

环保考核、晋升激励与企业环境违规

任胜钢, 刘东华, 肖晓婷

(中南大学商学院, 湖南长沙, 410083)

摘要: 为了探讨中央政府将环境保护纳入领导干部政绩考核评价体系这一机制改革, 以 2008 年至 2018 年重污染行业中国上市企业为研究对象, 考察环保考核如何影响当地企业的环境违规行为。研究结果表明: 第一, 在环保考核评价体系下, 在环境污染较为严重的地区, 非临近退休的省长相较于临近退休的省长推动当地企业减少环境违规行为的效果更为显著。第二, 对企业环境违规的抑制效果在 CEO 任期较短的公司和高管拥有政治联系的公司中效果更为显著。文章揭示了领导干部如何基于政治激励实现环保考核目标, 拓展了环保考核的作用机制研究, 为环保考核制度的实践效果提供了企业层面的研究证据, 为在实践中进一步推进官员考核体系改革和完善地区环境治理提供了政策启示。

关键词: 环保考核; 政治激励; 环境违规; 政治联系

中图分类号: F832.5; X196

文献标识码: A

文章编号: 1672-3104(2022)05-0065-13

一、引言

改革开放以来, 我国经济社会发展成绩斐然, 被世界誉为“中国奇迹”。其中, 我国以 GDP 增长为中心的官员晋升考核体系发挥了重要作用。与此同时, 这种过分强调 GDP 增长的考核体系也带来了严重的环境负外部性问题, 一些地区企业环境违规问题频发。

为进一步建设环境友好型社会, 促进环境污染的有效治理, 中央就如何改革干部考核体系和强化地方政府环境保护职能进行了积极探索, 以期用干部考核“指挥棒”引领高质量发展。2005 年, 国务院颁布的《关于落实科学发展观加强环境保护的决定》明确提出, 要把地区环境保护纳入领导干部的考核体系之中; 2007 年, 国务院授权环保总局与各省份签订《“十一五”主要污染物总量削减目标责任书》, 提出将环境责任明确

到各地区, 采用制定目标责任书的考核办法推动环境污染治理, 并要求将考核结果作为官员选拔任用的重要依据。同年, 国务院颁布的《关于印发节能减排综合性工作方案的通知》提出, 在官员考核评价体系中实行环保考核目标的“一票否决”制, 至此, 环境保护被正式纳入地方领导干部的政绩考核体系。

在环保考核体系下, 地方官员是否会由于政治激励进而加强辖区内环境违规问题治理? 政治激励程度不同的官员可能有不同的政策偏好, 这种异质性是否会导致官员在处理辖区环境污染问题的积极性上存在差异? 这些问题亟待回答。基于此, 本文试图从官员晋升激励视角探究考核标准变化与企业环境违规的关系, 并研究企业高管差异性对这种传导作用的影响。

本研究基于 2007 年中央出台文件将环境保护纳入官员政绩考核体系这一背景, 探讨官员晋升激励对企业环境违规行为的影响。与现有文献

收稿日期: 2022-05-27; 修回日期: 2022-06-12

基金项目: 国家自然科学基金面上项目“我国市场型环境规制对工业企业技术创新、全要素生产率的影响机制及政策实施效果评估研究”(71974205)

作者简介: 任胜钢, 男, 湖南津市人, 博士, 中南大学商学院教授、博士生导师, 主要研究方向: 产业与环境政策、技术经济及管理; 刘东华, 男, 江西赣州人, 中南大学商学院博士研究生, 主要研究方向: 环境政策、企业创新, 联系邮箱: 1143809839@qq.com; 肖晓婷, 女, 湖南邵阳人, 中南大学商学院硕士研究生, 主要研究方向: 产业与环境政策

相比,本研究可能的贡献主要表现在以下三个方面:第一,利用领导干部政绩考核体系改革这一政策背景来分析环境考核如何作用于政府官员解决企业环境违规,将现有关于环境考核的研究拓展到企业层面,打开了环境考核环境治理效应的“黑箱”。第二,以往关于环境违规的影响因素的研究主要关注高管特质^[1]、企业经营成本^[2]等,本研究关注了一个更深层次的因素——官员的政治激励,这为调查环境违规的影响因素提供了一个新的视角。第三,本研究关注官员政治激励与企业高管的互动对企业环境违规的影响,揭示了政企互动在环境治理上的重要性,拓展了制度压力下企业环境违规行为异质性的研究。

二、理论分析及研究假设

2007年,周黎安^[3]提出了“晋升锦标赛”理论,并被广泛应用于解释中国地方领导干部的激励机制。晋升锦标赛模式的核心在于下级政府官员为达到上级政府所制定的晋升考核标准开展竞争,而在竞争中拔得头筹的官员具有更高的晋升概率。在过去很长的一段时间内,经济发展绩效是地方领导干部晋升考核的主要指标。Li等^[4]通过对省级官员的换届研究发现,地区经济发展水平是中央政府考察省级官员主政能力的重要指标。罗党论等^[5]发现,官员晋升概率与其在任期内的相对经济增速显著相关。然而,高度追求经济绩效的考核激励机制同样也诱发了官员的短期化行为,地方官员可能会为了在任期内获得更好的“收益折现率”,而在追求经济迅速增长的同时忽略了环境保护^[6],例如降低环境标准以保持本地招商引资优势^[7]。由于环境的不断恶化,中央政府开始逐步将环境治理情况纳入官员考核评价体系,试图从顶层设计上有效推动环境治理^[8-9]。

环保考核机制的改革对引导地方官员环境治理与企业环境行为具有较大的影响作用。一方面,随着市场经济的发展,地方政府更加依赖企业实现社会目标^[10]。政府依靠企业承担社会事务,缓解管理压力,同时辖区经济、环境、政治等表现也影响着地方官员的政治晋升,因此,政

府倾向于促使那些易受其权力和影响力所影响的企业做出反应^[6]。另一方面,政府影响着许多企业发展所需的资源配置,包括行业准入控制、企业投资批准、税收优惠等^[11]。因此,与政府建立联系对于企业的生存和发展至关重要,其中高管扮演着企业与政府进行互动交流并获取企业运作资源的中介^[12-13]。在面临来自地方政府的制度压力时,因企业高管个体特征不同,企业的经营决策存在一定的差异性,进而影响企业行为。因此,本文将CEO任期与高管政治联系纳入分析框架,探讨这两个高管个体特征的调节作用。

(一) 政治激励对企业环境违规的影响

我国的官员人事管理体系为包括省长在内的所有层级的政府领导制定了明确目标、职业道路以及考核晋升标准^[4]。改革开放以来,逐渐形成了以经济建设为中心的官员政绩观。随着环境污染治理目标的趋重,环境目标被纳入官员绩效考核体系中,并具有“一票否决”的重要地位。因此,在环保考核背景下,各级政府官员或将提升其在环境治理方面的成效。但是,由于所处职业阶段不同、地区环境污染不同,政府官员处理辖区环境污染问题的方式可能存在差异^[14-15]。

由于环境违规已呈现出范围广、数量多的特点^[16-17],处理现有的环境问题需要政企双方付出较大的成本,而晋升激励更强的官员会更愿意付出成本和努力解决辖区环境违规问题。对于容易引发媒体报道与公众关注的部分环境违规问题,政府需要对其进行快速有效的处理^[18];而一些违规排放的污染物覆盖范围大、潜伏时间长,政府在处理这类较为隐蔽的环境违规问题时,监管执法难度较大,可能需要额外建立一个专门的机构进行测量、审查和处罚^[19]。因此,地方官员需要付出额外的成本去约束企业行为,有效处理好政府与企业的冲突,这种解决问题的动力可能与其所处的职业阶段紧密相关,并进一步影响辖区内企业的环境违规行为^[20]。

对于非临近退休的官员而言,具有更强的晋升导向,可能更关注如何最大限度地获得职业晋升机会^[21]。具体来说,这类官员更有动力去付出额外的努力和成本去解决政企冲突,主要原因有

两点: 第一, 在环保考核制度背景下, 非临近退休的官员基于晋升激励会更有动力解决严重的环境问题, 否则未能完成环保考核目标而导致的“一票否决”将使官员失去晋升机会^[22]。第二, 晋升锦标赛式的考核机制可能会加强非临近退休官员间的比较和努力, 因为他们只有在环保目标的考核中位列前茅, 才能在锦标赛中胜出并获得有限的晋升机会^[23]。

对于临近退休的官员而言, 缺乏足够的动力去付出额外的努力和成本去解决政企冲突, 环保考核的政治激励作用可能有限。首先, 基于“理性经济人”思考, 由于缺乏晋升前景, 这类官员可能更侧重于履行基本职责^[24]。一些官员在行动上侧重于选择“少做少错”的保守策略^[25], 并尽量避免引起政府与企业间的冲突, 履行最基本的职责直至平稳退休^[26]。其次, 在面对环境考核时, 临近退休的官员可能采取一些简单的象征性姿态, 例如制定一些环境政策或者排放标准但不严格执行。而采取一些实质性的方式例如强制处理、罚款、停业、关闭、搬迁等惩罚污染企业会影响当地的经济和就业^[27]。如果大量失业引发工人抗议, 可能不利于社会稳定。最近的一项研究证实, 对于临近退休的政府官员而言, 就业和社会稳定是治理的首要目标^[26]。因此, 临近退休的官员缺乏足够的政治激励去采取实质性的行动减少企业环境违规。

总体而言, 在环保考核制度下, 当官员面临着辖区内严重的环境污染时, 他们需要重视环境问题, 但处于不同职业阶段的官员可能在解决企业环境违规方面表现出明显的差异。具体来说, 相比于临近退休的官员, 具有更高政治激励的非临近退休官员愿意付出更大的成本和更多的努力去减少企业环境违规行为, 以获得有限的晋升机会。因此, 本文提出如下假设:

H1: 面对辖区严重的环境污染时, 非临近退休官员相对于临近退休的官员更可能推动当地企业减少环境违规行为。

(二) CEO 任期的调节作用

CEO 在任职初期, 由于企业内部以及市场对于其能力不确定, 如果在职业生涯的初期便表现不佳, 可能会被质疑能力不足, 同时会面临被降

职或解雇的职业风险^[28]。而早期更好的表现直接关系到后期个人的收益与福利, 如更高的薪酬和更多的管理权限^[29]。因此, 在任职初期, 为了缓解职业担忧, CEO 会有更强的动力采取行动以期得到外界更多相关利益者的支持, 尤其是地方政府的支持非常关键^[30]。因此, 当面临地方政府官员关于减少环境违规行为的要求和期望时, 任期较短的 CEO 更有可能进行积极回应。此外, 在早期任职期间, CEO 对外部环境的适应度很高, 利益关系复杂程度低, 更可能进行大刀阔斧的改革^[31], 调整企业发展战略, 积极承担环境责任, 减少环境违规。

随着 CEO 任期的增加, CEO 自身的权力逐渐增强, 并在企业决策中对于内部渠道的依赖逐渐加深^[32]。因此, 相较于任职初期的环境而言, 外部支持的重要性不那么明显。由于 CEO 对政府支持的依赖程度会有所降低, 可能会进一步导致 CEO 回应政府要求的积极性减弱。因此, 任期较长的 CEO 具有更低的可能性减少环境违规行为。

综上, 本文提出如下假设:

H2: 地区污染程度和非临近退休官员对抑制当地企业环境违规行为的交互作用对于 CEO 任期较短的企业会更强。

(三) 高管政治联系的调节作用

政治联系在中国转型经济背景下普遍存在。在中国, 这种政治联系表现为企业高管曾经或当下在政府部门履职、担任人大代表或担任政协委员。政治联系是政府干预企业决策与行动的重要方式, 可以通过影响高管进而引导企业执行国家的战略目标, 促进国民经济的平稳发展。因此, 在环保考核制度压力的影响下, 企业会基于多方面考虑减少环境违规行为。

第一, 高管政治联系可以减少在环境政策实施中的信息不对称问题。一方面, 政治联系作为企业与政府之间的连接方式之一, 能够帮助企业高管及时了解政策动向^[33]。高管拥有政治联系或需经常参与政府公共事务, 对国家环境政策更加熟悉^[20]。另一方面, 拥有政治联系的高管更容易就顺应环境保护政策与政府进行积极沟通并获得更多来自监管部门的指导, 进而达到较好的执

行效果^[34]。因此,在国家加强环境保护的总体设计下,拥有政治联系的高管对环境规制政策的理解也会更加透彻,高管可能会积极根据政府政策变化进行决策。

第二,政治联系会强化企业响应环境政策的主动性。于企业而言,保持与政府的良好关系有助于企业获得制度支持,例如政府补助、银行贷款、税收减免等^[20,35]。因此,拥有政治联系的企业会有更强的动力响应政策号召而减少环境违规行为,以保持较为稳健的政企联系。同时,出于对失去政治联系的担忧也可能激励企业积极响应政府环境保护要求进而减少企业环境违规行为。

第三,高管拥有政治联系的企业受到更多来自政府的压力。由于拥有政治联系的企业往往在促进地区发展等方面具有一定的影响力,并被期望更好更积极地履行政府政策并在政策实施中发挥带头作用,同时有可能面临更多的来自媒体和公众的监督压力,由此,企业需要响应政府的要求,承担环境责任和满足各方面的期望^[10,36]。因此,在各方面压力下,企业会采取环境友好型措施以减少环境违规行为。

综上,本文提出如下假设:

H3: 地区污染程度和非临近退休官员对抑制当地企业环境违规行为的交互作用对于高管拥有政治联系的企业更强。

三、研究设计

(一) 样本和数据

为研究领导干部政治激励对企业环境违规的影响,本文基于2008年至2018年在深圳和上海证券交易所上市的重污染行业公司构建实证分析样本。其一,由于2007年颁布的各项政策确定了环境考核成为地方领导干部政绩考核体系的重要指标,因此将2008年作为样本起始年。其二,从2019年开始,用于刻画地区污染程度的工业废气排放量指标在各省份统计年鉴中有较多的缺失值,因此本文的研究样本截至2018年。其三,由于重污染行业生态环境问题突出,

一直是环境污染治理的重点,因此,本文选择重污染行业上市公司作为研究对象。根据生态环境部公布的《上市公司环境信息披露指南》,本文确定了化工、采矿、制药、钢铁等16个重污染行业。

本文关注的是省级政府领导的政治激励,理由如下:首先,中国财政分权与行政集权的特点主要集中在省级层面,中央政策依托于各省级政府执行,因此省级政府拥有较大的自由裁量权^[4]。其次,由于数据可得性,本文研究样本为上市公司。省级政府在企业活动中扮演着重要的角色,特别是对于辖区内的上市公司而言,省级政府控制着地方经济、环境等政策制定,对众多企业发展所需的关键资源的分配具有较大的影响力^[26]。最后,由于省级政府领导由中央任命,因此,中央政府对环保考核制度的改革中,省级政府领导首当其冲。

通过年份和企业代码对数据进行匹配,进一步对关键变量缺失、公司数据异常(如企业人数不足8人、固定资产小于0)等样本进行剔除,并对连续变量进行1%的缩尾处理,最终,本文的研究样本包括427家重污染行业上市企业,共4343个企业和年份相匹配的观测值数据。

省级层面的环境数据主要来源于《中国环境统计年鉴》以及各省环境统计年鉴。企业层面数据主要来源于国泰安数据库(CSMAR)和万得(WIND),企业环境违规数据来源于公众环境研究中心(IPE)绿色证券数据库。本文从百度百科和中国政府网手工收集了2008年至2018年各省省长和省委书记的简历信息。

(二) 关键变量及定义

1. 因变量

企业环境违规(*Envl*)为因变量,采用重污染行业上市公司及其关联企业的环境违规记录的年度频数来衡量^[37-38]。数据主要包括企业由于水污染、大气污染、固体废弃物污染、重金属污染、噪声污染、违规建设项目清理、核污染与辐射问题等涉及环境违规问题而受到监管部门处罚的记录。

2. 自变量

参考Wang和Luo^[26]的研究,本研究将非临

近退休省长(*Offi1*)与地区污染程度(*Pollu*)的交互项作为自变量,表示官员政治激励和地区环境污染的共同作用。

中国在省级层面实行双重领导制,包括政府领导(省长)和党的领导(省委书记)。其中,由于省长负责主持省政府运作以及管理政府日常,对当地经济和环境绩效有直接影响,因此本文关注省长的政治激励对企业环境违规的影响。

根据《党政领导干部职务任期暂行规定》,省级领导干部必须在 65 岁退休,每个任期为五年。有研究指出,省级领导的政治周期与每五年召开一次的全国党代会基本一致^[4]。参考 Wang 和 Luo^[26]关于政治激励的测度方式,如果一个省长在下届党代会召开之时未年满 65 岁,那么表明其至少还有一届的任期,存在晋升的可能性,则将 *Offi1* 编码为 1。相反,如果省长现在的任期是其最后一个任期,那么表明该省长临近退休,则将 *Offi1* 编码为 0。在稳健性检验部分,本文以同样的方式编码省委书记,检验其政治激励对企业环境违规的影响。

地区污染程度以每个省份每年的工业废气排放量来衡量。本文从《中国环境统计年鉴》以及各省披露的环境年鉴手工收集并整理了 2008—2018 年各省份每年的工业废气排放量。在数据处理中,为了消除经济发展规模的影响,本文通过使用工业废气排放量与 GDP 之比来控制经济发展规模的异质性^[39]。在稳健性检验部分,本文还将 SO₂ 排放量作为工业废气排放量的替代测度指标。

3. 调节变量

CEO 任期(*Tenure*)和高管的政治联系(*PC*)为调节变量。参考之前的研究^[20],CEO 任期根据 CEO 上任以来的总年限来进行衡量。高管的政治联系通过虚拟变量的方式来编码,如果企业 CEO 或董事长曾经在政府部门任职以及现在或者曾经担任人大代表或政协委员,则将该指标编码为 1,否则为 0。

4. 控制变量

本文控制了企业、行业和省级层面等可能会影响企业环境违规行为的因素。

企业层面,本文控制了企业基本特征、组织结构、财务情况等指标。企业基本特征方面,包括企业年龄(*Firm age*,公司成立以来的年数)、企业规模(*Firm size*,企业资产总额的对数值)、企业所有权性质(*Owner*,国有控股企业为 1,否则为 0)。这些因素在以往的研究中被发现会影响企业环境绩效^[40-42]。企业组织结构方面,控制了独立董事比例(*Indep*)和前十大股东占比(*OwnCon10*)两个因素。其中,独立董事能够客观地评价企业管理情况,更好地控制企业潜在的不道德行为^[43],本文通过独立董事比例(独立董事人数除以董事总人数)来控制独立董事的影响。同时,股权高度集中对企业的经济战略、环境战略等有重大影响^[44],本文运用前十大股东持股比例衡量股权集中度。此外,本文还控制现金比率(*Cash*)、资产回报率(*ROA*)、财务杠杆(*Lev*)等已证明影响企业参与环境活动的财务因素^[45]。

行业层面,以公司主营业务收入与行业主营业务收入比值来衡量行业的竞争强度(*HHI*)。

省份层面,本文控制了地区市场化程度(*Marketization*)和地区产业结构(*Structure*)两个指标。其中,市场化数据来源于王小鲁等主编的《中国分省份市场化指数报告(2018)》,地区产业结构以第二产业占 GDP 的比重进行衡量。

参照之前的研究^[20,46-47],本文还控制了省长的受教育程度(*Education*)、中央工作经验(*Experiences*)、是否更替(*Change*)和任职时间(*Term*)等四个变量。本文采用 0-3 的指标衡量省长的受教育程度,其中,本科以下学历编码为 0,学士学位编码为 1,硕士学位编码为 2,博士学位编码为 3。*Experiences* 是一个虚拟变量,对于曾在中央政府任职的省长,该指标等于 1,否则为 0。*Change* 也是一个虚拟变量,对于上一年发生省长更替的省份,该指标等于 1,否则为 0。*Term* 则以省长在该地区的任职年限进行衡量。

(三) 模型设定

由于企业环境违规次数为计数数据,本文使用泊松回归来检验本文的假设,用于检验 H1 的计量模型构建如下:

$$E(EnV_{ipt}) = \exp(\beta_0 + \beta_1 Offi1_{pt} \times Pollu_{pt} + \beta_2 Offi1_{pt} +$$

$$\beta_3 Pollu_{pt} + \beta_j Controls + \mu_t + \delta_p + \gamma_q + \varepsilon_{it}) \quad (1)$$

式中,下标*i*、*p*、*t*、*q*分别表示企业、省份、年份、行业。因变量*EnV*为企业环境违规次数。自变量为*Offi1*和*Pollu*的交互项,其中*Offi1*为虚拟变量,当省长在下届党的全国代表大会召开时还未年满65岁,则取值为1,年满65岁时取值为0。*Pollu*表示消除经济规模后的工业废气排放量。*Controls*表示一系列的控制变量。 μ_t 、 δ_p 和 γ_q 分别表示年份固定效应、省份固定效应和行业固定效应。 ε_{it} 为随机误差项,稳健标准误聚类在企业层面。

进一步地,为了检验CEO任期和高管政治联系的调节效应,本文构建模型(2)。其中变量*Moder*表示本文的调节变量,三项交互项的系数 β_1 是本文关注的调节效应指标,其余变量的定义与上面模型(1)一致。

$$E(EnV_{ipt}) = \exp(\beta_0 + \beta_1 Offi1_{pt} \times Pollu_{pt} \times Moder_{pt} + \beta_2 Offi1_{pt} \times Pollu_{pt} + \beta_3 Offi1_{pt} + \beta_4 Pollu_{pt} + \beta_5 Moder_{pt} + \beta_j Controls + \mu_t + \delta_p + \gamma_q + \varepsilon_{it}) \quad (2)$$

四、实证检验与结果分析

(一) 变量描述性统计与相关性分析

表1报告了本文在实证研究中所涉及变量的描述性统计结果。全部样本范围中,企业环境违规的均值为0.949。非临近退休省长占本文样本的79%,有政治联系的高管占20%。CEO的平均任期为3.46年。从企业年龄来看,本文样本企业的平均经营年限为15.329。企业财务状况方面,以资产负债率为例,其均值为0.474,表明企业经营能力与财务风险适中。省长特征方面,统计结果显示省长受教育程度水平平均值为1.76,表明省长平均拥有学士学位。

表2列出了变量间的皮尔逊相关系数。总体而言,变量间相关系数的绝对值较小,表明多重共线性的可能性较低。此外,本文还采用方差膨胀因子(VIF)评估变量间是否存在严重的多重共

线性,VIF范围从1.02到2.33,单个变量的VIF值均小于5,说明变量间不存在严重的多重共线性问题^[27]。

(二) 回归结果分析

表3报告了变量的主效应和调节效应的回归结果。其中,模型1中仅包括所有控制变量,模型2中加入本文的自变量—政治激励和环境污染的交互项,模型3测试CEO任期的调节效应,模型4测试高管政治联系的调节效应,模型5包括所有的调节变量。所有模型均对年份、行业、省份固定效应进行控制。

假设1提出面对辖区严重的环境污染时,非临近退休官员相对于临近退休的官员更可能推动当地企业减少环境违规行为。表3模型2的结果表明交互项*Offi1*×*Pollu*的回归系数在统计水平上显著为负($\beta_{model2} = -0.167, p < 0.01$),因此,回归结果支持假设1。

表1 全样本变量描述性统计数据

变量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>EnV</i>	0.949	4.770	0	162
<i>Offi1</i>	0.788	0.409	0	1
<i>Pollu</i>	1.229	0.883	0.129	3.952
<i>Tenure</i>	3.463	3.14	0	13
<i>PC</i>	0.196	0.397	0	1
<i>Firm age</i>	15.329	5.537	2	29
<i>Firm size</i>	22.255	1.267	19.702	25.626
<i>Owner</i>	0.541	0.498	0	1
<i>Cash</i>	0.825	1.839	0.006	13.159
<i>ROA</i>	0.031	0.066	-0.248	0.243
<i>Lev</i>	0.474	0.221	0.041	0.997
<i>Indep</i>	0.363	0.051	0.270	0.570
<i>OwnCon10</i>	56.982	15.312	21.68	90.370
<i>HHI</i>	0.077	0.068	0.015	0.474
<i>Marketization</i>	7.120	1.870	2.880	10.560
<i>Structure</i>	46.623	7.438	19.262	58.400
<i>Education</i>	1.760	0.778	1	3
<i>Experience</i>	0.116	0.320	0	1
<i>Change</i>	0.235	0.424	0	1
<i>Term</i>	1.850	1.531	0	6

表 2 变量相关性统计结果

变量	VIF	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
1.EnV		1																			
2.Offi1	1.18	-0.03*	1																		
3.Pollu	2.27	0.00	0.22*	1																	
4.Tenure	1.07	0.03*	0.01	-0.04*	1																
5.PC	1.03	-0.01	0.03*	0.04*	0.07*	1															
6.Firm age	1.35	0.14*	-0.03*	-0.10*	0.17*	-0.04*	1														
7.Firm size	1.56	0.17*	0.09*	0.11*	0.02	0.00	0.19*	1													
8.Owner	1.34	0.05*	0.08*	0.20*	0.00	-0.03	0.18*	0.32*	1												
9.Cash	1.45	-0.05*	0.00	-0.03	-0.11*	-0.01	-0.23*	-0.26*	-0.21*	1											
10.ROA	1.22	0.01	-0.04*	-0.04*	-0.01	0.07*	-0.08*	0.03*	-0.12*	0.18*	1										
11.Lev	1.88	0.06*	0.08*	0.16*	0.01	-0.08*	0.22*	0.39*	0.31*	-0.52*	-0.35*	1									
12.Indep	1.02	0.03	-0.05*	-0.07*	0.00	-0.04*	0.02	0.02	-0.07*	-0.02	0.01	-0.01	1								
13.OwnCon10	1.34	-0.01	-0.04*	-0.02	-0.16*	-0.01	-0.26*	0.22*	-0.09*	0.19*	0.24*	-0.16*	0.03	1							
14.HHI	1.07	-0.01	0.02	0.08*	-0.01	0.00	0.12*	0.15*	0.13*	-0.02	0.00	0.05*	-0.05*	0.08*	1						
15.Marketization	2.33	0.02	-0.22*	-0.70*	0.08*	-0.02	0.15*	-0.08*	-0.32*	0.02	0.08*	-0.2*	0.07*	0.03	-0.11*	1					
16.Structure	1.26	-0.12*	0.04*	0.35*	-0.06*	0.01	-0.21*	-0.13*	-0.04*	0.026*	-0.01	0.05*	0.02	-0.04*	-0.03	-0.23*	1				
17.Education	1.14	-0.01	0.21*	0.10*	0.03*	0.04*	-0.02	0.03*	-0.01	-0.01	0.08*	-0.02	0.00	-0.04*	-0.01	-0.06*	0.09*	1			
18.Experience	1.11	-0.03*	-0.16*	0.08*	0.01	0.02	-0.06*	-0.05*	-0.04*	0.03	0.00	-0.02	0.00	0.00	0.01	0.06*	0.09*	-0.11*	1		
19.Change	1.16	0.06*	0.08*	-0.05*	0.07*	-0.01	0.17*	0.08*	-0.04*	-0.05*	0.01	-0.02	0.02	-0.03	-0.01	0.14*	-0.12*	0.08*	0.03	1	
20.Term	1.20	-0.03*	-0.17*	0.03*	-0.02	0.00	-0.07*	-0.03	0.01	0.05*	0.03	0.01	0.00	0.02	-0.02	-0.05*	0.08*	-0.22*	-0.09*	-0.29*	1

注: *表示在 5%的水平上显著

假设 2 提出地区污染程度和非临近退休官员对抑制当地企业环境违规行为的交互作用对于 CEO 任期较短的企业会更强。表 3 模型 3 显示,交互项 $Offi1 \times Pollu \times Tenure$ 的回归系数显著为正 ($\beta_{model3}=0.057, p<0.01$), 这表明地区污染程度和非临近退休官员对减少当地企业环境违规行为的交互作用对于 CEO 任期较短的企业会更强。假设 2 得到了验证。

假设 3 预测领导干部政治激励与地区污染程度的交互作用会因为企业高管的政治联系而加强。表 3 模型 4 表明, $Offi1 \times Pollu \times PC$ 的系数负向显著 ($\beta_{model4}=-0.608, p<0.01$), 意味着当面对严重的地区环境污染时, 具有高管政治联系的企业比没有高管政治联系的企业更可能响应当地非临近退休省长关于减少企业环境违规的要求。因此假设 3 得到了验证。

最后, 表 3 模型 5 的结果显示, 表示主效应

的 $Offi1 \times Pollu$ 交互项系数仍然正向显著, 表示调节效应的所有三重交互项的系数方向和显著性都与前文保持一致, 结果依然稳健。总体而言, 表 3 中的结果表明, 面对地区严重的环境污染, 官员政治激励会促进企业环境违规行为的减少, 并在 CEO 任期较短和高管具有政治联系的企业中作用更为显著。

(三) 内生性处理

由于本文的自变量是省长政治激励与地区污染程度的交互项, 其中省长政治激励的测度是根据省长在下一届全国党代会召开之时是否年满 65 岁, 因此省长政治激励是相对外生的。但是, 地区污染程度可能是内生的, 一些无法观测的因素可能同时影响地区污染程度和企业环境违规行为, 或者企业环境违规可能反向影响地区污染程度。因此, 本文采用两阶段工具变量的方法(2SLS-IV)来解决内生性问题^[48]。

表3 基准回归结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
<i>Offi1</i> × <i>Pollu</i>		-0.167*** (-2.76)	-0.388*** (-6.01)	-0.163*** (-2.70)	-0.365*** (-5.67)
<i>Offi1</i> × <i>Pollu</i> × <i>Tenure</i>			0.057*** (10.80)		0.053*** (10.05)
<i>Offi1</i> × <i>Pollu</i> × <i>PC</i>				-0.608*** (-6.54)	-0.529*** (-5.52)
<i>Offi1</i>	-0.174*** (-3.18)	0.054 (0.54)	0.090 (0.91)	0.084 (0.84)	0.110 (1.10)
<i>Pollu</i>	-0.252** (-2.11)	-0.155 (-1.23)	-0.088 (-0.70)	-0.122 (-0.97)	-0.063 (-0.50)
<i>Tenure</i>	-0.021*** (-4.47)	-0.021*** (-4.41)	-0.071*** (-10.38)	-0.022*** (-4.64)	-0.068*** (-10.05)
<i>PC</i>	0.072 (1.08)	0.072 (1.09)	0.115* (1.72)	0.604*** (6.27)	0.564*** (5.76)
<i>Firm age</i>	0.040*** (9.34)	0.040*** (9.34)	0.041*** (9.48)	0.042*** (9.67)	0.042*** (9.74)
<i>Firm size</i>	0.566*** (29.00)	0.567*** (29.02)	0.548*** (28.06)	0.574*** (29.33)	0.553*** (28.26)
<i>Owner</i>	0.042 (0.94)	0.041 (0.91)	0.021 (0.46)	0.048 (1.06)	0.025 (0.56)
<i>Cash</i>	-0.074** (-2.56)	-0.073** (-2.56)	-0.078*** (-2.72)	-0.068** (-2.39)	-0.073** (-2.58)
<i>ROA</i>	-0.064 (-0.19)	-0.076 (-0.23)	0.213 (0.64)	-0.062 (-0.18)	0.207 (0.62)
<i>Lev</i>	0.007 (0.05)	-0.003 (-0.03)	0.010 (0.08)	-0.008 (-0.06)	0.003 (0.02)
<i>Indep</i>	1.905*** (6.08)	1.896*** (6.05)	1.958*** (6.23)	1.887*** (6.03)	1.941*** (6.18)
<i>OwnCon10</i>	-0.012*** (-8.93)	-0.012*** (-8.97)	-0.012*** (-8.96)	-0.012*** (-9.12)	-0.012*** (-9.06)
<i>HHI</i>	0.444 (0.71)	0.362 (0.57)	0.127 (0.20)	0.215 (0.34)	0.027 (0.04)
<i>Marketization</i>	0.010 (0.11)	0.025 (0.28)	0.031 (0.35)	0.016 (0.18)	0.023 (0.25)
<i>Structure</i>	0.015 (1.36)	0.014 (1.21)	0.023** (1.99)	0.013 (1.14)	0.021* (1.84)
<i>Education</i>	-0.216*** (-6.36)	-0.221*** (-6.49)	-0.217*** (-6.38)	-0.227*** (-6.66)	-0.224*** (-6.57)
<i>Experience</i>	0.009 (0.10)	0.029 (0.33)	-0.001 (-0.01)	-0.013 (-0.14)	-0.037 (-0.41)
<i>Change</i>	0.008 (0.20)	0.031 (0.76)	0.008 (0.19)	0.017 (0.42)	-0.003 (-0.08)
<i>Term</i>	-0.015 (-0.96)	-0.012 (-0.82)	-0.006 (-0.41)	-0.016 (-1.06)	-0.010 (-0.66)
<i>Constant</i>	-16.518*** (-18.33)	-16.769*** (-18.47)	-16.448*** (-18.17)	-16.887*** (-18.63)	-16.496*** (-18.25)
<i>Observations</i>	4 343	4 343	4 343	4 343	4 343
<i>Pseudo R²</i>	0.443	0.443	0.448	0.445	0.450
Province FE	YES	YES	YES	YES	YES
Industry FE	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES

注：本表报告了假设 1、2、3 的实证结果。括号内为 Z 值，*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著

本文使用空气流通系数(VC)作为地区污染程度的工具变量, 具体理由如下: 一方面, 由于空气流通系数被定义为决定污染物水平扩散的风速和决定污染物垂直扩散的边界层高度的乘积^[49], 更高的通风系数反映了空气污染可以得到更快扩散, 所以污染程度越轻^[50]。因此, 空气流通系数与地区污染程度满足工具变量相关性要求。另一方面, 空气流通系数取决于区域性的气候条件等自然现象, 因此具有天然的外生性。本文构建了省级层面空气流动性指标变量, 数据来源于欧洲中期天气预报中心 (ECMWF) 发布的 ERA 数据集^[51]。

实证结果如表 4 所示。本文在第一阶段测试中, 将 $Offi1 \times VC$ 以及其他控制变量对 $Offi1 \times Pollu$ 进行回归, 结果显示 $Offi1 \times VC$ 的回归系数为负向显著($\beta = -0.473, p < 0.01$), 这说明某省空气流通系数越大, 该省份的污染程度越轻。第二阶段的结果表明, 在使用工具变量控制内生性问题后, $Offi1 \times Pollu$ 对 EnV 的回归系数仍然负向显著, 进一步验证了省长政治激励与地区污染程度的交互作用对减少企业环境违规的显著影响。

(四) 稳健性检验

1. 变更地区污染程度的测度方式

在现有文献中, 关于地区污染程度的测度方法尚未达成统一意见。为避免使用工业废气排放量进行测量可能导致的内生性问题, 本文根据石庆玲等人^[52]的研究采用 SO_2 排放量作为地区污染程度的替代测度指标。

由表 5 的模型 1 可知, $Offi1$ 与 SO_2 交互项的估计系数在 5% 的统计水平上显著为负, 省长政治激励和地区污染程度的交互作用对企业环境违规的负向影响依然得到支持。

2. 变更地区领导干部的测度方式

本文基于省长和省委书记的工作分工而选取省长作为度量官员政治激励的对象。有研究认为, 重大政策的制定需要经过地方党委讨论通过后才得以实施, 因此省委书记同样会对企业行为产生影响^[26]。本文按照省长政治激励的编码方式, 引入虚拟变量 $Offi2$ 来测度省委书记的政治激励。如表 5 的模型 2 所示, 交互项 $Offi2 \times Pollu$ 的估计系数为负向不显著, 验证了本文关于省长

和省委书记在工作分工中侧重点不同的推测, 即省长主要负责经济和环境工作, 而省委书记主要负责人事和党务工作。

3. 变更测量模型

为了检验本文的主要发现不依赖于特定的估计方法, 本文改变回归模型进行稳健性检验。鉴于本文的因变量企业环境违规存在较多 0 值, 属于左侧受限的数据结构, 因此本文使用 Tobit 模型进行估计。表 5 的模型 3 列示了使用 Tobit 模型的估计结果, 结果依然稳健。此外, 由于企业环境违规频次为计数数据, 所以本文还运用了负二项回归模型进行稳健性检验。表 5 的模型 4 列示了使用负二项回归模型的估计结果, 本文的研究结果依然得到支持。

表 4 工具变量测试结果

变量	第一阶段	第二阶段
	$Offi1 \times Pollu$	EnV
$Offi1 \times VC$	-0.473*** (-41.89)	
$Offi1 \times Pollu$		-5.606*** (-2.74)
$Offi1$	4.464*** (53.02)	4.768** (2.51)
$Pollu$	1.038*** (85.68)	6.751*** (2.97)
VC	0.352*** (20.16)	-0.674 (-1.22)
Constant	-4.131*** (-24.12)	-13.261*** (-3.48)
Observations	4343	4343
$R^2/Pseudo R^2$	0.972	0.107
Moderators	YES	YES
Controls	YES	YES
Province FE	YES	YES
Industry FE	YES	YES
Year FE	YES	YES
F 值	41.94	—

注: Moderators 为调节变量, Controls 为控制变量, 括号内为 T 值。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著

表 5 稳健性检验结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
<i>Offi1</i> × <i>SO</i> ₂	-0.073*** (-4.05)			
<i>Offi2</i> × <i>Pollu</i>		-0.055 (-0.88)		
<i>Offi1</i> × <i>Pollu</i>			-2.304*** (-6.71)	-0.616*** (-3.45)
<i>Offi1</i>	0.003 (0.04)		1.605*** (4.01)	0.522** (2.54)
<i>Pollu</i>		-0.238* (-1.73)	3.573*** (7.72)	0.665*** (3.58)
<i>SO</i> ₂	0.068*** (3.34)			
<i>Offi2</i>		0.179** (2.14)		
<i>Constant</i>	-16.826*** (-18.49)	-16.376*** (-18.14)	-14.371*** (-5.66)	-13.875*** (-11.20)
<i>Observations</i>	4343	4343	4343	4343
<i>Pseudo R</i> ²	0.443	0.443	0.022	0.135
<i>Moderators</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Province FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Industry FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES

注：*Moderators* 为调节变量，*Controls* 为控制变量，括号内为 *Z* 值。*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著

(五) 进一步分析

在本文的样本期间内(2008—2018 年)，生态环境部于 2016 年 1 月至 2017 年 9 月开展了覆盖 31 个省份和直辖市的第一轮共五批次环保专项督察行动。中央环保督察制度要求将环保督察的结果作为地方领导干部政绩考核的重要依据，并对相关责任人进行严肃追责，这极大地强化了环境治理的权威性^[53]。因此，可以预测的是，在中央环保督察制度实施之后，地方官员可能面临更大的环保考核压力，此时具有更大晋升激励的政府官员更可能推动企业减少环境违规行为，进而降低政治风险。为了检验上述预测，本文引入虚拟变量 *CPEI*，将中央环保督察之前(即 2016 年以

前)的年份赋值为 1，而中央环保督察之后的年份赋值为 0，并将其与本文的自变量(*Offi1*×*Pollu*)相乘。结果如表 6 所示，交互项 *Offi1*×*Pollu*×*CEPI* 的估计系数显著为负，表明中央环保督察制度的实施加强了环保考核对减少企业环境违规的积极影响，从而验证了本文预测。

表 6 进一步的分析结果

变量	<i>EnV</i>
<i>Offi1</i> × <i>Pollu</i> × <i>CEPI</i>	-0.131*** (-2.59)
<i>Offi1</i> × <i>Pollu</i>	-0.082 (-1.19)
<i>Offi1</i>	0.056 (0.57)
<i>Pollu</i>	-0.229* (-1.81)
<i>CEPI</i>	3.580*** (10.28)
<i>Constant</i>	-16.538*** (-17.99)
<i>Observations</i>	4 343
<i>Pseudo R</i> ²	0.443
<i>Moderators</i>	YES
<i>Controls</i>	YES
<i>Province FE</i>	YES
<i>Industry FE</i>	YES
<i>Year FE</i>	YES

注：*Moderators* 为调节变量，*Controls* 为控制变量，括号内为 *Z* 值。*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著

五、结语

本文以 2008—2018 年中国上市公司重污染行业企业为研究样本，实证研究发现，当面对辖区严重的环境污染时，非临近退休省长相对于临近退休的省长更能够推动当地企业减少环境违规行为。这一作用在 CEO 任期较短的企业中和在高管拥有政治联系的企业中会更强。进一步分析还发现，中央环保督察制度加强了环保考核的效果。

本研究对我国环保考核制度的完善以及环境治理具有一定的启示意义。

一方面, 本文有着重要的政策启示。当中央将环境保护纳入政府官员的政绩考核体系后, 政治激励程度不同的官员对于推动辖区内企业减少环境违规存在异质性。领导干部环保考核已成为环境治理领域重要的规制工具, 中央政府应继续加大对于地方官员的环境考核力度, 不断增加以环境质量为内容的考核指标, 同时注重考核的系统性和可比性, 形成相对有效、可持续的环保评估体系, 激励官员就环保议题集思广益, 以竞争促发展, 以生态展政绩。此外, 在实施环保考核的基础上, 中央政府应加强环境政策实施力度, 以政策“组合拳”强化地方官员环境责任意识。中央环保督察制度作为我国环境保护领域重要的制度创新, 对于进一步夯实地方官员环保考核成效具有重要作用, 因此要构建完善的和常态化的督察体系, 夯实环境治理长效机制, 促进环境保护常态化、高效化与精细化。

另一方面, 本文有着重要的管理启示。首先, 企业人员应了解和重视政府官员的政治激励对企业环境违规的传导作用并采取相应的措施, 例如, 寻求提高企业环境绩效的公司可以聘任新的领导者或采取轮值 CEO 制度, 使 CEO 目标与公司目标保持一致。其次, 企业人员应重视政治联系在环境治理中的作用。企业管理人员可以与所在地区政府工作人员积极沟通交流, 及时、详细地了解国家环境政策, 进一步落实企业生态环境责任。

受限于多种内外部条件, 本文的研究仍然存在不足。首先, 本文的研究仅基于省级层面官员, 未来可对市县级官员的政治激励进行研究。其次, 本文仅进行了异质性研究, 后续可分析这一过程的影响机制并分析研究结果是否仍然稳健。最后, 本文仅研究了 CEO 任期和高管政治联系的调节作用, 后续可以考察如企业所有权性质、机构投资者、董事会结构等因素的调节作用。

参考文献:

[1] ZHANG Y, TONG L, LI J. Minding the gap:

Asymmetric effects of pay dispersion on stakeholder engagement in corporate environmental (Ir)responsibility [J]. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 2020, 27(5): 2354–2367.

[2] JARRELL M L. Environmental crime and the media: News coverage of petroleum refining industry violations[M]. New York: LFB Scholarly Pub, 2007.

[3] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. *经济研究*, 2007(7): 36–50.

[4] LI H, ZHOU L. Political turnover and economic performance: The incentive role of personnel control in China[J]. *Journal of Public Economics*, 2005, 89(9): 1743–1762.

[5] 罗党论, 赖再洪. 重污染企业投资与地方官员晋升——基于地级市 1999—2010 年数据的经验证据[J]. *会计研究*, 2016(4): 42–48, 95.

[6] COLE D H, COLE D. Pollution and property: Comparing ownership institutions for environmental protection[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2002.

[7] 朱平芳, 张征宇, 姜国麟. FDI 与环境规制: 基于地方分权视角的实证研究[J]. *经济研究*, 2011, 46(6): 133–145.

[8] 孙伟增, 罗党论, 郑思齐, 等. 环保考核、地方官员晋升与环境治理——基于 2004—2009 年中国 86 个重点城市的经验证据[J]. *清华大学学报(哲学社会科学版)*, 2014, 29(4): 49–62, 171.

[9] 王红建, 汤泰劼, 宋献中. 谁驱动了企业环境治理: 官员任期考核还是五年规划目标考核[J]. *财贸经济*, 2017, 38(11): 147–161.

[10] XIANG Y, JIA M, ZHANG Z. Hiding in the crowd: Government dependence on firms, management costs of political legitimacy, and modest imitation[J]. *Journal of Business Ethics*, 2021, 176(4): 629–646.

[11] RUXI W, FRANK W, PURSEY P M A R. Government's green grip: Multifaceted state influence on corporate environmental actions in China[J]. *Strategic Management Journal*, 2018, 39(2): 403–428.

[12] PFEFFER J, SALANCIK G R. The external control of organizations: A resource dependence perspective[M]. Stanford: Stanford University Press, 1978.

[13] WILLIAMSON O E. The economics of governance: Framework and implications[J]. *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 1984(H. 1): 195–223.

[14] CHEN Y J, LI P, LU Y. Career concerns and multitasking local bureaucrats: Evidence of a target-based performance evaluation system in China[J]. *Journal of Development Economics*, 2018, 133: 84–101.

- [15] WANG Z, ZHANG Q, ZHOU L. Career incentives of city leaders and urban spatial expansion in China[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2020, 102(5): 897–911.
- [16] 张俊, 钟春平. 政企合谋与环境污染——来自中国省级面板数据的经验证据[J]. *华中科技大学学报(社会科学版)*, 2014, 28(4): 89–97.
- [17] 袁凯华, 李后建. 政企合谋下的策略减排困境——来自工业废气层面的度量考察[J]. *中国人口·资源与环境*, 2015, 25(1): 134–141.
- [18] PUZ, FUJ. Economic growth, environmental sustainability and China mayors' promotion[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 172: 454–465.
- [19] RIBEIRO F D M, KRUGLIANSKAS I. Principles of environmental regulatory quality: A synthesis from literature review[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2015, 96: 58–76.
- [20] LI S, LU J W. A dual-agency model of firm CSR in response to institutional pressure: Evidence from Chinese publicly listed firms[J]. *Academy of Management Journal*, 2020, 63(6): 2004–2032.
- [21] YU J, ZHOU L, ZHU G. Strategic interaction in political competition: Evidence from spatial effects across Chinese cities[J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2016, 57: 23–37.
- [22] MARQUIS C, ZHANG J, ZHOU Y. Regulatory uncertainty and corporate responses to environmental protection in China[J]. *California Management Review*, 2011, 54(1): 39–63.
- [23] TAYLOR C M, GALLAGHER E A, POLLARD S J T, et al. Environmental regulation in transition: Policy officials' views of regulatory instruments and their mapping to environmental risks[J]. *The Science of the Total Environment*, 2019, 646: 811–820.
- [24] CLEVELAND J N, SHORE L M, MURPHY K R. Person-and context-oriented perceptual age measures: Additional evidence of distinctiveness and usefulness[J]. *Journal of Organizational Behavior Management*, 1997, 18(3): 239–251.
- [25] 周敏, 毕睿罡, 寇宗来. 官员任期、年龄限制与地方企业投资——来自中国上市公司的经验证据[J]. *产业经济研究*, 2017(3): 116–126.
- [26] WANG D, LUO X R. Retire in peace: Officials' political incentives and corporate diversification in China[J]. *Administrative Science Quarterly*, 2019, 64(4): 773–809.
- [27] MARQUIS C, BIRD Y. The paradox of responsive authoritarianism: How civic activism spurs environmental penalties in China[J]. *Organization Science*, 2018, 29(5): 948–968.
- [28] ALI A, ZHANG W. CEO tenure and earnings management[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2015, 59(1): 60–79.
- [29] WANYU T C, GAOGUANG S Z, XINDONG K Z. CEO tenure and corporate social responsibility performance[J]. *Journal of Business Research*, 2018, 95: 292–302.
- [30] KHAN M H. The effect of corporate governance elements on corporate social responsibility (CSR) reporting: Empirical evidence from private commercial banks of Bangladesh[J]. *International Journal of Law and Management*, 2010, 52(2): 82–109.
- [31] MARQUIS C, LEE M. Who is governing whom? Executives, governance, and the structure of generosity in large U.S. firms[J]. *Strategic Management Journal*, 2013, 34(4): 483–497.
- [32] ALLGOOD S, FARRELL K A. The effect of CEO tenure on the relation between firm performance and turnover[J]. *Journal of Financial Research*, 2000, 23(3): 373–390.
- [33] WELLMAN L A. Mitigating political uncertainty[J]. *Review of Accounting Studies*, 2017, 22(1): 217–250.
- [34] HUANG Z, LI L, MA G, et al. Hayek, local information, and commanding heights: Decentralizing state-owned enterprises in China[J]. *American Economic Review*, 2017, 107(8): 2455–2478.
- [35] MARQUIS C, QIAN C. Corporate social responsibility reporting in China: Symbol or substance?[J]. *Organization Science*, 2014, 25(1): 127–148.
- [36] BANSAL P, ROTH K. Why companies go green: A model of ecological responsiveness[J]. *Academy of Management Journal*, 2000, 43(4): 717–736.
- [37] XU X D, ZENG S X, ZOU H L, et al. The impact of corporate environmental violation on shareholders' wealth: A perspective taken from media coverage[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2016, 25(2): 73–91.
- [38] 李大元, 何嘉欣, 张璐. 央地政治关联对企业环境违规的异质性影响[J]. *研究与发展管理*, 2022, 34(1): 107–119.
- [39] ZHOU K Z, GAO G Y, ZHAO H. State ownership and firm innovation in China: An integrated view of institutional and efficiency logics[J]. *Administrative Science Quarterly*, 2017, 62(2): 375–404.

- [40] LI J, TANG Y I. CEO hubris and firm risk taking in China: The moderating role of managerial discretion[J]. *Academy of Management Journal*, 2010, 53(1): 45–68.
- [41] LI S, SONG X, WU H. Political connection, ownership structure, and corporate philanthropy in China: A strategic-political perspective[J]. *Journal of Business Ethics*, 2015, 129(2): 399–411.
- [42] SHAHEER N, YI J, LI S, et al. State-owned enterprises as bribe payers: The role of institutional environment[J]. *Journal of Business Ethics*, 2019, 159(1): 221–238.
- [43] LIAO L, LIN T P, ZHANG Y. Corporate board and corporate social responsibility assurance: Evidence from China[J]. *Journal of Business Ethics*, 2018, 150(1): 211–225.
- [44] MAHONEY L S, THORN L. An examination of the structure of executive compensation and corporate social responsibility: A Canadian investigation[J]. *Journal of Business Ethics*, 2006, 69(2): 149–162.
- [45] WALKER K, WAN F. The harm of symbolic actions and green-washing: Corporate actions and communications on environmental performance and their financial implications[J]. *Journal of Business Ethics*, 2012, 109(2): 227–242.
- [46] 陈艳艳, 罗党论. 地方官员更替与企业投资[J]. *经济研究*, 2012, 47(S2): 18–30.
- [47] 张军, 高远. 官员任期、异地交流与经济增长——来自省级经验的证据[J]. *经济研究*, 2007(11): 91–103.
- [48] HERING L, PONCET S. Environmental policy and exports: Evidence from Chinese cities[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2014, 68(2): 296–318.
- [49] JACOBSON M Z. *Atmospheric pollution: History, science, and regulation*[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2002.
- [50] 任胜钢, 郑晶晶, 刘东华, 等. 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.
- [51] SHI X, XU Z. Environmental regulation and firm exports: Evidence from the eleventh Five-Year Plan in China[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, 89: 187–200.
- [52] 石庆玲, 郭峰, 陈诗一. 雾霾治理中的“政治性蓝天”——来自中国地方“两会”的证据[J]. *中国工业经济*, 2016(5): 40–56.
- [53] 周沂, 冯皓月, 陈晓兰. 中央环保督察的震慑效应与我国环境治理机制的完善[J]. *经济学动态*, 2021(8): 33–48.

Environmental assessment, political incentives and corporate environmental violations

REN Shenggang, LIU Donghua, XIAO Xiaoting

(School of Business, Central South University, Changsha 410083, China)

Abstract: In order to explore the institutional reform of the Central Government in including environmental protection into the cadre political performance assessment system, this study, with Chinese listed firms in heavily polluting industries from 2008 to 2018 as the study object, examines how environmental assessment affects the environmental violations of local firms. The empirical results show that, firstly, in the environmental assessment system, in provinces with more serious environmental pollution, the effect that non-retiring governors exert on promoting local firms to reduce environmental violations is more significant than retiring governors, and secondly, the inhibition effect of the enterprise's environmental violation is more pronounced in firms with early-tenure CEOs and firms with political connections. This study sheds light on how government officials achieve environmental assessment goals based on political incentives, and extends research on the influence mechanism of environmental assessment, which provides firm-level evidence for the effectiveness of the cadre assessment system that incorporates environmental protection. This study also provides policy implications for further promoting the reform of the cadre assessment system and improving the regional environmental governance.

Key Words: environmental assessment; political incentives; environmental violations; political connections

[编辑: 何彩章]