

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

文 雯,孙亚婕,牛煜皓

(北京外国语大学 国际商学院,北京 100089)

[摘 要]社会信用体系制度作为市场经济基础制度的关键组成部分,是维护资本市场秩序的重要保障。以2007—2022年沪深A股上市公司为样本,研究社会信用体系改革对审计定价的影响。研究发现,社会信用体系改革能够显著降低审计定价。机制检验表明,社会信用体系改革通过降低企业的舞弊风险、经营风险及诉讼风险,进而降低审计定价。进一步分析显示:当企业的内部治理水平较弱、审计师拥有较高声誉时,社会信用体系改革对审计定价的降低作用更加显著;社会信用体系改革在降低审计定价的同时,显著提高了审计质量。研究结论为完善社会信用体系建设、促进经济高质量发展提供了政策启示。

[关键词]社会信用体系改革;审计定价;公司治理;审计质量;审计风险;非正式制度

[中图分类号]F239 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2025)05-0044-11

一、引言

信用是市场经济的“基石”。党的二十大提出“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”,首次将社会信用这一项非正式制度纳入市场经济基础制度,充分肯定了社会信用在市场经济体制发展中的基础性作用。信用作为一种非正式制度,主要依赖道德规范、文化传统等规范社会行为,能够有效弥补正式制度的不足,发挥强有力的社会治理效果,在构建高水平社会主义市场经济体制上起到重要的支撑作用。因此,自党的十八大以来,我国充分重视社会信用体系的建设工作。2014年国务院印发的《社会信用体系建设规划纲要(2014—2020年)》提出了加快社会信用体系建设的总体要求。国家发展改革委、中国人民银行根据相关部署,鼓励地方积极申报开展试点示范创建工作,并在2015年8月联合发文,将沈阳、青岛等11个城市列为首批“创建社会信用体系建设示范城市”。2016年4月,两部门将北京市海淀区、呼和浩特市等32个城市(城区)列为第二批“创建社会信用体系建设示范城市(城区)”。2022年,中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于推进社会信用体系建设高质量发展促进形成新发展格局的意见》赋予社会信用体系改革以促进国民经济循环高效畅通、构建新发展格局的关键地位。

为有效缓解企业财务失信问题对资本市场的潜在不良影响,社会信用体系改革将会计诚信列入商务诚信建设的重点领域之一。不同于法律的强制执行,社会信用体系改革主要通过构建统一信用信息共享平台、建立失信被执行人黑名单制度以及设立多部门的联合惩戒机制,给企业施加市场声誉及社会道德压力,从而加大对企业财务造假等失信问题的惩戒力度,进而增强资本市场活力、规范市场经济秩序,构建诚实、自律、守信、互信的社会信用环境。现有研究大多从企业自身决策的角度考察社会信用体系改革的政策效果,发现社会信用体系改革能够加大企业失信成本,约束内部人机会主义行为,具体表

[收稿日期]2024-12-17

[基金项目]国家自然科学基金项目(72002014;72473012);教育部人文社会科学研究项目(24YJA630100);中央高校基本科研业务费专项资金资助(2025JX082;2023TD003)

[作者简介]文雯(1991—),女,安徽芜湖人,北京外国语大学国际商学院副教授,博士,主要研究方向为公司治理与审计;孙亚婕(2001—),女,江西南昌人,北京外国语大学国际商学院硕士生,主要研究方向为公司治理与资本市场;牛煜皓(1995—),男,河南洛阳人,北京外国语大学国际商学院讲师,博士,主要研究方向为公司财务与资本市场,通信作者,邮箱:niuyuhao@bfsu.edu.cn。

现为提高企业的社会责任承担水平^[1]、抑制违规行为^[2],并通过缓解企业融资约束提升创新能力^[3-4]。尚未见文献从审计师视角挖掘社会信用体系改革的影响。

审计师作为资本市场的“看门人”,是提升企业信息披露质量、增强投资者利益保护的重要力量之一。审计师能够通过评估企业内外部风险并执行相应的审计程序识别和应对潜在的风险,向客户企业收取合理费用,推动资本市场的高效健康发展。审计师在准确评估企业风险、确定审计定价时会受到被审计单位诚信程度的影响^[5]。被审计单位进行虚假交易或财务造假等失信行为会提高审计师的风险水平,也会增加审计失败的发生概率,导致审计师收取更高的审计费用。已有研究探讨了正式制度如绿色信贷政策^[6]及问询函制度^[7]如何通过增强企业的合规意识、提高违规成本,从而降低审计定价。然而,社会信用体系改革作为一项由政府推动的、旨在全社会培育诚信文化的非正式制度建设,其影响具有广泛性和长期性。

因此,本文基于社会信用体系改革分批试点的准自然实验场景,从审计定价角度研究社会信用体系改革的经济后果,并深入探究社会信用体系改革影响审计定价决策的作用机制和影响情境,同时进一步探究社会信用体系改革是否提升了审计质量。

本文的边际贡献在于:第一,从审计师决策的视角扩展了社会信用体系改革的经济后果研究。现有文献主要集中于研究社会信用体系改革对企业自身行为的影响,而本文从审计师的视角研究了社会信用体系改革如何通过规范企业行为影响审计定价,丰富了社会信用体系改革实施效果的研究,有助于充分理解社会信用体系改革如何治理企业财务失信问题,并促进资本市场健康可持续发展。第二,从社会信用这一非正式制度的角度拓展了审计定价影响因素领域的文献。已有文献在正式制度对审计定价的影响方面进行了丰富的讨论。例如,郑国坚等^[8]关注的政府会计监督是由财政部推行的正式制度,主要通过抽查重点行业企业的会计信息质量对其他企业产生震慑。相较而言,社会信用体系改革主要通过强化信用的非正式制度作用规范企业的财务行为。因此,本文有助于深入理解由政府推动的非正式制度建设的治理作用,也扩展了审计定价影响因素领域的研究边界。第三,本文深入探究社会信用体系改革对审计定价的作用机制及影响路径,从客户企业的舞弊风险、经营风险及诉讼风险三个层面探究社会信用体系改革的治理效应如何传导至审计师层面,还从公司治理及审计师声誉两个层面进行了情境检验,并探究社会信用体系改革能否通过影响审计定价影响审计质量,深化了审计定价领域的相关研究。

二、理论分析与研究假设

基于风险导向审计理论,审计师在审计活动中需要应对的风险是其在定价时考虑的主要因素^[9]。当审计师面临的风险下降时,其需要承担的法律风险及潜在诉讼赔偿成本减少,收取的审计费用也会降低。本文预期,社会信用体系改革能够缓解审计师面临的审计风险、业务风险和法律风险,进而降低审计定价。

首先,社会信用体系改革能够通过降低客户企业的舞弊风险,缓解审计师面临的审计风险,从而降低审计定价。审计风险主要是指企业发布的财务报表存在重大错报和漏报,审计师发表不恰当审计意见的概率^[10]。当被审计单位内部人较多实施利润操纵或资金挪用等舞弊行为时,企业财务报告发生重大错报的概率较高,审计师面临的审计风险上升,因此审计师会收取更多的费用以补偿较高的审计风险。社会信用体系改革通过建立全面的信用记录体系,量化企业内部人的失信成本,使其主动减少舞弊行为,从而提高企业的合规性和财务透明度,降低企业舞弊风险。企业舞弊行为通常是由企业管理层等内部人决策所致^[11]。社会信用体系改革强调信用在个人社会经济活动中的重要作用,加强了对个人信用信息的采集和共享,并强化了对企业内部人信用状况的评估与追踪。内部人的不良征信记录会使其自身的社会信誉度受损,阻碍未来职业生涯。因此,为了维护自身的信用水平,管理层决策会更加谨慎,减少利用舞弊等机会主义行为来提升业绩的动机^[12]。随着个体失信行为的减少,企业合规性及财务信

息质量得以增强,舞弊风险随之降低。对于审计师而言,企业舞弊风险的降低是一项积极信号。由于企业整体的财务信息质量得到提升,审计师预期自身面临的审计风险相应降低,要求的审计风险溢价随之减少。同时,审计师也会相应减少相关审计程序并缩小审计范围。审计师所投入的审计成本、时间及精力降低,向企业要求的审计费用也会相应减少^[7]。因此,社会信用体系改革通过在事前约束企业内部人的自利行为,降低企业舞弊风险,进而缓解审计风险,并由此降低审计定价。

其次,社会信用体系改革能够通过弱化客户企业的经营风险,缓解审计师面临的业务风险,从而降低审计定价。业务风险是指被审计单位由于陷入财务困境或经营失败,需要审计师承担连带赔偿责任的风险^[13]。当客户企业的经营风险较高时,企业偏离正常生产经营状态并陷入财务困境的可能性提高,审计师因客户企业经营状况欠佳被牵连并陷入诉讼的风险上升,因此会收取更高的审计费用作为补偿。社会信用体系改革能够营造公平透明的市场环境,降低企业的经营风险。社会信用体系改革深化政务诚信建设,公开行政管理中的信用信息,减少如包庇掩盖区域内社会主体违法失信行为、滥用权力封锁市场等地方保护主义措施。这使得市场交易更加公平透明,降低企业从事寻租等非生产性活动的意愿,促使企业将有限的资源更多地投入生产性活动中^[14]。另外,社会信用体系改革使企业能够通过“信用中国”网站、国家企业信用信息公示系统等渠道了解其他主体的历史经营状况和履约信息等,降低企业在对外合作时的信息收集、协商以及后续监督成本,有助于提升企业的市场竞争力。当客户经营风险得到降低时,企业被投资者及债权人诉讼的概率会减小,审计师因客户经营状况欠佳而被投资者、债权人等有关各方要求承担连带责任,从而遭受损失的可能性也会降低^[13]。这使得审计师要求的审计费用补偿也会相应下降。

最后,社会信用体系改革能够通过减轻客户企业的诉讼风险,缓解审计师面临的法律风险,从而降低审计定价。审计师在进行审计定价决策时会对自己需要承担的法律风险进行评估。因此,当客户企业的诉讼风险较高时,财务报告使用者面临的财务信息风险增加,审计师承担的连带法律责任及诉讼赔偿成本提高。这促使审计师收取更高的审计费用以补偿相应的法律风险。社会信用体系改革能够通过加强对企业失信行为的事后监督和追责力度,缓解审计师的诉讼风险,从而降低审计定价。社会信用体系改革建立了人民法院与公安、金融、税务、工商、证券等部门的“点对点”网络联动机制^①,强化对各企业违约、财务信息失真等不当经济活动的实时监控。一旦发生了失信行为,企业可能面临股东、债权人或监管机构提起的法律诉讼,导致诉讼成本上升。而且各行政部门也会对企业招投标、信贷融资、政府补贴等行为进行联合限制。同时,社会信用体系改革推进法院与第三方征信机构的联动,扩大了信用监督范围,压缩了失信企业的生存空间^②。因此,在社会信用体系改革各项事后惩戒措施的威慑之下,企业为了规避诉讼带来的经济损失,会自发遵守契约、规范自身经营活动,进而降低诉讼风险。对审计师而言,一方面,企业诉讼风险的降低减少了审计师被投资者、债权人等提出连带赔偿的可能性,审计师预期面临的诉讼风险及连带赔偿责任能够得到缓解,因而审计师会收取更低的法律风险溢价^[15],另一方面,企业经营规范性的提升降低了审计师需要付出的额外努力,审计师要求的审计成本补偿也会相应减少。

然而,社会信用体系改革也可能通过提供更多的企业信用信息以及强化对审计师诚信的监管,增加审计师投入,进而推高审计定价。一方面,社会信用体系改革强化审计行业的诚信建设。监管部门将严重违规的注册会计师及会计师事务所纳入失信名单,相关负责人可能会面临行业禁入或罚款等处罚。这迫使审计师投入更多的资源,如执行更多的审计程序、更严格的审计测试来降低自身的执业风险,从

①例如,在2017年7月12日香港某投资公司与吕某等五人借款合同纠纷及清算合同纠纷一案中,吕某等五人作为安阳某公司的高管,拥有足以支付香港某投资公司经济损失的资产,但拒绝按照判决要求支付。新乡市中级人民法院则将吕某等五名被执行人纳入失信被执行人名单。在其所在公司申请贷款时因公司高管被纳入失信被执行人名单而受阻。详见:<https://www.hncourt.gov.cn/public/detail.php?id=173785>。

②2015年最高人民法院与芝麻信用通过专线方式实现数据对接,共享失信被执行人信息。芝麻信用在淘宝、天猫、神州租车等各应用平台对失信被执行人的消费、信贷、出行等进行限制。详见:<https://www.chinacourt.org/article/detail/2016/01/id/1779861.shtml>。

而推高审计成本,提高审计定价^[16]。另一方面,社会信用体系改革改善了信用信息记录体系,审计师可以从多个渠道获取被审计单位的信用信息,如全国企业信用信息公示系统、税务机关信用等级评定等。审计师需要额外收集、整理并分析企业的信用信息,判断其对企业财务报表质量的影响。这增加了审计工作量和审计成本^[17]。面对信用风险较高的公司,审计师不得不投入更多资源以降低审计失败的可能性,从而推高审计费用。

基于以上分析,本文提出竞争性研究假设:

H1a:在其他情况不变时,社会信用体系改革会降低审计定价。

H1b:在其他情况不变时,社会信用体系改革会提高审计定价。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文选择2007—2022年中国沪深A股上市公司作为研究样本,选择2007年作为样本起点的原因是新会计准则自2007年开始实施。剔除金融行业、ST公司和变量缺失样本,最终得到28906个企业—年度观测值。本文对所有连续变量进行了上下1%的缩尾处理。社会信用体系建设试点城市数据通过信用中国网站手工收集获得,审计、公司财务及公司治理数据来源于国泰安数据库(CSMAR)。

(二) 变量定义

1. 被解释变量:审计定价(*LNFEET*)。参考已有文献^[18],为避免反向因果的内生性问题,以企业 $t+1$ 年审计费用的合计值取自然对数衡量审计定价,其中审计费用合计值包括境内审计费用、境外审计费用以及其他审计相关费用。

2. 解释变量:社会信用体系改革(*CREDIT*)。参考曹雨阳等的研究^[1],若企业注册地入选社会信用体系建设试点城市,其入选当年及以后年份取值为1,否则为0。

3. 控制变量。借鉴以往文献^[9,19],控制了审计定价的影响因素。在公司层面,控制企业规模(*SIZE*)、资产负债率(*LEV*)、盈利能力(*ROA*)、股票回报率(*RET*)、盈余管理(*ABSDA*)、海外收入占比(*FRGN*)、审计复杂程度(*INVREC*)、股权集中度(*TOP1*)、企业年龄(*AGE*)、产权性质(*SOE*)。在审计师层面,控制审计意见(*MAO*)以及“四大”审计(*BIG4*)。此外,还控制了公司固定效应(*Firm FE*)和年份固定效应(*Year FE*)。变量定义如表1所示。

表1 变量定义

变量类型	变量符号	变量名称	变量定义
被解释变量	<i>LNFEET</i>	审计定价	企业年度审计费用合计值取自然对数
解释变量	<i>CREDIT</i>	社会信用体系改革	若企业注册地所处城市被纳入社会信用体系建设试点,入选当年及以后年份取值为1,否则取值为0
	<i>SIZE</i>	企业规模	企业年末总资产的自然对数值
控制变量	<i>LEV</i>	资产负债率	企业年末总负债与总资产的比值
	<i>ROA</i>	盈利能力	总资产报酬率,即企业净利润与年末总资产的比值
	<i>RET</i>	股票回报率	考虑现金红利再投资的年个股回报率
	<i>ABSDA</i>	盈余管理	运用修正 Jones 模型计算的残差绝对值
	<i>FRGN</i>	海外收入占比	企业的海外营业收入与总营业收入的比值
	<i>INVREC</i>	审计复杂程度	企业的应收账款净额与存货净额之和与总资产的比值
	<i>TOP1</i>	股权集中度	第一大股东持股数与总股数的比值
	<i>AGE</i>	企业年龄	企业上市年限取自然对数
	<i>SOE</i>	产权性质	若企业属于国有企业,取值为1,否则为0
	<i>MAO</i>	审计意见	若企业本年审计意见为非标准保留意见,取值为1,否则为0
	<i>BIG4</i>	“四大”审计	若会计师事务所属于国际“四大”,取值为1,否则为0

(三) 模型设定

根据社会信用体系建设试点城市分批设立的特点,本文构建了多时点双重差分模型以考察社会信用体系改革对审计定价的影响。考虑到社会信用体系改革对于企业审计费用的影响可能存在延迟效应,采用 t 期社会信用体系改革及控制变量对 $t+1$ 期审计定价变量进行回归,具体模型如(1)式所示:

$$LNFE_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 CREDIT_i + \beta_i CONTROLS_i + Firm\ FE + Year\ FE + \varepsilon \quad (1)$$

其中, $LNFE$ 为被解释变量,即审计定价, $CREDIT$ 为解释变量社会信用体系改革。 $CONTROLS$ 为控制变量, $Firm\ FE$ 以及 $Year\ FE$ 分别为公司固定效应及年份固定效应, ε 为残差项。

四、实证结果分析

(一) 描述性统计

描述性统计结果如表2所示。审计定价($LNFE$)的均值为13.938,与以往文献^[7,19]的结果较为相似。同时,最小值为12.543,最大值为16.440,说明各上市公司的审计定价存在较大差异。社会信用体系改革($CREDIT$)的均值为0.325,说明有32.50%的样本受到了社会信用体系改革的影响。控制变量的取值范围也与以往文献的结果较为一致^[7,19]。

(二) 基准回归分析

表3展示了基准回归的结果。列(1)至列(3)依次加入公司财务、公司治理和审计师层面的控制变量。社会信用体系改革($CREDIT$)的估计系数均在5%的水平上显著为负,说明社会信用体系改革能够通过规范被审计单位的行为、降低制度性交易成本,降低审计师面临的审计风险、业务风险和法律风险,并降低审计定价,验证了研究假设H1a。本文的实证结果并未支持研究假设H1b,其原因在于社会信用体系改革营造了公平透明的市场环境,有效改善了客户企业的财务信息质量,审计师无需投入更多的资源和执行更多的审计程序,也并未付出额外的信息搜寻成本,因而审计收费并未显著上升。在经济意义上,以列(3)为例,企业注册地入选社会信用体系建设试点城市后,审计定价降低了3.20%。从控制变量上看,企业规模越大、资产负债率越高、海外收入占比越高,则审计定价越高;而当企业盈利能力越强时,审计定价越低,上述结论与以往文献的发现较为一致^[9,19]。

(三) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

为验证在社会信用体系改革政策实施之前,审计定价在各企业间不存在显著差异,本文以政策实施前一年为基期,构建相对年份虚拟变量。其中,虚拟变量 $BEFORE4-BEFORE2$ 、 $CURRENT$ 以及 $AFTER1-AFTER4$ 分别表示是否为政策实施前四年至前两年、当年、后一年至后四年,若属于特定年份则取值为1,否则为0。平行趋势检验结果如表4所示。 $BEFORE4-BEFORE2$ 的估计系数不显著,说明注册地入选社会信用体系建设试点城市企业的审计费用与未入选试点城市企业的审计费用不存在显著差异,满足平行趋势假设。

2. 倾向得分匹配

考虑到位于社会信用体系改革试点城市的企业与位于非试点城市的企业之间可能存在明显差异,

表2 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	p25	中位数	p75	最小值	最大值
$LNFE$	28906	13.938	0.734	13.459	13.816	14.346	12.543	16.440
$CREDIT$	28906	0.325	0.468	0.000	0.000	1.000	0.000	1.000
$SIZE$	28906	22.281	1.338	21.344	22.102	23.033	19.652	26.398
LEV	28906	0.448	0.208	0.286	0.442	0.598	0.061	0.967
ROA	28906	0.035	0.070	0.013	0.036	0.067	-0.319	0.211
RET	28906	0.180	0.656	-0.240	0.003	0.388	-0.689	2.954
$ABSDA$	28906	0.064	0.069	0.019	0.043	0.082	0.001	0.400
$FRGN$	28906	0.150	0.224	0.000	0.031	0.222	0.000	0.906
$INVREC$	28906	0.266	0.158	0.148	0.249	0.360	0.009	0.722
$TOPI$	28906	0.339	0.149	0.223	0.316	0.440	0.084	0.737
AGE	28906	2.823	0.372	2.639	2.890	3.091	1.609	3.497
SOE	28906	0.361	0.480	0.000	0.000	1.000	0.000	1.000
MAO	28906	0.040	0.195	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
$BIG4$	28906	0.071	0.256	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000

进而对研究结论产生干扰,因此,本文选择基准回归中所有控制变量以及城市人口数量的自然对数值($LNPOPU$)、城市人均国内生产总值的自然对数值($LNGDP$)作为协变量,采用1:2有放回的最近邻匹配方法降低处理组和控制组在公司、审计师及所在城市特征方面的差异。基于配对样本的回归结果报告在表5列(1), $CREDIT$ 的系数显著为负,说明本文的研究结果稳健。

3. 熵平衡

为了降低处理组及控制组在公司层面的差异,选择公司特征层面变量作为协变量,对控制组协变量的均值、方差及偏度进行加权,使处理组与控制组在协变量的均值、方差及偏度上趋于一致,进而缓解两组企业之间的差异对政策评估结果的干扰。表5列(2)报告使用熵平衡样本的回归结果, $CREDIT$ 的估计系数显著为负,说明社会信用体系改革会降低审计定价,验证了研究结论的稳健性。

4. 安慰剂检验

本文构建伪政策时点以验证社会信用体系建设的政策效果,具体做法如下:为处理组企业随机分配虚假的政策时间,并构造虚假的双重差分变量 $CRDTF$ 。将该虚假双重差分变量($CRDTF$)与审计费用($LNFE$)进行回归,保存得到的估计系数以及P值。重复以上过程500次并根据所有回归中的估计系数以及P值得到安慰剂检验图^①。结果显示,虚假双重差分变量 $CRDTF$ 的估计系数主要集中在0附近,呈标准正态分布状态,并且真实政策对于审计定价的降低效果明显大于虚假政策的效果。同时,虚假政策的P值大于10%,说明 $CRDTF$ 的估计系数并不显著。综上所述,虚假政策对审计定价的降低作用较真实政策而言较弱,说明审计定价的降低并非由政策实施期间其他不可观测因素所致。

5. 交叠 DID 偏误的诊断与修正

由于本文的双重差分模型采用了双向固定效应估计平均处理效应,简单的平均处理效应会使对政策效果的评估产生偏误^[20],因此,采用BACON分解法诊断本文使用的交叠DID模型中“坏控制组”的占比。同时,进一步采用BACON分解后的样本进行回归^②,表5列(3)的结果显示, $CREDIT$ 的结果在5%的水平上显著为负,说明本文的结论仍然成立。

6. 其他稳健性检验

(1) 进一步控制事务所及审计师特征。其一,控制事务所变更、审计投入、审计任期的影响;其二,新增控制事务所固定效应($Audit Firm FE$);其三,同时控制事务所和审计师层面因素,以及事务所固定

表3 基准回归结果

	$LNFE$		
	(1)	(2)	(3)
$CREDIT$	-0.035 ** (-2.45)	-0.035 ** (-2.46)	-0.032 ** (-2.31)
$SIZE$	0.294 *** (32.96)	0.294 *** (33.08)	0.293 *** (33.93)
LEV	0.104 *** (3.13)	0.097 *** (2.93)	0.075 ** (2.33)
ROA	-0.254 *** (-5.89)	-0.250 *** (-5.76)	-0.193 *** (-4.52)
RET	0.016 *** (4.49)	0.016 *** (4.47)	0.017 *** (4.86)
$ABSDA$	0.084 *** (2.70)	0.083 *** (2.67)	0.069 ** (2.25)
$FRGN$	0.088 ** (2.33)	0.087 ** (2.31)	0.075 ** (2.01)
$INVREC$	-0.051 (-1.29)	-0.049 (-1.24)	-0.038 (-0.99)
$TOPI$		-0.042 (-0.67)	-0.044 (-0.71)
AGE		0.068 (1.28)	0.066 (1.26)
SOE		-0.005 (-0.24)	-0.002 (-0.09)
MAO			0.097 *** (5.86)
$BIG4$			0.248 *** (7.58)
Constant	6.883 *** (36.69)	6.749 *** (30.87)	6.760 *** (31.83)
Year FE / Firm FE	Yes	Yes	Yes
N	28906	28906	28906
Adj. R ²	0.668	0.668	0.674

注:括号内的数值为经公司层面聚类调整的t值,***、**和*分别表示为在1%、5%和10%的水平上显著。下同。

①限于篇幅,留存备索。

②由于使用BACON分解法的前提是数据为平衡面板数据且处理个体不存在退出的情况。基于此,本文将非平衡面板数据转为平衡面板数据的同时,将第一批试点城市政策(2015年)实施之后注册地搬离试点城市的样本进行剔除,即剔除人为退出的样本。因此,在交叠DID偏误诊断及修正的稳健性检验中的样本数量会小于基准回归中的样本数量。

效应。表6列(1)至列(3)结果显示,*CREDIT*的估计系数均显著为负,说明社会信用体系改革仍能够显著降低审计定价。

(2) 考虑试点城市是否验收成功。国家发展改革委、中国人民银行组成专家评估组对社会信用体系建设示范创建城市开展实地调研和评估,达到验收要求的城市(区)会被确定为社会信用体系建设示范城市(区)。2018年1月、2019年8月以及2021年10月,国家发展改革委及中国人民银行根据验收成果分别确立了第三批社会信用体系建设示范城市(区)。若位于试点城市(区)的企业的审计定价会显著低于位于非试点城市(区)的企业,那么位于成功创建为示范城市(区)的企业的审计定价也应显著低于其他企业。因此,本文将核心解释变量替换为社会信用体系建设示范城市(*SUCCESS*)。表6列(4)结果显示,*SUCCESS*的估计系数显著为负,说明在考虑了试点城市是否验收成功成为社会信用体系建设示范城市之后,社会信用体系建设仍能够降低审计定价。

(3) 考虑其他同期政策的干扰。本文重点考虑了与社会信用体系建设在政策实施时间以及营造社会诚信氛围上存在相似性的全国文明城市创建政策。在回归中加入全国文明城市创建政策的虚拟变量(*CIVIL*)。表6列(5)结果显示,*CREDIT*的系数显著为负,*CIVIL*的估计系数为负但不显著,说明在考虑了全国文明城市创建政策的可能影响后,社会信用体系建设仍能显著降低审计定价。

(4) 控制城市层面因素的影响。社会信用体系建设试点城市的设立可能会受到城市层面因素的影响,因此本文控制了各城市人口及各城市人均国内生产总值。表6列(6)结果显示,*CREDIT*仍显著为负,在控制了城市特征的潜在影响后,社会信用体系建设仍能显著降低审计定价。

(5) 控制城市固定效应。由于样本期间内部分企业注册地发生变更,因此本文控制了城市固定效应(*City FE*)。表6列(7)的结果显示,*CREDIT*的系数显著为负,验证了结果的稳健性。

表4 平行趋势检验结果

	LNFE (1)
<i>BEFORE4</i>	0.017 (1.37)
<i>BEFORE3</i>	-0.007 (-0.54)
<i>BEFORE2</i>	-0.016 (-1.31)
<i>CURRENT</i>	-0.028** (-2.57)
<i>AFTER1</i>	-0.022* (-1.91)
<i>AFTER2</i>	-0.014 (-1.22)
<i>AFTER3</i>	-0.021** (-2.01)
<i>AFTER4</i>	-0.018* (-1.96)
<i>Controls</i>	Yes
<i>Constant</i>	6.77*** (31.79)
<i>Year FE / Firm FE</i>	Yes
N	28906
Adj. R ²	0.674

表5 倾向得分匹配、熵平衡与交叠 DID 偏误修正

	LNFE		
	倾向得分 匹配法 (1)	熵平衡法 (2)	基于BACON分解后 样本回归后结果 (3)
<i>CREDIT</i>	-0.024* (-1.65)	-0.025* (-1.72)	-0.049** (-2.03)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	6.687*** (28.93)	7.163*** (29.81)	6.223*** (14.47)
<i>Year FE / Firm FE</i>	Yes	Yes	Yes
N	23311	28906	10056
Adj. R ²	0.670	0.895	0.716

表6 其他稳健性检验

	LNFE						
	控制事务所 及审计师 层面变量	控制事务所 固定效应	同时控制事务所、 审计师层面 变量及事务 所固定效应	考虑试点 城市是否 验收成功	考虑文明 城市创建 政策	控制城市 层面因素	控制城市 固定效应
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>CREDIT</i>	-0.033** (-2.38)	-0.025* (-1.88)	-0.025* (-1.89)		-0.034** (-2.42)	-0.025* (-1.65)	-0.033** (-2.30)
<i>SUCCESS</i>				-0.020* (-1.94)			
<i>CIVIL</i>					-0.013 (-0.96)		
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	6.605*** (31.01)	7.200*** (31.41)	7.031*** (30.56)	6.771*** (31.90)	6.760*** (31.86)	6.680*** (15.42)	7.123*** (30.75)
<i>Year FE / Firm FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Audit Firm FE</i>	No	Yes	Yes	No	No	No	No
<i>City FE</i>	No	No	No	No	No	No	Yes
N	28879	28906	28879	28906	28906	23311	28906
Adj. R ²	0.674	0.889	0.889	0.674	0.674	0.670	0.887

(四) 机制检验

本文从舞弊风险、经营风险及诉讼风险三方面检验社会信用体系改革对审计定价的具体作用路径。

首先,采用两种方法衡量舞弊风险:其一,参考潘子成等的研究^[21],采用高管违规次数加1取自然对数(*VIO*)衡量。当高管违规次数越多时,说明企业内部人机会主义行为越多,舞弊风险越高。其二,采用高管在职消费(*PERK*)衡量企业舞弊风险。参考王跃堂等的研究^[22],使用管理费用总额扣除董事、高管以及监事会成员薪酬、计提的坏账准备、存货跌价准备及当年无形资产摊销额等非在职消费的项目与总资产的比值衡量。高管在职消费水平越高,说明企业内部人机会主义行为越多,企业舞弊风险越高。表7列(1)、列(2)展示了舞弊风险机制的检验结果。其中,*CREDIT*变量的估计系数均显著为负,说明社会信用体系改革能够显著降低高管违规和在职消费行为,表明降低客户企业的舞弊风险是社会信用体系改革影响审计定价的机制之一。

其次,使用两个指标衡量企业的经营风险:其一,参考于瑶等的研究^[23],采用前五年资产报酬率的滚动标准差(*RISK*)衡量。资产报酬率的波动性越大,说明企业的经营风险越大。其二,参考夏杰长和刘诚的研究^[24],采用管理费用、销售费用与财务费用之和与总资产的比值(*COST*)衡量。该变量的数值越大,表示企业投入在非生产性活动上的资金越多,制度性交易成本越大,企业的经营风险越大。表7列(3)、列(4)报告了经营风险的检验结果,*CREDIT*的估计系数均显著为负,说明社会信用体系改革能够通过优化市场环境,降低客户企业的制度性交易成本和经营风险,从而降低审计定价。

最后,采用两个指标衡量企业的诉讼风险:其一,参考魏志华和陈逸群的研究^[25],使用监管部门处罚公告中所列出的上市公司及其关联方违规事件次数加1取自然对数(*PENALTY*)衡量,企业及其关联方相关违规次数越多,其面临的诉讼风险也会相应增加。其二,参考黄溶冰和段明利的研究^[26],采用企业被诉讼的案件数量加1取自然对数(*LIT*)衡量,该变量的数值越大,说明企业面临的诉讼风险越高。表7列(5)、列(6)报告了诉讼风险的机制检验结果,*CREDIT*的估计系数均显著为负,说明社会信用体系改革构建的联合惩戒机制对企业起到了有效的震慑效应,降低了企业的诉讼风险和审计师预期的法律损失,因而审计定价也会相应降低。

表7 机制检验

	舞弊风险		经营风险		诉讼风险	
	<i>VIO</i> (1)	<i>PERK</i> (2)	<i>RISK</i> (3)	<i>COST</i> (4)	<i>PENALTY</i> (5)	<i>LIT</i> (6)
<i>CREDIT</i>	-0.039 *** (-3.02)	-0.002 *** (-2.73)	-0.006 ** (-2.00)	-0.003 * (-1.88)	-0.023 ** (-2.19)	-0.044 * (-1.82)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	-0.197 (-0.97)	0.025 *** (2.81)	0.771 *** (14.40)	0.519 *** (16.99)	0.525 *** (3.49)	2.449 *** (6.78)
<i>Year FE / Firm FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	26041	26605	28855	28712	28906	28906
Adj. R ²	0.170	0.285	0.200	0.204	0.065	0.112

五、进一步分析

(一) 基于内部治理水平的异质性分析

社会信用体系改革建立信用信息共享体系,强化信用在社会经济活动中发挥的作用。为避免由不良征信记录带来的声誉及经济的双重损失,企业内部人会自发减少财务报表操纵等舞弊行为,降低企业的舞弊风险。对内部治理水平较低的企业而言,内部人受到的约束较少,其实施机会主义行为的可能性更高,企业舞弊风险也会更高。因此,预期社会信用体系改革对审计定价的影响在内部治理水平较低的企业更加显著。

本文采用两种方式衡量企业内部治理水平:第一,参考 Raghunandan 和 Rama 的研究^[27],采用是否存在内部控制缺陷(*DEFI*) 衡量。当企业存在内部控制缺陷时,说明其内部治理水平较低,*DEFI* 取值为 1;反之,说明企业内部治理水平较高,取值为 0。第二,参考李正和李银萍的研究^[28],采用管理层持股比例(*MH*) 衡量。当企业管理层持股比例大于行业年份中位数时,*MH* 取值为 1,说明内部治理水平较高,否则为 0。表 8 列(1)、列(2) 报告了基于内部治理水平的异质性分析结果。结果显示,交乘项 $CREDIT \times DEFI$ 在 1% 的水平上显著为负, $CREDIT \times MH$ 则在 1% 的水平上显著为正,表示当企业内部治理水平较低时,社会信用体系改革显著改善了公司治理,约束内部人机会主义行为,显著降低了客户企业的舞弊风险和审计师的审计风险,从而降低了审计定价。

(二) 基于审计师声誉的异质性分析

对于声誉较好的事务所而言,被审计单位舞弊并导致自身审计失败所产生的声誉损失更大。当客户企业存在财务错报或舞弊行为时,审计失败的概率较高,这类审计师会向客户要求更高的风险溢价以补偿潜在的审计失败及声誉损失风险^[29]。社会信用体系改革构建了强有力的多领域联合惩戒机制,对企业起到了有效的震慑作用,降低了客户企业的重大错报风险。因此,预期对声誉较高的事务所而言,其发生审计失败后的声誉损失更大,社会信用体系改革缓解审计风险并传导至审计定价领域的作用也更加明显。

本文采用审计师是否为国际“四大”会计师事务所(*BIG4*) 衡量高声誉审计师,构造交乘项 $CREDIT \times BIG4$,并将其纳入回归模型中。表 8 列(3) 展示了基于审计师声誉的异质性分析结果。结果显示, $CREDIT \times BIG4$ 在 1% 的水平上显著为负,说明当审计师面临的声誉损失风险较高时,社会信用体系改革能够更显著地降低审计定价。

(三) 经济后果检验

本文构建模型(2) 探究社会信用体系改革所导致的审计定价降低对审计质量的影响。

$$AUDITQUA = \alpha_0 + \alpha_1 CREDIT + \alpha_2 LNFEED + \alpha_3 CREDIT \times LNFEED + \alpha_i CONTROLS + Firm FE + Year FE + \varepsilon \quad (2)$$

其中,*AUDITQUA* 表示审计质量,参考李宾等的研究^[30],使用财务重述衡量。若企业当年发生财务重述取值为 1,否则为 0,如果企业发生财务报告重述,说明审计质量较低。 α_3 代表社会信用体系改革所引致的审计定价降低对审计质量的边际影响。表 9 报告的结果显示,交乘项 $CREDIT \times LNFEED$ 显著为正,说明社会信用体系改革在降低审计定价的同时,减少了财务报告重述的概率,显著提升了审计质量,进一步验证了社会信用体系改革能够有效降低企业风险,发挥良好的治理效应。

表 8 基于内部治理水平及审计师声誉的异质性分析

	<i>LNFEED</i>		
	(1)	(2)	(3)
<i>CREDIT</i>	-0.014 (-0.96)	-0.055 *** (-3.40)	-0.005 (-0.37)
<i>DEFI</i>	0.031 *** (3.58)		
$CREDIT \times DEFI$	-0.050 *** (-3.20)		
<i>MH</i>		-0.028 ** (-2.57)	
$CREDIT \times MH$		0.065 *** (4.21)	
<i>BIG4</i>			0.344 *** (9.94)
$CREDIT \times BIG4$			-0.262 *** (-7.68)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	6.793 *** (31.93)	6.806 *** (31.58)	6.812 *** (31.91)
<i>Year FE / Firm FE</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	28754	28075	28906
<i>Adj. R²</i>	0.675	0.677	0.678

表 9 经济后果检验

	<i>AUDITQUA</i> (1)
<i>CREDIT</i>	-1.483 * (-1.78)
<i>LNFEED</i>	0.007 (0.11)
$CREDIT \times LNFEED$	0.116 ** (1.98)
<i>Controls</i>	Yes
<i>Year FE / Firm FE</i>	Yes
<i>N</i>	27,125
伪 <i>R²</i>	0.167

六、结论性评述

本文基于社会信用体系改革的准自然实验场景,以 2007—2022 年沪深 A 股上市公司为样本,基于

审计师这一资本市场“看门人”的视角,采用双重差分模型考察社会信用体系改革对审计定价的影响。研究发现:社会信用体系改革能够显著降低审计定价,说明社会信用作为非正式制度发挥了强有力的社会治理功能;作用机制检验显示,社会信用体系改革能够降低客户企业的舞弊风险、经营风险以及诉讼风险,缓解审计师面临的审计风险、业务风险和法律风险,进而降低审计定价;异质性分析表明,社会信用体系改革对审计定价的降低作用在内部治理水平较低以及审计师声誉较好的企业中更显著;经济后果研究发现,社会信用体系改革显著提升了审计质量。

本文具有如下政策启示:一方面,深入推进社会信用体系改革,充分发挥社会信用体系建设对企业行为的积极影响以及对诚信意识的普及作用。社会信用体系改革作为非正式制度,不仅能够有效弥补正式制度的不足,在优化市场资源配置、降低交易成本等方面发挥重要作用,还能够通过降低信息不对称和风险溢价,优化审计市场效率。相关部门应当对参与市场活动的企业加强信用建设、完善信用记录、强化信用约束,使诚实守信成为市场运行的价值导向和各类主体的自觉追求,形成“守信激励、失信惩戒”的市场环境。同时,应进一步强化信用信息共享平台建设,推动企业信用记录在金融、税务、司法等领域的跨部门联动应用,扩大信用信息覆盖范围,使失信行为“一处受限、处处受限”,从而系统性降低市场主体的风险水平。另一方面,努力形成崇尚诚信、践行诚信的良好风尚。推动信用评级机构、会计师事务所等市场中介深度参与信用体系建设,构建多方联动的信用监管生态,鼓励社会公众积极参与诚信建设活动,抓好社会信用体系改革示范区创建工作。鼓励各地区先行先试,及时总结推广典型做法和成功经验,加快实现社会信用体系覆盖多领域、加强各领域间联动合作。特别是应当重点关注治理机制不完善的企业,通过信用体系建设强化其外部监督机制,防止因内部管控缺失导致的市场失灵,以完善的社会信用体系助力企业高质量发展。

本文的研究仍存在一定局限性。本文仅研究了社会信用体系改革对企业审计费用的影响,尚未深入探讨社会信用体系改革对审计师哪些具体行为的影响,如审计师风险评估、审计师调整审计程序等,未来研究可以基于颗粒度更细的数据,从审计师行为的视角考察其如何应对外部信用环境变化。

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]黄卓,陶云清,王帅.社会信用环境改善降低了企业违规吗?——来自“中国社会信用体系建设”的证据[J].金融研究,2023(5):96-114.
- [3]乔菲,文雯.社会信用体系改革对企业绿色创新的影响研究[J].管理学报,2023(8):1189-1197.
- [4]Zuo J, Huang C, Qiu B, et al. The construction of social credit system and corporate innovation: Evidence from China[J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2023, 81: 102116.
- [5]Jha A, Chen Y. Audit fees and social capital[J]. The Accounting Review, 2015, 90(2): 611-639.
- [6]余怒涛,苗瑞晨,王佳妮.绿色信贷政策的溢出效应——基于审计定价决策视角[J].审计与经济研究,2024(3):54-63.
- [7]米莉,黄婧,何丽娜.证券交易所非处罚性监管会影响审计师定价决策吗?——基于问询函的经验证据[J].审计与经济研究,2019(4):57-65.
- [8]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.
- [9]Simunic D A. The pricing of audit services: Theory and evidence[J]. Journal of Accounting Research, 1980, 18(1): 161-190.
- [10]郑明晖,金淞宇,刘运国.企业成本结构影响审计定价吗?[J].审计研究,2023(5):83-94.
- [11]王俊,郭旭.管理者行为惯性与上市公司舞弊——基于高管公司间变更的视角[J].管理评论,2022(7):289-301.
- [12]Bhojraj S, Sengupta P, Zhang S. Takeover defenses: Entrenchment and efficiency[J]. Journal of Accounting and Economics, 2017, 63(1): 142-160.
- [13]翟胜宝,许浩然,刘耀淞,等.控股股东股权质押与审计师风险应对[J].管理世界,2017(10):51-65.
- [14]于文超,梁平汉.不确定性、营商环境与民营企业经营活力[J].中国工业经济,2019(11):136-154.
- [15]刘启亮,李蕙,赵超,等.媒体负面报道、诉讼风险与审计费用[J].会计研究,2014(6):81-88.

- [16] 夏宁, 蓝梦, 郑雅媛. 高管断裂带与审计费用[J]. 审计研究, 2020(3): 77-85.
- [17] 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.
- [18] 段远刚, 陈波. 资产减值损失、审计收费与审计意见[J]. 审计研究, 2017(2): 40-47.
- [19] 袁春生, 牛世魁. 公司章程反收购条款设置、治理风险与审计费用[J]. 审计与经济研究, 2022(2): 46-57.
- [20] Goodman-Bacon A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 254-277.
- [21] 潘子成, 易志高, 柏淑嫒. 大数据应用如何抑制企业违规[J]. 经济管理, 2025(3): 126-148.
- [22] 王跃堂, 杨钦, 张翼. 国有企业数字化转型有助于抑制高管在职消费吗? [J]. 上海财经大学学报, 2024(6): 108-121.
- [23] 于瑶, 祁怀锦, 李若琳. 国有股东参与与民营企业审计定价[J]. 审计研究, 2022(6): 105-116.
- [24] 夏杰长, 刘诚. 行政审批改革、交易费用与中国经济增长[J]. 管理世界, 2017(4): 47-59.
- [25] 魏志华, 陈逸群. 企业避税地直接投资与审计费用[J]. 审计研究, 2019(3): 75-83.
- [26] 黄溶冰, 段明利. 公司诉讼风险与关键审计事项文本相似度[J]. 南京审计大学学报, 2022(5): 12-22.
- [27] Raghunandan K, Rama D. SOX section 404 material weakness disclosures and audit fees[J]. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 2006, 25: 99-114.
- [28] 李正, 李银萍. 内部审计负责人非正常变更对财务重述的影响[J]. 经济与管理评论, 2024(1): 136-147.
- [29] Firth M, Lau T. Audit pricing following mergers of accounting practices: Evidence from Hong Kong[J]. *Accounting and Business Research*, 2004, 34(3): 201-213.
- [30] 李宾, 周颖, 曾雅婷. 雾霾污染对审计费用和审计质量的影响研究[J]. 南京审计大学学报, 2020(6): 1-10.

[责任编辑: 黄 燕]

Social Credit System Reform and Audit Pricing: Evidence from A Quasi-natural Experiment

WEN Wen, SUN Yajie, NIU Yuhao

(International Business School, Beijing Foreign Studies University, Beijing 100089, China)

Abstract: The social credit system, as a key component of the basic system of the market economy, is an important guarantee for maintaining the order of the capital market. Taking the listed companies on the Shanghai and Shenzhen A-share markets from 2007 to 2022 as samples, this paper explores the impact of social credit system reform on audit pricing. The result finds that social credit system reform can significantly reduce audit pricing. Mechanism tests show that social credit system reform reduces audit pricing by lowering firms' fraud risk, operational risk, and litigation risk. Further analysis shows that social credit system reform has a more significant effect on audit pricing. In addition, the impact of social credit system reform reduces audit pricing more significantly when firms have weaker internal governance and auditors with higher reputations. Social credit system reform significantly increases audit quality while reducing audit fees. This paper provides insights for improving social credit system construction and promoting high-quality development of economies.

Key Words: social credit system reform; audit pricing; corporate governance; audit quality; audit risk; informal institution