

企业 ESG 表现、内外部关注 与绿色协同创新

崔丽 王嘉帅 张帅 王昱

摘要:环境、社会与治理(ESG)强调企业多维度的可持续经营责任。在经济高质量发展的背景下,良好的 ESG 表现如何增强企业与外部机构之间的合作、推进绿色协同创新,日益受到各界关注。本文基于 2012—2023 年沪深 A 股上市公司数据,实证分析企业 ESG 表现对绿色协同创新的影响。研究表明,企业 ESG 表现对绿色协同创新具有正向影响,且该结论在经过内生性分析和稳健性检验后仍然成立。机制分析结果显示,良好的 ESG 表现能够通过内外部关注机制促进绿色协同创新。异质性分析发现,该促进作用在非重污染行业企业、位于直辖市与计划单列市的企业、大规模企业与国有企业中更为明显。拓展性分析结果表明,良好的 ESG 表现更能提高实质性绿色协同创新水平。本文的研究不仅有助于为企业推进 ESG 建设促进绿色协同创新,进而实现绿色可持续发展提供理论支持,而且为政府推进企业 ESG 信息披露制度和统一 ESG 评价标准提供了相应的理论依据和实践参考。

关键词:企业 ESG 表现 外部关注 内部关注 绿色协同创新 可持续发展

中图分类号:F272.5;F273.1

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2026)02-0087-17

一、问题提出

在全球环境问题日益严峻的背景下,绿色创新已成为推动企业绿色转型、加速构建现代化经济体系的关键力量^[1]。然而,由于绿色创新周期长、成本高、风险大且高度依赖专业知识,单个企业往往难以独立承担,迫切需要整合外部资源^[2]。绿色协同创新是指企业与合作伙伴在绿色可持续发展的导向下,通过相互合作所进行的创新活动,兼具协同性与绿色性的双重特征^[3]。作为一种开放式创新范式,它比绿色创新更强调合作性与动态性,能够有效降低企业绿色创新活动中的潜在风险以及资源约束^[4],更有助于企业的绿色可持续发展。因此,企业纷纷将注意力转向寻求绿色协同创新。但在实践过程中,往往存在着合作伙伴之间缺乏信任与利益冲突的问题,这就需要双方建立信任和互惠关系,以实现协同创新目标^[5]。

环境、社会与治理(ESG)作为一种在企业经营过程中充分考虑环境保护、社会责任与公司治理的发展理

收稿日期:2025-06-09;修回日期:2025-12-04

基金项目:辽宁省社会科学规划基金一般项目“制造企业‘绿色—智能’协同创新机制及多级结构路径研究”(L24BGL008)

作者简介:崔丽 大连理工大学商学院副教授,盘锦,124221;

王嘉帅 大连理工大学商学院硕士研究生;

张帅 首都经济贸易大学工商管理学院讲师,通信作者,北京,100070;

王昱 大连理工大学商学院副教授。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

念^[6],日益受到企业内外部利益相关者的重视。相较于 ESG 表现不佳的企业,外部主体出于风险考量,会更倾向于与具有良好 ESG 表现的企业进行合作。一方面,具备良好 ESG 表现的企业更倾向于进行高质量的信息披露,其财务信息造假的可能性也相对较低,能够有效缓解企业与外部主体之间的信息不对称,增强彼此之间的信任^[7];另一方面,ESG 强调对合作伙伴利益的重视,有助于企业与合作伙伴建立互利共赢的关系,共同应对可持续发展的挑战。那么,能否通过提升 ESG 表现来促进绿色协同创新,进而助力企业的绿色转型,成为本文关注的核心问题。

当前,企业 ESG 表现与绿色创新之间的关系备受学界关注。现有研究从不同视角探讨了企业 ESG 表现对绿色创新的影响。多数研究基于资源优化与缓解信息不对称的角度,认为二者之间存在线性正相关关系^[1,5]。另有研究聚焦不同评级机构间的评价差异,指出 ESG 评级分歧能够“倒逼”企业进行绿色创新,且外部关注会强化这一驱动效应^[8]。此外,企业 ESG 表现还具有绿色溢出效应:一方面,下游客户良好的 ESG 表现可激励上游企业开展绿色创新^[9-10];另一方面,企业自身良好的 ESG 表现也能提升同行业企业的环保意识,进而提升其绿色创新绩效^[11]。然而,企业 ESG 表现与绿色创新之间并非总是呈现线性正相关。部分研究发现两者之间存在 U 型关系^[12];还有研究表明,ESG 评级虽然可以提高绿色创新数量,却对创新质量产生抑制作用^[13]。通过梳理文献可以发现,ESG 与绿色创新之间的关系仍存在一定分歧,且相关研究大多从企业自身、同行业及供应链视角出发,关注企业本身的绿色创新而非跨组织的协同创新。相较于侧重企业内部知识整合的相对封闭式的绿色创新,绿色协同创新更强调开放性,关注企业与外部合作伙伴间的知识共享和跨组织协作,两者在核心逻辑、知识来源、组织边界和创新效率等方面有本质差别。现有研究虽然在一定程度上深化了对 ESG 如何影响绿色创新的认知,但仍不足以解释 ESG 表现对绿色协同创新的影响及其机制。因此,本文试图回答以下三个问题:第一,良好的 ESG 表现能否对绿色协同创新产生积极影响?第二,如果存在促进作用,其中的作用机制是什么?第三,这种影响会受到哪些企业内外部条件的影响?

基于此,本文以 2012—2023 年沪深 A 股上市公司数据为研究样本,从内外部关注视角,探究企业良好的 ESG 表现如何影响绿色协同创新。本文的边际贡献在于:(1)相较于现有研究侧重于企业 ESG 表现对相对封闭式的绿色创新的影响,本文将研究重点转向跨组织的开放式绿色协同创新,这不仅弥补了对企业 ESG 表现影响组织绿色协同创新机理认知的不足,而且从多主体互动、跨组织边界的视角进一步丰富了现有绿色创新的理论研究;(2)相较于现有研究强调资源在创新中的重要作用,本文选择从注意力视角探究内外部关注在企业 ESG 表现与绿色协同创新关系中的机制作用,这不仅打开了企业 ESG 表现实现绿色协同创新路径的“黑箱”,也为绿色创新影响机制提供了一个新的研究视角;(3)进一步探讨了企业 ESG 表现对不同绿色协同创新动机的差异化作用。

二、理论分析与研究假设

(一)企业 ESG 表现与绿色协同创新

绿色协同创新强调企业与外部机构之间的深度合作,受到企业自身条件与外部条件的影响^[14]。信息不对称成为阻碍企业与外部机构合作交流、相互信任的一大障碍。由于信息披露的不透明,合作伙伴之间难以进行深入的合作交流。从企业自身视角来看,资源的限制与管理层的短视主义会对企业长期可持续发展产生负面影响。ESG 是环境保护、社会责任与公司治理的有机融合。从外部视角来看,企业良好的 ESG 表现可以释放更加积极的信号,吸引外部创新主体,扩大合作伙伴数量。具有良好 ESG 表现的企业更加注重自身的可持续发展,能够更好地响应政府对企业在环保等方面的合法性要求,以及与企业有关的其他外部主体的需求,缓解信息不对称,减少合作伙伴与企业间的隔阂,从而建立更为稳固的合作关系。从内部角度

来看,良好的 ESG 表现在一定程度上反映出企业优秀的内部治理结构,有助于提高资源配置效率、降低委托代理风险,并能有效地缓解管理层的短视主义,增强企业与合作伙伴开展创新活动的意愿^[6,15]。

因此,本文提出假设 1:良好的 ESG 表现能够促进企业开展绿色协同创新。

(二)企业 ESG 表现、外部关注机制与绿色协同创新

在当前社会背景下,ESG 作为一种顺应时代趋势的绿色可持续发展理念,越来越受到企业及其外部机构的重视。一方面,企业良好的 ESG 表现可以向外释放积极信号,吸引外部机构的关注;另一方面,这类企业更加注重社会责任和长期可持续发展,更愿意接受外部机构的关注与监督。外部关注作为一种带有监督作用的治理机制具有双重特性。一方面,它会增强企业的合法性压力,因为外部关注会放大其不责任行为的负面形象,增加潜在价值损失,从而迫使企业为减少或消除负面影响而进行绿色创新^[16];另一方面,它也有助于强化和放大企业所释放的积极信号,有利于缓解企业与合作伙伴之间的信息不对称,拉近彼此之间的距离,促进更深入的合作,进而推动企业的绿色协同创新。

1. 企业 ESG 表现、政府补助与绿色协同创新

在“双碳”目标的驱动下,ESG 表现已成为衡量企业可持续发展能力的关键指标。ESG 绩效领先的企业,凭借其在环境保护、社会责任与公司治理等方面的突出表现,能够更有效地响应政府推动可持续发展的相关政策,从而更容易赢得政府的信任与支持。作为一种重要的激励手段,政府补助也往往倾向于流向这些在可持续发展领域走在前列的企业^[17]。目前学术界在探讨政府补助对企业创新的影响时,结论并不统一。部分学者认为,政府补助可以缓解融资约束,对企业创新活动起到正向激励效果^[18];也有学者指出,政府补助未必能促进企业创新^[19],甚至可能对企业创新活动产生挤出效应^[20]。还有研究探讨了政府研发补助对实质性绿色创新与策略性绿色创新的非对称影响^[21]。本文更倾向于认为企业在获得政府补贴后依然会释放利好信号,这不仅可以减少潜在合作伙伴的顾虑,增强其合作意愿,进而扩大合作伙伴的数量,还可以增进企业与现有合作伙伴的信任,推动合作关系向更深层次发展。因此,ESG 表现良好的企业获得政府补助可视为一种官方认可的正面信号:一方面,有利于缓解企业自身的资源约束,为创新活动提供必要的资金来源;另一方面,获得政府补助本身也是一种积极的信号,可以进一步证实企业 ESG 表现优异的真实性,缓解信息不对称,进而吸引外部机构与企业共同开展创新活动。

因此,本文提出假设 2a:良好的 ESG 表现有助于企业获得政府补助,进而促进绿色协同创新。

2. 企业 ESG 表现、分析师关注与绿色协同创新

信息不对称是影响企业与合作伙伴开展创新合作的重要因素之一。分析师通过收集、挖掘企业发布的信息,并对其进行分析与整理,形成高质量、易理解的调研报告,再借助新闻媒体进行广泛传播,能够缓解企业与外部机构之间的信息不对称^[22]。具有良好 ESG 表现的企业往往会披露更多与企业可持续发展有关的信息,这有助于吸引分析师的关注,促使其对企业进行监督^[23]。分析师通过深入了解企业的财务信息与非财务信息,能够对其经营情况进行全面且合理的评估^[1]。就分析师关注与绿色协同创新之间的关系而言,已有研究探讨了分析师关注对企业创新的促进作用,认为分析师关注能够提高信息使用者的决策效率,进而促进企业创新^[24]。作为市场的重要参与者,分析师具备较强的专业能力与社会认可度,其出具的调研报告在一定程度上能够反映企业经营状况。分析师关注度的提高可以增强企业的曝光度,扩大企业信息的传播范围。一方面,分析师出具的调研报告,有利于提升企业信息披露质量的可靠性,并扩散企业所传递的积极信号;另一方面,在分析师的密切关注下,企业的“漂绿”行为以及投机倾向等更容易被察觉。迫于合法性压力,企业会更愿意披露真实的信息,从而为开展绿色协同创新活动创造有利条件。因此,随着分析师关注度的提升,具有良好 ESG 表现的企业不仅可以借此证明自身经营状况良好,放大其释放的积极信号,吸引潜

在的合作伙伴,也有助于加强与既有外部合作伙伴之间的合作深度,最终推动绿色协同创新。

因此,本文提出假设 2b:良好的 ESG 表现有助于企业吸引分析师关注,进而促进绿色协同创新。

3. 企业 ESG 表现、外部审计质量与绿色协同创新

具有良好 ESG 表现的企业往往更愿意承担社会责任,这有利于提升其内部治理水平。这类企业通常会更倾向于聘请外部审计师对本企业的财务绩效等进行监督,从而提高外部审计质量^[25]。外部审计机构具有专业性与相对独立性,其相对独立性体现为两方面:首先,外部审计机构是由企业主动聘请的;其次,它并非企业的内部财务部门。本文更强调其外部性与客观性。在完成对企业财务状况的审查后,外部审计机构所出具的审计报告会受到企业现有与潜在合作伙伴的关注。因其客观性,审计报告也会给予企业一定的合法性压力,倒逼企业提高财务活动的透明性。已有研究从公司治理与信号传递角度证实,外部审计质量与企业创新之间存在正相关关系^[26]。一方面,外部审计质量的提高有助于缓解企业自身的委托代理问题、降低代理成本,减少了管理者为自身利益而在财务绩效上弄虚作假等短视主义行为发生的可能性,从而推动企业更加关注绿色创新等长期可持续发展目标;另一方面,审计质量较高企业的财务报表在合作伙伴看来也会更具有可信度和说服力,这增强了企业财务信息的真实性,有利于减少企业与合作伙伴之间的隔阂,拉近彼此之间的距离。可见,良好的 ESG 表现带来的高质量外部审计结果不仅可以缓解企业与外部机构之间的信息不对称,增加信任度,也有助于促进企业与合作伙伴之间的交流合作,从而为企业开展绿色协同创新活动创造有利条件。

因此,本文提出假设 2c:良好的 ESG 表现有助于企业提高外部审计质量,进而促进绿色协同创新。

(三) 企业 ESG 表现、内部关注机制与绿色协同创新

内部关注是指企业在综合分析内外部环境的条件下,整合战略资源以实现关键资源实施动态评估与优先配置的认知过程。创新作为一种需要长期投入的活动,具有高风险与高回报并存的特征。委托代理问题和管理者的短视主义会导致企业过于注重短期利益而忽视长期绩效,在某种程度上阻碍了企业开展创新活动。企业在推进 ESG 实践的过程中,能够优化内部控制,缓解委托代理问题与短视主义,从而减弱这些因素对企业创新的不利影响。根据高阶理论,企业的战略决策深受管理者认知的影响。良好的 ESG 表现有助于增强高管团队的长期主义意识,发挥其引领作用,推动企业主动与合作伙伴进行合作交流,从而促进绿色协同创新。

1. 企业 ESG 表现、合作文化与绿色协同创新

企业文化承载着企业的经营理念,是企业生存与发展的核心驱动力。在竞争日益激烈的全球化市场中,相较于孤立封闭的“单打独斗”,倡导合作共赢的企业文化更能有效整合内外部资源、激发协同创新活力。这种开放共享、互利共生的企业文化,可以为企业构筑难以被模仿的深厚根基,成为企业获取并维持持久性竞争优势的关键所在。具备 ESG 优势的企业通常更加注重自身的环境绩效、社会责任履行与公司治理水平,这有助于塑造企业的合作文化^[27]。首先,环境绩效的改善能够释放出企业积极参与环境治理的信号,进而赢得市场青睐和政府关注,获取更多的合作机会,支撑企业文化的构建。其次,社会责任的履行反映出企业更加关注内外部机构的利益诉求,深化了企业的合作文化。最后,公司治理水平的提升有助于提高信息透明度,降低协作成本,加快合作文化的落地。合作文化的塑造又进一步推动企业积极主动地寻求内外部协同。对内,推动跨职能团队建设,发挥团队成员创新思维、提高资源配置效率,促进各部门的绿色创新协同发展;对外,强调与外部主体建立长期稳定的合作关系,实现资源共享与优势互补,有效降低绿色协同创新风险,实现共赢^[28]。

因此,本文提出假设 3a:良好的 ESG 表现有助于塑造企业的合作文化,进而促进绿色协同创新。

2. 企业 ESG 表现、研发意识与绿色协同创新

研发是企业能否在激烈竞争中持续发展、适应市场变化并保持核心竞争力的关键因素。具有良好 ESG

表现的企业通常更注重内部控制与长期利益,这不仅有助于增强企业研发活动的透明度,也有助于资本市场更准确地评估企业研发活动的潜在价值。外在资本的注入进一步缓解了由于研发投入的增加所带来的短期利润缩减的压力,从而增强企业的研发意识^[29-30]。相较而言,研发投入是企业开展创新活动的物质基础与核心动力,已有研究表明研发投入能够推动企业开展绿色创新活动^[31];而研发意识则是驱动企业研发投入的认知基础,研发投入是研发意识的行为实践。因此,随着研发意识的提高,企业更倾向于加大研发投入力度,为创新活动提供人力与财务等方面的资源支持,从而更好地开展绿色协同创新活动。

因此,本文提出假设 3b:良好的 ESG 表现有助于企业培养研发意识,进而促进绿色协同创新。

三、实证设计

(一) 样本选取与数据来源

由于上海经禾信息技术有限公司中国研究数据服务平台(CNRDS)中的企业联合申请的绿色专利数据目前已更新到 2023 年,为缓解反向因果问题并体现企业 ESG 表现对绿色协同创新的滞后性影响,本文对绿色协同创新变量进行前置一期处理。同时,本文选取 2012—2022 年上市公司基本信息、ESG 评级与控制变量,并将其与 2013—2023 年联合申请的绿色专利数相匹配,以该联合申请的绿色专利数作为绿色协同创新的代理变量。为确保数据的可靠性,本文采取了以下处理方式:首先,剔除研究期间存在财务状况或其他状况异常(ST)的企业以及较为特殊的金融行业企业;其次,剔除了存在数据缺失的样本;最后,为避免极端值的影响,本文对连续性变量进行了双边 1% 的缩尾处理。经过上述处理,共获得 23 348 条观测数据。由于后续回归分析采用 Reghdfe 命令,该命令会在回归过程中自动剔除年份或行业维度上仅存在单一观测值的样本,为保持描述性统计与基准回归模型之间数据范围的一致性,本文对相关年度及行业分类中出现的单一观测样本进行了剔除,得到了一个包含 23 347 条企业-年度观测值的数据集,并使用软件 Stata/MP 18 进行数据处理。

(二) 模型设定

参照王等人(Wang et al.)^[5]、方先明和胡丁^[6]的研究,设定模型(1)检验企业 ESG 表现对绿色协同创新的直接影响:

$$Greenco_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 ESGRate_{i,t} + X'_{i,t}\gamma + \eta_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, i 为企业, t 为年份, $Greenco$ 为绿色协同创新, $ESGRate$ 为企业 ESG 表现, X' 是控制变量向量, η_i 是行业固定效应, θ_t 为年份固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。本文对被解释变量前置了一期,所有回归均在企业层面进行聚类处理。

(三) 变量说明

1. 被解释变量

绿色协同创新($Greenco$)。现有研究多采用专利申请量加 1 后取自然对数的方式对企业创新行为进行衡量^[5]。这种方法的好处在于专利数据具有易获得性与实时性,并且作为创新的产出能够有效地反映企业的创新活动。本文借鉴上述衡量方式及有关研究^[5,32],以企业当年与其他机构联合申请的绿色专利总量($Greenpatentsco$)加 1 后取自然对数作为企业绿色协同创新的代理指标,数据来源于 CNRDS。

2. 核心解释变量

企业 ESG 表现($ESGRate$)。现有研究多采用第三方评级数据衡量企业 ESG 表现,如华证、万得(Wind)、彭博(Bloomberg)、中证、和讯网等机构发布的 ESG 评价指标^[7,15]。其中,华证 ESG 评价体系参考了国际主

流的 ESG 评价指标,并融合了符合中国国情的特色指标,具有较强的本土性与代表性,被广泛用于国内上市公司 ESG 表现的相关研究。因此,本文参照已有研究^[6,33],选用万得数据库中的华证 ESG 年度评级数据,并将其等级 C—AAA 依次赋值为 1—9。

3. 控制变量

为排除其他因素对本文模型的影响,参照现有研究^[34],从企业财务特征、治理特征等维度选取了一系列控制变量。具体包括:融资约束(*KZ*);成长性(*Growth*),以本期末总资产与上期末总资产之差除以上期末总资产表示;现金比率(*Cash*),以经营活动产生的现金流量净额与流动负债的比值表示;资产负债率(*Lev*),以负债总计与资产总计的比值表示;企业规模(*lnSize*),用资产总额的对数表示;企业性质(*Soe*),国有企业记作 1,非国有企业记为 0;两职合一(*Dual*),董事长和总经理为同一人记作 1,否则记作 0;董事会规模(*lnBoard*),以董事会人员的数量取对数表示;独董占比(*Indep*)以独立董事数量占比表示;账面市值比(*Mtb*),以资产总计与市值的比值表示;企业年龄(*lnAge*),以企业上市年限取对数表示;个股纳勒指数(*Lerner*),以营业收入与营业成本、销售费用、管理费用之差除以营业收入表示。所有控制变量数据均来自深圳希施玛数据科技有限公司 CSMAR 中国经济金融研究数据库。

(四) 描述性统计

由表 1 可以看出,企业联合申请的绿色专利数量(*Greenpatentsco*)最小值为 0,最大值为 14,中位数为 0,表明绝大多数企业并没有开展绿色协同创新活动;企业 ESG 表现(*ESGRate*)的最小值和最大值分别为 1 和 8,标准差为 0.868 9,表明不同企业之间的 ESG 表现存在较大差异。此外,各样本在控制变量方面也存在一定差异,这可能会对企业的绿色协同创新产生影响。

表 1 变量描述性统计结果

| 变量类型 | 变量名称 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 25%分位数 | 中位数 | 75%分位数 | 最大值 |
|-------|-----------------------|--------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| 被解释变量 | <i>Greenpatentsco</i> | 23 347 | 0.416 7 | 1.827 9 | 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 14 |
| 解释变量 | <i>ESGRate</i> | 23 347 | 4.215 6 | 0.868 9 | 1 | 4.000 0 | 4.000 0 | 5.000 0 | 8 |
| 控制变量 | <i>KZ</i> | 23 347 | 0.618 2 | 2.297 5 | -6.220 6 | -0.734 8 | 0.904 1 | 2.223 1 | 5.250 8 |
| | <i>Growth</i> | 23 347 | 0.138 7 | 0.219 7 | -0.237 1 | 0.016 8 | 0.088 3 | 0.196 9 | 1.204 9 |
| | <i>Cash</i> | 23 347 | 0.846 9 | 1.230 6 | 0.036 0 | 0.214 4 | 0.419 2 | 0.905 2 | 7.735 6 |
| | <i>Lev</i> | 23 347 | 0.401 1 | 0.190 8 | 0.056 8 | 0.245 9 | 0.394 5 | 0.543 3 | 0.832 5 |
| | <i>Size</i> | 23 347 | 1.42×10 ¹⁰ | 3.74×10 ¹⁰ | 5.79×10 ⁸ | 1.88×10 ⁹ | 3.82×10 ⁹ | 9.63×10 ⁹ | 2.85×10 ¹¹ |
| | <i>Soe</i> | 23 347 | 0.318 8 | 0.466 0 | 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 1.000 0 | 1 |
| | <i>Dual</i> | 23 347 | 0.303 8 | 0.459 9 | 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 1.000 0 | 1 |
| | <i>Board</i> | 23 347 | 8.475 4 | 1.615 8 | 5 | 7.000 0 | 9.000 0 | 9.000 0 | 14 |
| | <i>Indep</i> | 23 347 | 0.376 1 | 0.052 5 | 0.333 3 | 0.333 3 | 0.363 6 | 0.428 6 | 0.571 4 |
| | <i>Mtb</i> | 23 347 | 0.620 8 | 0.247 7 | 0.132 6 | 0.431 8 | 0.614 7 | 0.801 9 | 1.194 4 |
| | <i>Age</i> | 23 347 | 9.130 2 | 7.052 3 | 1 | 3.000 0 | 7.000 0 | 14.000 0 | 27 |
| | <i>Lerner</i> | 23 347 | 0.141 0 | 0.121 3 | -0.188 6 | 0.064 0 | 0.122 8 | 0.199 8 | 0.548 7 |

四、实证结果及分析

(一) 基准回归

基准回归结果见表 2。其中,列(1)为未控制固定效应的结果,列(2)为引入了固定效应的结果。结果

显示, 无论是否加入固定效应, 核心解释变量企业 ESG 表现 (*ESGRate*) 对绿色协同创新 (*Greenco*) 影响的回归系数均在 1% 水平下显著为正, 即良好的 ESG 表现对绿色协同创新具有促进作用。相较于 ESG 表现较差的企业, 具有良好 ESG 表现的企业在绿色协同创新方面更具优势。可能的原因在于: 一方面, 良好的 ESG 表现能够向外传递积极信号, 吸引外部利益相关者与企业进行研发合作; 另一方面, 企业推进 ESG 建设也有利于加强内部控制, 增强企业可持续发展意识, 从而形成内驱力, 推动企业与外部利益相关者共同开展绿色创新活动。本文对主要变量进行了方差膨胀因子 (VIF) 检验, 结果均小于 3, 表明不存在严重的多重共线性问题。综上所述, 假设 1 得到验证。

表 2 基准回归结果

| 变量 | (1) | (2) |
|------------------|-------------------------|--------------------------|
| <i>ESGRate</i> | 0.0184*** (3.3488) | 0.0204*** (3.9095) |
| <i>KZ</i> | -0.0016 (-0.5188) | -0.0037 (-1.1919) |
| <i>Growth</i> | -0.0395** (-2.3091) | -0.0454*** (-2.7331) |
| <i>Cash</i> | -0.0108*** (-2.8323) | -0.0040 (-1.0223) |
| <i>Lev</i> | -0.0642 (-1.4006) | -0.0428 (-1.0023) |
| <i>lnSize</i> | 0.1167*** (10.1777) | 0.1183*** (10.7928) |
| <i>Soe</i> | 0.0268 (1.5959) | 0.0575*** (3.2457) |
| <i>Dual</i> | 0.0050 (0.4056) | 0.0065 (0.5490) |
| <i>lnBoard</i> | 0.0085 (0.1690) | 0.0333 (0.7314) |
| <i>Indep</i> | 0.1738 (1.0503) | 0.2008 (1.3588) |
| <i>Mtb</i> | -0.1045*** (-3.7939) | -0.1132*** (-3.5759) |
| <i>lnAge</i> | -0.0367*** (-4.7733) | -0.0190*** (-2.5867) |
| <i>Lerner</i> | -0.0768 (-1.5246) | -0.0617 (-1.3659) |
| 常数项 | -2.4502*** (-9.2118) | -2.6066*** (-10.3860) |
| 行业固定效应 | 未控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 未控制 | 控制 |
| 样本量 | 23347 | 23347 |
| $\overline{R^2}$ | 0.0765 | 0.1507 |

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著, 括号内表示聚类到企业层面的 *t* 值, 后表同。

(二) 内生性分析

为进一步缓解模型中可能存在的样本选择偏误以及遗漏变量等内生性问题, 本文进一步采取了以下处理措施。

1. 工具变量法

为缓解解释变量与扰动项之间的相关性可能带来的内生性问题, 本文采用工具变量法进行检验。参照现有研究^[35], 本文选取焦点企业同年度同省份所有企业 ESG 表现的均值作为工具变量 (*IV_ESG*)。一方面, 同年度同省份企业 ESG 表现的均值与本企业的 ESG 表现存在关联, 满足内生性要求; 另一方面, 同年度同省份企业 ESG 表现的均值不会直接影响焦点企业的绿色协同创新, 满足外生性要求。工具变量法的回归结果见表 3。第一阶段回归结果显示, *IV_ESG* 的回归系数为 0.7934, 且在 1% 的水平下显著为正, 验证了工具变量的相关性; 同时, Kleibergen-Paap rk Wald *F* 统计量为 201.359, 高于临界值, 有效排除了弱工具变量的可能性。第二阶段回归结果显示, *ESGRate* 的回归系数仍然显著为正, 与基准回归结果保持一致, 进一步验证了企业良好的 ESG 表现对绿色协同创新的促进作用。

2. 倾向得分匹配

为解决控制变量差异及样本自选择问题, 本文采用倾向得分匹配 (PSM) 法进行检验。具体而言, 根据企业 ESG 表现, 按照同省份、同行业 ESG 评级的平均值进

行分组:高于平均值设定为处理组(记为1)、低于平均值划分为对照组(记为0)。参照现有研究^[1],选择所有控制变量作为协变量,基于评定(Logit)模型,设定卡尺为0.05,进行1:1有放回的近邻匹配。匹配后各协变量的偏差均小于5%,且处理组的平均处理效应(ATT)为3.03,在1%水平下显著,通过了平衡性检验。此外,本文也尝试了1:2近邻匹配,结果仍稳健。表3中仅报告了1:1近邻匹配后的回归结果。其中,ESGRate的回归系数为0.0262,且在1%水平下显著,表明在控制变量差异与样本自选择问题后,企业良好的ESG表现仍能促进绿色协同创新。

表3 内生性分析回归结果

| 变量 | 工具变量法 | | 倾向得分匹配 |
|---------------------------|--------------------------|---------------------|-------------------------|
| | 第一阶段 | 第二阶段 | |
| IV_ESG | 0.7934*** (14.1901) | | |
| ESGRate | | 0.0770* (1.8707) | 0.0262*** (4.2261) |
| 常数项 | -4.4658*** (-12.8154) | | -2.5047*** (-9.2964) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 23347 | 23347 | 12530 |
| $\overline{R^2}$ | 0.1870 | 0.0647 | 0.1362 |
| Kleibergen-Paap rk LM | 156.082 | | |
| Kleibergen-Paap rk Wald F | 201.359 | | |

(三) 稳健性检验

本文采用多种方式进行稳健性检验,具体回归结果见表4。

1. 变量替换

第一,替换被解释变量。相比于专利申请量,专利授权量虽存在一定的时间滞后性,但更有利于反映技术成果、体现创新质量。本文参照孙慧等^[17]的做法,以企业当年联合获得的绿色专利授权数量加1后取自然对数,作为绿色协同创新的代理变量,用Greengrant表示。表4结果表明,更换被解释变量后,ESGRate的回归系数仍显著为正。第二,替换关键解释变量。当前不同机构衡量ESG的方式存在一定差异,且部分上市公司可能存在夸大自身ESG表现的行为,导致各评价机构给出的ESG评级结果不尽相同。本文参照严兵等^[9]的研究,进一步采用CNRDS中的企业ESG评级数据(ESGScore)作为解释变量进行回归。表4结果表明,在替换解释变量后,ESGScore的回归系数在1%水平下显著为正,进一步验证了良好的ESG表现对绿色协同创新的促进作用。

2. 改变回归模型

由于大量企业联合申请的绿色专利数量为 0,可能会影响模型的估计效果^[13],本文参考现有研究^[34],采用截尾回归(Tobit)模型进行检验。表 4 结果显示,在改变回归模型后,ESGRate 的回归系数为 0.161 9,在 1%水平下显著为正,进一步验证了企业良好的 ESG 表现对绿色协同创新的作用效果。

3. 增加固定效应

考虑到企业所在省份可能产生的影响,本文进一步控制了省份固定效应。由表 4 可知,在引入省份固定效应后,ESGRate 的回归系数为 0.019 2,且在 1%水平下显著,说明企业良好的 ESG 表现对绿色协同创新仍具有正向影响。

4. 剔除特殊年份区间

为控制 2015 年股市危机对上市公司可能造成的冲击,本文在回归中剔除了 2015 年的样本。表 4 结果显示,ESGRate 的回归系数为 0.020 4,且在 1%水平下显著,表明在排除股市危机的干扰之后,企业良好的 ESG 表现仍能促进绿色协同创新。

表 4 稳健性检验回归结果

| 变量 | 替换被解释变量 | 替换解释变量 | 改变回归模型 | 增加固定效应 | 剔除特殊年份 |
|-----------------------|---------------------------|----------------------------|-----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| ESGRate | 0.013 8*** (3.101 7) | | 0.161 9*** (3.512 2) | 0.019 2*** (3.645 6) | 0.020 4*** (3.789 5) |
| ESGScore | | 0.001 7*** (3.180 2) | | | |
| 常数项 | -2.055 1*** (-9.678 3) | -2.632 1*** (-10.471 0) | -19.397 8*** (-15.093 9) | -2.532 6*** (-10.179 9) | -2.625 6*** (-10.509 2) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业固定效应 | 控制 | 控制 | 未控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 未控制 | 控制 | 控制 |
| 省份固定效应 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 控制 | 未控制 |
| 样本量 | 23 347 | 23 347 | 23 347 | 23 347 | 21 836 |
| \bar{R}^2 | 0.146 4 | 0.150 3 | | 0.155 7 | 0.150 3 |
| Pseudo R ² | | | 0.066 6 | | |

(四) 机制分析

参照现有研究,本文采用两阶段回归分析方法,设定机制检验回归模型,如模型(2)所示。

$$M_{i,t} = \zeta_0 + \zeta_1 ESGRate_{i,t} + X'_{i,t} \gamma + \eta_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, M 表示机制变量,包括外部关注机制的政府补助 (G_sub)、分析师关注 (Af)、审计质量 ($Big4$),以及内部关注机制的合作文化 ($Cooperation$) 和研发意识 (RD)。

1. 外部关注机制

基于信号理论,良好的 ESG 表现可以通过向外界传递积极的信号,产生拉力效果,吸引外部机构与企业

进行合作交流,从而推动绿色协同创新。

第一,具有 ESG 良好表现的企业因其在环保与可持续发展方面的建设,往往可以获得更多的政府补助,而获得政府补助有助于吸引合作伙伴与本企业进行合作,进而推动绿色协同创新活动的开展。关于政府补助(G_{sub})变量,本文参照于芝麦^[36]的研究,采用 CSMAR 数据库中上市公司财务报表附注所披露的政府补助数据,经企业规模调整后,以相对补助水平进行衡量。具体而言,以政府补助金额除以企业资产总计再乘 100 作为政府补助的衡量指标;未获得政府补助的企业, G_{sub} 赋值为 0。由表 5 可知, G_{sub} 对 $ESGRate$ 的回归系数为 0.056 4,且在 1%水平下显著为正,表明具有 ESG 良好表现的企业更有可能获得政府补助。

第二,良好的 ESG 表现能够传递积极信号,有助于引起证券分析师的关注。分析师所出具的调研报告会放大这种信号,引起企业合作伙伴的关注,从而对企业的绿色协同创新活动产生促进作用。对于外部分析师关注度(Af)的衡量,本文参照王浩军等^[16]与胡洁等^[31]的研究,采用对特定企业进行跟踪分析的分析师(团队)数量加 1 后取自然对数进行衡量,数据来自 CSMAR 数据库。对于未被分析师追踪报道的公司, Af 赋值为 0。由表 5 可知, Af 对 $ESGRate$ 的回归系数为 0.096 9,且在 1%水平下显著为正,说明良好的 ESG 表现能够提高企业被分析师关注的程度。

第三,企业在推进 ESG 建设的过程中,会对自身经营提出更高的要求,强化外部审计质量,进而促进绿色协同创新。四大会计师事务所在全球财务审计领域占据主导地位。凭借卓越的品牌声誉与行业影响力,这些事务所更加注重维护自身的公信力,因而能够提供更高水平的专业审计服务与独立公正的治理监督。对于外部审计质量($Big4$)变量的构建,本文参照王浩军等^[16]的研究,根据企业是否聘请四大会计师事务所设置虚拟变量,聘请则取值为 1,反之则为 0。由表 5 可知, $Big4$ 对 $ESGRate$ 的回归系数为 0.009 0,且在 1%水平下显著为正,说明良好的 ESG 表现能够促进外部审计质量提升。

表 5 外部关注机制分析回归结果

| 变量 | G_{sub} | Af | $Big4$ |
|-------------|-------------------------|-----------------------------|----------------------------|
| $ESGRate$ | 0.056 4*** (3.659 8) | 0.096 9*** (9.699 7) | 0.009 0*** (2.834 6) |
| 常数项 | 1.827 1*** (3.853 5) | -13.974 3*** (-44.490 6) | -1.893 4*** (-11.170 7) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 23 347 | 23 347 | 23 347 |
| \bar{R}^2 | 0.159 2 | 0.538 1 | 0.173 2 |

2. 内部关注机制

上市企业年报中的管理层讨论与分析(MD&A)部分是由管理者主观撰写的内容,能够补充财务信息的局限性,更全面地反映企业经营状况与未来事项。本文从企业合作文化与研发意识两个方面提取 MD&A 中的关键词,以此测度内部关注机制。

第一,企业合作文化。ESG 强调长期可持续发展,有助于塑造以长期为导向的企业合作文化,促进与外部机构和内部组织的沟通与协作,从而推动绿色协同创新。本文参照现有研究^[28]的做法,选取 CNRDS 的 MD&A 文本中有关企业合作文化的词频数对企业合作文化(*Cooperation*)进行衡量,并借鉴文本分析的常用方法,对词频数加 1 后取自然对数作为其代理指标。由表 6 可知,*Cooperation* 对 *ESGRate* 的回归系数在 1% 水平下显著为正,说明良好的 ESG 表现对企业合作文化具有正向影响。

第二,企业研发意识。良好的 ESG 表现有助于提升企业的研发意识,进而有助于企业的绿色协同创新。对于企业研发意识(*RD*)的衡量,本文参照现有研究^[37]的做法,选取 CNRDS 的 MD&A 文本中与企业研发相关的词频数进行衡量,将其加 1 后取自然对数作为研发意识的代理指标。由表 6 可知,*RD* 对 *ESGRate* 的回归系数为 0.0606,且在 1% 水平下显著,说明良好的 ESG 表现有助于增强企业研发意识。

表 6 内部关注机制分析回归结果

| 变量 | <i>Cooperation</i> | <i>RD</i> |
|----------------|-----------------------|------------------------|
| <i>ESGRate</i> | 0.0444*** (5.7169) | 0.0606*** (7.6797) |
| 常数项 | 0.7361*** (2.8984) | 3.3449*** (13.5834) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 |
| 行业固定效应 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 23347 | 23347 |
| \bar{R}^2 | 0.2995 | 0.5038 |

(五) 异质性分析

本文从企业外部特点以及自身特点两个方面,探究 ESG 表现对绿色协同创新的异质性影响。

1. 基于企业外部特点的异质性分析

本文从企业所处行业是否重污染行业与所处城市是否直辖市、计划单列市两个角度出发,分组探究 ESG 表现对绿色协同创新的异质性影响。

第一,基于企业所处行业的异质性分析。企业所在行业类型的不同,会对 ESG 表现赋能绿色协同创新产生影响。重污染企业因其生产活动对环境造成的严重影响,相较于非重污染企业,通常会面临更严格的环境规制和更多的外部关注。本文借鉴李维安等^[38]的做法,依据中国证监会 2012 年修订的《上市公司行业分类指引》,按行业代码对重污染企业与非重污染企业进行划分^①。由表 7 行业类型的回归结果可以看出,*ESGRate* 的回归系数为 0.0263,且在 1% 水平下显著,即良好的 ESG 表现能够促进非重污染企业绿色协同创新;然而,对于重污染企业而言,良好的 ESG 表现并未对绿色协同创新产生明显的促进作用。可能的原因在于:一方面,重污染企业本身面临着更大的环保压力,对环境规制政策更为敏感,往往需要在较短的时间内对污染排放问题做出整改。与需要长期投入且风险较高的创新活动相比,这类企业更倾向于引进清洁生产设备,从生产流程上减少污染排放。另一方面,从社会认知角度来看,公众对于重污染企业存在一定的负面

① 重污染行业上市公司代码包括:以 B 开头的行业代码、C15、C17、C19、C22、C25、C26、C27、C28、C29、C30、C31、C32 与 D44。

刻板印象,更容易认为这些企业存在“漂绿”行为,因而在一定程度上削弱了 ESG 表现所传递的积极信号,使其未能对绿色协同创新产生积极的影响。此外,本文还进行了费舍尔组合检验,在对数据进行 1 000 次随机抽样后,变量 *ESGRate* 的组间系数差异 *P* 值为 0.022,表明不同行业类型组间存在显著差异,进一步验证了 ESG 表现对绿色协同创新影响的异质性。

第二,基于企业所处地区的异质性分析。企业所在城市也会影响良好的 ESG 表现对企业绿色协同创新的赋能效果。相较于一般城市,直辖市与计划单列市通常拥有更丰富的配套资源,有利于企业间合作交流,提高生产效率。然而,这些城市往往也伴随着更高的经营成本,可能给企业带来更大的资金压力。基于此,本文按照上市公司注册地址是否为直辖市或计划单列市进行分组,检验企业所处城市对 ESG 表现赋能绿色协同创新的影响,其中特殊城市是指直辖市或计划单列市。对城市类型进行分组的回归结果显示,无论是在特殊城市还是一般城市,*ESGRate* 的回归系数均显著为正,表明良好的 ESG 表现所传递的积极信号均能引起外部主体的关注并推动绿色协同创新。相较之下,良好的 ESG 表现对位于特殊城市企业的绿色协同创新促进作用更为明显,这可能是因为这些城市具有更强的经济实力、更充分的政策支持,以及更完善的交通网络与基础设施建设,能够形成集群效应,为企业间的合作交流提供更为便利的条件。此外,本文进行了费舍尔组合检验,在对数据进行 1 000 次随机抽样后,变量 *ESGRate* 的组间系数差异 *P* 值为 0.026,表明不同城市类型组间存在较大差异,进一步验证了 ESG 表现对绿色协同创新的影响具有地域异质性。

表 7 根据企业外部特点的异质性分析回归结果

| 变量 | 行业类型 | | 城市类型 | |
|----------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| | 重污染行业 | 非重污染行业 | 特殊城市 | 一般城市 |
| <i>ESGRate</i> | 0.010 6 (1.265 7) | 0.026 3*** (3.971 3) | 0.030 5*** (2.752 7) | 0.015 7*** (2.855 5) |
| 常数项 | -2.645 1*** (-6.835 0) | -2.583 4*** (-8.163 5) | -2.800 4*** (-7.300 1) | -2.220 1*** (-7.203 9) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 7 342 | 16 005 | 7 699 | 15 648 |
| \bar{R}^2 | 0.194 6 | 0.134 3 | 0.210 0 | 0.129 3 |
| 费舍尔检验 | 0.022 | | 0.026 | |

2. 基于企业自身特点的异质性分析

本文从企业规模(大规模企业/小规模企业)与企业性质(国有企业/非国有企业)两个维度,探究 ESG 表现对绿色协同创新的异质性影响。回归结果见表 8。

第一,基于企业规模的异质性分析。绿色协同创新需要企业与合作伙伴共同投入有关资源,对于规模不同的企业来说,其拥有的和可以投入的资源不尽相同,因此对 ESG 表现赋能绿色协同创新可能会呈现出异质性。大规模企业通常具备更丰富的人、财、物等有形资源以及行业地位等无形资源,但往往伴随着复杂的组织架构和较高的组织惰性;小规模企业虽然更具灵活性,却普遍存在着融资贵、融资难等问题。ESG 表现的提升,既有利于优化大规模企业的资源配置、提高创新效率,也可降低小规模企业的融资成本、缓解融

资约束。参照现有研究^[6],本文以企业资产总计的中位数为界,将高于资产中位数的企业划分为大规模企业,低于资产中位数的企业划分为小规模企业。由企业规模的回归结果可以看出,对于大规模企业,其 ESG 表现对绿色协同创新的回归系数为 0.032 2,且 P 值小于 0.01。对于小规模企业而言,该影响并不明显。可见,良好的 ESG 表现更有助于大规模企业的绿色协同创新。可能的原因在于,具有 ESG 优势的大规模企业,能进一步强化其声誉,更容易吸引外部主体,且其本身有着更为雄厚的资金实力,能够持续投入资源进行合作创新。尽管小规模企业的 ESG 表现所传递的积极信号也有利于引起外部机构的关注,但由于企业自身资源受限,难以长时间投入大量资源与合作伙伴开展协同创新。此外,本文还进行了费舍尔组合检验,在对数据进行 1 000 次随机抽样后,变量 $ESGRate$ 的组间系数差异 P 值为 0.000,表明不同规模的企业组间存在较大差异,进一步验证了企业 ESG 表现赋能绿色协同创新会受到企业规模的影响。

第二,基于企业性质的异质性分析。企业性质同样会影响 ESG 表现与绿色协同创新之间的关系。国有企业作为国民经济的重要支柱,肩负着更多的社会责任。与非国有企业相比,国有企业通常面临较轻的资源约束,更易得到政府支持,但其也会受到更严格的监督。此外,国有企业往往缺乏创新活力与积极性,存在更为严重的委托代理问题。民营企业作为中国经济发展的生力军,相较于国有企业,具备更强的灵活性,但通常面临更大的资源获取难题。本文根据企业实际控制人的产权性质将样本划分为国有企业和非国有企业^[33]。由于控制变量已包含企业性质(Soe),在按企业性质进行分组回归时,这一控制变量会被自动剔除。回归过程中,受 $Reghdfe$ 命令的影响,国有企业组与非国有企业组分别剔除了 1 个和 2 个孤立值,导致样本数略小于基准回归结果。从产权性质的回归结果可以看出,企业良好的 ESG 表现对绿色协同创新均具有正向影响, $ESGRate$ 的回归系数分别为 0.032 3 与 0.014 6,说明无论是国有企业还是非国有企业,良好的 ESG 表现所传递的信号均能拉动合作伙伴与本企业进行沟通与协作。同时,相较于非国有企业,国有企业 ESG 表现对绿色创新协同的边际贡献更高。这可能源于两方面原因:一方面,国有企业履行社会责任的程度更高,ESG 的信息披露质量往往更好;另一方面,国有企业因其政治属性,更易与政府、其他国有企业建立合作关系,且国有企业本身带有较高的声誉,非国有企业也更愿意与其合作。此外,本文也对分组进行了费舍尔组合检验,在经过 1 000 次随机抽样后,变量 $ESGRate$ 的组间系数差异 P 值为 0.011,表明国有企业与非国有企业之间存在较大差异,进一步验证了企业 ESG 表现对绿色协同创新的影响在企业性质上的异质性。

表 8 基于企业自身特点的异质性分析回归结果

| 变量 | 企业规模 | | 产权性质 | |
|------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| | 大规模企业 | 小规模企业 | 国有企业 | 非国有企业 |
| $ESGRate$ | 0.032 2*** (3.777 1) | 0.002 5 (0.611 4) | 0.032 3*** (2.960 8) | 0.014 6*** (2.680 9) |
| 常数项 | -3.662 0*** (-8.963 7) | -1.149 7*** (-4.709 0) | -3.493 4*** (-8.002 8) | -1.797 3*** (-5.942 6) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 11 674 | 11 673 | 7 442 | 15 902 |
| $\overline{R^2}$ | 0.190 9 | 0.042 0 | 0.224 8 | 0.108 9 |
| 费舍尔检验 | 0.000 | | 0.011 | |

(六) 拓展性研究

本文从创新的行为动机展开拓展性研究。依据创新动机的不同,本文将绿色协同创新区分为实质性绿色协同创新与策略性绿色协同创新。相较于策略性创新可能存在的迎合动机,实质性创新更能反映企业创新活动的真实意愿。一般而言,发明专利相较实用新型专利具有更高的新颖性要求,能够更好地体现创新质量。本文参照黎文靖和郑曼妮^[39]的研究,将联合绿色发明专利申请量加1后取自然对数作为实质性绿色协同创新的代理变量(*SubstantialGreenco*),将联合绿色实用新型专利申请量加1后取自然对数作为策略性绿色协同创新的代理变量(*StrategicGreenco*),并代入模型(1)分别进行回归。表9结果显示,企业良好的ESG表现无论对实质性绿色协同创新还是策略性绿色协同创新均有正向影响,且对实质性绿色协同创新的促进作用更大。可能的原因在于:一方面,无论企业出于何种创新目的,良好的ESG表现均能对外传递积极信号,吸引合作伙伴开展合作创新;另一方面,ESG建设有助于培养管理者的长期意识,使企业更倾向于开展实质性创新活动。

表9 拓展性分析回归结果

| 变量 | <i>SubstantialGreenco</i> | <i>StrategicGreenco</i> |
|------------------|---------------------------|-------------------------|
| <i>ESGRate</i> | 0.0164*** (3.9339) | 0.0086*** (2.7144) |
| 常数项 | -2.0683*** (-9.9096) | -1.3915*** (-8.6748) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 |
| 行业固定效应 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 23347 | 23347 |
| $\overline{R^2}$ | 0.1384 | 0.1201 |

五、结论与建议

本文基于2012—2023年沪深A股上市公司数据,探讨了企业ESG表现对绿色协同创新的影响及其作用机制。结果表明,企业良好的ESG表现对绿色协同创新具有正向作用,该结论经内生性分析与稳健性检验后依然成立。基于内外部关注机制研究发现,从外部视角看,具有ESG良好表现的企业更容易获得政府补助、吸引分析师关注与提高外部审计质量,进而促进绿色协同创新。这主要是因为良好的ESG表现有助于减少信息不对称,向外传递积极信号,从而吸引潜在的合作伙伴,并增强既有合作。从企业内部来看,良好的ESG表现有助于塑造企业合作文化和提升研发意识,进而推动绿色协同创新的开展。其原因在于,具有ESG良好表现的企业更注重可持续发展,能够缓解管理者短视行为,激励企业主动与外部主体开展合作。从企业外部特征与自身特征两个维度进行的异质性分析结果表明,就外部特征而言,良好的ESG表现对绿色协同创新的促进作用在非重污染企业、位于直辖市与计划单列市的企业中更为明显;就企业自身特征来

看,该效应在大规模企业、国有企业中更为明显。从创新动机方面进行的拓展性分析发现,企业良好的 ESG 表现对实质性绿色协同创新的促进作用高于策略性绿色协同创新。

基于上述结论,本文提出以下建议:

第一,鼓励企业加强 ESG 建设,培育耐心资本,给予具有 ESG 良好表现的企业更多中长期资金支持和政策倾斜。ESG 建设需要投入相应资源,可能加重企业负担,导致部分企业无法或不敢推进 ESG 建设。因此,应为具有良好 ESG 表现的企业提供更多中长期资金的支持,缓解资源约束,帮助企业增强 ESG 建设的信心,从而持续提高 ESG 表现。此外,进一步发挥政策对企业 ESG 建设的关键导向作用。政策本身具有信息传递功能,可激励企业更积极主动地提升自身 ESG 表现,响应国家战略导向,进而有助于将公司的长期可持续发展推广到行业乃至全社会范围,助力中国“双碳”目标的加速实现。同时,政府应重点关注非重污染企业、位于直辖市与计划单列市的企业、大规模企业与国有企业,给予其针对性支持,以进一步放大其示范作用。

第二,发挥政府职能,引导企业寻找适宜的合作对象,构建创新联合体。相比绿色创新,绿色协同创新具有低成本、技术互补性强的优势。创新联合体是一种以关键核心技术攻关重大任务为牵引,强化企业创新主体地位、发挥政府引导作用的新型协同组织,有助于企业与合作伙伴构建紧密的合作网络,提升协同效能。通过资源整合,政府可以加快推进产学研建设,搭建合作交流平台,增强企业、高校与科研机构之间的联动;借助行业协会,拉近同行业公司之间的距离,促进行业内的企业互帮互助,推动行业蓬勃发展;充分发挥“链长制”优势,调动“链主”企业带动节点企业开展绿色协同创新,通过资源共享引导节点企业融入创新型产业集群。

此外,本文也存在一些不足:(1)本文选取 CNRDS 中的企业联合申请的绿色专利数作为绿色协同创新的衡量指标,未能细分与企业联合申请专利的合作伙伴类型;(2)主要从内外部关注视角探讨企业 ESG 表现对绿色协同创新的作用机制,其他潜在有价值的路径仍有待深入挖掘;(3)限于数据可得性,未考虑到不同机构 ESG 评级差异对绿色协同创新的影响。未来研究可在如下方面进行拓展:(1)依据合作伙伴类型进行划分,探究企业 ESG 表现对不同合作类型的绿色协同创新的差异化影响;(2)从资源机制(如融资约束)和经营状况(如企业韧性、经营韧性)等方面丰富对作用机制的研究;(3)进一步探讨企业 ESG 评级分歧对绿色协同创新的影响。

参考文献:

- [1]李井林,阳镇,陈劲. ESG 表现如何赋能企业绿色技术创新? ——来自中国上市公司的微观证据[J]. 管理工程学报,2024,38(5):1-17.
- [2]CHANG Y J, WANG S. A study on the impact of ESG rating on green technology innovation in enterprises: an empirical study based on informal environmental governance[J]. Journal of Environmental Management, 2024, 358: 120878.
- [3]MELANDER L, PAZIRANDEH A. Collaboration beyond the supply network for green innovation: insight from 11 cases[J]. Supply Chain Management: An International Journal, 2019, 24(4): 509-523.
- [4]DAHLANDER L, GANN D M. How open is innovation? [J]. Research Policy, 2010, 39(6): 699-709.
- [5]WANG J X, MA M D, DONG T Y, et al. Do ESG ratings promote corporate green innovation? A quasi-natural experiment based on SynTao Green Finance's ESG ratings[J]. International Review of Financial Analysis, 2023, 87: 102623.
- [6]方先明,胡丁. 企业 ESG 表现与创新——来自 A 股上市公司的证据[J]. 经济研究,2023,58(2):91-106.
- [7]YANG X Y, LI Z J, QIU Z X, et al. ESG performance and corporate technology innovation: evidence from China[J]. Technological Forecasting and

- Social Change, 2024, 206: 123520.
- [8] ZHOU J, LEI X D, YU J L. ESG rating divergence and corporate green innovation[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2024, 33(4): 2911-2930.
- [9] 严兵,程敏,王乃合. ESG绿色溢出、供应链传导与企业绿色创新[J]. *经济研究*, 2024, 59(7): 72-91.
- [10] WANG F Z, LIU X M, LIU J. Customer ESG discourse power and supplier green innovation: based on the perspective of green convergence[J]. *Journal of Environmental Management*, 2025, 376: 124476.
- [11] LI J C, LIAN G H, XU A T. How do ESG affect the spillover of green innovation among peer firms? Mechanism discussion and performance study [J]. *Journal of Business Research*, 2023, 158: 113648.
- [12] YANG C Y, ZHU C H, ALBITAR K. ESG ratings and green innovation: a U-shaped journey towards sustainable development [J]. *Business Strategy and the Environment*, 2024, 33(5): 4108-4129.
- [13] 刘柏,卢家锐,琚涛. 形式主义还是实质主义: ESG评级软监管下的绿色创新研究[J]. *南开管理评论*, 2023, 26(5): 16-28.
- [14] 杨志红,王小林. 企业数字化转型与绿色协同创新行为[J]. *经济学动态*, 2024(12): 73-91.
- [15] DU Q Y, SUN Z N, GOODELL J W, et al. Ecological risk and corporate sustainability: examining ESG performance, risk management, and productivity[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2024, 96: 103551.
- [16] 王浩军,宋铁波,易锐. 行业协会关联对企业绿色创新影响机制研究[J]. *科研管理*, 2024, 45(8): 172-181.
- [17] 孙慧,祝树森,唐静,等. ESG与企业内共同富裕耦合协同发展对企业创新的影响研究[J]. *科研管理*, 2024, 45(8): 182-192.
- [18] 陈红,张玉,刘东霞. 政府补助、税收优惠与企业创新绩效——不同生命周期阶段的实证研究[J]. *南开管理评论*, 2019, 22(3): 187-200.
- [19] 李万福,杜静,张怀. 创新补助究竟有没有激励企业创新自主投资——来自中国上市公司的新证据[J]. *金融研究*, 2017(10): 130-145.
- [20] 李青原,肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J]. *经济研究*, 2020, 55(9): 192-208.
- [21] 王永贵,李霞. 促进还是抑制: 政府研发补助对企业绿色创新绩效的影响[J]. *中国工业经济*, 2023(2): 131-149.
- [22] 潘越,戴亦一,林超群. 信息不透明、分析师关注与个股暴跌风险[J]. *金融研究*, 2011(9): 138-151.
- [23] ZHANG J W, LI Y, XU H W, et al. Can ESG ratings mitigate managerial myopia? Evidence from Chinese listed companies [J]. *International Review of Financial Analysis*, 2023, 90: 102878.
- [24] 罗宏,吴丹,郭一铭. 分行业信息披露与企业创新——来自行业信息披露指引的准自然实验[J]. *财贸经济*, 2024, 45(4): 105-122.
- [25] 王瑶,张允萌,侯德帅. 企业 ESG 表现会影响审计意见吗? [J]. *审计与经济研究*, 2022, 37(5): 54-64.
- [26] 许建伟,陈彦斌,刘琨. 外部审计质量对企业创新活动的作用机制研究[J]. *科研管理*, 2020, 41(10): 11-20.
- [27] 陈晓珊. 和为贵,谐为美: 数字化转型与企业合作文化[J]. *当代财经*, 2024(8): 85-99.
- [28] 潘健平,潘越,马奕涵. 以“合”为贵? 合作文化与企业创新[J]. *金融研究*, 2019(1): 148-167.
- [29] 石玉堂,王晓丹,郭跃,等. ESG评级何以实现企业绿色创新“增量提质”[J]. *科学与科学技术管理*, 2024, 45(11): 162-179.
- [30] 刘刚,王杰. ESG 责任履行利于企业核心竞争力提升吗? [J]. *经济与管理研究*, 2024, 45(7): 18-33.
- [31] 胡洁,于宪荣,韩一鸣. ESG 评级能否促进企业绿色转型? ——基于多时点双重差分法的验证[J]. *数量经济技术经济研究*, 2023, 40(7): 90-111.
- [32] 伍静,纪祥裕. 数字经济发展与企业协同创新——基于创新链升级与供应链优化视角[J]. *首都经济贸易大学学报*, 2024, 26(2): 3-18.
- [33] PENG D, KONG Q X. Corporate green innovation under environmental regulation: the role of ESG ratings and greenwashing [J]. *Energy Economics*, 2024, 140: 107971.
- [34] 谭劲松,黄仁玉,张京心. ESG表现与企业风险——基于资源获取视角的解释[J]. *管理科学*, 2022, 35(5): 3-18.
- [35] 刘峰,王美昌,郑曼娜,等. ESG表现对国家形象的溢出效应: 来自中国“走出去”企业的经验证据[J]. *国际贸易问题*, 2024(12): 76-95.
- [36] 于芝麦. 环保约谈、政府环保补助与企业绿色创新[J]. *外国经济与管理*, 2021, 43(7): 22-37.
- [37] HUANG W, LIANG Q W. Narrative R&D disclosure and insider trading profitability: evidence from China [J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2024, 45: 107210.
- [38] 李维安,李鼎,周宁. 环境规制与企业绿色治理机会主义行为——基于 ESG 框架的分析[J]. *经济管理*, 2025, 47(1): 5-23.
- [39] 黎文靖,郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新? ——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. *经济研究*, 2016, 51(4): 60-73.

Corporate ESG Performance, Internal and External Concerns, and Green Collaborative Innovation

CUI Li¹, WANG Jiashuai¹, ZHANG Shuai², WANG Yu¹

(1. Dalian University of Technology, Panjin 124221;

2. Capital University of Economics and Business, Beijing 100070)

Abstract: Against the backdrop of increasingly severe global environmental issues, green collaborative innovation (GCI), through collaborative and sharing mechanisms between firms and their partners, effectively reduces innovation risks and has emerged as a superior pathway for firms to overcome the dilemma of green innovation and achieve green transformation. However, in practice, a lack of trust and conflicts of interest among partners constrain the effectiveness of GCI. Environmental, social, and governance (ESG) emphasizes the multi-dimensional sustainable management responsibilities of firms. Strong ESG performance can not only mitigate information asymmetry in collaborations but also offer a viable pathway to address trust and interest conflicts in GCI by prioritizing partners' interests. Therefore, this paper empirically analyzes the impact of ESG performance on GCI and its underlying mechanisms using a sample of Chinese A-share listed companies from 2012 to 2023.

The findings show that ESG performance can promote firms' GCI. This conclusion remains valid after addressing endogeneity concerns and conducting robustness tests. In terms of mechanisms, strong ESG performance enhances GCI through two pathways: first, amplifying the firm's sustainability signals through external concerns, which attracts partners to engage in collaborative innovation; and second, fostering a long-term sustainability orientation through internal concerns, which encourages firms to proactively establish stable partnerships, thereby facilitating the implementation of GCI. Heterogeneity analysis further reveals that the promoting effect is more pronounced among firms located in municipalities and cities with independent planning status, those operating in non-heavy-polluting industries, large-scale enterprises, and state-owned enterprises. Extended analysis indicates that strong ESG performance has a more substantial effect on substantive GCI. The findings provide theoretical support for firms advancing ESG development to foster green collaborative innovation and achieve sustainable development, offering a theoretical basis and practical references for the government to promote corporate ESG disclosure systems and establish unified ESG evaluation standards.

The contributions of this paper are threefold. First, it shifts the research focus from closed corporate green innovation to cross-organizational open GCI, addressing the gap in understanding how ESG performance influences inter-organizational GCI and enriching theoretical research on green innovation through multi-actor interaction and cross-organizational boundary perspectives. Second, based on the attention-based view, it reveals the role of internal and external concerns in the relationship between ESG performance and GCI, thereby unpacking the "black box" of how ESG performance drives GCI. Third, by delving into the differential impact of ESG performance on GCI driven by different motivations, it provides more nuanced empirical evidence for accurately understanding the innovation value of ESG.

Keywords: corporate ESG performance; external concern; internal concern; green collaborative innovation; sustainable development

编校: 蒋 琰