

审计独立性提升的营商环境优化效应

——基于财政压力与经济韧性的内外双路径

沈楚楚,倪咸林

(南京师范大学 公共管理学院,江苏 南京 210023)

[摘要]2018年党委审计委员会组建,引发审计独立性的外生变化。据此构建强度DID模型,实证检验审计独立性提升对区域营商环境的优化效应。研究表明,审计独立性提升显著优化区域营商环境,该结论在一系列稳健性检验后依然成立。检验结果表明:在政府内部路径中,审计独立性提升通过边际缓解由财政纪律弱化带来的财政压力优化区域营商环境;在市场外部路径中,审计独立性提升通过优化政策供给与维护市场公平强化经济韧性,进而优化区域营商环境。进一步研究发现,审计独立性提升对区域营商环境的优化作用在西部地区更加明显;公共数据开放程度对审计独立性的治理效应会产生异质性影响,在低数据开放地区,审计独立性提升显著优化营商环境,而在高数据开放地区,审计独立性提升的正向效应未能显现,且呈现出一定的负向影响,这可能与监督叠加下地方政府的避责倾向有关。研究结论不仅从审计独立性视角拓展了营商环境优化的理论边界,也为深化审计管理体制改革、以监督效能激发市场活力、推动区域高质量发展提供了经验证据与政策参考。

[关键词]政府审计;审计独立性;营商环境;党委审计委员会;财政压力;经济韧性;国家治理

[中图分类号]F239 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2026)05-0040-10

一、引言

营商环境是企业生存和发展的土壤,是衡量一个国家国际竞争力的重要指标,更是国家治理体系和治理能力现代化的重要体现^[1]。中国共产党第二十次全国代表大会报告强调要“完善产权保护、市场准入、公平竞争、社会信用等市场经济基础制度,优化营商环境”和“营造市场化、法治化、国际化一流营商环境”。近年来我国营商环境已有一定改善,但仍存在政府行政服务效率低、产权法律保护不足、市场非正规竞争普遍存在等问题^[2],优化营商环境仍然是现阶段的重要任务。

政府审计作为国家监督控制系统的重要组成部分,本身承担了对政府行为实施监督和约束的职责,能够规范政府行为^[3],而政府行为正是影响区域营商环境的一个深层次因素^[4],政府审计理应在营商环境优化领域发挥重要作用。已有文献注意到了政府审计对营商环境的正向作用,针对其对营商环境不同侧面的影响进行了讨论,这些影响往往以政府行为为媒介。郑伟宏等发现政策落实跟踪审计通过落实地方政府简政放权显著促进了当地企业制度性交易成本的降低^[5];戴翔等认为,国家审计治理的正外部性可能通过强化政府的“放管服”来提升企业效率^[6]。但是,对于政府审计对营商环境整体影响的研究目前还较为有限。独立性是政府审计的必要条件^[7],只有独立性得到保障的审计机关才能在审计过程中不受行政权力的干扰与控制,有效规范政府行为。尽管有《中华人民共和国宪法》和《中华人民共和国审计法》关于审计权独立性的规定,随着国家治理现代化的要求,现行双重领导体制也在一定程度上显现出一些问题和弊端,主要表现为制约了地方审计机关的独立性、不利于地方审计机关经济监

[收稿日期]2025-10-16

[基金项目]江苏省社会科学基金一般项目(23ZSZB025)

[作者简介]沈楚楚(1997—),女,江苏南京人,南京师范大学公共管理学院博士生,主要研究方向为政府审计与国家治理,邮箱:chloe.c.shen@outlook.com;倪咸林(1980—),男,安徽合肥人,南京师范大学公共管理学院教授,博士生导师,主要研究方向为社区与基层治理。

督职能的发挥^[8]。因此,提高审计监督的独立性成为我国审计管理体制改革的和监督管理体系建设的核心^[9]。为强化审计独立性,中国政府持续推进审计垂直管理体制改革的。目前,多数研究已证实强有力的审计独立性对保证和提高政府审计质量起着至关重要的作用,能够显著提升国家治理效能。吴秋生等以2006年和2010年对地方审计机构负责人任免制度的两次修订为背景,实证检验了地方审计机关负责人任免征求上级意见可以显著提高审计质量^[8]。贺佳等研究证实,政府审计独立性提升确实强化了地方审计机关的审计效能^[10]。由此可以观察到,政府审计能够通过影响政府行为和地方营商环境产生联系,而审计独立性又是影响审计质量的关键因素,因此推断审计独立性的提升能够激发审计效能,对营商环境的优化起到关键作用。但目前鲜有文献注意到这一点,这为本文的研究提供了空间。

2018年,党的十九届三中全会决定组建党委审计委员会。这一举措将审计监督从行政机关内设职能提升为党中央直接领导的国家治理工具。新的体制依托党委权威建立起跨层级的协调机制,通过审计信息直报等渠道,有效突破了部门信息壁垒,减少了地方保护主义干扰,在制度和实践上提升了政府审计的独立性。这一改革引起了审计独立性的外生变化,为本文采用双重差分法识别审计独立性提升对区域营商环境的影响提供了良好的准自然实验环境。基于上述分析,本文将组建党委审计委员会视为一项准自然实验,构建强度DID模型,实证检验审计独立性提升对区域营商环境的影响及影响机制,为构建高质量营商环境提供审计方案。

本文可能的边际贡献是:(1)从审计独立性的角度切入,构建一个内外双路径模型,讨论审计独立性对于区域营商环境的优化作用及影响机制,拓展关于营商环境影响路径的相关研究;(2)聚焦党委审计委员会的组建这一外生制度变化,考察审计独立性的提升对营商环境的治理效应,为推进审计管理体制改革的、强化党对审计工作的领导、激发审计独立性提升治理效能提供了经验证据和理论基础。相比于既有研究多利用审计机关人财物省级统管作为准自然实验,使用党委审计委员会的组建作为外生冲击的优势在于,党委审计委员会的组建通过更高层级政治权威的集中,强化对审计工作的统筹协调与监督约束能力,为审计独立性的提升提供更为坚实的制度支撑。基于此,将党委审计委员会组建视为一项具有明显制度约束性的外生政策冲击,可以更为审慎地刻画审计独立性提升对营商环境的边际影响。

二、理论分析与研究假设

政府行为是影响区域营商环境的一个深层次因素^[4]。政府是一种有限理性的、可能产生机会主义行为的治理主体,它既可能因制度约束不足或激励扭曲而异化为“掠夺之手”,也可能在合理目标引导下转化为“扶持之手”。政府可能利用公权力为特定部门或群体谋取利益。这种现象往往与财政困境或权力监督缺位有关,可能导致制度性交易成本上升、市场公平受损和政策不确定性增强,削弱经济活力与社会信心。相反,“扶持之手”致力于运用公共资源与政策工具,弥补市场失灵,促进公平竞争。这类政府以长期发展和社会稳定为目标,能系统性降低企业成本,从而持续优化营商环境。

政府审计作为国家监督控制系统的重要组成部分,引导政府行为回归公共服务本源,是让地方政府实现由掠夺转变为扶持的关键。而政府职能的履行程度直接影响营商环境的建设进程^[11],对区域营商环境具有不可替代的影响。审计职能的有效发挥在很大程度上取决于其独立性:当审计独立性提升时,外部监督的可信度与问责的可执行性增强,被监督主体面临的违规成本与声誉成本上升,从而改变其行为选择与资源配置方式^[12]。基于此,审计独立性提升可被理解为推动地方政府治理行为由非规则化干预转向规则化治理的重要制度条件,并通过政府内部路径和市场外部路径影响区域营商环境。两条路径共同作用于地方政府职能的实现,促进其由“掠夺之手”到“扶持之手”的转变。由此,区域营商环境得到改善。据此本文提出以下研究假设:

H1:审计独立性提升能够优化区域营商环境。

从政府内部路径来看,中国现行政治体制的显著特征在于“政治集权”与“经济分权”的制度耦合。

在这一框架下,地方政府官员实行上级任命制而非地方选举制,并通过以绩效竞争为核心的晋升锦标赛机制实现官员选拔,官员会面临经济发展和晋升造成的财政压力。财政压力上升会强化地方政府对短期资金来源与可量化绩效的依赖,从而提高其采取非规则化干预以获取财政资源或实现短期目标的相对收益,产生“掠夺”动机,即强化非规则化干预倾向,出现例如选择性执法、随意性收费与审批、行政性摊派或对市场主体的临时性干预等行为。这类行为增加企业的合规与沟通成本,并加剧政策不确定性,表现为更高的制度性交易成本^[5]。审计监督作为国家治理的重要手段,能够减少财政支出违规浪费^[13],提高财政支出过程效率,也能优化财政支出结构,提高财政支出结构配置效率^[13]。既有实证研究表明,审计监管强化与支出效率提升、财政压力缓解显著相关^[14-15]。需要进一步指出,审计监管能否转化为有效的治理约束,在很大程度上取决于审计独立性:当独立性提升、地方干预空间被压缩时,审计更可能作为外部约束强化预算纪律。党委审计委员会的组建提升了审计独立性,使得审计的广度与深度得到双重拓展,二者共同构成了审计强度、审计质量的实质性增强。审计强度与审计质量的增强能够放大其财政治理效应,更加有效地缓解地方政府财政压力,缩小财政收支缺口,减轻“掠夺”动机。

此外,在以GDP为导向的政绩考核体系下,官员为在有限任期内展现显著发展成果,往往倾向于推动能迅速拉动经济增长的大型项目。同时,财政分权体制下地方事权多而财权相对有限,常规预算难以支撑庞大的投资计划。因此,借助各类融资平台等渠道进行显性或隐性借债,便成为突破财政约束、实现短期发展目标的选择^[16]。这一行为模式累积了债务风险。高负债率会引发地区财政压力,财政偿还责任越大,财政压力越大^[17]。党委审计委员会的组建提升了审计独立性与监督约束强度,通过建立相对不易受地方干预的监督体系与问责机制,抑制地方政府的违规融资与债务无序扩张^[18],并促进财政资金配置效率的提升与预算纪律的强化,使得地方官员违规融资将面临更高的查处概率和处罚成本^[9]。需要指出的是,地方财政压力的形成具有多元结构性来源,受事权财权配置、宏观经济波动与政策性支出扩张等因素共同影响。本文所强调的是,审计监督强化主要作用于“财政纪律—债务行为”这一环节,在边际上降低因违规举债和支出低效所带来的财政风险与压力,并推动债务治理机制的完善,但并不意味着能够消解财政体制与宏观环境层面的约束。基于此,提升审计独立性可被理解为控制债务风险、缓解财政压力、减少“掠夺”动机的手段之一。

综上,地方政府为获得政治晋升,围绕经济目标展开了排位竞争,竞争压力必然影响地方政府对经济的干预^[19]。审计独立性提升通过边际上降低由财政纪律弱化导致的财政压力,弱化地方政府“掠夺”动机,降低政府通过非规则化方式获取资源的必要性,从而提高其采取规则化治理与公共服务供给的相对可能性,为企业构建了一个规则清晰、干预减少、预期稳定的宏观政策环境,这正是“扶持之手”的核心体现。由此,促成从“掠夺之手”向“扶持之手”的转变,最终能够优化区域营商环境。据此,本文进一步提出以下机制假设:

H2: 审计独立性提升通过边际缓解由财政纪律弱化带来的财政压力来优化区域营商环境。

从市场外部路径来看,审计独立性提升能够增强审计效能^[10],强化政府审计对政策供给的优化与竞争秩序的维护,从而显著提升经济韧性。一方面,独立性保障了审计机关能够客观评估政策落实,通过防止资源错配来增强经济抗风险基础。例如,2022年泰安市就业优先政策审计中,审计推动及时向47家贷款企业和40名贷款人拨付财政贴息资金161.68万元^①,稳定了就业市场微观主体。另一方面,独立性强化了对市场公平的监督,通过打破垄断与地方保护来维护竞争生态多样性。例如在某省PPP项目审计中,审计机关揭示了招投标环节违规设置条件排斥民营企业的问题,并提出具体整改建议,保障了不同规模企业公平参与PPP项目竞争,从而维护社会主义市场经济的要素自由流动和公平竞争秩

①案例来源:《中国审计年鉴2023》。

序。这两方面的作用,宏观上提升了政策执行质量与响应效率,微观上维护了市场公平竞争环境,促进竞争中性,共同增强经济在冲击下的适应与恢复能力。

经济韧性通过增强系统稳定性来减少营商环境中的不确定因素。一个韧性强的经济体,通常意味着产业结构的多样化、供应链网络的合理布局以及金融体系的健康运行。当面临外部冲击时,这种经济结构能够有效吸收和分散波动,避免整体经济活动陷入停滞。对于企业来说,这意味着风险降低、宏观政策更具可预测性,这是市场信任和长期投资的基石^[20]。可以说,一个具有高度韧性的经济体系,本身就是构成优质营商环境的宏观条件。此外,经济韧性强的体系能更快从冲击中恢复,缓解政府被迫干预的压力,避免诉诸价格管制、过度行政干预等可能扭曲市场关系的短期手段。临时性、扭曲性的价格管制和行政命令,会破坏政策可信度、损害市场资源配置效率^[20]。反之,政府得以更加从容地运用精准的调控工具,其治理效能也会有所提升。这种有效性使得市场主体的信心得到巩固,使其预期改善,促使长期投资与合规投入增加,这又为营商环境奠定了坚实的微观基础。

综上,审计独立性提升增强了区域经济韧性,而经济韧性的增强降低了营商环境中的不确定因素,使政府得以摆脱危机中常见的被动强干预模式,这是有助于实现从“掠夺之手”到“扶持之手”转变的重要环节。据此,本文进一步提出以下机制假设:

H3:审计独立性提升通过强化经济韧性来优化区域营商环境。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文基于2014—2022年全国30个省、自治区、直辖市的面板数据进行实证检验。2014年国务院印发《关于加强审计工作的意见》,明确提出强化审计独立性和审计监督全覆盖要求,反映出我国审计体制改革自该时期进入进一步深化阶段,同时,2014年前后我国商事制度改革、“放管服”改革以及营商环境建设进入加速推进阶段,因此,将2014年作为样本起点,有助于使研究窗口与审计治理改革及区域营商环境制度性改善的重要背景相衔接,并在相对一致的政策环境下考察后续党委审计委员会组建所带来的边际治理效应。考虑到个别地区政府审计制度特殊性带来审计结果不具有参考性及数据缺失难以获取的问题,故在研究样本中未包含香港、澳门、台湾地区和西藏自治区。政府审计相关数据来源于《中国审计年鉴》,政府与市场关系数据来源于中国市场化指数数据库,其他数据来源于《中国统计年鉴》及其他公开数据。最终获得了270个样本,用STATA17.0进行面板数据检验。

(二) 变量定义

1. 被解释变量:区域营商环境(*env*)

参考已有文献^[21],以《中国分省份市场化指数报告》中一级指标“政府与市场的关系”度量省份层面的营商环境水平。主要原因有:(1)营商环境建设的重点在于处理好政府与市场的关系^[22],政府和市场主体互动的质量,直接影响着营商环境的水平^[23]。(2)本文关注审计独立性提升如何通过强化外部监督与问责约束,推动地方政府行为由非规则化干预向规则化治理转变,塑造更加清晰、健康、稳定的政府与市场关系,创造更好的区域营商环境。“政府与市场的关系”指标下设的“减少政府对企业的干预”“缩小政府规模”“市场分配资源的比重”等维度,恰好对应上述机制在政府干预边界、行政效能和市场资源配置格局上的实际作用结果,能够较为集中地反映审计独立性治理效应的落脚点,与本文“审计独立性提升—规范政府行为—优化营商环境”的分析框架具有较高的理论匹配度。

需要说明的是,采用“政府与市场的关系”指标与“有效市场和有为政府更好结合”的政策导向并不矛盾。“有为政府”强调的是政府在产权保护、公平竞争、公共服务、法治监管和市场秩序维护等方面更好地发挥作用,而非对企业经营活动和资源配置过程进行更多直接干预。该指标指向规范政府对企业微观经营的干预边界,通过精简机构与优化职能配置提高行政效能,以及借助公平竞争审查、清理地方

保护等制度供给完善要素市场化配置。这反映的并非“弱政府”逻辑,而是政府通过规范自身行为、优化制度供给更好地促进有效市场形成,属于对政府与市场关系现实状态的经验代理测度,与“有效市场”和“有为政府”更好结合的政策目标内在一致。

2. 解释变量:审计独立性提升(*did*)

审计独立性变量采用政策执行强度(*treat1*)和改革年份虚拟变量(*post*)的交乘项来衡量。本文参考周克清等的方法^[24],政策执行强度采用组建党委审计委员会前后审计查处的违规金额与审计单位比值变化来衡量,即2019年审计查处的违规金额与审计单位比值与2018年该比值之间的差值来衡量。尽管所有省份都受到了政策冲击,但地方政府对政策反应程度不同。地方2019年平均每个单位查出违规金额与2018年平均每个单位查出违规金额的差异反映各个省份对于党委审计委员会改革的接受程度。当党委审计委员会改革出现,地区查处违规金额上升往往反映当地政府执法意愿较强,这类地区对制度改革的接受度本身就较高,愿意加强监督机制,对改革的接受度较高;查处违规金额下降的地方可能存在地方保护主义,既得利益集团可能对改革形成阻力,不愿意接受更强的审计监督,对政策消极执行,接受度低。在这里,查处金额的上升下降(正负值)反映各地区对该政策的接受度大小,并不直接表示独立性的绝对提升或下降。接受度高的地方,受党委审计委员会改革冲击大,政策冲击后独立性提升大;接受度低的地方受党委审计委员会改革冲击小,政策冲击后独立性提升小。考虑到党委审计委员会第一次会议的召开标志着该地区党委审计委员会已组建完成并开始正式运转,以及各省份党委审计委员会首次会议召开时间在2018年7月至2019年4月之间,本文将2019年之前样本的年份虚拟变量(*post*)设置为0,否则设置为1。

3. 机制变量:地方政府财政压力(*pressure*)与经济韧性(*econ*)

本文以地方财政一般预算支出与地方财政一般预算收入之差与地方财政一般预算收入的比值衡量地方政府财政压力(*pressure*)。参考已有研究^[25]衡量经济韧性(*econ*),见式(1)。其中, $econ_{it}$ 为经济韧性, ΔY_{it} 为经济运行变化率,衡量区域真实经济产出的变化, ΔE_{it} 为全国经济运行情况均值的变化率,代表预期产出变化; k 为时间的数量指标,设定为1。

$$econ_{it} = \frac{\Delta Y_{it} - \Delta E_{it}}{|\Delta E_{it}|} = \frac{\frac{Y_{it} - Y_{it-k}}{Y_{it-k}} - \frac{E_{it} - E_{it-k}}{E_{it-k}}}{\left| \frac{E_{it} - E_{it-k}}{E_{it-k}} \right|} \quad (1)$$

4. 控制变量

参考已有研究,选取如下控制变量:第二、三产业增加值占GDP的比例,反映产业结构,分别标示为*cyjg2*、*cyjg3*;城镇人口数占总人口数比例,反映城镇化程度(*urban*);地区进出口总额与GDP的比值,反映贸易开放程度(*open*);增值税占一般预算收入的比例,反映财政收入结构(*TAX*)。

(三) 实证模型

本文构建模型(2)以检验H1:

$$env_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{i,t} + \alpha_2 controls_{i,t} + \mu_i + \gamma_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $env_{i,t}$ 表示各省份营商环境,是本文的被解释变量; $did_{i,t}$ 表示审计独立性提升,为政策执行强度和年份虚拟变量的交乘项,是本文的核心解释变量; $controls_{i,t}$ 表示影响营商环境的系列控制变量, γ_i 表示个体效应, μ_i 表示时间效应, i 表示省份, t 表示年份, $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机误差项。

四、实证结果与检验

(一) 基准回归结果分析

表1显示了审计独立性提升对营商环境影响的回归结果。列(1)为仅加入核心变量的回归结果,

列(2)、列(3)为依次加入经济内生结构性因素控制变量(产业结构、城镇化率)、外生制度性因素控制变量(贸易开放程度、政府收入结构)的回归结果,可以看出审计独立性与营商环境存在显著的正向关系。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验。运用双重差分的前提是,在政策实施前不同政策冲击强度下的营商环境具有相同的变化趋势。基于此,本文以改革前一年份为基期构建模型(3),检验研究样本是否满足平行趋势假设。

$$env_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 pre_5_{i,t} + \alpha_2 pre_4_{i,t} + \alpha_3 pre_3_{i,t} + \alpha_4 pre_2_{i,t} + \alpha_5 current_{i,t} + \alpha_6 las_1_{i,t} + \alpha_7 las_2_{i,t} + \alpha_8 las_3_{i,t} + \alpha_9 pre_1_{i,t} + \alpha_{10} controls_{i,t} + \mu_t + \gamma_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $pre5$ 、 $pre4$ 、 $pre3$ 、 $pre2$ 、 $pre1$ 、 $current$ 、 $las1$ 、 $las2$ 、 $las3$ 分别代表政策实施前 5 年、前 4 年、前 3 年、前 2 年、前 1 年、当年、后 1 年、后 2 年、后 3 年。检验结果如图 1 所示,在 90% 置信区间下,在党委审计委员会组建之前,回归系数接近于 0 且未达到显著性水平,说明组建之前地方营商环境不存在显著差异,满足平行趋势假定。同时可以看出,从 2019 年党委审计委员会组建之后,地方营商环境回归系数显著为正,地方营商环境得到显著改善,党委审计委员会的组建优化地方营商环境的政策效果开始显现。

2. 安慰剂检验。为排除基准回归结果由其他不可观测因素或随机因素驱动的可能性,本文进行混合安慰剂检验。具体而言,将每个省份的强度打乱再随机分配到每个省份,随机抽取政策年份,得到虚构的解释变量,将其放入基准回归中。使这个随机

过程进行 500 次,结果(未列示,备索)表明随机抽样系数大多集中在 0 附近,较大程度偏离表 1 中基准回归结果 9.106,且绝大部分 p 值都在 0.1 以上,因此进一步验证了基准回归结果的稳健性。

3. 剔除人财物改革政策影响。考虑到人财物改革实施于 2015 年,可能会影响组建党委审计委员会对地方营商环境的优化作用,本文将江苏、浙江、山东、广东、重庆、贵州和云南等七个省市的样本数据予以剔除,并对基准回归模型重新进行实证检验,表 2 中列(1)的结果显示, did 系数显著为正,本文的研究结论稳健。

4. 缩尾处理。为了缓解极端值对研究结果的影响,本文对涉及的连续变量进行 1% 和 99% 分位数上的缩尾处理。表 2 中列(2)的结果显

表 1 基准回归

	(1) <i>env</i>	(2) <i>env</i>	(3) <i>env</i>
<i>did</i>	9.887 * (4.871)	9.462 *** (3.277)	9.106 ** (3.732)
<i>cyjg2</i>		19.523 (11.530)	17.281 (11.213)
<i>cyjg3</i>		7.166 (11.816)	3.932 (11.563)
<i>urban</i>		17.630 *** (6.297)	13.507 ** (6.169)
<i>open</i>			2.556 (1.623)
<i>TAX</i>			1.689 (3.443)
<i>_cons</i>	6.663 *** (0.027)	-15.566 (11.051)	-11.510 (10.806)
N	270	270	270
r^2	0.760	0.820	0.824
r^2_a	0.730	0.788	0.790
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes

注:括号中是省份层面的聚类稳健标准误,*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著,下同。

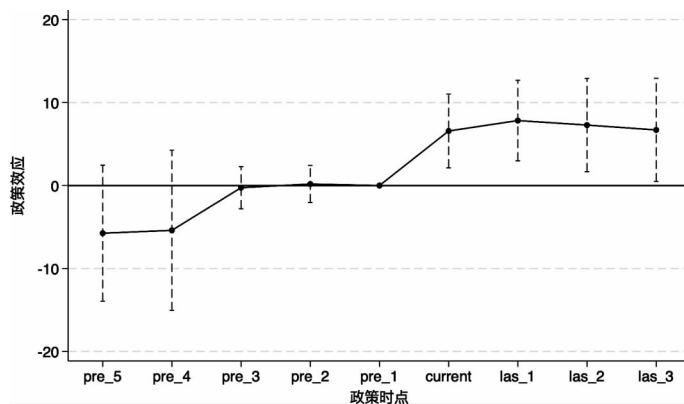


图 1 平行趋势检验结果

表 2 稳健性检验

	(1) <i>env</i>	(2) <i>env</i>	(3) <i>env</i>	(4) <i>env</i>
<i>did</i>	13.016 *** (4.118)	8.655 ** (3.813)	0.349 * (0.196)	12.469 ** (4.717)
<i>_cons</i>	-11.007 (11.807)	-10.393 (10.075)	-1.276 *** (0.412)	-15.638 (11.576)
N	207	270	270	195
r^2	0.805	0.829	0.963	0.840
r^2_a	0.764	0.796	0.956	0.794
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes

示, *did* 系数显著为正, 本文的研究结论稳健。

5. 替换被解释变量。本文参照赵放等的研究^[26], 基于数据可得性, 从政府要素、市场要素、科技要素、国际要素、服务要素五个维度来构建营商环境综合评价指标体系, 运用熵值法计算营商环境评价指数进行稳健性检验。回归结果如表 2 列(3)所示, *did* 系数显著为正, 本文的研究结论稳健。

6. PSM-DID 检验。本文尝试使用倾向得分匹配的方法进一步缓解潜在的内生性问题。借鉴以往研究的做法, 本文将强度变量排序后分为两组, 大于等于强度变量中位数的样本作为处理组, 小于中位数的样本作为对照组。以控制变量作为协变量进行倾向得分匹配。我们采用带卡尺的 1:1 最近邻匹配(无放回), 在匹配后的样本中展开回归分析。匹配结果显示, 协变量的标准差偏差均小于 10%, 全部 *t* 检验的结果均无法拒绝处理组与控制组之间无系统性差异的原假设。从核概率密度图来看, 匹配后处理组和对对照组的两条曲线重合度更高, 满足了共同支撑假设。回归结果如表 2 列(4)所示, *did* 系数显著为正, 本文的研究结论稳健。

(三) 机制分析

本文借鉴巫强等的思路^[27], 使用交互项模型对财政压力和经济韧性进行机制检验。

前文提到, 审计独立性提升通过缓解财政压力, 弱化“掠夺”动机, 降低企业制度性交易成本, 最终优化区域营商环境。如果这一分析成立, 我们将观察到在财政压力较大的地区, 审计独立性提升对地区营商环境的影响更加显著。这是因为在财政压力较大的地区, 审计独立性的提升对财政压力的抑制作用相对更强, 最终作用到地区营商环境上也更加显著。为了进一步检验该影响机制, 将地方政府财政压力与审计独立性提升的交互项加入模型, 构建如下模型进行检验:

$$env_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{i,t} + \alpha_2 did_{i,t} \times pressure_{i,t} + \alpha_3 pressure_{i,t} + \alpha_4 controls_{i,t} + \mu_i + \gamma_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

表 3 列(1)报告了回归结果。如表所示, 交互项 *did* × *pressure* 与 *env* 显著正相关, 说明在财政压力较大的地区中, 审计独立性提升对地方营商环境的正向影响更大, 即审计独立性提升能够通过缓解地方财政压力来优化地区营商环境, H2 得到验证。

前文提到, 审计独立性提升通过优化政策供给、维护市场公平, 双渠道强化经济韧性, 激活“扶持之手”, 优化区域营商环境。如果这一分析成立, 我们将观察到在地方经济韧性较低的地区, 审计独立性提升对地方营商环境的影响更加显著。这是因为在地方经济韧性较低的地区, 审计独立性的提升对经济韧性的强化作用相对更强, 最终作用到地区营商环境上也更加显著。为了进一步检验该影响机制, 本文将经济韧性与审计独立性提升的交互项加入模型, 构建如下模型进行检验:

$$env_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{i,t} + \alpha_2 did_{i,t} \times econ_{i,t} + \alpha_3 econ_{i,t} + \alpha_4 controls_{i,t} + \mu_i + \gamma_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

表 3 列(2)报告了回归结果。如表所示, 交互项 *did* × *econ* 与 *env* 显著负相关, 说明在经济韧性较低的地区中, 审计独立性提升对地方营商环境的正向影响更大, 即审计独立性提升能够通过提升地区经济韧性来优化营商环境, H3 得到验证。

(四) 异质性分析

1. 地区异质性分析。我国东部、中部和西部地区在经济发展阶段、财政自给能力与监督治理资源配置上存在明显的梯度差异。在经济发展相对滞后的西部地区, 地方财政自给率较低、对转移支付的依赖程度较高, 财经纪律的执行面临更大的现实压力, 地方政府以非规则化方式获取资源、实现短期目标

表 3 机制检验

	(1) <i>env</i>	(2) <i>env</i>
<i>pressure</i> × <i>did</i>	11.508 * (6.413)	
<i>pressure</i>	0.673 * (0.335)	
<i>did</i>	-6.700 (7.995)	9.152 ** (3.523)
<i>econ</i> × <i>did</i>		-3.094 ** (1.220)
<i>econ</i>		-0.201 * (0.107)
_cons	-16.284 (10.092)	-11.055 (10.592)
N	270	270
<i>r</i> ²	0.836	0.827
<i>r</i> ² _a	0.803	0.792
个体固定效应	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
控制变量	Yes	Yes

的动机相对更强;与此同时,这些地区媒体舆论、社会公众等外部监督力量相对薄弱,制度化监督供给总体不足。在此情境下,审计独立性提升所带来的监督强化恰好填补了既有约束体系的薄弱环节,能够更有效地约束政府行为、压缩寻租空间,对营商环境的边际改善作用预期更为明显。相比之下,东中部地区经济发展水平较高,政府行为已受到媒体舆论、社会公众监督等多重既有约束,审计独立性提升所提供的监督增量与既有约束存在一定重叠,边际优化作用相对有限。因此本文推测,审计独立性提升对区域营商环境的优化作用在经济发展相对滞后的西部地区更强。为检验上述推断,本文将样本划分为东中部地区与西部地区进行分样本回归^①。结果(未列示,备索,下同)显示,审计独立性提升对区域营商环境的优化作用在西部地区显著为正,在东中部地区不显著,且组间系数差异在5%的水平上显著,与上述预期一致。

2. 公共数据开放异质性。公共数据开放本质上是政府信息透明度、治理规范化水平和数字化治理能力的重要体现。公共数据开放程度较高的地区,经营主体获取政策、监管、信用、审批等信息的成本相对较低,政府行为也更容易受到社会监督和舆论约束,因此地方政府“非规则化干预”的空间相对较小,营商环境本身已经具备较好的制度基础。在这种情况下,审计独立性提升所强化的刚性监督与问责压力,叠加既有的社会监督约束,可能在一定程度上导致地方政府出现避责倾向,减少对经营主体的主动服务和制度创新探索,监督约束的过度叠加可能挤压地方政府在营商环境优化中的积极作为空间,进而对营商环境产生不利影响。相较而言,在公共数据开放程度较低的地区,政府信息透明度不足,信息不对称问题更加突出,经营主体在获取公共信息、识别政策信号和形成稳定预期方面面临更高成本,也更容易滋生隐性审批壁垒和资源配置扭曲等问题。此时,审计独立性的提升能够规范政府行为,降低制度性交易成本,在一定程度上弥补公共数据开放不足带来的治理缺口,显著优化地区营商环境。本文按各地政府数据开放平台的开通时间设置虚拟变量,若地区在某年上线了公共数据开放平台,则该年及往后年份赋值为1,否则赋值为0,将样本分为高数据开放组和低数据开放组进行分组回归。各地政府数据开放平台的开通时间来自《中国地方政府数据开放报告——省域指数》,并通过各省数据开放平台官方网站予以核实。根据分组回归结果,审计独立性提升在低数据开放组中显著优化地区营商环境,而在高数据开放组中系数显著为负,两组之间存在方向相反的显著差异(组间系数差异P值为0.002)。这一结果表明:在信息透明度不足的地区,审计独立性提升发挥了弥补治理缺口的“纠偏效应”;而在信息透明度较高的地区,审计独立性提升叠加既有的社会监督,可能引发地方政府一定程度的避责倾向,抑制其在优化营商环境中的积极作为。

五、结论性评述

本文从审计独立性角度出发,选取2014—2022年省级面板数据构建强度DID模型,实证检验审计独立性提升对区域营商环境的影响效应。研究发现:第一,审计独立性提升显著优化区域营商环境。第二,在政府内部路径中,审计独立性提升通过边际缓解由财政纪律弱化带来的财政压力优化区域营商环境。第三,在市场外部路径中,审计独立性提升通过优化政策供给与维护市场公平强化经济韧性,进而优化区域营商环境。第四,审计独立性提升对区域营商环境的优化作用在西部地区更加明显;公共数据开放程度对审计独立性的治理效应会产生异质性影响,在低数据开放地区,审计独立性提升显著优化营商环境,而在高数据开放地区,审计独立性提升的正向效应未能显现,且呈现一定的负向影响,可能与监

^①东中部(包括东北部)含北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南、山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南、辽宁、吉林和黑龙江,西部包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。本文地区划分参考国家统计局关于东部、中部、西部和东北地区的板块划分,并依据国务院西部大开发政策口径将11个西部地区(除西藏)单列为一组,其余东部、中部及东北地区合并为对照组,主要考虑到该组在经济发展水平上整体更为接近,且东北地区单独分组仅含3个省份,样本量较小,可能影响分组回归结果的稳定性。

督叠加下地方政府的避责倾向有关。

结合上述结论,本文提出以下建议:第一,进一步完善审计监督的制度安排,持续增强审计体系的独立性和权威性。在审计首长考核任免、审计经费保障、重大问题报告等方面强化省级统筹,尽可能减少同级行政干预。第二,围绕财政资金使用的关键环节加大审计力度,重点查处侵占、浪费和滥用等问题。第三,将地方政府债务风险及相关财政纪律问题纳入持续性审计重点,重点关注债务举借、使用和偿还等关键环节,强化对违规融资、虚假化债等行为的识别与约束。第四,健全重大经济政策的全过程审计评估机制,将事前、事中和事后审计更好衔接起来,并加强评估结果与后续政策调整、预算安排之间的联动。第五,把公平竞争审查相关领域作为审计监督的重要着力点,重点关注行业准入、政府采购、招标投标等环节,依法查处行政垄断、地方保护等行为,减少对市场机制的扭曲,稳定企业预期。第六,根据不同地区的发展条件,采取更有针对性的审计监管方式。在经济发展相对滞后的西部地区,应更充分发挥审计的治理补位作用,通过强化审计约束促进政府规范履职;在经济发展水平较高的东中部地区,则可更多推动审计结果公开以及审计监督与社会监督之间的衔接,进一步提升治理协同效能。第七,关注公共数据开放程度差异下审计治理效应的分化及其可能后果。在信息透明度较高的地区,可进一步优化审计监督的方式和节奏,探索建立容错纠错机制以及分类处理制度,尽量减少简单化问责对地方治理积极性和制度创新空间的挤压。

最后,政府审计通过提升独立性释放审计效能,构成规范政府行为的重要一环,在区域营商环境的优化中起到关键作用。然而,审计独立性在高质量营商环境建设中属于必要条件而非充分条件,优化区域营商环境、实现经济高质量发展仍需依赖多方面协同。因此,提升审计独立性是优化营商环境的抓手,但最终成效依赖于系统性改革的协同推进。

参考文献:

- [1]王珍珍,鲍星华.电子政务如何优化营商环境——基于腐败治理和政府效能的链式中介效应的实证检验[J].福建师范大学学报(哲学社会科学版),2023(2):94-107.
- [2]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.
- [3]树成琳,宋达.国家审计效果、政府行为与市场化进程——基于中介效应理论的实证分析[J].审计与经济研究,2015(6):11-18.
- [4]李建发,闫寒,陈文川.政府运行成本与地方营商环境:优化抑或恶化?[J].厦门大学学报(哲学社会科学版),2023(6):94-107.
- [5]郑伟宏,廖林.政府审计促进制度性交易成本降低的效果研究[J].审计研究,2021(05):29-41.
- [6]戴翔,马皓巍.国家审计治理对资源配置效率的影响:来自上市公司的证据[J].南方经济,2023(10):48-69.
- [7]Pois J. Independence of state audit[M]//Geist B. State audit. London: Palgrave Macmillan, 1981.
- [8]吴秋生,郭檬楠,上官泽明.地方审计机关负责人任免征求上级意见提高审计质量了吗?——来自我国地市级审计机关负责人任免的证据[J].审计研究,2016(4):28-34.
- [9]吕炜,周慧君.政府审计独立性提升能降低地方债务风险吗?——来自省以下审计机关体制改革的证据[J].财贸研究,2025(2):1-11.
- [10]贺佳,郭俊汝,成前.政府审计独立性提升能否抑制地方国有企业过度负债?[J].会计研究,2023(8):146-163.
- [11]范合君,吴婷,何思锦.“互联网+政务服务”平台如何优化城市营商环境?——基于互动治理的视角[J].管理世界,2022(10):126-153.
- [12]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.
- [13]化妆婷,周克清,杨进.审计监督的财政治理效应研究——基于省以下地方审计机关人财物管理改革的准自然实验[J].审计与经济研究,2023(2):45-55.
- [14]徐超,庞雨蒙,刘迪.地方财政压力与政府支出效率——基于所得税分享改革的准自然实验分析[J].经济研究,2020(6):138-154.

- [15] 张鼎祖,申幸杰,孟昕晴. 国家审计对地方财政支出结构的影响研究[J]. 财经理论与实践, 2022(3):78-85.
- [16] 陈菁,李建发. 财政分权、晋升激励与地方政府债务融资行为——基于城投债视角的省级面板经验证据[J]. 会计研究, 2015(1):61-67.
- [17] 马海涛,秦士坤. 财政压力如何影响民生支出[J]. 经济学动态, 2022(10):42-60.
- [18] 马东山,韩亮亮,张胜强. 政府审计能够抑制地方政府债务增长吗?——财政分权的视角[J]. 审计与经济研究, 2019(4):9-21.
- [19] 鄢波,王华. 地方政府竞争与“扶持之手”的选择[J]. 宏观经济研究, 2018(9):85-97.
- [20] North D C, Weingast B R. Constitutions and commitment: The evolution of institutions governing public choice in seventeenth-century England[J]. The Journal of Economic History, 1989(4):803-832.
- [21] 雷玲,周泽将,万明华. 营商环境对大股东掏空的影响研究[J]. 商业经济与管理, 2021(12):62-79.
- [22] 廖福崇. 政务能力如何提升营商环境质量?——来自中国私营企业调查的证据[J]. 宏观质量研究, 2022(2):113-128.
- [23] 廖福崇. 营商环境建设何以成功?——基于制度性交易成本的组态比较[J]. 经济社会体制比较, 2021(2):181-191.
- [24] 周克清,吴近平. 税收分成激励促进了县域经济低碳发展吗——来自增值税“五五分成”改革的证据[J]. 财经科学, 2024(10):53-68.
- [25] 韩冬日,石苻祎,丁莹莹. 数字经济及其内部耦合协调发展对区域经济韧性的影响研究[J]. 经济体制改革, 2023(03):72-79.
- [26] 赵放,宋健,王洁霜. 数据要素市场化对营商环境的优化效应——基于政府和市场的双重视角[J]. 浙江工商大学学报, 2025(3):104-115.
- [27] 巫强,姚雨秀. 企业数字化转型与供应链配置:集中化还是多元化[J]. 中国工业经济, 2023(8):99-117.

[责任编辑:黄 燕]

The Optimizing Effect of Business Environment from the Enhancement of Audit Independence:

A Dual Path Based on Fiscal Pressure and Economic Resilience

SHEN Chuchu, NI Xianlin

(School of Public Administration, Nanjing Normal University, Nanjing 210023, China)

Abstract: In 2018, the establishment of audit committee of the Party committee created an exogenous change in audit independence. Taking this reform as a quasi-natural experiment, this paper employs an intensity DID model to examine how stronger audit independence affects the regional business environment. The results show that stronger audit independence significantly improves the regional business environment, and this finding remains robust across a series of tests. Mechanism analysis suggests that, through the internal government channel, stronger audit independence helps improve the business environment by easing fiscal pressures associated with weakened fiscal discipline; through the external market channel, it enhances economic resilience by optimizing policy supply and safeguarding market fairness, which in turn contributes to a better business environment. The positive effect is more pronounced in western China. In addition, public data openness significantly shapes the governance effect of audit independence. In regions with lower levels of data openness, stronger audit independence significantly improves the business environment. In regions with higher levels of data openness, however, the positive effect does not appear and some negative influence emerges, which may be related to a degree of blame-avoidance behavior by local governments under overlapping supervisory pressures. The research findings not only expand the theoretical boundaries of business environment optimization from the perspective of audit independence, but also provide empirical evidence and policy references for deepening audit management system reform, stimulating market vitality through supervisory effectiveness, and promoting high-quality regional development.

Key Words: government audit; audit independence; business environment; audit committee of the Party committee; fiscal pressure; economic resilience; national governance