ESG评分的散点图并画出回归直线。由图1可知,绿色技术创新与ESG评分存在理论上预期的正相关关系,对假设进行了初步的证明。

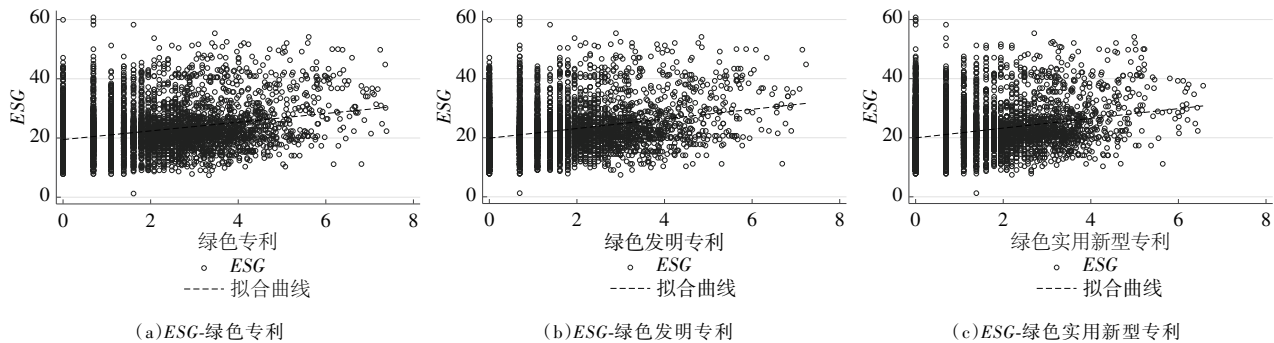


图 1 散点图和回归直线(从左到右分别为绿色专利、绿色发明专利、绿色实用新型专利)

### 五、实证结果及分析

在数据分析之前,需要对数据的三大问题(截面相关、组内自相关、组间异方差)进行检测。前文已对数

据进行了Pesaran和Frees检验,两个检验都表明存在截面相关问题。组间异方差的检验采用Webel和Greene(2011)提出的方法,得到检验结果为 $P=0.00<0.1$ ,显著的拒绝了不存在异方差的原假设。因此存在异方差问题。组内自相关采用Wooldridge(2003)和Drukker(2003)提出的检测方法,结果显示 $P=0.00<0.1$ ,显著的拒绝了不存在自相关的原假设。因此存在组内自相关问题。

由于存在截面相关、组内自相关、组间异方差三个问题。因此需要对双向固定效应模型进行修正。Driscoll和Kraay(1998)提出Driscoll-Kraay标准误,Driscoll-Kraay标准误可以对以上三个问题进行解决。因此采用Driscoll-Kraay标准误对双向固定效应模型进行调整。

根据上述构建的双向固定效应模型和对三个问题的检验,用Driscoll-Kraay标准误进行调整可以解决截面相关、组间异方差和组内自相关问题,是本文采用的调整办法。本部分将基于上述构建的模型并且采用Driscoll-Kraay标准误,考察企业绿色技术创新对企业ESG评级的量化影响,估计结果见表4。表4的(1)列是用企业绿色专利申请总量衡量的绿色技术创新,(2)列是用企业绿色发明专利申请总量衡量的发明型绿色技术创新,(3)列是用企业绿色实用新型专利申请总量衡量的企业实用新型绿色技术创新,以上的回归结果都控制了时间效应和个体效应。

表4 Driscoll-Kraay标准误调整回归结果表

ESG与绿色技术创新		ESG与发明型绿色技术创新		ESG与实用新型绿色技术创新	
(1)		(2)		(3)	
lnGTI	0.264*** (0.071)	lnGTI <sub>1</sub>	0.275** (0.095)	lnGTI <sub>2</sub>	0.296*** (0.069)
lnTA	0.830*** (0.195)	lnTA	0.823*** (0.201)	lnTA	0.848*** (0.187)
lnTPA	0.017 (0.078)	lnTPA	0.047 (0.077)	lnTPA	0.036 (0.063)
SRH	-0.001 (0.008)	SRH	-0.001 (0.008)	SRH	-0.001 (0.008)
lnAGE	-0.240 (0.319)	lnAGE	-0.228 (0.316)	lnAGE	-0.268 (0.325)
ID	-0.004 (0.003)	ID	-0.004 (0.003)	ID	-0.004 (0.003)

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示显著性水平为10%、5%和1%;括号内为Driscoll-Kraay标准误。

总观表4回归结果,企业的绿色技术创新对制造业上市公司的ESG绩效产生了一定程度的促进作用,并且都在5%及以上水平显著。由表4的(1)结果可知,绿色技术创新总指标lnGTI的系数在1%的水平上显著为正,表明绿色技术创新程度的深化对企业ESG绩效产生积极作用。进一步将企业绿色技术创新进行细化,(2)列的结果表明,发明型企业绿色技术创新lnGTI<sub>1</sub>的系数在5%的水平上显著为正,(3)列的结果表明,实用型企业绿色技术创新lnGTI<sub>2</sub>的系数在1%的水平上显著为正,但是将(2)列和(3)列的结果进行对比,实用性绿色技术创新对企业ESG绩效的影响程度略高于发明型绿色技术创新的影响,这表明现阶段实用性绿色技术创新相对于发明型绿色技术创新具有更大的推动力。发明专利与实用新型专利相比,含金量更高(李诗等,2012),更可以体现上市公司的研发力量,发明型绿色技术创新的推动力不及实用型绿色技术创新的结果说明,绿色技术创新的水平还处于初步开发阶段,需要进一步深度挖掘绿色技术创新的潜质。本文研究的上述回归的结果与李诗等(2012)的研究结果相互印证。李诗等(2012)发现,企业拥有的专利数量越多,企业的价值就越高,并且公司的三项专利拥有量(发明专利、实用新型专利和外观设计专利)都和公司价值存在正相关关系。综上,假设1得到验证。

控制变量方面,企业规模与ESG在1%的水平上显著的正相关,与相关研究的理论预期符合,说明企业的总资产越多,越注重企业ESG绩效,这与Schumpeter的理论形成完整的逻辑链条。其余的控制变量,企业专利申请总量、机构投资者占比、企业成熟度和企业独立董事占比都不显著,说明这些变量不是影响企业ESG绩效的主要核心因素。

## 六、稳健性检验

### (一)回归方法变更

本文采用的是双向固定效应模型,双向固定效应模型可能存在组内自相关、组间异方差、截面相关三大问题,故要求采用不同的标准误来进行针对性问题解决。本文在前文进行了Pesaran和Frees检验及采用WH Greene、Wooldridge和Drukker提出的检测方法对组内自相关、组间异方差、截面相关三大问题进行检测,结果表明存在三大问题,由于Driscoll-Kraay标准误进行调整可以解决截面相关、组间异方差和组内自相关问题。因此前文采用Driscoll-Kraay标准误来进行回归分析。为了进一步检验研究结果的稳健性,也使用Rogers标准误(可以处理组间异方差和组内自相关问题)和White标准误(可以处理组间异方差问题)对双向



固定效应模型进行调整,将其调整结果和无调整的结果作为对照组与 Driscoll-Kraay 标准误进行对比。

由表 5 可见,(2)列 ESG 评分与绿色技术创新的系数在进行 Driscoll-Kraay 标准误调整后的回归结果在 1% 的水平上显著正相关,并且由(1)、(3)和(4)列可知,虽然无调整回归、采用 Rogers 标准误和 White 标准误调整的回归没有全部解决三个问题,但是其进行调整后的结果与采用 Driscoll-Kraay 标准误的回归结果一致,都证明了本文的假设;发明型绿色技术创新和实用性绿色技术创新的无调整回归结果、Driscoll-Kraay 标准误、Rogers 标准误和 White 标准差调整后回归结果也相同,都在 5% 的水平上与企业 ESG 评分显著正相关,证明了本文的假设;同时,不同标准误调整后的回归结果相同也验证了本文所构建的模型的稳健性。

**(二)变量替换法**

企业之间的差异或不可观测的动机(徐佳和崔静波,2021)有可能对回归的结果产生影响,对本文的结论产生干扰。因此本文将采用其他标准来衡量绿色技术创新,参考 Hong 等(2021)和徐佳和崔静波(2021)采用的办法,采用绿色专利申请占比(GTI)作为衡量绿色技术创新的指标,具体而言,分子为绿色专利申请总量、发明型绿色专利申请量和实用新型绿色专利申请量,分母为企业年度发明型专利申请量和实用新型专利申请量之和,采用绿色专利占比作为衡量绿色技术创新的指标可以很好的解决不同公司之间的潜在差异问题。同时,本文参考了 Hong 等(2021)和 Tang 等(2021)的控制变量选择,将前十股东控股总和添加为控制变量,进一步提升模型的可靠性。

回归结果见表 6,表 6 的(1)~(3)列展示了变换绿色技术创新衡量方式和添加控制变量后的回归结果。可知,绿色技术创新对 ESG 的影响在 10% 的水平显著为正,实用新型绿色技术创新对 ESG 的影响在 1% 的水平上显著为正,发明型绿色技术创新对 ESG 的影响不显著;控制变量企业大小对 ESG 的影响都在 1% 的水平上显著为正,专利总申请数对 ESG 的影响在 10% 的水平上显著为正,其余的控制变量对 ESG 的影响不显著。以上回归结果与表 5 的回归结果基本一致,证实了表 5 的研究结论和模型的稳定性。

**(三)内生性问题的讨论**

本文研究的问题是绿色技术创新与 ESG 绩效的关系。因此可能存在双向因果的问题。为了明确是否具有双向因果的问题存在本文采用滞后一期回归的办法进行检验。由表 7 可见,在对因变量进行滞后处理后的回归结果与基准回归模型的结果相近,表明研究结果具有较好的稳定性。

表 5 稳健性检验(回归方法变更)

变量	无调整 (1)	Driscoll-Kraay (2)	Rogers (3)	White (4)
lnGTI	0.264*** (0.078)	0.264*** (0.071)	0.264*** (0.103)	0.264*** (0.103)
lnGTI <sub>1</sub>	0.275*** (0.080)	0.275** (0.095)	0.275** (0.114)	0.275*** (0.114)
lnGTI <sub>2</sub>	0.296*** (0.080)	0.296*** (0.069)	0.296*** (0.103)	0.296*** (0.103)

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示显著性水平为 10%、5% 和 1%;括号内为 Driscoll-Kraay 标准误。

表 6 稳健性检验(变量替换法)

变量	绿色技术创新 (1)	发明型绿色技术创新 (2)	实用新型绿色技术创新 (3)
GTI	0.107* (0.057)	0.073 (0.192)	0.268*** (0.056)
lnTA	0.816*** (0.204)	0.819*** (0.208)	0.818*** (0.202)
lnTPA	0.127* (0.067)	0.125* (0.067)	0.127* (0.066)
SRII	-0.016 (0.138)	-0.016 (0.014)	-0.016 (0.014)
lnAGE	0.307 (0.453)	0.308 (0.453)	0.306 (0.003)
ID	-0.003 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.003 (0.003)
TTS	0.029** (0.016)	0.029** (0.014)	0.029** (0.014)

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示显著性水平为 10%、5% 和 1%;括号内为 Driscoll-Kraay 标准误;变量 GTI 在(1)~(3)列分别表示 lnGTI、lnGTI<sub>1</sub>、lnGTI<sub>2</sub>。

表 7 稳健性检验(滞后变量法)

变量	(1)	(2)	(3)	变量	(1)	(2)	(3)
	lnGTI	lnGTI <sub>1</sub>	lnGTI <sub>2</sub>		lnGTI	lnGTI <sub>1</sub>	lnGTI <sub>2</sub>
lnGTI	0.268***(0.078)	0.274***(0.092)	0.317****(0.092)	ID	0.001(0.008)	0.001(0.009)	0.001(0.009)
lnTA	0.891****(0.241)	0.884****(0.247)	0.906****(0.233)	TTS	0.017****(0.007)	0.017****(0.007)	0.017****(0.007)
lnTPA	-0.087*(0.048)	-0.055*(0.041)	-0.073*(0.053)	RFS	0.023****(0.003)	0.024****(0.003)	0.022****(0.003)
SRII	-0.033****(0.010)	-0.034****(0.010)	-0.033****(0.010)	TobinQ	0.154(0.117)	0.154(0.119)	0.154(0.116)
lnAGE	0.215(0.570)	0.231(0.571)	0.174(0.564)				

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示显著性水平为 10%、5% 和 1%;括号内为 Driscoll-Kraay 标准误。

## 七、影响机制分析

以上分析表明企业绿色技术创新的行为能够在一定程度上促进企业ESG绩效的提升,并且不同类型的企业绿色技术创新对ESG绩效的影响存在异质性。企业绿色技术创新会成为企业产品的一种特殊标识,形成企业产品的独特竞争优势,带来其他企业不具有的产品差异性进而提升企业的市场竞争力。因此,为了进一步探讨企业绿色技术创新是通过何种机制促进企业ESG绩效提升,本文从产品差异化(DIP)和市场竞争能力(MP)两个视角综合进行影响机制分析。

参考Mackinnon提出的Bootstrap办法,估计间接效应区间的标准误及置信区间,当区间不包含0,表明间接效果存在,反之不存在。表8给出了不同类型的绿色技术创新的中介效应分解结果,可以看出所有检验结果均不包含0,即绿色技术创新、绿色发明专利、绿色实用新型专利和企业ESG绩效之间的中介效应均成立。

由表8可知,企业三种不同类型绿色技术创新的总效分别为0.358,0.416,0.446,同时也可以计算出每一条间接效应占总效应的比重。以绿色技术创新(lnGTI)为例,第一条路径“lnGTI→MP→ESG”的中介效应占总间接效应的比例为 $0.293/0.358=81.84%$ ;第二条路径“lnGTI→DIP→ESG”的中介效应占总间接效应的比例为 $0.050/0.358=13.96%$ ;第三条路径“lnGTI→MP→DIP→ESG”中介效应占总间接效应的比例为 $0.015/0.358=4.18%$ 。同理,也可以确定绿色发明专利和绿色实用新型专利的不同中介效应占总效应的比重。结果表明,对于绿色技术创新而言,“绿色技术创新→市场竞争力→ESG绩效”是最重要的中介路径,“绿色技术创新→产品差异化→市场竞争力→ESG绩效”的贡献度最小,“绿色技术创新→产品差异化→ESG绩效”的贡献度处于中间态;对于绿色发明专利而言,“绿色发明专利→市场竞争力→ESG绩效”是最重要的中介路径,“绿色发明专利→产品差异化→市场竞争力→ESG绩效”的贡献度最小,“绿色发明专利→产品差异化→ESG绩效”的贡献度处于中间态;对于实用新型绿色技术创新而言,“实用新型绿色技术创新→市场竞争力→ESG绩效”是最重要的中介路径,“实用新型绿色技术创新→产品差异化→市场竞争力→ESG绩效”的贡献度最小,“实用新型绿色技术创新→产品差异化→ESG绩效”的贡献度处于中间态。

综上所述,先通过绿色技术创新提升市场竞争力最后实现企业ESG绩效的优化是最重要的影响路径。

表8 影响机制分析

路径名称	估计值	Product of Coefficient		Bootstrapping				
		标准误	Z	Percentile 95% CI		BC 95% CI		
				下界	上界	下界	上界	
lnGTI	lnGTI→MP→ESG	0.293	0.001	9.25	0.234	0.359	0.235	0.361
	lnGTI→DIP→ESG	0.050	-0.000	4.77	0.029	0.071	0.030	0.072
	lnGTI→DIP→MP→ESG	0.015	-0.000	4.26	0.008	0.022	0.008	0.022
	Total(lnGTI)	0.358	0.000	10.06	0.292	0.431	0.295	0.435
lnGTI <sub>1</sub>	lnGTI <sub>1</sub> →MP→ESG	0.343	-0.000	9.53	0.275	0.415	0.275	0.415
	lnGTI <sub>1</sub> →DIP→ESG	0.054	0.000	5.24	0.035	0.075	0.035	0.075
	lnGTI <sub>1</sub> →DIP→MP→ESG	0.019	0.000	4.65	0.012	0.027	0.012	0.027
	Total(lnGTI <sub>1</sub> )	0.416	0.000	10.40	0.341	0.498	0.342	0.498
lnGTI <sub>2</sub>	lnGTI <sub>2</sub> →MP→ESG	0.357	0.000	9.52	0.286	0.461	0.286	0.431
	lnGTI <sub>2</sub> →DIP→ESG	0.065	-0.000	5.15	0.041	0.090	0.042	0.092
	lnGTI <sub>2</sub> →DIP→MP→ESG	0.023	-0.000	4.54	0.014	0.034	0.014	0.035
	Total(lnGTI <sub>2</sub> )	0.446	0.000	10.31	0.362	0.531	0.361	0.530

注:Total(·)表示总间接效应。

## 八、研究结论与政策启示

### (一) 研究结论

“绿水青山就是金山银山”。绿色发展是中国经济的大趋势,“双碳”政策是未来产业发展的导向,随着诸如绿色信贷、低碳城市、绿色证券等政策的出现,企业为了优化生存环境、获得更好的融资资源、扩大市场等必然选择进行绿色技术创新以实现企业长期健康发展。同时,以往关注企业经济表现的绩效评价方式已经不再适用当今的经济发展方向,综合评价企业环境、社会、管理三个方面的ESG绩效则展现出巨大的优势。企业进行绿色技术创新会对企业ESG绩效产生什么样的影响,是如何产生影响的。本文基于2011—2020年的A股上市公司数据,采用固定效应模型进行实证检验。研究表明,企业绿色技术创新会对企业ESG绩效产

生促进作用;进一步将绿色技术创新细分为发明型绿色技术创新和实用新型绿色技术创新,研究发现实用新型绿色技术创新对 ESG 的促进作用大于发明型绿色技术创新的促进作用;并深入研究其传导路径,发现先通过绿色技术创新提升市场竞争力最后实现企业 ESG 绩效的优化是最重要的影响路径。

## (二)政策启示

### 1. 完善绿色政策体系,加快产业绿色转型

企业进行绿色技术创新以实现绿色转型可以带来企业 ESG 绩效的提升,从而提升风险投资者、股东等利益相关者满意度,从而获得更好的内外部发展环境。企业进行绿色技术创新的最重要动力就是政策红利,例如企业进行绿色技术创新可以通过绿色信贷政策获得更好的和更多的资金来源,提升企业的发展能力,因而政府需要进一步建立健全和完善绿色政策体系,助力产业绿色转型。

### 2. 加大绿色技术研究投入,促进企业绿色发展

随着中国经济发展趋势由快速发展转向高质量发展,经济发展带来的环境效益愈发得到重视。因此一系列的绿色相关政策相继出台。在如此大环境下,企业只有响应政策号召,积极进行绿色技术创新,才能获得更好的发展环境,并且本文研究表明,企业进行绿色技术创新可以对企业的 ESG 绩效产生显著正向影响,有利于提升风险投资者、股东的投资预期,从而获得更好的发展资源。

### 3. 提升技术创新水平,深度发掘发明型绿色技术创新潜力

本文研究表明,实用新型绿色技术创新对 ESG 的促进作用大于发明型绿色技术创新对 ESG 的促进作用。但是发明专利与实用新型专利相比,含金量更高,更可以体现上市公司的研发力量,发明型绿色技术创新的推动力不及实用新型绿色技术创新的结果说明,绿色技术创新的水平还处于初步开发阶段,需要进一步深度挖掘绿色技术创新的潜质,提升绿色技术创新的质量。

### 4. 发现绿色产品差异点,提升企业市场竞争力

本文研究表明,企业进行绿色技术创新会形成产品的独特绿色特征即形成产品差异化优势,进而提升企业市场竞争力以优化企业 ESG 绩效。因此,企业要善于挖掘绿色产品相较于非绿色产品的差异点,制定突出绿色特点的营销策略,最大化利用绿色产品的差异化特征以提升市场占有率和企业声誉,使得绿色技术创新投入的效益和效能极大化。

## 参考文献

- [1] 陈喆,郑江淮,2022.绿色技术创新能够促进地区经济高质量发展吗?——兼论环境政策的选择效应[J].当代经济科学,44(4):43-58.
- [2] 董直庆,王辉,2021.城市财富与绿色技术选择[J].经济研究,56(4):143-159.
- [3] 姜雨峰,田虹,2014.绿色创新中介作用下的企业环境责任、企业环境伦理对竞争优势的影响[J].管理学报,11(8):1191-1198.
- [4] 蒋伏心,王竹君,白俊红,2013.环境规制对技术创新影响的双重效应——基于江苏制造业动态面板数据的实证研究[J].中国工业经济,(7):44-55.
- [5] 柯宝红,2010.基于独立董事与公司绩效研究[J].统计与决策,(23):186-188.
- [6] 李洪,李倩,2010.独立董事治理特征与公司绩效[J].经济管理,32(7):36-43.
- [7] 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.
- [8] 李诗,洪涛,吴超鹏,2012.上市公司专利对公司价值的影响——基于知识产权保护视角[J].南开管理评论,15(6):4-13,24.
- [9] 李巍,郝永勤,2017.创新驱动低碳发展了吗?——基础异质和环境规制双重视角下的实证研究[J].科学学与科学技术管理,38(5):14-26.
- [10] 李文茜,刘益,2017.技术创新、企业社会责任与企业竞争力——基于上市公司数据的实证分析[J].科学学与科学技术管理,38(1):154-165.
- [11] 刘馨蔚,2022.ESG首份标准出炉:大力发展ESG助中国企业高标准走向世界[J].中国对外贸易,(7):70-71.
- [12] 邱牧远,殷红,2019.生态文明建设背景下企业ESG表现与融资成本[J].数量经济技术经济研究,36(3):108-123.
- [13] 齐绍洲,林岫,崔静波,2018.环境权益交易市场能否诱发绿色创新?——基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J].经济研究,53(12):129-143.
- [14] 苏媛,李广培,2021.绿色技术创新能力、产品差异化与企业竞争力——基于节能环保产业上市公司的分析[J].中国管理科学,29(4):46-56.
- [15] 孙丽文,任相伟,李翼凡,2019.战略柔性、绿色创新与企业绩效——动态环境规制下的交互和调节效应模型[J].科

- 技进步与对策, 36(22): 82-91.
- [16] 汪明月, 张浩, 李颖明, 等, 2021. 绿色技术创新绩效传导路径的双重异质性研究——基于642家工业企业的调查数据[J]. 科学学与科学技术管理, 42(8): 141-166.
- [17] 王班班, 齐绍洲, 2016. 市场型和命令型政策工具的节能减排技术创新效应——基于中国工业行业专利数据的实证[J]. 中国工业经济, (6): 91-108.
- [18] 王锋正, 陈方圆, 2018. 董事会治理、环境规制与绿色技术创新——基于我国重污染行业上市公司的实证检验[J]. 科学学研究, 36(2): 361-369.
- [19] 王珮, 杨淑程, 黄珊, 2021. 环境保护税对企业环境、社会和治理表现的影响研究——基于绿色技术创新的中介效应[J]. 税务研究, (11): 50-56.
- [20] 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, 11.
- [21] 王云, 李延喜, 马壮, 等, 2017. 媒体关注、环境规制与企业环保投资[J]. 南开管理评论, 20(6): 83-94.
- [22] 王珍愚, 王宁, 单晓光, 2021. 创新3.0阶段我国科技创新实践问题研究[J]. 科学学与科学技术管理, 42(4): 127-141.
- [23] 吾买尔江·艾山, 艾力扎提·吐尔洪, 郑惠, 2021. 机构投资者持股对企业价值的影响研究——基于ESG绩效的中介效应分析[J]. 价格理论与实践, (3): 79-82, 167.
- [24] 谢东明, 王平, 2021. 减税激励、独立董事规模与重污染企业环保投资[J]. 会计研究, (8): 137-152.
- [25] 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.
- [26] 解学梅, 朱琪玮, 2021. 企业绿色创新实践如何破解“和谐共生”难题?[J]. 管理世界, 37(1): 128-149, 9.
- [27] 徐佳, 崔静波, 2020. 低碳城市和企业绿色技术创新[J]. 中国工业经济, (12): 178-196.
- [28] 杨晓辉, 游达明, 2022. 考虑消费者环保意识与政府补贴的企业绿色技术创新决策研究[J]. 中国管理科学, 30(9): 263-274. DOI: 10.16381/j.cnki.issn1003-207x.2020.0311.
- [29] 于飞, 刘明霞, 王凌峰, 等, 2019. 知识耦合对制造企业绿色创新的影响机理——冗余资源的调节作用[J]. 南开管理评论, 22(3): 54-65, 76.
- [30] 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.
- [31] 张杨, 袁宝龙, 郑晶晶, 等, 2023. 策略性回应还是实质性响应? 碳排放权交易政策的企业绿色创新效应[J/OL]. 南开管理评论: 1-24[2023-03-11]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.F.20220621.1139.002.html>.
- [32] 钟廷勇, 黄亦博, 孙芳城, 2022. 数字普惠金融与绿色技术创新: 红利还是鸿沟[J]. 金融经济研究, 37(3): 131-145.
- [33] ALEXANDER G J, BUCHHOLZ R A, 1978. Corporate social responsibility and stock market performance[J]. Academy of Management Journal, 21(3): 479-486.
- [34] ATTIG N, EL GHOUL S, GUEDHAMI O, et al, 2013. Corporate social responsibility and credit ratings[J]. Journal of Business Ethics, 117(4): 679-694.
- [35] AUPPERLE K E, CARROLL A B, HATFIELD J D, 1985. An empirical examination of the relationship between corporate social responsibility and profitability[J]. Academy of Management Journal, 28(2): 446-463.
- [36] BRAUN E, WIELD D, 1994. Regulation as a means for the social control of technology[J]. Technology Analysis & Strategic Management, 6(3): 259-272.
- [37] BRAUN E, WIELD D, 1994. Regulation as a means for the social control of technology[J]. Technology Analysis and Strategic Management, (3): 497-505.
- [38] CAI W, ZHOU X, 2014. On the drivers of eco-innovation: Empirical evidence from China[J]. Journal of Cleaner Production, 79: 239-248.
- [39] CHAN R Y K, 2001. Determinants of Chinese consumers' green purchase behavior[J]. Psychology & Marketing, 18(4): 389-413.
- [40] CHENG B, IOANNOU I, SERAFEIM G, 2014. Corporate social responsibility and access to finance[J]. Strategic Management Journal, 35(1): 1-23.
- [41] COSTA-CAMPI M T, GARCÍA-QUEVEDO J, MARTÍNEZ-ROS E, 2017. What are the determinants of investment in environmental R&D?[J]. Energy Policy, 104: 455-465.
- [42] DÍAZ-GARCÍA C, GONZÁLEZ-MORENO Á, SÁEZ-MARTÍNEZ F J, 2015. Eco-innovation: Insights from a literature review[J]. Innovation, 17(1): 6-23.
- [43] DRISCOLL J C, KRAAY A C, 1998. Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data[J]. The Review of Economics and Statistics, 80(4): 549-560.
- [44] DRUKKER D M, 2003. Testing for serial correlation in linear panel-data models[J]. Stata Journal, 3(2): 168-177.
- [45] DUQUE-GRISALES E, AGUILERA-CARACUEL J, 2021. Environmental, social and governance(ESG) scores and financial performance of multinationals: Moderating effects of geographic international diversification and financial slack[J]. Journal of

- Business Ethics, 168(2): 315-334.
- [46] FATEMI A, FOOLADI I, TEHRANIAN H, 2015. Valuation effects of corporate social responsibility [J]. Journal of Banking&Finance, 59: 182-192.
- [47] FAZAL-E-HASAN S M, AHMADI H, SEKHON H, et al, 2023. The role of green innovation and hope in employee retention [J]. Business Strategy and the Environment, 32(1): 220-239.
- [48] FERNANDES C I, VEIGA P M, FERREIRA J J M, et al, 2021. Green growth versus economic growth: Do sustainable technology transfer and innovations lead to an imperfect choice? [J]. Business Strategy and the Environment, 30(4): 2021-2037.
- [49] FRIEDMAN M, 2007. The social responsibility of business is to increase its profits [M]//Corporate ethics and corporate governance. Springer, Berlin, Heidelberg: 173-178.
- [50] GHISETTI C, RENNINGS K, 2014. Environmental innovations and profitability: How does it pay to be green? An empirical analysis on the German innovation survey [J]. Journal of Cleaner Production, 75: 106-117.
- [51] GILLAN S L, KOCH A, STARKS L T, 2021. Firms and social responsibility: A review of ESG and CSR research in corporate finance [J]. Journal of Corporate Finance, 66: 101889.
- [52] HART S L, DOWELL G, 2011. A natural- resource-based view of the firm: Fifteen years after [J]. Journal of Management, 37(5): 1464-1479.
- [53] HE X, JIANG S, 2019. Does gender diversity matter for green innovation? [J]. Business Strategy and the Environment, 28(7): 1341-1356.
- [54] HONG M, LI Z, DRAKEFORD B, 2021. Do the green credit guidelines affect corporate green technology innovation? Empirical research from China [J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 18(4): 1682.
- [55] HUANG J W, LI Y H, 2017. Green innovation and performance: The view of organizational capability and social reciprocity [J]. Journal of Business Ethics, 145(2): 309-324.
- [56] LIN H, ZENG S, WANG L, et al, 2016. How does environmental irresponsibility impair corporate reputation? A multi-method investigation [J]. Corporate Social Responsibility and Environmental Management, 23(6): 413-423.
- [57] OECD, 2010. OECD factbook : Economic, environmental and social statistics [M]. Organisation for Economic Co-operation and Development.
- [58] POPP D, 2002. Induced innovation and energy prices [J]. American Economic Review, 92(1): 160-180.
- [59] SAUDI M H M, SINAGA O, ROESPINOEDI D, et al, 2019. The impact of technological innovation on energy intensity: Evidence from Indonesia [J]. International Journal of Energy Economics and Policy, 9(3): 11.
- [60] SCHIEDERIG T, TIETZE F, HERSTATT C, 2012. Green innovation in technology and innovation management-an exploratory literature review [J]. R&D Management, 42(2): 180-192.
- [61] SIMAO L, LISBOA A, 2017. Green marketing and green brand-the toyota case [J]. Procedia Manufacturing, 12(1): 183-194.
- [62] TANG C, XU Y, HAO Y, et al, 2021. What is the role of telecommunications infrastructure construction in green technology innovation? A firm-level analysis for China [J]. Energy Economics, 103: 105576.
- [63] TIM S, FRANK T, CORNELIUS H, et al, 2012. Green innovation in technology and innovation management-an exploratory literature review [J]. R&D Management, 42(2): 180-192.
- [64] VELTE P, 2017. Does ESG performance have an impact on financial performance? Evidence from Germany [J]. Journal of Global Responsibility, 8(2): 169-178.
- [65] WEBEL K, GREENE W H, 2011. Econometric analysis [J]. Stat Papers, 52: 983-984.
- [66] WICKI S, HANSEN E G, 2019. Green technology innovation: Anatomy of exploration processes from a learning perspective [J]. Business Strategy and the Environment, 28(6): 970-988.
- [67] WOOLDRIDGE J M, 2003. Solutions manual and supplementary materials for econometric analysis of cross section and panel data [M]. MA: MIT Press.
- [68] XU J, LI X, CHOE S, 2022. The effect of green innovation on corporate ESG performance: Evidence from Chinese listed enterprises [J]. Asia-Pacific Journal of Business, 13(1): 1-17.
- [69] XU J, LIU F, SHANG Y, 2020. R&D investment, ESG performance and green innovation performance: Evidence from China [J]. Kybernetes, 50(3): 737-756.

## The Impact of Green Technology Innovation on the ESG Performance of Enterprises in the New “Carbon Peaking and Carbon Neutrality” Pattern

Zheng Yuanzhen<sup>1,2</sup>, Wang Zhuohan<sup>1</sup>, Cai Yi<sup>3</sup>, Xie Ruxin<sup>1</sup>, Men Chenghao<sup>1</sup>

(1. School of Management, Shandong University, Jinan 250100, China;

2. Tourism Industry Research Institute, Shandong University, Jinan 250100, China;

3. School of Economic, Shandong University, Jinan 250100, China)

**Abstract:** Achieving “peak carbon” by 2030 and “carbon neutrality” by 2060 is China’s solemn commitment to the world and demonstrates China’s spirit of commitment. In the new “double carbon” scenario, traditional performance measures limited to the economic performance of enterprises are insufficient to meet the needs of modern investment, and ESG performance, which integrates environmental, social and management aspects of enterprises, has emerged as a great advantage. The introduction of various green policies has guided companies towards green technology innovation, so what is the impact of green technology innovation on corporate ESG performance? Using a fixed-effects model empirically test the impact of green technology innovation on ESG performance based on the data of A-share listed companies from 2011 to 2020. Result shows that green technology innovation has a positive effect on ESG performance. The effect of practical green technology innovation on ESG is greater than that of inventive green technology innovation. And the most important path to optimize ESG performance is through green technology innovation and then enhancing market competitiveness.

**Keywords:** green technology innovation; ESG performance; carbon peaking and carbon neutrality