

主流媒体参与公众问责与企业 污染排放约束：来自“电视问政”的证据^{*}

牛子恒¹ 金环²

摘 要 公众参与是环境治理的重要第三方力量,但由于公众参与环境治理普遍存在分散化及碎片化特征,这使得公众参与环境治理所发挥的效果受限。本文从扩大公众参与环境治理影响力的视角,通过引入“电视问政”类节目推广的准自然实验,借助企业微观数据库,探究了主流媒体参与公众问责对企业污染排放的影响及其作用机制,并进一步从强化节目效果的视角,检验了提高节目质量的实现路径。研究发现,“电视问政”类节目推广有效约束了企业污染排放,其中,促进企业强化环境治理和迫使企业退出是重要作用机制。同时,在高行业竞争环境下或当政府面临较大财政压力时,“电视问政”类节目推广促进企业污染减排的作用效果存在被削弱的现象。此外,进一步讨论表明在该类节目中设置评价机制、提高该类节目的播出频率以及在晚间黄金时间段播出节目有助于强化该类节目的作用效果。本文相关研究结论强调了主流媒体在公众参与环境治理过程中的重要性,这是对现有公众参与环境治理研究的有益补充,也为政府进一步从第三方视角完善环境治理体系提供了一定参考。

关键词 电视问政;主流媒体;公众问责;污染排放约束

0 引言

在改革开放以来的40多年里,中国经济“跨越式”发展的背后隐含了巨大的环境污染问题。从《2020中国生态环境公报》公布的相关数据来看,在全国339个地级及以上城市中有超过40%的城市空气质量超标。同时,2020年城市污水排放总量也已经高达571.37亿立方米^①,约为10年前的1.51倍。整体而言,环境治理问题依然十分严峻。与此相悖的是,中国政府在此期间所推出的环境规制手段却是层出不穷,环境规制投入也是不断增加,2020年中国政府的环境治理投资总额更是高达整个国家GDP的1%,与10年前相比,大约翻了1.4倍^②。上述现象

^{*} 本研究受国家社会科学基金青年项目“全国统一大市场建设驱动企业数字化转型的机制与路径研究”(24CJL042)和国家自然科学基金青年项目“数据价值化对企业数字技术创新的影响研究”(72403130)的资助。

¹ 牛子恒(通信作者),山东财经大学经济学院讲师,E-mail:nzh15006899282@163.com。

² 金环,南京邮电大学经济学院讲师,E-mail:kimfuping@sina.com。

^① 数据来源:https://www.ndrc.gov.cn/fggz/hjzy/sjybyh/202111/t20211105_1303101.html。

^② 数据来源:《2020年城乡建设统计年鉴》。

不禁引发我们的思考: 中国政府如此重视环境治理问题, 为什么所产生的治理效果却如此有限?

关于上述问题, 有学者认为无效的行政监管可能是削弱中国政府环境治理效果的关键原因, 相关文献将其称为政府的“规制执行偏差”(张华, 2016; 韩超等, 2021a), 特别是在市场激励型环境规制措施中, 无效的行政监管导致环境治理失效的问题更为严重(李永友和沈坤荣, 2008; 涂正革和湛仁俊, 2015)。为了强化行政监管力量, 中国政府于2016年启动了中央环保督察制度, 该制度具有明显的“自上而下”式问责特征, 是中央政府加强对地方政府环境治理监管的意志体现, 因而, 许多学者对该制度的有效性进行了相关检验。从研究结论来看, 该制度产生的治理效果却不容乐观, 许多学者发现该制度产生的治理效果存在典型的“一阵风”现象, 即在短期内治理效果十分明显, 而长期治理效果却不尽如人意(周晓博和马天明, 2020; 李智超等, 2021; 毛益民, 2022; 高新宇等, 2023)。

从理论层面讲, 在委托-代理理论框架下, 受中央政府委托的地方政府作为代理人在环保督察期结束后会存在降低行政监管强度的风险, 因而, 仅依赖中央政府的垂直型监管力量, 其有效性十分有限。那么, 是否存在其他方式也可以提高地方政府的行政监管效率呢? 从监管主体来看, 除了中央政府对地方政府的“自上而下”式问责之外, 还包括公众对地方政府的“自下而上”式问责(涂正革等, 2018)。近年来, 许多学者也开始注意到公众作为重要的第三方在环境治理中的重要性, 并证实电话投诉、信访等形式取得了一定的环境治理效果(吴建南等, 2016; 张国兴等, 2021; Zhang et al., 2021; 何凡等, 2024), 但由于公众参与环境治理普遍存在分散化、碎片化特征, 这导致上述公众参与形式往往只是公众对政府的单方面互动, 实际有效的公众问责压力难以形成, 公众参与环境治理的作用仍然十分受限。

在上述情况下, 本文认为寻求能够整合公众利益表达的有效平台对扩大公众参与环境治理的影响力至关重要。近年来, 中国各地方电视台所推广的“电视问政”类节目发挥了重要的公众问责作用。从理论上讲, “电视问政”类节目的出现搭建了一个公众借助主流媒体力量集中进行利益表达的有效平台。这种有主流媒体参与的公众问责形式, 能够实现公众与政府的直接面对面互动, 并通过媒体的信息放大作用, 提升了公众参与环境治理的话语权, 扩大了公众问责的影响力, 进而促进了有效公众问责压力的形成。那么, 这种主流媒体参与的公众问责形式真正起到约束企业污染排放的作用了吗? 该问题还值得进一步探讨, 但从当前的研究进展来看, 尚未发现相关的经验证据。基于上述分析, 本文手工收集了各地方电视台举办“电视问政”类节目的相关数据, 并结合中国工业企业数据库与中国工业企业污染排放数据库, 通过引入“电视问政”类节目在各地方电视台渐进式推广的准自然实验, 构建双重差分模型, 探究了主流媒体参与公众问责对企业污染排放的影响及其作用机制, 并进一步探究了强化节目效果的具体路径。

相较于以往文献而言, 本文可能的边际贡献在于: 首先, 不同于信访、投诉热线等单方面互动形式, 本文从扩大公众参与影响力的视角, 探讨了主流媒体参与公众问责对企业污染排放的影响及其作用机制, 在公众参与环境治理的基础上着重强调了媒体的重要性, 丰富了公众参与环境治理的相关文献。其次, 在识别策略方面, 本文通过引入“电视问政”类节目推广的准自然实验, 构建了双重差分模型, 综合评估了主流媒体参与公众问责对企业污染排放的影响, 提高了研究结论的可靠性。最后, 本文立足于节目本身, 检验了强化“电

视问政”类节目推广对企业污染排放约束效果的实现路径,为提升节目质量提供了更为细腻的经验证据。

1 “电视问政”发展历程与理论假说

1.1 “电视问政”发展历程

长期以来,电视媒体以其较好的视听结合效果、较快的信息传播速度以及较大的信息覆盖面,一直在公众信息获取渠道中占据着重要地位。“电视问政”类节目的兴起源于公众更加多元化的利益诉求,由于节目内容及互动形式具有很强的真实性,使得此类节目受到了公众的广泛喜爱,收视率也是一直高居不下。从主办单位来看,由于地方电视台往往隶属于地方政府,因而,“电视问政”类节目一般是由地方政府主办;从节目定位来看,“电视问政”类节目是以“为民问政”为宗旨,通过搭建公众与政府的沟通桥梁,协助政府发现工作中的问题,督促政府履行好行政职责,进而实现政府“自我革新”。因此,“电视问政”类节目的背后往往有地方政府领导的强力支持,体现了地方政府敢于揭短亮丑的胸襟和勇气;从功能定位来看,“电视问政”类节目不仅是政府了解基层社会问题的重要渠道,也是公众扩大声量、表达诉求的有效平台,承担着塑造政府与公众之间良好互动关系的政治功能。

从“电视问政”类节目的发展进程来看,大致经历了初创期(1998—2004年)、发展期(2005—2009年)、繁荣期(2010年之后)三个历史阶段。2002年郑州电视台率先举办了第一个“电视问政”类节目《周末面对面》,之后,兰州、广州等地的电视台对该类节目进行了探索和优化,并于2005年相继举办了《一把手上电视》《沟通无界限》等“电视问政”类节目,“电视问政”类节目进入了发展期。直到2010年,武汉电视台正式推出了首款名为《电视问政》的同类节目,该节目坚持“以人民为中心”,聚焦问题导向并以犀利语言风格为节目特色,因而,该节目一经播出收视率便一路飙升,成为了公众最喜爱的电视节目之一,相关统计表明,武汉电视台《电视问政》节目的收视率是黄金时间热播电视剧的3倍^①。2010年之后,各地方电视台纷纷以武汉电视台《电视问政》为模板,推出了本地方电视台的“电视问政”类节目,该类节目的发展也进入了繁荣期。本文总结了1998—2013年间各地方电视台举办“电视问政”类节目的数量分布情况,如图1所示。由图可知,在2005年之前仅1家地方电视台推出了“电视问政”类节目,2005—2009年间共5家地方电视台推出了“电视问政”类节目,而在进入2010年之后,共28家地方电视台相继推出了此类节目,从各地方电视台推出“电视问政”类节目的时间节点来看,大致与“电视问政”类节目的发展阶段相吻合。

1.2 理论假说

在委托代理理论框架下,中央政府与地方政府形成了一对委托代理关系,中央政府作为委托人授权地方政府作为代理人行使行政权力对企业行为进行监管,因而,在我国基于

^① 数据来源:<https://www.bjnews.com.cn/news/2013/07/15/273414.html>。

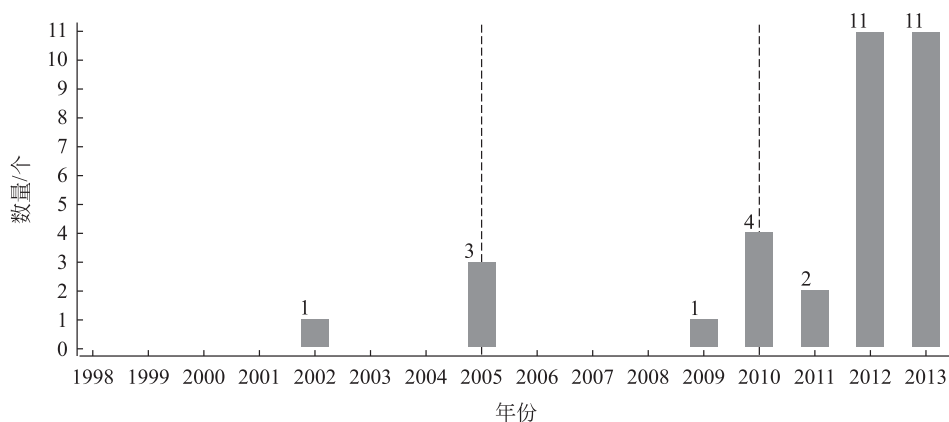


图1 1998—2013年“电视问政”类节目的数量分布

中央政府-地方政府委托代理关系构建的制度体制下,环境治理有效性往往取决于地方政府的环境监管效率。从地方政府视角来看,地方政府面对企业行为存在信息不对称和信息对称两种情况,当地方政府与企业之间信息不对称时,地方政府无法获得企业环境治理行为的相关信息,那么,企业可以凭借信息优势躲过地方政府的环境监管,继续进行隐蔽的污染生产行为,进而造成污染排放;当地方政府与企业信息对称的情况下,地方政府能够获得企业环境治理行为的相关信息,但由于地方政府作为代理人与中央政府之间往往存在信息不对称,作为代理人的地方政府比中央政府拥有更多关于企业环境治理行为的私人信息,相较于中央政府处于信息优势地位,那么,当中央政府和地方政府利益目标不一致时,地方政府可能采取与企业“合谋”的方式共同对抗中央政府,即地方政府会放松对企业污染行为的管制,进而造成污染排放。显然,针对地方政府出现的上述环境监管效率问题,仅依靠中央政府单方面的垂直监管力量,其有效性十分有限,因此,在环境治理过程中就有必要引入公众作为第三方参与环境治理以形成对地方政府的监督补充,进而督促地方政府提高环境监管效率。

然而,公众参与环境治理却常常存在分散化、碎片化问题(王惠琴和何怡平,2014;刘小康,2017),这使得公众参与环境治理的作用效果大打折扣。在此情况下,本文认为在公众参与环境治理的过程中就要充分考虑媒体的作用。“电视问政”类节目为公众提供了一个向政府问责的媒体平台,借助地方电视台的主流媒体力量,能够强化公众参与环境治理的影响力,进而起到提高地方政府环境监管效率的作用。从具体路径来看:一方面,当企业污染行为较为隐蔽时,地方政府无法察觉,公众信息可以作为地方政府面对企业行为信息不对称的重要补充。公众通过参加“电视问政”类节目能够让企业污染行为的相关信息进一步暴露,这促使地方政府能够完善环境治理漏洞,进而提高地方政府的环境监管效率。同时,公众通过参加“电视问政”类节目对地方政府的环境监管失职行为进行问责,还实现了公众与相关部门负责人之间的“面对面”双向互动交流,这能够对相关部门负责人构成直接且有效的问责压力。在媒体的信息放大作用下,地方政府行为将面临更大范围的社会监督。在大范围的社会监督下,为避免政府社会公信力下降,地方政府对污染企业

的监管态度会变得更加积极,这表现为地方政府扩大环境监管范围、加大被曝光污染企业的处罚力度等,进而提高地方政府的环境监管效率。另一方面,当地方政府与企业形成“合谋”共同对抗中央政府时,在媒体的信息传递作用下,公众通过参加“电视问政”类节目对地方政府环境监管失职进行问责能够转化为对中央政府有效的信息反馈。这种信息反馈能够成为中央政府判断地方政府环境监管努力程度的重要依据,促使中央政府加强对失职地方政府的督察力度。在中央政府的督察压力下,地方政府的投机空间被进一步压缩,地方政府与企业形成“合谋”的可能性下降,进而提高地方政府的环境监管效率。

总结上述分析可知,公众通过参加“电视问政”类节目能够提高地方政府的环境监管效率,而地方政府环境监管效率的提高又会促使企业加强环境治理。从企业具体的环境治理方式来看,企业加强环境治理意味着企业要加大对污染问题的整改力度,这种企业对污染问题的整改行为常表现为企业主动调整能源利用方式和加强环境技术改造,前者反映了企业在污染源头端防治所做出的整改努力,后者反映了企业在污染末端处理所做出的整改努力(盛丹和卜文超,2022;吕越等,2023),从而产生污染减排的作用效果。除此之外,若地方政府对污染企业的监管方式过于严厉,地方政府也可能直接责令企业停业整顿,进而通过迫使企业退出的方式达到降低污染排放的目标(陈晓艳等,2021)。基于上述分析,本文提出如下研究假说。

假说1: 主流媒体参与公众问责能够降低企业污染排放。

假说2: 主流媒体参与公众问责能够通过促进企业强化环境治理或迫使企业退出,进而降低企业的污染排放。

2 研究设计

2.1 模型设定

为了考察主流媒体参与公众问责对企业污染排放的影响,本文引入“电视问政”类节目推广的准自然实验,构建如下多重固定效应的双重差分模型:

$$\text{ems}_{it} = \beta + \alpha \times \text{tv}_{mt} + \lambda_k \times \sum_{k=1}^{k=7} \text{control}_{ik} + \lambda_s \times \sum_{s=1}^{s=4} \text{control}_{mts} + \eta_i + v_t + \omega_m + \mu_{it} \quad (1)$$

式中,ems表示企业的污染排放情况,tv表示“电视问政”类节目推广的冲击变量, α 为其估计系数;control为一系列影响企业污染排放的控制变量, λ 为其估计系数。此外,式中的 η 为企业固定效应, v 为年份固定效应, ω 为城市固定效应, μ 为随机误差项,下标*i*、*m*及*t*分别表示企业、城市 and 年份,下标*k*和*s*分别表示企业层面和城市层面的控制变量。

2.2 变量选取

2.2.1 被解释变量

本文的被解释变量为企业的污染排放情况。本文参照盛丹和卜文超(2022)、吕越等(2023)的研究,选取企业二氧化硫排放量和废水排放量表示企业污染排放程度,并对上述变量进行取对数处理。

2.2.2 核心解释变量

本文的核心解释变量是“电视问政”类节目推广的冲击变量。本文采用虚拟变量的方式对其进行赋值,具体而言,在城市电视台举办“电视问政”类节目的当年及之后取值为1,否则取值为0。

2.2.3 机制变量

本文认为“电视问政”类节目推广能够通过促进企业强化环境治理或迫使企业退出,进而实现降低污染排放的作用。在水污染治理方面,本文借鉴姚鹏和牛靖(2023)的研究,在源头防治层,选取企业取水强度和重复用水程度作为机制变量;在末端处理层,选取废水处理设备数量作为机制变量,并进行取对数处理。在废气污染治理方面,本文借鉴李慧等(2023)的研究,在源头防治层,选取煤炭消耗量作为机制变量,并进行取对数处理;在末端处理层,选取废气处理设备数量作为机制变量,并进行取对数处理。在企业退出机制方面,本文借鉴韩超等(2021b)的研究,采用企业营业状态作为机制变量,若企业处于停业状态取值为1;若企业处于营业状态,则取值为0。

2.2.4 控制变量

本文的控制变量主要包括两个层面:一是企业层面控制变量,二是城市层面控制变量。在企业层面,本文借鉴吕越等(2023)、李磊和刘常青(2023)的研究,选取企业年龄、资产规模、外部融资约束、资产负债率、员工规模、企业产值规模及其平方项作为控制变量。其中,企业年龄采用企业开业年限的对数值进行取值,企业资产规模采用企业总资产的对数值进行取值,企业员工规模采用企业员工总数的对数值进行取值,企业外部融资约束采用企业利息支出与总负债的比值进行赋值,企业资产负债率采用总负债与总资产的比值进行取值,企业产值规模及其平方项采用企业总产值的对数值及其平方项进行取值。在城市层面,本文选取了城市经济规模、产业结构、人口密度以及贸易发展作为控制变量。其中,城市经济规模采用地区生产总值的对数值进行取值,城市产业结构采用第二产业产值占总产值比重的对数值进行取值,人口密度采用城市人口规模与行政面积比值的对数值进行取值,贸易发展采用城市出口交易额与总产值比值的对数值进行取值。

2.3 数据来源与描述性统计

本文实证过程中所用到的数据主要来源于中国工业企业数据库以及中国工业企业污染排放数据库。在时间节点的选取上,本文选取2007—2013年作为数据样本期间,以使得在“电视问政”类节目大规模出现前后具有较为一致的窗口期和样本量。同时,由于在“电视问政”类节目的初创期和发展期内,“电视问政”类节目的内容和形式还尚不成熟,大多采取对相关部门负责人采访的方式进行,公众参与的问政环节较少,因此,本文将处于初创期和发展期的5个城市样本剔除,且考虑到工业企业数据的可获得性缘故,本文仅将筛选地方电视台举办“电视问政”类节目的时间截止到2013年。此外,本文还对连续变量在1%和99%水平下进行缩尾处理,以此剔除异常值的影响,且由于多数研究认为工业企业数据库中2010年的数据存在大量指标缺失,其可信度存疑(陈诗一等,2021;李磊和刘常青,2023),因而,本文剔除了2010年的数据样本。在数据库的匹配方面,本文先是按照

两个数据库中的企业代码进行匹配,对于未匹配到的企业再用企业名称进行匹配,在剔除了企业总产值、资产规模、就业人数相关变量的特殊异常数据之后,按照企业地址所在城市与《中国城市统计年鉴》中城市层面的相关变量进行匹配,得到了最终的研究样本,各变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量描述性统计

类型	变量	符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	二氧化硫排放量	so ₂	167474	2.7948	2.2745	-7.1278	11.5001
	废水排放量	water	193712	10.4403	2.2594	-4.6052	20.4709
核心解释变量	“电视问政”类节目推广	tv	241169	0.0820	0.2744	0	1
机制变量	取水强度	qwat	71631	0.7274	0.3240	0	1
	重复用水程度	rwat	73625	0.4199	0.3200	0	1.0500
	煤炭消耗量	lnmt	76169	7.6402	2.0528	0	16.2651
	废气处理设备数量	lnfaq	143621	0.1339	0.3792	0	13.9288
	废水处理设备数量	lnfaw	68252	0.5332	0.7698	0	5.4268
	营业状态	exit	241169	0.0125	0.1112	0	1
企业层面 控制变量	企业年龄	lnage	241099	2.2589	0.6835	0	4.1744
	资产规模	size	241169	11.1940	1.6200	4.6728	19.2767
	员工规模	employ	236341	5.5391	1.1216	2.0794	12.3159
	外部融资约束	lx	241169	0.0360	0.0688	0.0000	0.8984
	资产负债率	lev	241169	0.5708	0.2889	0.0010	3.0001
	企业产值	cz	238938	8.5528	1.7368	0.0953	20.0301
	产值平方项	cz ₂	238938	76.1673	30.8539	0.0091	401.2057
城市层面 控制变量	经济水平	lngdp	241169	16.6454	0.9368	13.3348	18.8538
	产业结构	stru	241169	3.9371	0.1619	2.7682	4.4952
	人口密度	pop	241169	6.1032	0.7388	1.6094	7.8694
	贸易发展	exp	241169	-2.0881	1.8388	-14.4848	2.9140

3 实证结果分析

3.1 基准估计结果

基准回归的估计结果如表 2 所示,其中,(1)和(2)列为“电视问政”类节目推广对企业二氧化硫排放影响的估计结果,(3)和(4)列为“电视问政”类节目推广对企业废水排放影响的估计结果。由(2)列估计结果可知,“电视问政”类节目推广对企业二氧化硫排放影响的估计系数为-0.1399 且通过了 5% 的显著性水平检验,这说明主流媒体参与公众问责能够降低企业二氧化硫排放。相同地,由(4)列估计结果可知,“电视问政”类节目推广对企业废水排放影响的估计系数为-0.256 且在 1% 水平下显著,这表明主流媒体参与公众问责也能够降低企业废水排放。上述估计结果表明,主流媒体参与公众问责有助于企业实现污染减排,假说 1 得到验证。整体而言,相关估计结果证实主流媒体在公众参与环境治理中具有重要作用。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	SO ₂	SO ₂	water	water
tv	-0.1242* (0.0646)	-0.1399** (0.0648)	-0.2434*** (0.0875)	-0.2560*** (0.0864)
控制变量	否	是	否	是
Constant	2.8724*** (0.0053)	1.3268 (4.7233)	10.5694*** (0.0079)	0.3637 (7.8188)
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
N	144174	140100	167825	163000
R ²	0.8840	0.8866	0.8927	0.8961

注：括号内数字为聚类至城市层面的稳健标准误，***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

3.2 平行趋势检验及动态效果分析

使用双重差分模型的一个重要前提是满足平行趋势检验，即对应本文需要满足企业污染物排放在各个地方卫视“电视问政”类节目举办之前具有一致的变化趋势。为了检验平行趋势检验是否成立，本文参照 Beck et al. (2010) 的研究，采用事件分析法对其进行检验并构建如下回归模型：

$$\begin{aligned} \text{ems}_{it} = & \beta + \alpha_d \times \sum_{d=-3}^{d=3} \text{tv}_{md} + \lambda_k \times \sum_{k=1}^{k=7} \text{control}_{ik} + \lambda_s \times \sum_{s=1}^{s=4} \text{control}_{ms} + \\ & \eta_i + \nu_t + \omega_m + \mu_{it} \end{aligned} \tag{2}$$

式(2)中， tv_{md} 表示各个地方卫视举办“电视问政”类节目的不同事件点，选取 d 的取值范围为 $-3 \leq d \leq 3$ ，表示各个地方卫视举办“电视问政”类节目事件点的时间设置范围是提前3年至滞后3年。举例来说，若 d 取值为-1，则表示在各个地方卫视举办“电视问政”类节目的前一年取值为1，否则取值为0。若估计系数 α_d ($-3 \leq d < 0$) 在提前事件点上均不能通过显著性检验，则说明满足平行趋势检验，利用式(2)进行平行趋势检验的结果如图2所示。

图2中，横轴表示各个地方卫视举办“电视问政”类节目的不同事件时间点，纵轴表示不同事件点的估计系数大小，current为各个地方卫视举办“电视问政”类节目的当期，即 $d=0$ 时，空心圆圈上下黑色实线为95%的置信区间。由图2结果可知，在各个地方卫视举办“电视问政”类节目的提前事件点上，估计系数 α_d ($-3 \leq d < 0$) 均未通过显著性检验，这说明“电视问政”类节目推广对企业污染排放的影响满足平行趋势检验。

3.3 稳健性检验

3.3.1 替换被解释变量

本文采用替换被解释变量的方式对估计结果进行稳健性检验。在基准估计结果中，

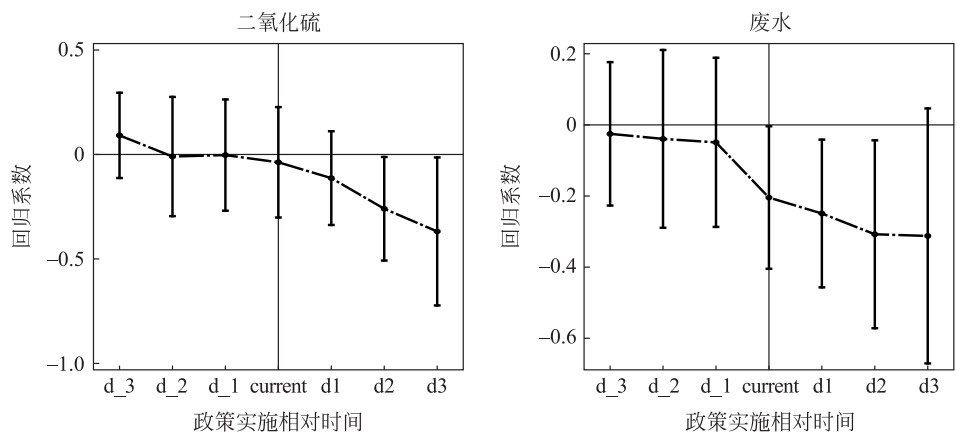


图 2 平行趋势检验

本文的被解释变量为企业二氧化硫和废水排放量。在该部分,本文考虑了两类替换方式。第一类替换方式为将绝对量替换为相对量。具体而言,本文将企业二氧化硫和废水排放量替换为企业二氧化硫排放强度(csO_2)和废水排放强度($cwater$),其中,企业二氧化硫和废水排放强度采用企业二氧化硫和废水排放量与企业产值的比值进行取值,并对其进行取对数处理。第二类替换方式为替换污染物。具体而言,本文将企业二氧化硫和废水排放量替换为企业烟粉尘排放量(yc)并对其进行取对数处理。替换被解释变量的估计结果如表 3 所示。由估计结果可知,在替换被解释变量后,“电视问政”类节目推广的估计系数均显著为负,这意味着前文估计结果较为稳健。

表 3 替换被解释变量的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
	csO_2	$cwater$	yc
tv	-0.1015 * (0.0576)	-0.1793 ** (0.0829)	-0.2384 ** (0.0969)
控制变量	是	是	是
Constant	1.1472 (4.7135)	0.6171 (7.8736)	9.4486 (5.7416)
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
N	140100	163000	139065
R^2	0.8946	0.8940	0.9564

注:括号内数字为聚类至城市层面的稳健标准误,***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

3.3.2 安慰剂检验

为排除偶然因素对估计结果的影响,本文借鉴李长英等(2025)的研究,采用随机抽取100次政策处理组的安慰剂检验对偶然因素进行排除。安慰剂检验的结果如图3所示,图中黑色曲线为虚假处理组估计系数所围成的核密度曲线,黑色圆点为各个虚假处理组估计系

数的 P 值。由图示结果可知,真实处理组的估计系数均明显区别于虚假处理组估计系数所围成的核密度曲线,这意味着“电视问政”类节目推广所产生的干预效果并不是来自某种偶然因素,即前文估计结果较为稳健。

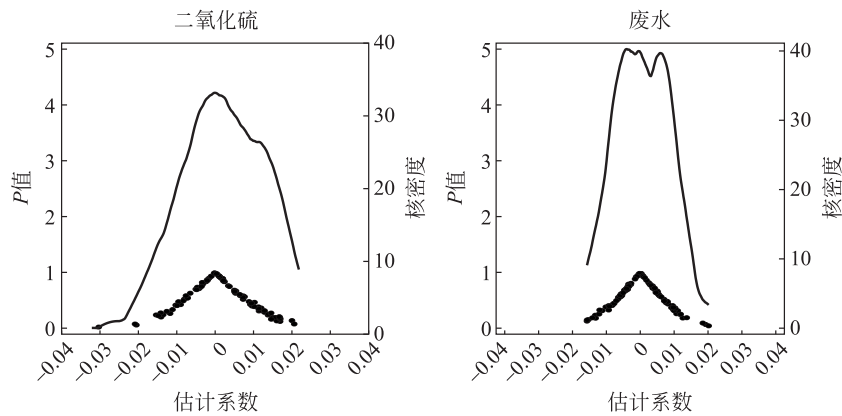


图 3 安慰剂检验

3.3.3 排除其他政策干扰

本文选择的样本期间是 2007—2013 年,在此期间,除了各个地方卫视举办“电视问政”类节目外,还可能存在政府的其他环境规制政策或间接影响企业污染排放的相关政策,这可能会对本文实证结果造成干扰。因此,本文考虑在控制相关政策后,进一步考察“电视问政”类节目推广对企业污染排放的影响。本文在考虑相关文献研究结论与样本期间的基础上,主要选取了两类试点政策,分别为低碳城市试点政策(policy_1)和创新城市试点政策(policy_2)。控制相关政策的估计结果如表 4 所示。由估计结果可知,在控制相关政策干扰后,“电视问政”类节目推广降低企业污染排放的研究结论依然成立,这说明前文估计结果较为稳健。

表 4 排除其他政策干扰

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	so ₂	so ₂	water	water
tv	-0.1383** (0.0638)	-0.1393** (0.0661)	-0.2514*** (0.0776)	-0.2540*** (0.0819)
policy ₁	-0.0155 (0.0618)		-0.0346 (0.0710)	
policy ₂		-0.0012 (0.0450)		-0.0093 (0.0451)
控制变量	是	是	是	是
Constant	1.3829 (4.7341)	1.3322 (4.7202)	0.2581 (7.8045)	0.3026 (7.8033)
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	so ₂	so ₂	water	water
城市固定效应	是	是	是	是
N	140100	140100	163000	163000
R ²	0.8866	0.8866	0.8961	0.8961

注:括号内数字为聚类至城市层面的稳健标准误,***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

3.3.4 内生性讨论

诚然,前文已经证实“电视问政”类节目推广对企业污染排放构成了较强约束,但其结果仍然面临内生性问题的挑战,因而,本文进一步对内生性问题进行了处理。在工具变量的选取上,本文选取了市长是否有政治学相关专业的教育背景作为工具变量(*iv*),若具有政治学相关专业的教育背景取值为1;否则,取值为0。选取该工具变量的主要原因在于:一方面,2009年十七届四中全会召开之后,全党上下学习会议精神,在全国掀起了廉政建设的浪潮,而“电视问政”类节目正是于2010年才开始大规模出现,许多地方政府领导人将推广“电视问政”类节目作为推进廉政建设的重要手段,因此,若地方政府领导人具有政治学相关专业背景,那么,其对中央政府相关政策决议及政治风向会更敏感,在地方跟进执行中央决议及跟随中央政治风向的态度会更积极,推广“电视问政”类节目的可能性就越大,即满足相关性条件;另一方面,市长是否有政治学相关专业的教育背景,与地方政府环境政策制定的相关性不强,即满足相对于企业污染排放的外生性条件。

工具变量的估计结果如表5所示。由工具变量的相关适用性检验可知,LM检验统计值为17.991和16.378,且均在1%水平下显著,这说明可以拒绝“工具变量识别不足”的原假设,F检验统计值为141.429和116.199且均大于10%水平下的临界值,这表明拒绝“工具变量弱识别”的原假设。以上检验结果证实本文选取的工具变量较为有效。从相关估计结果来看,“电视问政”类节目推广对企业二氧化硫和废水排放量影响的估计系数分别为-0.163和-0.276,且均通过显著性检验。这说明在考虑内生性问题的基础上,“电视问政”类节目推广对企业污染排放的约束效果依然存在,即证实前文估计结果较为稳健。

表 5 内生性讨论

变量	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	(1)	(2)	(3)	(4)
	tv	so ₂	tv	water
iv	0.4097 *** (0.0764)		0.4551 *** (0.0830)	
tv		-0.1630 ** (0.0718)		-0.2760 *** (0.0885)
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

续表			
变量	第一阶段	第二阶段	第一阶段
	(1)	(2)	(3)
	tv	so ₂	tv
Kleibergen-Paap rk LM	17.991 ***		16.378 ***
	(0.0000)		(0.0000)
Kleibergen-Paap rk Wald F	141.429		116.199
	(16.38)		(16.38)
N	140100		163000

注：KP-LM 检验括号内数字为 P 值，KP-Wald F 检验括号内数字为 Stock-Yogo 统计量 10% 水平下的临界值，***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

3.4 机制检验

正如前文所述，本文认为“电视问政”类节目推广通过促使企业强化环境治理或迫使企业退出，进而发挥降低污染排放的作用。进一步，依据前文的相关分析，本文对相关作用机制进行了检验，其估计结果如表 6 所示。

表 6 机制检验

变量	源头防治			末端处理		企业退出	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	qwat	rwat	lnmt	lnfaq	lnfaw	exit ₁	exit ₂
tv	-0.0259 *** (0.0054)	0.0434 *** (0.0061)	-0.1692 *** (0.0188)	0.0214 *** (0.0063)	0.1441 *** (0.0104)	0.2706 *** (0.0614)	-0.0025 (0.0018)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
Constant	1.4641 (1.7273)	0.8104 (1.2974)	3.9636 (4.2331)	0.2347 (0.5628)	3.3668 (2.1167)	0.3032 (0.6104)	-0.0576 (0.1603)
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
N	48602	51775	57432	120704	50774	110958	81049
R ²	0.9075	0.8673	0.9612	0.7962	0.9282	0.7333	0.6403

注：***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

由(1)至(3)列的估计结果可知，“电视问政”类节目推广对企业取水强度和重复用水程度影响的估计系数分别为-0.0259 和 0.0434 且均在 1% 水平下显著。这说明主流媒体参与公众问责不仅可以降低企业取水强度，还增加了企业重复用水程度，同时，“电视问政”类节目推广对企业煤炭消耗量影响的估计系数为-0.1692 且在 1% 水平下显著，这说明主流媒体参与公众问责降低了企业对煤炭消耗的依赖，上述估计结果证实主流媒体参与公众问责强化了企业的废水和废气的源头治理。由(4)至(5)列的估计结果可知，“电视问政”类节目推广对企业废气和废水处理设备数量影响的估计系数分别为 0.0214 和 0.1441 且均通过了 1% 的显著性检验，这表明主流媒体参与公众问责有助于企业加强对废水和废气

的末端治理。

此外,为了区分企业停业的原因,本文依据《第一次全国污染源普查方案》所列举出的 11 个重污染行业为依据,将样本划分为重污染行业样本和非重污染行业样本,若“电视问政”类节目推广在重污染行业样本中会促使企业停业整顿,则说明由污染整改引致企业退出的机制存在。其中,(6)列为重污染行业样本估计结果,(7)列为非重污染行业样本估计结果。由估计结果可知,“电视问政”类节目推广对企业营业状态影响的估计系数在重污染行业样本中显著为正,而在非重污染行业样本中不显著。这表明主流媒体参与公众问责提高了高污染企业停业整顿的可能性,发挥了迫使企业退出的作用效果。综合来看,主流媒体参与公众问责不仅可以促进企业加强对污染源头和末端的治理,还发挥了责令企业停业整顿的作用效果。假说 2 得到验证。

4 异质性分析与进一步讨论

4.1 异质性分析

前文的相关研究结论证实“电视问政”类节目推广有助于降低企业污染排放,但整体上缺乏更为细致的讨论。因此,本部分将从行业和城市层面探讨“电视问政”类节目推广对企业污染排放的异质性影响。

4.1.1 行业竞争异质性

行业竞争的增加是否会导致企业非道德行为的产生是一个经典问题。如果企业选择污染排放高的粗放型生产方式,那么,企业可能会因采用这种非道德行为而节约一部分环境治理投入成本,使其在市场竞争环境激烈的情况下更容易生存。然而,也存在相反解释,这类解释认为竞争并不会引发企业的非道德行为,反而,企业为了适应竞争环境会通过加快技术创新等方式提升自身竞争力。综合上述分析,可以推测,若前者发生,在高竞争环境下企业很可能会主动寻求与政府“合谋”,进而导致公众问责的效果下降。因而,为了印证上述逻辑是否存在,本文按照企业主营业务收入计算了以城市行业大类为分类依据的赫芬达尔指数,并按照三等分位点对样本进行了划分,分样本的估计结果如表 7 所示。由相关估计结果可知,只有在低竞争环境下,“电视问政”类节目推广才会对企业二氧化硫排放构成约束效果,这意味着行业竞争程度的提高可能会强化企业与政府“合谋”的动机,这在一定程度上弱化了主流媒体参与公众问责的力量。与此相反,在企业废水排放的估计结果中却未发现这种现象,反而,在高竞争环境下,“电视问政”类节目推广降低企业废水排放的作用效果更强,这可能是由于高竞争环境刺激了企业提高自身竞争力的主动性。

表 7 行业竞争异质性

	(1)	(2)	(4)	(5)	(6)	(7)
变量	高竞争	中等竞争	低竞争	高竞争	中等竞争	低竞争
	so ₂	so ₂	so ₂	water	water	water
tv	-0.1595 (0.1143)	-0.0910 (0.0743)	-0.1486 * (0.0761)	-0.2992 * (0.1778)	-0.2751 *** (0.0711)	-0.1254 ** (0.0545)

续表						
变量	(1)	(2)	(4)	(5)	(6)	(7)
	高竞争	中等竞争	低竞争	高竞争	中等竞争	低竞争
	so ₂	so ₂	so ₂	water	water	water
控制变量	是	是	是	是	是	是
Constant	4.6972 (7.7557)	-1.6260 (7.8831)	2.3526 (5.1677)	19.4849 (14.6359)	-10.3156 (9.1485)	0.0904 (5.0001)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
N	41758	39007	43341	49298	45051	50435
R ²	0.9039	0.8951	0.9027	0.9229	0.9040	0.8996

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

4.1.2 城市财政压力异质性

当地方政府面临较大的财政压力时,由于重污染行业承担了较大比重的税基(方红生和张军,2013),为了缓解财政压力,政府可能会采取放松污染行业管控的方式,获得更多来自污染行业的税收,以达到缓解财政压力的目标(陈启博,2024)。这种政府行为扭曲削弱了“电视问政”类节目推广的环境治理效果。为了验证上述逻辑是否存在,本文采用财政收支缺口法对城市财政压力程度进行了测度,并按照均值对样本进行了划分和分样本检验。由此得到的估计结果如表8所示。由相关估计结果可知,在高财政压力下,“电视问政”类节目推广对企业二氧化硫排放并没有显著性影响。从企业废水排放的估计结果来看,低财政压力下“电视问政”类节目推广对企业废水排放影响的估计系数要大于高财政压力下的估计系数。上述估计结果证实较大的财政压力可能会扭曲政府行为,削弱了主流媒体参与公众问责的影响力。

表 8 财政压力异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	低财政压力	高财政压力	低财政压力	高财政压力
	so ₂	so ₂	water	water
tv	-0.1968 ** (0.0818)	0.0927 (0.0731)	-0.2764 ** (0.1082)	-0.1745 *** (0.0567)
Constant	4.3252 (6.7811)	-4.8436 (6.9016)	-0.0584 (10.2830)	2.6413 (6.5572)
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
N	85984	49959	108209	50818
R ²	0.8936	0.8793	0.9084	0.8814

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

4.2 进一步讨论

前文证实“电视问政”类节目推广能够对企业污染排放构成约束效果,那么,“电视问

政”类节目应该如何做得更好呢？在该部分，本文立足于节目本身，从节目评价机制、播出频率及播出时间的视角，探究了如何强化“电视问政”类节目的环境治理效果的问题。具体而言，第一，“电视问政”类节目是否存在评价机制可能会对“电视问政”类节目所产生的节目效果有较大影响。所谓评价机制是指在“电视问政”类节目中公众就政府主管官员对相关问题回复的满意度进行评价，评价越高说明公众对于政府的回应越满意。由于这种评价机制的存在使得节目在一定程度上避免了政府官员“糊弄”“答非所问”“装糊涂”等现象的发生，保障了公众问责效果。因而，本文推测如果“电视问政”类节目存在评价机制，那么，可能强化“电视问政”类节目推广对企业污染排放的约束效果。第二，节目播出频率也是影响节目效果的重要因素，较高的节目播出频率有助于增强观众黏性，进而形成来源于公众较为稳定的问责压力，因而，本文推测提高“电视问政”类节目的播出频率会增强“电视问政”类节目推广对企业污染排放的约束作用。第三，节目播出时间也会对节目效果产生影响，若节目在晚间黄金时间段播出，即晚上 19 点至 22 点之间，那么，由于在该时间段内观看电视节目的人数较多，则有助于拓展“电视问政”类节目的观众规模，扩大节目信息的传播范围，因而，本文预测若“电视问政”类节目在晚间黄金时间段播出，则会增强“电视问政”类节目推广的环境治理效果。

为了验证上述逻辑是否存在，本文在基准回归模型中引入了“电视问政”类节目推广与节目是否存在评价机制的交互项($tv \times appra$)、“电视问政”类节目推广与节目播出频率的交互项($tv \times freq$)以及“电视问政”类节目推广与节目播出时间的交互项($tv \times broad$)，其中，节目是否存在评价机制采用节目过程中是否存在对政府官员回复进行打分或者举牌环节进行取值，若存在则取值为 1，否则取值为 0；节目播出频率的高低采用节目每两周播出一期作为标准，若节目播出频率在每两周一期及以上则取为 1，否则取值为 0；节目播出时间按照节目是否在晚间黄金时间段播出进行取值，若节目在晚间黄金时间段播出则取值为 1，否则取值为 0，由此得到的估计结果如表 9 所示。由相关估计结果可知，“电视问政”类节目推广与节目是否存在评价机制的交互项对企业二氧化硫排放影响的估计系数显著为负，这说明存在评价机制起到了增强“电视问政”类节目推广对企业污染排放的约束作用。同时，“电视问政”类节目推广与节目播出频率交互项目、节目播出时间交互项的估计系数均显著为负，这意味着较高的“电视问政”类节目播出频率以及在晚间黄金时间段播出“电视问政”类节目能够强化其环境治理效果。整体而言，上述估计结果表明建立节目完善的评价机制、提高节目播出频率以及将节目播出时间确定在晚间黄金档是提高“电视问政”类节目质量的重要途径。

表 9 “电视问政”类节目质量的优化路径检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	SO ₂	water	SO ₂	water	SO ₂	water
tv	-0.0165 (0.0645)	-0.1941 *** (0.0388)	-0.0584 (0.0586)	-0.1663 *** (0.0387)	-0.0904 (0.0666)	-0.1778 *** (0.0412)
tv×appr	-0.2385 ** (0.1010)	-0.1135 (0.1446)				
tv×freq			-0.2830 ** (0.1429)	-0.2911 * (0.1679)		

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	SO ₂	water	SO ₂	water	SO ₂	water
tv×broad					-0.2626*** (0.0884)	-0.3081* (0.1817)
控制变量	是	是	是	是	是	是
Constant	1.2147 (4.7055)	0.3487 (7.7899)	1.8711 (4.7133)	1.1268 (7.7636)	1.5581 (4.7037)	0.8414 (7.7478)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
N	140100	163000	140100	163000	140100	163000
R ²	0.8866	0.8961	0.8866	0.8962	0.8866	0.8962

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

5 研究结论与政策含义

长期以来,公众参与环境治理存在分散化、碎片化特征以及与地方政府之间的权力不对称问题,这是限制公众参与环境治理效果的痛点。针对上述问题,本文通过引入“电视问政”类节目推广的准自然实验,借助企业微观数据库,从扩大公众参与环境治理影响力的视角,考察了主流媒体参与公众问责对企业污染排放的影响及其作用机制,并进一步从强化节目效果的视角,检验了提高节目质量的实现路径。本文研究发现,首先,“电视问政”类节目推广有效约束了企业污染排放且该结论在一系列稳健性检验以及内生性处理后依然成立。此外,该类节目对企业污染排放的约束效果具有长期性,这形成了对中央政府垂直型环境监管的重要补充。其次,促进企业强化环境治理或迫使企业退出市场是“电视问政”类节目推广约束企业污染排放的重要作用机制。再次,在高行业竞争环境下或当政府面临巨大的财政压力时,“电视问政”类节目推广对企业污染排放的约束力存在被削弱现象。最后,在“电视问政”类节目中设置评价机制、提高该类节目的播出频率以及将节目定档于晚间黄金时间段有助于强化该类节目对企业污染排放的约束力。

本文的相关研究结论存在如下政策含义:第一,由于“电视问政”类节目推广能够约束企业污染排放,那么,各级政府就应该注意到主流媒体对公众参与环境治理的重要性,积极且主动地开放更多类型的主流媒体平台,扩大该类节目的影响力。例如,地方电视台除了进行电视节目的直播或录播外,也应该将此类节目的播放与各类视频网站或其他互联网平台相联系,通过利用互联网信息技术进一步强化该类节目的可追溯性。第二,由于促进企业强化环境治理或迫使企业退出市场是该类节目约束企业污染排放的重要机制,那么,政府应该针对公众借助此类节目所反映的问题,进一步对企业的整改情况进行跟进,并对重点污染企业实行动态营业调整制度。若相关重点企业的污染问题整改不彻底,则应长期限制其营业,从而保障该类节目中间机制的长期有效。第三,由于在高行业竞争环境下以及地方政府面临较大财政压力时,该类节目对企业污染排放的约束力可能被削弱,因而,各地方政府应该进一步优化地区营商环境、合理规划财政资金的使用并优化税收征管,着重引导企业良性竞争、加大广电基础设施建设的财政投入力度并强化对高污染行业的征税监管,从而扩大该类节目的影响力。第四,各地方卫视应该持续完善该类节目的制

作,在节目制作过程中适当增加评级机制的应用、适度提高该类节目的播出频率并合理安排节目播出时间,进而提高节目质量,达到增强节目效果的目的。

参考文献

陈启博. 2024. 环保垂直管理改革的组织逻辑与治理效应[J]. 广东财经大学学报, 39(2): 114-128.

Chen Q B. 2024. The organizational logic and governance effect of vertical management reform of environmental protection[J]. *Journal of Guangdong University of Finance & Economics*, 39(2): 114-128. (in Chinese)

陈诗一, 张建鹏, 刘朝良. 2021. 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, (9): 51-71.

Chen S Y, Zhang J P, Liu C L. 2021. Environmental regulation, financing constraints, and enterprise emission reduction: Evidence from pollution levy standards adjustment[J]. *Journal of Financial Research*, (9): 51-71. (in Chinese)

陈晓艳, 肖华, 张国清. 2021. 环境处罚促进企业环境治理了吗?——基于过程和结果双重维度的分析[J]. 经济管理, 43(6): 136-155.

Chen X Y, Xiao H, Zhang G Q. 2021. Do environmental punishments promote corporate environmental governance? An analysis based on the process and outcome dual dimensions[J]. *Business and Management Journal*, 43(6): 136-155. (in Chinese)

方红生, 张军. 2013. 攫取之手、援助之手与中国税收超GDP增长[J]. 经济研究, 48(3): 108-121.

Fang H S, Zhang J. 2013. Grabbing hand, helping hand and tax-exceeding-GDP growth[J]. *Economic Research Journal*, 48(3): 108-121. (in Chinese)

高新宇, 王凡凡, 宋马林. 2023. 中央环保约谈的示范效应与竞争效应——基于工业二氧化硫排放的实证分析[J]. 财经研究, 49(9): 154-168.

Gao X Y, Wang F F, Song M L. 2023. The demonstration and competition effects of central environmental interviews: An empirical analysis based on industrial SO₂ emissions[J]. *Journal of Finance and Economics*, 49(9): 154-168. (in Chinese)

韩超, 孙晓琳, 李静. 2021a. 环境规制垂直管理改革的减排效应——来自地级市环保系统改革的证据[J]. 经济学(季刊), 21(1): 335-360.

Han C, Sun X L, Li J. 2021a. Emission reduction effect of vertical management reform in environmental regulation—Evidence from environmental system reform in cities[J]. *China Economic Quarterly*, 21(1): 335-360. (in Chinese)

韩超, 王震, 田蕾. 2021b. 环境规制驱动减排的机制: 污染处理行为与资源再配置效应[J]. 世界经济, 44(8): 82-105.

Han C, Wang Z, Tian L. 2021b. The mechanism of environmental regulation driving emission reduction: Pollution treatment behavior and resource reallocation effect[J]. *The Journal of World Economy*, 44(8): 82-105. (in Chinese)

何凡, 张静莹, 范子英. 2024. 公众参与的减排效应——来自环保热线开通的证据[J]. 经济学(季刊), 24(3): 897-913.

He F, Zhang J K, Fan Z Y. 2024. The Emission reduction effect of public participation—Evidence from the launch of the environmental hotline[J]. *China Economic Quarterly*, 24(3): 897-913. (in Chinese)

李长英, 王曼, 张帅. 公共数据开放对民营企业创新的影响[J]. 广东财经大学学报, 2025, 40(2): 4-21.

Li C Y, Wang M, Zhang S. 2025. The impact of public data openness on innovation in private enterprises[J]. *Journal of Guangdong University of Finance & Economics*, 40(2): 4-21. (in Chinese)

李慧, 佟孟华, 张国建, 等. 2023. 跨区域能源调度促进企业减排效应研究[J]. 数量经济技术经济研究, 40(7): 156-178.

Li H, Tong M H, Zhang G J, et al. 2023. Study on the effect of trans-regional energy dispatching promoting enterprise emission reduction[J]. *Journal of Quantitative & Technological Economics*, 40(7): 156-178. (in Chinese)

李磊,刘常青. 2023. 信息技术应用的减排效果与成本分摊机制[J]. 经济学动态, (11): 88-107.

Li L, Liu C Q. 2023. The emission reduction effect and cost sharing mechanism of information technology applications[J]. *Economic Perspectives*, (11): 88-107. (in Chinese)

李永友,沈坤荣. 2008. 我国污染控制政策的减排效果——基于省际工业污染数据的实证分析[J]. 管理世界, (7): 7-17.

Li Y Y, Shen K R. 2008. Emission reduction effect of China's pollution control policy: An empirical analysis based on inter-provincial industrial pollution data[J]. *Management World*, (7): 7-17. (in Chinese)

李智超,刘少丹,杨帆. 2021. 环保督察、政商关系与空气污染治理效果——基于中央环保督察的准实验研究[J]. 公共管理评论, 3(4): 105-131.

Li Z C, Liu S D, Yang F. 2021. Environmental protection inspections, government-business relations, and the effects of air pollution governance: A quasi-Experimental study based on central environmental protection inspections[J]. *China Public Administration Review*, 3(4): 105-131. (in Chinese)

刘小康. 2017. 论行政决策公众参与度及其影响因素——基于中国经验的分析[J]. 北京行政学院学报, (4): 54-62.

Liu X K. 2017. On the degree of public participation in administrative decision-making and its influential factors: Based on the analysis of Chinese experience[J]. *Journal of Beijing Administration Institute*, (4): 54-62. (in Chinese)

吕越,张昊天,薛进军,等. 2023. 税收激励会促进企业污染减排吗——来自增值税转型改革的经验证据[J]. 中国工业经济, (2): 112-130.

Lyu Y, Zhang H T, Xue J J, et al. 2023. Do tax incentives promote emission abatement of firms—Evidence from China's value-added tax transformation reform[J]. *China Industrial Economics*, (2): 112-130. (in Chinese)

毛益民. 2022. 环保督察与空气质量改善: 立足城市情境的效应异质性分析[J]. 治理研究, 38(1): 38-49, 125-126.

Mao Y M. 2022. Can central environmental protection inspection improve air quality?: A context-based effect heterogeneity analysis[J]. *Governance Studies*, 38(1): 38-49, 125-126. (in Chinese)

盛丹,卜文超. 2022. 机器人使用与中国企业的污染排放[J]. 数量经济技术经济研究, 39(9): 157-176.

Sheng D, Bu W C. 2022. The usage of robots and enterprises' pollution emissions in China[J]. *Journal of Quantitative & Technological Economics*, 39(9): 157-176. (in Chinese)

涂正革,谌仁俊. 2015. 排污权交易机制在中国能否实现波特效应? [J]. 经济研究, 50(7): 160-173.

Tu Z G, Shen R J. 2015. Can emissions trading scheme achieve the porter effect in China? [J]. *Economic Research Journal*, 50(7): 160-173. (in Chinese)

涂正革,邓辉,甘天琦. 2018. 公众参与中国环境治理的逻辑: 理论、实践和模式[J]. 华中师范大学学报(人文社会科学版), 57(3): 49-61.

Tu Z G, Deng H, Gan T Q. 2018. The logic of public participation in environmental governance in China: Theory, practice and pattern [J]. *Journal of Central China Normal University (Humanities and Social Sciences)*, 57(3): 49-61. (in Chinese)

王惠琴,何怡平. 2014. 雾霾治理中公众参与的影响因素与路径优化[J]. 重庆社会科学, (12): 42-47.

Wang H Q, He Y P. 2014. Influence factors and path optimization of fog haze public participation governance[J]. *Chongqing Social Sciences*, (12): 42-47. (in Chinese)

吴建南,徐萌萌,马艺源. 2016. 环保考核、公众参与和治理效果: 来自31个省级行政区的证据[J]. 中国行政管理, (9): 75-81.

Wu J N, Xu M M, Ma Y Y. 2016. Environmental assessment, public participation and governance effectiveness: Evidence from the Chinese provinces[J]. *Chinese Public Administration*, (9): 75-81. (in Chinese)

姚鹏,牛靖. 2023. 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, 49(4): 79-93.

Yao P, Niu J. 2023. Resource-saving city creation, corporate strategy choice and water environmental governance [J]. *Journal of Finance and Economics*, 49(4): 79-93. (in Chinese)

张国兴,雷慧敏,马嘉慧,等. 2021. 公众参与对污染物排放的影响效应[J]. 中国人口·资源与环境, 31(6): 29-38.

Zhang G X, Lei H M, Ma J H, et al. 2021. Effect of public participation on pollutant emissions[J]. *China Population, Resources and Environment*, 31(6): 29-38. (in Chinese)

张华. 2016. 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, (7): 74-90.

- Zhang H. 2016. Strategic interaction of regional environmental regulation—An explanation on the universality of incomplete enforcement of environmental regulation[J]. *China Industrial Economics*, (7): 74-90. (in Chinese)
- 周晓博, 马天明. 2020. 基于国家治理视角的中央环保督察有效性研究[J]. *当代财经*, (2): 27-39.
- Zhou X B, Ma T M. 2020. A research on the effectiveness of central environmental protection inspection from the perspective of state governance[J]. *Contemporary Finance & Economics*, (2): 27-39. (in Chinese)
- Beck T, Levine R, Levkov A. 2010. Big Bad Banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. *The Journal of Finance*, 65(5): 1637-1667.
- Zhang M, Sun R F, Wang W W. 2021. Study on the effect of public participation on air pollution control based on China's provincial level data[J]. *Environment, Development and Sustainability*, 23(9): 12814-12827.

Mainstream Media Participation in Public Accountability and Enterprise Emission Restraint: Evidence from “Policy Advising on Television”

Ziheng Niu¹ Huan Jin²

- (1. School of Economics, Shandong University of Finance and Economics;
2. School of Economics, Nanjing University of Posts and Telecommunications)

Abstract Public participation is an important third-party force in environmental governance. However, due to the decentralized and fragmented characteristics of public participation in environmental governance, and the obvious power asymmetry between public participation and local governments, the effect of public participation in environmental governance is limited. From the perspective of expanding the influence of public participation in environmental governance, this paper introduces a quasi-natural experiment on the promotion of “policy advising on television” programs, and makes use of enterprise micro-database to explore the impact of mainstream media participation in public accountability on enterprise pollution emissions and its mechanism. Furthermore, from the perspective of strengthening program effects, this paper further tests the realization path of improving program quality. The research finds that the promotion of “policy advising on television” programs effectively restricts the pollution emission of enterprises. Among them, promoting enterprises to strengthen environmental governance and forcing enterprises to withdraw are important mechanisms. At the same time, in the high industry competition environment or when the government is facing greater financial pressure, the effect of the promotion of “policy advising on television” to promote the pollution reduction of enterprises is weakened. In addition, the further discussion shows that setting up evaluation mechanism in this kind of program, increasing the broadcast frequency of this kind of program and broadcasting in the prime time of the evening will help to strengthen the effect of this kind of program. The relevant research conclusions of this paper emphasize the importance of mainstream media in the process of public participation in environmental governance, which is a useful supplement to the existing research on public participation in environmental governance, and also provides a certain reference for the government to further improve the environmental governance system from the perspective of a third party.

JEL Classification H77, Q52, Q58