

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

贾巧玉^a, 刘辰嫣^b

(四川农业大学 a. 管理学院, b. 商旅学院, 四川 成都 610000)

[摘要]以2018年自然资源资产离任审计全面推开为准自然实验事件,以前期未试点城市辖区内的资源型和重污染型企业为研究对象,探讨离任审计政策下企业盈余管理变化规律。研究发现,离任审计推开后,资源型和重污染型企业主要采用应计盈余管理和销售操纵调增业绩,由于环保投入的增加,企业费用操纵反而减少,产品成本操纵则因其短期内加大环保成本而没有显著变化。进一步检验发现,尽管资源型和重污染型企业采用盈余管理调增业绩,但事实上它们的真实业绩并未受到离任审计的显著影响。此外,较高的融资约束和激烈的行业竞争均会加剧离任审计对盈余管理的影响。

[关键词]自然资源资产离任审计;应计盈余管理;真实盈余管理;企业业绩;融资约束;竞争环境

[中图分类号]F239 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2023)01-0039-10

一、引言

改革开放以来,党的发展思路从初期“大力发展生产力”转变为“科学发展”,习近平总书记提出的“两山论”日益深入人心,生态文明建设已经成为中国经济社会发展极端紧迫的时代命题。在我国转型经济中,地方政府在资源配置中起主导作用,地方官员掌握着社会资源分配权和各种审批权,政府官员的晋升、变更以及面临的财政压力等都会对企业的微观行为产生深远影响^[1-3]。因此,生态环境保护落到实处的关键在领导干部,领导干部自然资源资产离任审计(以下简称离任审计)应运而生。

离任审计通过改变领导干部任职期间的考核机制,推动落实领导干部生态环境保护责任,其发展经历了两个阶段:2014—2017年,离任审计处于试点阶段;2018年,离任审计全面铺开,进入常态化阶段。早期,部分学者从宏观层面进行了大量理论思考,为该审计制度的后续落实和推广打下重要的理论基础^[4-6]。随着审计试点的落实和理论基础的不断完善,学术界基于绿色创新^[7-8]、环境信息披露质量^[9]、税收规避^[3]、融资成本^[10-11]等视角,对试点阶段的政策效应进行了检验。结合已有研究可知,离任审计将环保压力传导至地方官员,倒逼其重视生态环境建设并将压力进一步下放到辖区内的企业,特别是资源型和重污染型企业,可能对企业经营业绩带来方向相反的两方面影响:一方面,企业绿色技术创新投入加大、污染治理成本上升^[7-8],短期业绩下降,甚至主动降低业绩以向政府官员展示环保决心、降低政治成本,此谓环保压力;另一方面,压力传导至资本市场,动摇资源型和重污染型企业外部利益相关者的信心,为提振市场信心,缓解融资约束,企业倾向于公布持续、稳定的业绩增长,此谓业绩压力。最终,企业需要报告适当的业绩以在两种压力中寻找平衡。基于信号传递理论^[12-13],盈余管理作为业绩操纵的主要手段,可在业绩平衡中发挥重要作用。

部分学者采用试点阶段数据研究了离任审计对企业盈余管理的影响,发现离任审计会显著抑制企

[收稿日期]2022-05-18

[基金项目]国家自然科学基金项目(71828203);四川农业大学学科建设双支计划社科、艺体研究专项(2022SYB01)

[作者简介]贾巧玉(1987—),女,山东青岛人,四川农业大学管理学院讲师,博士,主要研究方向为审计、公司治理与资本市场,邮箱:jiaqiaoyu2013@163.com;刘辰嫣(1991—),女,陕西宝鸡人,四川农业大学商旅学院讲师,博士,主要研究方向为公司治理、公司金融。

业应计盈余管理和真实盈余管理^[14-15]。虽然该类研究对理解离任审计试点政策极有帮助,但仍存在以下不足:首先,在试点阶段,由于受到全省甚至全国领导干部、审计机关和新闻媒体的关注,试点城市积极推进离任审计工作,探索审计经验,争做试点示范城市,可能使得试点阶段离任审计政策效应有其特殊性。2018年后,各地离任审计工作实现常态化,地方官员更加需要以长远眼光寻找经济发展与环境保护的平衡,而企业在化解环保压力的同时仍以追求经济效益增长为长久之计,该阶段的政策效应相较试点阶段可能发生变化,基于全面推开阶段的研究能够为离任审计的长期发展提供更有价值的参考。其次,已有研究在理论分析上忽略了地方官员“环保资格赛理论”^[16]和“容忍效应”^[3],即其在环境不出问题的前提下仍大力追逐GDP增长,且在权衡环境保护和经济增长时可能在其他方面更加容忍;在实证检验时也没有根据不同盈余管理(特别是真实盈余管理)手段在环保压力下的适用性分别检验,可能导致不同盈余管理的变化互相抵消,影响结果的可靠性。

综上,本文将以2018年自然资源资产离任审计全面铺开为准自然实验事件,以前期未试点地区资源型和重污染型上市公司为研究对象,检验离任审计实施后企业应计盈余管理和不同真实盈余管理手段变化规律。本研究可能的贡献在于:首先,鉴于离任审计政策试点阶段的特殊性和制度执行常态化,本研究检验离任审计全面推开的政策效应,并与试点阶段研究结论进行比较,可以为离任审计制度长期发展完善提供有价值的参考。其次,考虑盈余管理不同手段的特征及其在环保压力下的适用性,分别检验应计盈余管理和三种真实盈余管理手段的变化规律,可以避免不同盈余管理指标简单加总导致结论不可靠,也为盈余管理监管提供一些思路。最后,从行业竞争、产权性质等方面探讨离任审计政策效应的异质性,可以为创造良好制度环境、增强制度有效性提供实证依据,从而丰富离任审计的研究。

二、理论分析与研究假设

自然资源资产离任审计改变了GDP导向的锦标赛式领导干部政治晋升体制,倒逼地方官员保护生态环境,但环境治理是一项复杂的长期工程,且官员的任职任期存在流动性和不确定性,因此,地方政府官员倾向于采用“环保资格赛”策略应对离任审计带来的受托环境责任绩效考核^[16],他们虽然可能要求企业适当加大治理投资和绿色创新来保护环境^[7-8],但仍然十分重视企业业绩,不会随意要求企业减少生产经营来保护生态环境。因此,资源型和重污染型企业无须调减业绩规避政治成本,相反,其调增业绩的动机较强,原因在于:首先,企业外部利益相关者,如投资者和债权人等,往往认为离任审计带来的监管风险和经营风险上升,从而要求较高的风险溢价^[10-11],企业为提振市场信心,有动力报告更高的业绩水平以传递其盈利能力良好的信号。其次,在离任审计倒逼之下,政府会对盈利能力较差且环境污染较为严重的企业加大处罚或进行“关停并转”,此时企业可能调增业绩以自证实力,规避此类风险。同时,在离任审计背景下,企业盈余管理面临的监督水平下降:一方面,根据“容忍效应”,地方政府财政部门在对企业进行会计检查时,对于达到环保要求的企业,可能减少对其盈余管理的处罚;另一方面,在外部环境存在不确定性的情况下,企业管理层与外部利益相关者之间的信息不对称程度加大^[17],外部利益相关者监督其盈余管理的能力受到限制。综上,离任审计实施后,资源型和重污染型企业有动机也有机会采用盈余管理调增业绩。应计盈余管理和真实盈余管理是国内外企业盈余管理的主流手段,应计盈余管理操作简单、灵活,不改变企业实际经营活动,也不会加大企业环境保护压力,资源型和重污染型企业可能愿意增加应计盈余管理来调增业绩,实现向政府官员和利益相关者的信号传递。据此,本文提出如下假设:

H1:自然资源资产离任审计促使资源型和重污染型企业增加向上的应计盈余管理。

真实盈余管理由于隐蔽性较好、操纵空间大等特点,易受到管理层青睐。真实盈余管理主要有三种形式:通过赊销等手段实现销售操纵、通过过度生产实现产品成本操纵、通过削减酌量性费用实现费用操纵^[18]。在离任审计背景下,企业调增业绩的同时需要兼顾环保压力,权衡三种真实盈余管理手段的成本和收益,因此,三种操纵手段的变化可能不同。首先,增加产品成本操纵意味着企业要进一步加大

过度生产,短期内造成更多资源利用和环境污染,甚至可能触碰环保红线,迫使企业面对高额的环保治理投资或受到环保处罚,得不偿失,因此,资源型和重污染型企业不会首选加大产品成本操纵来调增业绩。其次,费用操纵主要指企业为调增业绩而削减酌量性费用,尽管离任审计实施后资源型和重污染型企业可能为调增业绩而大幅削减广告费、培训费等费用,但离任审计同时也使得其环境污染治理费用以及绿色创新费用大幅增加^[7-8],不仅可能抵消其他酌量性费用的减少,甚至可能导致企业酌量性费用总体上升,使离任审计后企业费用操纵表现为下降态势。值得注意的是,这种费用操纵的减少并非出于调节业绩的目的,而是企业保护环境的结果。最后,区别于成本操纵和费用操纵,增加销售操纵不会加大短期环保压力,离任审计未给销售操纵带来明显约束,资源型和重污染型企业很可能增加销售操纵以调增业绩。据此,本文提出如下假设:

H2a: 自然资源资产离任审计实施后,资源型和重污染型企业销售操纵显著增加。

H2b: 自然资源资产离任审计实施后,资源型和重污染型企业产品成本操纵无显著变化。

H2c: 自然资源资产离任审计实施后,资源型和重污染型企业费用操纵显著减少。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本研究以 2018 年自然资源资产离任审计全面铺开为准自然实验事件,根据证监会 2012 年修订的《上市公司行业分类指引》,选取 2015—2020 年未试点城市^①辖区内属于资源型企业(包括林业、放牧业和海洋渔业等)和重污染型企业(包括石油和天然气开采业、矿产品采选业、纺织业、造纸业、石化业、金属冶炼业及电力热力生产业等)的 A 股上市公司为实验组^[10]。由于所有企业均在不同程度上受离任审计政策的影响,我们借鉴已有研究^[19-20],选取与实验组属于同门类的其他 A 股上市公司为对照组。剔除财务数据缺失的企业后共得到 5125 个样本,其中实验组样本 1439 个,对照组样本 3686 个。本文所采用的未试点城市数据来自于手工收集整理,企业所属城市数据来源于 RESSET 数据库,其他数据来源于 CSMAR 数据库。

(二) 变量定义和模型设定

1. 应计盈余管理

本文采用如下修正 Jones 模型的回归残差度量可操控性应计利润(DA),以其绝对值(|DA|)来代表应计盈余管理水平。

$$\frac{TACC_{it}}{A_{i,t-1}} = \alpha_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta SALE_{it} - \Delta REC_{it}}{A_{i,t-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_{it}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,TACC 为总应计利润,等于净利润与经营活动现金流之差。 $DA > 0$ 表示企业采用应计盈余管理调增业绩; $DA < 0$ 表示企业采用应计盈余管理调减业绩。

2. 真实盈余管理

本文采用模型(2)至模型(4)的回归残差分别度量异常经营活动现金流(abCFO)、异常产品成本(abPROD)和异常酌量性费用(abDISEXP),并以 abCFO、abPROD 和 abDISEXP 分别代表销售操纵、产品成本操纵和费用操纵的水平^[18]。

销售操纵形成负的异常经营活动现金流(abCFO),估计方程如下:

$$\frac{CFO_{it}}{A_{i,t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{SALE_{it}}{A_{i,t-1}} + \alpha_3 \frac{\Delta SALE_{it}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

^①未试点城市数据来自于手工收集整理,具体方法如下:从全国各省区市(不包括港澳台)审计机关官网收集得到 2014—2017 年参加过自然资源资产离任审计试点的城市数据,将除此之外的其余城市视为未试点城市。未试点城市数量较多,需要的读者请联系我们索取。

其中, CFO 为经营活动现金流, A 为资产总额, $SALE$ 为销售收入, $\Delta SALE$ 为当期销售收入增长额。

产品成本操纵形成正的异常产品成本 ($abPROD$), 估计方程如下:

$$\frac{PROD_{it}}{A_{i,t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{SALE_{it}}{A_{i,t-1}} + \alpha_3 \frac{\Delta SALE_{it}}{A_{i,t-1}} + \alpha_4 \frac{\Delta SALE_{i,t-1}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $PROD$ 为产品成本, 等于产品销售成本和存货变动额之和。

费用操纵形成负的异常酌量性费用 ($abDISEXP$), 估计方程如下:

$$\frac{DISEXP_{it}}{A_{i,t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{SALE_{i,t-1}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, $DISEXP$ 表示酌量性费用, 等于销售费用和管理费用之和。

3. 模型设计

本文将 2018 年离任审计全面铺开作为准自然实验事件, 选取事件发生前后各三年的数据, 采用双重差分法 (DID) 进行实证估计。检验模型如下:

$$EM_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 treat_{it} \times after_{it} + \sum Controls + u_{it} + v_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, EM 为盈余管理水平, 分别采用应计盈余管理水平 ($|DA|$) 和真实盈余管理水平 ($|abCFO|$ 、 $|abPROD|$ 、 $|abDISEXP|$) 代替。 $treat$ 为政策冲击虚拟变量, 对于实验组, $treat$ 取值为 1, 否则为 0。 $after$ 为政策实施前后虚拟变量, 2018 年当年及之后年份取 1, 2018 年之前取 0。 $Controls$ 为控制变量, 主要包括公司规模 ($SIZE$)、资产负债率 (LEV)、销售收入增长率 (GS)、账值市值比 (BM)、总资产报酬率 (ROA)、第一大股东持股比例 ($TOP1$)、董事长和总经理两职兼任 ($DUAL$)、机构投资者持股比例 ($INST$)、“四大”审计虚拟变量 ($BIG4$)、上市年限 (AGE)、产权性质虚拟变量 ($STATE$)。 u_{it} 代表时间固定效应, v_{it} 代表个体固定效应, ε_{it} 表示残差项。

四、实证结果分析

(一) 描述性统计

表 1 列示了变量的描述性统计结果, 所有连续变量均进行了上下 1% 的 Winsorize 处理。其中, 政策冲击虚拟变量 $treat$ 的均值为 0.281, 说明样本中资源型和重污染型企业比例较低。异常经营活动现金流 $abCFO$ 中位数为正 (0.022), 异常产品成本 $abPROD$ 中位数为负 (-0.017), 异常酌量性费用 $abDISEXP$ 中位数为正 (0.038), 说明样本中采用销售操纵、产品成本操纵或费用操纵调增业绩的企业均不到一半。可操控性应计利润 DA 中位数为正 (0.006), 说明一半以上的样本进行了向上的应计盈余管理。

表 2 列示了关键变量均值的差分 t 检验结果。其中, T 代表实验组样本的均值, C 代表对照组样本的均值。检验结果显示, 离任审计实施后, 与对照组相比: 实验组可操控性应计利润 DA 显著增

表 1 描述性统计

	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Med	Max
$treat$	5125	0.281	0.449	0	0	1
$after$	5125	0.570	0.495	0	1	1
DA	5125	0.0005	0.090	-0.374	0.006	0.361
$abCFO$	5125	0.025	0.089	-0.355	0.022	0.295
$abPROD$	5125	-0.015	0.101	-0.333	-0.017	0.533
$abDISEXP$	5125	0.069	0.118	-0.159	0.038	0.702
$SIZE$	5125	22.245	1.233	19.371	22.098	26.026
LEV	5125	0.424	0.202	0.062	0.412	1.006
GS	5125	0.168	0.507	-0.659	0.084	3.866
BM	5125	0.600	0.256	0.103	0.591	1.158
ROA	5125	0.029	0.080	-0.370	0.033	0.205
$TOP1$	5125	0.325	0.145	0.085	0.301	0.737
$DUAL$	5125	0.276	0.447	0	0	1
$INST$	5125	0.409	0.240	0.004	0.423	0.899
$BIG4$	5125	0.048	0.213	0	0	1
AGE	5125	2.310	0.684	0.693	2.303	3.434
$STATE$	5125	0.022	0.145	0	0	1

大, 向上的应计盈余管理水平增加, 初步支持 H1; 实验组异常经营活动现金流 $abCFO$ 显著下降, 说明调增业绩的销售操纵水平增加, 初步支持 H2a; 实验组异常产品成本 $abPROD$ 则没有显著变化, 即产品成本操纵水平没有显著变化, 初步支持 H2b; 实验组异常酌量性费用 $abDISEXP$ 显著增大, 说明费用操纵

水平降低,初步支持 H2c。

(二) 多元回归分析

表3列示了自然资源资产离任审计对企业应计盈余管理的影响结果。由结果可知,当因变量是应计盈余管理(|DA|)时,政策冲击虚拟变量与政策实施前后虚拟变量的交互项($treat \times after$)系数在10%的水平上显著为正,

表明离任审计全面施行后,资源型和重污染型企业会加大应计盈余管理程度。以可操控性应计利润(DA)为因变量,当 $DA > 0$ 时, $treat \times after$ 系数显著为正,当 $DA < 0$ 时, $treat \times after$ 系数不显著,说明离任审计实施后,资源型和重污染型企业会采用应计盈余管理调增业绩,支持了H1。

表4列示了自然资源资产离任审计对企业真实盈余管理的影响。当因变量是销售操纵(|abCFO|)时, $treat \times after$ 系数在10%的水平上显著为正,表明离任审计制度全面施行后,资源型和重污染型企业会采用销售操纵调节业绩。以异常经营活动现金流(abCFO)作为因变量,当 $abCFO > 0$ 时, $treat \times after$ 系数不显著(结果省略备索),当 $abCFO < 0$ 时, $treat \times after$ 系数在10%的水平上显著为负。该结果表明,资源型和重污染型企业会加大赊销等销售操纵调增业绩,支持了H2a。

当因变量是产品成本操纵(|abPROD|)时, $treat \times after$ 系数不显著,表明离任审计全面实施后,资源型和重污染型企业没有加大产品成本操纵,支持了H2b。

当因变量是费用操纵(|abDISEXP|)时, $treat \times after$ 系数在5%的水平上显著为正。采用异常酌量性费用(abDISEXP)作为因变量,当 $abDISEXP > 0$ 时, $treat \times after$ 系数在5%的水平上显著为正,当 $abDISEXP < 0$ 时, $treat \times after$ 系数不显著(结果省略备索),表明资源型和重污染型企业迫于环保压力会减少费用操纵,支持了H2c。

(三) 进一步检验

1. 对业绩的影响

上文检验了离任审计实施后企业盈余管理的变化,接下来本文建立如下DID模型进一步检验企业业绩的变化。

$$EARN_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 treat_{it} \times after_{it} + \sum Controls + u_{it} + v_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, $EARN$ 代表企业业绩,分别采用报告业绩($repEARN$)和真实业绩($norEARN$)代替。其中, $repEARN$ 以企业报告的净利润表示。企业真实业绩采用两种方式度量:采用剔除盈余管理后的息税前净利润作为第一个真实业绩指标($norEARN1$)^[21],采用正常可操控性应计利润即模型(1)的拟合值和正常经营活动现金流即模型(2)的拟合值之和作为第二个真实业绩指标($norEARN2$)^[22]。其他变量定义同上。检验结果列示于表5(篇幅所限,控制变量回归结果略,下同)。

表2 变量均值差分t检验

变量	after = 0			after = 1			DID
	实验组 (T)	对照组 (C)	Diff1 (T-C)	实验组 (T)	对照组 (C)	Diff2 (T-C)	
DA	0.008	0.015	-0.007	0.001	-0.012	0.013	0.020 ***
abCFO	0.028	0.008	0.020	0.039	0.032	0.007	-0.013 **
abPROD	-0.005	-0.004	-0.001	-0.028	-0.021	-0.008	-0.007
abDISEXP	0.053	0.099	-0.045	0.037	0.063	-0.026	0.020 ***

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。下同。

表3 离任审计对企业应计盈余管理的影响

	DA	DA > 0	DA < 0
$treat \times after$	0.006 * (1.865)	0.008 * (1.681)	0.002 (0.293)
SIZE	0.007 ** (2.219)	0.008 (1.018)	-0.004 (-0.521)
LEV	0.013 (1.281)	0.047 ** (2.064)	-0.0003 (-0.012)
GS	0.023 *** (18.328)	0.002 (0.317)	-0.058 *** (-11.263)
BM	-0.023 *** (-3.323)	0.027 ** (2.101)	0.032 *** (2.548)
ROA	-0.346 *** (-24.704)	0.320 *** (4.547)	0.589 *** (21.818)
TOP1	0.005 (0.269)	-0.033 (-0.971)	-0.058 (-1.342)
DUAL	-0.006 ** (-2.045)	-0.002 (-0.510)	0.003 (0.502)
INST	0.013 (1.025)	0.016 (0.652)	-0.012 (-0.507)
BIG4	-0.004 (-0.332)	-0.032 (-1.158)	-0.031 (-1.345)
AGE	0.001 (0.967)	-0.004 *** (-3.366)	-0.004 *** (-3.241)
STATE	0.013 (1.404)	-0.013 * (-1.680)	-0.021 (-1.188)
Cons	-0.095 (-1.489)	-0.124 (-0.732)	0.080 (0.538)
时间固定效应	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
Obs	5125	2753	2372
F	64.510	5.096	42.423
R ²	0.206	0.072	0.508

注:括号内为t值。

结果显示,因变量为企业真实业绩(*norEARN1*和*norEARN2*)时,*treat × after*系数不显著。因变量为企业报告业绩(*repEARN*)时,*treat × after*系数在1%水平上显著为正。该结果表明,离任审计实施后,资源型和重污染型企业并没有减少经营生产来应对环保压力,企业的经济理性占据主导地位。但企业会采用应计盈余管理和销售操纵将报告业绩提到更高,以向市场释放公司生产经营未受离任审计约束、盈利能力良好的信号。

2. 融资约束的影响

企业融资约束水平(*SA*)计算公式如下: $SA = 0.043 \times Size^2 - 0.737 \times Size - 0.04 \times Age$ 。其中*Size*为企业规模(单位:百万元)的自然对数,*Age*为企业上市年龄。*SA*为负且|*SA*|越大,融资约束越大^[23]。以分年度分行业融资约束水平(|*SA*|)中位数将样本分成融资约束较大组(|*SA*| > 中位数)和融资约束较小组(|*SA*| ≤ 中位数)两组,采用两组样本重新回归模型(2),回归结果列示于表6。

表6的Panel A列示了离任审计对两组样本盈余管理水平的影响,结果显示,对于应计盈余管理(|*DA*|),融资约束较高的样本*treat × after*系数显著为正,而融资约束较低的样本交互项系数不显著;对于销售操纵(|*abCFO*|),融资约束较高的样本交互项系数显著为正,而融资约束较低的样本交互项系数不显著。该结果表明,融资约束较高的样本更倾向于在离任审计实施后增加应计盈余管理和销售操纵。对于产品成本操纵(|*abPROD*|),不论融资约束高低,交互项系数均不显著(结果省略备索),再次佐证了离任审计背景下产品成本操纵由于增加环保压力而不受青睐。对于费用操纵(|*abDISEXP*|),融资约束较高组和较低组交互项系数均显著为正,这是因为离任审计实施后,企业面临融资约束的高低并不能改变其环保相关费用大幅增长的事实。

然后,以融资约束较高组数据为样本,重新回归模型(2),检验离任审计对盈余管理方向的影响,结果列示于表6的Panel B。结果显示,离任审计会促使企业增加向上的应计盈余管理和销售操纵来调增业绩,符合上文对信号传递动机的分析。对于费用操纵,企业虽然融资约束较大,但仍然会在离任审计实施后增加酌量性费用,减少费用操纵,再次证明费用操纵的减少主要源于企业绿色技术创新、污染治理等环保相关费用的增加,而非出于调整业绩的目的。

表4 自然资源资产离任审计对企业真实盈余管理的影响

	销售操纵		产品成本操纵		费用操纵	
	<i>abCFO</i>	<i>abCFO</i> < 0	<i>abPROD</i>	<i>abDISEXP</i>	<i>abDISEXP</i> > 0	
<i>treat × after</i>	0.006 *	-0.013 *	0.003	0.011 **	0.012 **	
	(1.693)	(-1.719)	(0.661)	(2.381)	(2.095)	
<i>SIZE</i>	0.007 **	-0.002	0.022 ***	0.0007	0.010	
	(2.214)	(-0.352)	(5.819)	(0.142)	(1.449)	
<i>LEV</i>	0.008	-0.027	0.015	0.027	0.029	
	(0.680)	(-1.443)	(1.197)	(1.553)	(1.402)	
<i>GS</i>	0.006 ***	-0.039 ***	0.048 ***	0.110 ***	0.139 ***	
	(13.512)	(-13.391)	(22.311)	(16.507)	(19.517)	
<i>BM</i>	-0.017 **	-0.009	-0.015 *	0.012	0.004	
	(-2.326)	(-0.561)	(-1.775)	(1.182)	(0.382)	
<i>ROA</i>	0.104 ***	0.003	-0.160 ***	-0.040 *	0.049	
	(8.754)	(0.150)	(-9.341)	(-1.815)	(1.619)	
<i>TOP1</i>	-0.011	0.007	0.018	0.042	0.030	
	(-0.551)	(0.184)	(0.765)	(1.265)	(0.741)	
<i>DUAL</i>	0.0009	0.002	-0.005	-0.009 ***	-0.004	
	(0.307)	(0.361)	(-1.332)	(-2.646)	(-0.883)	
<i>INST</i>	0.036 ***	-0.040	0.045 ***	0.063 ***	0.067 ***	
	(2.704)	(-1.537)	(2.857)	(3.096)	(2.934)	
<i>BIG4</i>	0.016	0.033	0.008	-0.014	-0.036	
	(1.404)	(1.468)	(0.631)	(-0.604)	(-1.139)	
<i>AGE</i>	0.005	-0.009	0.014	-0.003	-0.008	
	(0.683)	(-0.520)	(1.484)	(-0.293)	(-0.603)	
<i>STATE</i>	0.004	-0.005	0.010	-0.007	0.002	
	(0.476)	(-0.278)	(0.879)	(-0.488)	(0.154)	
<i>Cons</i>	-0.113	0.039	-0.466 ***	0.019	-0.216	
	(-1.690)	(0.307)	(-5.997)	(0.165)	(-1.473)	
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	
Obs	5125	1850	5125	5125	3803	
F	24.066	16.230	44.012	34.354	55.918	
R ²	0.093	0.202	0.159	0.500	0.634	

表5 离任审计下企业业绩的变化

	真实业绩		报告业绩
	<i>norEARN1</i>	<i>norEARN2</i>	<i>repEARN</i>
<i>treat × after</i>	0.227	-0.002	0.010 ***
	(0.721)	(-0.723)	(2.668)
<i>Cons</i>	2.018	0.112 ***	-1.187 ***
	(0.338)	(2.808)	(-16.724)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
Obs	5125	5125	5125
F	2.599	439.338	143.577
R ²	0.010	0.639	0.366

表 6 融资约束对离任审计政策效应的影响

Panel A: 融资约束对离任审计和盈余管理水平之间关系的影响						
	DA		abCFO		abDISEXP	
	融资约束高	融资约束低	融资约束高	融资约束低	融资约束高	融资约束低
<i>treat × after</i>	0.011 ** (2.291)	-0.0003 (-0.069)	0.008 * (1.781)	-0.0005 (-0.104)	0.011 ** (2.110)	0.013 ** (2.343)
<i>Cons</i>	-0.174 * (1.741)	-0.028 (-0.287)	-0.200 ** (-2.015)	0.063 (0.632)	0.252 ** (2.215)	-0.057 (-0.533)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Obs	2657	2468	2657	2468	2657	2468
F	27.669	32.698	16.559	16.022	103.620	131.529
R ²	0.180	0.223	0.116	0.124	0.452	0.536

Panel B: 融资约束较高时离任审计对不同方向盈余管理的影响						
	DA		abCFO		abDISEXP	
	DA > 0	DA < 0	abCFO > 0	abCFO < 0	abDISEXP > 0	abDISEXP < 0
<i>treat × after</i>	0.011 * (1.673)	0.012 (1.362)	-0.005 (-0.912)	0.030 *** (3.187)	0.012 * (1.912)	-0.008 (-1.593)
<i>Cons</i>	-0.048 (-0.175)	-0.112 (-0.375)	-0.105 (-0.704)	0.007 (0.039)	0.101 (0.649)	0.133 (1.181)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Obs	1439	1218	1682	975	1960	697
F	3.359	21.318	10.919	8.330	128.735	9.864
R ²	0.073	0.550	0.135	0.196	0.600	0.295

3. 行业竞争程度的影响

为了检验不同行业是否因竞争程度不同导致离任审计政策效应有所差异,我们以赫芬达尔 - 赫希曼指数(*HHI*) 衡量行业竞争程度,根据 *HHI* 将样本划分为行业竞争程度较高组和行业竞争程度较低组。*HHI* 计算公式如下:

$$HHI = \sum_{i=1}^N \left(\frac{X_i}{X} \right)^2$$

其中,*N* 表示行业内公司个数,*X_i* 表示公司 *i* 的主营业务收入,*X* = $\sum X_i$ 。若某一行业 *HHI* 低于当年所有行业 *HHI* 均值,则该行业样本为竞争程度较高组,否则,为竞争程度较低组。分别采用两组样本回归模型(2),比较两组样本回归结果的差异。检验结果列示于表 7。

表 7 显示,对于可操控性应计利润为正(*DA* > 0) 的样本,当因变量为应计盈余管理(|*DA*|) 时,竞争程度较高组交互项系数显著为正,竞争程度较低组则没有表现出显著的应计盈余管理响应。对于异常经营活动现金流为负(*abCFO* < 0) 的样本,当因变量为销售操纵(|*abCFO*|) 时,竞争程度较高组交互项系数显著为正,竞争程度较低组也没有表现出显著销售操纵响应。以上结果表明离任审计实施后,所处行业竞争较为激烈的企业,更有动机采用应计盈余管理和销售操纵调增业绩,以向政府和外部利益相关者传递公司盈利能力良好的信号,获取竞争优势。

表 7 最后两列显示,离任审计实施后,竞争程度较低组酌量性费用显著增加,费用操纵减少,而竞争程度较高组则没有显著变化,表明激烈的行业竞争在一定程度上抑制了离任审计背景下企业的环保投入。

表7 行业竞争程度对离任审计政策效应的影响

	DA (DA > 0)		abCFO (abCFO < 0)		abDISEXP (abDISEXP > 0)	
	竞争程度高	竞争程度低	竞争程度高	竞争程度低	竞争程度高	竞争程度低
<i>treat × after</i>	0.016 ** (2.319)	-0.002 (-0.244)	0.024 ** (2.124)	0.016 (1.292)	0.003 (0.559)	0.027 *** (3.650)
<i>Cons</i>	0.012 (0.147)	-0.762 *** (-3.440)	-0.149 (-0.976)	-0.049 (-0.159)	-0.222 * (-1.889)	0.043 (0.197)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Obs	1802	951	1262	588	2538	1265
F	5.603	4.746	12.043	3.633	157.775	88.245
R ²	0.080	0.131	0.220	0.179	0.602	0.649

4. 考虑产权性质的影响

本文将研究样本划分为国有企业和非国有企业两组,其国有企业样本 111 个,非国有企业样本 5037 个,分别采用国有企业样本数据和非国有企业样本数据重新回归模型(2),检验结果列示于表 8。

表8 产权性质的影响结果

	非国有企业			国有企业		
	DA	abCFO	abDISEXP	DA	abCFO	abDISEXP
<i>treat × after</i>	0.006 * (1.765)	0.006 * (1.657)	0.010 ** (2.200)	0.056 * (1.861)	0.039 * (1.901)	-0.004 (-0.102)
<i>Cons</i>	-0.201 *** (-2.934)	-0.109 (-1.581)	-0.012 (-0.096)	-0.255 (-0.350)	1.403 * (1.755)	0.154 (0.130)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Obs	5014	5014	5014	111	111	111
F	47.957	21.758	34.400	26.086	187.133	408.780
R ²	0.165	0.083	0.494	0.528	0.408	0.672

表8结果显示,对于非国有企业,当因变量分别为应计盈余管理(|DA|)、销售操纵(|abCFO|)和费用操纵(|abDISEXP|)时,交互项系数均显著为正,与上文结果一致。对于国有企业,当因变量为|DA|和|abCFO|时,交互项系数均显著为正,与上文结果一致,但当因变量为|abDISEXP|时,交互项系数不显著。本文认为,可能的解释如下:离任审计压力下,国有企业和非国有企业均有动机采用盈余管理提升业绩,以提振利益相关者信心。但是,非国有企业为了应对环保压力,可能会显著增加绿色创新或环保治理方面的支出,导致费用操纵减少。而国有企业获取政府资源相对容易,且在环境违规处罚中易受到政府的庇护^[24],因此在绿色创新或环保治理方面的支出相对较小,即国有企业可能存在环境保护“搭便车”的行为。

(四) 稳健性检验

1. 安慰剂检验

为证明上文得到的盈余管理变动确实是由 2018 年自然资源资产离任审计实施导致的,我们假设政策实施时间提前到 2017 年,以 2014—2019 年为样本期间,继续采用 DID 方法检验离任审计实施的政策效应。检验结果表明,离任审计对应计盈余管理(|DA|)、销售操纵(|abCFO|)、费用操纵(|abDISEXP|)的影响不显著,说明上文得到的结果较为稳健,离任审计全面推开确实导致资源型和重污染型企业采用应计盈余管理和销售操纵提升业绩,但其费用操纵水平下降(限于篇幅,稳健性检验结果省略备索,下同)。

2. 样本配对后的检验

按照同年度规模最接近的原则从对照组中寻找配对样本,配对后共得到 2854 个样本。采用配对后样本重新回归模型(2),回归结果与主检验结果一致,即离任审计会促使资源型和重污染型企业增加向上的应计盈余管理和销售操纵调增业绩,并减少费用操纵,但对其产品成本操纵的影响不显著,说明上文主检验结果较为稳健。

3. 以重污染企业数据为样本的检验

主检验以资源型和重污染型企业数据为样本,考虑到两类企业在自然资源资产离任审计的应对上可能存在差别,我们剔除资源型企业样本数据,仅采用重污染型企业的样本数据,重新回归模型(2),得到与上文主检验一致的结果。

4. 以其他门类上市公司作为对照样本的检验

主检验采用与资源型和重污染型企业同门类的上市公司作为对照样本,为避免对照样本盈余管理行为受离任审计影响导致结果不稳健,我们继续采用与资源型和重污染型上市公司处于不同门类的上市公司(不包含金融业上市公司)作为对照组,重新回归模型(2),结果显示,更换对照样本后的检验结果与主检验结果一致,证明上文结论较为稳健。

五、结论性评述

本文以 2018 年自然资源资产离任审计全面推开为准自然实验事件,以前期末试点城市辖区内的资源型和重污染型企业为研究对象,探讨离任审计制度下企业盈余管理变化规律,主要得到以下研究结论:首先,离任审计全面推开后,资源型和重污染型企业并未出于环保压力而减少经营生产,反而采用盈余管理调增报告业绩,以向利益相关者传递盈利能力良好的信号,避免被“关停并转”以及较高的融资成本;其次,离任审计背景下,资源型和重污染型企业主要采用应计盈余管理和销售操纵调增业绩,由于企业环保投入的增加,其费用操纵反而减少,产品成本操纵则因短期内增加环保负担而不受管理层青睐,没有表现出显著变化。进一步研究表明,宽松的行业竞争环境有利于激发企业环境保护的动力,而激烈的行业竞争环境促使企业为维护竞争优势而减少环保投入,并采用盈余管理调增业绩;离任审计的政策效应在融资约束程度较高的企业中更加显著,再次为企业调增业绩以缓解融资约束、降低融资成本提供了佐证。

本文基于离任审计下企业盈余管理响应视角,得到如下启示:一方面,自然资源资产离任审计实施后,证券监管部门和中介机构须加大对资源型和重污染型企业会计信息质量的监督和检查,防止企业采用盈余管理扰乱资本市场资源配置;另一方面,市场监管部门要注重规范产品市场竞争行为,引导行业高质量良性竞争,为增强自然资源资产离任审计成效创造良好的环境支撑。本文为评估自然资源资产离任审计的政策效应提供了部分实证依据,为该审计制度的长期落实与发展提供了有意义的参考。

本文仍然存在一些不足之处,如未实证检验离任审计下费用操纵的减少是否由企业环保相关费用增加导致的,也没有关注离任审计背景下采用盈余管理调增业绩的经济后果。未来我们将针对这些不足,从企业财务绩效和市场绩效两方面,聚焦离任审计影响企业盈余管理的经济后果,继续拓展研究。

参考文献:

- [1] 戴亦一,潘越,冯舒. 中国企业的慈善捐赠是一种“政治献金”吗?——来自市委书记更替的证据[J]. 经济研究,2014(2):74-86.
- [2] 罗党论,余国满,陈杰. 经济增长业绩与地方官员晋升的关联性再审视[J]. 经济学(季刊),2015(3):1145-1172.
- [3] 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.
- [4] 陈献东. 开展领导干部自然资源资产离任审计的若干思考[J]. 审计研究,2014(5):15-19.

- [5]林忠华. 领导干部自然资源资产离任审计探讨[J]. 审计研究,2014(5):10-14.
- [6]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.
- [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]贺宝成,冯亚倩. 自然资源资产离任审计如何影响企业绿色技术创新? [J]. 生态经济,2021(5):192-198.
- [9]张恬静,李强. 自然资源资产离任审计与企业环境信息披露质量[J]. 财会月刊,2021(10):115-123.
- [10]全进,刘文军,谢帮生. 领导干部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. 领导干部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]Holthausen R W. Accounting method choice: Opportunistic behavior, efficient contracting, and information perspectives[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1990, 12(1-3): 207-218.
- [13]陈小林,林昕. 盈余管理、盈余管理属性与审计意见[J]. 会计研究,2011(6):77-85.
- [14]刘文军,谢帮生. 领导干部自然资源资产离任审计影响公司盈余管理吗? [J]. 中南财经政法大学学报,2018(1):13-23.
- [15]房巧玲,姬怡雨. 领导干部自然资源资产离任审计与企业盈余管理——基于应计与真实盈余管理的视角[J]. 中国海洋大学学报,2021(3):59-72.
- [16]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.
- [17]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.
- [18]Roychowdhury S. Earnings management through real activities manipulation[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2006, 42(3): 335-370.
- [19]刘运国,刘梦宁. 雾霾影响了重污染企业的盈余管理吗? ——基于政治成本假说的考察[J]. 会计研究,2015(3):26-33.
- [20]毛其淋,许家云. 贸易政策不确定性与企业储蓄行为——基于中国加入 WTO 的准自然实验[J]. 管理世界,2018(5):10-26.
- [21]Jia Q, Zhou J. The impact of cross-listing on earnings management and its economic consequence: Evidence from China[J/OL]. *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*, 2019, <https://doi.org/10.1080/16081625.2019.1600414>.
- [22]Kim J, Lee K H, Lie E. Dividend stickiness, debt covenants, and earnings management[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2017(4): 2022-2050.
- [23]鞠晓生,卢荻,虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究,2013(1):4-16.
- [24]罗喜英,刘伟. 政治关联与企业环境违规处罚:庇护还是监督——来自 IPE 数据库的证据[J]. 山西财经大学学报,2019(10):85-99.

[责任编辑:黄 燕]

Research on the Influence of Natural Resources Accountability Audits of Leading Officials on Enterprise Earnings Management

JIA Qiaoyu^a, LIU Chenyan^b

(a. College of Management; b. Business and Tourism School, Sichuan Agricultural University, Chengdu 610000, China)

Abstract: This study takes the full launch of the natural resources accountability audits of leading officials in 2018 as the quasi natural experimental event, and takes the resource-based and heavily-polluted enterprises in non-pilot cities in the early stage as the research object to explore the change of enterprise earnings management under the accountability audit. It is found that resource-based and heavily-polluted enterprises mainly use accrual-based earnings management and sales manipulation to inflate profits to deal with the risks brought by the accountability audit, while the expense manipulation decreases due to the increase of enterprise environmental protection investment and the cost manipulation does not change significantly because it will significantly increase the environmental protection pressure in the short term. Further examination found that resource-based and heavily-polluted enterprises did not reduce their real performance to cope with the accountability audit. In addition, higher financing constraints and fierce industry competition will aggravate the impact of accountability audit on earnings management.

Key Words: natural resources accountability audits; accrual-based earnings management; real earnings management; enterprise performance; financing constraints; competition environment