

领导干部自然资源资产离任审计 可以促进节能减排吗？

李兆东, 郭 磊

(南京审计大学 政府审计学院, 江苏 南京 211815)

[摘要] 节能减排是“双碳”目标实现的有效路径, 审计若能促进节能减排, 将在“双碳”目标实现中发挥作用。基于 2010—2017 年地级市面板数据, 以领导干部自然资源资产离任审计试点为研究对象, 通过多期双重差分模型实证检验其对产能利用率及二氧化碳排放的影响, 研究发现: 领导干部自然资源资产离任审计可通过提高产能利用率降低二氧化碳排放。进一步研究发现: 审计试点的节能减排效应在审计强度较高、财政状况较好以及碳排放权交易试点的地区效果更加显著。以上发现将为国家审计推动“碳达峰”与“碳中和”高质量发展提供参考。

[关键词] 自然资源资产离任审计; 产能利用率; 二氧化碳排放; 节能减排; 审计强度; 财政状况; 碳排放权交易

[中图分类号] F239 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 2096-3114(2022)03-0031-09

一、引言

2020 年 9 月, 习近平主席在第七十五届联合国大会一般性辩论上提出“双碳”承诺, 2021 年 3 月 15 日召开的中央财经委员会第九次会议明确指出, 要把“碳达峰”、“碳中和”纳入生态文明建设整体布局。“双碳”目标的实现需要节能减排、发展新能源、循环经济、发展碳汇、鼓励 CCUS 等碳移除和碳循环技术、政策引导等多种手段, 其中节能减排是最有效的方式。

政府审计是国家治理的基石和重要保障^[1], 应该在“碳达峰”与“碳中和”过程中发挥积极作用。随着生态文明建设的推进, 2013 年党的十八届三中全会正式提出对领导干部开展自然资源资产离任审计。2014 年连云港、鄂尔多斯等地方审计机关相继开展试点工作, 2015 年发布《生态文明体制改革总体方案》明确提出“积极探索领导干部自然资源资产离任审计的目标、内容、方法和评价指标体系”, 并要求在湖州、娄底、赤水等五城市开展试点。2016 年扩大试点, 2017 年出台了《领导干部自然资源资产离任审计规定(试行)》, 2018 年成为全国审计机关的常规性审计工作。因而 2014 年至 2017 年的试点窗口期, 为研究政府审计的环境治理效应提供了准自然实验机会。故本文以这一期间为研究对象, 以 283 个地级市为研究样本, 结合当下我国二氧化碳排放上升、产能利用率下降的现状, 通过多期双重差分模型尝试讨论领导干部自然资源资产离任审计对碳排放与产能治理的作用。

本文可能存在如下边际贡献: 第一, 鲜有文献研究政府审计与产能利用率之间的关系, 随着产能过剩问题的凸显, 政府审计的治理功能是否发挥了积极作用, 值得深入研究; 第二, 随着“双碳”目标的制定, 政府审计推动这一目标实现成了不可避免的任务, 但如何推动还有待研究; 第三, 本文根据研究结果得到的启示对国家治理产能利用率低下与温室气体排放等问题提供一定参考。

[收稿日期] 2021-09-27

[基金项目] 教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目(19JZD027); 江苏省研究生科研创新计划项目(KYCX21_1896); 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, 副教授, 硕士生导师, 主要研究方向为政府审计、环境审计; 郭磊(1997—), 男, 江苏兴化人, 南京审计大学政府审计学院硕士生, 主要研究方向为政府审计、环境审计, 通讯作者, 邮箱: 1158702173@qq.com。

国务院发展中心《进一步化解产能过剩的政策研究》课题组提出,产能过剩在微观层面就是指企业的实际产出小于其最优生产规模,宏观中一般指行业的实际生产能力超过了市场需求^[2]。能源使用与碳减排之间的联系已得到广泛证实。能源使用效率越高,二氧化碳减排的效率也会越高^[3]。2013年至2016年建设的碳排放权交易市场试点可以通过降低能源消费强度的途径实现碳减排^[4]。

领导干部自然资源资产离任审计的主体应当是国家审计机关;审计对象主要是党政机关领导干部和国有企业领导人员^[5];审计目标是为强化领导干部对生态文明建设的责任;审计内容可概括为自然资源资产法规政策执行情况、自然资源资产重大决策事项、自然资源资产管理情况等;审计技术方法有3S技术(遥感RS、地理信息系统GIS和全球卫星定位系统GPS)、大数据审计等^[6];审计实施方面,可以从畅通交流渠道、加强资源整合、完善反馈机制三个方面与资源环境督察实现协同治理^[7]。以上研究通过理论阐述的形式分析了领导干部自然资源资产离任审计的基本要素,而实证研究则通过宏观与微观的数据检验发现,审计试点在一定程度上可以改善空气质量^[8];提升试点地区政府和企业的环保投入^[9];促进企业履行环境责任^[10];推动企业实施绿色并购^[11]。

从上述文献来看,领导干部自然资源资产离任审计2013年被正式提出,2014年开始试点至今,规范类研究已相当丰富,实证类研究相对较少,且集中于微观企业层面。在当前的“双碳”目标下,领导干部自然资源资产离任审计与碳减排之间是否存在联系?如果存在,作用机制又是如何?这些问题对政府审计助力“双碳”目标实现具有实际意义,需要深入研究。因此本文以2010—2017年我国283个地级市的面板数据为样本,实证检验领导干部自然资源资产离任审计对产能治理与低碳发展的影响。

二、理论分析与研究假设

政府审计可以促进政令畅通、保障政策的贯彻落实^[12];推动财政资金合理配置,保证财政资金的使用合规、高效^[13];监督重大工程项目建设,确保质量达到预期功能。而领导干部自然资源资产离任审计作为政府审计的一项制度创新,旨在落实领导干部责任,促进生态文明建设。对于二氧化碳减排而言,首先便是可以对碳政策的制定和落实情况进行审计,包括节能减排技术扶持、税收减免、碳排放交易市场建设等;其次可以对碳财政资金的拨付分配、管理使用情况进行审计,财政资金审计作为政府审计的永恒主题,推动碳资金安全高效使用可以说是领导干部自然资源资产离任审计的主责主业;接着,可对碳减排的工程建设项目进行审计,如碳汇生态系统建设、节能技术产业示范区等,从而保证碳建设工程的质量符合预期;最后就是重点关注领导干部碳减排的责任履行情况,督促各级领导干部积极行动,组织当地相关部门,制定与地方经济发展相匹配的办法,推行上级政策或行动方案,如期平稳实现减排目标。基于此,本文提出如下假设:

假设1:领导干部自然资源资产离任审计可以显著降低二氧化碳排放量。

自然资源资产离任审计大致可以通过两个途径影响产能利用率。一方面,可以通过保障去产能政策的贯彻落实和法律法规的遵守直接提升地区工业产能利用率。自供给侧结构性改革提出以来,国有工业企业的政策执行效果与法规遵守情况成为审计关注的重点。审计试点通过监督其贯彻执行供给侧结构性改革政策情况和遵守生态环境保护法律法规情况,有效发现问题,如违规建设、大量生产等,不仅导致资源浪费,还会带来温室气体的过度排放。审计机关根据国有企业违规行为出具审计结果公告,国有企业出于政治压力,会产生提升产能利用率的动机和行为^[14],从而直接提升了产能利用率。另一方面,可以通过改善国有企业的内部治理来间接提升产能利用率。自然资源资产离任审计需要对有关领导的责任履行情况进行界定,从而发现国有企业经营管理中存在的问题与缺陷,包括资金挪用、过度投资、项目违规改扩建等,基于产能过剩很大程度上由企业盲目扩张引起,因此规范企业内部管理可以有效缓解盲目扩张、抑制非效率投资^[15],转而将企业的资金用于产能技术研发等方面,间接带来了产能利用率的提升。基于此,本文提出如下假设:

假设2:领导干部自然资源资产离任审计可以显著提升业产能利用率。

审计署在2009—2018年间累计发布了311份审计结果公告,其中节能减排审计结果公告共有19份^[16]。而对领导干部自然资源资产离任审计来说,可以从三个方面做好节能减排审计工作:其一,从不同的审计业务出发进行财务审计、合规审计与绩效审计。财务审计主要保证节能减排专项资金的拨付与使用合理有效,合规审计使企业经营活动与工程项目遵守国家法律制度和环保政策,绩效审计则使被审计单位的环境管理达到预期标准,实际项目进度情况未滞后于计划进度。其二,从不同的审计对象出发对政府部门、企事业单位进行审计。一般来说,企业作为碳排放责任主体,自然是节能减排审计的主要对象,尤其是煤炭、钢铁、建筑等行业,亟须淘汰落后产能和高耗能项目,培育发展新产能,这同时也是领导干部节能减排工作的重点。其三,从不同的自然资源要素出发进行审计对水资源、矿产资源、森林资源、草资源和大气资源等进行审计,其中森林资源、草地资源以及矿产中的煤炭资源与节能减排息息相关,有效管理和保护这些自然资源资产,成为检验领导干部节能减排成效的关键。基于此,本文提出如下假设:

假设3:领导干部自然资源资产离任审计可通过提升产能利用率来降低二氧化碳排放,即产能利用率在领导干部自然资源资产离任审计降低二氧化碳排放的机制中扮演着“中介”角色。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文通过多期双重差分模型(Time-Varying DID),采用2010—2017年全国283个地级市面板数据为样本,以表1中的149个试点城市为实验组,134个非试点城市为控制组,研究领导干部自然资源资产离任审计试点政策对二氧化碳排放和产能利用情况的影响。之所以选择2017年为研究的截止时间,是因为2018年审计试点工作结束,并在全国范围内铺开实行,从而导致2018年及以后的研究数据只有实验组,而缺乏控制组,不符合双重差分模型的前提假设,即要求控制组不受政策的外生冲击,无法观察试点地区的政策净效应。同时,为保证样本数据的对称性,选取2010年为研究的起始时间。由于样本外的其他50个地区(州、盟)数据缺失严重,故将其剔除。二氧化碳排放的数据来自中国碳排放核算数据库(Chen *et al.*, 2020);领导干部自然资源资产离任审计试点数据通过《中国审计年鉴》与审计署、地方审计机关网站手工搜集整理所得;其他数据来自《中国城市统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》以及《中国工业统计年鉴》。

(二) 变量定义

1. 因变量

二氧化碳排放($LnCo2$)与碳排放强度($Co2gdp$)。Chen等采用粒子群优化—反向传播算法将DMSP/OLS和NPP/NIIRS卫星数据进行匹配和统一,得到了较好的拟合效果,并利用夜间灯光数据和人类活动高度相关的特性反演了1997—2017年中国2735个县的碳排放^[17]。本文将各县碳排放加总求和并取对数,便得到了第一个因变量碳排放($LnCo2$);将二氧化碳排放量与地区生产总值相比,便得到了本文第二个因变量碳排放强度($Co2gdp$)。

2. 自变量

出于领导干部自然资源资产离任审计试点在多个城市先后实施的考虑,参考Beck等关于多期双重差分模型的研究^[18],设置自变量($AuditPost$)代表是否实施了审计试点,试点城市即为实验组,未试点城

表1 领导干部自然资源资产离任审计试点情况

实验组	2014年江苏省连云港市、福建省福州市、湖北省黄冈市等10个试点城市
	2015年湖南省怀化市、河北省石家庄市、四川省攀枝花市等16个试点城市
	2016年河北省承德市、安徽省合肥市、浙江省杭州市等72个试点城市
	2017年福建省厦门市、甘肃省兰州市、山东省威海市等51个试点城市
控制组	其余未进行试点的134个城市

市即为控制组。实验组在试点前取 0,试点当年及之后年份取 1,控制组取 0。

3. 中介变量

产能过剩问题主要体现在两个方面,一是在供给端没有将潜在产能全部转化为实际产出,二是在需求端的需求不足与产品过剩^[19]。本文借鉴杨振兵等的研究^[20],将产能利用情况分解为供给端与需求端两个部分来进行估算,具体如下:

$$CU = Demand_{it}/Potential_{it} = (Demand_{it}/Y_{it}) \times (Y_{it}/Potential_{it}) = Cud \times Cus \quad (1)$$

其中,Cud 表示需求端的产能利用率,由各城市规模以上工业企业的销售总额与实际产出的比值来衡量,即 $Demand_{it}/Y_{it}$;Cus 表示供给端的产能利用率,以实际产出与潜在生产能力的比值来衡量,即 $Y_{it}/Potential_{it}$ 。而潜在生产能力的无法直接获取,需要通过异质性随机前沿分析方法对供给端的产能利用率进行估算:

$$Cus = Y_{it}/E[f(x_{it}, \beta) | \mu_{it} = 0] \quad (2)$$

其中 μ_{it} 捕捉了生产过程中未被实际利用的产能损失,式(2)中 $f(x_{it}, \beta)$ 具体的函数形式为:

$$LnY_{it} = \beta_0 + \beta_1 Lnt + \frac{1}{2}\beta_2 Lnt^2 + \sum_j \beta_j LnX_{jit} + \sum_j \beta_{jt} LnX_{jit} + \frac{1}{2} \sum_j \sum_l \beta_{jl} LnX_{jit} LnX_{lit} + \sigma_s + \sigma_t + \sigma_r + v_{it} - \mu_{it} \quad (3)$$

其中,j 与 l 表示不同的生产要素, σ_s 、 σ_t 与 σ_r 分别表示行业、年份和地区固定效应。

4. 控制变量

根据以往研究^[4],选取其他碳排放的影响因素作为控制变量,具体变量定义见表 2。根据前文所述,并借鉴温忠麟等的中介效应研究^[21],构建如下的多期双重差分模型进行检验:

$$Y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 AuditPost_{it} + \alpha_3 Controls_{it} + \delta_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$M_{it} = \beta_1 + \beta_2 AuditPost_{it} + \beta_3 Controls_{it} + \delta_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$Y_{it} = \gamma_1 + \gamma_2 AuditPost_{it} + \gamma_3 M_{it} + \gamma_4 Controls_{it} + \delta_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中,i 和 t 分别表示城市和年份, Y_{it} 为因变量碳排放 ($LnCo2$) 与碳排放强度 ($Co2gdp$), M_{it} 为中介变量产能利用率 (Cu), $AuditPost_{it}$ 为自变量, $Controls_{it}$ 代表随 i、t 变动的控制变量, δ_i 代表城市固定效应,控制了

地级市之间的异质性; θ_t 代表了年份固定效应,控制了时间异质性; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

表 2 变量定义表

变量名称	变量符号	变量定义
碳排放	$LnCo2$	二氧化碳排放量的对数值
碳排放强度	$Co2gdp$	单位 GDP 产生的二氧化碳排放量
审计试点	$AuditPost$	实验组(试点城市)试点前取 0,试点及以后取 1;控制组取 0
产能利用率	Cu	供给端产能利用率(Cus) × 需求端产能利用率(Cud)
经济发展水平	$LnPgdp$	地区人均生产总值的对数值
工业化水平	$Sidv$	第二产业增加值占 GDP 的比重
市场发展程度	$Employ$	民营企业就业人数占城镇单位就业人数的比重
经济结构	$Lsgdp$	社会消费品零售额占 GDP 的比重
财政依存程度	$Incgdp$	一般公共预算收入占 GDP 的比重
清洁能源供给	$Water$	水力发电量的对数值
创新强度	$Innovate$	发明专利总量的对数值
能源消耗强度	$Energy$	单位 GDP 能源消耗量的对数值
电力消费强度	$Electric$	单位 GDP 电力消费量的对数值
煤炭消耗强度	$Coal$	煤炭消费量占能源消费量的比重
二氧化硫排放强度	$So2gdp$	单位 GDP 工业二氧化硫排放的对数值

四、实证分析

(一) 描述性统计

表 3 报告了相关变量的描述性统计结果。首先,碳排放的最小值与最大值分别为 1.019 与 5.441,标准差为 0.752,反映了不同地区二氧化碳排放量存在较大差距;其次,碳排放强度的最小值与最大值分别为 0.002 与 0.127,标准差为 0.015,代表着不同地区碳排放的经济效益存在差距;最后,产能利用率的最小值与最大值分别为 0.869 与 0.229,意味着不同地区的产能利用率高低不同,存在较大的上升空间。

(二) 基准回归结果分析

为进一步检验领导干部自然资源资产离任审计试点对二氧化碳排放及产能利用率的影响,本文在建立多期双重差分模型的基础上,采用双向固定效应对跨度 8 年的平衡面板数据进行回归分析,回归结果如表 4 所示。表 4 列(1)、列(2)、列(3)显示,在加入控制变量且控制了年份固定效应与城市固定效应之后,领导干部自然资源资产离任审计(AuditPost)与碳排放(LnCo2)、碳排放强度(Co2gdp)、产能利用率(Cu)之间的回归系数分别为-0.016、-0.023、0.04,且均在1%的水平上显著,支持了假设1与假设2,即领导干部自然资源资产离任审计可以显著降低二氧化碳排放、提升产能利用率。回归结果(4)、(5)显示,在将产能利用率(Cu)作为中介变量加入回归后,自变量AuditPost回归系数为-0.013、-0.021,且分别在5%和1%的水平上显著,而此时中介变量Cu的回归系数分别为-0.076、-0.045,均在1%的水平上显著,说明存在部分中介效应,支持了假设3,即领导干部自然资源资产离任审计降低二氧化碳排放可通过提升产能利用率的机制实现。

(三) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

双重差分模型有效的前提条件为实验组与控制组具有平行发展趋势,即在领导干部自然资源资产离任审计试点开始之前,要求实验组城市与控制组城市在二氧化碳排放方面具有相同的发展趋势。为此,本文参考陈运森等的研究^[22],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₋₄、Before₋₃、Before₋₂、Before₋₁、After₁、After₂、After₃分别表示各试点城市在试点前4年、前3年、前2年、前1年和试点后1年、后2年、后3年取1,否则取0,再分别与组间变量Audit相乘,Audit代表试点城市取1,非试点城市取0,具体模型如下:

$$Y_{it} = \xi_1 + \xi_2 \sum_{s=-4}^{-1} Before_s \times Audit + \xi_3 \sum_{s=1}^3 After_s \times Audit + \xi_4 Controls_{it} + \delta_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

如表 5 所示,在领导干部自然资源资产离任审计试点前 1 年至

表 3 描述性统计

变量	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
LnCo2	2264	3.114	3.127	0.752	1.019	5.441
Co2gdp	2264	0.023	0.018	0.015	0.002	0.127
Cu	2264	0.529	0.523	0.146	0.229	0.869
AuditPost	2264	0.125	0	0.331	0	1
LnPgdp	2264	1.202	1.156	0.635	-1.022	3.072
Sidv	2264	0.488	0.489	0.103	0.148	0.897
Employ	2264	1.079	0.953	0.647	0.0520	7.504
Lsgdp	2264	0.371	0.362	0.107	0	0.774
Incgdp	2264	0.077	0.073	0.028	0.024	0.227
Water	2264	4.688	4.761	1.870	-3.507	8.014
Innovate	2264	-1.866	-2.020	1.634	-6.266	2.809
Energy	2264	-6.610	-6.487	0.843	-10.22	-4.903
Electric	2264	-3.072	-3.072	0.758	-5.592	0.717
Coal	2264	0.992	0.910	0.387	0.0690	2.345
So2gdp	2264	-5.865	-5.807	1.311	-14.19	-0.707

表 4 领导干部自然资源资产离任审计的节能减排效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	LnCo2	Co2gdp	Cu	LnCo2	Co2gdp
AuditPost	-0.016*** (-3.149)	-0.023*** (-4.364)	0.040*** (5.768)	-0.013** (-2.547)	-0.021*** (-3.994)
Cu				-0.076*** (-4.591)	-0.045*** (-2.640)
Controls	yes	yes	yes	yes	yes
年份固定效应	yes	yes	yes	yes	yes
城市固定效应	yes	yes	yes	yes	yes
Adj-R ²	0.447	0.895	0.511	0.453	0.896
N	2264	2264	2264	2264	2264

注:括号内为t统计量,*、**、***分别代表在10%、5%、1%水平上显著。下同。

表 5 平行趋势检验

变量	(1)	(2)
	LnCo2	Co2gdp
Before4 × Audit	0.008 (1.317)	0.007 (1.114)
Before3 × Audit	0.001 (0.126)	0.001 (0.194)
Before2 × Audit	-0.008 (-1.415)	-0.010 (-1.548)
Before1 × Audit	-0.010 (-1.722)	-0.012 (-1.922)
After1 × Audit	-0.012* (-1.735)	-0.019** (-2.553)
After2 × Audit	-0.024* (-1.910)	-0.033*** (-2.580)
After3 × Audit	-0.017** (-2.374)	-0.037* (-1.798)
Controls	yes	yes
年份固定效应	yes	yes
城市固定效应	yes	yes
Adj-R ²	0.543	0.912
N	2264	2264

前4年,实验组与控制组的碳排放、碳排放强度的变动不存在显著差异,而审计试点之后实验组样本的碳排放、碳排放强度相对于控制组样本显著下降,基本满足平行趋势假设,故上文中自变量 *AuditPost* 的回归系数能够捕捉到审计试点对于碳减排的影响。

2. PSM-DID 检验

为解决城市间异质性导致的样本选择性偏差带来内生性问题,本文采用倾向性得分匹配方法(Propensity Score Matching)进行双重差分估计。本文将表2中的控制变量选作匹配的协变量,采用Logit回归估计倾向性得分,利用半径匹配的方法从控制组城市中为实验组城市一对一选取样本,并筛选出符合共同支撑(Common Support)假设的样本,协变量匹配的平衡性检验结果显示,各协变量匹配

表6 PSM-DID 检验

变量	(1) <i>LnCo2</i>	(2) <i>Co2gdp</i>	(3) <i>Cu</i>	(4) <i>LnCo2</i>	(5) <i>Co2gdp</i>
<i>AuditPost</i>	-0.014*** (-2.637)	-0.019*** (-3.567)	0.042*** (5.882)	-0.010** (-1.976)	-0.017*** (-3.125)
<i>Cu</i>				-0.082*** (-4.904)	-0.053*** (-3.142)
<i>Controls</i>	yes	yes	yes	yes	yes
年份固定效应	yes	yes	yes	yes	yes
城市固定效应	yes	yes	yes	yes	yes
Adj-R ²	0.452	0.897	0.509	0.458	0.898
N	2206	2206	2206	2206	2206

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。PSM后样本的回归结果如表6所示,自变量 *AuditPost* 与碳排放、碳排放强度、产能利用率之间的回归系数分别为-0.014、-0.019、0.042,且均在1%的水平上显著,并且前文所述的中介效应依然存在,故研究结论的稳健性得到验证。

3. 滞后效果检验

考虑到可能存在的滞后性问题,本文将自变量滞后一期,以观察领导干部自然资源资产离任审计试点对次年的二氧化碳排放与产能治理的影响,限于篇幅,滞后效果结果未列示,留存备案。自变量 *L. AuditPost* 与次年的碳排放、碳排放强度、产能利用率之间的回归系数分别为-0.014、-0.021、0.033,且分别在5%和1%的水平上显著,进一步支持了假设1与假设2,即审计对试点地区次年的节能减排依然起到作用。可能的原因是,被审计领导干部加强了环保意识,对审计查出的相关问题进行了整改,延续了二氧化碳排放的下降与产能利用率的上升。与此同时,领导干部自然资源资产离任审计在试点后一年,依然可以通过提升产能利用率的机制实现二氧化碳排放的下降,即产能利用率的中介效应依然存在,支持了假设3,故前文所述的结论具有稳健性。

4. 安慰剂检验

采用安慰剂检验(Placebo Test)来排除实验组和控制组样本地区固有特征差异对研究结果的干扰,即将政策实施年份向前平推3年,假设审计试点最早于2011年实施,最晚于2014年实施。限于篇幅,安慰剂检验结果未列示,留存备案。*AuditPost* 的系数在“伪政策发生时点”情形下均不显著,说明审计试点后,试点地区二氧化碳排放量的下降与产能利用率的上升并不是受地区固有特征的影响,从而验证了本文的研究结论。

五、进一步分析

(一) 审计强度异质性

国家审计的投入力度越大,审计人员越多,审计越有经验,审计时间越充分,被审计的范围越广,审计效果越好。据《中国审计年鉴》公开数据显示,2014—2017年全国审计人员的数量依次为93505人、94922人、96340人、99174人,被审计的领导干部数量依次为30878人、34803人、38354人、39355人。值得一提的是,截至2017年10月,全国审计机关开展了827个审计项目,对1210位领导干部进行了自然资源资产的离任(任中)审计。可以看出国家审计的投入力度逐年增加,审计强度逐年提升。那么在实施领导干部自然资源资产离任审计试点工作时,不同审计强度下,审计效果是否不同?基于此,本文

参考潘俊等的研究^[23],以(应上缴财政+应减少财政拨款或补贴+应归还原渠道资金+应调账处理金额)/被审计单位个数来衡量审计强度,将高于其中位数的样本定义为审计强度高($force = 1$)的地区,低于其中位数的样本定义为审计强度低($force = 0$)的地区。由于数据限制,审计强度数据仅获取到省级层面,回归结果如表7所示。可以看出,领导干部自然资源资产离任审计在审计强度高的地区,提升产能利用率、降低二氧化碳排放的效果更加显著。

表7 不同审计强度下领导干部自然资源资产离任审计的节能减排效应

变量	$force = 0$	$force = 1$	$force = 0$	$force = 1$	$force = 0$	$force = 1$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$LnCo2$	$LnCo2$	$Co2gdp$	$Co2gdp$	Cu	Cu
<i>AuditPost</i>	0.006 (1.193)	-0.039*** (-3.637)	0.002 (0.402)	-0.042*** (-3.791)	0.010 (1.276)	0.048*** (3.881)
Controls	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年份固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
城市固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Difference Test		(2) - (1)		(4) - (3)		(6) - (5)
Difference		-0.045**		-0.044**		0.038**
Chi2		5.97		3.00		12.81
Adj-R ²	0.130	0.583	0.920	0.849	0.246	0.516
N	1120	1144	1120	1144	1120	1144

(二) 财政状况异质性

根据刘家义的研究可知^[1],审计机关履职尽责所需的资金来源于本级地方人民政府,若所属地区财政经费充足,审计人员的活动经费便可得到保证,审计人员也将充分发挥专业性、独立性和积极性,运用更加先进的信息技术,尽可能地扩大审计监督范围,努力做到审计全覆盖。因此本文利用财政状况中位数进行分组回归,财政状况 = 一般公共预算收入/地区生产总值,低于中位数的样本代表财政状况差($revenue = 0$)的地区,高于中位数的样本代表财政状况好($revenue = 1$)的地区,回归结果如表8所示,与财政状况差的地区相比,审计试点在财政状况较好的地区提高产能利用率、降低二氧化碳排放的效果更加显著,说明在财政经费充足的情况下,审计可更好地发挥监督效能。

表8 不同财政状况下领导干部自然资源资产离任审计的节能减排效应

变量	$revenue = 0$	$revenue = 1$	$revenue = 0$	$revenue = 1$	$revenue = 0$	$revenue = 1$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$LnCo2$	$LnCo2$	$Co2gdp$	$Co2gdp$	Cu	Cu
<i>AuditPost</i>	0.001 (0.214)	-0.029*** (-3.478)	-0.005 (-0.758)	-0.030*** (-3.541)	0.010 (1.095)	0.042*** (3.874)
Controls	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年份固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
城市固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Difference Test		(2) - (1)		(4) - (3)		(6) - (5)
Difference		-0.030**		-0.025*		0.032**
Chi2		4.09		4.68		2.77
Adj-R ²	0.364	0.527	0.892	0.897	0.683	0.506
N	1132	1132	1132	1132	1132	1132

(三) 碳排放权交易市场试点的影响

上述研究显示,领导干部自然资源资产离任审计具有节能减排效应,且该实证结论具有稳健性。然而国家在低碳发展布局中,还实施了一系列其他的政策措施,这些政策同样具备节能减排效果。由于领导干部自然资源资产离任审计内容包含了贯彻执行中央生态文明建设方针政策和决策部署情况、完成自然资源资产管理和生态环境保护目标情况等,我们预测在实施低碳政策的地区,审计试点更加能够促进节能减排。为验证这一推测,本文以碳排放权交易试点为背景,研究领导干部自然资源资产离任审计的节能减排效应。2011年“十二五”规划正式提出要逐步建立碳排放权交易市场,2013—2016年在北

京、天津、福建等地区先后开展碳市场试点,2021年发电行业率先启动全国性的碳排放权交易市场。基于此,本文构建 *trade* 变量表示碳交易试点情况,试点地区取1,非试点地区取0,将样本分为碳交易试点地区样本和非试点地区样本进行回归。回归结果如表9所示,领导干部自然资源资产离任审计在碳排放权交易试点地区的节能减排效果更加显著,验证了上述推测,说明领导干部自然资源资产离任审计能够有效保证国家生态环境保护政策得到落实。

表9 碳市场试点下领导干部自然资源资产离任审计的节能减排效应

变量	<i>trade</i> = 0	<i>trade</i> = 1	<i>trade</i> = 0	<i>trade</i> = 1	<i>trade</i> = 0	<i>trade</i> = 1
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>LnCo2</i>	<i>LnCo2</i>	<i>Co2gdp</i>	<i>Co2gdp</i>	<i>Cu</i>	<i>Cu</i>
<i>AuditPost</i>	0.002 (0.431)	-0.018** (-2.334)	-0.005 (-0.941)	-0.013* (-1.671)	-0.004 (-0.675)	0.031*** (2.972)
Controls	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年份固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
城市固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Difference Test		(2) - (1)		(4) - (3)		(6) - (5)
Difference		-0.020**		-0.008*		0.035**
Chi2		4.69		17.20		18.61
Adj-R ²	0.568	0.609	0.905	0.951	0.684	0.800
N	2074	190	2074	190	2074	190

六、结论性评述

本文利用2010—2017年283个地级市的数据为样本,通过多期双重差分模型和中介效应三步法实证检验了领导干部自然资源资产离任审计的节能减排效应。研究发现:领导干部自然资源资产离任审计可通过提升地区工业产能利用率来降低地区二氧化碳的排放。不仅如此,本文还利用审计强度、财政状况、碳交易试点异质性来分析领导干部自然资源资产离任审计对二氧化碳排放和产能利用率的影响,结果表明,这一影响在审计强度较高的地区、财政状况较好的地区以及碳排放权交易市场试点地区效果更加显著。

结合上述研究,本文有如下政策启示:(1)“双碳”目标下,领导干部自然资源资产离任审计,要加强对低碳政策的贯彻落实情况、财政资金的拨付使用情况、工程项目的建设运行情况以及领导干部的履责情况审计,确保政策的有效落实、资金的合规使用、工程的质量过关和领导干部的勤勉尽责,为2030年“碳达峰”打下良好基础。(2)加大对国有工业企业产能治理情况的审查,一方面促使其充分贯彻落实国家的供给侧改革政策,积极推动去产能改革,另一方面要界定国企领导干部责任,缓解盲目扩张、抑制非效率投资,从而保障区域和全国的供给侧结构性改革顺利开展,以实现“碳达峰”与“碳中和”的目标。(3)由于领导干部自然资源资产离任审计在审计强度大、财政状况较好的地区更能发挥节能减排作用,因此一方面要加大审计投入的力度,扩大审计人才队伍,培养审计人员工作能力和经验,做到对领导干部应审尽审;另一方面要保障审计人员的活动经费,使得审计人员能够充分发挥专业性与独立性,运用先进的审计技术,提高审计质量,最终体现为二氧化碳排放的实际下降和产能利用率实际上升。

参考文献:

- [1] 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.
- [2] 国务院发展研究中心《进一步化解产能过剩的政策研究》课题组,赵昌文,许召元等. 当前我国产能过剩的特征、风险及对策研究——基于实地调研及微观数据的分析[J]. 管理世界,2015(4):1-10.
- [3] 张伟,朱启贵,李汉文. 能源使用、碳排放与我国全要素碳减排效率[J]. 经济研究,2013(10):138-150.
- [4] 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):116-134.

- [5] 钱水祥. 领导干部自然资源资产离任审计研究[J]. 浙江社会科学, 2016(3): 151-155.
- [6] 内蒙古自治区审计学会课题组, 郭少华, 郝光荣, 等. 领导干部水资源资产离任审计研究[J]. 审计研究, 2017(1): 12-22.
- [7] 李兆东, 李雪颖. 自然资源资产离任审计与资源环境督察协同治理研究[J]. 财会月刊, 2019(21): 100-104.
- [8] 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.
- [9] 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.
- [10] 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.
- [11] 曹玉珊, 马儒慧. 领导干部自然资源资产离任审计与企业绿色并购——来自中国重污染型上市公司的经验证据[J]. 贵州财经大学学报, 2021(5): 81-91.
- [12] 浙江省审计学会课题组, 陈英姿, 王祥, 等. 国家重大政策措施落实情况跟踪审计管理创新研究[J]. 审计研究, 2017(3): 19-22.
- [13] 韦德洪, 覃智勇, 唐松庆. 政府审计效能与财政资金运行安全性关系研究——基于审计年鉴数据的统计和实证研究[J]. 审计研究, 2010(3): 9-14.
- [14] 张曾莲, 赵用雯. 政府审计能提升国企产能利用率吗? ——基于2010—2016年央企控股的上市公司面板数据的实证分析[J]. 审计与经济研究, 2019(5): 22-31.
- [15] 唐嘉尉, 蔡利. 政府审计、非效率投资与产能利用率提升[J]. 审计研究, 2021(1): 19-30.
- [16] 聂亦慧, 张朋, 吴勋. 政府节能减排审计实践现状研究——基于审计署2009—2018年审计结果公告的分析[J]. 财会通讯, 2020(15): 126-128.
- [17] Chen J, Gao M, Cheng S, et al. County-level CO₂ emissions and sequestration in China during 1997—2017[J]. Scientific Data, 2020, 7(1): 1-12.
- [18] Beck T A, Levine R B, Levkov A C. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. The Journal of Finance, 2010, 65(5): 1637-1667.
- [19] Jean J G, Sougata P. Demand fluctuations and capacity utilization under duopoly[J]. Economic Theory, 1997, 10(1): 131-146.
- [20] 杨振兵, 吕祥秋, 邵帅, 等. 超额节能指标政策的工业去产能效应[J]. 财贸经济, 2021(7): 97-113.
- [21] 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.
- [22] 陈运森, 黄健峤. 股票市场开放与企业投资效率——基于“沪港通”的准自然实验[J]. 金融研究, 2019(8): 151-170.
- [23] 潘俊, 王禹, 景雪峰, 等. 政府审计与地方政府债券发行定价[J]. 审计研究, 2019(3): 44-50.

[责任编辑: 李思远, 高 婷]

Can Off-office Auditing of Natural Resource Assets of Leading Cadres Promote Energy Conservation and Emission Reduction?

LI Zhaodong, GUO Lei

(School of Government Audit, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China)

Abstract: Energy conservation and emission reduction are effective ways to achieve the “double carbon” goal. If audit can promote energy conservation and emission reduction, it will play a role in the realization of the “double carbon” goal. Based on the panel data from 2010 to 2017, taking the pilot of natural resource assets off-office auditing of leading cadres as the research object, this paper empirically tests its impact on capacity utilization and carbon dioxide emission through multi-stage double difference model. The research finds that the natural resource assets off-office auditing of leading cadres can reduce carbon dioxide emission by improving capacity utilization. Further research reveals that the effect of energy conservation and emission reduction of audit pilot is more significant in areas with high audit intensity, good financial situation and carbon emission trading pilot. The above findings will provide reference for the national audit to promote the high-quality development of “carbon peak” and “carbon neutralization”.

Key Words: off-office auditing of natural resource assets; capacity utilization; carbon dioxide emissions; energy conservation and emission reduction; audit intensity; financial situation; carbon emission trading