

环境监管视角下信息公开对企业排污行为影响研究

张 明, 孙瑞凤

摘 要: 环境信息公开是信息时代环境管理必不可少的手段, 但环境问题错综复杂, 牵涉多方利益主体, 作用效果难以明确。本文从环境监管视角研究信息公开对企业排污行为影响。基于 2004—2015 年中国 284 个地级市面板数据, 以 2008 年出台的环境信息公开作为政策冲击构造准自然实验, 本文采用双重差分倾向得分匹配法 (PSM-DID) 和中介效应模型评估环境信息公开效果及其作用机制, 并进一步探讨了信息公开与环境监管之间的交互效应, 得到结论: (1) 环境信息公开显著抑制了企业排污行为; (2) 环境信息公开通过调整产业结构和促进技术创新实现减排效果; (3) 环境信息公开与环境监管的交互作用对企业环境行为影响显著。

关键词: 环境信息公开; 减排效果; 环境监管; 交互效应

中图分类号: F205 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2020)04-0060-12

DOI: 10.16493/j.cnki.42-1627/c.2020.04.006

一、引 言

随着工业化和城镇化进程的不断推进, 我国经济水平和居民收入有了很大提升, 与此同时, 环境问题日渐突出, 以二氧化硫为代表的环境污染正严重危及公众健康, 造成巨大的医疗负担^[1]。为此, 我国出台了相应的法规及政策, 包括征收环境税、清洁生产政策、大气污染防治行动计划等。但在中国式分权下, 地方政府有足够的自主权选择环境与经济发展战略^{[2][3][4]}, 并且环境问题错综复杂, 涉及多方利益主体, 政府、企业和公众等各主体有不同的利益追求, 信息不对称现象在环境管理实践中普遍存在^[5], 导致现有环境法规和相关政策的执行效率较低, 这也是我国环境问题“久治不愈”的一个主要原因。

在过去的几十年里, 世界各国将信息公开看作环境管理必不可少的手段。继指挥控制型和市场导向型环境政策之后, 环境信息公开被视为环境规制的第三次浪潮^[6]。作为信息化时代的新型政策, 环境信息公开不仅可以直接约束企业环境行为, 还能通过减弱环境信息不对称问题, 强化政府、企业、公众等不同利益相关者之间的互动, 达到保护环境的效果。目前, 全球已经有 90 多个国家和地区对政府信息公开制定了相关的法律, 大体上分为两种类型^{[7](P93-119)}: 一种是污染物数据登记制度, 只登记企业污染物排放数据, 不进行环境绩效评价, 比如美国 1986 年的污染物排放转移登记 (PRTRs) 和有毒物质排放清单 (TRI) 制度; 另一种是绩效评估评级制度 (PERPs), 基

基金项目: 国家自然科学基金面上项目“空间关联视角下大气污染区域协同治理演化博弈与机制设计研究”(71774158); 江苏社科基金基地项目“长三角区域大气污染协同减排成本核算及其分担保障机制研究”(18JD013); 国家自然科学基金青年项目“信息干预视角下公众对大气污染风险感知与应对环境行为引导政策研究”(71804182)

作者简介: 张明, 中国矿业大学经济管理学院教授、博士生导师, zhangmingdlut@163.com (江苏 徐州 221116); 孙瑞凤, 中国矿业大学经济管理学院研究生

于污染物排放数据对企业环境绩效进行评级, 很多发展中国家如中国、加纳、印度、印度尼西亚、菲律宾、泰国、乌克兰和越南等都建立了 PERPs 制度^[8]。多国实践表明, 环境信息公开对于促进企业减排有举足轻重的作用。

社会经济和互联网技术的发展、公众环境认知的转变, 为我国采用环境信息公开进行环境管理奠定了基础。从 2003 年的《清洁生产促进法》到 2004 年的《清洁生产审核暂行办法》, 以及 2006 年的《环境影响评价公众参与办法》等一系列法律法规和政策, 都在不同程度上对环境信息公开提出了要求和规范。2008 年 5 月, 国务院和环境保护部同时提出实施《政府信息公开条例》和《环境信息公开办法(试行)》, 详细地规定了环境保护行政部门应依法公开政府环境信息, 企业应当遵循自愿和强制公开相结合的原则, 及时、准确地公开企业的相关环境信息, 这标志着中国环境信息公开进入到新阶段。2014 年 12 月, 环保部发布了《企业事业单位环境信息公开暂行办法》, 对强制环境信息公开的企业事业单位以及公开内容、方式、违规处罚等问题进行了详细规定。为了客观评估信息公开是否能够满足公众、企业、政府和其他利益相关方的信息需求, 分析地方政府部门对环境信息公开相关法规的执行情况, 公众环境研究中心和自然资源保护委员会研发了环境信息公开指数(PITI 指数), 对参与评价的 113 个城市进行 PITI 指数评分和等级评价, 以识别和促进地方实践, 推广环境信息公开。根据历年 PITI 指数可以发现, 相比于环境信息公开初期, 公众可以获得的环境信息的数量和种类有了很大的提升, 但也仍存在不少问题, 如企业排放数据公开进展缓慢、多数企业未能系统披露其排放数据、部分地区政府部门未能在信息公开基础上与公众展开良性互动, 环境信息公开总体水平有待进一步提高。

原则上, 环境信息公开制度是发展中国家环境管理政策的转型, 它不直接依赖于自上而下的政府管制, 而是通过外部压力促使企业采取环境友好行为。不少学者对环境信息公开的环境保护效应进行了实证分析, 比如 Garcia 等^[9]对印度尼西亚的这类项目进行了严格的经济计量分析, 发现其对减少污染物排放有一定的约束效果。Delmas 等^[10]通过对电力行业的强制性信息披露进行分析, 发现随着信息披露计划的实施, 使用化石燃料的比例降低, 而采用清洁燃料的比例增加。Zhang 等^[11]利用私营企业调查数据, 揭露了政治关联会影响环境信息公开对企业环境行为的约束能力。也有一部分学者致力于探索环境信息公开对经济状况的影响。Gupta 等^[12]和 Dasgupta 等^[13]研究了 PERP 排名对企业股票收益的影响, Gupta 等发现 GRP 评级对印度制浆造纸、汽车等公司的股票回报率产生了 30% 的负向影响; Dasgupta 等证实韩国的媒体公开披露导致股票回报率平均降低了 10%。史贝贝等^[14]采用双重差分和三重差分探究了环境信息公开与外商直接投资的关系, 发现环境信息公开长期阻碍各个地区 FDI 的流入, 且存在明显的时滞效应。

企业为了追求经济利益最大化可能存在机会主义行为, 与其他环境政策一样, 环境政策能否发挥效果还要依赖于政府和公众的监管, 环境信息公开离不开环境监管。国内外有不少文献分析了环境监管对工业污染的控制效果。Laplante 等^[15]通过对加拿大魁北克造纸业的研究, 指出政府环境监管有效地降低了造纸企业对空气污染物和水污染物的排放, 并且能促进企业公布更多的排污信息。Dasgupta 等^[16]研究发现, 相对于征收排污费, 环境监管对中国镇江企业环境行为的影响更为关键。张国兴等^[17]基于中国国家级和省级面板数据通过实证分析发现, 来自公众的环境监管能显著提高工业污染治理效果。Wang 等^[18]通过对中国 85 个城镇的分析, 认为上级政府的重视和本地居民的投诉对企业环境行为有显著影响。

当前我国正处于环境管理转型期, 信息公开对多元主体协同治理环境污染有着重要的价值。我国实施环境信息公开制度已有 12 年, 环境信息公开效果如何? 是否有利于各利益相关主体的环境治理实践效率? 尽管已有文献进行了相关探究, 但对环境信息公开采用普通回归可能会存在内生性问题, 导致结论产生偏差^[19]。一方面, 环境信息公开程度受地方执法强度、公共环境参与情况以

及经济、法律等多方因素影响，这些因素同时也会影响企业排污行为；另一方面，环境信息公开与企业排污行为可能存在互为因果的关系，环境信息公开导致企业迫于压力采取环境友好行为，而企业排污的增加会引致政府和公众的关注，从而加强对当地环境信息披露的管理和监督，这些均会引致内生性问题。此外，现有文献大多只考虑了环境信息公开单独的政策效果。事实上，环境信息公开作为一项刺激和激励企业环境行为的政策，能否产生预期效果很大程度上依赖于环境监管程度，因此，信息公开政策与环境监管之间的交互效果不容忽视，但目前少有文献将两者结合起来进行分析，并且本文还同时考虑了来自政府和公众两方面的环境监管，可以更加全面地反映环境监管效果。基于以上分析，本文尝试采用 PSM-DID 解决“信息”因素难以衡量以及存在的内生性问题，并进一步探索信息公开与环境监管的交互作用对企业排污行为的影响。

本文的边际贡献如下：（1）以 2008 年中国实施的环境信息公开作为政策冲击构造准自然实验，采用 PSM-DID 捕捉环境信息公开的净效应，并进行了一系列稳健性检验，解决了内生性问题；（2）采用中介效应模型探索了环境信息公开的作用机制；（3）将环境信息公开与来自政府和公众的环境监管结合起来分析二者的交互作用对企业排污的影响。

二、理论分析与假设提出

本文借鉴了 Blackman^[19]的环境成本模型，从理论上分析环境信息公开如何影响企业的污染物排放行为。假设企业在选择最优排放策略时仅考虑两种环境成本。第一种是外界惩罚成本，各利益主体——政府、当地居民、市场和消费者对企业环境污染行为进行直接或间接的惩罚。这种惩罚代表企业污染物排放对居民健康和生态环境的损害，因此，预期边际罚款（EMP）随着企业污染物排放程度的增加而增加。第二种是减排成本，此处指的是狭义上的减排成本，即为达到某一减排量企业需要追加的经济成本或致使的收益损失。由于存在规模效应，企业的边际减排成本（MAC）与污染物排放量成负相关。企业根据成本最低原则进行排污决策，即这两种环境成本之和最小时的排污量为企业的最佳排污策略，此时满足预期边际罚款等于边际减排成本。

如图 1 所示，横轴代表污染物排放量，纵轴为边际成本，EMP 随着污染物排放增加而增加，MAC 随着污染程度的增加逐渐下降，企业的污染物排放量为 EMP 和 MAC 的交点 E1。

当企业所在地区实行环境信息公开制度时，会从两方面对企业排污行为产生约束。首先，对于重点企业，环保部强制要求公开环境排污和治理投资等信息，会使企业感受到来自舆论和市场的压力，增强企业治理环境污染的紧迫感和责任感，倒逼企业改进生产工艺，提高减排效率，降低边际减排成本 MAC 至 MAC1，从而减少污染物排放至 E2。其次，通过外界监管提高预期边际惩罚成本，主要包括两种途径：（1）环境信息公开制度会引起属地党委、政府和有关行政部门的高度重视，从而激励和督促基层执政者提高执法效率；（2）环境信息公开将环境问题传递给社会公众，促进公众环保意识不断提升，不仅能让违法排污者遭受舆论谴责，而且通过公众和媒体监督政府环保执法部门提高环境执法力度和执法效率，从而增加企业的外界惩罚成本，使 EMP 上移至 EMP1，污染物排放减少至 E3。因此，理论上环境信息公开会促进企业减排。

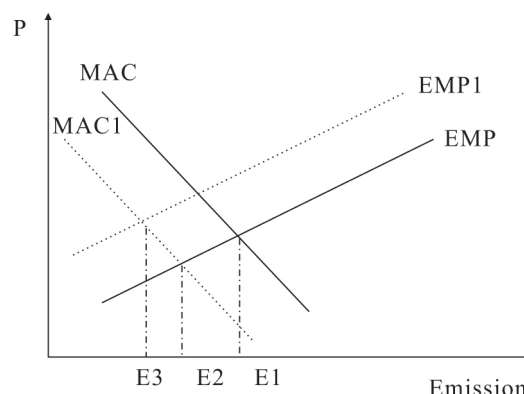


图 1 企业最优排放策略选择

然而在现实情况中,可能存在地方政府对信息公开认识不到位的情况。地方领导担心信息公开会对其产生负面影响,从而影响了环境信息公开制度的落实。此外,对于污染性企业来说,信息公开需要增加企业的操作成本,而且会引致社会压力,因此,企业在信息公开方面可能存在避重就轻的情况,只公开部分对自身有利的信息,无利则不公开,甚至存在修改数据和隐藏信息的行为^[20]。因此,环境信息是否会对企业排污行为产生预期效果取决于环境信息公开制度的具体落实情况,本文将通过实证分析探究环境信息公开在我国的实施效果。

三、模型设计和数据描述

(一) 环境信息公开的减排效果

为检验环境信息公开的政策净效应,本文以2008年公众环境研究中心和自然资源保护委员会开发并逐年公示的中国113个城市PITI指数作为准自然实验,采用PSM-DID评估环境信息公开的效果。其中,实验组为进行环境信息披露的城市,未进行环境信息披露的地级市作为控制组,首先基于协变量进行倾向得分匹配,再对匹配后实验组和控制组进行双重差分回归,通过政策前后实验组和控制组中样本城市的对比来评估环境信息公开的净效应。模型设定如下:

$$\ln poll_{it}^{PSM} = \beta_0 + \gamma_1 treat_{it} + \gamma_2 time_{it} + \beta_1 did_{it} + \beta_2 \sum control_{it} + \mu_i + \sigma_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $\ln poll_{it}$ 表示 i 城市 t 时期的工业污染物排放量,分别以各城市的工业废水排放量和工业二氧化硫排放量来衡量, $treat_{it}$ 为个体虚拟变量,属于信息公开的城市为1,否则为0。 $time_{it}$ 是时间虚拟变量,政策发生之前为0,之后为1。 did_{it} 为本文的核心解释变量,是时间虚拟变量和个体虚拟变量的交乘项,当且仅当样本为实验组且时间处于实验期时为1,其余情况下均为0,系数 β_1 为政策效应。 $control_{it}$ 是控制影响工业污染物排放的其他变量。 μ_i 、 σ_t 分别表示地区和时间固定效应, ϵ_{it} 为随机因素。

(二) 数据描述

1. 被解释变量: 本文主要考察环境信息公开对企业环境行为的影响,被解释变量为工业企业排污行为,主要包括工业废水排放量 (w) 和工业二氧化硫排放量 (s)。

2. 解释变量: 本文的核心解释变量 (did) 为环境信息公开虚拟变量。以2008年发布的113个城市的“污染源监管信息公开指数”作为准自然实验,如果属于环境信息披露城市且处于实验期内,赋值为1,否则为0。

3. 控制变量: 考虑到地区经济发展水平、工业生产规模、基础设施投资、公众监督、政府监管均会对企业的排污行为产生影响,因此分别采用人均地区生产总值 (gdp)、人均地区生产总值的平方 ($gdp2$)、地区工业生产总值 (cv)、基础设施投资 (f)、公众环境上访 (pe)、行政处罚案件数 ($xzcf$) 作为控制变量。

4. 中介变量: 为了分析环境信息公开的作用机制,在后文构建了中介效应模型,包含产业结构和技术创新两个中介变量,分别用第二产业占比 ($second$) 和发明专利授权数 ($invent$) 来衡量。

(三) 数据来源

本文的研究数据主要来源于:(1) 实验组为公众环境研究中心发布“污染源监管信息公开指数”的113个城市,2013年增加了镇江、三门峡、自贡、德阳、南充、玉溪、渭南等7个评估城市。为了保持数据的一致性,本文只选择前期的113个城市作为实验组进行研究。(2) 公众环境上访人数和行政处罚案件数来自《中国环境统计年鉴》,工业排污量、产业结构以及其余的控制变量来自历年的《中国城市统计年鉴》,地级市发明专利授权数取自中国研究数据服务平台(CNRDS),共包含了

2004—2015 年中国 284 个地级市面板数据（不包括 2013 年新增的 7 个信息公开城市），删除了有数据缺失的观测对象。为控制异常值对回归结果的影响，对工业排污量和控制变量在 1% 的水平上进行了缩尾处理，对除虚拟变量和产业占比之外的数据进行了取对数运算以减弱异方差影响。

四、回归结果分析

（一）环境信息公开对企业排污行为的影响

本文首先采用比例为 1 : 1 的邻近匹配法进行倾向得分匹配，进而利用匹配成功后的样本对模型（1）进行估计，加入城市层面的控制变量，同时控制时间效应和个体效应进行基准回归，得到结果如表 1 所示。可以看到，表 1 第（1）至（4）列交互项系数在 1%~10% 的水平上负向显著，表明相比于对照组，环境信息公开制度对实验组的工业二氧化硫和工业废水排放量有更为显著的抑制作用，即环境信息公开政策效果显著。第（1）和（2）列是对工业二氧化硫排放量的回归，无论是否加入控制变量，*did* 系数显著为负数，说明环境信息公开约束了企业的工业废气排放。第（3）和（4）列是对工业废水排放量的回归结果，分别在 5% 和 10% 的水平上显著为负，说明环境信息公开对工业废水的排放也产生了一定程度的抑制效果。

表 1 PSM-DID 回归结果

	lns		lnw	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>did</i>	-0.211*** (-3.66)	-0.154** (-2.48)	-0.105** (-1.98)	-0.0891* (-1.69)
<i>lngdp</i>		0.766 (1.52)		-0.0140 (-0.03)
<i>lngdp2</i>		-0.0449* (-1.67)		-0.00141 (-0.06)
<i>lncv</i>		0.161 (1.62)		0.192** (2.51)
<i>lnf</i>		-0.106 (-1.43)		-0.182*** (-2.81)
<i>lnpe</i>		0.0539 (3.49)		0.0426 (2.85)
<i>lnxzc</i>		0.00645 (0.22)		0.0781 (3.66)
时间固定	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是
<i>_cons</i>	10.59*** (516.09)	5.815** (2.20)	8.379*** (463.67)	7.309*** (2.99)
<i>N</i>	3246	3246	3250	3250
<i>R</i> ²	0.189	0.027	0.163	0.277

注：括号内的数值为在地市级层面进行聚类的稳健标准误。*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的置信水平上显著。下同。

此外，对于控制变量来说，人均 GDP 的系数为正，它的平方项系数为负，呈倒 U 型曲线，说明我国存在环境库兹涅茨曲线，污染在低收入水平上随人均 GDP 的增加而上升，在高收入水平上随人均 GDP 的增长而下降，与崔鑫生等^[21]得到的结论一致。工业生产总产值对工业废水排放量的系

数显著为正, 表明工业废水排放随着工业生产总值的增加而增加, 说明我国目前的工业水平仍处于粗放型发展阶段, 有待进一步提高生产工艺。而基础设施投资对工业废水的回归系数显著为负, 说明基础设施投资对于减少废水排放有一定的作用效果, 但对废气治理效果不显著。公众监管和政府监管对工业废水和二氧化硫排放量的影响不明显, 表明我国环境监管效果有待提高。

(二) 地区异质性分析

考虑到我国经济和技术发展存在着严重区域不平衡现象, 本文进一步将匹配后的样本分为东部和中西部两个区域进行分析, 得到结果如表 2 所示。第 (1) 和 (2) 列是对二氧化硫的分地区效果评估, 可以看到政策效果系数 did 在东部地区显著为负, 在中西部地区为负数但不显著, 即在东部地区环境信息公开对二氧化硫排放产生了明显的约束效果, 而中西部地区作用效果不明显。第 (3) 和 (4) 列分别为东部和中西部地区政策对工业废水排放量的影响。从交互项系数可以看到, 环境信息公开对中西部地区的废水排放产生了显著的抑制效果, 而在东部地区效果甚微。究其原因, 近些年来我国雾霾天气频发, 且雾霾高污染区主要分布在东部地区, 严重影响居民健康和正常生活, 引起了当地政府和公众的广泛关注, 东部地区加大了对空气污染的监管力度, 相比之下, 中西部对于空气污染的排放监管较为松懈, 导致环境信息公开对二氧化硫排放的作用效果产生地区性差异。而近年污染密集型产业的转入加重了中西部区域的工业污染, 尤其是西部地区水资源匮乏, 导致公众更关注水污染的治理。上述分析说明, 由于地区异质性, 政府和公众对水污染和大气污染的关注度不同, 导致环境信息公开的作用效果存在地区性差异。

表 2 地区异质性检验

	lns		lnw	
	(1) 东部	(2) 中西部	(3) 东部	(4) 中西部
did	-0.245** (-2.24)	-0.0984 (-1.39)	-0.0290 (-0.41)	-0.148** (-2.09)
$lngdp$	1.280 (0.97)	0.710 (1.20)	-0.845 (-0.63)	-0.0510 (-0.10)
$lngdp2$	-0.0839 (-1.36)	-0.0374 (-1.20)	0.0293 (0.49)	0.00308 (0.10)
$ln cv$	0.452* (1.78)	0.0311 (0.34)	0.304** (2.04)	0.167* (1.85)
$ln f$	-0.0960 (-0.66)	-0.0793 (-0.90)	-0.321*** (-3.44)	-0.131 (-1.54)
$ln pe$	0.0920** (2.05)	0.0472*** (2.93)	-0.0301 (-0.68)	0.0533*** (3.39)
$ln xzcf$	0.0000803 (0.00)	0.00311 (0.11)	0.00550 (0.13)	0.102*** (3.99)
时间固定	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是
$cons$	-0.381 (-0.06)	7.230** (2.26)	14.35** (2.13)	6.483** (2.21)
N	1133	2113	1137	2113
R^2	0.510	0.200	0.007	0.206

(三) 作用机制检验

一般情况下, 环境规制主要通过促进产业结构升级和技术创新来达到环境保护效果^[22]。为了

分析环境信息公开对企业排污行为的影响机制，本文构建了中介效应模型来检验环境信息公开是否通过促进企业转型和技术创新来达到减排的目标。中介效应模型最早来源于心理学研究领域，可以用来分析自变量对因变量的影响过程和作用机制，往往能得到更深入的结果，在经济学和医学研究等领域获得广泛应用。因此，本文在模型（1）的基础上构建以下模型进行机制检验。

$$\ln med_{it} = s_1 + s_3 did_{it} + s_4 \sum control_{it} + \mu_i + \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln pollu_{it} = s_2 + s_5 \ln med_{it} + s_6 did_{it} + s_7 \sum control_{it} + \mu_i + \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， $\ln med_{it}$ 为中介变量，包括产业结构和技术创新，分别用第二产业占比（*second*）和发明专利授权数（*invent*）表示。其余变量同模型（1）。采用逐步检验回归系数法进行中介效应检验。首先对模型（1）进行回归，在确定环境信息公开对企业排污有显著约束作用的基础上再进行模型（2）和（3）的回归。如果模型（2）中信息公开系数 s_3 和模型（3）中中介变量系数 s_5 都显著，意味着中介效应存在。此时观察模型（3）中的信息公开系数 s_6 ，若 s_6 不显著，说明存在完全中介效应，若显著，说明存在部分中介效应。如果 s_3 和 s_5 至少有一个不显著，则需要通过 Sobel 检验或 Bootstrap 检验来确定中介效应。在中介效应模型中，中介效应等于间接效应，即等于系数乘积 $s_3 \times s_5$ 。Sobel 检验是针对系数乘积的直接检验，但该检验需要满足正态分布假设。Bootstrap 法是对 Sobel 检验的一种改良方法，从原始样本中重复取样得到一个 Bootstrap 样本，对新样本系数乘积进行估计，如果估计值置信区间不包含 0，则系数乘积显著，即存在中介效应，其检验力高于 Sobel 检验^[23]。中介效应模型回归结果如表 3 所示。

表 3 信息公开作用机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>lninvent</i>	<i>lns</i>	<i>lnw</i>	<i>second</i>	<i>lns</i>	<i>lnw</i>
<i>did</i>	0.294*** (3.77)	-0.146** (-2.27)	-0.0782 (-1.47)	-0.425 (-0.75)	-0.155** (-2.46)	-0.0932* (-1.75)
<i>lninvent</i>		-0.0331 (-1.25)	-0.0319 (-1.14)			
<i>second</i>					0.00142 (0.29)	-0.00894** (-2.25)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是	是
<i>_cons</i>	4.779 (1.41)	5.980** (2.29)	7.437*** (3.10)	-196.8*** (-6.52)	6.102** (2.40)	5.503** (2.20)
<i>N</i>	3249	3227	3231	3256	3234	3238
<i>R</i> ²	0.076	0.001	0.150	0.194	0.013	0.485
Sobel 检验		-0.0650*** (-6.21)	0.0370*** (3.82)		-0.0288*** (-3.86)	0.009*** (2.32)
Bootstrap 检验		-0.0649*** (-4.30)	0.0371*** (3.55)		-0.0288*** (-3.07)	0.009*** (2.54)
中介效应占比%		27.3	34.74		10.42	8.41

由于模型（1）已经在前文得到系数显著的结果，证明中介效应模型成立，只需对模型（2）和（3）进行评估。其中前三列为创新机制检验，后三列为调整产业结构机制检验，可以看出，不管是对工业二氧化硫还是工业废水的回归，构成中介效应的系数 s_3 和 s_5 至少有一个不显著，无法直接确定是否存在中介效应，因此进一步采用 Sobel 检验和 Bootstrap 检验来确定中介效应。结果如表 3

最后三行所示, Sobel 和 Bootstrap 检验的系数乘积均显著异于 0, 证明存在中介效应, 最后一行列出了中介效应占总效应的比值。由此可见, 环境信息公开通过推动技术创新和促进产业结构调整, 实现了工业减排的效果。

(四) 稳健性检验

上述回归结果证实, 环境信息公开对工业企业的排污行为产生了一定的抑制性作用。为保证结论的可靠性, 本文进行了一系列稳健性检验。

1. PSM-DID 方法适用性检验。采用 PSM-DID 的前提是满足共同支撑假设, 因此需要进行模型有效性检验, 即检验控制组和实验组协变量的均值是否在匹配后变得平衡, 如果不存在显著差异, 则支持使用 PSM-DID。检验结果如表 4 所示, 可以看到所有的协变量在匹配后差异均不显著, 满足共同支撑假设。

表 4 PSM-DID 方法适用性检验

变量	时期	控制组均值	实验组均值	偏差	偏差减少%	T 值	P 值
lngdp	匹配前	10.453	9.824	90.5		25.18	0.000***
	匹配后	10.453	10.497	-6.3	93.1	-1.62	0.104
lngdp2	匹配前	109.72	97.019	90.7		25.41	0.000***
	匹配后	109.72	110.66	-6.7	92.6	-1.68	0.094
ln cv	匹配前	16.807	15.544	108.3		30.06	0.000***
	匹配后	16.807	16.78	2.3	97.9	0.62	0.538
ln f	匹配前	15.938	15.023	90.1		25.45	0.000***
	匹配后	15.938	15.844	9.3	89.7	2.49	0.113
ln pe	匹配前	8.0312	8.0475	-1.7		-0.48	0.629
	匹配后	8.0312	8.0544	-2.4	-42.2	-0.66	0.513
ln xzcf	匹配前	7.9961	7.6813	28.1		7.87	0.000***
	匹配后	7.9961	8.1526	-14	50.3	-3.73	0.293

2. 平行趋势检验。进行双重差分回归的前提是实验组和对照组在政策前满足时间趋势一致, 因此借鉴已有文献的做法^[24], 采用动态效应模型 (4) 进行平行趋势和动态效应检验。

$$\ln pollu_{it} = \beta_0 + \sum \beta_i T_{it} + \sum control_{it} + \mu_i + \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, T_{it} 为虚拟变量, 由于本文采用 PSM-DID 法, 平行趋势检验只考虑匹配成功的样本。在时期 t 城市 i 为信息公开的 113 个城市时, $T_{it}=1$, 否则为 0。其余变量同上文。结果如表 5 所示, 从

表 5 平行趋势检验

	(1)	(2)		(1)	(2)
	lns	ln τw		lns	ln τw
β_{2005}	0.0606 (-1.13)	-0.00321 (-0.07)	β_{2013}	-0.0632 (-0.82)	-0.0526 (-0.93)
β_{2006}	-0.0353 (-0.67)	-0.0679 (-1.48)	β_{2014}	-0.197*** (-2.84)	-0.0754* (-1.71)
β_{2007}	-0.145 (-2.73)	-0.0732 (-1.51)	β_{2015}	-0.142* (-1.71)	-0.573* (-5.91)
β_{2008}	-0.161*** (-3.03)	-0.112** (-2.19)	—cons	4.725* (-1.72)	6.685*** (2.73)
β_{2009}	-0.144*** (-2.70)	-0.148*** (-2.78)	控制变量	是	是
β_{2010}	-0.0853 (-1.45)	-0.143** (-2.48)	时间固定	是	是
β_{2011}	-0.063 (-1.04)	-0.129*** (-2.86)	地区固定	是	是
β_{2012}	-0.0618 (-1.04)	-0.0980** (-2.12)	N	3246	3250
			R ²	0.099	0.284

(1) 和 (2) 列可以看出, 在 2008 年以前环境信息公开对工业污染物排放没有显著影响, 即在实施环境信息公开制度之前, 实验组和对照组之间的工业废物排放量之间的差异不会随着时间的变化而变化, 满足平行趋势假设。2008 年后的系数为负可视为政策动态效应, 其中第 (1) 列为环境信息公开对工业二氧化硫的回归, 说明环境信息公开对工业二氧化硫排放的约束作用在政策实行当年及后一年效果显著, 但政策执行两年之后动态效果并不理想。第 (2) 列是对工业废水排放量的回归, 自 2008 年起系数显著为负, 说明环境信息公开对工业废水排放有较好的动态效果。

3. 反事实检验。本文进一步采用反事实法进行安慰剂检验^[14], 分别设置地区和时间反事实对模型稳健性进行检验。(1) 地区反事实检验: 本文采用随机生成的方式在样本内随机选择一半的城市作为假想环境信息公开样本, 并采用模型 (1) 进行回归。多次试验结果均不显著, 在一定程度上说明回归结果稳健。(2) 时间反事实检验: 本文进一步对政策实施时间进行反事实检验, 将环境信息公开时间提前 1 年, 对其效果进行检验。若显著, 说明存在其他因素影响; 若不显著, 说明工业废气和废水排放量的减少确实是由于环境信息公开政策带来的, 有理由相信本文结果稳健。检验结果如表 6 所示, 系数均不显著, 进一步证明本文结果稳健。

表 6 稳健性检验

	时间反事实检验		地区反事实检验		更换匹配方法检验	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lns	lnw	lns	lnw	lns	lnw
<i>did2007</i>	0.468 (0.47)	-0.0350 (-0.80)				
<i>did</i>			0.0319 (0.97)	-0.0157 (-0.58)	-0.154** (-2.48)	-0.089* (-1.69)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
地区固定	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	3246	3250	3246	3250	3246	3250
<i>R</i> ²	0.274	0.546	0.220	0.433	0.028	0.345

4. 更换匹配方法的稳健性检验。在运用 DID 评估之前, 本文基于协变量采用一对一邻近匹配方法进行匹配。为了检验结果的稳定性, 更换匹配方法为核密度匹配法作进一步检验。结果如表 6 的 (5) 和 (6) 列所示, 政策效果仍旧显著。

五、交互效应分析

由于环境信息公开制度不仅要公开环境质量信息, 也要求公开地方政府环境执法情况和企业排污等环境行为, 由此, 带来的信息透明度提高有利于环境监管。另外, 严格的环境监管对环境信息公开水平也提出了更高的要求, 因此, 本文认为二者具有交互作用。新出台的《环境法》强调多元共治、公众参与。赵美珍等^[25]认为, 公众在环境监管中的作用不容忽视, 应当建立政府主导、公众有序参与的协同监管机制。因此, 本文的环境监管概念不仅包括传统意义上的政府监管, 也包括自下而上的公众监管, 其理论框架模型如图 2 所示。

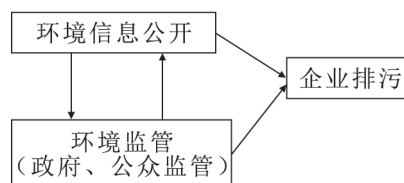


图 2 信息公开与环境监管对企业排污的交互作用

如果一个自变量对因变量的影响随另一个自变量的水平而变化, 则这两个自变量之间存在交互作用。作为一项环境政策, 环境信息公开会对企业排污行为产生约束作用, 同时它与环境监管之间存在交互效应, 环境信息公开程度越高, 环境监管效果越好; 环境监管越严格, 环境信息公开效果越好。本文构建模型 (5) 来检验环境信息公开与环境监管的交互效应。

$$\ln pollu_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{it} + \alpha_2 \ln supv_{it} + \alpha_3 did_{it} \times \ln supv_{it} + \alpha_4 \sum control_{it} + \mu_i + \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, $\ln supv_{it}$ 为 i 城市 t 时期的环境监管变量, 公众监管用环境上访人数来衡量, 政府监管用环境行政处罚案件数来衡量。模型中其余指标同上。

对模型 (5) 的评估结果如表 7 所示, 其中, $pedid$ 指的是环境信息公开与公众监管的交互项, $xzcf did$ 是环境信息公开与政府监管的交互项。从第 (1) 和 (2) 列可以看出, $pedid$ 的系数均在 5% 的水平上显著为负, 说明在环境信息公开与公众监管共同作用下对企业的二氧化硫和工业废水排放抑制效果显著。同样, 第 (3) 列中 $xzcf did$ 的系数在 1% 的水平上负向显著, 说明环境信息公开与政府监管的交互作用对企业二氧化硫排放产生了显著的约束作用。第 (4) 列为环境信息公开与政府监管的交互作用对工业废水的影响, 结果为负但并不显著, 说明交互作用对工业废水排放的抑制效果有限。究其原因, 可能是由于废水偷排比较隐蔽, 不易被政府发现。

表 7 交互效应分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	lns	ln τw	lns	ln τw
$pedid$	-0.0546** (-2.29)	-0.0488** (-2.33)		
$xzcf did$			-0.0763*** (-3.76)	-0.0261 (-1.46)
$_{-}cons$	5.894*** (4.99)	7.381*** (7.09)	6.090*** (5.16)	7.404*** (7.10)
控制变量	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是
N	3 246	3 250	3 246	3 250
R^2	0.036	0.279	0.006	0.248

六、结论及政策建议

近年来, 环境污染成为影响我国居民健康和阻碍我国经济可持续发展的主要问题。与以往法规政策不同, 环境信息公开要求政府和企业向社会公开其环境行为, 不仅向地方政府和企业传递环境压力, 更能搭建起政府、公众、企业之间的沟通桥梁。尤其对于地方保护主义盛行地区, 社区居民、环保组织、新闻媒体通过信息公开掌握环境信息, 不仅可以对政府执法形成压力, 更能对企业形成市场压力, 促进企业环境行为的调整。

本文基于 2004—2015 年的 284 个中国地级市面板数据, 以 2008 年我国出台的环境信息公开制度作为政策冲击构造准自然实验, 采用 PSM-DID 和中介效应模型评估环境信息公开的政策效果及作用机制, 通过一系列稳健性检验, 发现环境信息公开通过调整产业结构和促进技术创新减少了企业污染物排放, 但效果存在地区差异性, 对东部地区的废气排放影响显著, 对中西部地区的废水排放有显著抑制作用。此外, 本文进一步探讨了环境信息公开与环境监管之间的交互效应, 相比于环境信息公开的单独效果, 其与环境监管之间的交互作用更为重要, 尤其需要注重利用公众监管力

量,发动群众参与管理。这是现行管理模式下环保部门精确掌握地区排污形势,有效打击“多、散、污”中小污染源的必然选择之一。基于此,本文提出以下两点政策建议:

其一,强化中西部地区环境信息的公开水平。环境信息公开显著影响企业环境行为,但不同地区的环境信息公开水平差异甚大。我国中西部地区信息公开水平一直处于较低水平,只有高质量的信息公开,为公众提供足够的环境信息,明确环境治理责任主体,调动公众参与的积极性,才能更好地发挥信息公开对排污企业的倒逼作用。

其二,加强环境知识与政策宣传,提高公众的监管能力,鼓励公众积极参与。根据各国经验,公众参与是解决环境问题、实现社会可持续发展的必然要求。因此,政府部门应充分利用微博、网络平台等新媒体建立良好的民政互动机制,在环境信息公开的基础上,为公众参与疏通渠道,及时解决公众提出的问题。

参考文献

- [1] Matus, K. J. M., K. M. Nam, N. E. Selin, et al. Health damages from air pollution in China[J]. *Global Environmental Change-human and Policy Dimensions*, 2012(1).
- [2] Zhang, M., H. Li. New evolutionary game model of the regional governance of haze pollution in China[J]. *Applied Mathematical Modelling*, 2018, 63.
- [3] 宋妍, 陈赛, 张明. 地方政府异质性与区域环境合作治理——基于中国式分权的演化博弈分析[J]. *中国管理科学*, 2020(1).
- [4] Zhang, M., H. Li, L. Z. Xue, et al. Using three-sided dynamic game model to study regional cooperative governance of haze pollution in China from a government heterogeneity perspective[J]. *Science of The Total Environment*, 2019, 694.
- [5] 管宏友, 毕春伟. 环境管理中信息不对称问题研究[J]. *资源与产业*, 2010(3).
- [6] Tietenberg, T. Disclosure strategies for pollution control[J]. *Environmental and Resource Economics*, 1998(3).
- [7] Dasgupta, S., H. Wang, D. Wheeler. Disclosure strategies for pollution control[A]. H. Folmer, T. Teitenberg. *The International Yearbook of Environmental and Resource Economics 2006/2007: A Survey of Current Issues*[C]. Northampton: Edward Elgar Publishing, 2006.
- [8] Kerret, D., G. M. Gray. What do we learn from emissions reporting? Analytical considerations and comparison of pollutant release and transfer registers in the United States, Canada, England and Australia[J]. *Risk Analysis*, 2007(1).
- [9] Garcia, J. H., S. Afsah, T. Sterner. Which firms are more sensitive to public disclosure schemes for pollution control? Evidence from Indonesia's PROPER program[J]. *Environmental and Resource Economics*, 2009(2).
- [10] Delmas, M. A., M. J. Montessancho, J. P. Shimshack. Information disclosure policies: Evidence from the electricity industry[J]. *Economic Inquiry*, 2010(2).
- [11] Zhang, T., L. Xie. The protected polluters: Empirical evidence from the national environmental information disclosure program in China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2020, 258.
- [12] Gupta, S., B. Goldar. Do stock markets penalize environment-unfriendly behavior? Evidence from India[J]. *Ecological Economics*, 2005(1).
- [13] Dasgupta, S., J. H. Hong, B. Laplante, et al. Disclosure of environmental violations and stock market in the Republic of Korea[J]. *Ecological Economics*, 2004(4).
- [14] 史贝贝, 冯晨, 康蓉. 环境信息披露与外商直接投资结构优化[J]. *中国工业经济*, 2019(4).
- [15] Laplante, B., P. Rilstone. Environmental inspections and emissions of the pulp and paper industry in Quebec

- [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1996(1).
- [16] Dasgupta, S., B. Laplante, N. Mammingi, et al. Inspection, pollution prices, and environmental performance: Evidence from China[J]. *Ecological Economics*, 2001(3).
- [17] 张国兴, 邓娜娜, 管欣, 等. 公众环境监督行为、公众环境参与政策对工业污染治理效率的影响——基于中国省级面板数据的实证分析[J]. *中国人口·资源与环境*, 2019(1).
- [18] Wang, H., W. H. Di. *The Determinants of Government Environmental Performance: An Empirical Analysis of Chinese Townships*[Z]. The World Bank, Policy Research Working Paper, No. 2937, 2003.
- [19] Blackman, A. Alternative pollution control policies in developing countries[J]. *Review of Environmental Economics and Policy*, 2010(2).
- [20] 王华, 郭红燕, 黄德生. 我国环境信息公开现状、问题与对策[J]. *中国环境管理*, 2016(1).
- [21] 崔鑫生, 韩萌, 方志. 动态演进的倒“U”型环境库兹涅茨曲线[J]. *中国人口·资源与环境*, 2019(9).
- [22] 余东华, 崔岩. 双重环境规制、技术创新与制造业转型升级[J]. *财贸研究*, 2019(7).
- [23] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. *心理科学进展*, 2014(5).
- [24] Tian, X. L., Q. G. Guo, C. Han, et al. Different extent of environmental information disclosure across Chinese cities: Contributing factors and correlation with local pollution[J]. *Global Environmental Change-human and Policy Dimensions*, 2016, 39.
- [25] 赵美珍, 郭华茹. 论地方政府和公众环境监管的互补与协同[J]. *华中科技大学学报(社会科学版)*, 2015(2).

The Impact of Information Disclosure on Enterprise's Emission Behavior from the Perspective of Environmental Supervision

ZHANG Ming, SUN Rui-feng

Abstract: Environmental information disclosure is an essential means of environmental management in the information age, but environmental problems are complex, involving multiple stakeholders, and the effect is difficult to be evaluated. This paper studies the impact of information disclosure on enterprise emission behavior from the perspective of environmental supervision. PSM-DID and intermediary effect model are used to evaluate the effect and mechanism of environmental information disclosure based on the panel data of 284 cities in China from 2004 to 2015, and the interaction effect between information disclosure and environmental supervision is further discussed. The conclusions are as follows: (1) The disclosure of environmental information significantly constrains environmental behavior of enterprises (2) Environmental information publicity reduces pollutant emission by adjusting industrial structure and promoting technological innovation. (3) The interaction between information disclosure and environmental supervision has a significant impact on corporate environmental behavior.

Key words: environmental information disclosure; emission reduction effect; environmental supervision; interaction effect

(责任编辑 朱 蓓)