

非正式环境规制的碳减排效应研究

——来自 ESG 评级的准自然实验

李泽浩¹, 陈传龙², 杨 振³

(1. 南开大学 经济学院, 天津 300071; 2. 清华大学 国家治理与全球治理研究院, 北京 100084;
3. 中共中央党校 经济学部, 北京 100091)

摘 要: 非正式环境规制通过软约束和隐形压力对企业的环境行为产生影响, 能够有效推动企业绿色低碳转型。ESG 评级作为一项多元主体参与的非正式环境规制, 通过改善企业的信息披露产生信号传递效应, 进而强化声誉机制和外部监督机制对企业绿色低碳转型的推动作用。以商道融绿开展的 ESG 评级为准自然实验构造多期双重差分模型, 采用沪深 A 股上市公司 2010—2022 年的数据分析发现: ESG 评级显著降低了企业的碳排放强度, 并能通过缓解融资约束、抑制短视行为、促进绿色创新等机制减少企业碳排放; ESG 评级的碳减排效应, 在国有企业、数字化程度较高企业中显著, 在非国有企业、数字化程度较低企业中不显著, 在重污染企业中比在非重污染企业中更显著; ESG 同群效应能够促进企业碳减排, 并强化 ESG 评级的碳减排效应; ESG 评级分歧不利于企业碳减排, 并弱化 ESG 评级的碳减排效应。因此, 企业应以 ESG 评级为契机积极推进绿色低碳转型, 并畅通 ESG 评级促进碳减排的传导机制; 同时, 要在强化 ESG 同群效应的同时减少 ESG 评级分歧。

关键词: ESG 评级; 碳减排; 融资约束; 短视行为; 绿色创新; ESG 同群效应; ESG 评级分歧

中图分类号: F205; F270 **文献标志码:** A **文章编号:** 1674-8131(2025)03-0062-17

引用格式: 李泽浩, 陈传龙, 杨振. 非正式环境规制的碳减排效应研究——来自 ESG 评级的准自然实验[J]. 西部论坛, 2025, 35(3): 62-78.

LI Zehao, CHEN Chuanlong, YANG Zhen. The carbon emission reduction effect of informal environmental regulations: Quasi-natural experiment from ESG ratings[J]. West Forum, 2025, 35(3): 62-78.

* 收稿日期: 2024-10-24; 修回日期: 2025-03-15

基金项目: 国家社会科学一般项目(19BJL008); 国家社会科学基金后期资助项目暨优秀博士学位论文出版项目(21FYZ021)

作者简介: 李泽浩(1996), 男, 河南驻马店人; 博士研究生, 主要从事产业经济学研究; 陈传龙(1994), 男, 河南商丘人; 助理研究员, 主要从事环境经济学研究; 杨振(1985), 通信作者, 男, 山东聊城人; 教授, 博士生导师, 主要从事产业经济学研究。

一、引言

近年来,过量碳排放对生态环境的破坏受到国际社会广泛关注。面对日益严峻的气候变化问题,我国积极致力于碳减排,并提出了具体的“碳达峰”和“碳中和”目标。企业是产生碳排放的主要微观经济主体,也是推动生态文明建设和绿色低碳发展的核心力量,要实现“双碳”目标,企业的碳减排至关重要。因此,如何有效驱动企业减少碳排放成为社会各界关注的焦点。为激励企业积极承担碳减排等环境责任,我国政府陆续出台了一系列环境治理政策法规。正式环境规制能够促使企业增加绿色生产投入(胡珺等,2023)^[1],激励企业进行绿色技术转换(陈晓红等,2021)^[2],从而减少污染物和碳排放。然而,正式环境规制不仅存在局部失灵问题(刘亦文等,2023)^[3],而且在地方环境治理实践中还存在非完全执行(杨振等,2024)^[4]以及政企合谋、寻租等问题(高志刚等,2020)^[5]。当由政府规范形成的正式环境规制在环境治理中的某些领域失灵时,基于社会公众环保意识的非正式环境规制提供了一种替代机制,能够有效弥补正式环境规制的缺陷(Shen et al., 2023)^[6]。

非正式环境规制能够对污染物排放主体施加保护环境的压力,迫使其改变生产或消费模式,从而减少污染排放(Wang et al., 2022)^[7]。一些文献关注到了非正式环境规制在碳减排方面的积极效应。与正式环境规制通过政府强制性的政策法规迫使企业削减污染物和碳排放不同,非正式环境规制通过公众、社会组织等第三方的参与,以软约束和隐形压力对企业环境行为产生影响,推动企业进行绿色低碳转型(赵晓梦等,2022)^[8]。但是,非正式环境规制对碳排放的影响程度及方向会因区域发展环境、行业属性及企业特征的差异而不同,并可能存在产生倒U型影响的“拐点效应”(Huang et al., 2023)^[9],甚至可能引发政府或企业的“反弹效应”,导致监管标准的降低和碳排放量的增加(Meng et al., 2019)^[10]。因此,非正式环境规制对碳排放的影响存在不确定性,还有待进一步的深入研究。同时,现有文献对非正式环境规制影响碳排放的探讨集中在地区(张华等,2020)^[11]和行业(王磊等,2024)^[12]层面,较少关注非正式环境规制对企业碳排放的影响。

当前,作为评估企业可持续性和社会责任的重要指标,ESG日益受到社会各界的广泛关注(邱牧远等,2019)^[13]。ESG评级是由专业机构从环境表现、社会责任和公司治理三个维度对企业非财务绩效进行评估,其能够通过媒体监督机制和声誉机制等对企业行为产生约束和引导作用。企业的ESG绩效已成为影响投资者投资决策的重要因素,良好的ESG表现不仅有助于提升企业社会责任形象,还能为企业环保投资创造有利条件(钱依森等,2023)^[14]。ESG评级能够发挥信号机制的作用,可以通过向利益相关者传达相关信息增强投资者对企业的关注(李慧云等,2022)^[15],并激励企业更加积极主动地进行绿色低碳转型(王芳,2024)^[16]。因此,ESG评级会通过“自下而上”的市场软监管作用于企业的环境行为(刘柏等,2023)^[17],可以视为一种典型的非正式环境规制。有鉴于此,本文从ESG评级角度探讨非正式环境规制的碳减排效应,并以商道融绿的ESG评级为准自然实验,采用沪深A股上市公司2010—2022年的数据进行实证检验。

本文的边际贡献主要包括:第一,在理论框架的建构上,将ESG评级作为一项非正式环境规制分析其对企业碳排放的影响,拓展和深化了非正式环境规制的环境效应研究。现有文献对非正式环境规制的碳排放效应尚未达成一致结论,且主要基于地区和行业等宏观层面的碳排放绩效进行分析,较少考察非正式环境规制对微观企业碳减排的影响。ESG评级本身就是针对企业的,且是一项多元主体参与的具有代表性的非正式环境规制,通过其探究非正式环境规制的微观碳减排效应具有适宜性和重要的现实意义。第二,在研究内容上,丰富了ESG评级的环境效应研究。尽管已有个别文献探究了ESG评级

对企业碳排放的影响,认为 ESG 评级能够通过提高媒体关注度、抑制管理者短视、缓解融资约束和代理问题等路径促进企业碳减排,分析师和媒体关注会强化 ESG 评级分歧会弱化 ESG 评级的碳减排效应,并从环境规制、机构投资者持股、污染程度、产权性质等方面考察了 ESG 评级影响企业碳排放的异质性(孙凡等,2024;Li et al.,2024)^[18-19],但该领域的研究还有待加强。本文进一步分析了绿色创新的中介作用、ESG 同群效应的调节作用以及数字化转型的异质性,有助于深入认识非正式环境规制促进碳减排的内在机制与优化路径,并为通过完善 ESG 评级推动企业绿色发展和低碳转型提供了启示。

二、理论分析与研究假说

1. ESG 评级对企业碳排放的影响

在非正式环境规制影响企业发展的过程中,信息交流起到关键作用,需要有透明的信息环境和高效的信息沟通机制才能对企业的环境行为产生有效约束。根据公司治理理论,信息披露是企业缓解与利益相关者信息不对称并增强投资者信任的关键机制。企业积极履行社会责任不仅能够分散企业风险、减缓企业外部环境压力,还能获取投资者和消费者的积极反馈(王晓路等,2018)^[20],但由于信息不对称及监督机制不完善等问题的存在,上述机制不一定能够实现。解决此问题的关键在于缓解信息不对称,利益相关者需要拓宽获取企业信息的渠道,而企业需要披露更多有效信息。ESG 评级作为企业信息披露的一种形式,能有效满足利益相关者对企业非财务绩效信息不断增长的需求,对企业的生产经营和环境治理有着重要影响。ESG 评级不仅为外部利益相关者构建了一个内容丰富的企业信息平台,有助于投资者准确评估企业的战略规划及可持续发展能力,还能通过市场机制推动企业与利益相关者加强沟通和协商,共同推进企业的绿色低碳转型,进而实现可持续发展。

一方面,基于信号传递理论,作为信息优势方的有效信号,ESG 评级展示了企业在环境保护、社会责任履行与公司治理方面的真实价值,能够引导信息劣势方做出理性决策。ESG 表现优秀的企业会向市场传递出运营稳健的积极信号,从而吸引投资者的关注和资金支持,为企业碳减排提供必要的资源基础(Wang et al.,2023)^[21]。与此同时,良好的 ESG 表现能够传达企业在环境保护、社会责任履行和公司治理方面的努力信号,塑造积极的企业形象,获得偏好绿色低碳产品的利益相关者支持,从而形成企业与利益相关者的良性循环。因此,参与 ESG 评级会促使企业主动增加 ESG 投资、提升 ESG 绩效,而碳减排是改善 ESG 表现的重要路径之一。另一方面,ESG 评级能够强化利益相关者的监督机制,进一步迫使企业减少碳排放。ESG 评级提供的非财务信息减少了企业与利益相关者之间的信息不对称,有效降低了利益相关者的监督成本和监管难度,使企业面临更严格更全面的监督和审查。当企业的生产与运营活动可能对利益相关者的利益产生负面影响时,利益相关者将强化对企业的约束与问责。因此,在当前积极推进绿色发展、加快实现“双碳”目标的经济社会发展环境下,ESG 评级带来的外部监督强化会提高企业的环境责任,进而倒逼企业采取积极措施削减污染物和碳排放。

据此,本文提出假说 1:企业参与 ESG 评级能够减少碳排放。

2. ESG 评级、融资约束与企业碳排放

融资约束是企业进行绿色低碳转型的主要阻碍之一。由于信息不对称的存在,债权人处于天然的信息劣势地位,既无法在事前依据企业真实信息对违约风险进行精准评估,也难以在事中及时有效地监督企业挪用资金等违规行为。因此,在信息不对称情况下,债权人往往会向融资方索要更高的借贷资金

风险补偿(陶欣欣等,2022)^[22]。ESG评级则有效缓解了这一问题。一方面,ESG评级向债权人全面呈现企业基本面特性信息,同时在公众、专业分析师及媒体的监督作用下,企业盈余管理的行为得以有效遏制(陈国辉等,2018)^[23],企业信息质量显著提高,从而有助于提高债权人评估企业实际运营状况的准确性。另一方面,ESG评级展示了企业可持续性绩效的量化信息,这些信息揭示了企业内部结构、董事会构成以及决策流程,不仅为债权人提供了评估企业长期价值与稳定性的依据,也为其提供了一种监督机制,能够增强债权人在投资周期内监督企业资金运作的的能力,有助于降低企业滥用资金的风险。因此,ESG评级通过详尽展示企业基本面信息助力债权人精准评估企业运营状况,能够有效降低企业借贷的风险溢价,进而缓解企业的融资约束。融资约束得到缓解后,企业环保投资的成本及风险能够通过外部融资进行分担,并提高环境治理收益,这将激励企业增加环保投资、推进污染治理,从而减少碳排放(陈诗一等,2021)^[24]。此外,融资便利还使企业可以获取更多的资金进行服务化转型,进而通过优化生产结构减少碳排放(江三良等,2023)^[25]。

据此,本文提出假说2:企业参与ESG评级通过缓解融资约束减少碳排放。

3. ESG评级、企业短视与企业碳排放

低碳化转型是企业发展战略的一种转变,管理层决策在其中起到重要作用。由于委托代理问题的存在,管理层短视主义导致的短视行为会阻碍企业的碳减排。一方面,管理者往往倾向于构建“个人帝国”,可能会为扩大自身的权力范围和影响力而不考虑项目的环境效益,导致碳排放增加;另一方面,出于对个人声誉和未来职业生涯的考虑,管理者会倾向于追求短期绩效(赵天骄等,2018)^[26],而碳减排项目的实施往往着眼于企业长远利益,并可能有损企业的短期利益。ESG评级则能够通过缓解代理问题抑制企业短视行为,进而减少企业碳排放。ESG评级显著降低了企业管理者与外部利益相关者之间的信息不对称,有助于隐性契约与多方监督力量的形成和强化,能够有效遏制管理者的自利行为(Matten et al., 2020)^[27],减少企业因追求短期利润而盲目增加碳排放的短视行为。同时,良好的ESG表现向外界传递出企业积极正面的信号,不仅提高了企业声誉,也有助于管理者的声誉提升,这会成为一种无形的驱动力,激励管理者积极推动企业的绿色低碳转型。因此,ESG评级会通过短视行为暴露风险增加的约束机制和管理者声誉提升的激励机制,促使管理层的决策更加审慎,减少机会主义倾向和短视行为(Rezaee et al., 2019)^[28],转而致力于推动企业的绿色低碳转型,以实现企业长期价值的持续增长。

据此,本文提出假说3:企业参与ESG评级通过抑制短视行为减少碳排放。

4. ESG评级、绿色创新与企业碳排放

绿色创新是企业实现碳减排的主要路径。提升能源利用效率、降低碳排放强度需要使用绿色技术(Okushima et al., 2010)^[29],绿色技术创新可以加快企业绿色低碳转型步伐,有效促进企业碳减排(吕桁宇等,2024)^[30]。适当的环境规制可以产生外部压力,促使企业注重绿色创新(Porter et al., 1995)^[31]。然而,由于绿色创新通常具有周期长、风险高、收益可预测性低等特征,在信息不对称情况下,投资者往往难以观察企业的绿色创新过程,这可能会对绿色创新产生阻碍。ESG评级则能够缓解企业与利益相关者之间的信息不对称,通过强化外部激励和监督促进企业的绿色创新。一方面,ESG评级有助于增强利益相关者对企业长周期绿色创新行为的容忍度。企业的绿色创新活动可能会降低短期利润,信息不对称可能使投资者将这种情况归咎于管理者的努力不足(Jiang et al., 2018)^[32],从而阻碍企业绿色创新。ESG评级可以帮助投资者充分了解企业的长短期业绩状况,增强其对企业绿色创新决策的信任和支持,

并激励企业进行更多的绿色创新。另一方面,ESG 评级能够帮助利益相关者更有效地监督企业的绿色创新行为。ESG 评级披露了企业全面多样的信息,可以有效缓解企业战略披露可能存在的误导效应,帮助利益相关者更好地掌握企业财务与经营情况,提高利益相关者对企业绿色创新投入及项目运行的监督效率,促使企业提高绿色创新及成果转化效率(赵沁娜等,2024)^[33],进而通过绿色创新降低碳排放。

据此,本文提出假说4:企业参与 ESG 评级通过促进绿色创新减少碳排放。

三、实证检验方法设计

1. 基准模型设定

为考察 ESG 评级对企业碳排放的影响,本文借鉴胡洁等(2023)^[34]的研究,将商道融绿公布 ESG 评级数据这一事件视为准自然实验,构建如下多期 DID 模型:

$$Carbon_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ESG_DID_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

其中,被解释变量($Carbon_{i,t}$)“碳排放强度”为企业 i 在第 t 年的碳排放强度,核心解释变量($ESG_DID_{i,t}$)“ESG 评级”为企业是否受到 ESG 评级影响的政策变量(双重差分项), $Controls_{i,t}$ 表示一系列控制变量, γ_i 和 λ_t 分别表示企业固定效应和年份固定效应, ε_{it} 为残差项。

(1)“碳排放强度”的测算。本文参考沈洪涛和黄楠(2019)^[35]、蒋水全等(2024)^[36]的做法,先用行业层面的碳排放数据估算企业的碳排放量,然后以碳排放量与主营业务收入之比衡量企业的碳排放强度。具体计算公式为: $Carbon = \left(\frac{Eoc}{IBC} \times ICE \right) / Eoi$ 。其中,行业层面的碳排放数据(ICE)来自 CEADs 数据库,行业主营业务成本(IBC)来自《中国工业统计年鉴》,企业主营业务成本(Eoc)及主营业务收入(Eoi)来自 CSMAR 数据库。

(2)“ESG 评级”的赋值方法。我国已有多个机构调查并发布了企业 ESG 报告,综合考虑数据的权威性、准确性、历时性及覆盖范围的广泛性,本文通过将商道融绿发布企业 ESG 评级数据作为政策冲击来构建双重差分变量,若商道融绿在第 t 年发布了企业 i 的评级数据,则第 t 年及其之后的年份 $ESG_DID_{i,t}$ 取值为 1,否则取值为 0。

(3)控制变量的选取。参考 Wang 等(2023)^[37]、王雯洁等(2024)^[38]的研究,从企业的基本特征、财务特征、治理结构等方面选取以下控制变量:在企业基本特征方面,采用“资产规模”(企业总资产的自然对数值)和“上市年龄”(企业上市年限加 1 的自然对数值)2 个变量;在企业财务特征方面,采用“现金流比率”(现金流量净额与总资产之比)、“资产结构”(固定资产净额与存货净额之和占总资产比例)、“营业收入增长率”(本期营业收入与上期营业收入之差除以上期营业收入)、“固定资产收入比”(固定资产总额与营业总收入之比)、“资产负债率”(负债总额与资产总额之比)5 个变量;在治理结构方面,采用“第一大股东持股比例”“机构投资者持股比例”“女性董事人数”3 个变量。

2. 样本选择与数据处理

本文以沪深 A 股上市公司为研究样本,样本期间为 2010 年至 2022 年。进行如下样本筛选:首先,为规避财务状况异常对分析结果的干扰,剔除在样本期间内 ST、*ST 的样本;其次,剔除样本期间新上市(IPO)及连续观测年份不足三年的样本,以确保数据时间序列的完整性和平稳性。ESG 评级的数据来自 Wind 数据库,企业层面的原始数据来自 CSMAR 数据库。主要变量的描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 主要变量描述性统计结果

	变 量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	碳排放强度	15 037	0.827 3	0.222 0	0.005 9	3.297 0
核心解释变量	ESG 评级	15 037	0.138 2	0.345 2	0	1
控制变量	资产规模	15 037	22.277 1	1.173 9	19.585 0	26.452 3
	上市年龄	15 037	2.274 2	0.626 3	1.098 6	3.401 2
	现金流比率	15 037	0.051 4	0.064 9	-0.221 8	0.256 8
	资产结构	15 037	0.378 8	0.150 9	0.015 4	0.891 0
	营业收入增长率	15 037	0.338 5	6.137 8	-2.412 6	434.593 3
	固定资产收入比	15 037	0.424 9	0.422 8	0.000 1	9.149 9
	资产负债率	15 037	0.424 0	0.188 5	0.008 4	0.994 7
	第一大股东持股比例	15 037	0.334 1	0.143 5	0.024 3	0.890 9
	机构投资者持股比例	15 037	0.446 0	0.244 2	0.001 0	0.981 4
	女性董事人数	15 037	1.418 2	1.211 9	0	8

四、实证检验结果分析

1. 平行趋势检验与基准回归

采用双重差分模型进行政策效应分析需要满足平行趋势假设,即处理组与控制组在政策干预前应具有相似的演变趋势。本文以政策前一期为基期进行平行趋势检验,并将评级事件发生 5 年前($t < -5$)的数据纳入-5 年期($t = -5$),评级事件发生 4 年后($t > 4$)的数据纳入 4 年期($t = 4$),以防止多重共线性。检验结果如图 1 所示,在 ESG 评级之前,估计系数均不显著,表明在 ESG 评级前处理组(参与评级的企业)与控制组(未参与评级的企业)的碳排放强度无显著差异,满足平行趋势条件;在 ESG 评级之后,估计系数均显著为负,表明 ESG 评级的政策效应显著。

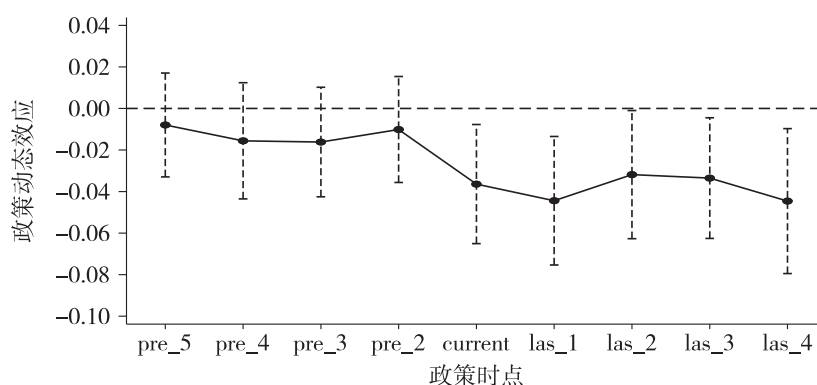


图 1 平行趋势检验结果

表 2 报告了基准模型检验结果。其中,(1)列未加入控制变量,(2)列在(1)列的基础上纳入企业基本特征控制变量,(3)列在(2)列的基础上引入企业财务特征控制变量,(4)列进一步加入企业治理结构控制变量。“ESG 评级”对“碳排放强度”的回归系数均显著为负,表明 ESG 评级对企业碳排放强度产生

了显著的负向影响,本文提出的假说1得到验证,即ESG评级显著促进了企业进行碳减排。因此,作为一种非正式环境规制,ESG评级能够有效缓解信息不对称,通过强化信号传递及利益相关者监督等促使企业减少碳排放。

表2 基准回归结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	碳排放强度	碳排放强度	碳排放强度	碳排放强度
ESG 评级	-0.018 8** (0.009 0)	-0.022 9** (0.009 5)	-0.029 4*** (0.009 4)	-0.028 8*** (0.009 4)
公司资金规模		-0.000 3 (0.008 8)	0.012 2 (0.008 9)	0.009 5 (0.008 8)
上市年限		-0.044 8*** (0.016 0)	-0.052 9*** (0.016 6)	-0.054 9*** (0.016 8)
现金流比率			0.081 7** (0.042 5)	0.079 0** (0.042 3)
公司资产结构			0.104 9*** (0.039 9)	0.109 5*** (0.040 0)
营业收入增长率			-0.003 8*** (0.001 1)	-0.003 8*** (0.001 1)
固定资产收入比			-0.027 9*** (0.010 5)	-0.028 4*** (0.010 5)
资产负债率			0.011 3 (0.028 0)	0.017 2 (0.028 3)
第一大股东持股比例				-0.060 2 (0.045 4)
机构投资者持股比例				0.052 0** (0.026 1)
女性董事人数				0.005 2* (0.002 8)
常数项	0.829 9*** (0.001 2)	0.938 7*** (0.186 4)	0.645 0*** (0.190 0)	0.696 0*** (0.190 4)
企业固定效应	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	15 037	15 037	15 037	15 037
R ²	0.284 6	0.285 3	0.295 3	0.295 9

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平,括号中数值为回归系数聚类到企业层面的稳健标准误,下表同。

2. 稳健性检验

(1)安慰剂检验。为了排除可能存在的偶然因素的干扰,本文借鉴 Cai 等(2016)^[39]的做法,通过随机生成处理组与政策实施时间进行安慰剂检验。具体而言,随机抽取企业作为虚拟的处理组,其余企业作为虚拟的控制组,并限定在 2015 年及以后年份随机生成政策实施时间,进行反事实 DID 检验。重复 500 次的估计系数及对应的 P 值分布如图 2 所示,伪政策变量的估计系数呈均值为 0 的正态分布(p 值大多高于 0.1),且与基准回归结果(实线值)存在显著差异。因此,基准模型的检验结果并非由除 ESG 评级以外的其他随机因素导致的。

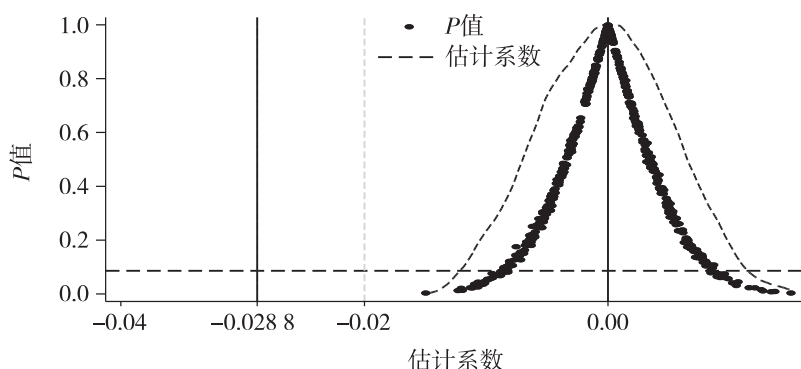


图 2 安慰剂检验结果

(2)PSM-DID 检验。由于参与 ESG 评级与未参与 ESG 评级的企业可能具有不同的特征,为缓解样本选择偏误带来的内生性问题,本文进行 PSM-DID 检验。以控制变量为协变量,分别采用核匹配方法和一对四近邻匹配方法进行样本匹配,匹配后控制组和处理组的协变量不存在显著的系统性差异。采用匹配成功的样本重新进行检验,回归结果见表 3 的(1)(2)列,“ESG 评级”的回归系数均在 1%的水平上显著为负,表明在消除样本选择偏误后,ESG 评级显著降低了企业碳排放强度的结论依然成立。

(3)控制相关政策影响。在样本期间,智慧城市试点、低碳城市试点以及绿色金融改革创新试验区建设等政策也可能对企业的碳排放产生显著影响,为缓解这些政策对基准模型分析结果的干扰,本文分别构建这 3 项政策的双重差分项,依次纳入基准模型进行检验。回归结果见表 3 的(3)(4)(5)列,“ESG 评级”的回归系数均在 1%的水平上显著为负,表明在控制了同期相关政策的影响后,基准模型的分析结论仍然成立。

(4)排除预期效应干扰。市场微观主体通常会基于对市场行情的预期调整自身经济行为,由此产生预期效应。在 2015 年首次推出 ESG 评级之前,商道纵横于 2014 年发起成立了专注 ESG 评估及信息服务的商道融绿,并发布了《企业社会责任报告关键定量指标指引》,这可能会对企业的环境行为产生提前影响。为排除这一预期效应的干扰,本文构建 ESG 评级前一年的政策变量(企业首次获得 ESG 评级的前一年赋值为 1,其余年份赋值为 0),将其纳入基准模型进行检验。回归结果见表 4 的(6)列,“ESG 评级”的回归系数显著为负,而预期效应政策变量的回归系数不显著,表明预期效应并不明显,不会对基准模型产生显著干扰。

(5)其他稳健性检验。一是替换被解释变量。参考 Doda 等(2016)^[40]的研究,用碳排放量与营业收入之比衡量企业的碳排放强度(“碳排放强度 1”),以其为被解释变量重新进行模型检验,回归结果见表 3 的(7)列。二是改变样本区间。考虑到新冠疫情对企业生产和财务状况产生了较大影响,可能对模型

回归产生干扰,删除 2020—2022 年的样本后重新进行模型检验,回归结果见表 3 的(8)列。三是控制行业固定效应。在基准模型的基础上分别控制行业固定效应以及行业与年份的交互固定效应,检验结果见表 3 的(9)(10)列。上述稳健性检验结果均与基准回归保持一致,表明本文的分析结论具有较好的稳健性。

表 3 稳健性检验结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	核匹配	近邻匹配	控制相关政策影响		
	碳排放强度	碳排放强度	碳排放强度	碳排放强度	碳排放强度
ESG 评级	-0.031 1*** (0.011 2)	-0.031 0*** (0.011 0)	-0.028 7*** (0.009 4)	-0.028 9*** (0.009 4)	-0.031 2*** (0.009 5)
智慧城市试点			0.012 4 (0.032 2)		
低碳城市试点				0.009 7 (0.011 2)	
绿色金融改革创新试验区					-0.040 3* (0.021 6)
样本量	7 139	7 667	15 037	15 037	15 037
R ²	0.026 6	0.026 1	0.295 9	0.295 9	0.296 1
变 量	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	排除预期效应干扰	替换被解释变量	改变样本区间	控制行业固定效应	
	碳排放强度	碳排放强度 1	碳排放强度	碳排放强度	碳排放强度
ESG 评级	-0.037 0* (0.011 9)	-0.028 5*** (0.009 1)	-0.025 6** (0.010 3)	-0.028 8*** (0.009 4)	-0.030 3*** (0.009 3)
预期效应政策变量	0.011 6 (0.010 6)				
行业固定效应	未控制	未控制	未控制	控制	未控制
行业×年份固定效应	未控制	未控制	未控制	未控制	控制
样本量	15 037	15 037	11 297	15 037	14 999
R ²	0.296 0	0.278 5	0.316 8	0.295 9	0.319 7

注:所有模型均控制了控制变量以及企业和年份固定效应,限于篇幅,控制变量和常数项估计结果略,下表同。

3. 影响机制检验

为检验企业的融资约束、短视行为、绿色创新在 ESG 评级影响企业碳排放中的中介作用,本文借鉴江艇(2022)^[41]提出的检验思路,构建如下机制分析模型:

$$M_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 ESG_DID_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

其中, $M_{i,t}$ 表示机制变量,其余变量定义与基准模型一致。

(1)缓解融资约束机制。参考邓可斌和曾海舰(2014)^[42]、吴秋生和黄贤环(2017)^[43]、顾雷雷等(2020)^[44]、黄少卿等(2022)^[45]的研究,本文采用“WW指数”“SA指数”“FC指数”“信贷可得性”(新增负债与总资产之比)4个变量衡量样本企业受到的融资约束程度。其中,“WW指数”“SA指数”“FC指数”为正向指标(其值越大则企业受到的融资约束越强),“信贷可得性”为负向指标(其值越大则企业受到的融资约束越弱)。检验结果见表4的Panel A,“ESG评级”对“WW指数”“SA指数”“FC指数”的估计系数均显著为负,对“信贷可得性”的估计系数显著为正,表明ESG评级有效缓解了企业融资约束。企业融资约束的缓解,不仅能够增强自身风险承受能力,还能将环境投资成本与风险向外分散,并有利于企业增加环保投资(陈小蓓等,2021)^[46],从而提升企业的环境绩效,降低碳排放。由此,本文提出的假说2得到验证,ESG评级能够通过缓解融资约束促进企业碳减排。

(2)抑制短视行为机制。借鉴李泽浩等(2024)^[47]的研究,本文采用“短期投资资产比例”“短期投资持股比例”“日均换手率”“月均超额换手率”4个变量作为反映企业短视行为的代理变量。检验结果见表4的Panel B,“ESG评级”的估计系数均显著为负,表明ESG评级显著抑制了企业短视行为。短视行为的减少意味着企业更加关注长期价值创造,会采取更有利于可持续发展的策略,并主动承担更多的环境保护责任,从而减少碳排放。由此,本文提出的假说3得到验证,ESG评级能够抑制短视行为促进企业碳减排。

(3)促进绿色创新机制。借鉴徐佳和崔静波(2020)^[48]、肖仁桥等(2022)^[49]的研究,本文采用“绿色专利申请数”“绿色发明专利申请数”“绿色实用新型专利申请数”“绿色创新效率”^①4个变量衡量企业的绿色创新水平。检验结果见表4的Panel C,“ESG评级”的估计系数均显著为正,表明ESG评级能够有效促进企业绿色创新。绿色创新可以使企业实现绿色偏向的技术进步,进而通过运用低碳技术有效降低碳排放量。由此,本文提出的假说4得到验证,ESG评级能够通过促进绿色创新减少企业碳排放。

表4 机制检验结果

变 量	Panel A:缓解企业融资约束			
	WW 指数	SA 指数	FC 指数	企业信贷可得性
ESG 评级	-0.008 4 *** (0.001 5)	-0.062 6 *** (0.003 7)	-0.037 9 *** (0.006 0)	0.023 0 *** (0.006 0)
样本量	12 918	15 037	15 037	15 037
R ²	0.874 0	0.978 6	0.896 6	0.358 1
变 量	Panel B:抑制企业短视行为			
	短期投资资产比例	短期投资持股比例	日均换手率	月均超额换手率
ESG 评级	-0.005 6 ** (0.002 8)	-0.009 3 *** (0.001 5)	-0.156 8 *** (0.053 5)	-0.043 1 *** (0.008 1)
样本量	15 037	15 034	15 034	15 037
R ²	0.552 7	0.585 7	0.605 3	0.356 0

① 专利申请数为企业当年独立申请的专利数量,并进行对数化处理;以企业研发人员数量、研发经费支出为初始投入,以企业绿色专利申请数、企业绿色专利授权数为中间产出指标,以销售收入、企业污染排放指数和企业能源消耗指数为最终产出,采用 DEA-SBM 模型计算得到“绿色创新效率”变量。

续表 4

变 量	Panel C:促进企业绿色创新			
	绿色专利申请数	绿色发明专利申请数	绿色实用新型专利申请数	绿色创新效率
ESG 评级	0.103 1 *** (0.039 0)	0.132 8 *** (0.035 8)	0.131 3 *** (0.035 4)	0.011 1 * (0.006 3)
样本量	15 037	15 037	15 037	15 037
R ²	0.730 6	0.716 2	0.722 4	0.631 0

五、扩展研究

1. 异质性分析

(1) 产权性质异质性。本文将样本划分为“国有企业”与“非国有企业”两组,分别进行检验,结果显示(见表 5 的 Panel A),ESG 评级显著降低了国有企业的碳排放强度,但对非国有企业碳排放强度的影响不显著。其原因可能在于,国有企业和非国有企业在治理结构与资源获取等方面存在显著差异。与非国有企业相比,国有企业承担了更多的社会责任,也更容易获得政策和资金支持,ESG 评级会促使其更加关注环境保护问题,并将更多的资源用于提升环境绩效,从而产生显著的碳减排效应。而非国有企业面临的市场竞争和融资约束通常强于国有企业,更倾向于通过改善公司治理来提高 ESG 得分,导致 ESG 评级对其碳排放强度的影响不显著。

(2) 数字化转型异质性。本文参考张永珅等(2021)^[50]的方法,以财务报告附注披露的年末无形资产明细项中数字化转型相关部分占无形资产总额比例来衡量企业数字化转型程度,并根据该指标中位数将样本划分为“高数字化企业”与“低数字化企业”两组,分别进行检验,结果显示(见表 5 的 Panel B),ESG 评级显著降低了数字化程度较高企业的碳排放强度,而对数字化程度较低企业碳排放强度的影响不显著。其原因可能在于,数字化转型本身能够通过数字技术来加快信息交流、改进生产流程、提高资源利用效率,从而减少碳排放。数字化程度较高的企业具备较完善的数字化管理体系,能够更加高效、及时地对外部激励作出响应,这一方面会强化 ESG 评级对其转型升级的影响,另一方面也使得 ESG 评级能够有效改善其信息环境,进而有利于其争取更多的资金和政策支持用于提升环境绩效。相比之下,数字化程度较低的企业则可能面临数据获取时效差、信息披露效率低下等问题,严重制约了 ESG 评级的碳减排效应发挥。

(3) 污染属性异质性。本文参考郭玲玲和石玮(2022)^[51]的研究,根据《上市公司环保核查行业分类管理名录》界定重污染行业,将重污染行业的样本划归“重污染企业”组、其他行业的样本划归“非重污染企业”组,分别进行检验,结果显示(见表 5 的 Panel C),ESG 评级对重污染企业和非重污染企业的碳排放强度均有显著的负向影响,但“重污染企业”组系数的显著性和绝对值均大于“非重污染企业”组,表明 ESG 评级对碳减排的促进作用在重污染企业中更为显著。其原因可能在于,一方面,重污染企业的碳排放强度较高,碳减排的难度和成本较高;另一方面,重污染企业更需要通过改善环境绩效来获取利益相关者的支持。近年来,政府通过出台绿色投融资政策将更多的资金引至资源节约型和环境友好型企业,投资者和金融机构也越来越倾向于支持具有良好 ESG 表现的企业,尤其是环境表现良好的企业,导致重污染企业的融资进一步受到限制。为了降低融资成本,重污染企业需要以 ESG 评级为契机,通过降低污

染物和碳排放改善环境表现,从而获得更多资金支持。因此,在 ESG 评级过程中,相比非重污染企业,重污染企业通常会采取更为积极的减排行动以提高自身 ESG 得分,从而产生更显著的碳减排效应。

表 5 异质性分析结果

变 量	Panel A:产权性质异质性		Panel B:数字化转型异质性		Panel C:污染属性异质性	
	国有企业	非国有企业	高数字化企业	低数字化企业	重污染企业	非重污染企业
	碳排放强度	碳排放强度	碳排放强度	碳排放强度	碳排放强度	碳排放强度
ESG 评级	-0.040 6 *** (0.014 4)	-0.015 9 (0.012 5)	-0.031 3 ** (0.013 8)	-0.001 6 (0.014 1)	-0.032 1 ** (0.014 2)	-0.024 2 * (0.012 5)
样本量	5 580	9 404	7 362	7 150	5 923	9 104
R ²	0.346 0	0.293 6	0.352 8	0.368 9	0.299 9	0.308 5
组间差异检验	Pvalue=0.059 4		Pvalue=0.015 5		Pvalue=0.001 3	

注:组间差异检验报告了似无相关检验 P 值。

2. ESG 同群效应的影响

为了降低决策成本和潜在风险,微观经济主体往往会学习并模仿关联主体的发展战略和具体措施,从而产生同群效应。企业的同群效应具有广泛性,在 ESG 表现上也存在显著的同群效应(邵鹏等, 2024; Zhao et al., 2024)^[52-53]。那么,ESG 同群效应能否对企业碳排放产生影响,并对 ESG 评级的碳减排效应产生作用?实际上,受市场趋势和投资者偏好的影响,企业会采取与其他企业相似的 ESG 战略。如果有企业通过减少碳排放获得更高的 ESG 得分进而取得市场优势地位,那么其他企业会竞相模仿并采取相似的碳减排行为。因此,同群企业的 ESG 表现改善会对企业的碳减排产生积极影响。同时,同群效应能够加强企业间的信息传递,降低信息不对称程度,破除企业与其外部利益相关者之间的信息壁垒,从而有助于缓解企业的融资约束,并加强企业环境行为的外部监督,促使企业更加积极地减少碳排放。因此,同群企业的 ESG 表现改善会通过同群效应强化 ESG 评级的碳减排效应。为检验 ESG 同群效应对企业碳排放的影响及其在 ESG 评级影响企业碳排放中的调节作用,本文构建如下回归模型:

$$Carbon_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ESG_DID_{i,t} + \beta_2 PEER_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

$$Carbon_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ESG_DID_{i,t} + \beta_2 PEER_{i,t} + \beta_3 ESG_DID_{i,t} \times PEER_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

其中, $PEER_{i,t}$ (“同群企业 ESG 表现”)为企业 i 在第 t 年的同群企业 ESG 得分,参考李宗泽和李志斌(2023)^[54]的方法,采用同省份同行业企业的 ESG 得分中位数来衡量。检验结果见表 6 的 Panel A, “同群企业 ESG 表现”和“ESG 评级×同群企业 ESG 表现”对“碳排放强度”的回归系数显著为负,表明 ESG 同群效应促进了企业碳减排,并强化了 ESG 评级的碳减排效应。

3. ESG 评级分歧的影响

由于有多个机构分别开展 ESG 评级工作,而不同机构的评价指标和方法存在差异,评级结果可能存在分歧。ESG 评级分歧使同一企业同时具有不同的 ESG 信息,会产生新的信息不对称问题,导致投资者基于误导性信息做出错误决策,不利于企业的可持续发展。比如,ESG 评级分歧会造成企业绿色创新泡沫,抑制企业绿色创新产出,从而削弱企业环境表现(张学慧等, 2024; Geng et al., 2024)^[55-56]。因此,

ESG 评级分歧会对企业的碳减排产生不利影响。同时,ESG 评级分歧还会削弱企业 ESG 评级带给企业的积极影响(范云朋等,2023)^[57]。这是因为 ESG 评级分歧反映了企业的 ESG 绩效具有不确定性,向外界传达了企业规避社会责任的消极信号,有损企业形象和声誉,并显著提高了企业的融资成本。同时,ESG 评级分歧增加了企业与利益相关者之间的信息不对称,不利于利益相关者对企业的环境行为进行有效监督。所以,ESG 评级分歧会对 ESG 评级的碳减排效应产生负向调节作用。为检验 ESG 评级分歧对企业碳排放的影响及其在 ESG 评级影响企业碳排放中的调节作用,本文构建如下回归模型:

$$Carbon_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 ESG_DID_{i,t} + \delta_2 DIS_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + \lambda_f + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

$$Carbon_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 ESG_DID_{i,t} + \delta_2 DIS_{i,t} + \delta_3 ESG_DID_{i,t} \times DIS_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + \lambda_f + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

其中, $DIS_{i,t}$ (“ESG 评级分歧”)为企业 i 在第 t 年的 ESG 评级分歧程度,参考张云齐等(2023)^[58]的方法,采用彭博、和讯、商道融绿、润灵环球四家机构 ESG 评分的标准差来衡量。检验结果见表 6 的 Panel B,“ESG 评级分歧”和“ESG 评级×ESG 评级分歧”的回归系数显著为正,表明 ESG 评级分歧一定程度上增加了企业碳排放,并且弱化了 ESG 评级的碳减排效应。

表 6 ESG 同群效应与评级分歧的影响

变量	Panel A:ESG 同群效应的影响		Panel B:ESG 评级分歧的影响	
	碳排放强度	碳排放强度	碳排放强度	碳排放强度
ESG 评级	-0.028 8*** (0.009 4)	-0.007 6 (0.012 2)	-0.038 2*** (0.011 5)	-0.195 0** (0.086 6)
同群企业 ESG 表现	-0.001 8** (0.000 8)	-0.001 4* (0.000 8)		
ESG 评级×同群企业 ESG 表现		-0.001 9** (0.000 7)		
ESG 评级分歧			0.229 8* (0.129 4)	0.194 7 (0.159 9)
ESG 评级×ESG 评级分歧				0.189 1* (0.102 8)
样本量	15 037	15 037	9 405	9 405
R^2	0.296 2	0.296 6	0.338 8	0.339 1

六、结论与启示

作为一项多元主体参与的非正式环境规制,ESG 评级改善了企业的信息披露,会产生信号传递效应,强化声誉机制和外部监督机制对企业绿色低碳转型的推动作用,并缓解企业的融资约束、抑制企业的短视行为、促进企业的绿色创新,进而产生显著的企业碳减排效应。本文以商道融绿开展的 ESG 评级为外生冲击构造多期双重差分模型,利用 2010—2022 年沪深 A 股上市公司的数据检验 ESG 评级对企业碳排放的影响,分析发现:ESG 评级显著降低了企业的碳排放强度,并有利于企业融资约束的降低、短视行为的减少、绿色创新绩效的提升;国有企业、数字化程度较高企业参与 ESG 评级能够显著降低碳排放强度,而非国有企业、数字化程度较低企业参与 ESG 评级对碳排放强度的影响不显著;相比非重污染企

业,ESG 评级的碳减排效应在重污染企业中更为显著;ESG 同群效应能够促进企业碳减排,并强化 ESG 评级的碳减排效应;ESG 评级分歧会提高企业碳排放强度,并弱化 ESG 评级的碳减排效应。

基于上述研究结论,本文得到以下启示:第一,企业应以 ESG 评级为契机,积极推进绿色低碳转型。ESG 评级能够激发企业保护环境的内生动力,促进企业碳减排。企业应加大 ESG 信息披露力度,缓解与外部利益相关者之间的信息不对称,争取更多的绿色资源,借助外部激励与监管加快绿色转型和低碳发展。第二,企业应充分利用 ESG 评级带来的声誉溢价和监督强化,积极吸引外部绿色资源,着眼长远利益,加强绿色创新,有效降低碳排放。ESG 评级能够通过缓解融资约束、抑制短视行为、促进绿色创新促进企业碳减排,因此,企业应定期发布透明和全面的 ESG 报告,帮助投资者通过精准评估降低借贷风险溢价,并积极践行 ESG 理念,降低管理者短视倾向,加快绿色技术研发,畅通 ESG 评级发挥碳减排作用的传导机制。第三,不同类型的企业在治理模式与碳减排路径等方面各不相同,应采取差异性措施推进自身的碳减排。非国有企业应将 ESG 理念纳入绩效考核体系,努力提高自身的 ESG 绩效,从而吸引更多优质投资者的资金支持;数字化程度较低企业应加快数字化转型,运用大数据、区块链、云计算及 AI 等先进技术推动组织重构和创新业务模式,助力绿色低碳转型;重污染企业应加大对清洁能源技术、节能技术和循环经济技术的研发力度,提高资源利用效率,有效降低对生态环境的负面影响。第四,强化 ESG 同群效应并充分发挥其对企业碳减排的促进作用,减少 ESG 评级分歧并降低其对企业碳减排的抑制作用。一方面,应鼓励企业间的技术合作与信息共享,促进 ESG 经验的交流和学习,强化 ESG 同群效应,从而提升企业整体的碳减排效果。另一方面,加速推进 ESG 评级标准体系建设,通过建立统一的 ESG 标准和透明的评级体系减少 ESG 评级分歧,确保企业的 ESG 得分能够真实反映其实际 ESG 绩效。

参考文献:

- [1] 胡珺,方祺,龙文滨.碳排放规制、企业减排激励与全要素生产率——基于中国碳排放权交易机制的自然实验[J]. 经济研究,2023,58(4):77-94.
- [2] 陈晓红,王钰,李喜华.环境规制下区域间企业绿色技术转型策略演化稳定性研究[J]. 系统工程理论与实践,2021,41(7):1732-1749.
- [3] 刘亦文,周韶成.正式与非正式环境规制政策协同的减污降碳效应研究[J]. 财经论丛,2023(8):103-112.
- [4] 杨振,李泽浩.地方政府竞争的生产率效应研究:理论机制与经验证据[J]. 经济体制改革,2024(1):33-42.
- [5] 高志刚,李明蕊.正式和非正式环境规制碳减排效应的时空异质性与协同性——对 2007—2017 年新疆 14 个地州市的实证分析[J]. 西部论坛,2020,30(6):84-100.
- [6] SHEN Q,PENG Y,FENG Y. Identifying and assessing the multiple effects of informal environmental regulation on carbon emissions in China[J]. Environmental Research,2023,237:116931.
- [7] WANG Z,WANG N,HU X,et al. Threshold effects of environmental regulation types on green investment by heavily polluting enterprises[J]. Environmental Sciences Europe,2022,34(1):1-10.
- [8] 赵晓梦,倪娟.国外非正式环境规制及其环境治理效应研究[J]. 国外社会科学,2022(5):128-139+198.
- [9] HUANG X,TIAN P. How does heterogeneous environmental regulation affect net carbon emissions: Spatial and threshold analysis for China[J]. Journal of Environmental Management,2023,330:117161.
- [10] MENG X,ZENG S,XIE X,et al. Beyond symbolic and substantive: Strategic disclosure of corporate environmental information in China[J]. Business Strategy and the Environment,2019,28(2):403-417.
- [11] 张华,冯烽.非正式环境规制能否降低碳排放?——来自环境信息公开的准自然实验[J]. 经济与管理研究,2020,41(8):62-80.
- [12] 王磊,马金铭.非正式环境规制促进农业碳减排了吗——基于社会公众环境关注的视角[J]. 中国地质大学学报(社

- 会科学版),2024,24(06):80-94.
- [13] 邱牧远,殷红. 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,2019,36(3):108-123.
- [14] 钱依森,桑晶,卢琬莹,等. ESG 研究进展及其在“双碳”目标下的新机遇[J]. 中国环境管理,2023,15(1):36-47.
- [15] 李慧云,刘倩颖,李舒怡,等. 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,2022,39(12):38-54.
- [16] 王芳. 企业 ESG 表现与低碳绿色转型——基于金融政策工具支持的效应评估[J]. 当代财经,2024(1):152-164.
- [17] 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.
- [18] 孙凡,张好艳. ESG 评级软监管对企业碳排放强度的影响研究[J]. 南京审计大学学报,2024,21(5):50-59.
- [19] LI J,XU X. Can ESG rating reduce corporate carbon emissions? An empirical study from Chinese listed companies[J]. Journal of Cleaner Production,2024,434:140226.
- [20] 王晓路,倪丹悦. 区域经济、企业社会责任与碳排放[J]. 现代经济探讨,2018(11):87-92.
- [21] WANG H,SHEN H,LI S. ESG performance and stock price fragility[J]. Finance Research Letters,2023,56.
- [22] 陶欣欣,江轩宇,谢志华,等. 社会责任履行影响企业劳动投资效率吗[J]. 会计研究,2022(6):120-133.
- [23] 陈国辉,关旭,王军法. 企业社会责任能抑制盈余管理吗?——基于应规披露与自愿披露的经验研究[J]. 会计研究,2018(3):19-26.
- [24] 陈诗一,张建鹏,刘朝良. 环境规制、融资约束与企业污染减排——来自排污费标准调整的证据[J]. 金融研究,2021(9):51-71.
- [25] 江三良,束巧巧. 制造业投入服务化、融资约束与企业污染减排[J]. 产经评论,2023,14(6):105-122.
- [26] 赵天骄,肖翔,张冰石. 企业社会责任对资本配置效率的动态影响效应——基于公司治理视角的实证研究[J]. 山西财经大学学报,2018,40(11):66-80.
- [27] MATTEN D,MOON J. Reflections on the 2018 decade award:The meaning and dynamics of corporate social responsibility[J]. Academy of Management Review,2020,45(1):7-28.
- [28] REZAEE Z,TUO L. Are the quantity and quality of sustainability disclosures associated with the innate and discretionary earnings quality? [J]. Journal of Business Ethics,2019,155(3):763-786.
- [29] OKUSHIMA S,TAMURA M. What causes the change in energy demand in the economy? The role of technological change[J]. Energy Economics,2010,32:S41-S46.
- [30] 吕桁宇,马春爱,汤桐,等. 财税激励政策、绿色技术创新与工业企业碳强度[J]. 统计与信息论坛,2024,39(5):59-72.
- [31] PORTER M E,LINDE C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspectives,1995,9(4):97-118.
- [32] JIANG X,YUAN Q. Institutional investors' corporate site visits and corporate innovation[J]. Journal of Corporate Finance,2018,48:148-168.
- [33] 赵沁娜,李航. ESG 评级是否促进了企业绿色技术创新——来自中国上市公司的微观证据[J]. 南方经济,2024(2):116-135.
- [34] 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.
- [35] 沈洪涛,黄楠. 碳排放权交易机制能提高企业价值吗[J]. 财贸经济,2019,40(1):144-161.
- [36] 蒋水全,谭蕴林,孙芳城,等. 低碳城市建设、环境审计与企业碳排放——基于低碳城市试点政策的准自然实验[J]. 审计与经济研究,2024,39(3):20-32.
- [37] WANG Z,FU H,REN X. Political connections and corporate carbon emission:New evidence from Chinese industrial firms[J]. Technological Forecasting and Social Change,2023,188:122326.
- [38] 王雯洁,鲍丙朋,喻春娇. 外部需求、数字化与企业碳排放绩效[J]. 世界经济研究,2024(9):77-91+136.
- [39] CAI X,LU Y,WU M,et al. Does environmental regulation drive away inbound foreign direct investment? Evidence from a quasi-natural experiment in China[J]. Journal of Development Economics,2016,123:73-85.

- [40] DODA B, GENNAIOLI C, GOULDSON A, et al. Are corporate carbon management practices reducing corporate carbon emissions? [J]. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 2016, 23(5): 257-270.
- [41] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. *中国工业经济*, 2022(5): 100-120.
- [42] 邓可斌, 曾海舰. 中国企业的融资约束: 特征现象与成因检验[J]. *经济研究*, 2014, 49(2): 47-60+140.
- [43] 吴秋生, 黄贤环. 财务公司的职能配置与集团成员上市公司融资约束缓解[J]. *中国工业经济*, 2017(9): 156-173.
- [44] 顾雷雷, 郭建鸾, 王鸿宇. 企业社会责任、融资约束与企业金融化[J]. *金融研究*, 2020(2): 109-127.
- [45] 黄少卿, 俞锦祥, 许志伟. 杠杆率与企业生产率: 基于信贷误配的视角[J]. *中国工业经济*, 2022(9): 159-177.
- [46] 陈小蓓, 陈雪婷. 媒体压力、融资约束与工业企业碳排放——绿色发明专利的调节作用[J]. *科技进步与对策*, 2021, 38(12): 69-78.
- [47] 李泽浩, 杨振, 陈传龙. ESG 信息披露提升了企业投资效率吗? ——非财务信息披露的财务作用[J]. *审计与经济研究*, 2024, 39(4): 71-80.
- [48] 徐佳, 崔静波. 低碳城市和企业绿色技术创新[J]. *中国工业经济*, 2020(12): 178-196.
- [49] 肖仁桥, 陈小婷, 钱丽. 异质环境规制、政府支持与企业绿色创新效率——基于两阶段价值链视角[J]. *财贸研究*, 2022, 33(9): 79-93.
- [50] 张永坤, 李小波, 邢铭强. 企业数字化转型与审计定价[J]. *审计研究*, 2021(3): 62-71.
- [51] 郭玲玲, 石玮. 环境成本与企业绩效关系: 来自重污染行业上市公司的证据[J]. *管理学报*, 2022, 35(2): 87-102.
- [52] 邵鹏, 董小琦, 马冰. ESG 表现同群效应与企业融资约束缓解[J]. *中国环境管理*, 2024, 16(4): 44-51.
- [53] ZHAO T, WANG H. The industry peer effect of enterprise ESG performance: The moderating effect of customer concentration[J]. *International Review of Economics & Finance*, 2024, 92: 1499-1525.
- [54] 李宗泽, 李志斌. 企业 ESG 信息披露同群效应研究[J]. *南开管理评论*, 2023, 26(5): 126-138.
- [55] 张学慧, 穆国英, 韩飞, 等. ESG 分歧对企业绿色创新的影响——基于公司治理与外部融资视角[J]. *科学管理研究*, 2024, 42(5): 98-107.
- [56] GENG Y, CHEN J, LIU R. ESG rating disagreement and corporate green innovation bubbles: Evidence from Chinese A-share listed firms[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2024, 95: 103495.
- [57] 范云朋, 孟雅婧, 胡滨. 企业 ESG 表现与债务融资成本——理论机制和经验证据[J]. *经济管理*, 2023, 45(8): 123-144.
- [58] 张云齐, 杨溟宇, 张笑语. ESG 评级分歧与债务资本成本[J]. *金融评论*, 2023, 15(4): 22-43+124.

The Carbon Emission Reduction Effect of Informal Environmental Regulations: Quasi-natural Experiment from ESG Ratings

LI Zehao¹, CHEN Chuanlong², YANG Zhen³

(1. School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China;

2. Institute of National Governance and Global Governance, Tsinghua University, Beijing 100084, China;

3. Department of Economics, Party School of the Central Committee of C. P. C., Beijing 100091, China)

Summary: As a key microeconomic subject in the market, enterprises play a decisive role in achieving the national “dual carbon” goals and promoting the green and low-carbon development of the economy and society. In recent years, ESG rating, as an informal environmental regulation system, through the participation of the third-party public, has a significant impact on enterprises’ environmental behavior with soft constraints and hidden pressure, which is more effective in stimulating enterprises’ carbon reduction efforts and can

effectively promote enterprises' green and low-carbon transformation. However, existing literature mostly focuses on the economic benefits of ESG ratings, with limited research on their impact on corporate environmental performance, especially from the perspective of informal environmental regulation.

Based on data from A-share listed companies from 2010 to 2022, this paper estimates the carbon emissions of enterprises by using the carbon emission data at the industry level and constructs a multi-period difference-in-differences (DID) model using the event of the first publication of ESG ratings by Shangdaoronglv. The empirical results show that ESG ratings have a significant carbon emissions reduction effect, which remains robust after a series of robustness tests; Mechanism analysis indicates that ESG ratings can restrain corporate short-sightedness, ease financing constraints, and promote green innovation, thereby reducing corporate carbon emissions; Heterogeneity tests reveal that the impact of ESG ratings on carbon emissions varies significantly across firms with different ownership structures, levels of digitalization, and environmental attributes; Moderating effect analysis shows that the peer effect of ESG ratings strengthens their carbon emissions reduction effect, while ESG rating divergence weakens this effect.

Compared with previous literature, this paper expands on the following three aspects: First, it enriches and deepens the research perspective on corporate carbon emissions. Unlike prior studies that examined the environmental effects of ESG ratings from the perspective of market soft regulation, this paper explores the impact of ESG ratings on corporate carbon emissions within the framework of informal environmental regulation and corporate environmental behavior. It helps address the dual failures of the market and government in environmental protection and provides new empirical evidence for enhancing corporate responses to carbon emissions reduction through ESG ratings. Second, it verifies the mediating role of inhibiting corporate short-sightedness, alleviating financing constraints and promoting green innovation in the impact of ESG ratings on corporate carbon emissions, and comprehensively reveals how ESG ratings directly and indirectly affect corporate carbon emissions from the three dimensions: management, finance, and technology, which makes an important supplement to the mechanism of ESG ratings on corporate environmental behavior. Third, the heterogeneity of the impact of ESG rating on corporate carbon emissions is analyzed from the dimensions of different property rights, digital degree and environmental protection attributes, and the moderating effect of ESG group effect and ESG rating divergence on the carbon emission reduction effect of ESG rating is investigated, which provides a new research perspective and ideas for the systematic and comprehensive study of the role and value of ESG rating in corporate carbon emission reduction, and provides a theoretical basis and empirical evidence for enterprises to implement the responsibility of carbon emission reduction in ESG practice.

The research conclusion of this paper provides a new perspective for the exploration of enterprise carbon emission reduction in theory and provides empirical evidence for the construction and improvement of enterprise sustainable development system in practice, which is of great significance for enterprises to actively fulfill their social responsibilities and promote China's green transformation.

Keywords: ESG ratings; carbon emission reduction; financing constraints; short-sighted behavior; green innovation; peer effects of ESG; ESG rating divergence

CLC number: F205; F270

Document code: A

Article ID: 1674-8131(2025)03-0062-17

(编辑:刘仁芳;朱 艳)