

自然资源资产离任审计、环保回应与企业高质量发展

梁毕明¹, 郭振雄¹, 刘爱光²

(1. 吉林财经大学 会计学院, 吉林 长春 130117; 2. 吉林省审计厅, 吉林 长春 130117)

[摘要]以 2014—2022 年沪深 A 股上市公司为样本, 将资源型和重污染型企业作为实验组, 其他类型企业作为对照组, 采用双重机器学习模型考察自然资源资产离任审计常态化对企业高质量发展的影响。研究发现, 自然资源资产离任审计能够促进资源型和重污染型企业高质量发展; 机制检验结果表明, 自然资源资产离任审计常态化能够增强政府环境监管力度和提高企业绿色治理绩效, 通过这两类环保回应行为可以促进企业高质量发展; 异质性分析发现, 自然资源资产离任审计对企业高质量发展的促进作用在融资约束程度较大和受政府干预较强的企业中更为明显, 且绿色投资者能够强化这种作用。

[关键词]自然资源资产离任审计; 企业高质量发展; 环保回应; 政府干预; 融资约束; 环境监管

[中图分类号]F239.44 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2024)04-0022-08

一、引言

党的二十大报告明确提出, 高质量发展成为全面建设社会主义现代化国家的首要任务。企业作为高质量发展的微观主体, 其转型升级有助于推动经济高质量发展。对于企业而言, 领导干部自然资源资产离任审计试点的实施对企业转型升级和制造业产业结构质量提升具有积极的推动作用^[1-2], 这些方面的进步是实现经济高质量发展的核心要素^[3]。随着离任审计试点在水污染治理、大气污染防治等方面的不断推进^[4-5], 2018 年起离任审计全面推开。

生态文明建设已上升为国家战略, 环境治理与企业的环保回应共同影响生态文明建设成效, 然而形式监管在某种程度上已成为地方政府环境治理过程中的现实问题, 生态环境问题整改工作部分可能存在虚假整改等低效问题^[6]。离任审计对领导干部应承担的生态保护责任实行终身追责制, 重点考察领导干部在自然资源管理上的受托责任, 这一制度有助于扩大环保投资规模, 促使企业积极履行环境责任^[7-8]。

现有研究大多将离任审计试点和非试点地区的资源型和重污染型企业作为实验组和对照组, 以此探究审计试点政策效应。作为传统行业企业, 资源型企业面临“不会转型”“不能转型”“不敢转型”等问题^[9], 重污染型企业存在产业路径依赖程度高、绿色化发展程度低、转型难度大等问题^[10]。已有研究表明, 受环境规制的影响, 企业存在不同的环保回应行为, 既有可能基于短期合规目的进行“漂绿”^[11], 也有可能基于长期转型目的促进企业高质量发展^[12]。鉴于此, 本文拟基于企业所属行业类型, 以资源型和重污染型企业作为实验组, 以其他类型企业作为对照组, 研究离任审计对企业高质量发展的影响, 并从政府和企业环保回应角度分析离任审计环境规制作用的影响路径。

本文可能的研究贡献表现在两个方面: 第一, 研究离任审计在常态化阶段的政策效应, 有助于完善政策评估的全链条。尽管已有文献基于企业升级和绿色创新的角度研究发现, 审计试点能提高企业的全要素生产率^[1,13], 但囿于时间限制, 所考察的离任审计在试点期间的政策效果可能存在短期效应^[14]。因此, 本文主要研究离任审计在常态化阶段的政策效应, 有助于建立离任审计推动企业高质量发展的整体理论框架。第二, 采用双重机器学习模型研究离任审计对企业高质量发展的影响, 能够更加准确地对政策效应进行无偏估计。双重机器学习模型打破了传统线性回归中控制变量过多所导致的维数诅咒问题, 克服了以往传统回归模型在模型设定和协变量选择上存在的局限, 并放宽了变量之间的线性关系形式, 进而提高了模型的精确度。

[收稿日期]2023-10-17

[基金项目]国家社会科学基金项目(22BJL031); 吉林省科技厅创新发展战略研究项目(20240701032FG)

[作者简介]梁毕明(1978—), 男, 山西朔州人, 吉林财经大学会计学院教授, 硕士生导师, 从事财务管理、绩效评价研究, E-mail: 504593234@qq.com; 郭振雄(1998—), 男, 山西晋中人, 吉林财经大学会计学院, 从事财务管理、绩效评价研究; 刘爱光(1977—), 女, 吉林长春人, 吉林省审计厅, 从事环境审计研究。

二、文献综述

(一)自然资源资产离任审计的政策效应研究

已有学者多以审计试点地区为实验组、未试点地区为对照组,探究审计试点通过影响领导干部环保回应行为,进而发挥宏观和微观治理效应,对领导干部所属辖区内的城市和企业产生影响。在考察领导干部的环保回应行为以及对领导干部在生态环境保护方面的政绩进行考核时,需要遵循审评统一的原则^[15],并结合主体功能区的特征进行分类,设计差异化的审计指标^[16]。从宏观治理效应来看,在审计试点期间,一方面,晋升机制的转变促使政府官员作出相应的环保回应,基于环境绩效导向发展制造业,加大企业控排力度,提高制造业产业结构质量^[2],提高城市绿色创新水平^[17];另一方面,为避免持续追责,地方政府官员可能会实施增加地区环保财政投入的环保回应行为^[7]。从微观治理效应来看,为增加晋升机会,领导干部会作出加大监管力度的环保回应,增大对属地内企业积极履行环境责任的监管力度^[8,18],促使辖区内企业的环保投资意愿得到增强^[7]。基于长期转型动机,管理层的环保回应行为表现为增加资产类环保投入、积极参与环境治理、加快企业转型升级,且审计试点对企业的环境治理效应具有长期性^[1,12]。此外,有学者从其他两个角度探究了离任审计常态化的政策效应:一是以未试点地区的资源型和重污染型企业为实验组,同行业其他企业为对照组,研究发现离任审计常态化后企业会通过盈余管理来调增业绩^[19];二是基于城市资源禀赋视角,以资源型城市为实验组、非资源型城市为对照组,研究发现离任审计能够提高资源型城市的环境质量^[14]。

(二)企业高质量发展的影响因素研究

企业高质量发展离不开内部管理和外部政府监管的结合。从内部管理来看,董事会断裂带、企业金融化不利于企业高质量发展^[20-21]。董事会断裂带的存在削弱了董事会的执行效力和监督效力,企业金融化会产生“挤出效应”,降低企业的创新能力,进而抑制企业高质量发展。从外部政府监管来看,政府审计、碳交易制度、金融改革均能促进企业高质量发展^[22-24],具体而言,政府审计通过揭示问题和提出相应整改建议能够提高公司治理水平,国家审计信息化建设可以发挥质量提升和协同机制作用,碳交易制度通过提高企业绿色发展能力能够促进企业可持续发展,金融改革增加了民营企业信贷的可得性,使得企业有更多的资金用于对外投资,进而促进企业高质量发展。

通过梳理上述文献发现,首先,已有学者对离任审计试点的政策效应作了较为详尽的研究,但针对离任审计常态化的政策效应研究较少。其次,影响企业高质量发展的因素主要包括创新发展能力、协调发展能力、绿色发展能力、开放发展能力和共享发展能力。最后,尽管已有学者从政府审计、国家审计信息化建设等外部监督视角进行了有益研究,但探究离任审计对企业高质量发展的文献较少。鉴于此,本文基于新发展理念来构建衡量企业高质量发展的指标体系,探究离任审计全面开展对企业高质量发展的影响。

三、理论分析与研究假设

作为国家治理的一种重要手段,为了提升环境治理效率,离任审计采用审计自然资源资产的方式,确保责任明确到具体的领导干部,以此形成“倒逼”机制,激励领导干部主动投身于当地的环境治理工作当中。本文认为离任审计能够通过发挥预防功能、揭示功能和抵御功能影响领导干部的环保回应行为,领导干部出于晋升激励和避免问责的考虑,会督促辖区内企业转型升级。受离任审计常态化的影响,企业会摒弃侥幸心理,作出提高绿色治理绩效的环保回应,最终促进企业高质量发展。

离任审计通过预防、揭示和抵御三大功能对领导干部的环保回应行为产生积极影响,从而促使其对环境治理保持高度的责任感和行动力。预防功能是指在揭示问题的同时追究责任,使领导干部违规成本高于收益。离任审计的预防功能表现为威慑效应,对领导干部的直接问责在一定程度上增强了地方环境规制强度。揭示功能是指通过揭露政府官员违规行为及相应处理来影响其社会声誉^[25]。离任审计的揭示功能主要表现为纠偏作用,通过揭露对领导干部不作为或者乱作为等进行处罚的审计结果,可具体落实领导干部在环境治理中的职责。抵御功能是指通过分析问题产生的原因来提供有用的建议,助力相关部门及企业快速且高效地对存在的问题进行改进^[26]。离任审计的抵御功能主要表现为审计结果和审计建议产生的“督政”效果,具体而言,对审计结果的

有效利用有助于增强被审计领导干部的环境生态保护意识,使其重视 GDP 增长与生态环境协调发展^[16],有针对性的审计建议能够助力制度健全^[27]。因此,离任审计通过预防功能、揭示功能、抵御功能增强了地方政府的环境规制强度,有助于促使其作出积极的环保回应,使其更加努力地与环境治理,进而促进辖区内企业高质量发展。

离任审计通过发挥环境规制作用影响企业绿色治理绩效的环保回应行为。在离任审计的约束下,与其他类型企业相比,资源型和重污染型企业的高污染高排放行为更容易受到关注^[7],企业高管对此需要作出一定的环保回应,以降低被关注度。离任审计在经历试点阶段后已进入常态化阶段,表明资源型和重污染型企业将会持续长时间地受到环境监管,企业短期的环保投资、策略性环境信息披露等环保回应行为可能并不能满足环境治理要求。政府会通过环境监管加剧企业资源约束,引导企业转型方向,促使企业积极履行环境责任,进而促进企业高质量发展^[8,18]。出于企业长远发展的考虑,企业管理层会基于长期转型目的而实施相应的环保回应行为,可能会增加研发创新投入,提升对高风险、高失败率项目的投入意愿,进而推动企业在技术创新和绿色转型等领域的持续发展^[12],为企业高质量发展提供动力。

综上所述,自然资源资产离任审计通过预防功能、揭示功能、抵御功能强化领导干部的环保回应行为,资源型和重污染型企业会基于长期转型目的来提高绿色治理绩效,加快企业转型升级,促进企业高质量发展。由此,本文提出如下假设:

H:离任审计能促进资源型和重污染型企业高质量发展。

四、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文选取 2014—2022 年沪深 A 股上市公司为研究对象,在剔除 ST 类和异常企业数据后共得到 22160 个样本。环境信息披露的相关数据来源于《中国上市公司环境研究数据库》,财务数据来源于 CSMAR 数据库,城市数据来自《中国城市统计年鉴》,相关专利数据来源于中国研究数据服务平台。本文对连续变量的两端数据进行 1% 的缩尾处理。

(二)模型构建

已有研究对政策效果的评估多使用双重差分法、合成控制法、倾向得分匹配法等,对数据要求较为严格。此外,传统回归模型在模型设定和协变量的选择上存在局限性,难以克服模型偏误等问题,而双重机器学习模型(DML)能够放宽变量之间的线性关系形式,避免传统线性回归中控制变量过多所产生的维数诅咒问题^[28]。鉴于此,本文使用 DML 方法研究离任审计常态化对企业高质量发展的影响。需要说明的是,本文在评价离任审计政策效应时以套索回归算法作为机器学习模型的主要算法。此外,为解决样本过度拟合问题,提高模型精确度,本文在利用双重机器学习模型进行回归时使用样本内外交叉验证的方法。借鉴 Chernozhukov 等和 Yang 等的研究^[29-30],本文构建如下模型:

$$Qua_{i,t} = \theta_0 DT_{i,t} + g(X_{i,t}) + U_{i,t} \quad E(U_{i,t} | X_{i,t}, DT_{i,t}) = 0 \quad (1)$$

在式(1)中,Qua 代表企业高质量发展得分情况,DT 为政策虚拟变量, θ_0 为 DT 对 Qua 的影响系数, $X_{i,t}$ 为高维控制变量集合, $U_{i,t}$ 为误差项。在对 $g(X_{i,t})$ 进行估计时,为解决估计量有偏问题,本文构造如下辅助方程式:

$$DT_{i,t} = m(X_{i,t}) + V_{i,t} \quad E(V_{i,t} | X_{i,t}) = 0 \quad (2)$$

在式(2)中, $V_{i,t}$ 为误差项。首先,利用机器学习算法获得公式(2)中 $m(X_{i,t})$ 的估计量,然后计算误差项 $V_{i,t}$ 的估计量;其次,将 $V_{i,t}$ 的估计量当作 $DT_{i,t}$ 的工具变量,使用机器学习算法估计出函数 $g(X_{i,t})$ 的估计量;最后,计算得到 θ_0 的无偏估计值。

(三)变量定义

1. 被解释变量

在企业高质量发展的衡量方面,学者们多使用单一指标或构建多指标体系。在单一指标层面,全要素生产率常用于衡量企业高质量发展水平,其中全要素生产率的测算多采用 OP、LP、OLS 和 GMM 方法,但单一指标难以全面反映企业高质量发展水平。在多指标体系构建层面,学者们多采用企业经营能力、净利润等财务指标,环保合规能力、污染处理能力等体现公司绿色治理能力的指标,创新能力、可持续发展水平等体现公司价值创造能

力水平的指标来构建企业高质量发展体系,并利用主成分分析法、熵权法、因子分析法对多维指标进行处理,以衡量企业高质量发展水平^[21-23]。本文参考张金清和李梓豪的研究^[31],构建企业高质量发展的评价指标体系。为充分集合各方法的优势,借鉴梁毕明和郭振雄的研究^[32],本文构建 VHSD-EM 模型对企业高质量发展情况进行综合评价。表 1 列示了企业高质量发展的具体评价指标体系。

2. 解释变量

本文研究自然资源资产离任审计常态化的政策实施效果,在实验组和对照组的设置上参考黄溶冰和谢晓君、梁毕明和郭振雄的研究^[14,32],以是否为资源型和重污染型企业将样本划分为实验组和对照组。本文用 *Treat* 代表组别虚拟变量,实验组为资源型和重污染型企业(*Treat* 为 1),对照组为其他类型企业(*Treat* 为 0)。参考孙玥璠等的研究^[8],本文的资源型和重污染型企业主要包括非金属矿采选业、煤炭开采和洗选业、化学原料及化学制品制造业、造纸业、纺织业、金属冶炼业、石油和天然气开采业等行业企业。为了排除试点期间对研究结论的干扰,本文借鉴三重差分法的思想,设置城市是否属于审计试点地区这一虚拟变量(*Pilot*),如果在该城市进行审计试点,*Pilot* 取值为 1,否则为 0;*Post* 是代表时间的虚拟变量,2018 年之后取值为 1,否则为 0。*Pilot* × *Treat* × *Post* 代表政策虚拟变量(*DT*)。

3. 控制变量

本文认为企业的偿债能力、发展能力及营运能力等越强,越有助于增强企业活力,进而越能够促进企业高质量发展,因此,本文选取表 2 所示的控制变量。同时,本文控制了个体固定效应和年度固定效应,并将标准误在公司个体层面聚类。

五、实证分析

(一) 描述性统计

表 3 为变量的描述性统计结果。企业高质量发展(*Qua*)的平均值为 0.196,最小值和最大值分别为 0.066 和 0.369,说明不同企业之间的发展质量存在显著差异。*Treat* 的均值为 0.254,说明实验组与对照组的比例大约为 1:3。从其他控制变量来看,营业收入增长率和存货周转率在企业间存在较大差异。

表 1 企业高质量发展评价指标体系

一级指标	二级指标	计算公式
创新	研发投入	研发投入/总资产 研发人员占比
	企业资质	是否属于高新技术企业
	创新产出	创新数量(发明专利、实用新型和外观设计总申请量加 1 取对数) 专利质量(根据知识宽度法计算得到)
	生产效率	全要素生产率(LP 算法)
协调	股权制衡	第二至第五大股东持股比例/控股股东持股比例
	监督能力	董事会规模 独立董事占比
	激励机制	管理层持股比例
绿色	决策能力	董事长与总经理是否二职合一
	公司治理评分	彭博 ESG 公司治理评分
	环境信息披露质量	根据内容分析法计算所得
	漂绿程度(负向指标)	参考 Zhang 的做法 ^[33] 计算得到
开放	对外投资	上市公司是否存在对外投资 上市公司对外投资金额
	对外开放深度	上市公司海外销售收入
	共享	社会实际贡献 公益捐赠金额 纳税总额
共享	社会责任评级	彭博 ESG 社会得分
	公司成长能力	可持续增长率 总资产增长率
	对员工责任	是否披露职工权益保护 是否披露安全生产内容

表 2 变量定义表

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	企业高质量发展	<i>Qua</i>	根据 VHSD-EM 模型计算得到
解释变量	自然资源资产离任审计	<i>DT</i>	$DT = Pilot \times Treat \times Post$
控制变量	资产负债率	<i>Lev</i>	负债总额/总资产
	营业收入增长率	<i>Grow</i>	当期营业收入增长额/上一期营业收入
	存货周转率	<i>Inventory</i>	营业成本/存货
	总资产收益率	<i>Roa</i>	净利润/总资产
	公司规模	<i>Size</i>	总资产的自然对数
	公司年龄	<i>Age</i>	企业成立年限的自然对数
	审计意见	<i>AT</i>	标准无保留审计意见为 1, 否则为 0
	会计师事务所	<i>Big4</i>	国际四大事务所取 1, 否则为 0

表 3 变量的描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>Qua</i>	22160	0.196	0.044	0.196	0.066	0.369
<i>Treat</i>	22160	0.254	0.435	0.000	0.000	1.000
<i>Lev</i>	22160	0.411	0.192	0.404	0.009	0.998
<i>Inventory</i>	22160	1.670	0.931	1.520	0.034	15.802
<i>Roa</i>	22160	0.036	0.080	0.038	-2.834	0.786
<i>Grow</i>	22160	0.459	7.849	0.130	-11.683	865.908
<i>Age</i>	22160	2.967	0.296	2.996	1.609	4.174
<i>Size</i>	22160	22.326	1.301	22.114	17.954	28.636
<i>AT</i>	22160	0.978	0.148	1.000	0.000	1.000
<i>Big4</i>	22160	0.039	0.193	0.000	0.000	1.000

(二) 基准回归结果

表 4 列示了基准回归结果。由列(1)可知,当仅考虑个体固定效应和年份固定效应时,自然资源资产离任审计(DT)对企业高质量发展(Qua)的回归系数为 0.028,在 1% 水平上显著。列(2)和列(3)为控制变量一次项和二次项后的结果,DT 的回归系数分别在 5% 和 10% 水平上显著为正,这表明在离任审计常态化阶段,与其他企业相比,资源型和重污染型企业受到了较多的环境监管,促进了企业高质量发展。现有文献多采用全要素生产率衡量企业高质量发展水平,本文研究结果与已有文献得到的审计试点能提高企业全要素生产率的结论一致^[1]。由此,本文假设得到验证。

(三) 稳健性检验

1. 重设双重机器学习模型

为避免双重机器学习模型设定偏误对结论造成的影响,本文重设样本分割比例和重设机器学习模型进行回归分析,机器学习模型设置由原来的套索回归模型替换为 OLS、支持向量机和神经网络模型,样本分割比例由原来将样本拆分为 5 组替换为 3 组和 8 组。

结果如表 5 所示,DT 的系数均显著为正,说明在考虑双重机器学习模型设定偏误问题后,本文研究结论依然稳健。

2. 平行趋势检验

为检验实验组和对照组在受到自然资源资产离任审计影响之前是否存在差异,本文参考 Li 等的做法^[34],以离任审计全面开展的时间(2018 年)作为基期,解释变量为相对于离任审计全面覆盖的时间之前 3 年以及之后 4 年的窗口期。平行趋势检验结果(未列示,备索)表明,在 2018 年之前 DT 的系数均不显著,满足平行趋势假设,这表明离任审计常态化能够促进资源型和重污染型企业高质量发展。

3. 安慰剂检验

为了排除偶然事件对研究结论的干扰,本文进行安慰剂检验,首先将实验组和对照组互换,然后为新的实验组随机匹配政策实施年份。回归结果如表 6 列(1)所示,DT 的系数不显著,这表明干扰因素对基准回归结果的影响较小,主回归结果可以较为准确地反映离任审计常态化对企业高质量发展的影响。

4. 替换回归模型

为增强研究结论的稳健性,本文采用传统线性回归方法研究自然资源资产离任审计对企业高质量发展的政策效应,分别运用双重差分法、PSM、熵平衡方法对假设进行检验,回归结果如表 6 列(2)至列(4)所示。DT 的回归系数均在 1% 水平上显著,本文结论仍然成立。

5. 排除同期政策的干扰

《打赢蓝天保卫战三年行动计划》在 2018—2020 年实施,这是一项环境规制政策,旨在减少大气污染物排放量,与本文研究自然资源资产离任审计常态化政策效应的区间部分一致,为排除同期政策的干扰,本文剔除了同受这两个政策影响的样本。表 6 列(5)的结果显示,DT 的系数在 1% 水平上显著为正,这表明在排除政策干扰后,研究假设依然得到验证。

表 4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	Qua	Qua	Qua
DT	0.028 *** (0.009)	0.020 ** (0.009)	0.017 * (0.009)
控制变量一次项		Yes	Yes
控制变量二次项			Yes
个体/年份固定效应	Yes	Yes	Yes
N	22160	22160	22160

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著,括号内为稳健性标准误。下同。

表 5 重设双重机器学习模型的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	支持向量机	神经网络	(1:3)	(1:8)
DT	0.203 *** (0.011)	1.282 *** (0.125)	0.022 *** (0.001)	0.039 *** (0.010)	0.021 ** (0.009)
控制变量一次项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
控制变量二次项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体/年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	22160	22160	22160	22160	22160

表 6 安慰剂检验、替换回归模型及排除政策干扰的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	安慰剂检验	DID	PSM	熵平衡	排除同期政策干扰
DT	0.003 (0.005)	0.030 *** (0.009)	0.022 *** (0.010)	0.024 *** (0.010)	0.037 *** (0.013)
控制变量一次项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
控制变量二次项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体/年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	22160	21655	11961	21655	10373

六、进一步分析

(一) 机制检验

本文认为受自然资源资产离任审计的影响,政府增强环境监管和企业提高绿色治理绩效这两类环保回应行

为是离任审计影响企业高质量发展的作用机制。本文采用企业实际缴纳的排污费用衡量企业受到的环境监管强度(ER),构建J-F指数衡量企业绿色治理绩效(GGP),具体模型如下:

$$ER_{i,t} = \theta_0 DT_{i,t} + g(X_{i,t}) + U_{i,t} \quad E(U_{i,t} | X_{i,t}, DT_{i,t}) = 0 \quad (3)$$

$$Qua_{i,t} = \theta_0 DT_{i,t} + \theta_1 ER_{i,t} + g(X_{i,t}) + U_{i,t} \quad E(U_{i,t} | X_{i,t}, DT_{i,t}) = 0 \quad (4)$$

$$GGP_{i,t} = \theta_0 DT_{i,t} + g(X_{i,t}) + U_{i,t} \quad E(U_{i,t} | X_{i,t}, DT_{i,t}) = 0 \quad (5)$$

$$Qua_{i,t} = \theta_0 DT_{i,t} + \theta_1 GGP_{i,t} + g(X_{i,t}) + U_{i,t} \quad E(U_{i,t} | X_{i,t}, DT_{i,t}) = 0 \quad (6)$$

回归结果如表7所示,列(1)和列(3)结果显示,DT的回归系数均在1%水平上为正,表明自然资源资产离任审计全面开展强化了政府环境监管和企业提高绿色治理绩效的环保回应行为。列(2)与列(4)的结果显示,ER和GGP的回归系数均在1%水平上显著,且系数均小于主效应中DT的回归系数(0.017),这表明政府和企业的环保回应行为起到了部分中介作用。综上,在离任审计常态化阶段,政府会采取增大环境监管力度的环保回应行为,企业会基于长期转型的考虑而采取提高绿色治理绩效的环保回应行为,进而促进企业高质量发展。

(二)异质性分析

1. 基于融资约束的异质性分析

重污染型企业企业较多存在融资约束问题,融资约束程度越大,对环保投资等环保回应的制约性越强^[35]。受离任审计的影响,政府部门可能会出于帮助企业转型升级的考虑,为企业提供补助,以提高环境治理绩效。房巧玲和孙薇认为审计试点在融资约束程度较高的企业中对环境治理效应的影响更为显著^[12],但张佩和吴昊旻认为审计试点未通过缓解融资约束对企业环境责任履行产生影响^[36]。那么,当企业融资约束程度不同

时,自然资源资产离任审计对企业高质量发展的影响是否会存在差异?鉴于此,本文借鉴王韶华等的做法^[37],采用SA指数衡量企业融资约束程度,并以其中位数作为分组依据。回归结果如表8中列(1)和列(2)所示,当企业融资程度较高时,DT的回归系数为0.040,在1%水平上显著;当企业融资约束程度较低时,DT的回归系数不显著,这表明当企业所受融资约束程度较高时,离任审计常态化对企业高质量发展的促进作用更为强烈。原因可能在于:当面临较大的融资问题和较高的环境规制强度时,企业可能会积极进行转型升级,以通过获取政府补助来减少环保投入。

2. 基于政府干预强度的异质性分析

为促进区域经济高质量发展,政府部门可能会采取相应方法来干预属地企业行为。企业所受政府干预强度越大,离任审计的环境治理效应越强^[12]。由此可见,不同政府干预强度对自然资源资产离任审计政策效应的影响可能不同。鉴于此,本文采用樊纲等编著的市场化指数中的“政府与市场关系”指数^[38]来衡量政府干预强度,并以其中位数作为分组依据,以此来分析离任审计对资源型和重污染型企业高质量发展的影响。回归结果如表8列(3)和列(4)所示,在政府干预强度较大地区,自然资源资产离任审计对企业高质量发展的促进作用更为显著。原因可能在于:自然资源资产离任审计影响官员晋升,在政府干预强度较大的地区,当地政府可能对环境治理的诉求较高。出于晋升激励的动机,政府官员可能会比以往更大程度地督促辖区内资源型和重污染型企业增加环保投入、节约资源,鼓励企业转型升级,进而促进企业高质量发展。

表7 DML模型下的中介效应检验结果

变量	(1) ER	(2) Qua	(3) GGP	(4) Qua
DT	0.158 *** (0.020)	0.014 *** (0.002)	0.017 *** (0.003)	0.013 *** (0.003)
ER		0.008 *** (0.002)		
GGP				0.024 *** (0.004)
控制变量一次项	Yes	Yes	Yes	Yes
控制变量二次项	Yes	Yes	Yes	Yes
个体/年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Sobel 检验 p 值	0.002 ***		0.000 ***	
N	22160	22160	22160	22160

表8 异质性检验结果

变量	(1) 融资约束较强	(2) 融资约束较弱	(3) 政府干预较强	(4) 政府干预较弱	(5) 绿色投资者
DT	0.040 *** (0.012)	-0.016 (0.013)	0.293 *** (0.011)	0.007 (0.012)	
DT × GI					0.052 *** (0.011)
控制变量一次项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
控制变量二次项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体/年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	11059	11101	10702	11458	22160
经验 p 值	0.000 ***		0.000 ***		

(三) 基于绿色投资者加入的分析

绿色投资者能够发挥“绿色治理效应”,缓解信息不对称,提高公司内部控制有效性,有助于抑制企业漂绿行为^[39]。拥有绿色投资者的企业往往更倾向于提高绿色支出和改善绿色治理绩效。绿色投资者加入企业能够发挥内部环境治理作用,这是否会增强离任审计的外部环境规制作用,进而促进企业高质量发展?鉴于此,借鉴王辉等的做法^[40],本文根据基金主体的投资目标和范围与公司数据相匹配,从而获得绿色投资者数据(GI),以企业是否有绿色投资者加入设置虚拟变量。回归结果如表8中列(5)所示,DT的回归系数为0.052,在1%水平上显著,这表明引入绿色投资者能够增强离任审计常态化对企业高质量发展的促进作用。

七、研究结论与启示

本文基于2014—2022年中国沪深A股上市公司面板数据,利用双重机器学习模型考察自然资源资产离任审计常态化对企业高质量发展的影响,得到以下结论:第一,离任审计能够促进资源型和重污染型企业高质量发展;第二,机制检验结果表明,离任审计常态化能够增强政府环境监管力度和提高企业绿色治理绩效,通过这两类环保回应行为可以促进企业高质量发展;第三,异质性检验结果表明,离任审计对企业高质量发展的促进作用在融资约束程度较高和受政府干预较强的企业中更为明显;第四,绿色投资者能够发挥内部环境治理作用,增强离任审计对企业高质量发展的促进作用。

针对以上结论,本文得出如下启示:第一,政府应在离任审计实施的基础上,结合资源环境审计增加“回头看”机制。由于政府环境规制是自然资源资产离任审计促进企业高质量发展的重要机制,且这种促进作用在政府干预较强的地区更为显著。因此,增加“回头看”机制有助于促使领导干部积极整改落实当地可能存在的环境问题;通过资源环境审计对整改结果进行检验,有助于促使地方环境治理落到实处,增加政府环境规制强度,进而促进企业高质量发展。第二,政府应通过加快培育绿色投资者来引导企业对离任审计的影响作出积极环保回应。绿色投资者能够抑制企业漂绿行为,提高企业绿色治理绩效,并能够强化自然资源资产离任审计发挥的环境规制作用,进而促进企业高质量发展。因此,政府应当建立多层次的绿色投资者体系,一方面,引导多层次机构投资者参与企业低碳发展,发挥其绿色监督作用;另一方面,引导企业以新发展理念为指引,积极建立健全与绿色投资者的沟通渠道,吸引更多的绿色投资者加入,为企业高质量发展增加更多动力。

参考文献:

- [1] 聂兴凯,赵天惠,裴璇. 领导干部自然资源资产离任审计与企业转型升级[J]. 审计研究,2021(6):35-45.
- [2] 吴昌南,帅燕. 领导干部自然资源资产离任审计制度提高了制造业产业结构质量吗[J]. 当代财经,2022(7):123-137.
- [3] 黄溶冰. 领导干部自然资源资产离任审计研究:十年综述与展望[J]. 兰州学刊,2023(4):61-70.
- [4] Guo Q, Wei Y, Wan R. Leading officials' accountability audit of natural resources and haze pollution: Evidence from China[J]. Environmental science and pollution research international, 2022, 30(7):17612-17628.
- [5] Feng Y, Wang X, Hu S. Accountability audit of natural resource, air pollution reduction and political promotion in China: Empirical evidence from a quasi-natural experiment[J]. Journal of Cleaner Production, 2020, 287(9):125002.
- [6] 蒙士芳,魏淑艳. 地方政府生态环境问题整改何以低效?——基于中央环保督察集中通报典型案例的质性分析[J]. 东北大学学报(社会科学版),2023(5):68-78.
- [7] 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.
- [8] 孙玥瑶,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.
- [9] 成琼文,丁红乙. 税收优惠对资源型企业数字化转型的影响研究[J]. 管理学报,2022(8):1125-1133.
- [10] 邸昂. 重污染企业绿色转型的路径优化——基于交易成本经济学视角[J]. 内蒙古社会科学,2023(2):134-141.
- [11] 黄溶冰,赵谦. 演化视角下的企业漂绿问题研究:基于中国漂绿榜的案例分析[J]. 会计研究,2018(4):11-19.
- [12] 房巧玲,孙薇. 自然资源资产离任审计、管理层动机与企业环境治理[J]. 会计与经济研究,2023(2):27-47.
- [13] 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.
- [14] 黄溶冰,谢晓君. 领导干部自然资源资产离任审计与地区环境质量——基于自然资源禀赋视角[J]. 资源科学,2023(6):1091-1106.
- [15] 郭鹏飞. 审评统一视角下自然资源资产离任审计评价指标体系的构建[J]. 中国人口·资源与环境,2023(6):80-91.
- [16] 黄溶冰. 领导干部自然资源资产离任审计评价指标体系构建——基于主体功能区的视角[J]. 湖湘论坛,2020(3):79-90.
- [17] 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.

- [18] Jiang C, Liu R, Han J. Does accountability audit of natural resource promote corporate environmental performance? An external supervision perspective [J]. *Environment, Development and Sustainability*, 2022, 1: 1-22.
- [19] 贾巧玉, 刘辰嫣. 领导干部自然资源资产离任审计对企业盈余管理的影响研究[J]. *南京审计大学学报*, 2023(1): 39-48.
- [20] 王治, 谭欢. 董事会断裂带对企业高质量发展的影响研究[J]. *中国软科学*, 2023(5): 134-146.
- [21] 许志勇, 韩炳, 彭芸, 等. 企业金融化、技术创新与企业高质量发展[J]. *科研管理*, 2023(6): 74-84.
- [22] 董志愿, 张曾莲. 政府审计对企业高质量发展的影响——基于审计署央企审计结果公告的实证分析[J]. *审计与经济研究*, 2021(1): 1-10.
- [23] 郭吉涛, 王子晋. 碳交易制度对企业高质量发展的影响机理及作用机制[J]. *江苏社会科学*, 2023(3): 159-167.
- [24] 张志元, 马永凡. 金融改革如何助推民营企业高质量发展[J]. *当代财经*, 2022(12): 64-74.
- [25] 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.
- [26] 晏维龙, 韩峰, 汤二子. 新常态下的国家审计变革与发展[J]. *审计与经济研究*, 2016(2): 3-13.
- [27] 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.
- [28] 王茹婷, 彭方平, 李维, 等. 打破刚性兑付能降低企业融资成本吗? [J]. *管理世界*, 2022(4): 42-64.
- [29] Chernozhukov V, Chetverikov D, Demirer M, et al. Double/debiased machine learning for treatment and structural parameters[J]. *The Econometrics Journal*, 2018, 21(1): C1-C68.
- [30] Yang J C, Chuang H C, Kuan C M. Double machine learning with gradient boosting and its application to the Big N audit quality effect[J]. *Journal of Econometrics*, 2020, 216(1): 268-283.
- [31] 张金清, 李梓豪. 公司高质量发展水平能否预测其股票市场表现——基于机器学习方法[J]. *金融经济研究*, 2023(6): 50-65.
- [32] 梁毕明, 郭振雄. 领导干部自然资源资产离任审计、环境规制与经济高质量发展[J]. *审计研究*, 2024(2): 23-34.
- [33] Zhang D Y. Subsidy expiration and greenwashing decision: Is there a role of bankruptcy risk? [J]. *Energy Economics*, 2023, 118: 106530.
- [34] Li P, Lu Y, Wang J. Does flattening government improve economic performance? Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 2016, 123: 18-37.
- [35] 桂荷发, 王晓艳. 融资约束、终极控制权结构与环保投资——基于沪深两市重污染行业上市公司的经验数据[J]. *南方金融*, 2018(10): 15-24.
- [36] 张佩, 吴昊旻. 领导干部自然资源资产离任审计促进了企业环境责任履行吗? [J]. *审计与经济研究*, 2022(2): 24-33.
- [37] 王韶华, 杨志葳, 张伟, 等. 异质性环境规制对碳中和和企业经济韧性的影响研究[J]. *管理学报*, 2023, 20(12): 1771-1780.
- [38] 樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数[M]. 北京: 经济科学出版社, 2010.
- [39] 陈玲芳. 绿色投资者能抑制企业漂绿行为吗? [J]. *福建师范大学学报(哲学社会科学版)*, 2023(3): 31-42+168.
- [40] 王辉, 林伟芬, 谢锐. 高管环保背景与绿色投资者进入[J]. *数量经济技术经济研究*, 2022(12): 173-194.

[责任编辑:王丽爱]

Outgoing Audit of Natural Resource Assets, Environmental Response and Quality Development of Enterprises

LIANG Biming¹, GUO Zhenxiong¹, LIU Aiguang²

(1. College of Accounting, Jilin University of Finance and Economics, Changchun 130117, China;

2. Jilin Provincial Audit Office, Changchun 130117, China)

Abstract: The tenure-based natural resources and assets accountability audit of leading officials has a positive environmental governance role, but its policy effect into the normalization phase needs to be verified. Based on the 2014—2022 Shanghai-Shenzhen A-share listed company as a sample, resources-type and heavy pollution enterprises as experimental groups, other types of enterprises as a control group, we are using a dual machine learning model to investigate the impact of natural resources assets outgoing audit normalization on the quality development of enterprises. The study found that the outgoing audit of natural resources assets can promote the high quality development of resource and heavy polluting enterprises. It was found that the regularization of outgoing audit of natural resources assets can enhance government environmental regulation and corporate green governance performance. Further analysis found that this catalytic effect is stronger in companies that are more restrictive to financing and strongly affected by government intervention, and that green investors can reinforce this role.

Key Words: outgoing audit of natural resources assets; high-quality enterprise development; environmental protection response; governmental intervention; financing restraints; environmental supervision