

doi:10.3969/j.issn.1672-626x.2023.03.005

# 政府审计独立与营商环境优化

## ——基于审计机关人财物省级统管的准自然实验

魏涛<sup>1,2</sup>, 李成<sup>1,2</sup>, 刘立国<sup>3</sup>

(1. 湖北经济学院 财政与公共管理学院, 武汉 430205; 2. 湖北地方税收研究中心, 武汉 430205;

3. 北京联合大学 商务学院, 北京 100101)

**摘要:**优化营商环境是促进高质量发展的重要举措,地方政府是优化营商环境的主力军。审计机关人财物省级统管提升了地方审计机关的独立性,必然会对区域营商环境产生影响。通过构建一个简单的博弈模型探讨政府审计独立与营商环境之间的关系,基于审计机关人财物省级统管这一准自然实验,采用双重差分法实证检验政府审计独立性的区域营商环境优化提升效应。理论分析表明,提升政府审计独立性能够抑制地方官员的权力寻租行为,实现营商环境优化。实证研究发现,试点省市相对于非试点省市的营商环境显著提升,改革强度越高、经济越发达和审计能力越强的地区营商环境优化效应越明显。审计独立提升主要优化了区域政策环境,减少了行政干预,改善了基础设施条件。

**关键词:**政府审计;独立性;人财物省级统管;营商环境

中图分类号:F239.44

文献标志码:A

文章编号:1672-626X(2023)03-0041-13

## 一、引言

优化营商环境是贯彻新发展理念、构建新发展格局、推动高质量发展的重要举措。党的二十大报告提出,要优化民营企业发展环境,依法保护外商投资权益,营造市场化、法治化、国际化一流营商环境。国务院颁布的《优化营商环境条例》指出,营商环境是企业等市场主体在市场经济活动中所涉及的体制机制性因素和条件。营商环境从根本上来讲是制度环境,核心是处理政府和市场的关系。地方政府是优化营商环境的主力军,地方政府的行为对市场、政务和法治环境等都有着重要影响。近年来,我国营商环境建设成绩斐然,在世界银行《全球营商环境报告》中的排名大幅提升,但市场准入不公平、投资审批繁琐和产权保护不力等问题仍然较为突出,且不同地区之间营商环境存在较大的差距。面临外部环境的深刻变化,如何进一步推动制度创新,持续优化营商环境,是当前理论研究和政府施政的重点。

政府审计是党和国家监督体系的重要组成部分,是提升国家治理能力的重要途径<sup>[1-4]</sup>。经济监督是政府

收稿日期:2022-12-09

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,法学博士,研究方向为财税理论与营商环境;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,经济学博士,研究方向为财税政策;通讯作者刘立国(1980-),男,北京人,北京联合大学商务学院副教授,法学博士,研究方向为营商环境。

审计基本职能,其内生具有的揭示、预防和抵御功能,能够有效防止权力滥用,避免治理失效<sup>[5]</sup>。政府审计有助于明确政府与市场的边界,有效约束政府,减少官员的机会主义行为,有效缓解寻租腐败<sup>[6]</sup>,显著提升政府效率和效能<sup>[7-8]</sup>,促进区域营商环境优化。王彦东等(2021)的实证研究表明,充分发挥政府审计的揭示、预防和抵御功能有助于提升区域营商环境水平<sup>[9]</sup>。

独立性是现代审计制度的基石<sup>[10]</sup>,是政府审计能否发挥揭示、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,人财物管理均受到同级地方政府制约,在一定程度上影响其权威性与独立性,不利于充分发挥政府审计的功能<sup>[11-12]</sup>。为了提高地方审计机关的权威性和独立性,中共中央办公厅、国务院办公厅于2015年正式印发《关于完善审计制度若干重大问题的框架意见》,制定了省以下审计机关人财物管理体制试点总体方案,选择广东、山东、浙江、江苏、贵州、云南、重庆等7省市开展审计管理体制试点改革。具体改革措施主要有三条:第一,改革省以下审计机关人事管理体制。试点地区地市级审计机关正职由省级党委(党委组织部)管理,其机构编制由省级机构编制管理部门统一管理,地方审计人员由省级统一招录。第二,改革经费和资产管理制度。试点地区地方审计机关的经费预算、资产由省级或者委托地市、县有关部门管理,各项经费标准不得低于现有水平。第三,建立健全审计业务管理制度。试点地区省级审计机关统筹组织本地区审计机关力量,对审计项目计划实行统一管理。省以下审计机关人财物统一管理以强化省级政府对审计机关的管理,弱化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>[13]</sup>,也必然会影响官员的权力寻租行为,对区域营商环境产生深远影响。

本文尝试构建一个简单的博弈模型,分析政府审计独立性提升对地方政府官员权力寻租的抑制作用以及其对地方营商环境的影响,在理论分析的基础上,通过审计机关人财物省级统管这一准自然实验,实证检验政府审计独立性提升对区域营商环境的影响。相对于已有的文献,本文可能的贡献在于:一是从理论上剖析政府审计机关人财物省级统管改革影响营商环境的机制。部分学者分析了经济责任审计对权力寻租的遏制作用和审计独立对腐败的遏制作用以及权力寻租和腐败对营商环境的影响<sup>[14-18]</sup>,但尚未有文献在一个统一的理论框架内探讨政府审计独立、权力寻租和营商环境这三者之间的关系;二是实证检验政府审计独立性提升与营商环境优化之间的因果关系。已有的文献实证检验了国家审计对营商环境的影响<sup>[9]</sup>,但尚未有文献利用审计机关人财物省级统管这一准自然实验检验政府审计独立与营商环境之间的因果关系。本文进一步丰富政府审计独立影响营商环境相关研究的同时,为我国推进审计管理体制试点改革提供证据支撑,为优化营商环境提供新的改革着力点。

## 二、理论分析

国家通过法律形式把公共资源与公共资金的配置权力授予公共权力机构及其具体执行人。如果权力缺乏有效制衡,权力拥有者就有可能在设定市场准入标准、制定税收优惠与财政补贴以及政府采购方式等方面,利用权力为本部门或者个人谋取经济利益,这种权力寻租行为会破坏一个地区的营商环境。政府审计作为权力制衡的重要工具,通过跟踪监督公共权力和公共资金的运行,防止利用权力寻租获益<sup>[19]</sup>。政府审计职能的充分发挥需要审计机关享有独立性,只有不受其他行政机关、社会团体和个人的干涉,政府审计才能反映公共资金使用、公共权力运行和公共部门履职尽责情况。

一个地区的营商环境不佳,往往是因为其公共权力和公共资金使用不规范,造成权力机构及其具体执行人通过权力寻租。普遍的权力寻租行为会引起审计部门的关注,并相应地提高审计强度。地方政府及官员在决定其营商环境创建行为时,也会考虑审计部门的审计强度对其营商环境创建行为的反应,因此地方

政府会根据审计部门的最优审计强度选择而做出其最优的营商环境创建决策。地方政府的营商环境创建选择与审计部门的审计强度选择之间的策略互动可以被视为斯塔克伯格(Stackelberg)博弈。实行省以下审计部门垂直管理以后,地方审计部门的独立性显著提升,从而有助于强化审计监督对营商环境的影响。

### (一) 审计部门的最优审计强度决策

审计监督的成效不仅取决于审计强度,还取决于地区营商环境,因为较差的营商环境往往意味着权力机构及其具体执行人权力寻租程度严重,那么维持既定的审计强度就越有可能实现审计工作目标。基于这一事实,模型假设审计强度越大,审计监督的成效越显著,但是审计强度对于审计监督成效的边际贡献递减。另外,审计监督的实施也会产生成本,而且模型假设这一成本往往会随着审计强度的提高而以更大的幅度递增。因此,将审计部门最优审计强度的决策表示如下:

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

其中  $\theta$  表示审计强度,  $\delta$  表示地区营商环境,  $\alpha$  表示地方审计部门的独立性,  $b\theta^2$  表示审计成本,参数  $0 < \alpha \leq 1$ ,  $b > 0$ 。尽管增加审计强度能够提高审计监督的成效,但是也会带来更高的审计成本,为了最大化审计监督的净成效,审计强度  $\theta$  必须满足以下一阶条件:

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

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:

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

分析式(3)可以发现,由于参数  $0 < \alpha \leq 1$ ,因而  $\partial \theta^* / \partial \delta < 0$ ,也就是说,地区营商环境  $\delta$  越差,审计部门的最优审计强度  $\theta^*$  越高。

### (二) 地方政府最优的营商环境创建决策

一个地区的营商环境往往取决于地方政府及其具体执行人的权力寻租行为。权力寻租程度越高,营商环境自然也就越差。营商环境与权力寻租行为之间的关系表示如下:

$$\delta = e\sigma^{-\eta} \quad (4)$$

其中,  $\sigma \geq 0$  表示地方政府及其具体执行人的权力寻租程度,参数  $e \geq 0$ ,  $0 < \eta \leq 1$ 。通过权力寻租,地方政府及官员可以获取部门利益或者个人利益,然而,在上级政府要求优化营商环境的政策导向下,如果审计部门通过审计发现地方政府存在权力寻租行为,地方政府将面临处罚。地方政府最优的营商环境创建决策也就是选择最优的权力寻租程度,以实现期望收益最大化。因此,地方政府最优的营商环境创建决策问题可以表示为:

$$\max_{\sigma} EB = (1 - P(\theta))\sigma B_0 + P(\theta)(\sigma B_0 - \sigma C) \quad (5)$$

其中,  $B_0$  表示权力寻租行为的基准收益,随着权力寻租程度  $\sigma$  的上升,权力寻租行为的总收益  $\sigma B_0$  也随之上升。将权力寻租行为被审计部门发现的概率表示为  $P(\theta)$ ,这一概率随着审计强度的增加而上升,即  $\partial P / \partial \theta > 0$ 。如果权力寻租行为被审计部门发现,那么地方政府将面临处罚  $\sigma C$ 。地方政府对审计强度  $\theta$  做出理性预期,即地方政府能够预期审计强度  $\theta = \theta^*$ 。为了实现期望收益最大化,地方政府最优的权力寻租程度  $\sigma$  必须满足以下一阶条件:

$$B_0 - P(\theta)C - \sigma C \frac{\partial P}{\partial \theta} \frac{\partial \theta^*}{\partial \sigma} = 0 \quad (6)$$

通过求解一阶条件,可以得到地方政府最优权力寻租程度的表达式:

$$\sigma^* = \left[ \frac{B_0 - P(\theta)C}{(\partial P / \partial \theta)C} \frac{2 - \alpha}{\eta} \right]^{\frac{2-\alpha}{\eta}} \left( \frac{2be}{\alpha a} \right)^{\frac{1}{\eta}} \quad (7)$$

将式(7)代入式(4),可以得到该地区的营商环境:

$$\delta^* = \left[ \frac{B_0 - P(\theta)C}{(\partial P/\partial \theta)C} \frac{2 - \alpha}{\eta} \right]^{\alpha-2} \frac{\alpha a}{2b} \quad (8)$$

### (三)比较静态分析

审计机关人财物省级统管改革实施以后,地方审计部门的独立性显著提高。将营商环境 $\delta^*$ 关于审计部门的独立性程度 $\alpha$ 进行比较静态分析可以得知:

$$\frac{\partial \delta^*}{\partial \alpha} = \left[ \frac{B_0 - P(\theta)C}{(\partial P/\partial \theta)C} \frac{2 - \alpha}{\eta} \right]^{\alpha-2} \frac{\alpha}{2b} \quad (9)$$

分析式(9)发现, $\partial \delta^*/\partial \alpha > 0$ ,这意味着,审计部门独立性提高有助于改善营商环境。可见,地方政府的营商环境创建选择与审计部门的审计强度选择之间存在策略互动,在Stackelberg博弈均衡基础上的比较静态分析发现,审计机关人财物省级统管改革通过提高地方审计部门的独立性 $\alpha$ 而改善了营商环境 $\delta^*$ ,即 $\partial \delta^*/\partial \alpha > 0$ 。

## 三、研究设计

### (一)模型与变量

为了检验政府审计独立性提升对区域营商环境的影响,本文基于审计机关人财物省级统管作为准自然实验,采用双重差分法,识别审计机关人财物省级统管改革与营商环境优化之间的因果关系。在控制省市固定效应和年度固定效应的基础上,将试点省市设置为处理组,非试点省市设置为对照组。计量模型如下:

$$db_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 treat_i \times post_t + \beta_2 X_{i,t-1} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

其中,被解释变量 $db_{i,t}$ 为区域营商环境的测度指标。解释变量中, $treat_i$ 是指 $i$ 省市是否属于试点省市,是为1,否则为0。 $post_t$ 指年份是否大于2015,是为1,否则为0。 $X_{i,t}$ 为一系列控制变量,主要控制省市的经济特征和财政特征,同时,为了控制不同省市的审计特征,在控制变量中还加入了审计揭示、处罚和建议功能指标。 $\delta_i$ 为省市固定效应, $\gamma_t$ 为年度固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为误差项。具体变量定义见表1。

理论上,审计机关人财物省级统管的政策对象是省以下的市县审计机关,考察审计机关人财物省级统管与营商环境优化之间的关系,用市县层面的营商环境指标更合适。虽然目前测度城市营商环境的指标体系较多,但数据大多始于2017年或2018年,因而难以用城市营商环境指标评估政策效果。寻找城市营商环境度量指标的另一个思路是使用微观调查数据,在现有的微观调查数据中,世界银行发布了2005和2012两年的企业调查数据,中国私营企业调查数据(CPES)有反映企业营商环境主观感受的指标,但完整的数据目前只公开到2014年,因而也无法使用上述微观调查数据评估政策效果。我国省级营商环境评价指标体系的构建时间相对较早,目前主要有市场化指数和企业经营环境指数,由于市场化指数只更新到2016年,而企业经营环境指数更新到2019年,因此,本文采用企业经营环境指数度量31个省市的营商环境。使用省级营商环境指标评估政策效果的合理性体现为,虽然审计机关人财物省级统管的对象是市县审计机关,但试点改革是以省市为单位开展的,因此试点政策对省内所有城市具有同质性影响,而所有城市营商环境的改善也必然会带来省市总体营商环境的改善。

企业经营环境指数包括总指数和8个分项指数。分项指数分别为:(1)政策公开、公平、公正;(2)行政干预与政府廉洁效率;(3)企业经营的法治环境;(4)企业税费负担;(5)金融服务和融资成本;(6)人力资源供应;(7)基础设施条件;(8)市场环境和中介服务。总指数由分项指数通过算术平均的方式合成,基本涵盖了政策、体制、企业负担、要素供应、软硬件设施等影响企业经营的基本因素<sup>[20]</sup>。

表1 变量定义

| 变量名称   | 变量符号     | 变量含义                          |
|--------|----------|-------------------------------|
| 营商环境   | db       | 企业经营环境指数                      |
| 政策环境   | policy   | 政策公开、公平、公正                    |
| 行政干预   | adm      | 行政干预与政府廉洁效率                   |
| 法治环境   | law      | 企业经营的法治环境                     |
| 税费负担   | tax      | 企业税费负担                        |
| 金融服务   | finance  | 金融服务和融资成本                     |
| 人力资源   | hr       | 人力资源供应                        |
| 基础设施   | infra    | 电水气、交通等基础设施条件                 |
| 市场环境   | market   | 市场环境和中介服务                     |
| 政策虚拟变量 | treat    | 改革试点省市赋值为1,其余赋值为0             |
| 时间虚拟变量 | post     | 改革后(2016年)赋值为1,其余赋值为0         |
| 人均GDP  | pgdp     | 人均GDP(元)                      |
| 产业结构   | industry | 第二产业占比                        |
| 城镇化水平  | urban    | 城镇人口占比                        |
| 失业率    | ur       | 城镇登记失业率                       |
| 对外开放程度 | open     | 进出口总额/GDP                     |
| 教育程度   | edu      | 地区人均受教育年限                     |
| 财政自主度  | fa       | 财政收入/财政支出                     |
| 审计揭示功能 | js       | 审计查出主要问题金额/审计单位数              |
| 审计处罚功能 | cf       | 审计处理处罚金额/审计查出主要问题金额           |
| 审计建议功能 | jy       | 被采纳审计建议数量/审计提出建议数量            |
| 审计能力   | ac       | 问题资金总额/一般公共预算财政支出             |
| 腐败程度   | corrup   | 贪污贿赂、渎职侵权职务犯罪人数占公共管理和社会组织从业人数 |

## (二)数据样本

营商环境数据来源于王小鲁等(2020)的《中国分省企业经营环境指数2020年报告》<sup>[20]</sup>,该报告给出了全国31个省市企业经营环境总指数评分,但缺少2014年的数据,参考王彦东等的研究(2021)<sup>[9]</sup>,结合本文的研究方法,采用2006—2012年的企业经营环境指数的移动平均值替代2014年的数据。人均GDP、产业结构、城镇化水平、失业率、对外开放程度、教育程度和财政自主度等控制变量的数据均来自《中国统计年鉴》,审计相关变量和腐败程度的数据来自《中国审计年鉴》和各省市的年度检察工作报告。其中,人均GDP以2000年为基期按照GDP平减指数进行了平减处理。为了避免内生性,非审计的控制变量均使用滞后一期的数据,因审计年鉴数据只更新到2017年,审计相关变量使用滞后两期的数据。同时为了避免异常值的影响,对所有连续变量在1%的水平上进行了缩尾处理。

## 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来看(见表2),我国各省市营商环境的均值为3.18,最大值和最小值分别为3.87和2.75,表明不同省市之间的营商环境存在较大差异。*post*的均值为0.29,表明2015年之后年份的

样本占29%, *treat* 的均值为0.23,表明23%的省市受到了审计管理体制改革的冲击影响。*post* 和 *treat* 的统计特征表明,分布于不同群组的样本比较均衡,适合采用双重差分法进行分析。

表2 主要变量描述性统计

| 变量       | 观测值 | 均值    | 标准差   | 最小值   | 中值    | 最大值   |
|----------|-----|-------|-------|-------|-------|-------|
| db       | 209 | 3.18  | 0.30  | 2.75  | 3.06  | 3.87  |
| policy   | 209 | 3.17  | 0.33  | 2.74  | 3.05  | 3.95  |
| adm      | 209 | 3.29  | 0.29  | 2.72  | 3.25  | 3.92  |
| law      | 209 | 3.39  | 0.35  | 2.81  | 3.28  | 4.10  |
| tax      | 91  | 3.29  | 0.38  | 2.56  | 3.44  | 4.03  |
| finance  | 209 | 2.99  | 0.42  | 2.22  | 2.91  | 3.84  |
| hr       | 209 | 2.91  | 0.43  | 2.27  | 2.78  | 3.91  |
| infra    | 209 | 3.55  | 0.34  | 2.95  | 3.51  | 4.41  |
| market   | 209 | 3.06  | 0.25  | 2.66  | 3.01  | 3.63  |
| treat    | 217 | 0.23  | 0.42  | 0     | 0     | 1     |
| post     | 217 | 0.29  | 0.45  | 0     | 0     | 1     |
| lnpgdp   | 217 | 9.98  | 0.61  | 8.80  | 9.97  | 11.40 |
| industry | 217 | 44.06 | 8.49  | 19.70 | 45.20 | 58.60 |
| urban    | 217 | 52.16 | 14.66 | 23.80 | 50.50 | 89.09 |
| ur       | 213 | 3.48  | 0.66  | 1.40  | 3.53  | 4.50  |
| open     | 217 | 0.31  | 0.37  | 0.03  | 0.14  | 1.60  |
| edu      | 217 | 9.33  | 0.84  | 7.25  | 9.21  | 12.23 |
| fa       | 217 | 0.50  | 0.20  | 0.07  | 0.46  | 0.91  |
| lnjs     | 185 | 7.96  | 1.23  | 5.59  | 7.88  | 11.01 |
| cf       | 185 | 0.16  | 0.09  | 0.01  | 0.14  | 0.44  |
| jy       | 185 | 0.67  | 0.14  | 0.28  | 0.67  | 0.95  |
| ac       | 185 | 0.48  | 0.40  | 0.07  | 0.37  | 2.33  |
| corrup   | 217 | 22.84 | 7.56  | 4.24  | 22.24 | 40.65 |

## (二) 审计机关人财物省级统管对营商环境的影响

表3给出了审计机关人财物省级统管对区域营商环境影响的回归结果。第(1)列为不加任何控制变量的回归结果,第(2)和(3)列分别是加入省市经济和财政特征以及审计功能控制变量后的回归结果。不加入控制变量和加入控制变量  $treat \times post$  的系数估计值为0.0485、0.0446和0.0455,分别在5%和10%水平显著。从经济意义上来看,省市营商环境的均值为3.18,在控制省市经济、财政和审计功能特征条件下,审计机关人财物省级统管大约将营商环境得分提升了1.4%。从统计意义上来看,相对于非试点省市而言,试点省市在审计机关人财物省级统管改革前后营商环境优化更加明显,表明政府审计独立性提升改善了区域营商环境。

在基本回归的基础上,为了进一步考察审计机关人财物管理省级统管改革对营商环境的后续影响,借鉴张琦和孙旭鹏(2021)的做法<sup>[21]</sup>,引入  $treat \times year2019$  这一变量来分析上述改革的动态效应,其中  $year2019$  在2019年赋值为1,否则赋值为0。第(4)~(6)列的结果显示,  $treat \times year2019$  的系数为0.0747、0.0677和0.0613,分别在1%和5%水平显著,2019年审计机关人财物省级统管大约将营商环境得分提升了1.9%。这一结果表明,随着时间的推移,审计机关人财物省级统管优化区域营商环境的效应更加明显。

表3 审计机关人财物省级统管对区域营商环境的影响

| 变量             | (1)                 | (2)                 | (3)                 | (4)                  | (5)                 | (6)                 |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| treat×post     | 0.0485**<br>(2.201) | 0.0446*<br>(1.914)  | 0.0455*<br>(1.898)  |                      |                     |                     |
| treat×year2019 |                     |                     |                     | 0.0747***<br>(2.654) | 0.0677**<br>(2.320) | 0.0613**<br>(2.095) |
| lnpgdp         |                     | 0.0002<br>(0.003)   | -0.0487<br>(-0.620) |                      | 0.0151<br>(0.217)   | -0.0299<br>(-0.381) |
| industry       |                     | 0.0007<br>(0.387)   | 0.0009<br>(0.453)   |                      | 0.0007<br>(0.378)   | 0.0010<br>(0.497)   |
| urban          |                     | 0.0045<br>(1.571)   | 0.0085**<br>(2.500) |                      | 0.0043<br>(1.512)   | 0.0084**<br>(2.477) |
| ur             |                     | -0.0214<br>(-1.132) | -0.0200<br>(-0.952) |                      | -0.0190<br>(-1.013) | -0.0169<br>(-0.810) |
| open           |                     | -0.0146<br>(-0.273) | -0.0444<br>(-0.660) |                      | -0.0165<br>(-0.312) | -0.0473<br>(-0.710) |
| fa             |                     | 0.0322<br>(0.209)   | 0.0487<br>(0.280)   |                      | 0.0185<br>(0.121)   | 0.0221<br>(0.129)   |
| edu            |                     | -0.0171<br>(-0.482) | -0.0349<br>(-0.876) |                      | -0.0127<br>(-0.359) | -0.0308<br>(-0.774) |
| lnjs           |                     |                     | -0.0190<br>(-1.459) |                      |                     | -0.0202<br>(-1.567) |
| cf             |                     |                     | 0.1410*<br>(1.794)  |                      |                     | 0.1320*<br>(1.682)  |
| jy             |                     |                     | -0.1010<br>(-1.414) |                      |                     | -0.0959<br>(-1.345) |
| Constant       | 2.888***<br>(259.4) | 2.874***<br>(4.363) | 3.652***<br>(4.793) | 2.888***<br>(261.0)  | 2.704***<br>(4.136) | 3.447***<br>(4.548) |
| Province       | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                   | 控制                  | 控制                  |
| Year           | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                   | 控制                  | 控制                  |
| N              | 209                 | 208                 | 179                 | 209                  | 208                 | 179                 |
| R <sup>2</sup> | 0.833               | 0.553               | 0.864               | 0.832                | 0.587               | 0.870               |

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号内数字为基于稳健标准误计算的t统计量,下同。

### (三) 审计机关人财物省级统管改革强度对区域营商环境的影响

虽然中央制定了审计机关人财物省级统管改革的总体试点方案,但不同试点省市在具体改革举措上有一定的差异,肖春辉(2020)<sup>[21]</sup>根据中国审计学会调研结果发现,重庆、云南、贵州3个试点省市将审计机关的机构编制、人员招录和经费管理都上收到省一级统筹管理,改革较为彻底,而江苏、浙江、广东、山东4省仅加强了省审计厅对市县审计机构的干部管理和业务管理,人员机构管理方式基本未变,审计机关经费也没有实现由省级统一保障。可以看出,不同试点省市在审计机关人财物省级统管改革强度上存在差异。从理论上讲,改革强度越大,省以下审计机关独立性越强,优化营商环境的效应越明显。为了分析这一影响,借鉴张琦和孙旭鹏的做法(2021)<sup>[22]</sup>,将试点省市中重庆、云南、贵州的政策虚拟变量Treat赋值更改为2,江苏、浙江、广东、山东的赋值为1,其他非试点省市的赋值仍为0。

表4给出了审计机关人财物省级统管改革强度影响区域营商环境的回归结果。加入全部控制变量后,treat×post的系数为0.0260,在10%的水平上显著,表明审计机关人财物省级统管改革强度越高,其优化营商

环境的效应越明显。引入  $treat \times year_{2019}$  后,其系数为 0.034,在 10% 水平上显著,表明审计机关人财物省级统管改革强度的动态效应较为明显。

表4 审计机关人财物省级统管改革强度的影响

| 变量                         | (1)                   | (2)                 | (3)                   | (4)                 |
|----------------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|
| $treat \times post$        | 0.0324**<br>(2.263)   | 0.0260*<br>(1.673)  |                       |                     |
| $treat \times year_{2019}$ |                       |                     | 0.0475**<br>(2.588)   | 0.0344*<br>(1.794)  |
| Constant                   | 2.888***<br>(259.600) | 3.683***<br>(4.802) | 2.888***<br>(260.700) | 3.487***<br>(4.584) |
| Controls                   | 不控制                   | 控制                  | 不控制                   | 控制                  |
| Province                   | 控制                    | 控制                  | 控制                    | 控制                  |
| Year                       | 控制                    | 控制                  | 控制                    | 控制                  |
| N                          | 209                   | 179                 | 209                   | 179                 |
| R <sup>2</sup>             | 0.831                 | 0.842               | 0.830                 | 0.859               |

#### (四) 稳健性检验

##### 1. 倾向匹配得分

虽然试点省市同时包括了东中西部省份,出现系统性差异的可能性比较小,但为了稳健起见,本文以经济和财政特征控制变量为基础匹配变量,采用倾向得分匹配法(PSM)进行双重差分估计。通过删除不符合共同区域假设的样本,筛选出相似的对照组,共有 153 个样本。PSM 样本回归的结果显示,  $treat \times post$  的系数为 0.0712<sup>①</sup>,在 1% 的水平上显著,与全样本回归结果一致。

##### 2. 平行趋势检验

符合平行趋势假定是采用双重差分法的基本前提,从图 1 来看,在审计机关人财物省级统管改革正式实施之前,试点省市和非试点省市营商环境的变动趋势基本一致,审计机关人财物省级统管改革实施之后,试点省市相对于非试点省市有较为明显的改善。

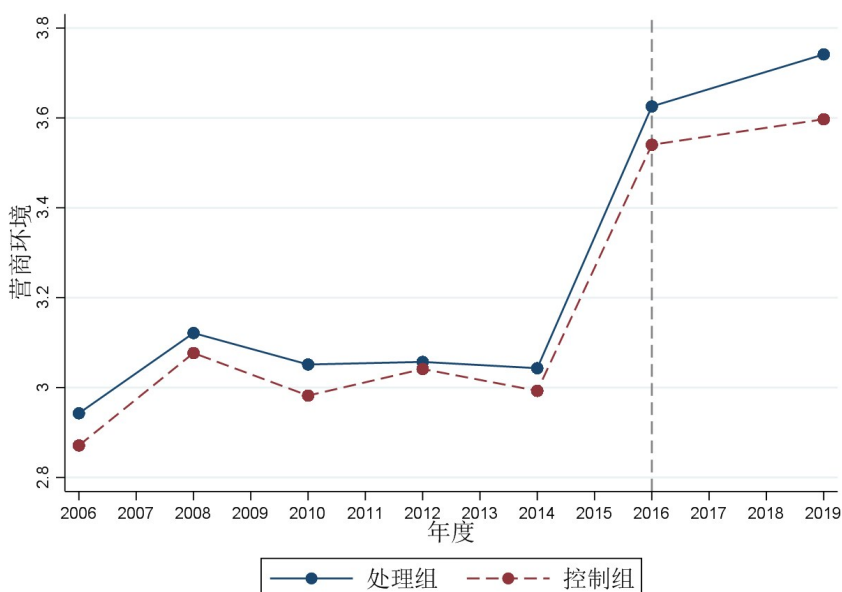


图1 试点省市和非试点省市营商环境样本均值的变动趋势

由于企业经营环境指数 2 年发布一次(2016 年以后间隔了 3 年),政策实施的 2015 年没有发布企业经营环境指数,因此本文以 2016 年为基准年进行平行趋势检验,即以 2016 年为基期,并将模型(7)中  $post$  变量替



换为  $year$ , 具体模型如下:

$$db_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 treat_i \times year_t + \beta_2 X_{i,t-1} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

其中  $year_t$  分别在 2008 年、2010 年、2012 年、2014 年、2016 年和 2019 年赋值为 1, 否则赋值为 0。图 2 报告了  $\{\beta_{2008}, \beta_{2010}, \beta_{2012}, \beta_{2014}, \beta_{2016}, \beta_{2019}\}$  估计参数大小和置信区间。结果表明在审计机关人财物省级统管改革之前, 试点省市和非试点省市之间在营商环境上的差异未随时间的推移发生变化, 即  $\{\beta_{2008}, \beta_{2010}, \beta_{2012}, \beta_{2014}, \beta_{2016}\}$  不显著异于 0, 而在审计机关人财物省级统管改革之后, 相对于非试点省市而言, 试点省市的营商环境显著优化, 即  $\beta_{2019}$  总体上显著为正, 平行趋势假设从时间维度验证了提升审计机关的独立性能够显著改善地方的营商环境。

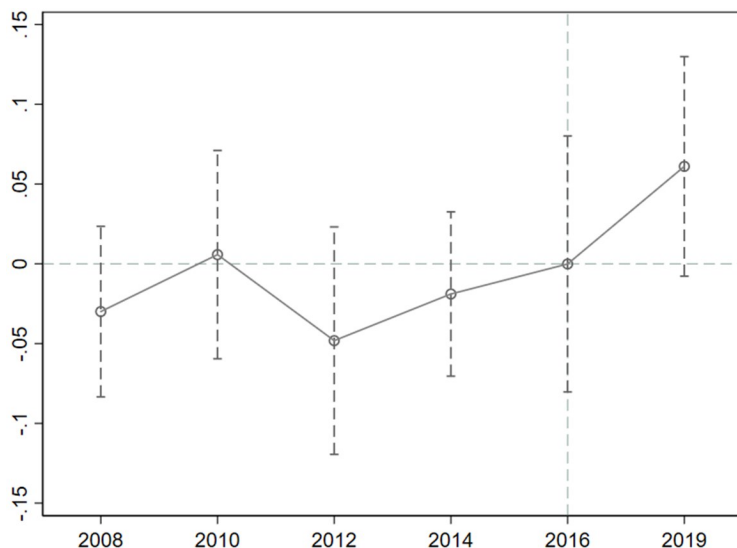


图 2 审计机关人财物省级统管改革的动态效应

### 3. 平衡样本

本文的主回归结果中数据为非平衡样本数据, 试点改革前的年份数据多于试点改革后的年份数据, 为了进一步验证实证结果的稳健性, 本文采用平衡样本数据进行检验, 即去掉 2012 年以前的数据, 保证试点改革前和改革后同样有 2 年的数据, 回归的结果显示,  $treat \times post$  的系数为 0.0814, 在 5% 的水平上显著<sup>①</sup>。

### 4. 安慰剂检验

本文选取企业经营环境指数测度评估区域营商环境, 该指标可能会受时间和其他政策因素的影响, 为了消除不可观测因素的影响, 本文选取 2014 年作为试点改革开始的时间, 回归结果显示,  $treat \times post_{2014}$  的回归系数在统计意义上不显著<sup>①</sup>, 进一步验证了本文研究结论的稳健性。

## 五、进一步分析

为了进一步考察审计机关人财物省级统管改革从哪些方面改善了区域营商环境, 本文采用基本回归模型, 以企业经营环境 8 个分项指数为被解释变量, 分析上述改革对企业具体经营环境的影响。表 5 的回归结果显示, 审计机关人财物省级统管改革显著改善了政策环境, 减少了行政干预, 改善了基础设施条件, 但对法治环境、税费负担、金融服务和融资成本、人力资源供应、市场环境和中介服务并没有显著的影响, 回归的结果与预期较为吻合。审计机关人财物省级统管改革增强了地方审计机关的独立性, 有助于提升审计揭示、预防和抵御的效果。审计效果的提升有利于强化审计的威慑和纠偏机制, 使得地方政府快速调整自身行为。具体表现在有助于提高地方政府执行政策和行政执法的公正性, 抑制地方政府在行政审批、执法检

查、行业准入、投资等方面的权力寻租行为。同时,由于地方政府是地方基础设施投资的主体,更好发挥审计功能有助于提高基础设施投资资金的使用效率,促使地方政府提供更高质量的基础设施。审计机关人财物省级统筹改革之所以对法治环境、税费负担、金融服务和融资成本、人力资源供应、市场环境和中介服务回归结果不显著,可能的解释是改善影响企业经营环境的上述因素依赖于长期的制度建设和其他配套改革的推进,审计机关人财物省级统筹改革对上述因素可能有影响,但短期效果并不明显。

表5 审计机关人财物省级统筹改革对分项指数的回归结果

| 变量             | (1)                  | (2)                 | (3)                 | (4)                 |
|----------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|                | policy               | adm                 | law                 | tax                 |
| treat×post     | 0.2310***<br>(3.513) | 0.0897**<br>(2.004) | -0.0056<br>(-0.186) | 0.0113<br>(0.169)   |
| Constant       | 5.187**<br>(2.487)   | 0.110<br>(0.078)    | 4.161***<br>(4.370) | 3.556<br>(1.285)    |
| Controls       | 控制                   | 控制                  | 控制                  | 控制                  |
| Province       | 控制                   | 控制                  | 控制                  | 控制                  |
| Year           | 控制                   | 控制                  | 控制                  | 控制                  |
| N              | 179                  | 179                 | 179                 | 91                  |
| R <sup>2</sup> | 0.805                | 0.819               | 0.858               | 0.851               |
| 变量             | (5)                  | (6)                 | (7)                 | (8)                 |
|                | finance              | hr                  | infra               | market              |
| treat×post     | -0.0168<br>(-0.221)  | 0.0233<br>(0.440)   | 0.0922*<br>(1.797)  | 0.0032<br>(0.086)   |
| Constant       | 1.177<br>(0.488)     | 4.987***<br>(2.963) | 4.644***<br>(2.849) | 5.104***<br>(4.344) |
| Controls       | 控制                   | 控制                  | 控制                  | 控制                  |
| Province       | 控制                   | 控制                  | 控制                  | 控制                  |
| Year           | 控制                   | 控制                  | 控制                  | 控制                  |
| N              | 179                  | 179                 | 179                 | 179                 |
| R <sup>2</sup> | 0.765                | 0.820               | 0.879               | 0.847               |

## 六、异质性分析和机制检验

### (一) 异质性分析

基本回归的结果显示审计机关人财物省级统筹改革能够显著改善区域营商环境,但这种改善效应在不同的经济发展水平和制度环境下会表现出异质性影响。为了考察上述异质性影响,本文基于样本省市的地理区位和审计能力两个维度进行分样本回归。

区域经济发展水平的差异可能影响国家审计功能的发挥。一般而言,经济发展水平高的地区,公众参政意识较强,来自公众的舆论压力会迫使国家审计机关加强对重大违纪违规问题的揭露与曝光,经济发展落后的地方,公众的参政意识相对弱化,参与管理国家和社会公共事务的诉求不高,从而影响审计功能的发挥<sup>[23]</sup>,实证研究也表明国家审计执行效果与地区经济发展水平存在正相关关系<sup>[24]</sup>。可见审计机关人财物省级统筹改革在经济发达地区的营商环境优化效应更为明显。本文将样本省市划分为东部和中西部,表6(1)~(2)列分组回归的结果显示,在公众参政意识较强的东部地区,审计机关人财物省级统筹改革对营商环境的提升效应较为显著,而在公众参政意识相对较弱的中西部地区,这一改革的效应并不显著。

审计机关的专业能力差异同样可能影响国家审计功能的发挥。审计机关的专业能力越强,提升审计机关的独立性能够带来更高的审计质量和效果<sup>[25]</sup>。为了验证审计机关专业能力的异质性影响,采用审计机关查出的问题资金总额除以地方一般公共预算支出来度量。前文描述性统计显示,地方审计机关审计能力(ac)均值为0.48,最小值为0.07,最大值为2.33,这表明我国不同省市审计机关的审计能力具有较大的差异。通过判断地方审计能力是否大于均值对样本省市进行分组,大于均值为审计能力强这一组,小于均值则为审计能力弱这一组。表6(3)~(4)列分组回归的结果表明,审计能力较强的地区,审计机关人财物省级统管提升营商环境的效应较显著,而审计能力较弱的地区,这一改革效应不显著。

表6 审计机关人财物省级统管改革的异质性影响

| 变量             | 东部                             | 中西部               | 审计能力强                          | 审计能力弱             |
|----------------|--------------------------------|-------------------|--------------------------------|-------------------|
|                | (1)                            | (2)               | (3)                            | (4)               |
| treat×post     | 0.0825 <sup>*</sup><br>(1.918) | 0.0270<br>(0.744) | 0.0559 <sup>*</sup><br>(1.928) | 0.0581<br>(1.423) |
| Controls       | 控制                             | 控制                | 控制                             | 控制                |
| Province       | 控制                             | 控制                | 控制                             | 控制                |
| Year           | 控制                             | 控制                | 控制                             | 控制                |
| N              | 60                             | 119               | 107                            | 101               |
| R <sup>2</sup> | 0.868                          | 0.866             | 0.879                          | 0.865             |

## (二)机制检验

治理腐败是国家审计的重要功能,对国家审计抑制腐败的作用,理论和实证研究的结果较为一致,已有研究都认为国家审计通过实施审计监督,能够遏制官员权力寻租行为,有效地抑制腐败<sup>[26-27]</sup>。关于腐败对营商环境的影响,虽然有部分文献认为腐败是企业应对政府失灵的理性反应,是经济增长的“润滑剂”<sup>[28]</sup>,但缺乏可靠的实证证据,相反,大部分理论和实证研究表明,腐败会造成“劣币驱逐良币”,扭曲市场资源配置,抑制企业发展和经济增长<sup>[29-32]</sup>,因此,加强反腐力度可以为企业良性运行提供健康的外部环境,有利于持续优化营商环境<sup>[33]</sup>。基于前文的理论分析框架,审计机关人财物省级统管改革会提升地方审计机关的独立性,而审计机关独立性提升可以抑制权力寻租带来的腐败,腐败的减少会改善区域营商环境。

为了验证上述机制,本文借鉴石大千等(2018)的方法分两步进行检验<sup>[34]</sup>。第一步将倍差项与腐败指数进行回归,如果系数显著,则表明审计机关人财物统管改革对腐败有抑制作用;第二步将倍差项和腐败指数同时放入模型营商环境进行回归,如果倍差项和腐败指数的系数均显著,表明腐败对营商环境具有部分中介效应,如果倍差项系数不显著而腐败指数显著,表明腐败对营商环境具有完全中介效应。

为了检验上述中介效应,重新构建了一个以腐败程度(corrup)为被解释变量,以审计机关人财物省级统管作为政策冲击的双重差分模型,控制变量的设定与基准回归模型一致。对于腐败程度,常用的度量方式包括腐败感知指数、企业“招待费”、每万人腐败案件数量、每万公职人员腐败立案数等<sup>[35-37]</sup>。审计机关主要是通过审计发现违法违规问题的线索,并将相应线索移交司法和纪检监察机关来协助相关部门查处贪污腐败。因此,被解释变量采用立案侦查贪污贿赂、渎职侵权职务犯罪人数占公共管理和社会组织从业人数(每万人)来衡量,由于《中国检察年鉴》只有截至2017年的贪污贿赂、渎职侵权职务犯罪人数数据,本文通过手工收集各省市人民检察院工作报告将数据补齐到2019年。回归的结果显示,倍差项的系数为-2.4930,在5%的水平显著<sup>①</sup>,表明审计机关人财物省级统管改革对腐败产生了显著的抑制效应。进一步,把腐败指数加入基准回归模型进行回归,倍差项的系数为0.0175,其结果不显著,而腐败指数的系数为-0.0034,在10%的水平显著<sup>①</sup>,表明审计机关人财物省级统管完全是通过抑制腐败改善了区域营商环境。

## 七、结论与政策建议

本文以审计机关人财物省级统管改革为研究背景,探讨地方审计机关独立性提升对区域营商环境的影响。理论研究表明,提升地方审计机关独立性有助于抑制地方政府和官员权力寻租行为,从而有利于优化营商环境。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,试点省市相对于非试点省市营商环境显著提升,审计机关人财物省级统管改革强度越高,区域营商环境优化效应越明显。一系列稳健性检验进一步验证了结果的可靠性。通过进一步的研究发现,审计机关人财物省级统管改革主要改善了区域的政策环境,减少了行政干预,改善了基础设施条件;异质性分析表明,经济越发达和审计能力越强的地区改革的效果越明显;机制分析表明,审计机关人财物省级统管改革能够有效抑制权力寻租带来的腐败,从而改善区域营商环境。

结合研究结论,本文的政策建议如下:一是进一步深化审计机关人财物省级统管改革,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,充分发挥地方审计机关的监督作用,助力优化区域营商环境;二是持续提升地方审计机关的审计能力,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,不断提升审计效能,强化审计机关上下联动和横向协作,充分发挥审计机关的整体合力,三是加大政策跟踪审计的力度,切实做好营商环境专项审计。以“放管服”改革、减税降费、援企稳岗和清理拖欠民营企业中小企业账款等优化营商环境政策为重点,重点关注政府官员违规和不作为行为,着力打通政策措施落实中的“卡点”“难点”和“堵点”,不断优化营商环境。

### 注 释:

① 限于篇幅,本文正文没有列示相关表格,详见附表。

附表

| 变量             | 倾向匹配得分               | 平衡样本                | 安慰剂检验              | 机制分析(1)               | 机制分析(2)              |
|----------------|----------------------|---------------------|--------------------|-----------------------|----------------------|
| treat×post     | 0.0712***<br>(2.943) | 0.0814**<br>(2.234) | 0.0331<br>(1.598)  | -2.4930**<br>(-2.071) |                      |
| corrup         |                      |                     |                    |                       | -0.0034*<br>(-1.769) |
| Constant       | 2.475***<br>(3.639)  | 3.989**<br>(2.125)  | 3.252**<br>(5.560) | 81.58*<br>(1.950)     | 1.086<br>(0.924)     |
| Controls       | 控制                   | 控制                  | 控制                 | 控制                    | 控制                   |
| Province       | 控制                   | 控制                  | 控制                 | 控制                    | 控制                   |
| Year           | 控制                   | 控制                  | 控制                 | 控制                    | 控制                   |
| N              | 153                  | 88                  | 208                | 133                   | 133                  |
| R <sup>2</sup> | 0.865                | 0.852               | 0.869              | 0.833                 | 0.876                |

### 参考文献:

- [1] 张俊民,胡国强,张硕.国家审计服务国家治理实践研究:基于18份审计工作报告的分析[J].审计研究,2013(5):10-16.
- [2] 王永海,王嘉鑫.国家审计可以有效提升国家治理能力吗[J].当代财经,2017(9):119-133.
- [3] 郑石桥.党和国家监督体系中的国家审计:特质、定位及制度要求[J].中国审计评论,2019(1):1-12.
- [4] 周维培.从“鉴证”到“问责”——全球视野下国家审计服务国家治理的路径分析[J].审计研究,2019(4):3-10.
- [5] 刘家义.论国家治理与国家审计[J].中国社会科学,2012(6):60-72.
- [6] 邢维全.国家审计、腐败与企业发展——基于世界银行企业问卷调查的实证分析[J].中国审计评论,2017(1):9-21.
- [7] 邹福正,邹小平.以审计监督推动深化行政体制改革[J].审计月刊,2013(9):7-9.

- [8] 谢柳芳,孙鹏阁,郑国洪,曾军.政府审计功能、预算偏差与地方政府治理效率[J].审计研究,2019(4):20-28.
- [9] 王彦东,马一先,乔光华.国家审计能促进区域营商环境优化吗?——基于2008—2016年省级面板数据的证据[J].审计研究,2021(1):31-39.
- [10] DEWAR D.A.Independence of State Audi[J].International Journal of Government Auditing, 1988, 15(3): 10-14.
- [11] 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.
- [12] 郑石桥,尹平.审计机关地位、审计妥协与审计处理执行效率[J].审计研究,2010(6):53-58.
- [13] 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.
- [14] 许百军.寻租理论、政府权力的监督与公共责任视角下的经济责任审计[J].审计研究,2005(4):84-88.
- [15] 车金洋.经济责任审计对公共权力寻租的遏制作用及其制度完善[J].审计月刊,2012(6):4-6.
- [16] SANTISO C.Improving Fiscal Governance and Curbing Corruption: How Relevant Are Autonomous Audit Agencies?[J].International Public Management Review, 2006, 7(2): 97-108.
- [17] AVIS ERIC., FERRAZ C., FINAN F. Do Government Audits Reduce Corruption? Estimating the Impacts of Exposing Corrupt Politicians[J].Journal of Political Economy, 2018(126): 1912-1964.
- [18] DEARDEN S. The Challenge to Corruption and the International Business Environment[M]. Kidd, J. B. & Richter F.(eds), Corruption and Governance in Asia, Palgrave Macmillan, 2003:27-42.
- [19] 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.
- [20] 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.
- [21] 肖春辉.关于省以下审计机关管理体制改革的经验与思考[J].中国内部审计,2020(5): 78-81.
- [22] 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.
- [23] 吴勋,王琳.财政分权、区域经济发展与国家审计功能——基于省级审计机关的面板数据分析[J].经济问题,2015(10): 107-112.
- [24] 宋常,胡家俊,陈宋生.政府审计二十年来实践成果之经验研究[J].审计研究,2006(3):24-30.
- [25] 王少华,上官泽明.独立性、专业胜任能力与审计结果信息质量——基于公共物品视角的跨国实证分析[J].中央财经大学学报,2021(3):58-73.
- [26] 蒲丹淋,王善平.权力异化、国家审计与地方政府负债[J].财经理论与实践,2012(5):81-85.
- [27] 刘泽照,梁斌.政府审计可以抑制腐败吗?——基于1999—2012年中国省级面板数据的检验[J].上海财经大学学报,2015(1):42-51.
- [28] 邢维全.国家审计治理、晋升激励与经济增长绩效——基于2002—2013年我国省级面板数据的实证研究[J].江汉学术,2017(3):5-13.
- [29] SHLEIFER A., VISHNY R.W.Politicians and Firms[J].Journal of Finance, 1994, 112(4): 1027-1056.
- [30] MAURO P. Corruption and Growth[J].Quarterly Journal of Economics, 1995, 116(3): 1329-1372.
- [31] ROSE-ACKERMAN S. Corruption and Government Cause: Consequences and Reform[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1999.
- [32] SVENSSON J. Who Must Pay Bribes and How Much? Evidence from a Cross Section of Firms[J].Quarterly Journal of Economics, 2003, 118(1): 207-230.
- [33] 邓慧慧,刘宇佳.反腐败影响了地区营商环境吗?——基于十八大以来反腐行动的经验证据[J].经济科学,2021(4):84-98.
- [34] 石大千,丁海,卫平,刘建江.智慧城市建设能否降低环境污染[J].中国工业经济,2018(6):117-135.
- [35] 杜亚斌.财政透明、财政分权与腐败感知:基于多层模型的实证分析[J].公共管理与政策评论,2020(6):43-55.
- [36] 黄玖立,李坤望.吃喝、腐败与企业订单[J].经济研究,2013(6):71-84.
- [37] 黄溶冰,赵谦.财政分权、审计监督与反腐败成效——来自中国2002—2011年的经验证据[J].中南财经政法大学学报,2015(6):19-25.