

# 领导干部自然资源资产离任审计与企业环保投资

黄溶冰,谢晓君

(浙江工商大学会计学院,浙江杭州310018)

**摘要:**文章以我国分阶段开展领导干部自然资源资产离任审计试点为契机,利用沪深A股重污染企业和企业所在城市的匹配数据,构建多期双重差分模型,探讨开展领导干部自然资源资产离任审计对企业环保投资的影响。研究发现,审计试点能够显著提升处理组的内部环保投资和绿色并购支出水平。分样本检验的结果表明,因辖区空气质量、官员任期、来源地和企业产权性质的差异,可能会导致晋升压力及政绩考核方式的不同,进而对企业环保投资产生异质性影响。机制检验结果表明,审计试点期间,地方政府主要通过强化环境监管推动企业环境治理行为。文章的研究为考察领导干部自然资源资产离任审计的微观政策效果提供了经验证据和政策启示。

**关键词:**领导干部自然资源资产离任审计;企业环保投资;政绩考核机制;双重差分模型

**中图分类号:**F239.44 **文献标志码:**A **文章编号:**1000-2154(2022)09-0054-18

**DOI:**10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2022.09.005

## Environmental Responsibility Audit of Local Officials and Enterprise Environmental Protection Investment

HUANG Rongbing, XIE Xiaojun

(School of Accounting, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China)

**Abstract:** In this paper, considering China's phased implementation of Off-Office Audit of the Natural Resources Assets of Leading Cadres, by matching the heavily polluted enterprises in A-shares with the cities where the enterprises are located, and constructing a multi period difference-in-difference model, the impact of local officials' environmental responsibility audit on enterprise environmental protection investment are discussed. The empirical results show that the audit pilot can significantly improve the level of internal environmental protection investment and green M & A expenditure of the treatment group. The results of sub sample test show that due to the differences in the local air quality, tenure and source of local officials, and the nature of enterprise property rights, it may lead to different promotion pressure and performance appraisal mode, and then have a heterogeneous impact on enterprise environmental protection investment. The mechanism test shows that during the audit pilot period, local governments mainly promote enterprises to carry out environmental governance investment by strengthening environmental supervision. The research of this paper provides empirical evidence and policy enlightenment for investigating the micro policy effect of Off-Office Audit of the Natural Resources Assets of Leading Cadres.

**Key words:** off-office audit of the natural resources assets of leading cadres; environmental protection investment; performance appraisal mechanism; difference-in-difference model

收稿日期:2022-05-09

基金项目:国家社会科学基金重点项目“领导干部自然资源资产离任审计推动绿色发展的政策效果与政策优化研究”(21AZD061)

作者简介:黄溶冰,男,教授,博士生导师,管理学博士,主要从事审计理论与审计治理、环境管理与环境会计研究;谢晓君,女,博士研究生,主要从事环境管理与环境会计研究。

## 一、引言

环境保护是我国一项基本国策。改革开放以来,面对经济发展与环境保护之间的矛盾,我国先后采用命令控制工具、市场化工具和信息化工具推动节能减排工作。进入21世纪以来,我国经济发展面临的资源约束趋紧、环境污染严重、生态系统退化的形势更加严峻,要解决生态环境危机,必须实现工业文明向生态文明的转型。党的十八大以来,党中央、国务院高度重视生态文明建设,将可持续发展提升到绿色发展高度,先后出台了一系列重大决策部署,加强生态文明建设。

环境问题归根到底是人的问题,特别是拥有决策权的地方党政领导干部对于环境保护的认识和态度问题。在当前分级行政管理体制下,中央政府所制定的环境政策需要地方政府充当“中间人”来贯彻落实(周黎安,2007)<sup>[1]</sup>。但受传统GDP导向的政绩考核方式影响,地方经济发展水平与官员晋升概率高度正相关,地方政府缺乏推动辖区内企业开展污染治理的积极性,甚至通过政企合谋“默许”企业为追求生产效率而减少环保投入(Wu等,2014)<sup>[2]</sup>,导致公共政策实施中出现“上有政策、下有对策”的弱化、虚化现象。因此如何通过制度创新探索生态文明建设新格局,实现污染排放“政企合谋”到环境治理“政企合作”的转型被视为政治范畴内的问题,并应在解决污染防治问题中发挥重要作用(李斌和张晓冬,2018)<sup>[3]</sup>。

领导干部自然资源资产离任审计正是围绕地方官员环境责任履行,服务于生态文明建设的一项制度创新。2013年11月,在党的十八届三中全会上,我国正式提出开展领导干部自然资源资产离任审计(以下简称自然资源资产离任审计)的要求。根据总体安排,该项政策于2015年至2017年在各省(自治区、直辖市)进行试点,2018年开始在全国范围内推广。审计对象包括地方党委、政府主要领导干部;审计重点是各级党政领导干部任职期间自然资源资产管理和生态环境保护责任履行情况;审计结果提交上级党委和政府作为考核、评价和任用领导干部的主要依据。自然资源资产离任审计制度完善了环境治理链条中的政绩考核和责任追究机制(黄溶冰等,2019)<sup>[4]</sup>,反映出中央要求地方党政领导干部在生态文明建设中发挥模范带头作用(林忠华,2014)<sup>[5]</sup>。这必将对领导干部的政绩观转型产生深刻影响,进而推动和改变辖区内企业对污染治理的态度和行为模式。

据此,本文以自然资源资产离任审计试点作为外生冲击,采取双重差分模型考察其对微观企业环境治理行为的影响,并在此基础上开展影响机制和实现路径分析。实证结果证实了审计试点对企业环保投资具有显著正向的政策效应,该研究发现经历了一系列稳健性检验仍然成立。地方官员面临的晋升压力、承担的环境责任以及企业的政治属性不同,审计试点的影响也有所不同。地方政府主要通过强化环境监管力度推动辖区内企业开展环境治理行动。

相比于已有文献,本文的边际贡献体现为以下方面:

第一,作为一项监督制度和自然资源管理与生态保护制度,亟须对自然资源资产离任审计发挥的作用和取得的成效进行分析评估。工业企业是排污和治污的主体,只有从微观企业层面的分析才能夯实和构建完整的理论逻辑架构。本文的研究有助于客观评价该项政策试点的微观治理效果及其作用机制,进而深化对自然资源资产离任审计制度环境治理功能的认识与理解。

第二,自然资源资产离任审计是基于中国实践的制度创新。国外没有成熟的经验可供借鉴。本文基于我国“党管干部”的特殊政治背景,从完善政绩考核机制和地方官员政绩观转型的视角出发,探讨自然资源资产离任审计作为一项“激励约束型”政策工具的环境规制机理,进一步充实和拓展了国家审计与环境规制领域的交叉研究,为丰富生态文明理论提供了基于中国实践的时代性研究成果。

第三,本文构建了“自然资源资产离任审计试点→地方官员晋升考核机制(政绩观转型)→地方政府环境治理压力→辖区内污染企业环保投资”的理论逻辑,深入探讨了自然资源资产离任审计对企业环保投资的促进效应。将黄溶冰等(2019)<sup>[4]</sup>对政策宏观治理效应的研究拓展至微观企业层面;并在张琦和谭志东(2019)<sup>[6]</sup>对政策宏微观结合层面的研究基础上,从地区环境质量、官员任职特征和企业产权性质等方面考察晋升压力以及政绩考核方式差异性对政策效应的影响,补充了行政干预手段——政府环境监管的实

现路径检验,有助于从整体上把握自然资源资产离任审计促进污染企业环境治理的影响机制和实现路径。

## 二、文献综述与研究假设

### (一) 文献综述

我国于20世纪90年代开始对污染治理项目进行专项审计,当时是作为财政审计的重要组成部分。随后,在审计署发布的《“十二五”审计工作发展规划》中提出“着力构建符合我国国情的资源环境审计模式”,环境审计正式从财政审计中分离出来,发展成为一种独立的审计业务类型。

环境与可持续发展问题的审计也是世界各国最高审计机关关注的主要议题。从1993年开始,WGEA (Working Group of Environmental Auditing, WGEA)每隔3年进行一次全球性环境审计调查,涉及环境审计任务执行情况、审计能力、国际合作等问题,旨在全方位了解各国最高审计机关环境审计发展趋势。根据WGEA(2019)<sup>[7]</sup>的最新全球调查结果,2016年—2018年三年间,各国开展环境审计次数同比2016年的调查结果增长了48.3%。从审计类型来看,各国仍以环境绩效审计为主要方式,与2016年调查结果保持一致;从审计范围来看,环境审计项目包括“生物多样性”“海洋环境”“污水处理”“不可再生能源”“大气”等多个方面,基本覆盖主要环境领域。

受托责任是会计审计问题研究的起点。环境审计对政府的受托环境责任履行起到了监督和评价作用,能够及时发现地方政府的责任缺位,有效促进环境责任履行。一是有助于揭示政府受托环境责任履行中的违规情况。吴勋和郭娟娟(2019)<sup>[8]</sup>基于WGEA全球环境审计调查,发现国内外环境审计结果普遍对环保责任履行过程中的合规与责任等问题做出披露。例如,在近年来审计署的审计结果公告中,揭示了污染防治项目以及专项资金使用中存在的问题,包括少征或违规使用资金、资金闲置、未按期开(完)工以及建成后效果不佳等。二是有助于提升政府受托环境责任履行的整体效率。曾昌礼和李江涛(2018)<sup>[9]</sup>以2009年审计署公告的《“三河三湖”水污染防治绩效审计调查结果》<sup>①</sup>为研究对象,分析专项环境审计项目对水污染治理的改善效果。结果表明,“三河三湖”水污染防治绩效审计通过提高地方政府履行环境管理责任意识、提高环保资金使用效率等机制,有效提升了当地的城镇生活污水处理率和生活垃圾无害化处理率。喻开志等(2020)<sup>[10]</sup>的研究发现,审计机关对大气污染防治财政资金的筹集、分配和流向等情况开展审计,可以提升地方政府财政资金的使用效率,进而有助于改善大气污染治理效率。三是有助于改变地方官员受托环境责任履行的动机。环境责任履行情况的审计可通过构建适当的绩效评价体系来督促政府官员树立正确的绩效观(黄溶冰,2013)<sup>[11]</sup>,提升资源利用效率、减少污染产生和排放(杨肃昌等,2019)<sup>[12]</sup>。黄溶冰和赵谦(2015)<sup>[13]</sup>指出,通过编制自然资源资产负债表并对领导干部环境责任履行情况进行审计和问责,地方官员会结合“进步学习”产生适应行为,最终提高对资源节约和生态环境保护的重视程度。

已有文献研究了环境审计对企业受托环境责任履行的影响,指出环境审计能够有效促进企业环境治理行为,提高企业环境责任履行水平。一是有助于提升企业的环保责任履行效果。环境审计能够督促企业提高环保投入、提升企业环境绩效。并且外界对企业的监管程度越强,环境审计对企业环境绩效的提升作用就越明显(于连超等,2020)<sup>[14]</sup>。Earnhart和Harrington(2014)<sup>[15]</sup>利用美国化工行业(1999—2001年)的数据,实证检验环境审计对企业污水排放合规达标的影响,研究发现开展环境审计可以使企业了解自身污染防治方面存在的问题,减少在生产过程中的污水排放,从而提高企业环境治理绩效。二是有助于激发企业环保责任履行的积极性。曲国华等(2020)<sup>[16]</sup>通过构建政府、污染企业与公众的演化博弈模型,发现第三方国际环境审计能够使政府、企业和公众三方博弈主体行为的选择朝着理想方向演化,最终提高企业环境治理的积极性。潘孝珍和傅超(2020)<sup>[17]</sup>的研究也表明政府审计能够强化国有企业的公共受托责任意识,

<sup>①</sup>国家审计署.“三河三湖”水污染防治绩效审计调查结果[EB/OL]. [http://www.gov.cn/zwgk/2009-10/28/content\\_1450683.htm](http://www.gov.cn/zwgk/2009-10/28/content_1450683.htm). 2009.

审计结果公告可以督促国有企业通过履行受托环境责任以塑造良好企业形象。三是有助于推动企业及时向公众披露环境信息。李朝芳(2010)<sup>[18]</sup>从组织变迁的角度来考虑外界环境对企业环境责任履行方式的影响,发现开展环境审计会使得政府增加对企业环境信息披露的需求,进而提升企业环境信息披露的真实性和持续性。环境审计还可以通过强制性要求企业披露违反环境法规的信息,来限制企业的环境违规行为,尤其是在考虑企业的战略差异特征的情况下,当企业是以持续提供正向信息作为合法性策略时,环境审计对企业受托环境责任履行的促进作用更为显著(Mobus, 2005)<sup>[19]</sup>。蔡春等(2019)<sup>[20]</sup>以审计署对“三河三湖”沿岸城市开展的环境审计为背景,研究发现政府主导的环境审计能够显著提高当地企业环境信息披露水平。

在我国,因“党管干部”特殊的政治背景,环境审计的对象逐步从“对事”的审计发展到“对人”的审计,领导干部环境责任履行情况正式被纳入审计监督范畴。地方官员环境责任审计即领导干部自然资源资产离任审计成为环境审计发展的最新阶段。审计署《“十四五”国家审计工作发展规划》(2021年)中明确指出,要以加快推动绿色低碳发展、改善生态环境质量、提高资源利用效率、助力美丽中国建设为目标,全面深化领导干部自然资源资产离任审计,加强对生态文明建设领域资金、项目和相关政策落实情况的审计。

自2014年以来,我国学者已对自然资源资产离任审计的理论基础、审计方法和审计重点等进行了广泛的研究。但当前文献以规范研究和案例分析为主(蔡春和毕铭悦,2014;张宏亮等,2015)<sup>[21-22]</sup>,无法充分证明自然资源资产离任审计制度作为一项“激励约束型”环境政策工具的作用机理与政策效果。同时,仅有黄溶冰等(2019)<sup>[4]</sup>,张琦和谭志东(2019)<sup>[6]</sup>的研究涉及污染治理效果,但较偏重宏观或宏观与微观结合的视角,目前尚缺乏针对微观企业治污行为的系统深入研究。

## (二) 理论分析

在国家治理过程中,中央政府的最终目的是实现整体社会福利最大化。中央政府作为委托人,通过分权将国家发展的任务逐级委托给地方政府,并鼓励他们完成地方发展任务。在这样的委托代理链条中,中央政府的重要职责是任命具备治理能力的地方官员,并做好晋升机制等制度设计,使地方官员在一系列约束条件下寻求自身效用的最大化(Dixit, 2002)<sup>[23]</sup>。然而地方官员的治理能力以及努力程度都是难以直接计量的,为揭开治理能力的“黑箱”,中央政府只能通过其治理绩效进行推测,并把观察到的绩效指标作为决定官员职业晋升的依据。因此地方官员需要做出理性抉择并恰当传递其工作业绩,在面临多项任务情形下根据上级偏好合理分配努力程度,最大限度地释放自身能力信号,以使中央政府相信自己是有治理能力的,从而争取晋升的机会。

治理绩效与晋升的关联不仅是一种激励机制,同时也是一种选拔机制和信号显示机制。中国共产党的执政宗旨是“为人民服务”,在社会主义初级阶段,人民的最大诉求是生活水平的提升,在这种情况下,经济增长绩效作为一种可量化且相对令人信服的显示信号,就会被中央用作考核和晋升地方官员的重要观测指标,作为缓解上级、被提拔官员与公众、官僚系统中其他官员之间信息不对称的措施,从而获得人民的政治信任和政权合法性(Yang 和 Holzer, 2016)<sup>[24]</sup>。当中国经济发展到一定程度时,社会公众对环境公共产品的高质量供给需要越来越强烈,要求加强对生态环境的保护以及经济发展不能以牺牲环境为代价。面对公众的环境权益诉求,党的十八大首次把生态文明建设纳入中国特色社会主义“五位一体”总体布局之中,要求妥善处理好经济发展和环境保护的关系,对生态环境损害责任实行终身追责。绿色理念被提升到重要的战略地位,相应地,随着自然资源资产离任审计的试点和推广,中央政府对于官员的考核和选拔标准、地方官员的政绩观和主政追求也随之发生深刻的变化。

考虑以下隐性激励模型:地方官员为了实现多任务产出  $q = (q_1, q_2, \dots, q_n) \in R^n$ , 付出努力产生的成本  $c(a) | a = (a_1, a_2, \dots, a_n) \in R^n$ 。假设任务之间相互独立  $\left( \frac{\partial c_i(a)}{\partial a_j} = 0, i \neq j \right)$ , 且不同任务的可度量性存在差异,即对于产出函数  $q_i = \theta_i + a_i + \varepsilon_i$ ,  $\varepsilon_i$  表示任务  $q_i$  的干扰项,服从均值为0,方差为  $\sigma_i^2$  的正态分布,不同任务的  $\sigma_i^2$  可以不同。因此每项任务的绩效都可以映射出地方官员治理能力的信息,中央政府可以依据各任务的产出  $q_i$  推断出地方官员的某一项治理能力  $\theta_i$ 。假设中央对不同任务的执政能力有不同的偏好( $p_i$ ),

从而影响对不同任务产出所反映的治理能力的的评价,中央最终关注的是地方官员的综合治理能力。基于此,地方官员的效用函数如下:

$$w = \sum_{i=1}^n p_i E[\theta_i | q_i, a_i] \quad (1)$$

其中,  $p_i \in [0, 1]$  表示中央政府对地方官员在第  $i$  项任务上所表现出来的治理能力偏好, 相当于权重, 故满足  $\sum_{i=1}^n p_i = 1$ 。地方官员选择努力程度  $a^*$  以最大化期望效用:

$$\max_{\{a_i\}} E \left( \sum_{i=1}^n p_i E[\theta_i | q_i, a_i] \right) - c(a) \quad (2)$$

参照 Dewatripont 等 (1999)<sup>[25]</sup> 的官员职业发展模型, 其一阶条件满足:  $p_i \int \theta_i f(\theta_i, q_i | a_i^*) \hat{f}_a(q_i | a_i^*) d q_i d \theta_i = c_i(a^*)$ , 任务  $i$  的均衡条件为地方官员的边际激励(治理能力与产出分布函数似然率的加权协方差) 等于努力的边际成本, 即:

$$p_i \text{cov} \left( \theta_i, \frac{\hat{f}_{a_i}}{\hat{f}_i} \right) = \frac{p_i \sigma_\theta^2}{\sigma_\theta^2 + \sigma_i^2} = c_i(a^*) \quad (3)$$

根据(3)式可知:在多任务隐性激励情景下,中央政府对不同任务的偏好程度( $p_i$ )决定地方官员在不同任务上的努力水平  $c_i(a^*)$ 。

在本文中,考虑只有两项任务的隐性激励,即满足  $p_1 + p_2 = 1$ 。地方政府从事的任务可以具体表述为,经济增长为目标的任务和环境质量为目标的。在自然资源资产离任审计试点之前,尽管也有一些环保考核的要求,但环境绩效既不易量化又难以追责,地方官员主要围绕中央政府的经济增长偏好展开治理活动,在增长锦标赛晋升模式中,经济增长与环境保护之间是利益激励不相容的,故地方官员仅重视上级偏好的 GDP 等经济指标,忽视单位 GDP 排放等环境指标。

生态环境是关系民生的重大问题,也是对官员执政能力的重大考验。按照中办、国办的要求,自然资源资产离任审计的目的是促进领导干部环境保护责任的全面有效履行。在自然资源资产离任审计中,地方官员的环境治理绩效将得到认定,并以显性化信息的方式上报给上级党委和政府,作为上级决定地方官员晋升与否的重要依据。审计结果不但会对官员晋升产生影响,而且一旦出现重大资源毁损或者环境污染事故,甚至会被终身问责。自然资源资产离任审计完善了环境治理链条的绩效考核与责任追究机制,彻底改变了官员晋升中的“唯 GDP”导向,释放出环境绩效与经济绩效同样重要甚至在某些地区(如重点生态功能区)是更为重要的强烈信号。因此地方官员作为理性的“经济人”,可能据此转变自身的政绩观,增强对环境保护工作的重视程度,摒弃传统 GDP 考核晋升模式的影响,从追求基于地方 GDP 水平的“增长锦标赛”转型为满足公众环境诉求的“和谐锦标赛”。

### (三) 研究假设

企业是排污和治污的主体,但企业天然具有环境治理的惰性,原因在于企业环境污染私人成本小于相对应的社会成本,其环境治理收益却无法超越社会成本(Clarkson 和 Richardson, 2004)<sup>[26]</sup>。为解决环境公共产品供给的市场失灵问题,需要政府介入,对企业污染排放和环境治理进行监管。Xu (2011)<sup>[27]</sup> 基于财政联邦主义分析指出,中国经济的高增长奇迹主要来自地方政府的积极推动。但与此相反的是,地方政府对于环境治理的积极性却明显不足,原因在于财政分权体制中的地方政府对污染产业的产值、税收有较高依赖性;如果激励约束机制不合理,地方官员就会像职业经理人一样产生机会主义行为(Montinola 和 Weingast, 1995)<sup>[28]</sup>。

在传统 GDP 导向的政绩考核方式下,地方政府与中央政府在经济目标上保持一致,但环境目标上并不一致。中央政府对于企业在环境保护方面的规定往往比较严格且要求有实际行动;但对地方政府而言,

环保问题相比经济发展等目标仍是一个次要问题( 侯倩雯和蔡宁,2015)<sup>[29]</sup>。地方官员为了实现经济增长目标,往往默许企业采取“消极”的末端治理方式,甚至是“弃环境,保经济”,导致环境污染事故频发( 梁平汉和高楠,2014; 聂辉华和蒋敏杰,2011)<sup>[30-31]</sup>。为避免地方官员在政治决策中寻租或者选择与企业合谋,根据 Tirole(1986)<sup>[32]</sup>提出的合谋防范基本逻辑,在委托人(中央政府)—监督者(地方政府)—代理人(污染企业)的三方博弈关系中,需要中央(委托人)向地方政府(监督者)提供污染防控的有效激励,使地方和中央在环境目标上保持一致,避免逆向选择和道德风险行为。

自然资源资产离任审计的对象是地方党政领导干部,而排污和治污的主体是辖区内的微观企业,两者之间通过政绩观转型建立压力传递机制。对于地方官员而言,晋升考核机制是其职业发展的出发点和着力点,为获得政治晋升,角色定位为“政治人”的地方官员会集中精力完成具有明确度量标准的任务,以利于让上级观察到其自身政绩。按照自然资源资产离任审计的基本要求,审计机关有权以地、市(县)党委及政府主要领导干部为审计对象,对辖区内的自然资源资产数量和质量动态变化情况、目标责任书完成情况以及重大环境污染事故发生情况等进行检查;对于领导干部在任期内自然资源资产管理和生态环境保护责任履行的重要事项开展审计,必要时进行延伸和追溯。由已有文献的综述可知,开展环境审计项目有助于推动政府和企业环境责任的履行。而自然资源资产离任审计进一步将对“事”的专项审计转化为对“人”的常态化审计(如表1所示),抓住官员政绩考核的“牛鼻子”,客观上会促进地方官员更加重视污染控制,并通过行政手段或经济手段督促辖区内污染企业开展环境整治行动。

表1 自然资源资产离任审计与专项环境审计的比较

项目	专项环境审计	自然资源资产离任审计
审计对象	政策执行、资金使用、项目运行等	地方党政领导干部
审计意见	一般不给出评价结论的等级	评价结论分为“好”“较好”“一般”“较差”和“差”五个等级
持续时间	围绕个体审计项目独立展开,不具有持续性	属于经常性审计制度,具有持续性
结果运用	对审计发现的违规问题,必要时进行问责	关注环境责任履行,对违规问题进行问责,审计结果作为考核、评价和任用领导干部的依据

在我国,地方政府作为政策的制定者、执行者和监督者,对微观企业行为具有重要影响。Clemens(2006)<sup>[33]</sup>认为,外部制度压力如规则或法律是企业采取主动和自愿环境管理行动的重要驱动力;同时环境规制的强度变化会对企业环境战略产生影响。根据企业进行环境治理时的关注重点不同,可以将企业环境战略区分为适应型环境战略和前瞻型环境战略两种战略。实施适应型环境战略的企业通常重点关注当前阶段节能减排绩效,目的在于降低污染排放等硬性指标以应对环境法规变化和制度约束,保持其生产经营在环境保护层面的合法性;实施前瞻型环境战略的企业则会更加关注企业绿色发展的后续潜力,主动将环境管理纳入经营战略当中,超前于现有法规要求,实现经营和生产的全过程绿色化(Sharma和Vredenburg,1998)<sup>[34]</sup>。

企业是否积极实施环境战略,严格执行国家的各项环保政策,真正推行改善环境的措施,在大多数情况下取决于企业所在地地方政府关注的发展目标是什么。在自然资源资产离任审计试点带来政绩观转型的背景下,面对环境管制,“政企合谋”的前提条件已不复存在,违法排污必然遭受严厉处罚;迁址和减产也不符合企业长远利益。污染企业唯有与地方政府在减排目标上保持一致,加大环境治理投入,不断改善环境绩效,才能获取地方政府的合法性认可。合法性的维护又有助于企业建立一个稳定、可持续的经营环境,从而有利于企业增强竞争能力和发展能力。

因此在自然资源资产离任审计试点期间,一方面,企业需要通过实施适应型环境战略获得地方政府的合法性认可。企业在生产经营中开展环境整治活动,主要通过原材料替代、循环利用、技术改造等措施减少污染排放,直观体现在设备、工艺和流程等内部环保投资的增加。基于以上分析,本文提出如下假设:

H1:相对于非试点城市,开展自然资源资产离任审计试点的城市辖区内污染企业的内部环保投资显著增加。

另一方面,企业也可能通过实施前瞻型环境战略来提升其竞争优势。在自然资源资产离任审计政策试

点期间,其一,如前所述,采取适应型环境战略的企业会增加在环境治理方面的投入,表现为较高的固定成本投资比例。其二,随着绿色发展理念日渐深入人心,实施前瞻型环境战略的企业则将环境管理纳入战略规划框架,进一步关注在产品研发和生产过程中可持续竞争优势的获取。与内部环保投资相比,绿色并购<sup>①</sup>能够完整获得标的企业的清洁生产和节能减排技术。根据并购协同效应理论,引入绿色标的能够打破企业现有条件的束缚(潘爱玲等,2019)<sup>[35]</sup>,异质性的技术、人才和管理要素的催化可以加速实现“波特假说”的创新补偿效应,而这正是前瞻性环境战略尝试获得竞争优势的途径。基于以上分析,本文提出如下假设:

H2:相对于非试点城市,开展自然资源资产离任审计试点的城市辖区内污染企业的绿色并购支出显著增加。

### 三、研究设计

#### (一) 模型设定及变量定义

自然资源资产离任审计于2015年开始在全国分阶段、分步骤开展试点,<sup>②</sup>为本文研究提供了天然的“准自然实验”条件。参照 Beck 等(2010)<sup>[36]</sup>的方法,构建多期双重差分模型式(1):

$$Eninvest_{it} = \beta_0 + \beta_1 DT + \gamma Z_{it} + \alpha_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中  $Eninvest_{it}$  是被解释变量,表示企业环保投资水平,下标  $i$  和  $t$  分别表示公司和年度,具体包括内部环保投资 ( $Eninvest1$ ) 和绿色并购支出 ( $Eninvest2$ )。  $DT$  是本文关心的关键解释变量,当企业所在地为试点城市且位于试点期间时赋值为1,否则为0。另外,为考察审计试点对企业环保投资的动态影响,本文设置年度变量  $DT1$ 、 $DT2$  和  $DT3$ ,分别表示企业所在城市是否处于试点第一年、第二年和第三年。 $Z_{it}$  是一组控制变量,表示其他可能影响企业环保投资的变量,包括资产负债率 ( $Lev$ )、企业规模 ( $Size$ )、净资产收益率 ( $ROE$ )、企业成长性 ( $Growth$ )、现金持有水平 ( $Cash$ )、财务杠杆 ( $DFL$ )、经营杠杆 ( $DOL$ )、城市环保水平 ( $LnWater$ ,  $LnSulphur$ ,  $LnDust$ ,  $LnSolidwastes$ )。最后,模型中的  $\alpha_i$  表示个体固定效应,捕捉不同企业之间的差异特征; $\alpha_t$  表示年度固定效应; $\varepsilon_{it}$  表示随机误差项。

主要变量定义如表2所示。

表2 主要变量定义

变量符号	变量名称	变量定义
$Eninvest1$	内部环保投资	在建工程中环保类明细,取每年的借方增加额,以总资产进行标准化(百分比)
$Eninvest2$	绿色并购支出	买方进行绿色并购时当期支付的现金、资产或股票价值,以总资产进行标准化(百分比)
$DT$	政策实施	企业所在城市为试点城市且位于试点期间取值为1,否则为0
$Lev$	资产负债率	企业期末负债总额/期末总资产
$Size$	企业规模	企业平均总资产,取对数处理
$ROE$	净资产收益率	企业净利润/净资产平均余额
$Growth$	企业成长性	(主营业务收入本年本期金额 - 主营业务收入上年同期金额)/主营业务收入上年同期金额
$Cash$	现金持有水平	现金及现金等价物之和/总资产
$DFL$	财务杠杆	普通股每股利润变动率/息税前利润变动率
$DOL$	经营杠杆	息税前利润变动率/销售收入变动率
$LnWater$	城市环保水平	城市当年工业废水排放量,取对数处理
$LnSulphur$		城市当年工业二氧化硫排放量,取对数处理
$LnDust$		城市当年工业烟(粉尘)排放量,取对数处理
$LnSolidwastes$		城市当年固体废弃物综合利用率,取对数处理

<sup>①</sup>绿色并购是指企业以保护环境、节能减排为目的进行的并购。主要特征是企业在标的选择、交易设计以及并购后整合等并购全流程中始终以绿色发展理论为宗旨,其绿色性主要体现为企业通过并购获得标的企业的绿色资源、绿色技术或者绿色管理经验等。

<sup>②</sup>试点城市包括4个直辖市以及162个地级及以上行政区。

## (二) 研究样本与数据来源

本文选择2012—2017年(审计试点前后3年)沪深A股重污染企业作为研究对象。参考《上市公司环境信息披露指南》(2010年)的要求,将煤炭开采和选洗业、石油和天然气开采业、金属矿采选业、化学原料及化学制品制造业等19个子行业定义为重污染行业。样本筛选步骤如下:(1)剔除当年交易状态为ST的企业;(2)剔除财务数据缺失企业;(3)剔除当年新上市企业。最终得到2368家公司一年度观测值,为避免离群值的影响,本文还对所有连续变量进行了上下1%的Winsorize处理。

企业环保投资来自作者手工整理。其中内部环保投资摘录自公司年报披露在建工程项目明细,包括三废排放、节能、垃圾余热发电、清洁、环境监测、绿化等环保相关在建工程,取每年的借方增加额(胡珺等,2019)<sup>[37]</sup>。企业绿色并购支出来自CSMAR数据库和企业并购公告,参考潘爱玲等(2019)<sup>[35]</sup>的做法,首先根据并购事件的交易地位、重组类型、标的类型以及交易结果对CSMAR数据库的并购交易信息总表进行一次筛选。在此基础上再采用内容分析法进行二次筛选,分析内容涵盖官方公布的并购交易概述、标的方具体内容以及目标方主营业务范围等。如果该并购事件有助于买方企业绿色转型,或者获取清洁生产、节能减排等环保技术,则判定该并购为绿色并购。经过上述步骤,最终得到1682次并购事件,包括绿色并购223次。每次绿色并购事件对应的当年买方支出价值即企业当年发生绿色并购的交易成本,未发生绿色并购时交易成本为0。为消除量纲影响,本文利用企业年末总资产对上述被解释变量进行了标准化处理。同时为增强后续实证部分中回归系数的可读性,对标准化后的环保投资按百分比处理(分子分母同乘100)。

自然资源资产离任审计试点相关信息来源于《中国审计年鉴》、各省市审计厅、审计局网站以及媒体报道。定义办公地址位于试点城市的重污染企业为处理组,始终未开展试点城市的重污染企业为对照组。在控制变量中,企业财务数据来源于CSMAR数据库,城市环保水平数据来源于《中国城市年鉴》及政府官方网站补充。

主要变量的描述性统计如表3所示。

表3 主要变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Eninvest1</i>	2368	0.4474	1.1069	0	0.0237	6.4000
<i>Eninvest2</i>	1682	0.2570	0.6528	0	0	2.9090
<i>DT</i>	2368	0.2487	0.4324	0	0	1
<i>Lev</i>	2368	0.4583	0.2052	0.0530	0.4649	0.9346
<i>Size</i>	2368	22.5701	1.2911	20.1254	22.3910	26.9760
<i>ROE</i>	2368	0.0638	0.1199	0.5545	0.0632	0.5545
<i>Growth</i>	2368	0.1406	0.1031	0.0109	0.1123	0.5385
<i>Cash</i>	2368	0.1576	0.3381	0.4283	0.0954	1.8625
<i>DFL</i>	2368	2.0596	2.0911	0.6233	1.2542	13.7838
<i>DOL</i>	2368	1.8750	0.9946	1.0000	1.5875	7.5398
<i>LnWater</i>	2368	9.0993	0.9365	6.2766	9.0967	11.0258
<i>LnSulphur</i>	2368	10.5771	1.1013	7.1929	10.6933	12.9641
<i>LnDust</i>	2368	10.0587	1.1310	6.5876	10.2065	12.2774
<i>LnSolidwastes</i>	2368	4.4106	0.2940	3.2165	4.5314	4.6151

## 四、实证检验

### (一) 基本回归分析

本文采用个体时点双固定效应模型,并进行公司层面的标准误差聚类,利用模型(1)估计自然资源资产离任审计试点对企业环保投资的影响,回归结果列示于表4。其中列(1)和列(2)是审计试点与内部环保投



资之间的估计结果,关键解释变量  $DT$  的系数为0.2732,并在1%水平上显著,说明审计试点期间,试点城市所在地污染企业的内部环保投资规模显著增加;从时间趋势看, $DT1$ 至 $DT3$ 的系数均在1%的水平上显著,即政策试点各阶段对企业环保投资的影响都是积极的。假设 H1 得到支持。列(3)和列(4)是审计试点与绿色并购支出之间的估计结果,政策实施( $DT$ )系数为0.1584,在1%的水平上显著;时间趋势项在第一年( $DT1$ )和第三年( $DT3$ )显著为正,说明相较于非试点城市,试点城市所在地污染企业更积极地通过绿色并购实现转型升级。假设 H2 得到验证。

表4 基本回归分析

Variables	Eninvest1		Eninvest2	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$DT$	0.2732 ***		0.1584 ***	
	(3.3457)		(2.6939)	
$DT1$		0.2488 ***		0.1722 ***
		(3.1300)		(2.7417)
$DT2$		0.3262 ***		0.1088
		(2.7639)		(1.3098)
$DT3$		0.5959 ***		0.2527 **
		(3.0738)		(2.1661)
_Cons	1.2079	1.3895	-10.6158 ***	-10.5752 ***
	(0.7406)	(0.8529)	(-7.5709)	(-7.5959)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Company/Year	Yes	Yes	Yes	Yes
$N$	2368	2368	1682	1682
Adj- $R^2$	0.0996	0.1031	0.1465	0.1488

注:括号内显示数值为  $t$  值,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平显著

## (二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验。双重差分模型应用的前提条件是平行趋势检验是否成立。借鉴黄溶冰等(2019)<sup>[4]</sup>的做法,在模型(1)的基础上,构建  $DT_1$ — $DT_3$  作为审计试点开始之前的窗口期变量,分别表示审计试点开始前一年至前三年,结果列示于表5。据列(1)和列(2)可知,处理组和对照组在审计试点之前内部环保投资规模不存在显著差异。在列(3)和列(4)中,未加入控制变量时, $DT_1$ — $DT_3$ 的系数均不显著;加入控制变量后, $DT_1$ — $DT_2$ 的估计系数在10%的水平上负向显著,即处理组相比对照组在审计试点之前的绿色并购支出偏低。但就环保投资整体支出而言,试点城市与非试点城市相比不存在明显向上变动的趋势。

表5 平行趋势检验的估计结果

Variables	Eninvest1		Eninvest2	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$DT_1$	-0.1141	-0.1242	-0.0540	-0.1015 *
	(-1.4546)	(-1.5179)	(-0.8902)	(-1.7114)
$DT_2$	0.0966	0.0387	-0.0711	-0.1190 *
	(1.1855)	(0.4934)	(-1.0649)	(-1.7506)
$DT_3$	0.1466	0.1303	-0.0317	-0.0436
	(1.5840)	(1.3653)	(-0.4510)	(-0.6262)
Controls	No	Yes	No	Yes
Company/Year	Yes	Yes	Yes	Yes
$N$	2368	2368	1682	1682
Adj- $R^2$	0.0399	0.0867	0.0237	0.1095

注:括号内显示数值为  $t$  值,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平显著

2. 倾向得分匹配。在构建双重差分模型之前,使用倾向得分匹配方法为处理组重新匹配对照组。选择原模型中的财务特征和城市环保水平作为协变量,使用最近邻匹配法,进行1:1无放回匹配,并利用Logit模型计算倾向得分,保留处理组及其对应匹配的对照组数据,重新进行回归。由表6可知,关键解释变量DT的估计值显著为正,与基本回归结果一致。

表6 倾向得分匹配的估计结果

Variables	Eninvest1		Eninvest2	
	(1)	(2)	(3)	(4)
DT	0.2155*		0.2269*	
	(1.7667)		(1.8296)	
DT1		0.1414		0.2392*
		(1.2007)		(1.7480)
DT2		0.2529		0.1958
		(1.2547)		(1.0224)
DT3		0.8218**		0.2141
		(2.3401)		(1.0050)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Company/Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1397	1397	742	742
Adj-R <sup>2</sup>	0.0483	0.0593	0.1381	0.1383

注:括号内显示数值为t值,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平显著

3. 安慰剂检验。本文采用重新设定政策试点时间的方法,以排除可能的时间趋势因素的干扰。具体而言,重新设置虚拟审计试点实施时间为2013年,并将研究期间限定在2012—2014年,处理组和对照组设定不变,treat\_placebo表示虚拟政策实施。根据表7可知,无论是否加入控制变量,treat\_placebo的系数均不显著,说明虚拟政策试点时间对企业环保投资影响并不明显,本文的估计结果不可能由时间趋势中的不可观察因素驱动。

表7 安慰剂检验的估计结果

Variables	Eninvest1		Eninvest2	
	(1)	(2)	(3)	(4)
treat_placebo	0.1047	0.0341	-0.0230	-0.0133
	(1.4866)	(0.5128)	(-0.3191)	(-0.1987)
Controls	No	Yes	No	Yes
Company/Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1097	1097	696	696
Adj-R <sup>2</sup>	0.0037	0.0912	0.0030	0.0916

表8 排除环保督察样本的估计结果

Variables	Eninvest1		Eninvest2	
	(1)	(2)	(5)	(6)
DT	0.2159**		0.0598	
	(1.9862)		(0.6356)	
DT1		0.2178**		0.0502
		(1.9817)		(0.5411)
DT2		0.2049		0.1081
		(0.9497)		(0.4748)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Company/Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1697	1697	1141	1141
Adj-R <sup>2</sup>	0.0784	0.0784	0.1514	0.1516

注:括号内显示数值为t值,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平显著

4. 排除中央环保督察的影响。企业环保投资的变化还可能受到同时期其他环境政策的影响。本文认为,中央环保督察是最有可能影响估计结果的一项制度安排,中央环保督察巡视组于2016年开始对全国31个省份开展环保巡查,首轮巡视于2017年年底结束,巡视时间与审计试点期间存在重叠。本文设定研究区间为2012—2016年,并删除中央环保督察组于2016年进驻的省份样本,<sup>①</sup>重新估计的结果如表8所示。在排除中央环保督察的影响后,审计试点对企业内部环保投资依然具有正向积极影响,对企业绿色并购的影响虽为正但不显著。

5. 其他稳健性检验。一是为避免控制变量与企业环保投资之间可能的内生性问题,本文将控制变量进行滞后一期处理。二是结合描述性统计,企业绿色并购支出(*Eninvest2*)的最小值与中位数都为0,为避免估计结果存在偏误,本文在滞后控制变量的基础上,使用Tobit模型再次进行检验。根据表9可知,关键解释变量依然在1%或10%的水平上显著为正,说明本文的研究结论是稳健的。

表9 其他稳健性检验的估计结果

Variables	Eninvest1		Eninvest2	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DT</i>	0.2818 *** (2.9709)		1.0234 *** (2.6572)	
<i>DT1</i>		0.2436 *** (2.6588)		0.8133 * (1.9550)
<i>DT2</i>		0.4319 *** (2.9078)		1.0351 * (1.8204)
<i>DT3</i>		0.7095 *** (3.2186)		2.0662 *** (3.0122)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Company/Year	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1667	1667	1200	1200
<i>Adj-R<sup>2</sup>/Pseudo R<sup>2</sup></i>	0.0704	0.0779	0.0302	0.0328

注:括号内显示数值为*t*值,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平显著

## 五、进一步分析

根据前文研究,自然资源资产离任审计试点显著提升了辖区内污染企业的环保投资水平。作为一项“激励约束型”环境政策工具,自然资源资产离任审计在离任必审的前提下,实现任中审计常态化,有助于推动地方官员政绩观转型,并倒逼辖区内污染企业改善环境绩效。考虑到自然资源资产离任审计主要关注领导干部任期内环境责任履行情况,其结果作为领导干部考核、任免和奖惩的重要依据,将对地方主政官员和国有企业领导人的晋升产生直接影响。因此在进一步分析中(如图1所示),本文需要考虑的是,晋升压力对于自然资源资产离任审计微观治污行为的影响机制如何,以及政府干预对于自然资源资产离任审计微观治污行为的实现路径如何。

### (一) 影响机制分析

本文认为,根据图1,因地区环境质量(如大气污染、水污染等)、官员个人特征(如年龄、任期和来源地等)以及企业产权性质的不同,可能会导致晋升压力及政绩考核方式的差异,进而对企业环保投资水平产生异质性影响。

<sup>①</sup>中央环保督察2016年包括北京、上海、内蒙古、黑龙江、江苏等地区,共计16个省市;2017年涵盖全国所有省市。

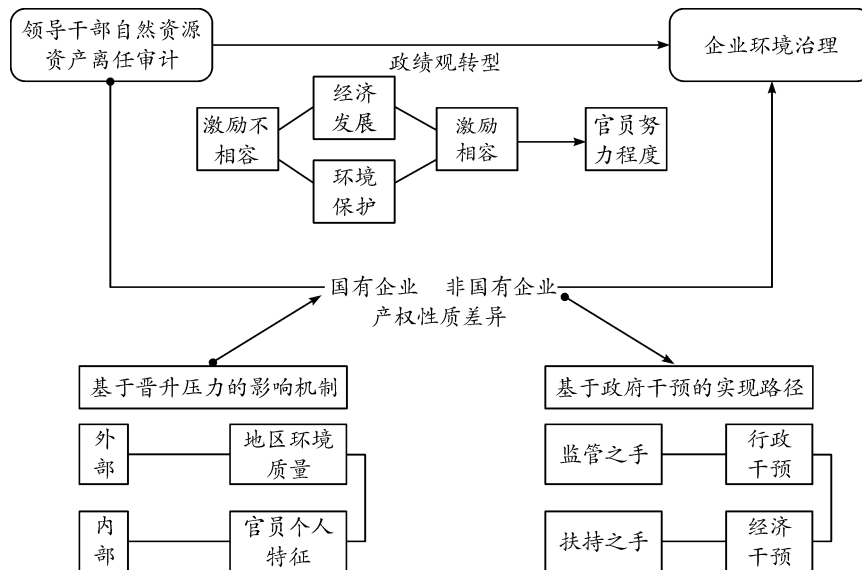


图1 进一步分析的思路

1. 基于辖区空气质量的分析。在我国,中央把更多的财权和事权下放给地方,但在政治上依然保持着高度集权,定期对地方党政领导干部目标责任履行情况进行考核,形成财政分权、政治集权的行政体制(耿曙等,2016)<sup>[38]</sup>。随着领导干部自然资源资产离任审计制度的出台,环境质量和生态文明建设成效成为选拔党政领导干部的一个关键性指标,环境业绩差的地方官员很可能无法晋升甚至会被问责。因此本文认为,辖区环境质量越低,地方官员的环境治理压力越大,其面临的晋升压力也越大,在审计试点期间,越倾向于推动辖区内污染企业积极开展环境治理活动,改善地区环境质量。

2013年颁布的《大气污染防治行动计划》要求地方各级人民政府对本行政区域内的大气环境质量负总责,空气质量的改善成为考察地方政府环境治理绩效的重要依据。本文使用各城市细颗粒物(PM<sub>2.5</sub>)年均浓度来衡量辖区空气质量,以审计试点前三年(2012—2014年)PM<sub>2.5</sub>排放量中值为依据,将实际排放水平高于中值的城市认定为高环境治理压力组,反之认定为低环境治理压力组。高环境治理压力组(Airpress)赋值为1,否则为0。

回归结果如表10所示。在列(1)和列(2)中,审计试点(DT)对企业内部环保投资(Eninvest1)的政策效应在高环境治理压力组中显著为正,在低环境治理压力组中不显著。在列(3)和列(4)中,审计试点(DT)对企业绿色并购支出(Eninvest2)的政策效应同样在高环境治理压力组中显著。说明在自然资源资产离任审计试点期间,空气质量较差、环境治理压力较大的地区,当地政府官员的晋升压力相对更大,从而促进了辖区内污染企业环保投资水平的提高。

表10 基于辖区空气质量的影响机制分析

Variables	Eninvest1		Eninvest2	
	Airpress = 1	Airpress = 0	Airpress = 1	Airpress = 0
	(1)	(2)	(3)	(4)
DT	0.3055** (2.5077)	0.1445 (1.2467)	0.1486* (1.6685)	0.1213 (1.1842)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Company/Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1207	1161	834	848
Adj-R <sup>2</sup>	0.1587	0.0606	0.1980	0.1083

注:括号内显示数值为t值,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平显著

2. 基于官员任期的分析。按照《党政领导干部职务任期暂行规定》，党政领导职务每个任期为5年，在任职期满将实行换届。<sup>①</sup>本文认为，受干部任期制的制约，任期越长（距法定任期较短）的地方官员，面临的目标考核和晋升压力越大，在审计试点期间，更倾向于要求辖区内污染企业采取在短期内效果明显的污染治理措施。

本文选取市长任期 (*Tenure*) 作为衡量晋升压力的代理变量，按照是否超过2年划分为高任期组和低任期组，*Tenure* 通过计算各地市长的实际在任时间获得，若市长的上任时间在1—6月，则任期从当年开始计算；若上任时间在7—12月，则任期从下一年度开始计算。

表11 基于官员任期的影响机制分析

Variables	Eninvest1		Eninvest2	
	<i>Tenure</i> ≤ 2	<i>Tenure</i> > 2	<i>Tenure</i> ≤ 2	<i>Tenure</i> > 2
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DT</i>	0.1851 (1.3819)	0.2763** (2.5354)	0.2049** (2.0179)	0.0170 (0.1759)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Company/Year	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1341	1027	932	750
Adj- <i>R</i> <sup>2</sup>	0.0803	0.2085	0.2021	0.1705

注：括号内显示数值为 *t* 值，\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在10%、5%、1% 水平显著

回归结果如表11所示。根据列(1)列(2)可知，审计试点 (*DT*) 对内部环保投资 (*Eninvest1*) 的政策效应在高任期组显著为正，在低任期组不显著。说明试点期间，任期较长、晋升压力相对较高的地方官员，设定了更加明确的“短期化”减排目标，污染企业将地方政府和监管部门作为首要利益相关者以满足合法性要求，通过加大环保投资力度，改造内部流程、工艺和设备，完成目标约定的节能减排任务。在列(3)和列(4)中，审计试点 (*DT*) 对绿色并购支出 (*Eninvest2*) 的政策效应在低任期组显著为正，在高任期组不显著。可能的解释是，任期较短的地方官员晋升压力相对较小，但更加关注节能减排中长期目标的实现，采取的环境标准不仅满足现有法规的要求，而且具有一定的超前性。污染企业通过绿色并购以及实施并购后整合，更容易满足上述要求。

3. 基于官员晋升来源地的分析。除任期制度外，干部交流制度也是一项具有中国特色的干部管理制度。在《党政领导干部选拔任用工作条例》中，要求推进地区之间、部门之间的干部交流。已有研究表明，地方主政官员的来源地（本地/异地）会对本地区环境治理产生一定影响（潘越等，2017）<sup>[39]</sup>。就审计试点而言，相对于异地晋升的官员，本地晋升（一般为副职晋升正职）的地方官员因任职轨迹较长时间未发生变化，无疑将对当地承担更多的受托环境责任。当地环境绩效越好说明前期履职情况越好；而一旦在审计中查出严重的环境污染和生态恶化问题，则很可能追溯到其前期相关工作的责任。因此本文预期在审计试点期间，相对于异地晋升的地方官员，来源于本地的地方官员倾向于推动企业采取更加积极的污染治理措施。

本文将样本按照市长的晋升来源地 (*Position*) 分组，区分为本地晋升组和异地晋升组，本地晋升赋值为1，否则为0。回归结果列示于表12。由列(1)列(2)可知，审计试点 (*DT*) 对内部环保投资 (*Eninvest1*) 的政策效应均显著为正，说明无论本地晋升组还是异地晋升组，都普遍提高了内部环保投资规模。进一步利用交互项进行组间系数差异检验，*p* 值为0.335，说明两者不存在显著差异。在列(3)和列(4)中，审计试点 (*DT*) 对绿色并购支出 (*Eninvest2*) 的政策效应在本地晋升组显著为正，但在非本地晋升组不显著，与前文的预期一致。

<sup>①</sup>各地在执行中存在一定差异，根据耿曙等(2016)<sup>[38]</sup>的调研，平均任期在4年左右。

表12 基于官员晋升来源地的影响机制分析

Variables	Eninvest1		Eninvest2	
	Position = 0	Position = 1	Position = 0	Position = 1
	(1)	(2)	(3)	(4)
DT	0.8429*	0.2390***	0.1821	0.1554**
	(1.7144)	(3.0166)	(0.5501)	(2.4504)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Company/Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	270	2098	180	1502
Adj-R <sup>2</sup>	0.2088	0.1132	0.1782	0.1648

注:括号内显示数值为t值,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平显著

4. 基于企业产权性质的分析。从企业角度而言,产权性质是决定政企关系密切程度的天然基础。在行政逻辑具有较强影响力的国有企业场域,作为政府重要调控工具的国有企业,往往会率先响应政府号召,出台并落实相应的环境战略和行动方案。同时国有企业领导人由上级考察任命,具有“准政府官员”属性,党政机关与国有企事业单位之间存在干部交流的“旋转门”(黄溶冰,2012)<sup>[40]</sup>。因此具有行政属性的国有企业更有可能受到上级政府政治目标的影响,进而积极迎合地方政府意志。

以产权性质作为分组依据,将样本按照非国有企业(Owner = 0)和国有企业(Owner = 1)划分为两组,分组回归结果如表13所示。由列(1)列(2)可知,无论是非国有企业还是国有企业组,审计试点(DT)对内部环保投资(Eninvest1)的政策效应均显著为正,组间系数差异检验的p值为0.544,不存在显著差异。在列(3)和列(4)中,审计试点(DT)对绿色并购(Eninvest2)的政策效应在国有企业组显著为正,在非国有企业组则不显著。即在审计试点期间,面对地方政府的环境治理压力,无论国有企业还是非国有企业都显著提升了内部环保投资水平;但相对而言,国有企业在绿色并购的前瞻性环境治理方面表现得更加主动。

表13 基于产权性质的影响机制分析

Variables	Eninvest1		Eninvest2	
	Owner = 0	Owner = 1	Owner = 0	Owner = 1
	(1)	(2)	(3)	(4)
DT	0.1766*	0.3548***	0.0834	0.2210**
	(1.6595)	(2.8513)	(1.0970)	(2.4106)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Company/Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1179	1189	849	833
Adj-R <sup>2</sup>	0.0835	0.1523	0.1502	0.1642

注:括号内显示数值为t值,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平显著

## (二) 实现路径分析

面对自然资源资产离任审计试点所带来的环境治理压力,地方政府需采取积极措施解决市场失灵问题,推动企业节能减排、清洁生产。已有研究表明,试点城市给予企业政府补助是导致其增加环保投资的一种可能路径(张琦和谭志东,2019)<sup>[6]</sup>。地方政府的干预行为包括“扶持之手”和“监管之手”,前者包括政府补助等经济手段,后者主要是行政手段。因此在试点期间,地方政府也可以采取诸如颁布地方环保规章、增大监管处罚力度、加强排污费(税)征收管理等行政干预手段,督促企业提高环保投入水平。

本文重点对另外一种路径,即“监管之手”——政府环境监管的实现路径开展分析。采取双重差分方法,通过检验审计试点与地方政府环境监管强度之间的关系,考察其对企业环保投资的实现路径。模型设定如下:

$$Supervision_{it} = \beta_0 + \beta_1 DT + \gamma Z_{it} + \alpha_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中被解释变量 *Supervision* 表示地方政府的环境监管强度。考虑到数据的可获取性,现有研究主要采用各省环境行政处罚立案数量或者处罚金额来衡量政府环境监管强度(龚新蜀等,2017;杨柳勇等,2021)<sup>[41-42]</sup>。然而省级层面的数据难以反映出各城市对辖区企业环境监管力度的差异,仅讨论立案数量以及处罚金额也无法综合反映地方政府对污染企业的常态化监管程度。为了精准捕捉自然资源资产离任审计对企业环保投资的可能作用路径,本文从微观企业视角出发,采用更为细化的政府环境监管替代指标,即污染企业当年的排污费缴纳情况。企业排污费缴纳越高,说明面临的环境监管强度越高。*Supervision* 摘录自企业年报中披露的管理费用项目,主要采取手工收集和整理,为与前文环保投资水平的计算口径保持一致,同样进行了总资产标准化并按百分比处理。

表14 基于政府监管的作用机制检验

Panel A				
Variables	Supervision			
	(1)		(2)	
<i>DT</i>	0.0470 *** (3.2452)		0.0425 *** (3.0233)	
<i>Controls</i>	No		Yes	
<i>Company/Year</i>	Yes		Yes	
<i>N</i>	2368		2368	
<i>Adj-R<sup>2</sup></i>	0.0342		0.0531	
Panel B				
Variables	<i>Eninvest1</i>		<i>Eninvest2</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DT</i>	0.2732 *** (3.3457)	0.2863 *** (3.4520)	0.1584 *** (2.6939)	0.1537 ** (2.5624)
<i>Supervision</i>		-0.3063 (-1.5198)		0.1064 (1.3281)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Company/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2368	2368	1682	1682
<i>Adj-R<sup>2</sup></i>	0.0996	0.1012	0.1465	0.1470
<i>Sobel(z 值)</i>	1.645 *		0.427	

注:括号内显示数值为 *t* 值,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平显著

作用机制检验结果列示于表14。Panel A 的结果表明,审计试点期间,处理组污染企业缴纳的排污费显著增加,地方政府增大了对辖区内污染企业的环境监管力度。在 Panel B 中,进一步中介效应检验的结果表明,各列中 *DT* 的系数显著为正,但 *Supervision* 的系数不显著;针对 *Eninvest1* 的 Sobel 检验在10%的水平上显著,针对 *Eninvest2* 的 Sobel 检验不显著。即政府监管强度对企业内部环保投资存在中介效应,面对不断增强的环境规制,为保持经营合法性,污染企业积极实施适应型环境战略,相应提高了内部环保投资规模。

## 六、结论、启示与展望

### (一) 研究结论

本文以自然资源资产离任审计分阶段、分步骤试点作为外生事件,利用2012—2017年沪深A股重污染企业的数据,考察领导干部自然资源资产离任审计对企业环保投资的影响。研究结果表明,自然资源资产离任审计试点显著提升了辖区企业的环保投资水平。进一步的研究发现,在审计试点期间,地区空气质

量越低,地方政府的环境治理压力越大,辖区内污染企业的环保投资支出水平提升越明显;地方官员任职时间越长,晋升压力越大,越倾向于污染企业采取短期内效果明显的污染治理措施;本地晋升的地方官员,对辖区内环境问题承担更大的受托责任,更可能推动企业采取积极的环境治理措施。国有企业因其政治属性,更倾向于通过绿色并购主动实现战略转型。最后机制检验的结果表明,在审计试点期间,地方政府加强环境监管强度是污染企业提升内部环保投资水平的可能作用机制。本文的研究从中国特有的政治体制以及自然资源资产离任审计的制度背景出发,基于官员晋升考核机制及政绩观转型的视角,深入分析了领导干部自然资源资产离任审计试点对微观企业环境治理行为的影响及其作用机理。

## (二) 政策启示

自然资源资产离任审计作为一项服务于生态文明建设的制度创新,通过将环境责任落实到人,健全和完善了地方官员考核晋升机制,进而倒逼和促进政企合作治理环境污染问题。目前,政策已经进入全国推广阶段,为更好地发挥该项制度的建设性作用,本文提出如下政策建议:

一是拓展自然资源资产离任审计的对象。本文研究表明,任职年限、任职来源的差异会对地方官员产生异质性的晋升压力,进而影响辖区内企业不同的污染治理策略。实际上,对各地区环境质量承担受托责任的领导干部包括两类。其中地方各级党委和政府主要领导干部作为审计对象已经得到了社会认可。此外,承担自然资源资产管理和生态环境保护工作部门(单位)的主要领导干部,同样承担着公共受托环境责任。下一步应考虑将这一类群体明确纳入自然资源资产离任审计的对象,延伸地方官员生态政绩考核链条,推动解决自然资源和生态环境领域突出问题,切实维护生态环境安全和人民群众利益。

二是适时公告自然资源资产离任审计结果。本文研究表明,在审计试点期间,环境治理压力通过政绩观转型促进了辖区内污染企业环保投资水平的提升;地方政府加强环境监管有助于推动企业增加内部环保投资水平。按照新公共管理理论,本地区年度环境质量情况、地方政府在改善环境方面的努力,存在哪些不足以及如何改进等应向社会公告。已有研究表明,政府审计结果公告具有显著的信息效应(Huang和Wang,2017)<sup>[43]</sup>。目前自然资源资产离任审计结果向社会公告的数量很少,建议在遵循保密原则的前提下,进一步统筹推进相关审计结果公告工作。这不仅有助于完善公众对环境问题的知情权、参与权,而且有助于将审计监督和社会监督有机结合,促进审计质量的提高;增加地方政府对审计发现问题及整改工作的重视程度,推动企业真正提高环保意识。

三是落实自然资源资产离任审计问责机制。自然资源资产离任审计通过完善官员晋升激励与责任追究机制来实现对污染企业的微观治理功能。目前自然资源资产离任审计针对的是地方党委和政府主要领导干部,体现了环境保护“党政同责、一岗双责”的宗旨。在自然资源资产离任审计全国推广的背景下,就审计中发现的重大生态环境问题,应进一步问责到人,明确其中的领导责任、主管责任或其他责任;以责任追究为核心,强调任何责任都需要由相关人员来承担,才能真正实现生态文明和经济发展的和谐统一(黄溶冰,2020)<sup>[44]</sup>。因此,当领导干部作为受托人未能恰当履行受托环境责任时,就应该及时启动问责程序,唯有如此,该项制度才能真正最大限度地发挥作用。

## (三) 研究局限与展望

本文的局限性如下:一是本文以政策试点前后三年(2012—2017年)作为研究区间,采用双重差分方法考察了自然资源资产离任审计试点的政策效应。虽然本文在研究设计中通过设置年度变量(DT1—DT3)来检验政策效应的动态变化以及发展趋势,但未涉及2018年该政策在全国推广后的长期政策效应。二是本文利用地方空气质量、官员任职特征以及企业产权性质来区分晋升压力和政绩考核方式的差异。实际上,官员晋升激励还可能受到其他因素的影响,例如官员年龄、性别等个人特征以及水(土地修复)环境质量、地区经济发展水平排序等,但限于篇幅等原因,本文未对此开展深入研究。

有鉴于此,进一步的研究拟在如下两方面继续深入:(1)拓展研究期间至自然资源资产离任审计的全国推广阶段,将是否纳入国务院执行大气污染物特别排放限值重点控制区作为划分处理组和对照组的依据,检验该政策在推广期的后续效果;(2)按照“可比地区”原则,构建经济绩效压力指数和环境绩效压力



指数,并通过两者之间不同的权重组合反映地方官员的晋升压力,深入分析晋升压力对自然资源资产离任审计制度实施效果的调节效应。

### 参考文献:

- [1]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.
- [2]WU J,DENG Y,HUANG J,et al. Incentives and outcomes: China's environmental policy[J]. Capitalism and Society,2014,9(1):1-41.
- [3]李斌,张晓冬.政企合谋视角下中国环境污染转移的理论与实证研究[J].中央财经大学学报,2018(5):72-81.
- [4]黄溶冰,赵谦,王丽艳.自然资源资产离任审计与大气污染防治:“和谐锦标赛”还是“环保资格赛”[J].中国工业经济,2019(10):23-41.
- [5]林忠华.领导干部自然资源资产离任审计探讨[J].审计研究,2014(5):10-14.
- [6]张琦,谭志东.领导干部自然资源资产离任审计的环境治理效应[J].审计研究,2019(1):16-23.
- [7]INTOSAI-WGEA. Ninth survey on environmental auditing[R]. Porkkalankatu: Working Group of Environmental Auditing,2019.
- [8]吴勋,郭娟娟.国外政府环境审计发展现状与启示——基于WGEA全球性环境审计调查[J].审计研究,2019(1):31-40.
- [9]曾昌礼,李江涛.政府环境审计与环境绩效改善[J].审计研究,2018(4):44-52.
- [10]喻开志,王小军,张楠楠.国家审计能提升大气污染治理效率吗[J].审计研究,2020(2):43-51.
- [11]黄溶冰.党政领导干部经济责任审计的层次变权综合评价模型——基于科学发展观的视角[J].审计研究,2013(5):53-59.
- [12]杨肃昌,马亚红,芦海燕.公共价值视角下的环境审计作用机制与实现路径研究[J].兰州大学学报(社会科学版),2019(6):119-126.
- [13]黄溶冰,赵谦.自然资源资产负债表编制与审计的探讨[J].审计研究,2015(1):37-43,83.
- [14]于连超,张卫国,毕茜,等.政府环境审计会提高企业环境绩效吗?[J].审计与经济研究,2020(1):41-50.
- [15]EARNHART D,HARRINGTON D R. Effect of audits on the extent of compliance with wastewater discharge limits[J]. Journal of Environmental Economics & Management,2014,68(2):243-261.
- [16]曲国华,刘雪,李月娇,等.政府监管与企业加入第三方国际环境审计的模糊博弈分析[J].中国管理科学,2020(1):113-121.
- [17]潘孝珍,傅超.政府审计能使企业社会责任表现更好吗——来自审计署央企审计的经验证据[J].审计与经济研究,2020(3):12-21.
- [18]李朝芳.环境责任、组织变迁与环境会计信息披露——一个基于合法性理论的规范研究框架[J].经济与管理研究,2010(5):117-123.
- [19]MOBUS L J. Mandatory environmental disclosures in a legitimacy theory context[J]. Accounting Auditing & Accountability Journal,2005,18(4):492-517.
- [20]蔡春,郑开放,陈晔,等.政府环境审计对企业环境责任信息披露的影响研究——基于“三河三湖”环境审计的经验证据[J].审计研究,2019(6):3-12.
- [21]蔡春,毕铭悦.关于自然资源资产离任审计的理论思考[J].审计研究,2014(5):3-9.
- [22]张宏亮,刘长翠,曹丽娟.地方领导人自然资源资产离任审计探讨——框架构建及案例运用[J].审计研究,2015(2):14-20.
- [23]DIXIT A. Incentives and organizations in the public sector: an interpretive review[J]. The Journal of Human Resources,2002,37(4):696-727.
- [24]YANG K F,HOLZER M. The performance-trust link: implications for performance measurement[J]. Public Administration Review,2016,66(1):114-126.
- [25]DEWATRIPONT M,JEWITT I,TIROJ J. The economics of career concerns part II: application to missions and accountability of government agencies[J]. Review of Economic Studies,1999,66(1):199-217.

- [26] CLARKSON P M, RICHARDSON G D. The market valuation of environmental capital expenditures by pulp and paper companies[J]. *Accounting Review*, 2004, 79(2): 329-353.
- [27] XU C G. The fundamental institutions of China's reforms and development[J]. *Journal of Economic Literature*, 2011, 49(4): 1076-1151.
- [28] MONTINOLA G, WEINGAST Q. Federalism, Chinese style: the political basis for economic success in China[J]. *World Politics*, 1995, 48(1): 50-81.
- [29] 侯倩雯,蔡宁. 制度复杂性与企业环境战略选择:基于制度逻辑视角的解读[J]. *经济社会体制比较*, 2015(1): 125-138.
- [30] 梁平汉,高楠. 人事变更、法制环境和地方环境污染[J]. *管理世界*, 2014(6): 65-78.
- [31] 聂辉华,蒋敏杰. 政企合谋与矿难:来自中国省级面板数据的证据[J]. *经济研究*, 2011(6): 146-156.
- [32] TIROLE J. Hierarchies and bureaucracies: on the role of collusion in organizations [J]. *Journal of Law, Economics, & Organization*, 1986, 2(2): 181-214.
- [33] CLEMENS B. Does coercion drive firms to adopt "voluntary" green initiatives? Relationships among coercion, superior firm resources, and voluntary green initiatives[J]. *Journal of Business Research*, 2006, 59(4): 483-491.
- [34] SHARMA S, VREDENBURG H. Proactive corporate environmental strategy and the development of competitively valuable organizational capabilities[J]. *Strategic Management Journal*, 1998, 19(8): 729-753.
- [35] 潘爱玲,刘昕,邱金龙,等. 媒体压力下的绿色并购能否促使重污染企业实现实质性转型[J]. *中国工业经济*, 2019(2): 174-192.
- [36] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. *Journal of Finance*, 2010, 65(5): 1637-1667.
- [37] 胡珺,汤泰劼,宋献中. 企业环境治理的驱动机制研究:环保官员变更的视角[J]. *南开管理评论*, 2019(2): 89-103.
- [38] 耿曙,庞保庆,钟灵娜. 中国地方领导任期与政府行为模式:官员任期的政治经济学[J]. *经济学(季刊)*, 2016(3): 893-916.
- [39] 潘越,陈秋平,戴亦一. 绿色绩效考核与区域环境治理——来自官员更替的证据[J]. *厦门大学学报(哲学社会科学版)*, 2017(1): 23-32.
- [40] 黄溶冰. 经济责任审计的审计发现与问责悖论[J]. *中国软科学*, 2012(5): 182-192.
- [41] 龚新蜀,张洪振,潘明明. 市场竞争、环境监管与中国工业污染排放[J]. *中国人口·资源与环境*, 2017(12): 52-58.
- [42] 杨柳勇,张泽野,郑建明. 中央环保督察能否促进企业环保投资? ——基于中国上市公司的实证分析[J]. *浙江大学学报(人文社会科学版)*, 2021(3): 95-116.
- [43] HUANG R B, WANG L Y. Audit results announcement, market reaction and conservatism: evidence from China[J]. *Public Money & Management*, 2017, 37(7): 477-484.
- [44] 黄溶冰. 领导干部自然资源资产离任审计评价指标体系构建——基于主体功能区的视角[J]. *湖湘论坛*, 2020(3): 79-90.



(责任编辑 傅凌燕)