

# 环保约谈制度促进了企业高质量发展吗？

吕康娟<sup>1,2</sup> 潘敏杰<sup>2</sup> 朱四伟<sup>2</sup>

(1.上海大学 悉尼工商学院,上海 201899;2.上海大学 经济学院,上海 200444)

**摘要:**本文将2014年出台的环保约谈政策作为准自然实验,基于2009~2018年地级市数据和重污染行业上市公司的数据,采用多期DID模型从城市和企业两个维度验证环保约谈制度对污染排放和企业高质量发展的影响。研究表明:环保约谈制度不仅显著降低了约谈地区的工业SO<sub>2</sub>排放、工业废水排放以及雾霾污染,而且促进了约谈地区重污染企业的高质量发展,即环保约谈制度产生了强波特效应。机制检验表明,环保约谈制度主要通过技术创新效应和优化治理结构两条途径促进企业高质量发展。并且公众对企业的关注度越高,环保约谈制度对企业高质量发展的作用越显著。进一步研究发现,民营企业对环保约谈制度比较敏感;环保约谈制度对高融资约束企业全要素生产率的影响更为显著;环保约谈制度对企业全要素生产率的提升作用呈边际递减趋势。本文结论为更好地落实环保约谈政策,促进企业高质量发展提供了科学依据。

**关键词:**环保约谈;企业高质量发展;准自然实验

**中图分类号:**F427 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2022)01-0135-12

## 一、引言

改革开放以来,我国经济高速发展,然而经济高速增长是以环境高污染为代价。2020年中国生态环境状态公报显示,全国仍然有135个城市环境空气质量未达标。从1979年《中华人民共和国环境保护法(试行)》颁布以来,环保部门先后出台了一系列政策法规,但治理效果不尽如人意。环境政策在被执行过程中容易受到不同参与主体治理目标差异性的影响,同时环境执法效力在行政层级执行中逐级递减,这导致了环境执法难<sup>[1][2]</sup>。一方面,由于我国特殊的财政分权制度,地方政府存在“重经济增长,轻环境保护”的做法<sup>[3]</sup>。另一方面,在地方环保部门属地管理体制下,地方保护主义现象屡见不鲜。为此,中央不断强调环保部的权威,通过环保部对地方政府实行纵向环保监督<sup>[4]</sup>。2014年5月,环保部出台了《环境保护部约谈暂行办法》,该办法就具体环境问题约谈地区主要负责人,要求被约谈地区在15个工作日之内提交整改方案,并于半年之内完成整改。该办法增强了地方环境保护执行力度,是环境治理政策的一项创新之举,环保部门通过给地方政府施加治理压力促使环境政策有效

**收稿日期:**2021-09-21

**基金项目:**国家自然科学基金面上项目“碳排放的产业和空间转移网络结构与效率评价研究”(71774108)

**作者简介:**吕康娟(1974—),女,江苏沛县人,上海大学悉尼工商学院/经济学院教授,博士生导师;

潘敏杰(1991—),男,江苏宜兴人,上海大学经济学院博士生,本文通讯作者;

朱四伟(1993—),男,河南周口人,上海大学经济学院博士生。

落地执行,实现了从传统的“督企”到“督政”的转变。近年来中央政府逐步认识到环境“垂直管理”的重要性,至2021年12月已开展五批中央生态环境保护督察。

十九大报告提出了“推动经济发展质量变革”和“提高全要素生产率”的要求。而经济的高质量发展离不开企业的高质量发展。传统重污染行业的绿色转型也是促进经济高质量发展的重要途径之一<sup>[6]</sup>。那么,环保约谈制度能否促进重污染企业的转型和企业高质量发展?环保约谈制度影响企业高质量发展的机制是什么?对上述问题的回答,可以验证环保约谈政策能否在我国产生“强波特效应”,也能更好地评估环保约谈制度能否实现环境与经济双赢。

本文可能的边际贡献在于:首先,现有环境规制的文献主要研究行政命令型环境规制和市场型环境规制的政策效果,而本文从环保约谈制度的视角,评估该政策的宏观治理效果和对微观重污染企业的影响。本文主要讨论了环保约谈制度对企业高质量发展的影响及其机制,扩充了强波特假说的研究成果。环保约谈制度通过改变重污染企业的治理结构、提升技术创新水平来促进其高质量发展。其次,高质量发展需要实现环境目标和经济发展的协同,本文将环保约谈政策、环境治理和企业高质量发展纳入同一分析框架,丰富了企业高质量发展的相关文献。并且提供了环保垂直管理的经验证据,为后续推进环保约谈制度以及完善我国的环境管理体系提供政策启示。最后,本文分析了公众监督对环保约谈政策影响的调节效应,进一步说明了环保约谈政策的有效实施需要公众监督。

## 二、文献综述

### (一)环境规制与全要素生产率

目前,学术界关于环境规制对全要素生产率影响的研究成果较为丰富,但研究结论莫衷一是。强波特假说认为环境规制能促进企业技术创新,产生创新补偿效应从而提升全要素生产率。部分学者通过实证分析验证了强波特效应的存在。刘和旺等通过省级层面的环境规制数据和工业企业数据实证分析发现,实施严格且适宜的环境规制可以实现环境保护和生产率提高的“双赢”结果<sup>[6]</sup>。李树和陈刚认为《大气污染防治法》的修订显著提高了污染密集型工业行业的全要素生产率<sup>[7]</sup>。任胜钢等发现市场型的环境规制政策中的“SO<sub>2</sub>排污权机制”产生了强波特效应<sup>[8]</sup>。然而,另一部分学者认为环境规制导致企业成本增加从而抑制企业全要素生产率,理由是:其一环境规制使得企业生产和销售等环节难度加大;其二企业的治污需求挤占了生产资源。Gray研究了美国在20世纪70年代实行的环境管制政策,发现该政策使得制造业生产率的年均增速下降了0.17到0.28个百分点<sup>[9]</sup>。Lanoie等的研究也发现环境规制强度提高造成的额外成本对全要素生产率存在负向影响<sup>[10]</sup>。

### (二)环保约谈的相关研究

环保约谈制度是落实环保目标责任主体的一种表现,解决了地方环保政策执行不到位和地方保护主义长期存在的问题。目前关于环保约谈的文献研究主要集中在对宏观治理效果的影响,而对企业全要素生产率关注较少。一些学者验证了环保约谈制度有助于降低环境污染。如李强等运用长江经济带的数据验证了治理污染的有效性<sup>[1]</sup>。石庆玲等运用断点回归方法实证发现环保约谈改善了空气质量<sup>[4]</sup>。部分学者开始关注环保约谈制度对政府管理水平的影响。吴建祖和王蓉娟发现环保约谈能够显著提高地方政府环境治理效率<sup>[2]</sup>。而从环保约谈政策角度研究企业行为的文献相对较少。沈洪涛和周艳坤发现了环保约谈的短期效应,得出环保约谈制度仅引起了企业的减产行为而并未增加企业环保投资的结论<sup>[11]</sup>。

综上所述,现有学者对环保约谈的研究主要局限在政府环境治理和企业环保投资等方面,较少学者探究环保约谈制度对微观企业的影响机制,企业是环境政策的直接影响主体,研究环保约谈制度的有效性以及对企业生产率的影响将能更好地识别环保约谈政策的直接和间接影响效应。此外,对环保约谈制度的研究也缺乏公众参与的视角。

### 三、制度背景和理论假说

#### (一)制度背景

我国的环境政策层出不穷,但治理效果不尽如人意,这与我国长期以来的“重立法、轻执法、忽监视”的现象有关。环保约谈制度自问世以来,被约谈地区官员更加注重解决环境问题,提高了政府环境治理效率。一方面,地方官员被约谈后,其环保压力增大,从而增强环境政策的执行力度。另一方面,地区因环境问题被约谈后会引发多方关注,社会舆论和公民关注推动地方官员履行环保责任。环保约谈制度可以强化地方政府对企业的干预。首先,由于地方政府掌握当地环境部门的人事资源,地方环境部门易受到地方政府的影响,很难保证政策执行的独立性,从而产生环境政策执行偏差现象。其次,地方环保部门受上级环保部门和地方政府的双重领导,其执行效率易受影响。而环保约谈政策的出台弥补了执法监督不到位的问题。约谈一般采用告诫谈话、指出相关问题等方式对地方政府及其相关部门负责人提出整改要求并在规定时间内督促整改到位。该政策实际上是一种起到预警作用的行政监督与行政问责机制。该举措增强了地方政府的环保责任意识,对地方官员形成震慑作用,产生逐渐向下的环保治理压力。例如有地级市委书记在被约谈后,做出“保证不会被第二次约谈”和“亲自分管环保工作”的承诺。环保约谈的内容主要包括各类环境问题,例如空气质量、水污染以及群众反映的突出的环境问题等。

#### (二)理论分析

环境政策的参与主体包括政府、公众和企业。环保部门约谈地方主要负责人,地方官员为“避免失职”而提升环境治理努力程度,推动地区环境政策的执行力度,使得公众对环境污染的关注度不断提升。地方官员受到环境治理压力后转向污染型企业进行施压。当污染型企业面临更高的环保治理压力时,将影响企业的决策。一方面,更严格的环境规制会产生成本效应,企业不得不将用于生产和创新的资金用于治理污染,对企业创新要素产生“挤占效应”<sup>[12]</sup>。当企业生产投入降低时,生产要素投入和生产规模均偏离最优水平而抑制企业全要素生产率<sup>[13]</sup>。另一方面,面对更严格的环境规制,企业加大末端治理投入,不仅增加企业生产成本,而且增加研发投入的融资约束,使得企业产出水平下降,创新能力减弱,从而降低企业生产率<sup>[14]</sup>。因此,从短期来看,环保约谈制度将抑制约谈所在地企业的创新行为,进而抑制企业高质量发展。

假设 1a:环保约谈制度对约谈所在地企业产生“创新挤占”效应,抑制企业高质量发展。

强波特假说认为,严格而设计恰当的环境规制能产生“创新补偿”效应,从而抵消环境规制成本,提升企业竞争力<sup>[15]</sup>。环保约谈制度不断给政府官员施加环境治理压力,地方政府则加强地区环境规制水平和环境执法力度。持续的环保压力倒逼企业进行产品和技术创新,进而降低成本。企业不仅通过技术升级和改造达到减排的目的,而且通过创新补偿实现了企业效率的提升,最终实现环境和经济的“双赢”<sup>[16]</sup>。

假设 1b:环保约谈制度对约谈所在地企业产生“创新补偿”效应,促进企业高质量发展。

环保约谈制度使得地区的环境规制执行力度提高,面对不断提高的环境治理压力,企业的治污压力不断增大,迫使企业要么减产或者增加企业技术创新,要么实行末端治理或者生产过程清洁化<sup>[7]</sup>。显然,减产不符合企业利润最大化和保持竞争力的需要,而末端治理成本的不断提高使得企业在生产端进行技术创新的动力增强。因此,企业面临的政府环境规制治理压力越大,越倾向于进行技术创新转型升级<sup>[17]</sup>。由此,重污染企业不断加强研发投入,淘汰落后工艺和技术,进行产品创新或者工艺创新,提高企业竞争力并获得长期发展空间。

环保约谈制度增加了地方官员的执政压力,从而促使地方官员不断提升地区环境规制水平,进而影响了企业的污染排放,而企业污染治理更多需要企业采取有效治理措施才能实现<sup>[18]</sup>,故会对公司内部治理也产生影响。环境规制政策可以改善公司内部委托代理关系,推动管理者和股东的利益趋于一致<sup>[19]</sup>,有利于公司长期可持续发展,而良好的公司治理结构更注重公司的长期利益<sup>[20]</sup>。若企业

管理者缺乏正向激励,企业经营者决策存在短视行为,影响企业的长期价值。因此,在持续高环保治理压力下,企业更倾向于优化资源配置,不断改善公司治理结构,提升企业竞争力。公司治理结构会影响公司的投资决策,进而影响公司的绿色创新行为<sup>[22][23]</sup>。而对管理层实行激励机制是促使其承担风险、增加创新绩效的有效途径<sup>[21]</sup>。管理层激励能缓解企业代理权和所有权分离带来的问题而使管理者关注企业长期目标。典型的管理层激励机制主要是薪酬激励与股权激励,在激励机制下,企业管理层的风险承受能力和意愿增强,管理者更注重企业长期核心竞争力<sup>[24]</sup>。因此,对管理层采取激励机制将有利于推动企业高质量发展。本文提出如下假设。

假设 2:环保约谈制度通过“提高技术创新水平”和“优化治理结构”两条路径推动企业高质量发展。

环境治理不仅需要政府监管,而且离不开公众监督。公众监督提升了公司违法行为曝光的概率,对企业产生排污治理压力。公共舆论容易影响企业和管理层的声誉,舆论压力将推动管理层更加注重公司经营模式,对企业管理者产生无形的激励与约束<sup>[25]</sup>。因此,舆论关注影响公司治理,促使企业更加关注环保责任<sup>[26]</sup>,以减少处罚。公众关注度较高的污染企业,为了维护自身的声誉和形象会格外重视企业环保工作,降低被监管处罚的风险,也推动企业加快技术转型和升级,实现绿色发展。对于公共关注度较低的企业,其面对的外部约束相对较少,绿色转型的动力不足,因此,环保约谈制度对于关注度较低企业的影响不明显。

假设 3:公众关注度越高,环保约谈制度对企业高质量发展的促进作用越明显。

#### 四、模型构建与变量选取

##### (一)模型设定

本文将环保约谈制度作为一项准自然实验。为检验环保约谈对企业高质量发展的影响,主要采用多期 DID 模型进行分析,treat 和 time 属于虚拟变量。被约谈城市所在地的上市公司被视为处理组,其余为对照组,treat<sub>it</sub>分别取 1 和 0。time<sub>it</sub>用于识别环保约谈的时间,若上市公司所在地的城市处于被环保约谈发生当年及以后年度则赋值为 1,否则为 0。模型(2)中的 treat<sub>it</sub>和 time<sub>it</sub>的交互项用于识别政策效果,即环保约谈对企业高质量发展的影响,所以β<sub>1</sub>是本文主要关心的回归系数。若β<sub>1</sub>的估计结果为正,则说明环保约谈制度促进了企业高质量发展,反之说明环保约谈对企业高质量发展有负向影响。

$$TFP_{it}(\text{labor}) = \beta_0 + \beta_1 \text{treat}_{it} * \text{time}_{it} + \beta_2 X_{it} + r_t + u_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

##### (二)数据说明

本文选取的样本时间为 2009~2018 年。本文的主要研究对象是重污染行业的上市公司,将重污染行业划定为煤炭、冶金、化工、石化等 16 个行业<sup>[5]</sup>。相对于清洁行业,重污染行业在面对环境规制强度变化时,其政策敏感度较强,且重污染行业的技术转型对于解决我国的环境问题至关重要。考虑到制造业和服务业全要素生产率差别较大,本文选择制造业企业为研究样本。此外,本文删除了 ST 和 \* ST 公司样本以及存在严重数据缺失的样本数据,最终得到 4978 个观测值的非平衡面板数据,为了控制极端值的影响,对所有连续变量进行了上下各 1%分位数的 Winsorize 处理。城市和企业数据分别来源于《中国城市统计年鉴》和国泰安数据库,环保约谈城市数据来源于各地方政府网站。

本文的被解释变量为企业高质量发展,借鉴相关文献<sup>[27]</sup>,从企业全要素生产率 TFP 和企业劳动生产率 labor 两个维度来刻画企业高质量发展。其中,计算全要素生产率的方法主要有 GMM 法、OP 法和 LP 法。GMM 法由于通过加入工具变量来解决模型的内生性问题而得到广泛运用,本文运用 GMM 法测算企业全要素生产率。同时,为了验证本文结论的稳健性,分别采用 LP 法和 OP 法进行做稳健性检验。本文采用企业主营业务收入与员工人数的比值来衡量劳动生产率。

此外,参考经典文献,本文选取以下变量作为控制变量,包括企业规模(LnAssets)、企业上市年龄(Ssage)、人均固定资产(Pfassets)和资产负债率(Lev),其中,企业规模用企业总资产的对数衡量;

### 五、实证结果

#### (一) 环保约谈制度有效性检验

本文首先通过构建双重差分模型检验环保约谈制度能否显著降低环境污染。环境污染主要包括空气污染和水污染。本文选用工业 SO<sub>2</sub> 排放量以及雾霾衡量空气污染, 选用工业废水排放量衡量水污染。其中, 工业 SO<sub>2</sub> 排放量和工业废水排放量数据来自《中国城市统计年鉴》, 删除了部分数据严重缺失的城市, 采取插值法补充缺失值, 最终得到了 270 个城市的面板数据, 其中处理组城市有 66 个, 对照组城市有 204 个<sup>①</sup>。雾霾污染主要采用三种方法衡量: 第一种, 我国统计年鉴中公布了 PM<sub>2.5</sub> 的数值, 但因公布数据较晚且仅公布了重点城市的雾霾污染指标而较少应用于学术研究; 第二种采用哥伦比亚大学社会经济数据和应用中心公布的全球 PM<sub>2.5</sub> 浓度年均值的栅格数据, 用 ArcGIS 软件解析到省级层面或者城市层面, 该数据因为数据真实而得到较为广泛的运用<sup>[28][29]</sup>, 但该数据暂未更新到 2018 年; 第三种采用达尔豪斯大学大气成分分析组网站提供的栅格数据, 解析提取到地级市层面的 PM<sub>2.5</sub> 年度均值作为雾霾污染衡量指标, 该数据也得到众多学者的青睐<sup>[30][31]</sup>, 且该数据更新到 2018 年<sup>②</sup>。因此, 本文主要采用该数据衡量雾霾污染。treat 和 time 属于虚拟变量, 当某城市被约谈时 treat<sub>it</sub> 取 1, 没被约谈时 treat<sub>it</sub> 取 0。time<sub>it</sub> 用于识别环保约谈的时间, 若某城市某个年份已经被约谈, 则将 time<sub>it</sub> 记为 1; 若某城市某个年份未被约谈, 则将 time<sub>it</sub> 记为 0。若 α<sub>1</sub> < 0, 则说明环保约谈政策降低了污染水平, 环保约谈政策有效。

此外, 参考经典文献, 控制变量选择外商直接投资占 GDP 比重 (FDI)、人均 GDP (Pgdp)、人均 GDP 的平方 (Pgdp2)、第二产业占比 (Second) 和财政收入占比 (FD) 等变量, 同时参考范子英等的方法<sup>[32]</sup>, 通过构造以下双向固定效应模型来检验环保约谈的政策效应, r<sub>it</sub> 和 u<sub>it</sub> 分别表示年份固定效应和地区固定效应。

$$Pollution_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 treat_{it} * time_{it} + \alpha_2 X_{it} + r_{it} + u_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

表 1 报告了环保约谈政策对环境污染的回归结果。回归系数显示, 环保约谈对工业 SO<sub>2</sub> 排放、雾霾污染以及工业废水排放的估计系数均显著为负, 说明环保约谈政策有助于降低以工业 SO<sub>2</sub> 排放和雾霾为代表的空气污染和以工业废水排放为代表的水污染。具体而言, 环保约谈后, 被约谈地区工业

表 1 环保约谈对主要污染物排放的影响

被解释变量	工业 SO <sub>2</sub> 排放	PM <sub>2.5</sub>	工业废水排放
time * treat	-1.7094*** (0.4564)	-1.7054* (1.0101)	-0.0723* (0.0433)
Lnpdp	18.6052*** (5.6933)	-0.5346 (11.1292)	2.2928** (1.0885)
Lnpdp2	-0.7903*** (0.2549)	-0.4014 (0.5046)	-0.1067** (0.0516)
Second	0.0108 (0.0272)	0.0046 (0.0586)	-0.0020 (0.0035)
FDI	-0.0664 (0.0672)	-0.0406 (0.1463)	-0.0025 (0.0083)
FD	0.0249 (0.0535)	-0.9660*** (0.1432)	0.0076 (0.0104)
Constant	-101.6005*** (30.9494)	98.2216 (60.3467)	-11.3761** (5.6759)
时间固定	YES	YES	YES
城市固定	YES	YES	YES
Observations	2533	2622	2537
R-squared	0.455	0.630	0.151

注: 括号内为稳健标准差, \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著, 下表同。

SO<sub>2</sub>排放量比非约谈地区低 1.7904 万吨。被约谈地区的空气质量比非约谈地区更优,年平均值降低 1.7054 ug/m<sup>3</sup>,被约谈地区的工业废水的排放量较非约谈地区下降 723 亿吨。这说明环保部门通过对地方领导采用约谈的形式施加压力,使地区环境规制显著增强,从而使被约谈地区的污染物排放量显著降低。整体而言,环保约谈政策显著提升了被约谈地区的环境质量。因此,环保约谈政策有效。从回归结果来看,地区层面的“环境避难所效应”并不存在,当以工业 SO<sub>2</sub>排放量作为被解释变量时,经济发展与环境污染符合“倒 U”型假说。

(二) 环保约谈对企业高质量发展的影响

1. 动态效应分析

DID 模型成立的前提条件是处理组和对对照组需满足平行趋势假设,即在环保约谈开始前,处理组和对对照组的发展趋势具有一致性。本文主要参考 Beck 等(2010)的文献<sup>[33]</sup>,采用事件分析法验证环保约谈政策是否满足平行趋势假设。将环保约谈时间改为各年份时间虚拟变量进行估计,year 为年度虚拟变量,当年取值为 1,其他年份取值为 0。本文定义 7 个年份虚拟变量 before3~before1、current、after1~after3,分别代表环保约谈前 3 年、前 2 年、前 1 年、当年、1 年后、2 年后、3 年后,同时通过β<sub>1</sub>的正负号及显著性判断平行趋势假设是否成立。

$$TFP_{it}(\text{labor}) = \beta_0 + \beta_1 \sum_{j=2011}^{2017} \text{treat}_i * \text{year}_j + \beta_2 X_{it} + r_i + u_i + \epsilon_{it} \quad (3)$$

图 1 绘制了 90%置信区间下的估计结果,可以看出环保约谈前(2011~2013 年),估计系数均不显著,表明使用双重差分法的前提条件平行趋势假设成立。同时,动态效应显示,环保约谈后,企业全要素生产率和劳动生产率的估计系数逐步增大,表明环保约谈对企业高质量发展的促进作用在增强,政策具有长期有效性。此外,环保约谈政策对企业高质量发展的影响存在一定的滞后性,环保约谈对企业全要素生产率和劳动生产率的影响在第一年后才会出现,滞后的原因可能是企业进行产品和工艺创新需要一定的时间。

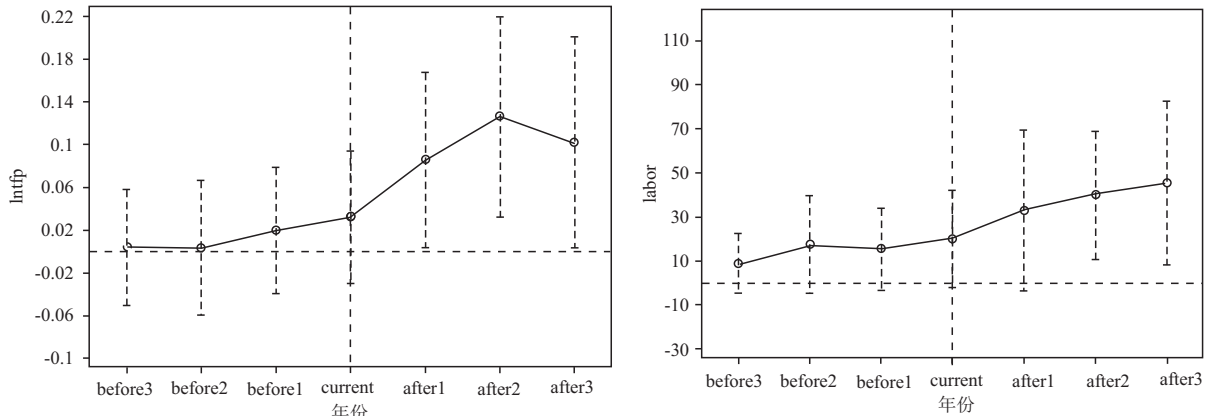


图 1 平行趋势和动态效应图

2. 实证结果与分析

表 2 报告了环保约谈对企业高质量发展的模型估计结果。实证结果表明,加入控制变量后,环保约谈对企业全要素生产率和企业劳动生产率的估计系数均在 5%的水平上显著为正,即环保约谈制度显著促进了企业高质量发展,假设 1b 得到验证。可能的原因是:环保约谈制度使得地方官员环境治理压力提升,地方政府迫于执政压力增强了环境规制执行力度。环境规制增加了企业治污成本和生产成本,倒逼重污染企业加强研发和创新,产生的创新效应弥补了治污成本,故环保约谈制度提高了被约谈地区企业的全要素生产率和劳动生产率,即环保约谈制度促进了企业高质量发展。具体而言,环保约谈制度使得被约谈城市企业的全要素生产率提升约 0.0756%。加入控制变量后的估计结果显示,资产负债率和人均固定资产降低了企业全要素生产率,而企业规模对企业全要素生产率的影响为正。



表 2

环保约谈对企业高质量发展的影响

被解释变量	TFP	TFP	labor	labor
time * treat	0.0538 (0.0362)	0.0756 ** (0.0359)	32.1335 ** (15.2315)	29.1531 ** (13.9671)
Lev		-0.5517 *** (0.0972)		-46.1120 *** (14.5649)
Pfassets		-0.0015 *** (0.0006)		1.0383 *** (0.1221)
LnAssets		0.1372 *** (0.0357)		4.3225 (6.0652)
Ssage		-0.1430 (0.1173)		-56.3244 (41.3090)
Constant	3.4002 *** (0.0215)	1.5553 (0.9970)	84.1489 *** (5.0998)	282.0392 (267.9410)
时间固定	YES	YES	YES	YES
企业固定	YES	YES	YES	YES
Observations	4978	4978	4978	4978
R-squared	0.135	0.199	0.089	0.252

### (三)稳健性检验

#### 1.PSM-DID 检验

为了克服样本选择性偏差带来的估计误差,同时也为了克服被约谈城市企业和非环保约谈城市企业的系统性差异,本文采用 PSM-DID 法进行稳健性检验。具体而言,从非约谈城市企业选择一个与被约谈城市企业最为接近的实验样本。本文主要采用近邻匹配和半径匹配两种方法进行估计,选择 TFP 或者 labor 为结果变量,而企业规模、资产负债率、人均净资产和企业上市年龄为匹配变量。两种方法在匹配后的变量中,所有匹配变量的标准化偏差绝对值均不超过 10%,且大多数变量的 t 值不显著,说明实验组和对照组非常接近,符合可比性要求。回归结果显示,time \* treat 的交互项系数均显著为正,即无论是采用近邻匹配还是采用半径匹配,环保约谈制度均促进了企业高质量发展。

表 3

PSM-DID 估计结果

	TFP	TFP	labor	labor
	近邻匹配	半径匹配	近邻匹配	半径匹配
time * treat	0.0772 ** (0.0361)	0.0768 ** (0.0361)	29.1402 ** (13.9435)	29.0570 ** (13.9421)
Constant	1.4803 (0.9969)	1.4631 (0.9972)	286.8261 (266.6619)	287.5526 (266.6727)
控制变量	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES
企业固定	YES	YES	YES	YES
Observations	4970	4973	4970	4973
R-squared	0.204	0.205	0.244	0.244

#### 2.替换被解释变量

计算全要素生产率的方法除了 GMM 法,还有 LP 法和 OP 法,本文采用 OP 法和 LP 法两种方法做稳健性分析。其中,采用 LP 法计算全要素生产率时,选择上市公司主营业务收入作为产出变量,选择员工人数作为劳动投入量,中间品投入量选择购买商品、接受劳务的现金。借鉴赵健宇等的

研究<sup>[34]</sup>,OP法中的投资采用资本性支出的自然对数度量。表4第(1)列和第(2)列汇报了回归结果,双重差分项  $time * treat$  的回归系数都显著为正,表明被解释变量无论是采用OP法测算还是LP法测算,环保约谈对其的影响均显著为正,本文结论稳健。

表4 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OP_TFP	LP_TFP	剔除其他政策	删除直辖市	政策提前两年	政策提前三年
time * treat	0.0565 *	0.0531 *	0.0760 **	0.0790 *	0.0397	0.0277
	(0.0323)	(0.0322)	(0.0358)	(0.0408)	(0.0343)	(0.0361)
Constant	-0.5997	-1.1821	1.5522	2.4234 *	1.5663	1.5620
	(1.0431)	(1.0066)	(0.9977)	(1.3006)	(0.9967)	(0.9969)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	4978	4978	4978	4369	4978	4978
R-squared	0.436	0.429	0.199	0.208	0.198	0.198

### 3. 剔除直辖市

由于直辖市与普通地级市在资源禀赋和行政级别方面存在较大差距<sup>[35]</sup>,本文在全样本的基础上,剔除直辖市以估计环保约谈对普通地级市的影响。表4的结果显示,双重差分项的系数及显著性与主回归保持一致,证明本文结论较为稳健,即剔除直辖市后,环保约谈制度依旧促进了企业高质量发展。

### 4. 剔除其他政策的影响

为了解决当前的环境问题,生态环境部在2016~2017年对全国31个省份进行五批次环保督察行动。考虑到该政策也可能会影响企业行为而造成上文的估计结果存在偏差,本文在回归中控制了中央环保督察政策。表4第(3)列汇报了回归结果,核心变量的系数显著为正,表明剔除其他政策影响后,环保约谈制度仍然促进了企业高质量发展,表明基准结果稳健。

### 5. 安慰剂检验

为了检验研究结论是否稳健,借鉴徐思等的研究<sup>[36]</sup>,通过构造伪政策时间来检验,假设环保约谈政策提前两年或者三年实施,重新估计政策影响。表4中第(5)列和第(6)列汇报了研究结果,伪政策回归中的双重差分系数不再显著,即环保约谈政策提前后并不能显著提升企业全要素生产率,表明本文基本结论依旧成立。

## 六、进一步分析

### (一) 机制检验

由上述分析可知,环保约谈制度促进了约谈所在地企业高质量发展,那么其中的机制是什么?下面主要从技术创新和治理结构两个维度验证环保约谈如何引致企业高质量发展。本文选择研发投入占资产总额的比重作为企业技术创新(R&D)的代理变量。同时本文选择管理层薪酬激励和股权激励两个指标衡量企业治理结构(gov),分别采用高管前三名薪资(lnThree)和管理层持股数量(lnMngmhldn)度量。将环保约谈双重差分项与技术创新(治理结构)进行回归,若回归系数显著为正,则证明环保约谈促进了技术创新提升(治理结构优化)。本文的机制检验模型设定如下:

$$R\&D_{it}(gov) = \beta_0 + \beta_1 treat_i * time_{it} + \beta_2 X_{it} + r_t + u_i + \epsilon_{it} \quad (4)$$

表5报告了回归结果,表5第(1)列倍差项系数显著为正,表明环保约谈提高了企业研发强度,从而环保约谈通过技术创新路径影响企业高质量发展的机制得到验证。表5第(2)列至第(3)列汇报了优化公司治理的影响机制检验结果。第(2)列和第(3)列的回归系数表明,环保约谈提高



了高管薪资和管理层持股数。环保约谈制度对管理层产生了正向激励,推动企业管理层更加注重企业的长期利益和社会责任,即环保约谈制度通过优化治理结构促进了企业高质量发展。因此,假设 2 得到验证。

表 5 技术创新和治理结构的机制检验

被解释变量	(1) R&D	(2) lnThree	(3) lnMngmhdln
time * treat	0.0020 ** (0.0008)	0.4247 *** (0.0449)	0.3841 ** (0.1928)
Constant	0.0063 (0.0054)	12.0469 *** (0.2891)	15.4087 *** (0.2795)
控制变量	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES
企业固定	YES	YES	YES
Observations	4051	4907	3775
R-squared	0.012	0.133	0.018

### (二)公众监督效应检验

面对强有力的公众监督,高污染企业将面对更严格的外部约束,同时加快绿色转型和提高治理水平,将更有利于实现企业高质量发展。本文采用上市公司网络搜索指数衡量上市公司的公众关注度,该数据以各种网络搜索指数为基础,综合新闻舆情等信息,用于反映网民情绪、公司搜索热度等行为,数据来源于 CNRDS 数据库。本文首先将各企业日搜索指数汇总后得到年搜索指数,再以各年度样本企业的网络搜索指数的中值为标准,将样本分为低舆论关注度和高舆论关注度两组。由于 CNRDS 数据库中的企业搜索指数开始于 2011 年,所以,公众监督效应检验的样本期为 2011~2018 年。

表 6 汇报了公众监督效应的回归结果。对于高舆论关注的企业,交乘项 time \* treat 的系数至少在 10% 的水平上显著为正;而对于低舆论关注的企业,交乘项 time \* treat 的系数不显著。该结果表明,环保约谈制度对公众关注度较高的企业的影响更大,公众关注推动污染企业绿色转型发展,假设 3 得到验证。

表 6 公众监督效应检验

被解释变量	(1) 低舆论关注 TFP	(2) 高舆论关注 TFP	(3) 低舆论关注 labor	(4) 高舆论关注 labor
time * treat	0.035 (0.045)	0.081 ** (0.041)	7.128 (13.000)	27.508 * (15.053)
Constant	0.104 (1.265)	0.870 (1.491)	457.718 (304.992)	-336.895 (271.883)
时间固定	YES	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES
Observations	1889	2259	1889	2259
R-squared	0.234	0.189	0.191	0.238

### (三)企业全要素生产率异质性分析

尽管本文已经讨论了环保约谈制度对企业高质量发展的影响机制,但是环保约谈制度对不同企业类型和不同融资约束企业的影响是否存在差异性仍需进一步探究。首先,资金的可得性对于企业技术创新而言很关键,融资约束的大小也影响企业的创新行为<sup>[16]</sup>。本文借鉴刘莉亚等的研究<sup>[37]</sup>,以

SA 指数大小判断企业融资约束程度,具体计算公式为:SA 指数 = -0.737SIZE + 0.043 SIZE<sup>2</sup> - 0.04 AGE,其中 SIZE 和 AGE 分别代表企业总资产的对数以及企业上市年限,SA 指数绝对值越大,说明公司面临的融资约束越严重。同时根据 SA 大小将位于样本中位数以下和以上的企业分别定义为低融资约束企业和高融资约束企业。其次,在面对较高的环境约束时,不同类型的企业的行为有所差异,对其经营活动产生不同影响。于是,本文还根据企业性质将样本企业分为国有企业和非国有企业。表 7 报告了异质性分析结果。

表 7 异质性分析

变量	融资约束		企业性质	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	高融资约束	低融资约束	国企	民企
time * treat	0.0894 ** (0.0451)	0.0591 (0.0646)	0.0762 (0.0549)	0.0849 * (0.0499)
Constant	-0.4544 (1.3355)	0.5533 (1.3125)	4.0859 ** (1.8461)	-0.4057 (1.0935)
控制变量	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES
Observations	2489	2489	1887	3024
R-squared	0.216	0.209	0.233	0.190

从融资约束来看,环保约谈制度主要提高了高融资约束企业的全要素生产率而非低融资约束企业的全要素生产率。可能的原因是,融资约束会倒逼重污染企业进行技术创新和提高生产效率,当环保压力不断增大时,重污染企业不断优化治理结构,提升研发效率,较短时间内产生较大效应,提升了全要素生产率。而融资约束较小的企业,环保约谈制度的“倒逼效应”不能立竿见影,其对新产品的开发以及工艺创新的动力不足,由于创新可能存在一定风险性,提升环境规制强度仅增加了企业成本,并没有显著提升企业全要素生产率。

从企业类型来看,环保约谈制度对民营企业的影响较大,而对国有企业全要素生产率无显著影响。可能的原因是:一方面,国有企业中较大部分为传统行业,生产和经营较为稳定,其研发和创新容易存在较强的“路径依赖”效应<sup>[16]</sup>;另一方面,面临环境规制约束时,因其政治势力,国有企业向清洁产品转化的积极性较弱<sup>[38]</sup>。尽管国有企业更注重社会责任,会不断增加企业的环保要素投入,但其转化效率较低,短期内对其全要素生产率的影响比较有限。

#### (四)分位数异质性分析

为了研究在不同全要素生产率水平下,环保约谈政策对企业全要素生产率的影响效应可能存在的异质性,本文采用面板分位数回归模型对基准模型进行估计。表 8 分别给出了五个分位点的回归估计系数。可以发现,在不同的分位点上,time \* treat 的估计系数均为正,估计系数在 10 分位点、25 分位点和 50 分位点上显著,但随着分位点的逐渐提高,time \* treat 的估计系数变小且不显著。这表

表 8 企业 TFP 异质性

被解释变量	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
time * treat	0.1107 ** (0.0500)	0.0966 *** (0.0369)	0.0771 *** (0.0295)	0.0537 (0.0442)	0.0391 (0.0596)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES	YES

注:Q10、Q25、Q50、Q75 和 Q90 为 5 个代表性分位点。

明随着企业全要素生产率的提高,环保约谈政策对企业全要素生产率水平的促进效应呈现边际递减趋势。环保约谈对全要素生产率较低的企业影响较为显著,对全要素生产率较高企业的影响不显著。环保约谈政策推动全要素生产率较低企业不断加大研发投入以及改善公司治理结构,从而提升企业全要素生产率,促进企业高质量发展。

## 七、结论与政策启示

目前,中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。环境规制手段能否实现“降污”和“提效”双赢的目标,是我国环境政策制定者和决策者需要面对的一个重要议题。环保约谈政策解决了我国长期以来环境政策执行力不足等问题。本文的研究揭示了环保约谈政策对微观企业高质量发展的影响。在理论分析的基础上,采用2009~2018年上市公司重污染行业的数据与中国城市数据匹配的面板数据,采用DID、PSM-DID等方法实证检验了环保约谈制度对重污染行业企业高质量发展的影响及其影响机制。此外,从融资约束和企业性质两个角度分析了环保约谈制度的异质性影响,并运用面板分位数回归模型研究环保约谈政策对不同分位点的企业全要素生产率的影响。研究结论表明:第一,环保约谈制度能够促进城市污染减排和企业高质量发展,即环保约谈制度产生了“强波特效应”。经过一系列稳健性检验,上述结论依旧成立。第二,机制检验表明,环保约谈制度通过技术创新效应和优化治理结构两条途径促进企业高质量发展。环保约谈制度对于高舆论关注的企业更有效。第三,异质性分析表明,环保约谈制度对民营企业以及高融资约束企业的高质量发展的影响较大。环保约谈制度对企业全要素生产率的提升作用呈边际递减趋势。

基于上述的研究结论,本文得到如下研究启示:第一,有效推动环保约谈制度常态化建设。长期以来,由于经济增长目标,官员在招商引资和GDP锦标赛的激励下,吸引和建设了不少传统重污染企业。环保约谈制度推动地方政府提高环境治理水平和增强环保意识,有效地弥补了传统环境规制的不足之处。第二,通过公众监督和媒体参与相结合的方式解决环境问题。公众和媒体的参与使得地方政府治理环境的压力增长、动力增强,在媒体曝光和公众监督的社会压力下,地方保护主义行为可以有效缓解。环保约谈后,公众和媒体对地方环保问题的执行有了更多的监督权,有利于推动污染问题合理解决。而公众监督也能有效推动污染企业加速转型。第三,政府应鼓励企业树立长期绿色发展理念,把绿色创新发展作为企业长期发展的战略目标,推动自身转型发展;同时,政府也应加大创新补贴力度,推动重污染企业绿色转型发展。

### 注释:

①若约谈地为地级市所在区或者县级市,本文将该地级市视为实验组。这是因为地级市所在区或者所管辖的县被约谈,地级市主要领导也感受到了环境治理压力,会提升地区环境管制水平。

②感谢上海大学邹伟勇在处理数据时提供的帮助。

### 参考文献:

- [1] 李强,王琰.环境分权、环保约谈与环境污染[J].统计研究,2020(6):66—78.
- [2] 吴建祖,王蓉娟.环保约谈提高地方政府环境治理效率了吗?——基于双重差分方法的实证分析[J].公共管理学报,2019(1):54—172.
- [3] 潘敏杰,武舜臣,张继良.中国式分权、环境规制与雾霾污染[J].产业经济评论,2017(1):5—19.
- [4] 石庆玲,陈诗一,郭峰.环保部约谈与环境治理:以空气污染为例[J].统计研究,2017(10):88—97.
- [5] 吴超,杨树旺,唐鹏程,吴婷,付书科.中国重污染行业绿色创新效率提升模式构建[J].中国人口·资源与环境,2018(5):40—48.
- [6] 刘和旺,郑世林,左文婷.环境规制对企业全要素生产率的影响机制研究[J].科研管理,2016(5):33—41.
- [7] 李树,陈刚.环境管制与生产率增长——以APPCL2000的修订为例[J].经济研究,2013(1):17—31.
- [8] 任胜钢,郑晶晶,刘东华,陈晓红.排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J].中国工业经济,2019(5):5—23.
- [9] Gray, W.B.The Cost of Regulation: OSHA, EPA and the Productivity Slow down[J].American Economic Re-

[10] Lanoie, P., Patry, M., Lajeunesse, R. Environmental Regulation and Productivity: Testing the Porter Hypothesis[J]. Journal Production Analysis, 2008, 30(3): 121—128.

[11] 沈洪涛, 周艳坤. 环境执法监督与企业环境绩效: 来自环保约谈的准自然实验证据[J]. 南开管理评论, 2017(6): 73—82.

[12] 徐彦坤, 祁毓. 环境规制对企业生产率影响再评估及机制检验[J]. 财贸经济, 2017(6): 147—161.

[13] 王彦皓. 政企合谋、环境规制与企业全要素生产率[J]. 经济理论与经济管理, 2017(11): 58—71.

[14] 陈琪. 环保投入能提高企业生产率吗——基于企业创新中介效应的实证分析[J]. 南开经济研究, 2020(6): 80—100.

[15] Porter, M. E., Van der Linde, C. Toward a New Conception of the Environment—Competitiveness Relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(1): 97—118.

[16] 徐佳, 崔静波. 低碳城市和企业绿色技术创新[J]. 中国工业经济, 2020(12): 180—198.

[17] 吕鹏, 黄送钦. 环境规制压力会促进企业转型升级吗? [J]. 南开管理评论, 2021(4): 116—126.

[18] 任广乾. 基于公司治理视角的企业环保投资行为研究[J]. 郑州大学学报(哲学社会科学版), 2017(3): 66—71.

[19] 刘和旺, 刘池, 郑世林. 《环境空气质量标准(2012)》的实施能否助推中国企业高质量发展? [J]. 中国软科学, 2020(10): 45—55.

[20] 曹慧平, 沙文兵. 公司治理对环境规制与技术创新关系的调节效应研究[J]. 财经论丛, 2018(1): 106—113.

[21] Currim, I. S., Lim, J., Kim, J. W. You Get What You Pay for: The Effect of Top Executives' Compensation on Advertising and R&D Spending Decisions and Stock Market Return[J]. Journal of Marketing, 2012, 76(5): 33—48.

[22] 焦豪, 焦捷, 刘瑞明. 政府质量、公司治理结构与投资决策——基于世界银行企业调查数据的经验研究[J]. 管理世界, 2017(10): 66—78.

[23] 王锋正, 陈方圆. 董事会治理、环境规制与绿色技术创新——基于我国重污染行业上市公司的实证检验[J]. 科学学研究, 2018(2): 361—369.

[24] 尹美群, 盛磊, 李文博. 高管激励、创新投入与公司绩效——基于内生性视角的分行业实证研究[J]. 南开管理评论, 2018(1): 109—117.

[25] 罗进辉. 媒体报道与高管薪酬契约有效性[J]. 金融研究, 2018(3): 190—206.

[26] 王云, 李延喜, 马壮, 等. 媒体关注、环境规制与企业环保投资[J]. 南开管理评论, 2017(6): 83—94.

[27] 石大千, 胡可, 陈佳. 城市文明是否推动了企业高质量发展? ——基于环境规制与交易成本视角[J]. 产业经济研究, 2019(6): 27—38.

[28] 邵帅, 李欣, 曹建华. 中国雾霾污染治理的经济政策选择——基于空间溢出效应的视角[J]. 经济研究, 2016(9): 73—88.

[29] 秦蒙, 刘修岩, 仝怡婷. 蔓延的城市空间是否加重了雾霾污染——来自中国 PM2.5 数据的经验分析[J]. 财贸经济, 2016(11): 146—160.

[30] 王磊, 王雪利, 杨文毅, 王嵩. 汽车共享出行减少空气雾霾了吗? ——基于滴滴出行大数据[J]. 中国人口·资源与环境, 2021(1): 145—155.

[31] 陈林, 肖倩冰. 工资水平、环境污染对常住人口的影响[J]. 中国人口科学, 2020(4): 59—71.

[32] 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(3): 21—37.

[33] Beck, T., Levine, R., Levkov, A. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States[J]. The Journal of Finance, 2010, 65(5): 1637—1667.

[34] 赵健宇, 陆正飞. 养老保险缴费比例会影响企业生产效率吗? [J]. 经济研究, 2018(10): 97—112.

[35] 李依, 高达, 卫平. 中央环保督察能否诱发企业绿色创新? [J]. 科学学研究, 2021(8): 1504—1516.

[36] 徐思, 何晓怡, 钟凯. “一带一路”倡议与中国企业融资约束[J]. 中国工业经济, 2019(7): 155—173.

[37] 刘莉亚, 何彦林, 王照飞, 等. 融资约束会影响中国企业对外直接投资吗? ——基于微观视角的理论和实证分析[J]. 金融研究, 2015(8): 124—140.

[38] 韩超, 桑瑞聪. 环境规制约束下的企业产品转换与产品质量提升[J]. 中国工业经济, 2018(2): 43—62.

(下转第 160 页)