

自然资源资产离任审计与空气污染防治： “和谐锦标赛”还是“环保资格赛”

黄溶冰，赵谦，王丽艳

[摘要] 自然资源资产离任审计作为加强生态文明建设的制度创新，是对领导干部受托环境责任的绩效考核，在审计试点中，地方政府可能采取“和谐锦标赛”或“环保资格赛”两种相异的应对策略。本文以2015年开始的自然资源资产离任审计试点作为一次自然实验，采用双重差分模型估计其对空气质量改善的因果效应。本文的研究证实了受传统考核晋升模式影响，地方政府采取“环保资格赛”的逻辑成立。试点城市与非试点城市相比，显著降低了《大气污染防治行动计划》中约束性指标 PM_{10} ($PM_{2.5}$)的排放浓度，削减了 SO_2 等生产性敏感污染物的排放峰值，但并未带来空气质量的全面整体改善。同时，对空气污染临界值(AQI=100)敏感的高污染城市和环保模范城市在试点中会采取更加积极的治理措施改善空气质量，上述异质性分析的结论为“环保资格赛”逻辑提供了进一步的经验证据。本文还利用Logit模型对推广自然资源资产离任审计制度的长期效应进行估计，回归结果显示，在审计试点期间，试点城市官员晋升概率与空气质量改善呈正相关关系，表明该项制度的推行，长期而言有助于扭转GDP导向晋升模式的痼疾，通过“进步学习”实现空气质量的持续改善。本研究为考察自然资源资产离任审计试点的政策效果提供了经验证据。

[关键词] 自然资源资产离任审计；空气质量；和谐锦标赛；环保资格赛；双重差分

[中图分类号]F205 [文献标识码]A [文章编号]1006-480X(2019)10-0023-19

一、引言

改革开放以来，中国在保持经济持续高速增长的同时，也付出了沉重的资源环境代价。据估算，20世纪80年代以来，中国经济增长的环境损失成本约占GDP的3%—8%；进入21世纪，这种状况不仅未得到改善反而更加严重，环境污染的成本接近GDP的10%，其中，空气污染占6.5%，水污染占2.1%，土地退化占1.1%（中国工程院和环境保护部，2011）。扣除资源消耗和环境损失成本，有的省份GDP几乎是零增长或负增长（张鹏等，2017）。如果继续坚持传统的经济发展模式，将导致所依赖的资源基础不堪重负，生态环境更加脆弱，经济发展所取得的成果被严峻的资源环境问题所吞

[收稿日期] 2018-12-10

[基金项目] 国家社会科学基金重点项目“企业漂绿的模仿—扩散效应与治理机制研究”（批准号17AGL019）。

[作者简介] 黄溶冰，浙江工商大学财务与会计学院教授，博士生导师，管理学博士；赵谦，哈尔滨商业大学财政与公共管理学院教授，管理学博士；王丽艳，浙江工商大学副研究馆员。通讯作者：黄溶冰，电子邮箱：hrongb007@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见，当然文责自负。

噬。生态文明是人类文明发展的一个全新阶段,传统工业文明以人类征服自然为主要特征,而生态文明强调人与自然的和谐。正如党的十九大报告中所指出的,“人与自然是生命共同体,人类必须尊重自然、顺应自然、保护自然。人类只有遵循自然规律才能有效防止在开发利用自然上走弯路”。生态文明建设是关系人民福祉和民族前途的重大战略部署,也是实现中国梦的重要组成部分。2014年以来,加强污染防治、推动绿色发展,全面开展蓝天、碧水、净土保卫战,成为中央和各级地方政府工作报告中的重要内容。

相对于其他环境和资源,空气是人类生存一刻不可或缺的自然资源。随着现代工业的高度发展、城市化的快速推进以及人口的相对集中,空气污染已经成为城市和工矿区的重要公害,空气污染问题也被列入环境治理的重点对象(郭峰和石庆玲,2017)。但总体而言,空气污染的防控效果并不理想,全国重点城市2013年、2014年空气质量监测超标比例分别为95.9%和90.1%(吕连宏等,2015),空气污染已经超越环境问题本身,成为一个政治经济社会议题。

中国所面临的环境问题并不是短期内形成的,经济高速增长与资源高消耗、环境高污染并存的现象与中央政府对地方官员的考核机制密切相关。改革开放以来,中国各级政府官员的政治晋升体现为GDP导向的锦标赛模式(周黎安,2007)。地方官员为经济增长而竞争,强调GDP等经济性指标,忽视单位GDP排放等环境性指标,有些地区甚至出现严重的环境公害事件,具有明显外部性的环境保护往往成为被弱化的一项公共职能。针对各地多年来形成的以牺牲资源环境为代价谋取经济增长的路径依赖,必须通过制度创新探索新的生态安全格局,利用“倒逼”机制推动领导干部树立尊重自然、顺应自然、保护自然的生态文明理念。正是在这样的背景下,党的十八届三中全会通过的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》中要求,“探索编制自然资源资产负债表,对领导干部实行自然资源资产离任审计。建立生态环境损害责任终身追究制”。2015年开始,自然资源资产离任审计试点在全国范围展开,大气污染防治、土地资源、水资源、森林资源以及矿山生态环境治理等被纳入审计监督的重点领域。

政策试点作为中国渐进式改革中总结出的一套方法论,在推动经济社会发展以及政策创新中发挥着特有的作用,政策试点推广的过程就是一项新政策及其配套改革措施逐渐合理化和成熟化的过程。根据国家统一安排,2015—2017年是领导干部自然资源资产离任审计的试点阶段,2018年开始在全国范围内推广,2020年建立起比较完善的自然资源资产离任审计制度。自然资源资产离任审计的分阶段、分步骤试点,为本文的实证设计提供了难得的“自然实验”条件,从而有助于更加客观地形成该项政策效应的因果推断。

2005年颁布的《国务院关于落实科学发展观加强环境保护的决定》中首次明确提出将环境保护纳入到地方官员的考核标准中,并将考核情况作为干部选拔任用和奖惩的依据之一。但在分权式的行政管理体制下,环境考核往往被“放了水”或“打了折”(Jin et al., 2016),甚至因攀比形成的“逐底竞争”,导致染色GDP的竞争锦标赛。自然资源资产离任审计作为加强生态文明建设的一项制度创新,是党中央、国务院完善领导干部绩效考核和责任追究制度的重要举措,受到各级政府的高度重视。截至2017年10月,据统计全国审计机关共实施审计试点项目827个,被审计领导干部达到1210人^①。空气污染是最直观也是最受公众关注的环境事项,相比水污染、土壤污染等指标,空气污染指标更易于观察、识别和计量(黎文靖和郑曼妮,2016),在自然资源资产离任审计试点期间,如果本文能够观察到空气质量改善的效果,至少表明自然资源资产离任审计在完善环境责任绩效考核

^① 参见新华社北京2017年11月28日电,审计署负责人就《领导干部自然资源资产离任审计规定(试行)答记者问》的相关报道(http://www.gov.cn/zhengce/2017-11/28/content_5242968.htm)。

和问责机制方面是有效的。

本文将2014—2017年中国325个城市的空气质量指数和单项空气污染物浓度数据,与同期开展自然资源资产离任审计试点的信息相匹配,采用双重差分模型(Difference-in-Differences, DID)考察了自然资源资产离任审计制度对大气污染防治的影响。本文研究发现,自然资源资产离任审计促进了试点地区约束性考核指标(PM_{10} 、 $PM_{2.5}$)的减排和较高关注度污染物(SO_2 、 CO)排放的临时性改善,但并未在整体上达到控制空气污染的效果。分样本的分析结果表明,自然资源资产离任审计促进了高污染城市和环保模范城市更加重视改善空气质量,地方政府对AQI(Air Quality Index,空气质量指数)超越临界值有更强烈的治理积极性。本文也对试点期间地方官员晋升概率与AQI关系进行了分析,发现试点城市的污染减排绩效与官员晋升概率呈正相关关系。由于传统绩效考核方式的惯性以及任何新制度的实行都需要一段时间的适应期,本文因此对推广自然资源资产离任审计制度的污染减排以及空气质量改善效果表达了谨慎的乐观。

自然资源资产离任审计试点为审计实务中如何科学编制审计方案以及如何有效开展审计调查积累了有益经验,程序上的规范为该项工作的推广创造了条件。但如果对试点过程缺乏评估环节,可能导致政策试点达不到应有的预期。本研究在以下两个方面作出了贡献:

(1)自然资源资产离任审计作为基于中国国情和实践的制度创新,国外没有成熟的经验可供借鉴。国内现有研究主要集中在理论基础、实施框架、评价指标以及发展策略等(郭旭,2017)。关于其政策效果的实证研究目前尚十分匮乏,仅有的理论分析无法充分证明自然资源资产离任审计的实施效果。空气污染是最直观的污染体现,也是广大人民群众普遍关注的环境问题,已被确定为自然资源资产离任审计的重点领域。但近年来中国还出台了一系列普适性的大气污染防治政策,如关停并转、重点污染源监控以及中央环保督查等,这可能混淆各类环境政策的减排效果。自然资源资产离任审计是否有助于改善空气质量,需要利用规范的微观计量方法进行实证检验。本文有助于对领导干部自然资源资产离任审计制度的有效性做出客观评价,为该领域的后续研究做出基础性贡献。

(2)污染治理是具有负外部性的公共产品,在仅强调经济增长的传统考核和晋升机制下,地方政府必然存在激励不足的问题(周黎安,2007;Wu et al.,2014)。自然资源资产离任审计作为一项绩效考核和责任追究的制度安排,是考察和任用领导干部以及评价其受托环境责任的重要手段。在审计试点中,面对经济绩效和环境绩效的双重约束,地方政府可能采取“和谐锦标赛”抑或“环保资格赛”的策略。本文的研究以此为视角,发现因受传统绩效考核方式影响,地方政府变相实施“环保资格赛”的逻辑成立,同时,结合审计试点期间减排绩效与官员晋升概率的考察,对自然资源资产离任审计制度的长期效果进行了预期,从而进一步丰富和拓展了关于晋升锦标赛机制以及政府管制与污染减排关系的相关文献。

二、文献回顾与研究假说

1. 环境规制与污染治理

污染治理工具的选择和实施一直是环境经济学与可持续发展研究中的重要议题。根据世界银行的分类,包括利用市场、创建市场、行政手段、信息公开和公众参与等多种形式。按照不同政策工具的演变历程,又可以划分为三个阶段,每一个阶段的演进都有其制度经济学的理论支撑(罗小芳和卢现祥,2011)。其中,第一代工具——传统的命令与控制型管制,受到环境干预主义学派的影响,注重从法制入手开展制度设计,包括市场准入与退出规制、产品标准和产品禁令、技术规范、技术标准、排放绩效标准、生产工艺的规制等。第二代工具——市场化工具,受到基于所有权的市场环境主

义学派的影响,注重从产权入手开展制度设计,包括排污收费或环境税、排放权交易、环境补贴、押金—返还制度、执行鼓励金等。第三代工具——信息化工具及自愿环境管制,受到环境自治理学派的影响,注重从协议入手开展制度设计,包括信息公开计划、自愿环境协议、环境标签、环境认证体系等。

在20世纪80年代以前,中国的污染治理主要以命令控制工具为主,20世纪80年代引入排污收费制度后,中国开始尝试命令控制工具与市场化工具并重的污染控制策略。进入21世纪,中国又开始在污染治理中引入排放权交易和环境信息披露等新型的政策工具(史贝贝等,2019)。

命令控制工具具有较强的行政色彩,减排成本较高。但命令型管制不受污染源本身的特性和空间因素等的限制,能够迅速达到控制与治理污染的目的(Dasgupta et al.,2001)。一些研究结果也表明,对中国的污染减排发挥显著影响的仍是以罚款和收费为代表的政策工具,同时一些工程减排和结构减排措施也产生了积极效果(Dasgupta et al.,2001;Wang and Wheeler,2005)。Huang and Chen(2015)指出,中国作为处于经济转型期的发展中国家,传统命令控制工具与其他政策工具的组合有助于提高污染控制效果,命令控制工具不仅是十分重要的,而且在必要时还应适当加强。

针对雾霾和空气污染问题,中国先后采取了包括完善法制、关停限产、限号出行以及环保督查等一系列管制措施,一些文献对上述管制措施的效果进行了研究。李树和陈刚(2013)利用中国《大气污染防治法》修订作为准自然实验的研究结果表明,相对于非空气污染密集型工业行业,空气污染密集型工业行业处理组的全要素生产率得以显著提高。Chen et al.(2013)研究发现,关停或搬迁污染企业显著改善了2008年北京奥运会期间的空气质量,但空气污染在奥运事件之后快速反弹,治理效果缺乏持续性。石庆玲等(2016)研究了“两会”期间的“政治性蓝天”现象,发现各地的临时性管控措施,显著改善了“两会”期间的空气质量,但事后出现了更严重的报复性污染。曹静等(2014)考察了限行政策对北京市空气质量的影响,结果表明,限行政策尤其是“尾号限行”对空气质量的影响甚微。罗知和李浩然(2018)研究发现,相对于南方地区,实施“大气十条”政策显著减轻了北方地区供暖季节的空气污染程度。

上述文献表明,不同命令控制工具的空气污染防治效果亦存在差异。严格的环境规制能否实现预期目标,需要以政策本身的“适宜性”(Well-designed)为前提(Drucker and Latacz-Lohmann,2003)。任何环境政策的制定和完善都应经过反复论证与跟踪评估;相比较而言,自然资源资产离任审计作为一项管制型政策工具,2015—2017年先后在162个城市进行了试点,不仅为自然资源资产离任审计在全国的推广总结和积累了经验,也为本文评估其空气污染防治效果提供了“自然实验”的契机。

2. 环保责任与审计监督

由于环境与自然资源的公共物品属性和“外部效应”,市场机制难以在环境保护方面实现资源的最优配置,社会各界开始要求政府从公众利益角度出发对资源环境进行管理,环境保护责任逐渐成为政府公共受托责任的一项重要内容(Parker,2005)。研究表明,由于环境问题的复杂性,在世界范围内,都倾向于将治理污染的主要责任归于政府(Konisky,2011),中国的情况也是如此。2005年在党的十六届五中全会上,中央提出建设资源节约型、环境友好型社会的目标。同年,国务院颁布了《关于落实科学发展观加强环境保护的决定》,明确地方政府主要领导是本地区环境保护的第一责任人,将环境保护纳入地方官员的考核指标。此后,《主要污染物总量减排考核办法》(2007)、《地方党政领导班子和领导干部综合考核评价办法(试行)》(2009)、《大气污染防治行动计划》(2013)、《环境保护法》(2014)等进一步明确了地方政府对所在地区空气质量负责。

审计存在的客观基础是因委托代理关系产生的受托经济责任义务(Flint, 1988)。在各类审计业务中,经济责任审计具有鲜明的中国特色和时代特征,始于1985年部分省份审计机关对国有企业厂长(经理)离任经济责任审计开展的探索性实践,在当时承包制、租赁制和简政放权等改革背景下,满足了社会公众对领导干部受托经济责任进行监督的诉求。与常规性审计(例如行政事业单位审计)主要关注财政财务收支及有关经济活动不同,经济责任审计的对象是国有企业负责人和地方党政领导干部,审计内容包括经济管理、经费使用、内部控制制度建立执行以及廉洁自律等方面。作为对特定人群公共权力进行监督的手段,经济责任审计通过考核评价经济责任受托目标的完成情况以及实施问责,成为提升政府效率的重要治理机制(彭韶兵和周兵,2009)。

随着受托公共责任向环境领域的拓展,中国又开始自然资源资产离任审计的探索和实践,将环境保护责任纳入审计监督范畴。党的十八届三中全会通过的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》中对领导干部自然资源资产离任审计作出明确部署。2015年中办、国办印发了《生态文明体制改革总体方案》,提出由自然资源资产产权制度等八项制度构成的生态文明制度体系,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重要安排在全国试点和推广。

在对相关制度文件^①进行系统梳理的基础上,本文归纳出自然资源资产离任审计(试点)的基本要求如表1所示。

表1 自然资源资产离任审计(试点)的基本要求

1.重点领域	2.时间范围	3.审计组织	4.审计对象
土地资源、水资源、大气污染防治、森林资源以及矿山生态环境治理等	领导干部任职期间,包括任中、离任两个时点	由审计署负责业务指导和监督,由省级审计机关统一组织具体实施,采取“上审下”的方式保持独立性	地、市(县)党委和政府的主要领导干部
5.审计内容	6.责任主体	7.硬性指标	8.等级标准
生态文明建设、资源开发和环境保护相关的决策部署贯彻情况、政策法规执行情况、资金使用情况、项目运行情况、履职和目标完成情况等	对被审计地区的主要党政领导干部履行自然资源资产管理和生态环境保护责任情况进行总体评价	①任期内的资源环境数量和质量变化情况;②约束性指标或目标责任书的完成情况;③重大环境或资源环境毁损事件发生情况	分为好、较好、一般、较差、差等五级

3. 研究假说

作为党中央、国务院加强生态文明建设的一项制度创新,自然资源资产离任审计试点释放如下五个方面的明确信号:①明确考察重点。与传统考核晋升机制主要关注“经济账”不同,自然资源资产离任审计主要考察领导干部的“生态账”。②明确责任主体。审计试点对被审计地区的主要党政领导干部履行自然资源资产管理和生态环境保护责任情况进行总体评价,包括任中和离任两个时点^②。③明确硬性指标。在审计试点期间,考察的三个硬性指标分别是:I类指标即任期内的资源环

① 主要包括中办、国办印发的《开展领导干部自然资源资产离任审计试点方案》(2015)和《领导干部自然资源资产离任审计规定(试行)》(2017),以及国家审计署制定的《“十三五”国家审计工作发展规划》(2016)、《领导干部自然资源资产离任审计试点要点》(2016)和《地方审计机关开展领导干部自然资源资产离任审计试点工作的指导方案》(2017)。

② 自然资源资产离任审计中,“离任”是相对宽泛的概念,在保证离任必审的前提下,也对领导干部任职期间(任中)开展审计。

境数量和质量变化情况;Ⅱ类指标即约束性指标或目标责任书的完成情况;Ⅲ类指标即重大环境或资源环境毁损事件发生情况。其中,Ⅰ类指标是绩效指标,就空气污染防治而言,空气质量指数(AQI)的全面改善,能够反映试点城市在空气污染防治方面的努力和良好实践;Ⅱ类指标是基线指标,如果未完成国家或上级政府制定的减排目标,则领导干部环境责任履职是难以令人满意的;Ⅲ类指标是问责指标,如果出现重大空气污染环境公害事件,领导干部将会被问责^①。④明确评价等级。总体评价结论分为“好”、“较好”、“一般”、“较差”和“差”五个等级,硬性考核指标与评价等级相对应。⑤明确结果运用。审计结果分别提交省级党委组织部门、省级人民政府和国家审计署,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试点关注的是“生态账”,这必然和强调“经济账”的传统考核晋升机制产生相互作用,进而影响地方官员在审计试点期间的环境表现。地方官员可能采取针对性策略来应对自然资源资产离任审计试点这一新的考核机制。

(1)和谐锦标赛策略。实现社会福利最大化的目标要求中央对地方的治理从“为增长而竞争”转变为“为和谐而竞争”的模式(陈钊和徐彤,2011)。在中央的统一部署下,污染治理已经纳入地方政府的政绩考核体系,Zheng et al.(2014)就此项改革对中国未来的环境改善表达了乐观的预期。Chen et al.(2018)的研究也发现,在中国SO₂和酸雨控制区,地方官员愿意在GDP增长与减少SO₂排放之间权衡取舍,以完成更为严格的减排目标,证实了基于目标的绩效评估系统的有效性。公众对政府应承担环保责任的心理预期和路径依赖使我们有理由相信,污染治理对政府官员的考核、评价和晋升都会产生一定的影响。在“明确责任→落实责任→履行责任→责任追究”的环境治理链条中,自然资源资产离任审计通过对试点地区主要领导干部环境保护责任履行情况进行总体评价,完善了评价考核与责任追究机制。目前生态文明已经上升至国家战略层面,治国理念的转变将带来官员执政方式的改变,地方官员可能据此摒弃传统GDP考核晋升模式的影响,从基于地方GDP水平的“增长锦标赛”转型为基于地方公众满意度的“和谐锦标赛”。

在和谐锦标赛中,面对自然资源资产离任审计试点以及对环境问题的关注,地方官员需理性地选择自身的努力水平,以及在多任务下重新分配努力水平来最大化其所表现的能力信号(Dewatripont et al.,2000)。地方党政领导干部结合生态文明建设的总体要求,将审计结果作为政治晋升的“激励”因素,寻求空气质量指数的全面改善,努力完成Ⅰ—Ⅲ项考核指标的要求,以期在审计评价中获得“理想”等级,实现环境绩效作为晋升机会的“加分项”。

(2)环保资格赛策略。空气污染问题表面上是政府监管不力和治理投入不足导致的,但其深层次矛盾来自于中国特殊的政绩考核体制和不确定的官员流动机制(刘瑞明和金田明,2015)。首先,污染治理与经济增长之间存在矛盾。传统上以GDP为核心的晋升锦标赛模式,环境污染作为经济增长的成本并未纳入地方官员的绩效考核体系,地方官员的政绩诉求成为辖区内环境污染事故频发的重要因素(于文超和何勤英,2013)。近年来,虽然中央政府高度重视,社会各界普遍关注,但空气污染问题仍然十分严重,说明环境法律文书在实施中存在“非完全执行”的情况(Wang et al.,2003),因中央和地方的目标函数不一致,很多地区将空气污染防治作为一项“纸面”而非“行动”上的重点工作。其次,污染治理是一项复杂长期的系统工程,而官员的任职任期存在流动性和不确定性。即使地方政府面临经济增长和环境保护的双重考核,空气质量成为政绩考核表上的必备项,但地方官员普遍对“为他人做嫁衣”的环保工作缺乏热情(刘瑞明和金田明,2015)。经济绩效指标要力

^① 实际上,Ⅰ、Ⅱ和Ⅲ各硬性指标之间存在一定的联系,例如,实现绩效指标(Ⅰ)的情况下,必然达到基线指标(Ⅱ)的要求并且不会出现问责指标(Ⅲ)所禁止的情形。

争“优异”,如果能“木秀于林”,按照惯例就可“一俊遮百丑”;而环境问题的彻底解决或全面改善难度大、周期长,只要“及格”或不出问题就好。

因此,在自然资源资产离任审计试点期间,受传统绩效考核方式和惯性思维的影响,谋取政治晋升而又兼顾减排任务的领导干部,为避免政治出局的风险,可能采取增长锦标赛、环保资格赛的策略。地方官员倾向于将审计结果作为政治晋升的“保健”因素,关注硬性考核指标中Ⅱ和Ⅲ的“底线”达标。由此产生的结果是:地方政府仅重视空气质量约束性考核指标的减排,或者是公众比较敏感的污染指标的临时性改善。

基于以上分析,本文提出:

H1:在自然资源资产离任审计试点期间,地方政府对大气污染防治采取“和谐锦标赛”策略。

H2:在自然资源资产离任审计试点期间,地方政府对大气污染防治采取“环保资格赛”策略。

对于试点地区而言,以往的状况已难以改变,能够改善的是试点期间以及之后的空气质量状况。如果和谐锦标赛的逻辑成立,将带来空气质量总体基本面的显著改善;如果环保资格赛的逻辑成立,仅带来约束性指标减排或敏感污染物的临时性改善。到底哪种策略可能是地方政府的理性选择,需要规范的计量方法进行检验。

三、研究设计

1. 研究方法

自然资源资产离任审计试点前后(2014—2017年),空气质量指数(AQI)和主要污染物浓度的变化情况如表2所示。由表2可知,均值指标普遍有所改善,峰值部分指标的浓度也有一定程度降低。这说明全国空气质量呈现逐渐好转的趋势。但传统的政策评估方法并不能形成审计试点效应的因果判断,因为空气质量是众多因素共同作用的结果,其他因素(如加强污染治理投入、严格排放标准、加强污染源控制、关停高污染企业、开展环保督查、采用清洁生产技术等)也会对污染减排产生影响。

表2 2014—2017年空气质量指数及主要污染物浓度

Panel A: 均值					
指标	单位	2014	2015	2016	2017
AQI		93.26	81.32	79.52	80.34
SO ₂	mg/m ³	37.15	25.62	22.57	18.83
PM ₁₀	mg/m ³	108.33	86.86	83.48	80.62
PM _{2.5}	mg/m ³	60.82	49.94	46.61	44.44
CO	mg/m ³	1.28	1.08	1.05	0.98
NO ₂	mg/m ³	34.75	29.29	30.16	31.10
O ₃	mg/m ³	75.79	83.81	87.00	93.76
Panel B: 峰值					
指标	单位	2014	2015	2016	2017
AQI		122.75	123.50	117.80	118.06
SO ₂	mg/m ³	54.03	51.61	43.04	36.02
PM ₁₀	mg/m ³	141.60	139.93	140.24	132.12
PM _{2.5}	mg/m ³	87.74	89.58	84.81	82.00
CO	mg/m ³	1.67	1.74	1.63	1.53
NO ₂	mg/m ³	43.83	45.16	46.69	46.84
O ₃	mg/m ³	100.31	124.70	128.33	139.19

本研究利用自然资源资产离任审计分阶段试点的特征,借鉴“自然实验”和“双重差分模型”的方法,评估自然资源资产离任审计对空气质量改善是否产生因果效应。其基本思想是:一方面,同一

城市的空气质量指数及主要污染物浓度在自然资源资产离任审计试点前后存在差异;另一方面,同一时点上试点城市处理组与非试点城市对照组在空气质量指数及主要污染物浓度上也存在差异,本文通过双重差分的设计控制了其他共时性政策的影响和试点与否的事前差异,从而有助于将政策影响的真正效果有效分离出来。

由于自然资源离任审计试点于 2015—2017 年在各个城市先后实施,故应选择多期双重差分模型。借鉴 Beck et al.(2010)利用多期双重差分模型开展的研究,设定计量模型如下:

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

本文利用的是面板数据,下标 i 和 t 分别代表城市和年份,被解释变量 AIR_{it} 为城市 i 在 t 年的空气质量,具体包括空气质量指数均值(AAQI)与 6 项单项污染物浓度均值(ASO_2 、 APM_{10} 、 $APM_{2.5}$ 、 ACO 、 ANO_2 、 AO_3),以及空气质量指数峰值(MAQI)与 6 项单项污染物浓度峰值(MSO_2 、 MPM_{10} 、 $MPM_{2.5}$ 、 MCO 、 MNO_2 、 MO_3)。DT=1 或 0 分别代表对样本点进行“处理”(Treatment)或否,处理(审计试点)所产生的因果效应表现为 $E(AIR|DT=1) - E(AIR|DT=0)$,本文关心的是 DT 的系数 β_1 ,它衡量了审计试点对空气质量的影响程度。 α_i 是城市固定效应,它可以控制不同城市的固有差异; α_t 是年份固定效应,如全国性的污染减排趋势等; Z_{it} 是其他影响 AIR_{it} 的自变量向量; ε_{it} 是随机扰动项。

DT 是反映自然资源资产离任审计试点与否的关键解释变量,当某城市处于试点当年和以后年度时赋值 1,否则为 0。本文还分别定义了用于反映审计试点各年度的变量 DT1、DT2 和 DT3,分别当处于试点当年、试点第 2 年和试点第 3 年时为 1,否则为 0。

双重差分模型估计结果的有效性可能受到变量缺失的影响,根据现有文献通常的做法,本文控制了其他可能影响空气质量的变量(Z_{it}),包括:人均 GDP 对数值($\ln PGDP$)、人均 GDP 对数平方项($\ln PGDP^2$)、人口密度(POPST)、所在城市市长的年龄(AGE)、学历(EDU)、性别(GENDER)、是否任期第一年(TENURE1)、是否任期第五年(TENURE5)等。

2. 样本数据

本文选择 2014—2017 年中国 325 个地级行政区的数据作为研究样本^①。在样本中 162 个城市先后开展了自然资源资产离任审计的试点,试点信息通过各省、自治区审计厅网站,各市审计局网站,《中国审计年鉴》以及媒体报道获得。2014 年是政策实施前的基准年,2015—2017 年开展审计试点的城市数量分别为 19、81 和 62 个。

空气质量相关数据来源于中国空气质量在线检测分析平台(<https://www.aqistudy.cn/historydata>),该平台的城市空气质量数据始于 2013 年 12 月或 2014 年 1 月,本文根据各城市的月度数据计算年度均值或峰值指标。部分缺失数据通过各地环保局、气象局人工搜集整理的形式补充。此外,在稳健性检验中,本文还利用《中国环境年鉴》(2011—2014)的数据开展了平行趋势检验。

GDP 和人口数据来源于 2014—2017 年各城市《国民经济和社会发展统计公报》。各城市的自然地理数据(如是否沿海、历史平均温度等)来源于政府官方网站和百度百科。

本文选用各城市的市长作为官员样本^②。官员的背景信息和任职信息根据新华网、人民网等权

① 在中国 334 个地级行政区中,剔除西藏自治区和新设立地级市(如三沙市、儋州市),剩余 325 个地级行政区,包括 269 个地级市、21 个地区、30 个州和 5 个盟,本文统称为城市。

② 市委书记与市长虽然同样作为地级行政区的首长,但市委书记侧重于党委、人事工作,而市长则主管行政,负责经济、文教、安全、环保等工作。同时,现有法律、法规和规章也要求强化对地方政府主要领导环境质量履责情况的考核。

威网站公布的资料进行整理。为了和年度宏观数据在时间上保持一致,如果当年发生官员更替,参考姚洋和张牧扬(2013)的方法进行匹配,将下半年离任官员作为当年在任官员处理。

四、实证检验

1. 基本回归分析

(1)审计试点与空气质量均值。本文采用个体时点双固定效应模型进行估计,标准误聚类到城市层面。表3给出了利用各城市年度AQI均值的基本估计结果。第(1)、(2)列是仅包括审计试点(DT)以及试点期间各阶段变量(DT1—DT3)的回归结果,本文发现,没有证据表明开展自然资源资产离任审计试点有助于改善空气质量。第(3)、(4)列是考虑控制变量的回归结果,引入控制变量后,拟合优度调整R²有所增加,说明模型的整体解释力有所提高。不过无论加入控制变量与否,核心解释变量DT以及DT1—DT3的估计系数虽为负,但均未能通过统计显著性检验。表3中审计试点以及试点各年度的回归结果基本保持一致,从一个侧面反映了本文模型估计的稳健性。

表3 审计试点与AQI均值分析

被解释变量:AAQI	(1)	(2)	(3)	(4)
审计试点(DT)	-1.0430 (-0.6037)		-1.5582 (-0.9196)	
审计试点当年(DT1)		-0.9816 (-0.6211)		-1.2314 (-0.7864)
审计试点第二年(DT2)		-1.3347 (-0.5495)		-2.8172 (-1.1775)
审计试点第三年(DT3)		-3.8638 (-0.9646)		-6.3634* (-1.7406)
控制变量	未控制	未控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制
N	1300	1300	1300	1300
Adj-R ²	0.1273	0.1276	0.1685	0.1696

注:括号内的数值为t值,*、**、***分别表示在10%、5%和1%的置信水平上显著。以下各表同。

由于AQI由多个单项污染物浓度经过一定方法合成,不同单项污染物的形成原因不同,审计试点对其影响也不尽相同,进一步以单项污染物浓度年度均值作为被解释变量的回归结果见表4。在第(2)列对PM₁₀的估计中,关键解释变量DT的系数为-4.07,在10%的水平上显著,说明相对于非试点城市,试点城市PM₁₀浓度的均值下降了大约4.07mg/m³。在时间趋势上,DT1—DT3的系数都为负,且在10%的水平上显著。所有模型中除第(2)列之外,本文仍然没有发现审计试点对其他单项污染物的改善作用。

虽然表2揭示了审计试点前后(2014—2017年)空气质量确实改善的事实,但区分处理组与对照组之后,本文发现,审计试点对空气质量改善的政策效果,除了PM₁₀之外并非如预期的那样大,原因在于存在共时性因素等影响,即使在未开展自然资源资产离任审计的对照组,其空气质量同样得以改善。

值得关注的是,《大气污染防治行动计划》(国发[2013]7号)中明确要求,“2017年地级市及以上城市PM₁₀浓度比2012年下降10%,优良天数逐年提高”。这是该规划中唯一全国性定量考核的

表 4 审计试点与主要污染物浓度均值分析

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ASO_2	APM_{10}	$APM_{2.5}$	ACO	ANO_2	AO_3
审计试点(DT)	-1.8094 (-1.4042)	-4.0714* (-1.8145)	-0.9498 (-0.6727)	-0.0489 (-1.5854)	-1.1500 (-1.4768)	-0.9620 (-0.6763)
审计试点当年(DT1)	-1.4568 (-1.2634)	-3.4910* (-1.6795)	-0.5727 (-0.4355)	-0.0464 (-1.5554)	-1.0508 (-1.4707)	-1.0486 (-0.7898)
审计试点第二年(DT2)	-3.1603 (-1.5997)	-6.2526* (-1.9450)	-2.3644 (-1.1929)	-0.0560 (-1.3366)	-1.5499 (-1.3743)	-0.7705 (-0.3752)
审计试点第三年(DT3)	-6.4913 (-1.5617)	-8.7356* (-1.7966)	-3.8315 (-1.1495)	0.0918 (1.4399)	-3.8619* (-1.8438)	-9.7586*** (-3.0639)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1300	1300	1300	1300	1300	1300
Adj-R _a ²	0.3303	0.2523	0.2442	0.1220	0.1610	0.2805
Adj-R _b ²	0.3321	0.2531	0.2451	0.1237	0.1628	0.2858

注:Adj-R_a²是以DT为解释变量的计算结果,Adj-R_b²是以DT1、DT2、DT3为解释变量的计算结果,以下各表同。

约束性指标。同样需引起注意的是,在自然资源资产离任审计试点的相关要求中,也明确了将检查大气污染防治行动计划、水污染防治行动计划、土地污染防治行动计划的完成情况作为审计评价的硬性指标之一。环保考核的约束性目标越明确,地方政府越有激励降低相关污染指标的排放浓度,这初步证实了在自然资源资产离任审计试点中“环保资格赛”的逻辑成立。

(2)审计试点与空气质量峰值。表5给出了利用各城市年度AQI峰值的估计结果。结果表明:第(1)、(2)列未考虑控制变量情况下,审计试点对AQI峰值的影响在10%的水平上显著为负,试点第1年(DT1)和第2年(DT2)的系数也显著为负;但引入控制变量后,第(3)、(4)列中关键解释变量的显著性消失。本文进一步考虑了其他的6项单项污染物浓度衡量指标,回归结果如表6所示。关键解释变量DT的系数表明,相对于非试点城市,试点城市SO₂、PM₁₀和CO三种污染物浓度的峰值分别下降了大约4.59mg/m³(9.9%),10.62mg/m³(7.7%)和0.09mg/m³(5.5%),且在1%或5%的水平上显著。在时间趋势上,DT1—DT3的系数表明政策效果主要集中在审计试点前两年,仅SO₂的峰值削减效果持续到第3年。

SO₂虽不是《大气污染防治行动计划》中的约束性减排指标,但却是“十一五”时期全国污染防治的主要考核指标,2007年颁布的《主要污染物总量减排考核办法》中,明确将SO₂和COD的总量减排作为对地方政府和领导干部晋升考核评价的重要依据。相对于各城市年度空气质量的均值指标,峰值(最大值)指标不仅能反映污染程度,更重要的是相较于其他统计特征值,峰值指标更容易被公众感知(Heutel and Ruhm, 2016)。本文认为,在审计试点期间,重度污染将触及空气质量恶化(I)、约束性指标完成不力(II)以及重大环境毁损事件(III)等三重“底线”,甚至可能因公众不满引发群体事件,这迫使地方政府特别重视削减敏感污染物排放的峰值指标。进一步结合对各单项污染物特征的分析发现,上述三种污染物主要来源于生产性污染^①,对于生产性污染,通过加强环境监管可以削减相关重污染企业的超标排放,从而可能成为地方政府临时性治理措施的主要对象。空气质量峰值

① PM₁₀、SO₂和CO主要来源于燃烧的烟尘、工业粉尘、建筑粉尘和扬尘等,NO₂来源于机动车尾气排放,O₃是一种二次污染物,来自氮氧等污染物的光化学反应。

表 5 审计试点与空气质量峰值分析

被解释变量: <i>MAQI</i>	(1)	(2)	(3)	(4)
审计试点 (<i>DT</i>)	-5.1387* (-1.9057)		-3.5263 (-1.3203)	
审计试点当年 (<i>DT1</i>)		-4.7777* (-1.8955)		-3.4208 (-1.3564)
审计试点第二年 (<i>DT2</i>)		-6.4806* (-1.7342)		-3.9910 (-1.0757)
审计试点第三年 (<i>DT3</i>)		-9.2062 (-1.3161)		-9.1983 (-1.4359)
控制变量	未控制	未控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制
N	1300	1300	1300	1300
Adj-R ²	0.0165	0.0169	0.0379	0.0385

表 6 审计试点与主要污染物浓度峰值分析

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>MSO₂</i>	<i>MPM₁₀</i>	<i>MPM_{2.5}</i>	<i>MCO</i>	<i>MNO₂</i>	<i>MO₃</i>
审计试点 (<i>DT</i>)	-4.5906** (-2.2646)	-10.6207*** (-2.7028)	-2.5536 (-1.0615)	-0.0937** (-2.0785)	-0.6559 (-0.6716)	-0.0349 (-0.0152)
审计试点当年 (<i>DT1</i>)	-4.0202** (-2.1488)	-10.6955*** (-2.7299)	-2.4214 (-1.0473)	-0.1019** (-2.3516)	-0.7026 (-0.7769)	-0.0787 (-0.0364)
审计试点第二年 (<i>DT2</i>)	-6.7586** (-2.2971)	-10.2982** (-2.1452)	-3.1265 (-0.9742)	-0.0621 (-1.0166)	-0.4890 (-0.3377)	-0.1065 (-0.0321)
审计试点第三年 (<i>DT3</i>)	-10.9359** (-2.1727)	-7.0884 (-0.7998)	-9.0163* (-1.6839)	0.0339 (0.3234)	-0.8898 (-0.3265)	-16.4341*** (-2.8635)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1300	1300	1300	1300	1300	1300
Adj-R _a ²	0.1759	0.0262	0.0374	0.0434	0.0487	0.3695
Adj-R _b ²	0.1778	0.0263	0.0382	0.0446	0.0487	0.3743

指标的回归结果为地方政府不逾越重大空气污染“红线”的“环保资格赛”逻辑提供了进一步的证据。

综上,根据基本回归分析的结果,受传统绩效考评方式的惯性影响,与非试点城市相比,自然资源资产离任审计并未显著提升试点城市空气质量的基本面,“和谐竞争锦标赛”的假说不成立。但在审计试点期间,地方政府通过减少约束性指标的排放浓度或者削减敏感污染物的排放峰值,体现自身的环保责任履职,避免因《大气污染防治行动计划》执行不力或严重的空气污染事件而遭受问责,这样的行为给“环保资格赛”假说提供了经验证据。

2. 稳健性检验

为了检验上述结论的可靠性,本文从平行趋势检验、安慰剂检验、增加控制变量、去除临界值和倾向得分匹配等五个方面开展稳健性检验^①。

① 本文省略了所有稳健性检验的结果,请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

(1)平行趋势检验。双重差分估计的一个重要条件是公共政策必须是外生的,不能与回归方程的误差项之间有关联。如果有未被识别的与空气质量相关的因素同时影响到一个城市是否进行审计试点,那么未开展试点的城市就不能构成有效的对照组,因为处理组和对照组内在的空气质量趋势本身可能就是不同的。

借鉴 Li et al.(2016)的事件研究法(Event Study)进行平行趋势检验。被解释变量为工业废气排放总量及各主要污染物,关键解释变量为 108 个环保重点城市在政策实施之前 1—4 年的窗口期变量,在控制经济发展水平($\ln PGDP$)和自然地理因素的影响后,关键解释变量的系数都不显著,说明至少在政策实施前 4 年,处理组和对照组城市中工业废气的排放趋势是一致的。另外,本文还以工业废气排放的差分作为被解释变量,以是否处理组($TREAT$)作为解释变量,结果显示, $TREAT$ 的系数不显著,说明在政策实施之前处理组城市与对照组城市之间没有明显的减排趋势差异。

(2)安慰剂检验^①。安慰剂检验通常通过替换处理组或改变政策起作用的虚拟时间加以实现。替换处理组:假设开展自然资源资产离任审计试点的城市没有进行试点,将处理组和对照组互换,根据年度和省份随机配对处理组城市及试点时间,再次进行双重差分估计。结果显示,关键解释变量对 PM_{10} 的年度均值 APM_{10} ,以及对 SO_2 、 PM_{10} 和 CO 的年度峰值 MSO_2 、 MPM_{10} 、 MCO 的系数不显著,说明虚拟处理组对空气污染防治没有显著的政策影响。改变试点时间:由于全部样本中审计试点的时间并不统一,本文保留了全部对照组样本和 2017 年才开展自然资源资产离任审计试点的城市作为处理组,并假设处理组的试点时间为 2016 年,重新进行双重差分估计。结果显示,关键解释变量对 APM_{10} 以及 MSO_2 、 MPM_{10} 和 MCO 的系数不显著,说明虚拟试点时间对空气污染防治没有显著的政策影响。

(3)增加控制变量。为进一步验证基本回归分析结果的稳健性,采用增加控制变量的方式进行稳健性检验。一类变量是城市层面的控制变量,包括第二产业占 GDP 的比重 $SECOND$ 、第三产业占 GDP 的比重 $THIRD$ 以及财政压力 $PRESSR$ 。地方政府的财政压力会影响政府投资,本文定义财政压力 $PRESSR$ 等于(财政预算支出-财政预算收入)与 GDP 的比值,反映地方政府增加污染治理等民生项目投资的能力。另一类变量是对自然资源资产离任审计政策可能产生影响的敏感因素,本文认为其中最敏感的因素是与自然资源资产离任审计试点期间重叠的环保督查的影响。2016 年和 2017 年中央环保督察组先后对全国 31 个省份实施了环保督查全覆盖,本文定义了 $INSPEC$ 变量来考察这种可能的影响,当年开展环保督查省份的城市取值为 1,否则为 0。结果显示,关键解释变量对 APM_{10} 、 MSO_2 、 MPM_{10} 和 MCO 的系数仍显著为负,对其他被解释变量的系数不显著,与基本回归分析的结果一致。

(4)去除临界值。由于空气质量指数(AQI)高于 100 意味着污染超标,一些学者在研究中国的 AQI 时发现,AQI 位于[96,100]的天数明显高于 AQI 位于[101,105]的天数,令人鼓舞的减排数字和公众对空气质量状况的实际感受形成反差,引发了对统计数据真实性的担忧(Ghanem and Zhang, 2014)。本文认为,即使存在观测数据造假的可能性,但空气质量数据的伪造也不可能过于偏离事实。为排除“数据减排”的干扰,本文剔除了年度 AQI 最大值在[95,105]的样本进行重新检验。结果显示,核心变量的符号及政策效果的时间趋势与基本回归结果保持一致,说明本文的研究结论是稳健的。

(5)倾向得分匹配。本部分检验在建立双重差分模型之前,先使用倾向得分匹配法(Propensity Score Matching,PSM)为处理组匹配相应的对照组。具体过程如下:选择自然地理特征和经济发展水平作为协变量;利用 Logit 模型计算倾向得分;使用最近邻匹配法,从未试点城市中为开展审计试点

^① 感谢匿名评审专家的意见和建议。

的城市选取一对一匹配样本;采用共同支撑(Common Support)假定检验匹配样本的平衡性,删除不满足共同支撑的观测值。完成上述PSM过程后,再次使用双重差分模型进行实证检验,研究结论未发生实质性变化,同样说明本文研究结论的稳健性。

五、进一步讨论^①

1. 基于PM_{2.5}考核省份的检验

中央对PM_{2.5}的区域性治理十分重视,在2013年颁布的《大气污染防治行动计划》中,要求到2017年,京津冀、长三角、珠三角等区域细颗粒物浓度(PM_{2.5})比2012年分别下降25%、20%、15%左右。此后,环境保护部等6部委出台的《大气污染防治行动计划实施情况考核办法(试行)实施细则》(2014)中,进一步明确京津冀及周边地区、长三角区域、珠三角区域,包括北京市、天津市、河北省、山西省、内蒙古自治区、山东省、上海市、江苏省、浙江省和广东省共10个省份以PM_{2.5}下降幅度作为考核指标。

上述地区是中国经济发展与环境保护矛盾最为突出的地区,空气质量状况不容乐观,PM_{2.5}排放水平成为《大气污染防治行动计划》中考察空气质量是否改善的重要约束性指标。本文认为,如果环保资格赛的逻辑成立,上述地区的试点城市相较于其他非试点城市,在审计试点期间PM_{2.5}的减排效果将更加显著。基于PM_{2.5}考核省份的估计结果显示,无论是基准模型还是去除临界值模型,审计试点与PM_{2.5}排放水平都呈显著的负相关关系。这表明相对于非试点城市,上述地区的试点城市显著削减了约束性指标PM_{2.5}的排放。另外,审计试点对PM₁₀的估计结果同样显著为负,说明上述地区试点城市中PM_{2.5}和PM₁₀保持基本一致的减排趋势。

2. 基于污染程度的检验

空气质量及其考核指标,包括水平值和临界值。前文关于审计试点和AQI水平值关系的研究结论证实了环保资格赛的假说。在此基础上,本文进一步讨论临界值可能带来的影响。根据《环境空气质量指数技术规定(试行)》,本文将AQI达到100,即是否超标排放的标志(也是污染天气的标志)作为临界值^②。有理由相信,对临界值敏感的试点城市为完成“达标”任务,在实施环保资格赛中将采取更加积极的治理措施改善空气质量。

以审计试点前一年(2014年)AQI中值作为依据,将实际污染排放水平高于中值的城市认定为高污染城市组,反之则称为低污染城市组。不同污染程度两组城市样本的差异很大,高污染城市组AQI的均值接近120,峰值接近251,分别超过了临界值;低污染城市组AQI的均值接近67,峰值接近91,都未超临界值。

不同污染程度两类子样本的估计结果显示,无论是基准模型还是PSM模型,估计结果都支持审计试点效果与污染排放水平密切相关。在高污染城市组,审计试点与AQI均值、峰值均负相关,且分别在1%或5%的水平上显著,这说明对于空气污染较严重的城市,审计试点确实起到更好地改善空气质量的作用。

3. 基于城市定位的检验

审计试点的效果除依赖于处理组的污染排放状况外,还可能和城市自身定位有关。1997—2012

^① 该部分的检验结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

^② 根据《环境空气质量指数(AQI)技术规定(试行)》(HJ 633-2012):空气污染指数划分为0—50(优)、51—100(良)、101—150(轻度污染)、151—200(中度污染)、201—300(重度污染)和大于300(严重污染)六档,AQI大于100即超标,指数越大、级别越高,说明污染越严重。

年,全国先后有 77 个城市获得了国家级环保模范城市的荣誉称号,经归并县级市的数据并与地级行政区匹配后,共获得 50 个城市样本。本文定义了 *PROTECT* 哑变量,获得环保模范城市荣誉称号的取值为 1, 否则为 0。审计试点期间环保模范城市组与非环保模范城市组 AQI 的均值皆在 83 左右,比较接近,但峰值分别为 137 和 251,存在较大差异。

不同城市类型两类子样本的估计结果显示,无论是基准模型还是 PSM 模型,估计结果都支持审计试点效果与城市自身定位密切相关。一方面,*DT* 的系数为负,但并不显著,这与前文基本回归分析的结果一致;另一方面,由于 AQI<100 被环保部门定义为“蓝天”的主要标准(石庆玲等,2016),而“蓝天”又是申请和考核环保模范城市的重要依据,参加试点的环保模范城市更加重视降低超标排放的 AQI 峰值,*DT* 与 *PROTECT* 交互项的系数显著为负,意味着与非环保模范城市相比,环保模范城市的 AQI 峰值下降更加明显。

六、对制度长期效应的估计

除了审计试点期间(2015—2017 年)的政策效果,通过观察空气质量改善与官员晋升概率的关系,本文还对推广自然资源资产离任审计制度可能带来的长期效应做出分析。

本文设定二元 Logit 回归模型考察环境绩效与地方官员晋升概率的关系:

$$\Pr(PROMT_{i+1}) = \beta_0 + \beta_1 ENVI_{it} + \beta_2 ECO_{it} + \beta_3 TENURET_{it} \times ENVI_{it} + \gamma W_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,被解释变量 *PROMT_{i+1}* 表示地方官员下一年度的晋升情况,参照姚洋和张牧扬(2013)的做法,将审计试点期间以下几种情况的官员变更界定为晋升:①从本市市长升至本市书记;②从本市市长升至省内其他城市担任书记;③从市长升至省级领导或省委常委;④从地方政府到中央部委担任司局级正职。*ENVI_{it}* 表示环境绩效,分别使用空气质量指数改善值 *DAAQI*,以及主要污染物 *PM₁₀* 和 *PM_{2.5}* 减排值 *DAPM₁₀*、*DAPM_{2.5}* 来衡量。*ECO_{it}* 表示经济绩效,使用各城市 GDP 增长率来衡量。*W_{it}* 是官员个人特征的控制变量,与前文的分析一致,包括年龄、性别、学历、是否任职第一年以及是否任职第五年。

根据《党政领导干部职务任期暂行规定》等相关规定,党政领导职务每个任期为 5 年。但由于中国各地的情况差异很大,并不存在统一的换届时间。考虑到自然资源资产离任审计的结果已被作为考核、评价和任用领导干部的主要依据,对于试点地区而言,可以比较直观地利用空气质量指数(AQI)和约束性指标(*PM₁₀*)的改善来显示其环境绩效,分析环境绩效与官员晋升概率的关系。本文还构建了是否任职第 5 年(*TENURES*)与环境绩效(*ENVI*)的交互项,分别对试点城市和非试点城市进行回归,如果在试点城市中观察到交互项的系数显著为正,则进一步表明空气质量改善提升了试点城市任职期满官员的晋升概率^①。

审计试点期间,环境绩效与地方官员晋升概率的关系如表 7 所示。在 Panel A 中,第(1)列试点城市空气质量改善值 *DAAQI* 的系数^②为正,且在 10%的水平上显著,说明空气质量改善提升了试点城市官员的晋升概率;由第(2)列的结果可知,在非试点城市中不存在上述环境效应,而 *ECO* 的系数显著为正,说明经济绩效在非试点城市的官员晋升中仍占据着重要地位。结合前文的分析,以约束性指标 *PM₁₀* 和 *PM_{2.5}* 作为空气质量的衡量指标,第(3)、(5)列的结果表明,试点城市中关键解释

① 感谢匿名审稿人提出的修改意见和提示。

② 无论是改善值或减排值,统一使用削减程度 $\times(-1)$,以 *AAQI* 改善值为例, $DAAQI = (AAQI_t - AAQI_{t-1}) \times (-1)$,该值越大、减排(削减)程度越高。该指标估计结果显著为正,说明减排(削减)程度越大、晋升可能性越高。

表 7 审计试点期间空气质量改善与官员晋升的关系

Panel A: 基准模型						
<i>PROMT</i>	试点	非试点	试点	非试点	试点	非试点
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>ECO</i>	2.3633 (0.7505)	1.9927** (2.2998)	2.2273 (0.7300)	1.9957** (2.3029)	2.4455 (0.7662)	2.0498** (2.3418)
<i>DAAQI</i>	0.0325* (1.7035)	-0.0037 (-1.0012)				
<i>DAPM₁₀</i>			0.0316* (1.9382)	-0.0028 (-1.1468)		
<i>DAPM_{2.5}</i>					0.0458** (2.0520)	-0.0063 (-1.3805)
官员特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	281	694	281	694	281	694
Pseudo-R ²	0.0532	0.0319	0.0632	0.0321	0.0595	0.0333
Panel B: 含交互项模型						
<i>PROMT</i>	试点	非试点	试点	非试点	试点	非试点
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>ECO</i>	2.3279 (0.7431)	1.9932** (2.2904)	2.2799 (0.7254)	1.9978** (2.2903)	2.4223 (0.7543)	2.0434** (2.3297)
<i>TENURE5</i>	0.1753 (0.3197)	-0.5674 (-1.2534)	-0.5523 (-0.7633)	-0.5924 (-1.3111)	-0.1973 (-0.2918)	-0.5434 (-1.2039)
<i>DAAQI</i>	0.0305* (1.6855)	-0.0042 (-1.1014)				
<i>TENURE5</i> × <i>DAAQI</i>	0.0434 (0.5048)	0.0339 (1.4907)				
<i>DAPM₁₀</i>			0.0244* (1.7544)	-0.0030 (-1.2275)		
<i>TENURE5</i> × <i>DAPM₁₀</i>			0.1054** (2.4133)	0.0190 (1.3510)		
<i>DAPM_{2.5}</i>					0.0387* (1.9514)	-0.0066 (-1.4156)
<i>TENURE5</i> × <i>DAPM_{2.5}</i>					0.0945 (1.4431)	0.0211 (0.8549)
官员特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	281	694	281	694	281	694
Pseudo-R ²	0.0543	0.0332	0.0778	0.0329	0.0654	0.0336

变量 *DAPM₁₀* 和 *DAPM_{2.5}* 系数分别在 10%、5% 的水平上显著为正。第(4)、(6)列非试点城市中经济绩效指标显著为正但环境绩效指标的系数仍不显著。在 Panel B 中,由模型回归结果可知,第(1)、(3)和(5)列中 *DAAQI*、*DAPM₁₀* 以及 *DAPM_{2.5}* 的系数显著为正,表明上文估计结果有一定的稳健性。同时,第(3)列中关键解释变量 *TENURE5*×*DAPM₁₀* 的系数约为 0.11,且在 5% 的水平上显著,而第(4)列中无论 *DAPM₁₀* 或 *TENURE5*×*DAPM₁₀* 的系数都不显著。结合前文的分析,PM₁₀ 是《大气污染防治行动计划》中唯一全国性定量考核的约束性指标,交互项的系数显著为正,表明 PM₁₀ 的减排绩效

提升了试点城市任职期满官员的晋升概率,为考察审计试点期间环境绩效与官员晋升关系提供了进一步经验证据。

空气质量的改善是一项长期而系统的过程。与中国经济增长的关键因素是“做对激励”一样,提升环境质量同样需要好的激励机制和制度设计。自然资源资产离任审计试点属于一项新生事物。在面临不确定环境又无成熟经验可供借鉴的情况下,地方官员倾向于依赖以往的惯例进行判断,而这样的判断可能受到传统 GDP 导向考核晋升机制的固有影响,增长锦标赛、环保资格赛成为惯性思维下的理性选项,而这恰恰说明自然资源资产离任审计制度可能还需要一段调试和适应期。在绩效评估理论中有一个专业词汇称作“进步学习”,指被评估者在评估的过程中因获知先前案例中被评估为高分的那些行为,进而在之后的评估中有选择地采取这些行动(尚虎平,2008)。根据表 7 的回归结果,空气质量改善提升了试点城市地方官员的晋升概率。本文认为,就长期效应而言,随着该项制度在全国范围推广,自然资源资产离任审计及其结果运用,有助于地方政府通过“进步学习”探索经济绩效与环境绩效的和谐,在摸索成为先进规律的过程中,实现“环保资格赛”向“和谐锦标赛”转型。

七、结论和政策启示

本文利用中国 325 个城市 2014—2017 年相关数据,通过对自然资源资产离任审计试点情况与年度空气质量指数以及各单项污染物浓度的均值、峰值数据进行匹配,探讨了自然资源资产离任审计试点与空气污染防治的话题。

研究发现,与非试点城市相比,审计试点虽未明显改善处理组空气质量指数(AQI)的基本面(均值),但显著削减了《大气污染防治行动计划》中约束性指标 PM_{10} ($PM_{2.5}$)的排放水平,以及 SO_2 等敏感污染物的排放峰值,上述污染物具有考核目标明确、生产性污染源和关注度高的特征。异质性分析的结果表明,在试点城市中,高污染样本组的 AQI 得到全面改善;环保模范城市样本组的 AQI 峰值显著降低。上述发现进一步验证了受 GDP 导向传统考核晋升模式影响,地方政府面对审计试点倾向于将空气质量指标作为环保考核达标项而采取权变策略。最后,基于 Logit 模型的回归结果显示,审计试点城市的减排绩效与官员晋升概率呈正相关关系;从进步学习的角度,自然资源资产离任审计长期而言有助于促进空气质量的持续改善。

自 2018 年开始,自然资源资产离任审计进入全国推广阶段。为更好发挥自然资源资产离任审计的建设性作用,使用好考核评价这根“指挥棒”,推动“环保资格赛”向“和谐锦标赛”的转型,结合本文的研究结果,提出如下政策启示:

(1)环境问题归根到底是“人”的问题,审计结果必须用于地方官员考核晋升的激励约束当中。地方主要党政领导干部是本行政区环境保护的第一责任人,只有将环境保护作为“一把手”工程,才能打赢当前的空气污染防治攻坚战。与常规审计由“事”及“人”,根据审计结果界定违规违纪或损失浪费问题当事人的责任不同;领导干部自然资源资产离任审计的逻辑是由“人”及“事”,重点关注领导干部任职期间在自然资源资产管理和生态环境保护责任履行中,是否存在不作为、慢作为以及乱作为等问题,维护人民群众环境权益和保障国家生态安全。要切实发挥自然资源资产离任审计的威慑力就必须加强审计结果运用,问题的查处要与领导干部或政府部门履职尽责情况挂钩;既要有总体评价,又要对发现的问题进行责任界定,将审计结论写入领导干部人事档案,对于环境业绩差的地方官员,在干部选拔、任用和奖惩时真正做到“一票否决”。

(2)考虑到官员任期短与环境问题滞后性的矛盾,应实行生态环境损害责任终身问责。地方主要党政领导干部在环保政策执行、环保资金使用、环保项目运行以及环保部门(审批)履职等方面承

担直接责任或领导责任。对那些破坏生态环境的地方官员,要真追责、敢追责、严追责,特别是导致资源严重浪费和环境重大污染、给人民群众利益造成重大损害的,在官员晋升、调任、离任乃至退休后仍应按《党政领导干部生态环境损害责任追究办法(试行)》的有关规定,对其执政期间承担的环境保护责任进行追责。审计部门与司法、监察部门应加强联系和协作,司法、监察部门要把自然资源资产离任审计中发现的问题作为监督、惩处干部的重要依据,对审计查出和移送的违纪违法案件线索及时调查处理。对领导干部未经民主决策、相关程序、或在多数人不同意的情况决策实施重大事项,并造成重大环境损失等失职渎职行为,从严从重惩处。

(3)完善政府官员的目标责任制和岗位责任制,明确各级政府党政领导干部应承担的经济责任和环境责任。探索经济责任审计和自然资源资产离任审计一体化工作格局,不仅查经济账,也查资源环境账。由于各地资源环境空间异质性强、经济发展水平差异较大,在审计过程中不宜采用“一刀切”的模式。应依托各地的主体功能区(优化开发区、重点开发区、限制开发区和禁止开发区)定位,“因地制宜”确定审计内容、审计重点和审计评价指标体系。例如:优化开发区因其开发密度较高,应关注开发强度指标控制。重点开发区应侧重于自然资源的开发质量,实现资源的高效利用。限制开发区环境承载能力较弱,可适当弱化GDP等经济指标的权重,强化生态环境指标的权重。禁止开发区应严格遵循生态红线控制和推动生态修复。通过经济责任审计和自然资源资产离任审计的一体化工作格局,促进优化经济结构,提高资源开发利用效率,建立污染防治长效机制、实现自然资源开发、利用和保护的良性循环。

(4)注重利用大数据技术、注重审计技术方法创新、注重利用专家经验,推进自然资源资产离任审计常态化、制度化、规范化。积极引进专业检测技术手段,坚持用数据说话,对造成生态环境损害的情况,要分析是人为因素还是自然因素、是历史因素还是现实因素,以此合理界定领导干部应承担的责任。积极聘请资环、气象、工程、法律等领域专家参与审计,避免审计“一言堂”,确保审计结果及问题定性专业、准确、权威。建立健全由党委组织部门牵头,审计、纪检、统计、国土、城建、环保、农业、林业、水务等部门共同参与的联席会议制度,定期召开成员单位会议,研究部署和落实自然资源资产离任审计相关重大事宜。以互联网为载体,完善日常沟通平台,推动审计机关内部和有关单位实现成果共享共用。整合各类资源普查数据、环境监测数据和统计数据,构建标准统一的自然资源资产大数据平台,为开展审计评价提供可靠的数据基础和资料保障。

自然资源资产离任审计是中国“党管干部”制度背景下一项富有创新性的环境政策,对加强生态文明建设具有特殊的重要意义。本文的研究发现,自然资源资产离任审计试点期间,地方政府在大气污染防治中采取“环保资格赛”的逻辑成立,减排效果主要体现在关键约束性考核指标上,同时该项政策的推行为地方政府提供了“进步学习”的机会。从时效性上讲,本文的研究结论对评估自然资源资产离任审计试点的实施效果具有启示意义。由于数据获取等方面的原因,本文使用政策试点前1年和试点期3年作为研究区间,但对该项政策效果的全面客观评估尚需要考察更长的时间积累和更广的资源种类。随着相关数据资料的进一步公开共享,未来的相关研究可在以下方面进一步展开:将研究范围拓展至其他污染物和更长的时间区间;在自然资源资产离任审计全国范围推广后,将污染行业、非污染行业分别作为处理组和对照组,考察该项政策对企业环保投资等财务行为的影响等。

[参考文献]

- [1]曹静,王鑫,钟笑寒. 限行政策是否改善了北京市的空气质量[J]. 经济学(季刊), 2014,(3):1091-1126.
[2]陈钊,徐彤. 走向“为和谐而竞争”: 晋升锦标赛下的中央和地方治理模式变迁[J]. 世界经济, 2011,(9):3-18.

- [3]郭峰,石庆玲. 官员更替、合谋震慑与空气质量的临时性改善[J]. 经济研究, 2017,(7):155-168.
- [4]郭旭. 领导干部自然资源资产离任审计研究综述[J]. 审计研究, 2017,(2):25-30.
- [5]李树,陈刚. 环境管制与生产率增长[J]. 经济研究, 2013,(1):17-31.
- [6]黎文靖,郑曼妮. 空气污染的治理机制及其作用效果——来自地级市的经验证据[J]. 中国工业经济, 2016,(4):93-109.
- [7]刘瑞明,金田明. 政绩考核、交流效应与经济发展[J]. 当代经济科学, 2015,(3):8-18.
- [8]罗小芳,卢现祥. 环境治理中的三大制度经济学学派:理论与实践[J]. 国外社会科学, 2011,(6):56-66.
- [9]罗知,李浩然. “大气十条”政策的实施对空气质量的影响[J]. 中国工业经济, 2018,(9):136-154.
- [10]吕连宏,罗宏,张型芳. 近期中国大气污染状况、防治政策及对能源消费的影响[J]. 中国能源, 2015,(8):9-15.
- [11]彭韶兵,周兵. 公共权力的委托代理与政府目标经济责任审计[J]. 会计研究, 2009,(6):18-22.
- [12]尚虎平. 我国地方政府绩效评估悖论:高绩效下的政治安全隐患[J]. 管理世界, 2008,(4):69-79.
- [13]史贝贝,冯晨,康蓉. 环境信息披露与外商直接投资优化[J]. 中国工业经济, 2019,(4):98-116.
- [14]石庆玲,郭峰,陈诗一. 雾霾治理中的“政治性蓝天”[J]. 中国工业经济, 2016,(3):40-56.
- [15]姚洋,张牧扬. 官员绩效与晋升锦标赛[J]. 经济研究, 2013,(1):137-150.
- [16]于文超,何勤英. 辖区经济增长绩效与环境污染事故[J]. 世界经济文汇, 2013,(2):20-35.
- [17]张鹏,张新雪,崔峰. 工业化进程中环境污染、能源耗费与官员晋升[J]. 公共行政评论, 2017,(5):46-68.
- [18]中国工程院,环境保护部. 中国环境宏观战略研究[M]. 北京:中国环境科学出版社, 2011.
- [19]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.
- [20]Beck, T., R. Levine, and A. Levkov. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States[J]. *Journal of Finance*, 2010,65(5):1637-1667.
- [21]Chen, Y. J., P. Li, and Y. Lu. Career Concerns and Multitasking Local Bureaucrats: Evidence of Target-based Performance Evaluation System in China[J]. *Journal of Development Economics*, 2018,133(7):84-101.
- [22]Chen, Y., G. Z. Jin, N. Kumar, and G. Shi. The Promise of Beijing: Evaluating the Impact of the 2008 Olympic Games on Air Quality[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2013,66(3):424-443.
- [23]Dasgupta, S., B. Laplante, N. Mamingi, and H. Wang. Inspection, Pollution Price, and Environmental Performance: Evidence from China[J]. *Ecological Economics*, 2001,36(3):487-498.
- [24]Dewatripont, M., I. Jewitt, and J. Tirole. Multitask Agency Problems: Focus and Task Clustering[J]. *European Economic Review*, 2000,44(4):869-877.
- [25]Drucker, A. G., and U. Latacz-Lohmann. Getting Incentives Right: A Comparative Analysis of Policy Instruments for Livestock Waste Pollution Abatement in Yucatán, Mexico [J]. *Environment and Development Economics*, 2003,8(2):261-284.
- [26]Flint, D. *The Philosophy and Principles of Auditing: An Introduction* [M]. New York: Palgrave Macmillan Press, 1988.
- [27]Ghanem, D., and J. Zhang. Effortless Perfection: Do Chinese Cities Manipulate Air Pollution Data [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2014,68(2):203-225.
- [28]Heutel, G., and G. J. Ruhm. Air Pollution and Pro-cyclical Mortality [J]. *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, 2016,3(3):667-706.
- [29]Huang, R. B., and D. P. Chen. Does Environmental Information Disclosure Benefit Waste Discharge Reduction? Evidence from China[J]. *Journal of Business Ethics*, 2015,129(3):535-552.
- [30]Jin, Y., H. Andersson, and S. Zhang. Air Pollution Control Policies in China: A Retrospective and Prospects[J]. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2016,13(12):1219-1241.
- [31]Konisky, D. Public Preferences for Environmental Policy Responsibility [J]. *Publius: Journal of Federalism*, 2011,41(1):76-100.

- [32]Li, P., Y. Lu, and J. Wang. Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 2016,123(11):18–37.
- [33]Parker, L. D. Social and Environmental Accountability Research: A View from the Commentary Box [J]. *Accounting, Auditing & Accountability Journal*, 2005,18(6):842–860.
- [34]Wang, H., and D. Wheeler. Financial Incentives and Endogenous Enforcement in China’s Pollution Levy System[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2005,49(1):174–196.
- [35]Wang, H., N. Mamigi, B. Laplante, and S. Dasgupa. Incomplete Enforcement of Pollution Regulation: Bargaining Power of Chinese Factories[J]. *Environmental and Resource Economics*, 2003,24(3):255–273.
- [36]Wu, J., Y. Deng, J. Huang, R. Morck, and B. Yeung. Incentives and Outcomes: China’s Environmental Policy[J]. *Capitalism and Society*, 2014,9(1):1–41.
- [37]Zheng, M., M. E. Kahn, W. Sun, and D. Luo. 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(4):61–71.

Accountability Audit of Natural Resource and Air Pollution Control: Harmony Tournament or Environmental Protection Qualification Tournament

HUANG Rong-bing¹, ZHAO Qian², WANG Li-yan¹

(1. School of Accounting, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China;

2. School of Public Management, Harbin University of Commerce, Harbin 150001, China)

Abstract: The accountability audit of natural resource, as a performance assessment of the environmental responsibility entrusted to leading cadres, is a system innovation with Chinese characteristics and serving the construction of ecological civilization. In the audit pilot, the local governments may adopt two different coping strategies: “harmony tournament” or “environmental protection qualification competition”. The audit pilot started in 2015, creating a natural experiment to analyze the causal effect of air quality improvement by using the DID model. This paper proves that the logic for local governments to adopt “environmental protection qualification competition” is established under the influence of the traditional assessment and promotion model. Compared with non-pilot cities, in pilot cities, the emission of PM₁₀ (PM_{2.5}), a constraint index in the Action Plan for the Prevention and Control of Air Pollution, and the peak emission of production sensitive pollutants such as SO₂ was significantly reduced, but the overall improvement of air quality index was not brought. The conclusion of heterogeneity analysis of high pollution city group and environmental protection city group provides further empirical evidence for the above logic. This paper also predicts the long-term effect of the system of accountability audit of natural resource, and the positive correlation between the promotion probability of officials and the improvement of air quality in the pilot cities explains that, in the long run, the implementation of the system will help to reverse the chronic illness of traditional GDP-oriented promotion model and achieve the continuous improvement of air quality through progressive learning. The findings of this paper could provide empirical evidence for investigating the policy effects of the system of accountability audit of natural resource.

Key Words: accountability audit of natural resource; air quality; harmony tournament; environmental protection qualification tournament; difference-in-differences

JEL Classification: D73 H77 Q53

[责任编辑:许明]