

深入学习贯彻党的二十大精神

政府环境绩效审计助力水污染防治的效应研究

——基于“三河三湖”显性中介的分析

徐志耀^{a,b}, 袁璐^a, 李清骋^a, 陈磊蕊^a

(南京审计大学 a. 政府审计学院, b. 自然资源与环境审计研究院, 江苏 南京 211815)

[摘要]为进一步探寻环境审计作用于环境质量的显性证据,基于“三河三湖”水污染防治绩效审计调查的经典项目,利用2006—2018年中国环境监测总站的重点河流水质监测微观数据,运用双重差分、显性中介效应等方法对政府环境绩效审计助力水污染防治的效应进行实证分析。结果表明,政府环境绩效审计确实助力改善了“三河三湖”水质且淮河与辽河的效应尤其显著,其主要通过促进生活性污染源防治改善了水质,但未能显著促进通过生产性污染源防治来改善水质。由此,应进一步加强政府环境绩效审计广度、深度、力度和频度以及增强审计结果应用、增加环境违法违规成本等。

[关键词]政府环境绩效审计;三河三湖;水污染防治;显性中介;水质;国家审计;二十大报告

[中图分类号]F276 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2023)02-0001-11

一、引言

党的二十大报告首次提出,要以中国式现代化全面推进中华民族伟大复兴,人与自然和谐共生则是其重要特征之一,同时指出要“深入推进污染防治,坚持精准治污、科学治污、依法治污,持续深入打好蓝天、碧水、净土保卫战”,要“统筹水资源、水环境、水生态治理,推动重要江河湖库生态保护治理”^[1]。早在2001年,我国就启动了以“三河三湖”(指辽河、海河、淮河、太湖、巢湖、滇池)为重点的水污染防治行动,并于2001—2007年这七年间先后投入近千亿的治理资金到“三河三湖”的治理。2008年,为科学评价和进一步提升“三河三湖”水污染防治绩效,审计署根据党的十七大报告关于推进环境保护的要求,对“三河三湖”流域内北京、辽宁、江苏等13个省(自治区、直辖市)2001—2007年水污染防治管理情况和水污染防治资金的使用情况进行了审计调查,结果发现,“三河三湖”水污染防治取得了一定成效,但是治理后整体水质提升并不明显。为进一步推进“三河三湖”水污染防治工作、提升其水污染防治绩效,审计署就如何规范管理、提高资金效益等问题提出了许多有价值的审计意见和建议。由于该审计项目在多个方面具有很好的代表性,其一直被理论界作为环境政策和环境审计研究的经典案例^[2-6]。

习近平总书记强调,要构建集中统一、全面覆盖、权威高效的审计监督体系,更好发挥审计在党和国家监督体系中的重要作用。那么,政府环境绩效审计作为重要的监督手段,是否促进了水污染防治进程?如何进一步加强政府环境绩效审计、助力打赢水污染防治攻坚战?鉴于此,本文拟基于审计署开展的关于“三河三湖”水污染防治绩效审计这一经典审计项目,利用中国环境监测总站2006—2018年重

[收稿日期]2022-06-28

[基金项目]江苏高校哲学社会科学研究重大项目(2022SJKZD058);江苏省研究生科研创新计划项目(KYCX22_2182)

[作者简介]徐志耀(1981—),男,广东和平人,南京审计大学政府审计学院、自然资源与环境审计研究院教授,硕士生导师,博士,主要研究方向为新型城镇化、资源环境审计等,邮箱:xuzhiyao99@126.com;袁璐(1998—),女,内蒙古包头人,南京审计大学政府审计学院硕士生,主要研究方向为资源环境审计;李清骋(1998—),女,福建平潭人,南京审计大学政府审计学院本科生,主要研究方向为资源环境审计;陈磊蕊(1999—),女,江苏兴化人,南京审计大学政府审计学院本科生,主要研究方向为资源环境审计。

点河流断面的水质监测数据以及 76 个相应地级市的废水达标率、污水处理率、垃圾无公害处理率等统计数据,运用双重差分方法和中介效应模型,实证检验政府环境绩效审计的实施对水污染防治的政策效果,并综合评估政府环境绩效审计助力“三河三湖”水污染防治的具体效应。在此基础上,进一步探讨深入推进政府环境绩效审计实践、助力打赢水污染防治攻坚战的对策建议。

与现有研究成果相比,本文可能的贡献在于:一方面运用双重差分方法,以废水排放达标率、垃圾无公害处理率和污水处理率等作为显性中介变量进行计量回归,实证检验政府环境绩效审计助力提升水质量的作用与具体路径,可以丰富环境审计领域研究文献;另一方面揭示地方政府改善水质量的主要路径,为后续环境专项审计转变思路,推动污染防治实现向“深度治理”转变提供决策依据,具有较好的实践意义。

二、文献综述

理论界关于政府审计、环境审计、绩效审计、环境治理、水污染防治等主题的研究非常多,本文梳理其中与本研究密切相关的文献,主要包括如下两个方面:

一是关于政府审计助力国家治理的研究。蔡春等在受托经济责任视角下,认为政府审计能从预算管制、权责对称、权力制衡、利益公平、行为透明、信息披露、奖惩问责和审计监控等方面助力国家治理^[7]。王会金等的研究表明政府审计在腐败治理过程中发挥了积极的协同作用,主体与客体协同水平越高,腐败治理功能发挥得越好,信息公开在该协同治理机制中起着中介作用^[8]。王永海等的研究表明国家审计通过公权力监督可以改善国家治理体系中的制度缺陷和管理漏洞,进而提升国家治理能力^[9]。郑石桥等对国家审计促进提升公共支出效率的机制进行了研究,结果表明国家审计的揭示、处罚与建议机制难以单独发挥作用,但各机制的协同对公共支出效率有显著的提升作用^[10]。崔雯雯等在研究国家审计的腐败防治与决策支持效果时发现,现阶段国家审计主要是借助其建设性功能而非威慑性功能来促进资源的有效配置,从而服务于国家治理^[11]。杨肃昌等运用效用价值论、公共服务价值链等理论工具,从价值实现与增值的角度阐述了环境审计的作用机制,并就如何实现价值增值提出了建议^[12]。蔡春等在研究经济责任审计与地方政府治理之间的关系时发现,国家审计能意识到环境污染对地区治理的消极影响,环境污染问题越严重,经济责任审计投入力度越大,地方政府治理效率越高^[13]。

二是关于政府环境审计对污染防治作用的研究。杨肃昌等研究认为,环境审计可以使政府公共部门的环境治理政策在预防风险、揭示漏洞、处理问题、评价效果和政策重构的过程中不断完善^[12]。曾昌礼等运用 2005—2014 年地市级面板数据和双重差分方法的实证分析表明,地方政府环境审计显著提升了生活污水处理率和垃圾无害化处理率^[4]。蔡春等基于“三河三湖”环境审计数据实证分析发现,政府环境审计对企业环境责任信息披露具有显著的正向作用^[5]。张琦等基于企业级数据的实证结果表明,领导干部自然资源资产离任审计试点激励了地方政府给予企业环保补助、增加财政环保投入,这一作用过程主要集中在国有企业方面^[14]。于连超等实证检验了政府环境审计与企业环境绩效之间的关系,结果表明,在审计强度较大、政府环境监管较强以及媒体环境监督较强的企业,政府环境审计对企业环境绩效的正向促进作用更显著^[15]。蔡春等通过构建政府环境审计指数对企业环境治理效应进行了实证研究,发现政府环境审计促进了企业环保投资水平的提高,且该作用在重污染行业企业和有政府环保财政补助的企业更显著^[16]。孙玥璠等发现实施领导干部自然资源资产离任审计能够促进企业环境责任履行,且该作用效果在非国有企业、未受到环境表彰的样本企业中更显著^[17]。喻开志等基于省级面板数据,以 PM_{2.5} 去除量等为产出指标计算得到大气污染治理效率,对环境审计与大气污染治理效率之间的关系进行了实证分析,发现环境审计能显著促进大气污染治理效率的提升^[18]。然而黄溶冰等对自然资源资产离任审计影响空气污染防治的实证研究结果表明,试点城市降低了 PM_{2.5} 排放浓度、削减了 SO₂ 排放峰值,但并未带来空气质量 AQI 的全面改善,证实地方政府在空气污染防治中采取了“环保资

格赛”的应对策略^[19]。游春晖实证检验了政府环境审计与环境绩效改善之间的关系,结果发现在高环保投入地区,政府环境审计的环境绩效改善作用更显著^[20]。Xu等基于隐性中介效应方法实证分析了总体环境审计对水质量的影响,结果表明环境审计的总体效应为正但尚不够显著,使用溶解氧、氨氮等微观污染指标的隐性中介效应分析表明总体效应不显著的原因可能是生产性污染防治路径不显著^[6]。郑开放等基于地级市面板数据,实证发现环境审计显著促进了地区污染防治,且在地方官员晋升压力大、公众环境关注度高的地区效果更显著^[21]。徐志耀等认为领导干部自然资源资产离任审计有助于完善我国生态文明制度体系^[22],黄溶冰等则基于领导干部自然资源资产离任审计试点这一准自然实验,实证检验了其对政府环境执行力的影响,结果显示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^[23]。

当前文献关于政府审计促进国家治理做了不少理论与实证研究,不过在污染防治领域,仍然存在亟待提升的空间。特别是人们对污染防治目标的界定存在分歧,大部分文献将其理解成环保投入等环境治理行为的改变,仅有少数文献关注了环境质量状况改善本身。事实上,污染防治的核心目标是环境质量状况的改善,治理行为只是达成目标的手段。因此,本文基于2006—2018年中国环境监测总站的水质量监测数据,对环境审计助力水污染防治的效应与路径进行实证回归,从而更准确地评估政府环境绩效审计在助力水污染防治中的总体效应,为打赢水污染防治攻坚战提供参考依据。

三、理论分析与研究假设

相比于一般的环境审计项目,政府环境绩效审计首先具有专门性,只针对如水、大气、土壤等特定一类事项进行审计,由此在审计过程中更具专业性与深入性。其次,与一般环境审计仅关注真实性与合规性不同,政府环境绩效审计特别关注效率、效果、效益等绩效问题,并基于这类问题倒逼政策落实与整改,从而从根本上实现环境绩效提升。国外政府开展的环境审计以专项绩效审计为主,但我国政府环境绩效审计开展还较少,本文关注的“三河三湖”水污染防治绩效审计为其中为数不多的这类审计项目之一。

根据国家审计的“经济体检”观点,环境审计在理论上能对水污染防治起到积极的促进作用^[24]。其主要能从揭示、惩治、抵御三个方面对地方政府和职能部门的污染防治行为发挥重要的监督与纠偏作用^[10]。对本文而言,揭示功能是对被审对象进行审计,发现其中存在的水资源利用不合理、水生态环境保护不力,以及地方政府环保资金运用的效益性、效率性和效果性未达预期等问题,通过审计报告等方式向上级部门报告和向社会公布,促进审计对象纠正违反环保政策法规的行为和保障环境保护政策法规有效贯彻落实,从而提升区域环境治理成效;惩治功能是针对审计查出的违法违规问题进行处理处罚或司法移交,使地方政府与职能部门迫于经济损失或晋升压力而停止水污染防治中的不当行为,从而从根本上改善区域污染防治水平;抵御功能是针对审计中发现的水污染防治体制机制问题提出审计意见,使地方政府与职能部门主动完善水污染防治体制机制,通过促进政府基于公共价值增值形成污染防治的内在动力^[12],从根本上预防未来可能发生的各类环境问题。由此,政府审计机关通过对水污染治理政策进行专项绩效审计监督与跟踪审计,可以在一定程度上推进水污染防治。基于此,本文提出第一个研究假设:

H1:政府环境绩效审计能促使地方政府采取积极的污染防治措施,在总体上改善水质量,从而推进“三河三湖”水污染防治。

然而,以上仅是环境审计助力水污染防治的第一步骤,关键是下一步地方政府在审计监督作用下会通过何种途径提升水质量。当前鲜有文献对此给出完整和充分的论证。事实上,地方政府改善水质量的途径不外乎防控生活性污染和防控生产性污染两种方式^[6]。前者是指政府部门在审计监督作用下加强生活性污染物的管理,通过生活污水集中处理并辅以雨污分流与河道整治等综合措施,提升污水处理率、增加河湖水体曝氧量、改善水体中的轻度污染物,快速使水体变清从而提升水质量状况;后者是指

政府部门在审计监督作用下将防治压力有效传导至微观企业层面^[15-16],加强对污染企业(包括工业企业和农业生产组织)的管理,通过严控新增污染企业、补贴企业废水处理改造、关闭无力处理废水的落后产能等行政手段与总量控制、排污权交易等市场手段有机结合,提升废水达标率和减少水体中的各类深度污染物,从根本上提升水质量。由此,本文提出第二个研究假设:

H2:政府环境绩效审计能促使地方政府在生活性和生产性水污染防治方面同时做出改进,通过提高污水处理率、废水达标率等治理措施从根本上改善水质量,从而推进“三河三湖”水污染防治。

四、研究设计

(一) 模型构建

根据理论分析,本文使用双重差分法构建如下基准计量模型:

$$wqi_{it} = c + \alpha_1 du_i + \alpha_2 dt_{t-1} + \alpha_3 du_i \times dt_{t-1} + \beta_j Cont_{jt} + \gamma_i + \varepsilon_{it}$$

其中, wqi_{it} 为地级市*i*在*t*年的水质量得分; du_i 为是否属于“三河三湖”审计范围的虚拟变量; dt_{t-1} 为“是否属于‘三河三湖’审计后”的虚拟变量,考虑到环境绩效审计功能具有滞后效应,因此将审计变量滞后一期^[4,6]; $du_i \times dt_{t-1}$ 为双重差分项,其系数即为“三河三湖”审计对水环境质量的具體影响;控制变量包括年均地表温度 $temp_{it}$ 、年均降雨量自然对数 $lnrain_{it}$ 、年均夜间灯光亮度 $light_{it}$ 、地区人均产出 $gdpp_{it}$ 。 γ_i 为年度固定效应,捕捉了各年份国家层面的重大政策影响;捕捉各地区不随时间变化的地区固定效应与 du_i 高度线性相关,因此仅保留 du_i 项。 ε_{it} 为本模型尚无法解释的随机误差项。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

本文的被解释变量是水质量状况 wqi_{it} 。中国环境监测总站将水环境质量等级分为I、II、III、IV、V和劣V类6个级别,本文将以上水质量等级分别赋值6~1,分值越高表示水质量状况越好,记为 wqi_{it} 。

2. 解释变量

本文的主要解释变量是政府环境绩效审计虚拟变量 du_i 和 dt_{t-1} 。其中,若地区*i*属于“三河三湖”水污染防治绩效审计范围,则所有年份其 $du_i = 1$,否则为0;若年份*t*为“三河三湖”水污染防治绩效审计结果公告发布后(2009年后),则所有地区 $dt_{t-1} = 1$,否则为0(即2010年及以后所有地区 $dt = 1$)。由此得到二次差分项 $du_i \times dt_{t-1}$,其回归系数表示环境绩效审计对“三河三湖”水污染防治的影响。为进一步检验政府环境绩效审计影响水质量的途径,本文还用到一组排污治污解释变量作为中介变量。其中废水达标率 $waster_{it}$,是地区*i*在年份*t*的工业废水达标排放量与总排放量比率(该项数据已于2010年停更,因此在检验其中介效应时所有数据样本区间只取2006—2010年);垃圾处理率 $rubr_{it}$,是经无公害处理的垃圾量与垃圾总量的比率;污水处理率 $sewager_{it}$,是经过处理的生活污水排放量与污水排放总量的比率。

3. 控制变量

参考现有主要文献^[6,24],本文设置如下关键变量以控制气候特征、水文条件、社会活动与经济开发等方面对水环境质量的影响:一是年均地表温度 $temp_{it}$,温度升高将使水中微生物繁殖加快、各种化学应用加速,因此会加剧水体污染程度;二是年均降雨量对数 $lnrain_{it}$,降雨量增多对水质量的影响有双重性,正面作用是污染物快速稀释和流动,负面作用是会增加水体的颗粒物浓度而增加物理污染;三是年均城市夜间灯光亮度 $light_{it}$,夜间灯光表征了地区人口的经济社会活动频繁程度,对水质量有负面影响;四是年末总人口的自然对数 $lnpop_{it}$;五是年度工业化水平 $indr_{it}$,表征工业生产强度;六是年度人均生产总值 $gdpp_{it}$,人均产出衡量了区域经济的开发强度;七是是否使用“三河三湖”水污染防治专项资金 $subs_{it}$,如果地区*i*在*t*年使用了“三河三湖”水污染防治专项资金,则 $subs_{it} = 1$,否则为0。主要变量定义详见表1。

表1 主要变量定义

变量类别	变量名称	变量符号	定义
被解释变量	水质量	<i>wqi</i>	国控重点河流断面年均水质量指数
主要解释变量	政府环境绩效审计	<i>du</i>	是否属于“三河三湖”污染防治绩效审计地区范围
	审计实施后	<i>dt</i>	是否在“三河三湖”污染防治绩效专项审计年份之后
中介解释变量	废水排放达标率	<i>waster</i>	废水达标排放占废水总量比重,单位:百分点
	垃圾无公害处理率	<i>rubr</i>	无公害处理垃圾占垃圾总量比重,单位:百分点
	污水处理率	<i>sewager</i>	处理的污水占污水总量比重,单位:百分点
控制变量	地表温度	<i>temp</i>	年均地表温度,单位:摄氏度
	降雨量	<i>lnrain</i>	年均降雨量的自然对数
	夜间灯光强度	<i>light</i>	年均夜间灯光强度
	总人口	<i>lnpop</i>	年末总人口的自然对数
	工业化水平	<i>indr</i>	年度工业化水平,单位:百分点
	人均GDP	<i>gdpp</i>	年度人均GDP产出,单位:万元
	水污染专项治理	<i>subs</i>	是否使用“三河三湖”水污染防治专项资金

注:未标明具体单位的为无量纲数据。

(三) 数据来源

本文研究样本期间为2006—2018年,区域为全国主要流域重点断面水质自动监测项目所覆盖的76个地级市,其中有36个地级市属于“三河三湖”范围。水质量数据来源于中国环境监测总站的《全国主要流域重点断面水质自动监测周报》;环境绩效审计数据来源于审计署审计结果公告《“三河三湖”水污染防治绩效审计调查结果》;其余控制变量来源于《中国城市统计年鉴》、各省区市统计年鉴以及美国国家海洋和大气管理局的夜间灯光遥感数据等。

(四) 描述性统计结果

表2描述性统计显示,*wqi_{it}*的总体均值是4.10,标准差是1.13,最小值是0.74,最大值是6.0,其从2007年的IV类水平上升到2018年的III类水平,且空间分布非常不均匀。其他变量如 du_{it} 的均值是0.46,标准差是0.50; dt_{it} 的均值是0.77,标准差是0.42; $waster_{it}$ 的均值为89.29,标准差为12.65; $rubr_{it}$ 的均值为84.68,标准差为23.43; $sewager_{it}$ 的均值为77.06,标准差为22.17; $temp_{it}$ 的均值为14.78,标准差为5.04; $lnrain_{it}$ 的均值为6.70,标准差为0.63; $light_{it}$ 均值为0.16,标准差为0.17; $lnpop_{it}$ 的均值为4.98,标准差为0.93; $indr_{it}$ 的均值为48.40,标准差为11.80; $gdpp_{it}$ 的均值为5.83,标准差为3.88; $subs_{it}$ 的均值为0.43,标准差是0.49。描述性统计结果表明,所有变量均近似地服从正态分布。

表2 主要变量的描述性统计结果

变量名称	均值	标准差	最小值	最大值	样本数
<i>wqi</i>	4.1029	1.1314	0.7425	6.0000	988
<i>du</i>	0.4605	0.4987	0.0000	1.0000	988
<i>dt</i>	0.7692	0.4215	0.0000	1.0000	988
<i>waster</i>	89.2865	12.6501	4.5900	100.0000	380
<i>rubr</i>	84.6752	23.4267	0.0000	100.0000	988
<i>sewager</i>	77.0562	22.1747	0.0000	100.0000	988
<i>temp</i>	14.7805	5.0365	-2.2000	24.0000	988
<i>lnrain</i>	6.6998	0.6337	3.6763	8.3705	988
<i>light</i>	0.1593	0.1666	0.0031	0.9062	988
<i>lnpop</i>	4.9758	0.9332	-3.1840	7.7543	988
<i>indr</i>	48.4036	11.8066	13.8500	88.7600	988
<i>gdpp</i>	5.8287	3.8809	0.6620	26.6136	988
<i>subs</i>	0.4251	0.4946	0.0000	1.0000	988

注:除工业废水处理率*waster*为5年数据外,其他变量样本均为13(年)×76(城市)=988。

五、实证分析

(一) 基准回归结果

表3是政府环境绩效审计助推“三河三湖”水污染防治的DID基准回归结果。列(1)结果表明,不考虑控制变量和固定效应时,政府环境绩效审计与水质量在1%水平上显著正相关,系数为0.3266。列(2)结果表明,考虑控制变量、不考虑固定效应时,政府环境绩效审计与水质量在1%水平上显著正相关,系数为0.3590。列(3)结果表明,不考虑控制变量、考虑固定效应时,环境绩效审计与水质量在1%

水平上显著正相关,系数为 0.3266。列(4)结果表明,同时考虑控制变量和固定效应时,环境绩效审计与水质在 1% 水平上显著正相关,系数为 0.3203。列(4)结果相对客观地反映了政府环境绩效审计助推“三河三湖”水污染防治的情况,其初步表明我们不能否定第一个理论假设 H1,即政府环境绩效审计确实能促使地方政府采取积极措施,在总体上改善水质,从而推进“三河三湖”水污染防治。以下本文将从不同角度检验和深化该结论。

表 4 显示了政府环境绩效审计助力“三河三湖”水污染防治的区域差异。我们将 76 个地级市分为淮河流域、辽河流域、海河流域和三湖(太湖、巢湖和滇池)流域进行分组回归检验,结果表明:淮河与辽河流域在 10% 水平上显著正相关,回归系数为 0.2646 和 0.5044;海河流域和三湖流域回归系数虽然为正,但均不显著。

(二) 作用路径分析

基于水污染防治行为数据,我们使用中中介效应模型^[24]对“三河三湖”审计助力水污染防治的整体作用路径进行检验,结果不显著,因此转而对作用更为显著的淮河与辽河流域进行部分识别,结果如表 5 所示。列(9)、列(10)和列(13)结果表明废水达标率对水质量的提升效果并不显著。列(9)、列(11)和列(14)表明,虽然环境绩效审计可以在 5% 的显著水平上提升垃圾处理率 15.3362 个百分点,但垃圾处理率的提高却不能显著提升水质,因此该中介效应并不显著。列(9)、列(12)和列(15)表明政府环境绩效审计在 5% 的显著水平上提升了淮河与辽河流域 10.6485 个百分点的污水处理率,同时污水处理率的提高使得水质提升了 0.0035,通过了中中介效应检验。由此,我们认为理论假设 H2 的前半部分不能否认但后半部分却被证伪,即政府环境绩效审计在推进“三河三湖”水污染防治中,主要促使地方政府在生活性水污染防治方面进行改进,对生产性水污染的治理效果并不显著。一方面,政府环境绩效审计确实促使地方政府进行了生活性污染防治整改,提升了淮河与辽河流域 10.6485 个百分点的污水处理率以及 15.3362 个百分点的垃圾处理率,且前者对水质起到了显著的提升作用,但后者对水质量的贡献则尚不显著。另一方面,政府环境绩效审计并没有促使地方政府改进生产性污染防治行动,没有使其进一步提升废水处理率

表 3 政府环境绩效审计助力“三河三湖”污染防治的基准回归结果

	水质量指数 <i>wqi</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>du</i> × <i>dt</i>	0.3266 *** (0.1259)	0.3590 *** (0.1227)	0.3266 *** (0.1266)	0.3203 *** (0.1230)
<i>du</i>	-1.1435 *** (0.2799)	-1.0288 *** (0.2741)	-1.1435 *** (0.2815)	-1.0921 *** (0.2791)
<i>dt</i>	0.2137 *** (0.0637)	0.0793 (0.0677)	0.5134 *** (0.0975)	0.5488 *** (0.1454)
<i>temp</i>		0.0242 (0.0175)		0.0210 (0.0162)
<i>lnrain</i>		-0.0022 (0.0324)		-0.0115 (0.0326)
<i>light</i>		-0.9230 *** (0.2733)		-0.3554 (0.2872)
<i>lnpop</i>		0.0082 (0.0342)		-0.0235 (0.0280)
<i>indr</i>		-0.0048 (0.0051)		0.0004 (0.0058)
<i>gdpp</i>		0.0278 ** (0.0108)		-0.0081 (0.0137)
<i>subs</i>		-0.0599 (0.0553)		-0.0258 (0.0628)
固定效应	NO	NO	YES	YES
可决系数	0.1305	0.1720	0.2058	0.2086
样本量	988	988	988	988

注:所有回归均包含常数项,*、**和***分别表示结果在 10%、5%和 1%水平下显著,括号内为标准误。下同。

表 4 政府环境绩效审计提升三河三湖水质量的分流域 DID 回归结果

	水质量指数 <i>wqi</i>			
	(5)淮河流域	(6)辽河流域	(7)海河流域	(8)太湖/巢湖/滇池
<i>du</i> × <i>dt</i>	0.2646 * (0.1398)	0.5044 * (0.2805)	0.4159 (0.4233)	0.1639 (0.2206)
<i>du</i>	-1.2953 *** (0.2599)	-0.6160 (0.7056)	-0.8690 (0.9318)	-1.1845 ** (0.5134)
<i>dt</i>	0.5614 *** (0.1622)	0.3422 ** (0.1624)	0.5235 *** (0.1663)	0.4373 *** (0.1639)
控制变量	YES	YES	YES	YES
固定效应	YES	YES	YES	YES
可决系数	0.1893	0.1904	0.1324	0.1238
样本量	754	611	598	624

以及其他水环境污染的深层治理行为。总的来说,政府环境绩效审计只通过促进生活污水处理率等治理行为助力了淮河与辽河流域的水污染防治。

表5 政府环境绩效审计提升水质量的作用路径检验

	水质量				水质量			检验方法	中介效应
	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)		
审计×年份	0.4535*** (0.1139)	-0.9592 (1.3717)	15.3362** (5.9058)	10.6485** (4.6350)	0.1850* (0.1030)	0.4285*** (0.1133)	0.4164*** (0.1136)		
废水达标率					0.0046 (0.0044)			Sob 检验	不显著
垃圾处理率						0.0016 (0.0010)		Sob 检验	不显著
污水处理率							0.0035** (0.0014)	依次检验	显著
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES		
固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES		
可决系数	0.1756	0.0771	0.2118	0.3560	0.3171	0.1804	0.1900		
样本量	832	440	832	832	440	832	832		

许多实证文献表明,大部分地方政府在污染防治过程中选择了“表面治理”和“资格赛”策略^[3,19,23]。审计署《“三河三湖”水污染防治绩效审计报告》直接指出,“三河三湖”治理中存在违规使用资金40多亿元、污水处理等资产闲置、污染防治工作落实不到位等问题,体现了政府环境绩效审计的监督威慑力。然而实证结果表明,即使在政府环境绩效审计监督威慑下,不少地方政府仍然选择表面治理策略。主要可能包含两个方面原因:一是“表面治理”成本低、见效快,能轻松收获肯定。溶解氧是众多水体污染物中最容易改善、最快见效的污染指标。通过打捞水中垃圾、河道整治和生活污水集中处理,就能快速提升溶解氧的含量,占用人力物力比较少且不需要以降低GDP为代价^[15]。更重要的是,这些方面的努力能够很明显地被审计机关、相关领导和广大群众看到。但是,化学需氧量、氨氮、重金属等深度污染指标的治理恰好相反。因此,地方政府对溶解氧的治理具有明显的偏好。二是环境审计对地方政府环境治理的监督作用仍未充分发挥。“三河三湖”审计后,虽然通过揭示、处罚和建议功能推动了水污染防治行动,但是从总体上看,环境惩罚力度不够、审计结果应用不足导致违法成本低的问题仍未解决,在很大程度上限制了环境审计作用的发挥。

六、稳健性与内生性检验

(一) 共同趋势检验

使用二次差分方法的重要假设条件之一是处理组和对照组在政策干预之前要有共同发展趋势。对本文处理组和对照组的共同趋势检验发现,“三河三湖”流域35个地级市因为污染相对严重,水质量均值整体明显低于对照组(这是表3基准回归结果中 du_i 显著为负的主要原因)。但从图1来看,在2009年政府环境绩效审计之前,两组地区的水质量发展趋势基本一致。这与各类文献关于2001—2007年间“三河三湖”水污染防治专项行动收效甚微的结论是内在一致的^{[3]①}。从图1中可以发现,处理组的水质量指数与对照组相比有明显提升是从2010年开始的。因此,本文模型通过了共同趋势检验。

①2009年,第十三届世界湖泊大会上中国工程院院士王浩表示“边治理边污染,再投910亿元也没用”;环保部王金南表示“近千亿资金真正用于污染治理、环境改善的有多少呢?挤一挤水分,可以挤掉40%以上”。(中国中央人民政府网站,http://www.gov.cn/jrzg/2009-11/10/content_1460935.htm。)

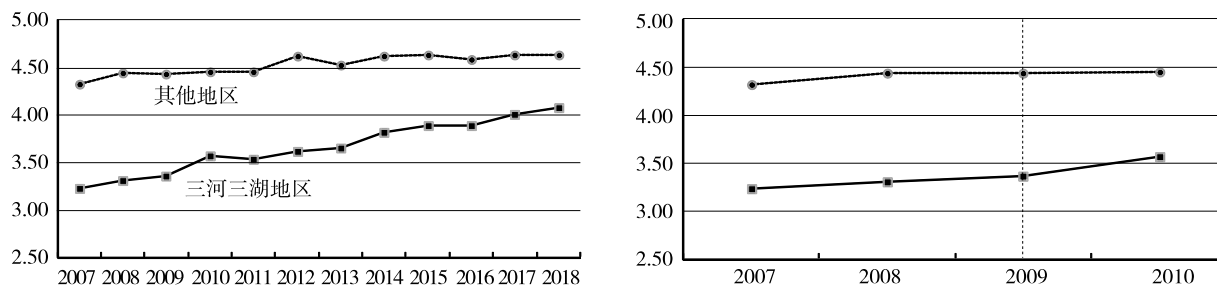


图1 共同趋势检验

(二) 更换变量、缩减区间检验与增加控制变量

第一,将被解释变量更换为与事实近似的“类事实变量”。参考相关文献的做法^[25]①,用年均劣V类水出现的比重 *viper* 作为“类事实变量”替换原被解释变量“水质综合指数 *wqi*”进行基准回归,得到表6的模型(16)。结果表明,“三河三湖”环境绩效审计行动能在5%显著水平上降低9.9470个百分点的劣V类水占比。这与水质综合指数 *wqi* 的基准回归结果具有内在一致性。

第二,将被解释变量更换为与事实不相关的“反事实变量”。我们使用反映空气质量的指标PM2.5年均浓度作为与“三河三湖”水污染防治绩效审计不相关的被解释变量,使用同样的设置对其进行基准回归,得到表6的模型(17)。结果表明,“三河三湖”水污染防治审计对PM2.5浓度的影响确实是不显著的。

第三,更换解释变量。由于审计署2010年对黄河流域水污染防治与水资源保护专项资金等情况进行了审计调查,因此我们将黄河流域专项资金审计与否作为与“三河三湖”水污染防治专项绩效审计不相关的解释变量。其中 $du11_i$ 表示若地区 *i* 属于黄河流域污染防治审计范围,则所有年份其 $du11_i = 1$, 否则为0; $dt11_{t-1}$ 表示若年份 *t* 是在黄河流域污染防治审计结果公告发布年份后(即2011年往后),则所有地区 $dt11_{t-1} = 1$, 否则为0,考虑到审计发挥作用的滞后性,本文将该变量滞后一期;而由此得到的二次差分项 $du11_i \times dt11_{t-1}$, 其回归系数表示环境专项审计对黄河流域水污染防治的影响。结果如表7的模型(18)所示,黄河流域专项资金审计并不能显著提升水环境质量。对比基准回归结果中政府环境绩效审计可以显著助推“三河三湖”水污染防治,我们认为造成该结果的主要原因是黄河流域审计过程中只是对环保专项资金进行了审计,未曾对其绩效进行审计,这就使得地方政府和有关职能部门更加关注环保资金是否用于污染防治,而对资金使用效率及效果的关注度并不高,所以环境审计对提升水质量的回归结果并不显著。

表6 基准模型回归的被变量更替检验结果

	更换被解释变量	
	(16)劣V类水占比	(17)PM2.5浓度
$du \times dt$	-9.9470 ** (4.4056)	0.3654 (0.9693)
du	18.3855 *** (6.4201)	14.6039 *** (3.7320)
dt	-9.6057 *** (3.4954)	-12.8840 *** (1.6501)
控制变量	YES	YES
固定效应	YES	YES
可决系数	0.1222	0.1222
样本数量	988	988

表7 基准模型回归的解释变量更替、样本缩减检验结果

	更换解释变量 (18)水质量	缩减样本空间 (19)水质量
$du11 \times dt11$	0.2008 (0.1600)	
$du11$	-0.3747 (0.5127)	
$dt11$	0.6854 *** (0.1524)	
$du \times dt$		0.1804 ** (0.0876)
du		-1.1482 *** (0.2782)
dt		0.2432 * (0.1419)
控制变量	YES	YES
固定效应	YES	YES
可决系数	0.1946	0.1415
样本数量	988	456

①沈坤荣和金刚使用的是劣V类水哑变量,考虑到本文使用的是信息含量更大的周报数据,因此使用“一年中劣V类水的占比”随机变量,比文献更准确反映劣V类水的情况。

第四,缩减回归模型的样本区间。本文数据区间为2006—2018年共13年,其中政府环境绩效审计发生在2009年,考虑到事后年限较长、受其他因素影响的概率较大,因此我们采用简单有效的数据缩减方法来检验回归结果的稳健性。表7的模型(19)是将样本缩减到2012年的基准回归结果。结果表明,国家审计能在5%显著水平上使其水环境质量提升0.1804,与模型(4)保持了较好的稳健性。

第五,增加控制变量。我们注意到2008年江苏在太湖流域全面推行“河长制”且水质量得到明显改善后,“河长制”迅速在全国范围内得到认可,并于2017年在全国层面推广。为剔除“河长制”这一政策效应在样本期间对“三河三湖”水质量的影响,我们增加了是否实施河长制这一控制变量,记为 $rivlead_{it}$,当地区 i 第 t 年实施了河长制,则 $rivlead_{it}$ 取1,否则取0。回归结果如表8列(20)所示,结果表明,在控制了“河长制”这一政策效应后,政府环境绩效审计仍能在5%的显著水平上提升三河三湖水质量0.3380个水平,进一步说明了其在水污染防治过程中所发挥的显著作用。

表8 基准模型回归的增加控制变量和倾向得分匹配检验结果

	增加控制变量 (20)水质量	倾向得分匹配 (21)水质量
$du \times dt$	0.3380 *** (0.1250)	0.2986 ** (0.1246)
du	-1.0808 *** (0.2798)	-1.0866 *** (0.2770)
dt	0.6189 *** (0.1625)	0.5991 *** (0.1498)
控制变量	YES	YES
固定效应	YES	YES
可决系数	0.2113	0.2146
样本数量	988	946

(三) 倾向得分匹配检验

本文总体样本为76个地级市,其中“三河三湖”流域35个地级市为处理组,其余41个地级市为对照组,由于“三河三湖”是国家水污染防治的重点区域,因此样本很有可能会出现选择偏差而使处理组与对照组不具备可比性。本文参考Wooldridge关于倾向得分匹配是缓解选择偏差的做法^[26],从41个对照组地级市中1:1依据全部自变量选择35个与“三河三湖”相对具有可比性的地级市,在35对匹配样本的基础上再进行DID基准模型回归,以检验模型选择性偏差的严重程度。结果显示,匹配前处理组和对照组的密度分布有一定差异,按1:1匹配后处理组和对照组的密度分布变得非常接近。基于倾向得分匹配后的70个地级市样本数据,可以得到如表8所示的PSM-DID基准模型回归结果(21)。模型结果表明,国家审计能在5%显著水平上使“三河三湖”水质量提升0.2986,与模型(4)基准回归的0.2928保持了非常好的稳健性。

(四) 安慰剂检验

为进一步排查受遗漏变量等问题干扰的可能,我们参考相关文献的做法^[21],通过从76个地级市和11个可能年份(2007—2017)中随机选取35个伪地级市、1个伪政策年份形成“伪处理组”进行安慰剂检验。我们重复进行了500次和1000次随机选择伪处理组过程,并分别使用这两组“安慰剂”进行DID基准回归,这些回归得到的双重差分项系数t值的密度分布情况如图2所示。

从图2可以发现,基于随机选取的“安慰剂”处理组估计得到的系数的t值均主要分布在“0”值附近,即随机得到的伪处理组变量完全不显著。这表明,政府环境绩效审计对“三河三湖”水质量的改善效应并

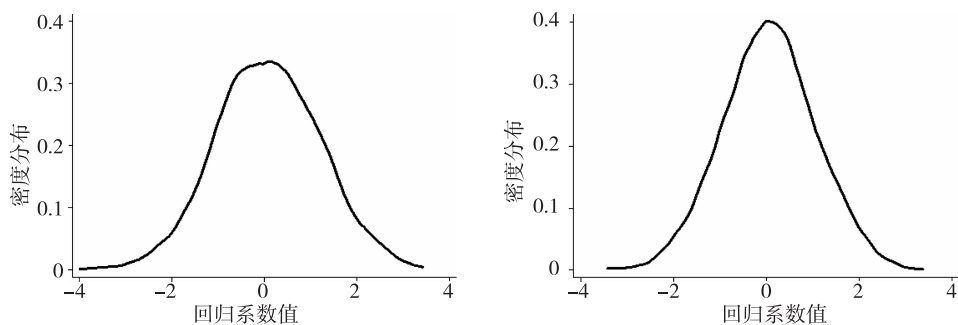


图2 500次和1000次安慰剂检验的密度分布

未受到遗漏变量等问题的太多干扰。

七、结论性评述

本文基于中国环境监测总站的水质量监测微观数据,运用双重差分方法与显性中介效应分析,对政府环境绩效审计助力“三河三湖”水污染防治的总体效应进行了实证评估。结果表明,相比于只对环境专项资金进行的传统审计,政府环境绩效审计确实助力改善了“三河三湖”水质量且淮河与辽河的效应更为显著,其主要通过促进生活性污染源防治改善了水质量,但未能显著促进通过生产性污染源防治来改善水质量,即政府环境绩效审计并未从根本上改变地方政府“表面治理”的环境策略偏好。

党的二十大报告指出,“污染防治攻坚向纵深推进,绿色、循环、低碳发展迈出坚实步伐”,为“深入推进污染防治”,“坚持山水林田湖草沙一体化保护和系统治理”,环境审计有责任也有能力监督地方政府完成从“表面治理”到“深度治理”的污染防治策略转换,具体来说可以从如下两个方面入手:一是要继续加强政府环境绩效审计的广度、深度、力度和频度,特别是针对人民群众关心的水、大气、土壤等问题进行多维度评价,从而对地方政府污染防治形成全覆盖和立体式的监督;二是要增强专项绩效审计结果的应用和增加违法违规的成本,以专项绩效审计的结果为依据,综合发挥党内处分、行政处理、法律处罚以及考核约束和晋升限制等多种奖惩机制的作用,针对环境绩效低下的区域,以增加罚款或减少拨款等方式提高企业环境违法违规的成本,改变地方政府环境专项治理的效用函数,从而推动其污染防治策略的顺利转型。

在已有研究的基础上,本文给出了一个环境审计助力水污染防治的较完整机理,并基于显性中介效应分析对其进行了验证,给出了环境审计作用于环境质量的显性证据,未来研究可从数据与方法两个层面对此作更进一步探讨。一方面,随着数据来源的多样化,将来可在更精准和更一致的审计数据、污染防治数据与水质量数据的基础上,对环境审计影响水污染防治的效应进行更为科学与全面的检验;另一方面,当前研究方法大多是使用双重差分,而事实上将来研究可以尝试其他如工具变量等更为可靠的内生性处理方法,以及包含空间外部性的双重差分模型等前沿方法来对环境审计影响水污染防治的效应作进一步研究。

参考文献:

- [1] 习近平. 高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告[M]. 北京:人民出版社,2022.
- [2] 李江涛,曾昌礼. 政府环境审计与环境绩效改善——基于三河三湖的经验证据[C]. 2015年中国环境科学学会学术年会论文集,2015:1336-1344.
- [3] Wang C H, Wu J J, Zhang B. Environmental regulation, emissions and productivity: Evidence from Chinese COD-emitting manufacturers[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018,92(Nov): 54-73.
- [4] 曾昌礼,李江涛. 政府环境审计与环境绩效改善[J]. *审计研究*,2018(4):44-52.
- [5] 蔡春,郑开放,陈晔,等. 政府环境审计对企业环境责任信息披露的影响研究——基于“三河三湖”环境审计的经验证据[J]. *审计研究*,2019(6):3-12.
- [6] Xu Z Y, Dai Y, Liu W. Does environment audit help to improve water quality? Evidence from the China National Environmental Monitoring Centre[J]. *Science of the Total Environment*,2022,823(Jun):153485.
- [7] 蔡春,朱荣,蔡利. 国家审计服务国家治理的理论分析与实现路径探讨——基于受托经济责任观的视角[J]. *审计研究*,2012(1):6-11.
- [8] 王金会,马修林. 政府审计与腐败治理——基于协同视角的理论分析与经验数据[J]. *审计与经济研究*,2017(6):1-10.
- [9] 王永海,王嘉鑫. 国家审计可以有效提升国家治理能力吗[J]. *当代财经*,2017(9):119-133.
- [10] 郑石桥,梁思源. 国家审计促进公共支出效率的路径与机理——基于中国省级面板数据的实证分析[J]. *审计与经济研究*,2018(2):29-38.

- [11] 崔雯雯, 郑伟, 李宁. 国家审计服务国家治理的路径——基于 2003—2014 年间 30 个省(自治区、直辖市)的实证检验[J]. 江西财经大学学报, 2018(2): 38-47.
- [12] 杨肃昌, 马亚红, 芦海燕. 公共价值视角下的环境审计作用机制与实现路径研究[J]. 兰州大学学报(社会科学版), 2019(6): 119-126.
- [13] 蔡春, 谢柳芳, 王彪华. 经济责任审计与地方政府治理——以环境污染为视角[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版), 2020(2): 91-104.
- [14] 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.
- [15] 于连超, 张卫国, 毕茜, 等. 政府环境审计会提高企业环境绩效吗? [J]. 审计与经济研究, 2020(1): 41-50.
- [16] 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.
- [17] 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.
- [18] 喻开志, 王小军, 张楠楠. 国家审计能提升大气污染治理效率吗? [J]. 审计研究, 2020(2): 43-51.
- [19] 黄溶冰, 赵谦, 王丽艳. 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”[J]. 中国工业经济, 2019(10): 23-41.
- [20] 游春晖. 政府环境审计、审计对象特征与环境绩效改善[J]. 广西社会科学, 2021(7): 131-137.
- [21] 郑开放, 赵萱. 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[J]. 西南大学学报(社会科学版), 2022(4): 130-138.
- [22] 徐志耀, 陈骏. 以自然资源资产离任审计推动完善生态文明制度体系[J]. 审计与经济研究, 2020(1): 22-24.
- [23] 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.
- [24] 沈坤荣, 金刚. 中国地方政府环境治理的政策效应——基于“河长制”演进的研究[J]. 中国社会科学, 2018(5): 92-115.
- [25] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014(5): 731-745.
- [26] Wooldridge J M. Econometric analysis of cross section and panel data[J]. MIT Press Books, 2010, 1(2): 206-209.

[责任编辑: 黄 燕]

Research on the Effect of Government Environmental Performance Audit on Water Pollution Prevention and Control: Analysis Based on the Explicit Mediation of “Three Rivers and Three Lakes”

XU Zhiyao^{a,b}, YUAN Lu^a, LI Qingpin^a, CHEN Leirui^a

(a. School of Government Audit; b. School of Natural Resources and Environmental Audit,
Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China)

Abstract: In order to further explore the explicit evidence of the effect of environmental audit on environmental quality, based on the classic project of “Three Rivers and Three Lakes” water pollution prevention and control performance audit investigation, using the microcosmic data of water quality monitoring of key rivers of China Environmental Monitoring Station from 2006 to 2018, this paper makes an empirical analysis of the effect of government environmental performance audit on water pollution prevention and control by using such methods as double difference and obvious intermediary effect. The results show that the government environmental performance audit has indeed helped to improve the water quality of “Three Rivers and Three Lakes”, and the effect of Huaihe River and Liaohe River is particularly significant. It has improved the water quality mainly by promoting the prevention and control of domestic pollution sources, but failed to significantly promote the prevention and control of productive pollution sources to improve the water quality. Therefore, we should further strengthen the scope, depth, strength and frequency of government environmental performance audit, enhance the application of audit results, and increase the cost of environmental violations.

Key Words: government environmental performance audit; three rivers and three lakes; water pollution prevention and control; explicit mediation; water quality; government audit; the 20th CPC National Congress report