

政府环境审计能够促进地区污染治理吗?

——基于中国地级市 2008—2018 年的经验证据

郑开放¹, 赵 萱²

(1. 西南财经大学 会计学院, 四川 成都 611130; 2. 西南大学 财务部, 重庆 400715)

摘 要: 本文基于全国 273 个地级市 2008—2018 年的样本数据, 从地区工业废水排放量和工业二氧化硫排放量的视角实证检验了政府环境审计对地区污染治理的影响。研究发现, 政府环境审计强度越大, 地区环境污染物排放量越小; 政府环境审计显著促进了地区污染治理, 且通过了一系列稳健性检验。进一步分析发现, 地方官员晋升压力越大, 公众环境关注度越高, 政府环境审计对地区污染治理的促进作用越大。本文的研究为政府环境审计的宏观环境治理效应提供了经验证据支持, 为完善我国环境治理政策工具, 助推国家生态文明建设提供了重要启示。

关键词: 政府环境审计; 污染治理; 环境治理效应

中图分类号: X322; F239 **文献标识码:** A **文章编号:** 1673-9841(2022)04-0130-09

一、引言

进入新世纪以来, 频频发生的环境污染事件不仅造成了巨大的财产损失, 还严重影响了人们的健康生活。随着社会公众环保意识的逐渐增强, 人们对高质量生态环境产品的需求越来越强烈, 党和国家也越来越高度重视环境污染问题。从历届党的全国代表大会来看, 污染治理不仅关系我国打赢“三大攻坚战”, 还关系着我国生态文明建设和“美国中国”目标的实现; 不仅关系着“碳达峰、碳中和”节能减排目标的实现, 还关系着我国经济绿色转型和高质量发展。可以说, 环境治理已越来越成为国家治理的重要内容。国家审计是国家治理的重要监督机制, 国家治理的需求决定了国家审计的产生, 国家治理的目标决定了国家审计的方向^[1]。作为国家审计的重要业务类型之一, 环境审计的产生正是源于生态环境治理的需要^[2]。审计署自成立以来, 坚定不移地贯彻执行环境保护基本国策, 在环境审计工作方面不断探索。我国环境审计工作先后经历了起步(1983—1997年)、探索(1998—2007年)、发展(2008—2012年)和创新(2012年至今)四个阶段。2008年以来, 审计署不仅正式将资源环境审计作为审计业务类型之一予以确立, 还出台了《审计署关于加强资源环境审计工作的意见》, 使我国政府环境审计工作实现了有法可依。目前, 上自国家审计署, 下至省市各级审计机关都陆续开展了各式各样、各种规模的环境审计活动。从审计内容来看, 我国政府环境审计与其他专业审计相结合, 形成了大气污染、水污染等环

作者简介: 郑开放, 西南财经大学会计学院, 博士研究生。

基金项目: 重庆市社会科学规划项目“企业环境责任信息披露制度绩效及其影响因素研究”(2016QNGL64), 项目负责人: 赵萱。

境绩效审计、环保财政资金审计、环境保护政策落实跟踪审计和领导干部自然资源资产离任审计等,政府环境审计已成为我国环境治理体系的重要组成部分。

作为我国重要的环境治理监督控制机制,政府环境审计具有以下显著的特点:(1)兼具“督企”和“督政”的特征。审计监督对象既包括同级及下级地方政府,还包括相关的企业;(2)具有完善的科层结构。上自国家审计署,下至省、市、县各级审计机关都成立了相应的环境审计部门,为政府环境审计的功能和作用的发挥提供了有力的组织机构保障;(3)具有高度的独立性和权威性。审计机关的审计监督权由宪法和法律赋予,开展的环境审计工作具有高度的独立性和权威性。那么,政府环境审计的宏观环境治理效应如何?政府环境审计促进地区污染减排了吗?从不同的研究视角来看,政府环境审计的污染治理效应是否具有异质性特征?对这些问题的研究有重大的现实意义和理论意义。鉴于此,本文以中国地级市 2008—2018 年的面板数据为样本,从地区工业废水排放量和工业二氧化硫排放量的视角实证检验政府环境审计的污染治理效应。以期通过本文的研究为政府环境审计的宏观环境治理效应提供理论依据和经验证据支持,为完善我国环境治理政策工具助推国家生态文明建设提供政策建议。

本文的边际贡献主要有以下几点:(1)基于外部性理论和国家治理审计理论,本文分析了政府环境审计对地区污染治理的促进作用,为政府环境审计的宏观环境治理效应提供了重要的理论依据。(2)本文创建了政府环境审计指数衡量地方环境审计强度,并首次基于地级市的面板数据实证检验了政府环境审计对地区污染治理的促进作用,为政府环境审计的宏观环境治理效应提供了新的经验证据支持。(3)本文从政府环境审计的视角研究地区污染治理,丰富了宏观环境治理的动因研究。已有研究主要从环境规制^[3-5]、官员晋升^[6-8]、公众参与^[9-12]等视角研究了宏观环境治理的动因,本文从政府环境审计的视角研究污染治理的驱动因素,拓展了宏观环境治理的研究视角,丰富了宏观环境治理的动因研究。(4)本文的研究结论具有较强的时效性和应用价值。本文的研究结果发现,政府环境审计在促进地区污染治理中发挥了积极作用,这为当前阶段推进我国生态文明建设的政策工具选择提供了新的启示。同时,基于中国制度背景下的政府环境审计的污染治理效应研究也为环境审计在全球生态环境治理中的重要作用提供了增量证据。

二、理论分析与研究假设

根据外部性理论,生态环境属于典型的公共物品,环境治理和环境污染都具有显著的外部性。生态环境的公共物品属性和外部性特征决定了市场这只“看不见的手”在提供高质量生态环境这类公共物品方面是失灵的。在生态环境治理上必须发挥政府“这只看得见的手”的重要作用,由政府介入并采取相应的治理手段以弥补市场机制的失灵。为了促进环境污染治理,政府制定出台了一系列环境监管手段,主要包括环境法规、环保督查、环保约谈、环境监测、企业环境信息披露、政府环境审计等。政府环境审计是国家环境治理的一种规制手段,是保障国家生态文明建设目标实现的一种规制工具^[2]。根据国家治理审计论,国家审计作为一种特殊的监督控制机制,是国家治理的重要组成部分,是国家治理这个大系统中的“免疫系统”,具有内生的预防、揭示和抵御功能^[1]。作为国家环境治理的重要监督控制机制,政府环境审计是国家环境治理系统的“免疫系统”,通过其预防、揭示和抵御功能的发挥促进地区污染治理。

第一,政府环境审计通过预防功能可以防止地方政府和企业的环境污染行为。政府审计的审计监督权由宪法和法律赋予。审计机关,尤其是国家审计署开展的环境审计活动不受地方政府和企业的干涉,具有高度的权威性和独立性。已有的研究认为,长期以来,地方政府在政绩考

核唯 GDP 论的目标下,为了追求政治晋升,地方官员缺乏环境治理的动机,甚至与企业合谋,不惜以牺牲环境为代价换取短期的经济增长^[13-16]。政府环境审计的监督对象不仅包括地方政府,还包括相关的企业。审计机关开展环境审计活动可以对地方政府和企业的环境污染行为产生威慑效应,发挥环境审计的预防功能,防止地方政府片面追求经济增长而忽视环境保护,促进地方官员转变政绩观念,加强环境治理投入;防止企业只要利润而不顾环境绩效的行为,增强企业环境保护责任意识,主动落实节能减排降耗政策。

第二,政府环境审计通过揭示功能可以反映环保财政资金的使用效率和环境保护政策法规的执行情况,提升地区污染治理成效。谢志华和陶玉侠等认为,政府环境审计在本质上也是一种独立的经济监督^[17]。政府审计机关通过对环保专项资金管理和使用情况进行监督检查,可以揭示和反映地方政府环保资金运用的效益性、效率性和效果性,可以处罚和纠正地方政府和企业等环境治理主体挤占挪用、贪污浪费环保资金的违规行为,从而确保环保财政资金有效运用于环境治理,提高环境绩效。审计机关通过开展环境保护政策跟踪落实审计,分析评估地方政府和企业等环境治理主体在节能减排、清洁生产设施、污染排放处置和排污费征缴等方面的情况,可以反映和纠正违反环保政策法规的行为,从而保障环境保护政策法规的有效贯彻落实,提升地区环境治理成效。

第三,政府环境审计通过抵御功能可以缓解环境信息不对称,助力相关部门科学制定环保政策,促进环境治理体系制度的完善。审计机关通过对水污染、大气污染、固体废弃物污染等环境污染防治绩效情况、环境项目的经济性、效率性和效果性等进行客观评价、鉴证、监督和检查,可以为相关决策和管理部门提供详实、客观、全面、可靠的生态环境治理数据和信息,缓解中央政府与地方政府、政府与企业、环境政策制定部门与执行部门等之间的信息不对称,促进环境决策和管理部门科学制定和调整环境治理政策,促进国家环境保护法规制度和环境治理体系的完善,扫除环境治理中的各种制度“缺失”和体制“缺位”,从而抵御和预防地方政府和企业等环境治理主体的环境污染行为,促进地区环境质量的提高。

基于此,提出本文的研究假设 H1:

H1:政府环境审计能够显著促进地区污染治理。

三、研究设计

(一)模型构建与变量选取

鉴于政府环境审计对地区污染治理的影响可能存在滞后效应,同时为了缓解内生性问题,本文以 $t+1$ 期的地区污染物排放量 EP 为被解释变量,以 t 期的政府环境审计变量 $EAudit$ 为解释变量,建立如下 OLS 模型(1)检验研究假设 H1。

$$\begin{aligned}
 EP_{i,t+1} = & \beta_0 + \beta_1 EAudit_{i,t} + \beta_2 EP_{i,t} + \beta_3 Human_{i,t} + \beta_4 Techinv_{i,t} + \beta_5 LnGdp_{i,t} \\
 & + \beta_6 Industr_{i,t} + \beta_7 Matvmnt_{i,t} + \beta_8 Finance_{i,t} + \beta_9 Goveffcy_{i,t} \\
 & + \beta_{10} MI_{i,t} + \beta_{13} Year_i + \beta_{14} City_i + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{1}$$

其中, $EP_{i,t+1}$ 表示 $t+1$ 期的地区污染物排放量,分别采用 $t+1$ 期的工业废水排放量的自然对数 $LnWW$ 和工业二氧化硫排放量的自然对数 $LnSO_2$ 衡量。变量 $EAudit$ 表示地级市的政府环境审计强度,本文关注的是变量 $EAudit$ 的系数 β_1 。

(二)变量说明

1. 被解释变量:地区污染物排放量

借鉴盛斌和吕越^[18]、余长林和高宏建^[19]的研究,本文采用工业废水排放量和工业二氧化硫排放量衡量各地级市的环境污染程度,以 $t+1$ 期的工业废水排放量的自然对数变量 $LnWW$ 和工业二氧化硫排放量的自然对数变量 $LnSO_2$ 作为模型(1)中的被解释变量。

2. 解释变量:政府环境审计

借鉴蔡春和郑开放等^[20]的研究,本文通过查阅历年《中国审计年鉴》,根据审计署及其特派办、省(自治区、直辖市)审计厅及各市(州、盟)审计局有关审计业务的描述,整理了各级审计机关在各地开展的环境审计项目类型数量,以此作为环境审计指数 $EAudit$,衡量各地区的环境审计强度。

3. 控制变量

借鉴盛斌和吕越^[18]、余长林和高宏建^[19]、List 和 Co.^[21]、Wheeler^[22]、许和连和邓玉萍^[23]、张平淡^[24]等的研究,本文选取了以下控制变量:①人力资本($Human$),以各地区高等学校在校学生总数占地区总人口的比重衡量。②技术创新水平($Techinv$),采用限额以上工业企业已获得的平均发明数量衡量。③经济发展水平($LnGdp$),采用地区生产总值的自然对数衡量。④产业结构($Indstr$),采用各地区第二产业生产总值占实际 GDP 的比重衡量。⑤物资资本投资($Matomnt$),以固定资产投资总额占实际 GDP 的比重取自然对数衡量。⑥金融发展水平($Finance$),以金融机构存贷款总额与实际 GDP 的比值衡量。⑦政府效率($Goveffcy$),以实际 GDP 与地区财政支出的比值衡量。⑧市场化程度(MI),利用王小鲁和樊纲等的市场化指数衡量^[25]。同时,本文还控制了年度效应 $Year$ 和地区效应 $City$,模型中 ϵ 为残差。

(三)数据来源

本文以全国 273 个地级市(不包括西藏、港澳台地区)2008—2018 年的平衡面板数据为样本。鉴于审计署在 2008 年正式将资源环境审计作为审计业务类型之一予以确立,为了精确捕捉政府环境审计的环境治理效应,本文以 2008 年作为样本起始年份。囿于政府审计数据和地级市层面的环境污染排放量数据的可获得性,本文以 2018 年为样本的终止年份。全样本观测值共计 2 730 个。政府环境审计数据来自《中国审计年鉴》,经手工搜集整理而得;地级市官员晋升数据来自媒体报道、地方政府网站和地方统计年鉴,经手工搜集整理而得;其他数据来源于国泰安金融研究数据库(CSMAR)、万得数据库(WIND)和地方统计年鉴。本文所有以货币计量的指标均以 2007 年为基期进行了价格平减,个别缺失值采用移动平滑法计算补充。主要变量描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 主要变量描述性统计($N=2730$)

变量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
$LnWW$	8.33	8.42	1.07	1.95	11.37
$LnSO_2$	10.35	10.51	1.13	0.69	13.12
$EAudit$	1.98	2.00	1.41	0	8.00
$Human$	0.02	0.01	0.03	0	0.51
$Techinv$	0.25	0.10	0.46	0	5.84
$LnGdp$	6.65	6.55	0.83	4.52	9.23
$Indstr$	0.49	0.49	0.10	0.15	0.91
$Matomnt$	4.71	4.73	0.50	2.57	6.43
$Finance$	3.62	3.06	2.19	0.61	27.67
$Goveffcy$	0.04	0.04	0.02	0.01	0.21
MI	6.59	6.48	1.56	2.37	10.92

四、实证检验与结果分析

(一) 基准回归结果分析

为了验证研究假设 H1, 本文分别以 $t+1$ 期工业废水排放量的自然对数变量 $LnWW$ 和 $t+1$ 期工业二氧化硫排放量的自然对数变量 $LnSO_2$ 为被解释变量, 对模型(1)进行回归, 结果见表 2。列(1)和列(3)的结果显示, 当以工业废水排放量衡量地区环境污染程度时, 在仅控制了年度效应的情况下, 政府环境审计变量 $EAudit$ 的回归系数为 -0.019 , 且在 1% 的水平下通过了显著性检验; 在同时控制了年度效应和地区效应时, 政府环境审计变量 $EAudit$ 的回归系数为 -0.014 , 仍在 5% 的水平下通过了显著性检验。列(2)和列(4)的结果显示, 当以工业二氧化硫排放量衡量地区环境污染程度时, 在仅控制了年度效应的情况下, 政府环境审计变量 $EAudit$ 的回归系数为 -0.029 , 在 1% 的水平下显著; 在同时控制了年度效应和地区效应时, 政府环境审计变量 $EAudit$ 的回归系数为 -0.032 , 且在 1% 的水平下通过了显著性检验。综上可知, 政府环境审计强度与地区污染物排放量显著负相关, 政府环境审计强度越大, 地区污染物排放量越少, 政府环境审计显著促进了地区环境污染治理。政府审计机关通过预防功能、揭示功能和抵御功能可以促进地区环境污染治理。从而验证了本文的研究假设 H1。

表 2 政府环境审计与地区污染物排放量的回归结果

变量	$LnWW_{i,t+1}$	$LnSO_{2i,t+1}$	$LnWW_{i,t+1}$	$LnSO_{2i,t+1}$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$EAudit_{i,t}$	-0.019^{***} (-3.32)	-0.029^{***} (-3.51)	-0.014^{**} (-2.46)	-0.032^{***} (-3.45)
$Human_{i,t}$	-0.239 (-1.08)	-0.858 (-2.21)	-0.529^{**} (-2.23)	-0.263 (-0.98)
$Techinv_{i,t}$	0.015 (0.78)	-0.092^{***} (-3.51)	0.071^* (1.94)	-0.175^{***} (-3.00)
$LnGdp_{i,t}$	0.115^{***} (7.89)	0.120^{***} (4.56)	0.199^* (1.92)	0.185 (1.32)
$Industr_{i,t}$	0.237^{***} (2.83)	0.349^{***} (2.98)	-0.474^* (-1.83)	0.073 (0.219)
$Matvmt_{i,t}$	-0.045^{**} (-2.18)	-0.035 (-1.08)	-0.043 (-1.21)	-0.023 (-0.511)
$Finance_{i,t}$	0.001 (0.162)	0.015^{**} (2.20)	0.001 (0.15)	0.035^* (1.91)
$Govefcy_{i,t}$	-0.940^* (-1.961)	-0.208 (-0.25)	-1.816^{**} (-2.12)	1.171 (0.964)
$MI_{i,t}$	0.019^{***} (3.672)	-0.036^{***} (-4.20)	0.007 (0.35)	-0.105^{***} (-2.90)
$LnWW_{i,t}$	0.879^{***} (71.33)		0.575^{***} (21.13)	
$LnSO_{2i,t}$		0.832^{***} (32.48)		0.424^{***} (9.60)
常数项	0.309^{**} (2.37)	1.198^{***} (5.00)	2.806^{***} (4.46)	5.48^{***} (5.21)
Year Effect	Yes	Yes	Yes	Yes
City Effect	No	No	Yes	Yes
N	2730	2730	2730	2730
Adj.R ²	0.905	0.822	0.572	0.638

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著, 括号内为双尾检验的 t 值, 下表同

(二) 进一步分析

1. 地方官员晋升压力、政府环境审计与地区环境污染治理

地方政府是国家环境治理的直接受托责任人,随着中央政府逐渐加大环境治理在地方官员政绩考核中的分量,政府环境审计对地区环境污染治理的促进作用可能会受到地方官员晋升压力的影响。已有的研究表明,中国地方政府官员的“环境绩效考核制度”正在逐步发挥作用,地区环境质量对地方官员晋升有重要影响^[26-28]。相对而言,在晋升压力更大的地区,当政府环境审计介入时,地方官员更有动力主动加强环境治理,提高环境质量,政府环境审计对地区环境污染治理的促进作用会更大。因此,本文以各地级市市长次年是否得到晋升将样本分成晋升压力大和晋升压力小两组,分样本对模型(1)进行回归,检验政府环境审计对地区环境污染治理的促进作用在不同政治晋升压力下的异质性,结果见表3中的列(1)一(4)。

列(1)和列(2)显示,当以工业废水排放量衡量地区环境污染程度时,在地方官员晋升压力大的地区样本中,政府环境审计变量 $EAudit$ 的回归系数为 -0.028 ,且在10%的水平下显著;而在地方官员晋升压力小的地区样本中,政府环境审计变量 $EAudit$ 的回归系数为 -0.01 ,不显著,回归系数的绝对值和显著性水平均低于前者。列(3)和列(4)显示,当以工业二氧化硫排放量衡量地区环境污染程度时,在地方官员晋升压力大的地区样本中,政府环境审计变量 $EAudit$ 的回归系数为 -0.044 ,且在5%的水平下显著;而在地方官员晋升压力小的地区样本中,政府环境审计变量 $EAudit$ 的回归系数为 -0.033 ,没有通过显著性检验,且回归系数的绝对值低于前者。说明地方官员晋升压力越大,政府环境审计对地区环境污染治理的促进作用越大。

2. 公众环境关注度、政府环境审计与地区环境污染治理

越来越多的研究表明,公众环境关注对政府环境治理有着重要影响^[29-30]。一方面,地方政府是社会公众环保诉求的直接对象和环境治理的受托责任人,公众环境关注度有助于推动地方政府重视环境治理问题。而政府环境审计是政府环境治理的重要政策工具之一,其本质目标就是保障地方政府受托环境责任全面有效履行。因此,公众环境关注度越高,地方政府的环境治理压力会越大,越有可能通过加大环境审计力度促进环境治理。另一方面,公众环境关注度越高,政府环境审计结果越能得到社会公众的有效监督,从而抑制地方政府与企业之间的污染合谋行为,避免环境审计整改结果出现偏差,促进环境审计处理处罚的有效执行。本文采用百度雾霾搜索指数衡量公众环境关注度,以各省百度雾霾搜索指数的中位数为分组依据,分样本检验政府环境审计对地区环境污染治理的促进作用在不同公众环境关注度地区的异质性,结果见表3中列(5)一(8)。表中列(5)和列(6)显示,当以工业废水排放量衡量地区环境污染程度时,在公众环境关注度高的地区样本中,政府环境审计变量 $EAudit$ 的回归系数为 -0.019 ,且在1%的水平下显著;而在公众环境关注度低的地区样本中,政府环境审计变量 $EAudit$ 的回归系数为 -0.016 ,在10%的水平下通过了显著性检验,回归系数的绝对值和显著性水平均低于前者。列(7)和列(8)显示,当以工业二氧化硫排放量衡量地区环境污染程度时,在公众环境关注度高的地区样本中,政府环境审计变量 $EAudit$ 的回归系数为 -0.06 ,且在1%的水平上显著;而在公众环境关注度低的地区样本中,政府环境审计变量 $EAudit$ 的回归系数为 0.008 ,但不显著,回归系数的绝对值和显著性水平均低于前者。说明公众环境关注度越高,政府环境审计对地区环境污染治理的促进作用越大。

表 3 异质性检验结果

变量	LnWW		LnSO ₂		LnWW		LnSO ₂	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	晋升 压力大	晋升 压力小	晋升 压力大	晋升 压力小	公众关 注度高	公众关 注度低	公众关 注度高	公众关 注度低
<i>EAudit</i>	-0.028*	-0.010	-0.044**	-0.033	-0.019***	-0.016*	-0.060***	0.008
	(-1.86)	(-1.49)	(-2.08)	(-1.52)	(-2.62)	(-1.87)	(-4.25)	(0.59)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year Effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City Effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	427	2 303	427	2 303	1 271	1 459	1 271	1 459
<i>Adj. R²</i>	0.500	0.576	0.395	0.625	0.543	0.448	0.699	0.487

注:限于篇幅,未列示控制变量 t 检验结果,留存备索,下表同

(三) 稳健性检验

本文从以下几个方面进行稳健性检验。

第一,替换解释变量。考虑到各地区工业企业数量可能对政府环境审计强度和地区污染物排放量的影响,本文以各地区的政府环境审计总数量与工业企业数量之比重新衡量地区环境审计强度,构建新的解释变量 *EAudit2*,对模型(1)重新进行回归,结果见表 4 中列(1)一(2)。第二,采用熵值法重构政府环境审计变量。为了克服权重赋予的主观性,本文基于审计署开展的环境审计项目数量、省审计厅开展的环境审计项目数量和地级市审计局开展的环境审计项目数量,采用熵值法计算了各地级市的政府环境审计指数 *EAudit_Score*,以此作为解释变量,对模型(1)重新进行回归,结果见表 4 中列(3)一(4)。第三,排除环保督察和环保约谈因素的影响。2014 年以来,国家生态环境部先后对环境污染较严重的个别城市和地区开展了环保约谈行动,对各个省份开展了环保督察行动。为了排除中央环保督察和环保约谈制度因素可能对地区环境质量的影响,本文采用 2008—2013 年的样本数据,分别以工业废水排放量的自然对数 *LnWW* 和工业二氧化硫排放量的自然对数 *LnSO₂* 为被解释变量,以地区环境审计强度 *EAudit* 作为解释变量,对模型(1)重新进行估计,回归结果见表 4 中列(5)一(6)。从回归结果来看,关键解释变量的回归系数符号均与预期相符,且均在 10%或 1%的水平下通过了显著性检验。再次说明政府环境审计与地区污染物排放量显著负相关,政府环境审计显著促进了地区环境污染治理,本文的研究结论是稳健的。

表 4 稳健性检验结果

变量	<i>LnWW_i</i>	<i>LnSO₂</i>	<i>LnWW_i</i>	<i>LnSO₂</i>	<i>LnWW</i>	<i>LnSO₂</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Eaudit</i>					-0.002*	-0.048***
					(-1.93)	(-3.66)
<i>EAudit2</i>	-0.022***	-0.044***				
	(-3.09)	(-4.17)				
<i>EAudit_Score</i>			-0.118***	-0.173***		
			(-2.83)	(-2.93)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year Effect</i>	Yes	No	No	Yes	Yes	Yes
<i>City Effect</i>	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2 730	2 730	2 710	2 710	1 638	1 638
<i>Adj.R²</i>	0.906	0.559	0.472	0.638	0.334	0.140

五、结论与政策建议

本文以 2008—2018 年全国 273 个地级市(不包括西藏、港、澳、台地区)的面板数据为样本,从地区工业废水排放量和工业二氧化硫排放量的视角实证检验了政府环境审计对地区环境污染治理的促进作用。研究发现,政府环境审计与地区污染物排放量显著负相关,政府环境审计强度越大,地区环境污染物排放量越小;政府环境审计显著促进了地区环境污染治理,且通过了一系列的稳健性检验。进一步分析发现,地方官员晋升压力越大,地区公众环境关注度越高,政府环境审计对地区环境污染治理的促进作用越大。

基于以上研究结论,本文提出相应的政策建议:

第一,应当充分重视并进一步提高政府环境审计在生态文明建设和国家环境治理监管机制中的重要地位,构建集中统一、全面覆盖、权威高效的政府环境审计监督体系。各级审计机关应当在党中央的集中统一领导下,进一步加大环境审计力度,不断丰富和创新政府环境审计业务类型和环境审计方法,提高政府环境审计覆盖率,拓展政府环境审计监督的广度和深度。

第二,加快建立政府、企业和公众等多元主体参与的环境治理体系,充分发挥公众在环境治理中的作用。一方面,建立健全公众环境利益诉求的反馈渠道,提高公共参与环境治理的积极性;另一方面,健全政府和企业环境信息披露制度,提高全社会的环境信息透明度,切实发挥公众在环境治理中的作用。

参考文献:

- [1] 刘家义. 论国家治理与国家审计[J]. 中国社会科学, 2012(6): 60-72.
- [2] 王家新, 等. 国家审计的政治经济学分析[M]. 上海: 上海三联书店, 2013.
- [3] 沈坤荣, 金刚, 方娴. 环境规制引起了污染就近转移吗? [J]. 经济研究, 2017(5): 44-59.
- [4] 范子英, 赵仁杰. 法治强化能够促进污染治理吗? ——来自环保法庭设立的证据[J]. 经济研究, 2019(3): 21-37.
- [5] 杨冕, 晏兴红, 李强谊. 环境规制对中国工业污染治理效率的影响研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2020(9): 54-61.
- [6] 孙伟增, 罗党论, 郑思齐, 等. 环保考核、地方官员晋升与污染治理——基于 2004—2009 年中国 86 个重点城市的经验证据[J]. 清华大学学报(哲学社会科学版), 2014(4): 49-62.
- [7] 谢罗奇, 龚玲, 赵纯凯. 官员晋升、金融发展与环境污染——来自市长变更的证据[J]. 山西财经大学学报, 2018(8): 15-26.
- [8] 韩国高, 张超. 财政分权和晋升激励对城市环境污染的影响——兼论绿色考核对我国环境治理的重要性[J]. 城市问题, 2018(2): 25-35.
- [9] 郑思齐, 万广华, 孙伟增, 等. 公众诉求与城市环境治理[J]. 管理世界, 2013(6): 72-84.
- [10] 张艳纯, 陈安琪. 公众参与和环境规制对环境治理的影响——基于省级面板数据的分析[J]. 城市问题, 2018(1): 74-80.
- [11] 张志彬. 公众参与、监管信息公开与城市环境治理——基于 35 个重点城市的面板数据分析[J]. 财经理论与实践, 2021(1): 109-116.
- [12] 吴力波, 杨眉敏, 孙可舒. 公众环境关注度对企业和政府环境治理的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2022(2): 1-14.
- [13] 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): 15.
- [14] 张凌云, 齐晔. 地方环境监管困境解释——政治激励与财政约束假说[J]. 中国行政管理, 2010(3): 93-97.
- [15] 冉冉. “压力型体制”下的政治激励与地方环境治理[J]. 经济社会体制比较, 2013(3): 111-118.
- [16] 龙硕, 胡军. 政企合谋视角下的环境污染: 理论与实证研究[J]. 财经研究, 2014(10): 131-144.
- [17] 谢志华, 陶玉侠, 杜海霞. 关于审计机关环境审计定位的思考[J]. 审计研究, 2016(1): 11-16.
- [18] 盛斌, 吕越. 外国直接投资对中国环境的影响——来自工业行业面板数据的实证研究[J]. 中国社会科学, 2012(5): 54-75.
- [19] 余长林, 高宏建. 环境管制对中国环境污染的影响——基于隐性经济的视角[J]. 中国工业经济, 2015(7): 21-35.
- [20] 蔡春, 郑开放, 王朋. 政府环境审计对企业环境治理的影响研究[J]. 审计研究, 2021(4): 3-13.
- [21] LIST, J., C. Y. Co. The effects of environmental regulations on foreign direct investment [J]. Journal of environmental econom-

- ics and management. 2000(40):1-2.
- [22] D. WHEELER. Racing to the bottom? Foreign investment and air pollution in developing countries [J]. Journal of environment and development, 2001(3):225-245.
- [23] 许和连, 邓玉萍. 外商直接投资导致了中国的环境污染吗? ——基于中国省际面板数据的空间计量研究[J]. 管理世界, 2012(2):30-43.
- [24] 张平淡. 地方政府环保真作为吗? ——基于财政分权背景的实证检验[J]. 经济管理, 2018(8):25-39.
- [25] 王小鲁, 樊纲, 余静文. 中国分省份市场化指数报告[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2016.
- [26] 潘越, 陈秋平, 戴亦一. 绿色绩效考核与区域环境治理——来自官员更替的证据[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版), 2017(1):23-32.
- [27] 张鹏, 张靳雪, 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.
- [28] 盛明科, 李代明. 地方生态治理支出规模与官员晋升的关系研究——基于市级面板数据的结论[J]. 中国行政管理, 2018(4):128-134.
- [29] ZHENG S., KAHN M., SUN W., LUO D. 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(7):61-71.
- [30] WANG H., WHEELER D. Financial incentives and endogenous enforcement in China's pollution levy system[J]. Journal of environmental economics and management. 2005(1):174-196.

**Can Governmental Environmental Auditing Promote Regional Pollution Control?
Empirical Evidence from China's Prefecture-level Cities from 2008 to 2018**

ZHENG Kaifang¹, ZHAO Xuan²

(1. School of Accounting, Southwest University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China;
2. Financial Department, Southwest University, Chongqing 400715, China)

Abstract: Based on panel data sample of China's 273 prefecture-level cities from 2008-2018, this paper empirically tests the macro effect of Governmental Environmental Auditing (GEA) on regional pollution control from the perspective of emission of industrial waste water emission and industrial carbon dioxide emission. The empirical results show that there is a significant negative correlation between GEA and the level of regional pollution discharge, which indicates that GEA significantly improves regional pollution control. This result has passed a series of robustness tests. An additional test finds that the positive effect of GEA on regional pollution control is becoming more and more significant as local official's promotion pressure increases and the public environmental concern increases. These findings provide empirical evidences on macro effect of GEA on environmental governance, and are of great significance as a guideline for improving environmental governance policies to promote ecological civilization construction.

Key words: governmental environmental auditing; pollution control; environmental governance effect

责任编辑 张颖超
网 址: <http://xbjbjb.swu.edu.cn>