

国家审计能降低国有企业审计风险吗？

——来自省以下审计机关人财物管理改革的准自然实验

杨开元¹, 霍晓艳¹, 刘 斌²

(1. 重庆工商大学 会计学院, 重庆 400067; 2. 重庆大学 经济与工商管理学院, 重庆 400044)

[摘要]以 2007—2019 年省以下地方国有企业为研究样本,通过构建双重差分(DID)模型,实证检验了 2015 年开始的省以下地方审计机关人财物管理改革对地方国有企业审计风险的影响。研究表明:人财物统一管理显著降低了省以下地方国有企业的审计风险;在经济发展水平高、财政压力小的地区以及投资者监督弱的企业中,人财物管理改革对地方国有企业审计风险的降低作用更加显著;人财物管理改革可以通过提高国家审计质量和降低地方国有企业的代理成本进一步降低审计风险。研究结论对完善我国审计管理体制、加强审计监督具有重要意义。

[关键词]国家审计;审计管理体制;审计风险;国有企业;人财物管理;审计意见;审计监督

[中图分类号]F239.44 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2022)01-0025-08

一、引言

现阶段,我国审计管理体制为“双重领导制”,这种制度安排在维护国家财政安全^[1]、提高财政资金使用效益、降低腐败等方面发挥了积极作用。但是,“双重领导制”也存在弊端,如审计经费保障不到位,审计人员数量不足、质量不齐,各级审计机关分散监督等^[2]。更重要的是,“双重领导制”迫使地方审计机关的人财物等重要审计资源受制于地方政府^[3],而地方政府又存在政绩等多方面的考量,这就使得地方审计机关难以充分发挥审计的独立性^[4]。因此,我国迫切需要完善现有的审计管理体制,以提高审计机关的独立性与权威性^[5]。

2015 年 12 月,中共中央办公厅和国务院办公厅共同印发了《关于完善审计制度若干重大问题的框架意见》(以下简称《意见》)以及《关于实行审计全覆盖的实施意见》等相关配套文件,明确了省以下地方审计机关人财物管理改革的总体方案,从人员选聘与管理、经费预算、资产管理三个方面入手,在江苏、山东、浙江、重庆、贵州、云南、广东七省市开展改革试点,这一举措极大地提高了上级审计机关的领导权,集中了审计资源,有利于更好地发挥国家审计的监督作用。

随着地方审计机关独立性与权威性的提高,国家审计质量得到了加强,对地方国有企业和社会审计机构发挥了更强有力的监督作用,可能会进一步影响省以下地方国有企业的审计风险。基于此,本文选取我国 2007—2019 年地方国有企业为研究样本,构建双重差分(DID)模型来实证检验人财物管理改革对地方国有企业审计风险的影响,并考察不同经济发展水平、财政压力及投资者监督对人财物管理改革与地方国有企业审计风险之间关系的影响。进一步地,本文通过构建中介效应模型来检验改革影响地方国有企业审计风险的逻辑机理。

本文的研究贡献可能在于:(1)拓展了省以下地方审计机关人财物管理改革的相关研究。该项政策实施时间较短,且有关此次改革的相关数据难以获得,目前关于该领域的研究主要探索了改革对政府单位^[6-7]及国有企业^[8-10]的影响,本文则将人财物改革与审计风险联系起来,关注该政策对社会审计的影响。(2)丰富了审计风险的影响因素研究。有关审计风险的研究已经较为成熟,但审计环境的变化会衍生出很多新问题,此次改革为该领域提供了新的思考点。(3)全面深入地探索了人财物管理改革对地方国有企业审计风险可能的影响路径。由于数据难以获得,地方审计机关作用的发挥较难验证,而此次改革则提供了很好的实验场景,有利于捕捉地方审计机关的治理效应。

[收稿日期]2021-05-10

[基金项目]国家社会科学基金重点项目(18AGL009);重庆市教育委员会人文社会科学研究项目(20SKGH119)

[作者简介]杨开元(1982—),男,山东莱阳人,重庆工商大学会计学院副教授,硕士生导师,从事资本市场与会计信息研究,E-mail:18623100520@163.com;霍晓艳(1996—),女,河南郑州人,重庆工商大学会计学院硕士研究生,从事资本市场与会计信息研究,E-mail:820486546@qq.com;刘斌(1962—),男,重庆璧山人,重庆大学经济与工商管理学院教授,博士生导师,从事会计理论研究。

二、理论分析与假设提出

《意见》中关于省以下地方审计机关人财物管理改革的措施整体上分为三个方面,即人事管理、经费和资产管理、建立健全审计业务管理制度。人事管理的改革主要是指省以下各级审计机关的领导班子成员由上一级党委管理,地方审计人员由省级部门统一招录;对于经费和资产管理,各试点地区具有选择上的灵活性,既可以由省级有关部门统一管理,也可以根据实际情况委托市、县有关部门管理;在建立健全审计业务管理制度方面,各试点地区的审计机关审计项目计划则由省级部门统一管理。可以看出,此次审计管理体制改革在制度设计上进行了完善,强化了省级审计机关在人财物方面的领导权^[11],削弱了地方审计机关与本级政府之间的目标冲突^[6],有助于避免本级政府的干预,防止权力滥用和治理失效^[2],并能够进一步提高审计机关的监督作用。

现有研究主要讨论了改革对地方国有企业和政府部门的影响。围绕地方国有企业的研究发现,人财物统管能够降低试点地区地方国有企业的税收负担^[8],提高其投资效率^[10]和全要素生产率^[9]。围绕政府部门的研究则发现,改革能够提高地方审计机关的审计质量^[6],规范政府官员的行为^[7]。本文则将此次改革与社会审计机构联系起来,从国家审计质量、公司治理完善和CPA审计监督三个角度分析此次改革对地方国有企业审计风险的影响。

(一) 国家审计质量

一直以来,独立性被认为是国家审计机关的核心特征^[12],它不仅保证了审计执行的客观公正,还影响事后的处理力度^[13]。独立性的保证需要审计机关拥有独立的人财物供给,但当下的体制决定了审计机关与地方政府难以完全剥离,这会使得国家审计质量较难保证。2015年的审计管理体制改革将削弱地方政府的干预程度,其中,在干部任免方面,过去审计机关领导干部的任免由本级政府负责,而现在试点地区的审计干部任免则上收至上级审计机关;在机构编制和人员管理制度方面,七个试点省市审计人员的招录和编制统一由省级部门负责;在审计经费和资产管理方面,可以由省级财政厅统一管理或上报省财政厅后由各级财政部门管理。

如此一来,加强上级审计机关的领导不仅有利于提高地方审计机关的独立性与威信,还有利于把控审计人员的业务质量,加强审计监督资源的有效整合,从而使得地方审计机关的审计质量大大提升^[6]。由于确保被审计单位会计信息的合法、真实、准确是国家审计和社会审计共同的目标,因此国家审计质量的提升不仅能在一定程度上保证地方国有企业的会计信息质量^[14],还能进一步降低社会审计机构审计地方国有企业时的审计风险。

(二) 公司治理完善

国有企业的政治特点决定了其经营者要对国家负责,这种委托代理关系虽然在一定程度上提高了国有企业的全要素生产率,但权利的下放也造成了“所有者缺位”,容易引发“内部人控制”问题^[15]。归根结底,这是因为缺乏有效的制度对经营者进行监督。

根据相关法规,国有企业的公司治理是审计机关的重要审计内容,要受到审计机关的监督。然而,由于审计资源的短缺,当前我国地方审计机关尚无法对国有企业实现审计全覆盖,主要采用轮审制度,再加上地方国企容易受到地方政府的保护,因此省以下地方审计机关对地方国有企业的威慑性欠缺。2015年的审计管理体制改革能够提高地方审计机关的独立性和权威性,向国企高管传递更强的警示效应,增加管理层的政治成本和契约成本,使其减少机会主义行为^[16]。而且,审计资源整合将会促进审计监督的全面覆盖,有助于加强地方审计机关对地方国有企业经营管理的监督,促进企业优化公司内部治理^[17]。良好的公司治理不仅能在源头上规范企业经营,还能在会计处理上降低舞弊的可能性^[18],从根本上降低社会审计机构审计地方国有企业的审计风险。

综上,此次人财物管理改革通过提升国家审计质量和完善公司治理降低了社会审计机构审计地方国有企业时的审计风险。基于此,本文提出如下假设:

H1a: 审计管理体制改革将降低试点地区省以下地方国有企业的审计风险。

(三) CPA 审计监督

根据相关法律法规,国家审计机关有权指导、监督并管理社会审计机构,这种制度安排有利于督促提升社会审计机构的审计质量,维护市场经济秩序。对于CPA审计而言,如果因责任履行不到位而未能发现重大错报,并发表了无保留意见,而审计机关在进行审计时却查出了问题,那么基于国家审计的公信力,注册会计师可能会面临外界对其专业能力的质疑,甚至事务所也会遭到监管部门的处罚^[19]。

随着2015年审计管理体制改革后地方审计机关独立性与权威性的提高,对地方国有企业的要求更高了,这

也间接地对地方国有企业的 CPA 审计质量提出了更高的要求,会计师事务所间接受到了来自审计机关等监管部门更强更严的监督,因违规被处罚的风险由此增大,审计风险更高。根据审计定价模型,审计投入的边际效应是递减的^[20,21],也就是说,审计人员即便是忌惮可能的声誉损害而扩大了审计范围,执行了更多的审计程序,也无法完全消除新增的审计风险。基于此,本文提出如下假设:

H1b: 审计管理体制的改革将提高试点地区省以下地方国有企业的审计风险。

H1a 和 H1b 为对立假设,究竟哪一个假设成立,取决于此次省以下地方审计机关人财物统一管理改革是通过提高国家审计质量和完善公司治理进而降低了地方国有企业审计风险,还是通过强化对 CPA 审计质量的监督进而增加了事务所面临的审计风险。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文选取我国省以下地方国有企业为研究对象,由于 2007 年开始实施《新会计准则》,因此样本区间为 2007—2019 年。另外,我们对数据进行以下处理:(1)剔除金融行业公司和 ST、PT 公司;(2)剔除数据缺失的样本;(3)对所有连续变量均进行上下 1% 的缩尾处理。经筛选,本文最终获得 4048 家公司-年度观测值,所需数据主要来源于国泰安数据库。

(二) 模型构建

为了验证人财物管理改革对试点地区地方国有企业审计风险的影响,本文利用此次改革提供的准自然实验条件,构建双重差分(DID)模型(1)进行验证。由于本文同时控制了时间(Year)、行业(Ind)和省区市(Province)的固定效应,因此采用模型(1)直接观察 Treat 和 Post 交乘项的结果,该做法与现有文献一致^[7,8,10]。

$$Arisk_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 (Treat_{i,t} \times Post_{i,t}) + \beta_2 Controls_{i,t} + \beta_3 \sum Year + \beta_4 \sum Ind + \beta_5 \sum Province + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

(三) 变量选取与定义

1. 被解释变量

本文的被解释变量为地方国有企业的审计风险 Arisk,采用异常审计费用进行度量。根据审计定价模型,审计费用由正常审计费用和异常审计费用两部分组成,其中正常审计费用用以衡量审计师投入的成本,而异常审计费用则反映了风险补偿,这与被审计单位的内部情况及事物所面临的监管强度等密切相关^[20-21]。据此,本文选择异常审计费用作为审计风险 Arisk 的代理变量。具体来讲,在审计定价模型的基础上,本文参考现有研究^[22-23]构建模型(2),对该模型进行回归得到的残差即为异常审计费用。

$$\ln fee_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Size_{i,t} + \alpha_2 Lev_{i,t} + \alpha_3 Roa_{i,t} + \alpha_4 Arinv_{i,t} + \alpha_5 Current_{i,t} + \alpha_6 Growth_{i,t} + \alpha_7 Big4_{i,t} + \alpha_8 Opinion_{i,t} + \alpha_9 Loss_{i,t} + \alpha_{10} Switch_{i,t} + \beta_{11} \sum Year + \beta_{12} \sum Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

模型(2)中的被解释变量 lnfee 为审计费用的自然对数,解释变量包括 Size(企业规模)、Lev(资产负债率)、Roa(总资产收益率)、Arinv(存货和应收账款比例)、Current(流动比率)、Growth(成长性)、Big4(事务所类型)、Opinion(审计意见类型)、Loss(是否发生亏损,亏损取 1,否则取 0)、Switch(事务所变更情况,变更取 1,否则取 0)。同时,本文对该模型进行回归时还控制了时间和行业固定效应。

2. 解释变量

根据 2015 年 12 月印发的《意见》,江苏、浙江等七省市开始启动改革试点工作,因此本文按照是否进行改革将样本公司分为实验组与对照组,当样本为实验组时,虚拟变量 Treat 取值为 1,否则为 0。当样本时间在 2015 年之后时,虚拟变量 Post 取值为 1,否则为 0。对于《意见》的实施效果,我们通过交乘项 Post × Treat 的符号进行判断。

3. 控制变量

参考已有研究^[24-26],本文选择以下控制变量:Size(企业规模)、Lev(资产负债率)、Roa(总资产收益率)、Growth(成长性)、Lholding(大股东持股比例)、Bordsize(董事会人数)、Opinion(审计意见类型)、Big4(事务所类型)、Ic(内部控制质量)、Rec(应收账款比例)、Invent(存货比例)、Current(流动比率)。考虑到被解释变量为审计风险,并用异常审计费用来衡量,这可能会受到省级层面的影响,因此,本文还在控制变量中加入了各省区市人均收入的自然对数。

具体的变量定义如表 1 所示。

四、实证结果与分析

(一)描述性统计分析

变量的描述性统计结果(未列示,备索)显示:*Arisk* 的均值为 -0.053,标准差为 0.461,说明不同样本间的审计风险相差较大;时间虚拟变量 *Post* 的均值为 0.265,说明此次改革之后的样本占比约为 26.5%;*Treat* 的均值为 0.358,说明约有 35.8% 的企业为试点地区的地方国有企业。另外,控制变量的取值均在合理范围内。

(二)审计管理体制变革与审计风险

表 2 为审计管理体制变革与地方国有企业审计风险的回归结果。由表 2 中结果可知,不论是否加入控制变量,*Post × Treat* 的回归系数均在 5% 水平上显著为负,未加控制变量时的系数为 -0.057,加入控制变量后的系数变为 -0.058,前后绝对值相差较小,说明回归结果比较稳健,假设 H1a 得到支持。实证结果表明,相较于非试点地区的地方国有企业,试点地区的地方国企在改革后异常审计费用下降的幅度更大,说明省以下地方审计机关人财物管理改革主要通过提高国家审计质量和完善公司治理降低了地方国有企业的审计风险。

(三)经济发展水平、审计管理体制变革与审计风险

我国经济发展具有区域不均衡的特点,各省区市间的经济发展差距较大。已有研究表明,在经济发展水平越好、市场化程度越高的地区,国家审计的独立性和权威性越有保障,作用发挥的程度也越高^[27,28],因此本文猜测审计管理体制改革的实施效果可能会受到经济发展水平的影响。一方面,不同的经济发展水平会催生不同的审计需求^[29],处于经济发达地区的国有企业面临更加激烈的市场竞争,政府和企业都需要更加完善的审计体制来保障资产的保值增值^[30];另一方面,经济发展水平也会影响地区观念,一般而言,发达地区对国家审计的独立性有着足够的重视,对中央改革精神贯彻得也会更加彻底。因此,本文预期本次审计管理体制变革在经济发展水平高的地区效果会更加明显。

(四)财政压力、审计管理体制变革与审计风险

根据各地区发布的人财物管理改革试点实施方案,在经费改革方面,各级审计机关的经费或由省财政厅统一管理(山东、广东、重庆、云南),或上报省财政厅后由各级财政部门管理(江苏、浙江、贵州)。不论何种方案,审计经费均来自财政,因此财政压力会影响审计管理体制变革作用的发挥。一方面,此次审计管理体制变革是一次全新的尝试,为保证改革的顺利进行,需要做好各部门联动、合理调配、招录、培训审计人员等一系列基础保障工作,所以财政压力小的地区能够提供更多的经费支持;另一方面,在财政压力小的地区可支配资金较多,容易发生财政资金浪费,甚至滋生腐败问题^[6],更加需要审计机关做好监督。因此,本文预期本次审计管理体制变革在财政压力小的地区效果会更加明显。

表 1 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	审计风险	<i>Arisk</i>	异常审计费用
解释变量	人财物管理改革	<i>Post</i>	2015 年及之前取值为 0,2015 年之后取值为 1
	试点省市	<i>Treat</i>	试点省市的地方国有企业设为 1,其他省区市的地方国有企业设为 0
控制变量	交互作用	<i>Post × Treat</i>	<i>Post</i> 与 <i>Treat</i> 的交乘项
	公司规模	<i>Size</i>	总资产的自然对数
	财务杠杆	<i>Lev</i>	公司总负债与总资产的比值
	总资产收益率	<i>Roa</i>	净利润与总资产之比
	公司成长性	<i>Growth</i>	营业收入增长率
	股权集中度	<i>Lholding</i>	第一大股东持股比例
	董事会规模	<i>Bordsize</i>	董事会人数
	审计意见	<i>Opinion</i>	标准审计意见取值为 0,否则为 1
	是否四大	<i>Big4</i>	四大事务所取值为 1,否则为 0
	内部控制质量	<i>Ic</i>	迪博内部控制指数的自然对数
应收账款比例	<i>Rec</i>	应收账款净额与总资产的比值	
存货比例	<i>Invent</i>	存货净额与总资产的比值	
流动比率	<i>Current</i>	流动资产与流动负债的比值	
人均收入	<i>Income</i>	各省区人均收入的自然对数	

表 2 审计管理体制变革与地方国有企业审计风险的回归结果

变量	(1)	(2)	变量	(1)	(2)
	<i>Arisk</i>	<i>Arisk</i>		<i>Arisk</i>	<i>Arisk</i>
<i>Post × Treat</i>	-0.057 ** (-2.154)	-0.058 ** (-2.243)	<i>Ic</i>		0.076 (1.279)
<i>Size</i>		-0.028 *** (-3.563)	<i>Rec</i>		0.144 * (1.739)
<i>Lev</i>		-0.020 (-0.391)	<i>Invent</i>		0.334 *** (6.208)
<i>Roa</i>		0.472 *** (3.349)	<i>Current</i>		-0.018 *** (-4.944)
<i>Growth</i>		-0.006 (-0.909)	<i>Income</i>		0.409 *** (15.193)
<i>Lholding</i>		-0.122 *** (-2.733)	<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>Bordsize</i>		0.012 *** (2.917)	<i>Ind</i>	Yes	Yes
<i>Opinion</i>		-0.040 (-0.898)	<i>Province</i>	Yes	Yes
<i>Big4</i>		0.035 (1.102)	<i>_cons</i>	-0.189 *** (-4.243)	-4.088 *** (-8.909)
			<i>N</i>	4048	4048
			<i>adj. R²</i>	0.162	0.222

注:***、**、和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著,标准误经过怀特异方差稳健性调整。下同。

(五) 投资者监督、审计管理体制改革与审计风险

金融市场的发展和法律制度的完善为机构投资者的成长创造了条件,随着机构投资者的不断壮大,其已然成为了企业重要的外部监督力量。一方面,从监督动机来看,作为公司的所有者之一,机构投资者有较强的意愿去监督高管的利己主义行为,以维护自身收益;另一方面,从监督能力来看,机构投资者拥有更专业的知识、更充分的信息,对公司治理的敏感性和警觉性也更高,更能够防范破坏公司治理的行为。因此,机构投资者持股比例越高,越有可能参与到公司的治理当中,并影响审计风险。由于审计机关的监督与机构投资者的监督同属于外部监督,因此本文猜测两者之间存在替代效应,即本次审计管理体制改革在机构投资者持股比例低、投资者监督弱的企业中效果会更加明显。

基于以上分析,本文对经济发展水平、财政压力和投资者监督的调节效应进行检验,结果如表 3 所示。列(1)和列(2)是按照经济发展水平高低进行的分组,参考已有研究^[30],本文按照全部省区市年度 GDP 总和的中位数进行分组,当 GDP 总和大于中位数时,则属于经济发展水平较高地区,相反则为经济发展水平较低地区。结果显示, $Post \times Treat$ 的系数在经济发展水平较高地区依旧显著,系数为 -0.083,而在经济发展水平较低地区符号相反,且不再显著,说明人财物管理改革的实施效果存在地区差异,当地区经济发展水平较高时,审计机关能更好地发挥领导、监督和管理作用,对地方国有企业审计风险的影响也就更加显著。列(3)和列(4)是按照财政压力大小进行的分组,其中财政压力等于财政支出与财政收入之比,当财政压力大于所有省区市年度财政压力中位数时,视为财政压力较大,相反则视为财政压力较小。结果显示, $Post \times Treat$ 的系数在财政压力较小组中依旧在 1% 水平上显著为负,系数为 -0.129,而在财政压力较大组中不再显著,说明改革的效果与地方财政压力密切相关,在财政压力较小的地区,改革的经费更加有保障,且审计监督的需求更加强烈,对审计风险的影响也更加明显。列(5)和列(6)是按照机构投资者持股比例

表 3 异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	经济发展水平高 Arisk	经济发展水平低 Arisk	财政压力大 Arisk	财政压力小 Arisk	投资者监督强 Arisk	投资者监督弱 Arisk
$Post \times Treat$	-0.083 ** (-2.533)	0.078 (1.042)	0.223 (0.157)	-0.129 *** (-3.005)	-0.009 (-0.245)	-0.087 ** (-2.249)
Size	-0.031 *** (-2.933)	-0.021 * (-1.731)	-0.054 *** (-4.632)	0.003 (0.281)	-0.043 *** (-3.321)	-0.005 (-0.449)
Lev	0.032 (0.418)	-0.110 (-1.502)	-0.009 (-0.133)	0.030 (0.364)	0.039 (0.600)	-0.108 (-1.339)
Roa	0.209 (1.133)	0.916 *** (4.145)	0.747 *** (4.050)	0.101 (0.447)	0.561 *** (2.871)	0.375 * (1.709)
Growth	0.007 (0.953)	-0.024 ** (-2.087)	-0.011 (-0.980)	-0.001 (-0.142)	-0.007 (-0.961)	-0.006 (-0.630)
Lholding	-0.198 *** (-3.499)	-0.119 (-1.569)	-0.108 * (-1.841)	-0.138 ** (-1.972)	-0.136 ** (-2.113)	-0.134 ** (-2.051)
Bordsize	-0.003 (-0.468)	0.027 *** (4.699)	0.017 *** (3.181)	0.005 (0.827)	-0.002 (-0.242)	0.021 *** (3.781)
Opinion	0.023 (0.390)	-0.107 (-1.574)	-0.130 ** (-2.301)	0.097 (1.444)	-0.025 (-0.451)	-0.110 (-1.260)
Big4	0.009 (0.216)	0.097 * (1.816)	0.192 *** (4.042)	-0.125 *** (-3.178)	0.095 * (1.875)	-0.024 (-0.601)
Ic	0.192 ** (2.258)	-0.081 (-1.054)	0.075 (0.863)	0.073 (0.898)	0.062 (0.847)	0.116 (1.140)
Rec	-0.113 (-1.107)	0.633 *** (4.261)	0.179 (1.516)	0.095 (0.815)	0.199 (1.577)	0.213 * (1.869)
Invent	0.233 *** (3.227)	0.358 *** (4.336)	0.359 *** (5.052)	0.206 ** (2.513)	0.237 *** (3.413)	0.440 *** (5.215)
Current	-0.014 * (-1.729)	-0.020 *** (-4.610)	-0.020 *** (-4.354)	-0.010 (-1.613)	-0.013 *** (-2.669)	-0.020 *** (-4.061)
Income	0.546 *** (11.808)	0.406 ** (10.495)	0.359 *** (9.266)	0.440 *** (10.034)	0.404 *** (11.262)	0.383 *** (9.266)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	-0.712 (-1.253)	-0.214 (-0.397)	-0.015 (-0.029)	-0.738 (-1.300)	-4.738 *** (-6.608)	-3.447 *** (-5.628)
N	2316	1732	2363	1685	2027	2021
adj. R ²	0.174	0.221	0.135	0.149	0.213	0.244

中位数进行的分组,可以看到,相较于机构投资者持股比例较高的企业,在机构投资者持股比例较低的企业中,投资者监督更弱,改革效果也更加明显,该结果说明来自机构投资者的监督与审计机关之间存在替代效应,审计管理体制改为省以下地方国有企业带来了更强的监督作用。

(六) 影响机制检验

本文已经验证了审计管理体制改革将降低地方国有企业审计风险,且前文提到其中的影响路径可能有两条,即国家审计质量的提高和公司治理的完善,接下来我们对这两条路径进行检验。对于国家审计的衡量,本文参考现有研究方法,采用审计机关查处的违规金额与年度实施项目数的比值进行度量^[6],相关数据根据《中国审计年鉴》通过手工整理获得。由于最新的审计年鉴数据为 2018 年,对应的会计年度为 2017 年,因此该路径检

验会损失部分样本。对于公司治理的完善,本文选择代理成本为中介变量,选择(销售费用+管理费用)/营业收入进行衡量^[31]。对于机制检验的模型,本文参考温忠麟等提出的中介效应检验模型^[32],在模型(1)的基础上构建模型(3)和模型(4):

$$Gaq_{i,t}(Ac_{i,t}) = \beta_0 + \beta_1(Treat_{i,t} \times Post_{i,t}) + \beta_2 Controls_{i,t} + \beta_3 \sum Year + \beta_4 \sum Ind + \beta_5 \sum Province + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Arisk_{i,t} = \beta_0 + \beta_1(Treat_{i,t} \times Post_{i,t}) + \beta_2 Gaq_{i,t}(Ac_{i,t}) + \beta_3 Controls_{i,t} + \beta_4 \sum Year + \beta_5 \sum Ind + \beta_6 \sum Province + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

模型(1)、模型(3)、模型(4)共同构成了中介效应检验程序,本文主要观察模型(1)中 β_1 、模型(3)中 β_1 、模型(4)中 β_1 和 β_2 的符号与显著性。由于模型(1)中 $Post \times Treat$ 的系数已负向显著,因此可直接对模型(3)和模型(4)进行检验。实证结果如表4所示,列(1)和列(2)是对国家审计质量提高的检验,模型(3)中 β_1 正向显著,模型(4)中 β_1 依然负向显著且 β_2 负向显著,说明审计管理体制改革提高了国家审计质量,这与现有的研究成果一致^[6],并进一步降低了地方国有企业的审计风险。列(3)和列(4)是对于公司治理完善的检验,模型(3)中 β_1 负向显著,模型(4)中 β_1 依然负向显著且 β_2 正向显著,说明审计管理体制能够通过降低代理成本进而降低审计风险,即代理成本在其中发挥了中介作用。机制检验的结果表明,审计管理体制在促进省以下地方国有企业健康发展、降低异常审计费用方面具有积极意义。

五、稳健性检验

(一)变更对照组

本文选择的研究样本为我国省以下地方国有企业,将试点省市地方国有企业作为实验组,其他省区市地方国有企业作为对照组。本文重新选择样本进行稳健性检验,选定试点省市的全部国企作为研究样本,其中省以下地方国企仍为实验组,省级政府为实际控制人的省控国企则为对照组。如表5的列(1)所示, $Post \times Treat$ 的系数依然为负,且至少在10%水平上显著,本文的研究结论依然保持稳健。

(二)缩短样本区间

本文所选择的样本区间为2007—2019年,跨度较长,可能存在较多的干扰因素,为了解决此问题,本文将样本区间变更为2012—2019年,使得政策前后的年数保持一致。如表5中的列(2)所示,在缩短样本区间后, $Post \times Treat$ 的回归系数为-0.057,依然在5%水平上显著,说明本文的研究结果是稳健的。

(三)倾向得分匹配(PSM-DID)

为了消除样本自选择可能带来的统计偏差,本文采用倾向得分匹配法(PSM),选择前文所有的控制变量作为协变量,同时为了防止损失过多样本,采用1:3最近邻匹配法筛选出与实验组相匹配的对照组,并在此基础上利用双重差分模型(DID)评估人财物管理改革这一政策冲击的作用。PSM-DID的实证结果如表5中的列(3)所示, $Post \times Treat$ 的回归系数为-0.064,且在5%水平上显著,支持了本文的研究假设。

(四)更改政策发生时间

安慰剂检验也是常用的稳健性检验方式之一,为了消除不可观测因素的影响,本文将改革试点的开始时间往前推3年,即2013年,并重新进行回归。实证结果如表5中的列(4)所示, $Post \times Treat$ 的回归系数为-0.095,但不再显著,说明前文所得结果负向显著的原因的确在于新政策的实施,再次佐证了本文的研究结果。

六、结论与启示

当前,我国经济发展正处在关键转型期,审计体制也应顺应时代潮流做出积极的改革。2015年12月《意见》提出在7个省市开展审计改革试点,该政策具有重要的理论与实践意义。基于此,本文选取我国2007—2019年省以下地方国有企业为研究样本,构建双重差分(DID)模型实证检验了人财物管理改革对地方国有企业审计风险的影响。研究发现:(1)人财物统一管理显著降低了省以下地方国有企业的审计风险;(2)在经济水平高、财政压力小的地区以及投资者监督弱的企业中,人财物管理改革对地方国有企业审计风险的降低作用更加显著;(3)人财物管理改革可以通过提高国家审计质量和降低地方国有企业的代理成本进一步降低审计风险。

表4 代理成本的机制检验

变量	国家审计质量提高		公司治理完善	
	Gaq	Arisk	Ac	Arisk
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Post × Treat</i>	0.190 *** (3.816)	-0.052 ** (-2.031)	-0.008 * (-1.716)	-0.048 * (-1.831)
<i>Gaq</i>		-0.018 * (-1.719)		
<i>Ac</i>				0.974 *** (10.611)
<i>Size</i>	-0.008 (-0.591)	-0.033 *** (-3.902)	-0.013 *** (-9.225)	-0.015 * (-1.766)
<i>Lev</i>	0.257 *** (2.714)	-0.001 (-0.018)	-0.076 *** (-7.903)	0.046 (0.914)
<i>Roa</i>	-0.730 ** (-2.540)	0.471 *** (3.053)	-0.066 ** (-2.075)	0.522 *** (3.715)
<i>Growth</i>	0.004 (0.336)	-0.007 (-0.861)	-0.006 *** (-3.226)	-0.000 (-0.056)
<i>Lholding</i>	-0.025 (-0.296)	-0.119 ** (-2.545)	-0.060 *** (-7.705)	-0.057 (-1.259)
<i>Bordsize</i>	0.007 (1.078)	0.012 *** (2.755)	0.001 * (1.660)	0.011 ** (2.565)
<i>Opinion</i>	-0.178 * (-1.939)	-0.047 (-1.019)	0.033 *** (2.611)	-0.069 (-1.507)
<i>Big4</i>	0.019 (0.441)	0.054 (1.610)	0.012 *** (3.121)	0.008 (0.253)
<i>Ic</i>	-0.122 (-1.406)	0.115 * (1.705)	0.005 (0.536)	0.072 (1.215)
<i>Rec</i>	-0.309 ** (-2.063)	0.130 (1.461)	-0.025 * (-1.652)	0.161 * (1.952)
<i>Invent</i>	-0.214 ** (-2.238)	0.343 *** (6.035)	-0.016 (-1.620)	0.356 *** (6.660)
<i>Current</i>	-0.004 (-0.412)	-0.018 *** (-4.693)	0.002 ** (2.288)	-0.019 *** (-5.079)
<i>Income</i>	-0.697 *** (-15.609)	0.387 *** (13.468)	0.000 (0.085)	0.414 *** (15.561)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Province</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>_cons</i>	12.280 *** (18.271)	-3.964 *** (-7.547)	0.453 *** (6.391)	-4.605 *** (-10.025)
N	3689	3689	4048	4048
adj. R ²	0.312	0.220	0.309	0.248

表5 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Arisk	Arisk	Arisk	Arisk
<i>Post × Treat</i>	-0.005 * (-1.763)	-0.057 ** (-2.099)	-0.064 ** (-2.270)	-0.095 (-0.385)
<i>Size</i>	0.012 (1.166)	-0.002 (-0.169)	-0.011 (-1.260)	-0.019 * (-1.732)
<i>Lev</i>	-0.246 *** (-0.015 *)	-0.145 ** (-0.053 **)	-0.145 *** (-0.073 ***)	-0.153 ** (-0.071)
<i>Roa</i>	(-1.917)	(-2.034)	(-2.626)	(-0.879)
	0.011	-0.015 *	-0.030 ***	-0.029 ***
<i>Growth</i>	(1.065)	(-1.692)	(-3.344)	(-3.608)
	-0.221 ***	-0.012	-0.034	-0.025
<i>Lholding</i>	(-3.169)	(-0.186)	(-0.589)	(-0.499)
	-0.386 **	0.297 *	0.516 ***	0.497 ***
<i>Bordsize</i>	(-2.225)	(1.760)	(3.245)	(3.542)
	0.004	-0.000	-0.011	-0.006
<i>Opinion</i>	(0.225)	(-0.003)	(-1.210)	(-0.902)
	-0.129 **	-0.175 ***	-0.133 ***	-0.120 ***
<i>Big4</i>	(-2.487)	(-3.052)	(-2.771)	(-2.688)
	0.004	0.008	0.014 ***	0.012 ***
<i>Ic</i>	(0.796)	(1.490)	(3.008)	(2.959)
	-0.146 **	0.032	-0.069	-0.043
<i>Rec</i>	(-2.557)	(0.558)	(-1.326)	(-0.959)
	0.153 ***	-0.051	0.062 *	0.034
<i>Invent</i>	(3.954)	(-1.399)	(1.741)	(1.067)
	-0.013	0.019	0.065	0.077
<i>Current</i>	(-0.214)	(0.312)	(0.986)	(1.312)
	-0.494 ***	0.223 **	0.076	0.155 *
<i>Income</i>	(-5.718)	(2.321)	(0.856)	(1.881)
	0.353 ***	0.275 ***	0.381 ***	0.332 ***
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Province</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>_cons</i>	-2.955 *** (-4.893)	-4.163 *** (-7.740)	-4.074 *** (-7.951)	-4.083 *** (-8.915)
N	2992	2568	3374	4048
adj. R ²	0.215	0.155	0.229	0.224

基于所得研究结论,本文提出如下政策建议:首先,审计人财物管理改革实施至今已六年多时间,应尽快总结各地区的成功经验,查找工作开展中存在的问题,完善制度安排,促进改革的深入进行。其次,改革之后省以下地方审计机关将实现“去地方化”,但统管不代表“脱钩”,应当在审计机关与人民政府之间达到一种平衡,以防止因沟通不畅而影响改革的持续性。最后,此次审计管理体制对人员的需求量较大,但目前的审计人员严重不足,积极性偏弱,在很大程度上影响了审计效率,因此,各地区应尽快组织审计人员的招录,加大培训,尽可能地为改革做好人员保障。

参考文献:

[1] 刘雷,崔云,张筱. 政府审计维护财政安全的实证研究——基于省级面板数据的经验证据[J]. 审计研究,2014(1):35-42.
 [2] 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.
 [3] 郑石桥,和秀星,许莉. 政府审计处理处罚中的非正式制度:一个制度冲突理论架构[J]. 会计研究,2011(7):85-91.
 [4] 吴联生. 政府审计机构隶属关系评价模型——兼论我国政府审计机构隶属关系的改革[J]. 审计研究,2002(5):14-18.
 [5] Isaksson A S, Bigsten A. Institution building with limited resources: Establishing a supreme audit institution in Rwanda[J]. Working Papers in Economics, 2011,40(9):1870-1881.
 [6] 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.

- [7]张琦,孙旭鹏.政府审计独立性提升的治理效应——以审计机关人财物改革对公务接待行为的影响为例[J].会计研究,2021(1):167-178.
- [8]王成龙,冉明东,刘思义.国家审计改革对地方国有企业税负的影响研究——以省以下地方审计机关人财物管理改革为背景[J].财政研究,2018(10):117-129.
- [9]陈茹,张金若,王成龙.国家审计改革提高了地方国有企业全要素生产率吗?[J].经济管理,2020(11):5-22.
- [10]叶陈刚,黄冠华,朱郭一鸣.审计管理体制改革与地方国有企业投资效率——基于地方审计机关人财物试点改革的自然实验[J].审计与经济研究,2021(3):1-11.
- [11]吴秋生,郭檬楠,上官泽明.地方审计机关负责人任免征求上级意见提高审计质量了吗?——来自我国地市级审计机关负责人任免的证据[J].审计研究,2016(4):28-34.
- [12]马曙光.政府审计人员素质影响审计成果的实证研究[J].审计研究,2007(3):24-29.
- [13]赵劲松.关于我国政府审计质量特征的一个分析框架[J].审计研究,2005(4):65-68.
- [14]杨华领,宋常.国家审计与央企控股上市公司虚增收入[J].审计与经济研究,2019(6):1-9.
- [15]王元芳,马连福.国有企业党组织能降低代理成本吗?——基于“内部人控制”的视角[J].管理评论,2014(10):138-151.
- [16]陈宋生,董旌瑞,潘爽.审计监管抑制盈余管理了吗?[J].审计与经济研究,2013(3):10-20.
- [17]陈茹,张金若,王成龙.国家审计改革提高了地方国有企业全要素生产率吗?[J].经济管理,2020(11):5-22.
- [18]雷辉,杨丹.企业以往绩效对企业纵向一体化程度的影响[J].系统工程,2012(7):15-21.
- [19]李晓慧,蒋亚含.政府审计对注册会计师审计的影响:“顺风车”还是“威慑力”?[J].会计研究,2018(3):78-85.
- [20]Simunic D. The pricing of audit services: Theory and evidence[J]. Journal of Accounting Research, 1980, 18(1): 161-190.
- [21]Houston R W, Pratt P J H. The audit risk model, business risk and audit - planning decisions[J]. Accounting Review, 1999, 74(3): 281-298.
- [22]李明辉,沈真真.异常收费与审计质量:来自中国资本市场的经验证据[J].管理工程学报,2016(2):166-174.
- [23]高瑜彬,廖芬,刘志洋.异常审计费用与证券分析师盈余预测有效性——基于我国A股上市公司的证据[J].审计研究,2017(4):81-88.
- [24]刘向强,孙健,袁蓉丽.并购业绩补偿承诺与审计收费[J].会计研究,2018(12):70-76.
- [25]袁蓉丽,李瑞敬,李百兴.董事高管责任保险与审计费用[J].审计研究,2018(2):55-63.
- [26]朱晓文,王兵.国家审计对注册会计师审计质量与审计收费的影响研究[J].审计研究,2016(5):53-62.
- [27]林斌,刘瑾.市场化进程、财政状况与审计绩效[J].审计与经济研究,2014(3):31-39.
- [28]唐雪松,罗莎,王海燕.市场化进程与政府审计作用的发挥[J].审计研究,2012(3):25-31.
- [29]林斌,刘瑾.市场化进程、财政状况与审计绩效[J].审计与经济研究,2014(3):31-39.
- [30]包建玲,王素梅.论我国政府审计绩效的地区差异[J].理论学刊,2009(11):57-59.
- [31]Ang J S, Lin C. Agency costs and ownership structure[J]. Journal of Finance, 2000, 55(1): 81-106.
- [32]温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014(5):731-745.

[责任编辑:王丽爱]

Can National Audit Reduce the Audit Risk of State-owned Enterprises? A Quasi-natural Experiment from the Reform of the Human, Financial and Material Management of Audit Institutions below the Provincial Level

YANG Kaiyuan¹, HUO Xiaoyan¹, LIU Bin²

(1. School of Accounting, Chongqing University of Industry and Business, Chongqing 400067, China;

2. School of Economics and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400044, China)

Abstract: Using sub-provincial local state-owned enterprises (SOEs) from 2007 to 2019 as the research sample, the impact of the reform of the management of personnel and financial resources of sub-provincial local audit institutions on the audit risk of local SOEs, which started in 2015, was empirically examined by constructing a double difference (DID) model. The findings show that this kind of reform has reduced the audit risks of local SOEs due to the increased independence and authority of local audit bodies. The reform is more thorough in regions with high levels of economic development and low financial pressure and in enterprises with weak investor oversight, and thus having a more significant effect on the reduction of audit risk of local SOEs; furthermore, the reform of the management of human and financial resources mainly further reduces the audit risk of local SOEs by improving the quality of national state audits and reducing their agency costs. The findings have important implications for improving China's audit management system and strengthening the audit supervision system.

Key Words: national audit; reform of audit management system; audit risks; state-owned-enterprises (SOEs); management of human, financial and material resources; audit opinions; audit supervision