

生态环保审计赋能新质生产力的治理效能研究

——基于执法威慑、政策引导与公众监督的视角

卫 铭^{a,b}

(山西财经大学 a. 智能管理会计研究院 b. 会计学院, 山西 太原 030006)

[摘 要] 随着经济全球化深入, 地区面临经济与环境的双重压力, 新质生产力的培育与提升成为经济转型升级的关键。基于 2011—2022 年地级市的面板数据, 以生态环保审计为准自然实验, 利用多期双重差分模型, 检验了生态环保审计对地区新质生产力的影响, 实证结果表明生态环保审计通过增强环保执法强度、增加绿色环保补助、提高环境治理动机, 进而提升地区新质生产力水平。随着地区绿色创新水平与人工智能化程度的提高, 生态环保审计对新质生产力的促进作用得到进一步强化。进一步分析发现, 生态环保审计在社会审计力量较强、地方环境规制强度大以及公众环境关注度高的地区对新质生产力的提升作用更强。此外, 科技金融试点政策与生态环保审计对提升地区新质生产力发挥了协同效应。研究结论对提升生态环保审计的实施效果, 加快培育新质生产力具有重要启示作用。

[关键词] 生态环保审计; 新质生产力; 生态环境保护; 政策协同效应; 经济转型升级; 公众监督

[中图分类号] F239.4 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2025)04-0052-09

一、引言

随着经济全球化的不断深化, 各地区正面临经济与环境的双重压力。在新常态的经济环境下, 生产力的发展水平成为影响社会供给能力和需求满足程度的关键因素。只有依靠高度发达的生产力, 才能实现供需之间的高水平动态平衡。习近平总书记在主持中央政治局第十一次集体学习时强调“发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点”。在这一背景下, 高水平的生产力不仅是实现供需平衡的前提, 而且是推动生产力飞跃、提供高品质、高性能、高可靠性、高安全性及高环保性产品和服务的基石。加速新质生产力的发展, 不仅契合高质量发展的需求, 还能促进国民经济的良性循环, 更有效地利用超大规模市场的优势, 为经济增长和社会发展的可持续性注入强劲动力。生态环保审计作为一种监督和保障机制, 旨在通过规范和引导经济发展中的环保行为, 确保发展的同时最大限度地减少对生态环境的负面影响, 实现生态环境保护。生态环保审计通过监督环保政策执行和资金使用, 规范环境政策制度, 为新质生产力提供制度保障和优质的发展环境, 进而为地区经济发展提供更加健康和可持续的增长动力。因此, 本研究探讨生态环保审计如何在地区新质生产力发展中发挥其独特作用, 旨在为实现地区经济的可持续发展提供新的视角和策略, 同时为政策制定者和执行者提供决策支持, 以期在促进经济发展的同时, 达到生态文明建设的目标, 实现高质量发展。

当前有关生态环保审计经济后果的相关文献颇为广泛, 学者们得到的结论较为一致, 验证了其环境治理效应, 显著降低企业的碳排放水平^[1]、有效改善生态环境质量^[2]、提高企业的环境治理效能^[3]。同时, 资源环境审计可以促进企业提高环保投资水平、环境信息披露水平^[4]、绿色创新产出水平^[5]、企业价值^[6]、高质量发展水平^[7]。生态环保审计作为资源环境审计的重要形式, 取得了较为丰硕的成果和良好的社会反响。然而, 大多数学者关注生态环保审计的环境治理效应, 少数学者关注审计对所在地区环保相关的制度环境改善作用^[8-9]。生态环保审计涉及被审计区域内所有资源环境相关的财政资金管理和效率以及相关政策的制度规范、政策执行及项目落实等情况。而作为代表地区绿色创新高质量发展的新质生产力水平, 关乎全社会绿色、高科技转型, 更需要地区间多元主体协同共治、多维场域同频共振。生态环保审计能否促进被审计地区新质生产力的发展? 影响

[收稿日期] 2024-12-19

[基金项目] 山西省哲学社会科学规划课题青年课题(2024QN083)

[作者简介] 卫铭(1995—), 女, 山西长治人, 山西财经大学智能管理会计研究院、会计学院讲师, 从事国家审计与治理研究, E-mail: sxcjweiming

@qq.com。

的作用机制有哪些?生态环保审计能否与社会审计力量、地方环境规制以及公众环境关注度发挥协同治理效应?本研究将为进一步加快我国生态环保审计高质量发展、因地制宜培育新质生产力,加快推进生态文明建设提供理论指导和政策建议。

本文基于2011—2022年地级市的面板数据,首先检验了生态环保审计对地区新质生产力的影响,揭示了生态环保审计赋能新质生产力的三个机制路径,并探究了地区绿色创新与人工智能化程度对生态环保审计赋能新质生产力的异质性影响;其次,将社会审计力量、地方环境规制强度、公众环境关注度三个因素纳入同一框架,探究现行生态环保制度体系对新质生产力的影响;最后,从相关政策的协同效应出发,探究科技金融试点政策与生态环保审计对地区新质生产力的协同效应。本文的研究贡献主要包括:第一,本文以生态环保审计作为切入点,从新质生产力这一地区综合视角探究了生态环保审计对生态环保制度环境的改善效应,丰富了生态环保审计经济后果的相关文献,也为建立健全因地制宜发展新质生产力体制机制提供了理论依据和政策指引。第二,本文从环保执法强度、绿色环保补助与环境治理动机三个视角探究生态环保审计赋能新质生产力的作用机制,为培育和发展新质生产力长效机制提供全新的视角。第三,本文还从现行环境规制规范体系与政策协同效应角度出发,全面考察社会审计力量、地方环境规制及公众环境关注度对生态环保审计与新质生产力正向关系的异质性作用,明确科技金融政策与生态环保审计对新质生产力的协同促进效应,为更好发挥生态环保审计的监察作用提供新的视角,也为因地制宜激发新质生产力的潜力提供了创新思路。

二、理论分析与研究假设

(一)生态环保审计与新质生产力

生态环保审计作为重要的政府资源环境审计手段,在提升生态环境质量、实现经济与环境的双赢中扮演了重要角色。生态环保审计通过揭示环境问题和提供决策建议,发挥监控、预警、揭示及纠偏等功能^[2],推动政策执行和制度建设^[10],有助于推动产业结构调整 and 升级,促进绿色低碳产业发展,为地区经济发展注入新的动力^[11-12]。首先,生态环保审计全面揭示地方政府贯彻落实中央关于生态环保重大方针政策和决策执行情况、污染防治情况、生态环保治理项目实施和相关资金管理使用情况,能够准确反映和揭示区域性的生态环境问题,有利于地区绿色产业延链,突出绿色优势产业,激发地区绿色生产力,进而赋能新质生产力。其次,生态环保审计作为一种重要的环境规制手段,通过对环保相关的政策实施、污染监控和绿色资金管理使用的情况梳理,评估该地区绿色环保工作的落实情况,压实当地企业环保责任,倒逼企业进行绿色创新活动,赋能地区科技生产动力。最后,生态环保审计通过揭示被审计地区违规违纪问题和金额,满足环境监管要求和社会公众的环保诉求^[13]。对资源环境相关的财政资金管理和效率产生影响^[14-15],减少由环境污染、资源短缺等问题引起的社会经济损失^[16-18],减少制度成本,大大提高地区环保有关的管理效率、生产效率、制度效率,为新质生产力提供必要的制度保障机制,加快发展新质生产力的科技生产力、绿色生产力、数字生产力,为地区新质生产力的形成提供方向指引。因此,本文提出假设 H1。

H1:生态环保审计有利于提升地区新质生产力水平。

(二)生态环保审计对新质生产力的机制分析

生态环保审计通过揭示和披露地区环保相关的违规违纪问题和具体金额,具有威慑效应,强化地方政府的环保执法强度与治理效能,并进一步传导至微观企业的环保治理压力,激发内在绿色创新动力,进而有利于地区新质生产力的提升。生态环保审计不仅细致审视政策执行、污染监管及资金运用的每一个环节,还深刻揭示地方政府在落实中央生态环保重大政策、实施污染防治举措、推进环保项目及资金运作方面的真实情况^[19]。作为与生态文明建设目标高度契合的审计机制,促使政府公共部门及主要领导干部在环境政策执行和资源运营管理中主动担当,通过与环境行政监管、司法监督等部门之间的紧密协作,大幅提升对地方官员失职与滥权行为的处理效率与成效,提升地区环境治理效能,提升地区新质生产力水平^[20-21]。同时,生态环保审计将环保监督压力建立传导到微观企业,减少企业层面在环保项目建设与资金方面的违规违纪问题。企业通过权衡环境违规成本与环保投资成本,调整生产决策,当前者大于后者时,便会激发企业内生的绿色转型动力,淘汰落后产能,采用更先进的环保技术和生产流程^[22],从而提高生产效率和产品质量^[23],推动新质生产力的发展。综合上述分析,本文提出假设 H2。

H2:生态环保审计能够发挥威慑效应进而有利于提升地区新质生产力水平。

生态环保审计展现显著的引导效应,有力促进了绿色环保补助的投入,进而为地区新质生产力的提升铺设了坚实基础。生态环保审计不仅对环境绩效的提升起到了直接的催化作用,还通过释放积极明确的信号,引导政府补助精准高效地流向那些亟需且能产生显著环境效益的项目。作为一种前瞻性的政策工具,政府补助旨在通过财政支持引导企业采取更加环保的行为,其中包括投资于清洁能源、节能减排技术等绿色升级措施^[24],引导社会资源向绿色新兴产业集聚,促进绿色新兴产业的快速发展壮大,形成新的经济增长点,从而这激发了整个行业的绿色转型浪潮^[25-26],促进企业提升市场竞争力、融资能力和环保投资水平^[27-28]。长期来看,这将促进地区经济的高质量可持续发展和产业结构的升级,最终有利于地区新质生产力的提高。综合上述分析,本文提出假设 H3。

H3:生态环保审计能够发挥引导效应进而有利于提升地区新质生产力水平。

生态环保审计提高了地区环保关注度,强化环境治理动机,进而有利于地区新质生产力的提升。根据公共受托责任理论,政府作为国家的代理人,代表公众管理和使用国家的公共资源。公众(作为委托人)将国家的经济资源委托给政府(作为受托人),后者负责以公众的利益为前提行使权力和责任,管理国家的财政资源,确保公共财产的安全和高效地使用。国家审计机关的职责之一就是监督政府是否履行了这种受托责任,确保公共资金的合理分配和有效运用以及防止资源浪费和公共利益的损害。审计生态环境保护相关政策措施的执行与资金的运用状况,这种评价机制有助于政府在进行环境治理时更加注重成本效益分析,从而提高治理的积极性和效率。生态环保审计结果的公开能够提高政府工作的透明度,使公众能够了解政府在工作治理方面的工作进展和成效。这种透明度的提高有助于增强公众的监督作用,促使政府部门在环境治理上更加积极主动。环境治理动机的提升不仅改善了生态环境,而且通过促进技术创新、产业升级和绿色发展方式的转变,为地区新质生产力的提升提供了动力和支撑。综合上述分析,本文提出假设 H4。

H4:生态环保审计能够提高地区环保关注度进而有利于提升地区新质生产力水平。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

针对审计署自 2016 年至 2019 年先后对 16 个省市的生态环境保护状况进行了审计,本文借助多期双重差分模型,选取 2011—2022 年全国 288 个地级及以上城市的面板数据作为研究样本,研究生态环保审计政策对地区新质生产力的影响。本文对连续变量实施了 1% 与 99% 分位数的 Winsorize 处理。生态环保审计数据根据审计署发布的生态环保审计结果公告经手工整理获取,其余数据主要来源于国泰安数据库(CSMAR)、北大法宝数据库、《中国城市统计年鉴》《中国环境统计年鉴》以及各城市统计年鉴和国家知识产权局。

(二)变量定义

1. 被解释变量

新质生产力(*Npro*)。参考赵鹏等^[29]的做法,本文构建涵盖科技生产力、绿色生产力及数字生产力三维度的综合评价指标框架,下设 13 个二级指标,利用熵值法量化评估地级市的新质生产力发展水平。

2. 解释变量

生态环保审计(*Eaudit*)。本文将 2017—2019 年生态环保审计的开展作为一项准自然实验,参考郭檬楠和田雨薇^[19]的研究,根据审计署发布的生态环保审计结果公告,若某城市在某年实施了生态环保审计,则该城市该年及后续年份的 *Eaudit* 取值为 1,否则为 0。

3. 中介变量

(1) 环保执法强度(*Eap*)。参考王贞洁和王惠^[30]的研究,本文从北大法宝数据库中统计地区环保行政处罚案件数量,取其自然对数作为地方环保执法强度的代理变量。

(2) 绿色环保补助(*GSub*)。借鉴王永贵和李霞^[31]、于芝麦^[32]的研究,本文依据上市公司年报附注中的政府补助项目明细,通过查找环保相关关键词(“可持续发展”“绿色”“环保补贴”“节能”等),识别政府环保补助的存在。随后,对识别出的政府环保补助进行手工整理,以确定企业实际获得的政府研发补助金额。最终,本文将企业各年的政府环保补助加总至所处地区层面取自然对数衡量政府绿色环保补助。

(3) 环境治理动机(*EFre*)。参考高斌和张金龙^[33]的研究,本文以政府工作报告提到环保等相关关键词的词频数量占报告总字数来表示政府环境治理动机。

4. 调节变量

(1) 绿色创新水平 ($Gpat$)。参考王彪华等^[34]的做法,本文系用当年该地区绿色专利的申请数量加1取自然对数来衡量绿色创新水平。该值越大,说明地区的绿色创新水平越高。

(2) 人工智能化程度 (Aic)。参考栗向阳等^[35]的做法,本文统计城市层面的人工智能企业数量加1取自然对数,衡量地级市的人工智能化程度。该值越大,说明地区的人工智能化程度越高。

5. 控制变量

本文选取的控制变量包括政府干预水平 ($Fiscal$)、经济发展水平 ($PGDP$)、对外开放水平 ($Open$)、人力资本水平 ($Human$)、城镇化水平 ($Urban$)、产业结构 ($Industry$) 与金融发展水平 ($Finan$),以控制这些因素对地区新质生产力的影响。同时,本文控制了年份、地级市个体固定效应。以上变量的度量方法详见表1。

(三) 模型设定

为检验生态环保审计对地区新质生产力的影响,验证假设 H1,本文构建多期双重差分模型如下:

$$Npro_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Eaudit_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在模型(1)中, i 和 t 分别代表地级市和时间; $Npro_{it}$ 为被解释变量新质生产力; $Eaudit_{it}$ 为生态环保审计; $Controls_{it}$ 为控制变量;城市固定效应 μ_i 代表不随时间变化但影响地区新质生产力的城市个体因素;年份固定效应 η_t 代表随时间变化对地区新质生产力产生影响的因素; ε_{it} 为随机扰动项。当系数 α_1 显著为正时,意味着生态环保审计对新质生产力具有显著的提升作用。

为了检验生态环保审计在促进地区新质生产力中的机制,验证假设 H2 - H4,本文建立中介效应模型:

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Eaudit_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

为检验调节效应,本文构建如下面板数据计量模型进行实证检验:

$$Npro_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Eaudit_{it} + \alpha_2 Eaudit_{it} W_{it} + \alpha_3 W_{it} + \alpha_4 Controls_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

在模型(2)中, M_{it} 包含环保执法强度 (Eap)、绿色环保补助 ($GSub$)、环境治理动机 ($EFre$)。模型(3)在模型(1)的基础上引入 W_{it} 以及 $Eaudit_{it}$ 的交互项, W_{it} 包括绿色创新水平 ($Gpat$)、人工智能化程度 (Aic)。若系数 α_2 显著为正,说明地区绿色创新水平和地区人工智能化程度对生态环保审计与新质生产力之间的关系起到正向调节作用,其余变量解释与模型(1)保持一致。

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计分析

表2报告了主要变量的描述性统计结果。

(二) 基准回归结果

为了检验假设 H1,本文利用模型(1)进行回归分析,并将结果汇总于表3。在表3的列(1)中仅考虑了固定效应,未纳入任何控制变量,结果显示生态环保审计 ($Eaudit$)

的系数为0.017,在1%的水平上呈现统计显著性。在列(2)中进一步引入控制变量后, $Eaudit$ 的系数为0.016,仍在1%的置信水平上显著为正,说明生态环保审计对地区新质生产力具有促进作用,验证了假设 H1。

表1 主要变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	新质生产力	$Npro$	地区新质生产力评价指标体系
解释变量	生态环保审计	$Eaudit$	开始当年及以后取1,其他取0
中介变量	环保执法强度	Eap	环保行政处罚案件数量取对数
	绿色环保补助	$GSub$	政府环保补助加总至地区层面取对数
	环境治理动机	$EFre$	政府工作报告中环保等相关关键词的词频数量占比
调节变量	绿色创新水平	$Gpat$	绿色专利申请数量+1取对数
	人工智能化程度	Aic	人工智能企业数量+1取对数
控制变量	政府干预水平	$Fiscal$	财政一般预算支出总额取对数
	经济发展水平	$PGDP$	地区生产总值平减指数
	对外开放水平	$Open$	货物进出口总额/地区生产总值
	人力资本水平	$Human$	高等学校在校生人数/总人口
	城镇化水平	$Urban$	城镇人口/总人口
	产业结构	$Industry$	第三产业产值/第二产业产值
	金融发展水平	$Finan$	金融机构贷款余额/地区生产总值

表2 主要变量的描述性统计结果

变量	样本	均值	标准差	最小值	1/4分位	中位数	3/4分位	最大值
$Npro$	3458	0.206	0.213	0.026	0.117	0.155	0.221	3.105
$Eaudit$	3458	0.238	0.426	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
$Fiscal$	3458	14.956	0.738	13.322	14.472	14.893	15.362	17.505
$PGDP$	3458	1.424	0.331	0.644	1.213	1.404	1.589	2.529
$Open$	3458	0.185	0.289	0.001	0.028	0.078	0.211	1.715
$Human$	3458	0.021	0.026	0.001	0.005	0.011	0.023	0.124
$Urban$	3458	0.488	0.196	0.171	0.362	0.442	0.573	1.197
$Industry$	3458	1.069	0.544	0.319	0.714	0.948	1.265	3.398
$Finan$	3458	1.076	0.599	0.351	0.662	0.905	1.302	3.418

(四) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

使用多期双重差分模型的关键前提是满足平行趋势假设,本文通过设定时间虚拟变量,分别考察生态环保审计政策实施前后数年的情况。如图 1 所示,在政策实施前五年内变量均不显著异于 0,通过了平行趋势检验;政策实施后,变量回归系数的变动幅度显著增大,说明生态环保审计后对新质生产力具有持续且显著的正向影响,与基准回归结果一致。

2. 安慰剂检验

针对实证检验中可能会遇到序列相关问题导致估计结果出现偏差,影响结论的准确性,本文参照李兆东和李振覃^[36]的研究,采用随机生成处理组的方法进行安慰剂检验,对生态环保审计(*Eaudit*)的实施样本进行 1000 次随机抽样和回归分析,观察得到的估计系数是否与基准回归结果有显著差异。图 2 直观地展示了以 *Npro* 为因变量的 *Eaudit* 系数概率密度及其 *P* 值分布情况。结果显示,基准回归结果并非受到其他未观测变量的影响。

表 3 基准回归结果

	(1)	(2)
	<i>Npro</i>	<i>Npro</i>
<i>Eaudit</i>	0.017 *** (2.739)	0.016 *** (2.683)
<i>_cons</i>	0.202 *** (94.729)	1.972 *** (8.910)
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>City/Year FE</i>	Yes	Yes
<i>N</i>	3458	3458
<i>Adj. R²</i>	0.810	0.816

注:括号内为 *t* 统计量,***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平,下同。

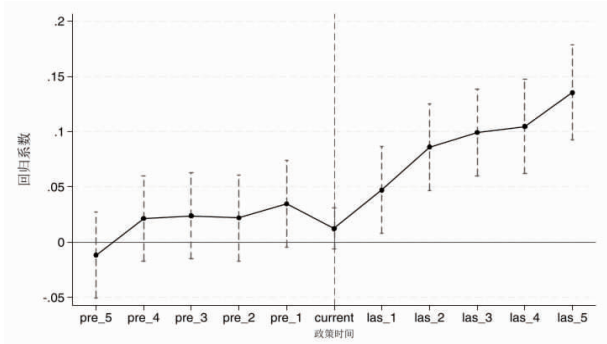


图 1 多期 DID 平行趋势检验

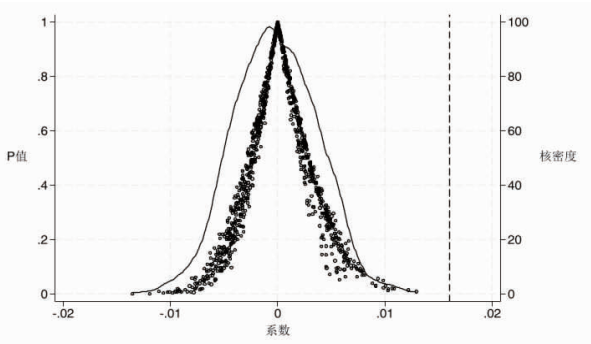


图 2 安慰剂检验系数和 P 值分布

3. PSM-DID 检验

鉴于不同地级市可能因城市个体特征差异而存在内生性问题,本文采用倾向得分匹配法结合双重差分估计,以减轻这种潜在的偏差。利用经 PSM 平衡检验通过的倾向得分匹配后的样本重新对模型进行回归。表 4 列(1)结果显示,生态环保审计与新质生产力的估计系数为 0.013,在 10% 的水平上显著为正,说明生态环保审计能够提高地区新质生产力水平。

4. 替换被解释变量

参考韩文龙等^[37]的测度方法,本文重新测度地级市新质生产力,使用模型(1)进行回归。从表 4 列(2)的回归结果来看,生态环保审计对地区新质生产力水平仍有正向促进作用,假设 H1 再次得到验证。

5. 剔除直辖市和省会城市样本

为了减少直辖市和省会城市的特殊性对研究结果的影响,本文剔除直辖市和省会城市的样本后重新进行回归。由表 4 列(3)结果可知,剔除直辖市和省会城市样本后,生态环保审计对地区新质生产力的提升作用仍得到验证。

6. 排除噪声干扰

参考马志娟和殷方宁^[7]的研究,本文将生态环保督察(*EIS*)和环保约谈(*EC*)作为控制变量加入模型(1)中进行回归。本文将中央生态环保督察组首次督察进驻各省份的当年及以后年份赋值为 1,否则为 0。生态环境部

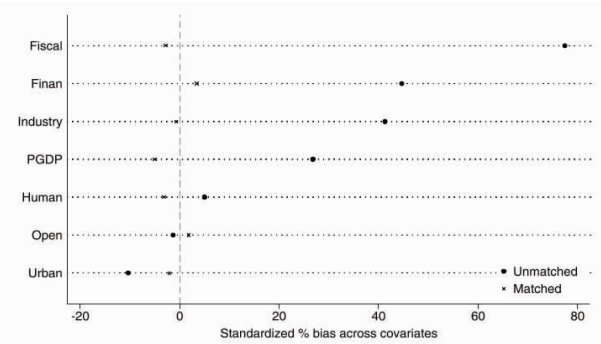


图 3 PSM 平衡检验

在各城市首次开展约谈工作当年及以后年份赋值为1,否则为0。由表4列(4)结果可知,排除噪声干扰后,研究结论仍具有稳健性。

(四) 机制检验

前文的理论分析及实证检验均表明,与那些未实施生态环保审计的地区相比,实施了环保审计的地区在新质生产力方面实现了显著提升。为了检验生态环保审计能否通过提高环保执法强度(*Eap*)、增加绿色环保补助(*GSub*)、增强环境治理动机(*EFre*)影响地区新质生产力,验证假设H2、假设H3和假设H4,本文利用模型(2)进行实证检验。表5列(1)至列(3)表明生态环保审计显著增加了绿色环保补助;列(3)中生态环保审计与环境治理动机(*EFre*)的系数在1%的水平上显著为正,表明开展生态环保审计提高了地区环保执法强度,增加了绿色环保补助,且地区的环境治理动机得到显著强化,假设H2、假设H3和假设H4得以验证。

(五) 调节效应检验

1. 绿色创新水平

新质生产力积极倡导加速生产方式的绿色转型,提升经济发展的“含绿量”,以绿色发展的新成果塑造先进生产力的新形态。因此,本文探究绿色创新水平如何影响生态环保审计在地区新质生产力中的赋能作用,采用模型(3)进行实证分析,回归结果如表6列(1)所示,随着地区绿色创新水平的提高,生态环保审计对新质生产力的促进作用得到进一步强化。

2. 人工智能化程度

新质生产力作为衡量地区经济活力与创新能力的指标,其持续增长的动力源泉多元化,不仅根植于传统产业的转型升级与结构优化,还显著受益于新兴技术的蓬勃发展。因此,为了深入探究地区人工智能化程度如何影响生态环保审计在地区新质生产力中的赋能作用,本文采用模型(3)进行实证回归分析,如表6列(2)所示。交乘项 *EauditAlc* 的回归系数为0.023,在1%的水平上显著,表明地区人工智能化程度正向调节生态环保审计与新质生产力之间的关系。随着地区人工智能化程度的提高,生态环保审计对地区新质生产力的正向影响被强化。

五、进一步分析

在国家治理现代化的进程中,生态环保审计扮演着至关重要的角色。生态环保审计是对目前非正式、地方层级环境规制的补充,形成集生态保护与环境规制手段多样的完整监督体系。为了验证生态环保审计对现有生态环境监督体系的作用,本文进一步探究社会审计力量、地方环境规制强度、公众环境关注度对生态环保审计和新质生产力关系的异质性影响。

(一) 社会审计力量的异质性影响

本文采用各城市由“四大”审计的上市企业总数占总企业数之比来衡量社会审计力量强弱,根据所有样本社会审计力量的中位数划分为强弱两组。结果显示,在社会审计力量较强的地区,生态环保审计对新质生产力的影响显著为正,而在社会审计力量较弱的地区则不显著。这表明社会审计机构在审计过程中收集的大量数据

表4 稳健性检验结果

	(1) <i>Npro</i>	(2) <i>NPRO</i>	(3) <i>Npro</i>	(4) <i>Npro</i>
<i>Eaudit</i>	0.013 * (1.648)	0.005 *** (4.844)	0.016 ** (1.997)	0.016 ** (2.160)
<i>EIS</i>				0.008 (1.111)
<i>EC</i>				0.003 (0.375)
<i>_cons</i>	2.237 *** (5.033)	0.001 (0.028)	2.292 *** (5.695)	1.971 *** (5.162)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City/Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	3230	3367	3148	3458
<i>Adj. R²</i>	0.817	0.964	0.818	0.816

表5 机制检验结果

	(1) <i>Eap</i>	(2) <i>GSub</i>	(3) <i>EFre</i>
<i>Eaudit</i>	0.290 *** (4.163)	0.139 *** (2.700)	0.017 *** (4.287)
<i>_cons</i>	-3.146 (-1.092)	15.978 *** (8.048)	0.377 ** (2.497)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>City/Year FE</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	3458	3458	3458
<i>Adj. R²</i>	0.793	0.670	0.455

表6 调节效应检验结果

	(1) <i>Npro</i>	(2) <i>Npro</i>
<i>Eaudit</i>	-0.003 (-0.334)	-0.008 (-0.963)
<i>Gpat</i>	-0.003 (-0.622)	
<i>Eaudit × Gpat</i>	0.019 *** (3.692)	
<i>Alc</i>		-0.051 *** (-4.355)
<i>Eaudit × Alc</i>		0.023 *** (6.070)
<i>_cons</i>	1.984 *** (5.304)	2.189 *** (5.224)
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>City/Year FE</i>	Yes	Yes
<i>N</i>	3458	3458
<i>Adj. R²</i>	0.819	0.823

和信息,且严格的审计监督促使企业加强内部管理,提高资源利用效率,减少环境污染和生态破坏,从而实现了绿色发展和可持续发展。

(二)地方环境规制强度的异质性影响

参考胡洁等^[38]、刘荣增和何春^[39]的研究,本文采用工业污染治理投资完成额在第二产业中所占比重来评估环境规制强度,根据样本环境规制强度的中位数划分为高低两组。回归结果显示,在环境规制强度较高的地区,生态环保审计对新质生产力的提升作用显著为正,而在环境规制强度较低的地区则不显著。在环境规制强度较高的地区,严格的政策执行和监管促使其更加重视环境保护和合规性。相比之下,在环境规制强度较低的地区,由于缺乏足够的监管压力和激励机制,生态环保审计的作用相对有限,环保投入的积极性和效果也大打折扣。

(三)公众环境关注度的异质性影响

参考吴力波等^[40]的研究,本文利用各城市年度百度雾霾搜索指数来度量公众环境关注度的水平,根据样本公众环境关注度的中位数划分为高低两组。回归结果显示,在公众环境关注度较高的地区,生态环保审计对新质生产力的回归系数显著为正,而在公众环境关注度较低的地区则不显著。在公众环境关注度较高的地区,民众对环境保护的强烈意识和舆论监督形成了强大外部约束。相反,在公众环境关注度较低的地区,由于缺乏足够的外部压力和监督,生态环保审计的影响力相对减弱,难以有效激发地区的环保动力和创新活力。

六、拓展性检验:科技金融试点政策的协同效应

生态环保审计以环境保护和可持续发展为出发点,发挥正向激励绿色环保发展和反向倒逼排污企业绿色创新的作用,地区绿色创新活动需要大量的科学技术与金融资本的支持。科技金融试点政策能够进一步促进绿色科技的应用与发展,加速其研发与商业化进程,并通过资金支持和政策引导,鼓励企业采用更加环保的生产技术。因此,为了检验科技金融试点政策与生态环保审计是否发挥政策协同作用,共同促进地区新质生产力发展,本文参考郭进等^[41]的做法,根据是否入选两批“促进科技和金融结合试点”地区名单,设置虚拟变量 *DID*,表示城市 *i* 在年份 *t* 受科技金融试点政策实施影响的状态,若当年及以后年份入选则赋值为 1,否则为 0。通过加入交乘项 *EauditDID*,探究“促进科技和金融结合试点”政策与生态环保审计的协同作用,实证结果如表 8 所示,结果表明交乘项 *EauditDID* 的系数在 1% 水平上显著为正,说明“促进科技和金融结合试点”政策的落实可以协同生态环保审计的力量,共同赋能地区新质生产力。

七、结论及政策建议

本文利用 2011—2022 年地级市面板数据,实证分析了生态环保审计对地区新质生产力的影响效应。研究结果显示,生态环保审计对地区新质生产力水平的提升具有正向促进作用,且生态环保审计通过提高环保执法强度、增加绿色环保补助、增强环境治理动机等路径,显著提升了地区新质生产力水平。调节效应分析表明,地区绿色创新水平和地区人工智能化程度能够正向调节生态环保审计对地区新质生产力的促进作用。异质性分析结果表明,在社会审计力量较强、地方环境规制强度大以及公众环境关注度高的地区,生态环保审计对地区新

表 7 异质性分析结果

	(1) 社会审计 力量强	(2) 社会审计 力量弱	(3) 环境规制 强度高	(4) 环境规制 强度低	(5) 公众环境 关注度高	(6) 公众环境 关注度低
<i>Eaudit</i>	0.047 ** (2.570)	-0.008 (-1.307)	0.019 *** (2.690)	0.013 (0.924)	0.028 ** (2.200)	0.003 (0.327)
<i>_cons</i>	2.160 *** (4.354)	1.128 *** (3.633)	1.791 *** (3.751)	1.978 *** (3.181)	2.339 *** (3.886)	1.425 *** (2.835)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City/Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1144	2314	1962	1496	1786	1672
<i>Adj. R²</i>	0.900	0.810	0.884	0.769	0.657	0.910
经验 <i>P</i> 值	0.004 ***		0.032 **		0.068 *	

注:经验 *P* 值用于检验异质性分析的组间调整系数差异显著性,通过采用费舍尔组合检验(基于 1000 次抽样)计算得出。

表 8 科技金融试点政策的协同效应

	(1) <i>Npro</i>	(2) <i>Npro</i>
<i>Eaudit</i>	0.017 ** (2.302)	0.002 (0.292)
<i>Eaudit × DID</i>		0.067 *** (5.277)
<i>DID</i>	0.083 *** (3.228)	0.064 ** (2.330)
<i>_cons</i>	1.913 *** (5.091)	1.857 *** (5.017)
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>City/Year FE</i>	Yes	Yes
<i>N</i>	3458	3458
<i>Adj. R²</i>	0.817	0.820

质生产力的促进作用更加显著。另外研究还发现,科技金融试点政策与生态环保审计对提升地区新质生产力发挥了协同效应。

本文研究结论具有如下政策启示:第一,应进一步强化生态环保审计的制度和执行力度,确保其能够全面、准确地揭示环境问题,并为政策制定提供科学依据。实施执法强度升级工程,可将审计结果与生态环境部门执法系统直连,对高污染企业实施动态信用评级,评级结果与绿色信贷、财政补贴直接挂钩,可以促使地方政府和企业更加重视环境保护,推动绿色低碳产业的发展。第二,应注重生态环保审计赋能新质生产力的机制渠道,为培育新质生产力提供良好的发展环境,着重强调生态环保审计发挥的威慑效应、引导效应与关注度效应,促进企业的绿色升级与转型,共同促进产业高质量发展,提升新质生产力活力。第三,应积极推动多政策协同效应,融合多手段、多维度政策共同发挥环境治理的协同效应,比如建立信息共享平台,设计绿色金融产品。通过科技金融等政策的支持,进一步强化生态环保审计的实施效果,为地区新质生产力的培育提供更有力的支持。

参考文献:

- [1] 蒋水全,谭蕴林,孙芳城,等. 低碳城市建设、环境审计与企业碳排放——基于低碳城市试点政策的准自然实验[J]. 审计与经济研究,2024(3): 24-36.
- [2] 熊明良,于鹏. 政府环境审计对生态环境质量提升的调节效应[J]. 审计研究,2023(2): 35-46.
- [3] Jiang Q, Tan Q. Can government environmental auditing improve static and dynamic ecological efficiency in China? [J]. Environmental Science and Pollution Research, 2020, 27(6): 21733-21746.
- [4] 杨野,张军,韩冰. 自然资源资产离任审计与环境信息披露——基于120个环保重点城市的经验证据[J]. 兰州学刊,2021(9): 46-60.
- [5] 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): 109-124.
- [6] 胡晓明,陶赞,戴冰. 环保考核、ESG表现与企业价值——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]. 南京财经大学学报,2024(1): 59-69.
- [7] 马志娟,殷方宁. 自然资源资产离任审计、环境注意力与环境治理效率[J]. 审计与经济研究,2023(6): 5-15.
- [8] 邢维全. 国家审计能促进营商环境优化吗?——一个考虑空间溢出效应的再检验[J]. 审计与经济研究,2022(5): 23-32.
- [9] 王彦东,马一先,乔光华. 国家审计能促进区域营商环境优化吗?——基于2008~2016年省级面板数据的证据[J]. 审计研究,2021(1): 31-39.
- [10] 邢祥娟,陈希晖. 资源环境审计在生态文明建设中发挥作用的机理和路径[J]. 生态经济,2014(9): 155-161.
- [11] 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.
- [12] Kayrak M. Evolving challenges for supreme audit institutions in struggling with corruption[J]. Journal of financial crime, 2008, 15(1): 60-70.
- [13] 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.
- [14] 郭鹏飞. 中国资源环境审计的发展历程、理论表征与实践深化[J]. 重庆社会科学,2021(3): 7-20.
- [15] 徐薇,陈鑫. 生态文明建设战略背景下的政府环境审计发展路径研究[J]. 审计研究,2018(6): 5-11.
- [16] Li X, Tang J, Feng C, et al. Can government environmental auditing help to improve environmental quality? Evidence from China[J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2023, 20(4): 2770.
- [17] Del Giudice A, Rigamonti S. Does audit improve the quality of ESG scores? Evidence from corporate misconduct[J]. Sustainability, 2022, 12(14): 5670.
- [18] 马志娟,韦小泉. 生态文明背景下政府环境责任审计与问责路径研究[J]. 审计研究,2014(6): 18-24.
- [19] 郭檬楠,田雨薇. 生态环保审计能提高企业ESG表现吗? [J]. 审计研究,2024(2): 37-48.
- [20] 张瑛,张荣刚,孙上捷. 资源环境审计对经济高质量发展的影响研究——以国家治理为视角[J]. 经济问题,2022(11): 106-114.
- [21] 陈骏,单美贤,谭建华. 领导干部自然资源资产离任审计如何影响绿色创新? [J]. 审计研究,2023(3): 19-32.
- [22] 王业强,李豫. 中央环保督察促进地区产业结构升级了吗?——一个地方政府竞争的视角[J]. 中南林业科技大学学报(社会科学版), 2022(6): 19-30.
- [23] 李树,翁卫国. 我国地方环境管制与全要素生产率增长——基于地方立法和行政规章实际效率的实证分析[J]. 财经研究,2014(2): 19-29.
- [24] 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.
- [25] 李子彪,陈迪,丁茹伟,等. 新质生产力与制造企业绿色创新“增量提质”——基于数字化转型的中介效应和数字技术的调节作用[J]. 技术经济与管理研究,2015(1): 69-75.
- [26] 潘孝珍,傅超. 政府审计能使企业社会责任表现更好吗?——来自审计署央企审计的经验证据[J]. 审计与经济研究,2020(3): 12-21.
- [27] 卢洪友,王蓉,余锦亮. “营改增”改革、地方政府行为与区域环境质量——基于财政压力的视角[J]. 财经问题研究,2019(11): 74-81.
- [28] 石光,周黎安,郑世林,等. 环境补贴与污染治理——基于电力行业的实证研究[J]. 经济学(季刊), 2016(4): 1439-1462.
- [29] 赵鹏,朱叶楠,赵丽. 国家级大数据综合试验区与新质生产力——基于230个城市的经验证据[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2024

(4):62-78.

- [30]王贞洁,王惠. 低碳城市试点政策与企业高质量发展——基于经济效率与社会效益双视角的检验[J]. 经济管理,2022(6):43-62.
- [31]王永贵,李霞. 促进还是抑制:政府研发补助对企业绿色创新绩效的影响[J]. 中国工业经济,2023(2):131-149.
- [32]于芝麦. 环保约谈、政府环保补助与企业绿色创新[J]. 外国经济与管理,2021(7):22-37.
- [33]高斌,张金龙. 碳市场对审计定价的溢出效应研究[J]. 审计与经济研究,2023(5):33-42.
- [34]王彪华,王帆,刘国梁. 政策落实跟踪审计能够降低区域碳排放吗——基于“三大攻坚战”政策跟踪的研究[J]. 会计研究,2023(12):146-158.
- [35]栗向阳,王磊,张宇欣. 长江经济带新质生产力发展的时空演化格局及其影响因素[J]. 长江流域资源与环境,2024(5):909-923.
- [36]李兆东,李振覃. 自然资源资产离任审计能提升环境治理效率吗? [J]. 审计与经济研究,2023(5):5-14.
- [37]韩文龙,张瑞生,赵峰. 新质生产力水平测算与中国经济增长新动能[J]. 数量经济技术经济研究,2024(6):5-25.
- [38]胡洁,于宪荣,韩一鸣. ESG 评级能否促进企业绿色转型? ——基于多时点双重差分法的验证[J]. 数量经济技术经济研究,2023(7):90-111.
- [39]刘荣增,何春. 环境规制对城镇居民收入不平等的门槛效应研究[J]. 中国软科学,2021(8):41-52.
- [40]吴力波,杨眉敏,孙可贺. 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.
- [41]郭进,杨琦,吴海明. 科技金融赋能农业生产效率提升——来自科技金融试点政策的经验证据[J]. 中国农村经济,2024(5):81-105.

[责任编辑:杨志辉]

Study on the Governance Efficiency of Eco-environmental Audit Enabling New Quality Productivity: Based on the Perspective of Law Enforcement Deterrence, Policy Guidance and Public Supervision

WEI Ming^{a,b}

(a. Academy of Intelligent Management Accounting;

b. School of Accounting, Shanxi University of Finance and Economics, Taiyuan 030006, China)

Abstract: With the deepening of economic globalization, regions face intensifying competing pressures from economic development and environmental protection. The cultivation and enhancement of new-quality productivity have become critical for achieving economic transformation and upgrading. Based on panel data from 288 prefecture-level cities in China between 2011 and 2022, this study employs ecological and environmental protection audits as a quasi-natural experiment and applies a multi-period difference-in-differences model to examine their impact on regional new-quality productivity. The empirical results indicate that ecological and environmental protection audits significantly enhance regional new-quality productivity levels through pathways such as strengthening environmental law enforcement, increasing green subsidies, and enhancing motivation for environmental governance. Furthermore, as regional green innovation levels and the degree of artificial intelligence advancement increase, the positive effect of ecological and environmental protection audits on new-quality productivity is further intensified. Additional analysis reveals that the role of ecological and environmental protection audits in boosting new-quality productivity is stronger in regions with robust social auditing capabilities, stringent local environmental regulations, and high public environmental awareness. Moreover, technology finance pilot policies and ecological and environmental protection audits exhibit a synergistic effect in enhancing regional new-quality productivity. The findings of this study enrich the understanding of the green governance effects of ecological and environmental protection audits and offer important implications for improving their implementation effectiveness and accelerating the development of new-quality productivity.

Key Words: ecological and environmental protection audit; new-quality productivity; ecological and environmental protection; policy synergy effect; economic transformation and upgrading; public oversight