

环境政策整合的未预期受益： 排污许可制与制造业数字化转型*

张国建 蒋守建 俞 中 胡玉梅

摘要：作为固定污染源监管制度体系的核心制度，排污许可制可能通过强化环境约束与信息披露要求，从而在合规压力下倒逼企业数字化转型，成为环境政策整合带来的未预期受益。基于2016—2022年全国排污许可证大数据和制造业上市公司数据，本文采用交错双重差分法探究了排污许可政策对企业数字化转型的影响及其作用机制。研究发现，排污许可制能够显著促进企业数字化转型，并且基准回归结果在通过各种识别假定检验和稳健性检验后依然成立。机制检验表明，排污许可制主要通过激发基层环保监管效能产生的监管倒逼效应、提高社会公众关注度产生的公众监督效应以及推动企业数字技术创新产生的技术诱导效应促进企业数字化转型。进一步研究发现，这一政策没有推动区块链维度的数字化转型，而政策效应主要体现在非国有企业、非重污染型企业，并且数字经济发展水平越高的地区，政策效果越显著。研究结论不仅有助于完善排污许可政策、建立环境治理协同机制，也为助力制造业企业数字化转型提供了经验证据与决策参考。

关键词：排污许可制；制造业数字化转型；交错双重差分法

一、引言

上世纪80年代以来，排污许可制度相继写进污染防治和环境保护的法律，但直到2016年11月国务院颁布《控制污染物排放许可制实施方案》，才标志着中国排污许可制的全面启

*张国建，南京审计大学联合研究院，邮政编码：211815，电子邮箱：zgj246@nau.edu.cn；蒋守建（通讯作者），山东工商学院金融学院，邮政编码：264005，电子邮箱：jsj2019@126.com；俞中，安徽大学经济学院，邮政编码：230601，电子邮箱：yuzhong1117@163.com；胡玉梅，南京审计大学金融学院，邮政编码：211815，电子邮箱：270486@nau.edu.cn。

本文系国家自然科学基金青年项目“中国区域产业政策推动制造业高质量发展的机制与路径研究”（72203100）、江苏省社会科学基金一般项目“供需适配视角下数字产业集群提振江苏数字消费的动力机制与靶向路径研究”（26EYB009）、江苏高校哲学社会科学研究重大项目“数字化转型驱动产业链供应链韧性提升的机制、效应与路径研究”（2024SJZD024）的阶段性成果。感谢匿名审稿专家的修改建议。文责自负。

动。为贯彻落实党的二十大和二十届三中全会精神,推进美丽中国建设,全面实行排污许可制,2024年11月生态环境部印发了《全面实行排污许可制实施方案》。排污许可制是以许可证为法律载体对排污单位明确标出最高排污限额,目标在于建立“自下而上”的固定污染源控制体系,将治污责任落实到具体企业,这一制度性安排直接改变了以往简单的从省到市县层层往下分解污染物排放总量指标的方式(俞中等,2025a)。一张许可证和一个在线大数据平台整合了企业必须遵守的所有要求,包括地方环保局在内的地方政府监管部门可以通过此单一平台对污染企业进行实时监测。排污许可制度是整合多项环境政策的关键载体,旨在克服长期存在的政策低效问题,是推动生态环境综合治理的有效措施之一,更是加强污染源头防控的关键所在(Zhang et al.,2023)。

一方面,上世纪90年代以来日益严重的环境污染问题,使得经济效益与环境污染成本的权衡成为我国面临的重要挑战之一。政府相继出台一系列环境政策,包括以“两控区”、中央环保督察、垂直管理改革、约束性污染控制等为代表的“命令控制型”和以二氧化硫排污权交易试点、碳排放权交易试点、环保税等为代表的“市场激励型”环境规制政策。然而,众多环境政策之间的交叠、重复,甚至相互矛盾成为阻碍政策有效性的一大难题(Peters & Savoie,1996;Peters,2015)。作为固定污染源监管制度体系的核心制度,排污许可制能够实现环境政策整合,并在一定程度上克服政策低效难题(王亚琼等,2020;Candel,2021;Zhang et al.,2023)。目前关于排污许可制的实证研究相对较少,既有研究主要从排污许可制的概念、改革框架、国际比较和案例研究等方面进行了有益探索(王金南等,2016;Zhou et al.,2019;王亚琼等,2020),仅有少量文献使用企业层面的污染物排放数据考察排污许可证制度对企业污染排放的影响(Zhang et al.,2023;Jia & Gong,2023)。相关研究逐渐开始关注排污许可制对企业绿色转型、绿色低碳产业布局及企业信贷融资行为的影响(俞中等,2025a;俞中等,2025b;俞中等,2026)。

另一方面,在世界经济陷入低迷、全球化遭遇逆流和多种超预期因素叠加共振的同时,新一轮科技革命和产业变革迅速兴起。“十五五”规划纲要明确提出,要“深入推进数字中国建设”“促进实体经济和数字经济深度融合”。随着大数据、人工智能、移动互联网、云计算、5G等新一代信息技术的应用,数字经济进入发展快车道,企业顺利实现数字化转型是构建一国数字经济核心竞争力的重要保障,决定数字经济发展的可持续性(戚聿东、肖旭,2020;孙伟增等,2023)。中国目前企业数字化转型的成效显著,但仍处于起步阶段,并且行业内头部企业与尾部企业的数字化发展差距仍然较大。现有文献关于企业数字化转型的动因研究集中于探讨数字基础设施(王海等,2023)、区位导向性政策(孙伟增等,2023)、交通基础设施建设(毛宁等,2022)等企业外部环境因素,以及从企业组织文化、管理水平等企业内部因素考察其对企业数字化转型的影响,较少关注制度性环境约束等外部因素能否推动企业数字化转型这一重要命题。深入探究环境约束政策与企业数字化转型间的因果关系,能够架构起宏观环

境政策影响微观企业行为的理论桥梁,厘清环境规制影响企业数字化转型的作用路径、异质性特征与传导机制,进而丰富“波特假说”、数字经济与环境治理交叉领域的研究成果。

作为整合各项环境规制政策的关键载体,中国的排污许可制度在实施过程中格外注重数字化监管政策的落地实施。排污许可制本身的目标并非致力于推动企业数字化转型,而是旨在依法规范企业排放污染物行为、提高排污治污的效率(Zhang et al., 2023; 俞中等, 2026)。排污许可制的实施同时也对企业提出了多方面的数字化要求,包括数字化申请与审批流程、数字化管理与监控、数字化沟通与协作以及数据安全性与合规性等方面,这些要求一定程度上为企业的数字化转型提供了驱动力和契机。企业在制度遵从中,可能会发现数字化转型有助于更好地契合环保要求,提高生产效率和资源利用效率。例如,通过数字化转型,企业可以更加精准地监测和控制排污情况,及时发现并解决问题,从而确保排污行为符合排污许可政策要求。因此,企业数字化转型可能是这一政策带来的未预期受益。然而,现有文献并未对排污许可制的企业数字化转型效应进行深入探究。排污许可证的颁发如何推动企业数字化转型? 其具体的影响机制如何? 针对这一问题的研究对于深入构建中国环境规制和企业数字化转型间的理论框架、实现环境绩效和企业经济绩效的双赢具有重要政策含义。

相较于以往研究,本文的边际贡献主要体现在:(1)以企业首次申领到排污许可证作为外生政策冲击,利用交错双重差分法检验该环境政策对制造业企业数字化转型的影响,验证了以排污许可制为代表的环境规制政策在推动企业减污降碳的同时,还存在促进企业数字化转型的未预期受益,加深了对以排污许可制为代表的环境政策整合的理解,丰富了环境规制政策的相关研究;(2)从地方政府监管、社会公众关注度和数字技术创新三个维度,揭示了排污许可制促进企业数字化转型的作用机制,即该政策能够通过激发基层环保监管效能产生的监管倒逼效应、提高社会公众关注度产生的公众监督效应以及推动企业数字技术创新产生的技术诱导效应促使企业数字化转型,丰富了企业数字化转型的成因和机理研究;(3)从不同层次数字化水平、所有制差异、是否重污染企业等方面,考察了排污许可影响企业数字化转型的异质性效应,并进一步探究了数字发展环境所发挥的调节效应,为更好理解排污许可制的政策效果、助力企业数字化转型和完善制度顶层设计提供重要参考。

二、政策背景与理论分析

(一)排污许可制实施的政策背景

排污许可制作为国家环境治理体系的重要组成部分,是固定污染源监管制度体系的核心制度。从国外的政策实践来看,发达国家在排污许可证制度建设方面要早于中国,且发展较完善。发达国家的排污许可证制度主要针对固定点源采用综合性、一证式管理,并以完善的立法、监测和监督体系予以支撑(王金南等, 2016),其实施成效较为显著的国家是瑞典和美

国。中国的排污许可制度起步较晚,从上世纪80年代开始,经过30多年的发展,初步形成了“以总量控制为目标、多种污染物综合许可、一证式管理”的现行排污许可制度。在排污许可制实施的战略决策上,党的十八届三中全会通过的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》就已经提及要“完善污染物排放许可制,实行企事业单位污染物排放总量控制制度”。并且,在之后的立法进程中,也多有涉及,例如修订后于2015年施行的《中华人民共和国环境保护法》第四十五条明确规定:国家依照法律规定实行排污许可管理制度。实行排污许可管理的企事业单位和其他生产经营者应当按照排污许可证的要求排放污染物;未取得排污许可证的,不得排放污染物。然而,这些文件都没有明确排污许可制的具体实施办法和实施细则。直到2016年11月国务院颁布《控制污染物排放许可制实施方案》,才标志着中国排污许可制的全面启动。此后,制度规定不断细化和完善,并于2016年、2018年和2020年相继出台《排污许可证管理暂行规定》《排污许可管理办法(试行)》《排污许可管理条例》。为全面实行排污许可制,2024年11月生态环境部组织制定并出台了《全面实行排污许可制实施方案》。排污许可证具体要求包括污染物的种类、排放方式、浓度、排放量、管理方法等,一证式管理承载了所有企业应该达到的环保要求,并划定了守法边界(Zhang et al., 2023)。中国的排污许可制度呈现出渐进式的改革脉络,形成了以一证式统筹、数字化监管、全流程信息公开为标志性特征的中国式环境管理体系。

比较来看,国内外排污许可制的核心差异主要体现在以下三个方面:(1)污染源覆盖与分类管控。国外排污许可制往往覆盖更广泛的污染源,并对不同类型、不同规模的污染源实施更为细致的分类管理。而中国排污许可证管理则是以污染物排放达标为目的,对企业所有污染物排放总量和排放浓度均实行限制,从而可以避免企业单纯降低某一类污染物排放而导致污染转移和仅降低排污总量而不提升排污效率等问题(陈诗一等, 2021; Bartram et al., 2022),但在覆盖范围和分类管理上与国外相比仍较为宽泛。排污许可制全面实施以来,中国依托全国统一排污许可信息平台推进“一口一码”精细化分类建档,倒逼企业搭建内部排污监测台账,成为推动环保流程数字化改造的基础制度抓手,而国外细分管控更多依托行业专项法规,对企业全域数字化系统改造的强制性约束较弱。(2)市场化减排工具应用。美国、欧盟等发达经济体的排污许可体系配套成熟、常态化运行的排污权交易市场,以市场化成本激励企业主动迭代减排技术;我国排污权交易配套许可制度的实践仍处于探索完善阶段,跨行业、跨区域交易机制尚未完全打通,市场激励作用有限。制度差异会直接影响企业数字化投入,国外企业可通过数字化精准核算减排余量、参与交易对冲改造成本;国内企业数字化转型更多源于许可合规的硬性要求,市场化收益补偿渠道不足,数字化投入动力存在结构性短板。(3)执法约束与数字化监管载体。发达国家排污许可制度配套高强度刚性执法,高额罚款、吊销许可、刑事追责等惩戒手段常态化;相比之下,我国的执法处罚力度虽在持续加码,但基层执法人

员、监测设备资源等仍存在缺口,企业偷排、超排等违规现象时有发生。并且二者最核心的差异体现在监管载体上:国外许可执法以线下核查、企业自主报告为主,数字化监管为补充手段;我国自改革启动起同步搭建全国排污许可数字化管理平台,2024年全面实行阶段进一步打通自动在线监测、移动执法、执行报告线上报送、排放信息社会公开等全链条数字化闭环,强制企业实时上传排污设施运行和自行监测数据,倒逼企业对接MES、ERP、环保物联网系统,形成环境规制推动企业数字化转型的特有传导路径。

(二)排污许可制影响企业数字化转型的理论机制分析

排污许可政策通过数字化平台实现全流程监管,可能通过强化环境约束与信息披露要求,倒逼制造业提升数字化管理与监测能力,并且推动数字技术创新,从而在合规压力、声誉压力和技术诱导下加速实现企业数字化转型。鉴于此,本文主要从以下三个方面进行理论机制的阐述,理论分析框架如图1所示:

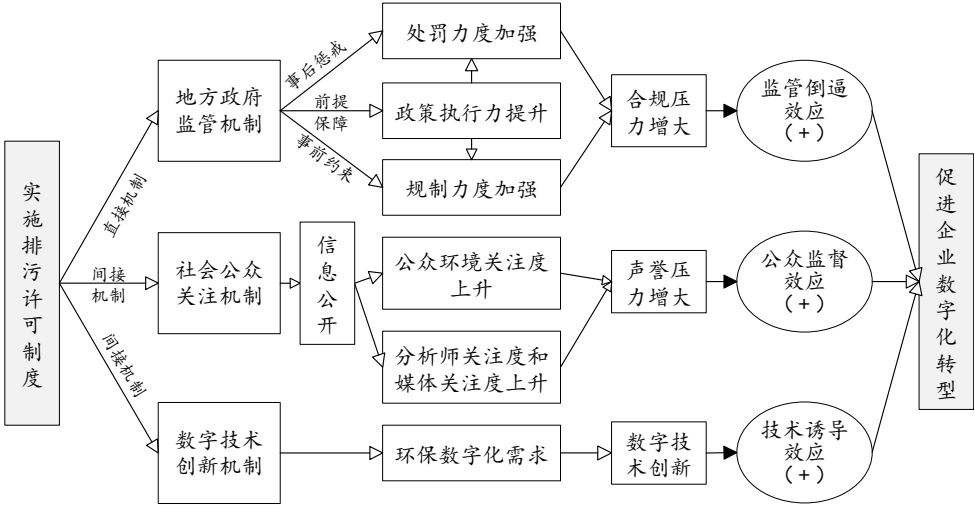


图1 理论机制分析框架

1. 直接机制:激发基层环保监管效能

排污许可制的核心在于为企业设定明确的排污标准和限额,要求企业在达到环保标准的前提下进行生产活动。这一制度对地方政府的监管能力提出了更高的要求,因为有效的监管是确保制度落地的关键。地方政府和地方环保部门在执行排污许可政策时,需要对企业进行定期检查和评估,确保其排污行为符合规定。这种监管压力的增强,迫使地方政府必须提高自身的监管效能,确保企业严格遵守排污标准。一方面,地方政府监管效能的提升首先体现在地方政府政策执行力提升和对制造业企业排污行为的实时监控上。为了满足政策要求,地方政府不仅加大人力物力投入,还积极引入信息化手段,如建立在线监测系统,利用大数据和云计算等技术对企业的排污数据进行实时分析和处理(俞中等,2025b)。企业迫于合规压力,

为避免违规带来的经济损失和声誉损害,倒逼自身必须提高环境管理水平,在这一过程中,数字化环保技术和数字化监管发挥了重要作用,企业可借助数字化转型寻求更加节能环保的解决方案。通过引入自动化控制系统、智能传感器等技术手段,企业可以实现对生产过程的精确控制,减少污染物的产生和排放。另一方面,排污许可制还通过提高地方政府的处罚力度和环境规制力度,对制造业企业的数字化转型产生积极影响。地方政府在执行排污许可制时,对于违规排放的企业会进行严厉的处罚,从而会增加企业的违规成本(Zhang et al., 2023)。在严格的排污标准和处罚措施下,地方政府对于违规排污行为的容忍度显著降低。排污许可制通过地方政府的严格监管,促使企业开始重视数据的收集和分析能力。例如,在排污数据的实时监控和报告方面,企业需要建立完善的数据管理系统,确保数据的准确性和及时性。在这一过程中,企业不仅提升了自身的信息化水平,也为进一步的数字化转型奠定了基础。基于上述分析,本文提出研究假说1:

假说1:排污许可制的实施能够通过加强地方政府监管产生的监管倒逼效应促进制造业企业数字化转型。

2. 间接机制:增强社会公众关注度

《排污许可管理条例》明确要求企业按照规定的标准和程序申请排污许可证,并定期公开披露其排污信息,接受社会监督。这种信息公开不仅提高了企业的社会透明度、增强了企业的环保意识,还提高了公众对企业的环境关注度和媒体关注度。公众的有效参与是推动排污许可制和数字化转型的重要力量。政府通过官方网站、新闻媒体等渠道公开排污许可证的审批程序和相关信息,不仅增强了公众的知情权,还激发了公众参与环保监督的积极性。公众的意见和建议及时反馈给企业和政府部门,有助于完善排污许可制和数字化转型的策略。在公众的密切关注下,制造业企业面临着双重压力。一方面,企业需要满足政府和环保法规的要求,确保合规排放;另一方面,企业面临声誉压力,需要回应公众的期待,塑造良好的环保形象(陈志军、李文秀,2020)。在这种背景下,数字化转型成为企业提升环境治理能力、增强信息披露透明度的重要手段。为了满足排污许可制的要求并提升企业形象,企业开始寻求技术创新和管理模式的转变。通过引入先进的数字化技术,如大数据分析、云计算和物联网等,企业能够更精确地监测和控制生产过程中的污染物排放,实现超低排放目标。因此,对制造业企业来说,数字化转型不仅仅是企业为了应对排污许可制和公众关注度提升而采取的被动举措,更是一种主动的战略选择。基于上述分析,本文提出研究假说2:

假说2:排污许可制的实施能够通过提高社会公众关注度产生公众监督效应促进制造业企业数字化转型。

3. 间接机制:推动企业数字技术创新

一方面,排污许可制的核心在于对企业的排污行为进行严格的监管和控制,通过技术平

台整合环境数据,减少信息孤岛,扭转各自为政的局面(Chen & Greitens, 2022; Zhang et al., 2023)。为了达到排污标准,企业需要对其生产过程中的污染物排放进行实时监测和管理,促使企业必须建立更为完善的环境信息管理系统,这一需求直接促进了数字技术在环保领域的应用和创新。这些信息化手段的应用,不仅提高了监管的准确性和效率,也为企业的数字化转型提供了技术支撑,同时产生了良好示范效应。例如,通过引入物联网传感器技术,企业能够实时监控污染物的排放情况,确保合规排放。并且,大数据技术也在排污管理中发挥了重要作用。通过对海量排污数据的分析,企业可以更加精准地了解生产过程中的环保问题,从而有针对性地进行技术改进和优化。这种数据驱动的管理模式不仅提高了企业的环保效率,也为其带来了数字技术创新的可能(李晓华、刘峰, 2021)。另一方面,在排污许可制带来的压力下,制造业企业开始积极探索数字技术在生产流程中的应用。这些技术创新不仅有助于企业更好地满足环保要求,同时也推动了生产流程的再造和优化。例如,通过引入智能化的生产设备和系统,企业可以实现生产过程的自动化和精准控制,从而减少资源浪费和污染物排放。这种智能化的生产方式不仅提高了生产效率,也降低了环保风险。同时,数字技术创新还推动了供应链管理的优化。通过应用物联网、大数据等技术,企业可以更加高效地管理供应链,确保原材料采购、生产和销售的可持续性。这种优化的供应链管理不仅有助于企业降低成本,也提高了其市场竞争力。因此,排污许可制通过推动数字技术创新,为制造业企业的数字化转型提供了新的契机。这种转型不仅有助于企业满足环保要求、提升生产效率和质量,还能为企业带来新的商业模式和市场机会。随着数字技术的不断进步和环境规制的持续完善,制造业企业的数字化转型将迎来更加广阔的发展空间。鉴于此,本文提出研究假说3:

假说3:排污许可制的实施能够通过推动企业数字技术创新产生的技术诱导效应促进制造业企业数字化转型。

三、实证设计

(一)实证模型设定

本文以企业首次申领到排污许可证时点作为准自然实验的分组标准,使用交错双重差分法评估排污许可制实施对制造业企业数字化转型的影响,具有一定的合理性。其一,排污许可证的设立初衷旨在规范引导企业合理减排,其根本出发点并非推动企业数字化转型。因此,可以认为政策冲击对于企业数字化转型程度而言是相对外生的,不会导致反向因果和自选择等内生性问题。其二,由于企业层面申请到排污许可证的时间有先后顺序,因此也能较好地排除其他层面的混淆政策干扰,来自个体层面的时间差异有利于更好地识别出政策效果。具体模型形式设定如下:

$$Y_{ict} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{it} + \alpha_2 X_{it} + \eta_i + \gamma_t + \phi_{ct} + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

其中,下标 i 、 t 分别表示企业和年份;被解释变量 Y_{ict} 为位于城市 c 的企业 i 在第 t 年的数字化转型指标。解释变量 did_{it} 为政策虚拟变量,若企业 i 在第 t 年首次申领到排污许可证,则在第 t 年及之后年份取值为1,否则为0。系数 α_1 的统计显著性和经济显著性刻画了排污许可制对企业数字化转型的影响。 X_{it} 为企业层面控制变量, η_i 和 γ_t 分别为企业和年份固定效应, ϕ_{ct} 为城市-年份维度联合固定效应, ε_{ict} 为随机误差项,基准回归中标准误差聚类到企业层面。需要指出的是,由于解释变量的变异来源于企业层面,但也有可能会受到来自省份及城市层面经济特征变量和相关政策的影响,因此,为避免遗漏变量可能导致时间趋势不一致的影响,本文在稳健性检验中进行了更严格的控制,在控制行业-省份、行业-年份、省份-年份等不同组合交互的联合固定效应和城市固定效应基础上进行估计,以缓解由于省份、行业和城市不同层面随时间同时变化的不可控因素和相关竞争性政策对基准回归结果造成的干扰。

(二)变量设定

1. 被解释变量

本文的被解释变量为企业数字化转型。参考吴非等(2021)、孙伟增等(2023)的做法,本文采用文本分析法对沪深A股制造业上市公司企业年报以及其中管理层讨论与分析部分(MD&A)进行文本识别,最终测算出企业数字化转型指标。在吴非等(2021)涉及的数字化转型语句库基础上,从人工智能技术(AI)、区块链技术($blockchain$)、云计算技术($cloud$)、大数据技术($bigdata$)四个“底层技术运用”和“数字技术应用”($application$)共五个维度对关键词进行统计整理^①。将五个维度的词频数总和加1取自然对数,得到年报层面和年报中管理层讨论与分析部分(MD&A)的指标 $digital1$ 和 $digital2$,并同时作为制造业企业数字化转型的测度。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为政策虚拟变量 did_{it} ,若企业 i 在第 t 年首次申领到排污许可证,则 t 年及之后年份变量 did_{it} 为1,否则为0。中国排污许可制的全面启动在2016年11月,而企业首次申领到排污许可证的时间在2017年,因此,政策开始年份设定为2017年。

3. 控制变量

参考吴非等(2021)、孙伟增等(2023)的研究,本文引入了企业特征控制变量、企业财务控制变量,并在基准回归中控制了城市-年份联合固定效应。具体地,企业特征控制变量包括:企业规模($size$),采用企业总资产的对数形式来表示;企业年龄(age),采用当年年份与企业开业年份的差值的对数形式来表示;第一大股东持股比例($top1$)。企业财务控制变量包括以下企业财务指标:企业主营业务收入($sale$),采用企业主营业务收入的对数值来衡量;资产结

^①五个维度选取的关键词详见附录附表1。

构(*tang*),采用企业固定资产净额和存货净额之和占总资产的比重来表示;无形资产比例(*itang*),采用无形资产净额占总资产的比值来表示;托宾Q值(*tobin*);现金流量(*cflow*),采用经营活动产生的现金流净额占总资产的比重来表示;总资产增长率(*tagr*)。

(三)样本选择与数据来源

制造业是国民经济的主体,是大国经济的压舱石,因此,本文以2016–2022年沪深A股制造业上市企业作为研究样本,并对数据进行了如下处理:(1)保留正常上市的制造业企业样本,剔除ST类样本企业;(2)对连续性变量进行了上下1%缩尾处理。企业排污许可证数据来自全国排污许可证管理信息平台,其中包括企业名称、许可证代码、企业地址、行业名称、行业分类代码和颁发日期。本文对企业排污许可证数据按照以下要求进行筛选:(1)剔除重复申领、变更、注销排污许可证的数据,仅保留企业首次申领排污许可证数据;(2)剔除在《行业排污许可证申请与核发技术规范》(以下简称《技术规范》)发布之后新成立或者退出的企业数据,截止时间为2022年^①;(3)参考俞中等(2025a)的做法,本文已剔除排污许可证被撤销的企业样本,不存在已经进入处理组的企业再次进入对照组的情形。企业维度的其他数据主要来源于国泰安数据库(CSMAR)、Wind数据库、中国研究数据服务平台(CNRDS)、北大法宝网、百度搜索指数和合享全球专利数据库(IncoPat)。城市维度其他数据主要来源于《中国城市统计年鉴》、地方政府工作报告以及生态环境部公开信息。由于中央环境主管部门自2016年起陆续发布了74个行业《技术规范》,考虑到识别的有效性、排除其他样本期内的竞争性解释和其他相关环境规制政策的影响,本文将样本期限定在2016–2022年。主要变量的描述性统计如表1所示,经过样本筛选和处理得到16887个企业–年份层面的有效样本观测值,其中处理组的有效样本个数占比为15.50%。

表1 主要变量描述性统计

变量类型	变量符号	变量说明	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>digital1</i>	数字化转型指标1	16887	1.5300	1.2870	0.0000	6.1399
	<i>digital2</i>	数字化转型指标2	16887	1.1509	1.1832	0.0000	5.9687
解释变量	<i>did</i>	排污许可政策	16887	0.1550	0.3619	0.0000	1.0000
	<i>size</i>	企业规模	16887	22.0877	1.1930	18.8266	26.7243
	<i>age</i>	企业年龄	16887	1.9563	0.9523	0.0000	3.3322
	<i>top1</i>	第一大股东持股比例	16887	32.4601	13.8984	8.5000	75.5800
	<i>sale</i>	企业主营业务收入	16887	21.4381	1.3777	17.0358	25.3119
控制变量	<i>tang</i>	资产结构	16887	0.3443	0.1462	0.0115	0.8114
	<i>itang</i>	无形资产比例	16887	0.0427	0.0363	0.0000	0.3074
	<i>tobin</i>	托宾Q值	16887	2.0939	1.3149	0.8665	8.6316
	<i>cflow</i>	现金流量	16887	0.0523	0.0690	-0.2035	0.2665
	<i>tagr</i>	总资产增长率	16887	0.1893	0.3523	-0.3961	2.2699

①不同行业《排污许可证申请与核发技术规范》发布时间详见附录附表2。

四、实证结果分析

(一)基准回归

表2汇报了排污许可制影响上市制造业企业数字化转型的基准回归,第(1)–(2)列和(3)–(4)列分别汇报了被解释变量为digital1和digital2的估计结果。在加入企业层面控制变量的基础上,第(1)和第(3)列回归中仅控制了企业和年份固定效应。为了进一步控制城市层面随时间同时变化的遗漏变量因素,本文在第(2)和第(4)列中加入了城市和年份的交互固定效应。以第(2)列和第(4)列的回归结果为准,可以发现,样本期内排污许可制显著促进制造业企业数字化转型,相比于没有纳入排污许可监测范围的制造业企业,申请到排污许可证的企业数字化转型程度分别提升了18.11%和12.63%,并且政策效果均在1%的水平下显著。回归结果表明,作为整合多项环境政策的关键载体,排污许可制不仅约束企业排污行为,也显著推动管理与生产过程数字化,即使排除了城市层面随年份变化的不可控遗漏变量的干扰后,基准回归结果依然稳健。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	digital1		digital2	
did	0.1727*** (0.0272)	0.1811*** (0.0309)	0.1004*** (0.0266)	0.1263*** (0.0301)
size	0.0426 (0.0425)	0.0471 (0.0404)	0.0491 (0.0385)	0.0560 (0.0381)
age	0.1231*** (0.0324)	0.1017*** (0.0344)	0.1245*** (0.0306)	0.1098*** (0.0327)
top1	0.0000 (0.0018)	0.0003 (0.0020)	-0.0017 (0.0017)	-0.0010 (0.0018)
sale	0.1072*** (0.0275)	0.1096*** (0.0298)	0.0765*** (0.0255)	0.0825*** (0.0281)
tang	-0.3673*** (0.1026)	-0.3681*** (0.1053)	-0.2617*** (0.1008)	-0.2857*** (0.1066)
itang	0.1304 (0.3494)	-0.0518 (0.3540)	-0.1869 (0.3304)	-0.2878 (0.3581)
tobin	-0.0081 (0.0082)	-0.0038 (0.0087)	-0.0036 (0.0079)	-0.0004 (0.0083)
cflow	-0.2683** (0.1091)	-0.2339** (0.1151)	-0.1976* (0.1028)	-0.2095* (0.1122)
tagr	-0.0117 (0.0211)	-0.0206 (0.0214)	-0.0353 (0.0217)	-0.0400* (0.0224)
常数项	-1.8238** (0.7105)	-1.9296*** (0.6552)	-1.6569** (0.6462)	-1.9128*** (0.6256)
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是

续表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	digital1		digital2	
城市×年份固定效应	否	是	否	是
R ²	0.8292	0.8452	0.7870	0.8062
样本量	16887	16306	16887	16306

注：***、**、*分别代表估计系数在1%、5%、10%的水平下显著，括号内为企业层面的聚类标准误，如无特殊说明，下表同。

(二)识别假定检验

1. 平行趋势检验及动态效应分析

双重差分法可用的前提是政策执行前后必须满足平行趋势假设，否则因果推断结果不可信(Bertrand et al., 2004)。为了验证基准回归是否符合平行趋势，本文参考Beck等(2010)的研究构建动态双重差分模型进行检验，模型中构建了一系列虚拟变量表征政策执行前后的时期差别。企业首次申领到排污许可证的年份是2017年，那么相对于样本期而言最早是事件前1期，最晚是事件后5期；而样本期内企业最晚申领到排污许可证的年份是2022年，相对于2016年就是事件前第6期，2022年为当期，即第0期。具体到本文的研究中，政策前后分别为6期和5期，因此“-6”被定义为企业在申请到排污许可证前的第6年赋值为1，否则赋值为0；“5”被定义为企业在申请到排污许可证后第5年赋值为1，否则赋值为0；其他依此类推。本文以企业申请到排污许可证的前一年作为基期。图2的回归结果显示，在企业申请到排污许可证前6年，系数估计值的置信区间均包含零值，处理组和控制组之间没有显著差异，满足双重差分设计的前提条件。而企业申请到排污许可证之后，企业数字化转型水平明显提升，并且随着时间的变化，政策效应有所增强。

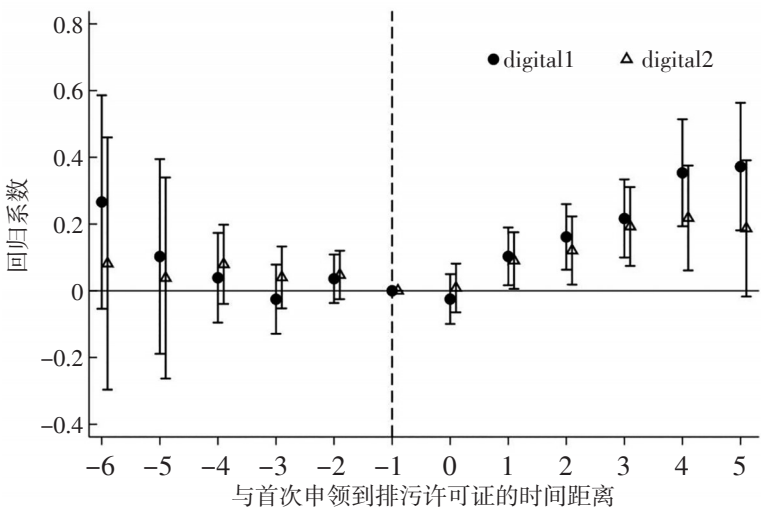


图2 平行趋势检验

注：图中圆点和三角形表示估计值，实线为上下95%置信区间

2. 考虑其他随机因素的影响

本文进一步通过安慰剂检验来排除企业申请到排污许可证对企业数字化转型的促进作用是由其他随机因素所引起的可能性。具体地,通过随机更换处理组和政策处理时间点,并基于式(1)进行了重新估计。为了提高安慰剂检验的可识别能力,将这个随机过程重复进行了1000次,图3(a)、(b)依次报告了被解释变量为digital1和digital2的模拟估计系数的概率密度分布图。可以发现,随机分配的估计值集中分布在零附近,并且基准估计结果(0.1811和0.1263)位于整个分布之外,从而证明了不存在其他随机因素影响基本结论。

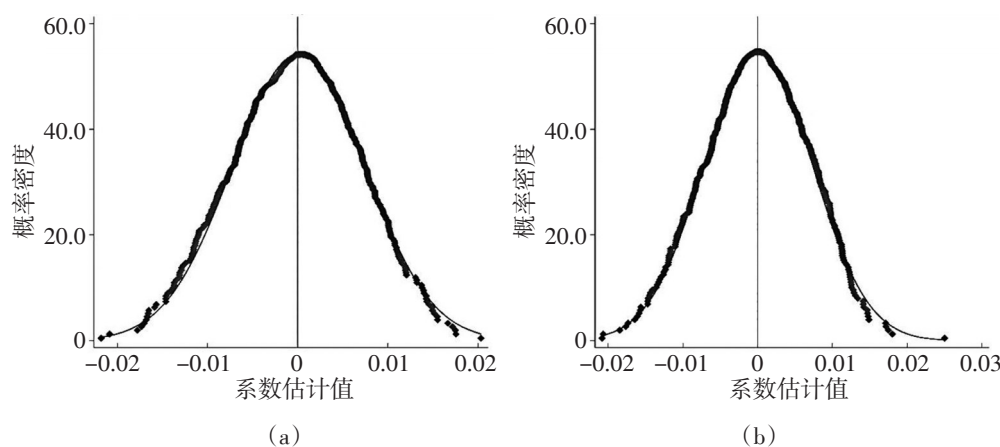


图3 安慰剂检验

3. 异质性处理效应检验

近期研究表明,在组别和时间维度上的处理效应异质性是导致交错双重差分模型产生偏误的重要原因,换言之,当政策发生时间是变化的,先处理的组别有可能成为后处理组的控制组,而此时传统的双重差分法得到的系数估计值可以看作是处理组样本在不同时点上政策效果的加权平均和,其中权重和为1,但是负权重的问题不可避免(De Chaisemartin & D'Haultfoeulle, 2020; Goodman-Bacon, 2021)。如果出现过多的负权重,有可能会造成估计偏误问题,即出现系数估计值与真实政策效果相反的情形。这些异质性处理效应带来的偏误,本质上是时间维度上多个处理变量之间的传染性造成的(Sun & Abraham, 2021)。

由于不同企业申领到排污许可证的时间点不同,本文的样本期间为2016–2022年,企业首次申领到排污许可证的年份是2017年,因此在本文的研究设计中会存在三种对照:(1)新申领到排污许可证企业(处理组)与一直未申领排污许可证企业(从未受处理组);(2)较早申领到排污许可证企业(较早受处理组)与较晚申领到排污许可证企业(较晚受处理组);(3)较晚申领到排污许可证企业(较晚受处理组)与较早申领到排污许可证企业(较早受处理组)。其中,(1)和(2)属于好的对照,即比较了申领到排污许可证对企业数字化转型的影响。本文根据Goodman-Bacon(2021)提出的Bacon分解方法进行检验,检验结果见表3 Panel A,结果显

示好的对照权重占比(93.0%)较大,可以印证本文双向固定效应估计值不存在严重偏误。本文也按照 De Chaisemartin & D’ Haultfoeuille(2020)的思路,检验异质性处理效应的稳健性。如表3 Panel B所示,结果显示在所有权重中,负权重占比和负权重和均较小,一定程度上表明基准回归结果不存在严重的估计偏误。图4为 Bacon 分解图,其中黑色三角形代表时变处理组将从未处理过的样本当作对照组(好的对照),加号代表将较晚受处理组作为对照组(好的对照),叉号代表将较早受处理组作为对照组(坏的对照)。横轴表示权重,纵轴表示 2×2DID 估计值。

表3异质性处理效应检验结果

Panel A: Bacon 分解结果						
变量	(1)从未处理 VS 处理		(2)较早处理 VS 较晚处理		(3)较晚处理 VS 较早处理	
	估计系数	权重	估计系数	权重	估计系数	权重
digital1	0.2190	0.9300	-0.0420	0.0390	-0.0360	0.0320
digital2	0.3100	0.9300	-0.0730	0.0390	-0.0340	0.0320

Panel B: De Chaisemartin & D’ Haultfoeuille(2020)分解结果						
变量	总权重数	正权重数	负权重数	正权重和	负权重和	估计系数
digital1	2617	2195	422	1.0630	-0.0630	0.1140
digital2	2617	2195	422	1.0630	-0.0630	0.0810

注:由于 bacondecomp 命令的限制,回归未加入控制变量;使用平衡面板数据。

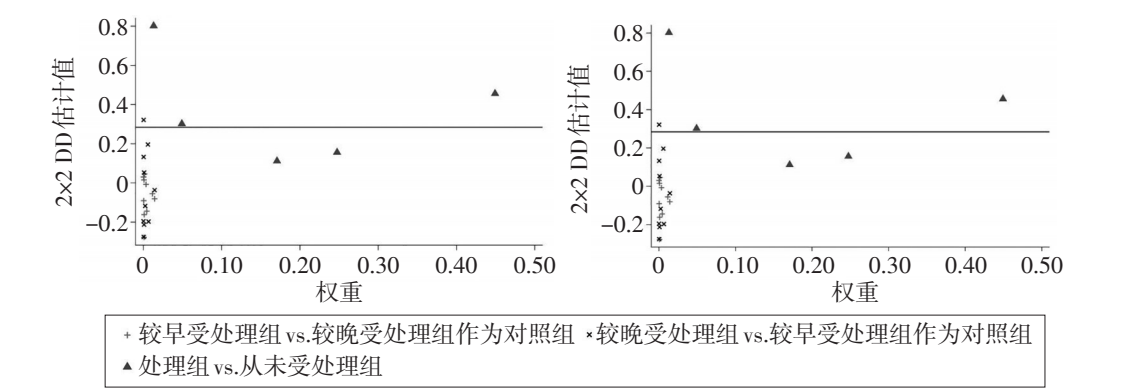


图4 交错双重差分 Bacon 分解图

4. 考虑处理效应异质性的其他估计方法

(1)双重差分法的适用条件严格依赖平行趋势检验,而合成控制法又难以避免研究个体特征向量与其他个体特征向量的凸组合相远离的情况,因此,在现实使用中或多或少存在一定局限性(许文立、孙磊,2023)。Arkhangelsky等(2021)提出合成双重差分SDID估计量有效规避这两种方法的缺陷,能够同时适用以上两种方法的使用环境,且在稳健性和估计量精度上

更具优势。本文使用合成双重差分估计量来评估排污许可政策的数字化转型驱动效应。如表4第(1)列和第(3)列所示,基于合成双重差分估计量能够得到平均处理效应为33.04%和13.10%,在1%的水平下显著为正。(2)为了进一步解决双向固定效应模型的处理效应异质性问题,采用插补估计量使用两阶段DID进行估计,结果如表4第(2)和第(4)列所示。以上结果均表明,通过更换不同估计方法以解决多期双重差分法可能存在的处理效应异质性问题后,虽然系数估计结果有些许变化,但核心结论仍然较为稳健。

表4 其他异质性处理效应估计方法				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>digital1</i>		<i>digital2</i>	
	SDID	DID2S	SDID	DID2S
<i>did</i>	0.3304*** (0.0682)	0.1931*** (0.0325)	0.1310*** (0.0514)	0.1458*** (0.0298)

注:回归中加入了企业层面的控制变量,并控制了企业和年份固定效应。

(三)稳健性检验

1. 排除其他竞争性解释

首先,排除环境类政策影响。2016年,原环保部启动了省以下环保机构监测监察执法垂直管理制度改革试点工作,试点省份通过上收市县两级生态环境部门的环境监察职能,建立了专司“督政”的环境监察体系,强化对市县两级党委政府及其相关部门的监督(张琦、邹梦琪,2022;马光荣等,2023)。因此,这一同时期推广的环境政策对基准结果的干扰最大。本文通过在各省、市、自治区生态环境厅官方网站的查询及信访,汇总了各省、市、自治区政策发布的时间,构建了相应的双重差分变量,并将该变量加入式(1)的回归中,结果如表5第(1)、(2)列所示。在排除环保垂直管理改革的影响后,基准回归结果仍然稳健,并且2016年开始试点的省以下环保垂直改革本身对企业数字化转型具有正向影响。其次,排除数字化转型类政策干扰。一方面,2016年2月,国家部委多部门正式同意贵州建设首个国家大数据综合试验区,同年10月,包括京津冀、珠三角及上海、河南、重庆、沈阳、内蒙古在内的第二批大数据试验区先后获批。表5第(3)–(4)列单独考虑了大数据试验区的影响。另一方面,2012年北京市和上海市首次开始公共数据开放平台试点,截至2022年末,中国已建立208个公共数据开放平台,因此,样本期内这一政策效应也需要排除。表5第(5)–(6)列单独控制了公共数据开放平台的影响。从表5第(3)–(6)列结果可以发现,排污许可制的政策效果依然稳健。最后,在第(7)–(8)列中,同时排除了环境类政策和数字化转型类政策的影响,没有改变基准回归结论。

表 5 排除其他政策的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>digital1</i>	<i>digital2</i>	<i>digital1</i>	<i>digital2</i>	<i>digital1</i>	<i>digital2</i>	<i>digital1</i>	<i>digital2</i>
<i>did</i>	0.1724*** (0.0272)	0.1002*** (0.0266)	0.1743*** (0.0273)	0.1001*** (0.0267)	0.1917*** (0.0290)	0.1126*** (0.0288)	0.1888*** (0.0290)	0.1100*** (0.0287)
环保垂直改革	0.0388 (0.0422)	0.0330 (0.0374)					0.0461 (0.0425)	0.0422 (0.0406)
大数据综试区			0.1311 (0.1146)	0.1100 (0.1115)			0.1199 (0.1226)	0.0895 (0.1196)
公共数据开放					0.0199 (0.0256)	0.0046 (0.0242)	0.0245 (0.0256)	0.0085 (0.0242)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.8292	0.7870	0.8303	0.7877	0.8341	0.7909	0.8346	0.7913
样本量	16887	16887	16751	16751	15455	15455	15429	15429

注：①其他竞争性政策大多在省级层面或城市层面，回归中会被更严格的城市-年份固定效应吸收掉，因此表5的回归中没有加入城市-年份固定效应；②省略常数项和控制变量的估计结果，如无特殊说明，下表同。

2. 内生性问题的进一步处理

本文进一步使用PSM-DID方法进行分析。倾向得分匹配(PSM)法通过采用Logit或Probit回归能够从对照组中选择出与处理组更相似的样本，从而保证处理组与对照组的可比性。表6中第(1)–(6)列依次采用了半径匹配、核匹配和近邻匹配的方法，回归结果均在1%的水平下显著为正，并且系数估计值的变化不大，进一步证实了基准回归的稳健性。

表 6 内生性问题的进一步讨论

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>digital1</i>			<i>digital2</i>		
	半径匹配	核匹配	近邻匹配	半径匹配	核匹配	近邻匹配
<i>did</i>	0.1007*** (0.0146)	0.1031*** (0.0142)	0.1038*** (0.0152)	0.0817*** (0.0138)	0.0826*** (0.0132)	0.0815*** (0.0144)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
城市×年份固定效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.8457	0.8458	0.8504	0.8077	0.8068	0.8122
样本量	15122	16306	13320	15122	16306	13320

3. 其他稳健性检验

(1)控制其他类别的交互固定效应。为了排除其他层面随时间同时变化的遗漏变量的影响,本文控制了行业和年份的交互固定效应,并在此基础上,进一步加入了城市 and 年份、城市 and 行业的交互固定效应。(2)改变聚类层级。聚类标准误能够对抗动项的相关性进行调整,从而提供更为稳健的推断结果,确保研究的准确性和可靠性。因此,本文进一步将标准误分别聚类到省份层面以及省份和行业层面,观测回归结果是否会发生变化。(3)平衡面板数据。为了避免使用非平衡面板数据对 DID 的估计结果造成样本选择偏差和估计偏差,本文对样本进一步处理成平衡面板数据进行估计。(4)控制变量滞后一期。为了降低潜在内生性问题,将所有控制变量滞后一期,重新进行回归。(5)替换被解释变量。一是借鉴赵宸宇等(2021)和甄红线等(2023)对数字化转型的测度方式,分别构建数字化转型指标 *digital3* 和 *digital4* 作为被解释变量的另一种测度。二是基于文本词频(*digital1*)、企业数字专利申请数量、企业数字化投入三个指标,运用主成分分析法构建综合指标(*digital5*)。以上稳健性检验的结果详见附录附表 3 和附图 1,结果表明前文的基本研究结论较为稳健。

五、机制检验

前文研究表明,排污许可制可以促进制造业企业数字化转型,那么,其影响机制如何? 排污许可制与以往环境规制政策最大的区别在于,其类似一种环境政策整合,一方面将污染物排放的许可、管理、监测和处罚等多个环节统一于一个制度之下,实现了环境管理流程的简化和优化,提高了环境管理效能,有效整合了各类环境管理要求,形成了系统化的环境治理体系;另一方面,改变了以往命令型环境规制政策“自上而下”层层分解污染物排放总量指标的管理方式,通过“自下而上”的方式将排污责任落实到固定污染源,精准的设备监管和调控有利于调动地方政府监管的积极性,从而提升地方政府精准化、科学化污染治理能力。基于前文的理论机制分析,本文主要从排污许可制产生的监管倒逼效应、公众关注效应和技术诱导效应出发进行探讨。

(一)地方政府监管机制

环境规制力度是事前约束,核心是明确合规要求;处罚力度是事后惩戒,核心是提高违规成本;而地方政府政策执行力则是政府端的能力保障,是处罚和规制得以生效的前提。监管倒逼效应的直接机制体现在“政策执行力提升→规制落地+处罚强化→企业合规压力增大→倒逼企业数字化转型”的过程中。因此,本文主要从以下方面对基层环保监管效能进行实证检验。

其一,受潘健平等(2022)的启发,本文借鉴俞中等(2025b)的做法构建地方政府政策执行力指标。具体地,本文通过 Python 爬虫功能归集并整理了全国排污许可证管理信息平台所有

排污企业信息,并用 t 年 j 行业《技术规范》发布时间与 c 城市 j 行业首家企业申领到排污许可证的平均时间间隔来衡量。地方政府政策执行力具体测度方法为:假设中央生态环境部门在 t 年($t_1, t_2, \dots, t_n$)时点分别发布了 n 个行业《技术规范》, c 地地方政府针对 n 个行业《技术规范》分别进行政策适配及落地,每个行业首家企业申领到排污许可证时间为($T_1, T_2, \dots, T_n$),即可测得 t 年 c 地地方政府政策执行力为 $\frac{1}{n} \sum_{m=1}^n (T_m - t_m)$ 。回归结果如表7第(1)列所示,表明排污许可制能够显著提升地方政府政策执行力。为了进一步验证政府监管的事后效果,本文收集排污企业每年自行监测的次数($Number1$)和自行监测的排污口数量($Number2$)^①并取对数来考察排污许可证对企业污染监测情况的影响,回归结果如表7第(2)、(3)列所示。结果表明,从监管事后效果来看,排污许可制确实提高了地方政府的政策执行力,进而显著加大了企业自行监测力度。

其二,基于环保处罚金额和环保行政处罚案件数量对环保处罚力度进行度量。环保处罚金额数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS)的环保处罚研究数据库(EPRD)。北大法宝网站公布了全国地级市年度环保行政处罚案件,本文将行政处罚案件数量作为地方环保执法强度的代理变量。回归结果如表7第(4)列和第(5)列所示,结果表明排污许可制显著提升了行政处罚案件数量,对行政处罚金额的影响为正但不显著,可能的原因是:罚款金额范围在法律中已有明确规定,具体罚款金额会根据违法情节的严重程度进行裁定,这是一个相对灵活的裁定过程,可能与排污许可制的直接关联度不高,而排污许可制的实施使得更多的违法排污行为被查处,从而导致了处罚数量的增加。这主要得益于排污许可制的严格执行和监管力度的加大,使得更多的企事业单位和其他生产经营者被纳入排污许可管理范围,同时也提高了对违法排污行为的查处效率。截至2021年底,全国累计将304.24万个固定污染源纳入排污许可管理范围,基本实现固定污染源排污许可“全覆盖”,查办各类违反《排污许可管理条例》的行政处罚案件3500余件。^②

其三,借鉴Chen等(2018)、陈诗一和陈登科(2018)的研究,采用地方政府工作报告中与“环保”一词相关词汇出现的词频对数值及其占报告全文字数的比重作为地方政府环境规制力度的代理变量。回归结果如表7第(6)列和第(7)列所示,无论采用环保词频的对数值还是占比,回归结果都表明,排污许可制显著激发了地方政府环保监管效能。

①本文手工整理了排污企业每年监测的次数和排污口数量,鉴于可获得的数据限制,无法获取到地方政府给每个企业安装的在线设备的数量,本文利用企业自行监测数据中排污口数量进行替代。一般地,企业自行监测的排污口数量越多,地方政府为了进行线上监管,给企业安装的在线监测设备数量也越多。

②资料来源于中国新闻网<https://www.chinanews.com.cn/cj/2022/04-11/9726077.shtml>。

表 7 地方政府监管机制的检验结果							
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	地方政府执行力	ln(Number1)	ln(Number2)	ln(处罚金额)	处罚数量	ln(环保词频)	环保词频占比
<i>did</i>	0.0117*** (0.0024)	0.1606*** (0.0606)	0.0556** (0.0255)	0.0052 (0.0095)	33.9610** (16.8239)	0.0314*** (0.0081)	0.0065*** (0.0022)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.7566	0.8924	0.9582	0.9864	0.6061	0.5750	0.6248
样本量	10277	1037	1037	6876	15491	13424	13424

(二)社会公众关注机制

全国排污许可证管理信息平台是我国在环保领域首个实现“互联网申请、政务外网审核、互联网公开”的云服务平台,实现了中央、省、市、区县“四级联动”和统一部署,做到了全国排污许可证在同一平台申请、核发、监管和信息公开。因此,排污许可制能够进一步加大信息监管和信息披露力度,提高信息公开和透明度,使得公众通过多种渠道参与排污许可制的制定、实施和监督过程成为可能。鉴于此,本文从以下两个方面进行验证:

其一,百度搜索指数。越来越多的学者采用 Google 或百度搜索引擎搜索功能构建指标,表达公众需求和关注程度(Kahn & Kotchen, 2011; Zheng et al., 2012; 郑思齐等, 2013; 伊志宏等, 2022)。本文利用互联网用户对“企业名称”和“污染”关键词搜索的百度指数,构建制造业上市企业的公众环境关注指标,以揭示社会公众对企业的环境关注度。表 8 第(1)列的结果显示,排污许可制的实施显著提升了公众对获得排污许可证企业的环境关注度。

其二,从分析师关注度和媒体关注度来考察。具体地,采用对企业进行过跟踪分析的分析师团队数来衡量分析师关注度,利用企业被网络媒体和报刊报道总数来衡量媒体关注度。表 8 第(2)列和第(3)列的回归结果表明,排污许可制的推行确实提升了申领到排污许可证企业的分析师关注度和媒体关注度。

表 8 社会公众关注机制的检验结果			
变量	(1)	(2)	(3)
	百度搜索指数	分析师关注度	媒体关注度
<i>did</i>	14.9875*** (1.5744)	0.2229** (0.1119)	0.6800** (0.3048)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
R ²	0.8707	0.7979	0.7717
样本量	15494	10107	10112

(三)数字技术创新机制

排污许可制不仅可以激发地方政府监管效能、拓宽公众信息获取渠道,吸引市场投资者和媒体对企业的关注,还能够推动企业进行数字技术创新。2021年5月,国家统计局公布《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》,将数字经济产业划分为数字产品制造业、数字产品服务业、数字技术应用业、数字要素驱动业、数字化效率提升业这5个大类,为我国数字经济规模测算提供了统一可比的统计标准、口径和范围。为了验证这一机制,本文从数字经济专利申请量及其不同类别来考察。

具体地,本文借鉴陶锋等(2023)的做法,利用IncoPat专利数据、《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》和《国际专利分类与国民经济行业分类参照关系表(2018)》,根据国际专利的主分类号(IPC)与《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》进行匹配,从而识别并加总制造业上市企业、年份两个维度的数字经济发明专利申请量,并以此作为企业数字技术创新水平的测度指标。考虑到部分制造业企业没有数字经济专利申请记录,即存在大量零值,如果在忽略或者删除零值样本情况下,使用OLS估计方法很可能导致回归结果出现偏误。因此,本文采用泊松伪极大似然估计法(PPML)进行估计。回归结果如表9第(1)–(3)列所示,结果表明,排污许可制显著促进了企业层面数字经济专利申请量,无论是从发明专利申请占比还是实用新型专利申请占比来看,都存在显著的促进效应。

如果企业大量增加研发经费投入,那么一定程度上会转化为产出,即数字经济专利申请量。为进一步验证技术诱导效应,本文考虑了排污许可制对企业研发经费投入的影响。回归结果如表9第(4)列所示,排污许可制的实施使得企业研发经费投入增加了2.05%,从而间接验证了本文的研究假说3。

表9 企业数字技术创新机制的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	数字经济专利 申请量	发明专利 申请占比	实用新型专利 申请占比	企业研发经费 投入对数值
<i>did</i>	0.0641* (0.0363)	0.0371** (0.0181)	0.0639*** (0.0211)	0.0205*** (0.0011)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
Pseudo-R ²	0.9129	0.1167	0.1075	0.0225
样本量	12271	10660	10938	13128

六、进一步讨论

(一)异质性分析

1. 不同层次数字化水平

数字化转型涉及的技术领域广泛且复杂,包括人工智能技术(*AI*)、区块链技术(*blockchain*)、云计算技术(*cloud*)、大数据技术(*bigdata*)等底层技术运用,以及这些技术在具体业务场景中的技术实践应用(*application*)。衡量企业是否具备数字化能力,仅仅是简单提高技术实践运用水平是远远不够的,还需要提高底层技术在企业中的运用水平,从而为企业向更高层次的数字化转型奠定基础(孙伟增等,2023)。因此,本文从底层技术运用与技术实践应用两个维度共五个不同层面分开讨论,有助于更清晰地理解数字化转型的技术构成和应用情况。

回归结果如表 10 第(1)–(10)列所示。可以发现,无论是从全部年报还是从年报中管理层讨论与分析部分对数字化转型进行测度,排污许可制都有助于提高企业的技术实践应用(*application*)水平,这也从侧面说明了排污许可制通过要求企业安装固定监测设备等数字环保措施推进了企业数字化应用水平的提升。从底层技术运用的不同方面来看,排污许可制显著促进了人工智能技术、云计算技术、大数据技术的应用,但是对区块链技术的回归结果均不显著。原因可能是:一方面,虽然区块链技术具有去中心化、不可篡改等特点(金星晔等,2024),但区块链技术在排污许可管理中的应用主要集中在数据追溯和透明化方面,而这些需求并不是排污许可管理的核心需求,况且目前中国企业整体的数字化水平仍较低;另一方面,相比于其他技术,区块链技术是一种新型互信技术,需要其他底层技术作为支撑(孙伟增等,2023;金星晔等,2024),技术成熟度不高,技术的实施和维护成本相对较高,这导致区块链技术在排污许可管理中的应用还存在一定的局限性和风险,如数据安全性、隐私保护等问题,因此难以实现大规模运用。

表 10 不同层次数字化水平检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	年报层面					年报中管理层讨论与分析层面				
	<i>AI</i>	<i>blockchain</i>	<i>cloud</i>	<i>bigdata</i>	<i>application</i>	<i>AI</i>	<i>blockchain</i>	<i>cloud</i>	<i>bigdata</i>	<i>application</i>
<i>did</i>	0.2167*** (0.0395)	0.0030 (0.0047)	0.4444*** (0.0701)	0.2242*** (0.0366)	0.4335*** (0.0947)	0.0687*** (0.0222)	0.0005 (0.0044)	0.1559*** (0.0324)	0.0750*** (0.0183)	0.1858*** (0.0404)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
城市×年份 固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.7229	0.3279	0.7411	0.7349	0.7393	0.6200	0.3250	0.6526	0.6465	0.6400
样本量	16306	16306	16306	16306	16306	16306	16306	16306	16306	16306

2. 不同污染程度

排污许可制实行“一企一证”,对企业进行分类管理,分阶段推行并压实企业责任,加强发证后对企业的监督与处罚力度。这种来自政府与监管机构的政治和监管压力会促使企业控制自身的污染排放。然而,不同污染程度的企业可能对排污许可制的反应是不一样的。一方面,无论是否执行排污许可制,监管部门都会对重污染企业开展更为频繁的检查 and 评估,以确保其严格遵守环保法规和排污许可制的规定;另一方面,对于非重污染企业而言,数字环保设备和平台的上线意味着更高的环保要求和更严格的监管,这也意味着这类企业偷排漏排的机会成本更高,为了避免违规带来的经济损失和声誉损害,企业必须提高自身的环境管理水平。

借鉴张琦和邹梦琪(2022)做法,参考2008年原环保部办公厅发布的《上市公司环保核查行业分类管理名录》,对是否重污染行业企业范围进行划分。表11第(1)–(4)列对是否重污染企业样本进行异质性检验,可以发现,排污许可制的数字化转型推动效应在重污染企业中并不显著,而在非重污染企业中均显著为正。可能的原因在于:大部分重污染企业在强监管下已完成大部分环保数字化改造,导致排污许可制带来的边际效应递减;而非重污染企业申领到排污许可证面临的强监管一定程度上坚定了企业数字化转型的决心。

3. 所有制性质

从国有企业和非国有企业对排污许可政策的执行预期来看,一方面,由于国有企业通常承载着更多的社会责任和公众期望,因此,在排污许可制执行下,国有企业可能会更加积极地响应政策要求,主动采取数字化转型措施减少污染物排放,提升环境治理水平。另一方面,国有制企业凭借资源优势和政策支持,在数字化转型和环保方面表现出更强的实力和创新能力。表11第(5)–(8)列呈现了不同所有制企业的回归结果。与预期大相径庭的是,排污许可制推动企业数字化转型的效果在非国有企业中显著为正,而在国有企业中均不显著,这与国有企业数字化转型滞后、政策执行形式化的现实相呼应。可能的原因是:一方面,非国有企业通常具有更高的灵活性和市场敏感性,它们能迅速调整生产经营策略,通过数字化转型来寻求竞争优势,而国有企业数字化转型的核心驱动力源于政府统筹主导,而非市场监管的倒逼驱动,这使得其面对外部环境 with 政策调整的转型响应缺乏灵活性,且即时响应能力较弱;另一方面,非国有制企业更加注重成本效益的考量,排污许可制下的环保要求可能会增加其运营成本,但数字化转型可以通过提高生产效率、降低能耗等方式来抵消这部分成本,甚至带来整体成本的降低,进一步验证了“波特效应”的存在使得非国有制企业更有动力进行数字化转型。

表 11

不同污染程度及所有制性质检验

	是否重污染企业				产权性质差异			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	是	否	是	否	国有	非国有	国有	非国有
	<i>digital1</i>	<i>digital1</i>	<i>digital2</i>	<i>digital2</i>	<i>digital1</i>	<i>digital1</i>	<i>digital2</i>	<i>digital2</i>
<i>did</i>	-0.0132 (0.0238)	0.1066*** (0.0186)	-0.0014 (0.0159)	0.0775*** (0.0153)	0.0353 (0.0307)	0.0837*** (0.0172)	0.0332 (0.0244)	0.0626*** (0.0136)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是	是	是
城市×年份 固定	是	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.7513	0.8023	0.6775	0.7478	0.8298	0.8073	0.7817	0.7514
样本量	3924	11925	3924	11925	3322	11795	3322	11795
费舍尔组合 检验	0.1200(0.0000)		0.0790(0.0000)		0.0480(0.0000)		0.0290(0.1000)	

(二)调节效应分析

本部分主要考察地区数字经济发展水平对政策效果的调节效应,构建计量模型如下:

$$Y_{ict} = \beta_0 + \beta_1 did_{it} \times Z_{ct} + \beta_2 Z_{ct} + \beta_3 did_{it} + \beta_4 X_{it} + \eta_i + \gamma_t + \theta_c + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

其中, Z_{ct} 为城市层面数字发展水平,其他变量含义同式(1)。由于排污许可制的实施主要由设区的市级以上生态环境主管部门进行监管,而遵循属地管理的原则,生态环境主管部门隶属于地方政府。因此,本文在城市层面对调节变量进行测度,主要关注系数 β_1 的估计值大小,若其大于0,则表明调节变量可以与排污许可制形成合力,共同促进企业数字化转型。具体地,一方面,地区数字经济发展水平高,意味着该地区的数字基础设施建设更加完善,并且该地区的数字化市场需求更加旺盛,从而为企业数字化转型提供必要的资源基础和技术支持;另一方面,在排污许可政策执行过程中,地区数字经济发展水平高,可以促进政府、企业和社会之间的数据共享和协同治理,通过排污许可大数据服务平台,实现排污数据的实时采集、传输和分析,提高监管监测效率。

指标选取方面,对地区数字经济发展水平的测度,主要采用北京大学编制的城市层面数字普惠金融综合指数(*index_aggregate*)及其子指标数字化程度(*digitization_level*)来测度地区数字经济的发展水平。回归结果如表12第(1)–(4)列所示,无论采用哪一种测度方式,交互项的回归结果均显著为正,表明数字经济发展水平越高,排污许可制推动企业数字化转型的政策效果越显著。在控制交互项的影响后,排污许可制的系数估计值为负,说明其影响效应在很大程度上已被交互项所捕获(刘晓光、刘元春,2019)。本文也进一步考察了地区数字经济发展水平交互效应在数字化转型不同维度和不同层面上的差异,交互项的回归结果均显

著为正。

表 12 数字发展水平的调节效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>digital1</i>	<i>digital2</i>	<i>digital1</i>	<i>digital2</i>
<i>did</i> × <i>index_aggregate</i>	0.2760*** (0.1009)	0.1524* (0.0819)		
<i>index_aggregate</i>	2.5717*** (0.5045)	1.4006*** (0.4299)		
<i>did</i> × <i>digitization_level</i>			0.7832*** (0.2127)	0.4998*** (0.1706)
<i>digitization_level</i>			0.3713** (0.1574)	0.2073 (0.1402)
<i>did</i>	-1.4755** (0.5788)	-0.7969* (0.4705)	-4.3958*** (1.2250)	-2.7977*** (0.9834)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
R ²	0.7666	0.7072	0.7665	0.7072
样本量	16832	16832	16832	16832

七、结论与政策启示

排污许可制在中国的环境规制政策实践中,是固定污染源监管制度体系的核心制度,能够实现环境政策整合,一定程度上可以克服不同环境政策执行过程中出现的权责交叉、政策冲突问题,从而提高环境政策执行效能。地方政府借助排污许可证和在线大数据平台能够监督企业按要求排污,在此过程中,企业必须通过数字环保技术的运用和创新,建立更为完善的环境信息管理系统以达到排污标准。本文重点关注排污许可制的实施对推动企业数字化转型的作用,通过全国排污许可证大数据平台,在收集整理上市制造业企业获得排污许可证相关信息基础上,采用交错双重差分法探究了企业首次申领到排污许可证的外生政策冲击对企业数字化转型的影响。研究发现,排污许可制能够显著赋能制造企业数字化转型,并且这一结论在通过各种识别假定检验、异质性处理效应检验和排除其他竞争性解释等稳健性检验后仍然成立。机制检验表明,排污许可制主要通过激发基层环保监管效能产生的监管倒逼效应、提高社会公众关注度产生的公众监督效应、以及推动企业数字技术创新产生的技术诱导效应促进企业数字化转型。进一步研究发现,这一政策没有推动区块链维度的数字化转型,而政策效应主要体现在非国有企业、非重污染型企业,并且调节机制表明数字经济发展水

平越高的地区,政策效果越明显。基于研究结论,能够得到如下政策启示:

首先,进一步完善排污许可制相关法律法规和“一企一证”大数据服务平台建设。发达国家的实践经验以及在中国应用的初步成效都表明,排污许可制能够有效推动企业数字化转型,进而成功防治固定污染源污染,包括大气污染、水污染、土壤污染等。因此,需要进一步加强与其他固定污染源制度的协调、完善排污系统技术支撑体系,建立排污许可证数据库系统、完善科学合理的排污配额分配方式,提高企业污染物监测自主权。

其次,加强基层环保监管与数字化技术深度融合,促进地方政府数字化执行能力提升。一方面,本文的研究表明,排污许可制能够通过加强政府监管、提高社会公众关注度进而推动企业数字化转型,因此,可以提升地方政府政策执行力,加大环境信息披露力度,充分调动社会公众参与环境监督与治理的积极性。另一方面,政策应进一步鼓励和支持基层环保监管机构利用数字化手段,设立专项资金或政策优惠,激励制造业企业采用先进数字化技术进行污染排放监测、控制和管理,以实现更加高效精准的环保治理。建立和完善地方政府与制造业企业之间的沟通渠道和合作机制,确保政策能够精准传达并得到有效执行。此外,尽管排污许可制没有直接推动区块链维度的数字化转型,但考虑到区块链技术在环保监管、数据共享和追溯等方面的潜力,因此可以考虑在适当时机探索区块链技术在制造业企业数字化转型中的应用。

最后,推动非国有制企业 and 非重污染型企业数字化转型。针对非国有制企业 and 非重污染型企业,制定更加灵活且有针对性的数字化转型支持政策,如提供税收优惠、财政补贴和信贷支持等。鼓励这些企业积极参与数字化技术创新和应用,提升生产效率、降低污染排放,实现可持续发展。继续优化财政支出结构,加大对数字经济基础设施建设的投入力度,提升整体数字化发展水平,为制造业企业数字化转型提供更加坚实的基础。

参考文献:

- [1] 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.
- [2] 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.
- [3] 陈志军,李文秀. 公众关注度对企业环保行为的影响研究[J]. 商业经济与管理,2020(8):68-77.
- [4] 金星晔,左从江,方明月,等. 企业数字化转型的测度难题:基于大语言模型的新方法与新发现[J]. 经济研究,2024,59(3):34-53.
- [5] 李晓华,刘峰. 数字化转型与制造业创新[J]. 中国工业经济,2021(6):15-32.
- [6] 刘晓光,刘元春. 杠杆率、短债长用与企业表现[J]. 经济研究,2019,54(7):127-141.
- [7] 马光荣,刘孟鑫,戚庆源. 政府间环境事权划分与污染治理——基于省以下环保机构垂直化改革的研究[J]. 财贸经济,2023,44(8):22-37.
- [8] 毛宁,孙伟增,杨运杰,等. 交通基础设施建设与企业数字化转型——以中国高速铁路为例的实证研究

[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(10): 47-67.

[9] 潘健平, 马黎珺, 范蕊, 等. 央地交流与政策执行力: 来自政策文件大数据的证据[J]. 世界经济, 2022, 45(7): 181-204.

[10] 戚聿东, 肖旭. 数字经济时代的企业管理变革[J]. 管理世界, 2020, 36(6): 135-152+250.

[11] 孙伟增, 毛宁, 兰峰, 等. 政策赋能、数字生态与企业数字化转型——基于国家大数据综合试验区的准自然实验[J]. 中国工业经济, 2023(9): 117-135.

[12] 孙忠娟, 刘凯月, 冯佳林, 等. 如何实现数字竞争优势: “专精特新”企业数字投资与专业投资的协同逻辑[J]. 中国工业经济, 2025(4): 156-173.

[13] 陶锋, 朱盼, 邱楚芝, 等. 数字技术创新对企业市场价值的影响研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(5): 68-91.

[14] 王海, 闫卓毓, 郭冠宇, 等. 数字基础设施政策与企业数字化转型: “赋能”还是“负能”? [J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(5): 5-23.

[15] 王金南, 吴悦颖, 雷宇, 等. 中国排污许可制度改革框架研究[J]. 环境保护, 2016, 44(Z1): 10-16.

[16] 王亚琼, 王颖, 宋国君, 等. 排污许可制度中“协商式”管理案例研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(7): 93-99.

[17] 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, 10.

[18] 许文立, 孙磊. 市场激励型环境规制与能源消费结构转型——来自中国碳排放权交易试点的经验证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(7): 133-155.

[19] 伊志宏, 陈欣, 田柳. 公众环境关注对企业绿色创新的影响[J]. 经济理论与经济管理, 2022, 42(7): 32-48.

[20] 俞中, 佟孟华, 赵江山. 排污许可监管、绿色金融创新与企业信贷融资[J]. 世界经济, 2025a, 48(5): 89-127.

[21] 俞中, 佟孟华, 张国建. 地方政府政策执行视角下排污许可与企业绿色转型[J]. 财经科学, 2025b(12): 60-75.

[22] 俞中, 佟孟华, 张国建. 排污许可监管能否促进绿色低碳产业布局——来自环境经济地理视角的宏观与微观证据[J]. 财贸经济, 2026, 47(4): 141-159.

[23] 张琦, 邹梦琪. 环境治理垂直改革的效果、基层机制与影响因素[J]. 经济研究, 2022, 57(8): 172-190.

[24] 赵宸宇, 王文春, 李雪松. 数字化转型如何影响企业全要素生产率[J]. 财贸经济, 2021, 42(7): 114-129.

[25] 甄红线, 王玺, 方红星. 知识产权行政保护与企业数字化转型[J]. 经济研究, 2023, 58(11): 62-79.

[26] 郑思齐, 万广华, 孙伟增, 等. 公众诉求与城市环境治理[J]. 管理世界, 2013(6): 72-84.

[27] Arkhangelsky, D., S. Athey, D. A. Hirshberg, et al. Synthetic Difference-in-Differences[J]. American Economic Review, 2021, 111(12): 4088-4118.

[28] Bartram, S. M., K. Hou, S. Kim. Real Effects of Climate Policy: Financial Constraints and Spillovers[J]. Journal of Financial Economics, 2022, 143(2): 668-696.

[29] Beck, T., R. Levine, A. Levkov. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States[J]. The Journal of Finance, 2010, 65(5): 1637-1667.

[30] Bertrand, M., E. Duflo, S. Mullainathan. How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates? [J]. Quarterly Journal of Economics, 2004, 119(1): 249-275.

[31] Candel, J. J. The Expediency of Policy Integration[J]. Policy Studies, 2021, 42: 346-361.

[32] Chen, H., Greitens, S. C. Information Capacity and Social Order: The Local Politics of Information Integra-

tion in China[J]. *Governance*, 2022, 35(2): 497–523.

[33] Chen, Z., M. E. Kahn, Y. Liu, et al. The Consequences of Spatially Differentiated Water Pollution Regulation in China[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, 88: 468–485.

[34] De Chaisemartin, C., D’Haultfoeuille, X. Two-way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects[J]. *American Economic Review*, 2020, 110(9): 2964–2996.

[35] Goodman-Bacon A. Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 254–277.

[36] Jia, C., Y. Gong, Plants' Emission Behaviors under Dual Control of Pollutant Concentration and Quantity[J]. *Journal of Environmental Management*, 2023, 347: 119066.

[37] Kahn, M. E., M. J. Kotchen. Business Cycle Effects on Concern about Climate Change: the Chilling Effect of Recession[J]. *Climate Change Economics*, 2011, 2(3): 257–273.

[38] Peters, B. G. State Failure, Governance Failure and Policy Failure: Exploring the Linkages[J]. *Public Policy and Administration*, 2015, 30(3–4): 261–276.

[39] Peters, G. B., D. Savoie. Managing Incoherence: The Coordination and Empowerment Conundrum[J]. *Public Administration Review*, 1996, 56: 281–290.

[40] Sun, L., S. Abraham. Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 175–199.

[41] Zhang, J., M. Liu, B. Zhang. Environmental Policy Integration and Performance: The Effectiveness of China's One Permit Management Reform[J]. *Environmental Impact Assessment Review*, 2023, 98: 106951.

[42] Zheng, S., J. Wu, M. E. Kahn, et al. The Nascent Market for “Green” Real Estate in Beijing[J]. *European Economic Review*, 2012, 56(5): 974–984.

[43] Zhou, J., J. Wang., H. Jiang, et al. A Review of Development and Reform of Emission Permit System in China[J]. *Journal of Environmental Management*, 2019, 247: 561–569.

The Unexpected Benefits of Environmental Policy Integration: Pollutant Emission Permit System and Manufacturing Digital Transformation

Zhang Guojian^a, Jiang Shoujian^b, Yu Zhong^c, Hu Yumei^d

(a: Joint Research Institute, Nanjing Audit University;

b: School of Finance, Shandong Technology and Business University;

c: School of Economics, Anhui University;

d: School of Finance, Nanjing Audit University)

Abstract: As the core institution of the regulatory system for fixed pollution sources, the Pollutant Emission Permit System (PEPS) imposes stricter environmental constraints and information disclosure requirements, which forces enterprises to pursue digital transformation under compliance pressure and thereby generates unintended benefits arising from integrated environmental policies. Based on the national big data of pollutant emission permits and panel data of listed manufacturing enterprises from 2016 to 2022, this paper adopts the staggered difference-in-differences method to empirically explore the impact of the PEPS on corporate digital transformation and its underlying mechanisms. The empirical results indicate that the PEPS can significantly promote the digital transformation of manufacturing enterprises, and the baseline regression results remain valid after passing a series of identification assumption tests and robustness tests. Mechanism tests demonstrate that the PEPS promotes corporate digital transformation through three major channels: the regulatory forcing effect by stimulating the efficiency of grassroots environmental supervision, the public supervision effect by raising public attention to environmental governance, and the technology induction effect by driving enterprises' digital technological innovation. Further heterogeneous analysis shows that the policy fails to facilitate enterprise digital transformation in the blockchain dimension. Its governance effect is mainly reflected in non-state-owned enterprises and non-heavily polluting enterprises, and is more pronounced in regions with a higher level of digital economy development. The research findings not only improve the institutional design of the PEPS and support the establishment of a collaborative environmental governance mechanism, but also provide empirical evidence and decision-making references for boosting the digital transformation of manufacturing enterprises.

Keywords: Pollutant Emission Permit System (PEPS); Digital Transformation; The Staggered Difference-in-Differences Method

JEL Classification: O38, Q53

(责任编辑:朱静静)

附录：

附表 1	数字化转型提取关键词
指标分类	指标名称
人工智能技术	人工智能、商业智能、图像理解、投资决策辅助系统、智能数据分析、智能机器人、机器学习、深度学习、语义搜索、生物识别技术、人脸识别、语音识别、身份验证、自动驾驶、自然语言处理
区块链技术	数字货币、智能合约、分布式计算、去中心化、比特币、联盟链、差分隐私技术、共识机制
云计算技术	内存计算、云计算、流计算、图计算、物联网、多方安全计算、类脑计算、绿色计算、认知计算、融合架构、亿级并发、EB 级存储、信息物理系统
大数据技术	大数据、数据挖掘、文本挖掘、数据可视化、异构数据、征信、增强现实、混合现实、虚拟现实
数字技术应用	移动互联网、工业互联网、移动互联、互联网医疗、电子商务、移动支付、第三方支付、NFC 支付、B2B、B2C、C2B、C2C、O2O、网联、智能穿戴、智慧农业、智能交通、智能医疗、智能客服、智能家居、智能投顾、智能文旅、智能环保、智能电网、智能能源、智能营销、数字营销、无人零售、互联网金融、数字金融、Fintech、金融科技、量化金融、开放银行

截至 2023 年底,生态环境部一共发布了 74 个行业《排污许可证申请与核发技术规范》,主要用于指导和规范排污单位排污许可证申请与核发工作。具体发布时间如附表 2 所示:

附表 2	排污许可证申请与核发技术规范发布时间
发布时间	行业名称
201612	造纸行业,火电行业
201707	水泥工业,钢铁工业
201708	石化工业
201709	玻璃工业-平板玻璃,电镀行业,炼焦化学工业,制糖工业,纺织印染工业,制革工业,化肥工业-氮肥,农药制造工业,制药工业-原料药制造
201712	有色金属-汞冶炼,有色金属-钴冶炼,有色金属-铝冶炼,有色金属-镁冶炼,有色金属-镍冶炼,有色金属-铅锌冶炼,有色金属-钛冶炼,有色金属-锑冶炼,有色金属-铜冶炼,有色金属-锡冶炼
201802	排污许可证申请与核发技术规范总则(适用于全行业)
201806	淀粉工业,农副产品加工-屠宰及肉类加工
201807	陶瓷砖瓦工业,锅炉
201808	有色金属-再生金属
201809	磷肥、钾肥、复混钾肥、有机肥料及微生物肥料工业,电池工业,汽车制造业
201811	水处理试行(适用于全行业)
201905	家具制造工业
201906	调味品和发酵制品制造工业,乳制品制造业,家禽养殖业,酒、饮料制造业
201907	人造板制造行业,电子工业
201908	方便食品、食品及饲料添加剂工业,聚氯乙烯工业,无机化学工业,废弃资源加工工业,工业固体废物和危险废物治理,危险废物焚烧
201910	生活垃圾焚烧
201912	毛皮加工工业,印刷工业,化学药品制剂制造,生物药品制品制造,制药工业中中成药生产
202002	水产品加工工业,饲料加工、植物油加工工业,羽毛(绒)加工工业,煤炭加工-合成气和液体燃料生产,日用化学产品制造工业,专用化学产品制造工业,化学纤维制造业,码头,环境卫生管理业,医疗机构

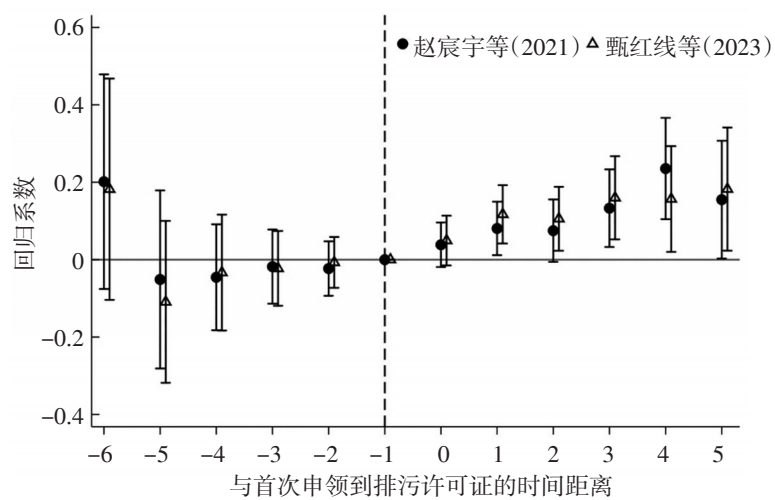
续附表 2 排污许可证申请与核发技术规范发布时间

发布时间	行业名称
202003	储油库、加油站,涂料、油墨、颜料及类似产品制造业,石墨及其他非金属矿物制品制造,铁合金、电解锰工业,金属铸造工业,制鞋工业,橡胶和塑料制品,工业炉窑,稀有稀土金属冶炼,铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业,水处理通用(适用于全行业)
202111	工业固体废物(适用于全行业)
202310	工业噪声(适用于全行业)

注:资料来源生态环境部官网,网址:https://www.mee.gov.cn/。

附表 3 其他稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
	digital1		digital2		digital1		digital2		digital1		digital2		digital3	digital4	digital5
did	0.1699*** (0.0279)	0.1652*** (0.0289)	0.1282*** (0.0274)	0.1273*** (0.0283)	0.1811*** (0.0276)	0.1811*** (0.0395)	0.1263*** (0.0290)	0.1263*** (0.0348)	0.1726*** (0.0353)	0.1919*** (0.0323)	0.1339*** (0.0342)	0.1424*** (0.0314)	0.0462** (0.0229)	0.0525** (0.0238)	0.0972*** (0.0134)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	否	是	否	是	是	是
L控制变量	否	否	否	否	否	否	否	否	否	是	否	是	否	否	否
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
行业x年份固定效应	是	是	是	是	否	否	否	否	否	否	否	否	否	否	否
城市x年份固定效应	否	是	否	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
城市x行业固定效应	否	是	否	是	否	否	否	否	否	否	否	否	否	否	否
省份层面聚类	否	否	否	否	是	否	是	否	否	否	否	否	否	否	否
省份、行业层面聚类	否	否	否	否	否	是	否	是	否	否	否	否	否	否	否
是否平衡面板	否	否	否	否	否	否	否	否	是	否	是	否	否	否	否
R ²	0.8343	0.8390	0.7947	0.8003	0.8452	0.8452	0.8062	0.8062	0.8353	0.8465	0.7945	0.8083	0.8693	0.8736	0.9195
样本量	16887	16869	16887	16869	16306	16306	16306	16306	11918	14248	11918	14248	16359	14560	12672



附图1 更换被解释变量后的动态平行趋势检验结果