

第三方环境信息披露对工业企业污水排放的影响

赖永剑^{1,2}, 贺祥民^{1,2}

(1. 南昌工程学院水经济与管理研究中心, 江西 南昌 330029; 2. 南昌工程学院经贸学院, 江西 南昌 330029)

摘要:以第三方环境信息披露政策为准自然实验,采用双重差分法模型考察了非正式环境规制政策对企业污水排放的影响作用。结果表明,第三方环境信息披露政策不仅减少了企业污水排放量,而且削弱了企业污水排放强度;第三方环境信息披露政策通过提升公众环境关注度、政府环境治理水平等渠道促进了企业污水排放量的减少;异质性分析发现,第三方环境信息披露政策对经济发展水平较高的城市、高耗水行业、国有企业的污水排放产生了明显的削减作用;城市数字经济发展和绿色信贷在增强第三方环境信息披露政策的污水减排效应中发挥了重要作用。建议加大环境信息公开力度,促进数字经济发展和绿色信贷顶层设计,并提出了从非正式环境规制角度促进企业减排排污的新思路。

关键词:第三方环境信息披露;工业企业;污水排放

中图分类号:X703

文献标志码:A

文章编号:1003-9511(2025)01-0032-10

The impact of third-party environmental information disclosure on sewage discharge of industrial enterprises//LAI Yongjian^{1,2}, HE Xiangmin^{1,2} (1. *Water Economics and Management Research Center, Nanchang Institute of Technology, Nanchang 330029, China*; 2. *School of Economics and Trade, Nanchang Institute of Technology, Nanchang 330029, China*)

Abstract: Based on a quasi-natural experiment of third-party environmental information disclosure policy, this study employs the Difference-in-Differences (DID) model to investigate the impact of informal environmental regulation policies on enterprise sewage discharge. The findings demonstrate that the third-party environmental information disclosure policy not only reduces corporate sewage discharge but also mitigates its intensity. A series of robustness tests confirm the reliability of these results. The third-party environmental information disclosure policy promotes a reduction in enterprise sewage discharge by enhancing public awareness of the environment and improving the government's capacity for environmental governance. Heterogeneity analysis reveals that third-party environmental information disclosure has a more pronounced effect in reducing sewage discharge in cities with higher levels of economic development, industries with high water consumption, and state-owned enterprises. Urban digital economy development and green credit play crucial roles in augmenting the effectiveness of third-party environmental information disclosure policies in curbing sewage emissions. This article suggests intensifying efforts to disseminate environmental information while promoting digital economy growth and implementing top-level designs for green credit systems. By adopting an approach centered around informal environmental regulation, this paper presents a novel idea to promote emission reduction and pollution control among enterprises.

Key words: third party environmental information disclosure; industrial enterprises; sewage discharge

近年来,中国快速的工业化、城镇化进程在提高经济发展水平、改善人民生活方面发挥了重要的作用,但是,众多经济高速增长地区环境破坏严重,2004—2017年,中国的污水排放量从480亿t增加到700亿t^[1]。虽然,中国在水环境保护方面开展了诸多尝试,并取得了明显的效果,但2022年污水排放量仍然高达638.97亿t,而环境监管的地方保护主义造成的污染空间转移等问题^[2]仍较突出;全国

水生态环境保护结构性、根源性、趋势性压力尚未得到根本缓解,以氮、磷为代表的营养性物质污染问题日益凸显^[3]。

面对日益严峻的水污染压力,中国政府采取了一系列有力的举措,这些举措大多为政府命令型正式环境规制措施。在这些措施的执行过程中普遍存在“三大难”问题,即环境执法难、环境诉讼难、社会监督难,而解决“三大难”问题的关键是信息公开。

近年来,政府尝试强化环境信息披露力度,充分发挥公众主体监督这种非正式环境规制手段来提升环境污染综合治理能力。

1 文献综述

a. 企业作为环境信息披露主体,研究企业环境信息披露的动机、绩效及影响因素。环境信息披露作为企业社会责任的组成部分,揭露和公示环境相关活动和信息,成为很多企业社会责任的重要表现形式^[4]。Wang 等^[5]发现环境信息披露不仅对企业财务绩效有直接的正向影响,还通过会计分析师覆盖率和流动性间接影响财务绩效。Meng 等^[6]认为,在考虑年报影响的情况下,投资者对环境信息披露有显著的负面反应;在重污染公司和机构中持股比例较高的公司更有可能引起投资者的负面反应。Almaqtari 等^[7]根据亚洲和欧洲的企业数据研究表明,环境信息披露有利于提升企业的可持续发展能力。李政大等^[8]认为,环境信息披露能够提高企业的社会声誉,优化投资结构,提高外部金融机构的信任,进而吸引更多金融机构贷款,促进企业的外部融资。王茂斌等^[9]认为绿色制造显著提升了企业环境信息披露质量;而更高的公众环境关注度和更严格的地方政府环保规制力度能够强化绿色制造的影响效应。

b. 政府作为环境信息披露主体。Kosajan 等^[10]将整体-阵列-多边形方法应用于政府环境信息披露评价,发现中国等发展中国家的政府环境信息披露水平有待提高。Zhu 等^[11]认为政府公开的环境信息能够从整体上反映地方环境绩效,政府环境信息披露水平越高,地方环境绩效越好;但两者之间的关系存在显著的地区差异。王营等^[12]认为,企业绿色专利申请数量与政府环境信息公开水平具有显著的正向关系,尤其是体现绿色创新质量的绿色发明专利。这是因为政府层面的环境信息公开能够引导企业层面的环境信息披露,帮助社会公众对企业进行更加全面的监督。时培豪等^[13]认为,政府提高环境信息披露强度会激励企业开展环境整治行动,降低污染物排放总量,提升环境治理成效;而政府环境信息披露发挥治理效应主要通过加大地区环保执法力度和强化公共环境监督两种途径实现。

c. 第三方环境信息披露。第三方环境信息披露已经被证明可以改善能源效率^[14]、助推企业减碳^[15]、改善城市空气质量^[16]、提升经济发展水平^[17]。

虽然环境信息披露的相关研究日益丰富,但是尚无考察环境信息披露尤其是第三方环境信息披露对企业污水排放影响效应的文献。本文以企业污水排放为切入点,根据地区数字经济发展、绿色信贷的调

节作用,研究了第三方环境信息披露这一重要的非正式环境规制制度对企业污染排放的作用机制和影响效应,为政府进一步发挥第三方信息披露政策削减工业企业污水排放的有效作用提供政策启示。

2 政策回顾

2008年5月,中国开始实施《政府信息公开条例》和《环境信息公开办法(试行)》。以此为契机,中国公众环境研究中心(IPE)与美国自然资源保护协会(NRDC)于2009年共同研发了污染源监管信息公开指数(PITI),它的出现标志着中国第三方环境信息公开制度的建立,对于完善中国环境防治机制具有重要意义。环境公开信息包括监管信息、自行监测、互动回应、排放数据、环评信息等5个一级指标,8个二级指标;每项指标均设置了一定的权重,并通过系统性、及时性、完整性、友好性4个维度进行量化评估。IPE从2008年开始对113个城市的政府环境信息公开质量进行系统评估,2013—2014年评估城市数量增至120个。从2008年到2018—2019年度,PITI共公布了10期。

在PITI评价的4个维度中,最为重要的是系统性。早期数据相对有限,第一期PITI评价的基础是2008年公布的24345条环境监管记录。2014年《中华人民共和国环境保护法》实施,PITI评价的基础数据达到了42569条;2016年受中央环保督察工作全面铺开的影响,PITI评价的基础数据快速上升至69355条;2017年进一步增长到162548条;而2018年达338651条。基础数据的增长,使得PITI更为科学和可靠。PITI的评估标准侧重于城市日常污染治理、企业污染排放、对公众的互动回应以及环境评估文件,将这些指标综合起来,得出总分100分。除了必须披露的必要环境信息外,每个地区还可以主动补充披露,发布各种与环境相关的信息。PITI值越高,环境信息披露程度越高。经过多年的努力,环境信息以“公开是常态、不公开是例外”为原则已经被政府和社会公众所公认。从10期的平均得分来看,宁波、北京、温州、青岛和杭州平均得分最高,表明这些城市的政府环境信息公开质量最高;平均得分最低的城市为克拉玛依、大同、张家界、临汾和本溪。

3 理论假设

3.1 第三方环境信息披露对工业企业污水排放的影响

第三方环境信息披露对保障公众水污染和治理的知情权、参与权、监督权以及提高环境管理质量具

有重要的现实意义。环境信息披露的本质在于多方共治,需要政府、企业与公众等多方主体共同参与环境治理^[17]。

首先,第三方环境信息披露有力地提升了公众对环境污染的关注度,较好地激发了公众参与环境治理的热情。环境污染知识一直被学者们视为促进环境保护行为的重要驱动因素^[18-19]。Pan等^[20]认为环境信息披露可以通过提升公众环境风险的感知程度和增加公众的环境知识等渠道,提升公众的环境关注度;彭铭刚等^[21]认为,环境信息披露可以促进公众更多地了解环境污染问题,掌握更多的环境相关知识。在环境信息不透明的情况下,公众很难意识到环境问题的严重性,并且可能低估环境质量对他们的重要性。第三方环境信息公开可以通过提高环境信息透明度,使得公众更好地了解他们生存环境周边的污染状况。当公众意识到周围存在环境污染风险时,对环境关注度将会提高^[22]。

公众环境关注度的提升:①有利于增加市场对绿色产品和环保治理企业投资的需求,驱动绿色购买意愿^[23]。公众以“用脚投票”的方式提升污染产品的生存困境^[24],从而倒逼企业进行绿色创新、减少污水排放等行为。②增强了公众对环境污染的感知敏感度,影响了公众对政府环境治理的评价^[25],间接强化了政府环境规制^[26]。伊志宏等^[27]发现,公众环境关注可以通过强化政府环境规制、提升企业生态观念,进而驱动企业的绿色创新行为。董直庆等^[28]认为,公众环境关注度显著提高了绿色技术创新水平,推动了技术朝绿色方向转变。因此,第三方环境信息披露通过提升公众环境关注度促使了企业节水,同时加强了废水处理,减少了废水排放量,并进行与水相关的绿色创新。

其次,污染源监管信息公开有利于提升政府环境治理水平。第三方环境信息披露推动了国家环境保护政策的完善和落实,促进了环境的有效治理和改善。PITI持续关注重点排污单位环境信息公开实施情况,通过全国政协会议向有关部门建言,推动了生态环境保护法律法规的进一步完善。全国污染重点信息源实时公开,实时公开了污染数据,从标准化、规范化、数据化的角度调动了政府环境保护部门监督和监管的积极性和主动性,从而提升了政府环境治理的水平。政府环境治理水平的提升有以下优势:①通过奖优罚劣的方式迫使企业优化生产流程,提升环境标准;②为企业提供现有产品绿色化、组织架构高效化的方向,引导企业结合市场需求,形成统一的规则和程序,进行绿色创新;③有利于政府通过对环境保护和创新产业提供财政支持,对污染行为

进行行政处罚,引导企业开展污水处理和节水工作的技术研发和应用活动。

基于此,提出假设1:第三方环境信息披露有利于降低工业企业污水排放;假设2:第三方环境信息披露通过提升公众环境关注度、政府环境治理水平降低企业水污染排放水平。

3.2 数字经济发展和绿色信贷的调节作用

3.2.1 数字经济发展的调节作用

数字经济为公众在绿色发展的议题上实现了信息崛起^[29]。①数字经济带来的便利性、渗透性和广覆盖性使得更多的公众更容易获得环境信息,加入环境监督的队伍中。尤其是利用智能手机,借助大数据,公众可以非常方便地获取各种环境信息。而信息的便利性获取也激励着公众通过“晒环境”等随手拍形式在微博、微信朋友圈、抖音等平台上表达对环境问题的关注。②更多便利的数字平台推动了公众对环境问题的监督。如一些环保政务微博、微信平台,环保自媒体,12369网络举报平台等,较大程度地激发了公众参与监督污染企业的热情。Udalov等^[30]基于国际调查数据,发现互联网发展对环境关注度有显著的影响作用。更为重要的是,数字平台通过传播可能将公众的环境保护诉求形成舆论压力,从而影响企业行为和政府部门的决策。

此外,在环境信息公开的基础上,借助数字技术使用电子政务服务模式,可以较大程度地提升政府尤其是基层政府的环境治理能力和效率,在极大降低政府部门环境治理成本的同时拓宽了治理路径,提升了政府对环境的关注程度,激发了环境监管部门的治理意愿^[31]。在政府规制和公众监督的齐抓共管下,企业主动降低污水排放的意愿增强。

因此,提出假设3:城市数字经济发展有利于增强第三方环境信息披露对工业企业污水排放的影响作用。

3.2.2 绿色信贷的调节作用

绿色信贷作为绿色金融的重要组成部分,在促进资金向绿色产业配置中起到了突出的作用。根据原中国银行监督管理委员会(银监会)制定的《绿色信贷指引》,绿色信贷的主要目的是助推高污染、高能耗企业的污染减排和转型发展^[32]。《绿色信贷指引》明确了绿色信贷业务的目标,以确保绿色信贷流向绿色领域,严防信贷流向高污染、高能耗企业。公众的监督是绿色信贷高质量执行的保障,企业对环境和社会影响信息的公开是绿色信贷的基础。绿色信贷提高了企业信贷的门槛,环境检测标准、污染治理效果和生态保护是企业获得绿色信贷的重要前提^[33]。第三方环境信息披露可以作为绿色信贷的

重要信息来源,使得超标污水排放企业无法获得绿色信贷,从而倒逼这些企业加强污水治理,提升排放标准,并推动绿色创新。

因此,提出假设4:绿色信贷有利于增强第三方环境信息披露对工业企业污水排放的影响。

4 模型、变量与数据

4.1 基准模型

第三方环境信息披露政策可视为准自然实验,因此,本文采用双重差分模型来考察第三方环境信息披露政策对工业企业污水排放的影响。双重差分模型是被广泛运用的政策绩效评估工具,公式为

$$W_{it} = \beta_0 + \beta_1 I_{ct} + Z + \delta_i + \mu_t + \varphi_c + \theta_j + \varepsilon_{ijct} \quad (1)$$

式中: i 为企业; c 为城市; t 为年份; W_{it} 为企业污水排放,包含污水排放量(W_1)和污水排放强度(W_2); I_{ct} 为虚拟变量,表示企业所在的城市 c 在 t 年成为PITI信息公开城市,也即该城市实施了第三方环境信息披露政策; δ 、 μ 、 φ 、 θ 分别为企业、年份、城市和行业固定效应,以控制不可观测因素的影响。此外,为了得到式(1)中核心解释变量 I 系数的无偏估计量 β_1 ,还应加入一系列的控制变量 Z 使得 I_{ct} 与随机误差项 ε_{ijct} 无关,即式(1)在加入控制变量后,应同时满足污染源监管信息公开城市名单制定年份的随机性,以及污染源监管信息公开名单选择城市的随机性。模型标准误在城市层面和行业层面聚类以缓解可能的组间相关问题。

4.2 变量说明

a. 因变量:企业污水排放,同时考虑 W_1 和 W_2 两个变量。 W_2 采用 W_1 与当年工业增加值的比值衡量,且两变量均取对数。

b. 自变量:若 $I=1$,则表示企业所在城市 c 在 t 年已实施第三方环境信息披露政策,否则为0。

c. 控制变量:包括城市层面和企业层面控制变量。城市层面控制变量为①经济发展水平:低收入

地区倾向于通过增加二氧化碳排放强度较高的生产活动来带动经济发展,而高收入地区则对碳中和和技术创新等绿色创新有更高的需求,用城市人均GDP取对数衡量,GDP值均以2004年为基期进行平减;②外商直接投资:用实际使用外资与GDP比值衡量;③财政干预:使用财政支出与GDP的比值衡量;④产业结构:采用地区第二和第三产业占地区生产总值的比重之和表示。企业层面控制变量为①企业人力资本水平:采用企业年人均工资加福利费的对数衡量;②企业规模:采用企业年平均就业人数取对数衡量;③企业经营年限:采用当年年份与企业开业年份之差加1取对数衡量。

4.3 数据来源

鉴于数据的可得性,以2004—2014中国工业企业数据库与工业企业污染数据库为基础数据库;根据每个企业的组织代码、名称和地理位置信息,将这两个数据库匹配,构建微观企业层面的污染排放面板数据。污染源监管信息公开城市名单来自公众环境研究中心和自然资源保护协会联合发布的城市污染源监管信息公开指数报告。

城市层面数据来自于《中国区域经济统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国环境统计年鉴》、各省统计年鉴、各市统计年鉴和中经网数据库。公众环境关注度来自百度搜索指数。绿色信贷数据来自国泰君安金融经济研究数据库(CSMAR)和万得数据库(WIND)。

5 实证结果

5.1 基准模型估计结果

表1为第三方环境信息披露政策对 W_1 和 W_2 影响效应的基准模型检验结果。(3)(4)列与(1)(2)列相比是后面两列加入了控制变量。以(3)(4)列报告的结果作为分析对象可以看到, I 的系数均显著为负,表明第三方环境信息披露政策对企业污

表1 第三方环境信息披露政策对企业污水排放的影响检验

变量	(1)		(2)		(3)		(4)	
	W_1	t 值	W_2	t 值	W_1	t 值	W_2	t 值
I	-0.037***	-5.448	-0.025***	-3.945	-0.024***	-6.439	-0.015***	-3.825
经济发展水平					-0.642***	-3.655	-0.783***	-5.459
外商直接投资					0.048**	2.247	0.063***	6.458
财政干预					0.017*	1.933	0.011	1.364
产业结构					0.058	1.207	0.038	1.182
企业人力资本水平					-0.168***	-3.492	-0.135***	-4.179
企业规模					0.075	1.382	0.066	1.039
企业经营年限					0.080*	1.904	0.042	1.129
固定效应		有		有		有		有
R^2		0.367		0.386		0.418		0.422
观测值		858944		858944		858944		858944

注: *、**、*** 分别表示在10%、5%、1%水平下显著,下同。

水排放量和排放强度均存在显著的抑制作用,假设1成立。

5.2 平行趋势检验

满足平行趋势假设是双重差分法是否可靠的一个重要条件,这一条件假设即为在政策冲击发生之前,处理组与对照组的结果变量必须有类似的变化趋势,即为平行趋势。参考Li等^[34]的研究,采用事件分析法分析平行趋势,估计回归方程为

$$W_{it} = \beta_0 + \sum_{k=-4}^{k=6} \beta_k I_{ck} + Z + \delta_i + \mu_t + \varphi_c + \theta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

式中: I_{ck} 为一列哑变量,用于表示政策实施前后的年份政策变量; k 为变化的年数。由于样本期为2005—2015年,而第三方环境信息披露政策2008年开始实施,因此选择提前4期、滞后6期进行分析。从表2可知,第三方环境信息披露政策实施前4年的回归系数均不显著,说明处理组和对照组在城市成为政策实施城市前没有显著差异,即平行趋势假设成立。

表2 平行趋势检验

变量	W_1		W_2	
	(1)	t 值	(2)	t 值
$I_{c,-4}$	0.285	1.027	0.162	0.983
$I_{c,-3}$	0.168	1.190	0.170	1.249
$I_{c,-2}$	-0.024	-0.976	-0.038	-1.163
$I_{c,-1}$	-0.035	1.208	-0.029	-1.247
$I_{c,1}$	-0.016**	-2.036	-0.009***	-2.940
$I_{c,2}$	-0.019***	-4.206	-0.013***	-3.282
$I_{c,3}$	-0.016***	-3.871	-0.012***	-3.977
$I_{c,4}$	-0.021***	-4.282	-0.015***	-3.627
$I_{c,5}$	-0.024***	-3.074	-0.016***	-4.708
$I_{c,6}$	-0.020**	-2.135	-0.012***	-3.868
控制变量	有		有	
固定效应	有		有	
R^2	0.433		0.425	
观测值	858 944		858 944	

5.3 基于工具变量的内生性检验

模型估计中内生性的存在经常是影响估计结果可靠性的重要因素。参照Shi等^[35]的研究,将各城市互联网渗透率(常住人口中每百人互联网宽带接入用户数)作为工具变量进行检验。原因在于:①互联网用户数量越多,该城市的信息基础设施越好,越能迅速暴露公众的各种需求,环境信息披露概

率越高,即满足工具变量必须与内生解释变量高度相关的相关性假设;②城市互联网渗透率不会随着企业污水排放量和排放强度的变化而变化,从而满足工具变量不能与模型的误差项相关的外生性假设。采用两阶段回归进行工具变量检验,结果见表3。表3第二阶段的K-P rk LM统计量 P 值均为0.000,“工具变量识别不足”的原假设被显著拒绝。相关性检验 F 统计量也显示模型通过了弱工具变量检验,因此证明选取的工具变量有效。可以看到,使用工具变量控制内生性后,解释变量的系数及显著性与基础模型基本一致。

表3 基于工具变量的内生性检验

变量	I		W_1		W_2	
	第一阶段	t 值	第二阶段	t 值	第二阶段	t 值
工具变量	0.023***	6.904				
I			-0.030***	-5.738	-0.024***	-3.297
控制变量	有		有		有	
固定效应	有		有		有	
R^2	0.673		0.443		0.480	
观测值	858 944		858 944		858 944	
F 值	85.372					
K-P rk LM			97.063		125.461	

5.4 稳健性检验

a. 采用基于倾向得分匹配法(PSM)的双重差分法进行检验,因变量为工业企业污水排放量,结果见表4(1)列。运用PSM-DID法可以有效控制处理组和控制组在可测变量上的差异。参考文献[15],以式(1)中控制变量作为匹配变量,采用半径匹配方法对样本进行匹配。匹配后样本回归结果中,关键解释变量 I 的系数仍然为负,进一步支持了基准回归结果。

b. 替换因变量。在基准回归中,解释变量是工业废水排放量,在一定程度上可以反映工业企业对水污染的综合影响。但是由于废水处理技术的发展和处理设备的采用,有可能会出工业废水排放量减少,但实际污染物排放量并未发生改变^[1]的情况。因此,将化学需氧量和氨氮分别作为实证检验的解释变量重新进行检验,结果见表4(2)(3)列。可以看到,替换因变量后,第三方信息披露政策仍然对工业企业废水中的实际污染物排放量产生了显著的减少作用,说明模型具有较强的稳健性。

表4 稳健性检验

变量	改变方法		替换因变量		剔除高级别城市样本		安慰剂检验			
	(1)	t 值	(2)	t 值	(3)	t 值	(4)	t 值	(5)	t 值
I	-0.028***	-6.293	-0.033**	-2.190	-0.020***	-4.274	-0.043***	-5.068	-0.082	-1.343
控制变量	有		有		有		有		有	
固定效应	有		有		有		有		有	
R^2	0.531		0.520		0.483		0.455		0.471	
观测值	858 944		858 944		858 944		702 756		858 944	

c. 剔除高级别城市样本。由于高级别城市(包括计划单列市和副省级城市)政策环境与地级市差异较大。为排除高级别城市样本可能存在的一些特殊政策带来的影响,剔除高级别城市样本后进行回归。回归结果中 I 系数的符号和显著性基本保持不变。

d. 安慰剂检验。安慰剂检验可以考察城市不可观测特性和遗漏变量带来的估计偏差。安慰剂检验思路是构建实施第三方信息披露政策城市的邻近城市也是实施第三方信息披露政策城市的反事实。使用这一思路的优势在于:一般情况下,地理上邻近的城市其可观测和不可观测城市特质基本一致,如经济环境、自然环境和社会环境等。以安慰剂城市和实施第三方信息披露政策城市在同一省级行政区为例,匹配后的样本回归结果见表 4(5)列。可见, I 的系数不显著,说明第三方信息披露政策实施后工业企业污水排放量的降低并不是由遗漏变量或其他不可观测城市特质导致的。

5.5 影响机制检验

根据假设 2,第三方环境信息披露政策通过提升公众环境关注度、政府环境治理水平两条机制影响企业污水排放,采用中介效应检验法对其中存在的影响机制进行检验。参考江艇^[36]关于中介效应检验的相关建议以及韩民春等^[37-38]的研究,首先检验关键解释变量第三方环境信息披露政策对中介变量是否存在显著的影响作用;进而,为避免中介变量对被解释变量的因果效应理论论证可能不充分的问题,进一步检验中介变量对被解释变量企业污水排放的影响。由于第三方环境信息披露城市的选择与公众环境关注度及政府环境治理水平之间可能存在反向因果关系,导致估计结果存在偏差,因此,采用

动态面板数据模型的 GMM 估计法来克服可能存在的内生问题^[39],这是因为 GMM 估计法采用的工具变量法可以在一定程度上控制内生性问题,采用的差分变换较好地克服了不可观测变量与解释变量之间的相关性以及遗漏变量的问题。Arellano 等^[40-41]提出的系统广义矩估计能够解决差分 GMM 造成的弱工具变量问题。本文选取系统 GMM 估计模型,对应的动态面板数据模型如下:

$$M_{ct} = \beta_0 + \beta_1 M_{ct-1} + \beta_2 I_{ct} + Z + \mu_t + \varphi_c + \varepsilon_{ct} \quad (3)$$

$$W_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 W_{it-1} + \gamma_2 M_{ct} + Z + \delta_i + \mu_t + \varphi_c + \theta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

式中: M 为中介变量,包括公众环境关注度(A)和政府环境治理水平(G)。

5.5.1 通过影响公众环境关注度的机制检验

借鉴 Yu 等^[42]的研究,选用环保关键词的百度搜索指数来刻画公众环境关注度,其合理性在于:①百度作为中国最大的中文搜索引擎,覆盖范围广、数据可得性高,基于互联网网民用户搜索记录的数据能够及时捕捉该群体对特定事件的关注,使用搜索的频次及方位统计具有科学性和代表性;②低碳、绿色、新能源、雾霾等议题关键词,能够有效代理公众在环境和能源方面的偏好和行为意图。因此,选用上述关键词的百度搜索指数作为公众环境关注的代理变量,并对变量进行对数处理后代入中介模型。依据系统 GMM 估计法,用 Sargan 检验和 AR 检验等解决回归模型中过度识别和自相关问题。从表 5(1)列结果可以发现 I 的系数为 0.049,通过了 1% 水平的显著性检验,说明第三方环境信息披露政策提升了公众环境关注度。(2)(3)列结果表明,公众环境关注度对工业企业污水排放量和污水排放强度存在显著的削减作用。吴力波等^[43-44]的研究也支

表 5 影响机制检验

变量	公众环境关注度						政府研究治理水平					
	I		W_1		W_2		I		W_1		W_2	
	(1)	t 值	(2)	t 值	(3)	t 值	(4)	t 值	(5)	t 值	(6)	t 值
A_{ct-1}	0.647***	12.053										
G_{ct-1}							0.851***	9.373				
W_{1it-1}			0.468***	3.620					0.447***	3.082		
W_{2it-1}					0.377***	2.985					0.309***	3.154
I	0.049***	7.683					0.030***	3.674				
公众环境关注度			-0.264***	-5.397	-0.173***	-4.298						
政府环境治理水平									-0.325***	-6.073	-0.266***	-2.931
控制变量	有		有		有		有		有		有	
固定效应	有		有		有		有		有		有	
Sargan-P	0.378		0.305		0.422		0.297		0.315		0.343	
AR(1)-P	0.000		0.013		0.007		0.000		0.009		0.000	
AR(2)-P	0.481		0.504		0.489		0.526		0.457		0.429	
观测值	858 944		858 944		858 944		858 944		858 944		858 944	

持公众环境关注度对企业污染排放有改善作用的观点。

5.5.2 通过影响政府环境治理水平的机制检验

参考胡宗义等^[45]的思路,构建城市环境治理水平评价指标体系,该指标体系共 24 个具体指标,见表 6。在此基础上,采用熵权法获得各城市的环境治理水平得分值。

表 6 城市生态环境治理水平评价指标体系

一级指标	二级指标	具体指标	方向
生态环境管理能力	生态保护	节水措施投资额占 GDP 比例	正向
		森林覆盖率	正向
		城市建成区绿化覆盖率	正向
		园林绿化投资额占 GDP 比例	正向
		市容环境卫生投资额占 GDP 比例	正向
	环境质量	蓝天指数	正向
		PM2.5 平均浓度	负向
		治理废气完成投资额占 GDP 比例	正向
		河湖水质	正向
		治理废水完成投资额占 GDP 比例	正向
生态环境监管能力	环境监测	一般工业固体废物综合利用率	负向
		生活垃圾无害化处理率	正向
		治理固体废物完成投资额占 GDP 比例	正向
	环境监察	人均环境空气监测点位个数	正向
		人均地表水水质监测断面个数	正向
		环境监测从业人数占从业总人数比例	正向
生态多元共治能力	社会整合	开展污染源监督性监测的重点企业数	正向
		排污费(环境保护税)收入占 GDP 比例	正向
	绿色低碳	环境监察从业人数占从业总人数比例	正向
		生态保护知识法规普及率	正向
		组织环境宣传活动次数	正向
绿色	单位 GDP 二氧化碳排放	负向	
	单位 GDP 综合能耗	负向	
低碳	人均家庭天然气用量	负向	

从表 5(4) 列结果可以发现 I 的系数为 0.030, 且显著, 意味着第三方环境信息披露政策促进了政府环境治理水平的提升; 表 5(5)(6) 列结果表明政府环境治理水平提升对工业企业污水排放量和污水排放强度产生了显著的抑制作用。因此, 假设 2 得证。

5.6 异质性检验

5.6.1 城市经济发展水平的异质性检验

城市财富对绿色技术存在选择性偏好, 即经济越发达的城市对环境保护和绿色创新产品均有更高

的需求^[28], 因此, 不同城市经济发展水平可能导致第三方环境信息披露政策对工业企业污水排放的影响效应不同。按各城市人均 GDP 为分组依据, 将样本位于前 2/3 为高人均 GDP 组, 其余 1/3 为低人均 GDP 组, 重新进行检验。表 7 显示第三方环境信息披露政策对高人均 GDP 组的工业企业污水排放量及排放强度产生了更显著的促进作用, 但对低人均 GDP 组作用明显更弱。

5.6.2 行业耗水强度异质性检验结果

水资源是企业重要的生产原料, 高耗水行业面临的环境规制压力比非高耗水行业更大, 而且由于其和高污染行业的高度吻合性^[46], 因此第三方环境信息披露政策可能对高耗水行业的企业污水排放带来更强的规制力。根据姚鹏等^[47]的分类做法, 本文将金属采矿业, 食品制造及烟草加工业, 造纸印刷及文教体育用品制造业, 石油加工、炼焦及核燃料加工业, 化学工业, 金属冶炼及压延加工业, 电力、热力、燃气、水的生产和供应业列为高耗水行业, 其他行业为非高耗水行业。从表 8 可以看到, 相较于非高耗水行业, 第三方环境信息披露政策对高耗水行业的污水排放量和排放强度均产生了更强的削减作用。

5.6.3 企业所有权属性异质性检验结果

国有企业在产权上的特殊性决定了其经营目标除了扩大经营利润外, 更多的是承担维护社会稳定和公共利益的政治责任^[48], 故而, 在第三方环境信息披露政策的作用下, 国有企业的环保遵从度可能更高。非国有企业, 尤其是私营企业的经营目标主要是提升利润, 面对第三方环境信息披露政策, 这些企业在利润的驱动下, 仍然可能采取一些灵活手段, 规避环保相关处罚。从表 9 可以看出, 第三方环境披露政策对国有企业的污水排放量和排放强度的削减作用要明显大于非国有企业。

5.7 调节作用检验

为了验证地区数字经济发展、绿色信贷对第三方环境信息披露政策与企业污水排放两者关系的调节作用, 在式(1)的基础上加入调节变量与双重差分变量的交互项, 从而构建调节效应模型:

表 7 城市经济发展水平异质性检验

变量	W_1				W_2			
	高经济发展水平城市		低经济发展水平城市		高经济发展水平城市		低经济发展水平城市	
	(1)	t 值	(2)	t 值	(3)	t 值	(4)	t 值
I	-0.029***	-6.327	-0.007**	-2.284	-0.033***	-7.468	-0.005***	-3.644
控制变量	有		有		有		有	
固定效应	有		有		有		有	
R^2	0.526		0.433		0.499		0.428	
观测值	637 590		221 354		637 590		221 354	

表 8 行业耗水强度异质性检验

变量	W_1				W_2			
	高耗水行业		非高耗水行业		高耗水行业		非高耗水行业	
	(1)	t 值	(2)	t 值	(3)	t 值	(4)	t 值
I	-0.049***	-8.875	-0.011***	-3.247	-0.040***	-6.259	-0.006**	-2.157
控制变量	有		有		有		有	
固定效应	有		有		有		有	
R^2	0.481		0.453		0.498		0.445	
观测值	282662		576282		282662		576282	

表 9 企业所有权属性异质性检验

变量	W_1				W_2			
	国有企业		非国有企业		国有企业		非国有企业	
	(1)	t 值	(2)	t 值	(3)	t 值	(4)	t 值
I	-0.037***	-4.558	-0.016***	-3.724	-0.031***	-5.937	-0.014***	-3.028
控制变量	有		有		有		有	
固定效应	有		有		有		有	
R^2	0.473		0.465		0.450		0.458	
观测值	21627		837317		21627		837317	

$$W_{it} = \beta_0 + \beta_1 I_{ct} + \beta_2 D_{ct} + \beta_3 I_{ct} D_{ct} + Z + \delta_i + \mu_i + \varphi_c + \theta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

$$W_{it} = \beta_0 + \beta_1 I_{ct} + \beta_2 C_{ct} + \beta_3 I_{ct} C_{ct} + Z + \delta_i + \mu_i + \varphi_c + \theta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

式中: D 为城市的数字经济发展指数; C 为绿色信贷。受数据可获得性限制,参照王珺等^[49]的方法,从互联网、数字交易两方面测度城市数字经济发展,然后使用熵权法计算各城市数字经济发展指数,指标体系见表10。绿色信贷用1减去六大高能耗产业利息支出占工业总利息支出比值之差来衡量。

表 10 城市数字经济发展指数指标体系

二级指标	三级指标	指标说明	指标方向
互联网	互联网普及率	互联网产业相关产出状况	+
	相关从业人员占比	计算机相关服务业从业人数占城镇从业人数比例	+
	移动电话普及水平	人均电信业务量	+
	互联网宽带入户数占比	人均移动电话数量	+
数字交易	数字普惠金融	北大数字普惠金融指数	+

从表11(1)(2)列可以看到:①对于工业企业污水排放量和排放强度,数字经济发展与第三方环境披露制度的交互项(ID)系数分别为-0.014和-0.008,且均在1%的水平上显著,表明数字经济发展增强了第三方环境信息披露政策对工业企业污水排放的抑制作用,假说3成立;②城市数字经济发展对工业企业污水排放量和排放强度均表现出较强的削减作用,从企业层面证实了邓荣荣等^[50]的研究结论。

从表11(3)(4)列可以发现,①绿色信贷与第三方环境信息披露政策的交互项(IC)系数分别为-0.015和-0.010,且均在1%水平上显著,意味着绿色信贷加强了第三方环境信息披露政策对工业企业污水排放的削减作用,假说4成立;②绿色信贷对工业企业污水排放量和排放强度均产生了一定的抑制作用,原因在于绿色信贷的资金优化配置效应促进了工业企业的绿色创新和减排行为。

6 结 语

本文考察了第三方环境信息披露政策这一非正式环境规制对工业企业污水排放的重要影响。使用

表 11 数字经济发展和绿色信贷的调节作用

变量	W_1		W_2		W_1		W_2	
	(1)	t 值	(2)	t 值	(3)	t 值	(4)	t 值
I	-0.024***	-4.375	-0.019***	-6.478	-0.028***	-6.044	-0.013***	-5.267
D	-0.217***	-6.728	-0.179***	-3.280				
ID	-0.014***	-5.590	-0.008***	-2.643				
C					-0.169***	8.152	-0.130***	6.629
IC					-0.015***	-3.630	-0.010***	-6.922
控制变量					控制		控制	
固定效应					有		有	
R^2	0.522		0.514		0.509		0.537	
观测值	858944		858944		858944		858944	

中国污染源监管信息公开的120个城市名单,与工业企业污染排放数据匹配,采用双重差分法考察了第三方环境信息披露政策对工业企业污水排放量和排放强度的影响。实证结果表明,第三方环境信息披露政策不仅有利于减少工业企业污水排放量,而且有助于削弱其污水排放强度。稳健性检验表明该结果稳健;机制检验结果表明,第三方环境信息披露政策通过提升公众环境关注度、政府环境治理水平等渠道削减了企业的污水排放量;异质性分析发现,第三方环境信息披露政策对经济发展水平较高城市企业、高耗水行业企业、国有企业的污水排放均产生了更明显的削减作用。城市数字经济发展和绿色信贷在增强第三方环境信息披露政策的污水减排效应上发挥了重要的作用。

政府在进行工业企业污水排放治理中,首先要加大环境信息公开力度。一方面,在现有具有较强公信力的第三方平台公开的基础上,创新信息公开的方式、方法,构建更全面、完善的信息评估指标。另一方面,利用快速发展的数字经济,支持社会公益组织或科研机构、高校开发更多高效的第三方环境信息平台,提升环境信息发布的及时性、完整性。尤其是对经济发展水平较高的城市,更有必要加强第三方环境信息披露平台及制度建设。对于高耗水企业,要全面将企业用水、排水信息纳入第三方环境信息披露平台的监督之下,并及时利用数字平台向公众发布,以更好地接受公众监督。

其次,政府要加强宣传、引导公众关注环境信息;充分利用各种媒体、数字平台进行节水、护水宣传,提升公众的环境知识水平,激发公众参与环境治理的热情。同时,政府要科学、合理地对待第三方环境信息披露平台公布的信息,将第三方环境信息披露的内容作为环保部门工作的一项重要考核指标。

第三,政府应继续优化绿色信贷的顶层设计,围绕贯彻“两山”理念和新时期“十六字”治水方针,明确绿色信贷的重点支持方向与限制发展领域,实施差别化授信政策,积极引导信贷机构最大限度发挥信贷要素对资源配置的优化作用。

参考文献:

[1] CHAO S, GUO L, SUN S. Zombie problem: normal firms' wastewater pollution[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2022, 330: 129893.

[2] CHEN Z, KAHN M E, LIU Y, et al. The consequences of spatially differentiated water pollution regulation in China [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, 88: 468-485.

[3] 杨瑄, 龙凤, 蒋艺璇. 水污染环境库兹涅茨曲线探究: 来

自中国287城市的证据[J]. *环境科学研究*, 2024, 37(12): 2814-2823.

[4] BUALLAY A. Is sustainability reporting (ESG) associated with performance? Evidence from the European banking sector [J]. *Management of Environmental Quality: An International Journal*, 2019, 30(1): 98-115.

[5] 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.

[6] MENG J, ZHANG Z X. Corporate environmental information disclosure and investor response: evidence from China's capital market [J]. *Energy Economics*, 2022, 108: 105886.

[7] ALMAQTARI F A, ELSHEIKH T, ABDELKHAIR F, et al. The impact of corporate environmental disclosure practices and board attributes on sustainability: empirical evidence from Asia and Europe [J]. *Heliyon*, 2023, 9(8): e18453.

[8] 李政大, 李凤, 赵雅婷. 环境信息披露的融资效应: 来自重污染企业的证据[J]. *审计与经济研究*, 2024, 39(1): 117-127.

[9] 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.

[10] KOSAJAN V, CHANG M, XIONG X, et al. The design and application of a government environmental information disclosure index in China [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 202: 1192-1201.

[11] ZHU X, ZHU Y, MENG X. Government environmental information disclosure and environmental performance: evidence from China [J]. *Sustainability*, 2021, 13(12): 6854.

[12] 王营, 冯佳浩. 政府环境信息公开的绿色创新效应研究[J]. *科研管理*, 2023, 44(6): 117-125.

[13] 时培豪, 吴传清, 黄庆华. 政府环境信息披露提升环境治理成效[J]. *经济理论与经济管理*, 2024, 44(2): 17-30.

[14] BU C, ZHANG K, SHI D. Does environmental information disclosure improve energy efficiency? [J]. *Energy Policy*, 2022, 164: 112919.

[15] REN S, WU Y, ZHAO L. Third-party environmental information disclosure and firms' carbon emissions [J]. *Energy Economics*, 2024, 131: 107350.

[16] 陈霄, 毛霞, 曹伟. 环境信息公开、外商直接投资与城市空气污染: 来自环境空气质量信息实时公开的证据[J]. *统计研究*, 2023, 40(6): 77-90.

[17] 李强, 谢海涛. 环境信息公开对经济高质量发展的影响: 来自长江经济带的证据[J]. *管理学报*, 2023, 36(5): 1-21.

[18] FARRUKH M, ANSARI N, RAZA A, et al. Fostering employee's pro-environmental behavior through green

- transformational leadership, green human resource management and environmental knowledge [J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2022, 179: 121643.
- [19] SAVARI M, NAGHIBEIRANV F, ASADI Z. Modeling environmentally responsible behaviors among rural women in the forested regions in Iran [J]. *Global Ecology and Conservation*, 2022, 35: e02102.
- [20] PAN D, FAN W, KONG F. Dose environmental information disclosure raise public environmental concern? Generalized propensity score evidence from China [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2022, 379: 134640.
- [21] 彭铭刚, 钟晓慧. 中国公众空气质量感知的影响因素研究: 基于多层次定序因变量模型的宏微观互动分析 [J]. *中南大学学报(社会科学版)*, 2018, 24(3): 133-144.
- [22] FRANZEN A, MEYER R. Environmental attitudes in cross-national perspective: a multilevel analysis of the ISSP 1993 and 2000 [J]. *European Sociological Review*, 2010, 26(2): 219-234.
- [23] ZAMEER H, YASMEEN H. Green innovation and environmental awareness driven green purchase intentions [J]. *Marketing Intelligence & Planning*, 2022, 40(5): 624-638.
- [24] ROYNE M B, LEVY M, MARTINEZ J. The public health implications of consumers' environmental concern and their willingness to pay for an eco-friendly product [J]. *Journal of Consumer Affairs*, 2011, 45(2): 329-343.
- [25] 王玉君, 韩冬临. 空气质量、环境污染感知与地方政府环境治理评价 [J]. *中国软科学*, 2019(8): 41-51.
- [26] 黄进, 王伟, 田野, 等. 南水北调中线工程水源区环境规制对经济高质量发展的影响 [J]. *水资源保护*, 2024, 40(4): 148-156.
- [27] 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(7): 32-48.
- [28] 董直庆, 王辉. 城市财富与绿色技术选择 [J]. *经济研究*, 2021(4): 143-159.
- [29] 庞瑞芝, 王宏鸣. 数字经济与城市绿色发展: 赋能还是负能? [J]. *科学学研究*, 2024, 42(7): 1397-1408.
- [30] UDALOV V, WELFENS P J. Digital and competing information sources: impact on environmental concern and prospects for international policy cooperation [J]. *International Economics and Economic Policy*, 2021, 18(4): 631-660.
- [31] 吕德胜, 王珏, 唐青青. 数字经济实现了绿色创新“增量提质”吗: 基于异质环境关注视角 [J]. *山西财经大学学报*, 2023, 45(5): 55-68.
- [32] 喻旭兰, 周颖. 绿色信贷政策与高污染企业绿色转型: 基于减排和发展的视角 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2023, 40(7): 179-200.
- [33] 韩国高, 刘田广, 庞明川. 绿色信贷政策与中国企业出口产品绿色重构 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2024, 41(4): 89-110.
- [34] LI P, LU Y, WANG J. Does flattening government improve economic performance? Evidence from China [J]. *Journal of Development Economics*, 2016, 123: 18 -37
- [35] SHI D, BU C, XUE H. Deterrence effects of disclosure: the impact of environmental information disclosure on emission reduction of firms [J]. *Energy Economics*, 2021, 104: 105680.
- [36] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应 [J]. *中国工业经济*, 2022(5): 100-120.
- [37] 韩民春, 刘瞳. 生产分割的技能溢价效应: 来自企业层面的经验证据 [J]. *南方经济*, 2024(10): 132-150.
- [38] 高洪民, 于洋. 中国证券投资开放对企业技术创新的影响研究 [J]. *世界经济研究*, 2024(10): 19-33.
- [39] ZHANG M, YANG Y, DU P, et al. The effect of public environmental participation on pollution governance in China: the mediating role of local governments' environmental attention [J]. *Environmental Impact Assessment Review*, 2024, 104: 107345.
- [40] ARELLANO M. BOVER S. Another look at the instrumental variable estimation of error components models [J]. *Journal of Econometrics*, 1995, 68(1): 29-51.
- [41] BLUNDELL R, BOND S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models [J]. *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1): 115-143.
- [42] YU C, LONG H, ZHANG X, et al. The interaction effect between public environmental concern and air pollution: evidence from China [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2023, 391: 136231.
- [43] 吴力波, 杨眉敏, 孙可翥. 公众环境关注度对企业和政府环境治理的影响 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2022, 32(2): 1-14.
- [44] 许金花, 叶妃三, 商丽霞. 公众环境关注度对企业碳绩效水平的影响研究 [J]. *管理学报*, 2024, 21(6): 865-875.
- [45] 胡宗义, 李好, 刘佳琦, 等. 中国地方政府环境责任履行水平测度及其时空演变 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2023, 33(10): 1-14.
- [46] 田贵良, 高廷艳. 税费改革对高耗水行业水资源利用效率的影响 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2022, 32(9): 143-150.
- [47] 姚鹏, 牛靖. 资源节约型城市创建、企业策略选择与水环境治理 [J]. *财经研究*, 2023, 49(4): 79-93.
- [48] 何凡, 张静堃, 范子英. 公众参与的减排效应: 来自环保热线开通的证据 [J]. *经济学*, 2024, 24(3): 897-913.
- [49] 王珺, 张贵祥. 双重环境规制、数字经济和经济高质量发展 [J/OL]. *工程管理科技前沿*, 1-10 [2025-01-15]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/34.1013.N.20240718.0842.002.html>.
- [50] 邓荣荣, 张翔祥. 中国城市数字经济发展对环境污染的影响及机理研究 [J]. *南方经济*, 2022(2): 18-37.

(收稿日期: 2024 - 08 - 06 编辑: 胡新宇)