

审计独立性与企业高质量发展

——基于全要素生产率视角

辛冲冲 韩韵格 张建顺*

摘要 高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。本文将省以下地方审计机关人财物管理改革作为事件冲击,考察国家审计独立性提升对企业高质量发展的影响。研究发现,国家审计独立性的提升能够显著促进企业全要素生产率提升。机制分析结果表明,提升国家审计独立性能够提高审计监督效能、改善营商环境、降低企业制度性交易成本,进而促进企业实现高质量发展战略转型。异质性分析发现,国家审计独立性增强对民营企业处于成长期企业高质量发展的促进作用更为明显。此外,国家审计独立性增强,能够同时发挥审计事前威慑效应与事后治理效应,促进企业高质量发展。本文的研究发现表明,提高国家审计独立性是完善现代化国家治理体系、提升国家治理能力、促进经济高质量发展的重要手段。

关键词 审计独立性 国家治理 高质量发展

一、引言

实现经济高质量发展是跨越中等收入陷阱,实现中国式现代化的必经之路。企业是国民经济的细胞,推动企业高质量发展、培育一批有核心竞争力的优秀企业是实现经济高质量发展的微观基础(刘鹤,2021)。党的二十大报告指出,“高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务”。学术界对如何实现经济高质量发展做了广泛探讨,代表性观点认为,提高国家治理能力是实现经济高质量发展的重要手段与持久推动力(高培勇等,2020)。习近平总书记指出,国家治理体系和治理能力是一个国家制度和制度执行能力的集中体现^①。增强国家治理能力是将社会主义制度优势转化为管理国家的效能,提高党科学执政、民主执政、依法执政水平的重要途径。审计是党和国家监督体系的重要组成部分,是推动国家治理体系和治理能力现代化的重要力量^②。国家审计是国家治理体系健康运行的“免疫系统”,通过发挥“预防、揭示、抵御”功能,防止权力滥用和治理失败,能够全方位提升国家权力运行成效,增强国家治理能力(刘家义,2012)。

* 辛冲冲,北京市社会科学院经济研究所、浙江财经大学—中国社会科学院大学浙江研究院,E-mail: 15109002259@163.com,通讯地址:北京市朝阳区北四环中路33号北京市社会科学院,邮政编码:100101;韩韵格(通讯作者),湖北文理学院经济管理学院,E-mail: 12072@hbuas.edu.cn;张建顺,南京审计大学国家审计学院,E-mail: 1390959200@qq.com。感谢国家自然科学基金青年项目(72203102)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵修改意见,文责自负。

① 习近平《切实把思想统一到党的十八届三中全会精神上来》,《人民日报》2014年1月1日,第2版。

② 出自习近平总书记在二十届中央审计委员会第一次会议上的讲话。

独立性是审计的灵魂,是现代审计制度的基石,是审计工作开展的基础(Gendron等,2001)。提高审计独立性是构建集中统一、全面覆盖、权威高效的审计监督体系,增强国家治理能力的重要手段(刘家义,2015)。省以下地方审计机关人财物管理改革是审计机关深化机构改革、提高地方审计机关独立性的重要探索,是完善国家治理体系的重要内容。2015年中央出台《关于完善审计制度若干重大问题的框架意见》,以江苏省、浙江省、山东省、广东省、重庆市、贵州省和云南省七省市作为试点,探索省以下地方审计机关人财物管理改革。长期以来,地方审计机关实行双重领导制度,在业务上接受上级审计机关垂直领导,在人事任免、经费与资产管理方面接受同级地方政府领导。虽然法律规定地方审计机关执行审计任务时以上级审计机关垂直领导为主,但是地方审计机关开展工作不可避免地受到本级政府的影响,进而制约了审计独立性(吴联生,2002)。省以下地方审计机关人财物管理改革,将地方审计机关人财物管理权限从市县收归省级管理,压缩了同级地方政府对审计机关的干预空间,从而提高了省以下地方审计机关独立性。国家审计独立性提升作为完善国家治理体系、增强国家治理能力的重要手段,能否促进企业高质量发展?其作用机制是什么?现有文献并未给出回答。

本文利用省以下地方审计机关人财物管理改革作为事件冲击,使用双重差分法考察国家审计独立性提升对企业高质量发展的影响。使用OP(Olley和Pakes,1996)和LP方法(Levinsohn和Petrin,2003)构建全要素生产率反映企业高质量发展水平。研究发现,国家审计独立性提高能够显著促进企业高质量发展,表现为企业全要素生产率提升了大约1.8%。国家审计独立性提升,通过提高审计监督效能,改善企业面临的营商环境,降低企业制度性交易成本,激励企业投资、创新等机制,促进企业全要素生产率提升。国家审计独立性增强对民营企业和处于成长期企业高质量发展的促进作用更为明显。本文还发现,国家审计独立性的增强能够同时发挥审计“事前威慑”效应与“事后治理”效应,促进企业高质量发展。

与现有文献相比,本文有如下三方面贡献:

第一,本文丰富了关于分权和集权对政府治理效率影响的文献。一方面,有研究指出分权有助于提升政府治理效率,因为分权能够促进地方政府更好地利用地方信息(Huang等,2017);另一方面,也有文献指出在中央与地方政府存在信息不对称的背景下,分权会加剧委托代理问题,降低政府治理效率(Greenstone等,2022),由于缺乏自上而下的有效监督,地方政府可能利用信息优势以权谋私(Boffa等,2016),以及在贸易和司法领域实行地方保护主义(张皓辰等,2024)。本文利用省以下地方审计机关人财物管理改革作为事件冲击,发现地方审计人财物管理权力上移能够增强审计监督效能,促进企业高质量发展。本文发现为理解分权和集权对政府治理效率的影响提供了审计领域的经验证据。与本文发现类似,马光荣等(2023)发现环保事权上收有助于降低空气污染水平,赵仁杰和张家凯(2022)发现地方法院人财物省级统管对企业投资有促进作用。

第二,本文扩展了关于企业高质量发展的文献。现有研究从公共政策(李真和李茂林,2021)、数字经济(赵涛等,2020)、金融支持(文书洋等,2022)、环境(陈诗一和陈登科,2018)等角度探讨如何促进企业高质量发展。而本文以国家治理能力建设作为出发

点,从提升国家审计独立性视角,探讨企业高质量发展路径。实证结果表明,提高国家审计独立性,能够通过提升审计监督效能、降低制度性交易成本、促进企业战略转型,助力企业高质量发展。本文发现表明,完善政府机构管理改革,促进国家治理能力提升,有助于促进企业高质量发展,能够为进一步完善促进企业高质量发展政策体系提供启示。

第三,本文完善了关于省以下地方审计机关人财物管理改革对审计监督影响的文献。现有文献发现,省以下地方审计机关人财物管理改革能够提高审计独立性,增强审计监督效能,但对于省以下地方审计机关人财物管理改革后,审计监督对微观主体的作用方式并未进行实证检验(张琦和孙旭鹏,2021)。本文实证结果显示,省以下地方审计机关人财物管理改革提升了审计独立性,能够通过发挥国家审计“事前威慑”和“事后治理”两种机制,规范地方政府行为,提高治理能力,促进企业高质量发展。本文为提升国家审计独立性、发挥审计监督对微观市场主体发展的促进作用提供了经验证据。

二、制度背景和理论分析

(一) 制度背景

提升国家治理能力是降低制度性交易成本,促进企业高质量发展的重要途径。国家审计是国家治理体系中的一项基础性制度安排,提升审计监督效能有助于全方位提升国家治理水平。一方面,国家审计能够规范权力运行,推动构建廉洁、高效、负责、透明的服务型政府,保障宏观调控政策高效落实;另一方面,国家审计能够通过揭示和反映体制机制性问题,促进社会主义市场经济体制完善。

长期以来,我国地方审计机关实行双重领导制度:一方面,在行政管理上受到同级地方政府领导;另一方面,在业务执行上受到上级审计机关领导。双重领导制度在审计机关成立初期能够充分利用中央和地方资源,通过查错纠弊、监督权力运行,有效维护了国家财政经济秩序。然而,随着经济社会的快速发展,地方审计机关双重领导制度逐渐显现出一些不足。例如,由于地方审计机关以辖地为限,无法充分整合审计资源,不利于审计信息资源跨地区共享,难以适应新时期审计全覆盖的要求。并且,地方政府官员可能出于私利对审计机关进行干预,削弱审计独立性,产生审计妥协现象(郑石桥和尹平,2010)。

为了提高地方审计机关独立性,提高审计监督效能,2015年中央出台《关于完善审计制度若干重大问题的框架意见》,以江苏省、浙江省、山东省、广东省、重庆市、贵州省和云南省七省市作为试点,探索省以下地方审计机关人财物管理改革。2016年,试点省市^①相继正式下发了省以下地方审计机关人财物管理改革试点实施方案,从人事管理、经费管理、组织管理等方面削弱了同级地方政府对审计机关的领导权,增强了地方审计机关的独立性。

^① 为了表述方便,将省以下地方审计机关人财物管理改革七个试点省市简称为试点省市,其他未实行省以下地方审计机关人财物管理改革的省区市简称为非试点省市。

人事管理方面,在省以下地方审计机关人财物管理改革前,地级市和县级审计机关人员招聘和人事管理都直接受到同级政府的影响,审计人员在对地方政府进行审计时,更容易受到同级地方政府的干预,出于维护地方利益而导致审计妥协。省以下地方审计机关人财物管理改革后,强化了审计机关的纵向人事管理体制^①,地方审计机关编制由省级机构编制管理部门统一管理,地方审计机关人员招聘在省级层面进行统一招录,有效降低了同级政府对地方审计机关负责人的任免影响,强化了省级审计机关对市县审计机关的组织领导,保障市县地方审计队伍的独立性,避免在进行审计任务时顾虑地方利益。

经费管理方面,在省以下地方审计机关人财物管理改革前,地级市和县级审计机关人员基于属地原则由地方政府财政进行保障,因而地方审计机关的运行经费对同级政府具有很强的依赖性。省以下地方审计机关人财物管理改革后,地方审计机关的经费预算、资产管理全部归口到省级有关部门进行统一管理,并且保障经费标准不低于之前水平,通过切断地方审计机关与同级地方政府的经费依赖关系,能够减少同级地方政府对审计工作的干扰和掣肘,提高地方审计机关独立性,激励地方审计机关实事求是地披露问题,公正地提出整改措施。

组织管理方面,进一步加强审计业务垂直管理,建立健全审计业务管理制度。地方审计机关审计项目计划由省级审计机关进行统筹组织,避免同级政府对地方审计机关审计业务的干预,提高地方审计机关独立性。并且,改革后省级审计机关能够更好地统筹组织本省审计资源,有利于形成审计合力,开展大型审计项目,在更大范围内发现和分析问题,提升审计监督效能。

(二) 理论分析

提高审计独立性是构建集中统一、全面覆盖、权威高效的审计监督体系,增强国家治理能力的重要手段。在审计机关建立初期,地方审计机关在传统双重领导体制下,能够充分利用中央和地方资源进行查错纠弊、监督权力运行,有效维护了国家财政经济秩序。然而,随着经济快速发展,地方政府自利动机增强,地方审计机关双重领导制诱发了同级政府对地方审计机关的干预,产生了审计妥协现象。省以下地方审计机关人财物管理改革着眼于削弱地方审计机关对同级政府在人事管理、经费管理、组织管理方面的依赖,将人财物归口到省级部门进行统一管理,强化省级审计机关对市县审计机关的领导,从而压缩了同级地方政府对审计机关的干预空间,提升了地方审计机关独立性。现有研究发现,将省以下人财物管理权上收以增强机构独立性的同时,会减少对地方信息的利用,降低机构执行效率(Lin和Liang 2025)。但是,不同于税务机关、环保机关等政府职能部门,政府审计机关有效发挥预防、揭示、抵御等审计免疫系统功能更依赖独立监督。尽管审计集权可能带来一定的信息损失,但结合试点省份出台的改革文件来看,在进行省以下地方审计机关人财物管理改革时,要求地方审计机关协同推进审计信

① 例如,《山东省审计机关人财物管理改革试点实施方案》中规定,任免市审计局领导班子成员和县(市、区)审计局正职,须事先征得省审计厅党组同意。

息化建设,能够降低人财物管理权限上移对地方信息利用的不利影响。现有微观证据表明,审计独立性的增强能够提高审计质量,增强审计监督效能(蔡春等,2020)。省以下地方审计机关人财物管理改革能够有效提升对地方政府公共权力运行和公共资源分配的监督,激励政府官员全面有效地履行公共受托责任,出台科学合理的激励政策,优化和改善公共服务。

制度对于经济增长至关重要(North,1990),营商环境是市场主体参与市场经济活动的综合制度环境,营商环境好坏直接关系到生产要素的配置效率和制度性交易成本。优化营商环境、降低制度性交易成本是推动企业高质量发展、培育新质生产力的重要途径。营商环境质量与政府行为密切相关。由于信息不对称以及官员自利性动机,地方政府制定规章制度以及提供公共服务时会存在委托代理问题,可能产生腐败和低效问题,导致制度性交易成本过高。省以下地方审计机关人财物管理改革能够有效提升试点地区审计独立性,能够更好地发挥国家审计预防、揭示、抵御功能。例如,审计独立性增强,领导干部经济责任审计能够对领导干部履职情况进行更加有效的监督审查(吴一平等,2023),避免审计妥协,从而有效减少地方政府的庸政懒政行为,规范地方政府行为,遏制寻租和腐败,降低市场交易成本。审计独立性增强,能够保证重大政策落实跟踪审计有效实施,通过提出审计整改意见,促进地方政府有效贯彻落实中央政府制定的简政放权、减税降费等优惠政策,降低企业面临的制度性交易成本,增加企业现金流(郑伟宏和廖林,2021)。

综上所述,省以下地方审计机关人财物管理改革能够提高审计监督效能、规范地方政府行为、优化营商环境、降低制度性交易成本,进而激励企业重视长期收益,通过增加投资与创新活动实现高质量发展转型。据此,本文提出有待检验的假说:国家审计独立性提升能够显著促进企业高质量发展。

三、研究设计

(一) 计量模型

为了考察审计独立性对企业高质量发展的因果效应,本文将省以下地方审计机关人财物管理改革作为审计独立性增强的事件冲击,构建如下双重差分模型进行实证分析:

$$Y_{ipt} = \alpha + \beta Independent_{pt} + \gamma X_{it} + Z_p \times \lambda_t + \mu_i + \lambda_i + \varepsilon_{ipt} \quad (1)$$

其中, Y_{ipt} 为 p 省企业 i 在 t 年的高质量发展指标,使用全要素生产率进行度量。 $Independent_{pt}$ 为核心解释变量,若 p 省在 t 年已实施省以下地方审计机关人财物管理改革则取值为1,否则为0。 X_{it} 为企业层面控制变量,具体包括企业基本特征、财务变量与公司治理变量。参考刘畅等(2020)的做法,引入一系列前定变量与年度固定效应交互项($Z_p \times \lambda_t$),从而允许这些前定变量在各年度对因变量产生异质性影响,将平行趋势假定放松为条件平行趋势假定。虽然《关于完善审计制度若干重大问题的框架意见》中并未明确说明试点选择的决策依据,考虑到省以下地方审计机关人财物管理改革属于完善审计监督机制的制度性改革,通过查阅相关政策文件、结合以往政策试点选择依据以及试点

省市特点,选择经济发展水平、财政状况以及审计监督强度作为前定变量。 μ_i 为企业个体固定效应,用于控制企业不随时间变化因素的影响; λ_t 为年度固定效应,用于控制相同的时间效应; ε_{ipt} 为随机扰动项, α 为常数项。考虑到政策冲击来自省份层面,同一个省份内部企业随机扰动项可能存在相关性,在估计时将标准误聚类在省级层面。

(二) 数据与变量

1. 数据来源与样本处理

考虑到省以下地方审计机关人财物管理改革发生在2016年,为了保证事件冲击前后有足够的观测年份以考察事前趋势与动态效应,本文使用2012—2022年沪深A股上市公司数据进行实证分析。上市公司数据来自国泰安数据库。为了保证实证分析的严谨性,删除金融类和ST类上市公司。为了保证实证分析的准确性,删除明显异常数据。异常数据包括财务数据严重缺失的公司,财务数据违背会计原则(例如资产、投资为负值,资产负债率小于0)以及资不抵债的公司。省以下地方审计机关人财物管理改革信息来自各省、直辖市政府官方文件。省级层面经济数据来自历年分省统计年鉴。利用企业注册地信息,将公司层面数据与省级数据进行匹配,形成实证分析样本。审计监督数据来自历年《中国审计年鉴》。

2. 变量定义

全要素生产率(total factor productivity, TFP)衡量了资本和劳动要素之外的因素对产出的影响。对一家企业而言,TFP的提高通常表明企业在组织效率、创新和资源利用率方面取得了显著改善,有助于企业真正实现高质量发展。本文使用企业全要素生产率度量企业高质量发展水平。现有权威文献在研究企业高质量发展问题时,多聚焦企业生产效率(黄勃等,2023)。本文从全要素生产率视角考察企业高质量发展,有助于与已有实证文献进行定量比较。使用OP和LP方法计算得到上市公司全要素生产率指标^①,考虑到企业TFP存在行业、城市差异,在计算企业TFP时,控制行业固定效应与城市固定效应。

核心解释变量为企业所在省份当年是否实施了省以下地方审计机关人财物管理改革。2016年江苏省、浙江省、山东省、广东省、重庆市、贵州省、云南省七省市进行了试点,对这些省市内企业2016年以及之后年份取值为1,否则为0。

前定变量为省级层面变量,使用人均GDP、产业结构反映经济发展水平,使用财政支出规模、财政自主度反映财政情况,使用该省份是否驻有审计署特派办、审计查出问题金额规模反映审计监督情况。为了保证外生性,选取2014年作为前定变量年份。

控制变量包括公司基本特征、公司财务变量、公司治理变量。公司基本特征方面,选取公司年龄、公司规模指标。公司财务变量方面,选取资产负债率、资产回报率、流动资产占比指标。公司治理方面,选取股权集中度、独立董事人数、两职合一指标控制公司治理对公司高质量发展的影响。表1展示了变量名称、具体构建方式以及描述性统计。

^① 在估计TFP时,使用营业收入作为企业总产出的度量,使用员工人数反映企业劳动力投入,使用企业固定资产净值衡量资本要素投入,中间投入使用营业成本+销售费用+管理费用+财务费用-折旧摊销-职工工资与福利费得到,企业投资使用企业年度购建固定资产衡量。

表 1 变量构建与描述性统计

变量名称	构建方式	观测值数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量(Y_{ipt})						
TFP_OP	OP 方法计算全要素生产率 ,取对数	24 169	1.20	0.08	0.68	1.51
TFP_LP	LP 方法计算全要素生产率 ,取对数	24 169	1.05	0.07	0.65	1.29
核心解释变量($Independent_{pt}$)						
省以下地方审计机关人财物管理改革	该省份在当年实施了省以下地方审计机关人财物管理改革取 1 ,否则取 0	24 169	0.30	0.46	0	1
前定变量(Z_p)						
人均 GDP	GDP/总人口 ,取对数	31	10.75	0.40	10.18	11.56
产业结构	第二、三产业占 GDP 比重	31	0.90	0.05	0.77	0.99
财政支出规模	财政支出 /GDP ,取对数	31	0.27	0.21	0.12	1.29
财政自主度	财政支出 /财政收入	31	2.34	1.59	1.07	9.54
是否驻有审计署特派办	该省份驻有审计署特派办取 1 ,否则取 0	31	0.55	0.51	0	1
审计查出问题金额规模	审计查出问题金额规模 ,取对数	31	8.25	0.91	6.40	10.81
企业层面控制变量(X_{it})						
公司年龄	年份—IPO 年份 ,取对数	24 169	2.90	0.32	1.10	4.14
公司规模	总资产 ,取对数	24 169	22.21	1.34	15.58	28.64
资产负债率	总负债 /总资产	24 169	0.43	0.21	0.06	0.96
资产回报率	净利润 /总资产	24 169	0.03	0.07	-0.36	0.20
流动资产占比	流动资产 /总资产 (%)	24 169	2.35	2.31	0.28	14.98
股权集中度	第一大股东持股比例 (%)	24 169	34.22	15.00	0.29	100
独立董事人数	独立董事人数 ,取对数	24 167	1.14	0.17	0	2.08
两职合一	董事长和总经理为同一人取 1 ,否则为 0	24 169	0.27	0.45	0	1

四、实证分析结果

(一) 基准回归结果

表 2 是双重差分模型估计结果。为了应对省以下地方审计机关人财物管理改革试点可能存在的内生性担忧 ,列(1) 和列(3) 在控制企业固定效应和年份固定效应基础上 ,加入前定变量与年份固定效应交互项 ,将平行趋势放松为条件平行趋势。列(2) 和列(4) 进一步加入了企业层面控制变量以提高估计精度 ,并且加入行业一年份固定效应以控制行业层面政策冲击。省以下地方审计机关人财物管理改革回归系数在 1% 水平显著为正 ,证实了本文研究假说 ,即提升国家审计独立性能够显著促进企业高质量发展。由于对被解释变量做了对数化处理 ,回归系数实际上反映了百分比效应 ,以列(4) 估计系数作为基准 ,省以下地方审计机关人财物管理改革使企业全要素生产率提升了约 1.8%。

表2 审计独立性对企业高质量发展的影响

变 量	(1) TFP_OP	(2) TFP_OP	(3) TFP_LP	(4) TFP_LP
省以下地方审计机关人财物管理改革	0.019 *** (0.002)	0.017 *** (0.002)	0.020 *** (0.001)	0.018 *** (0.001)
企业层面控制变量	No	Yes	No	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	No	Yes	No
前定变量×年份固定效应($Z_p \times \lambda_t$)	Yes	Yes	Yes	Yes
行业一年份固定效应	No	Yes	No	Yes
样本数	23 970	23 919	23 970	23 919
R^2	0.85	0.90	0.86	0.91

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 显著性水平显著，括号内为省份层面聚类稳健标准误（下同）。

（二）稳健性检验

1. 平行趋势检验

双重差分法有效性的前提是平行趋势假设，即处理组和控制组在事前有相同的时间趋势。使用事件研究法（event study）检验平行趋势：

$$Y_{ipt} = \alpha + \sum_{k=-4}^4 \beta_k D_{pt}^k + \gamma X_{it} + Z_p \times \lambda_t + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{ipt} \quad (2)$$

其中， Y_{ipt} 为来自 p 省份的企业 i 在 t 年的全要素生产率。 D_{pt}^k 是一系列事前和事后虚拟变量，当企业所在省份在 t 年处于省以下地方审计机关人财物管理改革实施前/后 k 年时，取值为 1，否则为 0。其中 $k=t-t_{p0}$ ， t_{p0} 为省份 p 实施省以下地方审计机关人财物管理改革的年份（即 2016 年）， t 为年份变量。删除 D_{pt}^{-1} ，即将省以下地方审计机关人财物管理改革实施前 1 年作为基准组，此时估计系数 β_k 度量了处理组和控制组在省以下地方审计机关人财物管理改革实施前/后 k 年全要素生产率的差异。通过估计省以下地方审计机关人财物管理改革实施前 k 年处理组和控制组全要素生产率差异，可以检验事前平行趋势。通过估计改革实施后 k 年处理组和控制组全要素生产率差异，也可以分析改革的动态效应。

图 1 展示了事件研究法估计系数和 95% 置信区间。政策冲击发生前， D_{pt}^k 估计系数接近 0 且在统计上并不显著，说明处理组和控制组在省以下地方审计机关人财物管理改革发生前具有相同的发展趋势，满足平行趋势假设。观察政策冲击发生后 D_{pt}^k 估计系数可以发现，虽然估计系数在事后第二年才开始显著为正，但是估计系数随着时间推移呈现不断增大趋势，说明国家审计独立性改革对企业高质量发展的促进作用随着时间推移不断增强。

2. 排除竞争性解释：其他政策

对本文实证结果的一个质疑是，企业全要素生产率的提高可能并不是来自省以下地方审计机关人财物管理改革，而是来自其他省级层面事件冲击，如减税降费等政策。

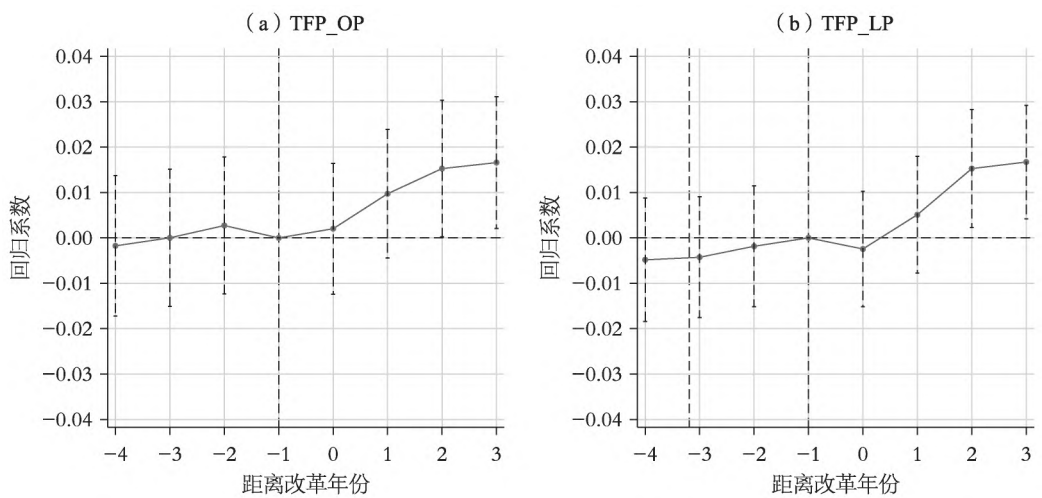


图 1 事件研究法

为了排除其他政策干扰,参考 Chen 等(2023) 的识别策略,利用央企样本构建三重差分法消除其他政策的影响。在我国,央企审计是由审计署和审计署驻地方特派办负责,地方审计机关不会对央企进行审计,因而央企不会受到省以下地方审计机关人财物管理改革的影响^①。为了避免央企名单变化导致的识别误差,收集 2014 年国资委发布的中央企业名录。表 3 结果显示,三重差分法估计系数显著为正,说明排除其他政策影响后,国家审计独立性提升显著促进企业高质量发展的结论依然成立。

表 3 三重差分法估计结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	TFP_OP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_LP
是否为处理组×是否为 2016 年之后×是否为非央企	0.027 ** (0.011)	0.026 *** (0.009)	0.019 ** (0.008)	0.019 *** (0.007)
是否为处理组×是否为 2016 年之后	-0.004 (0.009)	-0.006 (0.008)	0.003 (0.007)	0.001 (0.005)
是否为处理组×是否为非央企	-0.000 (0.006)	-0.005 (0.005)	0.002 (0.005)	-0.003 (0.004)
是否为 2016 年之后×是否为非央企	0.001 (0.017)	-0.002 (0.009)	-0.003 (0.014)	-0.003 (0.007)
企业层面控制变量	No	Yes	No	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	No	Yes	No
前定变量×年份固定效应($Z_p \times \lambda_t$)	Yes	Yes	Yes	Yes

① 限于篇幅,相关实证结果未予展示,感兴趣的读者可向作者索取。

续表				
变 量	(1) TFP_OP	(2) TFP_OP	(3) TFP_LP	(4) TFP_LP
行业一年份固定效应	No	Yes	No	Yes
样本数	23 970	23 919	23 970	23 919
R^2	0.85	0.90	0.86	0.91

3. 其他稳健性检验

另一个质疑是 ,处理组省份的低效率企业在处理组省份加强审计监督后 ,迁移到了控制组省份或退出了市场 ,即基准回归估计结果只是捕捉到了企业迁移或退出效应。为了解决这一质疑 ,本文删除了存在迁移或退出的企业 ,并将样本限定为平衡样本 ,应用双重差分法进行估计。表 4 列(1) 和列(2) 估计结果显示 ,省以下地方审计机关人财物管理改革估计系数在 1% 水平显著为正 ,排除了企业迁移或退出对实证结果的干扰。进一步 ,更换全要素生产率计算方法进行稳健性检验。分别使用固定效应方法和 GMM 方法重新计算企业全要素生产率 ,并将其作为被解释变量进行双重差分法估计。表 4 列(3) 和列(4) 估计结果显示 ,更换全要素生产率计算方法并不会影响实证结论。

表 4 其他稳健性检验

变 量	(1) TFP_OP	(2) TFP_LP	(3) TFP_FE	(4) TFP_GMM
省以下地方审计机关人财物管理改革	0.016 *** (0.002)	0.017 *** (0.001)	0.019 *** (0.001)	0.016 *** (0.003)
企业层面控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	No	No	No	No
前定变量×年份固定效应($Z_p \times \lambda_t$)	Yes	Yes	Yes	Yes
行业一年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	17 699	17 699	23 919	23 919
R^2	0.90	0.92	0.92	0.87

(三) 机制分析

1. 增强审计监督效能

本文收集 2012—2020 年《中国审计年鉴》数据 ,获取各城市各年份审计结果数据 ,构造城市一年份层面审计监督指标 ,考察省以下地方审计机关人财物管理改革是否提升审计监督效能。本文从审计覆盖能力、审计精准性、审计揭示能力以及审计威慑能力四个维度构建指标反映审计监督能力。第一个指标为审计项目数 ,用来反映审计覆盖能力 ,审计项目数越多说明审计工作投入的资源数量越大、审计监督范围越广、覆盖面

越大。第二个指标为被批示或采用审计报告数,用于衡量审计精准性,审计报告得到批示或被采用,意味着该报告的内容和结论得到了相关部门或决策层的认可,表明审计工作揭示了被审计对象的实际问题,审计精准性得到提升。第三个指标是审计项目平均查出问题金额,用来反映审计揭示能力。第四个指标为审计项目平均处罚金额,用来反映审计威慑能力。将上述变量取对数后作为被解释变量,使用双重差分法进行估计。表5列(1)~列(4)结果表明,审计独立性提升能够增强审计监督能力,发挥审计预防、揭示和抵御作用,激励政府官员全面有效地履行公共受托责任,为企业高质量发展提供良好条件。

2. 改善营商环境

改善营商环境有助于构建统一开放、竞争有序的高标准市场体系,为市场主体营造公平、稳定和可预期的政策环境。借鉴张柳钦等(2023)的研究思路,从政府效率和法治环境两个维度构建城市层面的营商环境指数。使用城市公共管理、社会保障和社会组织人均服务的人口数度量政府效率,使用城市每万人中的律师事务所数量度量法治环境。使用熵值法测算各子维度的营商环境得分和整体营商环境综合得分^①。表5列(5)~列(7)结果显示,审计独立性提升能够显著改善营商环境,为市场主体创造良好的制度环境。

表5 增强审计监督效能与改善营商环境

变 量	(1) 审计 项目数	(2) 被批示或采 用审计报告数	(3) 审计项目平均 查出问题金额	(4) 审计项目平 均处罚金额	(5) 营商 环境	(6) 政府 效率	(7) 法治 环境
省以下地方审计机 关人财物管理改革	0.229 ** (0.111)	0.377 ** (0.183)	0.567 ** (0.270)	0.282 ** (0.137)	0.297 *** (0.080)	0.032 ** (0.013)	0.075 *** (0.024)
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	No	Yes	No	Yes	Yes	Yes
前定变量×年份固定 效应($Z_{it} \times \lambda_t$)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	3 096	3 096	3 096	3 096	2 581	2 581	2 581
R^2	0.83	0.46	0.78	0.75	0.98	0.94	0.90

3. 降低制度性交易成本与企业战略转型

制度性交易成本过高是阻碍企业高质量发展的重要因素(姚东旻等,2022;黄友星等,2024)。省以下地方审计机关人财物管理改革是否通过降低制度性交易成本,促进企业高质量发展?

首先,基于上市公司数据,本文从管理费用和融资成本两个维度考察审计独立性提升对制度性交易成本的影响。使用管理费用占营业收入比重反映企业管理费用支出规模,使用企业财务费用占负债比重反映企业融资成本。表6列(1)和列(2)显示,审计独

① 各子维度的营商环境得分和整体营商环境综合得分越高,意味着营商环境越好。

立性提升显著降低了处理组企业管理费用支出规模以及企业融资成本。一方面,审计独立性提升带来审计监督效能增强,规范了政府行为,创造更好的营商环境,使得企业管理者更加专注于企业生产经营,降低企业管理费用。另一方面,审计独立性提升带来审计监督效能增强,能够有效减少融资市场的所有制歧视以及增强金融市场监管,降低企业融资成本。

其次,本文重点关注企业投资与创新战略。使用企业新增固定资产投资对数衡量企业投资,使用企业研发投入衡量企业创新投入。表 6 列(3)和列(4)显示,审计独立性提升显著提高了处理组企业投资水平与研发投入。一方面,审计独立性提高能够促进审计免疫系统功能发挥,为企业生产经营创造了良好的外部环境。另一方面,审计独立性提高能够有效提升审计监督效能,有效保护企业家合法权益,帮助企业形成长期稳定发展预期,激励企业进行长期投资与创新投入,促进企业转型,实现高质量发展。

表 6 降低制度性交易成本与企业战略转型

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	管理费用占比	财务费用占比	企业投资	企业研发投入
省以下地方审计机关人财物管理改革	-0.010*** (0.002)	-0.018*** (0.006)	0.121** (0.059)	0.005*** (0.001)
企业层面控制变量	No	Yes	No	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	No	Yes	No
前定变量×年份固定效应($Z_p \times \lambda_t$)	Yes	Yes	Yes	Yes
行业一年份固定效应	No	Yes	No	Yes
样本数	23 970	23 968	23 970	19 724
R^2	0.69	0.70	0.77	0.80

(四) 异质性分析

1. 企业性质

国有企业与民营企业在所有制形式、政治关联以及融资成本方面具有显著差异^①。国有企业不仅要面对市场竞争,而且要承担一定社会责任。相应地,国有企业凭借其政治关联享有一定优惠政策倾斜。国有企业会直接受到国家审计监督,而民营企业一般不会直接受到审计监督。在双重差分模型中加入省以下地方审计机关人财物管理改革和是否为民企虚拟变量交互项,可以定量估计省以下地方审计机关人财物管理改革对地方国有企业和民营企业全要素生产率的异质性影响。表 7 列(1)和列(2)结果显示,省以下地方审计机关人财物管理改革对地方国有企业和民营企业全要素生产率都起到了促进作用,相对而言,省以下地方审计机关人财物管理改革对民营企业促进作用更大。其原因可能是,相对于地方国有企业,民营企业在转向高质量发展过程中面临更多

① 本文将非国有企业统称为民营企业,样本中企业或为国有企业或为民营企业。

的政策约束以及资源约束。国家审计独立性改革提高了审计监督效能,能够为民营企业发展提供更好的营商环境以及公共服务,帮助民营企业形成长期稳定发展预期,推动民营企业高质量发展。

2. 企业生命周期

参考 Dickinson(2011),使用现金流模式划分企业生命周期。根据经营、投资、筹资三类现金流净额正负组合,反映经营风险、盈利能力和增长速度等特征,将企业生命周期划分为成长期、成熟期和衰退期。具体地,成长期企业现金流特点为投资现金流净额为负且筹资现金流净额为正,成熟期企业经营现金流净额为正,投资现金流净额和筹资现金流净额为负,其他现金流组合的企业则被划归为衰退期。表 7 列(3)和列(4)估计结果显示,省以下地方审计机关人财物管理改革对企业全生命周期高质量发展都起到了促进作用,相对而言,省以下地方审计机关人财物管理改革对成长期企业高质量发展促进作用更大。这表明,省以下地方审计机关人财物管理改革能够更好地促进企业快速成长,释放改革红利。

表 7 异质性分析

变 量	(1) TFP_OP	(2) TFP_LP	(3) TFP_OP	(4) TFP_LP
省以下地方审计机关人财物管理改革	0.014 *** (0.002)	0.016 *** (0.002)	0.011 *** (0.002)	0.013 *** (0.001)
省以下地方审计机关人财物管理改革×是否为民企	0.005 ** (0.002)	0.003 ** (0.001)		
省以下地方审计机关人财物管理改革×是否为成长期			0.008 *** (0.001)	0.006 *** (0.001)
省以下地方审计机关人财物管理改革×是否为成熟期			0.007 *** (0.001)	0.005 *** (0.001)
企业层面控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	No	No	No	No
前定变量×年份固定效应($Z_p \times \lambda_{it}$)	Yes	Yes	Yes	Yes
行业一年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	23 919	23 919	23 919	23 919
R^2	0.90	0.91	0.90	0.91

(五) “事前威慑”还是“事后治理”

本文进一步使用调节效应模型,检验审计独立性提升对企业高质量发展的作用方式是通过审计“事前威慑”效应还是审计“事后治理”效应。如果审计“事前威慑”效应成立,应当发现审计独立性提升对改革前营商环境较差城市的企业高质量发展促进作用更加明显。省以下地方审计机关人财物管理改革会提升审计独立性,引致地方政府

预期会受到更严格且更独立的审计监督,因而会更加注重规范自身行为,提高地方政府公共服务供给水平和效率。改革前营商环境较差城市由于公共服务供给不到位,会引发市场主体不满,更容易成为审计监督重点,审计查出问题会更多。为了减少被审计风险,改革前营商环境较差城市会积极进行政策调整,出台优化营商环境的政策,降低制度性交易成本,更好地促进企业高质量发展。如果审计“事后治理”效应成立,应当发现审计独立性提升对改革前审计查出问题金额较多城市的企业高质量发展促进作用更加明显。省以下地方审计机关人财物管理改革会提升审计独立性,引致审计查出问题金额较多的城市会受到更加严格的审计监督,规范地方政府行为。并且,省以下地方审计机关人财物管理改革有助于完善审计整改贯通协同机制,及时检验审计整改效果,持续推进审计整改,激励改革前审计查出问题金额较多城市地方政府及时解决企业高质量发展面临的体制机制障碍,优化公共服务供给,为企业高质量发展提供有利条件。

根据前文测算的 2014 年城市营商环境指数中位数和 2014 年审计项目平均查出问题金额中位数,构建事前为营商环境较差城市虚拟变量以及事前为高审计查出问题金额城市虚拟变量,分别与省以下地方审计机关人财物管理改革变量进行交互,加入双重差分模型中。表 8 结果显示,省以下地方审计机关人财物管理改革对改革前营商环境较差城市样本企业高质量发展促进效应更为明显,说明审计“事前威慑”效应成立。省以下地方审计机关人财物管理改革对改革前高审计查出问题金额城市样本企业高质量发展促进效应更为明显,说明审计“事后治理”效应成立。

表 8 “事前威慑”还是“事后治理”

变 量	(1) TFP_OP	(2) TFP_LP	(3) TFP_OP	(4) TFP_LP
省以下地方审计机关人财物管理改革	0.020 *** (0.003)	0.006 ** (0.002)	0.019 *** (0.004)	0.009 *** (0.002)
省以下地方审计机关人财物管理改革×事前为营商环境较差城市	0.008 *** (0.003)	0.025 *** (0.003)		
省以下地方审计机关人财物管理改革×事前为高审计查出问题金额城市			0.008 *** (0.003)	0.015 *** (0.002)
企业层面控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	No	No	No	No
前定变量×年份固定效应($Z_p \times \lambda_t$)	Yes	Yes	Yes	Yes
行业一年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	24 120	23 970	24 120	23 919
R^2	0.27	0.86	0.27	0.91

五、结论与政策启示

党的二十大报告指出,高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。如何促进企业高质量发展是政府与学术界关心的重要问题。本文从国家审计独立性视角,探讨企业高质量发展路径,考察国家审计独立性提升能否促进企业高质量发展及其作用机制、异质性。我国在2016年试点的省以下地方审计机关人财物管理改革为考察上述问题提供了识别场景。具体地,本文将实施了省以下地方审计机关人财物管理改革的省份作为处理组,其他省份作为控制组,基于2012—2022年上市公司数据与省级层面匹配数据进行双重差分法分析。实证结果显示,省以下地方审计机关人财物管理改革使企业全要素生产率提升了约1.8%。动态分析发现,国家审计独立性改革对企业高质量发展的促进作用随着时间推移不断增强。采用三重差分模型、限定平衡样本、更换被解释变量等方式验证了实证结果的稳健性。机制分析结果表明,国家审计独立性提升,提高了审计监督效能,能够改善企业面临的营商环境,激励企业进行战略转型、增加投资和创新活动,最终促进企业全要素生产率提升。异质性分析发现,国家审计独立性提升对民营企业和成长期企业高质量发展促进作用更大。此外,本文发现,审计独立性增强能够同时发挥审计事前威慑效应与事后治理效应,促进企业高质量发展。

本文研究结论为如何完善中国特色审计体制、进一步促进企业高质量发展提供了新的思路,具有重要的政策启示。

首先,未来应积极推进省以下地方审计机关人财物管理改革,增强审计独立性,发挥国家审计“预防、揭示、抵御”功能,提升国家权力运行成效,为企业高质量发展创造良好的制度环境。实证结果表明,省以下地方审计机关人财物管理改革对民营企业和处于成长期企业高质量发展有更强的促进作用。民营企业和成长期企业占比较高的省份应全面推进省以下地方审计机关人财物管理改革,强化审计机关垂直管理,提升审计独立性,促进企业高质量发展。

其次,考虑到省以下地方审计机关人财物管理权上收在增强审计机关独立性的同时,可能会增加对地方信息的获取难度,建议中央与地方审计机关统筹推进审计信息化建设,构建大数据审计支撑体系,强化政府审计监督效能。具体地,在大数据技术高速发展的背景下,地方审计机关应落实科技强审要求,加快以大数据审计为核心特征的金审三期工程建设,实现中央与地方审计机关、地方各级审计机关之间,以及审计机关与政府各职能部门之间的互联互通,保障审计信息资源能够及时共享和交换,降低人财物管理权限上移对地方信息利用的不利影响。充分利用最新的机器学习、大语言模型等大数据分析技术,实现静态审计向动态审计转变、现场审计与远程审计相结合,不断提升政府审计监督效能,激励政府官员全面有效地履行公共受托责任,出台科学合理的激励政策,促进企业高质量发展。

最后,应全面加强审计整改工作,做好审计“下半篇文章”。完整的审计监督流程包括审计揭示问题“上半篇文章”和审计整改“下半篇文章”。省以下地方审计机关人财物管理改革的目标是实现审计监督全流程权威高效。要严格落实中共中央办公厅和国

务院办公厅联合印发的《关于建立健全审计查出问题整改长效机制的意见》规定,压实被审计单位的整改主体责任。一方面,完善审计整改贯通协同机制,做好审计监督与纪检监察、巡视巡察、组织人事等各类监督的贯通协同,打好审计整改“组合拳”;另一方面,建立审计查出问题整改“回头看”制度,及时检验审计整改效果,持续更新整改推进情况,保证审计整改工作落实到位。以提高审计独立性为抓手,推进国家治理体系和治理能力现代化,发挥国家审计“预防、揭示、抵御”功能,及时解决企业高质量发展面临的体制机制障碍,优化公共服务供给,为企业高质量发展创造有利条件。

参考文献

- Boffa, F., A. Piolatto and G. A. M. Ponzetto, 2016, "Political Centralization and Government Accountability," *The Quarterly Journal of Economics*, 131(1): 381-422.
- Chen, Z., X. Jiang, Z. Liu, J. C. Suárez Serrato and D. Y. Xu, 2023, "Tax Policy and Lumpy Investment Behaviour: Evidence from China's VAT Reform," *Review of Economic Studies*, 90(2): 634-674.
- Dickinson, V., 2011, "Cash Flow Patterns as a Proxy for Firm Life Cycle," *The Accounting Review*, 86(6): 1969-1994.
- Gendron, Y., D. J. Cooper and B. Townley, 2001, "In the Name of Accountability-State Auditing, Independence and New Public Management," *Accounting, Auditing & Accountability Journal*, 14(3): 278-310.
- Greenstone, M., G. He, R. Jia and T. Liu, 2022, "Can Technology Solve the Principal-Agent Problem? Evidence from China's War on Air Pollution," *American Economic Review: Insights*, 4(1): 54-70.
- Huang, Z., L. Li, G. Ma and L. C. Xu, 2017, "Hayek, Local Information, and Commanding Heights: Decentralizing State-Owned Enterprises in China," *American Economic Review*, 107(8): 2455-2478.
- Levinsohn, J. and A. Petrin, 2003, "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables," *Review of Economic Studies*, 70(2): 317-341.
- Lin, W. and J. Liang, 2025, "Regulatory Decentralization and Food Safety: Evidence from China," *American Journal of Agricultural Economics*, 107(1): 54-80.
- North, D. C., 1990, *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*, Published by Cambridge University Press.
- Olley, G. S. and A. Pakes, 1996, "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry," *Econometrica*, 64(6): 1263-1297.
- 蔡春、朱磊和郑倩雯, 2020,《省以下地方审计机关人财物统一管理提升审计质量了吗》,《审计与经济研究》第6期 1—8页。
- 陈诗一和陈登科, 2018,《雾霾污染、政府治理与经济高质量发展》,《经济研究》第2期 20—34页。
- 高培勇、袁富华、胡怀国和刘霞辉, 2020,《高质量发展的动力、机制与治理》,《经济研究》第4期 4—19页。
- 黄勃、李海彤、刘俊岐和雷敬华, 2023,《数字技术创新与中国企业高质量发展——来自企业数字专利的证据》,《经济研究》第3期 97—115页。
- 黄友星、营计德和赵艳平, 2024,《行政审批集成化改革与外商直接投资》,《世界经济文汇》第6期 62—82页。
- 李真和李茂林, 2021,《中国式减税降费与经济高质量发展:企业金融化视角的研究》,《财经研究》第6期 4—18页。
- 刘畅、曹光宇和马光荣, 2020,《地方政府融资平台挤出了中小企业贷款吗》,《经济研究》第3期 50—64页。
- 刘鹤, 2021,《必须实现高质量发展》,《人民日报》11月24日第6版。
- 刘家义, 2012,《论国家治理与国家审计》,《中国社会科学》第6期 60—72+206页。
- 刘家义, 2015,《国家治理现代化进程中的国家审计:制度保障与实践逻辑》,《中国社会科学》第9期 64—83+204—205页。
- 马光荣、刘孟鑫和戚庆源, 2023,《政府间环境事权划分与污染治理——基于省以下环保机构垂直化改革的研究》,《财贸经济》第8期 22—37页。

- 文书洋、刘浩和王慧,2022,《绿色金融、绿色创新与经济高质量发展》,《金融研究》第8期1—17页。
- 吴联生,2002,《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》,《审计研究》第5期14—18页。
- 吴一平、陈家和和王伟,2023,《经济责任审计与民营企业家人时间配置——来自中国微观企业调查的证据》,《经济科学》第3期168—184页。
- 姚东旻、姜丽和王斐然,2022,《管理费用、交易成本与企业全要素生产率——一个基于“营改增”改革的准实验研究》,《世界经济文汇》第2期36—56页。
- 张皓辰、郭研和吴群锋,2024,《省际边界效应、区域市场分割与地方保护——基于货物运输数据的估计》,《经济学(季刊)》第3期743—758页。
- 张柳钦、李建生和孙伟增,2023,《制度创新、营商环境与城市创业活力——来自中国自由贸易试验区的证据》,《数量经济技术经济研究》第10期93—114页。
- 张琦和孙旭鹏,2021,《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》,《会计研究》第1期167—178页。
- 赵仁杰和张家凯,2022,《地方司法体制改革与企业投资——来自地方法院人财物省级统管的证据》,《经济学(季刊)》第2期505—526页。
- 赵涛、张智和梁上坤,2020,《数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据》,《管理世界》第10期65—76页。
- 郑石桥和尹平,2010,《审计机关地位、审计妥协与审计处理执行效率》,《审计研究》第6期53—58页。
- 郑伟宏和廖林,2021,《政府审计促进制度性交易成本降低的效果研究》,《审计研究》第5期29—41页。