

# 治理抑或挤出:领导干部自然资源资产离任审计的降污效用

陈 骏,马轶群,崔沛芝

(南京审计大学 政府审计学院,江苏 南京 211815)

**[摘 要]**领导干部自然资源资产离任审计试点对降低当地环境污染有重要作用,但其降污作用是来自审计产生的治理效应?还是对当地污染的挤出效应?在全面推开领导干部自然资源资产离任审计之际,不同答案对于如何更有效开展审计工作有重要影响。通过手工整理领导干部自然资源资产离任审计的试点数据,使用多时点双重差分法等实证方法,深入探讨了领导干部自然资源资产离任审计降污作用的问题后发现:领导干部自然资源资产离任审计试点能够降低当地环境污染,其降污作用并非来自审计驱动的挤出效应,而是审计产生的治理效应,这一观点在多种稳健性检验下依然成立。进一步研究表明,治理效应具有一定的衰减性,审计驱动污染挤出效应尽管不显著,但仍值得警惕。源于审计监督的溢出效应,领导干部自然资源资产离任审计试点还会降低周边地区污染。因此,提出构建符合地方特点、基于污染源的评价指标体系,增强地方政府和企业的审计预期,降低转移污染的机会主义行为等建议。

**[关键词]**领导干部自然资源资产离任审计;挤出效应;治理效应;政府审计;环境审计

**[中图分类号]**F279.44 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2024)04-0001-11

党的十八大以来,我国对生态环境的关注不断加强,环境政策也逐渐纵深化。领导干部往往是制定和落实环境政策最为重要的因素,正如习近平总书记指出的,要抓关键少数、牵“牛鼻子”。因此,为了实现绿色健康发展、建设生态文明社会,加强对环境污染的治理,关注领导干部在治理污染上的履职情况就显得尤为重要。在这样的背景下,领导干部自然资源资产离任审计应运而生,其将环境污染的治理工作前置于领导干部,抓住了防范污染的关键少数,是对领导干部维护环境责任最为直接的考核,是解决“唯 GDP 论”政绩观的有效途径。领导干部自然资源资产离任审计于 2015 年开始试点,已成为解决当地污染的重要途径<sup>[1]</sup>。然而,领导干部自然资源资产离任审计作为一种防范污染的手段,我们不禁产生这样的疑问:领导干部自然资源资产离任审计在试点中降低污染的作用,究竟来自审计产生的污染治理效应,还是来自审计驱动污染挤出效应?抑或两者皆有?很显然,污染治理会使全国污染总量的下降,审计机关常态化、全覆盖开展领导干部自然资源资产离任审计可以有效降污。而污染挤出是污染在区域间的转移,污染总量没有发生变化,开展领导干部自然资源资产离任审计更需要区域间、部门间的协同,在开展审计监督的同时,防范污染向其他区域的转移。由此可见,在全面推开领导干部自然资源资产离任审计之际,不同答案对于如何更有效开展审计工作有重要影响。本文基于领导干部自然资源资产离任审计试点的数据,使用多时点双重差分法对以上问题进行了研究,以期对有效开展领导干部自然资源资产离任审计有所裨益。

本文的边际贡献主要在于:当前大量的文献证明,领导干部自然资源资产离任审计有助于降低当地环境污染,但降低环境污染的作用究竟来自审计产生的治理效应,还是来自审计驱动污染挤出效应?现有研究没能给出答案。一方面,本文从理论层面阐述了领导干部自然资源资产离任审计治理污染和挤出污染的机制;另一方面,本文从实证层面建立了领导干部自然资源资产离任审计治理污染和挤出污染的判断标准。此外,本文在研究结

**[收稿日期]**2024-01-12

**[基金项目]**国家自然科学基金面上项目(72172062);江苏高校哲学社会科学研究重大项目(2022SJDZ058);江苏省研究生科研与实践创新计划项目(SJCX23\_1068)

**[作者简介]**陈骏(1978—),男,江苏泰州人,南京审计大学政府审计学院教授,博士生导师,从事审计理论研究,202416@nau.edu.cn;马轶群(1978—),男,山西长治人,南京审计大学政府审计学院副教授,从事国家审计研究;崔沛芝(2001—),女,湖南娄底人,南京审计大学政府审计学院硕士研究生,从事环境审计研究。

论基础上,提出增强地方政府和企业的审计预期,降低转移污染的机会主义行为等建议,为全面开展领导干部自然资源资产离任审计提供经验上及政策上的支持。

## 一、制度背景与文献综述

2013年11月,《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》中首次提出领导干部自然资源资产离任审计,引起广泛关注。2015年11月,《开展领导干部自然资源资产离任审计试点方案》发布,部分省市积极主动承担试点任务,在试点中不断探索路径、总结经验。随着2017年《领导干部自然资源资产离任审计规定(试行)》的印发,领导干部自然资源资产离任审计于2018年在全国范围内开始正式实行,意味着这一制度开始走向规范化、科学化。当前学者们围绕领导干部自然资源资产离任审计主要开展了两方面研究。

### (一)领导干部自然资源资产离任审计的治污效果

当前,对领导干部自然资源资产离任审计的治污效果研究以实证为主,主要关注辖区内政府行为和企业行为等间接影响因素。一方面,领导干部自然资源资产离任审计能促使政府加强环保治理和领导干部积极履责,包括增加辖区内政府财政环保投入,从而提高环境治理效应<sup>[3]</sup>,对官员晋升考核机制的优化和对环境治理行为的监督<sup>[4]</sup>,促进领导干部自觉履行环保职责<sup>[5]</sup>,加强领导干部环境保护意识,增加对绿色创新的激励<sup>[6]</sup>,等等。另一方面,领导干部自然资源资产离任审计也对企业的绿色创新、履行环保责任的行为产生积极影响。研究发现,领导干部自然资源资产离任审计显著提升了试点地区企业的绿色技术创新水平<sup>[7-9]</sup>。也有学者证明领导干部自然资源资产离任审计对企业履行环保责任有促进作用<sup>[10-11]</sup>。

### (二)如何开展领导干部自然资源资产离任审计

当前研究主要聚焦于审计范围和内容的确认、审计效率效果的提高、审计技术创新、审计结果运用等方面。对于审计重点和审计范围的确定,刘明辉和孙冀萍<sup>[12]</sup>提出,可以根据预期使用者的需求和审计人员的专业能力作出综合考量。王然等<sup>[13]</sup>认为,也可以根据各类主体功能区的特征性与差异性作出具体分析。为了提高领导干部自然资源资产离任审计的效率效果,水会莉和耿明斋<sup>[14]</sup>、李博英和尹海涛<sup>[15]</sup>提出,应当加强专业人员参与度,建立通畅的数据采集通道和科学化的评价标准,同时可以建立自然资源管理追责制度,并且完善相关法律法规制度。在技术方法层面,杨佳丽<sup>[16]</sup>认为静态审计已经不再能满足当前审计的需要,应当以大数据平台和可视化分析技术等作为支撑,将动态审计运用到实践中。黄溶冰和丁佳怡<sup>[17]</sup>创新性地将“区块链+审计”的模式应用于领导干部自然资源资产离任审计当中,在此模式下,能够实现风险及时预警、综合线上线下取证、配合开展审计评价、自动生成审计报告、持续追踪审计整改。对于领导干部定责问责也是充分发挥离任审计作用的重要抓手,崔海红和黄良杰<sup>[18]</sup>提出,领导干部自然资源资产离任审计可以与生态问责发挥协同作用,以生态问责中各类责任的划分为基础明确审计评价标准,以审计结果为依据实现问责落实。黄溶冰和刘雨晴<sup>[19]</sup>也提出应当明确领导干部责任认定,以定责为基础优化审计结果运用流程。

### (三)文献简评

领导干部自然资源资产离任审计顺应了“创新、绿色、协调、开放、共享”的新发展理念,在生态环境治理中发挥了重要作用。已有文献在经验上支持了上述观点,同时为本文的研究提供了重要参考,然而,已有文献更加侧重于审计形成的治理效应,包括增强财政环保投入、提升绿色转型以及履行环境责任等,却忽视了审计驱动污染转移的可能。本文将通过实证方法,对审计形成的治理效应和审计驱动的挤出效应进行识别,弥补现有研究的不足。

## 二、理论分析与假设

领导干部自然资源资产离任审计降低环境污染的作用可能来自两个方面:一方面,审计通过增加财政投入、引导绿色创新等,形成治理污染的机制;另一方面,审计通过建立更严格的环境规制等,驱动污染转移,形成挤出污染的机制。

### (一)领导干部自然资源资产离任审计治理污染的机制

一是增加财政投入治理污染。长久以来,对地方官员的考核主要以经济增长为核心指标,形成了追求GDP增长的政治晋升锦标赛机制<sup>[20]</sup>。这就造成地方官员只关注GDP,而忽视环境治理的行为。在治理环境动力不足情况下,甚至可能缩减必要的财政投入,而去支持见效快、回报高的高污染产业。正如Wu等<sup>[21]</sup>指出的,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。而领导干部自然资源资产离任审计的试点,意味着生态环境保护情况被纳入官员的晋升考核中,环境保护成为官员晋升的重要依据,反映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<sup>[22]</sup>,且领导干部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<sup>[23]</sup>。《党政领导干部选拔任用工作条例》专门强调“考察党政领导干部职务拟任人选,需要听取审计机关的意见”。那么,地方领导干部在面对审计监督的压力下,就会动用掌握的资源及配置权,增加财政投入以便完成中央分配的节能减排任务和环保考核指标。地方领导干部为了降低追责风险以及避免对晋升的影响,也会在地方财政预算中增加环境治理经费,强化对环境监控、对污染物处理等投入。

二是推动企业绿色创新治理污染。通常而言,企业是经济发展的主体,企业规模、数量直接决定了地方经济发展程度,由于企业是排污主体,具有天然的环境治理惰性,而地方官员为取得更好的政绩,往往会默许企业的污染排放,甚至是“弃环境,保经济”,导致环境事故频发<sup>[24]</sup>。随着领导干部自然资源资产离任审计的开展,这种政企合谋的生存土壤会逐步消失。面对审计监督,地方领导干部会自主权衡经济增长与环境保护,在确保发展经济的同时,会积极推进环境保护目标的实现。因此,对于领导干部而言,既不能轻易采取“一刀切”措施,让企业减产,甚至关停,又不能对企业排污放任不管。此时的最佳策略是,在增加财政投入进行治理的同时,通过税收减免或者补贴等方式,引导企业增加研发投入,进行绿色创新。对企业而言,领导干部自然资源资产离任审计的开展,使其意识到政企合谋的前提已消失,企业只有配合政府的引导政策,采取前瞻性的环境战略,借助政府支持,加大环保技术投入,改善环保绩效,才能获得地方政府认可。

三是引进清洁生产企业减少源头污染。领导干部自然资源资产离任审计使得领导干部在注重环境保护的同时需发展经济。在这样的背景下,为进一步扩大本地企业数量,增加产出,引进清洁生产企业就成为领导干部应对考核的有效选择。一方面,地方官员制定相关政策限制污染企业的进入,提供各种税收、补贴等优惠,吸引清洁生产企业的进入,在扩大本地产值的同时,最大程度降低企业带来的环境污染;另一方面,在优化营商环境过程中,可以向清洁生产企业倾斜,让节约资源、保护环境、绿色生产的企业在当地有更大的生存发展空间,这也使得采用重污染、高能耗方式生产的企业感到发展危机,迫使其转变生产方式,增加研发投入,进行节能、降耗、减污的技术革新,加入清洁生产队伍,从而促进本地经济健康绿色发展。

根据以上三个方面的分析,本文提出假设 1。

假设 1:领导干部自然资源资产离任审计对环境污染具有治理效应。

## (二)领导干部自然资源资产离任审计挤出污染的机制

一是建立严格的环境规制挤出污染。党的十八大以来,中央高度重视生态文明建设,领导干部自然资源资产离任审计正是服务生态文明建设的一项制度创新<sup>[4]</sup>。任期内生态环境的保护情况,已成为考核、评价和任用干部的重要依据,而地方官员面对领导干部自然资源资产离任审计,一方面,会更加严格地执行中央的环保政策,推动中央环保政策在地方的落地生根,此时,领导干部自然资源资产离任审计是环境规制的重要推动工具;另一方面,为防止出现生态环境问题,被终身追责,地方官员会制定苛刻的环保政策,要求当地企业完全落实,领导干部自然资源资产离任审计又直接转变为环境规制。基于此,环境规制将从大气、水、土等方面被更严格地制定及执行,这势必会加大对违规排污、对环境造成损害的企业的处罚力度,使资源型和污染型企业的违规成本明显上升。同时,更加严格的环境规制也会对高能耗、高污染项目的审批进行限制,污染企业的上下游产业都会受到影响。在企业成本被推高和经营范围受限的情况下,为了维持盈利能力,更可能的策略是向没有试点领导干部自然资源资产离任审计的地区转移,形成了审计驱动的“污染避难”。伴随污染企业的转移,污染被挤出当地。

二是引入跨界污染企业挤出污染。在领导干部自然资源资产离任审计下,对地方官员而言,经济发展和生态环境都要兼顾,引进清洁生产企业既可以增加当地产出,又可以维护生态环境,无疑是最优选择,但毕竟清洁生产会受到生产技术、产品属性等多种因素影响,不可能所有引进的企业都能实现清洁生产。因此,对地方政府而言,首选是引进清洁生产企业,在没有足够的清洁生产企业情况下,根据当地自然环境特点,引进能够跨界污染的企业也是一个可行的选择。跨界污染的企业在当地进行生产,污染排放物借助自然条件转移至周边地区,可以让地方经济以最小的治污成本获得最大的经济收益。这种污染的挤出效应与环境规制的挤出效应是显著

不同的,环境规制的挤出效应是污染在不同地区的转移,污染总量没有发生显著变化。而跨界污染的挤出效应是将本应在当地增加的污染,转移至其他地区,污染总量是增加的,而且污染源与污染地的错位,使得污染更加难以治理。正因如此,金刚等<sup>[25]</sup>针对领域的跨界污染,指出跨界污染已成为当前中国最为突出的环境问题之一。根据以上分析,本文提出假设2。

假设2:领导干部自然资源资产离任审计对环境污染具有挤出效应。

### (三)产业集聚、市场化和迁移成本的调节作用

一是产业集聚的调节作用。面对领导干部自然资源资产离任审计带来更加严格的排污约束,污染企业选择迁移还是就地治理,产业集聚是重要的影响因素。诸多学者指出,由于中国经济发展中产业集聚的极化效应,以及围绕经济和开放中心的本地市场效应,污染产业跨区域转移会受到较强阻碍,产生“污染转移粘性”<sup>[26-27]</sup>。因此,产业集聚使得企业降低生产成本、提高生产效率以及便捷获取配套产品和服务,由此抵消审计带来的治污成本,让企业更有动力进行绿色创新。

二是市场化的调节作用。企业是以盈利为目标的,当地市场化程度越高,政府管控越少,对企业的约束性政策越少,企业付出的非经营成本越低,这样的营商环境越有利于企业获得高额回报。即使领导干部自然资源资产离任审计将降污压力传导至企业,但当企业面对良好的市场环境时,同样,可以带来雅各布和马歇尔式的外部性<sup>[28]</sup>,市场化能够促进不同企业,甚至不同产业知识的流动、溢出和创新,进而对企业产生空间锁定。

三是迁移成本的调节作用。为降低审计带来的环境治理成本,企业可能选择迁移,企业迁移主要存在两类成本,一类是企业的沉没成本,任何企业投资生产都会产生沉没成本,企业在迁移时,会考虑之前的沉没成本是否过高以及迁入新地区产生新的沉没成本大小;另一类是搬迁成本,机器设备厂房的拆建成本本身较高,再加上交通运输成本,整体的搬迁成本对任何理性决策的企业而言,都是需要慎重考虑的。也正因为此,沈坤荣等<sup>[29]</sup>指出,污染产业即便出于降低环境治理成本动机而重新选址,也可能在较小的空间尺度展开。基于此,本文提出假设3a、假设3b、假设3c。

假设3a:产业积聚程度越高,领导干部自然资源资产离任审计对环境污染的治理效应越大,挤出效应越小。

假设3b:市场化程度越高,领导干部自然资源资产离任审计对环境污染的治理效应越大,挤出效应越小。

假设3c:迁移成本越高,领导干部自然资源资产离任审计对环境污染的治理效应越大,挤出效应越小。

## 三、计量方法、变量说明与数据来源

### (一)计量方法

首先,判断领导干部自然资源资产离任审计对环境污染的影响。由于各地的试点时间不同,我们将使用多时点双重差分法,分析领导干部自然资源资产离任审计对环境污染的影响。参考 Beck 等<sup>[30]</sup>的模型,本文设定如下基础模型:

$$Envir_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \times Audit_{it} \times After_{it} + \alpha_2 \times CBX_{it} + \mu_t + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标  $i$  表示地区,  $t$  表示时期。  $Envir_{it}$  为环境污染;  $Audit_{it}$  为组别虚拟变量,如果该地区试点了领导干部自然资源资产离任审计,赋值为1,否则为0;  $After_{it}$  为时间前后的虚拟变量,如果该年为试点领导干部自然资源资产离任审计当年及之后年份,赋值为1,否则为0。  $Audit \times After$  为政策虚拟变量,反映  $t$  时间段  $i$  地区是否试点了领导干部自然资源资产离任审计。  $CBX_{it}$  为控制变量,包括经济发展 ( $Econod$ )、政府支出 ( $Govers$ )、工业化 ( $Induss$ )、人口密度 ( $Populd$ )、人力资本 ( $Humanc$ ),  $\alpha_0$  是截距项,  $\alpha_1$  和  $\alpha_2$  为回归系数,  $\mu_t$  为时间固定效应,  $\delta_i$  为地区的个体固定效应,  $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。

基础模型能够判断领导干部自然资源资产离任审计是否对环境污染产生影响。但是,环境污染的下降究竟来自治理效应还是挤出效应,这是需要进一步证明的,为此,我们设计如下判断标准:一是在领导干部自然资源资产离任审计降低本地污染的同时,对周边地区污染没有显著影响或者因为审计溢出效应的存在,周边地区污染也在下降,那么,领导干部自然资源资产离任审计对本地污染产生了治理效应;二是在领导干部自然资源资产离任审计降低本地污染的同时,对周边地区污染产生显著正向影响,那么,领导干部自然资源资产离任审计驱动了污染转移,对本地污染产生了挤出效应。由此,得到模型(2):

$$Envir_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times Audit_{it} \times After_{it} + \beta_2 \times CBZ_{it} + \mu_t + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,  $Envirs$  为周边环境污染;  $CBZ$  为控制变量, 为可能对周边环境产生影响的因素, 包括周边经济发展 ( $Seconod$ )、周边政府支出 ( $Sgovers$ )、周边工业化 ( $Sinduss$ )、周边人口密度 ( $Spopuld$ )、周边人力资本 ( $Shumanc$ )。 $\beta_0$  是截距项,  $\beta_1$  和  $\beta_2$  为回归系数。其中,  $\beta_1$  是我们关注的重点, 如果回归系数  $\beta_1$  不显著或者显著为负, 说明领导干部自然资源资产离任审计对本地污染产生了治理效应; 如果回归系数  $\beta_1$  显著为正, 说明领导干部自然资源资产离任审计对本地污染产生了挤出效应。

根据前文理论分析, 领导干部自然资源资产离任审计的作用受产业集聚 ( $Indusa$ )、市场化 ( $Market$ ) 和迁移成本 ( $Migrac$ ) 的影响, 为此, 我们假定模型 (1) 中  $\alpha_1$  是产业集聚等变量的函数, 并随着地区与时间发生变化, 即  $\alpha_1 = \gamma \times ING_{it}$ , 其中,  $\gamma$  为调节弹性系数,  $ING$  分别为产业集聚、市场化和迁移成本。据此, 我们得到模型 (3):

$$Envirp_{it} = \alpha_0 + \gamma \times ING_{it} \times Audit_{it} \times After_{it} + \alpha_2 \times CBX_{it} + \mu_t + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

如果  $\gamma$  值为正, 表明产业集聚、市场化、迁移成本越大, 领导干部自然资源资产离任审计对环境污染的治理效应越大, 挤出效应越小。如果  $\gamma$  值为负, 表明产业集聚、市场化、迁移成本越大, 领导干部自然资源资产离任审计对环境污染的治理效应越小, 挤出效应越大。

## (二) 变量说明

1. 被解释变量。三个模型有两个被解释变量, 分别是环境污染和周边环境污染。对于环境污染, 我们将使用工业废水排放量、工业二氧化硫排放量和工业粉尘排放量构建一个综合的环境污染指数。关于各指标权重问题, 我们考虑到熵值赋权法是一种客观的赋权法, 根据来源于客观环境的原始信息, 通过分析各指标之间的关联程度及各指标所提供的信息量来决定指标的权重, 在一定程度上避免了主观因素带来的偏差<sup>[31]</sup>。为了避免在熵值法计算过程中, 对极端值不能直接计算比重和取对数的缺点, 本文改进了熵值法, 具体做法是: 首先使用标准化赋值  $Z_{ij}$  计算出指标  $x_{ij}$  的比重  $R_{ij}$  ( $R_{ij} = Z_{ij} / \sum_{i=1}^m Z_{ij}$ ); 然后计算出第  $j$  项统计指标的差异系数  $g_j$  ( $g_j = 1 + (1/\ln m) \sum_{i=1}^m R_{ij} \ln R_{ij}$ ), 差异系数反映了第  $j$  项指标在各指数中的重要性, 最后根据差异系数确定指标权重  $\omega_j$  ( $\omega_j = g_j / \sum_{j=1}^n g_j$ )。对于周边环境污染变量, 我们使用除本地区外, 全省各地区环境污染指数的加权平均数表示, 加权值来自地区生产总值。

2. 解释变量。包括组别虚拟变量和时间前后虚拟变量。因为领导干部自然资源资产离任审计试点的时点不同, 本文需要使用多时点双重差分法。如果该地区开展了领导干部自然资源资产离任审计, 组别虚拟变量  $Audit$  赋值为 1, 否则为 0。如果该年为开展领导干部自然资源资产离任审计当年及之后年份, 时间前后的虚拟变量  $After$  赋值为 1, 否则为 0。

3. 调节变量。考虑到领导干部自然资源资产离任审计对环境污染的作用, 会受到产业集聚、市场化和迁移成本的影响。参考钟娟和魏彦杰<sup>[27]</sup>的方法, 产业集聚使用当地 GDP 在省内占比表示, 比重越高, 集聚程度越高。市场化使用第三产业产值占 GDP 比重衡量, 占比越大, 市场化水平越高。迁移成本反映运输的便利程度, 我们使用当地铁路里程衡量, 当地铁路里程越长, 迁移越便利, 成本越低。

4. 控制变量。模型 (1) 和模型 (3) 的控制变量包括经济发展、政府支出、工业化、人口密度、人力资本, 我们分别使用当地人均 GDP、政府财政支出、第二产业产值占 GDP 比重、单位面积土地居住人口、中学在校人数表示。模型 (2) 的控制变量包括周边经济发展、周边政府支出、周边工业化、周边金融发展、周边人口密度、周边人力资本, 衡量方法与模型 (1) 一致, 但我们采取剔除本地数据后, 省内各地数据的加权平均数表示。变量的释义与测度方法见表 1。

## (三) 数据来源

我们根据数据的可得性以及完整性, 选取 2010—2020 年作为考察期。审计机关正式试点领导干部自然资源资产离任审计始于 2015 年, 但在 2014 年, 就有部分审计机关自行试点。我们通过审计年鉴、审计署网站、审计厅局网站等进行手工搜集, 得到 2014—2017 年期间各地审计机关试点情况, 试点地区为本文的研究提供了一项“准自然实验”, 用来验证领导干部自然资源资产离任审计对环境污染的影响。我们设定试点地区为处理组, 未试点地区为控制组, 根据检索情况, 2014 年试点 12 家, 2015 年试点 24 家, 2016 年试点 84 家, 2017 年试点 65

家。由于部分地级市数据缺失严重,我们选取了 213 家地级市的数据,共计 2167 个观测值。除领导干部自然资源资产离任审计试点数据外,其他数据均来自《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国城市统计年鉴》。同时,为了避免异方差问题,除虚拟变量外,所有数据取对数处理。

#### 四、实证检验与分析

##### (一)描述性统计

表 2 为主要变量的描述性统计,本文将环境污染区分为环境污染和周边环境,可以看到均值、标准差、极值是较为接近的,差异在于周边环境污染的测算是按各地 GDP 进行加权处理的。同时,环境污染的标准差较低,均在 0.2 以内,说明环境污染在不同地区间没有形成明显差异,是一个普遍性问题,应引起共同关注。产业集聚的最大值为 -0.5365,最小值为 -4.6627,差值为 -4.1262,且标准差也较大,为 0.7277,说明地区间产业集聚程度的差异非常明显。市场化的标准差相对较小,为 0.299,说明尽管各地市场化水平存在一定的差异,但总体推进市场化的进程是较为一致的。从描述性统计中,也可以看到,各地经济发展程度的差异较大,为 0.7118,仅次于产业集聚,这是因为我国是发展中大国,最典型的特征就是区域间发展不平衡,这在统计数据中有明显的体现。

##### (二)t 检验分析

本文将所有样本分为处理组和控制组,试点领导干部自然资源资产离任审计的地区为处理组,未试点地区为控制组。我们依据处理组和控制组的分类,对环境污染指数做了平均值差异的显著性检验,见表 3,处理组的环境污染指数要低于控制组 0.127,且在 1% 的显著性水平上显著。这说明试点开展领导干部自然资源资产离任审计的地区,其环境污染指数要低于未试点地区,初步证明领导干部自然资源资产离任审计有治理污染的作用。

##### (三)实证结果分析

一是领导干部自然资源资产离任审计对环境污染的影响。我们采用多时点双重差分模型,检验了领导干部自然资源资产离任审计试点对环境污染的影响。结果见表 4,列(1)显示,试点领导干部自然资源资产离任审计后,当地的环境污染程度显著下降,在 1% 的显著性水平下为 -0.1399,说明领导干部自然资源资产离任审计有降低环境污染的作用,进一步加入控制变量,从列(2)可以看到,领导干部自然资源资产离任审计降低环境污染的作用仍然在 1% 的水平上显著,说明列(1)的结果较为可靠。在控制变量中,经济发展的一次项正向显著,二次项负向显著,这与传统的环境库兹涅茨曲线的结果一致,即经济发展与环境污染呈现出倒 U 型的关系。进一步工业化对环境污染产生显著的正向影响,说明当前工业化仍是污染的重要来源,高能耗、高投入、高污染的工业化模式并没有有效转变。人口密度对环境污染的影响是负向显著,在 1% 的水平上显著,意味着人口密度越大,

表 1 变量释义与测度方法

变量名称	变量符号	变量释义与测度方法
环境污染	<i>Envirp</i>	当地环境污染,使用工业废水排放量、工业二氧化硫排放量和工业粉尘排放量计算,先做无量纲处理,再用熵值法确定权重。
	<i>Envirs</i>	周边环境,剔除当地污染指数后,对全省各地污染指数加权平均。
虚拟变量	<i>Audit</i>	如果该地区试点领导干部自然资源资产离任审计,赋值为 1,否则为 0。
	<i>After</i>	如果该年度为试点领导干部自然资源资产离任审计当年及之后年份,赋值为 1,否则为 0。
产业集聚	<i>Indusa</i>	用当地 GDP 占全省 GDP 比重反映集聚水平。
	<i>Market</i>	使用第三产业产值占 GDP 比重衡量。
市场化	<i>Migrac</i>	使用当地铁路里程衡量,里程越大,交通越便利,迁移成本越低。
迁移成本	<i>Econod</i>	当地经济发展,使用当地人均 GDP 衡量。
经济发展	<i>Seconod</i>	周边经济发展,采取剔除本地数据后,省内各地数据的加权平均数表示。
政府支出	<i>Govers</i>	当地政府支出,使用人均财政支出衡量。
	<i>Sgovers</i>	周边地区财政支出,采取剔除本地数据后,省内各地数据的加权平均数表示。
工业化	<i>Induss</i>	当地工业化,使用第二产业产值占 GDP 比重衡量。
	<i>Sinduss</i>	周边工业化,采取剔除本地数据后,省内各地数据的加权平均数表示。
人口密度	<i>Populd</i>	当地人口密度,使用单位面积土地居住人口表示。
	<i>Spopuld</i>	周边人口密度,采取剔除本地数据后,省内各地数据的加权平均数表示。
人力资本	<i>Humanc</i>	当地人力资本,使用当地中学在校人数表示。
	<i>Shumanc</i>	周边人力资本,采取剔除本地数据后,省内各地数据的加权平均数表示。

表 2 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
当地环境污染	2167	2.2763	0.1257	1.6783	2.5737
周边环境	2167	2.2864	0.1783	1.7441	2.6065
产业集聚	2167	-2.8401	0.7277	-4.6627	-0.5365
市场化	2167	-0.9258	0.2290	-1.9405	-0.3851
迁移成本	2167	8.3424	0.3175	7.4814	8.9798
经济发展	2167	10.6661	0.7118	7.6697	13.1314
政府支出	2167	10.4398	0.4629	9.9512	11.2769
工业化	2167	-0.8005	0.2592	-2.1789	-0.1955
人口密度	2167	5.8792	0.6507	2.9463	7.3263
人力资本	2167	2.9631	0.4182	2.0605	3.5793

表 3 环境污染指数的分组 t 检验

组别	样本量	均值	均值标准误	标准差	均值差异	T 值
控制组	1358	2.3238	0.9742	0.131		
处理组	809	2.1968	0.7603	0.117	0.127***	2.96

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平,括号内为 t 值。

环境污染程度越低,这可能有两方面的原因:一方面,当前各地居民的环保意识越来越强,环保意识会变为环保行动,推进环境污染的治理;另一方面,发达地区往往是人口较为密集的地区,而这些地区的发展程度已接近拐点,甚至超过拐点,也就是越发达地区,人口越密集,环境治理水平也越高。政府财政支出是负向影响环境污染,意味着近年来政府在环保上的投入越来越大。

二是领导干部自然资源资产离任审计驱动污染转移的识别。前文已证明试点领导干部自然资源资产离任审计能降低当地环境污染,那么降低环境污染的作用来自于治理效应还是挤出效应,需要我们进一步证明,这也是本文研究的关键。根据模型 2,我们要估计当地试点领导干部自然资源资产离任审计对周边环境的影响。表 4 列(3)显示,当地开展领导干部自然资源资产离任审计会显著降低周边地区环境污染,显著性水平为 1%,值为 -0.1358,列(4)是加入控制变量的结果,与列(3)在显著性和作用方向上高度一致,说明表 4 结果是稳健的。这种降低周边环境的作用,更可能是来自审计监督的溢出效应。试点领导干部自然资源资产离任审计会让未试点地区产生审计的预期,领导干部为了应对未来的审计监督,避免影响到政治晋升,会及时对当地环境污染加以治理,进而形成溢出效应。根据前文假设分析,表 4 的结果意味着试点领导干部自然资源资产离任审计对环境污染的作用来自治理效应。本文预测的审计驱动“污染避难”的情形并没有在现实中出现,这很可能是污染企业也产生审计的预期,也就是审计监督不仅对地方领导干部产生威慑作用,对污染企业同样具有威慑作用,较大程度上降低了其转移污染的机会主义行为。对于跨界污染问题,我们认为大部分污染企业和地区不具备跨界污染的条件,对污染企业而言,产生的污染应有较强的流动性,且不会在当地快速沉淀。对跨界污染的地区而言,应有特定的地理条件,如流域上下游地区借助自然条件将污染物转移至其他地区。只有能同时满足以上两方面条件,才能形成跨界污染。

三是产业集聚、市场化和迁移成本的调节作用。表 5 给出了实证结果。列(1)和列(2)反映了产业集聚的作用,可以看到交互项的估计结果为正,且在 1%的水平下显著,加上控制变量后,估计结果没有发生明显变化。这说明产业集聚程度越高,领导干部自然资源资产离任审计治理污染的效果越好,因为产业集聚产生的极化效应和本地市场效应,对污染企业产生虹吸效果,导致污染的转移粘性较强,推动当地企业积极投入到污染治理中。列(3)和列(4)反映了市场化的作用,交互项的估计结果在 1%的显著性水平下为正,分别为 0.1633 和 0.0725,表明市场化程度越高,领导干部自然资源资产离任审计对环境污染的治理效应越大,正如前文所言,较高的市场化程度带来的营商环境有利于形成雅各布和马歇尔式的外部性,即使面对较强的环境治理压力,企业也乐意投入更多资金治理环境,而不会轻易搬迁。列(5)和列(6)反映的是迁移成本的影响,迁移成本的估计结果显著为负,即在 1%的显著性水平下为 -0.0165 和 -0.0198。因为我们使用交通里程数反映迁移成本,事实上,该值越高,交通越便利,搬迁成本越低。在高迁移成本情况下,企业就会在搬迁成本与环境治理成本之间权衡,企业搬迁就显得尤为慎重。因而,估计结果与其他两个因素一样,说明随着迁移成本的上升,领导干部自然

表 4 领导干部自然资源资产离任审计对环境污染的影响

变量	(1) <i>Enwirp</i>	(2) <i>Enwirp</i>	(3) <i>Envirs</i>	(4) <i>Envirs</i>
<i>Audit</i> × <i>After</i>	-0.1399 *** (-44.85)	-0.0801 *** (-16.47)	-0.1358 *** (-58.52)	-0.0815 *** (-24.03)
<i>Econod</i>	—	0.1624 *** (4.76)	—	—
<i>Econod</i> × <i>Econod</i>	—	-0.0157 *** (-4.69)	—	—
<i>Induss</i>	—	0.0858 *** (16.13)	—	—
<i>Populd</i>	—	-0.2366 *** (-4.71)	—	—
<i>Govers</i>	—	-0.7609 * (-1.87)	—	—
<i>Humanc</i>	—	0.0414 (0.82)	—	—
<i>Seconod</i>	—	—	—	0.1100 * (1.94)
<i>Seconod</i> × <i>Seconod</i>	—	—	—	-0.0093 *** (-3.42)
<i>Sinduss</i>	—	—	—	0.1239 *** (14.78)
<i>Spopuld</i>	—	—	—	-0.0847 *** (-7.00)
<i>Sgovers</i>	—	—	—	-0.0271 ** (-2.48)
<i>Shumanc</i>	—	—	—	0.0618 (0.27)
截距项	3.8708 *** (29.43)	2.4420 *** (6.75)	2.5171 *** (18.02)	2.8825 *** (10.17)
时间固定效应	<i>Control</i>	<i>Control</i>	<i>Control</i>	<i>Control</i>
个体固定效应	<i>Control</i>	<i>Control</i>	<i>Control</i>	<i>Control</i>
样本量	2167	2167	2167	2167
Adj. R <sup>2</sup>	0.2386	0.3001	0.1643	0.1271

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平,括号内为 *t* 值。

资源资产离任审计对环境污染的治理效应是上升的。

(四) 稳健性检验

1. 平行趋势检验。双重差分估计有效的前提是政策是外生的,不能与回归方程误差项有关联,即在领导干部自然资源资产离任审计试点前,处理组与控制组在环境污染上,具有相同的发展趋势。如果审计的试点是因为某种未被识别的因素导致,如针对污染的社会反映较强烈、举报较多等,那么,处理组和控制组的环境污染趋势本身就可能不同。为了检验平行趋势,我们参考陈运森等<sup>[32]</sup>的方法,设置年份虚拟变量  $Audit_{-4}$ 、 $Audit_{-3}$ 、 $Audit_{-2}$ 、 $Audit_{-1}$ 、 $Audit_0$ 、 $Audit_1$ 、 $Audit_2$ , 分别表示审计试点前4年、前3年、前2年和前1年,试点当年、试点后第1年和第2年,且对应值均取1,否则取0。检验模型如下:

$$Envir_{it} = \vartheta_0 + \sum_{s=-4}^2 \vartheta_s \times Audit_{it} \times Audit_{it} \times After_{it} + \vartheta_3 \times CBX_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

模型(4)中,  $\vartheta_0$  是常数项,  $\vartheta_s$  和  $\vartheta_3$  为弹性系数。除年份虚拟变量外,其他变量与模型(1)一致。表6给出了模型(4)的估计结果,可以看到,在试点前1-4年的窗口期,解释变量的估计系数都不显著,说明在审计试点前,处理组和控制组的环境污染变动趋势不存在显著差异,而试点后3年,处理组的环境污染显著受领导干部自然资源资产离任审计的负向影响。以上结果符合平行趋势假设,变量  $Audit \times After$  的回归系数能够反映领导干部自然资源资产离任审计对环境污染的影响。

2. 安慰剂检验。领导干部自然资源资产离任审计在本文中是最为关键的变量,为检验审计试点对环境污染的影响是否稳定,同时避免解释变量间的互相干扰,我们参考董志愿和张曾莲<sup>[33]</sup>的做法,使用安慰剂检验。根据现有研究的思路,我们改变试点审计的时点进行检验,所有地区试点领导干部自然资源资产离任审计的时点比实际审计时间提前两年,然后重新回归,结果见表7。表7第(1)列和第(2)列可以看到,  $Audit \times After$  的回归系数仍然为负,为 -0.0217 和 -0.0027,但未通过显著性检验,而各控制变量仍然显著,说明实际开展的领导干部自然资源资产离任审计确实对环境污染产生影响。第(3)列和第(4)列给出假设时点的领导干部自然资源资产离任审计对周边环境的影响,可以看到系数分别为

表5 产业集聚、市场化和迁移成本对环境污染的调节作用

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Indusa \times Audit \times After$	0.0461*** (42.08)	0.0151*** (15.27)	—	—	—	—
$Market \times Audit \times After$	—	—	0.1633*** (39.51)	0.0725*** (16.50)	—	—
$Migrac \times Audit \times After$	—	—	—	—	-0.0165*** (-45.18)	-0.0198*** (-17.13)
$Econod$	—	0.1085** (2.46)	—	0.6218*** (6.32)	—	0.2797*** (4.19)
$Econod \times Econod$	—	-0.0086*** (-5.21)	—	-0.0149*** (-4.74)	—	-0.0269*** (-3.49)
$Induss$	—	0.1345*** (17.70)	—	-0.6127*** (-47.82)	—	0.0376*** (10.73)
$Populd$	—	-0.1875*** (-9.05)	—	0.1165*** (6.54)	—	-0.756*** (-5.13)
$Govers$	—	-0.0212** (-2.71)	—	0.1820 (0.92)	—	0.0741* (2.14)
$Humanc$	—	0.1541 (0.69)	—	0.2293 (0.12)	—	0.0497 (0.84)
截距项	-10.8501*** (-16.10)	3.7048*** (7.68)	2.3242*** (75.32)	-4.6772*** (-10.18)	2.3287*** (46.61)	2.1425*** (4.91)
时间固定效应	Control	Control	Control	Control	Control	Control
个体固定效应	Control	Control	Control	Control	Control	Control
样本量	2167	2167	2167	2167	2167	2167
Adj. R <sup>2</sup>	0.3703	0.1110	0.1867	0.4721	0.2404	0.1429

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平,括号内为 t 值。

表6 平行趋势检验

变量	(1)	(2)
$Audit_{-4} \times Audit \times After$	0.0549(1.117)	0.0654(1.113)
$Audit_{-3} \times Audit \times After$	0.0418(0.149)	0.0516(0.234)
$Audit_{-2} \times Audit \times After$	0.0201(0.072)	0.0334(0.962)
$Audit_{-1} \times Audit \times After$	-0.0124(-1.546)	0.0213(1.171)
$Audit_0 \times Audit \times After$	-0.0494*(-1.767)	-0.0147***(-4.35)
$Audit_1 \times Audit \times After$	-0.0839***(-12.72)	-0.0173***(-4.47)
$Audit_2 \times Audit \times After$	-0.1164***(-17.63)	-0.0257***(-5.19)
控制变量	Uncontrol	Control
时间固定效应	Control	Control
个体固定效应	Control	Control
样本量	2167	2167
Adj. R <sup>2</sup>	0.1523	0.1104

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平,括号内为 t 值。

表7 安慰剂检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$Envirp$	$Envirp$	$Envirs$	$Envirs$
$Audit \times After$	-0.0217 (-0.25)	-0.0027 (-0.73)	-0.0025 (-0.58)	-0.0018 (-0.29)
控制变量	Uncontrol	Control	Uncontrol	Control
时间固定效应	Control	Control	Control	Control
个体固定效应	Control	Control	Control	Control
样本量	2167	2167	2167	2167
Adj. R <sup>2</sup>	0.1262	0.1481	0.1152	0.1003

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平,括号内为 t 值。



-0.0025和-0.0018,但均不显著。以上结果意味着环境污染的变化并不是由时间趋势带来的,领导干部自然资源资产离任审计对环境污染发挥了治理作用,本文的结论可靠。

3. 倾向得分匹配。为避免样本选择性偏差带来的内生性问题,我们使用倾向得分匹配法(PSM)为实验组匹配相应的控制组。本文将经济发展、工业化和人口密度三个控制变量作为协变量,使用logit模型估计得分,使用半径匹配方法,从未试点地区为试点地区一对一匹配样本,同时,使用共同支撑(Common Support)假设筛选满足共同支撑的观测值,剔除不符合要求的观测值。PSM后,再次进行双重差分检验,可以发现解释变量  $Audit \times After$  对环境污染以及周边环境的影响仍显著为负,分别通过了1%和5%显著性检验,估计值分别为-0.0105和-0.0073,见表8。估计结果在显著性与作用方向上与原实证结果较为一致,本文研究结论稳健。

表8 倾向得分匹配后的回归结果

变量	(1) <i>Envirp</i>	(2) <i>Envirs</i>
$Audit \times After$	-0.0105*** (-7.36)	-0.0073** (-2.47)
控制变量	<i>Control</i>	<i>Control</i>
时间固定效应	<i>Control</i>	<i>Control</i>
个体固定效应	<i>Control</i>	<i>Control</i>
样本量	826	826
Adj. R <sup>2</sup>	0.0131	0.0029

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平,括号内为 t 值。

## 五、进一步讨论

### (一) 治理效应的充分条件

考虑到领导干部自然资源资产离任审计的试点会对周边地区产生溢出效应,那么周边地区环境污染的下降就有可能是溢出效应大于挤出效应导致的,也就是说,仍可能存在挤出效应,对此我们需要进一步证明。因为污染主要来自工业生产,污染转移的根源是工业企业的转移,如果存在挤出效应,那么,随着领导干部自然资源资产离任审计的开展,当地的工业产出会下降,而周边地区工业产出会上升,因此,本文将模型(1)和模型(2)的被解释变量环境污染替换为当地第二产业产值(*Seconi*)和周边第二产业产值(*Sseconi*),再次回归后,得到表9。根据估计结果可以看到,领导干部自然资源资产离任审计对企业转移没有显著的驱动作用,挤出效应的前提并不存在。我们也注意到,周边第二产业产值虽然没有通过显著性检验,但是上升的,也就是说不显著的挤出效应可能存在,是值得警惕的。

表9 治理效应的充分条件检验结果

变量	(1) <i>Seconi</i>	(2) <i>Seconi</i>	(3) <i>Sseconi</i>	(4) <i>Sseconi</i>
$Audit \times After$	0.0089 (0.52)	0.0029 (0.78)	0.3329 (1.27)	0.3608 (1.23)
控制变量	<i>Uncontrol</i>	<i>Control</i>	<i>Uncontrol</i>	<i>Control</i>
时间固定效应	<i>Control</i>	<i>Control</i>	<i>Control</i>	<i>Control</i>
个体固定效应	<i>Control</i>	<i>Control</i>	<i>Control</i>	<i>Control</i>
样本量	2167	2167	2167	2167
Adj. R <sup>2</sup>	0.0869	0.0622	0.0102	0.0116

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平,括号内为 t 值。

### (二) 审计作用的滞后效果

为进一步考察领导干部自然资源资产离任审计对环境污染是否具有动态滞后效应,我们在模型(1)和模型(2)基础上,加入了解释变量滞后一期,重新回归,结果见表10。总体而言,审计试点对环境污染具有动态滞后性,列(1)至列(4)中,审计滞后一期的估计结果均通过显著性为1%的检验,且为负值,即领导干部自然资源资产离任审计对环境污染产生持续的治理作用,进一步,审计滞后一期对环境污染的作用要小于当期的作用,说明审计监督的作用具有衰减性,这也说明审计发挥作用不是一蹴而就的,持续开展领导干部自然资源资产离任审计是治理环境污染的重要途径。

表10 领导干部自然资源资产离任审计对环境污染的滞后影响

变量	(1) <i>Envirp</i>	(2) <i>Envirp</i>	(3) <i>Envirs</i>	(4) <i>Envirs</i>
$Audit \times After$	-0.0854*** (-16.80)	-0.0551*** (-10.22)	-0.0853*** (-22.81)	-0.0567*** (-14.77)
$L. Audit \times After$	-0.0691*** (-12.73)	-0.0467*** (-8.53)	-0.0638*** (-15.99)	-0.0429*** (-11.01)
控制变量	<i>Uncontrol</i>	<i>Control</i>	<i>Uncontrol</i>	<i>Control</i>
时间固定效应	<i>Control</i>	<i>Control</i>	<i>Control</i>	<i>Control</i>
个体固定效应	<i>Control</i>	<i>Control</i>	<i>Control</i>	<i>Control</i>
样本量	1970	1970	1970	1970
Adj. R <sup>2</sup>	0.2422	0.1161	0.1687	0.0173

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平,括号内为 t 值。

### (三) 分区域的检验

我国是发展中大国,地区间经济发展差异大是我国的重要特征。由于地区间发展不平衡,导致各地对待污染产业的态度也存在不同,落后地区更加重视民生问题,即使面对领导干部自然资源资产离任审计,也不会轻易限制污染产业的发展或者抑制污染企业生产。发达地区则更侧重可持续发展,不仅有足够的资本关停污染企业,还会有更多资金支持企业的绿色创新。事实上,中央制定的环保政策也能体现出地区差异,2014年环保部等六部委出台了《大气污染防治行动计划实施情况考核办法(试行)实施细则》,明确对京津冀地区、长三角地区

和珠三角地区等经济发达地区提出PM<sub>2.5</sub>考核指标。因此,本文认为在发达地区,领导干部自然资源资产离任审计对环境污染的治理效应更为明显,而在落后地区,领导干部自然资源资产离任审计对环境污染的治理效应较小,甚至不显著。分区域估计结果见表 11,可以看到,各地区的估计结果与整体估计结果一致,本地与周边环境均显著下降,即领导干部自然资源资产离任审计对环境污染具有治理效应。进一步比较区域差异,发现领导干部自然资源资产离任审计在东部地区试点效果要优于中西部,估计值在东、中、西部呈递减趋势,这与本文的预测较为一致,因为落后地区更加关注民生问题,在污染治理上的动力要低于发达地区。

表 11 领导干部自然资源资产离任审计对环境污染影响的分区域结果

变量	Envirp			Envirs		
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
Audit × After	-0.1438 *** (-10.34)	-0.1256 *** (-21.07)	-0.0430 *** (-25.81)	-0.1393 *** (-8.74)	-0.1260 *** (-27.61)	-0.0071 *** (-30.74)
控制变量	Control	Control	Control	Control	Control	Control
时间固定效应	Control	Control	Control	Control	Control	Control
个体固定效应	Control	Control	Control	Control	Control	Control
样本量	1021	627	667	1021	627	667
Adj. R <sup>2</sup>	0.3147	0.2431	0.2008	0.1926	0.1251	0.0769

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平,括号内为 t 值。

## 六、结论与建议

本文通过多时点双重差分法,检验了领导干部自然资源资产离任审计试点对环境污染的影响,探讨了审计监督对污染的作用来自治理还是挤出的问题,得到以下主要结论:领导干部自然资源资产离任审计试点能够降低当地环境污染,其降污作用并非来自审计驱动的挤出效应,而是审计产生的治理效应,这在多种稳健性检验下依然成立。进一步,治理效应具有一定的衰减性,挤出效应尽管不显著,但仍值得警惕。源于审计监督的溢出效应,领导干部自然资源资产离任审计试点还会降低周边地区污染。产业集聚、市场化和迁移成本能够调节领导干部自然资源资产离任审计的治理效应,表现为产业集聚、市场化和迁移成本越高,污染转移粘性越强,审计治理污染的效果越好。产业集聚和市场化提升带来污染转移粘性可以较好弥补迁移成本下降带来的污染挤出。此外,经济发展与环境污染呈现倒“U”型关系,当前各地经济发展的均值已接近拐点,部分发达地区已越过拐点。同时,工业化程度越高,环境污染越大,工业化引起的污染排放有待改进。经济越发达地区,人口密度越大,环境治理水平越高。

根据以上研究结论,我们提出以下建议:(1)各地审计机关应积极推进领导干部自然资源资产离任审计,构建符合地方特点的、基于污染源的评价指标体系,提高审计工作的标准化、规范化水平,筑牢持续开展领导干部自然资源资产离任审计的基础,持续发挥审计监督对环境污染的治理效应;应加大领导干部自然资源资产离任审计的宣传力度,增强地方政府和企业的审计预期,降低转移污染的机会主义行为,防范审计监督对污染的挤出效应,扩大溢出效应。(2)构建区域间开展领导干部自然资源资产离任审计的合作体系,在省份内部、同一流域下不同省份之间、相邻省份之间,探索基于污染源的审计监督区域合作体系,推动省级以及地市级审计机关的交叉审计;推进审计平台共建、审计资源共享、审计成果共用的区域合作体系,做到从根源上监督污染情况、防范污染外溢。(3)采取差异化审计策略,推进领导干部自然资源资产离任审计。污染转移的根源在于企业对治污成本和转移成本的权衡,在发达地区,以及产业集聚程度高、市场化水平高的地区,企业倾向于治理污染,审计机关可以制定更为全面的评价指标、更为严格的评价标准,通过审计推进污染治理。而在落后地区以及产业集聚程度和市场化水平相对较低的地区,审计机关可以根据当地发展情况,构建重点突出的评价指标、采取宽严相济的评价标准,避免审计驱动污染转移。

### 参考文献:

- [1] 李兆东,郭磊. 领导干部自然资源资产离任审计可以促进节能减排吗? [J]. 南京审计大学学报,2022(3):31-39.
- [2] Copeland B R, Taylor M S. Trade, growth and the environment [J]. Journal of Economic Literature, 2004, 42(1): 7-71.
- [3] 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.
- [4] 黄溶冰,谢晓君. 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? [J]. 审计与经济研究, 2022(4): 9-20.
- [5] 孙文远,孙媛媛. 资源环境审计对经济高质量发展影响的实证研究——以领导干部自然资源资产离任审计试点为例 [J]. 生态经济, 2020(1): 166-171.
- [6] 付宇. 自然资源离任审计能否提升城市创新能力 [J]. 贵州财经大学学报, 2022(4): 52-60.

- [7] 贺宝成,冯亚倩. 自然资源资产离任审计如何影响企业绿色技术创新? [J]. 生态经济,2021(5):192-198.
- [8] 聂兴凯,赵天惠,裴璇. 领导干部自然资源资产离任审计与企业转型升级[J]. 审计研究,2021(6):35-45.
- [9] 曾昌礼,刘雷,李江涛,等. 环保考核与企业绿色创新——基于领导干部自然资源资产离任审计试点的准自然实验[J]. 会计研究,2022(3):107-122.
- [10] 孙玥璠,刘雪娜,张永冀,等. 领导干部自然资源资产离任审计与企业环境责任履行[J]. 审计研究,2021(5):42-53.
- [11] 张佩,吴昊旻. 领导干部自然资源资产离任审计促进了企业环境责任履行吗? [J]. 审计与经济研究,2022(2):24-33.
- [12] 刘明辉,孙冀萍. 领导干部自然资源资产离任审计要素研究[J]. 审计与经济研究,2016(4):12-20.
- [13] 王然,李月娥,袁紫璇. 领导干部自然资源资产离任审计研究——基于主体功能区视角[J]. 财会通讯,2020(13):124-127.
- [14] 水会莉,耿明斋. 党政领导干部自然资源资产离任审计的机理与实施路径——基于试点区域实施困境的分析[J]. 兰州学刊,2018(8):186-196.
- [15] 李博英,尹海涛. 领导干部自然资源资产离任审计的理论基础与方法[J]. 审计研究,2016(5):32-37.
- [16] 杨佳丽. 基于动态审计视角的自然资源资产离任审计研究[J]. 财会通讯,2021(17):126-129.
- [17] 黄溶冰,丁佳怡. 区块链在领导干部自然资源资产离任审计中的应用探讨[J]. 会计之友,2023(10):156-161.
- [18] 崔海红,黄良杰. 领导干部自然资源资产离任审计与生态问责协同治理:理论框架与实现路径[J/OL]. 财会通讯:1-5[2023-07-11].
- [19] 黄溶冰,刘雨晴. 领导干部自然资源资产离任审计中的责任界定[J]. 财会月刊,2023(3):87-92.
- [20] 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.
- [21] Wu J, Deng Y, Huang J, Morck R, et al. Incentives and outcomes: China's environmental policy[J]. Capitalism and Society, 2014, 9(1):1-41.
- [22] 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.
- [23] 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.
- [24] 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.
- [25] 金刚,沈坤荣,李剑. “以地谋发展”模式的跨界污染后果[J]. 中国工业经济,2022(3):95-113.
- [26] 耿文才. 新经济地理学视角下中国纺织业区际转移的粘性分析[J]. 地理研究,2015(2):259-269.
- [27] 钟娟,魏彦杰. 污染就近转移的驱动力:环境规制抑或经济动机? [J]. 中央财经大学学报,2020(10):115-128.
- [28] Carrincazeaux, C., Coris, M. Why do firms relocate? Lessons from a regional analysis[J]. European Planning Studies, 2015, 23(9):1695-1721.
- [29] 沈坤荣,金刚,方嫻. 环境规制引起了污染就近转移吗? [J]. 经济研究,2017(5):44-59.
- [30] Beck T A, Levine R B, Levkov A C. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. The Journal of Finance, 2010, 65(5):1637-1667.
- [31] Silverman M P. Extraction of information from crowdsourcing: Experimental test employing bayesian, maximum likelihood, and maximum entropy methods [J]. 统计学期刊(英文), 2019, 09(5):571-600.
- [32] 陈运森,黄健峤. 股票市场开放与企业投资效率——基于“沪港通”的准自然实验[J]. 金融研究,2019(8):151-170.
- [33] 董志愿,张曾莲. 政府审计对企业高质量发展的影响——基于审计署央企审计结果公告的实证分析[J]. 审计与经济研究,2021(1):1-10.

[责任编辑:杨志辉]

## Governance or Crowding Out: A Study on the Pollution Reduction Effect of Natural Resource Asset Departure Audit for Leading Cadres

CHEN Jun, MA Yiqun, CUI Peizhi

(School of Government Audit, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China)

**Abstract:** The pilot audit of natural resources assets departure for leading cadres plays an important role in reducing local environmental pollution, but does its pollution reduction effect come from audit driven pollution transfer or from the governance effect generated by auditing? Different answers have a significant impact on how to carry out audit work more effectively as we comprehensively promote the departure audit of natural resources assets for leading cadres. This article delves into the issue of pollution transfer driven by the departure audit of natural resources assets of leading cadres, using empirical methods such as multi time point double difference method, and manually compiled pilot data on the departure audit of natural resource assets of leading cadres. The main conclusion is that the pilot audit of natural resources assets departure for leading cadres can reduce local environmental pollution, and its pollution reduction effect is not due to audit driven pollution transfer, but rather the governance effect generated by audit, which is still valid under various robustness tests. Further research has shown that the governance effect has a certain degree of attenuation, and although audit driven pollution transfer is not significant, it is still worth being vigilant. Due to the spillover effect of audit supervision, the pilot audit of natural resources assets departure for leading cadres will also reduce pollution in surrounding areas. Therefore, this article proposes to build an evaluation index system that conforms to local characteristics and is based on pollution sources, enhance the audit expectations of local governments and enterprises, and reduce opportunistic behavior in transferring pollution.

**Key Words:** audit of natural resources assets departure of leading cadres; crowding-out effect; governance effect; governmental audit; environmental audit