

政府环境审计与企业绿色创新

卢 锐^{a,b}, 唐 凯^a, 陈诗婷^a

(中山大学 a. 管理学院, b. 审计与治理研究中心, 广东 广州 510006)

[摘 要]以我国 2007—2019 年 A 股上市公司为样本,基于地方官员与企业负责人视角,检验政府环境审计的效果。研究发现:政府环境审计能够促进工业企业的绿色创新。地方官员及企业负责人的环保重视度能够提振此促进效果。地方官员会借助环保补助与排污收费将环保理念传递给企业负责人,企业内部也会调整针对高管的薪酬契约设计以进行环保激励。进一步地,政府环境审计能够实现企业绿色创新的“增质提量”,并帮助发展新质生产力,且此效果受到多种企业内外部因素的影响。研究结论为进一步利用政府环境审计加强生态文明建设提供了理论证据与政策建议。

[关键词]政府环境审计;经济责任审计;绿色创新;环保重视度;新质生产力;生态文明

[中图分类号]F239 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2025)03-0025-12

一、引言

自 2015 年党的十八届五中全会提出“创新、协调、绿色、开放、共享”的新发展理念,我国高度重视绿色创新工作,并将其作为生态文明建设的重要内容。《管理科学技术名词》中将绿色创新界定为旨在保护环境的管理和技术创新的统称,本文聚焦于体现“硬实力”的绿色技术创新。绿色创新能够减少企业的污染排放与资源耗用,以获得经济与环保的双赢^[1-2],对实现可持续发展战略具有举足轻重的作用。但是,创新活动高风险、高投入、长周期的特质,决定了推动企业开展绿色创新仍面临一定挑战。新古典经济学认为环境规制能够抑制企业的绿色创新^[3],而波特假说则与之相反,认为其会提升绿色创新^[4-5]。所以,厘清各种环境规制手段对企业绿色创新的作用具有较高的学术与实践价值。

国家审计是国家治理体系的重要组成部分^[6],其作用范围已实现全覆盖^①。我国审计机关始终关注资源环境问题,且各发展阶段均反映出政府环境审计与企业绿色创新的强关联性^②。政府环境审计是国家审计针对环保的部分,指依据一定标准,对各相关组织负责人的环境责任履行情况实施评价及鉴定,以此为基础提出建议,在必要时对责任人进行追究的审计工作^[7]。绿色创新作为企业的一种环保行为,由企业负责人(文中均指需对企业环保活动负责的高管)决策,并受到地方官员政策制定权与资源配置权的间接作用。所以,理应从地方官员与企业负责人视角分析政府环境审计对于企业绿色创新的作用机理。

政府环境审计相较于其他环境规制手段具备独特性^[7]。其实施权限由宪法赋予,更为独立、权威;

[收稿日期]2024-02-11

[基金项目]广东省哲学社科规划审计理论研究专项重点项目(GD23SJ02);广东省自然科学基金(2022A1515011799)

[作者简介]卢锐(1975—),男,江西南昌人,中山大学管理学院教授,中山大学审计与治理研究中心执行主任,博士生导师,主要研究方向为审计、会计、公司治理等;唐凯(1999—),男,辽宁铁岭人,中山大学管理学院博士生,主要研究方向为审计与公司治理,通信作者,邮箱:tangk26@mail2.sysu.edu.cn;陈诗婷(2001—),女,福建福州人,中山大学管理学院硕士生,主要研究方向为审计、公司治理等。

①例如,我国 2021 年出台《“十四五”国家审计工作发展规划》,对国家审计在政策落实、财政资金、国企治理、金融发展、农业农村、民生大计、经济责任、环境保护等方面作出的突出贡献进行总结并提出未来规划。

②根据审计署网站专栏专题中的《我国资源环境审计的发展历程》梳理总结:起步阶段(1983—1997 年)尚未明确环境审计的概念,但已经启动试点工作;探索阶段(1998—2002 年)成立了农业与资源环保审计司且审计署当选为世界审计组织环境审计委员会执委会 15 个成员单位之一;发展阶段(2003 年至今)将资源环境审计列为六大审计类型之一,并出台首个官方文件。体现出对企业环保表现的持续关注。

实施内容更加广泛,既包含污染防治,又包含资金使用;实施对象囊括各级地方政府以及相关企业,兼具“审政”与“审企”的功效。此外,自然资源资产离任审计是政府环境审计中针对官员特定时点的检查。相较而言,政府环境审计囊括了自然资源资产离任审计的内容,但其动态检查负责人任中事务的特点更符合全过程跟踪审计的政策导向。可见,专门针对政府环境审计这一环境规制手段探究其对于企业绿色创新的效果十分必要。

为了充分发挥国家审计的环保功效,我国于2009年提出《审计署关于加强资源环境审计工作的意见》(下称《加强环境审计意见》),要求省级和计划单列市的审计机关每年至少开展一项环境审计,重点关注资源损失浪费与工业企业“三废”(废气、废水、固体废弃物)问题,同时考察企业执行环保政策法规和环保资金投入与使用的效果^①。现有审计公告显示,工业企业作为资源消耗者与污染排放者,其污染防治薄弱与环保资金使用漏洞等问题被多次提及。相应地,地方官员会更重视辖区内工业企业的环境表现,并传导至工业企业负责人,继而引发企业在短期“策略性”与长期“实质性”的环保决策中进行抉择。本文利用《加强环境审计意见》出台提供的准自然实验场景,探究政府环境审计对工业企业绿色创新的作用效果,并检验地方官员与企业负责人在其中发挥的作用。

本文可能的贡献在于:其一,拓展企业绿色创新驱动因素的研究视角。现有研究更多关注直接引导与约束企业行为的环境规制政策,如环境信息披露^[2]、环境保护税^[8]等命令型规制以及环境权益交易市场^[9]等市场型规制对企业绿色创新的促进作用^[10],或环境规制施加的制度成本对企业的绿色创新的抑制作用^[11]。政府环境审计兼具“审政”与“审企”的功效,并直接对组织负责人进行问责^[7]。围绕这些同时作用于企业与地方政府,直接及间接影响企业绿色创新行为的政策工具的思考仍不够充分。于是,本文将政府环境审计作为一种同时作用于地方政府和企业的绿色创新驱动因素进行分析。其二,丰富政府环境审计的经济后果研究。现有研究已检验政府环境审计对地区及企业环保表现的影响^[12-17],并进一步探究其对企业绿色创新的促进作用。这些研究主要聚焦于国有企业^[18-19]或部分地区^[20]的个别维度、自然资源资产离任审计的独特形式^[21],但并未充分揭示出政府环境审计对全部工业企业的作用效果及机制。本文立足出台政府环境审计相关政策的事件冲击,外生地检验其对于更为广泛的工业企业绿色创新的影响,更具有普适性意义。其三,补充政府环境审计作用于企业绿色创新的路径。本文立足地方官员及企业负责人视角,分析政府环境审计借助对此二者开展经济责任审计,进而作用于工业企业绿色创新的理论路径,拓展组织负责人在政府环境审计促进企业绿色转型过程中的角色定位认知,并揭示政府环境审计直接以及间接通过地方政府作用于企业的“双路径”。研究结论能够为后续坚持贯彻政府环境审计的政策提供决策依据,并为未来政府环境审计主要考核对象的选取提供思路。

二、理论分析与假设提出

波特创新假说指出,恰当的环境规制能够实现创新补偿,进而促进企业绿色创新^[4-5]。绿色创新相较于企业的其余环保行为,风险高且周期长,但其能够借助当下的短期研发投入而抵减未来长期的环境支出,帮助企业收获环保方面的比较优势^[4]。因此,若政府环境审计能够实现创新补偿,并促使地方官员及企业负责人更为关注长期环境绩效,其将提升企业的绿色创新水平;反之,若其未能提供创新补偿,将可能无法实现预期环保效益,反而会催生出策略性行为。

政府环境审计通过对地方官员与企业负责人生态文明建设情况的考核,共同作用于工业企业的绿色创新。政府环境审计包含多种手段,其中的经济责任审计与自然资源资产离任审计是直接作用于组织负责人效用函数的两种更有力手段。经济责任审计是对负责人整个任期的全过程跟踪审计,而自然资源资

^①相关内容列示于2009年9月4日的《审计署关于加强资源环境审计的意见》政策文件。

产离任审计则只在离任时点回顾检查。从环保维度而言,经济责任审计将生态文明建设作为重点项目之一,且考核全过程的特征更能推动环保负责人带领所在单位作出动态调整。因此,本文将主要基于经济责任审计这一具体形式,探究政府环境审计通过地方政府与企业双维度影响工业企业绿色创新的作用路径,见图1。

(一) 促进效应

《加强环境审计意见》能够推动

地方官员及企业负责人共同关注当期及未来的环境绩效,继而促进工业企业的绿色创新。从地方官员角度看,《加强环境审计意见》要求各级审计机关积极履行对地方官员环保工作的审计监督责任,即加强对地方官员经济责任审计过程中生态文明建设情况的重视程度。地方官员的环保重视度提升后,其会利用资源配置权^[22]与政策制定权^[23],将长期环保指标下放给辖区企业^[24],推动其开展根本性的绿色创新活动以满足自身长期环境考核要求。此外,地方官员亦可以通过提高排污收费水平来加大对非环保行为的处罚力度,提供环保补助来补偿企业开展绿色创新的成本,进而强化工业企业负责人推动所在企业开展绿色创新的意愿。

对于企业负责人而言,《加强环境审计意见》要求重点关注工业“三废”问题,同时考察其执行环保政策法规和环保资金投入与使用的效果。相应地,审计机关在对国有工业企业负责人进行经济责任审计时,将更加关注其所在企业的环保表现。此时,企业负责人会更倾向于带领所在企业开展绿色创新活动,以期在当下及未来环境考核时收获佳绩。同时,国有企业与非国有企业交易时,亦将更关注交易对手的环保表现,继而推动非国有工业企业重视环保并开展绿色创新。综上,《加强环境审计意见》的出台能够借助地方官员及企业负责人共同促进工业企业的绿色创新。由此,本文提出如下研究假设:

H_a: 政府环境审计能够促进工业企业的绿色创新。

(二) 抑制效应

《加强环境审计意见》亦可能迫使地方官员及企业负责人出现环保短视,继而催生出策略达标的行为,挤出工业企业的绿色创新。从地方官员角度看,政府环境审计可能对其产生“扭曲激励”效应,导致其更为关注易量化与达成的指标,以通过考核^[23]。相应地,政府官员可能使用“关、停、并、转”等方式来要求辖区内的工业企业绿色创新,以实现短期内环境绩效提升的“面子工程”^[25]。这会使得留存的工业企业不再敢于追求具有长周期与高风险特征绿色创新活动,反而迎合所在地政府的预期,追求短期环保绩效的改善,最终挤出自身的绿色创新活动。

对于企业负责人而言,政府环境审计对国有工业企业负责人的严格问责机制,亦可能迫使其为实现晋升目标而过分追求短期环保绩效,产生与地方官员类似的挤出效应。同时,此挤出效应亦将通过供应链交易传递至非国有工业企业,催生出策略性环保行为。此外,工业企业受到严格环境规制的信息将促使外部投资者感知到潜在风险,并索取更高的风险补偿,导致工业企业的融资成本上升^[26]。此时,工业企业负责人带领企业开展绿色创新的主观意愿降低,且在客观上受到成本上升的阻碍,继而共同挤出其绿色创新活动。可见,《加强环境审计意见》亦可能加剧地方政府及企业负责人的环保短视,进而抑制工业企业的绿色创新。由此,本文提出如下竞争性研究假设:

H_b: 政府环境审计能够抑制工业企业的绿色创新。

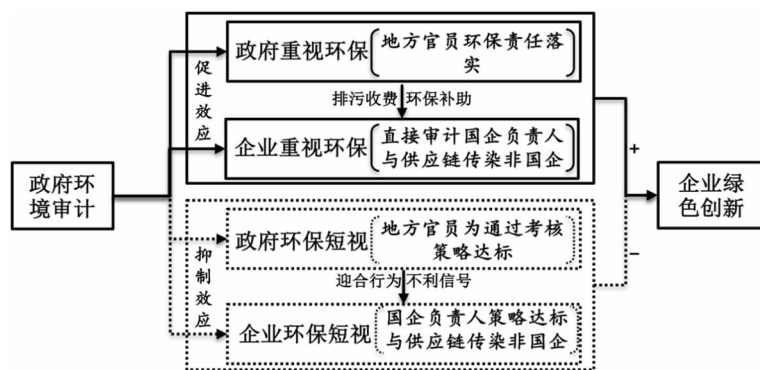


图1 政府环境审计与企业绿色创新的作用路径

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文以 2007—2019 年间 A 股上市公司为研究样本,主要是因为 2007 年我国推行新《企业会计准则》,大幅削弱先前数据的可比性^[14],2020 年我国开始推行“双碳”目标,此后样本对政府环境审计政策效果的识别会产生干扰。后文使用 2007—2012 年、2007—2022 年及 2003—2019 年的样本进行稳健性检验。本文按以下标准对样本进行剔除:(1)剔除金融与保险业上市公司;(2)剔除资产负债率小于 0 和大于 1 的上市公司;(3)剔除非正常交易上市公司;(4)剔除相关数据缺失的上市公司。

本文的数据包含企业绿色专利与公司特征数据两部分:A 股上市公司绿色专利申请量、获得量、地区排污收费、政府环保补助数据从中国研究数据服务平台(CNRDS)获取,地方政府工作报告数据从政府官网获取,企业财务报告中管理层讨论与分析章节的文本内容、高管薪酬数据及企业财务数据来源于国泰安(CSMAR)数据库。本文将上述数据匹配后,最终获得 27332 个年度观测值,并对连续变量进行 1% 的缩尾(Winsorize)处理。

(二) 指标选取

1. 被解释变量。绿色专利数量与研发投入金额相比更能展现企业绿色创新的产出特征。因此,本文参照已有文献做法^[2,10],使用企业当年发明型与实用新型绿色专利申请数总和(*Patent*)加 1 的自然对数衡量其绿色创新水平($\ln Patent$),并消除绿色专利申请数据的右偏分布问题。

2. 解释变量。审计署《加强环境审计意见》的出台可以看作一个外生冲击事件。因此,本文将 2009 年作为时间虚拟变量(*Post*),若当年大于等于 2009 年,则 *Post* 取值为 1,否则,取值为 0^[14]。同时,《加强环境审计意见》强调,政府环境审计实施过程中,要重点关注工业企业“三废”问题,审计公告的结果也更多指向工业企业。相应地,本文按照《上市公司行业分类指引(2012)》,将采矿业,制造业,电力、热力、燃气及水生产和供应业三个门类的企业作为实验组(*Treated*)并赋值为 1,其余赋值为 0^[14]。将 *Post* 与 *Treated* 的交乘项作为主要解释变量,同企业绿色创新进行回归。

3. 控制变量。参考已有研究^[2,9],本文选取企业财务绩效及治理水平两类常用变量进行控制。(限于篇幅,仅列示控制变量的含义,其经济意义留存备索。)(1)企业规模(*Size*):企业当期总资产的自然对数。(2)企业资产负债率(*Lev*):企业当期负债与资产总额的比值。(3)盈利能力(*LROA*):企业滞后一期净利润与总资产的比值。(4)经营活动现金流量(*CFO*):企业当期经营活动现金流量净额与资产总额的比值。(5)成长能力(*Growth*):企业当期与上期营业收入的差额与上期营业收入之比。(6)资本集中度(*Density*):企业当期固定资产总额与员工人数比值的自然对数。(7)企业年龄(*Age*):企业成立年限。(8)产权性质(*SOE*):企业实际控制人为国有资本则取值为 1,否则取值为 0。(9)股权结构(*Top1*):第一大股东持股比例。

(三) 实证模型

为了缓解潜在内生性问题,本文使用控制时间与个体固定效应的双重差分(DID)模型进行回归分析。同时,利用企业层面的聚类标准误进行调整,以增强模型的稳健性,见式(1):

$$\ln Patent_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treated_i \times Post_t + \beta_2 Controls_{it} + \sum Year + \sum Firm + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

若假设 H_a 成立,预期系数 β_1 显著为正;若 H_b 成立,则预期 β_1 显著为负。

四、实证结果

(一) 描述性统计分析

表 1 显示,我国上市公司绿色创新水平的均值为 0.350,中位数为 0,即样本期内超半数的上市企业未申请绿色专利,反映出样本企业绿色创新水平偏低的现象。上市企业绿色专利申请量的标准差为

15.59,反映出样本企业间绿色专利申请的较大差异。解释变量《加强环境审计意见》出台($Treated \times Post$)的均值为0.625,表明样本企业受政策影响的比例为62.5%。其他变量与现有文献基本一致,亦证实本文数据处理的可靠性,碍于篇幅,不再赘述。

(二) 基本回归结果

表2中列(1)为控制个体与时间固定效应的回归结果,列(2)为在列(1)基础上加入控制变量后的回归结果,列(3)为在列(2)基础上加入企业层面的聚类标准误后回归。结果表明,无论哪一种回归方式,《加强环境审计意见》出台与企业绿色创新水平均在1%水平下显著为正,即政府环境审计能够促进工业企业的绿色创新水平,假设Ha得证。Hb代表的抑制效应未成立,可能是因为政府环境审计是一项持续性工作,所以并不会仅仅引起地方官员与企业负责人的短期策略性行为。以列(3)为例,《加强环境审计意见》出台带来企业绿色创新增加0.157,即相对样本均值增加0.449。其余控制变量的符号也与预期基本一致。

(三) 稳健性检验

1. 平行趋势及动态效应分析。本文检验政府环境审计对于工业企业绿色创新的动态效应^[27],验证实验组与对照组在政策出台前满足平行趋势假设和政策效果的时间变化趋势。动态效应检验结果(备索)显示,《加强环境审计意见》出台前,各年的系数不显著,说明工业与非工业企业绿色创新水平在政策实施前不存在显著差异,证实满足平行趋势假设,符合使用双重差分方法的前提。政策出台当年 $current$ 显著为正,系数为0.042;政策出台后第一年 $post_1$ 系数明显上升为0.073,该作用效果更为明显也符合专利研发活动周期长的特征。往后各年系数均显著为正,且整体呈现上升趋势,政策出台后第十年的系数达到0.209,由此说明,政府环境审计能够持续地促进工业企业绿色创新。

2. 更换被解释变量。表3列(1)显示,直接使用绿色专利申请量的总和($Patent$)作为被解释变量,估计系数为1.917,在1%水平上显著为正。同时,由于研发创新活动具有长周期的特点,本文同样对滞后一期的绿色专利申请量进行回归,结果保持一致^①。这些检验说明本文的研究结论并未受到被解释变量设定与时间选取的影响,证实结论的可靠性。

3. 更换计量模型。为展现回归结果在不同计量模型中的稳健性,本文将绿色创新指标更改为虚拟变量 $\ln Patent_d$,若企业当年申请1个以上绿色专利则赋值为1,否则为0,并采用控制固定效应的Logit模型进行检验。表3列(2)结果显示,交乘项 $Treated \times Post$ 的回归系数为0.430,且在10%水平下显著为正,证实研究结论在选取不同计量模型的情况下均具有稳健性。

表1 变量描述性统计结果

变量	观测值	均值	中位数	标准差	最大值	最小值
$Patent$	27332	2.010	0.000	15.590	1193.000	0.000
$\ln Patent$	27332	0.350	0.000	0.790	7.090	0.000
$Treated \times Post$	27332	0.625	1.000	0.484	1.000	0.000
$Size$	27332	22.110	21.930	1.290	26.060	19.680
$Growth$	27332	0.190	0.120	0.470	3.130	-0.570
Lev	27332	0.440	0.440	0.210	0.890	0.050
$LROA$	27332	0.050	0.040	0.060	0.220	-0.160
$Density$	27332	12.560	12.520	1.140	15.770	9.480
Age	27332	16.310	16.000	5.480	30.000	4.000
SOE	27332	0.430	0.000	0.500	1.000	0.000
CFO	27332	0.050	0.050	0.070	0.250	-0.170
$Top1$	27332	35.130	33.280	14.970	74.820	8.810

表2 基本回归结果

	(1) $\ln Patent$	(2) $\ln Patent$	(3) $\ln Patent$
$Treated \times Post$	0.156 *** (7.182)	0.157 *** (7.215)	0.157 *** (6.352)
$Controls$		✓	✓
$Constant$	0.256 *** (18.492)	-1.726 *** (-6.812)	-1.726 *** (-4.101)
时间固定效应	✓	✓	✓
个体固定效应	✓	✓	✓
N	27236	27236	27236
R ²	0.693	0.694	0.694

注:括号内为经公司层面Cluster调整的t值;***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。下同。

①本文也使用滞后一期的被解释变量进行回归,回归系数仍旧在1%的统计水平下显著为正,碍于篇幅所限,结果留存备索。

4. 调整样本时间范围。首先将样本区间延长为 2003—2019 年,因为 2003 年被视为我国环保审计工作的里程碑。表 3 列(3) 显示 $Treated \times Post$ 估计系数为 0.191,且在 1% 水平下显著。然后将样本区间缩短为 2007—2012 年,针对《审计署 2008 年至 2012 年审计工作发展规划》所指区间进行研究,以排除 2013 年党的十八届三中全会后提出的其余环保政策的干扰。表 3 列(4) 显示 $Treated \times Post$ 估计系数为 0.084,且

在 1% 水平下显著。此外,将 2007—2022 年作为研究样本,以证实本文的研究结论在最新样本期内仍具有意义。表 3 列(5) 显示, $Treated \times Post$ 估计系数为 0.143,且在 1% 水平下显著。可见,无论延长或缩短样本时间范围,政府环境审计均会显著促进工业企业的绿色创新,展现本文研究结论在不同时间范围内的稳健性。

5. 倾向得分匹配。倾向得分匹配(PSM)方法被广泛应用于检验处理效应。本文同样采用半径为 0.01^① 的临近 1:1 倾向得分匹配(PSM)方法开展检验,所有控制变量在匹配后均通过平衡性检验。表 4 列(1)中 $Treated \times Post$ 的系数为 0.177,在 1% 水平下显著,说明本文的研究结论并未受到特定实验组与控制组选取的限制,结论比较可靠。

6. 排除其他政策影响。本文在表 4 列(2)到列(5)分别剔除环保法、排污交易权、中央生态环保督察、自然资源资产离任审计等可能与《加强环境审计意见》出台具有类似效果政策的潜在影响。第一,剔除 2015 年以后的高法治^②水平地区样本,以排除环保法的影响;第二,剔除 2011 年后七个碳排放权交易试点地区,排除碳排放交易权的影响;第三,剔除多期中央生态环保督察的实验组样本^[8];第四,进一步剔除 2014 年自

然资源资产离任审计的试点地区及 2018 年全面推行后的样本^[21],以展示结论的可靠性。表 4 列(2)到列(5)展示出相关结果,各列中 $Treated \times Post$ 的回归系数分别为 0.144、0.140、0.138,且均依旧在 1% 水平下显著,说明政府环境审计对企业绿色创新的促进效应并未受到以环保法和排污权为代表的命令型与市场型环境规制、环保督察、自然资源资产离任审计等相关政策的干扰,所以本文的研究结论能够干净地展现政府环境审计对于工业企业绿色创新的促进效应。

8. 安慰剂检验。安慰剂检验的常见方式有虚拟政策时点与虚拟实验组两种。本文选取的样本区间不适合使用将政策时间提前的安慰剂检验办法,故而采用随机生成 1000 次实验组并进行回归的方法进行安慰剂检验。结果(备案)显示,绝大多数估计系数的 P 值大于 0.1,且近似服从期望为 0 的正态分

表 3 更换指标、实验组标准、计量模型、时间范围结果

	(1) <i>Patent</i>	(2) <i>lnPatent_d</i>	(3) <i>lnPatent</i>	(4) <i>lnPatent</i>	(5) <i>lnPatent</i>
$Treated \times Post$	1.917 *** (3.504)	0.430 * (1.656)	0.191 *** (7.363)	0.084 *** (4.164)	0.143 *** (6.106)
<i>Controls</i>	✓	✓	✓	✓	✓
<i>Constant</i>	-20.735 *** (-2.861)	-6.344 *** (-10.414)	-1.889 *** (-4.946)	-2.136 *** (-4.048)	-1.205 *** (-2.977)
时间固定效应	✓	✓	✓	✓	✓
个体固定效应	✓	✓	✓	✓	✓
N	27236	13404	32080	8770	30537
R ²	0.546	0.473	0.657	0.739	0.666

表 4 倾向得分匹配与排除其他政策影响结果

	(1) <i>lnPatent</i>	(2) <i>lnPatent</i>	(3) <i>lnPatent</i>	(4) <i>lnPatent</i>	(5) <i>lnPatent</i>
$Treated \times Post$	0.177 *** (4.932)	0.144 *** (6.110)	0.140 *** (5.982)	0.138 *** (5.850)	0.154 *** (5.865)
<i>Controls</i>	✓	✓	✓	✓	✓
<i>Constant</i>	-1.500 *** (-2.732)	-1.488 *** (-3.389)	-1.127 *** (-2.855)	-1.600 *** (-3.688)	-1.101 *** (-2.884)
时间固定效应	✓	✓	✓	✓	✓
个体固定效应	✓	✓	✓	✓	✓
N	11267	22194	19098	20648	17696
R ²	0.738	0.682	0.667	0.687	0.686

①为增强可信度,本文也使用半径为 0.05 的临近 1:1 匹配,结论仍旧不变,碍于篇幅限制,结果留存备案。

②高法治地区指《中国法治政府评估报告(2017)》公布的前十大法治城市。

布,即随机设定实验组并进行回归检验的大多数结果并不能通过 10% 统计水平下的显著性检验,反证出研究设计是科学合理的。

五、理论路径检验

根据上述理论分析,政府环境审计促进企业绿色创新的理论路径应为:《加强环境审计意见》的出台强化了对生态文明建设相关内容在对地方官员及企业负责人进行经济责任审计时的重视,进而提升他们的环保重视度。此外,地方官员会使用环保补助与排污收费等手段将环保目标下放给辖区企业。企业也会相应采取内部激励措施来进一步提升自身环保表现。检验上述理论路径有助于增强文章的逻辑严谨性并扩充有关政府环境审计促进企业绿色创新具体路径的认知。

(一) 政府环保重视度

政府环境审计效果的实现,高度依赖地方官员的环保重视度。本文参考已有文献做法^[28],使用地方政府工作报告中“环保”相关词频占总文本词频的比重来衡量地方政府的环保重视程度,并匹配上市公司位置信息。相应地,根据政府环保重视程度的行业-年度中位数进行分组检验。表 5 列(1)与列(2)结果显示,在政府环保重视度较高时, $Treated \times Post$ 的系数为 0.207,而低政府环保重视度组的系数为 0.095,说明政府环境审计在政府环保重视度较高时能够更明显地促进工业企业绿色创新。此外,组间系数差异也通过 5% 的统计显著性检验。可见,《加强环境审计意见》能够促使审计机关对地方官员经济责任审计时更关注其生态文明建设的履职情况。地方官员的考核同地区环境绩效紧密挂钩后,其会对辖区工业企业的环境表现提出更高要求,进而提升辖区企业的环保努力程度。

表 5 政府与企业环保重视度结果

	(1) 高政府重视	(2) 低政府重视	(3) 高企业重视	(4) 低企业重视
	lnPatent		lnPatent	
$Treated \times Post$	0.207 *** (5.327)	0.095 ** (2.246)	0.153 *** (3.098)	0.094 *** (2.982)
Controls	✓	✓	✓	✓
Constant	-2.659 *** (-3.638)	-1.223 ** (-2.003)	-1.467 ** (-2.198)	-1.247 ** (-2.424)
时间固定效应	✓	✓	✓	✓
个体固定效应	✓	✓	✓	✓
组间系数 P 值	0.012		0.061	
N	9488	12349	10819	12197
R ²	0.746	0.726	0.725	0.724

(二) 企业环保重视度

企业是资源耗用与污染排放的直接主体,其负责人的环保重视度直接影响到政府环境审计对工业企业绿色创新促进效果的实现。本文使用管理层讨论与分析中“环保”相关词频占总文本词频的比重来衡量企业环保重视度。在此基础上,根据企业环保重视度的行业-年度中位数进行分组检验。表 5 列(3)与列(4)结果显示,当企业环保重视度较高时, $Treated \times Post$ 的系数为 0.153,在企业环保重视度低时,其系数为 0.094,说明政府环境审计在高企业环保重视度组能更明显地促进工业企业绿色创新,组间系数差异也通过 10% 的统计显著性检验。可见,《加强环境审计意见》出台后,审计机关在国有企业负责人经济责任审计过程中更为重视生态文明建设,进而提升国有企业负责人的环保重视度,且此种效应还可以通过供应链传递至交易的非国有企业。此外,地方官员环保重视度的提升亦会传染给辖区企业负责人。在意识到环保的重要性后,企业负责人带领企业开展绿色创新的意愿大幅提高。

(三) 环保补助的补偿效应

地方官员的环保重视度被《加强环境审计意见》提升后,其可能利用环保补助来补偿辖区企业开展绿色创新的成本^[29]。本文根据当年行业内^①企业环保补助的中位数进行分组。环保补助的数据由财务报表附注中政府补助项目,匹配“绿色”“环保”“环境”“可持续发展”“清洁”“节能”“能源”等关键词手工整理。表 6 列(1)与列(2)回归结果显示, $Treated \times Post$ 在高环保补助组的系数为 0.188,而在低环

①为保证结论的可靠性,本文同样仅使用企业年度环保补助的中位数进行回归,结论不变,结果留存备案。下同。

保补助组为 0.085,表明政府环境审计更明显地促进工业企业绿色创新,组间系数差异也通过 1% 的统计显著性检验。可见,政府环境审计提升地方官员环保重视度后,其会利用环保补助的手段来补偿企业环保活动的部分成本,进而保证企业更可能进行绿色创新等根本性的环保活动,发挥环保补助的补偿效应。

表 6 激励与威慑效应检验结果

	(1) 高补助	(2) 低补助	(3) 高收费	(4) 低收费	(5)	(6)
	lnPatent	lnPatent	lnPatent	lnPatent	lnpay	lnpay
<i>Treat × Post</i>	0.188 *** (3.691)	0.085 *** (3.497)	0.159 *** (4.447)	0.101 *** (2.976)	0.079 *** (2.702)	-0.009 (-0.323)
<i>Treat × Post × ROA</i>					-0.104 *** (-3.355)	
<i>Treat × ROA</i>					0.133 *** (4.768)	
<i>Post × ROA</i>					0.040 *** (2.921)	
<i>Treat × Post × Env_p</i>						0.130 *** (3.646)
<i>Treat × Env_p</i>						-0.075 ** (-2.397)
<i>Post × Env_p</i>						-0.049 *** (-2.948)
<i>Controls</i>	√	√	√	√	√	√
<i>Constant</i>	-2.537 *** (-3.024)	-0.823 ** (-2.513)	-0.587 (-0.730)	-2.110 *** (-3.541)	8.862 *** (21.733)	8.978 *** (21.761)
时间固定效应	√	√	√	√	√	√
个体固定效应	√	√	√	√	√	√
组间系数 P 值	0.009		0.037			
N	12476	13032	9151	10608	25370	24948
R ²	0.746	0.627	0.701	0.731	0.824	0.825

(四) 排污收费的威慑效应

《加强环境审计意见》要求重点关注工业企业排污问题,地方官员的环保重视度提升后,其可能利用严格的排污收费政策来威慑企业的违规排污问题。本文以地区排污收费与生产总值(GDP)年度比值的中位数进行分组回归。表 6 列(3)与列(4)结果显示,当企业所在地区排污收费较高时,*Treated × Post* 的系数为 0.159,而在低排污收费地区的系数为 0.101,表明政府环境审计在高排污收费组更明显地促进工业企业绿色创新,组间系数差异亦通过 5% 的统计显著检验。可见,地方官员重视环保后,其会通过提升排污费的征收标准来增加企业非环保行为的成本。在此情况下,企业负责人非环保行为的机会成本被提高,所以其更有可能带领所在企业开展绿色创新活动,以减少未来的长期环境支出。排污收费在政府环境审计对企业绿色创新的促进过程中发挥着威慑效应。

(五) 企业内部的环境激励手段

《加强环境审计意见》的出台会提升地方官员及企业负责人的环保重视度。相应地,企业负责人的环保重视度提升后,其会借助捆绑其他高管个人收益与环保表现来激励高管更多地进行环保,表现为降低企业高管薪酬同财务业绩的敏感性,而同环保的敏感性上升。本文参考已有文献做法^[30],将企业前三名高管薪酬总额的自然对数(lnpay)作为被解释变量,分别将 *Treat × Post × ROA* 与 *Treat × Post × Env_p* 作为核心的解释变量与 lnpay 进行回归。其中,ROA 衡量企业的财务业绩,ESG 评级的环境排名(*Env_p*)衡量企业的环境业绩。表 6 列(5)与列(6)显示,*Treat × Post × ROA* 在 1% 水平下显著为负,系数为

- 0.104,表明企业 *ROA* 每增加一个单位,政府环境审计政策对企业高管薪酬总额的自然对数的作用就减少 0.104 个单位。*Treat × Post × Env_p* 在 1% 水平下显著为正,系数为 0.130,表明企业排名每增加一个单位,政府环境审计政策对企业高管薪酬的作用就增加 0.130 个单位。综上表明,《加强环境审计意见》的出台会降低高管薪酬同企业财务业绩的敏感性,而提升高管薪酬同环境业绩的敏感性。即政府环境审计能够推动企业内部调整高管的薪酬契约来激励高管践行环保,使得高管更可能带领企业开展绿色创新活动。

六、进一步分析

(一) 区分绿色专利类型

绿色专利中的发明型与实用新型专利往往被分别视为绿色创新的质量与数量^[10,31]。本文将发明型与实用新型绿色专利申请数量加 1 的自然对数分别作为绿色创新质量(*lnPatent_I*) 和数量(*lnPatent_U*) 的代理变量,并单独进行回归。表 7 列(1) 与列(2) 中 *Treat × Post* 的系数分别为 0.122 和 0.101,且均在 1% 水平下显著为正,说明政府环境审计促进了企业不同类型绿色专利的申请,即政府环境审计实现了工业企业绿色创新的“增质提量”,也进一步证实此促进效应是一种长期变革而非策略行为。

表 7 专利类型、专利获得量与新质生产力的回归结果

	(1) <i>lnPatent_I</i>	(2) <i>lnPatent_U</i>	(3) <i>lnPatent_G</i>	(4) <i>NP_force</i>
<i>lnPatent</i>				0.120 *** (4.931)
<i>Treated × Post</i>	0.122 *** (5.862)	0.101 *** (5.831)	0.144 *** (7.324)	
<i>Controls</i>	✓	✓	✓	✓
<i>Constant</i>	-1.372 *** (-5.205)	-1.272 *** (-2.629)	-1.363 *** (-3.487)	-4.420 ** (-2.502)
时间固定效应	✓	✓	✓	✓
个体固定效应	✓	✓	✓	✓
N	27236	27236	27236	21423
R ²	0.679	0.649	0.694	0.796

(二) 绿色专利获批情况

企业申请的绿色专利未必能够全部通过批准,且获得的绿色专利更能反映出最终结果。于是,本文将企业获批的发明与实用新型绿色专利总和加 1 的自然对数视为绿色创新成功率(*lnPatent_G*) 的指标,并作为被解释变量进行回归。表 7 列(3) 结果表明,*Treated × Post* 对绿色专利获得量(*lnPatent_G*) 的系数为 0.144,在 1% 水平下显著为正,说明政府环境审计同时提升了工业企业绿色创新的意愿与成功率。

(三) 绿色创新与新质生产力

新质生产力是 2024 年政府工作报告的关键词,“绿色”是其核心特征之一。政府环境审计促进工业企业绿色创新后,理应进一步提升企业的新质生产力水平。相应地,本文使用企业的绿色创新水平(*lnPatent*) 与新质生产力(*NP_force*) 进行回归以检验此关系。其中,新质生产力使用生产力二要素理论框架进行计算^[32]。表 7 列(4) 结果显示,*lnPatent* 对 *NP_force* 的估计系数为 0.120,在 1% 水平下显著为正,即企业绿色创新的提升能够帮助发展新质生产力,彰显出利用政府环境审计推进企业绿色创新的正确性与必要性。

(四) 其他横截面分析

为探究政府环境审计促进企业绿色创新时的内外部相关要素,本文选取企业的产权性质、现金流水平、企业规模、融资约束等指标进行横截面分析。

1. 产权性质:本文按照企业的实际控制人是否为国有进行分组检验。表 8 列(1) 与列(2) 显示,国有企业的系数为 0.186,非国有企业的系数为 0.084,二者的组间系数差异在 1% 水平下显著。可见,政府环境审计对企业绿色创新的促进效应在国有企业中更明显,这是因为国有企业负责人会直接受到政府环境审计的影响,而间接传导至非国有企业,且国有企业的资源优势与面临的严格监管会强化其绿色创新的意愿。

2. 现金流水平:本文沿用控制变量中经营活动现金流量比值(*CFO*)的界定,按照年度中位数进行分组回归。表8列(3)与列(4)显示,高现金组的系数为0.192,低现金组的系数为0.113,且二者的组间系数差异在5%水平下显著,表明政府环境审计政策对企业创新的促进效果在高现金流企业更明显。即当企业的现金流水平更高时,政府环境审计对企业绿色创新的促进更明显,这是因为企业的创新活动需要大量的现金流来提供保障。

3. 企业规模:本文沿用控制变量中企业规模(*Size*)指标的设定,按照年度中位数进行分组回归。表8列(5)与列(6)显示,大规模企业中的系数为0.230,小规模企业的系数为0.059,且二者的组间系数在1%水平下显著,说明政府环境审计的促进效应在大规模企业中更为明显。这可能是源于大规模企业往往具备更加坚实的创新基础,且其谋求借助行业内的竞争优势以延长经营寿命的动机更为强烈。

4. 融资约束:本文借鉴已有研究^[33],使用能够反映现金流量维度融资约束的KZ指数的年度中位数进行分组回归。表8列(7)与列(8)显示,当企业融资约束较低时的系数为0.159,当企业融资约束较高时的系数为0.115,且二者的组间系数在10%水平下显著,说明政府环境审计的促进效应在低融资约束企业中更为明显,即融资约束在政府环境审计推动企业绿色创新的路径中起到负向作用。这证实了企业创新活动的现金流十分依赖外部融资,要对外源融资受限的企业提供更多官方资金支持来促进其环保转型。

表8 企业自身层面异质性分析结果表

	(1) 国有	(2) 非国有	(3) 高现金	(4) 低现金	(5) 大规模	(6) 小规模	(7) 低融资约束	(8) 高融资约束
	lnPatent		lnPatent		lnPatent		lnPatent	
<i>Treated × Post</i>	0.186 *** (6.216)	0.084 * (1.923)	0.192 *** (5.287)	0.113 *** (3.770)	0.230 *** (5.710)	0.059 ** (2.142)	0.159 *** (3.812)	0.115 *** (3.128)
<i>Controls</i>	√	√	√	√	√	√	√	√
<i>Constant</i>	-1.958 *** (-2.768)	-1.608 *** (-3.619)	-1.795 *** (-3.529)	-1.796 *** (-3.162)	-1.109 ** (-2.180)	0.070 (0.283)	-2.356 *** (-3.313)	-1.794 *** (-2.723)
时间固定效应	√	√	√	√	√	√	√	√
个体固定效应	√	√	√	√	√	√	√	√
组间系数P值	0.000		0.014		0.000		0.082	
N	11767	15377	13158	13214	13514	13458	10869	11064
R ²	0.716	0.684	0.727	0.714	0.745	0.649	0.738	0.738

七、结论性评述

本文使用2007—2019年A股上市公司样本基于地方官员与企业负责人视角检验政府环境审计的效果,研究发现,《加强环境审计意见》的出台会促进工业企业绿色创新,此结论在经过一系列稳健性检验后依旧成立。理论路径检验表明,地方政府与企业对环保的重视度能够提振此促进作用,环保补助与排污收费的补偿与威胁效果能够将政府环保重视度传递给企业。此外,企业内部会调整高管的薪酬契约设计来激发高管的环保积极性。进一步地,政府环境审计能够实现工业企业绿色创新的“增质提量”,并提升绿色创新的成功率,助力发展新质生产力。同时,此促进效应在企业具有国有属性、高现金流、大规模与低融资约束等特征时更为明显。

本文的研究结论具有如下政策启示:第一,要大力贯彻政府环境审计政策。研究发现,政府环境审计能够促进工业企业开展绿色创新活动,继而提升自身新质生产力水平。因此,要积极推行政府环境审计政策,以缓解环保工作中的公共代理问题,实现经济发展与环境保护的“双赢”。第二,提升地方官员及企业负责人的环保重视度。路径检验表明,政府与企业环保重视度能够放大政府环境审计对企业绿色创新的促进效应。要通过借助媒体宣扬环保理念、利用政策约束污染行为以及将环保与考核相挂钩等多种方式共同调动相关主体的环保积极性。第三,结合企业内部与外部特征实施政府环境审计。横

截面检验结果表明,企业内外部的因素均将影响到企业环境审计效果的发挥。要对非国有产权、低现金流水平、规模较小及融资约束较高的企业提供更为丰厚的环保资金,帮助其降低开展环保工作的成本,相应放大其开展环保活动的主观意愿。

未来研究可考虑以下几点:其一,2018年我国国家管理体制发生重大变革,设立中央审计委员会,这是极具中国特色的尝试,后续研究可以结合此情境,探究政府环境审计将发生哪些变化。其二,近年来,生物多样性审计作为自然资源与环境审计的新兴领域,受到国家和地方政府日益关注^[34]。未来研究可具体到生物多样性审计如何提高企业在生态技术方面的研发投入。其三,我国政策的出台并非完全随机的,事件的冲击可能不够干净,后续研究可以考虑使用断点回归等估计方法弥补此不足。其四,大样本档案研究难以检验作用效果实现的过程,后续研究可以考虑将大样本档案检验与田野调查、实验研究等相结合。

参考文献:

- [1] Hart S A. Natural-resource-based view of the firm[J]. The Academy of Management Review, 1995, 20(4): 986-1014.
- [2] 李青原,肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J]. 经济研究, 2020(9): 192-208.
- [3] Clarkson P M, Li Y, Richardson G D. The market valuation of environmental capital expenditures by pulp and paper companies[J]. The Accounting Review, 2004, 79(2): 329-353.
- [4] Porter M E. America's green strategy[J]. Scientific American, 1991, 264(4): 193-246.
- [5] Porter M E, Van der Linde C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 97-118.
- [6] 戚振东,姜德波,施平. 国家治理现代化建设中的国家审计发展创新——“国家审计与国家治理体系和治理能力现代化”论坛综述[J]. 经济研究, 2015(1): 187-192.
- [7] 吴勋,郭娟娟. 国外政府环境审计发展现状与启示——基于 WGEA 全球性环境审计调查[J]. 审计研究, 2019(1): 31-40.
- [8] 刘金科,肖翊阳. 中国环境保护税与绿色创新: 杠杆效应还是挤出效应? [J]. 经济研究, 2022(1): 72-88.
- [9] 齐绍洲,林岫,崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新? ——基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 经济研究, 2018(12): 129-143.
- [10] 王馨,王莹. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界, 2021(6): 173-188.
- [11] Brunnermeier S B, Cohen M A. Determinants of environmental innovation in us manufacturing industries[J]. Journal of environmental economics and management, 2003, 45(2): 278-293.
- [12] 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.
- [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] Jiang Q, Tan Q. Can government environmental auditing improve static and dynamic ecological efficiency in China? [J]. Environmental Science and Pollution Research, 2020(17): 21733-21746.
- [15] 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.
- [16] Cao H, Zhang L, Qi Y, et al. Government auditing and environmental governance: Evidence from China's auditing system reform [J]. Environmental Impact Assessment Review, 2022, 93: 106705.
- [17] 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.
- [18] 祝遵宏,方毅峰. 环境审计能促进国有企业绿色创新吗? ——基于央企审计结果公告的分析[J]. 审计研究, 2023(5): 39-51.
- [19] 叶邦银,徐怀宁,李辛熠. 政府环境审计、注意力配置与国有企业绿色创新质量[J]. 审计与经济研究, 2023(3): 1-10.
- [20] 于连超,刘东辉,毕茜,等. 政府环境审计能够促进企业绿色创新吗? ——来自国家审计署层面的经验证据[J]. 科学决策, 2022(9): 20-35.
- [21] 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.

- [22]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(07):36-50.
- [23]Jones B F, Olken B A. Do leaders matter? National leadership and growth since World War II[J]. Quarterly Journal of Economics, 2005, 120(3): 835-864.
- [24]曹春方,马连福,沈小秀. 财政压力、晋升压力、官员任期与地方国企过度投资[J]. 经济学(季刊),2014(4):1415-1436.
- [25]Aerts W, Cormier D. Media legitimacy and corporate environmental communication[J]. Accounting, Organizations and Society, 2009, 34(1): 1-27.
- [26]林钟高,郑军,卜继栓. 环境不确定性、多元化经营与资本成本[J]. 会计研究,2015(2):36-43.
- [27]Chen S X. The effect of a fiscal squeeze on tax enforcement: Evidence from a natural experiment in China[J]. Journal of Public Economics, 2017, 147: 62-76.
- [28]邓慧慧,杨露鑫. 雾霾治理、地方竞争与工业绿色转型[J]. 中国工业经济,2019(10):118-136.
- [29]张兴亮,罗红雨. 政府审计能提升财政补贴对企业创新的促进作用吗? [J]. 南京审计大学学报,2021(3):1-10.
- [30]卢锐,柳建华,许宁. 内部控制、产权与高管薪酬业绩敏感性[J]. 会计研究,2011(10):42-48.
- [31]黎文靖,郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新? ——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究,2016(4):60-73.
- [32]宋佳,张金昌,潘艺. ESG发展对企业新质生产力影响的研究——来自中国A股上市企业的经验证据[J]. 当代经济管理, 2024(6):1-13.
- [33]Steven N K, Zingales L. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1997, 112(1): 169-215.
- [34]王丽,庄尚文,王维维. 生物多样性审计的国际经验及其启示——基于WGEA《生物多样性审计指南》[J]. 江苏科技大学学报(社会科学版),2022(1):83-89.

[责任编辑:黄 燕]

Government Environmental Audit and Enterprise Green Innovation

LU Rui^{a,b}, TANG Kai^a, CHEN Shiting^a

(a. School of Business, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510006, China;

b. Audit and Governance Research Center, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510006, China)

Abstract: Using A-share listed companies in China from 2007 to 2019 as research samples, this study examines the effect of government environmental audit from the perspectives of local officials and corporate executives. The research found that government environmental audit can enhance the level of green innovation of industrial enterprises. The emphasis on environmental protection by both local officials and corporate executives can amplify this promoting effect. Local officials convey environmental concepts to corporate executives through environmental subsidies and pollution charges, leading to adjustments in executive compensation contracts within enterprises to incentivize environmental initiatives. Furthermore, government environmental audit can achieve both quantitative and qualitative improvements in corporate green innovation and contribute to the development of New Quality Productive Forces. This effect is influenced by various internal and external factors of enterprises. The findings provide theoretical evidence and policy suggestions for further leveraging government environmental audit to strengthen ecological civilization construction.

Key Words: government environmental audit; economic responsibility audit; green innovation; environmental protection attention; new quality productive forces; ecological civilization