

# 人财物统一管理改革能提升贵州省审计质量吗？

——基于合成控制法的实证研究

贺鹏皓<sup>1</sup>, 贾海波<sup>2</sup>, 南永清<sup>1</sup>

(1. 南京审计大学 政府审计学院, 江苏 南京 211815; 2. 北方工业大学 经济管理学院, 北京 100144)

**[摘要]**以2015年实施的省以下地方审计机关人财物统一管理改革作为准自然实验,基于2007—2018年中国省级面板数据,运用合成控制法构造真实改革试点地区与合成改革地区,测度人财物统一管理改革对贵州省审计质量的影响。研究发现:(1)相比于未改革省份,改革能显著提升贵州省审计质量。2016—2018年贵州省人均审计质量金额年均提升3.5万元。经过安慰剂检验、排序检验、均方预测误差比值检验后该结论仍然成立。(2)改革效果各试点省份存在异质性,贵州省、山东省、江苏省、浙江省、广东省的提升效果明显,重庆市存在一定的时滞性,云南省的改革效果提升不显著。(3)相较于其他试点省份,贵州省的改革最为彻底,其改革经验对于进一步深化审计管理体制改革的构建集中统一、全面覆盖、权威高效的审计监督体系具有一定的启示和指导意义。

**[关键词]**国家审计;人财物统一管理改革;审计质量;合成控制法;审计管理体制改革的改革;国家治理

**[中图分类号]**F239 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2022)06-0031-11

## 一、引言

党的十九大报告提出改革审计管理体制,党的十九届三中全会通过的《深化党和国家机构改革方案》决定组建中央审计委员会,优化审计署职责,构建集中统一、全面覆盖、权威高效的审计监督体系,这对于进一步完善与发展中国特色社会主义审计制度,推进国家治理体系和治理能力现代化意义重大。审计管理体制作为国家政治制度的重要组成部分,其产生和形成的固定形态与采用该审计体制国家的政治架构、经济基础、法律框架等因素密不可分,其演化和变革正是适应不同时代社会发展的结果。1982年我国宪法确定建立国家审计制度,其中,第109条规定地方审计机关实行本级政府和上级审计机关双重领导的管理体制,即“县级以上的地方各级人民政府设立审计机关。地方各级审计机关依照法律规定独立行使审计监督权,对本级人民政府和上一级审计机关负责”。在当时历史条件下,双重领导的审计管理体制与分级管理的财政体制相适应,符合“围绕中心,服务大局”的审计工作方针。但伴随改革的深化,审计管理体制中一些深层次矛盾逐渐显现,其中最为突出的是地方审计机关在人事任免、机构编制、干部调动、经费保障、机关建设等方面与当地存在不可割舍的“血肉联系”,使得审计独立性受到制约,“屡审屡犯”现象频发。

为增强审计监督独立性,强化上级审计机关对下级审计机关的领导,发挥审计监督的整体合力,2014年10月20日,党的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》明确提出“探索省以下地方审计机关人财物统一管理”。2014年10月27日,国办印发《关于加强审

**[收稿日期]**2021-09-16

**[基金项目]**国家社会科学基金重大项目(21&ZD027);教育部后期资助项目(21JHQ065);北方工业大学科研启动基金项目(110051360002)

**[作者简介]**贺鹏皓(1984—),男,湖南常德人,南京审计大学政府审计学院讲师,博士,主要研究方向为国家审计理论与实务;贾海波(1980—),女,河北秦皇岛人,北方工业大学经济管理学院讲师,博士,主要研究方向为政府会计与国家审计,通讯作者,邮箱:haibo800.student@sina.com;南永清(1990—),男,甘肃渭源人,南京审计大学政府审计学院讲师,博士,主要研究方向为国家审计理论与实务。

计工作的意见》(国发〔2014〕48号),提出强化审计监督作用、完善审计工作机制的要求。2015年12月,中办印发《关于完善审计制度若干重大问题的框架意见》及相关配套文件,选取江苏、浙江、山东、广东、重庆、贵州、云南7个省(市)开展省以下地方审计机关人财物统一管理改革试点,加强上级审计机关对下级审计机关的领导,强化对全国审计工作的统筹管理。

省以下地方审计机关人财物统一管理改革试点已逾7年,未来是否应扩大试点继续推进,官方至今未有较为明确的回应,而正面回答这一问题有利于揭示审计管理体制进一步优化和完善的内在逻辑。因此,本文将以改革试点省份之一的贵州省为例,采用合成控制法分析人财物统一管理改革对贵州省审计质量的影响,以期解答上述问题。

本文可能的贡献主要体现在以下三个方面:(1)不同于以往的变量设定,本文将审计人员规模因素纳入到审计管理体制改革的的研究设计中,从各省审计机关人均审计质量金额的角度分析人财物统一管理改革对审计质量的影响。(2)以往研究大多是从整体层面进行衡量,并未考虑各个试点省份的具体措施与改革效果的差异性。本文采用合成控制法对贵州省和其他6个试点省份的改革效果分别进行测度,可以为审计管理体制改革的提供研究方法和证据支持。(3)研究结论可以在一定程度上解释试点改革未能扩大范围的原因,具有重要的政策和现实意义。

## 二、文献综述

围绕省以下地方审计机关人财物统一管理改革,国内相关研究主要集中在两个方面:

一是从改革的必要性和意义来看,审计管理体制改革的适应国家治理体系与治理能力现代化的客观要求,不断满足党和国家各项中心工作的需要。众多研究者和实践者认为,国家审计是为满足国家治理的客观需要产生与发展的,是国家治理体系中一项基础性制度安排<sup>[1]</sup>。但实践中,国家审计效果与国家治理体系和治理能力现代化目标及要求仍有差距<sup>[2]</sup>,因此必须改革审计管理体制。从世界范围看,没有也不可能“放之四海而皆准”的审计管理体制,我们必须立足中国特色社会主义基本国情,坚持“四个自信”,在充分了解国际经验基础上,不断深化审计基础理论研究,推动审计管理体制改革的<sup>[3]</sup>。省以下地方审计机关人财物统一管理改革是审计管理体制改革的创举,在克服双重领导的体制弊端、保障依法独立行使审计监督权、推进审计全覆盖、推动审计职业化建设、完善审计结果运用机制、弘扬法治精神与促进法治建设、提升审计效率等多方面具有重要意义。

二是从研究方法和改革效果来看,学者们通过归纳演绎和实证研究等方法验证了省以下人财物统一管理改革的效果。江苏省审计学会课题组通过问卷调查发现,人财物统一管理改革不仅有利于理顺审计机关与地方政府的工作关系,还有利于提升市县审计机关人员的业务能力和对审计项目的掌控水平<sup>[4]</sup>。吴秋生等选取2003—2012年我国省市两级审计机关数据为研究样本,运用多元回归分析法和数据包络分析法(DEA),论证了省以下审计机关统管后将显著提高地市级审计机关的审计质量和审计效率<sup>[5]</sup>。蔡春等采用市级层面面板数据,运用双重差分法实证检验了审计机关独立性对于地方审计机关审计质量的影响,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(市级)审计机关人财物统一管理对于审计质量的提升作用更加显著<sup>[6]</sup>。此外,相关研究还进一步发现人财物统一管理改革对减轻国有企业税负<sup>[7]</sup>、提高国有企业投资效率<sup>[8]</sup>、治理业务接待费<sup>[9]</sup>等方面均有显著影响。

通过梳理相关文献我们发现,部分研究虽然采用了因果识别方法论证了改革效果,但仍存在以下不足:一是数据问题。“人”的改革是人财物统一管理改革中的关键要素,必须在审计管理体制改革的的研究设计中得以体现,但现有研究却较少涉及这一关键要素。二是无法剥离多种影响因素的方法问题。双重差分法最大问题在于无法剥离多种调控政策的影响,如减税降费与“放管服”改革等政策对于企业整体税负的影响,国企改革对国有企业投资效率提升的影响,中央八项规定对于“三公”经费支出的影响,这些政策的效果,如果与人财物统一管理改革混在一起论证,很难将后者的“净政策”效果剥离出

来。而合成控制法能够克服具有时变性的未观测混杂因素造成的内生性问题,能弥补双重差分法在内生性控制方面的不足。三是未能对改革效果进行具体测度。本文将采用合成控制法根据控制组的数据特征构建“反事实”分析框架,由此模拟出的政策实施效果更加直观。

### 三、理论分析与研究假设

审计质量是各类审计研究文献的中心议题,审计质量有广义与狭义之分,狭义审计质量是指审计结论与被审计事项真实情况的吻合程度,而广义审计质量是指审计结论与被审计事项真实情况的吻合程度及对审计需求的满足程度<sup>[10]</sup>。多数研究者将审计质量理解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<sup>[11]</sup>,其核心是审计工作在多大程度上增加了财务报表的可信性。

国家审计是国家治理的基石和重要保障,能够凭借其威慑作用及独立、客观、公正、超脱、涉及经济社会各方面的优势,对经济社会运行中的风险隐患进行预警,其本质是国家治理体系中具有预防、揭示和抵御功能的“免疫系统”。与以往“审计查账论”“独立监督论”“宏观控制论”将审计定义为一种“活动”、“行为”和“过程”不同,审计“免疫系统论”将审计本质定义为“系统”,能更好地阐明审计与整个国家社会发展间的联系。独立性是保证审计质量的前提条件。作为国家治理这个大系统中独立的子系统,国家审计机关必须独立于被审计单位之外,并不受任何外来影响,才能客观而有效地完成其工作任务。尽管世界各国都以宪法形式对国家审计的独立地位进行了确认,但仍有相当数量国家的审计独立性存在不同程度的显性或隐性问题<sup>[12]</sup>。损害审计独立性的因素包括行政干预、审计资源短缺、被审计单位的阻力、利益诱惑、社会关系的压力、自我复核和非审计服务等<sup>[13]</sup>。

省以下地方审计机关人财物统一管理改革可以从以下四个方面进一步提升审计质量:在干部任免方面,进一步提升了上级审计机关任免干部的话语权,确保人员独立性,有利于排除各种干扰和掣肘,实事求是地披露相关问题。在人员编制方面,由省级审计机关在全省统一进行招录且设定了有别于普通公务员的专业门槛,进一步保障审计人员的专业胜任能力。在经费保障方面,将经费纳入专门预算予以保障,有利于切断审计机关、审计人员与被审计单位的经济联系。在业务管理方面,统筹并组织涉及全局的重大审计项目,不仅有利于发挥“大兵团”协同作战优势提高审计效率,更可以跨层级共享审计技术方法等资源,实现全省审计机关整体均衡发展。

然而,人财物统一管理改革带来审计质量的提升有两大疑问需要探究:一是人财物统一管理改革带来的审计机关审计质量提升究竟是经济增长导致的审计查出问题金额的“自然增长”,还是改革试点的“政策效应”;二是东部地区与西部地区在经济、人口、制度、信息化等方面资源禀赋不同,西部欠发达地区的改革能否与东部地区实现同样的效果。

为此,我们选取改革试点省份之一的贵州省来进行实证检验。选取贵州省的理由主要有以下三点:一是贵州省改革措施多,执行力度大。2015年6月,贵州省政府印发《贵州省人民政府关于加强审计工作的实施意见》及配套文件,2016年7月,贵州省委、省政府又出台《贵州省审计机关人财物管理改革试点实施方案》及配套文件,从干部人事管理、机构编制管理、经费资产管理、审计业务管理等多方面部署改革任务。之后,省委组织部、省审计厅下发《贵州省审计机关人财物管理改革试点实施方案责任分解表》,明确9大项、82小项改革任务,确立时间表、路线图,进一步保障各项改革任务贯彻落实。二是贵州省改革取得了较好成效,其中审计机关人均审计质量金额从2012年的1.46万元增长至2018年的11.17万元,增长超7倍,有必要厘清其中的作用机理。三是贵州省属于欠发达地区,其改革成功突破了传统审计理论对我国地方审计机关审计质量存在东西区域差异的认知<sup>[14]</sup>,突破了资源禀赋约束的解释范畴,可能会开创一种审计改革的“贵州解释”“贵州理论”。2017年7月4日,时任审计长胡泽君到贵州省调研指导审计工作,代表审计署党组对贵州省审计机关人财物管理改革的探索给予高度肯定,要求贵州省审计机关“坚持围绕中心、服务大局,依法审计、客观求实,鼓励创新、推动改革”,形成一批可

借鉴、可复制的经验。故本文提出研究假设:

H:人财物统一管理改革后,贵州省的审计质量有明显提升。

#### 四、研究设计

##### (一) 研究方法

Abadie 提出了合成控制法(Synthetic Control Method Synthetic Method, SCM),适用于处理组个体较少的政策评估情形<sup>[15]</sup>。相较于双重差分和倾向匹配得分(PSM-DID)方法要求处理组与控制组遵循严格的共同趋势假定,合成控制法的优点主要表现在:一是能够在样本量较小的情况下对每个处理单元评估其政策效应,政策效应的显著性检验更适用于小样本<sup>[16]</sup>;二是不需要满足平行趋势假设;三是所采用的非参数方法决定了构造的控制组只由实际数据确定,得到的控制组与处理组共同趋势拟合度更高、偏误更小。

合成控制法的基本原理是通过将多个不受政策影响的个体加权组合成“合成控制组”,并与处理组进行“反事实”对比分析。本文中,我们基于经济发展水平、人口规模、财政支出、法制环境、信息化水平等数据特征,对其他 24 个未进行改革试点的省份进行线性组合,人工合成出一个与改革试点地区高度相似的省份,称其为“合成改革地区”,用来反映未实施人财物统一管理改革的情形。真实改革试点地区与合成改革地区在审计质量上的差距,即可视为人财物统一管理改革试点对其审计质量的影响。

假设有  $N + 1$  个省份,其中省份 1 在  $T_0$  期实施了人财物统一管理改革,其他  $N$  个省份没有进行改革,  $Y_{1it}$  表示在  $t$  期省份  $i$  在实施人财物统一管理改革后的结果,  $Y_{0it}$  表示在  $t$  期省份  $i$  没有实施改革的结果,人财物统一管理改革的政策效应为:

$$\tau_{it} = Y_{1it} - Y_{0it}, i = 1, \dots, N + 1, t = 1, \dots, T$$

其中,  $D_{it}$  表示  $t$  期省份  $i$  的状态,若省份  $i$  在  $t$  期实施了人财物统一管理改革,则  $D_{it} = 1$ ,其他未改革省份取值为 0。假设第一个省份在  $T_0$  ( $1 \leq T_0 \leq T$ ) 期实施改革,其他  $N$  个省份在所有时期内均没有进行改革,则  $D_{it} = \begin{cases} 1 & i = 1, t > T_0 \\ 0 & \text{other} \end{cases}$ ,省份  $i$  在  $t$  期的观测结果为:

$$Y_{it} = D_{it}Y_{1it} + (1 - D_{it})Y_{0it} = Y_{0it} + \tau_{it}D_{it}$$

本文的目标是评估改革试点省份 1 人财物统一管理改革的政策效应  $(\tau_{1T_0}, \dots, \tau_{1T})$ ,对于  $t > T_0$ ,  $\tau_{1t} = Y_{11t} - Y_{01t}$ 。省份 1 进行了人财物统一管理改革,在  $t > T_0$  期可以观测到实际结果  $Y_{1t}$ ,但无法观测到未进行改革状态下的潜在结果  $Y_{01t}$ ,因此合成控制法的关键是估计出省份 1 在  $T_0$  期后的“反事实”结果  $Y_{01t}$ 。为了估计省份 1 的“反事实”结果,用下列模型表示:

$$Y_{0it} = \delta_t + \theta_t Z_i + \lambda_t \mu_i + \varepsilon_{it}, i = 1, \dots, N + 1, t = 1, \dots, T$$

其中  $\delta_t$  为时间固定效应,  $Z_i$  是可观测的不受试点政策影响的协变量向量,  $\theta_t$  是系数向量,  $\lambda_t$  是不可观测的因子向量,  $\mu_i$  是省份固定效应,  $\varepsilon_{it}$  是扰动项。合成控制法是通过除对除去改革试点省份 1 以外的对照组省份  $j$  的加权平均获得一个合成单元来估计改革试点省份的政策效应,可以表示为:

$$\sum_{j=2}^{N+1} w_j Y_{jt} = \delta_t + \theta_t \sum_{j=2}^{N+1} w_j Z_j + \lambda_t \sum_{j=2}^{N+1} w_j \mu_j + \sum_{j=2}^{N+1} \varepsilon_{jt}, j = 2, \dots, N + 1, t = 2, \dots, T$$

Abadie 已经证明存在一组权重  $w_2, \dots, w_{N+1}$  满足  $w_2 + \dots + w_{N+1} = 1$ ,且使得  $Y_{01t} - \sum_{j=2}^{N+1} w_j Y_{jt}$  的值趋近于 0。此时,  $\sum_{j=2}^{N+1} w_j Y_{jt}$  就作为  $Y_{01t}$  的无偏估计量,即改革省份 1 的“反事实”结果就可以用合成控制组来表示。理论上,当且仅当改革试点省份的特征向量位于其他未改革试点省份的特征向量组的凸组合中时,以上限制条件才可以满足。但是实证分析很难达到理想的状态。借鉴 Abadie 等的做法<sup>[16]</sup>,我们通过最小化距离  $\|X_1 - X_{0w}\|$  求解近似满足条件的最优权重向量  $w$ 。这里  $X_1$  和  $X_{0w}$  分别为代表改革试点省份

和非改革省份的各种特征变量加权组合的向量。其距离函数定义为：

$$\|X_1 - X_{0w}\| = \sqrt{(X_1 - X_{0w})'V(X_1 - X_{0w})}$$

其中  $V$  代表一个  $(K \times K)$  维的半正定对称矩阵, 可以根据研究合成对象与评估单元间的差异进行选择。通过选用最优半正定对称矩阵  $V$  来最小化合成的均方预测误差 (Mean Squared Predicted Error, MSPE), 从而使得合成改革地区省份尽可能接近真实改革试点省份。

## (二) 数据来源

本文中各省审计机关相关数据来源于《中国审计年鉴》, 样本期间为 2007—2018 年, 其中 2007—2015 年为试点前期, 2016—2018 年为试点后期。由于部分年份的审计机关人数缺失, 我们通过对审计机关实地走访、调研、电话咨询等方式进行数据收集, 缺失数据通过插值、回归等方法计算补齐, 较为全面地反映了各年份各省审计人员总体规模。其他未特别说明数据均来自《中国统计年鉴》和《中国劳动统计年鉴》。

## (三) 变量定义

### 1. 被解释变量

被解释变量审计质量, 借鉴黄溶冰、潘俊、张琦等的研究<sup>[17-18,9]</sup>, 采用国家审计查出主要问题金额除以完成的审计项目数来衡量。国家审计查出主要问题金额包含违规金额、损失浪费金额与管理不规范金额。该比值越大, 则表明国家审计揭露的问题越多, 审计质量越高。

根据审计工作统计办法, 审计成果、移送、决定等只能在一个审计项目中反映, 不能重复在其他审计项目中反映。人财物统一管理改革实施后, 人力资源可以统一调剂、互济余缺, 审计机关开展重大行业审计项目时不仅有省本级的在编人员, 而且有“以审代训”、抽调、借调、交流的市县级人员。因此, 人财物统一管理改革效果的衡量必须体现整体省级统筹的理念。审计成果应用全省总体的审计成果进行统计。审计人员数据包含省本级、地市级、县级审计机关的人员总和。本文采用人均审计质量作为衡量人财物统一管理改革的指标, 更能体现人财物统一管理改革后整体性“人”带来的审计质量变化, 故本文采用人均审计质量代为衡量审计质量这一被解释变量。

人均审计质量 = (全省审计机关当年查出主要问题金额 ÷ 全省当年所执行的审计项目数) ÷ 全省当年审计人员规模

### 2. 解释变量

本文选取下列变量作为可能影响地方审计机关审计质量的解释变量 (预测变量): (1) 经济发展水平, 采用 GDP 取自然对数衡量。经济发展水平越高, 审计控制效果就越好<sup>[19]</sup>。(2) 人口规模, 以各省年末常住人口取对数衡量。人口规模越大, 经济交易活动越频繁, 审计查出问题的概率越大。(3) 财政支出, 以各省一般公共预算支出取对数衡量。财政资金使用量越大, 查处违纪违规的概率越大。(4) 法制环境, 以检察机关立案数量与当地公职人员之比来衡量<sup>[20]</sup>。法制环境越好, 审计发挥的作用越大。(5) 信息化水平, 以人均电信业务量取自然对数衡量。较高的信息化水平有利于促进地方审计机关更加有效地发现查处违纪违规现象<sup>[21]</sup>。

此外, 本文借鉴 Abadie 的做法<sup>[15]</sup>, 还加入了 2009、2010、2013、2014、2015 年度的被解释变量数据作为预测变量来提高模型的拟合优度。

### 3. 描述性统计结果

表 1 报告了我国 31 个省区市 (不含港澳台) 2007—2018 年 12 年共 372 个观测值的平衡面板数据。其中人均审计质量金额为 5.38 万元, 最小值为 860.87 元, 最大值为 167.83

表 1 主要变量描述性统计

| 变量       | 省-年份<br>观测数 | 均值      | 标准差     | 最小值    | 最大值    |
|----------|-------------|---------|---------|--------|--------|
| 人均审计质量金额 | 372         | 5.38    | 15.76   | 0.086  | 167.83 |
| 审计项目     | 372         | 4552.15 | 3015.38 | 71     | 13895  |
| 审计人员     | 372         | 2888.38 | 1678.53 | 111.00 | 8454   |
| 经济发展水平   | 372         | 9.45    | 1.04    | 5.83   | 11.49  |
| 人口规模     | 372         | 8.11    | 0.85    | 5.67   | 9.34   |
| 财政支出     | 372         | 7.93    | 0.77    | 5.49   | 9.66   |
| 法制环境     | 372         | 0.032   | 0.02    | 0.0008 | 0.1029 |
| 信息化水平    | 372         | 7.34    | 0.55    | 6.32   | 9.01   |

万元。这表明我国各省审计机关的审计质量存在较大差异。此外,也可以观测到我国各省在审计项目、审计人员、经济发展水平、人口规模、财政支出、法制环境、信息化水平等方面也存在较大差异。

## 五、实证结果与分析

### (一) 合成控制组的构建

我们将7个试点省份作为处理组,其余未改革的24个省份作为控制组,通过赋予其中若干地区一个合理权重组合的方法来构建合成试点省份作为对照组。按照合成控制方法的原理,在确定相关控制地区的权重指标时,应当满足一个基本前提,即在省以下地方审计机关人财物统一管理改革试点(2015年)前合成改革省份的主要影响因素要尽可能与真实改革省份相一致,从而使两者之间均方预测误差最小化。利用stata16统计软件,使用Abadie开发的Synth程序包<sup>[15]</sup>对模型进行运行,得出估计结果。表2报告了合成贵州省权重系数。合成贵州共有4个省份按照一定比例加权构成,其中江西为权重最大省份,占比88.8%,其次分别是海南(8.3%)、北京(2.2%)、宁夏(0.7%)。

### (二) 预测变量的拟合与比较

使用Synth程序包执行模型的估计,表3给出了人财物统一管理改革试点前真实改革试点地区与合成改革地区的预测变量对比。从表3可以看出,合成贵州省在经济发展水平、人口规模、财政支出、法制环境、信息化水平等主要预测变量与真实贵州省相关数据非常接近。总体上这些影响因素的拟合值与真实值之间的差值较小,说明合成改革地区较好地拟合了2007—2015年改革试点地区的情形。

### (三) 改革效果分析

图1显示了2007—2018年改革试点地区与合成改革地区人均审计质量金额变化,通过观察2016年垂直虚线两侧真实改革试点地区与合成改革地区曲线的变化趋势可以评估人财物统一管理改革的影响效应。在2007—2015年,两条曲线的变化趋势基本一致,表明合成贵州省较好地拟合了真实贵州省的人均审计质量金额。但是,当2015年省以下地方审计机关人财物统一管理改革试点开始之后,合成改革地区与真实改革地区的人均审计质量出现了分离,真实改革试点地区2016年、2017年、2018年的人均审计质量远远高于合成改革地区,两者之间的差距反映了审计机关人财物统一管理改革试点的政策效应,即改革使得贵州省审计机关人均审计质量显著提高。

表2 合成贵州省的权重组合

| 合成地区 | 江西    | 海南    | 北京    | 宁夏    |
|------|-------|-------|-------|-------|
| 权重分配 | 0.888 | 0.083 | 0.022 | 0.007 |

表3 贵州省与合成贵州省的各变量比较

| 变量           | 真实值    | 合成值    | 差异      |
|--------------|--------|--------|---------|
| 经济发展水平       | 8.6360 | 9.1379 | 0.5020  |
| 人口规模         | 8.1679 | 8.2395 | 0.0716  |
| 财政支出         | 7.5984 | 7.6163 | 0.0179  |
| 法制环境         | 0.0284 | 0.0264 | -0.0020 |
| 信息化水平        | 6.8711 | 6.8991 | 0.0280  |
| 人均审计质量(2009) | 0.4084 | 0.6223 | 0.2139  |
| 人均审计质量(2010) | 0.9450 | 0.9194 | -0.0256 |
| 人均审计质量(2013) | 3.2202 | 3.0992 | -0.1210 |
| 人均审计质量(2014) | 1.3341 | 1.6320 | 0.2979  |
| 人均审计质量(2015) | 1.7839 | 1.7723 | -0.0115 |

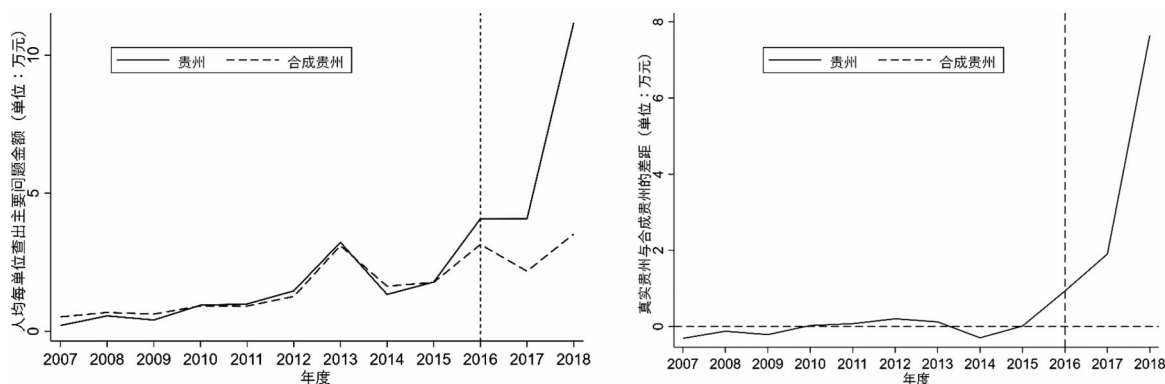


图1 贵州省与合成贵州省人均审计质量变化趋势及差距

表4进一步对改革效果进行了具体测度,列示了2007—2018年改革试点地区与合成改革地区人均审计质量的具体金额与差距。2007—2015年间两者之间的差距很小,在115元至3166元之间,但在人财物统一管理改革试点后两者差距迅速扩大,2016年、2017年、2018年的差距分别为0.93万元、1.9万元、7.65万元。2016—2018年累计人均审计质量提升了10.5万元,平均每年人均审计质量提升了3.5万元。

#### (四) 稳健性检验

##### 1. 安慰剂检验

Abadie提出了类似于虚假实验(Falsification Test)的安慰剂检验方法<sup>[15]</sup>。参考其做法,我们的基本思路是:选择一个没有进行省以下审计机关人财物统一管理改革试点的省份进行同样分析,如果发现该地区的真实值与合成值之间差距很大,并且和改革地区的情况基本一样,就表明在合成控制法下并不存在一个具有说服力的证据来证明人财物统一管理改革对改革试点地区的影响。在对人均审计质量的检验中,以两个省作为处理组构建两种极端情况进行对比:一个为合成改革地区中权重最大的省份(江西省),另一个是没有权重的省份(福建省)。

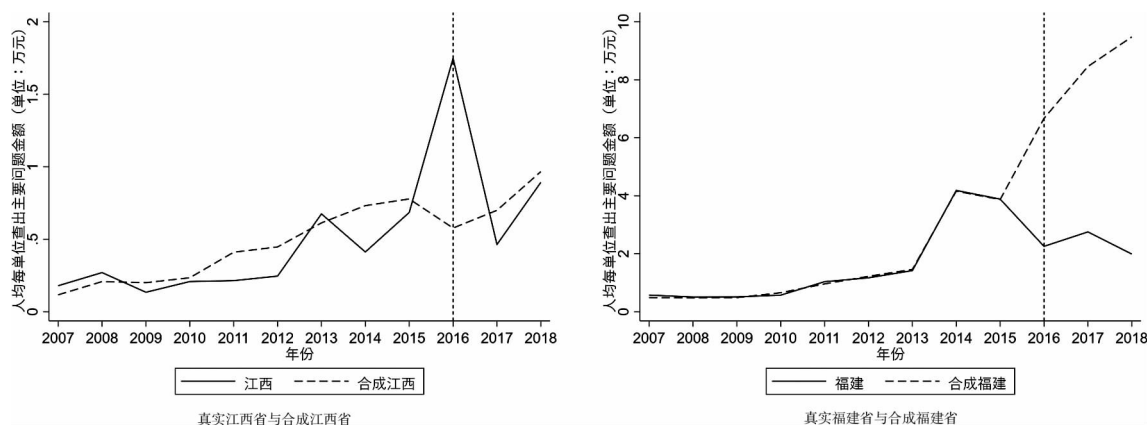


图2 变换改革试点省份的地区安慰剂检验

由图2可知,合成贵州权重最大的省份——江西省(88.8%),即与贵州省最为相似;另一个是没有权重的省份——福建省,没有权重则意味着与贵州省存在较大差异。江西省在2007—2015年人均审计质量拟合趋势一致,改革后真实值与合成值相交,呈现先上升后下降,又再上升的状态,且2017年、2018年在合成值的下方,并未出现类似贵州省那样真实值始终大于合成值的趋势,这说明改革没有显著提高江西省人均审计质量。福建省在2007—2015年人均审计质量实际值与合成值拟合趋势较好,但2015年改革后各年份人均审计质量实际值均在合成福建省对应年份数值下方。结果显示,上述两个省份没有出现2015年改革后与真实贵州省类似的一直高于合成贵州省那样明显提升的政策效果,这在一定程度上证明了人财物统一管理改革能显著提升贵州省人均审计质量,而不是其他共同偶然因素的影响。

##### 2. 排序检验

Abadie提出了一种类似于统计学中的秩检验(Rank Test)方法<sup>[15]</sup>,用以评估政策效应是否稳健和显著,该方法可以用于判断是否存在其他非改革试点省份在使用合成控制法分析之后,存在与该政策试点省份类似的结果及其概率。排序检验方法的具体操作步骤为:在控制组(未参与2015年省以下地方

表4 2007—2018年贵州省人均审计质量差距  
(单位:万元)

| 年份   | 真实贵州省   | 合成贵州省  | 两者差异    |
|------|---------|--------|---------|
| 2007 | 0.2102  | 0.5218 | -0.3116 |
| 2008 | 0.5584  | 0.6828 | -0.1244 |
| 2009 | 0.4084  | 0.6223 | -0.2139 |
| 2010 | 0.9450  | 0.9194 | 0.0256  |
| 2011 | 0.9885  | 0.9147 | 0.0738  |
| 2012 | 1.4615  | 1.2604 | 0.2011  |
| 2013 | 3.2202  | 3.0992 | 0.1210  |
| 2014 | 1.3341  | 1.6320 | -0.2979 |
| 2015 | 1.7839  | 1.7723 | 0.0115  |
| 2016 | 4.0753  | 3.1437 | 0.9316  |
| 2017 | 4.0780  | 2.1754 | 1.9026  |
| 2018 | 11.1731 | 3.5229 | 7.6502  |

审计机关人财物统一管理改革试点的 24 个地区)随机选择一个省(区、市),假设其在 2015 年也被列为人财物统一管理改革试点省(区、市),将其作为检验样本,使用合成控制法构造其合成组的人均审计质量,估计该假设情况下的政策效应。接着,比较真实进行人财物统一管理改革试点省份的政策效应与假设纳入人财物统一管理改革试点省份的政策效应差异,如果两者差异较大,则说明人财物统一管理改革试点政策对提升人均审计质量的影响显著。

需要注意的是,如果试点前合成控制估计的均方预测误差(MSPE)较大,则反映出合成控制单元与实验对象之间存在较大差异,评估结果的可靠性较低。为确保排序检验的结果,保证人财物统一管理改革试点政策推行后合成控制组省份数据对真实省份数据模拟的可靠性,需要将差异较大的省份剔除。据此,本文剔除大于贵州省 MSPE (0.1062) 2 倍值的 7 个省份后,得到 18 个省份<sup>①</sup>。

图 3 显示了 2015 年前后贵州省与其他省(区、市)的人均审计质量预测误差差异情况,在 2015 年改革后,试点地区贵州省的预测误差位于其他 17 个省市的上方。得到图 3 中黑线政策效应的可能性只有  $1/18 = 5.56\%$ ,说明人财物统一管理改革对于贵州省审计机关人均审计质量的提高在 94.44% 的置信度上是显著的。

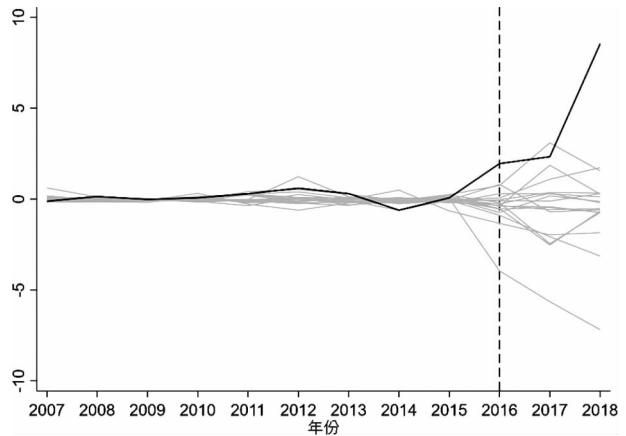


图 3 贵州省人均审计质量的排序检验差值分布

### 3. 均方预测误差比值检验

Abadie 等还提出了利用均方预测误差比值的方法来检验政策实施效果<sup>[16]</sup>。我们通过计算 25 个省份(贵州省和其他 24 个未实施人财物统一管理改革省份)2015 年改革之后 3 年(2016—2018 年)与 2015 年改革之前 9 年(2007—2015 年)预测值与真实值之间差距的平方(消除正负影响)来衡量改革效果。该比值越大,说明人财物统一管理改革对人均审计质量金额的影响效果越显著。如图 4 所示,贵州省均方预测误差比值为 258.26,仅次于福建省。但前已述及,福建省的真实值低于合成值,即改革效果为负,应予以剔除。贵州省在 25 个省份

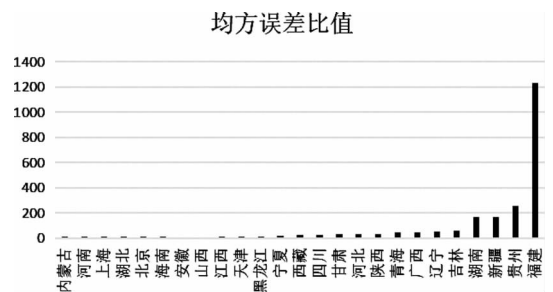


图 4 贵州省与其他 24 个未实施改革省份人均审计质量的均方误差比值

中改革效果最好,只有  $1/25$  的概率能出现类似贵州省一样的情况,其结果在 5% 的水平上显著。即使考虑初始拟合效果因素,剔除掉大于改革试点地区 2 倍 MSPE 值的省份后,仍有  $1/18$  的概率出现类似贵州省一样的情况,其结果仍然在 10% 的水平上显著。由此可以认为:人财物统一管理改革对贵州省审计机关审计质量具有显著的提升作用。

## 六、进一步研究:改革效果异质性与原因分析

### (一) 其他省份改革效果异质性分析

从地区差异性视角审视我国审计机关的审计质量可以发现,人财物统一管理改革试点主要集中在

<sup>①</sup>剔除的 7 个省份分别为西藏(409.3551)、北京(248.1876)、上海(120.5404)、宁夏(34.9414)、天津(19.2169)、海南(4.7785)、青海(1.2247)。



东部四省(山东、江苏、浙江、广东)与西部三省(云南、贵州、重庆)。东部地区与西部地区在经济、人口、制度、信息化等方面资源禀赋不同,人财物统一管理改革的实施必将对不同地区审计机关的审计质量产生差异性影响。

为进一步探讨不同试点省份的改革效果,同样地,本文继续使用合成控制法对其他6个改革试点省份进行了合成控制组的构建、改革效果评估及稳健性检验,限于篇幅未报告稳健性检验结果。表5和表6展示了其他6个改革试点地区的改革效果。从中可以看出,不同省份人财物统一管理改革后的审计质量效果存在明显差异,贵州省、山东省、江苏省、浙江省、广东省人均审计质量金额高于其对应的合成省份,说明改革起到了明显效果。重庆市人均审计质量金额2016年、2017年都低于合成重庆市,直到2018年才高于合成重庆市7.31万元,这说明重庆市的改革效果存在一定的滞后性。而真实云南省2016—2018年的人均审计质量金额都低于合成云南省,这说明云南省改革效果不明显或者囿于数据可得性导致观测时间有限,同样存在滞后效应,有待于后续进一步验证。而且,我们也发现东部地区的山东、江苏、浙江、广东四省份改革效果提升明显,而西部地区仅有贵州一个省份的改革效果提升明显,重庆市存在滞后效应,云南省的改革效果不明显。这也与其他学者的研究结论一致,即相对于中西部地区,审计机关对政府监督作用的提升在东部地区更加明显<sup>[6]</sup>。

表5 除贵州外其他6个改革试点地区与合成改革地区各变量数值

| 变量           | 山东省   |      | 江苏省   |      | 浙江省   |      | 广东省   |      | 重庆市  |      | 云南省  |      |
|--------------|-------|------|-------|------|-------|------|-------|------|------|------|------|------|
|              | 真实    | 合成   | 真实    | 合成   | 真实    | 合成   | 真实    | 合成   | 真实   | 合成   | 真实   | 合成   |
| 经济发展水平       | 10.67 | 9.99 | 10.73 | 9.84 | 10.30 | 9.75 | 10.82 | 9.85 | 9.12 | 9.11 | 9.05 | 9.51 |
| 人口规模         | 9.17  | 8.95 | 8.97  | 8.69 | 8.59  | 8.59 | 9.25  | 8.84 | 7.98 | 7.98 | 8.44 | 8.45 |
| 财政支出         | 8.44  | 8.23 | 8.61  | 7.96 | 8.17  | 8.16 | 8.73  | 8.07 | 7.60 | 7.57 | 7.89 | 7.89 |
| 法制环境         | 0.07  | 0.07 | 0.05  | 0.05 | 0.04  | 0.04 | 0.06  | 0.07 | 0.02 | 0.03 | 0.04 | 0.04 |
| 信息化水平        | 7.09  | 6.96 | 7.43  | 7.05 | 7.73  | 7.10 | 7.87  | 6.93 | 7.13 | 7.15 | 7.01 | 7.01 |
| 人均审计质量(2009) | 0.46  | 0.45 | 0.59  | 0.55 | 0.62  | 0.62 | 0.57  | 0.56 | 1.93 | 1.92 | 0.13 | 0.17 |
| 人均审计质量(2010) | 0.86  | 0.79 | 0.89  | 0.88 | 0.92  | 0.93 | 0.62  | 0.72 | 2.73 | 2.72 | 0.12 | 0.20 |
| 人均审计质量(2013) | 1.52  | 1.49 | 2.49  | 2.82 | 1.61  | 1.57 | 1.76  | 1.73 | 7.60 | 7.49 | 0.35 | 0.60 |
| 人均审计质量(2014) | 1.61  | 1.59 | 3.26  | 3.27 | 1.79  | 1.87 | 1.60  | 1.65 | 6.33 | 6.13 | 0.73 | 0.69 |
| 人均审计质量(2015) | 1.96  | 1.94 | 4.41  | 4.41 | 1.80  | 1.80 | 4.23  | 4.08 | 3.59 | 4.58 | 0.97 | 0.93 |

表6 七省市人财物管理改革后人均审计质量差距

| 变量             | 贵州省     | 广东省    | 江苏省    | 山东省     | 浙江省    | 重庆市     | 云南省     |
|----------------|---------|--------|--------|---------|--------|---------|---------|
| 人均审计质量差距(2016) | 0.9316  | 1.4079 | 0.4621 | -0.1569 | 0.0207 | -1.1783 | -0.9129 |
| 人均审计质量差距(2017) | 1.9026  | 0.8950 | 1.9124 | 0.8283  | 0.8007 | -5.0621 | -0.2364 |
| 人均审计质量差距(2018) | 7.6502  | 5.1724 | 3.4911 | 0.3588  | 0.1225 | 7.3068  | -0.5379 |
| 累计人均审计质量差距     | 10.4844 | 7.4753 | 5.8657 | 1.0302  | 0.9439 | 1.0664  | -1.6872 |
| 平均人均审计质量差距     | 3.4948  | 2.4918 | 1.9552 | 0.3434  | 0.3146 | 0.3555  | -0.5624 |

## (二) 对影响改革效果的原因分析

地处西部欠发达地区,云贵川渝四地经济、历史、文化相似,但贵州省人财物统一管理改革的提升效果不仅高于重庆市、云南省,甚至还高于东部地区改革省份,其成功经验究竟是什么?为此,通过对比各省改革制度性文件,我们发现贵州省的改革执行力度较好。本文借鉴刘德林等的做法<sup>[22]</sup>,使用合成控制法分别对影响贵州省审计质量的审计项目数量、审计人员待遇和规模等因素进行分析,即通过构建“反事实”的合成贵州省来揭示如果不进行改革其项目数量、人员待遇和规模的变化,两者的差距就是改革的效果,这也可以在一定程度上解释贵州省改革成功的原因。通过实证分析,本文认为可能的原因主要有三个:

一是贵州省审计项目安排统筹力度大。根据《审计机关审计项目计划管理指导意见》,贵州省审计

厅不仅加大对全省审计项目计划执行情况的跟踪、督察,做到按月调度、按季督查、按年考核,定期进行通报,还将项目实施情况纳入绩效考核目标,实现了审计资源整合与优化配置。人财物统一管理改革后,真实贵州省的审计项目数量从2013年的3853个降低到2018年的1363个,项目数量明显下降。而重庆市、云南省的审计项目数量却呈现显著的增长趋势,其中,重庆市审计项目数量从2012年的2803个增加至2017年的5191个,云南省审计项目数量从2012年的9465个增加至2016年的13142个,之后才呈现下降趋势。在审计项目计划中,如果统筹规划不科学,计划项目“小、散、多”、人力资源配置不合理、组织方式落后等就可能導致审计质量低下。

二是贵州省审计人员管理改革较为彻底。一方面,贵州省是7个改革试点省份中唯一彻底解决基层审计机关人员身份的省份。贵州省将履行审计监督职责的事业单位(主要是投资审计中心)人员全部采用“参公”管理,实现了真正意义上的人员“统一”管理,极大地提升了基层审计机关人员的工作积极性。另一方面,从待遇上看,通过创新财政管理方式提高了基层审计机关人员待遇。《中华人民共和国审计法》(2016)第十一条规定:“审计机关履行职责所必需的经费,应当列入财政预算,由本级人民政府予以保证”。新修订的《中华人民共和国审计法》(2021)将第十一条修改为:“审计机关履行职责所必需的经费,应当列入预算予以保证”。而贵州省在人财物管理改革时就已实现了本级财政保障体制的突破。全省各级(省、市、县)审计机关经费不再由各级人民政府保障,而是由省财政统一保障。省审计厅作为一级预算单位,市县审计机关分别作为二、三级预算单位,按要求向省财政编报部门预算,并将全省市县两级审计机关职能绩效纳入省直机关管理。审计人员年度绩效考核奖按照两个50%的标准(即省直机关50%加上当地标准50%)纳入省级财政预算保障,市县两级审计人员待遇均有不同程度的提高。根据激励理论,审计人员待遇的提升有利于提高工作积极性,从而获得较高的审计质量。

三是贵州省审计人员规模控制较为合理。根据审计全覆盖的要求,地方审计机关人少事多矛盾突出,发挥审计监督功能必须有适度规模的审计人员,完成相应的审计计划任务,但又要严禁超职数配备领导干部和超编进人,必须严格控制机构和人员编制数量,防止出现新的膨胀。贵州省在机构编制管理方面对人员规模进行了较为严格的控制,各级审计机关人员招录由省审计厅统一组织管理,市县级审计机关仍列入同级政府机构限额管理,省编办统一管理全省审计机关的机构编制,根据工作需要可以在本区域范围内统一调剂使用。贵州省审计人员规模,从2007年的1711人增加到2013年的2440人,之后调整降低至2015年的2242人,最后又增加到2018年的2425人。其人员增长较为稳定,并非盲目扩张。而云南省审计人员数量从2007年的2718人一直增加到2018年的3858人,增长近40%,人员数量增多但人均审计质量下降,这也说明了人员规模扩张可能会在一定程度上降低改革效果。

## 七、结论性评述

本文运用合成控制法,通过构造真实改革试点地区与合成改革地区对审计机关人均审计质量金额进行测度,二者的差距即为人财物统一管理改革对审计质量的影响。相比于未改革省份,改革能显著提升贵州省审计机关人均审计质量金额,2016—2018年平均每年审计机关人均审计质量金额提升了3.5万元。该结论经过安慰剂检验、排序检验、均方预测误差比值检验后仍然成立。进一步研究发现不同试点地区的改革效果存在明显差异。贵州省、山东省、江苏省、浙江省、广东省改革提升效果明显,重庆市改革效果存在一定的时滞性,云南省改革效果提升不显著。相较于其他西部地区试点省份,贵州省改革效果最为明显,其改革经验具有一定的借鉴和参考价值。

根据研究结论,结合对人财物统一管理改革试点省份的比较分析,我们认为地方审计机关人财物统一管理改革有以下几点重要启示:(1)人财物统一管理改革应考虑地区差异,不应“一刀切”。各地审计机关人、财、物等资源禀赋不均,人员规模的巨大差异必将造成改革成本的差异。在现有一级政府一级审计机关的行政型审计模式与财政保障体制下,如果全部实行统管将会给省级财政带来巨大负担,且不

同层级审计人员待遇水平有异。因此,人财物统一管理改革应考虑地区差异,因地制宜,“一刀切”的做法并不符合实际。(2)人财物统一管理改革需进一步保障审计人员待遇,提高其工作积极性。根据《关于完善审计制度若干重大问题的框架意见》规定,人财物统一管理改革审计人员待遇实行不低于现有保障水平的标准。现实情况是,某些省份仅对审计项目经费进行了统筹管理,关于审计人员的津补贴标准仍按“一地一策”执行,这在一定程度上未能充分调动基层审计人员的工作积极性。贵州省进行了大刀阔斧地改革,解决了基层审计人员身份编制难题,贵州省审计人员工资、津补贴全部由省财政统发,基层审计机关人员待遇水平得到提高,这一创新做法也为其他省份改革提供了可复制的成功经验。(3)人财物统一管理改革须进一步加强地方审计机关自身建设,提升审计资源配置效率。地方审计机关实施人财物统一管理改革,不能简单地采用增加审计人员、增加资本投入、提升规模报酬等做法,而应依靠科技强审,向信息化要资源、向大数据要效率。未来应进一步加强地方审计机关尤其是省级审计机关的统筹能力建设,从计划安排能力、时间管理能力、协调配合能力、风险应对能力等各方面提高审计资源配置效率。

### 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] 晏维龙. 国家审计理论的几个基本问题研究——基于多学科的视角[J]. 审计与经济研究,2015(1):3-16.
- [3] 董大胜. 深化审计基本理论研究 推动审计管理体制变革[J]. 审计研究,2018(2):3-6.
- [4] 江苏省审计学会课题组,葛红民. 市县审计机关发展现状、困难及对策[J]. 审计研究,2018(2):7-12.
- [5] 吴秋生,郭檬楠. 省以下地方审计机关人财物统管有效性实证研究——基于中国省市两级审计机关的证据[J]. 中国审计评论 2017(2):1-11.
- [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] 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统一管理改革为背景[J]. 财政研究,2018(10):117-129.
- [8] 叶陈刚,黄冠华,朱郭一鸣. 审计管理体制变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.
- [9] 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.
- [10] 孙宝厚. 关于全面审计质量控制若干关键问题的思考[J]. 审计研究,2008(2):3-10.
- [11] Deangelo L E. Auditor size and audit quality[J]. Journal of Accounting and Economics, 1981, 3(3):183-199.
- [12] 周维培. “审计入宪”的演变路径及意义[J]. 审计与经济研究,2017(4):1-7.
- [13] 宋夏云. 中国国家审计独立性的损害因素及控制机制研究——基于246位专家调查的初步证据[J]. 审计研究,2007(1):24-29.
- [14] 马轶群. 国家审计质量的区域差异性研究——基于动态面板的系统广义矩估计检验[J]. 当代财经,2014(11):119-128.
- [15] Abadie A. The economic costs of conflict: A case control study for the basque country, American economic review[J]. General Information, 2003, 93(1):113-132.
- [16] Abadie A, Diamond A, Hainmueller J. Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California's tobacco control program[J]. Publications of the American Statistical Association, 2010, 105(490):493-505.
- [17] 黄溶冰. 审计处理、审计整改与财政收支违规行为[J]. 财经理论与实践,2017(2):81-86.
- [18] 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.
- [19] 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.
- [20] 周黎安,陶婧. 政府规模、市场化与地区腐败问题研究[J]. 经济研究,2009(1):57-69.
- [21] 张鼎祖,刘爱东. 制度环境、政府间竞争与地方审计机关效率——基于省际面板数据的空间计量分析[J]. 会计研究,2015(3):87-93.
- [22] 刘德林,周冬. 大数据产业发展与地方经济增长[J]. 统计与决策,2021(19):102-105.

[责任编辑:黄燕]

(下转第90页)