

引用格式: 邵汉华, 王亚宁. 环境信息公开的减污降碳效应[J]. 资源科学, 2024, 46(1): 38–52. [Shao H H, Wang Y N. Effects of environmental information disclosure on pollution reduction and carbon emission reduction[J]. Resources Science, 2024, 46(1): 38–52.] DOI: 10.18402/resci.2024.01.04

# 环境信息公开的减污降碳效应

邵汉华, 王亚宁

(南昌大学经济管理学院, 南昌 330031)

**摘要:**【目的】减污降碳协同增效是促进经济社会发展全面绿色转型的总抓手, 环境信息公开对生态治理的重要性愈发显现, 评估环境信息公开的减污降碳效应为经济社会绿色低碳发展提供科学依据。【方法】本文以“污染源监管信息公开”作为一项准自然实验, 基于中国2004—2020年235个地级市面板数据, 运用双重差分法检验了环境信息公开对减污降碳的直接影响与作用机制。【结果】①环境信息公开能够实现减污与降碳双赢, 具体而言, 该制度使得试点城市污染水平和碳排放水平相对样本均值分别降低了25.5%和19.2%。②环境信息公开的降碳效应在资源型城市、强环境规制城市更为明显, 且该效应随碳排放的水平提高呈边际递减趋势。环境信息公开的减污效应对不同城市则显现出相对普遍和稳定的特征。③绿色技术创新、政府财政支持和产业结构升级是环境信息公开促进减污降碳的重要机制; ④低碳城市试点政策能够强化环境信息公开的减污降碳效应, 而碳排放权交易政策的强化作用并不明显。【结论】本文准确识别了环境信息公开助力城市减污降碳的关键作用, 为完善环境规制体系, 强化协同减排行动提供了经验证据。为此, 应进一步提升环境信息公开的深度与广度, 设计特色鲜明、精准有效的治理路径, 打好减污降碳政策“组合拳”, 为新征程继续推进生态文明建设奠定基础。

**关键词:** 环境信息公开; 减污降碳; 综合治理; 政策组合; 双重差分; 异质性; 中国

DOI: 10.18402/resci.2024.01.04

## 1 引言

党的十八大以来, 中国将生态文明建设摆在全局工作的突出位置, 生态环境保护取得举世瞩目的重大成就。据《新时代的中国绿色发展》白皮书数据显示, 中国实现了固体废物“零进口”目标, 土地环境风险得到基本管控; 全国地表水水质优良断面比例达84.9%; 空气质量优良天数比例达87.5%, 生态环境质量持续稳定向好。然而, 仍需清晰地认识到, 中国生态环境保护结构性、根源性、趋势性压力尚未根本缓解, “双碳”目标实现时间紧迫、任务艰巨。区别于大部分发达国家“治污在先、低碳在后”的发展模式, 中国正面临环境污染防治和温室气体控制的双重压力, 生态文明建设进入减污降碳协同治理新阶段。因此, 迫切需要发挥环境规制政策的

综合治理效应, 协同推进减污降碳, 努力实现环境保护和气候治理的深度耦合与同频共振, 助力美丽中国建设和“双碳”战略。

作为一项非正式性环境规制政策, 环境信息公开通过披露环境质量信息和政府、企业环境行为, 搭建了政府、企业和社会公众环保沟通的有效渠道, 有利于社会各方参与环境治理, 推动经济社会绿色低碳转型<sup>[1-3]</sup>。对于政府而言, 在环境信息公开的压力下, 环保部门会强化高污染城市的监管和处罚力度, 地方政府会倾向加大环保治理投入, 推动产业清洁化生产与结构升级。对于企业而言, 环境信息公开作为第三方监督能够降低企业虚假披露污染信息的可能性。污染企业受制于环境行政处罚和债务融资压力会倾向于提升企业绿色创新能

收稿日期: 2023-05-23, 修订日期: 2023-11-21

基金项目: 国家社会科学基金项目(22BJL057); 江西省自然科学基金面上项目(20232BAB203056); 江西省教育科学“十四五”规划课题重点项目(22ZD006)。

作者简介: 邵汉华, 男, 江西都昌人, 副教授, 博士, 主要研究方向为区域创新与可持续发展。E-mail: shaohanhua163@163.com

通讯作者: 王亚宁, 男, 河北承德人, 硕士研究生, 主要研究方向为区域创新与可持续发展。E-mail: 13870675659@163.com

2024年1月

力,降低环境污染。对于社会而言,环境信息公开有效降低了环境信息获取成本,提高了公众环保关注度,能够为多方参与城市环境共治创造条件,最终有利于实现环保目标。

随着污染主体与污染物披露数量的持续增加,碳信息披露也成为了环境信息公开的重要内容。鉴于经济生产过程中环境污染物与温室气体具有同根、同源、同过程的特征,环境信息公开能否实现减污与降碳双赢,该制度实现减污降碳的作用机制和对各类城市的影响差异又如何?这是一个值得探讨的问题。基于此,本文以2004—2020年中国235个城市作为研究样本,将2008年公布的中国113个城市污染源信息公开评价(2014年增至120个城市)作为一次“准自然实验”,基于多期双重差分模型对环境信息公开的减污降碳效应进行因果识别,揭示该制度对城市减污降碳的作用机制和异质性影响,并为环境信息公开持续深化和减污降碳协同推进提供理论支持与政策启示。

## 2 文献综述

### 2.1 环境信息公开的相关研究

环境信息公开兼具公众参与性与非正式性的特征,其环境效益得到了国内外学者广泛关注。微观层面上,媒体与政府对企业环境监督能够显著影响企业环境信息公开水平,并且政府环境监督还能够增强社会舆论监督效果<sup>[4]</sup>。企业受制于社会舆论和行政处罚压力会减少污染排放,有助于当地环境质量改善<sup>[5]</sup>。从资本市场响应的角度来看,中国对环境违法处罚偏低,地方政府出于保护当地经济的动机对环境管制实行“软约束”,导致中国环境信息公开在金融市场基本失效<sup>[6]</sup>。宏观层面上,早期基于公众问责制视角下环境信息公开的研究发现,尽管理论上公众信息获取对环境绩效改善具有积极作用,但实证检验并未发现二者具有统计意义<sup>[7]</sup>。伴随环境信息公开持续推进和环保问题社会关注度逐渐提高,学者们就环境信息公开的减污效应达成了共识。刘满凤等<sup>[8]</sup>对中国地级市污染的研究发现,环境信息公开显著降低了工业二氧化硫和废水排放,强化环境执法与提升公众参与是污染减排的重要机制。胡宗义等<sup>[9]</sup>通过构建两部门经济模型阐释了环境信息公开污染减排的理论机制,发现该制度显著降低了工业污染物排放,并且其效果存在滞

后性与长期性。Zhong等<sup>[10]</sup>研究发现环境信息公开通过“目标问责”和“倒逼效应”推动了当地二氧化硫减排,并通过“警示效应”和“学习效应”减少了周边城市污染排放。

全球气候问题日益严峻,针对碳排放的研究历经萌芽、发展,如今迎来强劲增长阶段。其中,大多数研究围绕碳规制政策展开讨论。现有碳规制政策主要分为命令控制型和市场导向型两类<sup>[11]</sup>,周迪等<sup>[12]</sup>采用PSM-DID方法检验了低碳试点政策对城市碳绩效的提升作用,并发现能源效率提升和产业结构升级是降低碳强度的重要渠道。陈道平等<sup>[13]</sup>探讨了碳排放权交易政策的减排效应,揭示了碳交易政策能够通过技术创新、外商投资等机制显著降低地区碳排放水平。也有学者从“五位一体”总体布局的研究视角探讨了碳交易政策的经济、政治、文化、社会和生态文明减排路径,发现文化与政治建设对碳中和产生了更大影响<sup>[14]</sup>。另外,基于中国省级层面的研究发现,现阶段碳交易政策并非通过市场化机制产生碳抑制效应,政策干预在中国碳交易试点阶段仍发挥主要作用<sup>[15]</sup>。

### 2.2 减污降碳协同治理研究

中国的碳排放和环境污染呈现高度的时空关联性,协同推进减污降碳成为“十四五”规划的重要内容之一。对二者同根同源的认识加深以及环境、气候问题的压力凸显,使得学者们从早期针对重点行业 and 不同污染物的研究,转向了对减污降碳政策与减污降碳协同路径的探讨。叶芳羽等<sup>[16]</sup>运用双重差分法检验了碳交易政策的减污降碳协同效应,发现碳交易政策能够显著降低二氧化碳和大气污染物排放,实现减污降碳协同。Dong等<sup>[17]</sup>基于拓展的Kaya恒等式研究了碳排放与PM2.5的协同效应,发现针对二氧化碳的减排活动也将促进PM2.5显著减少,并且技术进步、人口、能源消费和经济水平等因素对减排效果产生了差异影响。韩冬日等<sup>[18]</sup>则从数字技术视角切入,以产业结构升级、环境规制等约束变量考察了数字技术对减污降碳协同增效的非线性影响。此外,还有学者从目标实现、政策工具等5个方面探讨了中国减污降碳协同增效的关键路径<sup>[19]</sup>,以及对美国、法国等19个国家减污降碳协同治理路径和演变规律的判断,识别了中国减污降碳阶段并凝练了典型国家经验<sup>[20]</sup>。



对上述文献回顾可知,学者们围绕环境规制政策的减污、降碳效应展开了系统深入的研究,为本文提供了充实的理论基础和研究参考。同时本文也发现了当前研究存在的问题:①对于环境信息公开的研究主要集中在降低污染方面,针对其降碳效应的研究并不多见。②现有文献主要从单一视角研究环境规制政策对污染或碳排放的影响,针对环境信息公开能否实现减污与降碳双赢的研究还存在空白。③多数研究聚焦于单一政策效果,忽视了中国政策的系统性以及政策组合优势。因此,本文的边际贡献主要包括以下3个方面:①从减污和降碳双重视角,丰富了环境信息公开的效果研究,不仅从理论上阐述了该制度减污降碳的作用机制,还实证检验了其对二者的直接影响、间接路径与异质性特征。②充分考虑城市污染物的多样性,基于熵值法测算城市环境综合污染指数,全面考察环境信息公开的减污降碳效果。③结合碳规制政策检验了政策叠加下的减污降碳效应,为环境信息公开落实、减污降碳协同治理以及政策组合有效实施提供了可靠的经验支持和政策启示。

### 3 政策背景与研究假说

#### 3.1 政策背景

大部分发达国家环境信息公开制度建立较早,并已形成了系统完整的政策体系和评价标准。相对而言,中国环境信息公开起步较晚,大体上经历了“初步探索-正式实施-稳步发展”3个阶段。在初步探索阶段,于2003年初实施的《清洁生产促进法》对企业污染物排放超限额进行了强制性信息披露的规定,同年9月实施的《环境影响评价法》明确提出涉及公众环境权益的规划应认真考虑公众意见。自此,中国针对环境信息公开进行了良好探索,但受制于公开的有限性和约束力度不足,事实上中国环境信息公开的执行效果一直不佳。在正式实施阶段,中国《环境信息公开办法(试行)》于2007年4月正式公布,并于次年5月1日起实施,对以政府和企业为主体的环境信息公开范围、程序等内容做出规定,迈出了中国环境信息公开法制化的第一步。在稳步发展阶段,2014年新修订的《中华人民共和国环境保护法》以法律形式规定了公民的环境参与权、知情权与监督权,明确了各级政府与排污单位依法披露有关环境信息责任。同年,配

套发行的《企业事业单位环境信息公开办法》对企业事业单位和重点排污单位的环境信息公开方式、内容做出了更为详细的规定,中国的环境信息公开制度在法律层面与实践层面正不断完善。

环境信息公开办法正式实施的同年,公众环境研究中心(IPE)和自然资源保护协会(NRDC)推出了污染源监管信息公开指数(PITI)并发布了环境信息公开年度报告,对中国部分城市环境信息公开情况进行综合打分并予以公布,对中国环境信息披露的落实具有重要作用。伴随环境信息公开日益受到政府、社会和企业的高度重视,PITI指数的评价范围与指标体系也在不断扩大和完善。从考核城市来看,2014年之前PITI指数考核了中国110座环保重点城市以及东莞、盐城和鄂尔多斯总计113座城市,2014年之后在此基础上新增镇江、三门峡、自贡、德阳、南充、玉溪、渭南7座城市,评估城市增至120座。从评价体系来看,2008—2013年PITI指数规定了“污染源日常监管信息公示”“依申请公开情况”等8项分值不同的指标,在2014年的报告中将评价体系完善为包括“监管信息”“自行监测”“互动回应”“排放数据”“环评信息”在内的5个一级指标和8个二级指标,以系统性、及时性、完整性、友好性的原则对考察城市量化评估,最终得到城市PITI得分,为政府、公众、企业各方环境信息获取与治理参与提供了科学依据。直至2020年,中国污染源信息公开已历经13年,监测数据总量、信息披露质量和信息数据应用等方面均取得了极大进步,环境信息公开逐渐成为美丽中国建设和“双碳”目标实现的常态措施和重要抓手。

#### 3.2 研究假说

##### 3.2.1 环境信息公开对减污降碳的直接影响

污染物与温室气体具有同根、同源、同过程的特性,化石能源消费、工业生产等活动既会产生二氧化硫、烟粉尘等环境污染物,也会造成二氧化碳、甲烷等温室气体排放,因此现阶段中国的减污政策可以兼而实现温室气体减排<sup>[21]</sup>。2022年由生态环境部等七部门联合印发的《减污降碳协同增效实施方案》是中国推动减污降碳协同治理的第一份正式文件,提出分2025年、2030年两阶段实现减污降碳。PITI指数公布了考察城市的污染源监管信息得分,本质上属于针对环境污染的信息公开制度,

2024年1月

能够直观体现出城市污染状况,对政府决策,企业行为和公众监督均具有重要参考价值。从政府角度看,PITI指数展示和比较了各城市的环境污染得分,能够缓解地方政府为实现经济增长而出现的环保“逐底竞争”现象<sup>[22]</sup>;从企业角度看,环境信息公开逐步实现了重点排污单位污染监测数据系统化和平台化,对处罚企业均详细备案并予以公布,加大了企业污染排放成本;从公众角度看,环境信息公开是社会获取城市污染信息的重要渠道,为公众监督政府环保履职、企业环保生产提供了重要依据,能够有效降低政企合谋<sup>[23]</sup>。随着环境信息公开广度和深度持续拓展,碳信息披露逐渐纳入考察范围中,使得环境信息公开在实现污染减排的同时,理论上也能够起到抑制碳排放的作用。

基于上述分析,提出如下假说:

H1:环境信息公开能够降低城市污染与碳排放,从而发挥减污降碳效应。

### 3.2.2 环境信息公开实现减污降碳的间接机制

在机制路径上,环境信息公开可能通过以下3条路径实现减污降碳:

(1)绿色技术创新效应。20世纪90年代Porter<sup>[24]</sup>提出了开创性的“波特假说”,即环境规制政策虽然会提高企业经营成本,但严格且合理的环境规制可以不断给予企业进步压力,促进技术革新,部分甚至完全抵消掉因环境规制引发的成本提升,最终通过提高资源使用效率推进环境质量改善。绿色技术创新是中国新时代生态文明建设的重要工具。相较于传统技术创新对企业经济利益的积极影响,绿色技术创新更具公共属性,而企业作为绿色创新主体往往努力程度不足<sup>[25]</sup>,因此更需要政府引导和公众监督。环境信息公开能够对政府环境治理决策起到辅助作用,公众和社会可以接收到更多环境信息,一方面有助于政府引导企业主动进行绿色技术创新以缓解环境问题<sup>[26]</sup>,另一方面有助于培养消费者环保意识,自觉选择绿色环保产品,倒逼企业在市场机制下提高绿色研发投入。企业自身也会受制于污染和碳排放成本增加、社会舆论压力,选择改进生产技术,降低能源使用强度,提高企业绿色全要素生产率<sup>[27]</sup>,履行减污降碳的社会责任。

(2)政府财政支持效应。以往以GDP为导向的官员考核机制使得地方政府环境保护职责常常让

位于经济增长目标,从而形成了以牺牲环境为代价换取经济发展的路径依赖,甚至有些地区出现了严重的环境公害事件<sup>[28]</sup>。生态环境具有公共物品属性,这要求政府应站在公众利益角度承担环保责任。在进一步压实地方环保责任的要求下,环境保护成为地方政府的重要考核标准,政府环保监管力度也大大提升。环境信息公开的落实使得政府环境治理更加公开透明,公众获取环境信息更加方便快捷,增强了社会对政府行为的有效监督<sup>[29]</sup>,地方政府面对政绩考核和社会舆论压力将会提升环保行政干预力度。在市场化机制对环保投入力度不足的情况下,政府可能会通过加大污染治理和绿色研发资金投入,推动生态环境治理,为企业污染设施更新换代提供补贴,以缓解当地污染物和温室气体过度排放<sup>[30]</sup>。

(3)产业结构升级效应。三大产业的能耗需求与结构差异同产业污染水平、碳排放水平息息相关。相较于一、三产业,以工业为主体的第二产业会产生更多污染物和二氧化碳<sup>[31]</sup>。另外,中国工业化发展呈现自东向西逐步降低的梯度差异,粗放式生产方式还未出现根本转变,能源消费保持刚性增长,直接阻碍了中国环境保护和气候治理。而环境信息公开能够增强政府对当地环境治理和企业环保履责的精准把握。政府出于公众舆论和上级问责压力,会加大环保督察和管制力度,采取处罚清退重污染高排放企业、引进低污染低能耗企业等措施推动当地产业结构调整与转型升级,进而缓解污染和温室气体排放问题<sup>[32]</sup>。企业也会迫于行政处罚和经营成本压力,改进生产模式,提高生产效率,实现本地产业结构优化<sup>[33]</sup>,最终有助于减污降碳目标的实现。

基于上述分析,提出如下假说:

H2:环境信息公开能够通过绿色技术创新、政府财政支持和产业结构升级3条路径间接发挥减污降碳效应。

### 3.2.3 碳环境规制政策对环境信息公开的强化作用

中国的政策设计具有系统性和全方位的特征。为打赢污染防治攻坚战,如期实现“双碳”目标,中国出台了多项环境规制政策,其对污染物或温室气体的抑制作用得到了充分证明<sup>[34,35]</sup>。但单一的环境政策受制于实施手段较少、监管范围有限等



原因,其减排效应可能存在一定局限。相比之下,城市受到环境政策组合的多维约束,能够以多种方式监督减排主体履行环保责任,扩大环境政策的监管范围,还能够提高政府对于污染治理和碳排放抑制的重视程度<sup>[36]</sup>。PITI在设立初期主要针对城市污染源进行披露,其与碳规制政策的组合一方面能够进一步拓展城市污染物与碳排放监督的手段与机制,推动环境信息公开制度的不断完善;另一方面碳规制政策本身的有效性能够强化环境信息公开的减污降碳效果,例如碳排放权交易政策充分发挥了市场机制的作用,对于排放主体的碳排放量和交易情况进行了披露<sup>[13]</sup>,能够为环境信息公开提供准确详实的信息来源。低碳城市试点作为命令控制型政策,加强了政府对于城市减排的治理压力,能够为环境信息公开加强社会与政府合作,多方联动实现污染治理与碳减排提供支持。

基于上述分析,提出如下假说:

H3:碳环境规制政策与环境信息公开能够发挥组合优势,从而强化环境信息公开的减污降碳效应。

## 4 模型构建、变量设定与数据说明

### 4.1 模型构建

#### 4.1.1 多期双重差分模型

为识别环境信息公开减污降碳的因果效应,本文以2008年开始公布的城市污染源信息公开评价作为一项“准自然实验”,采用双重差分法检验该制度的减污降碳效应。本文构建的基准模型如下:

$$Y_{it} = a_1 + a_2 PITI_{it} + \lambda X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中:被解释变量  $Y_{it}$  表示污染和碳排放情况,下标  $i$  和  $t$  分别表示城市和年份;  $PITI_{it}$  表示政策虚拟变量,当某个城市被纳入污染源信息公开指数后  $PITI=1$ ,反之  $PITI=0$ ;  $a_1$ 、 $a_2$  和  $\lambda$  表示待估计参数,其中  $a_2$  为本文关注的核心参数,衡量了环境信息公开的减污降碳效应;  $X_{it}$  表示其他可能对城市减污降碳产生影响的控制变量,具体包括经济发展、工业化程度、外资使用情况、人口素质、人口规模、科技创新和城镇化水平;  $\mu_i$  和  $v_t$  分别控制了个体固定效应和时间固定效应;  $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。

#### 4.1.2 平行趋势检验

考虑到试点城市被纳入污染源信息公开的时点不同,不能采用传统事前平行趋势检验方法,因

此本文采用事件研究法考察环境信息公开的动态效应。具体做法上,以政策发生时点作为基准期,将政策冲击前后的哑变量纳入模型(1),得到如下模型:

$$Y_{it} = a_0 + \sum_{k \geq -4}^{12} a_k T_k + \lambda X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中:  $T_k$  表示政策前后时点的哑变量;  $T_0$  为政策冲击当年;  $T_k < 0$  和  $T_k > 0$  为政策冲击前后第  $k$  年,由于本文的研究范围为2004—2020年,绝大多数城市从2008年开始便被纳入环境信息公开评价,因此文章将政策前  $T_k < -4$  的观测样本合并至政策前第4期;  $a_0$  表示待估计参数;  $a_k$  表示不同年份核心解释变量的估计系数。

#### 4.1.3 机制分析模型

为探究环境信息公开实现减污降碳的作用机制,在模型(1)的基础上,本文构建了以下3个模型进行机制检验:

$$GT_{it} = \beta_1 + \beta_2 PITI_{it} + \lambda X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$GOV_{it} = \xi_1 + \xi_2 PITI_{it} + \lambda X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$IS_{it} = \gamma_1 + \gamma_2 PITI_{it} + \lambda X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式中:  $GT_{it}$  代表绿色技术创新效应,本文选取地级市绿色发明专利申请量取对数衡量城市绿色创新水平。  $GOV_{it}$  代表政府财政支持效应,本文选择政府一般公共预算支出中的科学支出衡量政府财政支持。  $IS_{it}$  代表产业结构升级效应,本文参考邵帅等<sup>[37]</sup>的研究,选取工业用电量占全社会用电量之比衡量城市产业结构升级。  $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\xi_1$ 、 $\xi_2$ 、 $\gamma_1$ 、 $\gamma_2$  表示待估计参数,其中  $\beta_2$ 、 $\xi_2$ 、 $\gamma_2$  为机制分析关注的核心参数,反映了环境信息公开是否能够通过以上3条机制发挥减污降碳效应。

#### 4.1.4 调节效应模型

为考察政策叠加视角下,碳规制政策对环境信息公开减污降碳效应的强化作用,本文构建了如下模型。

$$Y_{it} = \delta_1 + \delta_2 PITI_{it} + \delta_3 DTSD_{it} + \delta_4 PITI_{it} \times DTSD_{it} + \lambda X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$Y_{it} = \eta_1 + \eta_2 PITI_{it} + \eta_3 TJY_{it} + \eta_4 PITI_{it} \times TJY_{it} + \lambda X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

式中:  $DTSD$  表示命令控制型的低碳城市试点政策,  $PITI \times DTSD$  为其与环境信息公开构建的交乘项,表示处理组中受到以上两类政策共同影响的城

2024年1月

市。 $TJY$ 表示市场导向型的碳排放权交易政策, $PITI \times TJY$ 为其与环境信息公开构建的交乘项,表示处理组中受到以上两类政策共同影响的城市。 $\delta_1 - \delta_4$ 、 $\eta_1 - \eta_4$ 表示待估计参数,其中 $\delta_4$ 和 $\eta_4$ 为重点关注的系数,衡量了碳规制政策对环境信息公开减污降碳效应的强化作用。

#### 4.2 变量设定

被解释变量:包括城市污染排放( $Pollution$ )和碳排放( $\ln co_2$ )两项指标。由于污染物种类较多且缺失地级市固体废物排放数据,因此本文参考杨果等<sup>[38]</sup>的方法,选取工业二氧化硫排放量、工业废水排放量和工业烟尘排放量,运用熵值法拟合污染排放综合指数,该指标越大表明当地环境污染程度越严重。城市碳排放数据参考Shan等<sup>[39]</sup>的计算方法,数据来自中国碳核算数据库(CEADs)并取对数处理。

核心解释变量:以城市是否被纳入污染源信息公开评价名单作为虚拟变量。若某个城市在某一年被纳入污染源信息公开指数,则当年及后续年份 $PITI=1$ ,反之 $PITI=0$ 。

控制变量:本文参考张国兴等<sup>[40]</sup>、范子英等<sup>[41]</sup>、张华等<sup>[11]</sup>的研究,引入如下可能会对污染和碳排放产生影响的控制变量。①经济发展,采用人均GDP取对数( $\ln pgdp$ )衡量城市经济发展状况;②工业化程度,以第二产业产值占GDP比重( $ind$ )表征;③外资使用情况,以城市实际利用外资取对数( $\ln fdi$ )表征;④人口素质,以城市普通高等学校在校生数与年末总人口之比( $edu$ )表征;⑤人口规模,以年末总人口取对数( $\ln pop$ )表征;⑥科技创新,以城市专利申请量取对数( $\ln tech$ )表征;⑦城镇化水平,以城市

的城镇化率( $urb$ )表征。

#### 4.3 数据说明

考虑到数据完整性与可获得性,本文选取2004—2020年235个地级及以上城市作为研究对象,其中处理组为被纳入污染源监管信息评价的120座城市,包括2008年开始考核的113座城市和2014年新纳入公开评价的7座城市,由于处理组城市受到政策冲击时点不同,本文选择多期双重差分模型进行实证检验。在数据获取上,碳排放数据来自中国碳核算数据库(CEADs),污染物及控制变量数据主要来源于《中国城市统计年鉴》《中国能源统计年鉴》和各市统计局官网,对于少数缺失值采用线性插值法予以补齐。此外,为消除价格因素影响,在计算城市历年人均GDP时,先根据GDP平减指数以2004年为基期对生产总值进行平减处理。各变量含义和描述性统计如表1所示。

### 5 结果与分析

#### 5.1 环境信息公开减污降碳效应的基准回归结果

本文以环境信息公开作为一项“准自然实验”,基于多期双重差分模型对该制度的减污降碳效应进行检验,并控制了城市固定效应和时间固定效应,基准结果如表2所示。环境信息公开对污染和碳排放的回归系数始终为负,且在1%水平上显著。列(3)和(4)加入控制变量后,虽然作用系数绝对值变小,但依旧在1%水平上显著为负。根据后两列回归结果计算可得,环境信息公开使得城市综合污染水平相对样本均值下降了25.5%,碳排放总量相对样本均值下降了19.2%。说明环境信息公开有效治理了城市环境污染,降低了城市碳排放,进

表1 主要变量含义及描述性统计

Table 1 Definition and descriptive statistics of key variables

变量名称	变量含义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
$Pollution$	城市污染排放综合指数	3995	0.098	0.094	0.002	0.939
$\ln co_2$	城市碳排放总量取对数	3995	3.184	1.018	-3.208	6.242
$PITI$	虚拟变量,受到政策冲击取1,反之取0	3995	0.352	0.478	0.000	1.000
$\ln pgdp$	人均GDP取对数	3995	10.159	0.724	4.405	12.829
$ind$	第二产业产值占GDP比重/%	3995	47.384	10.778	1.930	85.920
$\ln fdi$	城市实际利用外资取对数	3979	9.928	1.905	-0.882	14.941
$edu$	城市普通高等学校在校生数与年末总人口之比/%	3995	0.019	0.024	0.000	0.131
$\ln pop$	年末总人口取对数	3995	5.941	0.657	2.819	8.136
$\ln tech$	城市专利申请量取对数	3995	5.799	2.024	0.000	11.792
$urb$	城镇化率/%	3995	0.521	0.169	0.114	1.000

表2 环境信息公开减污降碳效应的基准回归结果

Table 2 Benchmark regression results of the pollution reduction and carbon emission reduction effects of environmental information disclosure

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Pollution	lnco <sub>2</sub>	Pollution	lnco <sub>2</sub>
PITI	-0.027*** (-4.089)	-0.263*** (-3.822)	-0.025*** (-3.831)	-0.213*** (-3.256)
lnpgdp			-0.001 (-0.145)	0.074 (1.212)
ind			0.001** (2.122)	0.007* (1.894)
lnfdi			-0.004*** (-2.740)	-0.010 (-0.649)
edu			-0.042 (-0.160)	-3.591* (-1.861)
lnpop			0.005 (0.327)	0.065 (0.435)
lntech			-0.000 (-0.149)	0.029 (0.917)
urb			0.036 (1.595)	-0.072 (-0.295)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
constant	0.107*** (45.524)	3.277*** (135.614)	0.078 (0.599)	1.833 (1.513)
N	3995	3995	3979	3979
R <sup>2</sup>	0.753	0.869	0.757	0.871

注:表中括号内为聚类到城市的稳健标准误,\*、\*\*、\*\*\*分别表示回归结果在10%、5%、1%的水平下显著。下同。

而发挥了减污降碳效果,即H1得到验证。控制变量回归结果显示,工业化发展对城市二氧化碳与污染排放的系数显著为正,说明以第二产业为代表的工业化在促进经济发展的同时也造成严重的环境问题。人口素质对碳排放的系数显著为负说明了

公民环保意识提高对城市低碳发展具有积极影响。外资使用水平对污染的系数显著为负则说明随着经济转型发展,外商直接投资流入产生了生态溢出效应,“污染光环”假说得到验证。

5.2 稳健性检验

研究假设的有效性和稳健性不能仅从双重差分法的基准回归结果得出,还需对假设进行一系列检验。本文将从以下几个方面对实证结果进行稳健性检验。

5.2.1 平行趋势检验

依据模型(2)的结果,本文绘制了污染和碳排放的动态变化趋势及置信区间。从图1可以看出环境信息公开前各城市污染和碳排放不存在显著差异,从而验证了本文双重差分法的平行趋势假设。此外,从图1a可知,环境信息公开直至政策实施第3年才对城市污染起到了明显的抑制效应,并且减污效果逐渐增强。从图1b可知,环境信息公开在政策实施当期便对城市碳排放产生了抑制作用,并在未来2年效果逐渐增强,但在后续年份其降碳效果出现了一定程度的减弱。

5.2.2 基于PSM-DID方法的估计

PITI名单内主要为环保型城市,在选取考核目标时可能受到国家环保型重点城市划分的影响,出现样本选择性偏差问题从而影响检验结果。因此,本文借鉴白俊红等<sup>[42]</sup>的思路,使用多时点PSM-DID方法进行稳健性检验。将控制变量设定为匹配变量,采用逐期匹配法对样本进行逐年匹配,并对匹配后的结果运用双重差分模型进行重新评估。表3展示了匹配后环境信息公开的减污降碳效应。结果显示,核心解释变量的系数依然为负且在1%水

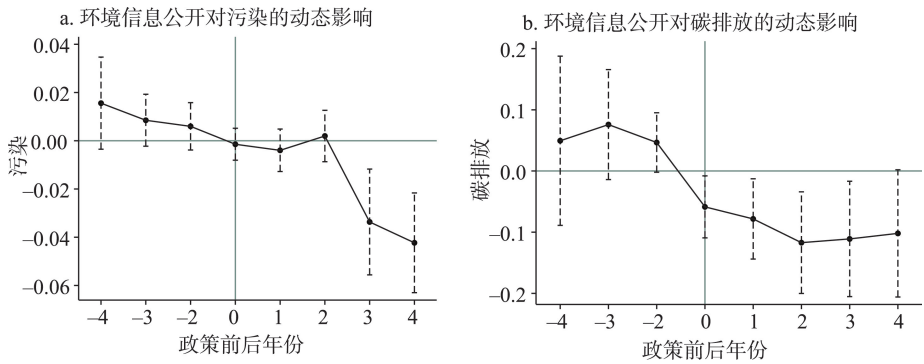


图1 环境信息公开对污染和碳排放的动态影响

Figure1 Dynamic impact of PITI on environmental pollution and CO<sub>2</sub> emissions



2024年1月

表3 基于PSM-DID方法的稳健性检验

Table 3 Robustness test based on the PSM-DID method

变量	(1)	(2)
	Pollution	lnco <sub>2</sub>
PITI	-0.021***(-3.024)	-0.183***(-2.612)
控制变量	控制	控制
城市固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
constant	0.115(0.787)	1.258(0.990)
N	3613	3613
R <sup>2</sup>	0.288	0.313

平上显著,说明了环境信息公开减污降碳效果是稳健的。

### 5.2.3 安慰剂检验

为排除未观测到的城市特征因素对环境信息公开减污降碳的评估效果产生干扰,本文运用多期DID的安慰剂检验方法进一步检验结果的稳健性。为此,本文进行了500次随机抽样,每次随机抽取120座城市构造伪处理组,其余城市为控制组,并且随机设置政策冲击时点得到500组虚拟变量 $PITI^{random}$ ,最

后绘制出虚拟变量回归系数和 $p$ 值。如图2所示,可以看到环境信息公开对污染和碳排放的回归系数都集中在0附近且 $p$ 值大多高于0.1,而基准回归系数分别为-0.025和-0.213,均小于模拟值,因此可以认为本文所验证的环境信息公开的减污降碳效应并未明显受到遗漏变量影响,验证了结果的稳健性。

### 5.2.4 Bacon分解与考虑异质性的稳健估计

在使用传统双向固定效应模型对多期DID进行估计时,可能存在异质性处理效应的潜在问题,使得估计存在偏误。基于此,结合Goodman-Bacon<sup>[43]</sup>、Borusyak等<sup>[44]</sup>、Callaway等<sup>[45]</sup>以及de Chaisemartin等<sup>[46]</sup>的研究成果,采用如下处理方式对回归结果进行重新检验。如表4所示,其中Bacon分解的结果显示,从未处理组与处理组的权重达95.8%,即环境信息公开对城市污染与碳排放影响的净效应绝大部分来自从未受到处理组与处理组的检验结果,证明了本文基准回归结果采用的双向固定效应估计量偏误较小。此外,其他处理方法的估计系数符号和大小也同基准回归结果基本一致,进一步证明本文结

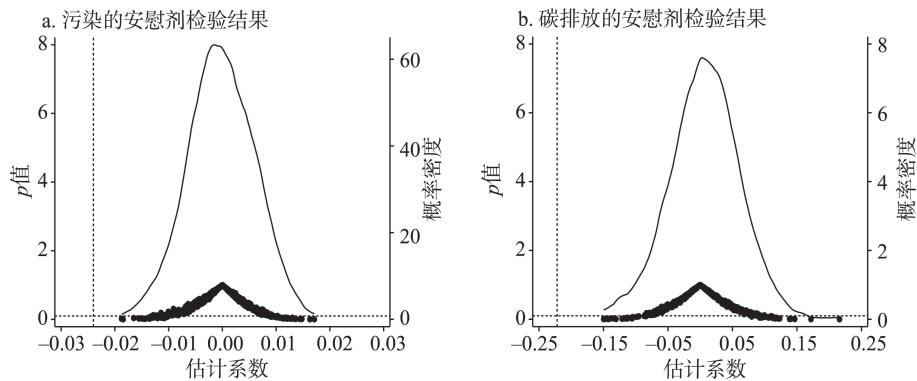


图2 污染和碳排放的安慰剂检验结果

Figure 2 Placebo test results for environmental pollution and CO<sub>2</sub> emissions

表4 Bacon分解与考虑异质性的稳健估计

Table 4 Bacon decomposition and robustness estimation with heterogeneity consideration

处理方式	Pollution		lnco <sub>2</sub>	
	平均DID估计量	权重	平均DID估计量	权重
先处理VS后处理	0.002	0.014	0.051	0.014
后处理VS先处理	-0.016	0.028	-0.031	0.028
从未处理VS处理组	-0.028	0.958	-0.274	0.958
Borusyak等 <sup>[44]</sup> 的方法	-0.027***(-3.857)		-0.253***(-3.776)	
Callaway等 <sup>[45]</sup> 的方法	-0.020***(-2.857)		-0.189***(-3.566)	
deChaisemartin等 <sup>[46]</sup> 的方法	-0.001(-0.243)		-0.071*(-2.514)	



论的稳健性。

### 5.2.5 排除极端值的影响

考虑到样本数据的极端值可能使回归结果出现偏误,本文对数据中污染、碳排放以及所有控制变量均进行了前后1%缩尾处理后重新回归。结果如表5列(1)和列(2)显示,在对极端值进行处理后,环境信息公开的系数显著为负,结果依然稳健。

### 5.2.6 排除其他政策干扰

前文已经验证环境信息公开对城市减污降碳起到影响,但由于样本考察期内,中国陆续出台了多项环境规制政策,这些政策是否会对回归结果产生干扰仍需进一步验证。为此,本文选取了2007年国务院相关部门启动的二氧化硫排污权有偿使用政策<sup>①</sup>、2010年国家发改委实施的5省8市低碳试点政策<sup>②</sup>和2011年在7个省市实施的碳排放权交易政策<sup>③</sup>,选择分别剔除和全部剔除2种方式,将以上政策涉及的城市样本删除。如表5列(3)–(10)所示,在排除以上政策干扰后回归结果依然显著为负,说明了环境信息公开的确具有减污降碳效应。

## 5.3 异质性分析

由于中国幅员辽阔,各个城市之间资源禀赋和环境规制强度存在差异,因其导致的污染与碳排放水平也有所不同。那么,该制度的减污降碳效果是否会因城市差异而表现出不同效果。为此,本文选取以下3个方面来验证环境信息公开的异质性影

响。①城市资源禀赋的不同。城市资源禀赋影响城市发展方向,自然资源丰富的城市在早期通常会形成经济发展的资源依赖,对环境产生负面影响。鉴于此,本文依据国务院于2013年印发的《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020年)》,将样本划分为资源型城市和非资源型城市,以考察城市资源禀赋的异质性。②环境规制强度的不同。政府对城市环境保护负有首要责任,其对环境问题的重视程度也可能会影响城市碳排放与污染情况。因此,本文参考张建鹏等<sup>[47]</sup>的研究,采用政府工作报告中环保词频数衡量环境规制强度。③排放水平的不同。一方面,环境信息公开对高污染和高排放城市可能会产生更强效果;但另一方面,高污高碳城市由于发展路径依赖严重,其减污降碳也可能更加困难。因此,本文采用分位数DID模型对城市排放差异进行异质性分析。

城市资源禀赋异质性结果如表6列(1)–(4)所示,环境信息公开对于资源型和非资源型城市均具有减污降碳效果。碳排放系数差异在10%水平上显著,说明环境信息公开对于资源型城市的降碳效果要强于非资源型城市。资源型城市的可持续发展是建设生态文明的重要任务,资源型城市较为落后的产业水平使得其降碳意愿更为迫切,因此环境信息公开对其降碳效果更为明显。城市环境规制强度异质性结果如表6列(5)–(8)所示,环境信息公

表5 排除极端值和其他政策干扰的稳健性检验

Table 5 Robustness test with exclusion of outliers and other policy interferences

变量	剔除极端值影响		二氧化硫排污权 有偿使用政策		低碳试点政策		碳排放权交易政策		同时剔除3类政策	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	<i>Pollution</i>	<i>lnco<sub>2</sub></i>	<i>Pollution</i>	<i>lnco<sub>2</sub></i>	<i>Pollution</i>	<i>lnco<sub>2</sub></i>	<i>Pollution</i>	<i>lnco<sub>2</sub></i>	<i>Pollution</i>	<i>lnco<sub>2</sub></i>
<i>PITI</i>	-0.023*** (-3.950)	-0.152*** (-2.720)	-0.018** (-2.528)	-0.282*** (-3.160)	-0.018** (-2.528)	-0.142* (-1.908)	-0.020*** (-3.097)	-0.196*** (-2.709)	-0.015* (-1.682)	-0.248** (-2.388)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>constant</i>	-0.041 (-0.319)	0.732 (0.622)	-0.111 (-0.994)	1.749 (1.413)	0.046 (0.284)	0.631 (0.437)	0.035 (0.226)	0.030 (0.021)	-0.242 (-1.490)	0.409 (0.223)
<i>N</i>	3979	3979	2313	2313	2959	2959	3350	3350	1718	1718
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.327	0.370	0.293	0.362	0.307	0.338	0.299	0.321	0.285	0.365

① 二氧化硫排污权有偿使用政策具体包括天津、河北、山西、内蒙古、江苏、浙江、河南、湖北、湖南、重庆和陕西11个省(市、区)。

② 低碳试点政策具体包括广东、辽宁、湖北、陕西、云南5省和天津、重庆、深圳、厦门、杭州、南昌、贵阳、保定8市。

③ 碳排放权交易政策包括北京、上海、天津、重庆、湖北、广东和深圳等7省市。

2024年1月

表6 异质性检验(1):资源禀赋与规制强度

Table 6 Heterogeneity test (1): Resource endowment and regulatory intensity

变量	Pollution		Inco <sub>2</sub>		Pollution		Inco <sub>2</sub>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	资源型城市	非资源型城市	资源型城市	非资源型城市	强规制城市	弱规制城市	强规制城市	弱规制城市
<i>PITI</i>	-0.031*** (-3.156)	-0.020** (-2.223)	-0.278** (-2.347)	-0.168** (-2.221)	-0.029*** (-3.797)	-0.024*** (-2.843)	-0.245*** (-3.288)	-0.173** (-2.091)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>constant</i>	-0.031 (-0.146)	0.149 (0.894)	-0.739 (-0.288)	2.015 (1.564)	-0.061 (-0.477)	0.248 (1.183)	0.828 (0.603)	2.067 (1.521)
<i>N</i>	1428	2551	1428	2551	1987	1992	1987	1992
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.298	0.301	0.290	0.375	0.299	0.329	0.353	0.274
系数差异 <i>p</i> 值	0.5168		0.0915		0.1348		0.0661	

注:差异系数*p*值根据Chow检验的估计结果得到。

开的减污降碳效应普遍存在于不同规制强度的城市。系数差异的显著性表明环境信息公开对强规制城市的降碳效应要高于弱规制城市,在强环境规制下,政府会更加重视城市环保情况,环境信息公开的有效性更能得到体现。特别是在“双碳”目标约束下,城市碳排放得到社会各界重点关注,环境信息公开的降碳效应在强环境规制城市也会更加明显。城市排放水平异质性如表7所示,环境信息公开的减污效应较为稳定。相比之下,虽然环境信息公开在不同分位点下均具有显著的降碳效应,但随着碳排放水平提高其作用呈现边际递减趋势,这说明在碳排放总量较高的情况下,环境信息公开受制于城市发展路径依赖,其降碳效应可能有所削弱。以上异质性分析表明,环境信息公开的减污效应相对而言是普遍和稳定的,其降碳效应则因城市资源禀赋、环境规制强度和排放水平的差异具有异质性特征。

#### 5.4 影响机制检验

表8汇报了机制检验结果。如表8列(1)所示,环境信息公开对绿色技术创新效应的估计结果显著为正。一方面,环境信息公开缓解了政府与公众信息不对称的问题,自下而上逼迫政府履行环保职责,给予企业绿色技术支持;另一方面,环境信息公开也使得企业在生产活动中必须考虑行政处罚成本和社会潜在成本,迫使企业出于合法性动机和竞争性动机进行绿色创新,最终实现城市减污降碳<sup>[48]</sup>。

表8列(2)显示,环境信息公开对政府财政支持的估计结果显著为正,说明环境信息公开能够加大政府财政对污染治理与碳排放抑制的支持力度。截至2019年11月,公众环境研究中心共收录了14万条因环境违规受行政处罚的数据,有效监督政府环境治理职责,减少政企合谋。此外,根据IPE发布的环境信息公开报告显示,已有多省市开展了企业环境信用评价工作,并形成了“绿色信贷”“政府采

表7 异质性检验(2):城市排放水平

Table 7 Heterogeneity test (2): Urban emission levels

变量	Pollution				Inco <sub>2</sub>			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Quantile 25%	Quantile 50%	Quantile 75%	Quantile 90%	Quantile 25%	Quantile 50%	Quantile 75%	Quantile 90%
<i>PITI</i>	-0.013*** (-6.269)	-0.017*** (-5.191)	-0.019*** (-6.161)	-0.015*** (-2.903)	-0.114*** (-4.160)	-0.078*** (-2.874)	-0.059*** (-2.847)	-0.050** (-2.233)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	3979	3979	3979	3979	3979	3979	3979	3979

表8 环境信息公开的影响机制检验

Table 8 Test of the mechanisms of PITI

变量	(1) <i>GT</i>	(2) <i>GOV</i>	(3) <i>IS</i>
<i>PITI</i>	0.156*** (3.735)	0.230*** (3.600)	-0.028** (-2.406)
控制变量	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
<i>constant</i>	-3.613*** (-5.541)	-7.116*** (-3.567)	0.662*** (3.151)
<i>N</i>	3951	3979	3962
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.929	0.911	0.069

购”等领域的实际应用。为政府加大环保治理投入,企业获得减排资金补助提供了重要信息支持,进而推动了城市减污降碳。

表8列(3)显示,环境信息公开对产业结构升级的系数显著为负,即环境信息公开有效降低了城市工业用电量比重,推动了城市产业结构升级。第二产业是环境污染物与二氧化碳排放的主要来源,在信息不透明的阻碍下,企业和政府很可能对当地环境问题选择性忽视。而环境信息公开能够有效发挥第三方监管作用,将环境问题置于公开透明的多方参与框架下。如2018年环保组织绿色江南举报排放超标企业1579家,其中72%得到核实与回复,191家违法排放企业被环保部分责令整改或立案查处。为政府整改当地重污染高排放企业,加快城市产业结构绿色化低碳化转型升级,实现减污降碳目标提供了重要支持。综上,本文的H2得到了验证。

### 5.5 碳规制政策的叠加效应分析

低碳城市试点政策叠加效应的回归结果如表9列(1)和(2)所示,交乘项  $PITI \times DTSD$  对污染和碳排放的回归系数均显著为负,说明低碳城市试点同环境信息公开的政策叠加显著降低了城市污染和碳排放水平,强化了环境信息公开减污降碳治理效果。作为命令控制型的碳规制政策,低碳城市试点一方面为环境信息公开弥补了作为第三方监督可能存在的有效性不足的局限,有利于政府、企业加强对环境信息公开的重视程度,保障环境披露下城市污染治理与碳排放抑制的有效落实;另一方面低碳城市试点也为环境信息公开的顺利实施起到了助力作用,为其监督范围、披露内容等方面的完善提供了重要帮助。

表9 政策叠加的减污降碳效应检验

Table 9 Test of the effectiveness of pollution reduction and carbon emission reduction under policy stacking

变量	(1) <i>Pollution</i>	(2) <i>lnco<sub>2</sub></i>	(3) <i>Pollution</i>	(4) <i>lnco<sub>2</sub></i>
<i>PITI</i>	-0.019*** (-2.876)	-0.160** (-2.398)	-0.024*** (-3.798)	-0.208*** (-3.172)
$PITI \times DTSD$	-0.035* (-1.883)	-0.281** (-2.208)		
<i>DTSD</i>	0.017** (2.578)	0.173 (1.515)		
$PITI \times TJY$			-0.014 (-0.914)	-0.073 (-0.774)
<i>TJY</i>			0.008 (1.146)	0.031 (0.379)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>constant</i>	0.069 (0.558)	1.116 (0.981)	0.077 (0.633)	1.174 (1.025)
<i>N</i>	3979	3979	3979	3979
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.302	0.344	0.298	0.339

碳排放权交易政策叠加效应的回归结果如表9列(3)和列(4)所示,交乘项  $PITI \times TJY$  对城市污染和碳排放水平的回归系数虽然为负但并不显著,说明碳交易政策并未强化环境信息公开的减污降碳效应。可能是由于现阶段中国碳交易体系还不够完善,各碳交易试点探索的交易措施和核算标准存在差异,直至2021年初才施行了《碳排放权交易管理办法》,碳排放权交易还处于探索阶段。另外,样本期内碳交易市场只覆盖了试点省份的部分行业,整体而言交易规模较小,对于其他行业的碳排放缺乏约束力度,并且当前碳交易市场仍然以政府牵头、企业配合为主,尚未发挥出市场化优势。综上所述,H3仅部分成立。

## 6 结论与政策建议

### 6.1 结论

本文基于“污染源监管信息公开”的准自然实验,选取2004—2020年中国235个城市作为研究对象,运用多期双重差分法对环境信息公开的减污降碳效应进行了系统评估。得出以下主要结论:

(1)环境信息公开兼具减污与降碳效应,使城市污染水平和碳排放水平相对样本均值分别降低了25.5%和19.2%,这一结论在经过平行趋势检验、



2024年1月

PSM-DID模型回归、安慰剂检验、解决模型异质性处理效应的估计偏误、排除极端值和其他政策干扰后依旧具有稳健性。

(2)环境信息公开的减污降碳效应存在于不同资源禀赋、规制强度和排放水平的城市。环境信息公开的减污效应具有相对普遍与稳定的特征。环境信息公开的降碳效果则在资源型城市、强环境规制城市更为明显,且随碳排放水平提高呈现边际递减趋势。

(3)环境信息公开通过以下3条路径实现减污降碳同步推进。一是环境信息公开可以提升绿色技术创新水平,推动企业推进生产方式清洁化改进,降低生产过程中的污染与碳排放。二是环境信息公开可以加强政府财政支持,提升政府环境治理投入,实现减污降碳。三是环境信息公开可以优化城市产业结构,提升清洁产业比重和能源利用效率,进而减少城市污染与碳排放。

(4)碳规制政策与环境信息公开能够发挥组合优势。低碳城市试点与环境信息公开的政策叠加能够放大减污降碳效应,碳交易政策则尚未强化环境信息公开的政策效果。总体而言,碳规制政策与环境信息公开对于减污降碳具有一定的强化效应。

## 6.2 政策建议

基于以上结论,本文针对性地提出4点政策建议:

(1)重视环境信息公开的政策影响,总结试点城市减污降碳经验。充分利用互联网、大数据等现代技术手段,发挥社会公众与非政府组织的参与和监督作用,提高环境信息公开的城市范围与披露质量,从政府信息公开向重点行业、重点企业信息披露拓展。遵循减污降碳协同治理的思路,搭建污染物和碳排放信息一体化监管公开框架,加强对排放主体的监控力度,实现环境信息公开常态化、制度化和平台化。

(2)要因地制宜、因时而异,精准有效解决城市环境问题。提升对污染严重、碳排放超量城市的环境信息公开力度,提高政府环境信息公开的重视程度,增强政府与企业碳排放抑制和污染治理的联合执行、有效互动。进一步加强地方环境管制,强化政府环保责任意识,将减污降碳协同增效纳入地方政府考核指标并严格监督落实,全面推进经济绿色

低碳高质量发展。

(3)不断探索环境信息公开实现减污降碳的现实路径。将环境信息公开作为政府环境治理决策的重要依据,充分发挥其对绿色创新的促进作用,加大政府环保投入和绿色研发支持,鼓励政府、企业、科研院所等多方合作开展绿色创新研究与技术开发。积极探索环境信息公开促进产业结构升级的可能性,降低高污染、高能耗产业在当地经济结构的比重,对开展绿色技术创新,提升能源利用效率的企业行为予以支出和奖励,增强企业减排信心与社会责任感。

(4)发挥环境政策组合优势,深化多方环境治理合作。加深对污染物和温室气体同根同源同过程的认识,构建命令控制型、市场主导型环境政策同公众参与型政策有机结合的多元化减污降碳政策体系,打好减污降碳政策“组合拳”。充分吸引企业、社会组织和公众参与到污染治理和碳排放抑制的活动当中,构建“政府、企业、社会组织、公众”环境监督、执行、反馈、跟踪良性互动机制,形成互补相容、共治共享的环境治理社会氛围。

## 参考文献(References):

- [1] 赵晓梦,陈璐瑶,刘传江.非正式环境规制能够诱发绿色创新吗?[J].中国人口·资源与环境,2021,31(3):87-95.[Zhao X M, Chen L Y, Liu C J. Can informal environmental regulation induce green innovation: Verification from the perspective of ENGOs?[J]. China Population, Resources and Environment, 2021, 31(3): 87-95.]
- [2] Zhang H, Xu T T, Feng C. Does public participation promote environmental efficiency? Evidence from a quasi-natural experiment of environmental information disclosure in China[J]. Energy Economics, 2022, DOI: 10.1016/j.eneco.2022.105871.
- [3] Yu W H, Jin X. Does environmental information disclosure promote the awakening of public environmental awareness? Insights from Baidu keyword analysis[J]. Journal of Cleaner Production, 2022, DOI: 10.1016/j.jclepro.2022.134072.
- [4] 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.[Shen H T, Feng J. Media monitoring, government supervision, and corporate environmental disclosure [J]. Accounting Research, 2012, (2): 72-78.]
- [5] Powers N, Blackman A, Lyon T P, et al. Does disclosure reduce pollution? Evidence from India's green rating project[J]. Environmental & Resource Economics, 2011, 50(1): 131-155.
- [6] 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. [Fang Y, Guo J J. Is the environmental violation disclosure policy effective in China? Evidence from capital market reactions[J]. Economic Research Journal, 2018, 53(10): 158–174.]
- [7] Seligsohn D, Liu M D, Zhang B. The sound of one hand clapping: Transparency without accountability[J]. Environmental Politics, 2018, 27(1): 1–26.
- [8] 刘满凤, 陈梁. 环境信息公开评价的污染减排效应[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(10): 53–63. [Liu M F, Chen L. Effect of pollution emission reduction in the evaluation of environmental information disclosure[J]. China Population, Resources and Environment, 2020, 30(10): 53–63.]
- [9] 胡宗义, 李毅. 环境信息披露的污染减排效应评估[J]. 统计研究, 2020, 37(4): 59–74. [Hu Z Y, Li Y. Assessment of the pollution reduction effect of environmental information disclosure[J]. Statistical Research, 2020, 37(4): 59–74.]
- [10] Zhong S, Li J, Zhao R L. Does environmental information disclosure promote sulfur dioxide (SO<sub>2</sub>) remove? New evidence from 113 cities in China[J]. Journal of Cleaner Production, 2021, DOI: 10.1016/j.jclepro.2021.126906.
- [11] 张华, 冯峰. 非正式环境规制能否降低碳排放? 来自环境信息公开的准自然实验[J]. 经济与管理研究, 2020, 41(8): 62–80. [Zhang H, Feng F. Does informal environmental regulation reduce carbon emissions? Evidence from a quasi-natural experiment of environmental information disclosure[J]. Research on Economics and Management, 2020, 41(8): 62–80.]
- [12] 周迪, 周丰年, 王雪芹. 低碳试点政策对城市碳排放绩效的影响评估及机制分析[J]. 资源科学, 2019, 41(3): 546–556. [Zhou D, Zhou F N, Wang X Q. Impact of low-carbon pilot policy on the performance of urban carbon emissions and its mechanism[J]. Resources Science, 2019, 41(3): 546–556.]
- [13] 陈道平, 廖海凤, 谭洪. 中国碳交易政策的减排效应及其机制研究[J]. 技术经济, 2022, 41(7): 106–119. [Chen D P, Liao H F, Tan H. Study on the emission reduction effect and mechanism of China's carbon trading policy[J]. Journal of Technology Economics, 2022, 41(7): 106–119.]
- [14] Wang X X, Huang J L, Liu H D. Can China's carbon trading policy help achieve Carbon Neutrality? A study of policy effects from the Five-sphere integrated plan perspective[J]. Journal of Environmental Management, 2022, DOI: 10.1016/j.jenvman.2021.114357
- [15] Lin B Q, Huang C C. Analysis of emission reduction effects of carbon trading: Market mechanism or government intervention?[J]. Sustainable Production and Consumption, 2022, 33: 28–37.
- [16] 叶芳羽, 单洵源, 李勇, 等. 碳排放权交易政策的减污降碳协同效应评估[J]. 湖南大学学报(社会科学版), 2022, 36(2): 43–50. [Ye F Y, Shan M Y, Li Y, et al. An evaluation of the synergistic effect of air pollutants and carbon reduction of the carbon emissions trading policy[J]. Journal of Hunan University (Social Sciences), 2022, 36(2): 43–50.]
- [17] Dong F, Yu B L, Pan Y L. Examining the synergistic effect of CO<sub>2</sub> emissions on PM<sub>2.5</sub> emissions reduction: Evidence from China[J]. Journal of Cleaner Production, 2019, 223: 759–771.
- [18] 韩冬日, 吕晓丽, 董会忠, 等. 数字技术对降碳减污协同增效的门槛效应[J]. 资源科学, 2023, 45(11): 2130–2143. [Han D R, Lyu X L, Dong H Z, et al. Threshold effect of digital technology on the synergy of carbon reduction and pollution reduction[J]. Resources Science, 2023, 45(11): 2130–2143.]
- [19] 郑逸璇, 宋晓晖, 周佳, 等. 减污降碳协同增效的关键路径与政策研究[J]. 中国环境管理, 2021, 13(5): 45–51. [Zheng Y X, Song X H, Zhou J, et al. Synergetic control of environmental pollution and carbon emissions: Pathway and policy[J]. Chinese Journal of Environmental Management, 2021, 13(5): 45–51.]
- [20] 易兰, 杨田恬, 杜兴, 等. 减污降碳协同路径研究: 典型国家驱动机制及对中国的启示[J]. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(9): 53–65. [Yi L, Yang T T, Du X, et al. Collaborative pathways of pollution reduction and carbon abatement: Typical countries' driving mechanisms and their implications for China[J]. China Population, Resources and Environment, 2022, 32(9): 53–65.]
- [21] Xing J, Lu X, Wang S X, et al. The quest for improved air quality may push China to continue its CO<sub>2</sub> reduction beyond the Paris Commitment[J]. Proceedings of the National Academy of Sciences, 2020, DOI: 10.1073/pnas.2013297117
- [22] 岳子航, 张聪, 陶然. 政府环境信息公开能否缓解环保“逐底竞争”?[J]. 公共管理与政策评论, 2022, 11(5): 75–90. [Yue Z H, Zhang C, Tao R. Does government environmental information disclosure alleviate the “race to the bottom” competition in environmental protection?[J]. Public Administration and Policy Review, 2022, 11(5): 75–90.]
- [23] 张华. 地区间环境规制的策略互动研究: 对环境规制非完全执行普遍性的解释[J]. 中国工业经济, 2016, (7): 74–90. [Zhang H. Strategic interaction of regional environmental regulation: An explanation on the universality of incomplete enforcement of environmental regulation[J]. China Industrial Economics, 2016, (7): 74–90.]
- [24] Porter M E, Linde C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 97–118.
- [25] 王馨, 王营. 环境信息公开的绿色创新效应研究: 基于《环境空气质量标准》的准自然实验[J]. 金融研究, 2021, (10): 134–152. [Wang X, Wang Y. The impact of environmental governance policy on green innovation: evidence from China's quasi-natural experiment[J]. Journal of Financial Research, 2021, (10): 134–152.]
- [26] Ding J X, Lu Z, Yu C H. Environmental information disclosure and firms' green innovation: Evidence from China[J]. International Review of Economics & Finance, 2022, 81: 147–159.
- [27] 范丹, 付嘉为. 环境信息披露对企业全要素生产率的影响[J]. 中国环境科学, 2021, 41(7): 3463–3472. [Fan D, Fu J W. The impact of environmental information disclosure on enterprises' total

2024年1月

- factor productivity[J]. *China Environmental Science*, 2021, 41(7): 3463–3472.]
- [28] 黄溶冰, 赵谦, 王丽艳. 自然资源资产离任审计与空气污染防治: “和谐锦标赛”还是“环保资格赛”[J]. *中国工业经济*, 2019, (10): 23–41. [Huang R B, Zhao Q, Wang L Y. Accountability audit of natural resource and air pollution control: Harmony tournament or environmental protection qualification tournament[J]. *China Industrial Economics*, 2019, (10): 23–41.]
- [29] Zhang J P, Zhang H R, Gong X M. Government's environmental protection expenditure in China: The role of internet penetration [J]. *Environmental Impact Assessment Review*, 2022, DOI: 10.1016/j.eiar.2021.106706
- [30] Feng Y, Chen H, Chen Z J, et al. Has environmental information disclosure eased the economic inhibition of air pollution?[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2021, DOI: 10.1016/j.jclepro.2020.125412
- [31] 陈晓红, 张嘉敏, 唐湘博. 中国工业减污降碳协同效应及其影响机制[J]. *资源科学*, 2022, 44(12): 2387–2398. [Chen X H, Zhang J M, Tang X B. Synergistic effect of industrial air pollution and carbon emission reduction in China and influencing mechanism [J]. *Resources Science*, 2022, 44(12): 2387–2398.]
- [32] 孙振清, 裴文钰. 碳中和目标下环境信息披露对绿色创新能力的影响[J]. *调研世界*, 2022, (8): 22–32. [Sun Z Q, Nie W Y. The impact of environmental information disclosure on the ability of green innovation under the carbon neutral target[J]. *The World of Survey and Research*, 2022, (8): 22–32.]
- [33] 景国文, 陶圆. 环境信息披露与地区经济低碳发展: 基于 DID 和 SDID 的研究[J]. *工业技术经济*, 2022, 41(8): 116–125. [Jing G W, Tao Y. Environmental information disclosure and low carbon development of regional economy: Research based on DID and SDID[J]. *Journal of Industrial Technological Economics*, 2022, 41 (8): 116–125.]
- [34] 陈林, 肖倩冰, 蓝淑菁. 基于产业结构门槛效应模型的环境政策治污效益评估: 以《大气污染防治行动计划》为例[J]. *资源科学*, 2021, 43(2): 341–356. [Chen L, Xiao Q B, Lan S J. Pollution control effects of environmental policies based on threshold effect model of industrial structure: Taking the air pollution prevention and control action plan as an example[J]. *Resources Science*, 2021, 43(2): 341–356.]
- [35] 黄寰, 何广, 肖义. 低碳城市试点政策的碳减排效应[J]. *资源科学*, 2023, 45(5): 1044–1058. [Huang H, He G, Xiao Y. Carbon emission reduction effect of the low-carbon city construction pilot program[J]. *Resources Science*, 2023, 45(5): 1044–1058.]
- [36] 李冬琴. 环境政策工具组合、环境技术创新与绩效[J]. *科学学研究*, 2018, 36(12): 2270–2279. [Li D Q. The interaction of regulation policy instruments, environmental technological innovation and performance[J]. *Studies in Science of Science*, 2018, 36(12): 2270–2279.]
- [37] 邵帅, 李兴. 市场导向型低碳政策能否推动经济高质量发展? 来自碳排放权交易试点的证据[J]. *广东社会科学*, 2022, (2): 33–45. [Shao S, Li X. Can market-oriented low-carbon policies promote high-quality economic development? Evidence from carbon emission trading pilot projects[J]. *Social Sciences in Guangdong*, 2022, (2): 33–45.]
- [38] 杨果, 郑强. 中国对外直接投资对母国环境污染的影响[J]. *中国人口·资源与环境*, 2021, 31(6): 57–66. [Yang G, Zheng Q. Impact of China's outward foreign direct investment on environmental pollution in the home country[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2021, 31(6): 57–66.]
- [39] Shan Y L, Guan Y R, Hang Y, et al. City-level emission peak and drivers in China[J]. *Science Bulletin*, 2022, DOI: 10.1016/j.scib.2022.08.024.
- [40] 张国兴, 樊萌萌, 马睿琨, 等. 碳交易政策的协同减排效应[J]. *中国人口·资源与环境*, 2022, 32(3): 1–10. [Zhang G X, Fan M M, Ma R K, et al. Effects of the carbon emission trading policy on collaborative emission reduction[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2022, 32(3): 1–10.]
- [41] 范子英, 赵仁杰. 法治强化能够促进污染治理吗? 来自环保法庭设立的证据[J]. *经济研究*, 2019, 54(3): 21–37. [Fan Z Y, Zhao R J. Does rule of law promote pollution control? Evidence from the establishment of the environmental court[J]. *Economic Research Journal*, 2019, 54(3): 21–37.]
- [42] 白俊红, 张艺璇, 卞元超. 创新驱动政策是否提升城市创业活跃度? 来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J]. *中国工业经济*, 2022, (6): 61–78. [Bai J H, Zhang Y X, Bian Y C. Does innovation-driven policy increase entrepreneurial activity in cities? Evidence from the national innovative city pilot policy[J]. *China Industrial Economics*, 2022, (6): 61–78.]
- [43] Goodman-Bacon A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 254–277.
- [44] Borusyak K, Jaravel X, Spiess J. Revisiting Event Study Designs: Robust and Efficient Estimation[R]. London: Working Paper, 2022.
- [45] Callaway B, Sant Anna P H C. Difference-in-Differences with multiple time periods[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 200–230.
- [46] de Chaisemartin C, D'Haultfoeuille X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects[J]. *American Economic Review*, 2020, 110(9): 2964–2996.
- [47] 张建鹏, 陈诗一. 金融发展、环境规制与经济绿色转型[J]. *财经研究*, 2021, 47(11): 78–93. [Zhang J P, Chen S Y. Financial development, environmental regulations and green economic transition [J]. *Journal of Finance and Economics*, 2021, 47(11): 78–93.]
- [48] 王莹, 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. [Wang Y, Feng J H. A study of the green innovation effect of government environmental information disclosure[J]. *Science Research Management*, 2023, 44(6): 117–125.]



## Effects of environmental information disclosure on pollution reduction and carbon emission reduction

SHAO Hanhua, WANG Yaning

(School of Economics and Management, Nanchang University, Nanchang 330031, China)

**Abstract:** [Objective] The synergistic enhancement of pollution reduction and carbon emission mitigation serves as the general approach to promote the comprehensive green transformation of economic and social development. The importance of environmental information disclosure for ecological governance has become increasingly evident, and assessing the pollution reduction and carbon emission reduction effects of environmental information disclosure provides a scientific evidence for the development of a green and low-carbon economy and society. [Methods] This study took Pollution Source Supervision Information Disclosure as a quasi-natural experiment. Based on the panel data from 235 prefecture-level cities in China from 2004 to 2020, the study employed the difference-in-differences method to examine the impact of environmental information disclosure on pollution reduction and carbon emission mitigation and mechanisms. [Results] (1) Environmental information disclosure led to a win-win situation for pollution reduction and carbon emission mitigation. Specifically, this system had resulted in a relative decrease of 25.5% and 19.2% in pollution and carbon emissions levels, respectively, compared to the sample mean in pilot cities. (2) The carbon emission reduction effect of environmental information disclosure was more pronounced in resource-based cities and cities with stringent environmental regulations, and this effect exhibited a diminishing marginal trend as carbon emission levels increased. The pollution reduction effect of environmental information disclosure appeared relatively even and stable across different cities. (3) Green technological innovation, government financial support, and industrial structure upgrading were important mechanisms through which environmental information disclosure promoted pollution reduction and carbon emission mitigation. (4) Low-carbon city pilot policies can strengthen the pollution reduction and carbon emission mitigation effects of environmental information disclosure, while the reinforcing effect of carbon emission trading policies is not clearly evident. [Conclusion] This study accurately identified the key role of environmental information disclosure in facilitating pollution reduction and carbon emission mitigation in cities, providing empirical evidence for improving environmental regulatory systems and strengthening coordinated emission reduction actions. Therefore, it is necessary to further enhance the depth and breadth of environmental information disclosure, design distinct and precise governance pathways, implement a comprehensive set of policies for pollution reduction and carbon emission mitigation, and lay the foundation for advancing ecological civilization in the new era.

**Key words:** environmental information disclosure; pollution and carbon emission reduction; collaborative governance; policy mix; difference-in-differences method; heterogeneity; China