

自然资源资产离任审计与企业绿色创新

马儒慧¹, 罗元大²

(1. 集美大学 财经学院, 福建 厦门 361021; 2. 江西财经大学 工商管理学院, 江西 南昌 330013)

[摘要] 本研究采取双重差分模型实证检验了自然资源资产离任审计对企业绿色创新的影响。研究发现: 自然资源资产离任审计可显著促进企业绿色创新; 其作用机制在于自然资源资产离任审计制度实施可缓解企业绿色创新的融资约束, 同时可缩小地区间环境监管差异, 倒逼企业实施绿色创新; 进一步分析表明, 自然资源资产离任审计对企业绿色创新的影响在国有企业中更显著, 且该制度下的企业绿色创新行为对企业具有显著的价值效应, 但往往是迎合政府短期政治需求的结果, 具有非完全实质性。

[关键词] 自然资源资产离任审计; 绿色创新; 融资约束; 地区环境监管差异

[中图分类号] F 230; F 239; F 276 [文献标识码] A [文章编号] 1008-889X (2024) 02-0073-13

一、引言

2013年, 党的十八届三中全会首次提出对领导干部实行自然资源资产离任审计, 并于2014年开始将部分地区纳入首批自然资源资产离任审计试点地区。为深入贯彻落实该项政策, 2015年11月, 中共中央办公厅、国务院办公厅印发了《开展领导干部自然资源资产离任审计试点方案》(以下简称《方案》), 标志着此项试点工作正式拉开帷幕。《方案》指出了审计试点期间的审计对象主要是地方各级党委和政府主要领导干部, 明确了审计试点的主要目标是保障领导干部切实履行自然资源资产管理和生态环境保护责任, 促进自然资源资产节约利用和生态环境安全, 推动生态文明建设等, 并决定自2018年开始建立经常性的审计制度。

现有生态文明建设理论认为, 推进生态文明建设就是要坚持走绿色发展之路, 推动城市和重点行业及领域的绿色转型发展。绿色转型需要绿色创新得以保障, 良好的绿色创新是加快形成绿色发展方式、解决环境污染问题的根本之策, 它能在改善空气质量、污染排放等环境问题方面发挥重要作用, 是提高企业持续竞

争力与环境保护的“共赢”机制, 已成为推动经济结构转型与经济高质量发展的主要手段^[1]。对自然资源资产离任审计是否具有绿色创新效应以及将会如何发挥相应的监督或激励机制影响污染型企业实施绿色创新, 促进该审计制度在促进绿色发展、推动重点行业绿色创新方面发挥相应的政策效果, 现有研究较少给出结论。基于此, 本研究从政府审计监督及其正外部性视角, 研究自然资源资产离任审计对企业绿色创新的影响、作用机制及其经济后果。研究发现: 自然资源资产离任审计与企业绿色创新呈显著正相关。其作用机制在于: 一方面, 通过发挥政府审计职能及其独立性, 缓解了致力于绿色创新的重污染企业的融资约束; 另一方面, 通过发挥政府审计监督功能的正外部性, 缩小了地区间环境监管差异, 从而抑制重污染企业跨地转移, 倒逼企业实施绿色创新。进一步研究发现, 自然资源资产离任审计对企业绿色创新的影响在国有企业中更显著, 但该审计制度下的企业绿色创新行为往往是迎合政府官员短期政治需求的结果, 具有非完全实质性, 而对企业自身而言, 非完全实质性绿色创新仍具有价值效应。

[收稿日期] 2023-06-30

[基金项目] 福建省社会科学基金项目 (FJ2023BF026); 集美大学科研启动资金资助项目 (Q202305)

[作者简介] 马儒慧 (1993—), 女, 山东济宁人, 讲师, 博士, 主要从事资源环境会计与审计理论研究。

二、制度背景与文献综述

(一) 制度背景

离任审计由政府审计发展而来,早期又称离任经济责任审计,主要指领导干部离任时对其任职期间经济责任履行情况的真实性、合法性与效益性等所实施的专项审计^[2]。改革开放以来,我国经济取得快速发展,但随之产生的生态环境问题也愈发严重。随着生态环境问题的日益恶化,我国在“十二五”规划中明确指出,要加快转变经济发展方式,追求资源节约型和环境友好型社会,以实现经济的可持续发展。对此,部分学者提出将环境审计纳入领导干部经济责任审计的范畴^[3],以作为离任审计重要的配套措施。考虑到资源环境审计的固有缺陷(存有滞后性与评价难等问题)以及加快生态文明建设的发展需求,习近平总书记强调,生态环境保护能否落到实处,关键在于领导干部,要落实领导干部任期生态文明建设,实行领导干部任期生态文明建设责任制。2013年,党的十八届三中全会通过的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》,对自然资源资产离任审计做出了明确部署,并于2014年开始将部分地区纳入首批自然资源资产离任审计试点地区,包括山东(青岛、烟台)、江苏(连云港)、内蒙古自治区(赤峰、鄂尔多斯、牙克石、乌拉特后旗)、陕西(西安)、湖北(黄冈、武汉)、贵州(赤水)、福建(福州、宁德、武夷山)、四川(绵阳)、广东(深圳)、云南(昆明)。

自然资源资产离任审计的试点实施标志着资源环境审计作为一种独立的而非依附于经济责任审计的审计实践要求,来约束领导干部行为,缓解了领导干部经济责任审计与资源环境审计在形式上的相互牵制,而实现内容上实质性的有效结合^[4]。相比早期的经济责任审计与环境责任审计内容,自然资源资产离任审计最大的突破是建立领导干部终身问责制,其在一定程度上缓解资源环境问题所具有的长期性、复杂性和滞后性等不足,并为转变领导干部激励结构与行为动机提供基础,实现离任审计功能的新发展^[5]。

(二) 文献综述

现有关于自然资源资产离任审计的研究主要分为规范研究和实证研究。规范研究侧重于自然资源资产离任审计的基本概念和内容、基本实践逻辑、基本特性、自然资源资产负债表编制等方面^[6-9]。实证研究侧重于自然资源资产离任审计对企业行为的影响,包括经济行为和环境行为。具体而言,自然资源资产离任审计会迫使地方政府官员加强对企业的环境监管力度,进而增加企业的经营风险和融资成本,刺激企业加大环保投资,并借助环境监管的正外部性,约束企业的避税行为^[10-13]。

在企业绿色创新研究方面,国内外学者主要围绕“波特假说”来研究命令型环境规制和市场激励型环境规制对企业绿色创新的影响,研究发现二者均有利于企业采取绿色创新战略,促进企业实施绿色创新^[14-16]。

由于环境规制是针对企业环境行为的制度举措,在理论上与企业环境行为的相关性更为直接,但仅依靠对企业主体的环境监管制度不能使环保行为常态化。因为,就我国现阶段经济发展而言,企业的发展脱离不了政治环境,未对地方政府官员常态化施压与正向激励的环境规制,给政府和企业的环保合谋投机行为仍留存了足够的操纵空间^[17]。早期由于我国财政分权制度和唯GDP增长的晋升锦标赛制度的实施,使得地方政府有足够的动力为经济增长而展开地区间竞争^[18],政企合谋、资源环境数据隐瞒和造假严重,导致国家自然资源和环境遭到严重损失。

随着中央政府对生态文明建设的重视,为降低中央政府与地方政府在资源环境管理与保护方面的信息不对称,中央政府开始采取垂直性环境监督制度^[19],即将部分污染企业直接纳入中央环保督查范围,并对地方政府主要负责人进行环保约谈。但由于地方政府具有地区信息优势,非常态的环保督查和环保约谈并不能从根本上遏制地方政府与污染性企业合谋获利的动机^[20]。特别是规模较大的污染性企业,由于其在保障就业、缴纳税收等方面能为地方政府官员的政治晋升贡献力量,因此,地方政府为躲避中央部门的环境监管,常常在环保督查期间对辖区企业开展“一刀切”关停行为,并在督查结束后继续恢复

企业的生产, 无法从根本上遏制地区环境污染^[21]。为解决这一问题, 推进企业的绿色转型发展, 迫切需要对地方政府主要领导干部实施常态化的环境监管和正向激励。在领导干部自然资源资产常态化离任审计制度背景下, 针对地方政府官员的环境监管压力和晋升考核机制均发生了明显的变化, 探讨这一审计制度下企业的绿色创新行为, 对检验自然资源资产离任审计制度是否能达到和保持预期的政策效果具有重要的意义。

三、理论分析与研究假设

针对自然资源资产离任审计对企业绿色创新的影响, 本研究主要从政府审计监督功能及其正外部性视角进行论证。政府审计监督功能主要通过审计职能及其独立性得以发挥^[22-23]。从政府审计职能来看, 自然资源资产离任审计隶属于政府审计, 其目的主要是监督“关键少数”领导干部在资源环境管理与保护方面的贯彻执行, 具有揭示和抵御领导干部环境不合法行为的功能。该制度的常态化实施将有利于规范领导干部经济发展决策, 以贯彻中央生态文明发展目标为自身行动力, 从而给予辖区企业特别是进行绿色创新的企业一个相对稳定的外部经营环境, 避免“一刀切”关停政策带来的高昂政治成本, 进而提供相对公平和有效的政治经营环境和信贷融资环境, 通过实施积极的财政政策降低绿色创新的外部不确定性及融资约束, 挤压污染性企业的寻租空间。一般而言, 地方政府的财政政策和治理水平会对企业投资行为产生重要影响^[24-25]。在自然资源资产离任审计制度下, 地方政府对环境监管和环境政策的强化, 使得地区环境治理水平得以提升, 给予真正致力于清洁生产和绿色转型发展的企业以信心, 促进企业绿色创新。

从审计独立性来看, 自然资源资产离任审计的审计主体主要是政府审计机关^[6], 其独立于其他政府部门, 具有一定的审计独立性。根据审计独立性, 政府审计机关能够结合审计结果, 对被审计领导干部任职期间自然资源管理和生态环境保护变化产生的原因进行综合分析, 客观评价被审计领导干部责任履行情况, 一定程度上降低了地方政府和中央政府之间的信息不对称, 弱化了

地方政府的信息优势, 制约地方政府在环保方面的不合法行为, 这对于完善地区市场经济环境、促进资源公平分配具有重要意义。绿色信贷是当前推动环境保护与节能减排的重要市场举措, 通过设定环境准入门槛, 达到优化信贷资源配置作用。这项金融举措为清洁型企业发展提供了良好的市场环境, 但同时也增加了污染型企业发展的遵循成本和债务融资约束, 对该类企业的绿色创新具有挤出效应^[26], 使得致力于绿色创新转型发展的污染型企业因得不到相应的融资需求而加大了市场退出风险, 从而约束污染型企业的绿色转型发展。自然资源资产离任审计通过提高地方政府的环境审计力度, 加大了地方政府的环境治理压力, 使得地方政府倾向于在权衡经济增长和环境治理之间做出发展决策, 做到既能保障就业率和经济增长率, 又能达到环境保护效果。出于上述决策动机, 地方政府在对待辖区污染型企业的态度方面将更倾向于支持该类企业绿色创新发展, 特别是规模较大的污染型企业, 其在保障就业和缴纳税收方面贡献力度较大, 更有意愿对致力于绿色技术研发创新的污染型企业提供相应的政府补助和税收优惠等, 以此激励污染型企业加快绿色转型步伐, 弥补市场有效性的不足。

此外, 自然资源资产离任审计的监督功能具有一定的正外部性。上级审计部门能够通过对不同地方政府资源环境保护的审计结果, 分析出地区间的环境监管差异, 进而有针对性地加强对较弱环境监管地区政府的审计。与原环境监管较强地区相比, 自然资源资产离任审计提高环境管制力度对原环境监管较弱地区的作用更为明显, 进而有助于缩小不同地区之间的环境监管差异, 缓解因地区间环境监管水平不同而导致企业跨地转移污染产业的投机行为^[27]。在此情境下, 企业通过权衡跨地发展的成本和利润, 将更倾向于先在本地进行自我革新, 借助绿色创新专利的垄断利润, 实现规模扩张, 以获取更多的发展空间及利润空间。因此, 本研究推断自然资源资产离任审计可通过发挥政府审计监管功能的正外部性, 缩小地区间环境监管差异, 进而倒逼企业进行绿色创新。

综合来看, 本研究认为, 自然资源资产离任审计通过发挥政府审计监督功能及其正外部性来促进

企业实施绿色创新。基于以上分析,提出假设:

H_1 : 在其他条件不变的情况下,自然资源资产离任审计与企业绿色创新呈正相关。

自然资源资产离任审计促进企业绿色创新的作用机制之一在于缓解企业绿色创新融资约束,这主要体现为当自然资源资产离任审计加大地方政府环境治理压力时,地方政府为辅助辖区企业绿色转型发展提供更多的政府补助支持。特别是重污染型企业,该类企业多为国有企业,为保障地区经济和就业等,地方政府为实现经济效益和环境效益协同发展,会倾向于对致力于绿色创新的重污染型企业给予一定的政府补助和税收优惠,缓解企业绿色创新融资约束。结合前述分析,提出假设:

H_2 : 在其他条件不变的情况下,自然资源资产离任审计可通过缓解融资约束促进企业绿色创新。

自然资源资产离任审计促进企业绿色创新的作用机制之一在于缩小地区间的环境监管差异。这主要体现为自然资源资产离任审计监督地方政府资源环境保护具有一定的正外部性,即通过监督对比不同地方政府资源环境保护的审计结果,分析出地区间的环境监管差异,进而有针对性地加强对较弱环境监管地区政府的审计,从而有利于缩小不同地区间的环境监管差异,抑制重污染企业污染业务的跨地转移,增加市场绿色创新的竞争性,扩大绿色创新产品的市场需求,从而降低企业绿色创新的外在风险,激励企业实施绿色创新。结合前述分析,提出假设:

H_3 : 在其他条件不变的情况下,自然资源资产离任审计可通过缩小地区间环境监管差异,促进企业绿色创新。

四、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

结合自然资源资产离任审计的实施背景和企业绿色创新数据的可获得性,本研究选取 2011—2017 年在我国沪深证券交易所 A 股上市的重污染型企业为研究样本。其中,自然资源资产离任审计数据主要来自百度搜索引擎以及地方政府审计局官网,借鉴李秀珠和刘文军的研究

^[11],手工搜集了自然资源资产离任审计试点实施地区;绿色专利数据来源于 CNRDS 数据库;其他数据均来自 CASMAR 数据库。同时,为了克服极端值的影响,本研究对连续变量极端值进行 1% 和 99% 分位的缩尾处理。

(二) 模型设计与变量定义

由于自然资源资产离任审计为外生事件,因此本研究构建如下双重差分模型以验证假设:

$$G_{i,t} = \alpha + \beta_1 A_{1i,t} + \beta_2 A_{2i,t} + \beta_3 T_{i,t} + \sum \beta_n C_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, G 表示企业绿色创新,是本研究的被解释变量,采用企业绿色发明专利申请数量的自然对数进行衡量; A_1 是本研究的关键解释变量,该变量回归系数及其显著性反映了自然资源资产离任审计对企业绿色创新的影响效果; A_2 表示企业办公地区所属城市是否位于自然资源资产离任审计试点地区,如果是,取值为 1,否则取值为 0; T 表示自然资源资产离任审计试点时间,即 2014 年及之后取值 1,否则取值为 0; C 表示控制变量。具体变量定义见表 1。

五、基准回归结果分析

(一) 描述性统计分析

主要变量的描述性统计结果见表 2。从表 2 可以看出,企业绿色创新 G 的均值为 0.790,中位数为 0,说明大多数重污染企业绿色创新水平低于行业平均值,通过最大值 (8.075)、最小值 (0) 以及标准差 (1.581),可以看出,不同重污染上市公司之间绿色创新水平差异较大,这为研究自然资源资产离任审计与企业绿色创新之间的关系提供了基础条件。同时 A_2 平均值为 0.123,反映出有 12.3% 的样本公司位于自然资源资产离任审计试点地区,为本研究进行实证检验提供了数据支撑。

(二) 基准回归分析

自然资源资产离任审计对企业绿色创新影响的回归结果见表 3。从表 3 中可以看出,不管有无相关控制变量,自然资源资产离任审计对企业绿色创新的影响均在 1% 水平上呈显著正相关,表明自然资源资产离任审计可以显著促进企业实施绿色创新,验证本研究假设 H_1 。

表1 主要变量定义

变量类型	变量符号	变量名称	变量定义
被解释变量	G	绿色创新	$\ln(\text{绿色发明专利申请数量} + 1)$
解释变量	A_1	自然资源资产离任审计	A_2 与 T 的乘积。当企业办公地所属城市位于自然资源资产离任审计试点地区时, A_2 取1;否则取0。2014年之前 T 取0,2014年及之后 T 取1
控制变量	C_1	企业规模	$\ln(\text{期末资产总额})$
	C_2	负债水平	年末负债总额/年末资产总额
	C_3	盈利能力	净利润/年末平均总资产
	C_4	成长能力	(当期营业收入-上期营业收入)/上期营业收入
	C_5	董事会规模	$\ln(\text{董事会人数})$
	C_6	独立董事占比	独立董事在董事会所占的比例
	C_7	两职合一	董事长是否兼任总经理,兼任取1,否则取0
	C_8	公司年龄	$\ln(\text{处理年份}-\text{公司成立年份}+1)$
	C_9	现金持有水平	(货币资金+交易性金融资产)/期末总资产
	C_{10}	市委书记年龄	$\ln(\text{处理年份}-\text{市委书记出生日期}+1)$
	C_{11}	市委书记任期	处理年份-上任年份
	C_{12}	市委书记变更	如果当年市委书记发生变更,取值为1;否则取值为0
	Y	年度	虚拟变量
	I	行业	虚拟变量
	L	城市	虚拟变量

表2 主要变量的描述性统计结果

变量	N	Mean	P25	P50	P75	Sd	Min	Max
G	1 298	0.790	0	0	1.099	1.581	0	8.075
A_1	1 298	0.076	0	1	1	0.264	0	1
A_2	1 298	0.123	0	0	0	0.329	0	1
T	1 298	0.633	0	1	1	0.482	0	1

表3 自然资源资产离任审计对企业绿色创新的影响^①

变量	(1)	(2)
	G	G
A_1	0.154*** (2.639)	0.072*** (2.821)
A_2	-0.156(-2.017)	-0.085(-1.147)
T	0.241*** (3.107)	0.180(2.331)
C	No	Yes
C_{13}	0.696*** (4.625)	-7.022*** (-6.751)
I	Yes	Yes
Y	Yes	Yes
L	Yes	Yes
N	1 298	1 279
R^2	0.230	0.395

^① *、**、*** 分别表示显著水平为10%、5%和1%,括号内为聚类调整的t值, C 为控制变量, C_{13} 为常数项。下文表4至表8同。

六、稳健性检验

(一) 平行趋势检验

为进一步验证回归结果的合理性,本研究对基准回归结果进行了平行趋势检验,并将其绘制成图1。从图1可以看出,自然资源资产离任审计试点实施后,企业绿色创新水平得到了明显提高。在试点实施之前,自然资源资产离任审计的回归系数在0附近波动,而在试点实施之后,其回归系数显著为正,说明本研究双重差分模型满足平行趋势假设,研究结果具有一定稳健性。

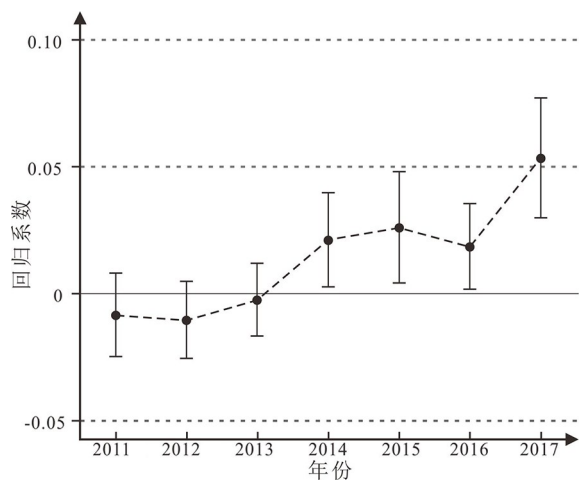


图1 平行趋势检验图

(二) 反事实检验

为进一步检验回归结果的可靠性,本研究借鉴史贝贝等的研究^[28],采取时间反事实分析进行稳健性检验,即将自然资源资产离任审计试点实施时间提前至2012年。如果关键解释变量回归系数依然显著,则拒绝本研究原假设。对此,本研究对样本公司2011—2013年的数据进行重新回归,结果如表4第(1)列所示。从中可以看出 A_1 的回归系数不显著,这说明并不存在其他随机因素影响本研究结果,该结果进一步证明自然资源资产离任审计试点政策会影响企业绿色创新行为。

(三) 替换绿色创新的衡量指标

现有研究中,大部分学者采用绿色专利申请数量作为企业绿色创新水平的衡量指标,其中绿

色专利申请数量包括绿色专利申请总数、绿色发明专利型专利申请数量和绿色实用新型专利申请数量3种^[24]。对此,本研究进一步采用绿色专利申请总数量(G_1)和绿色实用新型专利数量(G_2)进一步检验自然资源资产离任审计对企业绿色创新的影响,回归结果如表4第(2)列、第(3)列所示。从回归结果可以看出,无论是采用绿色专利申请总数还是采用绿色实用型专利申请总数,自然资源资产离任审计的回归系数均显著为正,与本研究结论一致。

(四) 企业绿色创新的滞后效应检验

由于本研究在基准回归中主要检验自然资源资产离任审计对企业当期绿色创新水平的影响,但一般而言,部分创新所需时间可能需要一年甚至一年以上的時間^[29]。为此,本研究将解释变量和所有控制变量进行了滞后一期和滞后两期处理,并重新进行回归,具体回归结果如表4第(4)列、第(5)列所示。从回归结果可以看到,滞后一期的解释变量与企业绿色创新在1%水平上呈显著正相关,而滞后两期的解释变量与企业绿色创新不存在显著相关性,反映出在自然资源资产离任审计制度下,企业绿色创新仍具有滞后效应,与大多数关于企业创新的研究结论一致。

(五) 排除样本自选择问题

为检验自然资源资产离任审计试点城市选择是否因存在样本自选择问题而影响基准回归结果,借鉴张琦和谭志东的研究^[12],采用城市固定资产投资占城市GDP比例(C_{14})、人均GDP(C_{15})以及城市工业企业数量(C_{16})3个指标作为是否成为试点城市的影响因素,并采用Heckman两阶段法进行样本自选择问题检验,回归结果如表4第(6)列、第(7)列所示。从回归结果可以看出,在Heckman第一阶段,城市固定资产投资占比、人均GDP以及城市工业企业数量均在1%水平上与城市是否为试点城市显著相关,并在Heckman第二阶段中,逆米尔斯比率(λ)回归系数不显著,因此,可以得出自然资源资产离任审计试点城市的选择相对随机,不存在样本自选择问题,且在控制逆米尔斯比率后, A_1 的回归系数依然在1%水平上显著正相关,与前文结果一致,进一步证明本研究主回归结果的稳健。

表4 稳健性检验相关结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>G</i>	<i>G</i> ₁	<i>G</i> ₂	<i>G</i> ₃	<i>G</i> ₄	<i>A</i> ₂	<i>G</i>
<i>A</i> ₁	-0.009 (-0.071)	0.344 * (1.992)	0.040 * (1.876)	0.142 *** (2.682)	0.034 (0.926)		0.435 *** (3.066)
<i>A</i> ₂	-0.152 (-1.195)	-0.104 (-1.040)	-0.090 (-0.734)	-0.032 (-0.293)	0.150 (1.216)		-0.162 (-1.646)
<i>T</i>	0.270 *** (2.645)	-0.117 (-1.040)	-0.298 ** (-2.227)	-0.056 (-0.452)	-0.034 (-0.255)		0.277 ** (2.124)
<i>C</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes		Yes
<i>C</i> ₁₃	-4.171 * (-1.923)	-5.929 *** (-5.895)	-6.005 *** (-3.874)	-6.299 *** (-5.248)	-6.505 *** (-4.776)	-3.627 *** (-2.454)	-4.945 *** (-3.146)
<i>λ</i>							0.016 (0.077)
<i>C</i> ₁₄						0.461 *** (3.207)	
<i>C</i> ₁₅						0.426 *** (4.148)	
<i>C</i> ₁₆						-0.122 *** (-4.389)	
<i>I</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	No	Yes
<i>Y</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>L</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	487	1 279	1 279	1 200	890	904	896
<i>R</i> ²	0.227	0.226	0.221	0.177	0.200	0.033	0.186

七、作用机制检验

(一) 缓解融资约束

根据前文所述，自然资源资产离任审计可通过缓解融资约束促进企业绿色创新。为验证这一猜想，本部分将污染型企业享有的政府补助作为中介变量，进一步分析自然资源资产离任审计是否能通过政府补助促进企业绿色创新。其中，政府补助数据来自国泰安数据库，这里的政府补助包括了绿色创新研发补贴和奖励，将其作为一个

中介变量（S）进行作用机制检验。缓解融资约束的作用机制检验结果见表5。可以发现，自然资源资产离任审计在5%水平上与政府补助存在显著正相关关系，且在加入政府补助中介变量之后，自然资源资产离任审计仍在5%水平上与企业绿色创新呈显著正相关，政府补助在1%水平上与企业绿色创新呈显著正相关，说明自然资源资产离任审计可通过政府补助缓解企业融资约束来促进企业加大绿色创新投资，即政府补助起部分中介作用。这一回归结果验证了本研究假设H₂。

表 5 缓解融资约束的作用机制检验^①

变量	(1)	(2)	(3)
	G	S	G
A ₁	0.072 *** (2.821)	0.536 ** (2.345)	0.096 ** (2.557)
A ₂	-0.085 (-1.147)	1.141 *** (3.190)	-0.071 (-0.513)
T	0.180 (2.331)	-0.163 (-0.797)	0.404 *** (3.760)
S			0.075 *** (3.042)
C	Yes	Yes	Yes
C ₁₃	0.323 *** (4.169)	1.141 *** (3.190)	-0.071 (-0.513)
I	Yes	Yes	Yes
Y	Yes	Yes	Yes
L	Yes	Yes	Yes
N	1 279	848	848
R ²	0.395	0.651	0.187

（二）缩小地区环境监管差异

根据前文所述，自然资源资产离任审计可通过缩小地区环境监管差异促进企业绿色创新。为证明这一逻辑的可行性，本研究借鉴张韩等的研究^[30]，采用污染源监管信息公开指数（PITI 指数）衡量地区环境监管水平，并通过分年度计算城市环境监管与全国其他城市环境监管均值的差异，表示该地区与其他各地区环境监管差异的平均值，即地区环境监管差异，以此作为地区环境监管差异的衡量指标。自然资源资产离任审计缩小地区环境监管差异的作用机制检验结果见表 6。表 6 第（1）列为自然资源资产离任审计与企业绿色创新之间的回归结果，与前文相似，在 5% 水平上自然资源资产离任审计与企业绿色创新呈显著正相关；第（2）列为自然资源资产离任审计与地区环境监管差异之间的回归结果，其中回归系数为 -0.020，*t* 值为 -3.187，说明自然资源资产离任审计在 1% 水平上与地区环境监管差异呈显著负相关，即自然资源为资产离任审计试点实施，会使得不同地区之间环保监管差异

缩小；进一步地，第（3）列展示了加入中介变量（*P*）后，自然资源资产离任审计仍与企业绿色创新在 10% 水平上呈显著正相关，其地区环境监管差异与企业绿色创新之间的回归系数为 -1.115，*t* 值为 -1.710，说明地区环境监管差异与企业绿色创新存在显著负相关关系，即地区环境监管差异越大，企业绿色创新投资越少。换言之，当地区环境监管差异缩小时，将有利于企业加大绿色创新投资。整体而言，自然资源资产离任审计可通过缩小地区环境监管差异促进企业加大绿色创新投资，地区环境监管差异起到部分中介作用。这一结论亦充分验证了本研究假设 *H*₃。

八、进一步分析

（一）产权性质的异质性分析

国有企业因其在地方经济发展中承担较多的政治任务，且经常接受来自各级国资委和审计部门的严格监督与管理，当企业经营效率下降时，

① 括号内为 *t* 值。

国家审计部门等政府部门会给予及时的企业发展意见。随着国家对生态文明建设的逐步重视，国有企业作为生产方式绿色低碳转型的“领头羊”，相比非国有企业，国有企业会更积极主动的发挥绿色转型发展的带头作用。基于这一分

析，本研究在基准模型的基础上，将整体样本分为国有企业和非国有企业2个子样本，进一步考察自然资源资产离任审计试点政策对于不同类型企业主体是否会产生异质性的绿色创新效应。

表6 缩小地区环境监管差异的作用机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	G	P	G
A_1	0.072 ^{***} (2.821)	-0.020 ^{***} (-3.187)	0.027 [*] (1.945)
A_2	-0.085 (-1.147)	-0.087 ^{***} (-3.649)	-0.294 (-1.640)
T	0.180 (2.331)	0.152 ^{***} (9.618)	-0.077 (-0.278)
P			-1.115 [*] (-1.710)
C	Yes	Yes	Yes
C_{13}	0.323 ^{***} (4.169)	-0.956 ^{***} (-7.422)	-9.910 ^{***} (-4.673)
I	Yes	Yes	Yes
Y	Yes	Yes	Yes
L	Yes	Yes	Yes
N	1 279	947	947
R^2	0.395	0.959	0.246

基于企业产权性质异质性的回归检验结果见表7。从表7中可以发现，在重污染企业中国有企业占比约60.59%，且在国有企业中，自然资源资产离任审计与企业绿色创新行为在1%水平上呈显著正相关，而在非国有企业中，自然资源资产离任审计与企业绿色创新不存在统计意义上的显著相关性。以上结果表明，在自然资源资产离任审计制度下，相比非国有企业，国有企业将承担更多的绿色创新责任，绿色创新表现更好。

（二）自然资源资产离任审计能否促进企业的实质性绿色创新？

在中国现行制度背景下，地方政府和辖区企业在一定程度上是相互依存和相互成就的关系，双方往往会为了获得各自所需实施双向贿赂和寻租^[31]。由于地方官员短期的政治需求与企业研发创新的长期性存在矛盾，企业为获取政治资源，通常会迎合政府官员的政治需求，进行短期

内成效显著的非实质性创新^[32]。那么，在自然资源资产离任审计制度下，辖区企业是否亦将倾向于实施短期内成效明显的非实质性绿色创新呢？对此，本研究采用企业是否生产环境有益产品、是否有减少“三废”（即废水、废气、固体废弃物）排放的技术、是否有节约能源的技术以及是否能改善空气质量作为企业是否为实质性绿色创新的衡量指标，其数据主要来自中国研究数据服务平台（CNRDS）数据库，回归结果见表8第（1）列至第（4）列。从回归结果可以看出，自然资源资产离任审计背景下的企业绿色创新一定程度上能够显著改善空气质量，但在生产环境有益产品、减少“三废”排放以及“节约能源”方面，其结果不存在显著性，反映出目前企业绿色创新有待进一步提高，具有非完全实质性，这与已有研究结论相一致。

表 7 产权性质异质性的检验结果

变量	Gino			
	国有企业		非国有企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	系数	<i>T</i> 值	系数	<i>T</i> 值
A_1	0.488 ***	(2.649)	0.003	(0.001)
A_2	-0.299 **	(-2.234)	0.269	(0.871)
T	0.147	(0.915)	0.095	(0.602)
C	Yes	Yes	Yes	Yes
C_{13}	-5.842 ***	(-4.113)	-1.091	(-0.427)
I		Yes		Yes
Y		Yes		Yes
L		Yes		Yes
N		775		504
R^2		0.461		0.169
组间系数差异经验 P 值		0.001		

（三）非完全实质性绿色创新是否具有价值效应？

根据上述研究可知，自然资源资产离任审计制度背景下企业实质性绿色创新水平欠佳，反映出企业绿色创新的非完全实质性。在此情境下，非完全实质性绿色创新对企业是否具有价值效应？是否会因企业过度重视绿色专利申请数量而非质量从而影响企业经济效益？对此，本研究以托宾 Q 值作为企业价值的衡量指标，对数据进行重新回归，结果见表 8 第（5）列所示，从中可以发现自然资源资产离任审计与企业绿色创新的交乘项（ A_3 ）在 5% 水平上与企业价值呈显著正相关，这反映出自然资源资产离任审计制度下的非完全实质性绿色创新亦能为企业自身带来显著的价值效应，有助于提高企业绿色创新意愿，但不利于企业加强绿色创新专利的知识宽度和提高绿色创新质量意识，还需政府、市场和社会公众进一步地正确引导。

九、研究结论与政策启示

本研究基于 2011—2017 年重污染企业上市

公司数据，以自然资源资产离任审计试点政策为准自然实验，运用双重差分模型，实证检验了自然资源资产离任审计试点政策对企业绿色创新的影响。结果表明自然资源资产离任审计与企业绿色创新呈显著正相关，其作用机制在于：一方面，通过发挥政府审计监督职能，促使地方政府为重污染企业提供财政支持，辅助其绿色转型发展，缓解了重污染企业绿色创新的融资约束，以此促进企业绿色创新；另一方面，通过发挥政府审计监督功能的正外部性，缩小地区间的环境监管差异，抑制污染企业的跨地转移，进而倒逼企业进行绿色创新。进一步研究发现：自然资源资产离任审计对企业绿色创新的影响在国有企业中更显著，但该审计制度下的企业绿色创新行为往往是迎合政府官员短期政治需求的结果，具有非完全实质性，而对企业自身而言，非完全实质性绿色创新却仍具有价值效应。

基于研究结果，本研究提出以下政策启示：

1. 完善地方政府自然资源资产离任审计程序，保障自然资源资产离任审计对地方政府行为的监督作用，促进自然资源资产离任审计绿色治理功能的有效发挥。具体可通过明确自然资源资

产离任审计具体职能, 提高地方政府对自然资源资产离任审计的认知, 积极促进地区各部门之间工作的协同配合, 制定完整的自然资源资产离任审计程序以及相应部门的审计义务, 形成自上而

下的问责机制, 确保审计人员的审计权益, 降低审计人员审计风险, 并通过细化自然资源资产离任审计问题的评价标准, 提高审计人员客观评定结果的合理性与公正性等。

表 8 进一步分析回归结果^①

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	环境有益产品	减少“三废”	节约能源	空气质量	托宾 Q
A_1	-0.715	0.497	-0.597	0.086 ***	-0.545
	(-1.550)	(0.719)	(-1.199)	(3.756)	(-1.417)
A_2	-0.417 ***	-0.567	0.506	0.088	0.100 *
	(-1.236)	(-1.129)	(1.449)	(1.200)	(1.732)
T	1.204 ***	0.358	-0.963 **	-0.454 ***	0.399 ***
	(2.825)	(0.547)	(-2.030)	(-8.786)	(8.747)
G	0.137	0.318 *	0.065	0.007 ***	0.069 ***
	(1.330)	(1.817)	(0.534)	(4.478)	(3.523)
A_3	0.327	-0.455	0.174	0.007 ***	0.048 **
	(1.604)	(-1.603)	(0.739)	(2.751)	(2.221)
C	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
C_{13}	-3.507	0.646	-13.140 ***	4.079 ***	8.320 ***
	(-0.913)	(0.107)	(-3.173)	(9.040)	(11.250)
C_{14}	1.233	2.462	-1.815		
	(0.688)	(0.839)	(-0.901)		
C_{15}				-0.192 ***	
				(-9.036)	
C_{16}				0.030 *	
				(0.057)	
I	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Y	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
L	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	781	767	778	633	1,117
R^2	0.091	0.228	0.160	0.451	0.448

2. 重视自然资源资产离任审计, 缩小跨地

区环境监管差异的关键性功能, 引导企业加大实

^① 表中第(1)列至第(3)列括号内为 z 值, 第(4)列至第(5)列括号内为 t 值。 C_{14} 表示城市 GDP 增长率, C_{15} 表示城市人均 GDP, C_{16} 表示城市工业企业数量。

质性绿色创新投资。即重视不同地区自然资源资产离任审计结果差异,常态化持续加强对自然资源资产离任审计结果的监督与评比,以此客观分辨地区之间在自然资源管理和环境保护方面的差异,并在新一轮审计中重点关注资源环境管理与保护较差地区,平衡不同地区之间的环境监管水平,避免污染产业的跨地区转移,从而真正激励企业实施实质性地绿色创新投资行为,减少策略型绿色投机行为。

3. 对致力于绿色转型发展的企业提供专项政府补助和税收优惠政策。研究结果表明,政府补助在自然资源资产离任审计与企业绿色创新投资中起到部分中介作用。即政府补助有助于企业提高致力于绿色创新发展的信心,并在资金上实质性帮助企业缓解融资约束,从而提高企业主动实施绿色创新投资活动的积极性。由于不同地区在资源资产状况、经济发展实力、政府财政能力方面存在差异性,因此,建议地方政府在能力范围内对辖区企业提供资源环境保护专项资金和政策优惠支持,必要时建议中央给予地方提供环保项目一定的财政拨款,缓解因地方经济落后、财政不足造成的绿色治理能力低下等问题,但对财政资金的运用和分配应追踪到底,并定期观察资金使用效果情况,从而保护和支持企业绿色创新转型发展。

[参考文献]

- [1] 李新安. 环境规制、政府补贴与区域绿色技术创新[J]. 经济经纬, 2021 (3): 14-23.
- [2] 孙丽虹. 试论离任审计[J]. 中央财经大学学报, 2001 (4): 39-42.
- [3] 周曦. 基于经济责任的环境审计路径选择: 浅析经济责任审计中的环境保护责任审计[J]. 审计研究, 2011 (5): 24-27.
- [4] 张宏亮, 刘长翠, 曹丽娟. 地方领导人自然资源资产离任审计探讨: 框架构建及案例运用[J]. 审计研究, 2015 (2): 14-20.
- [5] 郭旭. 自然资源资产离任审计研究综述[J]. 审计研究, 2017 (2): 25-30.
- [6] 蔡春, 毕铭悦. 关于自然资源资产离任审计的理论思考[J]. 审计研究, 2014 (5): 3-9.
- [7] 陈献东. 确定自然资源资产离任审计内容的逻辑机理及例证分析[J]. 审计研究, 2018 (5): 43-50.
- [8] 郭鹏飞. 自然资源资产离任审计的重点: 基于总体评价视角[J]. 中国人口·资源与环境, 2020 (10): 105-112.
- [9] 耿建新, 王晓琪. 自然资源资产负债表下土地账户编制探索: 基于领导干部离任审计的角度[J]. 审计研究, 2014 (5): 20-25.
- [10] 全进, 刘文军, 谢帮生. 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): 46-54.
- [11] 李秀珠, 刘文军. 自然资源资产离任审计与企业债务融资[J]. 中央财经大学学报, 2020 (6): 52-67.
- [12] 张琦, 谭志东. 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.
- [13] 蒋秋菊, 孙芳城. 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): 35-43.
- [14] BERRON P, FOSFURI A, GELABERT L. Necessity as the mother of “green” inventions: Institutional pressures and environmental innovations[J]. Strategic Management Journal, 2013 (8): 891-909.
- [15] FRONDEL M, HORBACH J, RENNINGS K. End-of-pipe or cleaner production? An empirical comparison of environmental innovation decisions across OECD countries[J]. Business Strategy and the Environment, 2007 (8): 571-584.
- [16] 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.
- [17] 马文超, 唐勇军. 省域环境竞争、环境污染水平与企业环保投资[J]. 会计研究, 2018 (8): 72-79.
- [18] 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): 36-50.
- [19] 谢东明. 地方监管、垂直监管与企业环保投资: 基于上市A股重污染企业的实证研究[J]. 会计研究, 2020 (11): 170-186.
- [20] 沈洪涛, 周艳坤. 环境执法监督与企业环境绩效: 来自环保约谈的准自然实验证据[J]. 南开管理评论, 2017 (6): 73-82.
- [21] 庄玉乙, 胡蓉. “一刀切”抑或“集中整治”: 环保督察下的地方政策执行选择[J]. 公共管理评论, 2020 (4): 5-23.
- [22] 褚剑, 陈骏. 审计监督、国资监管与国有企业治理: 基于审计官员国资监管背景的研究[J]. 财