

## 国家审计对低碳转型发展的影响研究

——来自领导干部自然资源资产离任审计试点的证据

李兆东<sup>1</sup>, 郭磊<sup>2</sup>

(1. 南京审计大学 政府审计学院, 江苏 南京 211815; 2. 上海浦东发展银行 审计部, 上海 200001)

**[摘要]** 低碳转型发展是实现“双碳”目标的必由之路。为探索国家审计推动低碳转型的作用路径, 采用 283 个地级市面板数据为样本, 构建多时点双重差分模型, 检验领导干部自然资源资产离任审计试点对低碳转型发展的影响。研究发现: 审计试点可通过推动产业结构升级、降低煤炭能源消费占比、促进绿色技术进步、保护林草资源等途径助力低碳转型。进一步分析发现, 审计试点对低碳转型发展的影响存在空间外溢效应, 且在政府审计独立性较高的地区、审计机关负责人具有监督背景的地区、低碳政策实施地区以及对自然资源依赖程度较高的地区, 审计试点推动低碳转型的作用更加显著。研究结论有助于“双碳”目标下领导干部自然资源资产离任审计评价标准的构建, 也为国家审计推动中国经济低碳转型发展提供必要的经验支持与政策注脚。

**[关键词]** 国家审计; 领导干部自然资源资产离任审计; 低碳转型发展; 产业结构; 能源消费结构; 绿色技术创新; 植被碳汇; 空间外溢; 环境治理

**[中图分类号]** F239 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 2096-3114(2024)03-0001-13

## 一、引言

“双碳”目标自 2020 年 9 月被提出以来, 引起了学界广泛探讨。如何在短短 40 年间实现发达国家耗费近百年时间才达到的“碳中和”目标, 成为亟待关注的现实问题。随着 2021 年 10 月国务院印发《2030 年前碳达峰行动方案》, “碳达峰十大行动”得以明确。党的二十大报告也指出“要加快发展方式绿色转型”, 并强调“有计划分步骤实施碳达峰行动”。这意味着过去先污染再治理的老路子已无法走通, 应积极探索经济发展与环境保护并重的新路子, 摒弃“就碳说碳”的传统观念, 坚持“减污、降碳、扩绿、增长”的整体思维, 找准源头, 靶向发力, 实现生产方式系统性、深层次变革。而如何推动中国经济低碳转型发展, 让绿色低碳成为经济高质量发展命题中的应有之义, 则需要学术界针对低碳转型机制开展前瞻性研究。

低碳转型发展的影响因素主要有经济结构<sup>[1-2]</sup>、技术创新<sup>[3-4]</sup>、政府监管<sup>[5-6]</sup>三个方面。国家审计是国家治理的基石和重要保障<sup>[7]</sup>, 具有推动低碳转型发展的作用。2015 年中共中央、国务院印发了《生态文明体制改革总体方案》, 标志着领导干部自然资源资产离任审计制度正式实施。2021 年中央审计委员会办公室、审计署印发的《“十四五”国家审计工作发展规划》明确要求围绕自然资源资产管理和“碳达峰”“碳中和”等重大任务落实情况, 加快建立健全审计评价标准和指标体系。诸多学者实证检验后得出结论: 自然资源资产离任审计在宏观层面可以显著提升试点城市的财政环保投入与辖区内企业环

**[收稿日期]** 2023-08-29

**[基金项目]** 国家社会科学基金重大项目(21&ZD027); 南京审计大学国家审计研究课题(21XSJA02); 南京审计大学政府审计研究课题重点项目(GASA161011)

**[作者简介]** 李兆东(1973—), 男, 安徽来安人, 南京审计大学政府审计学院副院长, 教授, 硕士生导师, 博士后, 主要研究方向为政府审计、环境审计、建设项目审计理论与方法, 邮箱: Lzdon8181@163.com; 郭磊(1997—), 男, 江苏兴化人, 上海浦东发展银行审计部职员, 主要研究方向为政府审计、环境审计。

保投资<sup>[8]</sup>,降低 PM2.5 与 PM10 的排放浓度<sup>[9]</sup>,提升政府环境治理执行力<sup>[10]</sup>,促进试点城市节能减排<sup>[11]</sup>;微观层面可以促进企业履行环境责任<sup>[12]</sup>,推动企业绿色创新<sup>[13]</sup>,提高资源型和重污染型上市公司的全要素生产率,促进企业转型升级<sup>[14]</sup>。

现有研究较多地分析了自然资源资产离任审计制度对二氧化碳排放量的影响<sup>[11]</sup>,然而仅二氧化碳排放量减少未必是低碳转型和高质量发展的结果。地方政府迫于资源环境审计、环保督察等监管压力,为了使辖区内的二氧化碳减排达标,满足绿色政绩考核的需求,采取“拉闸限电”等直接控制能源消耗量的“一刀切”措施,也能在短期内达到减排的效果,但这显然不是低碳转型的效果<sup>[15]</sup>。因此,从产业结构、能源结构、绿色技术、林草资源等低碳转型的关键因素着手建立低碳转型的表征指标,进而研究审计监督对低碳转型的影响,才更加科学合理。

本文可能存在如下边际贡献:(1)探析领导干部自然资源资产离任审计制度推动低碳转型发展的路径,厘清了各因素在审计与低碳转型之间的逻辑关系;(2)提出审计监督影响低碳转型的空间逻辑,即审计监督会带来碳排放的跨界转移与合作治理,同时尝试将空间杜宾模型与多时点双重差分模型进行结合,检验了审计试点对低碳转型的空间影响,为分析审计试点的各种政策后果提供新的思路;(3)揭示自然资源资产离任审计制度助力低碳转型的作用机制,探析其中存在的空间外溢效应与异质性效果,有助于“双碳”目标下领导干部自然资源资产离任审计评价标准的构建,也为国家审计推动中国经济低碳转型发展提供必要的经验支持与政策脚注。

## 二、理论分析与研究假设

为探析自然资源资产离任审计制度影响低碳发展的机制,本文构建了如图 1 所示的理论逻辑关系,提出审计可能会从减少碳排、增加碳汇的途径助力低碳转型发展的假设。

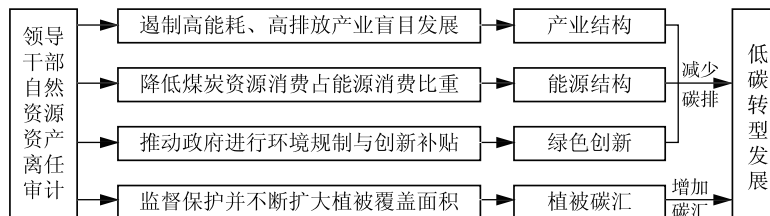


图 1 领导干部自然资源资产离任审计对低碳转型发展的影响机制

### (一) 自然资源资产离任审计与低碳转型发展

根据公共受托责任理论,社会公众将碳排放治理的责任委托给中央政府和地方各级政府,中央政府将责任委托给地方各级政府,同时将中央层级碳排放治理责任分解给相关职能部门,地方各级政府也将承担的受托责任向职能部门分解,中央层级的职能部门有权监督和指导地方各级政府及其职能部门<sup>[16]</sup>。各级政府是碳排放治理的受托责任主体,资源环境相关部门领导执行具体工作,审计机关主要通过通过对地方各级政府领导的自然资源资产离任审计,监督其碳排放治理责任的履行情况,进而推动低碳转型发展。

同时,低碳转型发展的关键在产业结构升级、能源消费结构优化、绿色技术进步、林草资源保护等方面,这些都是各级党政领导干部的工作重点。根据官员晋升“锦标赛”理论,为了取得较好的政绩,领导干部会根据官员政绩的考核方式确定工作的重点。以往 GDP 增速指标在官员政绩考核中占据主导地位,导致领导干部一味追求 GDP 指标增长,忽视生态环境的保护与治理,而自 2013 年之后,GDP 增速指标在官员考核中的作用在减弱,环保指标的作用在加强<sup>[17]</sup>。领导干部自然资源资产离任审计等生态文明考核制度的出台,引导地方政府竞争模式向“绿色低碳发展”转变,主观上促进各级领导干部从产业结构升级、能源消费结构优化、绿色技术进步、林草资源保护等方面切实提升碳排放绩效。基于上述分析,本文提出假设 1。

假设 1:自然资源资产离任审计可以推动低碳转型发展。

## (二) 自然资源资产离任审计、产业结构与低碳转型发展

产业结构调整对生产资源的优化配置产生重要影响,环境友好型的产业结构促使生产资源从碳排放绩效水平低的部门向碳排放绩效水平高的部门流动,从而可以提高整体的碳排放绩效。而一个地区产业结构的形成很大程度上取决于地方政府的经济决策。在经济增长的竞争压力与税收最大化动机的驱使下,长期追求 GDP 高速增长、忽视低碳发展和环境治理的政府,倾向于引进投资规模巨大的资本密集型产业,以期取得较快的经济增长绩效,导致地区产业结构不合理、环境污染严重以及碳排放加剧<sup>[18]</sup>;反之,协同推进经济高质量发展与生态环境高水平保护的地方政府,地区产业结构更加合理,经济发展更加绿色低碳。因此,着眼于党政官员绿色政绩考核的自然资源资产离任审计制度,对官员的受托环境责任履行情况进行终身问责<sup>[19]</sup>,能够切实影响到领导干部的经济决策,扭转其“重经济发展、轻环境治理”的政绩观,促使产业结构绿色低碳化调整,促进生产资源从资本密集型产业、能源密集型产业向服务业和知识密集型产业流动,构建绿色低碳循环发展的经济体系,同时能够通过建立有效的产能过剩退出机制,淘汰高污染、高排放和高消耗的过剩产能,进一步优化产业结构,提升碳排放绩效。基于上述分析,本文提出假设 2。

假设 2:自然资源资产离任审计可以通过推动产业结构升级,助力低碳转型发展。

## (三) 自然资源资产离任审计、能源消费结构与低碳转型发展

煤炭消费相关的碳排放占碳排放总量的比重几乎保持在 80% 左右,清华大学气候变化与可持续发展研究院编制的《中国长期低碳发展战略与转型路径研究》综合报告显示,从 2005 年至 2019 年,我国煤炭消费比重从 72.4% 降低到 57.7%,非化石能源占一次能源比重从 7.4% 提高到 15.3%,而在 2℃ 温控目标情景下,到 2050 年煤炭在一次消费能源中的占比要下降到 9.1%,相应非化石能源消费占比达到 73.2%,能源消费结构优化的任务依然艰巨<sup>[20]</sup>。领导干部自然资源资产离任审计作为促进自然资源资产节约利用、保护生态环境安全和完善生态文明绩效评价考核与责任追究的重要制度,自试点实行以来,对我国的能源消费结构产生了重要的影响。一方面,有利于监督煤炭等矿产资源的管理与使用,《审计署 2016 年第 2 号公告》披露了审计机关对多个省和自治区的矿产资源相关资金管理与使用情况,自然资源管理和生态环境保护合规、合法情况,以及相关项目的建设运行情况等,煤炭资源是这次审计的重点,通过审计,煤炭资源管理更加规范,资源利用效率提高,碳排放绩效提升;另一方面,审计机关在对发展可再生清洁能源的相关政策及目标实施审计后,促进了非化石能源与可再生清洁能源消费的增加。2019 年,中国非化石能源占一次能源消费比重达 15.3%,可再生能源开发利用规模达到 6.8 亿吨标准煤,相当于替代煤炭近 10 亿吨,减少二氧化碳排放量约 17.9 亿吨<sup>①</sup>,大大减少了煤炭与石油的能源消费,降低了碳排放。基于上述分析,本文提出假设 3。

假设 3:自然资源资产离任审计可以通过降低煤炭能源消费占比、优化能源消费结构的途径来助力低碳转型发展。

## (四) 自然资源资产离任审计、绿色技术创新与低碳转型发展

绿色创新的“技术红利”对于低碳转型发展有着十分稳健的促进作用<sup>[4]</sup>。近年来,我国绿色研发成果增速明显加快,2010—2018 年,绿色专利授权数年均增长率达到 22.72%,绿色技术创新能力的提升很大程度上促进了地区碳排放绩效的改善。然而与发达国家相比,我国的绿色技术水平仍存在一定差距,需要继续提高。领导干部自然资源资产离任审计试点以后,促进了企业进行绿色技术创新。一方面,在审计监督的压力下,地方党政领导干部及政府会加大辖区内企业环境规制的力度,促使企业的生产经营活动遵守环境保护的规章制度,并且增加企业的环保投入,购置环保设备、开展绿色技术创新等,从而节约能源、降低污染排放以及提高生产效率,减少对资源环境的影响,提升碳排放绩效;另一方面,

<sup>①</sup>数据来源于《低碳发展蓝皮书:中国碳中和发展报告(2022)》。

对于积极履行环境责任的企业,地方政府还会通过政策工具进行补偿,如减少排污收费、增加政府创新补助等,帮助企业降低成本,也有利于企业树立良好的绿色形象,缓解企业的融资约束,进而提升企业的价值,促使企业更积极地采取减碳措施。因此,对党政领导干部开展自然资源资产离任审计,有利于地方政府利用政策工具倒逼或激励辖区内的企业进行绿色创新,从而实现碳排放绩效的提升。基于上述分析,本文提出假设4。

假设4:自然资源资产离任审计可以通过约束与激励机制促进绿色技术创新从而助力低碳转型发展。

#### (五) 自然资源资产离任审计、植被碳汇与低碳转型发展

首先,森林、草原等陆地植被资源具有良好的碳汇功能,与低碳转型有着紧密的联系。在全球森林、草地资源减少的大背景下,我国森林覆盖率从1970年的12.7%提高到目前的24.02%,森林蓄积量超过190亿立方米,草地面积39.68亿亩,连续数十年保持增长。国家林草局与生态环境部对碳汇情况进行了测算,目前我国的森林植被总碳储量已达92亿吨。森林资源、草原资源和湿地资源是自然资源资产离任审计的重要审计内容,审计中通常将领导干部任职初期与审计工作开展时植被覆盖面积、草群平均高度、森林蓄积量等数据进行对比,发现其中的变化差异,以评估领导干部保护陆地植被碳汇系统的履责情况。其次,审计机关会对《中华人民共和国草原法》《中华人民共和国森林法实施条例》《中华人民共和国湿地保护法》等法律法规的贯彻执行情况进行评估,并检查地方政府是否结合当地实际,制定、出台森林与草原的保护、管理制度,并发现制度设计与执行中存在的不足之处。最后,对林业、草地的资金管理与使用绩效进行监督,检查林地、草地专项资金在分配、管理与使用方面是否合规,是否存在滞留、挤占、套取和冒领等情况,重点关注贪污挪用等违纪违法行为,以及各级政府是否在年度预算中及时、足额安排林地、草地建设的配套资金<sup>[21]</sup>,根据相关规定对人员进行定责,从而保证林草资源以及湿地资源的面积逐年扩大,陆地植被的碳汇功能不受破坏。基于上述分析,本文提出假设5。

假设5:自然资源资产离任审计可以通过保护陆地植被资源的碳汇功能助力低碳转型发展。

### 三、研究设计

#### (一) 样本选择

自然资源资产离任审计于2014年在多个城市开始分批试点,2015年、2016年不断增加试点城市数量、扩大试点范围,到2017年底试点工作结束。因此本文通过多时点双重差分模型(Time-Varying DID),采用2006—2017年全国283个地级市的面板数据为样本,以表1中的149个试点城市为实验组,134个非试点城市为对照组,研究审计试点政策对碳排放绩效的净效应<sup>[11]</sup>。碳排放绩效数据来自《低碳发展蓝皮书:中国碳中和发展报告(2022)》披露的“碳中和发展指数”;审计试点情况的数据通过查找《中国审计年鉴》与搜集审计署、地方审计机关网站手工整理所得;其他数据来自《中国城市统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国能源统计年鉴》等。

表1 领导干部自然资源资产离任审计试点情况

分组	试点地区
实验组	2014年江苏连云港、福建福州、湖北黄冈等10个试点
	2015年湖南怀化、河北石家庄、四川攀枝花等16个试点
	2016年河北承德、安徽合肥、浙江杭州等72个试点
	2017年福建厦门、甘肃兰州、山东威海等51个试点
对照组	其余未进行试点的134个地区

#### (二) 变量定义

##### 1. 低碳转型

与单一的二氧化碳排放量指标相比,以多种要素测量得到的碳排放绩效来衡量低碳转型发展更加全面、合理。中国林业生态发展促进会发布的《低碳发展蓝皮书:中国碳中和发展报告(2022)》构建了“双碳”综合评价指标体系,包括“增碳指数”与“减碳指数”2个一级指标,再根据国务院印发的《2030年前碳排放达峰行动方案》中提出的能源绿色低碳转型行动等“碳达峰十大行动”细化出10个二级指

标与42个三级指标,并采用复合计算方法测算了各地区2001—2019年“碳中和发展指数”,全面反映了在实现“碳达峰”“碳中和”目标过程中,各项驱动因素的影响。本文认为“碳中和发展指数”可以更加准确地衡量低碳转型发展的实际效果,故选取该报告中2006—2017年的“碳中和发展指数”衡量低碳转型( $Tjx$ )。

### 2. 领导干部自然资源资产离任审计

考虑到自然资源资产离任审计于2014—2017年先后在多个城市试点的情况,本文参考多时点双重差分模型的相关研究<sup>[22]</sup>,设置自变量  $AuditPost$ ,试点城市为实验组,未试点城市为对照组。实验组的自变量  $AuditPost$  在试点前取0,试点当年及之后年份取1,对照组的自变量  $AuditPost$  取0。

### 3. 中介变量

(1) 产业结构( $Industry$ )。根据工业领域碳达峰行动要求,须坚决遏制高能耗高排放项目盲目发展。相对于第二产业来说,第三产业造成的环境污染更少,二氧化碳排放也较低。因此,推动第三产业发展成为我国供给侧结构性改革的重点内容,有利于转变经济发展方式、改善碳排放绩效<sup>[2]</sup>。现有研究多采用第二产业比重或第三产业比重来衡量产业结构,为了更加明晰产业结构调整与碳排放绩效之间的关系,本文采取第三产业与第二产业的增加值之比来衡量产业结构。

(2) 能源消费结构( $Coal$ )。能源消费结构优化对碳排放绩效的改善具有重要影响。参考相关研究<sup>[4]</sup>,我们通过《中国能源统计年鉴》中的数据计算了煤炭消费量在能源消费总量的占比,以此来表征能源消费结构。

(3) 绿色技术创新( $Tech$ )。绿色专利包括了绿色发明、绿色实用新型和绿色外观设计,而只有绿色发明需通过实质性审查,因此在衡量绿色技术创新时仅考虑绿色发明<sup>[23]</sup>。又因为专利的授权存在滞后性,而绿色技术在企业申请专利过程中可能已经开始发挥作用<sup>[24]</sup>,所以本文选择绿色发明的申请量而非授权量来作为城市绿色创新能力的度量指标,并对其进行加1取对数的处理。

(4) 植被碳汇( $Green$ )。根据碳汇能力巩固提升行动要求,应当巩固生态系统碳汇作用,提升生态系统碳汇能力。碳汇一般分为陆地碳汇与海洋碳汇,而陆地碳汇系统中的陆地植被碳汇(以下简称“植被碳汇”)包含了森林碳汇、草地碳汇等<sup>[25-26]</sup>,对碳排放绩效的改善起着积极作用。为探索自然资源资产离任审计通过保护陆地植被碳汇功能的途径提升碳排放绩效,本文以草地面积与森林面积之和与土地面积的比值作为陆地植被碳汇功能的衡量方式。

### 4. 控制变量

参考以往学者的研究<sup>[1-6]</sup>,本文选取经济发展水平( $Lnpgdp$ )、财政收入水平( $Strpub$ )、消费水平( $Strls$ )、空气污染水平( $LnPM25$ )、二氧化硫排放强度( $Lnsogdp$ )等作为控制变量,具体衡量方式如表2所示。

表2 变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
低碳转型	$Tjx$	采用《低碳发展蓝皮书:中国碳中和发展报告(2022)》披露的“碳中和发展指数”的对数
审计试点	$AuditPost$	试点地区当年及之后取1,否则取0
产业结构	$Industry$	第三产业/第二产业
能源消费结构	$Coal$	煤炭消费/总能源消费
绿色创新能力	$Tech$	绿色发明专利申请量加1取对数
陆地植被碳汇	$Green$	(草地面积+森林面积)/土地面积
经济发展水平	$Lnpgdp$	人均GDP取对数
财政收入水平	$Strpub$	一般公共预算收入占GDP的比重
消费水平	$Strls$	社会商品零售额占GDP的比重
空气污染水平	$LnPM25$	PM2.5排放量取对数
二氧化硫排放强度	$Lnsogdp$	单位GDP产生的二氧化硫排放
时间固定效应	$Year$	年份虚拟变量
个体固定效应	$City$	城市虚拟变量

### (三) 模型设定

本文将多时点双重差分模型与中介效应“三步法”<sup>[27]</sup>相结合,构建如下模型:

$$Y_{i,t} = \alpha_1 + \alpha_2 AuditPost_{i,t} + \alpha_3 Controls_{i,t} + Year_t + City_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$M_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 AuditPost_{i,t} + \beta_3 Controls_{i,t} + Year_t + City_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Y_{i,t} = \gamma_1 + \gamma_2 AuditPost_{i,t} + \gamma_3 M_{i,t} + \gamma_4 Controls_{i,t} + Year_t + City_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中,下标  $i$  和  $t$  分别表示城市和年份,  $Y_{i,t}$  为因变量低碳转型 ( $Tjx$ );  $M_{i,t}$  为中介变量,代表经济结构与绿色技术;  $AuditPost_{i,t}$  为自变量自然资源资产离任审计试点情况;  $Controls_{i,t}$  为控制变量,  $Year_t$  为年份固定效应,  $City_i$  为城市固定效应,  $\varepsilon_{i,t}$  为随机扰动项。

#### 四、实证结果与分析

##### (一) 描述性统计与变量分组检验

表 3 报告了本文主要变量的描述性统计结果及碳排放绩效变量的分组检验结果。低碳转型 ( $Tjx$ ) 的均值为 3.828, 高于均值的城市有 1816 个, 其中深圳、广州、舟山、厦门、杭州位列前五, 低碳转型成效显著, 低于均值的城市有 1580 个, 最小值与最大值分别为 2.063 与 6.211, 标准差达 0.566, 表明城市间低碳转型成效差异较大。从核心解释变量审计试点

( $AuditPost$ ) 的分布情况来看, 开展领导干部自然资源资产离任审计试点的样本约占样本总量的 8%。产业结构 ( $Industry$ )、能源消费结构 ( $Coal$ )、绿色创新能力 ( $Tech$ )、陆地植被碳汇 ( $Green$ ) 的最小值与最大值存在差距, 表明我国不同城市的产业结构、能源消费结构、植被碳汇能力以及绿色创新能力差异较为明显; 控制变量的特征分布与其他文献类似, 说明了本文数据的准确性。

单变量分组检验显示, 审计试点地区的低碳转型指标为 3.879, 高于未开展审计试点地区的 3.722, 且在 1% 水平上通过了组间中位数差异检验, 初步说明了开展审计试点地区的低碳转型效果显著更优。

##### (二) 基准回归结果分析

为进一步检验审计试点对低碳转型发展的影响, 本文在建立式 (1) 模型的基础上对面板数据进行回归分析, 结果如表 4 所示。列 (1) 中仅加入自变量, 列 (2) 中加入控制变量, 并控制年份固定效应和城市固定效应, 回归结果均在 1% 的水平上显著, 说明审计试点显著推动了低碳转型发展, 假设 1 得到支持。同时, 所有控制变量的回归结果也都显著, 并与已有的相关研究结果保持一致, 说明本文控制变量选取的合理性。

##### (三) 稳健性检验

为使本文研究结论更为可靠, 本文进行了如下稳健性检验<sup>①</sup>:

##### 1. 平行趋势检验

根据 DID 模型的要求, 试点城市与非试点城市在政策发生之前

表 3 描述性统计与变量分组检验

PanelA: 主要变量的描述性统计						
变量	观测值	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
$Tjx$	3396	3.828	3.875	0.566	2.063	6.211
$AuditPost$	3396	0.083	0	0.276	0	1
$Industry$	3396	0.853	0.767	0.443	0.094	4.313
$Coal$	3396	0.998	0.933	0.364	0.069	2.345
$Tech$	3396	4.316	4.197	1.787	0	10.27
$Green$	3396	0.622	0.659	0.212	0.145	0.968
$Strpub$	3396	0.0710	0.066	0.029	0.019	0.238
$Lnpgdp$	3396	0.987	0.968	0.712	-1.289	3.072
$Strls$	3396	0.357	0.348	0.102	0	0.826
$Lnsogdp$	3396	-5.532	-5.470	1.277	-14.19	-0.707
$LnPM25$	3396	3.499	3.537	0.500	1.543	4.509

PanelB: 低碳转型 ( $Tjx$ ) 的分组检验					
变量	$Audit = 0$		$Audit = 1$		Difference In Means
	观测值	均值	观测值	均值	
$Tjx$	1608	3.722	1788	3.879	-0.107 ***

注: \*\*\* 表示在 1% 的水平上显著。

表 4 基准回归结果

	(1) $Tjx$	(2) $Tjx$
$AuditPost$	0.414 *** (29.756)	0.067 *** (9.381)
$Lnpgdp$		0.462 *** (59.384)
$Strpub$		-0.177 (-1.346)
$Strls$		0.376 *** (10.867)
$Lnsogdp$		-0.040 *** (-15.099)
$LnPM25$		-0.008 (-0.616)
Constant	3.794 *** (999.599)	3.045 *** (61.490)
Year	No	Yes
City	No	Yes
Adj-R <sup>2</sup>	0.221	0.637
N	3396	3396

注: 括号内为 t 统计量, \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5% 与 1% 的水平上显著, 下同。

<sup>①</sup>限于篇幅, 未报告稳健性检验结果, 留存备案。

的低碳转型指标应当符合平行发展的趋势。故本文参考相关研究<sup>[22]</sup>,对试点政策的动态效应进行实证检验,设置年份虚拟变量 *Before*、*Current*、*After*,分别与组间变量 *Audit* 交互。结果显示,在审计试点前实验组与对照组的低碳转型指标 (*Tjx*) 变动不存在显著差异,而审计试点之后实验组的低碳转型指标 (*Tjx*) 显著上升,满足平行趋势假设,因此基准回归中自变量的回归系数能够捕捉到审计试点对低碳转型的影响。

### 2. PSM-DID 检验

样本选择偏差可能会导致一定的内生性问题,因此本文先使用半径匹配的方法对样本进行倾向性得分匹配重新回归,其中匹配的协变量是基准回归中的全部控制变量。平衡性检验结果显示,各协变量匹配后标准偏差的绝对值均小于 10%,说明本文的匹配方法与匹配结果是可靠的。回归结果显示,审计试点 (*AuditPost*) 与低碳转型 (*Tjx*) 之间的回归系数依然在 1% 的水平上显著,故基准回归的结果是稳健的。

### 3. 安慰剂检验

为排除审计试点城市与非试点城市之间其他差异对回归结果的干扰,本文进行安慰剂检验<sup>[22]</sup>。对所有省级地区和和政策时间进行不重复随机抽样,每次抽取 10 个省级地区及各省级地区对应的随机政策时间点,将所抽中的 10 个省级地区对应的城市作为虚拟处理组,余下城市作为虚拟控制组,将这个过程的重复 1000 次,从而获得 1000 个虚拟实验组及虚拟政策时间交互的 *AuditPost* 回归估计系数<sup>①</sup>。安慰剂检验系数经验累积分布图(限于篇幅,未列示,备索)显示,基准回归中的 *AuditPost* 估计系数 0.067 位于非参置换检验中系数分布的低尾位置,安慰剂检验通过。

### 4. 更换因变量的衡量方式

为进一步检验结果的稳健性,本文对因变量低碳转型 (*Tjx*) 的衡量方式进行更换,采用近年来较为流行的 DEA 方法<sup>[28-29]</sup>,测算出包含二氧化碳排放与能源约束指标的绿色全要素生产率 (*GTFP*),用来衡量低碳转型。本文选取的是 SBM-DEA 模型,该模型可以较好地克服传统 DEA 模型投入与产出等比例变动、无法考虑松弛变量的影响等问题,测量结果更加准确<sup>[30]</sup>。SBM-DEA 模型的一般形式如式(4)所示:

$$\begin{aligned}
 X &= [x_1, \dots, x_n] \in R^{m \times n} \\
 Y^g &= [y_1^g, \dots, y_n^g] \in R^{S_1 \times n} \\
 Y^b &= [y_1^b, \dots, y_n^b] \in R^{S_2 \times n}
 \end{aligned} \tag{4}$$

$$\rho^* = \min \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{S^-}{X_{i0}}}{1 + \frac{1}{S_1 + S_2} \left( \sum_{r=1}^{S_1} \frac{S_r^g}{y_{r0}^g} + \sum_{r=1}^{S_2} \frac{S_r^b}{y_{r0}^b} \right)}$$

$$\text{s. t. } \begin{cases} x_0 = X\theta + S^- \\ y_0^g = Y^g\theta - S^g \\ y_0^b = Y^b\theta\omega - S^b \\ S^- \geq 0, S^g \geq 0, S^b \geq 0, \theta \geq 0 \end{cases}$$

模型假设有  $n$  个决策单元的生产系统,每个决策单元由投入、期望产出和非期望产出三个投入产出向量构成,使用  $m$  单位投入产生  $S_1$  的期望产出和  $S_2$  的非期望产出, $\theta$  是集合  $R_n$  上的非负权重向量。该模型包含三种指标,投入指标  $S^-$ 、期望产出指标  $S^g$  和非期望产出指标  $S^b$ 。投入指标主要有资本、劳动力以及能源投入,分别以资本存量、年均就业人数和能源消费总量表示;期望产出指标则是 GDP,非期望产

①由于双重差分至少需要政策冲击前后各有一年数据,因此仅在 2007—2016 年中挑选随机政策时间点。

出指标是二氧化碳的排放量,由此测算出的目标函数值 $\rho^*$ 便是本文低碳转型 $Tjx$ 的另一种衡量方式。同时基于传统DEA效率测算的分解方式,可以得到纯技术效率( $TC$ )和规模效率( $EC$ )。本文将自变量 $AuditPost$ 与上述三个结果进行回归,结果显示,审计试点与低碳转型( $Tjx$ )之间效依然呈正相关关系,且对技术效率指标和规模效率指标均为提升作用,说明审计试点推动低碳转型发展的背后,实质是促进了技术效率的进步与规模效率的上升。

#### (四) 机制检验

根据式(1)与式(2)、式(3)构建的“中介效应”模型,本文对领导干部自然资源资产离任审计影响低碳转型发展的作用机制进行检验和阐释,表4已报告了式(1)的回归结果,故表5中列示的即为式(2)与式(3)的回归结果。表(5)中列(1)、列(3)、列(5)、列(7)的回归结果均在1%的水平上显著,表明审计试点可以推动产业结构升级、降低煤炭能源消费占比、促进绿色技术创新、提升陆地植被碳汇功能。在将产业结构( $Industry$ )、能源消费结构( $Coal$ )、绿色创新( $Tech$ )、陆地植被碳汇( $Green$ )作为中介变量加入回归中,回归结果依然显著,表明了推动产业结构升级、降低煤炭能源消费占比、促进绿色技术进步、提升陆地植被碳汇功能是审计试点助力低碳转型发展的作用机制,中介效应存在。同时,我们使用Bootstrap随机重复抽样500次,Sobel Z值在统计上依然显著,验证了结论的可靠性。

表5 机制检验

	产业结构		能源消费结构		绿色技术创新		植被碳汇	
	(1) <i>Industry</i>	(2) <i>Tjx</i>	(3) <i>Coal</i>	(4) <i>Tjx</i>	(5) <i>Tech</i>	(6) <i>Tjx</i>	(7) <i>Green</i>	(8) <i>Tjx</i>
<i>AuditPost</i>	0.100 *** (7.923)	0.059 *** (8.279)	-0.024 *** (-3.274)	0.061 *** (8.832)	0.284 *** (8.121)	0.047 *** (6.555)	0.007 *** (4.271)	0.070 *** (9.975)
<i>Industry</i>		0.078 *** (7.641)						
<i>Coal</i>				-0.234 *** (-13.796)				
<i>Tech</i>						0.004 *** (11.467)		
<i>Green</i>								0.587 *** (7.032)
<i>Constant</i>	-0.237 *** (-2.706)	3.064 *** (62.377)	0.792 *** (15.276)	3.230 *** (64.777)	2.704 *** (11.098)	3.010 *** (61.953)	0.417 *** (38.800)	3.290 *** (54.639)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Sobel-Z</i>		0.027 ***		-0.068 ***		0.355 ***		0.137 ***
<i>Adj-R<sup>2</sup></i>	0.394	0.654	0.059	0.660	0.603	0.658	0.616	0.654
<i>N</i>	3396	3396	3396	3396	3396	3396	3396	3396

## 五、进一步分析

### (一) 空间外溢效应

领导干部自然资源资产离任审计对城市低碳转型具有明显的空间溢出效应。一方面,在审计试点带来的环保绩效考核压力与传统的经济发展压力双重作用下,地方政府可能会借助环境分权体制下政府间环境政策协调不足而产生的跨界污染转移空间以及环境污染的负外部性机会,以最小的环境治理成本获得最大的经济收益,主要表现为在具备跨界污染条件的地区,为污染密集型企业提供优惠性政策,吸引企业在这些地区集聚<sup>[31]</sup>,依靠高能耗企业强大的创税能力,为本地区带来了经济效益,但同时却增加了相邻地区的碳排放量。另一方面,当审计监督使得某城市的碳排放治理受到激励与约束时,不



仅会提升本地区的碳排放治理水平与碳排放绩效,还会对周边城市产生“震慑效应”“榜样效应”“示范效应”<sup>[32]</sup>,促进周边城市积极遏制高能耗、高排放企业盲目发展,学习先进的低碳治理模式,提升碳排放治理能力,加强企业间绿色环保产业的相互交流、相互学习,尤其是低碳知识的分享与传播,提高企业的技术水平与劳动生产率,推动发展低碳经济。自然资源资产离任审计作为国家环境治理的重要考核制度,能够很好地跟踪审计本地区及相邻地区碳排放治理情况,有助于促进区域碳排放治理方案的统筹规划和落实,从而进一步加强监管力度、扩大监管范围,形成碳排放治理的区域合力。由此可见,领导干部自然资源资产离任审计对周边城市低碳转型发展的空间外溢效应,是区域碳排放合作治理与跨界转移共同作用的结果。

根据上述理论分析可知,低碳转型发展存在明显的空间关联性。为了更好地研究领导干部自然资源资产离任审计对碳排放绩效的影响,本文将城市之间的“空间外溢效应”考虑进来,使用地理距离权重矩阵进行空间计量分析<sup>[33]</sup>。首先,本文使用如下所示的空间杜宾模型(SDM):

$$Y_{i,t} = \alpha_1 + \rho \sum_{j \neq i}^N w_{ij} Y_{j,t} + \alpha_2 AuditPost_{i,t} + \alpha_3 Controls_{i,t} + \beta_1 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} AuditPost_{j,t} + \beta_2 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} Controls_{j,t} + Year_t + City_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

本文使用地理权重矩阵进行空间计量分析,并计算了2006—2017年城市低碳转型的全局 Moran'I 指数与局部 Moran 指数散点图。全局 Moran'I 结果如表 6 所示,低碳转型的全局 Moran'I 指数均在 1% 的水平上显著,表明城市低碳转型存在正向的空间自相关。局部 Moran 散点图显示<sup>①</sup>,低碳转型的 Moran 指数所对应的点大多在第一象限与第三象限,即各城市在局部空间上具有较强的正向促进效果。同时观察 2006 年与 2017 年的局部莫兰散点图可知,落入第一象限与第三象限的点有明显增加,反映出低碳转型发展在城市间的相关性提高。

为进一步确定空间杜宾模型的具体形式,本文对模型进行计量检验<sup>[34]</sup>,检验结果如表 7 所示。LM-Lag 检验、LM-Error 检验、R-LM-Lag 检验、R-LM-Error 检验均通过显著性检验,说明 SAR 模型与 SEM 模型均适用;地理距离权重矩阵下 SDM 模型的 Hausman 检验结果均支持时空双重固定效应空间计量模型。因此,本文采用包含了时空双重固定效应的空间杜宾模型,对审计试点与低碳转型发展的空间相关性进行分析。

为了比较和检验各变量参数估计的稳健性,本文采用空间杜宾模型(SDM)进行估计的同时,还分别列出了空间自回归模型(SAR)与空间误差模型(SEM)的估计结果。由表 8 可知,审计试点的系数为正值,且在 1% 的水平上显著,表明实施了审计的地区,本地区的低碳转型发展更好。审计试点的空间滞后项系数为正值,且在 1% 的水平上显著,表明本地区的审计试点对其他地区的低碳转型也具有促进作用,空间外溢效应存在。

表 6 地理距离矩阵下低碳转型指标的全局 Moran'I 指数

年份	Moran's I	Z 统计量	P 值
2006	0.114	15.918	0.000
2007	0.113	15.805	0.000
2008	0.111	15.623	0.000
2009	0.110	15.472	0.000
2010	0.111	15.564	0.000
2011	0.107	15.075	0.000
2012	0.105	14.829	0.000
2013	0.109	15.272	0.000
2014	0.110	15.492	0.000
2015	0.114	15.954	0.000
2016	0.116	16.280	0.000
2017	0.113	15.808	0.000

表 7 低碳转型指标的 LM 检验结果与 LR 检验结果

LM 检验	LM 值	P 值
LM-Lag 检验	18.994	0.000
R-LM-Lag 检验	4.707	0.030
LM-Error 检验	17.583	0.000
R-LM-Error 检验	3.296	0.069
LR 检验	统计值	伴随概率
SAR 模型的 LR 检验	638.26	0.000
SEM 模型的 LR 检验	535.44	0.000

①限于篇幅,局部 Moran 散点图未列示,留存备案。

## (二) 审计机关负责人监督背景的影响

《党政领导干部选拔任用条例》要求选拔任用党政领导干部时遵循“事业为上、人岗相适、人事相宜”的原则<sup>①</sup>。因此,在中央深化改革、加强监管的大背景下,地方审计机关在人事安排上会更加强调其监督的独立性和专业胜任能力<sup>[35]</sup>。于是本文手工搜集整理了2006—2017年地方审计机关负责人的任职背景情况,若地方审计机关负责人曾在审计、纪检监察、国有资产监督管理委员会等部门任职,则称之为具有监督背景( $Back = 1$ ),否则为不具有监督背景( $Back = 0$ ),据此将样本进行分组,分组后的回归结果如表9列(1)与列(2)所示。在审计机关负责人具有监督背景的地区,审计试点对低碳转型发展的影响更加显著,说明审计机关负责人的专业胜任能力对审计效用的发挥确实产生了影响。

## (三) 政府审计独立性的影响

审计机关独立性对审计质量具有重要意义<sup>[36]</sup>。在我国,地方审计机关服从双重领导体制,即同时受到上级审计机关和同级政府领导,这样的双重领导体制虽然在很长一段时期内发挥了政府审计的监督效能,但也存在了独立性欠缺的弊端。为使地方审计机关的独立性得到保证,2015年12月中办与国办出台了《关于完善审计制度若干重大问题的框架意见》,明确了江苏省、浙江省、广东省、山东省、贵州省、云南省和重庆市作为试点,推行省以下人财物管理体制,从人事任免、组织管理以及经费划拨等方面提升地方审计机关的独立性,有效保障了审计监督效能的发挥。因此,本文将上述七省市视为政府审计独立性较高的地区( $Independent = 1$ ),其余省区市则视为独立性相对较低的地区( $Independent = 0$ ),以此考察政府审计独立性高低在领导干部自然资源资产离任审计影响低碳转型发展时是否会产生异质性作用。回归结果如表9列(3)与列(4)所示,在政府审计独立性较高的地区,审计试点对低碳转型( $Tjx$ )的影响更加显著,表明独立性确实成为影响审计效能发挥的重要因素。

## (四) 低碳城市政策的影响

低碳城市建设是推动低碳发展的重要政策。国家发改委曾在2010年与2012年分别公布了两批低碳城市试点地区,前后涉及三十多个城市,并且就试点过程中单位GDP碳排放、非化石能源消费占比等设定目标,成为试点城市经济发展低碳转型的重要推动力。那么自然资源资产离任审计在对地方政府的碳排放治理情况进行监督时,是否会加大低碳城市审计的力度,以评价该地区主要党政领导干部是否充分贯彻执行中央生态文明建设方针政策和决策部署?故本文根据上述文件将样本划分为低碳城市试点样本( $Low = 1$ )与非低碳城市试点样本( $Low = 0$ )重新进行回归。结果如表9列(5)与列(6)所示,审计试点在低碳政策实施地区对低碳转型发展的影响更加显著,说明国家生态文明建设重点政策的执行情况成为审计机关评价领导干部履行环境治理与碳排放治理责任的关键内容。

表8 领导干部自然资源资产离任审计对低碳转型发展的空间外溢效应

	SAR	SEM	SDM
<i>AuditPost</i>	0.0145 ** (2.3970)	0.0163 *** (2.7593)	0.0169 *** (2.8900)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES
$W \times dep. ver.$	2.3044 *** (72.1145)		2.8638 *** (100.1726)
<i>Spat. aut</i>		2.8623 *** (100.3881)	
$W \times AuditPost$			0.0325 *** (2.9593)
$W \times Lnpgdp$			-1.1099 *** (-7.6521)
$W \times Strpub$			-1.9340 *** (-3.0536)
$W \times Strls$			0.5974 *** (2.6987)
$W \times Lnsogdp$			0.0565 *** (3.2480)
$W \times LnPM25$			-0.0849 (-1.4352)
<i>Log-likelihood</i>	4065.6168	4131.6142	4140.1184
Adj-R <sup>2</sup>	0.1558	0.0861	0.2947
N	3336	3336	3336

①参见《党政领导干部选拔任用工作条例》,人民日报,2019-03-18(1)。

## (五) “资源诅咒”的影响

“资源诅咒”现象指的是,在自然资源丰富的地区,劳动、资本等生产要素倾向于流入门槛较低的资源产业部门,并形成黏滞效应、吸纳效应与锁定效应,导致过度依赖自然资源、破坏生态环境,而单一的经济结构又缺乏可持续性<sup>[37]</sup>。《领导干部自然资源资产离任审计规定(试行)》中明确指出,要对地方政府和党政领导干部遵守自然资源资产管理法律法规情况、自然资源资产管理重大决策情况、完成自然资源资产管理目标情况开展审计,就是要避免地方政府为了发展经济而简单、粗暴地开采自然资源,形成对自然资源的高度依赖,最后反而出现“资源诅咒”的现象,即避免经济发展不可持续、生态环境遭到严重破坏的悲剧。因此,本文参考相关研究<sup>[34]</sup>,以资源型产业资产占工业部门总资产的比重来衡量地区资源依赖程度<sup>①</sup>,再根据资源依赖程度的中位数进行分组,将样本划分为资源依赖程度高( $Curse = 1$ )与资源依赖程度低( $Curse = 0$ )的两部分进行回归,回归结果如表9列(7)与列(8)所示。领导干部自然资源资产离任审计在对资源依赖程度较高的地区更好地发挥了监督作用,从而更加显著地推动了这些地区的低碳转型发展,以保证经济发展与环境保护的“双落地”。

表9 异质性分析

	<i>Back = 1</i>	<i>Back = 0</i>	<i>Independent = 1</i>	<i>Independent = 0</i>	<i>Low = 1</i>	<i>Low = 0</i>	<i>Curse = 1</i>	<i>Curse = 0</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Tjx</i>	<i>Tjx</i>	<i>Tjx</i>	<i>Tjx</i>	<i>Tjx</i>	<i>Tjx</i>	<i>Tjx</i>	<i>Tjx</i>
<i>AuditPost</i>	0.065 *** (7.529)	0.026 (1.083)	0.064 *** (6.835)	0.023 (0.944)	0.102 *** (4.307)	0.029 (1.713)	0.094 *** (9.800)	0.044 (1.090)
<i>Constant</i>	2.898 *** (38.882)	2.986 *** (39.384)	3.160 *** (33.306)	2.927 *** (54.134)	2.846 *** (15.608)	3.077 *** (60.143)	3.024 *** (38.088)	3.026 *** (47.235)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Difference Test</i>	(1)—(2)		(3)—(4)		(5)—(6)		(7)—(8)	
<i>Difference</i>	0.039 **		0.041 **		0.073 ***		0.050 *	
<i>Chi2</i>	3.183		3.850		8.210		2.160	
<i>Adj-R<sup>2</sup></i>	0.645	0.506	0.740	0.612	0.575	0.645	0.643	0.602
<i>N</i>	2038	1358	974	2422	427	2969	1743	1653

## 六、结论性评述

为探索国家审计对低碳转型发展的影响,本文将自然资源资产离任审计2014—2017年的试点工作视为一项准自然实验,选取2006—2017年283个地级市面板数据作为样本,通过多时点双重差分模型和空间杜宾模型实证检验了审计试点对低碳转型发展的影响,研究结论如下:领导干部自然资源资产离任审计试点显著推动了低碳转型发展,并且该结论在平行趋势检验、PSM-DID检验、安慰剂检验和更换变量衡量方式检验后依然稳健;产业结构升级、煤炭能源消费占比降低、绿色技术创新以及林草面积扩大是领导干部自然资源资产离任审计助力低碳转型发展的作用机制;进一步分析发现,审计试点对低碳转型发展的影响存在空间外溢效应,并且在政府审计独立性较高的地区、审计机关负责人具有监督背景的地区、低碳政策实施地区以及自然资源依赖程度较高的地区,审计推动低碳转型发展的作用更加显著。

结合上述研究结论,本文提出如下政策建议:(1)审计应保障产业结构优化升级。充分发挥审计的监督效能,大力淘汰落后产能,以高标准、严要求来遏制高能耗、高排放项目盲目发展,同时积极助力培

①本文借鉴已有文献<sup>[37]</sup>甄别资源产业的做法,将包括煤炭开采与洗选业、石油和天然气开采业、有色金属矿采选业等采矿业类行业视为资源型产业。

育新产能,依据相关政策要求监督财政资金的管理、分配与使用,引导财政资金流向,大力发展绿色低碳产业。(2)审计应监督能源体系清洁高效。严格控制“十四五”时期煤炭消费增长,若发生恶劣的自然资源破坏事件,审计需对相关领导干部的责任进行界定,并提出处理处罚建议。(3)审计应促进绿色技术不断进步。要不断提高审计强度、扩大审计范围,倒逼辖区内企业遵守环境保护的规章制度,增加企业的环保投入、购置环保设备,进行绿色技术创新。(4)审计应持续保护林草资源。检查地方政府是否制定、出台相关的保护、管理制度,发现制度设计与执行中存在的不足之处,检查地方政府是否在年度预算中及时、足额安排配套资金,对管理和使用配套资金的真实性、合法性与效益性进行评价,重点关注是否存在挤占、套取、冒领以及贪污挪用等违纪违法行为。(5)审计机关应当关注低碳转型发展的空间外溢效应。充分研究相邻城市产业布局和环境政策之间的差异,既要谨防碳排放的大量转移,也要倡导加强碳排放的区域合作治理,从而使相邻城市间的碳排放绩效实现良性互动。

### 参考文献:

- [1] 蓝虹,王柳元. 绿色发展下的区域碳排放绩效及环境规制的门槛效应研究——基于 SE-SBM 与双门面板模型[J]. 软科学, 2019(8):73-77.
- [2] 张伟,朱启贵,高辉. 产业结构升级、能源结构优化与产业体系低碳化发展[J]. 经济研究,2016(12):62-75.
- [3] 杨莉莎,朱俊鹏,贾智杰. 中国碳减排实现的影响因素和当前挑战——基于技术进步的视角[J]. 经济研究,2019(11):118-132.
- [4] 邵帅,范美婷,杨莉莉. 经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J]. 管理世界,2022(2):46-69.
- [5] 张华. 环境规制提升了碳排放绩效吗?——空间溢出视角下的解答[J]. 经济管理,2014(12):166-175.
- [6] 张龙平,李苗苗,陈丽红. 国家审计会影响低碳发展吗?——基于中国省级面板数据的实证研究[J]. 审计与经济研究,2019(5):9-21.
- [7] 刘家义. 国家治理现代化进程中的国家审计:制度保障与实践逻辑[J]. 中国社会科学,2015(9):64-83.
- [8] 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.
- [9] 黄溶冰,赵谦,王丽艳. 自然资源资产离任审计与大气污染防治:“和谐锦标赛”还是“环保资格赛”[J]. 中国工业经济,2019(10):23-41.
- [10] 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):1-10.
- [11] 李兆东,郭磊. 领导干部自然资源资产离任审计可以促进节能减排吗?[J]. 南京审计大学学报,2022(3):31-39.
- [12] 孙玥璠,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.
- [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] 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.
- [15] 李涛. 资源约束下中国碳减排与经济增长的双赢绩效研究——基于非径向 DEA 方法 RAM 模型的测度[J]. 经济学(季刊), 2013(2):667-692.
- [16] 李兆东. 影响我国政府资源环境审计开展的十个问题[J]. 财会月刊,2019(5):106-113.
- [17] 张军,樊海潮,许志伟,等. GDP 增速的结构性下调:官员考核机制的视角[J]. 经济研究,2020(5):31-48.
- [18] 刘奕,夏杰长,李焱. 生产性服务业集聚与制造业升级[J]. 中国工业经济,2017(7):24-42.
- [19] 李兆东,李振覃. 国家审计促进生态环境治理现代化的制度保障与实现路径[J]. 财会月刊,2022(14):116-121.
- [20] 项目综合报告编写组.《中国长期低碳发展战略与转型路径研究》综合报告[J]. 中国人口·资源与环境,2020(11):1-25.
- [21] 王振铎,张心灵. 领导干部草原资源资产离任审计内容研究——基于内蒙古自治区审计实践[J]. 审计研究,2017(2):31-39.
- [22] 吴茵茵,齐杰,鲜琴,等. 中国碳市场的碳减排效应研究——基于市场机制与行政干预的协同作用视角[J]. 中国工业经济, 2021(8):114-132.
- [23] 许林,林思宜,钱淑芳. 环境信息披露、绿色技术创新对融资约束的缓释效应[J]. 证券市场导报,2021(9):23-33.
- [24] 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.
- [25] 董战峰,毕粉粉,冀云卿. 中国陆地生态系统碳汇发展的现状、问题及建议[J]. 科技导报,2022(19):15-24.

- [26] 杨卫东, 曾联波, 李想. 碳汇效应及其影响因素研究进展[J]. 地球科学进展, 2023(2): 151-167.
- [27] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004(5): 614-620.
- [28] Chen Y, Wang M Y, Feng C P, et al. Total factor energy efficiency in Chinese manufacturing industry under industry and regional heterogeneities[J]. Resour Conserv Recycl, 2020, 168: 105255.
- [29] Guo R, Yuan Y J. Different types of environmental regulations and heterogeneous influence on energy efficiency in the industrial sector: Evidence from Chinese provincial data[J]. Energy Policy, 2020, 145: 111747.
- [30] 王少剑, 高爽, 黄永源, 等. 基于超效率 SBM 模型的中国城市碳排放绩效时空演变格局及预测[J]. 地理学报, 2020(6): 1316-1330.
- [31] 金刚, 沈坤荣, 李剑. “以地谋发展”模式的跨界污染后果[J]. 中国工业经济, 2022(3): 95-113.
- [32] 贺宝成, 熊永超. 国家审计如何影响政府治理效率? ——基于 Tobit-SDM 模型的空间计量分析[J]. 审计与经济研究, 2021(6): 16-25.
- [33] 韩峰, 胡玉珠, 陈祖华. 国家审计推进经济高质量发展的作用研究——基于地级城市面板数据的空间计量分析[J]. 审计与经济研究, 2020(1): 29-40.
- [34] Elhorst J P. Matlab software for spatial panels[J]. International Regional Science Review, 2014(3): 389-405.
- [35] 褚剑, 陈骏. “严监管”下审计监督的个体治理效应——基于地方国有企业高管超额在职消费的研究[J]. 经济理论与经济管理, 2021(5): 85-99.
- [36] 蔡春, 朱磊, 郑倩雯. 省以下地方审计机关人财物统一管理提升审计质量了吗? [J]. 审计与经济研究, 2020(6): 1-8.
- [37] 邵帅, 尹俊雅, 王海, 等. 资源产业依赖对僵尸企业的诱发效应[J]. 经济研究, 2021(11): 138-154.

[责任编辑: 黄 燕]

## Study on the Impact of National Audit on Low-Carbon Transformation Development: Evidence from the Pilot of Audit for Outgoing Officials on Natural Resource Assets

LI Zhaodong<sup>1</sup>, GUO Lei<sup>2</sup>

(1. School of Government Audit, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China;

2. Audit Department, Shanghai Pudong Development Bank, Shanghai 200001, China)

**Abstract:** Low-carbon transformation development is the only way to achieve the goal of “dual carbon”. In order to explore the path of national audit to promote low-carbon transformation, this paper uses the panel data of 283 prefecture-level cities as samples, builds a multi-time-point difference model, and tests the impact of pilot audit of leading officials’ natural resource assets on the development of low-carbon transformation. The study found that the audit pilot can improve low-carbon transformation by promoting industrial structure upgrading, reducing the proportion of coal energy consumption, promoting green technology progress, and protecting forest and grass resources. Further analysis shows that the impact of pilot audit on the development of low-carbon transformation has a spatial spillover effect, and in regions with higher independence of government audit, regions with supervisory backgrounds of audit institution leaders, regions with low-carbon policy implementation, and regions with high dependence on natural resources, the role of the pilot audit in promoting low-carbon transformation is more significant. The conclusion is helpful to the construction of audit evaluation standards for outgoing officials’ natural resource assets under the goal of “dual carbon” and also provides necessary empirical support and policy notes for national audit to promote the development of low-carbon economic transformation in China.

**Key Words:** national audit; audit for outgoing officials on natural resource assets; low-carbon transformation development; industrial structure; energy consumption structure; green technological innovation; vegetation carbon sink; spatial spillover; environmental governance