社会信用体系建设能否提升审计质量?

庄　莹[1],陈维青[1],杜兴强[2]

(1. 新疆财经大学 会计学院,新疆维吾尔自治区 乌鲁木齐 830000;2. 厦门大学 管理学院,福建 厦门 361000)

[摘　要]社会信用体系建设是推进国家治理现代化的关键制度安排。本文基于社区理论与威慑理论,以我国分批推行的社会信用体系建设试点政策作为准自然实验背景,基于 2010—2024 年沪深 A 股上市公司数据,采用多时点双重差分模型实证检验社会信用体系建设对审计质量的影响及其作用机制。研究发现,社会信用体系建设试点政策显著提升了审计质量。机制检验表明,社会信用体系建设试点政策通过提高企业内部控制质量、降低经营风险以及缓解审计师工作压力,优化审计师执业环境,最终提升审计质量。异质性分析表明,这一提升效应在媒体监督薄弱、法治环境较弱以及由具有较强行业专长的审计师审计的企业中更为显著。研究从审计监督视角拓展信用治理研究边界,揭示宏观信用制度影响微观审计质量的完整传导路径,为推动信用监管与审计监督协同治理、缓解资本市场审计信任危机提供了经验证据。

[关键词]社会信用体系;审计质量;内部控制;经营风险;审计师工作压力

[中图分类号]F270　　[文献标志码]A　　[文章编号]1004-4833(2026)06-0053-11

一、引言

诚信作为儒家思想的核心伦理之一,自古被视为立身之本与治国之基。“信者,诚也”“民无信不立”等深刻揭示了诚信是社会得以有序运转的哲学基石。诚信不仅是现代市场经济有序运行的核心前提,更是资本市场实现有效治理的重要基础。近年来,我国资本市场财务造假、盈余操纵等违规事件频发,审计监督面临信任危机,审计市场平稳运行受到挑战,部分会计师事务所主动缩减高风险客户规模,但仅靠事后监管与法律惩戒难以从根源上改善市场生态,缓解审计师执业压力,重塑市场信心。如何通过制度设计优化信用环境,降低审计执业风险,提升审计质量,已成为资本市场高质量发展进程中亟待解决的重要议题。“十五五”规划纲要明确提出建设信用经济,推进适应全国统一大市场要求的信用制度建设,为资本市场高质量发展夯实制度基础。资本市场审计作为重要的外部监督力量,是落实监督贯通协同的关键一环。因此,探究社会信用体系建设对审计质量的治理效应,对于打通信用监管与审计监督协同治理路径,化解资本市场审计信任危机,服务中国式现代化具有重要现实价值。

社会信用体系建设作为我国推进国家治理现代化的关键正式制度安排,基于国务院发布的《社会信用体系建设规划纲要(2014—2020 年)》(下文简称《纲要》),依托信用信息归集共享、信用分级评价、守信激励与失信联合惩戒等,约束企业机会主义行为、优化市场交易秩序。现有研究多聚焦其对资本市场运行秩序的直接治理效应[1],鲜有考察其对资本市场核心监督机制——审计质量的传导影响。审计质量高度依赖企业诚信水平与外部制度环境约束[2-3]。现有文献已从公司治理[4]、制度环境[2-3,5]和市场竞争[6]等视角讨论审计质量的影响因素;从融资约束、政策不确定性[7]以及企业行为[1]等视角分析社会信用体系的重要作用。此外,前期研究也关注非正式制度社会信任对审计行为的间接影响[8-9]。综上,围绕“诚信”主题,现有文献已经形成非正式制度——社会信任、正式制度——社会信用体系两套相对独立的研究脉络[1,10-11],前者聚焦由文化习俗与社会网络演化而来的非正式伦理软约束[8-10];后者立足我国政府主导、依托试点改革落地的法定正式制度[1,12-14]。但现有研究仍存在若干局限:第一,不少文献未能区分社会信用体系与社会信任的概念边界,忽视社会信用体系政府主导、跨部门刚性联合惩戒的行政内核,在审计研究场景下,缺少对“声誉激励”“联合惩戒”治理路径的分析检验[13];第二,多数研究聚焦企业自身行为,尚未完整揭示宏观信用制度作用于审计质量的链式传导路径;第

[收稿日期]2026-03-19

[基金项目]福建省社会科学基金项目(FJ2025B030);新疆社会科学基金项目(2026BGL175);新疆财经大学高层次人才专项项目(2025XGC010)

[作者简介]庄莹(1996—),女,山东菏泽人,新疆财经大学会计学院讲师,硕士生导师,博士,从事资本市场会计与财务问题研究;陈维青(1975—),女,辽宁凌源人,新疆财经大学会计学院教授,硕士生导师,博士,从事资本市场会计与财务问题研究;杜兴强(1974—),男,山西芮城人,厦门大学管理学院教授,博士生导师,博士,从事文化影响与会计审计行为研究,通信作者,E-mail:xqdu@xmu.edu.cn。

三,对信用制度发挥治理效力的边界条件探讨不足。

为此,本文明确核心概念——社会信用体系是由政府推动建立的法定正式制度,包含信用信息平台、信用评价、跨部门联合奖惩等制度工具。为稳妥推进改革,国家发展改革委、中国人民银行于2015年、2016年分批设立43个社会信用体系建设试点城市(区),采取分批试点、逐步推广的改革模式,这为本研究提供了良好的准自然实验场景[1,12]。

本文的边际贡献在于:第一,现有研究仅从单一非正式信用环境维度解读社会信用体系的治理效应,仅从声誉视角解读治理效果,忽视其政府主导、跨部门刚性惩戒的正式行政内核;本文立足于社会信用体系属于政府主导下的正式制度这一本质,在理论层面探讨该制度运行过程中的治理路径(信用信息公开衍生的声誉激励与依托行政权力实施的联合惩戒),弥补现阶段仅依赖风险导向理论、忽视行政制度治理逻辑的局限,将国家层面正式信用制度改革纳入审计治理分析框架,为理解国家治理改革如何穿透至审计市场提供了新证据,区别于过往侧重文化禀赋的非正式社会信任相关研究。第二,本文揭示了社会信用体系试点政策如何通过影响企业行为、优化审计执业环境、缓解审计师工作压力,最终影响审计质量的完整路径,基于准自然实验证据搭建宏观制度与微观审计监督的逻辑联结,同时兼顾企业端与审计供给端双重机制。第三,针对现有研究缺少制度边界识别的不足,本文从媒体监督、地区法治环境与审计师行业专长三维度识别信用制度发挥审计治理效应的异质性条件,厘清信用监管与其他外部治理机制的替代、互补关系,为化解资本市场审计信任危机提供管理启示,也为监管部门协同推进信用监管与审计监督提供政策参考。

二、文献回顾

(一)社会信用体系建设试点的微观经济后果研究

社会信用体系建设是我国市场经济体制下的重要正式制度安排,经历了从局部探索到顶层设计的渐进式推进,《纲要》系统确立了我国社会信用体系的“三大支柱”,为社会信用体系建设提供了总体思路和全面指导:一是信用信息收集与共享系统,通过跨部门、跨区域数据整合,构建统一的信用信息平台,缓解市场信息不对称问题;二是信用评价与奖惩机制,通过红黑名单、分级分类监管与跨部门联合惩戒,实现“守信激励、失信受限”的刚性约束;三是诚信文化建设,以道德规范与价值引导补充制度约束,形成刚柔并济的治理格局。

现有研究多以试点冲击,识别其微观治理效应[1,12]。在公司治理层面,社会信用体系建设依托信用信息归集公示、红黑名单与跨部门联合惩戒机制,抑制企业违规行为[14],提升社会责任履行水平[1],缓解融资约束[7],促进创新[15],改善企业环境表现[14,16],增强供应链稳定性[16],通过优化企业微观行为发挥治理作用[1,12]。部分学者将研究视角延伸至审计领域,认为试点改革会影响审计定价[13],但尚未区分政策究竟是通过企业端风险变化,还是审计师执业行为调整实现审计质量提升。现有文献多聚焦社会信用体系对企业经营行为、投资决策等直接治理效应[14-16],较少延伸至资本市场核心监督机制,即审计质量的影响。审计作为降低信息不对称、抑制管理层舞弊的关键外部治理机制,审计师的执业环境会受到区域制度变迁的深刻影响,因此社会信用体系建设如何传导影响审计质量,具备进一步研究的价值。

(二)审计质量的影响因素研究

审计质量是审计师发现并报告财务报表错报的联合概率[17],既取决于审计师专业能力与独立性[18-20],也深受被审计单位特征以及外部制度环境的共同约束,相关研究可以划分为外部制度环境(正式制度与非正式外部治理)和企业微观特征两大脉络。在正式制度层面,法治环境较为完善的地区,审计师面临的诉讼风险与法律责任更大,执业行为更为审慎[2-3],能够推动审计市场良性竞争,促进行业优胜劣汰,抑制审计师的自满情绪,进而提升审计质量[21-22]。与此同时,政府监管强度、行业治理模式以及政策制度冲击等,会改变企业风险特征与审计师风险预期[5,23]。从企业微观特征维度看,公司治理、内部控制、ESG表现等均会作用于审计质量[4]。随着研究视角的延伸,外部制度环境中的非正式外部治理因素日益受到关注[24]。媒体监督、市场竞争[6]等外部要素能够改变企业的行为约束条件以及审计师信息获取环境,从而影响审计产出[24]。在市场信用约束不足、失信成本较低以及高度复杂且具有不确定性的环境中,企业盈余操纵与舞弊动机更强,较高职业风险既会倒逼审计师保持职业怀疑,也会增加信息判断难度,更易引发审计判断偏差,损害审计质量,该过程和审计师对责任风险的敏感度密切相关[25-26]。

综上,现有研究分别对社会信用体系的微观经济效益、审计质量的影响因素开展了丰富讨论,但未能将社会信用体系作为正式制度安排所衍生的双重治理路径与资本市场核心监督机制进行有机联结。本文基于准自然实验,揭示社会信用体系对审计质量的影响与作用机制,以期为监管部门协同推进信用监管与审计监督、缓解资本市场审计信任危机提供经验启示与政策参考。

三、理论分析与假设提出

审计质量的核心是审计师发现并报告财务舞弊的能力与意愿[17],其影响因素既包括审计师专业能力与独立性等微观特征[18-20],也深植于企业所处的信息环境、制度约束与行为激励结构[2]。为深入阐释社会信用体系对审计质量的影响机制,本文基于社区理论与威慑理论,结合社会信用体系试点政策运行下"信用信息公开带来的声誉激励"和"行政权力保障的联合惩戒"两类互补的治理路径,阐释社会信用体系试点政策(制度环境)如何通过改变企业行为预期,进而作用于审计执业环节,衍生出审计师工作压力的传导渠道,最终影响审计质量。

(一)社会信用体系建设对审计质量的影响

在缺乏社会信用体系约束的环境中,企业失信隐蔽性强、惩戒力度弱,导致失信成本低于潜在收益,管理层盈余操纵动机强烈,企业整体经营风险与舞弊风险居高不下[27]。而高风险的被审计对象会直接导致审计师始终处于高强度执业风险状态,严重干扰审计执业决策,最终损害审计质量。

社区理论强调,经济行为嵌于具体的社会关系网络与共享规范之中[28]。社会信用体系搭建统一的信用信息共享平台,将企业经营合规记录、行政处罚、信用评价等隐性信息转化为公开信用数据,将企业纳入行为可追溯、诚信可约束的"准信用社区",实现传统社区声誉机制的数字化、制度化升级。企业的信用档案成为重要的市场声誉资本,守信记录能够向资本市场传递经营稳健的信号,获取市场正向反馈激励;失信记录公开则会直接引发声誉贬损与社会排斥[28-29]。出于维护长期市场声誉资本的动机,企业主动完善内部控制,实现自我驱动的内部治理改善。企业内部治理优化与信息透明度提升会间接改善审计师执业条件;公开的企业信用档案为审计师提供增量外部佐证信息,有效缓解审企之间的信息壁垒。综上,社区理论下的"声誉激励"是信息公开所衍生的治理效应,约束主要源自企业在社会层面的声誉损失,该机制通过改善企业信息供给环境,间接优化审计师执业条件,推动审计质量提升。

威慑理论认为,理性主体的行为选择取决于其对行为预期成本与收益的博弈均衡[30]。社会信用体系依托红黑名单制度与跨部门联合惩戒构建"一处失信、处处受限"的刚性约束网络,从惩戒的严厉性、确定性、及时性等方面抬高企业失信的法定成本。当企业被纳入失信黑名单,政府部门可依法实施招投标限制、市场准入限制、行政许可约束等措施,直接剥夺企业部分经营权利;依托信息共享平台与分级分类监管机制打破部门信息壁垒,提升企业舞弊、失信行为被发现的概率与惩戒的及时性,依靠法定行政工具压缩企业机会主义行为空间。行政惩戒机制会倒逼企业规避政府层面惩戒的重大损失,主动遏制非理性经营,直接降低企业经营不确定性与财务舞弊的固有风险。当被审计企业的固有重大错报风险被制度压制,审计师无需投入超额审计资源,可将资源合理配置,提升审计程序的执行深度[27],减少审计判断偏误。综上,威慑理论下的"联合惩戒"以公权力惩戒的强大威慑力抑制企业高风险行为,改变被审计单位风险底色,从而优化审计师执业判断,最终提升审计质量。

结合制度实施的双重属性,社会信用体系在发挥正向治理作用的同时,也可能衍生两类负面效应,本文同时辨析两类竞争性假说。一是合规成本假说,社会信用体系要求企业完善内控、公开信息、接受常态化信用监管,这会增加企业制度建设、日常运维以及整改落实等合规成本。部分企业可能为对冲成本压力、美化经营业绩,主动实施盈余管理甚至财务舞弊,反而加剧财务错报风险,降低审计质量。但结合我国社会信用体系"奖惩并举"的制度设计来看,试点城市同步推出守信激励措施,能够从多方面弥补企业合规投入,对冲合规成本带来的经营压力,且信用红黑名单、跨部门联合惩戒大幅提高了盈余操纵、财务舞弊的事后失信成本。对于理性企业而言,成本收益权衡更为重要。二是审计师懈怠假说,随着区域信用环境持续优化,企业整体失信、舞弊概率大幅下降,审计师可能对信用评级良好的企业产生过度依赖心理,主观降低职业怀疑,出现执业懈怠,导致审计质量下滑。但结合我国强监管的审计行业背景来看,企业信用记录、评级结果仅作为审计辅助参考信息,审计准则明确要求审计师必须执行完整的实质性审计程序,外部信用评价无法替代独立审计工作;加之审计追责、行政处罚、民事赔偿机制日趋严格,审计师不能随意放松执业标准。因此,结合制度背景与监管现实,两类潜在负面效应均

受制度设计与行业监管的约束,难以产生较大影响,社会信用体系对审计质量的正向作用仍占据主导地位。

结合上述正向传导分析与竞争性假说辨析可知,社会信用体系通过"声誉激励"与"联合惩戒"协同作用,重塑企业行为模式:一方面,声誉激励发挥"拉动"效应,引导企业主动优化内部治理,从信息供给端缓解审企信息不对称,降低审计师取证压力与判断偏差,为审计质量提升奠定基础;另一方面,联合惩戒发挥"推动"效应,有效抑制企业机会主义行为,改善被审计企业的风险特征,缓解审计师整体执业风险,优化审计资源配置与审计决策效率。两者共同作用,同时为审计师创造更有利的执业环境。基于上述完整理论推导,本文提出如下研究假设 H。

H:限定其他条件,社会信用体系能够提升企业审计质量。

(二)社会信用体系建设与审计质量的影响机制

1. 内部控制

社会信用体系建设同时依托信用信息公开带来的声誉约束与跨部门联合惩戒的制度威慑,从多重动机驱动企业健全内部控制。内部控制作为公司治理的关键环节,直接决定财务报告的可靠性[31-33],是提升会计信息披露质量[31]、抑制盈余操纵[34]、防范舞弊的重要防线[33,35]。首先,外部监管压力驱动内部控制刚性化。内部控制存在缺陷的公司往往表现出更低的会计信息质量[31]、更高的信息不对称性以及更强的盈余操纵倾向[34],内控缺陷会直接导致企业信用降级、融资成本上升、招投标受限等连锁反应。出于长期声誉维护动机,企业会主动弥补内控短板,降低信息不对称与盈余操纵空间[36-37],从而减轻审计师的职业怀疑与核查压力。同时,良好的内控环境是企业传递稳健经营信号的"可信承诺",为维护声誉资本,企业会主动明晰权责配置、降低操作风险与舞弊可能[33],从而超越合规的最低要求。内部控制质量的提升能够有效降低审计的固有风险与控制风险,使审计师更为精准地配置审计资源,提高职业判断效率,从而提升企业审计质量。

2. 经营风险

社会信用体系建设会约束企业的非理性经营行为,降低企业经营风险[13]。一方面,社会信用体系通过信息共享与公正监管优化营商环境[38],降低企业外部经营不确定性与交易成本,减少寻租行为,降低供应链风险,使企业经营更加稳健[16]。另一方面,随着试点推进,社会信用评级与环保、社保、税务、安全生产等合规要求直接挂钩,企业会主动守法合规经营,降低法律风险与行政处罚风险[14]。经营风险的下降使管理层盈余操纵动机减弱,审计师面临的执业环境更为稳定,风险判断更加准确,审计质量随之提升。

3. 审计师工作压力

审计师的工作压力主要体现为在有限的时间与审计资源约束下完成大量审计业务而产生的冲突[39]。时间、精力以及其他资源的约束会带来审计成本控制压力;审计师长期承受超额工作负荷容易引发职业倦怠,从而降低审计效率,增加审计失误的可能性[40]。社会信用体系打通税务、司法、履约等跨部门政务数据,为审计师提供增量外部信息。虽然审计师需要对信息进行复核校验,会产生部分新增信息处理成本,但从取证模式对比角度来看,这替代了审计师传统模式下大量线下走访、多方函证以及多部门分头搜集外部证据的高昂取证成本。加之试点地区在信用制度约束下,企业整体错报、系统性舞弊风险有所下降,审计师无需调配大量资源用于兜底性风险应对,因此,传统取证成本和风险应对资源投入的下降更为直观,缓解了年报忙季审计师的超额工作负荷,减轻了取证与风险应对层面的工作压力,减少因审计师职业倦怠而引发的审计程序简化、判断偏差等问题,使审计师将更多精力配置到关键实质性程序,提升审计监督效果。

四、研究设计

(一)样本选择与数据来源

考虑到社会信用体系建设试点城市成立时间,本文选取 2010—2024 年沪深 A 股上市公司为初始研究样本,按照如下原则进行样本筛选:(1)剔除 ST、*ST 和 PT 类公司样本;(2)剔除金融、保险类公司观测值;(3)剔除变量缺失的公司 - 年度观测值。为控制极端值对研究结果的影响,本文对连续变量进行了上下 1% 的缩尾处理。最终,本文获得 35534 个观测值。上市公司基本信息和财务数据从 CSMAR 数据库获得,试点城市数据从中国政府网获得。

(二)模型设定与变量定义

社会信用体系建设试点城市先后于 2015 年、2016 年分两批设立,这为本文实证研究提供了准自然实验环

境。基于此,本文构建多时点双重差分模型考察社会信用体系对企业审计质量的影响,具体模型设定如下:

$$|DA| = \alpha_0 + \alpha_1 TREAT \times POST + \alpha_{2-17} Controls + Firm\ and\ Year\ Dummies + \varepsilon \quad (1)$$

模型(1)中,$|DA|$代表被解释变量,即审计质量。$TREAT \times POST$ 为解释变量,代表社会信用体系建设的政策效应。若 $TREAT \times POST$ 的系数(即 α_1)显著为负,则假设 H 成立。

参考 DeFond 和 Zhang[41] 的研究,本文采用修正后的 Jones 模型计算的可操纵性应计利润的绝对值($|DA|$)作为审计质量基准代理变量[42],可操纵性应计利润的绝对值越低(高),审计质量就越高(低)。该指标同时受企业自身会计信息质量和审计师监督行为共同影响,难以完全剥离企业端固有影响,因此,为缓解单一指标的度量局限,本文补充以下代理变量进行敏感性测试:一是真实盈余管理综合指标(*REM*),主要反映企业真实活动层面的盈余操纵行为;二是实际审计意见与非标准审计意见概率预测值偏离程度的负绝对值(*AQ*),侧重捕捉审计师风险判断输出,直接反映审计师执业判断行为。

本文按照公司注册地所在城市是否入选社会信用体系试点城市,设置虚拟变量 *TREAT* 和 *POST*。*TREAT* 用于区分实验组和对照组,考虑到在社会信用体系试点城市公示名单中,直辖市包含城区,不同于以往研究仅考虑社会信用体系试点城市的方法,本文进一步细分直辖市城区,当公司注册地所在城市(城区)入选试点城市时,赋值为 1,反之为 0。*POST* 用于区分公司注册地所在城市入选时点前后,公司注册地所在城市(城区)在入选当年以及入选之后的年份,*POST* 取值为 1,反之为 0。

表 1　变量定义

变量符号	变量名称	变量定义
$\|DA\|$	审计质量	操控性应计利润,根据修正的 Jones 模型计算的操纵性应计项目的绝对值
TREAT	社会信用体系建设	处理组虚拟变量,若企业注册地所在城市(城区)被纳入试点城市,则取值为 1,反之为 0
POST		政策实施时间虚拟变量,当企业注册地所在城市(城区)被纳入试点城市,则入选当年及之后年份取值为 1,反之为 0。模型中不单独纳入 *POST*,通过与 *TREAT* 交互生成核心解释变量 $TREAT \times POST$
SIZE	企业规模	上市公司当年资产总额的自然对数
LEV	资产负债率	上市公司当年债务总额与资产总额之比
ROA	资产回报率	上市公司当年净利润与资产总额之比
REV	应收账款比率	上市公司当年应收账款净额与营业收入之比
INV	存货比率	上市公司当年末存货净额与资产总额之比
CF	经营现金流	上市公司当年经营现金流与资产总额之比
BOARD	董事会规模	上市公司董事会成员总人数的自然对数
MON	监事会规模	上市公司监事会成员总人数的自然对数
INDR	独立董事比例	上市公司独立董事与董事会成员总人数之比
FIRST	第一大股东持股比例	年末第一大股东持股数量除以发行在外的总股数
MAN_SHR	管理层持股比例	年末管理层持股数量除以发行在外的总股数
DUAL	两职合一	虚拟变量,若董事长和总经理两职合一则取 1,否则取 0
DELAY	审计时滞	资产负债表日与审计师实际签署审计报告日之间的间隔天数的自然对数
TENURE	审计任期	事务所连续审计上市公司年数的自然对数
*BIG*10	是否十大	虚拟变量,如果上市公司当年被十大会计师事务所审计取值为 1,否则为 0
SWITCH	审计师变更	虚拟变量,本年度审计师是否发生变更,若变更则为 1,否则为 0
MSA	审计师行业专长	以某会计师事务所在某一行业中的市场份额衡量

本文的控制变量包括企业规模(*SIZE*)、资产负债率(*LEV*)、资产回报率(*ROA*)、应收账款比率(*REV*)、存货比率(*INV*)、经营现金流(*CF*)、董事会规模(*BOARD*)、监事会规模(*MON*)、独立董事比例(*INDR*)、第一大股东持股比例(*FIRST*)、管理层持股比例(*MAN_SHR*)、两职合一(*DUAL*)、审计时滞(*DELAY*)、审计任期(*TENURE*)、是否十大(*BIG*10)、审计师变更(*SWITCH*)、审计师行业专长(*MSA*)。此外,本文进一步控制了年份固定效应(*Year*)和公司固定效应(*Firm*)。

五、实证结果及分析

(一)描述性统计

表 2 为本文主要变量的描述性统计结果。被解释变量审计质量($|DA|$)的均值为 0.0624,与以往研究[18,33,43]的结果较为相似。社会信用体系建设($TREAT \times POST$)的均值为 0.3220,说明有 32.2% 的观测值受到了社会信用体系建设试点政策的冲击。控制变量的取值范围与以往研究结果较为一致,不再赘述。同时,本文采用 Pearson 相关性分析,初步考察变量间的线性关系,$TREAT \times POST$ 与 $|DA|$ 显著负相关,为假设 H 提供了初步支持。

(二)回归结果分析

表 3 报告了假设 H 的回归结果。其中,列(1)为未纳入控制变量且未控制年份和企业的回归结果;列(2)为加入控制变量,但未控制年份和企业的回归结果;列(3)为加入控制变量并同时控制年份和企业的固定效应回归

表 2　描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	1/4	中位数	3/4	最大值
|*DA*|	35534	0.0624	0.0662	0.0007	0.0199	0.0417	0.0801	0.3700
TREAT×*POST*	35534	0.3220	0.4670	0	0	0	1	1
SIZE	35534	22.33	1.2410	20.08	21.45	22.15	23.04	26.16
LEV	35534	0.4320	0.2000	0.0620	0.2740	0.4270	0.5810	0.8960
ROA	35534	0.0304	0.0628	−0.2440	0.0097	0.0322	0.0609	0.1890
REV	35534	0.2580	0.2440	0.0008	0.0844	0.1950	0.3460	1.2550
INV	35534	0.1400	0.1250	0.0004	0.0592	0.1110	0.1780	0.6760
CF	35534	0.0478	0.0657	−0.1430	0.0099	0.0463	0.0861	0.2340
BOARD	35534	2.2310	0.1740	1.7920	2.0790	2.3030	2.3030	2.7080
MON	35534	1.4800	0.1830	1.3860	1.3860	1.3860	1.3860	2.0790
INDR	35534	0.3770	0.0532	0.3330	0.3330	0.3640	0.4290	0.5710
FIRST	35534	0.3290	0.1450	0.0803	0.2160	0.3050	0.4240	0.7220
MAN_SHR	35534	0.0682	0.1300	0	0	0.0018	0.0652	0.5830
DUAL	35534	0.2890	0.4540	0	0	0	1	1
DELAY	35534	4.5880	0.1940	3.8290	4.4660	4.6730	4.7360	4.7790
TENURE	35534	1.7520	0.8910	0	1.0990	1.9460	2.3980	3.2190
*BIG*10	35534	0.5050	0.5000	0	0	1	1	1
SWITCH	35534	0.6070	0.4880	0	0	1	1	1
MSA	35534	0.0686	0.0507	0.0029	0.0221	0.0603	0.1100	0.1980

归结果。从核心解释变量来看,各列中的社会信用体系建设试点变量 *TREAT*×*POST* 的估计系数均显著为负,表明社会信用体系建设试点显著降低了企业可操纵性应计利润水平,进而对企业审计质量产生积极影响。从经济意义来看,以列(3)的检验结果为准,社会信用体系建设试点(*TREAT*×*POST*)的系数每增加一个标准差,审计质量提升幅度为 6.41%,表明该结果不仅具有统计意义上的显著性,也具有经济意义上的显著性。上述结果联合支持了假设 H。控制变量方面,表 3 列(3)结果显示,*LEV*、*INV* 与 |*DA*| 显著正相关,表明财务杠杆越高、存货占比越大,审计风险越高,审计质量越低。*SIZE*、*ROA*、*CF*、*DELAY*、*TENURE* 与 |*DA*| 显著负相关,表明企业规模越大、资产回报率越高、经营现金流越充裕、审计时滞长以及审计任期越久时,审计质量更高。上述结果与现有审计领域文献结论基本一致。

表 3　基准回归结果

变量	被解释变量:|*DA*|			变量	被解释变量:|*DA*|		
	(1)	(2)	(3)		(1)	(2)	(3)
	系数(*t* 值)	系数(*t* 值)	系数(*t* 值)		系数(*t* 值)	系数(*t* 值)	系数(*t* 值)
TREAT×*POST*	−0.0043***	−0.0026***	−0.0040**	*MAN_SHR*		−0.0035	−0.0070
	(−4.68)	(−2.93)	(−1.98)			(−1.01)	(−1.01)
SIZE		−0.0046***	−0.0027**	*DUAL*		0.0000	0.0017
		(−10.32)	(−2.26)			(0.05)	(1.20)
LEV		0.0215***	0.0366***	*DELAY*		−0.0163***	−0.0058**
		(7.53)	(7.09)			(−7.34)	(−2.23)
ROA		−0.1276***	−0.1772***	*TENURE*		−0.0007	−0.0011**
		(−9.40)	(−11.59)			(−1.60)	(−1.97)
REV		−0.0027	−0.0054	*BIG*10		0.0056***	−0.0007
		(−1.40)	(−1.40)			(6.55)	(−0.59)
INV		0.0465***	0.0186**	*SWITCH*		0.0020***	0.0005
		(10.76)	(2.33)			(2.83)	(0.78)
CF		−0.0533***	−0.0571***	*MSA*		−0.0361***	0.0204
		(−4.68)	(−4.81)			(−3.94)	(1.49)
BOARD		−0.0082***	−0.0003	截距	0.0638***	0.2625***	0.1513***
		(−2.61)	(−0.06)		(113.81)	(16.77)	(4.80)
MON		−0.0042	−0.0039	*Firm*	No	No	Yes
		(−1.64)	(−0.71)	*Year*	No	No	Yes
INDR		−0.0142	−0.0034	观测值	35534	35534	35534
		(−1.49)	(−0.25)	Adj_R^2	0.0009	0.0528	0.1823
FIRST		−0.0027	−0.0009	F 值	21.91***	48.61***	23.32***
		(−0.90)	(−0.11)				

注:***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平,括号内为 *t* 值,回归系数的标准误在公司层面进行了 Cluster 调整,下同。

(三)稳健性检验①

1. 平行趋势检验

本文参考 Xu 等[44]的方法检验平行趋势假设,根据政策实施的相对时间,定义虚拟变量,pre^4 至 pre^1 代表政策实施前四年到前一年;*current* 代表政策实施当年;$post^1$ 至 $post^9$ 表示政策实施后一年到后九年。本文将模型(1)中的 *TREAT*×*POST* 替换为上述虚拟变量,以政策实施前一年(pre^1)作为基准期进行回归。回归结果显示,pre^4

①限于篇幅,未报告的回归结果留存备索。

至 pre^2 的估计系数均不显著，不存在明显的事前效应；政策实施后；$post^4$ 至 $post^8$ 的估计系数显著为负且具有持续性，平行趋势假设基本成立。

2. 堆叠双重差分检验

为确保结论可靠，本文参考 Cengiz 等[45]的方法，采用堆叠型双重差分法重新评估社会信用体系建设对审计质量的影响①。在平均处理效应堆叠模型与事件研究法堆叠模型中，检验结果与前文平行趋势检验结果一致，研究结论依然得到支持。

3. 安慰剂检验

为排除不可观测因素或随机性的干扰，本研究借鉴史丹等[46]的方法进行安慰剂检验，结果显示，在 1000 次随机分配处理状态的模拟中，随机分配的虚拟处理效应系数均值接近 0，且全部不显著，真实估计系数（-0.0040）远低于模拟系数的分布范围（-0.0024，0.0024），模型设定并未遗漏重要的变量，而可能存在的某些变量遗漏问题也不会对估计结果产生重要影响，本文的基本结论具有一定的稳健性。

4. 基于 PSM-DID 的内生性控制

考虑到社会信用体系改革可能导致试点城市（城区）企业与非试点城市（城区）企业间的样本选择偏差问题，本文采用倾向得分匹配的 DID 模型（PSM-DID）进行内生性控制，选择企业规模（*SIZE*）、资产负债率（*LEV*）、资产回报率（*ROA*）、监事会规模（*MON*）、管理层持股比例（*MAN_SHR*）、两职合一（*DUAL*）、审计时滞（*DELAY*）、审计任期（*TENURE*）、是否为十大（*BIG*10）及审计师变更（*SWITCH*）作为匹配变量，采用 1∶1无放回的匹配方法进行 PSM 配对。结果显示，匹配前诸多变量在实验组与对照组之间存在显著差异，而在匹配后差异均不显著，且在 PSM-DID 第二阶段的回归结果中，$TREAT \times POST$ 的系数显著为负（-0.0061**），支持了假设 H。

5. 熵平衡检验

本文参照 Hainmueller[47]对于协变量维度的控制方法进行熵平衡检验，将模型（1）中的控制变量、行业以及年度虚拟变量作为协变量，使用协变量的三阶矩进行匹配，并使用匹配后的样本重新回归。结果显示匹配后标准化偏差大幅下降，组间偏差被有效消除，且处理组与对照组在所有匹配变量上均不存在显著的系统性差异。$TREAT \times POST$ 的系数显著为负（-0.0035*），再次支持了假设 H。

6. 其他敏感性检验

（1）替换、滞后被解释变量进行敏感性检验。为避免单一审计质量度量指标带来的结果偏误，参考以往研究[27,48]，本文采用实际审计意见与非标准审计意见概率预测值的偏离程度，取负绝对值表征审计质量（*AQ*），数值越大，代表审计师出具的审计意见与企业真实财务错报风险匹配程度越高，审计质量越高；同时，为有效识别企业真实盈余管理行为，本文参照 Roychowdhury[49]的做法，构建真实盈余管理综合指标（*REM*），作为审计质量的补充代理变量；此外，考虑政策对审计质量的传导存在时间滞后，将基准被解释变量 $|DA|$ 滞后一期（$L.|DA|$），所有检验均基于模型（1）回归。以上检验结果均与基准回归保持一致，基准结论稳健。

（2）是否通过验收成为社会信用体系建设示范城市。国家在 2018 年、2019 年、2021 年以及 2023 年公布了四批社会信用体系建设示范城市。部分城市（区）未满足社会信用体系建设示范城市的验收标准，因此，参考左静静等[14]将试点城市分为两种类型，即验收成功组与未达标试点城市组，并以未创建试点的城市作为控制组，分样本进行回归，再以全样本进行回归分析。示范城市经过多年试点建设，制度落地更为充分，企业信用约束强度高于未达标试点城市。若信用治理越强、审计质量提升效应越突出，则示范城市子样本系数应当越显著。结果显示，验收成功组系数显著为负（-0.0029**），未达标试点城市组系数无显著性，支持本文基准结论。

（3）排除其他干扰因素。其一，本文控制城市特定线性时间趋势。不同城市具有差异化的长期治理演化路径，部分试点城市本身就存在持续改善的治理趋势，有可能混淆政策效应。因此，本文在基准模型中进一步加入城市线性时间趋势，以此排除试点城市本身治理随时间变好带来伪效应的竞争性解释。其二，排除新冠疫情冲击干扰。2020 年新冠疫情对国内企业经营环境、资本市场审计工作形成直接冲击，可能对政策识别造成扰动。因此，本文剔除 2020 年单年样本并重新开展回归。结果显示，核心交互项 $TREAT \times POST$ 的系数仍然显著为负（-0.0037*）。由此可见，排除新冠疫情突发冲击的干扰之后，本文主要结论保持稳健。

①堆叠回归模型需要多次重复匹配实验组个体和干净的控制组个体，从而导致回归模型使用的样本观测值数量有所增加。

六、进一步分析

(一)机制分析检验

1. 内部控制

内部控制缺陷是监督缺位的直接表现,相比内控健全的企业,存在重大内部控制缺陷的企业其盈余管理空间更大,可操纵性应计水平更高,进而对审计质量产生更强的负面冲击[50]。因此,本文参考胡国柳和常启国[51]的研究,以是否存在重大内部控制缺陷衡量企业内部控制(*IC*,若企业当年存在重大内部控制缺陷则为1,反之为0)。表4列(1)显示,*TREAT*×*POST*的系数显著为负,表明社会信用体系建设能够降低企业内控缺陷发生的概率,倒逼企业完善内控流程,提升内部控制治理水平。表4列(2)显示,在纳入*IC*后,*TREAT*×*POST*对|*DA*|的抑制作用依然显著,*IC*与|*DA*|显著正相关,即企业存在重大内部控制缺陷会显著降低审计质量。上述结果表明,社会信用体系建设可通过减少重大内部控制缺陷、完善内部控制体系,间接改善审计质量。

2. 经营风险

企业经营风险本质上体现为未来现金流的不确定性,现金流波动越剧烈,企业经营不确定性与财务风险越高[52],管理层进行盈余管理的动机越强,进而影响审计质量。因此,本文参考Ryan等[53]的研究,选用现金流波动性衡量企业经营风险(*RISK*,企业现金流与年末总资产之比,采用年份滚动法,以每三年作为一个观测时段,以此计算企业现金流波动性在三年内的标准差),检验企业经营风险的中介作用。如表4列(3)所示,*TREAT*×*POST*的系数显著为负,表明社会信用体系建设显著降低企业经营风险。表4列(4)中,*TREAT*×*POST*与|*DA*|的抑制作用依然显著。*RISK*与|*DA*|显著正相关,表明经营风险越高,审计质量越低。上述结果表明,社会信用体系建设能够通过缓释企业经营风险,降低经营不确定性,弱化管理层盈余管理动机,进而为审计质量提升创造良好的执业环境。

表4　作用机制分析结果

变量	(1) 被解释变量 *IC*	(2) 被解释变量 |*DA*|	(3) 被解释变量 *RISK*	(4) 被解释变量 |*DA*|	(5) 被解释变量 *API*	(6) 被解释变量 |*DA*|
	系数(*t*值)	系数(*t*值)	系数(*t*值)	系数(*t*值)	系数(*t*值)	系数(*t*值)
TREAT×*POST*	−0.0049*	−0.0043**	−0.0019**	−0.0034**	−0.0239*	−0.0043**
	(−1.74)	(−2.44)	(−2.35)	(−2.01)	(−1.93)	(−2.46)
IC		0.0163***				
		(3.77)				
RISK				0.5051***		
				(29.45)		
API						0.0021***
						(2.65)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距	−0.0544	0.1329***	0.0829***	0.0902***	−4.2564***	0.1411***
	(−1.15)	(4.54)	(5.90)	(3.14)	(−20.39)	(4.80)
Firm/Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	35534	35534	35534	35534	35534	35534
Adj_R2	0.0533	0.1792	0.3911	0.2210	0.5170	0.1788
F值	7.89***	25.50***	10.33***	70.48***	68.71***	25.17***

3. 审计师工作压力

由于审计师个人时间与精力有限,相比行业同仁,审计师负载的超额工作量越多,工作压力越大,揭示客户重大错报概率及风险应对效率会越低,导致审计意见决策的合理性与公允性下降,最终影响审计质量。因此,本文参考闫焕民等的方法[38],以行业同仁,即被审计客户公司所属行业的其他公司的年报签字审计师作为参照对象,以审计师工作量压力为代理变量(*API*),该变量数值越大,则表示审计师比行业同仁负载的超额工作量越大,工作压力越大。检验结果如表4列(5)和列(6)所示,列(5)*TREAT*×*POST*的系数显著为负,表明社会信用体系建设显著缓解审计师工作量压力;列(6)结果显示,*TREAT*×*POST*对|*DA*|的抑制作用依然显著。同时*API*与|*DA*|显著正相关,表明审计师工作压力越大,审计质量越低。上述结果表明,社会信用体系建设能够通过缓释审计师工作压力,改善执业环境,进而提升审计质量。

(二)异质性分析检验

为进一步验证上述研究的边界条件,本文从外部声誉压力(媒体监督)、地区正式监管制度环境(法治环境)以及审计师风险识别能力(审计师行业专长)三个维度展开异质性分析。

1. 媒体监督

媒体监督是资本市场重要的非正式声誉约束力量[54],监督较强时,企业失信行为易曝光,市场自发的声誉惩罚

机制可发挥较强治理作用。反之,在媒体监督力度薄弱时,市场自发声誉约束不足,整体信息环境较差,此时社会信用体系依托政府主导的跨部门信息归集平台,能够弥补媒体信息供给不足的短板,打通税务、司法、履约等非公开征信信息,以此改善信息不对称程度,既倒逼企业规范财务核算,又为审计师补充风险识别依据,政策治理效应相对凸显。基于此,本文参考刘亦文等[55]的做法,以企业年度媒体报道数量的中位数进行分组回归,结果见表 5 列(1)和列(2)。在媒体监督较弱组中,核心交互项 *TREAT*×*POST* 的系数显著为负,结果证实媒体外部监督与社会信用体系建设存在替代效应,当市场自发声誉约束不足时,社会信用体系建设试点能够发挥更强的补充治理作用。

2. 地区法治环境

社会信用体系建设的联合惩戒属于政府主导的正式行政约束机制,该制度效力的发挥因当地法制与制度执行基础不同而有所差异。在法治环境较好的地区,地方原有法律监管、信用执法基础本身比较完善,失信惩戒已有较好的落地基础,试点改革带来的增量正式约束空间有限。反之,在法治环境相对薄弱地区,原有正式制度约束存在短板,试点落地之后,红黑名单、跨部门联合惩戒等制度工具能够形成更强的增量约束,对企业的治理效果会更加突出。参考已有研究[56],本文采用《中国分省份市场化指数报告》当中的"市场中介组织发育和法治环境"指标衡量地区法治水平,按年度中位数分组回归。表 5 列(3)和列(4)结果显示,在法治环境较弱组,核心交互项 *TREAT*×*POST* 的系数显著为负;法治环境较好组系数不显著,该结果印证社会信用体系试点改革能够弥补地方原有正式法治监管短板,在法治基础薄弱地区释放更强的治理红利。

表 5　异质性分析检验结果

变量	被解释变量:|DA|					
	媒体监督		法治环境		行业专长程度	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	较强	较弱	较强	较弱	较强	较弱
	系数(*t* 值)	系数(*t* 值)	系数(*t* 值)	系数(*t* 值)	系数(*t* 值)	系数(*t* 值)
TREAT×*POST*	-0.0003	-0.0079**	0.0000	-0.0072**	-0.0058**	-0.0007
	(-0.09)	(-2.40)	(0.01)	(-2.47)	(-2.00)	(-0.23)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
截距	0.1980***	0.1245***	0.2190***	0.0757*	0.1950***	0.0892*
	(3.98)	(2.86)	(4.45)	(1.70)	(3.82)	(1.79)
Firm/*Year*	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	17116	17037	16723	17755	17124	17216
Adj_R^2	0.1778	0.2268	0.1917	0.1838	0.1976	0.1916
F 值	7.68***	22.52***	14.92***	10.71***	11.83***	12.93***

3. 审计师行业专长

在审计供给端,审计师自身风险识别、专业研判能力直接决定其能否充分利用社会信用体系试点提供的增量征信信息甄别财务舞弊行为。而审计师行业专长是衡量审计师专业胜任能力、风险识别能力与执业经验的核心指标,也是决定审计质量的关键内部因素[35]。具备行业专长的审计师长期深耕特定领域,积累海量行业运行规律、财务舞弊惯用手段以及特殊交易风险识别经验,风险识别能力更强,能够更好地消化政策带来的信息红利。反之,缺乏行业专长的审计师行业知识储备不足,风险识别能力相对较弱,受限于专业能力,难以充分识别潜在风险,政策效应难以有效发挥。基于此,本文采用行业市场组合指标度量审计师行业专长[35],以样本中位数划分为审计师行业专长高低两组,分组回归结果见表 5 列(5)和列(6)。在较高分组中,核心交互项 *TREAT*×*POST* 的系数显著为负;较低分组中未表现出统计显著性。结果表明,社会信用体系带来的信息红利需要审计师专业能力作为支撑,只有审计师具备足够的风险识别能力,才能将制度信息优势转化为审计质量提升。

七、研究结论与政策启示

本文以社会信用体系建设试点为准自然实验,基于 2010—2024 年中国 A 股上市公司数据,系统考察社会信用体系对审计质量的影响及其传导机制。研究发现,社会信用体系建设试点政策能够显著提升企业审计质量。机制检验表明,社会信用体系建设试点政策通过推动企业完善内部控制体系,降低经营风险,优化审计师执业环境,缓解审计师工作压力,为审计师创造更为稳健的执业基础,最终促进审计质量提升。异质性分析显示,社会信用体系建设试点政策对审计质量的积极效应在媒体监督薄弱、法治环境较弱且聘任的审计师具备较高行业专长的企业中更为显著,这表明信用治理与其他监督机制存在一定替代与互补关系。

本文的政策启示如下:基于现阶段落地实施层面,第一,监管部门需因地制宜推进信用监管与审计监督的数字化协同落地,实施分层分类试点验收机制。对法治、媒体监督薄弱地区加大资源倾斜,补齐跨部门信用信息归集短板;依托已验收的信用示范城市,探索公共信用信息平台与资本市场监管系统的数据对接,发挥信用监管对

审计监督的补充治理作用,改善审计执业环境。第二,审计机构应当注重执业质量与独立性,充分挖掘信用信息红利,分层次开展审计师征信数据应用培训,强化审计师专业能力建设,优化项目资源配置,缓解审计师工作压力,将制度优势转化为审计执业质量。第三,企业应将信用管理嵌入内部控制与合规经营体系,补齐内控缺陷,降低经营风险,弱化管理层盈余操纵动机,从源头夯实会计信息质量,降低企业审计风险,实现企业价值与资本市场信任双向提升。面向"十五五"改革方向层面,第一,落实各类监督贯通协同的改革要求,打通跨部门信用数据与资本市场监管数据壁垒,构建"信用提示-审计核查-联合惩戒"的闭环治理机制,形成信用监管与审计监督治理合力,遏制财务造假行为。第二,完善全国统一的社会信用基础制度,兼顾失信惩戒与信用修复,发挥信用体系在制度建设薄弱地区的补位治理效应,防范信用滥用,助力建设市场化法治化营商环境。第三,将企业信用表现纳入上市公司治理评价,引导企业构建信用导向的内部治理模式,提升上市公司整体质量,为纵深推进全国统一大市场建设筑牢微观诚信基础。

参考文献:

[1]曹雨阳,孔东民,陶云清. 中国社会信用体系改革试点效果评估——基于企业社会责任的视角[J]. 财经研究,2022(2):93-108.

[2]Francis R J,Michas N P,Seavey E S. Does audit market concentration harm the quality of audited earnings? Evidence from audit markets in 42 Countries [J]. Contemporary Accounting Research,2013,30(1):325-355.

[3]Pan Y,Shroff N,Zhang P. The dark side of audit market competition[J]. Journal of Accounting and Economics,2022,75(1):101520.

[4]柯丽贞,仝娴荣. 上市公司 ESG 表现对审计质量的影响研究——基于内部控制质量的调节作用[J]. 经济问题,2026(1):120-129.

[5]郑国坚,陈巧,马新啸. 政府会计监督与审计定价:"治理效应"还是"标签效应"[J]. 审计研究,2023(4):92-102.

[6]徐玉德,韩彬. 市场竞争地位、行业竞争与内控审计师选择——基于民营上市公司的经验证据[J]. 审计研究,2017(1):88-97.

[7]牛耕,何雨可,赵国昌. 信用体系建设的创业促进作用:中国经验[J]. 管理科学学报,2025(11):46-61.

[8]雷光勇,邱保印,王文忠. 社会信任、审计师选择与企业投资效率[J]. 审计研究,2014(4):72-80.

[9]刘猛,叶陈刚,武剑锋. CEO 变更、社会信任与审计师认知[J]. 山西财经大学学报,2017(7):98-109.

[10]周冬华,徐移兰. 社会信任促进企业社保遵从度吗?[J]. 会计与经济研究,2026(2):55-74.

[11]马俊峰,徐子尧. 信用体系建设对企业家创业精神的影响——来自政务、商务、社会和司法领域的证据[J]. 会计与经济研究,2024(5):120-141.

[12]蒋殿春,王倩倩. 社会信用与企业全要素生产率:影响机制与实证证据[J]. 产业经济研究,2025(2):98-113.

[13]文雯,孙亚婕,牛煜皓. 社会信用体系改革与审计定价——来自准自然实验的经验证据[J]. 南京审计大学学报,2025(5):44-54.

[14]左静静,邱保印,蒋挺. 社会信用体系建设能否抑制企业环保失信?[J]. 外国经济与管理,2023(3):101-117.

[15]Shan H,Yongze Y,Qing Y F. Social credit and patent quality:Evidence from China[J]. Journal of Asian Economics,2023,84(5):101570.

[16]张欣琦,杨胜刚,王芍. 社会信用体系建设对企业环境信息披露质量的影响研究[J]. 管理学报,2025(2):251-260.

[17]DeAngelo L E. Auditor size and audit quality[J]. Journal of Accounting and Economics,1981,3(3):183-199.

[18]刘颖斐,周绮梦,郑海宁,等. 审计师地区专长与审计质量——基于异地审计视角的分析[J]. 审计研究,2024(4):126-138.

[19]付强,张呈,廖益兴. 直面挑战:审计师数字化专长是否有助于提高审计质量?[J]. 审计与经济研究,2024(2):42-51.

[20]Ricquebourg A D D,Maroun W. How do auditor rotations affect key audit matters? Archival evidence from South African audits[J]. The British Accounting Review,2023,55(2):101099.

[21]Boone P J,Khurana K I,Raman K. Audit market concentration and auditor tolerance for earnings management[J]. Contemporary Accounting Research,2012,29(4):1171-1203.

[22]DeFond L M,Lennox S C. The effect of SOX on small auditor exits and audit quality[J]. Journal of Accounting and Economics,2011,52(1):21-40.

[23]柳光强,王迪. 政府会计监督如何影响盈余管理——基于财政部会计信息质量随机检查的准自然实验[J]. 管理世界,2021(5):157-169+12.

[24]吴武清,赵越,苏子豪. 企业信息化建设与审计费用——数字化转型时期的新证据[J]. 审计研究,2022(1):106-117.

[25]Hanlon M,Kelvin Y,Luo Z. Behavioral economics of accounting:A review of archival research on individual decision makers[J]. Contemporary Accounting Research,2022,39(2):1150-1214.

[26]Ashley A A,Jacqueline S H,Michael A R. Improving auditors' consideration of evidence contradicting management's estimate assumptions[J]. Contemporary Accounting Research,2020,37(2):696-716.

[27]董小红,孙文祥. 企业金融化、内部控制与审计质量[J]. 审计与经济研究,2021(1):26-36.

[28]Granovetter M. Economic action and social structure:The problem of embeddedness[J]. American Journal of Sociology,1985,91(3):481-510.

[29]Marquis C,Glynn A M,Davis F G. Community isomorphism and corporate social action[J]. The Academy of Management Review,2007,32(3):925-945.

[30]贝卡里亚. 论犯罪与刑罚[M]. 北京:中国法制出版社,2005.

[31]刘启亮,罗乐,张雅曼,等. 高管集权、内部控制与会计信息质量[J]. 南开管理评论,2013(1):15-23.

[32]Ashbaugh-Skaife H,Collins W D,Kinney R W,et al. The effect of SOX internal control deficiencies and their remediation on accrual quality[J]. The Accounting Review,2008,83(1):217-250.

[33]叶飞腾,程涵修,史雨萱. 内部控制能否抑制审计师与高管同乡关系对审计质量的负面影响? [J]. 南京审计大学学报,2024(6):32 -40.
[34]Doyle T J,Ge W,McVay S. Accruals quality and internal control over financial reporting[J]. The Accounting Review,2007,82(5):1141 -1170.
[35]范经华,张雅曼,刘启亮. 内部控制、审计师行业专长、应计与真实盈余管理[J]. 会计研究,2013(4):81 -88 +96.
[36]Goh B W,Li D. Internal Controls and conditional conservatism[J]. The Accounting Review,2011,86(3):975 -1005.
[37]方红星,金玉娜. 高质量内部控制能抑制盈余管理吗? ——基于自愿性内部控制鉴证报告的经验研究[J]. 会计研究,2011(8):53 -60 +96.
[38]钟娟,丁怡帆,魏彦杰. 得"信"者多助:社会信用体系建设与企业权益资本成本[J]. 系统工程理论与实践,2025(9):2872 -2892.
[39]López M D,Peters F G. The effect of workload compression on audit quality[J]. AUDITING:A Journal of Practice & Theory,2012,31(4):139 -165.
[40]闫焕民,王浩宇,张雪华. 审计师工作量压力、组织支持与审计意见决策[J]. 管理科学,2020(4):19 -36.
[41]DeFond M,Zhang J. A review of archival auditing research[J]. Journal of Accounting and Economics,2014,58(2 -3):275 -326.
[42]Dechow P M,Sloan R G,Sweenny A P. Detecting Earnings Management[J]. Accounting Review,1995,70(2):193 -225.
[43]马晨,谷思琪,陈怡欣. 与供应商和客户共享审计能提升审计质量吗? ——基于横向和纵向共享程度的分析[J]. 审计与经济研究,2023(6):12 -23.
[44]Xu Y X,Xuan Y H,Zheng G P. Internet searching and stock price risk:Evidence from a quasi-natural experiment[J]. Journal of Financial Economics,2021,141(1):255 -275.
[45]Cengiz D,Dube A,Lindner A,et al. The effect of minimum wages on low-wage jobs[J]. The Quarterly Journal of Economics,2019,134(3):1405 -1454.
[46]史丹,叶云岭,于海潮. 双循环视角下技术转移对产业升级的影响研究[J]. 数量经济技术经济研究,2023(6):5 -26.
[47]Hainmueller J. Entropy balancing for causal effects:A multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies[J]. Political Analysis,2012,20(1):25 -46.
[48]许亚湖. 租金性异常审计费用影响审计质量吗? [J]. 会计研究,2018(5):90 -96.
[49]Roychowdhury S. Earnings management through real activities manipulation[J]. Journal of Accounting and Economics,2006,42(3):335 -370.
[50]Chan K C,Farrell B,Lee P. Earnings management of firms reporting material internal control weaknesses under section 404 of the Sarbanes-Oxley act[J]. Auditing:A Journal of Practice & Theory,2008,27(2):161 -179.
[51]胡国柳,常启国. 董事高管责任保险、党组织治理与企业内部控制缺陷[J]. 中国软科学,2022(5):98 -111.
[52]李庆德,魏卉,康燕芳. 实体企业脱实向虚与分析师盈余预测质量——雾里看花还是甄别有道? [J]. 审计与经济研究,2024(5):57 -68.
[53]Ryan S G. A survey of research relating accounting numbers to systematic equity risk,with implications for risk disclosure policy and future research[J]. Accounting Horizons,1997,11(2):82 -95.
[54]Miller S G. The press as a watchdog for accounting fraud[J]. Journal of Accounting Research,2006,44(5):1001 -1033.
[55]刘亦文,陈熙钧,高京淋,等. 媒体关注与重污染企业绿色技术创新[J]. 中国软科学,2023(9):30 -40.
[56]王小鲁,胡李鹏,樊纲. 中国分省份市场化指数报告(2021)[M]. 北京:社会科学文献出版社,2021.

[责任编辑:刘　茜]

Can the Construction of a Social Credit System Improve Audit Quality?

ZHUANG Ying[1], CHEN Weiqing[1], DU Xingqiang[2]
(1. School of Accounting, Xinjiang University of Finance and Economics, Urumqi 830000, China;
2. School of Management, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

Abstract: The construction of the social credit system is the key institutional arrangement to promote the modernization of national governance. Based on the community theory and deterrence theory, taking the pilot policy of the social credit system construction implemented in batches in China as a quasi-natural experimental background, and based on the data of Shanghai and Shenzhen A-share listed companies from 2010 to 2024, this paper empirically tests the impact of the social credit system on audit quality and its mechanism by employing a multi-period difference-in-differences model. The study found that the social credit system pilot policy significantly improved audit quality. The mechanism test indicates that the pilot policy for the construction of the social credit system enhances the quality of corporate internal control, mitigates business risks, and alleviates auditors' work pressure, thereby optimizing the auditors' working environment and ultimately improving audit quality. Heterogeneity analysis reveals that this enhancing effect is more pronounced in firms characterized by weak media supervision, weaker leagal environments and those audited by auditors with high industry-specific expertise. This study extends the research scope of credit governance from the perspective of audit supervision, elucidates the complete transmission mechanism through which the macro credit system influences micro audit quality, and offers empirical evidence to facilitate the collaborative governance between credit supervision and audit supervision, as well as to mitigate the audit trust crisis in the capital market.

Key Words: social credit system; audit quality; internal control; operational risk; auditor work pressure