

自然资源资产离任审计与水污染防治

——基于中国主要流域水质监测的经验数据

李妍茹 李璐 翟华云¹

【摘要】：长期以来，地方政府环境治理主体责任缺失是困扰中国环境治理的难题。在推进生态文明建设进程中，具有督政性质的自然资源资产离任审计制度是富有创新性的审计监管尝试，水污染防治是评估该项政策效果的重要内容。通过匹配中国主要流域重点断面水质监测数据和审计试点信息，可发现，审计试点后水质在整体层面上得到显著改善，治理效应主要体现为感官效果较直接的溶解氧有了较为明显的改善。提升地方官员环境规制执行意愿与能力可以有效发挥审计的治理效应；在审计机关重视度高、政府水环境监管严格、官员晋升激励强的地区，审计试点对水污染的治理效应更加明显，这为深化自然资源资产离任审计改革、构建中国水污染治理长效机制提供了有益的政策启示。

【关键词】：自然资源资产离任审计 水污染治理 环境规制

【中图分类号】 F239.4 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1004—518X (2022) 05—0090—11

一、引言

中国转型期的地方政府在推动经济增长中起到了举足轻重的作用，然而多年来 GDP 锦标赛的传统思维与中国式分权引发的地方竞争也导致了一系列的生态环境问题。其中，水污染已严重危及公众健康和经济社会的可持续发展。^[1]为此，中央政府既通过修订法律法规、完善水权交易市场等“胡萝卜+大棒”为代表的环境规制加以引导，也通过逐步建立起的“河长制”，将水环境责任具体落实到各级领导干部。“领导挂帅、高位协调”对辖区内水质改善产生了重要促进作用。然而，中国的水污染问题并未得到根本解决。从实践角度看，不确定的官员流动机制和缺乏独立客观的监督考核机制，使得已有的治理成效体现为地方官员采取“以邻为壑”、粉饰性的水污染治理策略。^[2]目前，加强对地方党政环保履职的监督和问责，确保环境规制的有效执行成为提升水污染治理绩效的关键。

为切实推进党政领导任期生态文明建设责任制，2013 年党的十八届三中全会首次提出自然资源资产离任审计制度则是具有创新性的审计监管尝试。作为经济责任审计与环境审计的深度融合，其旨在直接面向党政领导这一关键少数，通过“在任时关注，离任时全面追溯”全方位对领导干部任职期间环保履职情况进行再监督，弥补已有政府常规型层级监管的不足，从而成为现行生态环境监督机制中的基础性制度安排。水污染防治作为美丽中国建设的重要方面、自然资源资产离任审计关注的重点领域，尽管现阶段全国范围内地表水质量有所改善，但污染隐蔽性较强的地下水水质却不断恶化^[3]，成为亟须关注的重大问题。那么，自然资源资产离任审计的实施是否推动了地方政府实质性地开展水污染治理？迄今还鲜有文献从实证角度做出系统评估。相较于其他环境污染而言，水污染集中反映工业生产中的污染物排放水平，能够更加准确地评估特定环境政策的治理效应。^[4]鉴于此，本文通过匹配 2012—2017 年中国主要流域水质观测数据与自然资源资产离任审计试点信息，采用双重差分法系统评估自然资源资产离任审计对水污染防治的影响及作用机制。不仅从水污染防治层面揭示了自然资源资产离任审计监督的政策效果，也为丰

¹作者简介：李妍茹，中南财经政法大学会计学院博士生。（湖北 武汉 430073）

李璐，中南财经政法大学会计学院教授、博士生导师。（湖北 武汉 430073）

翟华云，中南民族大学管理学院教授、硕士生导师。（湖北 武汉 430074）

基金项目：国家社会科学基金一般项目“价值共生视角下环境司法改革驱动企业绿色创新的机制研究”（20BGL074）

富水环境规制执行驱动因素的相关研究、深化自然资源资产离任审计运用于其他资源环境领域的治理提供了理论支撑和经验证据。

二、文献回顾与假设提出

（一）文献回顾

自党的十八届三中全会提出“探索实施领导干部自然资源资产离任审计”以来，国内学界对自然资源资产离任审计的研究逐步深入，主要从理论研究与政策实施效果两方面展开。对于前者，现有文献主要从审计要素框架构建^[5]、审计组织模式^[6]、审计制度存在的不足及演进方向^[7]等方面进行研究。对于后者，自 2017 年中办、国办印发《领导干部自然资源资产离任审计规定（试行）》以来，自然资源资产离任审计则进一步向制度化、规范化推进，期间有关政策效果评估的文章日益涌现，既有从地区层面考虑其对空气污染治理^[8]、财政环保投入影响^[9]的探讨，也有从税收规避^[10]、权益资本成本^[11]等角度对影响企业决策间接证据的阐释。

在水环境规制效应研究方面，既有文献多以环境规制为视角切入，主要分为两大类。一是围绕中央政府五年规划，对水污染减排要求展开分析。研究发现，水污染约束性指标纳入官员晋升考核后，一定程度上缓解了边界水污染问题。^[12]然而，由于地区间环境规制强度差异，地方政府往往策略应对，比如将水污染密集行业向中上游省份转移，污染物“顺流而下”，并未实现水质的整体改善。^[13]二是随着环境治理工具不断发展，关注具体水环境规制政策实施效果的文章不断涌现。比如，Zhang 等人发现，2007 年“国家重点监控污染企业”政策的实施使得工业 COD 排放量在短期内减少了 26.8%。^[14]沈荣坤和金刚、She 等人研究了“河长制”政策的实施对于辖区内水质的影响，研究表明，河长制的实施改善了部分水质指标，但不同扩散模式下具有差异化效果。^[15, 16, 17]

综上所述，尽管已有文献对自然资源资产离任审计政策进行了环境治理效果评价，但从水污染治理视角来检验政策效果还有待进一步探究。同时，现有观点对水环境规制效果是否有效一直存在争议，还未有文献深入分析审计作用对地方环境规制执行的内在决策影响机制和异质性效果。

（二）假设提出

与现阶段其他环境监管手段不同，自然资源资产离任审计是通过改变地方官员环境治理的权责与约束和提升官员环境治理意愿对环境产生规制效应的，具体而言：

从监督效力看，自然资源资产离任审计是生态文明制度体系中重要的再监督制度。^[18]传统绩效考核的双重作用下，地方官员在环境政策执行层面往往会产生执行偏差。现有研究表明，以环境目标责任制、河长制为代表的政府常规型层级监督体系，由于缺乏独立监督机制、难以行政问责等，仍无法有效激励地方官员实质性治污。审计试点的实施以其独立性和专业性，将水资源利用与保护纳入重点关注领域，在政府常规型层级监督基础上进行再监督，不仅能进一步推动地方官员的环境治理意愿与环境规制执行力度等自我约束行为，而且推进了水污染防治的整体效果。^[19]

从监督手段看，自然资源资产离任审计具有“人格化”的监督特征，落脚点是对领导个人任职期间环保履职情况做出责任界定与评价。根据《领导干部自然资源资产离任审计规定（试行）》，纳入审计的地方官员需要接受包括生态文明政策执行情况、遵守法律法规、完成资源环保重大决策与约束性目标控制情况、履行资源环境监督、环保资金征管和项目建设情况方面的审查。通过以上审计重点明确了党政领导任期资源环保的主体权责，缓解了长期以来地方政府环境治理职能缺位问题。另外，《关于全面推行河长制的意见》也明确规定，将审计结果及整改情况作为河长制考核依据的重要参考，能促使自然资源资产离任审计积极发挥水污染防治效应。

从长效机制看，自然资源资产离任审计建立起了监督常态化、制度化的监督体系。作为生态环境损害责任终身追究制的配套措施，审计实施将对造成生态环境损害责任的领导干部，不论是否离任严肃追责，使得地方政府及其官员水环境治理事前决策更加谨慎、科学、有效。^[20]

特别值得一提的是，现阶段自然资源资产离任审计的实施也有可能难以全面实现水污染防治效应：一方面，在自然资源资产负债表尚未编制完成的情况下，审计取证高度依赖自然资源和生态环境主管部门，对环境责任的量化评估存在定责难等现实问题；另一方面，自然资源资产离任审计的出现使得领导干部受托责任向资源环境领域拓展，势必增加官员生态政绩考核的复杂性。因此，根据多任务委托代理理论，当代理人面临的工作为多目标时，由于委托人对于不同目标的监督能力不同，作为代理人的地方官员倾向于完成易监督目标，忽视不易监督的目标。^[18]例如，黄溶冰等人研究发现，自然资源资产离任审计的实施在考核目标明确的空气污染指标削减上效果显著，但并未带来空气质量基本面的改善。^[8]同时，地方官员倾向于优先治理容易取得感官治理效果的指标，对于约束性减排指标的治理也往往表现为临时性改善的效果。

基于上述分析，本文提出研究假设：自然资源资产离任审计的实施有利于辖区内水质改善，特别是对容易取得感官效果的水污染物治理，具有明显成效。

三、研究设计

（一）样本选择与数据来源

本文以 2012—2017 年全国主要流域水质监测站所在 101 个地级市数据为研究样本，样本中 41 个监测点所在地级市先后开展了审计试点。数据来源如下：水质相关数据来源于 2012—2018 年《全国主要流域重点断面水质自动监测周报》，并根据周数据计算年度均值与峰值；审计试点信息通过各地审计厅局网站以及新闻报道获得；城市社会经济、自然资源与气象数据来源于《中国城市统计年鉴》、地方统计年鉴与水资源公报手工搜集；党政“一把手”市委书记的履历信息根据人民网领导资料库手工整理。为消除极端值的影响，本文对所有连续变量按 1%和 99%的标准进行 Winsorize 处理。

（二）模型设计与变量定义

基于该项制度在样本期内逐步推行的特征，本文采用多期双重差分法检验自然资源资产离任审计的水污染治理效应。借鉴 Beck 等人^[21]的研究，模型设定如下：

$$P_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 Audit_{i,t} + \gamma X_{it} + \eta_i + \delta_t + \sigma_j + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，考虑到水中有机物降解需要一定时间，被解释变量为 $P_{i,t+1}$ 城市 i 在 $t+1$ 期的水质等级（WQ）与单项指标（DO、COD、NH3、PH）年度均值的对数；是审计试点与否的关键解释变量，其值为 1 代表监测点所在城市 i 在 t 年及以后年度进行了试点，否则为 0； β_1 为本文关注的核心系数，其反映了审计试点对水质的影响； X_{it} 为一组控制变量，参考已有研究，主要包括城市经济与社会特征：人均 GDP 对数值（lnPGDP）、GDP 增长率（Growth），人口密度对数值（Popden），第二产业占比（Second），财政分权度（Fd），市财政预算支出与中央、省和市的预算支出之和的比值，城镇化率（Urbanrate），城镇人口与总人口占比。城市自然资源与气候特征包括农作物播种面积（Cropsland）、农作物播种面积与行政面积比值、畜禽养殖量（Livestock）、猪肉产量与行政面积比值、年均降水量（Rain）、年均气温（Temperature）、水资源总量（Totalwater）与相对湿度（Humidity）。官员特征变量：市委书记年龄（Age）、学历（Edu）、是否变更（Change）。 η_i 表示时间固定效应， δ_t 为表示地区固定效应， σ_j 为水系固定效应， ε_{it} 为随机误差项。为控制潜在异方差与横截面问题，本文将标准误聚类到城市层面。

表 1 主要变量描述性统计

变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
WQ_mean	606	2.705	1.000	1	5.961
DO_mean	606	8.113	1.480	1.650	12.78
COD_mean	606	3.770	2.754	0.849	41.58
NH3_mean	606	0.514	0.955	0.0284	11.81
PH_mean	606	7.671	0.430	5.439	8.754
Audit	606	0.243	0.429	0	1
InPGDP	606	10.70	0.575	9.592	11.96
GDPgwrte	606	8.603	3.343	-4.400	15.90
Popden	606	5.640	1.126	1.651	7.097
Second	606	46.02	10.88	15.17	73.19
Fd	606	48.20	9.790	18.65	76.09
Urbanrate	606	55.58	15.52	30.68	90.30
Cropsland	606	46.72	36.46	1.619	190.5
Livestock	606	17.12	13.21	0.0346	60.23
Rain	606	184.2	217.4	6.125	1415
Temperature	606	14.19	5.637	-0.400	24
Humidity	606	68.19	8.983	44	83
Totalwater	606	71.95	83.28	0.976	474.3
Age	606	53.46	3.698	45	66

Edu	606	0.802	0.399	0	1
Change	606	0.348	0.477	0	1

（三）描述性统计

表 1 为主要变量描述性统计结果。从表 1 可以看出，WQ 的均值为 2.705，最小值为 1，最大值为 5.961，说明水污染问题在不同城市存在较大差异。同时，各单项污染物浓度差异也较大，审计试点 Audit 的均值为 0.243，表明 2012—2017 年期间全国水质监测点分布地级市中 24.3%进行了审计试点。此外，其他变量描述性统计值均分布较为合理。

四、实证结果分析

（一）基准结果

表 2 报告了式（1）的估计结果。列（1）至列（2）汇报了审计试点对 WQ 的影响，其中列（1）仅控制城市、水系和时间固定效应，估计结果显示 Audit 的系数为-0.138，在 10%的水平上显著为负；列（2）为控制所有变量的完整结果，Audit 的系数为-0.155，在 5%的水平上仍显著为负，回归结果表明审计试点显著提升了辖区内的水质等级。由于 WQ 是根据多项污染物综合确定的，本文进一步以各单项污染物浓度为被解释变量进行回归。表 2 的列（3）至列（6）所示，审计实施仅带来 DO 浓度显著提升，但其他水质指标没有显著变化。单项污染物受到的影响不同，与其形成原因和来源密切相关。相对而言，由于 DO 较为容易取得感官治理效果，地方政府可通过打捞河面漂浮物、清除河岸垃圾加大水面曝气面积改善水体缺氧环境加以治理；而水中的其他深度污染物如 COD 与 NH₃ 主要来源于工业污染与农业面源污染¹，治理难度大且存在较长滞后期，在基准回归中未发现自然资源资产离任审计对其他深度污染物的影响。

（二）识别检验与稳健性分析

1. 平行趋势检验

为验证平行趋势变化，本文借助 Jacobson^[29]提出的事件研究法进行分析，在控制了所有固定效应和控制变量后，审计试点之前变量在统计上都是不显著的，即样本中实验组与控制组在审计试点之前的水质情况不存在显著差异。而在审计试点以后，系数为负符合基本理论假设，考虑到审计试点期间水质改善主要体现为 DO 的改善上，审计试点效果仅体现在当期²。

2. 稳健性分析

为保证基准回归结果的可靠性，本文进行以下稳健性检验³：第一，替换水污染变量测度方法。本文基准回归采用污染物年度均值衡量水污染程度。相比均值，公众可能对污染峰值更为敏感。基于这一认识，本文采用 WQ 峰值作为衡量水污染结果，未报告的结果显示 Audit 系数依然在 5%水平显著为负，表明审计试点的确对整体水质改善起到了一定的治理效果。第二，安慰剂检验。为检验审计试点对水污染防治的效果并非受其他不可观测随机性因素所致，本文引入反事实分析框架，对多期 DID 时点变量 Audit 提前 2 年，再次检验试点对水污染防治效果的真实影响。结果表明审计试点不受其他不可观测因素的影响。第三，倾向得分匹配。为进一步解决城市间异质性导致的样本选择偏差，本文利用 PSM 方法，按照 1:1 近邻匹配有放回抽样对实验组进行逐年匹配后，再次使用 DID 模型进行实证检验，研究结论未发生实质性变化。第四，排除其他环境政策的影响。为了排除同期环境政策对水污染的影响，本文重点考虑同期以下两类最为敏感的因素：河长制与中央环保督察的影响。本文分别定义了 RCP 与

Inspection 变量，当年开展河长制与环保督察的城市取值为 1，否则为 0，在控制了两类政策后，回归结果仍然支持本文的主要结论。

表 2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	WQ_mean	WQ_mean	DO_mean	COD_mean	NH3_mean	PH_mean
Audit	-0.138*(-1.918)	-0.155**(-2.136)	0.042*(1.886)	-0.066(-1.308)	-0.131(-1.588)	-0.004(-0.793)
InPGDP		-0.140(-0.920)	-0.023(-0.395)	0.100(0.906)	-0.158(-0.616)	-0.011(-0.723)
GDPgwrate		-0.007(-0.781)	-0.001(-0.300)	0.004(0.830)	0.001(0.114)	0.000(0.304)
Popden		1.716(1.294)	-0.045(-0.216)	0.161(0.284)	0.854(0.595)	-0.044(-0.645)
Second		-0.005(-0.898)	0.002(0.818)	-0.003(-0.719)	-0.003(-0.423)	0.000(0.718)
Fd		-0.002(-0.767)	0.000(0.317)	-0.001(-0.489)	0.004(0.831)	0.000(0.513)
Urbanrate		-0.004(-0.673)	0.000(0.282)	0.002(0.455)	-0.002(-0.362)	0.000(1.178)
Cropsland		-0.003(-0.677)	0.001(0.684)	0.001(0.315)	-0.004(-0.862)	0.001**(2.053)
Livestock		0.001(0.133)	-0.001(-0.480)	-0.003(-0.830)	0.013*(1.858)	-0.000(-1.042)
Rain		0.069(0.572)	-0.031(-0.553)	-0.131(-1.087)	0.204(1.133)	-0.006(-0.694)
Temperature		0.679**(2.611)	-0.021(-0.273)	0.298*(1.931)	0.174(0.487)	0.021(0.761)
Humidity		0.004(0.510)	-0.001(-0.250)	0.001(0.170)	-0.012(-1.146)	-0.001(-1.129)
Totalwater		0.034(0.403)	-0.064**(-2.535)	0.115(1.439)	-0.015(-0.126)	0.005(0.677)
Age		0.011(1.642)	-0.001(-0.240)	0.011(1.644)	0.015(1.294)	-0.000(-0.838)
Edu		0.028(0.348)	0.010(0.301)	0.030(0.978)	-0.062(-0.594)	-0.002(-0.633)
Hometown		-0.078(-0.815)	-0.050(-1.374)	-0.092(-1.028)	0.066(0.780)	0.001(0.066)
Change		-0.005(-0.130)	-0.029**(-2.026)	0.036(1.352)	0.040(0.749)	-0.001(-0.307)

N	606	606	606	606	606	606
Adj_R ²	0.828	0.829	0.470	0.739	0.602	0.666
Year	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Water	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注：括号内为 t 统计量的值；*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平下显著；回归分析时采用异方差修正且聚类在城市层面的稳健标准误。

五、机制检验

基于前文结论，自然资源资产离任审计的实施有利于水质总体状况的改善，本部分则对审计实施通过何种机制发挥对辖区水污染治理效应作进一步分析。在机制检验方面，本文以地方政府环境规制执行为切入点，从地方政府环境规制执行意愿与能力两个维度分析可能的作用机制。

（一）地方政府环境规制执行意愿

自然资源资产离任审计的核心是促进党政领导树立科学的政绩观，而地方政府环境规制执行意愿提升是政府决策者政绩观念变化的直接体现。^[23]因此，参照 Chen 等人^[13]的研究，本文以地市级政府工作报告中与资源环境及自然资源资产离任审计等相关词汇出现频数与总词频数来度量地方政府环境规制执行意愿，同时有效规避“反向因果”带来的内生性问题，鉴于政府工作报告为政府进行资源配置的纲领性文件，一般在年初设定工作目标并接受媒体与公众监督，而经济和生产活动则贯穿于一年的始终。回归结果如表 3 的列（1）所示，Audit 的系数为 1.026，在 1%水平上显著为正，表明自然资源资产离任审计对于加强环境规制执行意愿具有重要影响。

（二）地方政府环境规制执行能力

地方官员作为政府行为多样性的直接决策主体，政府所表现出来的各种行为特征其实是官员动机的体现。现实中，财政预算的编制反映地级市的年度发展与中长期规划，对于地方主政官员而言主要通过对于财政支出的直接影响实现环境治理职能。^[24]为此，本文进一步将式（1）中的被解释变量替换为废水治理项目支出（取对数），以此考察审计试点对地方官员水环境治理能力的影响。回归结果如表 3 列（2）所示，Audit 的系数为 0.233，在 5%水平上显著为正，表明审计实施对于水环境治理投入行为具有重要作用。

表 3 作用机制检验

	(1)	(2)
--	-----	-----

	Govermotivation	InWinvest
Audit	1.026***	0.233**
Controls	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
City	Yes	Yes
Water	Yes	Yes
N	606	606
Adj_R ²	0.510	0.662

注：括号内为 t 统计量的值；*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平下显著；回归分析时采用异方差修正且聚类在城市层面的稳健标准误。

六、异质性分析

（一）审计机关重视程度异质性

中国各地河流特征不一，治理范围以及问责依据为辖区特有信息，各地所辖县的数量与辖区内河流数量比值越大，各级河长的执行力度越强。同理，该地区的水资源禀赋也越丰富，被审计领导干部人数越多，越有可能成为审计重点关注的地区。^[26]在实行自然资源资产离任审计的过程中，审计机关根据干部监督管理需求和审计资源实际情况，制定审计项目计划。为进一步考察审计试点在审计机关重视程度下的异质性，按照各省所辖县数量与辖区内河流数量比值的中位数进行分析。在审计机关重视程度高的城市组，Audit 系数与水质 WQ、化学需氧量 COD、氨氮 NH₃ 在 1%或 5%的水平上显著为负，与正向指标溶解氧 DO 在 10%的水平上显著为正，说明对于审计机关较为重视的城市，审计试点确实起到更好地改善水质的作用。

（二）政府水环境监管的异质性

由于水污染具有一定的累积效应，且中国幅员辽阔，上下游地区城市的水体特征、经济发展水平及政府水环境治理方式等方面存在很大差异。中上游省份恰好是西部经济相对欠发达地区，而东部地区下游城市的水环境监管力度相比上游城市更强。^[13]为检验政府水环境监管异质性影响，本文参照曾文慧的方法^[26]区分上下游省份所在城市，对模型（1）重新估计。审计试点政策显著改善了下游地区的水质，单项指标除 PH 酸碱度外均有一定程度的改善，而对中西部地区的影响并不显著，即在水环境规制力度较强的地区，审计实施对水污染治理的效应会更加凸显，从而形成审计监督与政府环境监管的良性互动。

（三）官员晋升激励异质性

对于理性的地方官员而言，其环境治理行为取决于晋升收益与惩罚成本之间的权衡。在现有官员任期制下，官员年龄是影响

其行为动机的重要因素。当官员因年龄限制而降低晋升的可能性时,就会改变自身的行为方式和目标函数。^[27] 本文设定年龄分组变量:将官员上任时年龄小于等于 55 岁的官员定义为年轻官员,年龄大于 55 岁为大龄官员。基于官员年龄视角的晋升激励的估计结果,分组检验结果显示,当官员年龄小于等于 55 岁时,审计试点显著改善了水质等级 WQ、溶解氧 DO 以及化学需氧量 COD 水平,但对于大龄官员样本组是不显著的。

七、结论与建议

作为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是我国落实领导干部任期环保责任履行的重要举措。本文利用 2012—2017 年全国主要流域国控断面监测数据,通过构造多期双重差分模型考察了自然资源资产离任审计对全国主要流域水污染治理的影响。研究发现:审计试点使得水质整体上得到了显著改善,治理效果主要体现在感官效果更为直接的溶解氧指标的改善上。分析发现,地方官员环境规制执行意愿与能力的提升可能是审计试点发挥治理效应的作用途径。更进一步,在审计机关重视度高、政府环境监管严格、官员晋升激励更强的地区,自然资源资产离任审计具有更加显著的水污染治理效应。基于上述研究结论和自然资源资产离任审计实施现状,本文提出三点建议:

第一,完善自然资源资产离任审计配套基础。审计配套基础是审计目标实现的基本保障,根据本文结论,自然资源资产离任审计总体能够对水质改善的产生积极影响,其主要是督促地方政府加强成本较低但效果较直接、可感知的污染物治理,缺少配套基础支撑给审计实践工作带来一定困难,为此建议从审计操作指南制定、自然资源资产负债表编制与大数据平台建设、审计评价指标体系构建以及审计人才专业化队伍强化方面为审计实施提供有力保障。

第二,强化自然资源资产离任审计结果运用与问责。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。因此建议:一方面,定期披露自然资源资产离任审计报告、审计工作报告和结果报告,将审计监督与公众舆论监督融为一体,推动审计结果信息公开透明,并将审计结果切实作为地方官员考核、奖惩、晋升的重要标准;另一方面,考虑到官员任期与环境问题滞后性的矛盾,应切实推进生态环境损害责任终身问责,强化审计部门与司法、纪检监察部门联动,对审计发现官员有严重污染环境、损害人民利益等失职渎职问题,无论是调任、离职或退休都应对其进行彻查追责,提高违反党纪法规的成本,从根本上改变地方官员的效用函数。

第三,推进自然资源资产离任审计与中央环境保护督察贯通协同。鉴于水污染等环境问题涉及面广、专业性强,不能仅靠审计部门“单打独斗”,自然资源资产离任审计与中央环境保护督察都是确保地方党政环保履职的监督机制,且监督目标、对象与内容存在重合,具备协同监督的基础。建议一方面加大审计和督察工作事前沟通机制,互相通报年度计划安排,另一方面应注重充分利用中央环保督察成果,将审计发现问题与环保督察反馈意见的要求有机结合,既避免重复监督,又能形成监督合力,以此形成对地方党政环保主体责任监督的闭合制度链条,强化地方官员环境治理动机,切实加大对水污染的防治力度。

参考文献:

[1]Ebenstein,A. The Consequences of Industrialization:Evidence from Water Pollution and Digestive Cancers in China. Review of Economics and Statistics,2012, (1).

[2]Cai, H., Chen, Y., and Gong, Q. Polluting the neighbor:Unintended consequences of China's pollution reduction mandates. Journal of Environmental Economics and Management,2016, (76).

[3]Greenstone,M., et al. China's War on Pollution:Evidence from the First 5 Years. Review of Environmental Economics and Policy,2021, (15).

-
- [4]赵阳,沈洪涛,刘乾.中国的边界污染治理——基于环保督查中心试点和微观企业排放的经验证据[J].经济研究,2021,(7).
- [5]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).
- [6]潘琰,朱灵子.领导干部自然资源资产离任审计的大数据审计模式探析[J].审计研究,2019,(6).
- [7]雷俊生,王梓凝.自然资源资产审计制度的供给侧改革[J].中国人口·资源与环境,2020,(1).
- [8]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).
- [9]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).
- [10]蒋秋菊,孙芳城.领导干部自然资源资产离任审计是否影响企业税收规避——基于政府官员晋升机制转变视角的准自然实验研究[J].审计研究,2019,(3).
- [11]全进,刘文军,谢帮生.领导干部自然资源资产离任审计、政治关联与权益资本成本[J].审计研究,2018,(2).
- [12]李静,杨娜,陶璐.跨境河流污染的“边界效应”与减排政策效果研究——基于重点断面水质监测周数据的检验[J].中国工业经济,2015,(3).
- [13]Chen,Z.,et al.The consequences of spatially differentiated water pollution regulation in China.Journal of Environmental Economics and Management,2018,(88).
- [14]Zhang,B.,Chen,X.,and Guo,H.Does central supervision enhance local environmental enforcement? Quasi-experimental evidence from China.Journal of Public Economics,2018,(164).
- [15]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).
- [16]She,Y.,et al.Is China's River Chief Policy effective? Evidence from a quasi-natural experiment in the Yangtze River Economic Belt,China.Journal of Cleaner Production,2019,(220).
- [17]王班班,莫琼辉,钱浩祺.地方环境政策创新的扩散模式与实施效果——基于河长制政策扩散的微观实证[J].中国工业经济,2020,(8).
- [18]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).
- [19]余泳泽,孙鹏博,宣烨.地方政府环境目标约束是否影响了产业转型升级?[J].经济研究,2020,(8).
- [20]刘儒昞,王海滨.领导干部自然资源资产离任审计演化分析[J].审计研究,2017,(4).
- [21]Beck,T.,Levine,R.,and Levkov,A.Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United

States. The Journal of finance (New York), 2010, (65).

[22] Jacobson, L. S., Lalonde, R. J., and Sullivan, D. G. Earnings Losses of Displaced Workers. The American Economic Review, 1993, (83).

[23] 王印红, 李萌竹. 地方政府生态环境治理注意力研究——基于 30 个省市政府工作报告 (2006—2015) 文本分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, (2).

[24] 吴敏, 周黎安. 晋升激励与城市建设: 公共品可视性的视角[J]. 经济研究, 2018, (12).

[25] 李江涛, 苗连琦, 梁耀辉. 经济责任审计运行效果实证研究[J]. 审计研究, 2011, (3).

[26] 曾文慧. 流域越界污染规制: 对中国跨省水污染的实证研究[J]. 经济学(季刊), 2008, (2).

[27] 潘春阳, 吴柏钧, 吴一平. 晋升激励、专业搭配与公共卫生服务满意度[J]. 南方经济, 2021, (9).

注释:

1 https://www.mee.gov.cn/xxgk2018/xxgk/xxgk01/202006/t20200610_783547.html

2 限于篇幅, 未报告平行趋势检验结果, 留存备索。

3 限于篇幅, 未报告稳健性检验结果, 留存备索。