

# 领导干部自然资源资产离任审计能提升 政府环境治理执行力吗？

黄溶冰, 谢晓君

(浙江工商大学 会计学院, 浙江 杭州 310018)

**[摘要]**基于领导干部自然资源资产离任审计试点的准自然实验场景,以我国城市为研究样本,研究该政策对地方政府环境治理执行力的影响。研究发现,审计试点能够有效提升地方政府的环境治理执行力,加快了政府环境治理的执行进度,并提升了执行质量。异质性检验结果表明,主政官员距离离任时间越短,官员的环境政绩诉求越强烈,审计试点的政策效应也越显著。机制检验结果表明,自然资源资产离任审计通过优化官员晋升考核体系和强化环境治理监管提升了政府环境治理执行力。研究结论为领导干部自然资源资产离任审计在试点期间的政策效应提供了支持性证据,对于理解地方环境治理执行困境和推进地方政府积极承担受托环境责任具有一定的理论贡献和政策启示。

**[关键词]**领导干部自然资源资产离任审计;地方政府;官员晋升考核体系;环境治理执行力;政府环境审计

**[中图分类号]**F239.44 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2022)04-0009-12

## 一、引言

针对我国经济高质量发展的转型要求,党的十九大会议提出“建立健全绿色低碳循环发展的经济体系成为国家的主要奋斗方向”,生态环境治理成为实现这一奋斗目标的基础和重要支柱。此前,中央已从立法层面出台了多项环境政策,从引导治理和监督追责等角度为政府和社会各方提供了规范性指导,而有关政策的具体实施效果只有严格落实到各个政府层级以及部门才能得以凸显,其中地方政府成为深化环境治理进程中的关键一环。一方面,作为中央政府的派出机构,地方政府负责执行相关法律、行政法规以及上级国家机关的决议决定,具有执行中央政策法规的职能;另一方面,作为管理辖区内各项行政事务的最高行政机关,地方政府具有决策制定地方性政策的职能<sup>[1]</sup>。这一双重属性决定了地方政府在生态治理环节中的重要地位,其环境治理执行力与相关政策的落地效果紧密相连,决定了环境治理的最终成效。

现阶段,我国地方政府环境治理执行力不足、治理效率低下成为环境政策难以贯彻的共性问题<sup>[2]</sup>。为了提高地方政府的环境治理执行能力,首先需要厘清地方政府的治理动机。已有研究表明,在以传统经济目标为主导的官员晋升考核体制下,地方政府的注意力难以聚焦至环境治理层面,经济发展指标成为地方官员忽视环境治理的“挡箭牌”<sup>[3]</sup>。中央政府也开始意识到提升地方政府环境治理执行水平亟须着眼于优化官员晋升考核机制<sup>[4]</sup>。随着一票否决制、军令状等一系列考核措施的实施,中央对地方政府的环保考核已呈现高压常态化。在此背景下,《生态文明体制改革总体方案》(2015)正式将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”)作为完善生态文明绩效评价考核和责任追究制度的构成部分。自然资源资产离任审计同步于生态环境损害责任终身追究制度的诞生,是对地方领导干部环境责任履行情况进行绩效考核的一种常态化审计制度,更是一项长期有效的生态问责制度。2015年11月,两办印发了《开展领导干部自然资源资产离任审计试点方案》,方案的具体时间规划为:2015—2017年分批在全国167个城市中进行试点;2018年开始建立经常性审计制度,在全国范围内推广实施。

**[收稿日期]**2021-11-29

**[基金项目]**国家社会科学基金重点项目(21AZD061);浙江工商大学会计学院博士研究生创新项目(1010JYN6112002G4-303)

**[作者简介]**黄溶冰(1972—),男,广东龙川人,浙江工商大学会计学院教授,博士生导师,从事现代审计理论与方法、环境会计理论与方法研究,E-mail:hrongb007@163.com;谢晓君(1994—),女,湖南娄底人,通讯作者,浙江工商大学会计学院博士研究生,从事环境会计理论与方法研究,E-mail:xiexiaojun0620@163.com。

作为一项可终身问责的官员环境责任审计制度, 自然资源资产离任审计将率先驱动地方政府在环境治理层面由“无为”治理转变为“有为”治理。当前关于自然资源资产离任审计的相关文献主要侧重于研究自然资源资产离任审计的理论认识和实施经验, 并提出了相应的政策落实和改革建议, 也有学者从实证研究的角度入手, 从企业投资决策、融资决策、税务筹划、盈余管理等公司财务管理行为和空气质量等宏观环境治理层面来考察自然资源资产离任审计的政策效应<sup>[5-9]</sup>。然而, 将自然资源资产离任审计与有为政府相结合, 探讨其对地方政府环境治理执行力的影响效应及具体影响机制的研究尚未深入展开, 这为本文提供了研究空间。

基于此, 本文以中国各城市为研究样本, 探讨自然资源资产离任审计在试点阶段对地方政府环境治理执行力的政策效应。相较于既有文献, 本文的边际贡献在于: 第一, 自然资源资产离任审计是我国在生态文明建设中基于“党管干部”背景下的制度创新, 是一项区别于传统环境审计和生态问责的审计监督制度。目前, 国内外命令控制工具、市场化工具或信息化工具等环境规制相关文献并不适合作为探讨自然资源资产离任审计环境治理效果的理论依据。本文从完善我国政治锦标赛机制和官员政绩观转型的视角出发, 探讨自然资源资产离任审计对地方政府的影响作用及机理, 有助于拓展政府审计与环境规制领域的交叉研究, 为环境责任审计和生态问责制度提供政策参考。第二, 提供了一个解决地方政府环境治理执行扭曲的新视角。本文将自然资源资产离任审计与地方政府环境治理执行力与其具体行为相结合, 探讨地方政府在生态环境考核压力下执行环境治理的内在动因, 从而拓展了中国情境下将环境指标纳入官员晋升考核体系, 进而影响环境治理效果的相关研究。第三, 在研究设计层面, 本文通过手工整理历年各地市的政府工作报告数据, 得到政府环境治理执行力这一主要研究变量, 检验自然资源资产离任审计对辖区环境治理的影响, 丰富和细化了地方政府环境治理水平的衡量方式。

## 二、理论分析与研究假设

我国一直致力于通过持续推动环评前置、加强顶层制度设计、强化环境治理与监管力度等多项措施, 构建系统完整的生态文明制度体系。然而, 随着各项环境政策在法律和制度层面的不断更新完善, 政策执行的效率问题成为检验其真实效果的“绊脚石”。具体而言, 财政分权与行政分权的行政体制模式导致了我国环境治理层面的环境分权, 通常体现为由中央政府负责政策的制定, 地方政府承担大部分执行职能<sup>[10]</sup>。然而, 在政策执行过程中, 地方政府的执行行为往往偏离中央要求, 致使政策执行的实际效果难以达到预期, 产生环境政策执行偏差(Environemntal Policy Implementation Gap)<sup>[11]</sup>。

现有文献对我国地方政府的环境治理执行方式进行了分析与总结。在应对中央环境规制压力的各类执行方式中, 运动式执行是地方政府进行环境治理的一种重要方式。庄玉乙和胡蓉指出, “一刀切”关停污染企业和集中动员整治是地方政府应对上级环保督察的普遍模式, 该模式虽然能够在短期内达到环保考核绩效要求, 但长期来看有损地区经济发展活力<sup>[12]</sup>。此外, 行政性执行、选择性执行、“伪动”“政策空转”等也是实践中地方政府的主要环境治理执行方式<sup>[13-15]</sup>。李胜认为, 地方政府出于合法性需求会对环境治理采取策略性运作方式, 主要体现为文本化治理、变通化治理、运动化治理和样板化治理<sup>[16]</sup>。以上研究结论都反映了地方政府执行中央环境政策的主流应对逻辑: 不以直接或明显的方式违背中央政策及社会发展需求, 而是以一种适度遵从和谨慎反抗的态度来缓解合法性压力, 降低谋求自身利益的风险。因此, 如何加强地方政府对环境治理政策的执行能力, 提高执行效率和执行质量, 成为值得研究的问题。

中央政府未能从政治、经济以及个人意识层面充分鼓励地方政府官员执行环境政策, 这在一定程度上是环境治理执行与政策目标出现偏差的主要原因, 只有解决中国地方环境治理政治结构中存在的非合理激励问题, 才能克服这一执行偏差问题<sup>[17]</sup>。锦标赛激励理论指出, 根据业绩的相对排名来支付事先设定好的报酬能够对代理人形成有效的强激励<sup>[18]</sup>。在政治组织中, 处于同一级别的政府官员为获得政治晋升而相互竞争的博弈行为则被定义为“政治晋升锦标赛”<sup>[19]</sup>。在此逻辑下, 官员获得政治晋升的关键不在于“做得好”, 而是在于比其他竞争对手“做得更好”。故在有限任期内, 为获得政治晋升, 角色定位为“政治人”的地方官员将围绕官员考核的主要指标采取不同的地方政策和执政方式, 以满足自身的政绩诉求。

既有研究表明, 地方各级官员围绕 GDP 增长而进行的晋升锦标赛模式是我国经济持续增长的关键<sup>[20]</sup>。由此, 经济建设的领导能力是体现官员执政能力最令人信服的标签之一。以经济增长为主要考评依据的官员晋升体制会促使地方官员尽可能地采取粗放式的经济发展行为, 积极推动高耗能、高污染产业发展, 造成辖区环境恶

化<sup>[21]</sup>。有研究发现,地方官员对 GDP 增长绩效的政绩诉求会挤出其对生态环境改善的政绩诉求,从而加剧辖区的环境污染程度<sup>[22]</sup>。即使将空气质量治理指标纳入官员的阶段性政绩考核体系,部分官员也会在面临污染临界点时,通过操纵日度空气质量数据来粉饰环境治理政绩。其根本原因在于:仅单一改变政绩考核模式,而不形成完善的监督与追责体系,无法有效对地方政府的环境治理形成政治激励<sup>[23-24]</sup>。因此,地方政府环境治理绩效考核制度的构建模式将直接影响地方政府的执政动机,最终表现为辖区环境治理效果的显著差异。唯有合理构建基于官员环保考核拔擢的评价体系及问责机制,才能有效避免环境治理分权体系中的政策执行梗阻<sup>[25-26]</sup>。

近年来,诸多学者已对环境审计、中央环保督察等环境治理考核和问责方式的成效进行了探讨,发现因受限于实施对象、持续时间及问责力度等因素,政策并不会发挥持久性作用。地方政府往往根据上级考察的时间及对象范围有针对性地调整环境治理策略和执行方式,以此获得生态环境的临时性改善。而不同于上述制度,自然资源资产离任审计将对“事”的专项审计和对“人”的临时督察进一步转化为对“人”的全面常态化审计,着眼于官员政绩考核机制,直接对地方政府官员的受托环境责任履行情况进行终身问责,理论上能够有效激励官员的环境治理积极性,提升环境治理绩效(如表 1 所示)。然而,受限于自然资源资产离任审计在信息披露和审计结果反馈方面的公开程度严重不足,外界难以直接观测和评价政策的实际效果。故本文考虑从我国特有的政治晋升逻辑出发,挖掘该政策对地方政府承担环境治理责任的影响机理,并展开实证研究。

表 1 自然资源资产离任审计与其他考核和问责制度的比较

项目	传统政府环境审计	环保督察	自然资源资产离任审计
政策目标	关注专项环境项目的实施效果	坚持问题导向,落实环境保护党政同责和一岗双责	界定和评价领导干部受托环境责任承担范围及履责情况
实施对象	政府环境政策执行、资金使用、项目实施等	各级党委、政府及其有关部门、有关中央企业	地方党政领导干部
持续时间	围绕个体项目独立展开,不具有持续性	突击式开展督查活动,不具有持续性	属于经常性审计制度,具有持续性
问责情况	审计结果作为对有关部门进行问责的依据,但缺少对个人的问责	督查结果作为对个人、企业及有关部门进行问责的依据	审计结果作为领导干部综合考核评价、奖惩任免的重要依据
信息披露	中央层面披露较多,地方层面披露较少	专项督察报告披露较多	审计结果公告披露不足
结果反馈	以专项环境审计整改情况报告进行反馈,公开程度较好	以专项整改方案或整改情况报告进行反馈,公开程度较好	以审计问题整改情况报告进行反馈,公开程度不足

自然资源资产离任审计通过对被审计领导干部所在辖区的自然资源资产管理情况、生态环境保护情况、有关资金的征管使用情况以及项目建设情况等展开全方位的任中及离任审计,表明生态环境保护开始被纳入官员晋升机制,成为官员政绩考核评价的硬性指标,对地方环境治理形成有效的正向晋升激励。以此为前提,地方官员的政绩诉求将会由“唯 GDP”导向转而追求经济与环境的平衡发展,进而有助于推动地方政府重视环境治理,提升对环境治理政策的执行能力。

政府执行力的概念由时任国务院总理温家宝在《2007 年国务院政府工作报告》中首次提出,是指各级政府贯彻执行各项方针政策以实现既定目标的实践能力<sup>①</sup>。综合上述分析,自然资源资产离任审计具有环境规制、环境绩效考核及生态问责制度的耦合性,可以优化地方官员晋升考核机制,引导官员政绩观转型,推动形成环境锦标赛与 GDP 锦标赛共存的官员晋升体系,最终提升地方政府的环境治理执行力,从而有助于疏通环境政策执行过程中的“中梗阻”问题,释放中央政策的预期效果。据此,本文提出主假设 H1:

H1:自然资源资产离任审计试点有助于提高地方政府的环境治理执行力。

政府执行力是政府执行能力和执行效能的综合体现,提升政府执行力的关键在于帮助各级政府准确理解上级政策的目标和方向,提升政策执行方案的设计能力和实施能力,实现对各种资源的集中调控和使用。当前,为了进一步落实地方政府的环境保护责任,加快生态文明建设,中央以签订责任书的形式将具体的污染减排和环境治理目标层层分解至各级政府。因此,地方政府对有关环境政策与既定目标的执行进度和执行质量成为衡量政府环境治理执行力的重要因素。

根据《生态文明体制改革总体方案》(2015)的要求,自然资源资产离任审计的审计结果在作为官员晋升重要依据的同时,还成为对离任官员的生态环境损害责任进行终身追责的重要依据。职业前景理论认为,代理人

<sup>①</sup>参见新华社北京 2007 年 3 月 17 日电,国务院总理温家宝在第十届全国人民代表大会第五次会议上作政府工作报告([http://www.gov.cn/test/2009-03/16/content\\_1260188.htm](http://www.gov.cn/test/2009-03/16/content_1260188.htm))。

会将未来升迁机会、可能获得的政治声誉等职业前景视为当前阶段的工作报酬<sup>[27]</sup>。据此,自然资源资产离任审计对地方政府环境治理执行力的具体影响有可能涵盖执行进度和执行质量两个方面。一方面,任期内的环境治理绩效将成为体现官员“政治精英”新形象的重要标签。在执政期间,地方官员为了拥有更好的“职业前景”,将有动力加快辖区内的环境治理执行进度,以期快速获得环境治理政绩。另一方面,即便地方官员在接受离任审计前,通过运动式治理等方式使得当地生态环境获得了临时性改善,辖区内的环境后续发展情况仍会被长期监督和问责,这加大了执政官员在其政治生涯内所需承担的受托环境责任及追责风险。为了最大限度地降低因象征性环境治理和运动式环境治理而导致的问责风险和政治声誉风险,地方政府也会进入环境治理的“逐顶竞争”模式,更加积极地在执政期间提升环境治理执行质量。

据此,本文进一步提出细分假设 H1a 和 H1b:

H1a:自然资源资产离任审计试点有助于提高地方政府的环境治理执行进度。

H1b:自然资源资产离任审计试点有助于提高地方政府的环境治理执行质量。

综上,本文通过综合比较自然资源资产离任审计与其他环境考核和问责制度,从官员晋升激励的角度出发,构建“自然资源资产离任审计→官员晋升考核体系→官员环境政绩诉求→地方政府环境治理执行力(执行进度和执行质量)”的理论逻辑,提出自然资源资产离任审计对政府环境治理执行可能存在的积极作用,具体逻辑关系如图 1 所示。

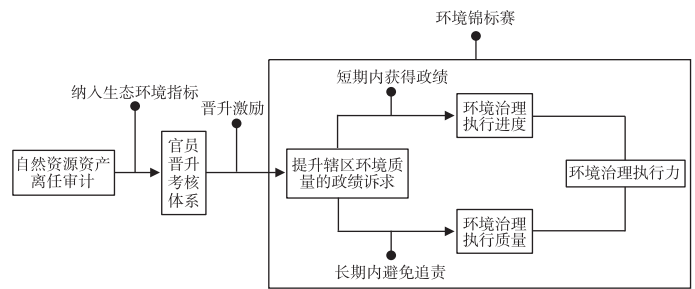


图 1 自然资源资产离任审计影响地方政府环境治理执行力的逻辑关系

### 三、研究设计

#### (一)模型设定与变量说明

本文首先研究自然资源资产离任审计对试点城市的政府环境治理执行力是否存在积极的政策效应。自然资源资产离任审计分阶段、分步骤展开试点的特点,为本文研究设计提供了天然的“准自然实验”条件。本文运用双重差分法对自然资源资产离任审计试点阶段的相关变化进行因果推断,有助于客观评价该政策的治理效应和作用机理。

为此,参照 Beck 等的研究方法<sup>[28]</sup>,本文构建如下多时点双重差分(Time-varying DID)模型,对本文假设进行检验:

$$EnIMPL/Progress/Quality = \beta_0 + \beta_1 DT + \beta_2 PgdP + \beta_3 Popdst + \beta_4 Lnarea + \beta_5 Pgreen + \beta_6 Lnindustry + \beta_7 Lnreserve + \beta_8 Education + \beta_9 Major + \beta_{10} Gender + City + Year + \varepsilon \quad (1)$$

1. 被解释变量。本文的被解释变量为地方政府环境治理执行力(*EnIMPL*)、执行进度(*Progress*)和执行质量(*Quality*)。目前,政府环境治理执行力在学术界尚无统一的衡量标准。陈诗一和陈登科选取省级政府工作报告中与环境相关的词汇出现的频数及其比率来衡量政府环境治理的执行力度<sup>[29]</sup>。Shi 等的研究表明,政府工作报告中的环境信息语调与当地政府的环保投入力度积极相关,说明政府工作报告能够切实反映当地政府的环保工作重心和工作成果<sup>[30]</sup>。政府工作报告是一类具有施政纲领性质的综合性政策文本,其主要内容涵盖了过去一年的工作回顾和当年的重点工作任务及计划,是政府进行资源配置与治理投入的权威文本载体,能够有效反映地方政府执政重心的变化规律<sup>[31]</sup>。同时,本文拟将不同年度政府工作报告中有关工作目标的完成数量和描述详细程度进行纵向对比,而非直接以报告中的数据绝对值进行横行比较,这在一定程度上不会对本文变量的客观性造成干扰。因此,本文以政府工作报告为原始样本,进一步拓展政府环境治理执行力指标的构建思路。具体来讲,借鉴黄溶冰等的研究<sup>[32]</sup>,本文采用内容分析法对地方政府环境治理相关事项进行评分。

本文将地方政府环境治理执行力区分为环境治理执行进度和环境治理执行质量两种类型。其中,环境治理执行进度是指当年政府环境治理目标的完成进度,以政府工作报告上年度披露与生态环境保护相关的目标任务、工作重点为基准,计算本年度政府工作报告工作回顾部分中对应完成的目标占比。以南京市 2017 年度环境治理执行进度的计算方式为例,经手工统计,南京市《2017 政府工作报告》(以下简称为《工作报告》)在当年工作目标中,针对能源降耗、水污染防治、大气污染防治等不同类型的环境治理领域共计提出 12 项治理目标;随后,对比下一年度《工作报告》中 2017 年度工作回顾部分,发现 2017 年环境治理目标在此部分中明确提及已经

开始执行的数量为9项。在此基础上,计算得到南京市2017年政府环境治理执行进度为0.75(9/12)。

环境治理执行质量是根据政府工作报告对相关目标任务执行情况的描述,当报告中具有明确的关于降耗、节能、减排、投资等内容的具体数值指标或者对相关建设、整治任务进行了具体描述时,则视为实质性执行,赋值为1;反之,当报告中对相关任务的开展进行模糊性表述,未披露具体指标和项目进展时,赋值为0。我们同样以南京市2017年度环境治理执行质量的计算方式为例,前文已统计得出2017年度政府已经开始执行的环境目标数量为9项,进一步以该9项目标为基准,分析《工作报告》对各项目标执行情况的描述情况。例如:对控制煤炭消耗的环境目标的执行描述为“积极推进四大片区工业布局调整,煤炭消耗总量得到有效控制”,该描述未涉及具体执行方式及改善指标,不属于实质性执行内容,应赋值为0。对大气污染防治环境目标的执行描述为“完成电力燃煤机组超低排放改造,完成黄标车淘汰任务;狠抓工地扬尘管理,全面推行烟花爆竹‘禁放’,2017年,全市PM2.5平均浓度比2013年下降46.8%,空气质量优良天数比例提升到72%以上”,该描述符合实质性执行标准,赋值为1。经统计发现,2017年环境治理目标的实质性执行数量为7项,在此基础上计算得到南京市2017年政府环境治理执行质量为0.78(7/9)。

南京市2017年政府环境治理执行力的具体数值等于执行进度和执行质量的几何平均数<sup>①</sup>,为0.76。

相关计算公式具体为:执行进度(*Progress*) = 已执行环境目标数量/环境目标总数;执行质量(*Quality*) = 实质性执行环境目标数量/已执行环境目标数量;执行力(*EnIMPL*) = (*Progress* × *Quality*)<sup>1/2</sup>。

2. 解释变量。审计试点(*DT*)是本文的关键解释变量,表示城市分组变量*Treat*(是否为试点城市)与时间虚拟变量*Post*(是否开始试点)的交乘项,当试点城市开始实施试点时赋值为1,否则为0。另外,设置年度变量*DT1*、*DT2*和*DT3*,分别表示试点城市是否处于实行试点的第一年、第二年和第三年,考察自然资源资产离任审计对政府环境治理执行力的动态影响,以估计政策的长期治理趋势。

3. 控制变量。为了确保实证结果的准确性,本文在模型中加入其他可能影响政府环境治理执行力的控制变量,具体为:用人均生产总值(*Pgdp*)、人口密度(*Popdst*)、行政面积对数值(*Lnarea*)来控制各城市间的基础特征差异;用城市绿化面积占有率(*Pgreen*)、工业企业对数值(*Lnindustry*)、自然保护区对数值(*Lnreserve*)来控制各城市间的资源环境差异;用市长教育水平(*Education*)、专业背景(*Major*)、性别(*Gender*)来控制各城市主政官员的个人特征差异。模型中的*City*表示城市层面的个体固定效应,捕捉不同城市之间的差异特征,有助于控制不随时间改变的因素(特别是遗漏变量)对回归结果的影响;*Year*表示年份固定效应;*ε*表示随机误差项。变量具体定义见表2。

表2 变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
环境治理执行进度	<i>Progress</i>	政府当年已执行环境目标数/年度环境目标总数
环境治理执行质量	<i>Quality</i>	政府实质性执行目标数/当年已执行环境目标数
环境治理执行力	<i>EnIMPL</i>	(执行进度 × 执行质量) <sup>1/2</sup>
审计试点	<i>DT</i>	城市开始实施试点时为1,否则为0
年度变量	<i>DT1</i>	城市开始实施试点第1年时为1,否则为0
年度变量	<i>DT2</i>	城市开始实施试点第2年时为1,否则为0
年度变量	<i>DT3</i>	城市开始实施试点第3年时为1,否则为0
城市基础特征	<i>Pgdp</i>	城市人均国内生产总值(万元/人)
	<i>Popdst</i>	城市人口密度(百人/平方公里)
	<i>Lnarea</i>	城市行政面积,取对数处理(平方公里)
城市资源环境特征	<i>Pgreen</i>	城市绿化面积占有率(公顷/万人)
	<i>Lnindustry</i>	城市工业企业数量,取对数处理
	<i>Lnreserve</i>	城市自然保护区数量,取对数处理
官员个人特征	<i>Education</i>	官员教育水平,本科及以下为1,硕士为2,博士为3
	<i>Major</i>	官员专业背景,理科为2,文科为1
	<i>Gender</i>	官员性别,男性为1,女性为0

(二) 样本选择与数据来源

本文以中国地级行政区及直辖市作为初始研究样本,剔除新设立地级市及数据缺失样本<sup>②</sup>,最终得到283个城市的年度观测值,采用2012—2017年的非平衡面板数据进行分析。样本中共计有139个城市于2015—2017年间先后开展了自然资源资产离任审计的试点工作,其中2015年有18个城市开始进行试点,2016和2017年分别新增69个和52个试点城市。自然资源资产离任审计相关试点信息来源于《中国审计年鉴》、各省市审计厅、审计局网站以及媒体报道。地方政府环境治理执行力相关数据主要来源于各城市政府官方网站所披露的年度政府工作报告,部分缺失报告通过百度搜集补齐。城市特征数据来源于《中国城市年鉴》以及各城市的年度《统

①当总水平等于所有阶段的连乘积总和时,一般使用几何平均数而非算术平均数来反映总体的一般水平。

②2015年为我国“十二五”规划的结束年,部分城市在当年政府工作报告中系统回顾了“十二五”期间的整体工作,导致本文无法准确衡量上年度(2014年)的工作内容。故本文在数据处理时将此类样本也视为数据缺失样本。

计年鉴》。官员个人特征数据来源于人民网地方领导资料库。

#### 四、实证检验与结果分析

##### (一)数据描述

表3报告了本文主要变量的描述性统计结果。政府环境治理执行力(*EnIMPL*)的均值为0.5448,最小值和最大值分别为0和1,说明不同城市间的环境治理执行能力存在显著差异。环境治理执行进度(*Progress*)的均值明显小于执行质量(*Quality*),说明地方政府在对本年度的环境治理进行目标设定和任务规划时,存在盲目设定环境治理目标和未能科学合理规划辖区环境治理任务等问题,也从侧面反映出地方政府追求环境治理政绩的迫切性。从关键解释变量*DT*的分布情况来看,经历自然资源资产离任审计试点的样本大约占样本总数的15%。从城市资源环境特征变量的情况来看,各城市的自然资源禀赋各异,城市基础特征和官员个人特征变量分布与其他文献的结果类似,说明了本文数据的准确性。

表3 主要变量的描述性统计结果

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Progress</i>	1630	0.5386	0.2194	0	0.5000	1
<i>Quality</i>	1630	0.6352	0.2888	0	0.6667	1
<i>EnIMPL</i>	1630	0.5448	0.1868	0	0.5774	1
<i>DT</i>	1630	0.1497	0.3569	0	0	1
<i>DT1</i>	1630	0.0853	0.2794	0	0	1
<i>DT2</i>	1630	0.0534	0.2248	0	0	1
<i>DT3</i>	1630	0.0110	0.1045	0	0	1
<i>Pgdp</i>	1630	5.2659	3.2976	0.8157	4.3459	25.6877
<i>Popdst</i>	1630	4.7896	5.5821	0.0414	3.4281	62.7356
<i>Lnarea</i>	1630	9.3511	0.8151	7.0901	9.4071	12.9368
<i>Pgreen</i>	1630	16.9451	24.3881	0.1010	10.3409	503.0050
<i>Lnindustry</i>	1630	6.6056	1.0890	3.1355	6.6181	9.2851
<i>Lnreserve</i>	1630	1.6430	0.9357	0	1.6094	4.2341
<i>Education</i>	1630	2.1092	0.6132	1	2	3
<i>Major</i>	1630	1.2374	0.4256	1	1	2
<i>Gender</i>	1630	0.9337	0.2488	0	1	1

##### (二)基本回归分析

表4报告了自然资源资产离任审计对政府环境治理执行力的回归结果,第(1)列和第(2)列中被解释变量为政府环境治理的执行进度,第(3)列和第(4)列中被解释变量为政府环境治理的执行质量,第(5)列和第(6)列中被解释变量为政府环境治理执行力。关键解释变量(*DT*)影响政府环境治理执行进度、执行质量及执行力的估计系数分别为0.1095、0.1474和0.1384,均在1%的水平上显著,说明自然资源资产离任审计试点能够显著提升辖区政府的环境治理执行力,具体表现为地方政府对当年所制定的环境治理目标的完成数量及完成质量都得到了明显改善。从时间趋势来看,从试点开始的第一年,试点城市的政府环境治理能力就开始显著提升,并且*DT1*、*DT2*、*DT3*的估计系数也随着时间的推移而逐渐增大,说明审计试点对地方政府环境治理执行力的长期政策效应得到了保障。

表4 审计试点与政府环境治理执行力分析

变量	<i>Progress</i>		<i>Quality</i>		<i>EnIMPL</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DT</i>	0.1095 *** (5.4471)		0.1474 *** (6.0120)		0.1384 *** (9.4176)	
<i>DT1</i>		0.0955 *** (4.6444)		0.1315 *** (5.2996)		0.1238 *** (8.5031)
<i>DT2</i>		0.1457 *** (5.2617)		0.1856 *** (5.2417)		0.1750 *** (7.7707)
<i>DT3</i>		0.1418 *** (3.2122)		0.2093 *** (3.5354)		0.1814 *** (5.0631)
<i>Constant</i>	1.0264 ** (2.1149)	1.0376 ** (2.1247)	0.3173 (0.4376)	0.3295 (0.4598)	0.4143 (1.2149)	0.4258 (1.2632)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1630	1630	1630	1630	1630	1630
<i>Adj-R<sup>2</sup></i>	0.1890	0.1913	0.0447	0.0464	0.2493	0.2532

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。下同。

##### (三)稳健性检验

###### 1.平行趋势检验

本文采用事件分析法进行平行趋势检验,在基本模型的基础上,构建*BT1*、*BT2*、*BT3*作为窗口期变量,分别表示审计试点开始前一年、前两年、前三年。表5的结果表明,*BT2*与*BT3*的估计系数大多不显著,表明在试点开始的前2—3年内,试点城市与非试点城市的政府环境治理执行变化趋势基本一致。*BT1*的估计系数均在1%的水平上负向显著,反映出试点城市在审计试点开始前一年的治污执行水平要低于非试点城市。总体来看,平行趋势检验并未发现试点城市的政府环境治理执行力在政策实施前存在明显向上的变化趋势。

###### 2.倾向得分匹配法

在实际情况中,政策试点城市及实施时点并非随机选择的,由此而产生的选择性偏差还需要得到进一步处

理。为此,本文采用倾向得分匹配法(PSM)对全国各城市被选为审计试点的概率重新进行估计,选出与实施试点城市概率最接近的地区作为新的控制组。本文先以原模型中的城市特征变量作为协变量,利用Logit模型计算倾向得分,使用最近邻匹配法进行1:1无放回匹配。随后,本文重新对匹配后样本进行基本模型的回归,估计结果如表6所示,主要解释变量DT以及DT1、DT2、DT3的估计系数仍然显著为正,未发生实质性变化,说明本文基准回归结果具有稳健性。

表5 平行趋势检验的估计结果

变量	Progress	Quality	EnIMPL
	(1)	(2)	(3)
BT1	-0.0654*** (-2.6364)	-0.1083*** (-2.9914)	-0.1030*** (-5.4022)
BT2	-0.0434 (-1.5768)	-0.0366 (-0.9543)	-0.0479** (-2.3253)
BT3	0.0016 (0.0550)	-0.0848* (-1.8953)	-0.0402 (-1.5920)
Controls	Yes	Yes	Yes
City	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
N	1630	1630	1630
Adj-R <sup>2</sup>	0.1730	0.0317	0.2130

表6 倾向得分匹配的估计结果

变量	Progress		Quality		EnIMPL	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DT	0.1043*** (4.1308)		0.1278*** (4.4887)		0.1282*** (7.0206)	
DT1		0.0901*** (3.4921)		0.1164*** (3.8988)		0.1154*** (6.5236)
DT2		0.1553*** (3.9894)		0.1657*** (3.4248)		0.1719*** (5.1563)
DT3		0.1568*** (2.9921)		0.2111** (2.0175)		0.2054*** (3.4027)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1416	1416	1416	1416	1416	1416
Adj-R <sup>2</sup>	0.1587	0.1612	0.0305	0.0315	0.1909	0.1942

### 3. 安慰剂检验

本文通过虚构政策的实施时间或虚构处理组的方法进行安慰剂检验。如果重新估计结果不显著,则说明原估计所得政策效应确实来源于自然资源资产离任审计的实施;如果估计结果仍然显著,则说明地方政府环境治理执行力的提升可能来自其他随机性因素。

(1)虚构政策实施时间。本文以政策正式实施前的2011—2014年作为样本研究期间,虚构审计试点实施时间为2013年,构建新的解释变量(Replaceyear)进行虚构政策实施时间的安慰剂检验。表7中的列(1)、列(3)、列(5)的结果显示,虚构政策时间对政府环境治理执行力的估计系数均不显著,说明虚构政策试点时间对地方政府环境治理执行力没有显著影响。

表7 安慰剂检验的估计结果

变量	Progress		Quality		EnIMPL	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Replaceyear	-0.0112 (-0.4510)		0.0454 (1.0579)		0.0074 (0.3650)	
Replacetreat		-0.0893*** (-3.1095)		0.0084 (0.1745)		-0.0448 (-1.5690)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1092	1630	1092	1630	1092	1630
Adj-R <sup>2</sup>	0.0836	0.1732	0.0264	0.0240	0.1256	0.1986

(2)虚构处理组。本文首先将试点城市与非试点城市进行互换,假设原开展试点的城市为控制组,然后针对原控制组重新随机配对试点时间,作为新的处理组,构建新的解释变量(Replacetreat)重新进行双重差分检验。表7中列(2)、列(4)、列(6)的结果表明,关键解释变量对政府环境治理执行力(EnIMPL)的系数不显著,说明虚构处理组对地方政府环境治理执行力也没有产生明显的正向影响。

### 4. 排除其他因素的噪音干扰

自党的十八大提出“大力推进生态文明建设”的战略决策以来,国家环境政策工具箱日益丰富。因此,我们还应考虑在研究期间内,政府环境治理执行力的变化是否会受到其他环境政策的影响,需进一步验证以排除其他同类型政策的噪音干扰。本文认为于2016年开始实施的中央环保督察最有可能对估计结果产生干扰,原因在于其政策执行时间和政策实施对象都与自然资源资产离任审计试点点存在重合。

在基准模型的基础上,本文增加环保督察(Inspect)作为控制变量,以排除其他同类型政策的噪音干扰,当年中央环保督察巡视组入驻的城市赋值为1,否则为0。同时,本文增加一组城市经济特征控制变量,包括第二产业占GDP的比重(Second)、第三产业占GDP的比重(Third)、财政支出的对数值(Lnfiscal),以反映城市的产业结构和政府投资能力,进一步控制城市间的固有差异。同时,我们利用超前-滞后的跨期逻辑关系,将被解释变量

前置一期, 进一步消除内生性问题的影响。结果如表 8 所示, 审计试点 (*DT*) 及其时间趋势变量 (*DT1*、*DT2*) 的回归系数仍然显著为正, 说明在进一步考虑可能存在的干扰因素后, 估计结果依然稳健。

### 五、进一步分析

基准研究结果已表明, 自然资源资产离任审计能够有效提高地方政府的环境治理执行力, 具体表现为对当年设定环境目标执行进度及执行质量的改善, 但这并不能完全判

别这一积极的政策效应究竟是来源于试点城市应对环境治理压力时的惯性“运动式治理”模式, 还是属于真正符合中央政策预期的长期治理效应的体现。因此, 在进一步分析中, 我们需要考虑的是: 若自然资源资产离任审计试点推动环境锦标赛出现的逻辑成立, 那官员环境政绩诉求对于自然资源资产离任审计的环境治理效应是否会存在异质性影响? 审计试点对于提升地方政府环境治理执行力的具体实现路径是什么? 这需要深入探究。

#### (一) 异质性检验

根据《党政领导干部职务任期暂行规定》, 党政领导在任期届满时需要接受对其任期内执政效果的离任考核, 考核结果将直接决定官员的后续任职情况, 故当任期考核越趋近时, 官员对考核范围内的相关政绩诉求会越强烈。如果能够观察到官员因距离离任时间的不同而导致自然资源资产离任审计发挥异质性政策效应, 则在一定程度上可以反映审计试点能够有效催化官员在面临任期考核时积极追求环境治理政绩。本文针对在自然资源资产离任审计背景下, 地方主政官员经历离任变更时间前后的政府环境治理执行力变化开展实证检验, 构建官员离任时限与审计试点的交互项, 分别检验市长离任前两年 (*Ltenure2*)、前一年 (*Ltenure1*) 和在任第一年 (*Tenure1*) 对审计试点政策效应的影响, 回归结果如表 9 所示。

在表 9 Panel B 的列 (4) 至列 (6) 中, 交互项 (*DT* × *Ltenure1*) 对环境治理执行进度和执行力的系数显著为正, 说明在官员离任前一年, 自然资源资产离任审计对政府环境治理执行力的政策效应更加显著, 主要表现为促进了政府的环境治理执行进度。在 Panel A 和 Panel C 中, 列 (1) 至列 (3) 以及列 (7) 至列 (9) 分别表示离任前两年和在任第一年与审计试点的影响, 交互项的系数均不显著, 说明当主政官员的离任时间间隔较长时, 审计试点对政府环境治理执行力的促进作用有限。

总体来讲, 官员在离任前一年, 自然资源资产离任审计的政策效应更为显著, 表明在审计背景下, 官员距离离任时限越短, 对环境治理的政绩诉求越强烈, 越有动力加快辖区环境治理进度, 提升政府治理执行水平。

表 8 排除噪音干扰的估计结果

变量	<i>F. Progress</i>		<i>F. Quality</i>		<i>F. EnIMPL</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DT</i>	0.1039 *** (4.5091)		0.0906 *** (3.0515)		0.1028 *** (5.6940)	
<i>DT1</i>		0.1036 *** (4.5286)		0.0905 *** (2.9696)		0.1029 *** (5.5908)
<i>DT2</i>		0.1064 ** (2.2516)		0.0917 * (1.7836)		0.1022 *** (2.6647)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1342	1342	1342	1342	1342	1342
Adj-R <sup>2</sup>	0.1621	0.1621	0.0326	0.0326	0.1972	0.1972

表 9 基于官员离任时限的异质性检验

变量	<i>Progress</i>	<i>Quality</i>	<i>EnIMPL</i>
Panel A: 离任前两年			
	(1)	(2)	(3)
<i>DT</i>	0.0673 * (1.8166)	0.1661 *** (4.1031)	0.1235 *** (4.5190)
<i>Ltenure2</i>	0.0016 (0.1352)	-0.0129 (-0.7372)	-0.0095 (-1.1622)
<i>DT</i> × <i>Ltenure2</i>	0.0443 (0.9776)	-0.0351 (-0.7348)	0.0053 (0.1681)
<i>Controls/City/Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1342	1342	1342
Adj-R <sup>2</sup>	0.0931	0.0324	0.1501
Panel B: 离任前一年			
	(4)	(5)	(6)
<i>DT</i>	0.0660 *** (2.7445)	0.1371 *** (4.4705)	0.1110 *** (6.1517)
<i>Ltenure1</i>	-0.0113 (-0.9947)	-0.0290 * (-1.6985)	-0.0137 (-1.6376)
<i>DT</i> × <i>Ltenure1</i>	0.0887 *** (3.1842)	0.0294 (0.8706)	0.0580 *** (2.9154)
<i>Controls/City/Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1630	1630	1630
Adj-R <sup>2</sup>	0.1955	0.0469	0.2537
Panel C: 在任第一年			
	(7)	(8)	(9)
<i>DT</i>	0.1213 *** (5.3691)	0.1437 *** (5.2911)	0.1426 *** (9.5048)
<i>Tenure1</i>	0.0104 (0.8999)	-0.0177 (-1.0111)	-0.0020 (-0.2332)
<i>DT</i> × <i>Tenure1</i>	-0.0065 (-0.2424)	0.0065 (0.1953)	-0.0024 (-0.1200)
<i>Controls/City/Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1463	1463	1463
Adj-R <sup>2</sup>	0.1799	0.0429	0.2395

注: 由于生成了提前期与滞后期的官员离任限期变量, 因此观测值会存在一定缺失。



(二) 影响机制检验

根据异质性检验结果,本文基于政府执行方式和官员晋升考核体系分别开展影响机制分析,在前文理论逻辑的基础上,推理出“自然资源资产离任审计→官员晋升考核体系→政府执行方式→政府环境治理执行力”的具体实现路径。

1. 基于政府执行方式的机制检验

地方政府由于“晋升锦标赛”机制而产生经济指标偏向,这是地方政府直接或间接偏离中央环境政策的主要原因<sup>[33-34]</sup>。如果自然资源资产离任审计具有长期治理效应,即政府环境治理执行力提升的政策效果主要来源于地方政府采取的“实质性治理”行动,那么相较于非试点城市,试点城市将通过积极开展实际工作来提升环境治理执行能力,落实各项环境治理目标。本节首先检验审计试点与政府环境治理投资(*Gobehavior1*)和政府环境治理监管(*Gobehavior2*)两种政府环境治理执行方式之间的关系,构建模型(2.1)和模型(2.2)分析自然资源资产离任审计是否通过积极加强投资和监管来提升政府执行力。

$$Gobehavior = \beta_0 + \beta_1 DT + \gamma Controls + City + Year + \varepsilon \quad (2.1)$$

$$EnIMPL = \beta_0 + \beta_1 DT + \beta_2 Gobehavior + \gamma Controls + City + Year + \varepsilon \quad (2.2)$$

模型(2.1)中的被解释变量 *Gobehavior* 是地方政府的环境治理行为,具体包括环境治理投资(*Gobehavior1*)和环境治理监管(*Gobehavior2*)两类。其中,环境治理投资(*Gobehavior1*)使用城市当年污染防治投资施工项目数(取对数)进行衡量,数据来源于《中国环境年鉴》以及各地的《城市统计年鉴》。环境治理监管(*Gobehavior2*)采用各城市当年被纳入日常环境监管的企业总数量(取对数)进行衡量,企业类型包括上市公司及其关联企业数量、污水处理厂、工业园等;监管记录包括监督性监测、安全监管、环评以及监察等,数据来源于公众环境研究中心网站(IPE)所披露的城市环境监管记录。对于以上变量的缺失数据,本文通过人工搜集整理各市生态环境保护局年度工作汇报以及环境质量状况公报数据予以补齐。

回归结果如表 10 所示。中介效应检验结果表明,在 Panel A 和 Panel B 中,DT 的估计系数均在 1% 水平上显著为正,说明在政策实施以后,试点城市进行环境治理的投资力度及监管力度都显著增大。政府环境治理投资(*Gobehavior1*)和政府环境治理监管(*Gobehavior2*)的系数都不显著。进一步进行 Sobel 检验发现,以环境治理投资(*Gobehavior1*)作为中介变量的 Sobel 检验结果不显著,以环境治理监管(*Gobehavior2*)作为中介变量的 Sobel 检验结果在 1% 的水平上显著,Z 值为 3.584,这表明自然资源资产离任审计显著促进了地方政府的环境治理投资和污染监管行为,但是仅污染监管行为对政府的环境治理执行力存在中介效应。也就是说,当面对自然资源资产离任审计带来的环境绩效考核压力时,地方政府会不断加大环境监管力度,提升自身的环境治理执行力。

表 10 基于政府环境治理行为的机制检验

变量	Panel A		Panel B	
	<i>Gobehavior1</i> (1)	<i>EnIMPL</i> (2)	<i>Gobehavior2</i> (3)	<i>EnIMPL</i> (4)
<i>DT</i>	0.3034 *** (4.3419)	0.1414 *** (9.6065)	0.5036 *** (6.0446)	0.1394 *** (9.3807)
<i>Gobehavior1</i>		-0.0100 (-1.6059)		
<i>Gobehavior2</i>				-0.0020 (-0.3710)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1630	1630	1630	1630
<i>Adj-R<sup>2</sup></i>	0.1849	0.2506	0.7091	0.2494
<i>Sobel(Z 值)</i>	0.528		3.584 ***	

2. 基于官员晋升考核体系的机制检验

从优化官员晋升考核体系的角度来看,审计试点实施以后,地方官员所面临的晋升激励将由经济绩效产生的单一激励逐步转化为融入环境治理并强调综合可持续发展的多维激励。由此,地方主政官员对于环境治理政绩的预期以及具体执行方式也将发生改变,其效果将率先在地方政府环境治理行为层面上有所体现。如果离任审计对官员晋升考核机制的优化效应逻辑成立,则相较于非试点城市,试点城市官员的晋升优势对辖区环境治理执行方式的促进作用会更为明显,同时经济绩效考核对环境治理的负面影响也将被弱化。据此,本文通过构建官员晋升优势(*Advantage*)变量和地方财政压力(*Pressure*)变量,分别对试点城市与非试点城市的环境治理行为进行分组回归,考察自然资源资产离任审计在实施后是否会通过优化官员晋升考核机制来实现其政策效应。具体模型设定如下:

$$Gobehavior = \beta_0 + \beta_1 Promotion + \gamma Controls + City + Year + \varepsilon \quad (3)$$

解释变量 *Promotion* 用于衡量对官员晋升产生主要影响的变量, 具体包括官员晋升优势 (*Advantage*) 和地方财政压力 (*Pressure*), 其中官员晋升优势 (*Advantage*) 通过判断市长是否具有相对年龄优势来衡量。通常来讲, 官员政治晋升的概率会受到年龄的影响, 干部年轻化早已成为政府人事部门选拔任用干部的关键性因素<sup>[35]</sup>。因此, 在实践中, 除政绩考核指标外, 官员的相对年龄优势也是其在同批官员中获得晋升的重要原因。从中国特有国情出发, 官员晋升存在特定年龄界点, 一旦超过该界点, 官员晋升概率将会下降, 同时会对官员的执政动力产生影响<sup>[36-37]</sup>。借鉴卢盛峰等的做法<sup>[38]</sup>, 本文构建虚拟变量, 当市长年龄低于研究样本内市长官员平均提拔年龄时, 赋值为 1, 否则为 0。地方财政压力 (*Pressure*) 的衡量借鉴祝继高等的做法<sup>[39]</sup>, 本文采用城市预算内财政缺口的绝对值进行衡量, 并使用一般公共预算收入进行标准化。

基于优化官员晋升考核体系的机制检验结果如表 11 所示。在 Panel A 中, 列(1)中官员年龄晋升优势 (*Advantage*) 的系数显著为正, 列(2)中这一系数则不显著, 说明相较于非试点城市, 试点城市中官员的年龄晋升激励能够有效促使政府进行环境治理投资 (*Gobehavior1*), 自然资源资产离任审计激发了年轻官员积极开展环境治理投资的动力。也就是说, 官员相对年龄越小, 晋升激励越大, 越能够积极配合自然资源资产离任审计试点工作, 促进辖区内的污染防治投资。列(3)和列(4)的估计结果显示, 官员年龄晋升优势 (*Advantage*) 对政府环境治理监管 (*Gobehavior2*) 的影响均不显著, 说明年龄优势对辖区的污染监管行为并未产生明显影响。

在 Panel B 中, 列(1)和列(2)的估计结果表明, 财政压力 (*Pressure*) 对政府环境治理投资 (*Gobehavior1*) 的影响在非试点城市中显著为负, 在试点城市中则不显著。列(3)和列(4)中, 财政压力 (*Pressure*) 对政府环境治理监管 (*Gobehavior2*) 的负向影响同样是在非试点城市中更为显著。研究结果表明, 财政压力能够显著降低地方政府环境治理效率: 一方面, 地方政府在面临财政压力时缺乏足够的财力保障来进行治污投资; 另一方面, 出于追求经济绩效的考虑, 地方政府会更加依赖能够贡献财政收入、解决就业问题的大型企业, 因而倾向于通过放松环境规制来吸引外来投资和扩大税基<sup>[40-41]</sup>。Panel B 的估计结果表明, 自然资源资产离任审计可以有效缓解财政压力对辖区环境治理的负面效应, 在审计试点的影响下, 传统 GDP 导向的晋升考核机制开始转型为环境与经济绩效并存的综合考核机制。

综上, 自然资源资产离任审计对我国以经济增长为主导的官员晋升考核机制具有一定的优化效应。在试点城市中, 具有年龄晋升优势的官员会采取更为积极的环境治理投资行为, 但并不会加大环境治理监管力度; 财政压力仍然会负向影响非试点城市的环境治理行为, 而自然资源资产离任审计能够缓解财政压力的这一负面影响。

## 六、结论与启示

本文通过整理城市层面 2012—2017 年政府工作报告中有关生态环境的目标任务和工作回顾部分的内容, 利用内容分析法从政府环境治理执行进度和执行质量两个维度测算了 283 个城市的政府环境治理执行力。基于自然资源资产离任审计分阶段开展试点这一外生政策冲击, 构建多期 DID 模型进行实证检验, 考察自然资源资产离任审计对地方政府环境治理执行力的影响效应和影响机制。研究发现, 自然资源资产离任审计显著提升了地方政府的环境治理执行力。异质性检验结果表明, 官员在离任前一年会更加积极地配合自然资源资产离任审计工作, 提升辖区环境治理执行进度, 说明离任审计实施以后, 环境治理绩效开始被纳入官员政绩诉求范围。机制检验结果表明, 审计试点对我国 GDP 导向的官员晋升考核机制具有优化效应, 能够推动辖区主动加强环境

表 11 基于优化官员晋升考核体系的机制检验

变量	<i>Gobehavior1</i>		<i>Gobehavior2</i>	
	<i>DT</i> = 1 (1)	<i>DT</i> = 0 (2)	<i>DT</i> = 1 (3)	<i>DT</i> = 0 (4)
Panel A				
<i>Advantage</i>	0.2902 *** (2.7516)	-0.0226 (-0.2339)	-0.0984 (-0.3730)	-0.0265 (-0.2133)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
N	244	566	244	566
Adj-R <sup>2</sup>	0.2374	0.0269	0.4646	0.4301
Panel B				
<i>Pressure</i>	-0.0242 (-0.2691)	-0.0415 *** (-3.8311)	-0.0346 (-0.1926)	-0.0756 *** (-6.6383)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
N	244	566	244	566
Adj-R <sup>2</sup>	0.1952	0.0363	0.4641	0.4474

治理投资和环境治理监管,引导官员积极参与“环境锦标赛”,缓解财政压力对辖区环境治理的消极影响,其中地方政府加强环境治理监管力度是提升自身环境治理执行力的显性路径。

本文研究结论对自然资源资产离任审计的环境治理功能拓展和地方政府的环境治理效率提升具有重要的启示意义。首先,应健全自然资源资产离任审计评价标准和指标体系。健全官员晋升考核体系是提升政府环境治理执行能力的前提,开展自然资源资产离任审计有助于优化官员晋升考核机制,助推地方政府积极参与辖区环境治理,全面提升环境政策执行力。因此,需要重点关注如何构建科学合理的自然资源资产管理和生态环境保护评价体系,以进一步促使领导干部树立服务生态文明建设和绿色发展理念大局的政绩观,探索审计监督对环境治理的长效影响机制。其次,应加强自然资源资产离任审计的审计结果运用。官员基于任期考核的环境政绩诉求越强烈,审计试点对地方政府环境治理执行力的影响效应越大,因此,需进一步做好对官员任职期间的总体评价工作,加强对审计意见整改情况的监督力度。建立健全自然资源资产离任审计情况通报、整改落实、责任追究等结果运用制度,保证审计结果能够落实至官员晋升考核和终身问责当中,形成对官员在整个任期内的激励约束,实现官员政绩观转型。最后,应推动地方政府落实环境治理主体责任。在审计试点阶段,政府的环境监管行为在离任审计提升政府环境治理执行力和实现环境治理实际效果的过程中发挥了中介效应,而环境投资行为未能有效发挥提升作用。地方政府是自然资源资产离任审计的被审计责任主体,在环境治理中处于至关重要的地位,因此,应在制度上完善地方政府进行环境治理的相关政策安排,并积极引导地方政府在环境治理实践中进行有效探索和总结,及时解决审计工作中发现的重要问题,丰富地方政府提升环境治理执行力的“工具箱”。

#### 参考文献:

- [1] 张楠,卢洪友. 官员垂直交流与环境治理——来自中国109个城市市委书记(市长)的经验证据[J]. 公共管理学报,2016(1):31-43+153-154.
- [2] 王瑞,诸大建. 中国环境效率及污染物减排潜力研究[J]. 中国人口·资源与环境,2018(6):149-159.
- [3] 罗党论,余国满,陈杰. 经济增长业绩与地方官员晋升的关联性再审视——新理论和基于地级市数据的新证据[J]. 经济学(季刊),2015(3):1145-1172.
- [4] 曾润喜,朱利平. 晋升激励抑制了地方官员环境注意力分配水平吗? [J]. 公共管理与政策评论,2021(2):45-61.
- [5] 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.
- [6] 李秀珠,刘文军. 领导干部自然资源资产离任审计与企业债务融资[J]. 中央财经大学学报,2020(6):52-67.
- [7] 蒋秋菊,孙芳城. 领导干部自然资源资产离任审计是否影响企业税收规避——基于政府官员晋升机制转变视角的准自然实验研究[J]. 审计研究,2019(3):35-43.
- [8] 刘文军,谢帮生. 领导干部自然资源资产离任审计影响公司盈余管理吗? [J]. 中南财经政法大学学报,2018(1):13-23+158.
- [9] 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.
- [10] Xu C. The fundamental institutions of China's reforms and development[J]. Journal of Economic Literature,2011,49(4):1076-1151.
- [11] Kostka G, Hobbs W. Local energy efficiency policy implementation in China: Bridging the gap between national priorities and local interests[J]. China Quarterly,2012,211(9):765-785.
- [12] 庄玉乙,胡蓉. “一刀切”抑或“集中整治”? ——环保督察下的地方政策执行选择[J]. 公共管理评论,2020(4):5-23.
- [13] 李瑞昌. 中国公共政策实施中的“政策空传”现象研究[J]. 公共行政评论,2012(3):59-85+180.
- [14] Gao J. Pernicious manipulation of performance measures in China's cadre evaluation system[J]. The China quarterly,2015,223(1):1-20.
- [15] 李肆. 环境政策执行偏差的破解——基于信号传递理论的解释[J]. 中国人口·资源与环境,2020(12):147-154.
- [16] 李胜. 合法性追求、谋利性倾向与地方政府环境治理的策略性运作[J]. 中国人口·资源与环境,2020(12):137-146.
- [17] Ran R. Perverse incentive structure and policy implementation gap in China's local environmental politics[J]. Journal of Environmental Policy & Planning,2013,15(1):17-39.
- [18] Lazear E, Rosen S. Rank-order tournaments as optimal labor contracts[J]. Journal of Political Economy,1981,89(5):841-864.
- [19] 周黎安. 晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J]. 经济研究,2004(6):33-40.
- [20] Li H, Zhou L A. Political turnover and economic performance: The incentive role of personnel control in China[J]. Journal of Public Economics,2005,89(9):1743-1762.
- [21] 鲁玮骏,骆勤. 省以下财政分权、晋升竞争与环境质量:理论与证据[J]. 财经论丛,2021(1):14-23.
- [22] 于文超,高楠,查建平. 政绩诉求、政府干预与地区环境污染——基于中国城市数据的实证分析[J]. 中国经济问题,2015(5):35-45.
- [23] Zheng S, Kahn M E, Sun W, et al. Incentives for China's urban mayors to mitigate pollution externalities: The role of the central government and public environmentalism[J]. Regional Science and Urban Economics,2014,47(7):61-71.

- [24] Ghanem D, Zhang J. Effortless perfection: Do Chinese cities manipulate air pollution data? [J]. *Journal of Environmental Economics & Management*, 2014, 68(2): 203-225.
- [25] 张振波. 从逐底竞争到策略性模仿——绩效考核生态化如何影响地方政府环境治理的竞争策略? [J]. *公共行政评论*, 2020(6): 114-131 + 211-212.
- [26] 涂正革, 周星宇, 王昆. 中国式的环境治理: 晋升、民声与法治[J]. *华中师范大学学报(人文社会科学版)*, 2021(2): 44-60.
- [27] Holmstrom B. Managerial incentive problems: A dynamic perspective[J]. *Review of Economic Studies*, 1999, 66(1): 169-182.
- [28] 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.
- [29] 陈诗一, 陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. *经济研究*, 2018(2): 20-34.
- [30] Shi C, Shi Q, Guo F. Environmental slogans and action: The rhetoric of local government work reports in China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2019, 238(11): 117-886.
- [31] 王印红, 李萌竹. 地方政府生态环境治理注意力研究——基于30个省市政府工作报告(2006—2015)文本分析[J]. *中国人口·资源与环境*, 2017(2): 28-35.
- [32] 黄溶冰, 陈伟, 王凯慧. 外部融资需求、印象管理与企业漂绿[J]. *经济社会体制比较*, 2019(3): 81-93.
- [33] 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.
- [34] 解晋. 自然资源何以成为诅咒: 市场扭曲下的“攫取之手”——以“中国式分权”引致的官员晋升激励为视角的实证检验[J]. *商业研究*, 2019(11): 23-31.
- [35] 赵金旭, 孟天广. 官员晋升激励会影响政府回应性么? ——基于北京市“接诉即办”改革的大数据分析[J]. *公共行政评论*, 2021(2): 111-134 + 231.
- [36] Xi T, Yao Y, Zhang M. Capability and opportunism: Evidence from city officials in China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2018, 46(12): 16-32.
- [37] Bo S. Environmental regulations, political incentives and local economic activities: Evidence from China[J]. *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, 2020, 58(10): 25-49.
- [38] 卢盛峰, 陈思霞, 杨子涵. “官出数字”: 官员晋升激励下的GDP失真[J]. *中国工业经济*, 2017(7): 118-136.
- [39] 祝继高, 岳衡, 饶品贵. 地方政府财政压力与银行信贷资源配置效率——基于我国城市商业银行的研究证据[J]. *金融研究*, 2020(1): 88-109.
- [40] 席鹏辉. 财政激励、环境偏好与垂直式环境管理——纳税大户议价能力的视角[J]. *中国工业经济*, 2017(11): 100-117.
- [41] 包国宪, 关斌. 财政压力会降低地方政府环境治理效率吗——一个被调节的中介模型[J]. *中国人口·资源与环境*, 2019(4): 38-48.

[责任编辑: 王丽爱]

## Can Accountability Audit of Natural Resources Improve the Implementation Ability of Local Government's Environmental Governance?

HUANG Rongbing, XIE Xiaojun

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

**Abstract:** Based on the quasi natural experimental scenario of implementing the pilot of Accountability Audit of Natural Resources (AANR for short), taking China's cities as research samples, this paper studies the impact of AANR on the implementation ability of government's environmental governance. The results show that AANR can effectively improve the implementation ability of local government's environmental governance, including implementation progress and implementation quality. The heterogeneity test results show that the shorter the departure time of the chief officials, the more officials demand for environmental performance, and the more significant the policy effect of AANR. The mechanism test results show that AANR affects the local government by optimizing the official promotion evaluation mechanism and strengthening the environmental supervision behavior. The research conclusion provides supporting evidence for the policy effect of AANR during its pilot period. Meanwhile, this conclusion has a certain theoretical contribution to understanding the implementation dilemma of local government environmental governance and provides policy enlightenment for promoting local government to undertake entrusted environmental responsibility.

**Key Words:** Accountability Audit of Natural Resources (AANR); local government; official promotion evaluation mechanism; implementation ability of environmental governance; government environmental audit