

# 审计独立、威慑效应与财政信息公开

魏涛<sup>1,2</sup>, 李成<sup>1,2</sup>, 胡凯<sup>3</sup>

(1. 湖北经济学院 财政与公共管理学院, 湖北 武汉 430205;

2. 湖北地方税收研究中心, 湖北 武汉 430205; 3. 中南民族大学 经济学院, 湖北 武汉 430074)

**[摘要]** 审计独立是国家审计发挥预防、揭示、抵御等“免疫系统”功能的必要条件, 国家审计是推动地方财政信息公开, 实现地方治理现代化的重要路径。构建一个审计部门与地方政府的 Stackelberg 博弈模型分析审计独立对地方政府财政信息公开行为的影响, 在此基础上, 利用审计机关人财物省级统管“准自然实验”和 2013—2020 年 295 个城市的面板数据, 采用双重差分法进行实证检验。研究发现: 审计独立显著提升了地方财政透明度; 对于市场化程度高、自然资源依赖程度低和财政自主度高的城市, 审计独立对财政透明度的改善效应更显著; 审计独立推动地方财政信息公开主要通过威慑效应体现。进一步分析还表明, 审计独立在提升财政透明度方面还存在地区间横向收敛效应和审计监督与社会监督协同效应。研究为我国推进审计管理体制提高国家审计独立性提供证据支撑, 为推动地方财政信息公开提供了新的改革着力点。

**[关键词]** 国家审计; 审计独立; 威慑效应; 财政透明; 审计机关; 国家治理

**[中图分类号]** F239; F812 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2023)04-0032-12

## 一、引言

地方治理是国家治理的重要组成部分, 财政信息公开是实现地方治理现代化的重要路径。财政信息公开有利于缓解信息不对称, 限制公权力滥用, 减少行政腐败, 强化对政府的问责约束, 提高财政资金使用的合法性、规范性与有效性<sup>[1-3]</sup>。财政信息公开要求政府及时、完整、可靠地向公众公开收入来源、支出去向和公共资产管理等信息<sup>[4-6]</sup>。在我国推进现代财政制度建设的进程中, 随着财政公开透明的重要性逐渐显现, 中央政府对财政信息公开也日益重视。自 2008 年《政府信息公开条例》颁布实施以来, 我国先后出台一系列法律法规推动财政信息公开, 财政信息公开内容不断细化, 公开范围也不断地扩大, 我国财政信息公开取得显著成效。根据《中国财政透明度报告》, 省级政府财政透明度平均得分从 2009 年的 21.71 分提高到 2017 年的 53.52 分<sup>[7]</sup>, 根据《中国市级政府财政透明度研究报告》, 地级市财政透明度平均得分从 2013 年的 23.41 分提高到 2019 年的 53.29 分。

虽然我国财政信息公开取得了显著成效, 但总体上仍处于较为落后的水平。我国省级和市级财政透明度得分均在 50 分左右, 这表明省级和市级政府一半以上的财政信息处于封闭、闲置状态, 未被公众有效地监督、利用<sup>[8]</sup>。从城市财政透明度得分来看, 2019 年我国 295 个地级与地级以上城市中, 财政透明度得分 60 分以上仅有 118 个, 占地级及以上城市的 40%。造成我国财政透明度较低的原因主要有两个方面: 一是我国财政信息公开存在一些制度障碍。2015 年开始实施的新《预算法》虽然在法律上首次明确提出建立公开透明的预算制度, 但相关规定过于笼统, 很难对行政部门形成强有力的约束, 而 2010 年新修订《保密法》的有些规定对财政信息公开有一定阻碍作用<sup>[9]</sup>; 二是地方官员缺乏提升财政透明度的激励。一方面, 虽然 2016 年, 财政部在《关于切实做好地方预决算公开工作的通知》中规定“各省、各地区可将预决算公开情况纳入地方官员的绩效考核体系中”, 但模糊、缺乏可操作性的财政透明度指标无法对地方官员产生足够有效的政治激励<sup>[8]</sup>。另一方面, 地方政府基于声誉效应的财政信息公开动机和基于风险效应的隐藏动机决定地方财政信息公开往往参照邻近省份, 导致财

**[收稿日期]** 2023-03-03

**[基金项目]** 国家社会科学基金项目(21BGL268)

**[作者简介]** 魏涛(1979—), 男, 湖北公安人, 湖北经济学院财政与公共管理学院教授, 硕士生导师, 博士, 湖北经济学院营商环境研究中心副主任, 湖北地方税收研究中心研究员, 从事财税理论与营商环境研究, E-mail: weitao@hbue.edu.cn; 李成(1981—), 男, 湖北武汉人, 湖北经济学院财政与公共管理学院讲师, 博士, 湖北地方税收研究中心研究员, 从事财税政策研究, E-mail: licheng@hbue.edu.cn; 胡凯(1975—), 男, 湖北天门人, 中南民族大学经济学院教授, 硕士生导师, 通讯作者, 博士, 从事经济学、审计理论研究, E-mail: hukaieco@126.com。

政信息公开原地踏步走向“低水平陷阱”<sup>[10]</sup>。李敬涛和陈志斌的研究结果<sup>[11]</sup>表明财政透明不仅未能产生应有的问责约束效应,还成为市级政府粉饰经济绩效、掩饰社会责任的工具。

国家审计是推动财政信息公开、提升国家治理能力的重要力量。研究审计与公司信息透明度的经验证据表明,外部治理机制是影响上市公司会计透明度的主导因素,第三方审计能够显著提高公司会计透明度<sup>[12-14]</sup>。与私人部门类似,国家审计一方面可以保证财政信息公开的真实性,另一方面可以强化对地方政府的问责,形成推动地方官员提升财政透明度的有效政治激励<sup>[15]</sup>。实证研究也表明,国家审计对财政透明度的提高起着重要的促进和保证作用<sup>[16]</sup>。国家审计主要是通过硬约束和强问责机制威慑违规支出行为,提升地方的财政透明度<sup>[17]</sup>,其独立性、“免疫”功能和审计结果公告能力在促进政府预算透明度提升方面可以发挥积极的治理效应<sup>[18]</sup>。因此,对审计机构进行改革,增强其独立性和权威性,可以对政府财政透明度提升起到实质性作用<sup>[19]</sup>。

## 二、制度背景与理论模型

### (一) 制度背景

独立性是现代审计制度的基石<sup>[20]</sup>,是国家审计能否发挥揭示、预防和抵御等“免疫系统”功能的重要影响因素。我国地方审计机关长期采用双重领导体制,在人财物管理上都受到同级地方政府的制约,这在一定程度上影响其独立性与权威性<sup>[21]</sup>,不利于充分发挥国家审计功能。为了提高地方审计机关的独立性和权威性,党中央、国务院于2015年出台《关于完善审计制度若干重大问题的框架意见》,选择山东、江苏、浙江、广东、贵州、云南、重庆7省市开展省以下审计体制改革。具体改革措施包括:第一,改革省以下审计机关人事管理体制。市地级审计机关正职由省级党委(党委组织部)管理,省级编制管理部门统一管理本地区审计机关的机构编制,地方审计人员由省级统一招录。第二,改进经费和资产管理制度。地方审计机关的经费预算、资产由省级或者委托市地、县有关部门管理,其标准不得低于现有水平。第三,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。省以下审计机关人财物统一管理强化省级政府对审计机关的管理,切断了省以下同级地方政府对审计机关人财物的控制,为省以下审计机关独立开展审计活动提供了制度保障。这一改革有利于整合审计资源,提升审计效率,更好地发挥地方审计机关的审计功能<sup>[22]</sup>,也必然会影响地方政府行为,对提升地方财政透明度产生深远影响。

### (二) 理论模型

作为一种制度安排的国家审计具有内生性的威慑作用,其威慑作用源于审计对象对审计活动可能后果的认知<sup>[23]</sup>。审计机关和审计对象基于“共同知识”开展博弈,其博弈均衡具有抗干扰和自我强制的性质。这种强制带来的威慑作用取决于审计机关的独立性,通常而言,如果审计机关由审计对象聘用并支付相应的报酬,则审计的独立性就会受到质疑<sup>[24]</sup>,独立性的缺失以及由此形成的审计机关与审计对象的“合谋”会导致审计威慑作用的消解。

国家审计通过真实反馈地方财政收支规范地方财政行为。如果一个地方的财政透明度不高,往往意味着其财政收支不规范的可能性较大,这将会引起审计部门的关注,并相应地提高审计强度。地方政府在决定其财政透明度时,也会考虑审计部门的审计强度对其财政透明度的反应,因此地方政府会根据审计部门的最优审计强度选择做出最优的财政透明度决策。审计部门审计强度选择与地方政府财政透明度选择之间的策略互动可以视为 Stackelberg 博弈:首先,审计部门观察地方财政透明度程度,做出最优的审计工作强度决策;其次,地方政府基于审计部门审计工作强度,做出最优财政透明度选择。省以下审计体制改革后,地方审计部门的独立性显著提升,从而有助于强化审计工作对地方财政透明度的影响。

#### 1. 审计部门最优审计强度决策

如果一个地方的财政透明度较低,其财政收支违规概率更高,那么对其财政收支开展审计监督就更有必要,审计工作往往更有成效。因此,审计工作的成效不仅取决于审计强度,还取决于地方财政透明度。当然,这并不是说审计工作信息的获取依赖于财政部门所公开的信息,审计工作成效取决于地方财政透明度是因为地方财政透明度往往是财政收支合规程度的一种信号,而国家审计的基本内容是监督财政收支的真实、合法和效益情况<sup>[25]</sup>。另外,审计的实施也会产生成本,而且这一成本往往会随着审计强度的提高而更大幅度地递增。基于这一事实,模型将审计部门的最优审计强度决策问题表示如下:

$$\max_{\theta} M = a\theta^{\alpha}\delta^{-\beta} - b\theta^2 \quad (1)$$

其中  $M$  表示审计工作的净成效,  $\theta$  表示审计强度,  $\delta$  表示地方财政透明度,  $a$  表示地方审计部门的独立性, 审计部门的独立性越高, 审计工作的结果就越有可能发挥应有的作用, 而不至于被“内部消化”。 $b\theta^2$  表示审计成本, 参数  $0 < \alpha \leq 1, 0 < \beta \leq 1, b > 0$ 。尽管增加审计强度能够提高审计工作的成效, 但是也会带来更高的审计成本, 为了最大化审计工作的净成效, 审计强度  $\theta$  必须满足以下一阶条件:

$$\alpha a \theta^{\alpha-1} \delta^{-\beta} - 2b\theta = 0 \quad (2)$$

通过求解一阶条件, 可以得到审计部门的最优审计强度表达式:

$$\theta^* = \left( \frac{2b\delta^{\beta}}{\alpha a} \right)^{\frac{1}{\alpha-2}} \quad (3)$$

分析(3)式发现, 由于参数  $0 < \alpha \leq 1$ , 因此  $\partial \theta^* / \partial \delta < 0$ , 也就是说, 财政透明度  $\delta$  越低, 审计部门的最优审计强度  $\theta^*$  越高。

### 2. 地方政府最优财政透明度决策

财政透明度体现了地方政府愿意让社会公众知晓其财政收支行为的程度, 提高财政透明度就意味着地方政府财政收支行为为自由裁量空间的缩小。缺乏约束的财政收支行为会引发财政资金使用效率低下、支出偏向于地方政府官员的个人偏好甚至腐败等问题, 为了规范地方财政收支行为, 较低的财政透明度往往更有可能引致较高的审计强度。面对审计工作所反馈的问题, 地方政府必须予以整改, 并承担相应的整改成本甚至处罚。因此, 地方政府会权衡不同财政透明度所导致的利弊得失, 做出最优的财政透明度决策。模型将地方政府最优财政透明度决策问题表示如下:

$$\min_{\delta} H = e\theta^{\eta} + s\delta \quad (4)$$

其中,  $H$  表示地方政府选择某一财政透明度的成本或“损失”, 参数  $0 < \eta \leq 1$ 。尽管较高的财政透明度  $\delta$  约束了地方政府财政收支行为的自由裁量权, 在某些方面让地方政府“遭受了一些损失”, (4)式中的参数  $s (> 0)$  度量了财政透明度  $\delta$  的提高而让地方政府“遭受的边际损失”; 但是财政透明度的提高会降低审计强度  $\theta$ , 从而避免整改成本与处罚, 参数  $e (> 0)$  度量了审计工作所反馈的违规财政收支行为的整改成本与处罚。地方政府基于以往经历, 能够对审计强度  $\theta$  做出理性预期, 因此, 代入审计部门的最优审计强度  $\theta^*$  的表达式, 地方政府最优财政透明度决策问题可以表示如下:

$$\min_{\delta} H = e \left( \frac{2b\delta^{\beta}}{\alpha a} \right)^{\frac{\eta}{\alpha-2}} + s\delta \quad (5)$$

为了最小化与财政透明度  $\delta$  有关的成本或“损失”, 财政透明度  $\delta$  必须满足以下一阶条件:

$$\frac{\eta}{\alpha-2} \frac{2b}{\alpha a} \beta e \left( \frac{2b\delta^{\beta}}{\alpha a} \right)^{\frac{\eta-\alpha+2}{\alpha-2}} + \delta^{\beta-1} + s = 0 \quad (6)$$

通过求解一阶条件, 可以得到地方政府最优财政透明度的表达式:

$$\delta^* = \left[ \frac{(2-\alpha)s}{\beta\eta e} \right]^{\frac{\alpha-2}{\beta\eta-\alpha+2}} \times \left( \frac{\alpha a}{2b} \right)^{\frac{\eta}{\beta\eta-\alpha+2}} \quad (7)$$

引理: 通过分析审计部门的最优审计强度行为发现, 地方财政透明度越低, 审计部门最优审计强度越高; 在对最优审计强度进行理性预期的基础上, 地方政府最优财政透明度选择取决于地方审计部门独立性这一外生制度变量。

### 3. 比较静态分析

审计部门审计行为与地方政府信息公开行为相互影响。本文利用上述模型分析发现, 在审计部门的审计强度选择与地方政府财政透明度选择之间的策略互动所形成的 Stackelberg 博弈均衡中, 地方政府所作出的最优财政透明度选择取决于审计部门独立性这一外生制度变量。

我国于 2015 年进行的国家审计体制改革试点显著增强了省以下审计部门的独立性。当这个外生的制度冲击发生以后, 地方政府的最优财政透明度选择一定也会发生相应的调整。在上述模型分析所形成的 Stackelberg 博弈均衡基础上, 对地方政府最优财政透明度  $\delta^*$  关于审计部门的独立性程度  $a$  进行比较静态分析可以得知:

$$\frac{\partial \delta^*}{\partial a} = \frac{\eta}{\beta\eta - \alpha + 2} \left[ \frac{(2 - \alpha)s}{\beta\eta e} \right]^{\frac{\alpha-2}{\beta\eta - \alpha + 2}} \times \left( \frac{a}{2b} \right)^{\frac{\eta}{\beta\eta - \alpha + 2}} \times a^{\frac{\eta - \eta\beta + \alpha - 2}{\beta\eta - \alpha + 2}} \quad (8)$$

分析(8)时发现,由于参数  $0 < \alpha \leq 1$ ,因此  $\partial \delta^* / \partial a > 0$ ,这意味着,审计部门独立性的提高有助于改善地方财政透明度。

命题:基于审计部门审计强度选择与地方政府财政透明度选择之间策略互动所形成的 Stackelberg 博弈均衡所进行的比较静态分析发现,地方审计部门独立性的提高促进了财政信息公开的威慑效应,从而有助于改善地方财政透明度。

### 三、实证研究设计

#### (一) 计量模型

2015 年国家审计体制改革切断了地市一级地方政府对审计机关人财物的控制,增强了省以下审计机关的独立性,必然会对地市一级政府的财政信息公开行为产生影响。本文以 2015 年省以下审计机关人财物统一管理作为准自然实验,采用双重差分法,识别国家审计改革与财政透明度提升之间的因果关系。在控制城市固定效应和年度固定效应的基础上,将试点城市设置为处理组,非试点城市设置为对照组。计量模型如下:

$$f_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{treat}_i \times \text{post}_t + \beta_2 X_{i,t} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

被解释变量  $f_{i,t}$  为政府财政透明度测度指标。解释变量中,  $\text{treat}_i$  为城市虚拟变量,  $\text{post}_t$  为时间虚拟变量,  $X_{i,t}$  为一系列控制变量,主要控制城市的经济社会特征、官员特征和审计能力。  $\delta_i$  为城市固定效应,  $\gamma_t$  为年度固定效应,  $\varepsilon_{i,t}$  为误差项。

#### (二) 变量选择与数据来源

##### 1. 被解释变量

财政透明度是度量地方财政信息公开行为的结果指标。目前,国内评估财政透明度的指标主要有 2 个,一个是上海财经大学公共政策研究中心发布的《中国财政透明度报告》,该报告评估省级政府财政透明度;另一个是清华大学公共管理学院发布的《中国市级政府财政透明度研究报告》,该报告评估地级市财政透明度。上述 2 个财政透明度指标都具有较强的客观性和合理性,是当前国内研究财政透明度文献所使用的主要指标。结合本文研究需要,选取城市财政透明度指标作为被解释变量,用于分析国家审计改革对财政信息公开的影响。

清华大学公共管理学院从 2012 年开始发布《中国市级政府财政透明度研究报告》,当年仅评估了 81 个城市的财政透明度,2013 年扩展到全国所有地级市和 4 个直辖市。《中国市级政府财政透明度研究报告》从机构设置、预算与执行、政府性债务与三公经费等财政信息、对地级市的财政透明情况进行评分。由于该报告不同年份的财政透明度评估标准和总分有差异,我们对不同年份的财政透明度评分统一按百分制计算,共获得 2013—2020 年 295 个城市的财政透明度评分。

##### 2. 解释变量

解释变量中,  $\text{treat}_i$  是指城市是否属于试点省份的城市,是为 1,否则为 0。从试点城市来看,既有广东、浙江、江苏、山东等发达地区的城市,也有云南、贵州等欠发达地区的城市,还有重庆这样的直辖市,可以看出,试点城市具有良好的空间代表性。从政策试点来看,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》及相关配套文件。2016 年 7 月至 8 月,七个试点省市陆续出台了审计机关人财物管理体制改革的试点实施方案及配套文件,因此,本文将国家审计管理体制改革的试点政策发生作用的时间节点设置为 2016 年,即 2016 年及以后,时间虚拟变量  $\text{post}_t$  为 1,否则为 0。

##### 3. 控制变量

已有研究表明,经济发展、财政状况、公民受教育程度、资源依赖程度、官员特征和审计能力是影响财政透明度的重要因素<sup>[25-26]</sup>,为了控制上述因素对因变量的影响,本文将控制变量分为三组,第一组为经济社会特征控制变量,包括人均 GDP ( $\text{pgdp}$ )、产业结构 ( $\text{industry}$ , 第二产业增加值占 GDP 比重)、外商实际投资额 ( $\text{fdi}$ , 实际使用外资金额/GDP)、地区人力资本水平 ( $\text{hc}$ , 本专科以上人口占常住人口比重)、财政自主度 ( $\text{fa}$ , 财政收入/财政支出)、城镇登记失业率 ( $\text{ur}$ )、职工平均工资 ( $\text{wage}$ )、地区消费水平 ( $\text{trscg}$ , 社会消费品零售总额/GDP)、资源依赖程度 ( $\text{resdp}$ , 采掘业从业人员数/全体从业人员数)、公共部门规模 ( $\text{sps}$ , 公共管理和社会组织从业人员数/

人口数)和互联网用户数(*ui*)。第二组控制变量主要控制城市官员特征,主要包括市长来源(*szlocal*,本地还是调任,本地为1,调任为0)、市长年龄(*szage*)、市长受教育水平(*szedu*,本科及以下为0,以上为1)。第三组控制变量为审计特征控制变量,用审计机关实有人数(*staff*)和完成审计项目数(*object*)度量地区审计机关审计能力。第一组控制变量的数据均来自EPS数据库,第二组控制变量来源于人民网地方领导资料库和中国经济网地方党政领导人库等网站公开资料,第三组控制变量的数据来自《中国审计年鉴》。

由于《中国市级政府财政透明度报告》的某一年的评分实际上主要评估的是上一年的财政信息公开情况<sup>①</sup>,为了避免内生性,所有非审计控制变量均使用滞后一期的数据。由于《中国审计年鉴》只更新到2018年,审计相关控制变量使用滞后两期的数据。

#### 四、实证结果分析

##### (一)描述性统计

从主要变量的描述性统计结果(见表1)来看,我国城市财政透明度评分均值为43.64,最小值为0,最大值为92.15。纵向来看,2013—2020年,地级及地级以上城市财政透明度得分持续提高,表明地方财政信息公开成效显著。横向来看,不同城市在财政信息公开方面还存在较大的差异,从2020年得分情况来看,烟台市总分92.15位列全国第一,而排名最后的巴彦淖尔市得分仅为10分,得分在60分以下的城市有126个,占全部城市的比重为43%。*treat*的均值为0.26,表明26%的城市受到了国家审计管理体制改革的冲击影响,*post*的均值为0.45,表明2016年之后年份的样本占45%。*treat*和*post*的统计特征表明,分布于不同群组(改革前VS改革后,对照组VS实验组)的样本相对均衡,适宜采用双重差分法进行分析。

##### (二)基准回归结果

本文基准回归采用双向固定效应,控制城市固定效应和年份固定效应,并逐步加入三组控制变量进行分析,基准回归结果见表2。第(1)列不加入任何控制变量,仅加入城市固定效应和年份固定效应,*treat*×*post*的系数在1%水平显著为正。第(2)列至第(4)列逐步加入经济社会特征、官员特征和审计特征变量,*treat*×*post*的系数依然在1%水平显著为正,加入所有控制变量后,*treat*×*post*系数为6.556,表明在控制经济社会特征、官员特征和审计特征以及年度和城市固定效应情况下,相对于非试点城市,审计机关人财物省级统管改革可以使试点城市的财政透明度得分平均提高15.02%(6.556/43.64),基准回归结果初步验证了理论分析部分提出的引理,即审计独立对提升财政透明度有显著的正向影响。

控制变量回归结果显示,经济特征控制变量的系数均不显著,可能的原因是经济发展与财政透明度之间存在双向因果<sup>[27]</sup>。财政自主度(*fa*)、地方人力资本水平(*hc*)以及职工平均工资(*wage*)、社会消费品零售总额(*trscg*)和互联网用户数(*lnui*)等控制变量的回归系数显著为正,表明上述因素对提升城市财政透明度有正向影响,这也进一步验证了已有的研究结果<sup>[28]</sup>。地方资源依赖程度(*resdp*)的回归系数显著为负,与已有的研究结论一致,表明地方财政透明度存在“资源诅咒”效应<sup>[29-30]</sup>。已有研究结果表明,官员特征会对财政透明产生影响,中央调任官员会对财政信息公开产生积极影响,而本地官员对财政透明度提升没有显著影响,同时,官员年龄与

表1 主要变量描述性统计

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	中值	最大值
<i>fi</i>	2345	43.64	20.88	0	44.77	92.15
<i>treat</i>	3245	0.26	0.439	0	0	1
<i>post</i>	3245	0.45	0.498	0	0	1
<i>pgdp</i>	2654	5.10	3.113	0.646	4.213	21.549
<i>industry</i>	2654	46.58	10.85	10.6	47.3	89.3
<i>fdi</i>	2654	0.02	0.018	0	0.011	0.198
<i>hc</i>	2604	1.73	2.011	0.005	1.004	12.764
<i>fa</i>	2654	0.45	0.224	0.04	0.418	1.106
<i>ur</i>	2597	3.05	0.769	0.39	3.1	8.3
<i>wage</i>	2607	5.55	1.816	0.496	5.319	17.32
<i>trscg</i>	2654	0.38	0.112	0.026	0.376	0.996
<i>resdp</i>	2615	0.05	0.088	0	0.012	0.563
<i>sps</i>	2622	0.01	0.007	0	0.011	0.082
<i>lnui</i>	2605	4.13	0.959	0.693	4.06	7.224
<i>szlocal</i>	2065	0.92	0.276	0	1	1
<i>szage</i>	2065	51.63	3.613	38	52	64
<i>szedu</i>	2065	0.61	0.488	0	1	1
<i>lnstaff</i>	2302	4.06	0.488	2.079	4.007	6.746
<i>lnobject</i>	2327	5.90	0.781	2.639	5.881	8.792

①例如,《2019年中国市级政府财政透明度报告》的评价指标体系包括4个部分:(1)机构设置部分;(2)市级政府预算与预算执行情况,包括2018年预算执行情况报告、2019年预算草案以及2019年部门预算情况;(3)其他重要的财政信息,包括政府性债务、三公经费、产业投资基金、PPP、大额专项资金及重点项目、政府采购公开、地方投资公司、事业单位预算公开以及预算编制说明五大部分,同时考察2018年和2019年的信息公开情况;(4)三大原则,包括了一站式服务、全口径、用户友好这三大原则的重要性。

财政透明度负相关,硕士学历以上官员更倾向于提升财政透明,本文的研究结果显示,来源于本地的官员对财政透明度有显著的负向影响,而官员的年龄和学历对财政透明度有显著的正向效应。

(三)稳健性检验

1. 平行趋势和动态效应检验

符合平行趋势假定是采用双重差分法的基本前提,平行趋势假定要求处理组和控制组的被解释变量在试点政策出台前具有共同趋势特征,为了验证采用双重差分模型的合理性,本文构建如下模型检验动态效应:

$$f_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_t \sum_{t=2013}^{2020} treat_i \times yeart_t + \alpha_2 X_{i,t} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

其中,  $treat_i$  为试点城市虚拟变量,  $yeart_t$  为年份虚拟变量,当年为 1, 否则为 0,  $\alpha_t$  为 2013—2020 年的估计系数,其他变量同式(9)。图 1 为 90% 置信区间下,审计机关人财物省级统管改革的动态效应检验结果,结果发现,  $\alpha_t$  的回归系数在 2013—2015 年均不显著,满足平行趋势假设,即处理组和控制组的财政透明度变动趋势在改革前保持一致。  $\alpha_t$  的回归系数在 2016 年以后均显著为正,表明审计独立对财政透明度的提升具有持续影响。

2. 安慰剂检验

为了排除其他因素对试点城市选择的影响,确保本文的结论是由审计机关人财物省级统管改革所引致,本文随机选择处理组城市进行安慰剂检验。由于审计机关人财物省级统管改革涉及 77 个城市,因此,安慰剂检验每次随机抽取 77 个城市。具体而言,本文在所有 295 个城市中进行 1000 次抽样,每次抽样随机选择 77 个城市作为虚拟实验组,其余 218 个城市作为对照组按照模型(9)进行回归,图 2 报告了安慰剂检验的结果,可以发现交乘项的系数大多集中在 0 附近,且绝大部分 p 值都在 0.1 以上,说明审计机关人财物省级统管改革在这 1000 次随机抽样中均没有显著效果,表明审计独立对财政透明度的影响与其他未知因素的因果关系不大。

3. 剔除部分样本

基准回归涵盖了全国 295 个地级及以上的城市,包括 4 个直辖市,这些城市行政层级、政治地位和财政体制特征都存在差异,从而影响回归结果的稳健性。本文首先删除缺失值比较多的西藏、海南、新疆、青海等省的城市样本(表 3 第 1 列),其次剔除 4 个直辖市的样本(表 3 第 2 列),考虑到计划单列市与其他地级市在财政体制上存在差异,进一步剔除大连、青岛、宁波、厦门和深圳 5 个计划单列市的样本(表 3 第 3 列)。最后,考虑到省会城市的

表 2 审计独立影响财政透明度的基准回归结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>treat × post</i>	8.281 *** (7.653)	5.271 *** (4.593)	5.075 *** (4.040)	6.556 *** (4.727)
<i>pgdp</i>		-0.333 (-1.077)	-0.489 (-1.430)	-0.465 (-1.057)
<i>industry</i>		0.0784 (1.185)	0.0924 (1.265)	0.215 ** (2.194)
<i>fdi</i>		-6.590 (-0.248)	-6.667 (-0.229)	-16.15 (-0.478)
<i>hc</i>		0.751 ** (2.124)	0.766 ** (2.007)	0.640 (1.273)
<i>fa</i>		11.71 ** (2.571)	13.11 *** (2.602)	10.53 * (1.669)
<i>ur</i>		1.036 (1.532)	0.863 (1.101)	1.127 (1.161)
<i>wage</i>		1.833 *** (3.305)	1.450 ** (2.364)	1.238 (1.580)
<i>trscg</i>		10.49 ** (2.024)	10.41 * (1.861)	13.20 * (1.661)
<i>resdp</i>		-15.90 ** (-2.040)	-18.73 ** (-2.123)	-21.55 * (-1.923)
<i>sps</i>		-145.2 (-1.375)	-101.4 (-0.865)	-61.89 (-0.388)
<i>lnui</i>		1.762 ** (1.999)	1.659 * (1.685)	2.265 * (1.843)
<i>szlocal</i>			-3.793 ** (-2.352)	-3.410 * (-1.839)
<i>szage</i>			0.336 ** (2.431)	0.458 *** (2.837)
<i>szedu</i>			1.098 (1.152)	1.937 * (1.754)
<i>lnstaff</i>				0.702 (0.192)
<i>lnobject</i>				-1.312 (-1.006)
<i>Constant</i>	17.75 *** (20.93)	-9.568 (-1.626)	-7.853 (-0.845)	-18.14 (-0.874)
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
Observations	2345	2264	1983	1668
R <sup>2</sup>	0.475	0.501	0.325	0.251

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平显著,括号内数字为基于稳健标准误计算的t统计量,YES表示控制了该效应,下表同。

表 3 剔除部分样本后的回归结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>treat × post</i>	6.421 *** (4.577)	6.157 *** (4.360)	5.797 *** (4.043)	6.081 *** (3.947)
<i>Constant</i>	-17.31 (-0.815)	-19.37 (-0.906)	-9.820 (-0.454)	-0.222 (-0.00991)
控制变量	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
Observations	1626	1603	1573	1442
R <sup>2</sup>	0.253	0.253	0.252	0.256

最后,考虑到省会城市的

特殊性<sup>①</sup>,剔除省会城市样本(表3第4列)。从回归结果来看,分别剔除上述样本后,交乘项的系数与基准回归交乘项的系数相比差异不大,且均在1%水平显著,表明样本选择不影响基准回归结果的稳健性。

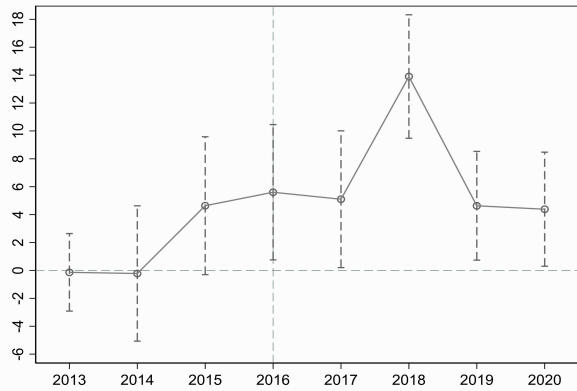


图1 平行趋势和动态效应检验结果

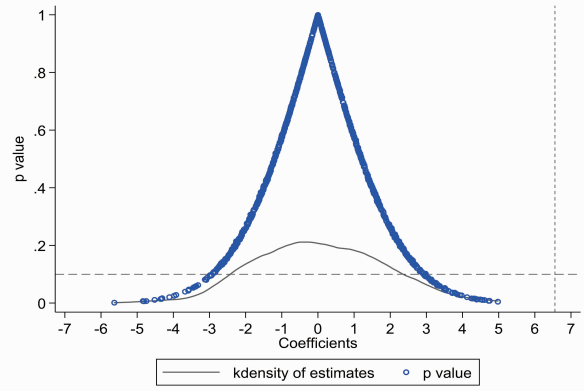


图2 安慰剂检验结果

#### 4. PSM-DID 估计

审计机关人财物省级统管改革以省级为单位进行试点,这意味着一旦某一个省成为试点省份,其辖区内所有城市均为试点城市。从空间分布来看,试点省市同时包括东中西部省份,从经济特征来看,试点城市既有经济发达的沿海城市,也有经济相对不发达的内陆城市,可以看出,该项改革的试点城市选择具有一定的随机性。为了稳健起见,本文采用倾向匹配得分法(PSM)进行双重差分估计,以消除可能存在的选择偏差带来的内生性问题。

本文以经济社会和财政特征控制变量为基础匹配变量,采用卡尺最近邻匹配,对处理组和控制组的城市进行匹配,表4给出了PSM-DID的回归结果,第(1)列为匹配后的基准回归结果,第(2)列是使用权重不为空样本进行回归的结果,第(3)列是使用满足共同支撑假设样本进行回归的结果,第(4)列是考虑样本重要性的频数加权回归结果。可以看到,交乘项的系数在4个回归中均在1%水平显著为正,其余控制变量的系数也符合预期,这说明当考虑到选择偏差问题后,基准回归结果依旧稳健。

表4 PSM-DID 回归结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>treat × post</i>	6.556*** (4.727)	11.20*** (3.923)	6.505*** (4.658)	10.81*** (7.211)
<i>Constant</i>	-18.14 (-0.874)	-21.72 (-0.366)	-8.713 (-0.413)	-46.05 (-1.530)
控制变量	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
Observations	1668	388	1651	1076
R <sup>2</sup>	0.251	0.642	0.501	0.789

#### (四) 异质性分析

我国地方政府在发展理念、政府与市场关系、财政体制等方面存在较大的差异,上述差异可能导致国家审计独立性提升在推动地方财政信息公开方面存在异质性影响,即在不同约束条件下,面对审计机关独立性提升,地方政府在财政信息公开方面可能会做出不同反应。

##### 1. 市场化程度的异质性影响

长期以来,我国地区之间的市场化程度存在显著差异,这种差异不仅没有收敛,反而呈现出不断扩大的趋势<sup>[31]</sup>。已有研究表明,地区之间的市场化进程对财政透明度产生了异质性影响<sup>[32]</sup>。本文采用樊纲等编制的市场化指数来验证市场化进程对审计机关人财物省级统管改革的异质性影响,具体而言,对所有省市的市场化指数取平均值,将高于均值的省市设定为市场化程度高的地区,低于均值的省市设为市场化程度低的地区,分组回归的结果显示,在市场化程度高的地区,审计机关人财物省级统管改革显著提升了财政透明度(表5第1列),而在市场化程度低的地区,这一改革的效应并不显著(表5第2列)。一个可能的解释是,地方政府财政信息公开行为更多由外部压力驱动,市场化程度高的地区,地方政府面临更强的外部约束,在审计体制改革的推动下,市

<sup>①</sup>我国省会城市中,有10个省会城市是副省级城市,分别是:哈尔滨、长春、沈阳、济南、西安、南京、杭州、成都、武汉、广州。其他不是副省级城市的省会城市,其党委书记也均是省委常委,因此,其政治地位也高于其他地级市。

市场化程度高的地区政府有更强的激励推进财政信息公开。

表 5 市场化程度和资源诅咒对财政透明度的异质性影响

变量名称	(1) 市场化程度高	(2) 市场化程度低	(3) 资源诅咒效应	(4) 资源依赖程度高	(5) 资源依赖程度低	(6) 财政自主度高	(7) 财政自主度低
<i>treat × post</i>	8.295 *** (4.967)	0.0970 (0.026)		7.788 (1.569)	5.968 *** (3.805)	12.40 *** (5.915)	-1.357 (-0.532)
<i>resdp</i>			-22.44 ** (-1.987)				
<i>fa</i>			11.26 * (1.772)				
<i>Constant</i>	-0.468 (-0.017)	13.53 (0.367)	-25.08 (-1.202)	2.309 (0.042)	-11.73 (-0.494)	5.240 (0.135)	0.991 (0.037)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	1051	617	1668	365	1303	722	946
R <sup>2</sup>	0.259	0.214	0.239	0.334	0.244	0.263	0.238

## 2. 资源诅咒的异质性影响

已有研究表明地方财政透明度存在“资源诅咒”，资源诅咒对财政透明度的影响表现在两个方面：一是自然资源的诅咒效应。资源依赖程度较高的地方，其财政透明度越低，这是因为资源丰富的地区可以获得大量的资源租金，降低了政府对税收的依赖，进而造成政府对民众责任心降低，从而降低了财政透明度<sup>[33]</sup>；二是财政资源的诅咒效应。已有研究认为拥有更多自有财源的地方政府更抗拒晾晒账本，其原因是现行的收入集权和支出分权以及自上而下的问责机制导致财政自主性较弱的地方政府更愿意公开财政信息来争取上级转移支付，而财政自主性较强的地方政府则缺乏这一激励<sup>[34]</sup>。本文利用城市面板数据检验了财政透明度的资源诅咒效应，表 5 第(3)列的回归结果表明，自然资源的诅咒效应(*resdp*)确实存在，自然资源依赖程度越高的地区，财政透明度越低。但财政资源(*fa*)不仅不存在诅咒效应，与之相反，财政自主度越高的地区，财政透明度也越高，这表明上级政府转移支付以及相应的问责并不会必然带来财政透明度的提高，财政自主度高的地方通常也是经济发展水平、治理水平、互联网发展水平和公众受教育程度更高的地方，同时，地方自有财力更多，也意味着地方有更多的自主权和财力投入财政信息公开，反之，转移支付依赖程度较高的地方，社会公众对相关信息公开的关注度可能并不高，地方政府只需要对上报送相关财政信息即可，并不一定要通过社会公开的方式发布相关财政信息。

资源诅咒的分组检验进一步验证了上述结论。本文将资源依赖程度(*resdp*)和财政自主度(*fa*)取平均值，将大于平均值的城市设置为资源依赖程度(或财政自主度)高的组，小于平均值的城市设置为资源依赖程度(或财政自主度)低的组。分组回归的结果表明，资源依赖程度越低的城市(表 5 第 5 列)，审计机关人财物省级统管改革的财政透明度提升效应越明显，资源依赖程度高的城市(表 5 第 4 列)，上述改革的效应并不显著。而财政自主度越高的城市(表 5 第 6 列)，改革效应越明显，财政自主度低的城市(表 5 第 7 列)，改革效应不显著。

## 五、机制分析：审计独立促进财政信息公开的威慑效应

已有研究大多采用中介效应进行机制分析，但中介效应的逐步回归法难以避免内生性偏误，中介效应检验适用前提是，识别核心解释变量对中介变量和被解释变量的因果关系以及中介变量对被解释变量的因果关系比较容易，因此，合适的机制分析是首先从理论上直观地分析中介变量和被解释变量之间的因果关系，然后考察核心解释变量对中介变量的因果关系。本文参考江艇<sup>[35]</sup>的建议，采用两步法分析审计独立提升财政透明度的机制。第一步论证国家审计的威慑效应和制度纠偏效应对财政透明度的影响，第二步检验审计机关人财物省级统管改革与提升国家审计威慑效应和制度纠偏效应之间的因果关系。

### (一) 国家审计促进财政信息公开的威慑效应与制度纠偏效应

国家审计是内生于国家治理体系的“免疫系统”，主要通过揭示、预防和抵御三种功能发挥监督作用<sup>[23]</sup>。揭示功能是指审计机关及时披露被审计对象存在的问题；预防功能是指国家审计对被审计对象形成威慑，被审计对象预计到审计后果的严重性从而主动减少违规行为；抵御功能是审计机关在信息收集过程中发现并改进原有制度中存在的健全和不完善之处。国家审计的独立性和权威性是国家审计功能有效发挥作用的重要前提和保障，



能对政府及其组成部门和相关单位的违法违规行为产生强有力的威慑。具体来讲,第一,审计揭示功能可以促进财政信息公开。审计机关人财物省级统管改革后,地方审计机关将会更加独立地执行审计监督任务,监督检查地方政府贯彻执行国家财政信息公开和财政纪律的情况,客观地揭示地方政府财政运行中存在的各类深层次问题。第二,审计预防功能可以促进财政信息公开。审计机关独立后,国家审计对地方政府的威慑力迅速增加,地方政府官员意识到审计机关将会“动真格”,因而其违规成本将会大幅上升,因此,国家审计能够提高预决算报表的合法性、完整性和真实性,进而能够提高政府透明度。第三,审计抵御功能可以促进财政信息公开。国家审计力度的加强有利于财政部门查找制度漏洞,通过体制机制完善推动财政信息公开。

国家审计监督的三大功能可以进一步总结为审计财政治理的两大效应:一是威慑效应。已有的研究表明,国家审计的投入、执行和报告力度越大,审计处理处罚功能发挥越充分,国家审计所能发挥的监督、威慑作用越强,越有利于地方政府关注信息使用者的需求,不断改善政府财政信息披露质量<sup>[36]</sup>。二是制度纠偏效应。国家审计不仅注重揭示问题,更注重分析产生问题的深层次原因,促进体制机制完善。实践表明国家审计在促进财税体制改革方面取得了很好的效果<sup>[37]</sup>。实证研究也表明,国家审计在提升政府透明度方面发挥了积极效应,其主要作用路径是通过被审计单位的积极整改,不断完善相关的制度来实现<sup>[16]</sup>。

## (二) 审计独立提升国家审计威慑效应和制度纠偏效应的因果检验

为了进一步检验审计独立是否提升了国家审计的威慑效应和制度纠偏效应,本文构建如下模型进行检验:

$$audit_{i,t} = \varphi_0 + \varphi_1 treat_i \times post_t + \varphi_2 X_{i,t} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

模型中  $audit_{i,t}$  为国家审计的威慑效应和制度纠偏效应,借鉴已有的研究<sup>[38]</sup>,考虑到国家审计的威慑效应主要是通过揭示问题和处罚体现,本文用审计查处和处罚指标度量国家审计的威慑效应,其中查处指标为审计查出主要问题金额除以当年财政支出<sup>①</sup>,处罚指标为应上缴财政、应减少财政拨款或补贴、应归还原渠道资金、应调账处理的金额之和取对数。国家审计的制度纠偏功能主要是通过出具审计报告和提出建议的方式实现,因此选取出具审计报告数量和提出审计建议之和取对数作为制度纠偏的替代变量,由于《中国审计年鉴》只更新到2018年,因此,上述指标样本期为2013—2017年。模型中核心解释变量和控制变量与基准回归模型保持一致,同时控制城市和年份固定效应。

表6的回归结果显示,审计机关人财物省级统管改革显著提升了试点城市的审计查处和处罚力度,对试点城市政府形成了较强的威慑效应,但上述改革的制度纠偏效应并不显著。一个可能的解释是审计独立带来的威慑效应和制度纠偏效应存在时滞差异,审计机关人财物省级统管改革作为提升审计独立性的信号会快速传递给地方政府和被审计单位,且审计机关独立后,即使在人力和物力不增加的情况下,由于摆脱同级政府控制后激励条件发生变化,地方审计机关有更强的动机开展真正意义上的审计,从而带来审计强度的提升,因此,审计独立的威慑效应可以快速形成。与之相反,审计制度纠偏发挥作用可能需要更长的时间,主要原因是审计机关提出审计建议,被审计单位修改完善制度,其决策程序较为复杂,决策链条也较长。

通过上述机制分析可以看出,审计机关人财物省级统管改革提升了地方审计机关的独立性,地方审计机关独立性的提升可以快速强化国家审计的威慑效应,促使地方政府加快推进财政信息公开。机制分析验证了理论分析部分提出的命题。

## 六、进一步分析:横向收敛效应与协同效应

### (一) 审计独立与省内财政透明度横向收敛

已有研究表明,我国财政透明度在不断改善,但地区之间财政透明度差异仍然较大。省域内差异是总体差

变量名称	威慑效应		制度纠偏效应
	查处指标	处罚指标	审计报告和建议指标
$treat \times post$	0.236 *** (5.476)	0.320 ** (2.490)	-0.0583 (-1.402)
Constant	-0.325 (-0.424)	11.91 *** (5.280)	7.708 *** (10.44)
控制变量	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
Observations	1121	1099	1119
R <sup>2</sup>	0.105	0.053	0.041

①审计查出主要问题金额指被审计机关存在的违规金额、损失浪费金额、管理不规范金额进行纠正的金额总数。

异的主要来源,张德钢和陆远权<sup>[26]</sup>采用泰尔指数计算了我国城市财政透明度差异,发现 2013—2017 年省域内差异占比均超过 60%,平均贡献为 66%,而省际差异对总差异的贡献占比平均只有 34%。由此可以看出,推动地方财政信息公开,重点要解决省域内财政透明度差异过大问题。为了考察审计机关人财物省级统管改革是否缩小了省域内财政透明度差异,本文计算了省域财政透明度的泰尔指数、基尼系数和变异系数,并以此作为被解释变量纳入模型(9)进行回归,表 7 的回归结果显示,相对于非试点省市,试点省市省域内财政透明度差异显著缩小,表明审计独立不仅能够显著提高试点地区的财政透明度,对省域内财政透明度还具有横向收敛效应。对此一个可能的解释是我国省级审计机关的审计质量和审计效率均显著高于地市级审计机关,省以下审计机关统管有利于提升地方审计机关独立性,整合地区审计资源,提高地方审计机关审计人员素质,从而提高地市级审计机关的审计质量和审计效率<sup>[39]</sup>。在这一改革背景下,财政透明度较差的地市面临更强的审计约束,因而有更强的动机快速推进财政信息公开工作,缩小与省内财政透明度高地市之间的差距。

(二) 审计独立与社会公众诉求推进财政信息公开的协同效应

从前文的分析可以看出,政府主导的“自上而下”的审计体制改革对地方财政透明度提升具有显著影响,但外国国内的实践也表明,“自下而上”的社会公众诉求也是推动财政信息公开透明的重要力量,发达国家的经验表明地方政府财政透明的最初推动力量源于社会公众,在我国,随着 2008 年《政府信息公开条例》出台,越来越多的公众开始有意识、有组织地向政府表达希冀财政信息公开透明的强烈诉求,同时,互联网的快速发展也为社会公众表达诉求和获取政府财政信息提供的极大的便利,实证研究表明,社会公众诉求显著提升了地方财政透明度<sup>[8]</sup>,一方面,社会公众诉求强化了社会监督,推动地方政府依法依规公开财政信息,另一方面,为了争取社会公众对财政工作的理解,地方财政部门也会有意识公开一部分财政信息。

理论上而言,政府主导“自上而下”的改革和社会公众“自下而上”的监督是相辅相成的,换言之,审计机关人财物省级统管改革和社会公众诉求在推动财政信息公开方面具有协同效应。为了检验上述协同效应,借鉴王宇等<sup>[40]</sup>做法,本文构造如下三变量交互项模型:

$$ft_{i,t} = \varphi_0 + \varphi_1 treat_i \times post_t \times bindex_i + \varphi_2 treat_i \times post_t + \varphi_3 treat_i \times bindex_i + \varphi_4 post_t \times bindex_i + \varphi_5 bindex_i + \varphi_6 X_{i,t} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

其中, *bindex* 为公众社会诉求虚拟变量,本文手工收集全国 295 个城市“三公”经费百度指数,如果一个城市的“三公”经费百度指数超过平均数,则 *bindex* 赋值为 1,否则为 0。这里,我们关注是三变量交互项  $treat_i \times post_t \times bindex_i$  的估计系数  $\varphi_1$ 。表 7 的回归结果显示,三变量交互项的估计系数在 5% 水平显著为正,表明审计独立与社会公众诉求存在显著的协同效应,对于社会公共关注度高的地区,审计独立对于财政透明度的提升效应更为明显。

七、结论与政策建议

有效的审计监督通常被认为是实现善治的关键工具,但审计监督的有效性经常会受到利益冲突的影响。本文以审计机关人财物省级统管这一制度变革为研究背景,探讨审计体制改革对财政治理的影响。理论研究表明,地方审计机关人财物省级统管改革后,地方审计部门独立性的提高有助于改善地方财政透明度。基于双重差分模型的实证研究结果

表明,实行审计机关人财物省级统管改革前后,试点城市相对于非试点城市财政透明度显著提升。动态效应检验表明审计独立对财政透明度改善具有持续效应,安慰剂检验和倾向匹配得分估计进一步验证了结果的可靠

表 7 审计独立的收敛效应和协同效应

变量名称	收敛效应			协同效应
	泰尔指数	基尼系数	变异系数	
<i>treat</i> × <i>post</i>	-0.0125 *** (-3.431)	-0.0232 *** (-4.473)	-0.0400 *** (-3.849)	-0.309 (-0.125)
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>bindex</i>				9.586 ** (2.486)
<i>treat</i> × <i>bindex</i>				-8.220 ** (-2.312)
<i>post</i> × <i>bindex</i>				-3.459 (-1.624)
<i>bindex</i>				3.884 * (1.900)
<i>treat</i>				7.959 *** (3.104)
<i>post</i>				17.29 *** (6.207)
Constant	0.227 *** (4.140)	0.442 *** (5.694)	0.916 *** (5.884)	-20.43 (-0.982)
控制变量	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
Observations	1669	1669	1646	1668
R <sup>2</sup>	0.286	0.364	0.339	0.259

性,在剔除缺失值较多的样本和直辖市、计划单列市样本后的回归结果与基准回归结果保持一致。异质性分析表明,市场化程度高的城市,审计独立对财政透明度的改善效应更为明显,同时,我们还发现,财政透明度的自然资源诅咒效应存在,而财政资源诅咒效应不存在,对于自然资源依赖程度低和财政自主度高的城市,审计独立显著提升了其财政透明度。在机制分析部分,结合国家审计揭示、预防和抵御三大功能,我们分析审计独立通过威慑和制度纠偏影响政府财政信息公开的作用机制,回归结果显示,审计独立主要是通过威慑效应改善地方财政透明度。进一步分析还显示,审计独立显著缩小省域财政透明度差异,具有一定的地区横向收敛效应,与此同时,审计独立与社会公众诉求在促进地方财政信息公开方面具有显著的协同效应。

本文的研究对理解我国审计治理和财政治理之间的关系具有重要的现实意义。建立现代财政制度是国家治理体系现代化的重要基础和保障,进一步推动审计体制改革,改善地方财政透明度,对财政制度和地方治理体系现代化具有重要意义。因此,本文的政策建议是:(1)财政治理和审计治理皆为国家治理体系的基础和重要组成部分。推进地方治理现代化,要强化财政体制改革和政府审计体制改革系统集成。一方面,进一步推进央地收入划分改革,加快健全地方税体系,不断提升地方财政能力;另一方面,进一步深化审计体制改革,真正实现省级政府对省以下审计机关人财物统筹管理,增强地方审计机关的独立性,充分发挥国家审计的威慑效应和地方审计机关的监督作用,加快提升地方财政透明度;(2)持续加强地方审计机关特别是市场化程度不高和资源依赖程度较高地方审计机关审计能力建设,大力加强审计人才队伍建设,持续推进审计项目审计组织方式“两统筹”改革。同时,要真正实现审计监督全覆盖,加大地方审计机关审计力度,突出财政审计重点,深入分析问题的体制机制因素,并在财政制度建设方面提出切实可行的建议,更好发挥国家审计的制度纠偏效应;(3)加快推进国内统一大市场建设,持续优化地方营商环境,强化市场主体对政府的监督;进一步推动参与式预算改革,通过公众预算听证等方式拓宽公众参与预算监督的渠道,持续提升公众参与预算的能力,进一步发挥审计监督与社会公共监督的协同效应,有效推进地方财政治理。

#### 参考文献:

- [1] Heald D. Fiscal transparency: Concepts, measurement and UK practice[J]. *Public Administration*, 2003, 81(4): 723-759.
- [2] Guillamón M, Bastida F, Benito B. The determinants of local government's financial transparency[J]. *Local Government Studies*, 2011, 37(4): 391-406.
- [3] 吕冰洋. 现代财政制度的构建: 一个公共秩序的分析框架[J]. *管理世界*, 2021(10): 100-111.
- [4] Kopits G, Craig J. *Transparency in government operations*[M]. Washington: International Monetary Fund Press, 1998.
- [5] 李燕. 财政信息公开透明是预算监督管理的基础[J]. *财政研究*, 2010(6): 13-16.
- [6] 邓淑莲, 朱颖. 财政透明度对企业产能过剩的影响研究——基于“主观”与“被动”投资偏误的视角[J]. *财经研究*, 2017(5): 4-17.
- [7] 刘俸奇, 储德银, 姜春娜. 财政透明、公共支出结构与地方政府治理能力[J]. *经济学动态*, 2021(4): 107-123.
- [8] 朱颖, 赵颖博, 邓淑莲, 等. 公众诉求与地方财政透明度——基于中国省级面板数据的经验分析[J]. *财经研究*, 2018(11): 90-105.
- [9] 邓淑莲. 财政公开透明: 制度障碍及破阻之策——基于对我国省级财政透明度的7年调查和评估[J]. *探索*, 2016(3): 62-68.
- [10] 刘金东, 薛一帆, 管星华. 财政信息公开为何陷入“低水平陷阱”? ——基于地方标杆竞争视角的研究[J]. *公共行政评论*, 2019(5): 75-92.
- [11] 李敬涛, 陈志斌. 财政透明、晋升激励与公共服务满意度——基于中国市级面板数据的经验证据[J]. *现代财经(天津财经大学学报)*, 2015(7): 91-104.
- [12] 王俊秋, 张奇峰. 公司治理机制与信息披露透明度的实证研究[J]. *山西财经大学学报*, 2007(2): 69-74.
- [13] 陈小林, 胡淑娟. 审计委员会、盈余管理与信息披露[J]. *审计与经济研究*, 2008(6): 40-46.
- [14] 蔡卫星, 高明华. 审计委员会与信息披露质量: 来自中国上市公司的经验证据[J]. *南开管理评论*, 2009(4): 120-127.
- [15] 李明辉, 刘笑霞. 政府审计在国家治理中的作用[J]. *政治学研究*, 2013(3): 35-50.
- [16] 朱荣. 国家审计提升政府透明度的实证研究——来自省级面板数据的经验证据[J]. *审计与经济研究*, 2014(3): 23-30.
- [17] 杨翟婷, 王金秀. 国家审计监督、财政透明度与地方预决算偏离[J]. *现代经济探讨*, 2020(2): 33-40.
- [18] 吴秋生, 上官泽明. 国家审计能力对政府预算透明度影响的实证研究——基于国际视野的经验数据[J]. *南京审计学院学报*. 2015(5): 3-11.
- [19] 孙文基. 公共治理和政治民主: 我国政府预算透明问题研究[J]. *财经问题研究*, 2013(8): 84-88.
- [20] Dewar D A. Independence of state audit[J]. *International Journal of Government Auditing*, 1988, 15(3): 10-14.
- [21] 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.
- [22] 汪德华, 侯思捷, 张彬斌. 中国共产党领导的国家审计: 百年历程与发展启示[J]. *财贸经济*, 2021(7): 15-31. 25.
- [23] 刘家义. 论国家治理与国家审计[J]. *中国社会科学*, 2012(6): 60-72.
- [24] Jeppesen K K. Reinventing auditing, redefining consulting and independence[J]. *European Accounting Review*, 1998, 7(3): 517-39.
- [25] Hameed F. Fiscal transparency and economic outcomes[R]. IMF Working Paper, 2005.

- [26]张德钢,陆远权.中国财政透明度的时空演变及影响因素研究[J].宏观经济研究,2020(8):24-37+91.
- [27]王斌.中国地方政府财政透明度对地方经济增长的影响研究[J].财政科学,2018(3):80-88.
- [28]上官泽明,赵晓艳,牛富荣.互联网发展、制度环境与财政透明度[J].财政研究,2020(10):74-88.
- [29]De Renzio A P,Gomez P,Sheppard J. Budget transparency and development in resource-dependent countries[J]. International Social Science Journal, 2009,57(S1):57-69.
- [30]张蕊,朱建军.官员政治激励与地方财政透明度——基于中国省级面板数据的经验分析[J].当代财经.2016(1):29-38.
- [31]王小鲁,樊纲,胡李鹏.中国分省企业经营环境指数2020年报告[M],北京:社会科学文献出版社,2020.
- [32]冯莉,张书瑶.市场化进程、区域差异与财政透明度——中国市级面板数据的实证研究[J].公共经济与政策研究,2017(2):69-79.
- [33]Tsogetochi B,Park S. Natural resource curse exists in Mongolia? Focusing on budget transparency in local government[J]. Journal of the Asia Pacific Economy,2021,28(2):650-663.
- [34]陈隆近,周小林,冯力沛.财政透明度与预算改革:基于四川省县级政府的调查研究[J].中央财经大学学报,2015(9):10-16.
- [35]江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100-120.
- [36]谢柳芳,韩梅芳.政府财政信息披露在国家审计服务国家治理中的作用路径研究[J].审计研究,2016(3):63-70.
- [37]裴育.国家审计促进财税改革[N].中国社会科学报,2016-09-14.
- [38]陈骏,周陈全.国家审计如何促进经济高质量发展——基于经济增长质量的研究[J].会计论坛,2020(1):1-32.
- [39]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.
- [40]王宇,王铁男,易希薇.R&D投入对IT投资的协同效应研究——基于一个内部组织特征的情境视角[J].管理世界,2020(7):77-88.

[责任编辑:杨志辉]

## Audit Independence, Deterrent Effect and Disclosure of Fiscal Information

WEI Tao<sup>1,2</sup>, LI Cheng<sup>1,2</sup>, HU Kai<sup>3</sup>

(1. School of Public Finance and Administration, Hubei University of Economics, Wuhan 430205, China;

2. School of Public Finance and Administration, Hubei University of Economics, Wuhan 430205, China;

3. South-Central Minzu University for Nationalities, Wuhan 430074, China)

**Abstract:** Audit independence is a necessary condition for the government audit to play the function of “immune system” such as prevention, disclosure and resistance. The government audit is an important way to promote the disclosure of local fiscal information and realize the modernization of local governance. In this paper, a Stackelberg game model between audit department and local government is constructed to analyze the impact of audit independence on the fiscal information disclosure behavior of local governments. On this basis, using the “quasi-natural experiment” of the reform of provincial-level unified management of human resources, finance and matters of audit institutions, and panel data of 295 cities from 2013 to 2020, the impact of the improvement of audit independence on the transparency of local finance is analyzed by the difference in difference method using the urban panel data. The results show that audit independence significantly improves the fiscal transparency of local government. For cities with high degree of marketization, low degree of dependence on natural resources and high degree of fiscal autonomy, audit independence has a more significant effect on fiscal transparency. Audit independence used to promote the disclosure of local fiscal information is mainly through the deterrent effect. Further analysis also shows that audit independence has horizontal convergence effect between regions and synergistic effect between audit supervision and social supervision in improving fiscal transparency. This article’s study provides the evidence support for our country to carry out audit system reform, provides the new reform points for promoting fiscal information disclosure.

**Key Words:** government audit; audit independence; deterrent effect; fiscal transparency; audit institutions; national governance