

## 国家审计理论建设专栏

# 省以下地方审计机关人财物统一管理 提升审计质量了吗?

蔡 春<sup>a,b</sup>,朱 磊<sup>a</sup>,郑倩雯<sup>a</sup>

(西南财经大学 a.会计学院;b.中国政府审计研究中心,四川 成都 611130)

**[摘要]**独立性是审计的“灵魂”,如何提高审计机关独立性对提升审计质量具有重要的意义。以省以下地方审计机关人财物统一管理改革试点作为准自然实验,选取2013—2017年我国地级市审计机关为研究样本,基于双重差分模型实证检验审计机关独立性对地方审计机关审计质量的影响。实证结果显示,改革显著提升了地方审计机关审计质量。进一步研究发现,在法制化水平低、财政压力小以及东部地区,省以下地方审计机关人财物统一管理对于审计质量的提升作用更显著。在经过一系列稳健性检验后结果保持不变。研究结论对继续深化我国审计管理体制改革具有重要的启示意义。

**[关键词]**国家审计;审计机关独立性;审计质量;人财物统一管理;法制化环境;腐败治理;财政压力;国家治理

**[中图分类号]**F239.44   **[文献标志码]**A   **[文章编号]**1004-4833(2020)06-0001-08

## 一、引言

在我国,地方审计机关属于双重领导体制,具体表现在审计业务同时受上级审计机关和同级政府领导,同级政府同时管理地方审计机关的人事任免以及资金拨备<sup>①</sup>。随着国家治理体系和治理能力现代化对审计的要求逐渐提高,现行的以行政和双重领导为主的审计管理体制在实际运行中逐渐暴露出一些问题和弊端,主要体现在地方审计机关的独立性得不到充分保证,从而阻碍了地方审计机关审计监督职能的有效发挥<sup>[1]</sup>。如何优化我国审计管理体制,充分有效地发挥审计的监督功能,使之担当起在国家治理体系中的重要角色?这一直是理论界和政府部门重点关注的课题。

为保障审计机关依法独立行使审计监督权,更好地发挥审计在党和国家监督体系中的重要作用,2014年10月23日中共十八届四中全会通过了《中共中央关于全面推进依法治国若干重大问题的决定》(以下简称《决定》),提出自2015年起,在江苏、山东、浙江、重庆、贵州、云南、广东等7省市启动“省以下地方审计机关人财物统一管理”改革(人财物管理改革)试点。改革规定<sup>②</sup>:(1)市地级审计机关正职由省级党委(党委组织部)管理,其他领导班子成员和县级审计机关领导班子成员可以委托市地级党委管理;(2)完善机构编制和人员管理制度,省级机构编制管理部门统一管理本地区审计机关的机构编制,省级审计机关协助开展相关工作,地方审计人员由省级统一招录;(3)改进经费和资产管理制度,地方审计机关的经费预算、资产由省级有关部门统一管理,也可以根据实际情况委托市地、县有关部门管理<sup>③</sup>;(4)建立健全审计业务管理制度,试点地区审计机关审计项目计划由省级审计机关统一管理,统筹组织本地区审计机关力量,开展好涉及全局的重大项目审计。作为审计管理体制变革的重要内容,人财物管理改革是否发挥了实际效果,值得进一步验证和深入探讨。

为了回答以上问题,本文选取2013—2017年我国地方审计机关为研究对象,实证检验人财物管理改革发挥的实际作用。研究发现:(1)人财物管理改革显著提升了地方审计机关审计质量;(2)在法制化水平低、财政压

[收稿日期]2020-04-21

[基金项目]国家社会科学基金重大项目(13&ZD146);中央高校基本科研业务费项目(JBK19072018153)

[作者简介]蔡春(1963—),男,四川宜宾人,西南财经大学会计学院教授,博士生导师,博士,中国政府审计研究中心主任,从事审计理论研究;朱磊(1992—),男,安徽庐江人,西南财经大学会计学院博士研究生,从事审计理论研究,E-mail:zhulei\_swufe@163.com;郑倩雯(1992—),女,河南漯河人,西南财经大学会计学院博士研究生,从事审计理论研究。

①参见 [http://www.npc.gov.cn/wxzl/gongbao/2006-02/28/content\\_5345432.html](http://www.npc.gov.cn/wxzl/gongbao/2006-02/28/content_5345432.html)。

②参见 <http://www.audit.gov.cn/n6/n36/c132979/content.html>。

③地方审计机关的各项经费标准由各地在现有法律法规框架内结合实际确定,确保不低于现有水平。

力小以及东部地区,省以下地方审计机关人财物统一管理对于审计质量的提升作用更显著。为了消除潜在的内生性问题对研究结论的影响,本文采用了替换因变量的衡量方式、得分倾向匹配(PSM)、安慰剂检验、缩短时间区间等检验,实证结果依然保持不变,验证了人财物管理改革确实提高了地方审计机关的审计质量。

本文的研究可能有以下几方面的贡献:(1)本文实证检验了实施人财物管理改革试点的实际效果。人财物管理改革是我国审计管理体制改革的重要内容,能否发挥应有的提升国家审计质量的作用是一个重要且值得深入研究的话题,而目前鲜有文献对此进行具体探讨<sup>①</sup>。本文通过构造双重差分模型,实证检验了人财物管理改革的实施效果。(2)本文丰富了独立性与审计质量的相关文献。吴秋生等以地方各级审计机关负责人的任免需征求上级审计机关意见为背景,检验了审计独立性对审计质量的影响<sup>[3]</sup>,但他们的研究设计中并没有解决因果识别的问题。本文则以人财物管理改革试点作为准自然实验场景,验证了审计机关独立性与审计质量之间的因果关系。(3)本文研究结论为深化人财物管理改革对提升审计质量的作用提供了经验支持,为管理部门继续深化审计管理体制改革和相关政策制定提供了有利参考。

本文余下部分安排如下:第二部分是文献回顾,第三部分是假设提出,第四部分是研究设计,第五部分为实证分析结果与讨论,第六部分为进一步分析,最后为研究结论与实践启示。

## 二、文献回顾

### (一)国家审计质量相关研究

目前关于国家审计质量的影响因素研究主要聚焦于以下几个方面:(1)审计机关的独立性。在我国,行政型审计体制和双重领导体制使得我国国家审计具有浓厚的行政属性,不可避免地影响审计权限和审计力量<sup>[4-5]</sup>,最终影响我国政府审计功能发挥<sup>[6-7]</sup>。Isaksson 和 Bgsten 研究发现权力限制对最高审计机构(SAI)独立性产生重要的负面影响,从而削弱政府审计的监督功能<sup>[8]</sup>。(2)审计人员素质。程莹研究发现审计人员的相对工资水平、专业胜任能力和地方审计长任期都会对审计质量产生重要影响<sup>[6]</sup>。(3)审计环境。唐雪松等探讨了地区市场化进程与地方审计机关审计质量的关系,研究发现地区市场化进程与审计质量呈现出显著正相关关系<sup>[9]</sup>。池国华等研究发现,媒体关注发挥了重要的外部监督作用,从而有助于地方政府审计功能发挥<sup>[10]</sup>。

### (二)审计管理体制与审计质量

在行政模式加双重领导型的审计体制下,由于审计妥协,往往会导致审计机关地位与审计执行效率不一定呈现出正相关关系<sup>[5]</sup>,审计署特派办与地方审计机关在审计质量上存在重要差异,实行垂直领导更有助于审计功能发挥<sup>[1,11]</sup>。当上级审计机关干预地方各级审计机关负责人的任免时,会强化地方审计机关独立性,从而提高地方审计机关审计质量。

通过梳理与本文紧密相关的文献可以看出:(1)独立性是审计机关发挥实际监督作用的先决条件;(2)目前的双重领导体制下,审计监督功能发挥受限;(3)目前鲜有直接的经验证据来揭示人财物管理改革试点的实际运行效果。

## 三、理论分析与假设提出

审计部门作为政府的一个重要经济监督部门,客观上需要对政府各职能部门在国家经济政策执行、财政财务收支等方面进行全方位的监督。刘家义指出审计监督的内涵不仅包括确保国有资产安全,还要能够尽可能早地对潜在的风险进行识别,并进行准确的揭示,从而迅速地抵御和消除这些隐患,及时跟相关的政府部门提出有针对性的解决建议,将各种潜在的风险扼杀在萌芽状态,从而实现现有制度的不断完善、维护国家安全的终极目标<sup>[12]</sup>。

根据受托经济责任理论<sup>[13]</sup>,国家审计是这样一项具有高度独立性的经济监督活动,它经由国家相关部门授权或接受委托的专职机构或人员,依据国家相关法律法规和相关准则要求,使用专业的技术和方法,从合规性、真实性、准确性和效益性等角度对被审计单位的财政收支状况、经营管理活动及其相关记录资料进行定期审查

---

<sup>①</sup>王成龙等以人财物管理改革为背景探讨了国家审计改革对地方国有企业税负的影响<sup>[2]</sup>,但没有实证检验人财物管理改革对地方审计机关审计质量的影响。

和监督,以此评价相关领导人的经济责任,对相关经济业务进行鉴证,实现维护财经法纪、提升经营管理效率以及提高经济效益等目的。因此,独立性是审计的本质特征,是审计的“灵魂”,更是发挥审计监督功能的必要条件。

DeAngelo 将审计质量定义为审计师发现并报告被审计单位财务舞弊或差错的联合概率。发现舞弊或差错取决于审计师的专业胜任能力,而是否选择如实对外报告,则取决于审计师的独立性<sup>[14]</sup>。先前的研究表明,审计师的专业胜任能力是满足的<sup>[14-16]</sup>。因此,在给定专业胜任能力的条件下,审计师独立性是影响审计质量的重要因素。1997 年发表的《利马宣言》就强调了审计独立性的重要性。董大胜指出审计独立性应该包括两方面:一是审计机构和被审计单位不存在上下级或利益关系;二是审计机关拥有独立的经费来源<sup>[17]</sup>。Deis 和 Giroux 认为,与声誉和权利冲突相关联的因素会显著影响审计质量<sup>[18]</sup>。而在我国,现行的审计管理体制是行政型审计体制和地方审计机关双重领导体制模式,这使得政府审计质量的行政性特征会作用于审计的独立性,从而影响审计发现问题后的处理力度<sup>[19]</sup>。因此,双重领导体制在一定程度上与目前的新形势下对国家审计的要求存在一定的“冲突”<sup>[1]</sup>。Isaksson 和 Bgsten 指出权力限制对最高审计机构(SAI)独立性产生重要的负面影响,需要采用有效的制度设计来保障审计机关的独立性以及解决权力限制等问题<sup>[8]</sup>。

人财物管理改革将在一定程度上削弱同级政府与地方审计机关之间“权”与“利”的冲突,为地方审计机关充分发挥审计监督功能提供积极的制度保障。因此,实行省以下地方审计机关人财物统一管理是发挥好审计“免疫系统”功能的必然要求。从目前地方审计机关发现的审计情况分析,机制、体制性问题占了多数,如财政存量资金、财政管理体制结算等,由于体制本身存在一定的弊端,单凭地方审计机关解决这些问题的难度较大,从而出现屡审屡犯的局面。而实行省以下地方审计机关人财物统一管理,可以更好地对各地存在的普遍性问题进行综合分析,并及时提出整改建议,提高财政资金使用效率,维护国家经济和社会安全。与此同时,实行人财物管理改革有利于审计监督资源的有机整合,从全局观审视被审计对象存在的问题,以便于在审计过程中及时发现并反馈可能存在的风险隐患,从而维护国家经济安全。尤其是在面临当前“三大攻坚战”的新形势下,实行省以下人财物统管可以科学有机地调配全省的审计资源,有计划有步骤地开展审计业务,从而实现监督力量的集聚,更好地实现国家审计在新时代的历史使命。因此,基于前文论述,提出本文的研究假设。

H: 在其他条件一定的情况下,人财物管理改革对提升地方审计机关审计质量具有显著的正向影响。

## 四、研究设计

### (一) 数据来源

为了实证检验本文的研究假设,本文选取 2013—2017 年我国地市级审计机关作为研究样本,其中政府审计质量相关数据主要从《中国审计年鉴》通过手工收集获得,其他数据主要手工收集于《中国统计年鉴》。本文数据选取区间为 2012—2016,对应于 2013—2017 年的审计年鉴数据。之所以从 2012 年开始,主要是考虑到 2010 年《中华人民共和国审计法实施条例》(以下简称《条例》)的影响,因此选择滞后了两年<sup>①</sup>。经过剔除缺失值等数据处理,本文共 1654 个地级市 - 年度样本,并使用 STATA 统计分析软件对数据进行处理和分析。为了避免极端值对实证结果的影响,本文对连续变量进行了 1% 和 99% 的缩尾处理。

### (二) 研究变量的选取

#### 1. 被解释变量

由于现有文献对政府审计质量的度量并不统一,主要是基于审计机关查处的违规金额<sup>[3,10,20]</sup>以及提交司法纪检监察机关和有关部门的涉案人数<sup>[10,21]</sup>等。这类指标存在一定的局限性,因此本文采用审计机关当年查处的违规金额除以所执行的审计项目数(GAQ)来衡量地方审计机关审计质量。该指标相对于先前的指标具有以下优点:一是该指标是效率指标,可以排除时间因素的干扰;二是该指标可以较好地反映出地方审计机关对存在问题的揭示力度,因此与本文所要研究的问题更契合。当然在稳健性检验中,本文也测试了现有文献中常用的替代指标。

<sup>①</sup>2010 年《条例》规定,“地方各级审计机关正职和副职负责人的任免,应当事先征求上一级审计机关的意见。”吴秋生等研究发现,2010 年《条例》能够提升地方审计机关领导人的独立性地位,从而显著提高审计质量<sup>[3]</sup>。本文充分考虑了 2010 年《条例》可能对本文研究结论的影响,从而选择从 2012 年开始。

## 2. 解释变量

为了验证本文的假设,本文将采用双重差分模型(DID)进行研究。《决定》提出自2015年起在江苏、山东、浙江、重庆、贵州、云南、广东等7省市启动省以下地方审计机关人财物统一管理的试点,因此本文的Treat变量将改革试点的7个省市设为1,其他省市设为0。此外,考虑到政策落实具有一定时滞性,本文设置变量Post,将2015年(含)之前设为0,2015年之后设为1。

## 3. 控制变量

根据以往关于国家审计质量的研究<sup>[3,9-10]</sup>,本文的实证模型中主要选取了包括年度审计任务(AUN)、地区生产总值(GDP)、地区教育水平(EDU)、地区媒体发达程度(MED)、市场化程度(MKT)、法制化水平(LAW)、地区差异(EAST)等作为控制变量。具体定义见表1。

### (三) 模型设定

为了实证检验省以下审计机关人财物统一管理改革对地方审计机关审计质量的影响,本文采用以下的双重差分(DID)模型对所提出的假设进行验证。与此同时,本文控制了时间(Year)和地级市(City)的固定效应。为了缓解回归误差的自相关性,本文在地级市层面上采用“聚类(Cluster)”的方法来调整系数估计值的标准误<sup>[23-24]</sup>。

$$GAQ_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Post_{i,t} + \beta_2 Treat_{i,t} + \beta_3 Post_{i,t} \times Treat_{i,t} + \beta_4 AUN_{i,t} + \beta_5 GDP_{i,t} + \beta_6 EDU_{i,t} + \beta_7 UBR_{i,t} + \beta_8 MED_{i,t} + \beta_9 MKT_{i,t} + \beta_{10} LAW_{i,t} + \beta_{11} EAST_{i,t} + City\ fixed\ effect + Year\ fixed\ effect + \varepsilon_{i,t}$$

## 五、实证结果与分析

### (一) 描述性统计分析

表2列示的是主要变量的描述性统计结果,GAQ的均值为2.813,中位数为1.309,最小值为0.008,从中可以看出,地方审计机关审计质量存在一定的差异。Post的均值为0.204,说明在我们的样本中,有20.4%是改革之后的。Treat的均值为0.267,表明被试点的地区占比为26.7%。EAST的均值为0.311,表明从地理分布上来看,总体上样本分布较为均匀。

### (二) 单变量检验

表3列示的是单变量检验结果。Panel A列示的是样本按照试点前和试点后的差异性检验,从中可以看出,对于审计质量,试点后的组(Post=1)显著大于试点前的组(Post=0),说明改革试点之后地方审计机关审计质量得到显著提升。Panel B列示的是样本按照试点组和未试点组的差异性检验,从中可以看出,对于指标GAQ,试点组(Treat=1)显著大于未试点组(Treat=0),说明人财物统一管理确实有助于提升地方审计机关的审计质量。表3初步验证了人财物管理改革试点的效果。为了消除可能存在潜在的其他内生性解释,本文在稳健性检验中使用了PSM-DID模型进行测试。

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	审计质量	GAQ	地市级审计机关查出违规金额/年度施行项目数
解释变量	人财物统管改革	Post	2015年(含)之前为0,2015年之后为1
	试点省市	Treat	江苏、浙江、山东、广东、重庆、贵州、云南等7省市设为1,其他省市自治区设为0
控制变量	交互作用	Post × Treat	Post与Treat的交乘项
	年度审计任务	AUN	被审计单位(项目)数量加1取自然对数
	地区生产总值	GDP	地区生产总值取自然对数
	地区教育水平	EDU	普通高等学校在校学生数取自然对数
	城镇化水平	UBR	城镇人口/地区总人口%
	媒体发展程度	MED	地区互联网用户数/地区总人口
	市场化程度	MKT	根据樊纲等的市场化指数
	法制化水平	LAW	根据樊纲等的法律制度环境指数
	东部地区	EAST	东部地区设为1,其余为0 <sup>①</sup>

表2 主要变量描述性统计分析表

Variable	N	Mean	SD	Min	P50	P75
GAQ	1654	2.813	4.253	0.008	1.309	3.274
Post	1654	0.204	0.403	0	0	0
Treat	1654	0.267	0.442	0	0	1
AUN	1654	5.832	0.794	3.497	5.820	6.351
GDP	1654	9.907	0.794	7.650	9.988	10.376
EDU	1654	0.112	0.030	0.058	0.105	0.130
UBR	1654	53.182	8.548	37.830	52.010	59.020
MED	1654	0.443	0.111	0.248	0.431	0.511
MKT	1654	6.266	2.050	0.000	6.420	7.460
LAW	1654	5.515	3.899	-0.689	4.320	6.390
EAST	1654	0.311	0.463	0	0	1

<sup>①</sup>参考周小亮,吴武林的研究,东部地区有北京、上海、天津、浙江、广东、江苏、辽宁、海南、福建、山东、河北;中部地区有黑龙江、吉林、山西、湖北、湖南、江西、安徽、河南;西部地区有青海、新疆、云南、甘肃、重庆、内蒙古、四川、宁夏、贵州、陕西和广西<sup>[22]</sup>。

### (三) 省以下审计机关人财物管理改革与审计质量

表4列示的是主回归分析表,因变量为审计质量 $GAQ$ ,我们主要关注交乘项 $Post \times Treat$ 的回归系数。由表4列(1)和列(2)可知, $Post \times Treat$ 的回归系数分别为2.708和2.248,均在1%的统计水平上显著,从而本文的研究假设得以验证。实证结果表明,实施人财物管理改革显著提升了地方审计机关的审计质量。人财物管理改革打破了原有的来自同级政府行政干预的限制,提升了地方审计机关的独立性地位,使得地方审计机关更好地发挥审

计揭示功能,从而也表明独立性对于地方审计机关审计功能的发挥具有重要影响。

### (四) 稳健性检验

#### 1. PSM-DID

实施人财物管理改革是完全外生的政策冲击,而江苏、浙江、山东、广东、重庆、贵州、云南等7个试点省市作为实验组可能存在一定的样本自选择性,因为该7省市在本地区经济、政治发展均处于前列。为了消除实验组和对照组样本存在的固有差异,本文采用倾向得分匹配法(PSM),基于审计项目数(AUN)、地区GDP、财政支出与财政收入之比、普通高等学校在校学生数的对数、城镇化水平、法制化水平、地理位置以及年度,筛选出与实验组相当的对照组,在此基础上,再利用双重差分(DID)模型评估改革试点对地方审计机关审计质量的影响。如表5列(1)和列(2)的回归结果所示, $Post \times Treat$ 的回归系数均在1%的统计水平上显著为正,表明在控制了实验组和对照组样本存在的固有差异后,本文研究结论依然保持稳健。

#### 2. 安慰剂检验

为了评估地方审计机关审计质量的变化,本文选取基于揭示问题违规金额所构造的审计质量替代指标。由于该指标可能会受时间或其他政策的影响,使得本文根据该指标得出的研究结论仅仅存在偏差。为了消除不可观测因素的影响,本文在基于PSM-DID构造样本的基础上,将样本区间设定为2012—2014年,选取2013年为改革试点开始时间,并进行实证分析。实证结果如表5列(3)和列(4)所示, $Post_{2013} \times Treat$ 的回归系数均在统计意义上不显著,从而佐证了本文研究结论的稳健性。

#### 3. 替换因变量

为了降低使用单一指标所带来的测量偏误,本文重新选取了三个审计质量的替代指标。(1)由于本文所构造的审计质量指标分布差异较大,因此我们对 $GAQ$ 取自然对数( $\ln GAQ$ ),从而降低其受样本分布的影响;(2)参考池国华等的做法<sup>[10]</sup>,本文选择审计查出违规金额(包括查出违规金额、查出损失浪费金额以及查出管理不规范金额)与地区生产总值比值取自然对数( $\ln DIA$ );(3)本文也参考刘雷等采取审计查出违规金额加1取自然对数来( $\ln AFMPA$ )作为替代变量<sup>[20]</sup>;回归结果中 $Post \times Treat$ 的回归系数均至少在5%的水平上显著为正,从而支持了本文研究结论的稳健性。

#### 4. 剔除2015年样本

2014年中共十八届四中全会通过的《决定》,提出要“探索省以下地方审计机关人财物统一管理”,探索实施地方审计机关实现人事编制、经费来源以及资产管理均由省级机关统一管理。2015年选择江苏、浙江、山东、广东、重庆、贵州、云南等7省市开展省以下地方审计机关人财物管理改革试点。考虑到2015年作为改革试点的实施年度,且地方政府可能会有潜在的政策预期,从而会影响本文的结论,因此,本文进一步将2015年样本进行

表3 单变量检验

Panel A		Panel B			
		$Post = 0$ (N = 1316)	$Post = 1$ (N = 338)	$+/-$	$t\text{-stat}$
$GAQ$		2.525	3.935	-	-1.390 -5.481
Panel B					
		$Treat = 0$ (N = 1213)	$Treat = 1$ (N = 441)	$+/-$	$t\text{-stat}$
$GAQ$		2.467	4.371	-	-1.701 -9.209

表4 人财物统一管理与审计质量

	(1) $GAQ$	(2) $GAQ$
$Post$	2.954 *** (11.23)	4.937 *** (3.67)
$Treat$	5.804 *** (49.17)	15.847 *** (4.15)
$Post \times Treat$	2.708 *** (3.76)	2.248 *** (3.27)
$AUN$		-1.678 *** (-3.76)
$GDP$		5.985 * (1.70)
$EDU$		7.956 (0.92)
$UBR$		-0.777 ** (-2.14)
$MED$		-1.263 (-0.45)
$MKT$		-0.060 (-0.74)
$LAW$		-0.166 ** (-2.33)
$EAST$		27.318 ** (2.40)
$_cons$	-1.232 *** (-7.13)	-20.447 (-0.80)
$City\_Year\_FE$	Yes	Yes
N	1654	1654
$R^2_a$	0.543	0.576

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别代表在10%、5%、1%的统计水平上显著;t值为经过城市层面聚类调整后的数值。

剔除。回归结果中  $Post \times Treat$  的回归系数均在至少 10% 的水平上显著为正,从而支持了本文研究结论的稳健性。

### 5. 缩短样本区间

为了进一步消除由于时间趋势以及其他政策可能对本文研究结论的影响,本文在 PSM 所得样本的基础上,将样本区间缩短至 2014—2016 年。即使在缩短样本时间区间后,  $Post \times Treat$  的回归结果依然至少在 10% 的水平上显著为正,从而表明在进一步考虑时间趋势以及其他政策的影响后,本文研究结论依然保持稳健(由于篇幅限制,相关检验结果未列示,备索)。

## 六、进一步研究

### (一) 法制化水平、人财物管理改革与审计质量

大量研究表明,中国各地区的法制化水平存在较大差异<sup>[25]</sup>。与法制化水平较低的地区相比,审计的监督功能在法制化水平较高的地区发挥也较好。而在法制化水平较低的地区,行政干预往往较强,审计功能的发挥可能会受到同级政府一定程度的限制。人财物管理改革在一定程度上降低了同级政府对审计工作的干预。因此,从理论上来说,在法制化水平较低的地区,人财物管理改革对地方审计机关审计质量提升的作用更显著。

表 6 列(1)和列(2)列示的是基于地区法制化水平的影响分析,本文以地区年度法律制度环境指数的中位数将样本划分为高、低两组,并分别代入模型进行回归。由回归结果可知,在地区法制化水平较低的地区,  $Post \times Treat$  的回归系数为 3.582, t 值为 3.03, 在 1% 的统计水平上显著为正;而在法制化水平高的地区,  $Post \times Treat$  的回归系数为 0.083, t 值为 0.15, 在统计上不显著。为了进一步验证地区法制化水平对人财物管理改革的影响,本文对  $Post \times Treat$  的回归系数进行了组间差异检验,卡方值为 7.21, P 值为 0.007, 表明实施人财物管理改革对地方审计机关审计质量的提升作用受到地区法制化水平的影响,且在法制化水平低的地区人财物管理改革发挥的作用更显著。

### (二) 财政压力、人财物管理改革与审计质量

财政资金的使用情况审计是国家审计的重要内容<sup>[13,26~27]</sup>。国家机关人员在工作过程中,由于其自身对资源的掌控以及职务上的便利,对国家资金的运用可能存在违规行为,也可能存在职务犯罪的情况<sup>[28]</sup>。财政赤字越严重、地方财政对中央转移支付依赖越大的地区,上级审计机关、人大、地方领导对政府审计的信息、报告的关注也越多<sup>[29]</sup>,从而审计监督职能发挥越好。根据 Jensen 和 Mackling 所提出的代理理论<sup>[30]</sup>,当地方政府财政压力较小时,地方官员可支配资金较多,容易滋生腐败问题,从而严重侵蚀国家和人民的利益。而在原有的审计管理体制下,审计机关审计监督职能发挥受到一定程度的抑制,从而使得政府部门存在的违规问题没有得到充分揭示。因此,从理论上来说,在财政压力较小的地区,实施人财物管理改革之后对地方审计机关审计质量的提升作用更显著。

表 6 列(3)和列(4)列示的是财政压力的调节作用,本文根据年度财政支出/财政收入( $FER$ )的中位数将样

表 5 基于 PSM-DID 的稳健性检验

	PSM-DID		安慰剂检验	
	(1)		(4)	
	GAQ	GAQ	GAQ	GAQ
<i>Post</i>	3.055 *** (8.17)	7.970 *** (4.47)		
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	3.239 *** (4.07)	2.205 *** (2.83)		
<i>Post</i> 2013			3.243 *** (5.90)	9.839 *** (4.16)
<i>Post</i> 2013 × <i>Treat</i>			0.940 (1.20)	1.043 (1.39)
<i>Controls</i>	No	Yes	No	Yes
<i>cons</i>	0.339 (1.27)	12.391 (0.30)	0.278 (1.19)	283.128 *** (3.04)
<i>City_Year_FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
N	882	882	522	522
R <sup>2</sup> _a	0.540	0.600	0.512	0.588

注:①\*、\*\*、\*\*\* 分别代表在 10%、5%、1% 的统计水平上显著;t 值为经过城市层面聚类调整后的数值。②*treat* 在匹配后的样本中被 *city* 固定效应吸收。

表 6 调节效应检验

	法制化水平		财政压力		地区差异	
	(1)		(4)		(6)	
	高	低	大	小	东部	中西部
	GAQ	GAQ	GAQ	GAQ	GAQ	GAQ
<i>Post</i>	3.122 ** (1.98)	6.565 *** (2.94)	1.199 (0.78)	6.086 *** (3.18)	7.459 *** (3.78)	1.234 (1.19)
<i>Treat</i>		11.565 ** (2.01)		16.013 *** (3.16)		9.978 *** (4.62)
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	0.083 (0.15)	3.582 *** (3.03)	-0.126 (-0.18)	2.705 *** (2.80)	3.167 *** (2.86)	0.260 (0.59)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>cons</i>	-37.387 (-1.60)	33.735 (0.92)	-51.811 * (-1.71)	5.400 (0.18)	73.282 * (1.85)	-28.513 (-1.31)
	Chi2(1) = 7.21		Chi2(1) = 4.58		Chi2(1) = 5.14	
	Prob > chi2 = 0.007		Prob > chi2 = 0.032		Prob > chi2 = 0.023	
<i>City_Year_FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	819	835	644	1010	514	1140
R <sup>2</sup> _a	0.685	0.570	0.498	0.570	0.588	0.479

注:①\*、\*\*、\*\*\* 分别代表在 10%、5%、1% 的统计水平上显著;t 值为经过城市层面聚类调整后的数值。②列 1、列 3 和列 5 的 *treat* 回归系数缺失是由于在子样本中被 *city* 固定效应吸收。

本划分为财政压力大、小两组，并分别代入模型进行回归。由回归结果可知，在财政压力小的地区， $Post \times Treat$  的回归系数为 2.705，t 值为 2.80，在 1% 的统计水平上显著为正，而在财政压力大的地区， $Post \times Treat$  的回归系数为 -0.126，t 值为 -0.18，在统计上不显著。进一步地，本文对  $Post \times Treat$  的回归系数进行了组间差异检验，卡方值为 4.58，P 值为 0.032，表明实施人财物管理改革对地方审计机关审计质量的提升作用受到地区财政压力的影响，且在财政压力小的地区发挥的作用更显著。

### (三) 地区差异、人财物管理改革与审计质量

相比于中西部地区，东部地区政府腐败程度相对较高<sup>①</sup>。地区腐败在一定程度上反映出行政监督机制的缺陷。在腐败程度高的地区，审计机关往往不能较好地发挥监督职能<sup>[31]</sup>，审计质量往往较低。因此，在实施人财物管理改革之后，由于审计机关的独立性得到提升，相对于中西部地区，审计机关对同级政府监督作用的提升在东部地区将更加明显。

表 6 列(5)和列(6)列示的是基于地区差异的影响分析，本文根据地理位置将样本划分为东部、中西部两组，并分别代入模型进行回归。由回归结果可知，在东部地区，交乘项  $Post \times Treat$  的回归系数为 3.167，t 值为 2.86，在 1% 的水平上显著为正，而在中西部地区交乘项  $Post \times Treat$  的回归系数为 0.260，t 值为 0.59，在统计上不显著。进一步地，本文对  $Post \times Treat$  的回归系数进行了组间差异检验，卡方值为 5.14，P 值为 0.023，表明实施人财物管理改革对地方审计机关审计质量的作用效果存在地区差异，且在东部地区发挥的作用更显著。

因此，综合表 6 的实证结果可知，实施人财物管理改革对提升地方审计机关审计质量具有显著的积极影响。

## 七、研究结论与实践启示

近年来，政府相关部门一直在积极探索如何优化我国审计管理体制，保障国家审计的监督功能充分有效发挥，使之担当起在国家治理体系中的重要角色。2014 年中共十八届四中全会通过的《中共中央关于全面推进依法治国若干重大问题的决定》提出“探索省以下地方审计机关人财物统一管理”，旨在保障地方审计机关的独立地位，从而促进审计监督功能的发挥。本文基于双重差分模型实证检验了人财物管理改革对地方审计机构审计质量的影响。实证结果表明，人财物管理显著提升了地方审计机关的审计质量。在经过一系列稳健性检验之后，研究结果依然保持不变。进一步研究发现，在法制化水平低、财政压力小以及东部地区，改革试点对地方审计机关审计质量的提升作用更显著。实证结果表明人财物管理改革确实提高了地方审计机关的审计质量。

本文的研究结论对继续深化审计管理体制改革具有重要的启示意义。(1) 独立性是审计的“灵魂”，审计机关相对于同级政府的独立地位是保障审计功能发挥的重要前提条件。本文研究结论表明，人财物管理改革显著提升了地方审计机关的审计质量。因此，在新时代下，如何从根本上提高地方审计机关的独立性地位是实现构建集中统一、权威高效、全面覆盖的审计监督体系，更好地发挥国家审计监督功能重要作用的前提。(2) 审计功能的发挥需要从制度层面提高地方审计机关的法律地位以保障其职能权限。本文研究表明，地方审计机关受同级政府干预越明显的地区，在实施人财物管理改革之后，审计质量提升越明显。由于监督职能是审计机关的一个重要职能，该职能的有效发挥必然与同级政府的利益是冲突的，因此，从制度层面给予地方审计机关法律权限，有助于抵御来自同级政府的行政干预，从而有利于保障审计功能有效发挥。

当然，本文也存在一定的不足：本文仅从人财物管理改革试点的效果进行了实证分析，但人财物管理改革包括市地级审计机关正职任命、机构编制和人员管理制度、经费和资产管理制度以及审计业务管理制度等方面的内容，由于当前该数据不可获得，没能进行具体机制的实证检验，未来在数据可得的情况下应进一步进行具体探讨。

### 参考文献：

- [1] 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.
- [2] 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.

<sup>①</sup> 参见 <http://www.zzps.gov.cn/c4017/20161025/i253860.html>。

- [3] 吴秋生,郭棣楠,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.
- [4] 董延安. 国家审计质量的影响因素及其路径分析——基于我国财政财务收支审计的视角[J]. 审计与经济研究,2008(1):40–45.
- [5] 郑石桥,尹平. 审计机关地位、审计妥协与审计执行效率[J]. 审计研究,2010(6):53–58.
- [6] 程莹. 双重领导管理体制下影响地方政府审计质量的因素分析[J]. 审计与经济研究,2015(4):67–76.
- [7] 靳思昌. 地方审计机关双重领导体制运行效果的实证研究[J]. 财会月刊,2015(30):85–89.
- [8] Isaksson A S, Bigsten A. Institution building with limited resources; Establishing a supreme audit institution in Rwanda. Working papers in Economics, 2012,40(9):1870–1881.
- [9] 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.
- [10] 池国华,杨金,谷峰. 媒体关注是否提升了政府审计功能? ——基于中国省级面板数据的实证研究[J]. 会计研究,2018(1):53–59.
- [11] 王芳,周红,任康. 审计体制、审计方式与政府审计质量——基于正式与非正式制度的视角[J]. 当代财经,2012(8):106–119.
- [12] 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 + 204–205.
- [13] 蔡春. 论现代审计特征与受托经济责任关系[J]. 审计研究,1998(5):1–8.
- [14] DeAngelo L E. Audit size and audit quality[J]. Journal of Accounting & Economics, 1981,3(3),183–199.
- [15] Goldman A, Barlev B. The auditor-firm conflict of interests: Its implications for independence[J]. The Accounting Review, 1974,49( October):707–718.
- [16] Nichols D R, Price K H. The auditor-firm conflict: An analysis using concepts of exchange theory[J]. The Accounting Review, 1976,51( April):335–46.
- [17] 董大胜. 中国国家审计[M]. 北京:中国时代经济出版社,2007.
- [18] Deis D R, Giroux A G A . Determinants of audit quality in the public sector[J]. Accounting Review,1992,67(3):462–479.
- [19] 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.
- [20] 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 + 52.
- [21] 黄溶冰,乌天玥. 国家审计质量与财政收支违规行为[J]. 中国软科学,2016(1):165–175.
- [22] 周小亮,吴武林. 中国包容性绿色增长的测度及分析[J]. 数量经济技术经济研究,2018(8):3–20.
- [23] Petersen M A. Estimating standard errors in finance panel data sets:Comparing approaches[J]. Review of Financial Studies,2005,22(1):435–480.
- [24] 周泽将,罗进辉,李雪. 民营企业身份认同与风险承担水平[J]. 管理世界,2019(11):193–208.
- [25] 樊纲,王小鲁,朱恒鹏. 中国市场化指数:各地区市场化相对进程2011年报告[M]. 北京经济科学出版,2011.
- [26] 蔡春,李明,毕铭悦. 构建国家审计理论框架的有关探讨[J]. 审计研究,2013(3):3–10.
- [27] 蔡春,朱荣,蔡利. 国家审计服务国家治理的理论分析与实现路径探讨——基于受托经济责任观的视角[J]. 审计研究,2012(1):6–11.
- [28] 李越冬,周蕾,周阳. 国家审计、市场化进程与腐败治理[J]. 财会月刊,2018(20):116–124.
- [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] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure[J]. Journal of Financial Economics, 1976,3(4):305–360.
- [31] 彭华影,刘晓靖,黄波. 国家审计推进腐败治理的路径研究[J]. 审计研究,2013(4):63–68.

[责任编辑:刘茜]

## Does the Unified Management of the Personnel, Assets and Property of the Local Auditing Institutions Below the Provincial Level Improve the Audit Quality?

CAI Chun<sup>a,b</sup>, ZHU Lei<sup>a</sup>, ZHENG Qianwen<sup>a</sup>

(a. School of Accounting, Southwestern University of Finance and Economics;

b. Center for China's Government Auditing Research, Chengdu 611130, China)

**Abstract:** Independence is the soul of auditing. How to improve the independence of audit institutions is of great significance to the improvement of audit quality. Taking the pilot of “unified management of personnel, assets and property of the local audit institutions below the province” as a quasi-natural experiment, selecting the audit institutions of prefecture-level cities in China from 2013 to 2017 as the research sample, this paper empirically tests the impact of independence on the audit quality of local audit institutions. The empirical results show that the reform has significantly improved the audit quality of local audit institutions. Further analyses find this finding is more pronounced in eastern region, and regions with lower level of legalization and lower financial pressure. By conducting a series of robustness tests, the results remain unchanged. In this paper, we verify that the independence of audit institutions is of great significance to audit quality. The conclusions have important enlightening significance for continuing to deepen the reform of the audit management system.

**Key Words:** government auditing; independence of auditing institutions; audit quality; unified management of personnel, assets and property; legalized environment; corruption governance; financial pressure; state governance