

环境规制如何影响制造业企业 ESG 水平?

——基于新《环保法》的准自然实验

李心蔚¹, 郑明月², 黄安胜³

(1. 南开大学经济学院, 天津 300071; 2. 国家碳计量中心(福建), 福建 南平 353000;

3. 福建农林大学公共管理与法学院, 福州 350002)

摘要: 制造业作为中国主要生产部门, 排污耗能问题突出。在“绿色制造”加速推进下探究其面对日益趋严的环境规制如何转型升级具有重要意义。基于此, 以新《环保法》为例从制造业企业 ESG(环境-社会-治理)表现角度实证高强度环境规制对其可持续发展具有正向影响且主要通过推动数字技术应用、缓解融资约束及降低外部竞争等渠道发挥作用。该研究不仅从企业长期发展目标层面补充新《环保法》是否有效的实证检验, 且综合企业内外部视角剖析高强度环境规制的作用机制。

关键词: 环境规制; 新《环保法》; ESG(环境-社会-治理); 可持续发展; 双重差分

中图分类号: F062.2; F270 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2024)03-0055-12

中国经济快速发展的同时积累了大量生态环境问题^[1-2]。中国环境污染物的来源主要包括生产性污染、生活污染以及交通运输性污染, 而生产性污染是最主要的来源^[3]。制造业作为中国主要的生产部门, 污染排放与能源消耗问题突出^[4], 亟须突破传统粗放式发展模式, 进行绿色转型, 走可持续发展道路, 为环境污染问题的解决与经济的高质量发展提供带动、引领与支撑。

在此背景下,《中国制造 2025》应运而生,“绿色制造”体系首次被列为五大工程之一提出,并进行详细、全面的部署。“绿色制造”建立在制造的基本含义基础之上,强调在制造过程中人与自然的和谐发展,其不仅是工业转型升级的必由之路和经济高质量发展的重要表征,也是符合生态文明建设要求的可持续发展模式。

在加速迈向可持续发展的进程中,进一步完善环境规制政策,健全监管体系日益成为社会共识^[5]。1989 年,中国第一部环境保护法颁布,旨在降污减排、改善生态,虽地方政府着力履行监管职责,但在 GDP“锦标赛”及环境问题多头治理的时代背景下,治污减排效果欠佳^[6]。针对日益突出的环境问题,《中华人民共和国环境保护法》于 2014 年重新修订,

次年实施,被称为史上最严格的环境保护制度。其环境规制的高强度主要体现在各级环保部门实施全方位的监督管理,与企业、公众形成三方共治,针对生产设备落后、污染排放严重的企业给予严格的罚款处罚及规范整改,对传统制造业企业具有较大影响。

可持续发展作为长远的发展理念,体现为企业与自然、社会的和谐共生。因此对于新《环保法》政策效应的评估,也应从以环境(environmental)、社会(social)和治理(governance)(ESG)为核心内涵的企业可持续发展角度进行综合考量。近年来,ESG 因其关注企业环境、社会、治理各方面综合表现,逐渐成为评价企业可持续发展的关键指标。其关注环境保护、资源节约与社会福利水平提高的内涵既契合《中国制造 2025》中对于制造业高质量发展的要求,也与《环保法》修订的初衷相一致^[7]。对于评价高强度环境规制下制造业企业进行绿色转型,探索可持续发展路径的成效具有重要意义。

纵观探讨环境规制对企业影响的文献:陈璇和钱维^[8]发现面临高强度的环保压力,新《环保法》实施一年后企业普遍强化了信息披露行为;杨友才和牛晓童^[9]验证了新《环保法》的出台显著提高了重污

收稿日期: 2023-11-02

基金项目: 国家重点研发计划(2022YFF0606405)

作者简介: 李心蔚(2003—),女,福建南平人,研究方向为环境经济学;郑明月(1985—),男,河北沧州人,高级工程师,博士,研究方向为新材料、双碳领域产业发展;通信作者黄安胜(1980—),男,福建三明人,教授,博士,研究方向为资源与环境管理、公共政策。

染行业上市公司资产利用及运营效率;苏靖淇^[10]以碳交易政策切入,实证检验该政策的实施正向促进企业自主创新和引进模仿创新;于连超等^[11]证实环境保护费改税主要通过施加更强的环境合法性压力从而促进重污染企业绿色转型。然而,从解锁新《环保法》实施的政策效应层面来看,这些文献仍存在以下3点不足。

(1)大多数文献主要着眼于环境规制政策对企业行为层面的直接作用,或主要集中于探讨其对于企业环境治理表现单个维度的影响,而缺少站在企业终极发展目标的角度探讨其深远影响。以新《环保法》为例,鲜少文献将该政策的实施与企业 ESG 表现相联系,而企业 ESG 表现中所反映的可持续发展水平在生态保护与经济高质量发展过程中发挥着不可或缺的协调作用。

(2)对于企业转型升级的衡量标准以财务指标为主,鲜少将经济效益以外的企业社会效益,如环境表现、社会责任及公司治理综合纳入考虑范畴。刘建江等^[12]虽然将企业的转型拓展至新《环保法》政策效果的研究中,但主要从企业产出与获利能力角度出发,将利税额作为其转型升级的表征,未充分涵盖实现可持续发展的全面发展的核心要求;杨晨^[13]虽从企业全要素生产率角度考虑碳交易政策对经济的高质量发展的影响,却未包含对环境、社会影响的全面考量。

(3)对于研究对象的分组,主要采取重污染企业与非重污染企业的划分方法,缺乏考虑因其所属大类行业的不同而导致的对环境所造成污染的方式的不同,如采矿业与电力、燃气及水的生产和供应业,因而忽略其采取排污降耗路径的不一致性,缺少对可持续发展与 ESG 水平提升空间大的企业的重点研究。

为厘清这些问题,通过匹配国泰安数据库与彭博数据库得到 2012—2021 年中国 A 股上市公司的非平衡面板数据,以新《环保法》实施为例构造准自然实验,采用倍差法(DID)的同时以制造业企业为切入点,实证研究高强度环境规制对其 ESG 表现的影响。研究发现:①整体而言,新《环保法》的实施能够有效促进制造业企业提升 ESG 水平,加快探索可持续发展之路;②异质性分析方面,该政策对制造业企业 ESG 水平的促进作用主要集中体现于在东部地区、非高技术产业以及成熟阶段企业,而对中、西部地区、高技术产业以及处于成长期、衰退期企业发挥的政策效应暂未兑现;③机制分析方面,

该政策主要在技术、资金及市场 3 个维度发挥政策效应,进一步综合推动制造业企业以数字化技术引进、融资约束缓解及提升市场集中度的方式提升 ESG 水平,实现可持续发展。

因而与既有文献所不同的特色与创新如下。

(1)充分考虑研究对象间的可比性及政策作用路径的一致性。从研究对象上,基于《中国制造 2025》实施背景,参考冉渝和盛建^[14]的研究将制造业企业划分为处理组,由于制造业企业所排放的污染物以三废为主,涉及液、气、渣等排放物,降污降耗的目标比较明确,技术、手段、方法较为接近,企业间更具有可比性,相应政策建议也更具针对意义。

(2)从企业长期发展目标的角度补充高强度环境规制政策是否有效的实证检验。从研究视角上,将对企业的 ESG 表现的考察拓展至新《环保法》政策效应的研究中,为综合评估其政策效果提供新的依据。

(3)深入剖析新《环保法》政策效应的作用机制。从研究内容上,综合技术、资金及市场 3 个维度,充分发掘新《环保法》影响制造业企业 ESG 水平的内、外部具体作用机制,首次考量数字化转型水平在其中起到的中介作用,进而丰富微观层面的研究。

1 政策背景介绍与研究假说

1.1 政策背景介绍

1989 年,中国第一部环保法——《中华人民共和国环境保护法》正式颁布,旨在降污减排、改善生态。囿于时代背景,其部分基础制度、法律责任方面存在一定的局限性,整体无法适应当前的社会需求。党的十八大以来,生态文明正式被纳入“五位一体”的总布局,日益彰显国家对于生态环境的重视与环境保护的决心。与此同时,社会各界对《环保法》重新修订的呼声愈来愈高。由此,新《环保法》应运而生,于 2015 年正式实施。

新《环保法》提出“尊重自然、顺应自然、保护自然”的生态文明理念,并在第一条立法宗旨中明确“推进生态文明建设,促进经济社会可持续发展”的指导思想与战略目标。在其指引下,单一的经济指标难以全面衡量企业的长远发展,而兼具“对内管治”与“对外监督”属性,综合考虑企业环保表现、社会责任与治理的 ESG 体系便成为可持续发展理念实践的具象投影,为企业实现与自然、社会的和谐共生提供行动指南与工具,因此企业的 ESG 表现也能在一定程度上反映新《环保法》实施的长远政策

效应。

在监督手段层面,针对“违法成本低,守法成本高”这一环境保护中的突出问题,新《环保法》提出“按日计罚”制度,对于严重违法排污行为处以严格的行政拘留处罚,各社会主体应承担自身环境污染行为的连带责任。与此相对应,高污染、高耗能产业,如钢铁、石化化工、有色金属、建材等主要集中在制造业。作为转型升级和减排降耗调控的重点领域,新《环保法》的政策效应如何便主要反映在能否促进制造业企业的可持续发展。此外,新《环保法》虽具高强制性,但部分条例也体现出激励性。新《环保法》明确规定,企业排污在达到或低于标准时可享受政府提供的财政、税收及采购等优惠政策。这也为进一步考察新《环保法》对制造业企业 ESG 水平的影响路径提供政策依据。

1.2 影响逻辑与研究假说

1.2.1 新《环保法》的实施与企业的 ESG 表现

(1)新《环保法》能够促进制造业企业的环保实践。企业作为市场经济活动的主要参与者,在利用各种资源创造价值时,也对自然环境产生了负外部性^[15],尤其是作为排污耗能大户的制造业企业。降低负外部性需要企业将环境成本内部化,但在短期并不能为其带来经济回报,有悖利润最大化的基本目标,导致企业缺乏参与环境治理的内在驱动力,此时便需要政府外部的环境规制政策。在高强度的环境规制下,环境保护成本的内化程度大幅提升,企业有动机增加技术创新投入,通过革新生产技术等手段改善生产工艺,提高生产效率,抵消环境成本压力^[16-17]。基于环境扫描理论,企业会频繁进行“环境扫描”以识别外部的经济、政治和法律等情况,使决策与环境规制要求相适应^[18]。

(2)新《环保法》的实施对制造业企业社会责任的程度同样起到积极影响。心理学的行为一致性理论指出,个体在不同情景中所表现出的行为及其风格具有一定的相似性与稳定性,行为一致性广泛存在于企业的战略决策中^[19]。由于生态环境问题的重要性与严峻性,环境治理虽作为企业履行社会责任的一部分,但在关于 ESG 的倡议、政策中,无一不被单列并置于首要地位。基于行为一致性理论,新《环保法》在提升制造业企业对于环境问题关注度的同时,也会增强企业对其他方面的社会责任,如产品质量、员工和社区的关注等,从而在整体上提升社会责任履行程度。基于此,预期新《环保法》能够提升重污染企业在社会维度的表现。

(3)新《环保法》的出台有助于企业 ESG 的自我监督与管理制度的完善。ESG 表现中的“治理”概念相较于传统意义上的公司治理,着重将环境与社会问题纳入企业治理体系与决策当中,构建 ESG 的内部监督治理体系,避免管理层过度关注经济利益而忽略环境问题和社 会问题^[20]。新《环保法》能够积极引导企业建立并完善 ESG 治理体系,采取如聘任有 ESG 经历的管理层参与决策,绩效考核中纳入环境甚至 ESG 考评,强化 ESG 信息披露等措施。从而有利于其准确识别和应对环境变化,调整战略方向,增加内部治理的透明度,保证信息的真实性、准确性和及时性,从而提升制造业企业在治理维度的表现。因而提出假设 1。

H1:新《环保法》的实施能够促使制造业企业有更好的 ESG 表现。

1.2.2 新《环保法》的实施、数字化转型与企业的 ESG 表现

新《环保法》实施下,以数字信息技术和智能化为特色的数字化转型,是制造业企业提升 ESG 表现,转型升级的重要路径。一方面,企业进行数字化转型能够有效促进绿色生产^[21-22],促进节能减排^[23-24]。企业通过利用大数据、人工智能等数字技术,能够精准地把握目前环境治理的重难点,有的放矢地针对具体排污问题展开绿色技术的引进与应用,不但有利于提高生产设备与资源的使用效率,降低生产成本,还有助于企业发现并调整生产经营中的浪费环节,改善企业能耗模式。另一方面,企业在数字化转型的过程中也在不断革新经营模式与战略思维,有利于企业提高治理水平、更好地履行社会责任,提高企业声誉,从而提升了企业的 ESG 水平。由此提出假设 2。

H2:新《环保法》通过支持数字化技术的应用对制造业企业 ESG 表现起正向影响。

1.2.3 新《环保法》的实施、融资约束与企业的 ESG 表现

伴随新《环保法》的实施,企业进行绿色转型的过程中无法忽视的一个关键问题是无论是主动响应、加大技术研发等投入,抑或是被动进行低效率的末端治理,都离不开资金层面的强大支撑。而采取环保投资和技术创新的措施都具有不确定性强、投资高、周期长等特点,当企业内部资金留存不足以维持其正常经营及额外的绿色治理支出时,企业便产生外部融资需求,从而造成融资约束问题,若融资约束较大,企业发展受限,并且在经营状况不

好时,企业更加难以借助外来资金弥补现金短缺的情况,从而增加破产概率^[25]。此外,由于部分技术创新活动有利于形成自身独特的竞争优势,企业或有意减少相关信息的披露,而这将加剧企业与外部投资者的信息不对称问题,结果必然会导致企业融资成本的提高,企业由于获取不到足够的资金,反过来也会影响正常的绿色发展,从而对企业 ESG 水平的提升起负面作用。

新《环保法》的修订明确加强对排污耗能过度企业的监管及惩罚力度,并引入公众参与监督的渠道,这一系列规定对企业的内部治理与发展战略有着深远影响,同时社会责任的履行对于企业经济绩效及获得可持续发展能力重要性更为突出。企业积极主动按照政策要求进行生产经营,进行环保投资、绿色治理,及时披露环境信息。一方面有助于获得政策支持,拓宽融资渠道,以较低利率取得银行贷款,不仅有利于资金短缺问题的缓解,还会带来资本结构的改变,债务性融资的增加,税收支出的减少,进而增加企业的价值^[26];另一方面有助于优化企业形象,增强其与利益相关者间的互联互通,企业代理成本的下降自然有助于缓解融资约束问题。基于此,制造业企业融资约束水平得以降低,有充沛的资源进行生产技术创新、升级改造和绿色生产等活动,最终服务于企业的 ESG 表现,助力高效和可持续增长的实现。由此提出假设 3。

H3:融资约束在新《环保法》对制造业企业 ESG 表现的正向影响中发挥着中介作用。

1.2.4 新《环保法》的实施、市场竞争与企业的 ESG 表现

在高强度的环境规制下,转型效率低下的重点减排对象时刻面临着退出风险。新《环保法》中明确提及,企业过度排污将受到限产、停产等严重处罚,并视情节轻重或面临关闭的风险,同时针对因减排降耗依照相关规定进行转产、搬迁及关闭的企业,政府应为其提供帮助、支持,并相应地完善退出机制。基于此,新《环保法》因其规制的严格与高强度,实施后在一定程度上提高市场进入门槛,与此同时将迫使转型较慢、排污严重的企业加速退出,从而市场竞争有所缓解,集中度得到提升,降低企业的外部竞争压力,生产要素得到合理分配,高效率的制造业企业得以生存,获得良好发展,进一步更能激励其将富余的资源投入治理环境、履行社会责任及强化内部管理^[27]。由此提出假设 4。

H4:新《环保法》通过市场竞争缓解效应间接推

动制造业企业提高 ESG 水平,实现可持续发展。

2 研究设计与数据选取

2.1 模型设定

为检验新《环保法》对制造业企业 ESG 表现的影响,使用倍差法,构建基准回归模型为

$$ESG_{ijct} = \beta_0 + \beta_1 MFG_j \times post_t + \rho X_{ijct} + \alpha Y_{ct} + \mu_i + \delta_j + \gamma_p + \lambda_t + \varepsilon_{ijct} \quad (1)$$

式中: i 为制造业企业; j 为企业所在的二位数行业; c 为企业所在的城市; p 为企业所在的省份; t 为年份;被解释变量 ESG_{ijct} 为企业 i 在 t 年的 ESG 评分;借鉴冉渝和盛建^[14]的研究,将 $MFG_j \times post_t$ 作为核心解释变量,是对是否为制造业企业的分组虚拟变量 MFG_j 和时间虚拟变量 $post_t$ 的交乘项,属于制造业的上市公司作为处理组($MFG_j = 1$),其余上市公司作为对照组($MFG_j = 0$),由于新《环境保护法》于 2015 年起开始实施,因此将 2015 年当年及之后的年份作为政策发挥作用的年份($post_t = 1$),否则为 0; Y_{ct} 为城市控制变量; X_{ijct} 为企业层面控制变量; μ_i 为企业固定效应; δ_j 为行业固定效应; γ_p 为省份固定效应; λ_t 为时间固定效应; β_0 为常数项; β_1 、 ρ 、 α 为回归系数; ε_{ijct} 为随机扰动项。

为剔除其他因素对识别新《环保法》实施的效应可能产生的干扰,引入城市控制变量 Y_{ct} ,具体包括绿色金融发展水平(Gcre)和人均地区生产总值(GDPP);企业层面控制变量 X_{ijct} ,具体包括企业规模(Size)、净资产收益率(ROE)、前十大股东持股比例(Top10)、资产负债率(Lev)、成长能力(Growth),同时控制企业、行业、省份及年份固定效应。此外分别控制了企业固定效应(μ_i)、行业固定效应(δ_j)、省份固定效应(γ_p)及时间固定效应(λ_t)。

研究最关注的是核心解释变量 $MFG_j \times post_t$ 的回归系数 β_1 。当 β_1 显著为正时,便能说明新《环保法》的实施能助力制造业企业提升 ESG 表现;否则,该政策的出台授予未能有效提升企业 ESG 水平。

2.2 数据来源及处理

根据搜集数据的可行性,选取 2012—2021 年的 A 股上市公司数据,源自国泰安数据库及彭博数据库。其中被解释变量数据选取彭博数据库的 ESG 得分,与国内其他 ESG 评级机构相比,彭博数据库发展时间早,不仅披露 ESG 综合得分,还涵盖企业环境(E)、社会(S)、治理(G)单项得分,此评分标准公开透明且范围广泛,根据企业披露的社会责任报告、财务报表和网络信息,对企业的环境绩效、社会

责任绩效、公司治理情况 3 个维度进行评定，经国内外学者广泛使用。该指标综合得分和单项得分均介于 0.1~100 分，分数越高，表现越好。

参考陈羽桃和冯建^[28]的处理办法对初始样本进行了相应的删减：①剔除 ST、PT 等状态异常的上市公司；②剔除被解释变量、核心解释变量及控制变量缺失的观测值；③对连续变量在上下 1% 缩尾处理，以控制极端值的影响。

鉴于机制分析部分还涉及企业数字化转型水平，因此主要采用文本分析法结合词频统计法来度量企业数字化转型水平^[29]。数据来源于国泰安（CSMAR）中国数字经济研究数据库的上市公司数字化转型指标。该指标通过提取上市公司年报文本（剔除管理层讨论与分析部分），对文本做分词处理，同时筛选出与数字化转型相关的高频词汇，如人工智能技术、云计算技术、区块链技术、大数据技术等，形成数字化应用、数字化成果、技术赋能、组织赋能等多个纬度的数字化转型分词词典，将其与经分词处理后的公司年报文本进行数据匹配，统计各维度关键词出现的频次，通过赋权以构建企业数

字化转型综合得分。主要变量的描述性统计见表 1。

3 实证结果与分析

3.1 整体分析

3.1.1 基准回归

表 2 报告了新《环保法》出台对制造业企业 ESG 表现的基准回归结果。根据列（1）~列（3）的结果，无论是否加入控制变量，在新《环保法》政策实施后，在一定程度上促进制造业企业节能减排，提升企业社会责任与公司治理能力，进而提高 ESG 水平。从列（3）的结果可以看出，在控制其他条件不变的情况下，新《环保法》政策的实施在 5% 显著性水平上提升制造业企业的 ESG 表现，其在经济含义上意味着，在给定制造业企业 ESG 评分为 29.158 情况下，新《环保法》政策的实施使制造业企业的 ESG 得分平均提高 0.893 分。

3.1.2 平稳趋势检验

为检验基准回归是否满足倍差法的重要前提假设之一共同趋势检验，同时为识别新《环保法》实施的时间效应，借鉴 Jaconson 等^[30]的做法，利用事

表 1 变量描述性统计

变量	变量解释	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
ESG	彭博数据库 ESG 评分	7 902	29.16	8.82	9.92	60.34
Size	年总资产的自然对数	7 902	23.27	1.28	19.82	26.48
ROE	净利润/股东权益平均余额	7 902	0.09	0.12	-1.00	0.40
Lev	年末总负债/年末总资产	7 902	0.47	0.20	0.03	0.93
Top10	前十大股东持股数量/总股数	7 902	0.60	0.16	0.22	0.91
Growth	营业收入增长率	7 902	0.17	0.39	-0.65	4.12
Gcre	各地市绿色金融指数	7 902	0.49	0.20	0.07	0.90
GDPP	人均地区生产总值的自然对数	7 902	11.78	0.74	9.68	13.19
DINNO	数字化成果评分	7 902	27.64	6.75	17.84	55.62
DAPP	数字化应用评分	7 902	37.38	17.61	24.91	99.22

数据来源：国泰安数据库、彭博数据库、《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	ESG	ESG	ESG
MFG×post	5.196*** (0.345)	0.765** (0.372)	0.893** (0.374)
被解释变量均值	29.158	29.158	29.158
城市层面控制变量	No	No	Yes
企业层面控制变量	No	No	Yes
企业固定效应	No	Yes	Yes
行业固定效应	No	Yes	Yes
省份固定效应	No	Yes	Yes
年份固定效应	No	Yes	Yes
样本数	7 902	7 902	7 902
R ²	0.085	0.849	0.853

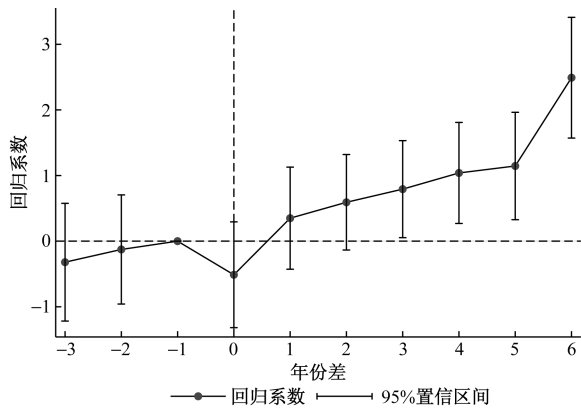
注：括号内为聚类到企业层面的稳健标准误；**、*** 分别表示显著性水平为 5%、1%。

件分析法来进行平行趋势检验。具体公式为

$$ESG_{ijct} = \beta_0 + \sum_{k=-3}^6 \beta_k MFG_j \times post_k + \rho X_{ijct} + \alpha Y_{it} + \mu_i + \delta_j + \gamma_p + \lambda_t + \epsilon_{ijct} \quad (2)$$

式中： β_k 为重点关注的回归系数，其他符号的含义与式（1）中的解释一致。由于研究数据是从 2012—2021 年，因此覆盖了开始实施及之前的 4 年和实施之后的 6 年，选定基期为新《环保法》实施前一年（2014 年）。于是， β_k 的具体含义是，与 2014 年相比，在 ESG 年制造业企业与非制造业企业 ESG 表现的平均差异。如果 β_k 在 $k < 0$ 期间的趋势较为平缓，则符合平行趋势假设。反之，如果在 $k < 0$ 期间的发展趋势显著上升或下降，则证明实验组与控制

组政策执行之前,已经有了显著的差异,不符合平稳趋势假设。平稳趋势检验结果如图 1 所示。不难发现,在显著性水平为 5%的情况下,制造业企业 ESG 表现与非制造业企业在新《环保法》出台之前不随时间发生显著变化,基本满足倍差法的共同趋势假设。在新《环保法》实施之后,制造业企业 ESG 水平明显比非制造业企业的提升得多,而且随时间推移平均差距越来越大。这表明新《环保法》助推制造业企业的可持续发展随时间有明显的加强趋势。



通过提取基于事件分析模型(2)得到的回归系数与 95%置信区间结果绘制而成,其中置信区间基于聚类企业层面的稳健标准误计算得到

图 1 平稳趋势检验结果

3.1.3 安慰剂检验

参考 Topalova^[31]的研究,在处理组与控制组设定不变的前提下,依次将 2013 年和 2014 年作为“虚拟”政策的冲击时点,重新进行双重差分检验。最后的估计结果见表 3,2013 年和 2014 年的系数虽然为正但均不显著。同时,新《环保法》的实施对制造业企业 ESG 的提升效应,仍分别在 10%与 5%的显著性水平上显著,且其系数大小与基准回归相差不大,表明真实的新《环保法》冲击之前制造业企业的 ESG 指标没有显著的提升趋势。因此,可以认为满足政策实施时间的随机性假设。

导致估计结果偏误的另一个可能的原因是遗漏企业-时间层面变量,虽然前文的识别中通过加入企业固定效应控制了所有不随时间变化而变化的企业特质在新《环保法》实施下对 ESG 水平的影响,但部分特质可能随着时间变化会有不同影响,从而影响识别假设,而这些是在模型控制之外的。对此,首先控制了一系列可观测的主要企业特征,如企业规模(Size)、净资产收益率(ROE)、前十大股东持股比例(Top10)、资产负债率(Lev)及成长能力

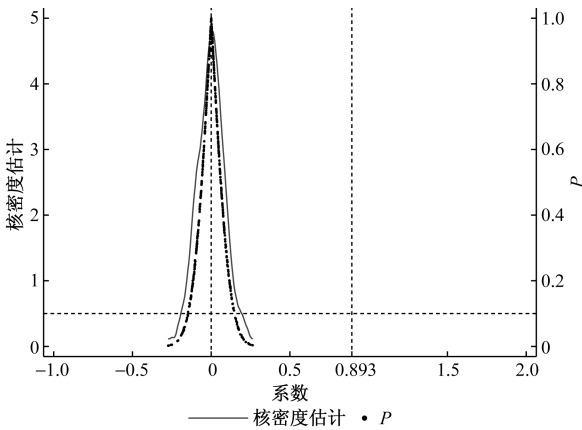
(Growth),但无法控制所有特征,尤其是不可观测的特征的影响。借鉴 La Ferrara 等^[32]的研究,由于样本处理组企业数量为 688,因此在全样本中随机抽取 688 家企业构成伪实验组,形成新的虚拟政策变量 MFG_{ipt}^{false} ,之后构造安慰剂检验交叉项 $MFG_{ipt}^{false} \times post_t$,将其放入模型(1)重新进行回归实验。由于“伪”处理组是随机生成的,因此安慰剂检验交叉项应该不会对模型因变量产生显著影响,即 β^{false} 。同时,为避免其他小概率事件对估计结果的干扰,重复 500 次上述过程进行回归分析。

随机生成处理组的估计系数核密度以及对应的 P 值分布如图 2 所示。上方曲线为安慰剂检验的回归系数的分布,下方圆点为估计系数对应的 P 值。由图 2 可知,随机模拟的估计系数分布在 0 附近,大部分处于真实值左侧,涵盖真实估计系数外

表 3 政策提前发生的安慰剂检验结果

变量	(1)	(2)
	ESG	ESG
	提前 1 年发生	提前 2 年发生
$MFG \times post$	0.756* (0.375)	0.813** (0.377)
$MFG \times post2$	0.214 (0.256)	0.260 (0.270)
被解释变量均值	29.158	29.158
控制变量	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
样本数	7 902	7 902
R^2	0.853	0.853

注:括号内为聚类到企业层面的稳健标准误;*、**分别表示显著性水平为 10%、5%。



垂直虚线为政策变量的真实估计系数 0.893;
水平虚线为显著性水平 0.1

图 2 安慰剂随机试验结果

的部分极少,且 90%以上的 $P>0.1$,说明随机生成伪政策变量得到真实结果的可能性较小,表明通过了安慰剂检验,即新《环保法》的实施对企业 ESG 表现提升的政策效果不受其他政策或不可观测随机因素干扰的可能性较小。

3.1.4 稳健性分析

尽管前面的事件分析和安慰剂检验了都在一定程度上验证了基准回归结果的可靠性,但是为了进一步确保回归结果的稳健性,分别进行以下 3 类稳健性分析,具体结果见表 4。

(1)进行 PSM-DID(倾向得分匹配-双重差分法)检验。采用 PSM(倾向得分匹配)方法寻找与制造业企业特征最接近的非制造业企业作为处理组的配对控制组进行 DID(双重差分法)检验,进而识别出新《环保法》影响企业转型升级的政策净效应。表 4 列(1)报告了 PSM-DID 的检验结果,可以看出交互项系数为 1.22,依然在 5%水平上显著为正,进一步证明结论是稳健的。

(2)替换企业 ESG 表现衡量指标。为进一步控制行业因素的影响,将被解释变量用行业均值进行调整代入模型进行稳健性检验,用彭博 ESG 评分减去当年同行业 ESG 评分均值来衡量 ESG 表现。结果见表 4 列(2),交互项 $MFG \times post$ 的系数为 0.893,在 1%的水平上显著,表明替换 ESG 衡量方法后,结论依旧稳健。

(3)排除其他因素干扰。2011 年,国家发改委发布《关于开展碳排放权交易试点工作的通知》,批准上海、北京、广东、深圳、天津、湖北、重庆等 7 省市开展碳排放交易权试点,并陆续于 2014 年正式启动碳交易试点。相关研究已验证该政策在一定程度上提升了企业的绿色创新水平,助力绿色转型。为排除这一政策可能造成的干扰,同样以构建政策交互项的做法构建碳排放权交易试点的 0~1 变量,并将其纳入回归。回归结果见表 4 列(3),表明在纳入该政策后,新《环保法》实施对企业 ESG 水平的影响依然显著为正,前文研究结论依然成立。考虑到 2020 年新冠肺炎疫情冲击可能会对实验结果有一定干扰,将样本期间缩短为 2012—2019 年。表 4 列(4)的结果显示,2012—2019 年回归系数为 0.459,且在 1%水平下显著,表明新冠肺炎疫情对实验结果虽然有一定影响,但新《环保法》的实施对企业环境绩效的改善效果依旧显著,即基准回归对研究假设的验证结果可靠。

表 4 稳健性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	ESG	ESG	ESG	ESG
	PSM-DID	替换企业 ESG 表现衡量指标	排除其他政策干扰	考虑时间跨度、疫情影响
$MFG \times post$	1.22** (0.528)	0.893*** (0.374)	0.756*** (0.337)	0.459** (0.216)
Policy			0.214 (0.379)	
被解释变量均值	29.365	29.158	29.158	27.041
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	3 824	7 902	7 902	5 865
R^2	0.863	0.847	0.853	0.862

注:括号内为聚类到企业层面的稳健标准误;**、*** 分别表示显著性水平为 5%、1%。

3.2 异质性分析

3.2.1 地区异质性分析

鉴于当前中国整体发展的不平衡,该部分进一步验证不同地区之间新《环保法》实施对制造业企业 ESG 表现的政策效应是否存在差异。按照李建军等^[33]的研究,将中国分为东部、中部、西部三大区域^①。表 5 报告了地区异质性的回归结果。

从估计结果可以看出,东部制造业企业的交互项系数显著为正,而中部、西部地区的交互项系数则不显著,表明新《环保法》的政策冲击显著提高东

表 5 地区异质性分析结果

变量	东部地区	中部地区	西部地区
	ESG	ESG	ESG
$MFG \times post$	1.035** (0.464)	0.622 (0.738)	0.762 (1.124)
被解释变量均值	29.561	27.949	28.879
控制变量	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
样本数	5 504	1 368	1 030
R^2	0.861	0.836	0.825

注:括号内为聚类到企业层面的稳健标准误;**表示显著性水平为 5%。

①东部地区包括北京、福建、广东、海南、河北、江苏、辽宁、山东、上海、天津、浙江;中部地区包括重庆、安徽、黑龙江、河南、湖北、湖南、江西、吉林、山西;西部地区包括甘肃、广西、贵州、内蒙古、宁夏、青海、陕西、四川、新疆、云南、西藏。因数据缺失,未包含港澳台地区。

部地区制造业企业 ESG 水平,而对中、西部地区则不显著。参考刘建江等^[12]的研究,可能的原因是,东部地区相对来说具有更丰富的产业政策和资源,该地区的制造业企业面临新《环保法》施加的压力较小,并且在相对成熟的产业政策扶持下,能够充分提升自身的技术水平、转型升级,提高可持续发展水平。中部地区的政策效应不显著可能是因其面临制造业增速回落,新动能发展过慢,中低端制造业仍占据主导地位的问题,因而新《环保法》发挥的政策效应并不明显。而西部地区相对资源禀赋、生产设备均处于较低水平,经济发展水平较低,绿色转型面临资金短缺的困境,因此短期之内政策对企业 ESG 水平的效用未兑现,但其同时其边际创新能力更强,转型的潜能更大,还需关注其后续表现。

3.2.2 行业异质性分析

为了考察不同技术水平的制造业企业对高强度的环境规制压力的应对决策是否存在差异,根据国家统计局制定实施的《高技术产业(制造业)分类(2017)》将研究样本分为高技术产业和非高技术产业^①,进行产业层面的异质性分析。表 6 展示了回归结果。从表 6 列(1)的结果可以看出,非高技术产业的交互项系数为正且显著,而高技术产业不显著,说明新《环保法》的实施对非高技术产业的制造业企业 ESG 水平的提高有显著的政策赋能效应,而对高技术产业的制造业企业的 ESG 表现则影响有限。

参考赖晓冰和岳书敬^[34]的研究,可能的原因是,非高新技术产业通常属于传统产业,生产经营模式较传统、落后,技术密集度,应用的广度及深度

不如高新技术产业,在高强度的环境规制下绿色转型的空间、潜力更大,叠加地方政府针对污染防治的资金补贴和贷款担保政策陆续落地,其融资约束水平一定程度上有所降低,有富余的资源进行生产技术创新、升级改造和绿色生产。因此,技术创新与传统产业各领域的深度融合将对其传统的生产经营模式产生更大的改进作用,对其进行绿色生产、经营的提升效果更为显著,从而更容易激发“创新补偿”效应,抵消高强度环境规制带来的污染治理成本,对其在环境和社会等方面表现改进的边际效应更大,其受到新《环保法》政策冲击的力度因此更强。

3.2.3 企业生命周期异质性分析

为探讨不同生命周期的企业对于新《环保法》政策冲击的反应,借鉴李云鹤等^[35]的方法,采取销售收入增长率、留存收益率、资本支出率及企业年龄综合得分划分企业生命周期,并根据上市企业已经度过初创期的实际情况,在考虑行业之间存在差异的情况下,把样本集企业生命周期划分为成长期、成熟期及衰退期 3 个阶段,并对三者进行分组回归(表 7)。结果显示,新《环保法》政策对成熟期企业的 ESG 表现起显著正向促进作用,对成长期、衰退期企业的效用呈负向作用。

从内部环境即企业自身特点来说,处于成长阶段的企业,相较于成熟期企业而言,其抗风险能力相对较弱,融资约束较强,导致面临高强度的环境规制时短期之内变革生产模式的困难增大,成本较高。因此,新《环保法》实施对其长期的可持续发展表现的政策效应还有待进一步兑现。

处于成熟阶段的企业具有相较于成长期企业经营更加稳定,资金相对充裕,拥有核心竞争力和相当的规模,更加规范、科学的内部管理,相较于衰退期企业有更小的路径依赖和转移成本,因此新《环保法》对成熟阶段企业 ESG 表现有更为明显的促进作用。

与此相对比,处于衰退期的企业,受制于较为严重的短期财务绩效压力,同时更容易产生组织惯性,导致该类企业在进行绿色技术转型时,会产生更高的协调成本和改革成本,因此新《环保法》政策对其 ESG 表现呈现负向反馈。

表 6 行业异质性分析结果

变量	非高技术产业	高技术产业
	ESG	ESG
MFG×post	0.878** (0.421)	0.158 (0.856)
被解释变量均值	29.236	29.112
控制变量	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
样本数	5 240	2 662
R ²	0.863	0.839

注:括号内为聚类到企业层面的稳健标准误;**表示显著性水平为 5%。

①高新技术产业包括医药制造业、航空、航天器及设备制造业、电子及通信设备制造业、计算机及办公设备制造业、医疗仪器设备及仪器仪表制造业、信息化学品制造业等六大产业,其余为非高技术产业。

表 7 企业异质性分析结果

变量	企业生命周期
	ESG
MFG×post(成长期)	-0.249 (0.178)
MFG×post(成熟期)	0.435*** (0.164)
MFG×post(衰退期)	-0.342* (0.188)
被解释变量均值	29.194
控制变量	Yes
企业固定效应	Yes
行业固定效应	Yes
省份固定效应	Yes
年份固定效应	Yes

注：括号内为聚类到企业层面的稳健标准误；*、*** 分别表示显著性水平为 10%、1%。

3.3 机制分析

前述研究通过基准模型回归、多重的稳健性检验，得到了稳健可信的核心结论，即新《环保法》的出台能够显著促进企业的 ESG 表现。但这只是针对二者的因果关系进行了实证检验，并没有打开二者之间所存在的机制黑箱。因此继续对二者之间因果关系的作用渠道进行实证探究。

3.3.1 数字化转型——技术层面

数字技术为企业的绿色发展提供了新工具，通过生产过程的自动化升级，促使企业精准把控生产流程，对各环节能源消耗、污染排放进行实时监控，降低能源消耗速度，有利于企业整体技术创新水平提升，驱动制造业企业内部转型；另一方面，数字化转型从长期来看将促使企业完成管理经营与战略思维的全方位革新，为其履行环保责任打下坚实的技术基础，在生存环境趋好的同时，企业履行社会责任的动力也会同向增加，进而提升企业 ESG 表现。由于前文主要考察企业在技术层面的绿色转型是否有助于其 ESG 表现的改善，因此着重从企业数字化转型数据库种提炼数字化应用评分、数字化成果两个维度指标得分进行实证探究。

表 8 报告了相应结果。表 8 列(1)数字化应用评分的系数显著为正，在给定制造业企业数字化应用评分均值为 37.376 的情况下，新《环保法》的出台能推动企业平均提高数字化应用水平 1.813 分，说明数字技术的引进及应用作为企业生产经营内部转型的关键一步对企业 ESG 表现产生正向反馈。与之形成鲜明差别的是，新《环保法》对企业数字化创新成果却存在显著的负向影响，可能的原因是日益趋紧的环境规制下，一方面企业承担淘汰污染严

表 8 数字化转型机制检验结果

变量	数字化应用评分	数字化成果评分
	DAPP	DINNO
MFG×post	1.813** (0.880)	-0.555*** (0.214)
被解释变量均值	37.376	27.641
控制变量	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
样本数	7 902	7 902
R ²	0.716	0.756

注：括号内为聚类到企业层面的稳健标准误；**、*** 分别表示显著性水平为 5%、1%。

重设备、改进高耗能生产流程的资金约束，短时间内通过技术引进应对规制成本的上升更加有效，从而减少原本用以绿色创新的资金，另一方面，新《环保法》鼓励地方政府出台财政补贴与税收优惠等措施，以支持企业采购低污染生产设备，相应的补贴举措间接促使其选择技术引进、直接应用于生产的方式，从而促进内部转型，对企业节能减排、提升 ESG 水平产生正向反馈。

3.3.2 融资约束——资金层面

机理分析已初步判断企业进行绿色转型，履行社会责任及提升内部治理水平受限于较强的融资约束，而新《环保法》针对企业环保提供的财政支持或在一定程度上为企业减负，激励其进一步提升可持续发展水平，提高 ESG 表现。衡量企业融资约束水平的方法主要有现金流量法和财务指标方法。现有研究中，直接构建融资约束的指标包括 KZ (Kaplan-Zingales) 指数与 SA (Size-Age) 指数。其中，KZ 指数的缺点在于包括了如现金流、负债等内生性变量，而融资约束与其相互影响。相对来说 SA 指数的测算仅包括企业规模、上市年限两个变量，受到内生性问题的影响程度较低。因此参考使用 SA 指数来测量企业的融资约束水平，测算方式为

$$SA = -0.737 \times \text{Size} + 0.043 \times \text{Size}^2 - 0.04 \times \text{ListAge} \quad (3)$$

当 SA 指数为负时，SA 值越接近 0，融资约束越大。表 9 第(1)列展示了回归结果，从回归结果可以看出，列(1)的系数为负且显著，说明在给定企业融资约束水平为 -3.824 时，新《环保法》的出台能给予企业融资约束强度 0.018 的降低，企业的 ESG 水平进而随企业融资约束的减少而提高，假说得到验证。

表 9 融资约束及市场竞争机制检验结果

变量	融资约束指数	市场竞争程度
	SA	HHI(赫芬达尔指数)
MFG×post	-0.018*** (0.006)	0.019*** (0.004)
被解释变量均值	-3.824	0.066
控制变量	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
样本数	7 902	7 902
R ²	0.977	0.844

注:括号内为聚类到企业层面的稳健标准误;***表示显著性水平为 1%。

由于融资约束问题的存在,企业难以获得充足的资金来支持自身的设备升级、技术引进、创新与环境治理,企业管理层关注短期利益,将企业内部资金全部用于生产经营,以牺牲环境为代价获取经济利益,使其长期持续发展受到限制,从而陷入政府治理效率低下与企业发展扭曲的恶性循环。新《环保法》的出台加强了对企业污染排放的监管力度和对违法行为的处罚力度,在一定程度上促使高能耗、重污染类型制造业企业从内部转变发展模式、采用绿色技术、进行绿色生产,并且新《环保法》规定对环保治理成果突出的企业提供政策优惠、财政补贴,其积极地承担社会责任不仅能向外部投资者传递经营良好的信号,一定程度上有利于降低融资门槛,吸引外部资金投入,长期来看,或有助于更好地塑造企业形象,提高企业竞争力。这些均能够缓解融资约束问题,使企业拥有更为充足的资金,从而支持长期发展战略的实施,提升 ESG 表现水平。

3.3.3 外部竞争——市场层面

由机理分析可以看出,新《环保法》的实施有利于淘汰低效率、高耗能的企业,提升市场集中程度,从而降低企业面临的市场竞争压力,为制造业企业投入更多资源提升 ESG 表现创造了良好的外部环境。基于此采用赫芬达尔指数(HHI)作为市场竞争程度的衡量指标,并进行了机制检验。计算公式为

$$HHI = \text{sum}(x_i/x)^2 \quad (4)$$

式中: x_i 为单个公司的主营业务收入为该公司所属行业的主营业务收入合计; x_i/x 为该公司所占的行业市场份额。该指数越大,表示市场集中度和垄断程度越高,此时市场竞争程度越低。表 9 列(2)展示了回归结果,从回归结果可以看出,系数为正且显

著,其在经济学上的含义为新《环保法》的实施能对市场集中度,即赫芬达尔指数带来 0.019 的有效提升。

新《环保法》的实施加速了制造业企业的优胜劣汰,提高市场集中度和竞争力,缓解了市场竞争的压力。一方面,新《环保法》加大了对高污染、高能耗且转型困难企业的淘汰力度,其未较好贯彻落实环境规制政策,继续以污染排放换取低成本生产的同时未更新技术,导致因无法承受高昂的排污成本和严厉的处罚而退出市场;另一方面,新《环保法》也激发了高污染、高能耗且转型成功的企业的“创新补偿”效应,使得这些企业通过加大技术引进、研发创新力度,降低污染排放,提高环境效益,从而增强了企业的盈利能力和竞争力,使得这些企业能够适应环境规制的要求,实现可持续发展。同时,由于部分低效企业的退出,优质的生产要素被存活企业吸收,使得这些企业有更多的资源和空间来考虑长期效益,进而推动其提升 ESG 表现。

4 结论与政策启示

通过匹配国泰安数据库与彭博数据库得到 2012—2021 年中国 A 股上市公司的非平衡面板数据,运用倍差法,以新《环保法》为例从 ESG 角度实证研究“绿色制造”背景下高强度的环境规制对制造业企业走可持续发展道路的影响,得到以下结论。

(1)作为史上“最严”的环境规制政策,新《环保法》的实施对制造业企业进行转型升级、提升 ESG 水平具有显著的正向影响。在控制其他条件不变的情况下,给定制造业企业 ESG 评分为 29.158,新《环保法》政策的实施使制造业企业的 ESG 得分平均提高 0.893 分。该结论在经过平行趋势检验、PSM-DID、安慰剂检验、替换变量、排除其他因素干扰等一系列稳健性检验后依然成立。

(2)异质性分析方面,整体而言,新《环保法》的实施对制造业企业 ESG 水平的促进作用主要体现在东部地区,短期之内政策对中、西部地区企业 ESG 表现的效用未兑现。同时,新《环保法》对非高技术产业在环境和社会等方面表现改进的边际效应更大,其进行绿色转型、提升 ESG 水平的潜能更大。另一方面,由于处于成熟阶段的企业相较于成长期、衰退期的企业经营模式更加稳定,资金相对充裕,具有更小的路径依赖和转移成本,因而在环境规制的作用下 ESG 表现呈现显著提升的趋势。

(3)机制分析方面,新《环保法》主要在技术、资金及市场 3 个维度发挥政策效应。一方面,数字技

术的引进及应用作为企业生产经营内部转型的关键一步对企业 ESG 表现产生正向反馈。另一方面,该政策针对企业环保提供的财政支持在一定程度上能够缓解企业的融资约束,激励其进一步提升可持续发展水平。同时,该政策的实施有利于淘汰低效率、高耗能的制造业企业,提升市场集中程度,降低其面临的市场竞争压力,进一步为企业投入更多资源提升 ESG 表现创造良好的外部环境。

研究结果存在以下两方面的政策启示。

(1)针对不同区位、生命周期的制造业企业实施具有差异化的环境规制政策。一方面,不同区域位置的经济发展与技术创新水平差异较大,针对新旧动能转换慢的中部地区,应主要考虑经济性的规制政策,而西部地区资源相对匮乏,应给予适当的优惠补贴、融资支持等政策倾斜,对于东部地区的制造业企业,应进一步提高环保执法及监管水平,充分发掘其更加显著的可持续发展潜力,促使其在更高的水平上承担环境、社会责任,提高治理水平,识别和应对环境变化,调整战略方向。另一方面,为处于成长阶段的制造业企业探索提升 ESG 表现的路径给予更多经验指导,可以通过企业联盟等方式,发挥新《环保法》政策促进成熟期企业可持续发展的显著作用,有利于成长期企业更好地借鉴、学习如何在环境规制下进行绿色转型,实现环境、社会责任、公司治理的协同发展。

(2)强化制造业企业在探索可持续发展道路,提升 ESG 表现过程中的“创新”意识,鼓励并引导企业进行自主创新。根据研究结论,新《环保法》的实施对制造业企业提升 ESG 水平的政策效应在技术层面上主要表现为采取以数字化应用为主的转型手段,而仅依靠技术引进应对环境规制压力只是一时之计,面临技术“卡脖子”的风险,不确定性较大,在长期过程中探索技术的自主创新才应是企业追寻可持续发展应该且必须追求的目标。基于此,政府在强化环境规制的同时也应该针对绿色转型过程中数字化转型成果突出的企业给予相应激励、补贴措施,缓解因较高的环境成本而导致较强的融资约束,引导其加大研发投入,同时加强知识产权保护,协调好环境保护与企业长远发展的关系,进而有利于实现绿水青山与金山银山的双赢。

参考文献

[1] HE G, WANG S, ZHANG B. Watering down environmental regulation in China[J]. The Quarterly Journal of

Economics, 2020, 135(4): 2135-2185.

- [2] BERMAN E, BUI L T M. Environmental regulation and productivity: Evidence from oil refineries[J]. Review of Economics & Statistics, 2001, 83(3): 498-510.
- [3] 杨帆, 周沂, 贺灿飞. 产业组织、产业集聚与中国制造业产业污染[J]. 北京大学学报(自然科学版), 2016, 52(3): 563-573.
- [4] JIA R, SHAO S, YANG L. High-speed rail and CO₂ emissions in urban China: a spatial difference-in-differences approach-science direct [J]. Energy Economics, 2021, 99: 105271.
- [5] XIE T T, YE Y. Go with the wind: spatial impacts of environmental regulations on economic activities in China [J]. Journal of Development Economics, 2023, 164: 103139.
- [6] 王晓祺, 郝双光, 张俊民. 新《环保法》与企业绿色创新: “倒逼”抑或“挤出”? [J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(7): 107-117.
- [7] 王禹, 王浩宇, 薛爽. 税制绿色化与企业 ESG 表现: 基于《环境保护税法》的准自然实验[J]. 财经研究, 2022, 48(9): 47-62.
- [8] 陈璇, 钱维. 新《环保法》对企业环境信息披露质量的影响分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(12): 76-86.
- [9] 杨友才, 牛晓童. 新《环保法》对我国重污染行业上市公司效率的影响: 基于“波特假说”的研究视角[J]. 管理评论, 2021, 33(10): 55-69.
- [10] 苏靖淇. 碳交易政策对企业技术创新的影响研究: 基于碳交易试点省市的准自然实验[J]. 科技和产业, 2023, 23(18): 61-67.
- [11] 于连超, 张卫国, 毕茜. 环境保护费改税促进了重污染企业绿色转型吗?: 来自《环境保护税法》实施的准自然实验证据[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(5): 109-118.
- [12] 刘建江, 熊智桥, 石大千. 新《环保法》如何影响重污染企业转型升级?: 基于内部创新与外部竞争的双重视角[J/OL]. 软科学, 1-14[2023-12-01]http://kns.cnki.net/kcms/detail/51.1268.G3.20230203.0931.005.html.
- [13] 杨晨. 碳排放权交易、企业绿色创新与全要素生产率[J]. 科技和产业, 2023, 23(17): 125-130.
- [14] 冉渝, 盛建. 信贷政策“前期帮扶”能否促进企业创新? [J]. 南方金融, 2023(7): 29-41.
- [15] HUANG L, LEI Z. How environmental regulation affect corporate green investment: evidence from China [J]. Journal of Cleaner Production, 2023, 279: 123560.
- [16] LANOIE P, PATRY M, LAJEUNESSE R. Environmental regulation and productivity: testing the porter hypothesis[J]. Journal of Productivity Analysis, 2008, 30(2): 121-128.
- [17] 胡珺, 黄楠, 沈洪涛. 市场激励型环境规制可以推动企业技术创新吗?: 基于中国碳排放权交易机制的自然实验[J]. 金融研究, 2020(1): 171-189.

- [18] DAFT R D L, SORMUNEN, PARKS D. Chief executive scanning, environmental characteristics, and company performance: an empirical study [J]. *Strategic Management Journal*, 1988, 9(2): 123-139.
- [19] CAIN M D, MCKEON S B. CEO personal risk-taking and corporate policies [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2016, 51(1): 139-164.
- [20] 黄世忠. ESG 报告的“漂绿”与反“漂绿”[J]. *财会月刊*, 2022(01): 3-11.
- [21] 宋德勇, 朱文博, 丁海. 企业数字化能否促进绿色技术创新?: 基于重污染行业上市公司的考察[J]. *财经研究*, 2022, 48(4): 34-48.
- [22] 王锋正, 刘向龙, 张蕾, 等. 数字化促进了资源型企业绿色技术创新吗? [J]. *科学学研究*, 2022, 40(2): 332-344.
- [23] MAY G, STAHL B, TAISCH M. Energy management in manufacturing: toward eco-factories of the future: a focus group study[J]. *Applied Energy*, 2016, 164: 628-638.
- [24] 杨德明, 刘泳文. “互联网+”为什么加出了业绩[J]. *中国工业经济*, 2018(5): 80-98.
- [25] 顾雷雷, 李建军, 彭俞超. 内外融资条件、融资约束与企业绩效: 来自京津冀地区企业调查的新证据[J]. *经济理论与经济管理*, 2018(7): 88-99.
- [26] 田利辉. 生产效率、资本市场环境和中国经济的长期增长: “企业效率、市场环境和中国崛起”南开论坛综述[J]. *经济研究*, 2013, 48(4): 157-160.
- [27] 张慧玲, 盛丹. 前端污染治理对我国企业生产率的影响: 基于边界断点回归方法的研究[J]. *经济评论*, 2019(1): 75-90.
- [28] 陈羽桃, 冯建. 企业绿色投资提升了企业环境绩效吗: 基于效率视角的经验证据[J]. *会计研究*, 2020(1): 179-192.
- [29] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 等. 企业数字化转型与资本市场表现: 来自股票流动性的经验证据[J]. *管理世界*, 2021, 37(7): 130-144.
- [30] JACOBSON L S, LALONDE R J, SULLIVAN D G. Earnings losses of displaced workers[J]. *American Economic Review*, 1993, 83(4): 685-709.
- [31] TOPALOVA P. Factor immobility and regional impacts of trade liberalization: evidence on poverty from India [J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2010, 2(4): 1-41.
- [32] LA FERRARA E, CHONG A, DURYEA S. Soap operas and fertility: evidence from Brazil[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2012, 4(4): 1-31.
- [33] 李建军, 彭俞超, 马思超. 普惠金融与中国经济发展: 多维度内涵与实证分析[J]. *经济研究*, 2020, 55(4): 37-52.
- [34] 赖晓冰, 岳书敬. 智慧城市试点促进了企业数字化转型吗?: 基于准自然实验的实证研究[J]. *外国经济与管理*, 2022, 44(10): 117-133.
- [35] 李云鹤, 李湛, 唐松莲. 企业生命周期、公司治理与公司资本配置效率[J]. *南开管理评论*, 2011, 14(3): 110-121.

How Does Environmental Regulation Affect ESG Level of Manufacturing Enterprises?: A Quasi-natural Experiment Based on the New *Environmental Protection Law*

LI Xinwei¹, ZHENG Mingyue², HUANG Ansheng³

(1. College of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China; 2. National Institute of Carbon Metrology(Fujian), Nanping 353000, Fujian, China; 3. College of Public Administration and Law, Fujian Agriculture and Forestry University, Fuzhou 350002, China)

Abstract: As the major production sector of China, manufacturing has a serious problem of pollution and energy consumption. Under the accelerated promotion of “Green Manufacturing”, exploring how to realize the transformation and upgrading of manufacturing in the face of increasingly stringent environmental regulations is of great significance. Taking the new *Environmental Protection Law* as an example, difference in difference method was used to demonstrate high-intensity environmental regulation’s positive feedback on the sustainable development of manufacturing enterprises from the perspective of ESG (environmental, social, governance) performance. The result indicates that the policy plays a positive role by promoting the application of digital technology, easing financing constraints and reducing external competition. The empirical test of the effectiveness of the new *Environmental Protection Law* is supplemented at the level of long-term development goals of manufacturing enterprises, and the internal and external perspectives of enterprises is comprehensively analyzed as to the mechanism of high-intensity environmental regulation.

Keywords: environmental regulation; new *Environmental Protection Law*; ESG(environmental, social, governance); sustainable development; difference-in-difference method