



# 经济理论与经济管理

工作论文系列

Working Paper Series

## 政府环境信息披露提升环境治理成效

时培豪 吴传清 黄庆华

ETBMWP2024011

- \* 本刊编辑部推出工作论文项目，将“拟用稿”而尚未发表的稿件，以工作论文的方式在官网呈现，旨在及时传播学术成果，传递学术动态。  
本刊所展示的工作论文，与正式刊发版可能会存在差异。如若工作论文被发现存在问题，则仍有被退稿的可能。各位读者如有任何问题，请及时联系本刊编辑部，期待与您共同努力、改进完善。  
联系人：李老师；联系电话：010-62511022

# 政府环境信息披露提升环境治理成效<sup>\*</sup>

时培豪 吴传清 黄庆华

**[提 要]** 本文基于 2010—2020 年污染物排放数据，采用多重差分模型，实证检验政府披露环境信息对微观主体环境治理的影响。研究发现：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。政府环境信息披露发挥治理效应主要通过增强地区环保执法力度，加大环境约束和满足公众环境知情权，强化公共环境监督两种途径实现。受政府环境信息披露的影响，企业改善环境治理成效的同时会提升创新能力、经营效率和财务绩效。

**[关键词]** 环境信息披露；环境治理；经济高质量发展；多重差分模型

## 一、引言

党的二十大报告指出，要“持续深入打好蓝天、碧水、净土保卫战”<sup>①</sup>，环境治理问题已上升到国家战略层面，成为中国在促进经济高质量发展中亟待解决的重大问题。制度能够规范经济主体的行为预期（Acemoglu *et al.*，2005），设计适宜的环保制度成为环境管理的重要手段，环境规制是污染治理制度工具箱中的一个重要政策工具。按照规制强度划分，环境规制可以分为正式型和非正式型。有研究表明，正式环境规制制度对环境治理起到一定作用，但长期效应收效甚微，环境污染恶化趋势并未得到有效根除（伊志宏等，2022）。

探寻正式环境规制制度的实际治理成效，需要重视政府环境治理中的角色定位（孙开和张磊，2020）。一方面，在“财权上移、事权下移”的分税体制下，地方政府始终面临较大的财政压力，偏向发展经济而主动加强环境治理的动力不足。晋升锦标赛体制和预算软约束问题进一步强化了发展经济的激励，甚至出现借以放松环境规制为手段片面追求经济增长的“趋劣竞争”情况。另一方面，地方上下级政府间存在“共谋现象”（周雪光，2008），环境治理监督机制主要来自于中央层面的环境考核和问责体系，地方政府扮演着“治理者”与“检查者”双重角色，承担着环境治理和监督双重责任。在缺乏公众有效监督的情况下，地方政府未能切实履行环境治理责任和监管不到位等问题，已成为制约中国经济高质量发展的顽疾（黄庆华等，2020）。

政府环境信息披露着力于解决因环保权力寻租、政企合谋等因素导致的环境监管不严问题，

\* 时培豪、吴传清，武汉大学经济与管理学院，邮政编码：430072，电子信箱：peihaoshi@163.com；黄庆华，西南大学经济管理学院。本文得到 2023 年度重庆市社会科学规划追加重大项目（2023ZDZJ48）和 2022 年度重庆市社会科学规划重庆英才计划“包干制”项目（2022YC062）的资助。感谢匿名评审人提出的宝贵修改建议，本文已做了相应修改。当然，文责自负。

① 习近平：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，求是网，2022-11-01。

## 时培豪等：政府环境信息披露提升环境治理成效

是构建以政府为核心、企业为主体、社会公众共同参与的环境治理体系的重要制度安排（刘相锋和王磊，2019）。一方面，政府披露环境信息便于上级政府监督和指导下级环保部门环境治理实践，弱化监管寻租、政企合谋等动机，提升地方政府环境执法力度和效率。另一方面，政府环境信息披露为社会公众了解地方环境治理行动和绩效开辟了便捷渠道，维护了公众环境知情权和参与权。已有关于环境信息披露的研究主要基于微观层面，如企业环境信息披露会抑制企业有毒物质排放，获得客户和股东的良好感知，并提高企业利润，鲜有从宏观角度剖析环境信息披露的治理效应（Patten，2002；唐勇军等，2021）。

2012年中国颁布《环境空气质量标准》，要求各地区要逐步向社会公示环境信息，这为本文从宏观角度研究环境信息披露的治理效应提供了良好的准实验场景。基于此，本文依托政府披露环境信息这一准自然实验，采用多期双重差分方法，探究了政府环境信息披露对企业污染治理的影响及机制。进一步地，考虑到在“财权上移，事权下移”的分税体制下，地方政府可能因面临较大的财政压力而存在治污责任“缺位”情况，本文探究了财政压力和环保补助在环境信息披露影响环境治理中的作用。最后，本文探究了在政府环境信息披露发挥污染治理效应后，其对企业创新、经营效率和财务绩效等方面产生的经济影响。

本文可能的边际贡献在于：首先，丰富了制度经济学中宏观政策与微观企业行为领域的理论研究，印证了 Acemoglu *et al.*（2005）提出的制度基础观的理论假说。Acemoglu *et al.*（2005）认为，制度决定着经济行为者的激励和约束，并塑造经济结果。本文从微观企业视角评估了宏观环境政策的治理成效，既丰富了制度经济学与环境经济学的跨学科研究，也深化了 Acemoglu *et al.*（2005）提出的制度基础观的理论应用。其次，利用以提升环境信息透明度为目标的《环境空气质量标准》这一外生事件冲击，将宏观环境信息披露和微观环境治理置于同一分析框架内，系统考察了地方政府环境信息披露的微观效应，拓展了微观主体环境治理的宏观影响因素研究。最后，本文分析了财政压力引致的调节效应和环境治理衍生的经济后果，为充分调动企业环境治理积极性，从而向高质量发展模式转变提供了有益参考。

本文剩余部分的结构安排如下：第二部分为理论分析与研究假设；第三部分为研究设计；第四部分为实证结果与分析；最后一个部分为主要结论与政策含义。

## 二、理论分析与研究假设

政府环境信息披露会通过强化环境执法和提升公众环保监督两种途径矫正企业环境治理行为，而财政压力会扭曲地方政府环保执法努力，弱化环境信息披露的治理效应。

### （一）环境执法效应

我国《环境保护法》明确指出，县级以上人民政府环境保护部门应依照有关法律规定对资源保护和污染防治等工作实施监督管理。组织合法性理论认为，地方政府履行环境责任会受到来自上级政府、企业、以及社会公众等环境利益相关者的压力，披露环境信息是维护组织和组织成员合法性的一个有效手段。环境信息不对称是阻碍环境利益相关者参与环境治理的重要因素，地方政府通过承担辖区内环境信息收集、分析和披露成本，将环境信息变成社会公共品进行供给，让环境利益相关者能够以近乎零成本的方式获得各地区的环境质量情况，进而达到环境监督的作用。具体而言，政府公开环境信息将会产生以下作用：

强化环境执法力度。披露环境信息便于上级政府及时地了解地方环境质量变化情况，当环境数据出现非正常波动时，能快速对下级环保部门进行有效监督和指导，必要时可以进行专项督察，激励地方政府加大环境执法力度。此外，加强环境信息披露会导致地方政府对于环境治理不

作为行为被暴露的概率更高，增加环境污染治理缺位的机会成本（黄庆华等，2022）。为避免因政府行为与社会价值观相偏离而导致合法性受到威胁，以及在项目申请和财政转移支付等领域招致不利的公共政策，地方政府会主动弱化监管寻租和政企合谋等动机，加强企业环境监察。

提升环境执法效率。披露环境信息需要信息收集、处理和传播等技术支撑，如地方政府通常被要求设置环境空气质量监测站点，采用自动监测仪器技术进行实时监测，保证环境监测数据真实可靠。同时，不同城市根据人口、经济发展情况合理设置监测点密度，但最少点位数量不应少于20个。这些环境监测设备的应用有助于地方环保部门及时快速地定位污染超标区域，实现环境靶向治理，减少了环境污染事件从发现到治理的时间成本，从而提升环境治理效率。

## （二）公众环保监督效应

多中心环境治理理论认为，公众参与环境治理通常被认为是弥补“市场失灵”和“政府失灵”，有效分配公共资源，实现社会利益最大化的重要手段。但是，社会公众在参与环境管理方面存在环保意识不强、环境关注度不高，缺乏常态化协作平台和沟通渠道等问题，导致公众的环境利益诉求很难得到保障，也就难以发挥监督政府和企业的行为。政府披露环境信息能够起到激发公众环保热情和增强公众环保意识的政策效果，从而强化环境治理的外部监督效应。

一方面，政府提高环境信息披露强度有助于加深公众对环境政策执行的理解。地方环保部门通过政府官网和其他渠道公开环境数据，保障社会公众了解当地环境状况的知情权，并通过网站留言、电子信箱等方式建立环保信息沟通和反馈通道，能够加深对政府环境治理项目的了解，有利于和政府形成统一的环境整治战略，减少利益关联企业的非理性抵制。杨焯和谢建国（2020）发现，政府环境信息披露有助于和公众建立起互信和双向倒逼机制，这种常态化的合作治理机制能够客观评估企业经营活动的环境影响，并通过“成本效应”或“创新补偿效应”激励企业主动参与到清洁和绿色生产活动中（Liang & Renneboog, 2017）。

另一方面，公众参与环境治理在一定程度上能够作为环保部门的替代或补充机制，增强对污染企业的约束力度。信息不对称是制约公众参与环保治理的一个关键因素，而政府环保部门通过实时更新环境数据，既拓宽了公众获得环境信息的渠道，降低了获取成本，也缓解了公众与地区间的环境信息不对称问题。当感知到出现环境恶化迹象时，公众可以通过督查平台、12345热线等方式表达环境利益诉求，并持续关注污染企业整治情况。通过“状态—压力—响应”机制，激励企业采取绿色生产方式以减少污染排放，从而避免环境“公地悲剧”“吉登斯悖论”以及“邻避效应”等现象。综上所述，本文提出以下假说：

假说1：政府环境信息披露有助于强化政府环境执法和公众环境监督力度，提高企业环境治理成效。

1994年分税制改革后，地方政府因“财权上移、事权下沉”而始终面临较大的财政压力，具有通过牺牲环境效益为代价以促进经济发展，进而增加财政收入的内生动机。预算软约束导致的支出扩张冲动和因新冠疫情发起的大规模减税降费政策，进一步加剧了政府财政收入与支出不匹配，持续加深的财政失衡将会强化地方政府“为增长而竞争”的冲动。

地方政府面临较大的财政压力会抑制环境信息披露的污染治理效应。一方面表现为地方政府在环境信息监测设备、环保监管人员配备方面缺乏足够的财力保障，难以对监测到的环境事件进行及时、有效的处理。同时，对企业绿色化改造和环境治理补贴的支持力度也将受到限制，抑制了企业环境治理行为。贾俊雪和郭庆旺（2012）发现，财政压力扭曲了财政支出结构，更倾向于投资各类基础设施建设，而相对轻视了教育、医疗和环境治理等公共服务支出，具有生产性支出的行为偏好。

另一方面，地方政府面临较大的财政压力会更注重培育和开拓财源，有动机弱化环境信息披

## 时培豪等：政府环境信息披露提升环境治理成效

露的监管功效。地方政府通过降低环境保护门槛来引入产能过剩企业以扩大税基，从而加剧地区污染并形成“污染避难所”。同时，地方政府在纳税大户企业面临不利的环境事件时，也会倾向于通过禁止宣传等途径纵容属地企业的环境违法行为，使得环境信息披露难以发挥真正的治理效果。彭飞和董颖（2019）发现，取消农业税之后，地方政府面对显著上升的财政压力，采取降低环境规制标准的方式吸引投资，最终恶化了环境质量。综上所述，本文提出以下假说：

假说 2：政府财政压力会弱化环境信息披露的污染治理效应。

### 三、研究设计

#### （一）模型构建与指标选取

为检验政府环境信息披露对所在地企业环境治理的影响效应，本文借鉴 Beck *et al.*（2010）的做法，构建式（1）进行检验：

$$Discharge_{ict} = \alpha_{ict} + \beta_1 Disclose_{ic} \times Risk_{ic} + \beta_2 Disclose_{ic} + \beta_3 Risk_{ic} + \gamma X_{ict} + \mu_i + \nu_t + \epsilon_{ict} \quad (1)$$

其中， $i$  表示企业， $c$  代表城市， $t$  表示年份。 $Discharge$  表示企业环境治理成效。本文借鉴 Patten（2002）的思路，用企业污染物排放量表征企业环境治理。为减少企业规模和模型异方差等因素影响，本文用企业主营业务收入进行标准化处理。另外，本文借鉴黎文靖和路晓燕（2015）的做法，采用环境资本支出作为企业环境治理的代理变量进行稳健性检验。

$Disclose$  为虚拟变量，表示政府是否披露环境信息数据。《环境空气质量标准》（2012）颁布后，环境保护部相继颁布了 3 个具体的监测实施方案，要求地方政府分批披露环境信息数据。本文依据各阶段监测实施方案实施的年份和包含的城市构建变量  $Disclose$ ，如果属于监测实施方案试点城市且在政策实施年份之后， $Disclose$  赋值为 1，否则为 0。

$Risk$  表示上市公司环境风险属性。本文将《上市公司环保核查行业分类管理名录》中涉及的 14 个行业定义为高环境风险行业范畴。如果上市公司属于高环境风险行业， $Risk$  赋值为 1，反之  $Risk$  取 0。交互项  $Disclose \times Risk$  的回归系数  $\beta_1$  是本文关注的重点，如果  $\beta_1$  显著小于 0，表示政府披露环境信息会显著提高企业环境治理成效，反之则说明无显著促进作用。

$X$  为控制变量集合。本文参考现有文献做法（赵阳等，2019；史贝贝等，2019），从宏观和企业层面引入一系列控制变量。宏观层面选择：经济发展水平（ $Lnpgdp$ ）、产业结构（ $Struct$ ）和城镇化水平（ $Urban$ ）。企业层面选择：企业规模（ $Lnasset$ ）、资产负债率（ $Lev$ ）、盈利能力（ $Roa$ ）、固定资本（ $PPE$ ）、董事会规模（ $Lnindirect$ ）、股权集中程度（ $First$ ）、两职合一（ $Dual$ ）、独董比例（ $Indep$ ）、企业性质（ $State$ ）和行业竞争程度（ $HHI$ ）。同时还控制了企业固定效应（ $\mu_i$ ）和年份固定效应（ $\nu_t$ ），以控制企业和时间维度不可观测因素的影响。 $\epsilon$  为随机扰动项。

#### （二）数据说明

本文选取沪深 A 股 2010—2020 年上市公司作为研究样本进行分析。2010 年，环保部颁布《上市公司环境信息披露指南》，规定重污染行业应披露企业环境治理信息。本文表征环境风险属性的变量  $Risk$  正是基于是否为重污染行业进行界定的，以 2010 年为研究起点可以避免该政策对本文实证结果的交叉影响。

为确保研究结果的可靠性，本文对原始样本进行如下处理：第一，剔除 ST、\*ST 和 PT 类公司样本；第二，剔除金融、保险类公司样本；第三，剔除主营业务收入、固定资产净额、中间

品投入为负值的公司样本；第四，剔除数据有缺失的样本，最终样本量为 15 905。为消除样本极端值的影响，本文对所有连续变量进行 1%水平的双侧缩尾处理。研究所使用的数据来自于《中国城市统计年鉴》、CSMAR 和 CNRDS 数据库。

### (三) 描述性统计

表 1 汇报了主要变量的描述性统计结果。*Discharge* 的最大值为 12.15，最小值为 0，标准差为 0.538，说明不同企业环境污染物排放差异显著，中位数 (0) 小于均值 (0.053)，说明大部分样本公司的环境污染物排放低于平均值，即存在少数企业环境污染物排放过高的情况。本文按照是否属于环境信息披露城市划分样本并进行单变量分析，结果发现，政府披露环境信息后，相对于对照组而言，处理组企业的环境污染物排放出现显著减少，本文假设 1 得到初步检验。

表 1 描述性统计

变量	均值	最大值	中位数	最小值	标准差	组间差异
<i>Discharge</i>	0.053	12.150	0.000	0.000	0.538	-0.054***
<i>Disclose</i> × <i>Risk</i>	0.197	1.000	0.000	0.000	0.398	-0.298***
<i>Lnpgdp</i>	12.550	13.920	9.645	9.816	0.633	0.239***
<i>Struct</i>	40.040	89.300	42.170	16.200	10.630	-4.822***
<i>Urban</i>	0.671	0.925	0.486	0.373	0.090	0.025***
<i>Lnasset</i>	22.250	27.790	21.930	19.210	1.595	0.569***
<i>Lev</i>	0.424	0.976	0.409	0.055	0.221	0.070***
<i>Roa</i>	0.040	0.205	0.040	-0.292	0.064	-0.010***
<i>PPE</i>	0.202	0.751	0.163	0.001	0.167	-0.098***
<i>Lndirect</i>	2.247	2.773	2.303	1.792	0.190	0.021***
<i>First</i>	0.352	0.756	0.336	0.081	0.150	-0.003
<i>Dual</i>	0.286	1.000	0.000	0.000	0.452	-0.044***
<i>Indep</i>	0.377	0.571	0.364	0.100	0.054	0.004***
<i>State</i>	0.400	1.000	0.000	0.000	0.490	0.134***
<i>HHI</i>	0.077	0.670	0.050	0.012	0.093	0.039***

## 四、实证检验与结果分析

### (一) 基准回归

表 2 汇报了模型 (1) 的回归结果。首先，本文依据企业是否进行环保投资构造哑变量 (*Isenv*)，采用逻辑回归模型实证分析政府环境信息披露与企业环境治理行为的关系，结果见列 (1) ~ 列 (2)。可以发现，没有加入控制变量时，*Disclose*×*Risk* 的系数在 5% 的统计水平上显著为正；加入控制变量再次进行回归，*Disclose*×*Risk* 的回归结果仍然正向显著，说明政府披露环境信息能够显著提升企业采取环境治理行为决策的概率。

接下来，本文进一步探究政府环境信息披露对企业环境治理影响的净效应，结果见列 (3) ~ 列 (4)。由列 (3) 可以看出，在没有加入控制变量的情况下，*Disclose*×*Risk* 的系数

## 时培豪等：政府环境信息披露提升环境治理成效

为-0.088，在1%的水平上通过显著性检验。本文加入控制变量再次进行回归，并以该回归结果作为后续分析的基准，结果见列（4）。可以发现，在加入控制变量后， $Disclose \times Risk$  的回归结果依然显著为负，说明政府披露环境信息有助于增强企业环保意识，减少污染物排放。理论分析的假设1得到检验。

政府环境信息披露属于非正式环境规制工具，已有研究表明，正式环境规制手段对企业环境治理亦会发挥治理效应。20世纪初，欧美等发达国家开始实行碳排放权交易政策，目前碳排放权交易机制也成为我国强化环境治理的重要举措之一，其不仅仅在于防治污染，也在于激励企业革新生产技术，从而提高经济增长质量（董直庆和王辉，2021）。基于此，本文以2013年我国在北京市、上海市、天津市、重庆市、湖北省和广东省建立碳交易市场为依据构造虚拟变量（ $COopen$ ），作为正式环境规制政策的代理变量。若上市公司注册地属于上述6省市且在2013年及以后，则 $COopen$ 取为1，否则为0。将 $COopen$ 带入模型（1）进行回归，结果见列（5）。可以发现，考虑了正式环境规制的作用后， $Disclose \times Risk$  的系数仍然显著为负，同时 $COopen$ 的系数为负，但并未通过统计检验，可能的原因是，本文将正式环境规制和非正式环境规制制度纳入到同一个框架内，政府环境信息披露对正式环境规制发挥治理作用产生一定的替代作用，从而导致正式环境规制未展现显著的治理作用。

表2 政府环境信息披露对环境治理的影响

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$Iseiv$	$Iseiv$	$Discharge$	$Discharge$	$Discharge$
$Disclose \times Risk$	1.935** (2.003)	2.352** (2.520)	-0.088*** (-4.396)	-0.084*** (-3.883)	-0.082*** (-3.638)
$COopen$	—	—	—	—	-0.013 (-0.591)
常数项	-9.025*** (-15.518)	-20.018*** (-4.548)	0.046*** (5.962)	-0.659 (-1.145)	-0.652 (-1.139)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制	控制
$Firm \& Year$	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	10 032	10 032	15 905	15 905	15 905
调整的 $R^2$	—	—	0.235	0.237	0.237

说明：\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在1%、5%和10%的水平上显著。括号中为t值，且均已通过公司层面 Cluster 异方差的调整。下表同。

### （二）稳健性检验

#### 1. 多重差分模型有效性检验。

（1）平行趋势及动态效应检验。多重差分模型估计结果具有可靠性的前提是《环境空气质量标准》政策实施前，处理组和对照组中的企业环境治理水平具有相同的变化趋势。为此，本文借鉴 Beck *et al.* (2010) 的思路，构建式（2）进行平行趋势检验。

$$Discharge_{ict} = \alpha_{ict} + \sum_{n=-3}^5 \beta_n (Disclose \times Risk)_{it}^n + \gamma X_{ict} + \mu_i + \nu_t + \epsilon_{ict} \quad (2)$$

其中， $n$  为政府环境信息披露的相对期数。由于政府环境信息披露试点是分批次逐步展开的，这种渐进式的实施模式使得较早和较晚年份披露环境信息的城市会缺失部分数据。为此，本文将实施环境信息披露前3年以上的年份统一赋值给  $(Disclose \times Risk)_{it}^{-3}$ ，将实施环境信息披露

后 5 年以上的年份统一赋值给  $(Disclose \times Risk)_{it}^5$ 。为了避免完全共线性, 本文以政府实施环境信息披露政策的前一期为基期进行平行趋势验证,  $\beta_n$  即表示各期的估计值。模型中其他变量定义与基准回归模型 (1) 保持一致。

图 1 绘制了相对政策发生时的各期估计结果。可以发现, 政策实施前期的回归系数均未通过统计显著性检验, 说明处理组和对照组在《环境空气质量标准》实施前不存在明显的差异, 满足双重差分的平行趋势假设。政策实施后, 第 1 期至第 4 期的估计系数  $\beta_n$  均显著为负, 说明《环境空气质量标准》政策发挥了环境治理效应。

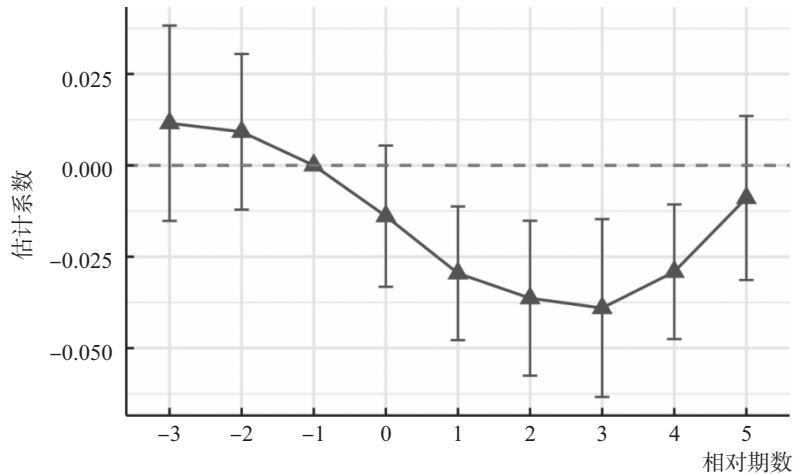


图 1 平行趋势检验与动态效应

(2) 安慰剂检验。本文使用随机实验方法排除随机因素影响, 具体采用两种方式进行检验: 一是随机抽取与真实数目相同的交互项样本后进行估计; 二是随机抽取与真实环境信息披露试点城市数量一致的样本作为虚拟的实验组, 其他样本则视为对照组, 使用多重差分模型进行重新估计。本文分别重复上述两个随机过程各 500 和 1 000 次, 图 2 展示了核心估计系数的 t 值分布情况。以表 2 列 (4) 中  $Disclose \times Risk$  的 t 统计量为基准, 可以看出, 两种随机抽取方式估计系数的 t 值仅有极少数小于真实值, 这说明并不存在其他随机因素影响估计结果, 再次验证了基准回归结果具有可信度。

## 2. 内生性处理。

政府披露环境信息属于宏观决策, 企业环境治理属于微观行为, 可以一定程度缓解内生性问题。但是, 企业行为具有反馈效应, 从而导致本文研究可能存在以下内生性问题: 一是双向因果问题。如果一个地区产业结构高级化程度较高, 以高新技术企业为主, 企业经营活动对生态环境影响小, 政府为彰显政绩以获得晋升机会, 即使没有政策要求披露环境信息也会有强烈动机进行披露, 导致研究出现反向因果问题。二是样本选择偏误问题。地方政府通过财政补贴、税收优惠等政策引导环保型企业进行集聚, 并通过提高准入门槛和环保标准等方式对不符合环保要求的企业“亮红牌”, 倒逼污染型企业对外转移, 这将导致研究设计出现样本自选择问题。为此, 本文使用以下方法缓解内生性问题。

(1) 工具变量法。为克服因反向因果问题导致的估计偏误, 本文借鉴史贝贝等 (2019) 的思路, 以地级市各年的报纸种类数量 ( $TyNews$ ) 作为工具变量, 并采用两阶段最小二乘法 (2SLS) 进行分析。作为一种传统的信息传播媒介, 报纸的信息传播影响力虽然受到电子资源普及的冲击而出现下降, 但仍然是地方政府了解民意诉求的一种途径, 特别是着重报道地方事件的



区域性报纸往往会受到地方官员的关注。当城市的报纸广泛关注环境质量问题时，地方官员很可能会实施环境信息披露制度，而各城市报纸种类的数量能够一定程度上反映环境信息的能力，种类多意味着地方政府加快推进环境信息公开的概率就越大，故城市报纸种类数量与政府环境信息披露具有相关性；另一方面，报纸的发行会受到所在地的省级出版行政主管部门监管，因此城市报纸的种类相对稳定，并不会随环境治理成效的改善而轻易发生改变，这又满足了工具变量的外生性假设。

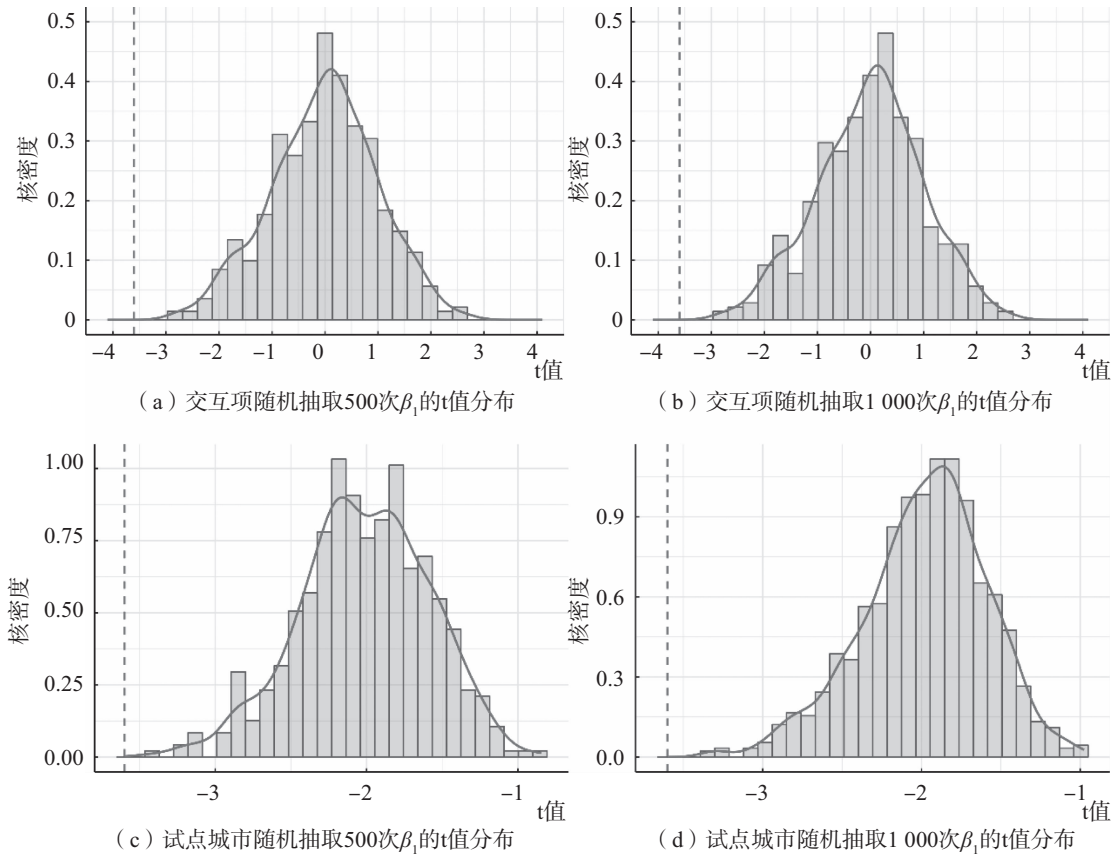


图 2 安慰剂检验

表 3 列 (1) 汇报了以城市报纸种类数量为工具变量的 2SLS 回归结果。实证回归之前，本文检验发现，工具变量满足相关性和外生性要求。在列 (1) 中，交互项  $Disclose \times Risk$  的回归系数显著为负，说明在运用工具变量法处理可能存在的反向因果问题后，本文研究结论仍然稳健。

(2) Heckman 模型。本文采用 Heckman 模型克服样本选择性偏误问题，回归结果见表 3 列 (2)。可以看出，逆米尔斯比率 ( $IMR$ ) 的估计显著为负，说明样本分布偏差确实存在，本文考虑样本自选择问题是有必要的。此外， $Disclose \times Risk$  的回归系数在 1% 的统计水平上显著为负，这说明在控制了样本选择性偏差之后，本文基准回归结果依然成立。

(3) PSM-DID。为有效避免估计偏差，本文先对试点地区和非试点地区进行倾向得分匹配后再进行估计。具体地，本文将微观控制变量作为协变量，采用核匹配法选取对照组后再次进行估计，结果见表 3 列 (3)。可以看出，运用倾向值匹配法 (PSM) 对样本进行匹配后，交互项  $Disclose \times Risk$  的系数依然在 1% 的水平下显著为负，与基准回归结果基本保持一致。

表 3 稳健性检验

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	2SLS	Heckman	PSM-DID	替换变量	Tobit	联合效应	事件扰动
	<i>Discharge</i>	<i>Discharge</i>	<i>Discharge</i>	<i>Envm</i>	<i>Discharge</i>	<i>Discharge</i>	<i>Discharge</i>
<i>Disclose</i> × <i>Risk</i>	-3.652*** (-2.993)	-0.087*** (-3.960)	-0.082*** (-4.115)	0.023*** (4.948)	-0.079*** (-4.812)	-0.083*** (-3.606)	-0.087*** (-3.896)
<i>IMR</i>	—	-0.032*** (-2.938)	—	—	—	—	—
常数项	—	1.427* (1.785)	-0.388 (-0.921)	0.575*** (4.538)	-42.764*** (-10.412)	-0.547 (-0.865)	-0.679 (-1.163)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Firm</i> & <i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
联合固定效应	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	控制	未控制
样本量	15 905	15 905	11 492	15 905	15 905	15 905	15 641
调整的 <i>R</i> <sup>2</sup>	-1.846	0.237	0.283	0.207	—	0.239	0.236

3. 其他稳健性检验。

本文还进行以下稳健性检验：(1) 重新测度环境治理。本文用企业环保资本支出与营业总收入比值衡量企业环境治理水平 (*Envm*)，实证结果见表 3 列 (4)。(2) Tobit 模型估计。考虑到企业环境污染物排放指标为非负数，属于受限因变量，本文使用面板 Tobit 模型进行稳健性估计，结果见表 3 列 (5)。(3) 联合固定效应。本文在模型中进一步加入行业一年份固定效应和省份一年份固定效应，以防止行业和地区层面随时间变化的不可观测因素给估计结果带来的干扰，结果见表 3 列 (6)。(4) 重大事件影响。考虑到 2011 年深圳第 26 届世界大学生夏季运动、2014 年北京 APEC 峰会和 2016 年 G20 杭州峰会等事件对实证结果可能造成扰动，本文剔除上述 3 个事件发生地的样本重新进行回归，结果见表 3 列 (7)。以上结果都表明，政府披露环境信息会激励企业改善环境治理成效，支持了本文基准研究结论。

(三) 机制分析

理论分析可知，政府披露环境信息会强化环保执法水平，提升公众环境监督，激励企业控制污染物排放。在此，本文参考吕越等 (2023) 的思路，构建式 (3) 对上述潜在作用渠道进行检验。

$$\begin{aligned}
 Mec_{ict} &= \alpha_{ict} + \beta_1 Disclose_{ic} \times Risk_{ic} + \beta_2 Disclose_{ic} + \beta_3 Risk_{ic} + \gamma X_{ict} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{ict} \\
 Discharge_{ict} &= \alpha_{ict} + \beta_1 Disclose_{ic} \times Risk_{ic} + \beta_2 Mec_{ict} + \beta_3 Disclose_{ic} \times Risk_{ic} \times Mec_{ict} \\
 &\quad + \beta_4 Disclose_{ic} + \beta_5 Risk_{ic} + \lambda \sum_{Risk_{ic}}^{Disclose_{ic}} Var \times Mec_{ict} + \gamma X_{ict} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{ict} \quad (3)
 \end{aligned}$$

其中，*Mec* 表示机制变量，分别表示政府环保执法情况和社会公众监督效应；其他变量设置与模型 (1) 一致。本文用樊纲等编撰的《中国市场化指数》中的“市场中介组织发育和法律制度环境”数据度量政府环保执法情况 (*Lawf*)，用上市公司网络搜索指数度量公共监督情况 (*Public*)。

表 4 报告了渠道检验的估计结果。表 4 列 (1) ~ 列 (2) 展示了政府环境信息披露的环保执

## 时培豪等：政府环境信息披露提升环境治理成效

法效应检验结果。在列（1）中， $Disclose \times Risk$  的回归系数显著为正，说明政府披露环境信息有助于强化环境法治；从列（2）可以看出， $Disclose \times Risk \times Lawf$  的系数在 5% 的统计水平上显著为负，说明强化环保执法能够提升环保信息披露的污染治理效应；以上分析说明，政府环境信息披露确实能够通过提升环保执法水平，从而为规制企业减排、提升环境治理水平提供支持。列（3）～列（4）展示了政府披露环境信息的公众监督效应检验结果。在列（3）中， $Disclose \times Risk$  的回归系数显著为正，说明政府披露环境信息能够增强公众对上市公司的环境监督；从列（4）可以看出， $Disclose \times Risk \times Public$  的回归结果在 1% 的水平上显著为负，说明强化公共监督能够提升政府环境信息披露的污染治理效应。结合列（3）～列（4）的实证结果可以得出以下结论：政府环境信息披露能够增强公众对企业的环保关注，由此形成的公共监督压力会提升企业环境治理成效。

表 4 机制检验

项目	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Lawf</i>	<i>Discharge</i>	<i>Public</i>	<i>Discharge</i>
$Disclose \times Risk$	0.079*** (5.047)	-0.086*** (-3.370)	0.323** (2.151)	0.046 (0.387)
<i>Lawf</i>	—	0.017** (2.245)	—	—
$Disclose \times Risk \times Lawf$	—	-0.027** (-2.506)	—	—
<i>Public</i>	—	—	—	0.010*** (3.642)
$Disclose \times Risk \times Public$	—	—	—	-0.018*** (-3.817)
常数项	-0.666*** (-2.658)	-0.622 (-1.094)	16.603*** (8.792)	-0.645 (-1.104)
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>Firm &amp; Year</i>	控制	控制	控制	控制
样本量	15 905	15 905	15 905	15 905
调整的 $R^2$	0.104	0.237	0.944	0.237

### （四）异质性分析

分税体制改革后，地方政府由于财权与事权不匹配，始终面临较大的财政压力，主动加强环境规制的动力不足，甚至出现以放松环境规制为手段吸引投资、拉动经济增长的情况，导致陷入环境“趋劣竞争”的窘境。为探究地区财政情况对环境信息披露发挥治理效应的影响，本文构建式（4）进行检验。

$$\begin{aligned}
 Discharge_{ict} = & \alpha_{ict} + \beta_1 Disclose_{ic} \times Risk_{ic} + \beta_2 Disclose_{ic} + \beta_3 Risk_{ic} + \beta_4 Adjvar_{ict} \\
 & + \beta_5 Disclose_{ic} \times Risk_{ic} \times Adjvar_{ict} + \sum_{Risk_{ic}}^{Disclose_{ic}} Var \times Adjvar_{ict} + \gamma X_{ict} \\
 & + \mu_i + \nu_t + \epsilon_{ict}
 \end{aligned} \quad (4)$$

其中， $Adjvar$  表示地方财政压力，本文用地级市预算内财政支出和收入之差与预算内财政收入的比值衡量财政压力 ( $Mpre$ )，其他变量与基准模型一致。回归结果见表 5 列（1），可以发

现,  $Disclose \times Risk \times Mpre$  的系数显著为正, 说明当地方政府面临较大的财政压力时, 地方披露环境信息对企业的污染物排放的抑制作用被明显削弱, 本文研究假设 2 得到检验。可能的原因在于, 地方财政压力增加, 迫使政府通过放松环境规制吸引了较多的污染密集型工业企业, 显著提高了企业污染水平。这与赵阳等 (2021) 结论一致, 该文认为地方政府面临较大的财政压力时, 选择牺牲长期环境利益来换取短期的经济增长的概率更大, 导致区域边界地区污染更加严重。

财政压力会抑制信息披露发挥治理效应, 意味着地方政府受到较弱的财政约束会提升辖区内企业的环境绩效。本文认为, 其中一种可能就是地方政府通过一系列产业引导政策, 对符合区域产业发展方向的企业实施财政补助, 让企业拥有更多资源进行绿色化改造, 激励企业进行清洁生产。为此, 本文进一步分析政府环境补助在地区环境信息披露发挥环境治理效应中的作用。以企业从政府获得环保补助金额的对数 ( $Finaid$ ) 作为衡量指标带入模型 (4) 进行检验, 结果见表 5 列 (2)。可以发现,  $Disclose \times Risk \times Finaid$  的回归系数在 1% 的统计水平上显著为负, 说明政府环境信息披露发挥环境治理效应会因企业获得政府环保补助而得到强化。

表 5 调节效应分析

项目	(1)	(2)
	<i>Discharge</i>	<i>Discharge</i>
$Disclose \times Risk$	-0.155*** (-3.910)	-0.151*** (-4.684)
$Mpre$	-0.066*** (-3.483)	—
$Disclose \times Risk \times Mpre$	0.120** (2.309)	—
$Finaid$	—	-0.059* (-1.768)
$Disclose \times Risk \times Finaid$	—	-0.129*** (-4.429)
常数项	-0.663 (-1.162)	-0.768 (-1.221)
控制变量	控制	控制
$Firm \& Year$	控制	控制
样本量	15 905	15 905
调整的 $R^2$	0.237	0.238

### (五) 进一步分析

上文研究表明, 政府披露环境信息通过增强地区环境执法水平和公众环保监督两种途径提升企业环境治理成效, 且环境治理效应会因地方政府面临较强的财政压力而减弱。本文接下来考虑这样一个问题: 面对政府不断强化的环境信息披露规制, 企业加强污染治理后会产生何种经济影响?

微观层面上, 已有研究发现, 披露环境污染信息在降低环保信息不对称、改善环境治理水平的同时, 也会倒逼企业降低经营风险, 提升创新能力和经营绩效。其内在逻辑在于: 面对政府不断强化的政府环境信息披露约束, 企业出于维护良好声誉和政企关系的需要, 有强烈动机加强环

## 时培豪等：政府环境信息披露提升环境治理成效

境治理，减少生产经营可能导致的环境负外部性，从而提升企业经济价值。基于此，本文构建式(5)并从企业创新、经营绩效和企业价值三个维度，验证政府环境信息披露发挥环境治理效应后所产生的经济影响。

$$Fructify_{ict} = \alpha_{ict} + \beta(Influ_{ict}) + \gamma X_{ict} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{ict} \quad (5)$$

式(5)中， $Fructify$  分别表征企业创新水平、经营绩效和企业价值； $Influ$  表示政府环境信息披露的环境改善效应，用基准模型中的  $(\beta_1 Disclose_{ic} \times Risk_{ic} + \beta_2 Disclose_{ic})$  进行度量；其他变量定义与式(1)一致。其中，本文用企业当年申请的专利总数 ( $Lnpatent$ ) 和发明专利数 ( $Lnvig$ ) 的对数表征企业创新水平；用 LP 法算出的企业全要素生产率表征企业经营绩效 ( $Lp$ )；用净资产收益率 ( $Roe$ ) 和托宾 Q ( $TobinQ$ ) 度量企业价值。

表6展示了政府环境信息披露发挥污染治理后的经济影响检验结果。从列(1)~列(5)可以发现，核心变量 ( $Influ$ ) 与企业创新、企业经营绩效和企业价值的估计系数均为正，并都通过了统计显著性检验。这说明，由政府披露环境信息引致的污染治理行为能够产生较为积极的经济结果，不仅可以助力企业提升创新能力，改善内部经营方式，提升全要素生产率，而且还能够赢得资本市场上投资者的青睐，进一步提升企业财务收益，获得了环境治理的“双重红利”。

表6 经济后果分析

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$Lnpatent$	$Lnvig$	$Lp$	$Roe$	$TobinQ$
$Influen$	0.019*** (3.373)	0.290** (2.193)	0.046*** (6.121)	0.001** (2.532)	0.004*** (4.273)
常数项	-1.154 (-1.222)	-6.602 (-0.433)	-1.138 (-0.985)	-0.756*** (-9.413)	-0.152 (-1.236)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
$Firm \& Year$	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	15 905	15 905	15 905	15 905	15 905
调整的 $R^2$	0.661	0.586	0.843	0.781	0.833

## 五、结论与建议

本文以提升环境信息透明度为目标的《环境空气质量标准》政策的实施为准自然实验，以沪深A股2010—2020年上市公司为研究样本，采用多重差分模型实证检验政府环境信息披露对微观企业环境治理的影响及其作用机制。研究发现：(1)政府提升环境信息披露强度会激励企业开展环境治理行为，降低企业污染物排放。实证模型不仅满足平行趋势假设，而且在采用工具变量法、Heckman模型和PSM-DID方法进行内生性处理，以及运用其他稳健性方法进行验证之后，本文基准结论依旧稳健。(2)机制分析表明，政府披露环境信息会通过增强地区环保执法力度和强化公众环境监督两种途径提升企业环境治理水平。(3)政府环境信息披露的治理效应会因地方政府面临较大的财政压力而减弱，也会因企业获得政府环保补助而增强。(4)进一步研究发现，面对政府环境信息披露约束，企业改善环境治理成效后，会显著提升企业创新能力和质量、改善经营效率、提升财务绩效，从而实现“环境治理”和“经济效率”的双重红利。基于上述研究结论，本文建议：

(1) 持续提升区域环境信息透明度。本文研究发现,政府公布环境信息具有环境治理效应。对政府而言,一是应完善信息披露法律法规,为环境信息合法合规披露提供制度保障。应整合各类污染物排放标准、产品环保技术要求和环境工程技术规范等内容,推进政府环境信息披露法治化建设,提升政府依法合规披露环境信息的能力。二是构建地区环境信息数据公开体系,提高环境信息披露集成化水平。一方面,应加强对地区环境监察数据的采集和规整,集成污染源信息、环境监察执法信息、处罚动态信息,构建“一站式”“全覆盖”“便捷式”的环境数据服务平台,高质量公开环境监管信息。另一方面,应拓宽政府与企业、媒体和公众的环保信息沟通平台。特别是重点排污企业,政府可以通过短信、邮件等方式定向披露区域环境信息,提升域内企业履行环境责任的使命感。对于工业园区、居民小区等重点区域,可以协调增设环境监测信息显示屏,实时展示区域PM<sub>2.5</sub>、地表水水质和空气质量指数(AQI)等环境数据,强化环境信息公开对重点区域环境治理的倒逼机制。三是加强环境信息横向流动,提高环境联动执法。应贯彻落实《关于构建现代环境治理体系的指导意见》(2020)规定,在地区提升环境信息公开水平的基础上,构建跨部门、跨区域的环境信息共享和联动机制,并利用5G、大数据、人工智能等技术进行信息及时传递,消除环保数据“信息孤岛”问题。

(2) 强化政府环境执法能力建设。本文实证发现,地方政府环境信息披露发挥治理作用的一个途径是强化环境执法。为此,一方面,应开展移动执法能力建设,打造高效便捷的智慧执法体系。应加强环境监察移动执法系统建设,并应用到重点污染源的日常随机监测中,实现区域生态环境保护执法“一条线”全畅通。开发污染源日常环境监管动态信息库,实施生态环境监督执法清单制度,将企业分成重点、一般和特殊监管三类,实施差异化环境监管措施,精准投放环保执法资源,在减少对企业日常经营干扰的同时提高对污染事件的发现率。另一方面,应强化环境监管技术支撑,建设“智慧环保”监察系统。可以构建污染源线索识别算法,利用卫星遥感、监测网络等技术手段进行精准识别,并基于大数据、云计算技术进行环境信息甄别与校核,形成环保执法监管信息化、智慧化体系,为环保监察提供强有力的技术支撑。此外,还应实行环境责任追究机制,加大对突发环境事件的信息不报告和延误报告的处罚力度,减少污染治理利益寻租、政企合谋等问题。

(3) 激励公众发挥监督责任。本文研究证实了环境信息披露会缓解政府与公众之间的信息不对称,通过发挥公众监督效应倒逼企业加强环境治理。为此,一方面,应向社会公众加强环保宣传,普及环境治理科学知识,提高全社会成员的环境保护意识,激发社会公众参与环境保护和治理的热情。另一方面,应畅通公众环境利益诉求反馈渠道,完善参与环境治理的激励机制。应以《环境影响评价公众参与办法》实施为契机,完善社会公众全过程参与环境治理体制机制建设,鼓励对地区环境状况有更多了解的公众能够“用手投票”,通过“12369”环保举报热线、政府网站等渠道向环境保护主管部门举报,及时、顺畅地表达环境治理的诉求。此外,环境监管部门应注重网络新媒体在落实公众参与重大项目建设环境评价中的监督作用,对媒体报道释放的环保违规信息应主动做出回应,并及时向社会公众反映环境事件的处理情况,实现地区环境治理与辖区公众参与的双赢。此外,上级政府可以考虑提高环境治理在下级官员考核中的比重,强化公众对地方政府环境治理工作的全面监督和行为约束,塑造“自上而下”和“自下而上”相结合的双向环境治理新格局。

(4) 加强企业绿色化补助激励。研究发现,政府面临较大的财政压力会抑制环境信息披露的污染治理效应,而提供环保补贴会强化治污作用。因此,地方政府即使面临财政压力的约束,也应摒弃“重经济发展、轻环境保护”的传统发展理念,以区域环境信息披露为契机,引导企业进行绿色化、智能化改造,提升污染物无害化处置能力。具体地,地方政府可以对在环境保护方面

## 时培豪等：政府环境信息披露提升环境治理成效

表现优异的企业给予一定的政策支持。例如，对实施污染治理设施改造升级的企业给予专项的财政资金支持，落实环境保护专用设备的企业所得税退还优惠政策，减轻企业在提升环境绩效过程中面临的成本压力。另一方面，构筑环境惩戒震慑和环保补助奖励两种方式相结合的“胡萝卜+大棒”环境治理模式。应依据《排污许可管理条例》落实排污许可制度，对于污染物排放严重超标的企业，采取限制生产、停产整治等处罚措施，督促污染企业履行环境保护法定义务。同时，对于采取先进工艺而大幅减少主要污染物排放量的企业，可以给予一定的资金和荣誉激励，引导企业向高质量发展方向转变。

### 参考文献

董直庆、王辉，2021：《市场型环境规制政策有效性检验——来自碳排放权交易政策视角的经验证据》，《统计研究》第10期。

黄庆华、潘婷、胡江峰，2022：《环境约束下中国工业技术进步方向识别及影响因素》，《中国人口·资源与环境》第6期。

黄庆华、时培豪、胡江峰，2020：《产业集聚与经济高质量发展：长江经济带107个地级市例证》，《改革》第1期。

贾俊雪、郭庆旺，2012：《财政支出类型、财政政策作用机理与最优财政货币政策规则》，《世界经济》第11期。

黎文靖、路晓燕，2015：《机构投资者关注企业的环境绩效吗？——来自我国重污染行业上市公司的经验证据》，《金融研究》第12期。

刘相锋、王磊，2019：《地方政府补贴能够有效激励企业提高环境治理效率吗》，《经济理论与经济管理》第6期。

吕越、张昊天、薛进军、赵旭杰，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》，《中国工业经济》第2期。

彭飞、董颖，2019：《取消农业税、财政压力与雾霾污染》，《产业经济研究》第2期。

史贝贝、冯晨、康蓉，2019：《环境信息披露与外商直接投资结构优化》，《中国工业经济》第4期。

孙开、张磊，2020：《政府竞争、财政压力及其调节作用研究——以地方政府财政支出偏向为视角》，《经济理论与经济管理》第5期。

唐勇军、马文超、夏丽，2021：《环境信息披露质量、内控“水平”与企业价值——来自重污染行业上市公司的经验证据》，《会计研究》第7期。

杨烨、谢建国，2020：《环境信息披露制度与中国企业出口国内附加值率》，《经济管理》第10期。

伊志宏、陈欣、田柳，2022：《公众环境关注对企业绿色创新的影响》，《经济理论与经济管理》第7期。

赵阳、沈洪涛、刘乾，2021：《中国的边界污染治理——基于环保督查中心试点和微观企业排放的经验证据》，《经济研究》第7期。

赵阳、沈洪涛、周艳坤，2019：《环境信息不对称、机构投资者实地调研与企业环境治理》，《统计研究》第7期。

周雪光，2008：《基层政府间的“共谋现象”——一个政府行为的制度逻辑》，《社会学研究》第6期。

Acemoglu, D., S. Johnson, and J. A. Robinson, 2005, “Institutions As a Fundamental Cause of Long-run Growth”, in *The Handbook of Economic Growth*, edited by P. Aghion and S. N. Durlauf, Amsterdam: Elsevier.

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

Liang, H., and L. Renneboog, 2017, “On the Foundations of Corporate Social Responsibility”, *The Journal of Finance*, 72 (2): 853 - 910.

Patten D. M., 2002, “The Relation between Environmental Performance and Environmental Disclosure: A Research Note”, *Accounting, organizations and Society*, 27 (8): 763 - 773.

# IMPROVED GOVERNMENT ENVIRONMENTAL INFORMATION DISCLOSURE FAVORS THE EFFECTIVENESS OF ENVIRONMENTAL GOVERNANCE

SHI Peihao<sup>1</sup> WU Chuanqing<sup>1</sup> HUANG Qinghua<sup>2</sup>

- (1. School of Economics and Management, Wuhan University;
2. College of Economics and Management, Southwest University)

**Abstract:** The intensifying environmental challenges have underscored the importance of pursuing environmental public governance as a fundamental effort in realizing sustainable development in contemporary society. Environmental information disclosure holds the potential to integrate diverse stakeholders, encompassing governmental bodies, corporate entities, and the general public, into the environmental governance framework, thereby serving as a pivotal mechanism for enhancing the efficacy of environmental governance. In this context, this study leverages the implementation of the “Environmental Air Quality Standards,” designed to augment environmental information transparency, as a quasi-natural experiment. The research draws upon the pool of publicly listed companies on the Shanghai and Shenzhen stock exchanges spanning from 2010 to 2020 as the focal sample and employs a multiple difference model to empirically scrutinize the impact of macro-level regional environmental information disclosure on micro-level corporate environmental governance.

The findings of this study are as follows: First, the study reveals that an increase in governmental pressure for firms to disclose environmental information serves as an incentive for companies to adopt environmental governance measures, consequently leading to a reduction in corporate pollutant emissions. The empirical model employed in this study satisfies the parallel trend assumption, justifying the use of a difference-in-differences model for empirical testing. Furthermore, the placebo test method is applied to confirm the non-randomness of the research findings. Additionally, instrumental variable methods, Heckman models, and PSM-DID techniques are utilized to address potential endogeneity concerns, while robustness tests support the reliability of the primary regression results. Second, mechanism analysis illustrates that government-mandated environmental information disclosure enhances corporate environmental governance through two channels: strengthening regional environmental law enforcement constraints and reinforcing public environmental supervision. Third, the effectiveness of government environmental information disclosure in promoting governance is shown to be weakened in regions facing significant fiscal pressure but strengthened when firms receive government environmental subsidies. Lastly, further investigation indicates that firms’ response to government environmental information disclosure constraints significantly enhances their innovation capacity, quality, operational efficiency, and financial performance, ultimately achieving a “win-win” outcome. In conclusion, this study enriches and expands the theoretical research in the field of institutional economics, partic-



时培豪等：政府环境信息披露提升环境治理成效

ularly concerning macropolicies and micro-level firm behavior. It provides valuable insights that support the institutional foundations hypothesis proposed by Acemoglu et al. (2005) and offers beneficial references for stimulating firms' enthusiasm towards environmental governance and facilitating the transition to a green, low-carbon, and efficient development model.

**Key words:** environmental information disclosure; environmental governance; high-quality economic development; multiple difference model.