

引用格式:沈心如,封世蓝,谭娅,等.环境信息规制、企业碳减排与地理溢出效应[J].技术经济,2024,43(9):109-125.

SHEN Xinru, FENG Shilan, TAN Ya, et al. Environmental information regulation, corporate carbon reduction, and geographical spillover effects[J]. Journal of Technology Economics, 2024, 43(9): 109-125.

环境信息规制、企业碳减排与地理溢出效应

沈心如¹, 封世蓝¹, 谭 娅², 张 帆³

(1. 北京大学马克思主义学院, 北京 100871; 2. 对外经济贸易大学国际经济贸易学院, 北京 100029; 3. 暨南大学经济学院, 广州 510632)

摘 要: 本文基于2017—2021年中国上市公司面板数据,运用固定效应面板模型考察了环境信息规制对企业碳减排的影响。研究发现,环境信息规制对企业碳减排具有显著激励作用,一方面,控排企业在被列为重点排污单位后会显著降低其碳排放水平,另一方面,环境规制政策对碳减排的影响存在地理溢出效应,会使得周边20 km的非控排企业减少碳排放。进一步研究表明,对于非国有、东部地区和技术水平较低的企业而言,政策的碳减排的积极作用更为明显。此外,该政策对企业碳减排的影响有一定的持续性。本文为政府相关部门通过环境信息规制工具促进企业绿色转型提供了理论依据。

关键词: 环境信息规制; 重点排污单位; 溢出效应

中图分类号: F270 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-980X(2024)09-0109-16

DOI: 10.12404/j.issn.1002-980X.J24051012

一、引言

现代工业化进程带来的不仅是社会生产力的发展和日益丰富的物质财富,同时也带来了大量温室气体的排放和随之而来的环境问题。温度的上升造成全球气候变暖。进一步地,全球变暖会使得降水量重新分配、冰川和冻土消融、海平面上升,诱发干旱、暴雨等极端恶劣天气和超大型台风、飓风、海啸等气候灾难,给人类的生存和发展造成严重威胁。随着气候变化对人类的潜在影响日益显现和加剧,国际社会对气候问题的关注也日益增强。作为《联合国气候变化框架》《京都议定书》及《巴黎协定》的缔约方,我国始终致力于控制温室气体的排放,致力于加快发展方式绿色转型,助力碳达峰碳中和目标的实现,以高品质的生态环境支撑高质量发展。

“双碳”目标对企业提出了更高的环保要求,促使企业加快绿色转型步伐。企业在投资决策中融入可持续发展的理念,不仅是解决全球性社会问题的关键,也是推动我国经济转型和促进经济高质量发展的重要策略^[1]。历史经验表明,西方国家在环境污染治理方面经历了从依赖法律管制到引入市场机制的演变,最终普遍进入了以环境信息披露政策为主的第三阶段^[2]。我国在近年来也开始采纳环境信息披露政策,以更有效地管理企业污染。2008年,环保部发布《环境信息公开办法(试行)》,要求从2008年5月1日起各级环保部门公开“污染物排放超过国家或地方排放标准,或者污染物总量超过地方人民政府核定的排放总量控制指标的污染严重的企业名单”。2013年7月,环保部再次发布《国家重点监控企业污染源监督性监测及信息公开办法》,要求“地级市和省级环境保护主管部门分别通过部门官方网站向社会公布本辖区内国家重点监控企业的污染源监督性监测结果和未开展监督性监测的原因”。2015年,《中华人民共和国环境保护法》实施,并以《企业事业单位环境信息公开办法》作为配套法规,进一步明晰了重点排污单位披露环境信息的

收稿日期: 2024-05-10

基金项目: 国家社会科学基金青年项目“新时代高质量就业的理论框架和影响路径研究”(20CJL030); 国家自然科学基金青年项目“教育资源的优化配置策略研究——基于高中田野调查的实证分析”(72203039)

作者简介: 沈心如,北京大学马克思主义学院博士研究生,研究方向:城市经济学;封世蓝,博士,北京大学马克思主义学院助理教授,博士研究生导师,研究方向:劳动经济学;谭娅,博士,对外经济贸易大学国际经济贸易学院助理教授,硕士研究生导师,研究方向:区域经济学,城市经济学;张帆,博士,暨南大学经济学院助理教授,硕士研究生导师,研究方向:城市经济学,发展经济学。

内容、方式、时限及监管事宜。2016年,证监会修订并公布《公开发行证券的公司信息披露内容与格式》,将强制披露的主体聚焦到重点排污单位,并要求这类企业在年报中对环境信息进行披露。许东彦等^[3]指出,“在2015年之后,环境信息公开主体由政府转移到企业,公开内容和方式由模糊转为详细,公开范围由超标企业扩大到重点排污单位,约束手段由无约束的自愿披露变为有约束的强制披露”。

那么,这种环境信息规制政策的实施成效究竟如何?本文利用2017—2021年中国上市公司面板数据结合固定面板效应模型与Han-Phillips广义矩估计(GMM)法检验了环境信息规制政策对企业碳减排的激励作用,主要创新和贡献主要在以下几个方面:①此前的与环境信息披露的相关研究大多基于企业自愿性披露环境信息的背景,存在一定的内生性问题^[4]。本文利用重点排污单位这一强制性环境信息规制政策进行分析,有助于缓解内生性,更加精准地识别环境信息规制对企业碳减排的影响。②从梳理的文献上看,现有研究集中于考察环境信息披露对企业绩效和金融市场的影响^[5-6],鲜少有学者从碳排放的角度对政策效果进行研究。本文通过考察环境信息规制对企业碳减排的影响为企业绿色转型的相关研究提供了新的视角,也为环境信息规制的政策效果提供了新的经验证据。③本文通过将企业划分为控排企业与非控排企业两组样本进行实证检验,发现环境信息规制政策不但直接影响控排企业降低碳排放,还通过地理溢出效应促进周边非控排企业的碳减排,丰富了关于政策影响的外部性的相关文献。④本文进一步探讨了环境信息规制对不同类型企业碳减排效应的差异,揭示了政策效果在非国有控股企业、东部地区企业和技术水平较低的企业中更为显著,这为政策的精准施策和差异化管理提供了依据。

二、文献回顾

环境规制指政府为了解决企业发展过程中产生的环境负外部性而导致的市场失灵所采取的强制措施,旨在使企业将对环境的影响纳入其运营考量中。本文聚焦于环境规制中的环境信息规制政策,环境信息规制可以分为信息公开制度、信息提示制度和信息交流制度,其中信息公开制度又包括自愿和强制公开两种形式^[3]。

环境规制是否促进了企业污染减排一直是学术界关注的重点问题之一,现有文献主要从规制的类型和作用机制两个维度出发探讨了环境规制对企业污染减排的影响。大部分学者都认为环境规制能够有效抑制企业的污染排放,Shapiro和Walker^[7]对1990—2008年美国制造业的产出和空气污染物排放量进行相关研究,指出环境规制变严是美国制造业空气污染排放量下降的主要原因。陈诗一和陈登科^[8]利用2004—2013年中国286个地级及以上城市PM_{2.5}浓度数据,深入探讨了雾霾污染对中国经济发展质量的影响,研究结果表明政府的环境治理措施有效降低了雾霾污染,促进了经济发展质量的提升。韩超等^[9]的研究发现,地方约束性减排目标能够有效推动企业减少污染物排放,这种效应主要源于企业间的资源再配置而非企业的进入退出。一般来说,环境规制主要通过促进企业的绿色创新活动^[10-11]和推进产业结构升级^[12-14]等中间渠道对企业减排产生影响。然而,也有学者对环境规制的效果持保留意见。Wang等^[15]评估了“三河三湖”政策对企业化学需氧量(COD)排放的影响,发现虽然该政策使得许多小型污染企业退出市场,但对于让在运营的企业而言,其COD排放并未受到显著影响。包群等^[16]采用倍差法分析了地方环境立法监管的效果,发现单纯的环保立法对抑制当地污染物排放的效果并不显著,只有在环保执法力度严格或是污染较为严重的地区,环保立法才可能带来显著的环境改善。李永友和沈坤荣^[17]利用跨省工业污染数据,研究了不同规制工具的减排效果,发现排污收费制度对减少污染排放起到了显著效果,而减排补贴和环保贷款制度对污染减排的效果并不明显。此外,部分地区试行的排污权交易在实践中尚未展现出预期的减排效果。

环境信息披露作为一种规制手段,其核心目的在于向公众和投资者透明地展示企业的环境绩效。通过激活社会监督和引导投资者的决策过程,促进企业将外部环境因素纳入内部决策中,进而提升企业的环境绩效^[3]。目前有大量文献研究了环境信息披露与企业绩效之间的关系,但尚未形成一个统一的结论。一方面,质量较高的环境信息披露能够通过降低股权融资成本^[18-21]、提高声誉和 market 价值^[22-23]、降低股价崩盘风险^[24-25]、激励技术改进和优化管理模式^[6]等渠道有效提高公司绩效。另一方面,公司进行环境信息披露也会增加披露成本,有挤占生产性投资,降低生产率的风险^[26-27],还可能增加披露负面信息的概率,向市场传递企业面临环保支出压力的信号,降低企业预期现金流,从而损害企业绩效^[28]。除了企业绩效之外,还有其

他影响企业环境信息披露的因素,包括公司规模^[29]、公司治理^[30]等企业内部因素和舆论监督、政府监管等外部因素^[31]。

企业信息披露有助于消除信息不对称,保障市场的健康和高效运转^[32-33]。环境信息披露质量的提升不但对企业的绿色创新和 ESG 表现有积极影响,还能带动供应链企业的产品绿色化转型,驱动地区层面环境质量的提高^[34]。因此,“双碳”目标背景下,环境信息披露既是企业履行环保责任的有效方式,也是完善现代环境治理体系的重要渠道,更是中国政府推进绿色转型,实现碳达峰、碳中和工作的重要基础^[34-35]。政府的法律规管要求有利于企业环境信息披露质量的提升^[36-37],然而在 2015 年新《环保法》实施之前,中国缺少强制性的环境规制政策,自愿型的环境披露政策由于违法成本较低往往效果有限^[2]。在环境信息规制政策得以执行之前,企业在信息披露方面往往享有较高的自由度,会出于自身利益考虑,选择性披露环境信息^[38]。在缺乏强制性环境信息规制政策的背景下,中国企业环境信息披露质量普遍较差,存在选择性、应对性和自利性等问题^[39-40]表现为披露内容不规范、披露方式较单一、披露可信度较低等^[41],甚至存在对环境危害行为的刻意隐瞒^[42]的问题。

纵观已有研究可以发现,现有文献大多基于企业自愿性披露环境信息的背景,但是这存在一定的样本自选择问题,因为倾向于披露环境信息的企业本身可能具有较强的环保意识或者其污染水平较低,这种选择性披露可能带来潜在的内生性问题。环境信息规制政策有别于以往的政策,它将原本由企业资源进行的信息披露转变为强制性的要求,但该政策实施年份较晚,地方政府从 2015 年才逐步公布重点排污单位名单,使得相关的信息披露和管理工作得以实际执行。鉴于此,对于这一政策的研究尚显不足,需要进一步深入探讨其对企业行为和环境治理的实际影响。另外,现有研究主要集中于检验金融市场对于企业环境违法信息的反应^[43-45],为理解环境信息披露对企业行为和市场反应的影响提供了重要见解,但对于环境信息规制对企业碳减排的影响研究较不充分。

环境信息规制政策明确了每年重点排污单位的名单,但若按照现有的相关研究以地区或行业为实验对象展开,可能导致对政策的减排激励效应形成有偏估计。因为许多企业都不属于高污染企业,被纳入重点排污单位要求进行强控排的可能性极低,基本不会受到该政策的直接影响,而只对高污染企业样本进行研究又可能对政策的效应产生低估。因此,本文按照样本期内企业及其子公司是否从未被列入重点排污单位将总样本分为控排企业 and 非控排企业两组样本,克服以往研究所存在的内生性问题,其中控排企业是直接受到政策影响的污染较高的企业,非控排企业自身污染和碳排放水平较低,在整个样本期间都没有受到政策规制的直接影响。

三、理论分析与研究假设

根据已有文献和相关理论,环境信息规制政策会给企业带来较大的环保压力,激励企业投入资源进行技术改进优化生产流程、提高能源利用效率,最终促进企业碳减排。一方面,它能够直接促进重污染控排企业减少碳排放;另一方面,该政策存在空间上的溢出作用,使得周边的非控排企业也降低碳排放水平。具体分析如下。

(一) 环境信息规制与控排企业

在政府对企业披露环境的强制要求和强有力的直接约束措施下,相关企业已无法像过去那样隐藏其环境表现。这些环境绩效现在将清晰地展现在公众和投资者的视线中,给企业带来较大的环保压力。环保绩效不佳的企业不仅面临着被政府处罚的风险,还可能被公众所抵制和投诉,甚至影响投资者的行为,对企业的生产经营和融资活动产生负面影响^[3]。高污染企业相比于普通企业,更容易成为公众和投资者的焦点,并且更有可能遭遇相关的法律诉讼或纠纷^[46]。在严格的环境监管下,高污染企业的环境表现对融资活动的影响尤为显著,环境绩效也因此成为评估企业经营风险和业绩的重要指标。投资者对这类企业的环境表现给予了更多的关注^[47]。面对环境信息规制政策,被列入重点排污单位的企业必须采取行动,投入资源提升其环保绩效,以缓解社会矛盾。社会公众和投资者对企业污染的抵制会使得企业增加环保投资^[48],提升绿色技术创新^[49]。

本文将上市主体或其子公司曾被列入重点排污单位的公司定义为高污染的控排企业样本组。基于以上分析,本文认为环境信息规制会给控排企业带来较大的社会舆论压力和高强度的监督与管制,使得企业环境信息披露质量大幅提高,无法像不受管制时那样延迟披露甚至不披露环境相关的负面信息。而企业为了削弱环境负面信息带来的市场冲击,将主动进行技术改进优化生产流程,从而降低碳排放水平。此外,严格的环境规制政策意味着政府也将对违反环境保护要求的企业采取更严格的惩罚措施,“双碳”背景下地方政府对控排企业的高能耗和高污染现象的容忍度大大降低,企业将在高违规成本下投入资源促进碳减排。

据此,本文提出假设1:

环境信息规制政策的实施能够直接促进控排企业的碳减排(H1)。

(二) 环境信息规制与非控排企业

溢出效应,也就是某种外部性的存在,是指某一个组织的某些互动不仅能够给自身带来预期效果,而且还可以给他人(组织)带来影响,而且这种收益与活动主体不具有共享性^[50]。由地理联系所产生的溢出效应是由相邻地区的资源扩散和信息共享等所带来的。一方面,地缘邻近的企业会带来一定的集群效应,增进各企业间的社会和经济联系,受到环境信息规制的企业进行绿色创新减少碳排放时,地理邻近的公司也可能因为信息分享、知识传递和技术扩散加强绿色创新水平,从而减少碳排放水平。另一方面,根据国家环境监测方案要求,生态环境部门对纳入当地重点排污单位的企业会定期开展污染物排放情况的环境监测工作,包括对大气污染源、水污染源等的相关监测^[51]。根据《生态环境监测网络建设方案》(国办发(2015)56号)第十七条要求:“地方各级环境保护部门相应上收生态环境质量监测事权,逐级承担重点污染源监督性监测及环境应急监测等职能。”此外,政府作为环境信息规制政策的主要推动者,重要政治目标之一是保护环境,为了达成这个政治目标,除了对控排企业根据相关法律法规进行规制,还可以通过提供补助的方法与非控排企业建立联系^[52]。在选择补助目标时,由于信息不对称的存在,政府部门往往更倾向于认为拥有环境信息披露水平较高的企业更加支持环保政策并遵守相关法律法规,因此,出于鼓励及补偿的目的,会增加提供给该类型企业的补助^[53]。

综上所述,非控排企业虽然在样本期间都没有被列入过重点排污单位,说明其自身污染水平和碳排放水平都低于控排企业,并没有受到政策的直接规制。但是该政策效果可能存在一定外部性,既可以通过企业间的竞争与交流或者当地执法部门的监测力度增加,从而对周边企业的碳减排产生积极影响,也可能通过提高获得政府补助的可能性来激励非控排企业提高能源使用效率、降低碳排放水平、主动进行环境信息披露。

因此,本文提出假设2:

环境信息规制政策存在地理溢出效应,能够激励重点排污单位的相邻非控排企业降低碳排放(H2)。

四、研究设计及描述性统计

(一) 样本选取与数据来源

本文研究环境信息规制对企业碳排放量的影响,在样本的选择上,虽然使用上市公司数据可能无法全面代表所有企业,存在一定的样本选择问题。但一方面,考虑到上市公司需要定期向监管机构提交财务报告和经营数据,信息相比于非上市公司更加透明和可靠,数据可得性更强;另一方面,根据《中国上市公司碳排放排行榜(2021)》,二氧化碳排放量前100的上市公司碳排放总量占全国总量的44.7%,上市公司生产规模较大,生产活动对碳排放指标有重要影响。因此,本文参考已有研究^[6,11]选取2017—2021年我国上市公司的面板数据作为样本。

上市公司的基本信息,包括企业成熟度、企业规模、股权性质、资产负债率、流动资产比率和地理位置等来源于国泰安数据库(CSMAR),重点排污单位数据来自于上市公司年报,企业碳排放数据来源于上市公司每年披露的社会责任报告、可持续发展报告、环境报告,并进一步按照国家发展和改革委员会(发改委)发布的办法,通过计算得到。为了保证研究结果的有效性,本文对样本进行了如下处理:①剔除重要变量数据缺失的公司样本;②剔除特别处理状态(ST)与退市风险警示状态(*ST)金融行业的公司样本;③剔除资产负债率大于1,即资不抵债的公司样本;④若企业在样本期内没有披露过其上市主体或上市主体子公司为重点

排污企业,定义为非控排企业,反之视为控排企业。

经过以上处理,本文共得到 4783 个控排企业样本和 3312 个非控排企业样本,基于此进行实证研究。

(二) 关键变量界定

1. 被解释变量

根据《温室气体核算体系:企业核算和报告标准》,企业的碳排放可以分为三个范围:范围一涉及企业直接排放的温室气体,这些排放源自企业直接拥有或管理的排放源,如锅炉、熔炉、车辆等燃烧过程所释放的气体,以及化工生产过程中工艺设备的排放。范围二包括企业购买的能源所产生的碳排放,如电力、蒸汽等。范围三排放涵盖了企业活动中所有其他间接产生的碳排放,这些排放虽然也是公司活动的结果,但并非源自企业拥有或控制的排放源,如开采和生产采购的原料、运输采购的燃料,以及售出产品和服务的使用、员工和客户乘坐的交通工具等。

本文基准回归的被解释变量为企业碳排放水平,参考王浩等^[54]的相关研究,在基准回归中使用不包括范围三排放的企业年度总碳排放量(*GHG*)的对数值作为碳排放水平的代理变量。具体而言,对于在年报、社会责任报告,或网站信息中直接披露了年度总碳排放量的企业,直接使用其披露的数据。对于没有直接披露年度碳排放量,但是披露了不同类型的化石能源消耗量、用电量、用热量的企业,根据发改委发布的针对不同行业的《企业温室气体排放核算方法与报告指南》,通过披露的折算煤炭消耗量,利用碳排放计算系数计算其范围一排放量和范围二排放量并相加得到企业年度总碳排放量。

2. 核心解释变量

Treat: 重点排污单位。用虚拟变量表示企业是否为重点排污单位,若企业在年报中披露其上市主体或上市主体子公司为重点排污企业,赋值为 1,否则为 0。

A_cnt: 相邻重点排污单位数量。利用国泰安数据库(CSMAR)中的企业办公地经纬度数据,计算任意两个企业之间的直线距离,由于各地级市间存在不可忽视的区域间壁垒^[55-57],本文将位于同一地级市内且直线距离小于 20 千米的企业视为相邻企业,若相邻企业在该年为重点排污单位,则视为相邻重点排污单位。

3. 控制变量

考虑到企业进行碳排放是一个连续过程,当年碳排在很大程度上受到往期碳排放量的影响而表现出一定惯性特征,企业的生产方式和随之产生的碳排放难以在短期发生较大变化,因此,本文在实证中控制了被解释变量碳排放水平的一阶滞后项(*L.GHG*)。

本文参考已有研究,选取了公司基本信息和财务状况等相关变量作为实证研究中的控制变量,公司特征变量包括公司成熟度(*Age*)、公司规模(*Size*)、公司财务状况[资产负债率(*DTA*)、流动资产比率(*Liquidity*)、营业收入增长率(*Growth*)、账面市值比(*MB*)、资产收益率(*ROA*)和投资收益率(*EQINC*)]。此外,本文还引入了年度(*Year*)、行业(*Ind*)与公司办公地所在省份(*Prov*)虚拟变量,以分别控制年度、行业与地区的影响。

各变量的具体界定见表 1。

表 1 主要变量描述

变量名称	变量含义	变量的界定和编码
<i>GHG</i>	碳排放水平	企业年度总碳排放量(吨)
<i>Treat</i>	重点排污单位(来自企业年报披露)	“是重点排污单位”定义为 1,“非重点排污单位”定义为 0
<i>A_cnt</i>	相邻重点排污单位数量	与公司位于同一地级市内且直线距离小于 20 千米的重点排污单位数量
<i>Age</i>	成熟度	年份-公司成立时的年份+1
<i>Size</i>	规模	公司总资产
<i>DTA</i>	资产负债率	公司总负债/公司总资产
<i>Liquidity</i>	流动资产率	公司流动资产/公司流动负债
<i>Growth</i>	营业收入增长率	公司本年营业收入增加额/公司上年营业收入增额
<i>MB</i>	账面市值比	股东权益的市场价值/账面价值
<i>ROA</i>	资产收益率	加权平均净资产收益率
<i>EQINC</i>	投资收益率	公司投资收益/公司平均投资额

(三) 模型设定

为研究环境信息规制政策对企业碳排放量的影响,本文采用以下固定效应面板模型对样本进行回归分析,模型如式(1)所示。

$$\ln GHG_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln GHG_{i,t-1} + \beta_1 Keyvalue_{i,t-1} + \beta_2 Age_{i,t} + \beta_3 \ln Size_{i,t-1} + \beta_4 DTA_{i,t-1} + \beta_5 Liquidity_{i,t-1} + \beta_6 Growth_{i,t-1} + \beta_7 MB_{i,t-1} + \beta_8 ROA_{i,t-1} + \beta_8 EQINC_{i,t-1} + \eta_t + \eta_{Ind} + \eta_{Prov} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中: i 和 t 分别为企业和年份; $\ln GHG_{i,t}$ 为公司 i 在 t 期的碳排放水平,是年度碳排放总量(吨)的对数值; $Keyvalue$ 为解释变量,考虑到政策的影响通常存在一定的滞后效应,使用滞后一期的值 $Keyvalue_{i,t-1}$;在控排企业样本的回归中代表 $Treat_{i,t-1}$,即控排企业 i 在 $t-1$ 期时是否属于重点排污单位,在非控排企业样本的回归中代表 $A_cnt_{i,t-1}$,即非控排企业 i 在 $t-1$ 期时相邻重点排污单位的数量; η_t 、 η_{Ind} 和 η_{Prov} 分别为年份、行业和省份固定效应,在模型中均得到控制; $\varepsilon_{i,t}$ 为残差项; α_0 、 α_1 、 β_1 – β_8 为待估系数。本文主要关注的是系数 α_1 的大小和显著程度,它反映了环境信息规制对企业碳排放水平的影响。在控排企业样本的回归中,如果 α_1 显著为负,说明环境信息规制政策能够有效降低企业的碳排放水平,假设 H1 成立。在非控排企业样本的回归中,如果 α_1 显著为负,说明环境信息规制政策的实施对企业的碳减排存在溢出效应,假设 H2 成立。在实证研究中,本文对公司碳排放水平(GHG)和规模($Size$)进行了对数化处理得到 $\ln GHG$ 和 $\ln Size$,从而避免变量是非平稳序列可能带来的问题。除了企业年龄(Age)之外的控制变量均取滞后一期值,以避免内生性问题和可能存在的反向因果关系。最后,为减轻变量异常值的影响,除虚拟变量外,回归使用的所有变量均利用 Winsorize 方法进行了 1% 水平上的前后缩尾处理。为了解决可能存在的组间相关问题和序列自相关问题,根据 Cameron^[58],本文对所有方程回归中标准误进行估计时均采用年份-行业-省份层面的聚类调整标准误。

(四) 描述性统计

本部分对样本进行描述性统计,控排企业回归样本量为 4783 个,非控排企业回归样本量为 3315 个,具体的统计分析如表 2 所示。Panel A 显示了控排企业的样本情况,Panel B 显示了非控排企业的样本情况,可

表 2 主要变量的描述统计

Panel A: 控排企业					
变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln GHG$	4783	13.563	1.415	10.204	17.146
$L. Treat$	4783	0.762	0.426	0	1
Age	4783	22.128	5.296	6	55
$L. \ln Size$	4783	22.862	1.329	20.184	26.588
$L. DTA$	4783	0.439	0.186	0.069	0.878
$L. Liquidity$	4783	0.515	0.186	0.103	0.925
$L. Growth$	4783	0.218	0.632	-0.642	5.234
$L. MB$	4783	0.706	0.258	0.123	1.223
$L. ROA$	4783	7.712	11.416	-61.46	37.37
$L. EQINC$	4783	0.424	2.017	-1.572	20.605
Panel B: 非控排企业					
变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln GHG$	3312	12.588	1.289	10.001	16.457
$L. A_cnt$	3312	14.770	16.958	0	71
Age	3312	21.232	5.731	8	64
$L. \ln Size$	3312	22.129	1.282	20.047	26.530
$L. DTA$	3312	0.415	0.204	0.062	0.884
$L. Liquidity$	3312	0.623	0.187	0.115	0.941
$L. Growth$	3312	0.466	1.067	-0.667	6.905
$L. MB$	3312	0.660	0.245	0.122	1.205
$L. ROA$	3312	6.253	13.466	-69.26	34.54
$L. EQINC$	3312	0.764	3.717	-1.334	30.280

注:对所有连续型变量进行了 1% 的缩尾处理。

以看出,控排企业年度总碳排放量的对数($\ln GHG$)的均值为 13.563,标准差为 1.415,在 10.204 到 17.146 的范围内波动,对比之下,非控排企业的年度总碳排放量的对数($\ln GHG$)较低,波动也较小。虚拟变量重点排污单位(L_Treat)的均值为 0.762,说明有 76.2%的控排企业样本在前一期被定义为重点排污单位,连续变量相邻重点排污单位数量(L_A_cnt)的均值为 14.770,标准差为 16.958,最小值为 0,最大值为 71,说明非控排企业相邻的重点排污单位数量差异很大。

同时,控排企业 and 非控排企业在其他变量上也存在一定的不同。控排企业的平均企业成熟度(Age)、企业规模的对数(L_lnSize)、资产负债率(L_DTA)、账面市值比(L_MB)、资产收益率(L_ROA)略高于非控排企业,而平均流动资产率($L_Liquidity$)、营业收入增长率(L_Growth)、投资收益率(L_EQINC)略低于非控排企业。

总体来看控排企业 and 非控排企业各项财务指标基本正常,可以进行实证分析,主要被解释变量、主要解释变量和控制变量的统计结果基本不存在异常值,且对数值较大的相关指标取对数消除了数据本身的偏差,使得均值和中位数回到了同一量级。

五、实证结果分析

(一) 环境信息规制、控排企业与企业碳排放

为验证假设 H1,本文使用面板固定效应模型(1)对控排企业样本进行回归,检验被列入重点排污单位对控排企业的碳排放水平的影响,在实证中逐步加入解释变量滞后项和公司特征变量进行回归,回归结果展示在表 3 的(1)列~(3)列。表 3 的(1)列是单变量回归的结果,在控制了被解释变量滞后项和公司特征后,(2)列与(3)列中核心解释变量的对应系数由显著为正变为显著为负。表 3 的结果说明,被列入重点排污单位的企业相比于非重点排污单位有平均更高的碳排放水平,但是在控制前一期的碳排放水平后,可以发现环境信息规制政策对控排企业的碳排放有显著的抑制作用。具体而言,表 3 的回归结果显示,在控制了企业往期碳排放水平和公司特征的情况下,企业上一期被列入重点排污单位,会使得企业当年的碳排放总量的对数值下降 0.037 个单位,假设 H1 成立。

关于表 3 的(3)列控制变量的回归结果中,企业碳排放水平的一期滞后项(L_lnGHG)在 1%水平上显著为正,且系数值为 0.917,表明企业的碳排放水平在很大程度上取决于企业生产排放的惯性特征,企业已有的

表 3 环境信息规制、控排企业与企业碳排放

变量	因变量:碳排放水平($\ln GHG$)		
	(1)	(2)	(3)
	不控制其他变量	只控制被解释变量滞后项	同时控制被解释变量滞后项和公司特征
L_Treat	0.532 *** (12.13)	-0.039 *** (-3.14)	-0.037 *** (-3.00)
L_lnGHG		0.980 *** (230.53)	0.917 *** (83.68)
Age			-0.003 *** (-3.24)
L_lnSize			0.079 *** (6.58)
L_DTA			0.044 (1.12)
$L_Liquidity$			-0.103 ** (-2.44)
L_Growth			0.037 *** (3.36)
L_MB			-0.096 *** (-3.21)
L_ROA			0.002 *** (2.92)
L_EQINC			0.004 (1.00)
$_cons$	13.158 *** (391.33)	0.411 *** (6.80)	-0.396 ** (-2.43)
年份固定效应	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
观测值	4783	4783	4783
R^2	0.190	0.952	0.953

注:所有回归结果的标准误在年份-行业-省份层面上聚类;***表示 $P<0.01$, **表示 $P<0.05$, *表示 $P<0.1$;括号中为 t 统计量。

生产模式在短期内很难彻底改变。此外,企业的规模($L. \ln Size$)、营业收入增长率($L. Growth$)和资产收益率($L. ROA$)均显著为正,表明企业总资产、收入增长率和资产收益率的提高不利于控排企业的减排,其中企业总资产的影响最大,资产收益率的影响最小。而企业成熟度(Age)、流动资产率($L. Liquidity$)和账面市值比($L. MB$)的回归系数显著为负,表明企业成熟度、流动资产率和账面市值比的提升对控排企业减排有着显著的促进作用,从系数大小来看,流动资产率对控排企业减排的促进作用尤其重要。

(二) 环境信息规制、非控排企业与企业碳排放

已有分析充分论证了环境信息规制对控排企业碳排放的抑制作用,但仅以控排企业作为处理组研究环境信息规制的影响,是否对政策的作用效果有所低估呢?因此,本文使用式(1)对非控排企业样本进行回归,将核心变量由虚拟变量重点排污单位($Treat$)替换为相邻重点排污单位数量(A_cnt),检验环境信息规制政策对没有受到政策直接影响的周边非控排企业碳减排的溢出效应,逐步回归结果如表4的(1)列~(3)列结果显示。类似地,可以发现,在控制了企业上一期碳减排水平 and 公司特征变量后, $L. A_cnt$ 的系数在5%的水平下显著为负,证明假设 H2 成立,即环境信息规制对企业碳减排存在显著的地理溢出效应。

表 4 环境信息规制、非控排企业与企业碳排放

变量	因变量:碳排放水平($\ln GHG$)		
	(1)	(2)	(3)
	不控制其他变量	只控制被解释变量滞后项	同时控制被解释变量滞后项和公司特征
$L. A_cnt$	0.008*** (3.27)	-0.001 (-1.40)	-0.001** (-2.16)
$L. \ln GHG$		0.978*** (169.52)	0.861*** (46.69)
Age			-0.002** (-2.16)
$L. \ln Size$			0.144*** (8.17)
$L. DTA$			0.104** (2.26)
$L. Liquidity$			0.185*** (3.45)
$L. Growth$			0.002 (0.28)
$L. MB$			-0.144*** (-3.94)
$L. ROA$			0.003*** (4.08)
$L. EQINC$			-0.001 (-0.84)
$_cons$	12.472*** (316.57)	0.385*** (5.30)	-1.367*** (-6.66)
年份固定效应	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
观测值	3312	3312	3312
R^2	0.196	0.933	0.937

注:所有回归结果的标准误在年份-行业-省份层面上聚类;***表示 $P < 0.01$, **表示 $P < 0.05$, *表示 $P < 0.1$;括号中为 t 统计量。

(三) 内生性处理

由于企业的碳排放水平存在惯性,所以本文在计量式(1)中加入了被解释变量的滞后项,因此残差项将不满足同方差和外生性的基本假设,估计结果是有偏的。为了解决基准回归中存在的动态面板偏差这一内生性问题,本部分采用 Han-Phillips 广义矩估计(GMM)法^[59]再次对控排企业与非控排企业样本分别进行估计,结果分别如表5和表6所示,其中(1)列为固定效应面板式(1)估计结果,(2)列为动态面板 GMM 方法回归的结果。可以发现,表5和表6的(2)列显示的 $AR(1)$ 为 0, $AR(2)$ 均大于 0.05, Sargan 值均大于 0.05,说明扰动项不存在自相关,且模型所选工具变量合理,不存在过度识别问题,估计结果为零偏一致的。

与(1)列固定效应面板模型的估计系数相比,可以发现表5和表6的(2)列 GMM 方法估计出来的系数符号均没有发生改变,具有一致性。回归结果表明,环境信息规制能显著抑制控排企业的碳排放,且存在空间溢出效应,对周边非控排企业的碳排放也具有抑制作用,估计结果较为稳健,可以认为环境信息规制政策对企业的碳减排具有较好的激励作用,假设 H1 和假设 H2 成立。此外,表5的(2)列中, $L. A_cnt$ 的系数绝对值和显著性相比于固定效应面板模型都有较大的提升,说明在排除动态面板偏差的影响后,会发现更大的空间溢出效应。

(四) 稳健性检验

由于在实证研究中,固定效应和聚类标准误的控制在一定程度上避免了可能存在的内生性问题,且在回归中逐步加入控制变量系数均显著,因此本文为了确保研究结论的可靠性,主要从以下三个方面进行了稳健性检验。

第一,替换因变量。根据《温室气体规程——企业核算和报告标准》(2004年修订版)和以此为基础制定的《温室气体规程——公司价值链(范围三)核算和报告标准》(2011年公布),按照排放源是否为企业所控制,可以将企业碳排放划分为直接排放和间接排放。其中直接碳排放指企业拥有或控制的排放源所产生的CO₂排放。间接排放是指企业不能控制的排放源所产生的温室气体排放。为了避免指标选取带来的偏差,本文引入直接碳排放量的对数组(lnSCOPE₁)和间接碳排放量的对数组(lnSCOPE₂)作为企业碳排放水平的代理变量,重新对上述研究进行回归,回归结果如表7和表8所示。可以看到表7和表8的回归结果还是显著为负,且显著性水平不变,与基准回归结果基本一致,因此可以认为式(1)具有较好的稳健性,在控制其他条件的情况下,环境信息规制政策能够显著激励企业碳减排。此外,表7的(1)列~(3)列的*L. Treat*的系数大小的绝对值说明,环境信息规制政策对控排企业的直接碳排放的抑制作用大于对间接碳排放的抑制作用。

第二,采用不同距离定义企业是否相邻。随着距离的增加,相邻重点排污单位的碳减排溢出效应可能会降低,本文参考Li等^[60]的相关研究,划分了三个同心环,采用不同的距离定义企业是否相邻。具体而言,在稳健性检验部分将位于同一地级市且直线距离为0~20千米、20~40千米、40~60千米范围内的企业视为相邻企业,重新计算在各个定义下非控排企业的相邻重点排污单位(*A_cnt*),并对式(1)进行回归,进一步检验环境信息规制政策对企业碳减排的溢出效应。表9的(1)列~(3)列的检验结果表明,只有0~20千米的相邻重点排污单位具有显著溢出效应,20~40千米和40~60千米的相邻重点排污单位对非控排企业的碳排放水平没有显著影响。从表9的结果可以看到,环境规制政策激励企业碳减排的空间溢出效应具有很强的距离衰减,也说明使用20千米作为相邻企业的边界距离较为合理。

第三,剔除没有相邻企业的样本后对非控排企业进行回归。企业的集中可能会产生集聚效应,对企业的活动产生影响^[61],因此,基准回归的结果可能部分来

表5 环境信息规制、控排企业与企业碳排放:内生性处理

变量	因变量:碳排放水平(lnGHG)	
	(1)	(2)
	固定效应面板模型	GMM
<i>L. Treat</i>	-0.037*** (-3.00)	-0.033** (-2.49)
<i>L. lnGHG</i>	0.917*** (83.68)	0.909*** (21.48)
<i>Age</i>	-0.003*** (-3.24)	-0.003*** (-2.75)
<i>L. lnSize</i>	0.079*** (6.58)	0.085** (2.05)
<i>L. DTA</i>	0.044 (1.12)	0.005 (0.09)
<i>L. Liquidity</i>	-0.103** (-2.44)	-0.123* (-1.91)
<i>L. Growth</i>	0.037*** (3.36)	0.033* (1.84)
<i>L. MB</i>	-0.096*** (-3.21)	-0.091** (-2.37)
<i>L. ROA</i>	0.002*** (2.92)	-0.000 (-0.27)
<i>L. EQINC</i>	0.004 (1.00)	0.000 (0.05)
<i>_cons</i>	-0.396** (-2.43)	-0.481 (-1.14)
年份固定效应	控制	
行业固定效应	控制	
省份固定效应	控制	
AR (1)		0.000
AR (2)		0.395
Sargan <i>P</i>		0.092
观测值	4783	4783
<i>R</i> ²	0.953	

注:固定效应面板模型的回归结果的标准误在年份-行业-省份层面上聚类;***表示 $P<0.01$, **表示 $P<0.05$, *表示 $P<0.1$;括号中为*t*统计量。

表6 环境信息规制、非控排企业与企业碳排放内生性处理

变量	因变量:碳排放水平(lnGHG)	
	(1)	(2)
	固定效应面板模型	GMM
<i>L. Treat</i>	-0.001** (-2.16)	-0.005*** (-2.78)
<i>L. lnGHG</i>	0.861*** (46.69)	0.854*** (6.88)
<i>Age</i>	-0.002** (-2.16)	-0.003** (-2.14)
<i>L. lnSize</i>	0.144*** (8.17)	0.281** (2.08)
<i>L. DTA</i>	0.104** (2.26)	-0.230 (-1.49)
<i>L. Liquidity</i>	0.185*** (3.45)	0.184 (1.36)
<i>L. Growth</i>	0.002 (0.28)	-0.008 (-0.60)
<i>L. MB</i>	-0.144*** (-3.94)	-0.359*** (-3.50)
<i>L. ROA</i>	0.003*** (4.08)	-0.002 (-1.46)
<i>L. EQINC</i>	-0.001 (-0.84)	0.000 (0.25)
<i>_cons</i>	-1.367*** (-6.66)	-3.868** (-2.30)
年份固定效应	控制	
行业固定效应	控制	
省份固定效应	控制	
AR (1)		0.000
AR (2)		0.234
Sargan <i>P</i>		0.746
观测值	4783	4783
<i>R</i> ²	0.937	

注:固定效应面板模型的回归结果的标准误在年份-行业-省份层面上聚类;***表示 $P<0.01$, **表示 $P<0.05$, *表示 $P<0.1$;括号中为*t*统计量。

表 7 环境信息规制、控排企业与企业碳排放:替换因变量

变量	(1)	(2)	(3)
	Y = 总碳排放 ($\ln GHG$)	Y = 直接碳排放 ($\ln SCOPE_1$)	Y = 间接碳排放 ($\ln SCOPE_2$)
<i>L. Treat</i>	-0.037 *** (-3.00)	-0.036 *** (-2.89)	-0.034 *** (-2.80)
<i>L. lnY</i>	0.917 *** (83.68)	0.917 *** (84.02)	0.913 *** (81.61)
<i>Age</i>	-0.003 *** (-3.24)	-0.003 *** (-3.22)	-0.003 *** (-3.02)
<i>L. lnSize</i>	0.079 *** (6.58)	0.079 *** (6.63)	0.083 *** (6.94)
<i>L. DTA</i>	0.044 (1.12)	0.047 (1.25)	0.050 (1.31)
<i>L. Liquidity</i>	-0.103 ** (-2.44)	-0.100 ** (-2.41)	-0.097 ** (-2.31)
<i>L. Growth</i>	0.037 *** (3.36)	0.032 *** (3.06)	0.035 *** (3.33)
<i>L. MB</i>	-0.096 *** (-3.21)	-0.092 *** (-3.22)	-0.093 *** (-3.32)
<i>L. ROA</i>	0.002 *** (2.92)	0.002 *** (3.20)	0.002 *** (3.10)
<i>L. EQINC</i>	0.004 (1.00)	0.004 (1.01)	0.004 (0.94)
<i>_cons</i>	-0.396 ** (-2.43)	-0.382 ** (-2.43)	-0.485 *** (-2.97)
年份固定效应	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
观测值	4783	4783	4783
R^2	0.953	0.954	0.953

注:所有回归结果的标准误在年份-行业-省份层面上聚类;***表示 $P < 0.01$, **表示 $P < 0.05$, *表示 $P < 0.1$;括号中为 t 统计量。

表 8 环境信息规制、非控排企业与企业碳排放:替换因变量

变量	(1)	(2)	(3)
	Y = 总碳排放 ($\ln GHG$)	Y = 直接碳排放 ($\ln SCOPE_1$)	Y = 间接碳排放 ($\ln SCOPE_2$)
<i>L. A_cnt</i>	-0.001 ** (-2.16)	-0.001 ** (-2.13)	-0.001 ** (-2.09)
<i>L. lnY</i>	0.861 *** (46.69)	0.860 *** (46.23)	0.856 *** (47.39)
<i>Age</i>	-0.002 ** (-2.16)	-0.002 ** (-2.26)	-0.002 * (-1.90)
<i>L. lnSize</i>	0.144 *** (8.17)	0.144 *** (8.17)	0.148 *** (8.47)
<i>L. DTA</i>	0.104 ** (2.26)	0.102 ** (2.24)	0.111 ** (2.35)
<i>L. Liquidity</i>	0.185 *** (3.45)	0.186 *** (3.46)	0.191 *** (3.55)
<i>L. Growth</i>	0.002 (0.28)	0.002 (0.28)	0.001 (0.16)
<i>L. MB</i>	-0.144 *** (-3.94)	-0.145 *** (-4.02)	-0.145 *** (-3.88)
<i>L. ROA</i>	0.003 *** (4.08)	0.003 *** (3.99)	0.003 *** (4.34)
<i>L. EQINC</i>	-0.001 (-0.84)	-0.001 (-0.85)	-0.001 (-0.76)
<i>_cons</i>	-1.367 *** (-6.66)	-1.323 *** (-6.58)	-1.450 *** (-6.94)
年份固定效应	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
观测值	3312	3312	3312
R^2	0.937	0.936	0.936

注:所有回归结果的标准误在年份-行业-省份层面上聚类;***表示 $P < 0.01$, **表示 $P < 0.05$, *表示 $P < 0.1$;括号中为 t 统计量。

表 9 环境信息规制、非控排企业与企业碳排放:更改相邻企业的距离定义

变量	因变量:碳排放水平 ($\ln GHG$)		
	(1)	(2)	(3)
	0~20 千米	20~40 千米	40~60 千米
<i>L. A_cnt</i>	-0.001 ** (-2.16)	0.001 (1.01)	0.002 (1.51)
<i>L. lnGHG</i>	0.861 *** (46.69)	0.861 *** (46.69)	0.861 *** (46.68)
<i>Age</i>	-0.002 ** (-2.16)	-0.002 ** (-2.06)	-0.002 ** (-2.16)
<i>L. lnSize</i>	0.144 *** (8.17)	0.142 *** (8.09)	0.142 *** (8.11)
<i>L. DTA</i>	0.104 ** (2.26)	0.108 ** (2.33)	0.105 ** (2.29)
<i>L. Liquidity</i>	0.185 *** (3.45)	0.181 ** (3.39)	0.181 *** (3.39)
<i>L. Growth</i>	0.002 (0.28)	0.002 (0.29)	0.003 (0.30)
<i>L. MB</i>	-0.144 *** (-3.94)	-0.138 *** (-3.84)	-0.138 *** (-3.84)
<i>L. ROA</i>	0.003 *** (4.08)	0.003 *** (4.15)	0.003 *** (4.13)

续表

变量	因变量:碳排放水平($\ln GHG$)		
	(1)	(2)	(3)
	0~20 千米	20~40 千米	40~60 千米
$L.EQINC$	-0.001(-0.84)	-0.001(-0.87)	-0.001(-0.82)
$_{-cons}$	-1.367***(-6.66)	-1.355***(-6.59)	-1.360***(-6.64)
年份固定效应	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
观测值	3312	3312	3312
R^2	0.937	0.937	0.937

注:所有回归结果的标准误在年份-行业-省份层面上聚类;***表示 $P<0.01$, **表示 $P<0.05$, *表示 $P<0.1$;括号中为 t 统计量。

自于集聚经济的影响。在本部分,本文剔除了在同一地级市直线距离 20 千米内没有相邻公司的非控排企业后对式(1)进行回归,逐步回归的结果如表 10 所示。可以看到,在剔除了没有相邻企业的样本后,相邻重点排污单位数量($L.A_cnt$)的系数依然在 5%水平上显著为负,且显著性与绝对值与基准回归一致,说明集聚效应不影响基准结果。

表 10 环境信息规制、非控排企业与企业碳排放:去掉没有相邻企业的样本

变量	因变量:碳排放水平($\ln GHG$)		
	(1)	(2)	(3)
	不控制其他变量	只控制被解释变量滞后项	同时控制被解释变量滞后项和公司特征
$L.A_cnt$	0.008*** (3.04)	-0.001* (-1.68)	-0.001** (-2.26)
$L.\ln GHG$		0.979*** (163.32)	0.861*** (44.89)
Age			-0.002(-1.44)
$L.\ln Size$			0.143*** (7.88)
$L.DTA$			0.110** (2.22)
$L.Liquidity$			0.188*** (3.35)
$L.Growth$			0.004(0.41)
$L.MB$			-0.146*** (-3.93)
$L.ROA$			0.003*** (3.96)
$L.EQINC$			-0.001(-0.78)
$_{-cons}$	12.485*** (284.04)	0.375*** (4.98)	-1.368*** (-6.41)
年份固定效应	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
观测值	3092	3092	3092
R^2	0.199	0.934	0.937

注:所有回归结果的标准误在年份-行业-省份层面上聚类;***表示 $P<0.01$, **表示 $P<0.05$, *表示 $P<0.1$;括号中为 t 统计量。

六、异质性分析

(一) 所有制异质性

国有企业和非国有企业在属性上存在一定差别,在我国市场经济体制尚且不够完善的背景下,国有企业在地方经济中往往发挥着重要的经济职能^[62],由于国有企业承担着多方面社会责任,受到非经济和国家整体战略规划等因素的影响也较多^[63],因此,面对环境规制政策进行调整的灵活性也存在一定差异。因此,本文在该部分依据国有控股和国家法人股进行筛选后,将两组分为国有企业与非国有企业两种不同类型,分别对式(1)进行回归,结果如表 11 的(1)列~(4)列所示。

从表 11 的结果来看,两组样本中非国有企业的 $L.Keyvalue$ 的回归系数显著性与绝对值都大于国有企业,说明环境信息规制对企业碳减排的促进作用对于不同产权性质的企业存在差异,政策实施对企业碳减排的激励作用在非国有企业中更强。原因可能是国有企业在政策实施之前就面临着较强的环境监管,因此,政策实施的倒逼机制作用较弱,环境信息披露带来的信息增量效应较少。

(二) 所在地区异质性

我国各地区的经济基础和资源条件不同,要素市场发展水平和政策扶持程度也存在显著差异^[64],这种区域间的不一致可能进一步导致企业对政策的响应存在差异性。为了探讨这一问题,本文借鉴沈小波等^[65]的相关研究,根据地理位置将样本划分为东部、中部、西部三个区域,并对式(1)进行分组回归分析,结果详细展示在表 12 的(1)列~(6)列中。表 12 结果表明,东部地区无论是控排企业还是非控排企业,政策的影响效果都更为显著。这一现象的产生可能与中部和西部地区在经济发展水平、技术创新利用以及劳动力资源的优化配置等方面相对略落后于东部地区有关。由于东部地区的经济更为发达,计数较为先进,因此,能够实现更有效地配置生产要素,加速淘汰落后产能^[66],从而在减少企业碳排放方面取得更为显著的成效。

表 11 不同所有制下的异质性回归结果

变量	因变量:碳排放水平(lnGHG)			
	控排企业 <i>Keyvalue = Treat</i>		非控排企业 <i>Keyvalue = A_cnt</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	国有企业	非国有企业	国有企业	非国有企业
<i>L. Keyvalue</i>	-0.027(-1.22)	-0.037**(-2.37)	0.000(0.09)	-0.002***(-2.60)
<i>L. lnGHG</i>	0.918*** (64.77)	0.905*** (54.97)	0.867*** (27.14)	0.847*** (37.74)
<i>Age</i>	-0.001(-0.43)	-0.003***(-2.60)	0.003(1.37)	-0.004***(-3.30)
<i>L. lnSize</i>	0.086*** (5.70)	0.081*** (4.48)	0.138*** (4.72)	0.154*** (6.64)
<i>L. DTA</i>	-0.006(-0.11)	0.076(1.36)	0.115(1.10)	0.069(1.42)
<i>L. Liquidity</i>	-0.163***(-2.85)	-0.080(-1.39)	0.325*** (2.80)	0.124*** (2.08)
<i>L. Growth</i>	0.021*(1.74)	0.052** (2.55)	-0.007(-0.52)	0.003(0.31)
<i>L. MB</i>	-0.122**(-2.47)	-0.090**(-2.34)	-0.128(-1.60)	-0.146***(-3.65)
<i>L. ROA</i>	-0.000(-0.28)	0.003*** (3.85)	0.002(1.56)	0.003*** (3.66)
<i>L. EQINC</i>	-0.006**(-2.02)	0.013*(1.92)	-0.004(-1.05)	-0.002(-1.25)
<i>_cons</i>	-0.537**(-2.41)	-0.348(-1.38)	-1.584***(-4.69)	-1.313***(-4.56)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	2014	2747	852	2439
<i>R</i> ²	0.960	0.936	0.943	0.927

注:所有回归结果的标准误在年份-行业-省份层面上聚类;***表示 $P < 0.01$, **表示 $P < 0.05$, *表示 $P < 0.1$;括号中为 *t* 统计量。

表 12 不同所在地区下的异质性回归结果

变量	因变量:碳排放水平(lnGHG)					
	控排企业 <i>Keyvalue = Treat</i>			非控排企业 <i>Keyvalue = A_cnt</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
<i>L. Keyvalue</i>	-0.047***(-3.08)	-0.013(-0.44)	-0.004(-0.12)	-0.001**(-2.12)	-0.002(-0.48)	-0.007(-1.10)
<i>L. lnGHG</i>	0.924*** (65.43)	0.923*** (49.41)	0.874*** (27.22)	0.847*** (38.05)	0.820*** (21.67)	0.890*** (21.59)
<i>Age</i>	-0.003***(-2.73)	-0.006**(-2.13)	0.001(0.47)	-0.002(-1.62)	-0.011***(-2.65)	-0.003(-0.90)
<i>L. lnSize</i>	0.067*** (4.37)	0.069*** (3.12)	0.147*** (4.55)	0.160*** (7.65)	0.171*** (4.47)	0.071(1.52)
<i>L. DTA</i>	0.046(0.86)	0.029(0.42)	0.036(0.41)	0.080(1.50)	0.391*** (2.94)	0.122(0.69)
<i>L. Liquidity</i>	-0.149***(-2.65)	0.018(0.30)	-0.057(-0.74)	0.208*** (3.32)	0.103(0.63)	0.297(1.58)
<i>L. Growth</i>	0.040*** (2.99)	0.018(1.07)	0.045(1.37)	-0.004(-0.44)	-0.002(-0.10)	0.020(0.83)
<i>L. MB</i>	-0.096**(-2.48)	-0.088(-1.62)	-0.052(-0.73)	-0.135***(-3.29)	-0.087(-0.74)	-0.164(-1.20)
<i>L. ROA</i>	0.002*(1.93)	0.002** (2.04)	0.002*(1.90)	0.003*** (3.85)	0.002(1.64)	0.001(0.42)
<i>L. EQINC</i>	0.009(1.45)	-0.002(-0.41)	-0.004(-0.77)	-0.002(-1.26)	0.006(1.01)	-0.005(-0.64)
<i>_cons</i>	-0.189(-0.91)	-0.259(-0.76)	-1.582***(-4.39)	-1.577***(-6.55)	-1.381***(-2.85)	-0.107(-0.16)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	3263	837	682	2692	343	277
<i>R</i> ²	0.953	0.948	0.963	0.936	0.948	0.940

注:所有回归结果的标准误在年份-行业-省份层面上聚类;***表示 $P < 0.01$, **表示 $P < 0.05$, *表示 $P < 0.1$;括号中为 *t* 统计量。

(三) 技术水平异质性

《高新技术企业认定管理办法》明确规定了企业申报和维持高新技术企业的研发强度阈值,该阈值随着企业规模不同分为3%、4%和6%^[67]。高技术公司的技术创新是其核心竞争力,不同技术水平的公司生产率存在差异,碳排放水平有所不同,环境信息规制政策对其碳减排的影响可能也不完全一致。基于此,本文参考《高新技术企业认定管理办法》,以4%的研发费用率为界,将样本划分为高新企业和非高新企业进行检验。分组回归的结果如表13显示,(1)列、(2)列结果显示环境信息规制政策的直接效应主要集中在非高新企业,(3)列、(4)列说明溢出效应不存在显著的技术水平异质性。本文推断这是因为非高新企业本身在技术革新和环境保护方面相对滞后,污染水平较高,因此在被列入规制名单后,需要作出更为显著的调整以满足政策要求。此外,由于这些企业此前可能缺乏足够的技术储备对生产流程进行优化从而减少碳排放,因此,在政策实施后表现出较大的改进空间。

表 13 不同技术水平下的异质性回归结果

变量	因变量:碳排放水平 (lnGHG)			
	控排企业 <i>Keyvalue = Treat</i>		非控排企业 <i>Keyvalue = A_cnt</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	高新企业	非高新企业	高新企业	非高新企业
<i>L. Keyvalue</i>	-0.004 (-0.21)	-0.063*** (-3.83)	-0.001 (-1.38)	-0.001 (-1.02)
<i>L. lnGHG</i>	0.868*** (40.71)	0.919*** (66.26)	0.828*** (25.68)	0.872*** (42.25)
<i>Age</i>	-0.003* (-1.91)	-0.002* (-1.93)	-0.004** (-2.24)	-0.001 (-0.88)
<i>L. lnSize</i>	0.131*** (5.83)	0.071*** (4.71)	0.176*** (5.63)	0.124*** (5.75)
<i>L. DTA</i>	0.033 (0.55)	0.025 (0.49)	0.112* (1.93)	-0.047 (-0.72)
<i>L. Liquidity</i>	-0.062 (-0.91)	-0.107* (-2.04)	0.197*** (2.60)	0.195** (2.36)
<i>L. Growth</i>	0.009 (0.48)	0.045*** (3.02)	-0.014 (-0.88)	0.026** (2.03)
<i>L. MB</i>	-0.155*** (-4.37)	-0.106*** (-2.59)	-0.169*** (-3.59)	-0.172*** (-3.19)
<i>L. ROA</i>	0.003*** (4.15)	0.002** (2.13)	0.004*** (3.05)	0.002** (2.07)
<i>L. EQINC</i>	-0.001 (-0.34)	0.007 (1.16)	-0.000 (-0.36)	-0.002 (-1.09)
<i>_cons</i>	-0.971*** (-3.46)	-0.215 (-1.04)	-1.633*** (-4.73)	-0.959*** (-3.46)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	1485	3102	1552	1345
<i>R</i> ²	0.951	0.952	0.916	0.944

注:所有回归结果的标准误在年份-行业-省份层面上聚类;***表示 $P < 0.01$, **表示 $P < 0.05$, *表示 $P < 0.1$;括号中为 *t* 统计量。

七、进一步分析

已有研究显示,短期内政策导致的碳排放下降也可能是以事后报复性污染为代价^[68],为了考察环境信息规制政策对企业碳排放的影响在时间上的变化趋势,表14验证控排企业在 *t* 期被列入重点排污单位对第 *t* 期、*t*+1 期、*t*+2 期和 *t*+3 期的碳排放水平的影响,表15验证非控排企业企业在 *t* 期相邻重点排污单位的数量对第 *t* 期、*t*+1 期、*t*+2 期和 *t*+3 期的碳排放水平的影响。

表14的(1)列核心解释变量 *Treat* 的回归系数为负但不显著,表明环境信息规制政策对控排企业的碳减排的直接效应有一定滞后,企业在当年并不能迅速改进生产各环节有效减少碳排放量。(2)列~(4)列系数为负且显著,且绝对值逐渐增大,说明环境信息规制政策具有较好的长期效果,被列入重点排污单位会使得企业在接下来的几年都降低碳排放。表15的(1)列和(2)列核心解释变量 *A_cnt* 的回归系数均显著为负,且(2)列的系数绝对值较大,说明环境信息规制政策对非控排企业的溢出效应在当年就有所体现,并且在第二年达到最大效果。(3)列和(4)列回归系数不显著,说明溢出效应的长期效果有限。

总体而言,企业面对环境信息规制政策需要一定时间做反应,政策对直接促进控排企业碳减排具有较好的长期效果,也说明了本文在基准回归中使用核心解释变量的滞后项是合理的。

表 14 环境信息规制、控排企业与企业碳排放:长期影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	被解释变量(Y)= 第 t 期总碳排放 ($\ln GHG$)	被解释变量(Y)= 第 $t+1$ 期总碳排放 ($F. \ln GHG$)	被解释变量(Y)= 第 $t+2$ 期总碳排放 ($F2. \ln GHG$)	被解释变量(Y)= 第 $t+3$ 期总碳排放 ($F3. \ln GHG$)
<i>Treat</i>	-0.005 (-0.28)	-0.049 ** (-2.10)	-0.094 *** (-3.23)	-0.105 ** (-2.47)
<i>L. lnGHG</i>	0.914 *** (84.44)	0.889 *** (48.77)	0.858 *** (32.28)	0.830 *** (20.45)
<i>Age</i>	-0.003 *** (-3.42)	-0.006 *** (-4.93)	-0.009 *** (-4.45)	-0.009 *** (-2.89)
<i>L. lnSize</i>	0.079 *** (6.58)	0.094 *** (4.51)	0.119 *** (3.79)	0.145 *** (2.90)
<i>L. DTA</i>	0.048 (1.21)	0.076 (1.12)	0.031 (0.35)	-0.031 (-0.21)
<i>L. Liquidity</i>	-0.092 ** (-2.14)	-0.173 ** (-2.37)	-0.176 * (-1.73)	-0.221 (-1.47)
<i>L. Growth</i>	0.037 *** (3.37)	0.050 *** (3.06)	0.037 (1.51)	-0.058 (-1.24)
<i>L. MB</i>	-0.097 *** (-3.21)	-0.123 ** (-2.29)	-0.114 (-1.33)	-0.101 (-0.93)
<i>L. ROA</i>	0.002 *** (3.00)	0.004 *** (3.59)	0.006 *** (4.11)	0.008 *** (3.56)
<i>L. EQINC</i>	0.004 (1.01)	0.008 (1.35)	0.017 ** (2.01)	0.013 (1.24)
<i>_cons</i>	-0.396 ** (-2.43)	-0.177 (-0.62)	-0.172 (-0.39)	-0.211 (-0.29)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	4783	3349	2146	1030
R^2	0.953	0.914	0.880	0.855

注:所有回归结果的标准误在年份-行业-省份层面上聚类;***表示 $P<0.01$, **表示 $P<0.05$, *表示 $P<0.1$;括号中为 t 统计量。

表 15 环境信息规制、非控排企业与企业碳排放:长期影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	被解释变量(Y)= 第 t 期总碳排放 ($\ln GHG$)	被解释变量(Y)= 第 $t+1$ 期总碳排放 ($F. \ln GHG$)	被解释变量(Y)= 第 $t+2$ 期总碳排放 ($F2. \ln GHG$)	被解释变量(Y)= 第 $t+3$ 期总碳排放 ($F3. \ln GHG$)
<i>A_cnt</i>	-0.001 * (-1.78)	-0.002 * (-1.86)	-0.002 (-1.14)	-0.002 (-0.55)
<i>L. lnGHG</i>	0.861 *** (46.73)	0.833 *** (32.33)	0.821 *** (22.18)	0.803 *** (13.90)
<i>Age</i>	-0.002 ** (-2.14)	-0.002 (-1.42)	-0.002 (-0.89)	-0.001 (-0.19)
<i>L. lnSize</i>	0.143 *** (8.13)	0.157 *** (6.32)	0.158 *** (4.34)	0.145 ** (2.50)
<i>L. DTA</i>	0.105 ** (2.28)	0.122 * (1.74)	0.050 (0.49)	0.086 (0.42)
<i>L. Liquidity</i>	0.184 *** (3.44)	0.311 *** (3.33)	0.495 *** (3.91)	0.481 ** (2.08)
<i>L. Growth</i>	0.003 (0.29)	0.008 (0.63)	0.017 (0.97)	0.002 (0.06)
<i>L. MB</i>	-0.142 *** (-3.91)	-0.213 *** (-3.55)	-0.254 *** (-3.04)	-0.096 (-0.65)
<i>L. ROA</i>	0.003 *** (4.11)	0.006 *** (6.37)	0.007 *** (3.36)	0.012 ** (2.11)
<i>L. EQINC</i>	-0.001 (-0.84)	-0.001 (-0.45)	-0.003 (-0.63)	-0.001 (-0.09)
<i>_cons</i>	-1.362 *** (-6.62)	-1.306 *** (-4.54)	-1.168 ** (-2.45)	-0.755 (-0.91)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	3312	2215	1361	622
R^2	0.937	0.894	0.850	0.806

注:所有回归结果的标准误在年份-行业-省份层面上聚类;***表示 $P<0.01$, **表示 $P<0.05$, *表示 $P<0.1$;括号中为 t 统计量。

八、结论与实践启示

在环境问题愈发凸显的今天,如何有效地推进污染治理工作,深化我国绿色发展战略,成为备受关注的重大问题之一。本文以中国上市公司 2017—2021 年面板数据为样本,结合固定效应面板模型与 GMM 方法,实证考察了环境信息规制政策对企业碳减排的影响。研究表明:①环境信息规制政策会显著降低控排企业的碳排放水平,并对周边的非控排企业的碳减排有积极的地理溢出效应;②环境信息规制政策的溢出效应只存在于一定距离内的相邻企业之间,对于距离较远(超过 20 千米)的企业而言并不显著;③异质性分析的结果

说明环境信息规制政策对非国有、东部地区和技术水平较低的企业影响更大；④环境信息规制政策对非控排企业的溢出效应传导较快但持续时间有限，与此相反的是，受到政策直接约束的污染较重的企业虽然需要一定时间对政策作出反应，但这种影响会在较长时间内持续。

本文通过考察环境信息规制政策对控排企业碳减排的直接影响和对非控排企业碳减排的溢出效应，为企业绿色转型的相关研究提供了新的视角。进一步地，本文的研究结论表明环境信息规制对企业形成了有效的减排激励约束，也为相关政策提供了有益的参考和借鉴。具体而言：

首先，优化重点排污单位的认定标准有利于进一步促进企业减少碳排放。在生态环境不断恶化的背景下，探究有助于环境与经济协同发展的政策工具，是世界各国面临的现实挑战与任务之一。本文的研究表明，环境信息规制政策在引导企业低碳环保转型中具有重要而积极的效应，但从当前各地区重点排污单位名录来看，仍有部分污染程度较高的企业没有被纳入监管范围，说明该政策的积极效应还存在一定的挖掘空间。因此，相关部门可以考虑优化和细化重点排污单位的认定标准，确保污染程度较高的企业能够被有效纳入监管范围，同时，通过提高监管效率和激励措施，促进这些企业采取更有效的减排措施。此外，可以考虑引入差异化的监管策略，对于已经达到一定减排标准的企业，提供更多的激励和支持，以鼓励其持续改进和创新，从而实现环境与经济的协同发展。

其次，本文发现环境信息规制政策对周边污染较轻的非控排企业存在显著的地理溢出效应。目前，监测机构承担了污染源监督监测、环境质量监测、委托监测、应急监测等各类监测工作，但也面临任务繁重、时间紧迫、人手不足等挑战。专业的监测人员或环保执法人员对重点排污单位进行采样的同时，可以考虑对周边距离较近的企业进行随机采样和监测工作，力求在节省时间和人力成本的同时，最大化发挥政策的地理溢出效应。结合企业监测结果和地理位置信息，可以为有关部门在同一区域内进行监管抽样时提供参考，给研究制定相应的措施提供借鉴。

最后，政府应当注重差异化监测执法。本文异质性分析部分的研究结果说明对所有制、所在地区和技术水平不同的企业而言，环境信息规制政策的效果存在一定差异。一方面，生态环境部门可以根据企业的不同性质对其进行分类管理，强化差异化监管，从而用更小的管理成本实现更大的减排效益；另一方面，需要加强对特定地区的监管力度，目前监督性监测已经从市级站点主导、省级站点支持的工作模式，转变为由区县生态环境监测站全面负责重点污染源的执法监测工作。但研究发现，存在部分重点污染单位尚未严格按照政策规定进行完全披露，此外中部和西部地区的生态环境部门在监管力度上可能存在不足，环境信息规制政策对重点排污企业的监督作用较为有限，需要加大相关重视力度。

参考文献

- [1] 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.
- [2] 方颖, 郭俊杰. 中国环境信息披露政策是否有效: 基于资本市场反应的研究[J]. 经济研究, 2018, 53(10): 158-174.
- [3] 许东彦, 佟孟华, 林婷. 环境信息规制与企业绩效——来自重点排污单位的准自然实验[J]. 浙江社会科学, 2020(5): 4-14, 156.
- [4] 吴红军, 刘啟仁, 吴世农. 公司环保信息披露与融资约束[J]. 世界经济, 2017, 40(5): 124-147.
- [5] FOULON J, LANOIE P, LAPLANTE B. Incentives for pollution control: Regulation or information? [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2002, 44(1): 169-187.
- [6] 何文剑, 程煜, 汪峰, 等. 环境信息披露的微观经济效应: 机制讨论与经验证据——基于《企业事业单位环境信息公开办法》的准自然实验[J]. 产业经济研究, 2022(3): 72-85.
- [7] SHAPIRO J S, WALKER R. Why is pollution from US manufacturing declining? The roles of environmental regulation, productivity, and trade[J]. American Economic Review, 2018, 108(12): 3814-3854.
- [8] 陈诗一, 陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. 经济研究, 2018, 53(2): 20-34.
- [9] 韩超, 王震, 田蕾. 环境规制驱动减排的机制: 污染处理行为与资源再配置效应[J]. 世界经济, 2021, 44(8): 82-105.
- [10] 齐绍洲, 林岫, 崔静波. 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, 2018, 53(12): 129-143.
- [11] 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.
- [12] 范庆泉, 储成君, 高佳宁. 环境规制、产业结构升级对经济高质量发展的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(6): 84-94.
- [13] 童健, 刘伟, 薛景. 环境规制、要素投入结构与工业行业转型升级[J]. 经济研究, 2016, 51(7): 43-57.
- [14] 高明, 陈巧辉. 不同类型环境规制对产业升级的影响[J]. 工业技术经济, 2019, 38(1): 91-99.

- [15] WANG C, WU J, ZHANG B. Environmental regulation, emissions and productivity: Evidence from Chinese COD-emitting manufacturers[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, 92: 54-73.
- [16] 包群, 邵敏, 杨大利. 环境管制抑制了污染排放吗?[J]. *经济研究*, 2013, 48(12): 42-54.
- [17] 李永友, 沈坤荣. 我国污染控制政策的减排效果——基于省际工业污染数据的实证分析[J]. *管理世界*, 2008, 24(7): 7-17.
- [18] MANGENA M, LI J, TAURINGANA V. Disentangling the effects of corporate disclosure on the cost of equity capital: A study of the role of intellectual capital disclosure[J]. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 2016, 31(1): 3-27.
- [19] HAIL L, LEUZ C. International differences in the cost of equity capital: Do legal institutions and securities regulation matter? [J]. *Journal of Accounting Research*, 2006, 44(3): 485-531.
- [20] 叶陈刚, 王孜, 武剑锋, 等. 外部治理、环境信息披露与股权融资成本[J]. *南开管理评论*, 2015, 18(5): 85-96.
- [21] 曾颖, 陆正飞. 信息披露质量与股权融资成本[J]. *经济研究*, 2006(2): 69-79, 91.
- [22] WANG S, WANG H, WANG J, et al. Does environmental information disclosure contribute to improve firm financial performance? An examination of the underlying mechanism[J]. *Science of the Total Environment*, 2020, 714: 136855.
- [23] 陈艳莹, 于千惠, 刘经珂. 绿色产业政策能与资本市场有效“联动”吗——来自绿色工厂评定的证据[J]. *中国工业经济*, 2022(12): 89-107.
- [24] HUTTON A P, MARCUS A J, TEHRANIAN H. Opaque financial reports, R2, and crash risk[J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 94(1): 67-86.
- [25] 易志高, 潘子成, 茅宁, 等. 策略性媒体披露与财富转移——来自公司高管减持期间的证据[J]. *经济研究*, 2017, 52(4): 166-180.
- [26] CHEN Y C, HUNG M, WANG Y. The effect of mandatory CSR disclosure on firm profitability and social externalities: Evidence from China[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2018, 65(1): 169-190.
- [27] REN S, WEI W, SUN H, et al. Can mandatory environmental information disclosure achieve a win-win for a firm's environmental and economic performance? [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2020, 250: 119530.
- [28] 吕备, 李亚男. 从系统管理视角看环境信息披露与企业价值的关系[J]. *系统科学学报*, 2020, 28(2): 123-128.
- [29] 汤亚莉, 陈自力, 刘星, 等. 我国上市公司环境信息披露状况及影响因素的实证研究[J]. *管理世界*, 2006, 22(1): 158-159.
- [30] 毕茜, 彭珏, 左永彦. 环境信息披露制度、公司治理和环境信息披露[J]. *会计研究*, 2012(7): 39-47, 96.
- [31] 沈洪涛, 冯杰. 舆论监督、政府监管与企业环境信息披露[J]. *会计研究*, 2012(2): 72-78, 97.
- [32] 刘贯春, 叶永卫, 张军. 税收征管独立性与企业信息披露质量——基于国地税合并的准自然实验[J]. *管理世界*, 2023, 39(6): 156-174.
- [33] 沈洪涛, 黄珍, 郭肪汝. 告白还是辩白——企业环境表现与环境信息披露关系研究[J]. *南开管理评论*, 2014, 17(2): 56-63, 73.
- [34] 王茂斌, 叶涛, 孔东民. 绿色制造与企业环境信息披露——基于中国绿色工厂创建的政策实验[J]. *经济研究*, 2024, 59(2): 116-134.
- [35] HUANG R, CHEN D. Does environmental information disclosure benefit waste discharge reduction? Evidence from China[J]. *Journal of Business Ethics*, 2015, 129: 535-552.
- [36] KONAR S, COHEN M A. Information as regulation: The effect of community right to know laws on toxic emissions[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1997, 32(1): 109-124.
- [37] 姚圣, 周敏. 政策变动背景下企业环境信息披露的权衡: 政府补助与违规风险规避[J]. *财贸研究*, 2017, 28(7): 99-110.
- [38] 田利辉, 王可第. 社会责任信息披露的“掩饰效应”和上市公司崩盘风险——来自中国股票市场的 DID-PSM 分析[J]. *管理世界*, 2017, 33(11): 146-157.
- [39] 唐勇军, 马文超, 夏丽. 环境信息披露质量、内控“水平”与企业价值——来自重污染行业上市公司的经验证据[J]. *会计研究*, 2021(7): 69-84.
- [40] PLUMLEE M, BROWN D, HAYES R M, et al. Voluntary environmental disclosure quality and firm value: Further evidence[J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2015, 34(4): 336-361.
- [41] 罗群, 张德荣. 重污染行业上市公司环境会计信息披露问题研究——以湖南省为例[J]. *财会通讯*, 2017(25): 9-12.
- [42] 曹廷求, 张光利. 自愿性信息披露与股价崩盘风险: 基于电话会议的研究[J]. *经济研究*, 2020, 55(11): 191-207.
- [43] LUNDGREN T, OLSSON R. Environmental incidents and firm value-international evidence using a multi-factor event study framework[J]. *Applied Financial Economics*, 2010, 20(16): 1293-1307.
- [44] XU X D, ZENG S X, TAM C M. Stock market's reaction to disclosure of environmental violations: Evidence from China[J]. *Journal of Business Ethics*, 2012, 107: 227-237.
- [45] 沈红波, 谢陈, 陈峥嵘. 企业的环境保护、社会责任及其市场效应——基于紫金矿业环境污染事件的案例研究[J]. *中国工业经济*, 2012(1): 141-151.
- [46] DU X, WENG J, ZENG Q, et al. Do lenders applaud corporate environmental performance? Evidence from Chinese private-owned firms[J]. *Journal of Business Ethics*, 2017, 143: 179-207.
- [47] 沈洪涛, 游家兴, 刘江宏. 再融资环保核查、环境信息披露与权益资本成本[J]. *金融研究*, 2010(12): 159-172.
- [48] 王云, 李延喜, 马壮, 等. 媒体关注、环境规制与企业环保投资[J]. *南开管理评论*, 2017, 20(6): 83-94.

- [49] 曹霞, 张路蓬. 企业绿色技术创新扩散的演化博弈分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(7): 68-76.
- [50] 焦小静. 基于地理距离视角的大客户创新溢出效应[J]. 财会通讯, 2022(22): 97-101.
- [51] 刘巧, 王素华, 吕娟, 等. 生态文明进程中污染源监督性监测问题与对策建议[J]. 绿色科技, 2019(16): 68-70, 73.
- [52] 王凤翔, 陈柳钦. 地方政府为本地竞争性企业提供财政补贴的理性思考[J]. 经济研究参考, 2006(33): 18-23, 44.
- [53] 姚圣, 周敏. 政策变动背景下企业环境信息披露的权衡: 政府补助与违规风险规避[J]. 财贸研究, 2017, 28(7): 99-110.
- [54] 王浩, 刘敬哲, 张丽宏. 碳排放与资产定价——来自中国上市公司的证据[J]. 经济学报, 2022, 9(2): 28-75.
- [55] YOUNG A. The razor's edge: Distortions and incremental reform in the People's Republic of China[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2000, 115(4): 1091-1135.
- [56] PONSET S. A fragmented China: Measure and determinants of Chinese domestic market disintegration[J]. Review of International Economics, 2005, 13(3): 409-430.
- [57] FAN C S, WEI X. The law of one price: Evidence from the transitional economy of China[J]. The Review of Economics and Statistics, 2006, 88(4): 682-697.
- [58] CAMERON A C, MILLER D L. A practitioner's guide to cluster-robust inference[J]. Journal of Human Resources, 2015, 50(2): 317-372.
- [59] HAN C, PHILLIPS P C. GMM estimation for dynamic panels with fixed effects and strong instruments at unity[J]. Econometric Theory, 2010, 26(1): 119-151.
- [60] LI J, LI L, LIU S. Attenuation of agglomeration economies: Evidence from the universe of Chinese manufacturing firms[J]. Journal of Urban Economics, 2022, 130: 103458.
- [61] ROSENTHAL S S, STRANGE W C. How close is close? The spatial reach of agglomeration economies[J]. Journal of Economic Perspectives, 2020, 34(3): 27-49.
- [62] 孔东民, 刘莎莎, 应千伟. 公司行为中的媒体角色: 激浊扬清还是推波助澜? [J]. 管理世界, 2013, 29(7): 145-162.
- [63] 苑文华, 路玮孝, 孟夏. 工业机器人应用如何影响中国企业对发展中国家 OFDI——基于中国上市公司的分析[J]. 世界经济文汇, 2022(6): 55-76.
- [64] 姚加权, 张锐澎, 郭李鹏, 等. 人工智能如何提升企业生产效率? ——基于劳动力技能结构调整的视角[J]. 管理世界, 2024, 40(2): 101-116, 133, 117-122.
- [65] 沈小波, 陈语, 林伯强. 技术进步和产业结构扭曲对中国能源强度的影响[J]. 经济研究, 2021, 56(2): 157-173.
- [66] 焦勇, 杨蕙馨. 政府干预、产业结构扭曲与全要素生产率提升[J]. 财贸研究, 2019, 30(10): 1-16.
- [67] 巫强, 仲志源. 高新技术企业认定能否提升企业专利质量? ——基于内向型开放式创新的视角[J]. 南开经济研究, 2023(3): 173-192.
- [68] 石庆玲, 郭峰, 陈诗一. 雾霾治理中的“政治性蓝天”——来自中国地方“两会”的证据[J]. 中国工业经济, 2016(5): 40-56.

Environmental Information Regulation, Corporate Carbon Reduction, and Geographical Spillover Effects

Shen Xinru¹, Feng Shilan¹, Tan Ya², Zhang Fan³

(1. School of Marxism, Peking University, Beijing 100871, China;

2. School of International Trade and Economics, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China;

3. School of Economics, Jinan University, Guangzhou 510632, China)

Abstract: Based on fixed effects panel model and panel data from Chinese listed companies spanning between 2017 and 2021, the influence of environmental information regulation on the reduction of corporate carbon emissions was examined. It is found that environmental information regulations exert a notably positive effect on the mitigation of corporate carbon emissions. Carbon emissions of designated polluting enterprises are observed to markedly decrease in the second year after being regulated. In addition, the efficiency of environmental regulatory policies in reducing carbon emissions extends beyond the directly regulated entities, manifesting in a geographical spillover that leads to a reduction in carbon emissions among non-regulated enterprises within a 20km radius. Heterogeneity analysis reveals that the regulation has a more significant effect on non-state-owned companies, those located in the eastern regions, and those possess lower levels of technology. Furthermore, the environmental information regulation affect the carbon emissions reduction of enterprises continuously. The empirical findings provide new theoretical insights for government agencies, supporting the use of environmental information regulation as a tool to promote corporate green transformation.

Keywords: environmental information regulation; key polluting units; spatial spillover