

社会信用体系改革对企业全要素生产率的影响研究

曹越, 邢丽媛, 周瑞博

(湖南大学工商管理学院, 湖南长沙, 410082)

摘要: 良好的社会信用环境是资源优化配置的坚实基础, 也是经济持续发展的重要保障。基于 2010—2022 年沪深两市 A 股上市公司的样本数据, 对社会信用体系改革与企业全要素生产率的关系和影响机制进行实证检验。研究发现, 社会信用体系改革显著提升了企业的全要素生产率, 该结论在经历平行趋势检验、交错双重差分偏误修正等多种稳健性检验后依然成立。机制检验表明, 社会信用体系改革通过提高企业信息披露质量、加大地区知识产权保护力度及促进企业人力资本结构升级三个机制影响企业的全要素生产率。进一步研究发现, 社会信用体系改革对企业全要素生产率的影响在独立董事占比低、机构投资者持股比例低、非国有、所处地区法治化水平低的企业及经济收缩期更为明显。经济后果分析表明, 社会信用体系改革对全要素生产率的正向作用可以有效提升企业绩效。研究结果从全要素生产率视角为社会信用体系改革的政策效果提供了经验证据, 对政府部门进一步推广社会信用体系建设具有重要意义。

关键词: 社会信用体系; 高质量发展; 全要素生产率

中图分类号: F124

文献标识码: A

文章编号: 1672-3104(2025)03-0123-15

改革开放以来, 我国经济持续高速增长, 创造了世界经济史上的“中国奇迹”。然而, 随着我国人口结构的巨大变化 and 市场需求结构的快速升级, 以生产要素驱动的经济增长模式已难以为继, 我国经济发展必须由高速增长阶段转向高质量发展阶段。从投入产出看, 高质量发展应该不断提高劳动效率、资本效率、土地效率和资源效率, 不断提升科技进步贡献率, 不断提高企业的全要素生产率^①。党的二十大强调加快建设现代化经济体系, 着力提高全要素生产率。党的二十届三中全会亦强调, 高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务, 必须发展以高技术、高效能、高质量为特征的生产力, 大幅提升全要素生产率。上述观点表明, 经济高质量发展在企业层面体现为全要素生产率的提高。全要素生产率既包括技术进步带来的边际产出, 又包括优化资源配置所带来的效率提高。然而, 如今企业从事高质量研发意愿不高, 市场资源配置效率也仍有待提高。在此背景下, 如何进一步提高企业全要素生产率, 成为学术界和实务界共同关注的热点话题。

关于企业全要素生产率的影响因素, 现有研究主要从三个层面展开: 从企业内部层面来看, 人力资本^[1]、董事背景特征^[2]等因素均会对企业全要素生产率产生影响; 从行业层面来看, 市场竞争^[3]是企业全要素生产率的重要影响因素; 从宏观层面来看, 一些学者从环境规制^[4]、财税政策^[5]以及产权保护^[6]等角度对此展开了研究。然而, 现有关于制度环境对企业全要素生产率影响的研究尚未涉及与商业活动息息相关的社会信用体系建设。

人无诚信不立, 业无诚信不兴, 国无诚信不强。社会信用作为营商环境的重要组成部分, 对经济

收稿日期: 2024-10-15; 修回日期: 2025-01-18

基金项目: 国家社会科学基金重点项目“组合式减税降费助企纾困的财务效应与应对策略研究”(23AGL011)

作者简介: 曹越, 男, 湖南衡阳人, 湖南大学工商管理学院教授, 主要研究方向: 产权会计与公司税务, 联系邮箱: caoyue@hnu.edu.cn; 邢丽媛, 女, 河南郑州人, 湖南大学工商管理学院硕士研究生, 主要研究方向: 会计理论与实务; 周瑞博, 男, 河南郑州人, 湖南大学工商管理学院博士研究生, 主要研究方向: 会计理论与实务

发展具有重要作用。一方面,良好的社会信用环境意味着绝大多数市场主体都具有较好的诚信意识,能够自觉遵守信息披露准则,进而降低资源错配和融资交易成本,提高全要素生产率。另一方面,良好的社会信用环境能够改善企业创新环境,增强企业人力资本,促进企业创新,进而提高企业全要素生产率。

近年来,为了营造诚实守信的经济社会环境,我国政府加大了社会信用体系建设力度,并将其纳入国家战略。2014年,国务院发布《社会信用体系建设规划纲要(2014—2020年)》(以下简称《纲要》),明确提出社会信用体系建设的总体思路 and 具体任务。我国社会信用体系建设主要涉及政务诚信、商务诚信、社会诚信和司法诚信四个方面:政务诚信建设强调健全政府履约守信以及公务员守法诚信的监督机制,旨在通过政务诚信带动其他社会主体的诚信;商务诚信建设涵盖各商务主体在生产、流通、金融、税务以及招标投标等方面的信用建设;社会诚信建设主要涉及医疗、社保、教育、用工等方面,与社会成员息息相关,是社会信用体系建设的基础;司法诚信要求提高司法工作的规范性,维护社会公平正义。在《纲要》提出之后,国家发展改革委和中国人民银行两部门联合发文,相继于2015年8月和2016年4月将43个城市^②确认为社会信用体系建设示范创建城市。各示范创建城市的重点工作任务包括建成信用信息共享平台和信用网站、统一社会信用代码、实现信用信息在各部门中的应用以及建设以信用为核心的市场监管体制等。那么,这一社会信用体系改革试点政策是否会对企业全要素生产率产生影响?该影响的作用机制是什么?这对研究我国信用体系建设的治理作用以及促进我国企业高质量发展具有重要意义。

本文将社会信用体系改革试点作为一项准自然实验,以2010—2022年沪深两市A股上市公司作为研究样本,利用双重差分模型检验社会信用体系改革对企业全要素生产率的影响效应及作用机理。本文的研究贡献在于:第一,本文以我国的社会信用体系改革为切入点,研究其对微观企业全要素生产率的影响,并深入分析这一影响的内在逻辑机理,丰富和拓展了企业全要素生产率的影响因素研究,为推动我国企业全要素生产率的提升,促进经济持续高质量发展提供了思路。此外,以往有关社会信用的研究多采用问卷调查数据^[7]、献血率数据^[8]和城市失信被执行人数据^[9]衡量地区信用水平。前者容易受到被调查人主观情绪的影响,后者与地区执法水平密切相关,存在测量偏误问题。我国的社会信用体系改革试点用改革创新的办法积极推进,具有较强的外生性,能够有效克服已有研究中的指标度量问题,并可以有效补充社会信用对企业全要素生产率影响的相关文献。第二,从全要素生产率的视角揭示了社会信用体系改革的实施效果。社会信用体系改革涉及多种市场主体的诚信,既能够通过提高企业失信成本和守信价值直接影响企业行为,还能够推动政务诚信、社会诚信及司法诚信为企业提供良好的营商环境。已有研究发现,社会信用体系改革能够促进企业履行社会责任^[11],减少企业违规^[12],促进企业数字化转型^[13],降低盈余管理程度^[14],增强企业韧性^[15]。本文则研究社会信用体系改革对企业全要素生产率的影响及作用机制,为深入理解我国的社会信用体系制度提供了新证据。第三,本文的研究结论具有实践意义。本文发现社会信用体系改革可以构建良好的社会信用环境,助力企业高质量发展,对我国进一步坚持和完善社会信用体系建设具有参考价值。本文建议政府部门持续加强社会信用体系建设,完善相关制度设计;同时,建议企业加强内部信用管理,提高信息披露质量。

一、理论分析与研究假设

(一) 社会信用体系改革的治理效应

社会信用体系改革要求各示范创建城市按照国家统一标准建立“红名单”和“黑名单”,并设立相应的认定、奖惩、修复和退出机制。具体而言,根据相关信用评定等级、表彰奖励、刑事处罚、行

政处罚等信息,诚信水平较高的企业将被认定为诚信典型企业,列入“红名单”;出现严重失信行为的企业,则会被认定为失信被执行人,列入“黑名单”。红黑名单须报送至全国信用信息共享平台,并在当地信用网站、“信用中国”网站公开,向社会公众发布。

该项改革对企业的主要影响体现在两个方面。一是通过提高企业守信价值引导企业诚信经营。首先,社会信用体系改革能够提高守信企业的声誉价值,促使企业诚实守信。基于信号传递理论,“红名单”意味着政府部门的认可和担保,企业进入“红名单”能够发出其有关信用管理和合规经营等方面的积极信号,提高企业声誉。而企业所拥有的良好声誉作为企业的一项重要资产,能够增强利益相关者对企业的信任,有助于企业以较低的成本与其他市场主体建立稳定、可靠的合作关系^[14]。其次,社会信用体系改革构建了守信联合激励机制,在经济活动中表现出良好诚信行为的企业可以通过政府的“红名单”政策享受到诸如优先审批、简化流程、税收优惠等方面的激励^[12],有助于降低企业的运营成本,提高市场竞争力,将企业的诚信行为直接转化为实实在在的企业价值,进而激发企业主动履行法律法规、合同义务和市场规则的积极性。二是通过增加企业失信成本减少企业失信行为。首先,社会信用体系改革使得失信企业的相关信息向社会公开,不仅影响其潜在客户和合作伙伴的信任度,还可能导致长期合作关系的中断。其次,社会信用体系改革会使得被列入失信联合惩戒名单的单位或个人,在资金安排、银行贷款及购买不动产等方面受到限制^[12],通过直接增加失信企业的运营成本的方式遏制企业失信行为的发生。

综上,社会信用体系改革导致了“守信者受益”“失信者受罚”的良性循环,有助于形成“一处失信、处处受限,一时失信、长期受限”的社会格局,促使企业等经济主体强化诚信意识,减少失信行为。

(二) 社会信用体系改革与企业全要素生产率

全要素生产率是衡量企业投入产出效率的关键指标,是指在各种生产要素投入水平既定的条件下所达到的额外生产率。资源合理配置和技术进步是企业全要素生产率的重要影响因素^[16-17]。根据信息不对称理论,在企业生产经营活动中,信息不对称问题使得企业往往无法将资源最优地分配到高效益的项目或部门中,阻碍资源的有效配置,影响整体的生产效率和经济效益。而企业技术创新环境和人力资本结构将会直接影响到企业创新投入和创新能力,进而影响企业生产效率。在信用环境良好的地区,市场中的机会主义行为减少,信息不对称问题可以得到解决,有助于优化资源配置。同时,良好的信用环境能够改善企业创新环境,促进人才集聚,激发企业的创新活力。因此,本文认为,社会信用体系改革将会通过企业信息披露质量、地区知识产权保护力度及企业人力资本结构三个方面影响企业全要素生产率。

第一,社会信用体系改革可以提高企业信息披露质量,进而促进企业全要素生产率的提升。一方面,社会信用体系改革能够通过信用信息共享的手段增加企业失信成本进而增强企业履行信息披露责任的压力,促使企业披露更多真实信息^[14],提高信息透明度。另一方面,社会信用体系改革通过加强诚信宣传和文化建设,能够营造良好的社会信用环境,有助于管理者树立诚实守信的道德观念,自觉遵守信息披露准则,规范履行信息披露义务。同时,企业受到环境的影响会对外部利益相关者表现出更高层次的信任,从而进一步激发企业向外部投资者传递更多真实信息的意愿^[7]。社会信用体系改革的实施效果在实践中也能得到充分印证。例如,合肥市通过推行企业信用风险分类管理模式,有效推动了企业诚信建设。截至2021年,该市严重失信企业占比已降至不足1%。厦门市亦通过建立健全信用管理制度,对失信企业进行严格管控,最终在2021年实现了D级“失信黑名单”企业的全面清零。这些实践成果能够充分说明社会信用体系改革在规范企业行为方面的重要作用。因此,社会信用体系改革能够提高企业诚信度,增强企业信息披露质量,这不仅可以有效解决委托人和代理人之间的信息

不对称问题,强化对管理者的监督,减少其在企业经营过程中的无效率投资,根据信任理论,企业信息披露质量的提高还有助于增强潜在合作对象的信任,降低企业融资交易成本,使得企业可以将有限的生产要素配置到效率更高的地方,获得更大的生产效益^[18]。

第二,社会信用体系改革能够提高地区知识产权保护力度,进而促进企业全要素生产率的提升。在知识产权保护制度不完备的环境下,企业更可能通过抄袭等非法行为窃取其他企业的专利技术,而真正从事研发创新的企业会面临较长时间和较大难度的维权问题,较高的维权成本使得企业从事创新活动的意愿降低^[6]。社会信用体系改革大力强调知识产权信用体系建设,通过加大对科研活动的诚信审核力度,积极开展知识产权领域的信用评价,曝光知识产权领域的失信行为等方式鼓励各市场主体尊重创新,树立知识产权保护意识,这在保障企业从研发成果中获益的合法权利的同时,还能够促进企业之间的技术创新竞争,进一步激励企业进行研发投入,提高创新能力。实践证明,社会信用体系改革在提升知识产权保护水平,促进企业创新方面成效显著。例如,合肥市在被列为信用体系示范创建城市后,其知识产权保护水平快速提升,直接带动了当地企业创新。在2016年,合肥市有效发明专利大幅增长,首次突破10 000件。类似地,厦门市在被列为示范创建城市的次年,即2017年,新增专利申请数量达到24 599件,同比增长20.4%。这些数据充分说明,社会信用体系改革通过构建良好的知识产权保护环境,能够有效保障企业的研发利益,促进企业积极开展创新活动。根据创新理论,技术创新水平是企业高质量发展的关键,企业可以通过创新改善原有生产工艺、生产流程,降低单位产出的平均消耗成本,推动企业降本增效,促进生产要素利用率提高。

第三,社会信用体系改革能够促进企业人力资本结构升级,进而促进企业全要素生产率的提升。地区社会信用水平是劳动力流动的重要影响因素,高素质人才通常比普通劳动者更关注工作地的社会环境,比如地区教育、医疗及劳动保障水平等^[15]。因此,他们会更偏好于选择在社会信用水平高的地区工作。社会信用体系改革通过强调社会诚信建设,有助于优化劳动者的生活和工作环境,降低劳动者迁移的心理成本,进而促进人才集聚,使得企业更容易招聘到高技能人才,提高企业人力资本水平^[15]。以改革中的劳动保障诚信建设为例,合肥市通过实施严格的信用管理与差异化激励机制,在2022年度用人单位劳动保障评级中实现了C等级的用人单位的全面清零;类似地,厦门市自被列为示范创建城市以来,企业劳动保障诚信评级不断提高,至2022年达到A级的用人单位占比96.71%,相较于2017年增加4.94%。由此可见,社会信用体系改革在规范企业用工行为、改善劳动者工作环境方面发挥着重要作用。根据内生增长理论,人力资本是经济增长的重要因素,对于企业而言,人力资本是其实现技术进步和持续发展的基石,是其全要素生产率提升的重要影响因素^[1]。高水平人力资本的知识吸收和应用能力较强,能够加速新技术的研发和应用,提高企业的技术创新水平,进而提高企业的全要素生产率。

据此,本文提出假设H1:

H1:社会信用体系改革可以通过提高企业信息披露质量、增强地区知识产权保护力度及促进企业人力资本结构升级进而提高企业全要素生产率。

二、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文以2010—2022年沪深A股上市公司为初始样本,并对样本进行以下处理:①剔除金融行业上市公司;②剔除ST、*ST类公司;③剔除数据缺失的样本;④对所有连续变量在1%和99%的水平

上进行缩尾。经以上处理后, 本文得到 27 097 个观测值。本文使用的企业财务数据来自 CSMAR 数据库, 地区层面数据来自《中国城市统计年鉴》。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

本文的被解释变量为企业全要素生产率。目前有多种方法测算企业全要素生产率, 由于 LP 法^[19]能够较好地解决内生性问题, 获得投入要素的一致有效性估计, 且能有效解决样本损失问题, 本文采用 LP 法计算企业全要素生产率(*TFP*), 具体模型如下。

$$\ln Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_L \ln L_{i,t} + \beta_K \ln K_{i,t} + \beta_M \ln M_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

(1)

其中, $\ln Y$ 为企业当年营业收入的对数, $\ln L$ 为职工人数的对数, $\ln K$ 为固定资产净额的对数, $\ln M$ 为中间投入的对数, 中间投入参照已有研究的做法^[20], 用营业成本+销售费用+财务费用+管理费用-折旧费用-支付给职工以及为职工支付的现金表示。模型回归后的残差即为企业的全要素生产率。此外, 为保证结果稳健性, 将使用 OLS 法、FE 法^[21]重新构建全要素生产率指标进行稳健性检验。

2. 解释变量

本文参考现有研究^[11], 引入虚拟变量 *Did*, 若企业注册地在某一年入选社会信用体系改革试点, 则当年及之后年份虚拟变量取 1; 反之, 取 0。

3. 控制变量

参照已有文献^[10-11], 本文选取的控制变量包括: 企业规模(*Size*)、资产收益率(*Roa*)、资产负债率(*Lev*)、股权集中度(*Top1*)、两职合一(*Dual*)、高管薪酬(*Pay3*)、两权分离率(*Sep*)。本文同时选取城市人均 GDP(*Agdp*)、科技投入(*Sci*)、教育支出(*Edu*)作为地区层面控制变量。此外, 本文还控制了年份(*Year*)和个体(*Firm*)固定效应。各变量具体计算方法如表 1 所示。

表 1 变量定义

	变量符号	变量名称	变量定义
被解释变量	<i>TFP</i>	全要素生产率	使用 LP 方法计算的全要素生产率
解释变量	<i>Did</i>	社会信用体系改革试点	若企业注册地被列入社会信用体系改革试点, 则列入的当年和以后年份取值为 1, 否则为 0
控制变量	<i>Size</i>	企业规模	总资产的自然对数
	<i>Roa</i>	资产收益率	净利润除以总资产
	<i>Lev</i>	资产负债率	总负债除以总资产
	<i>Top1</i>	股权集中度	第一大股东持股比例
	<i>Dual</i>	两职合一	若董事长和总经理为同一人, 取 1, 否则为 0
	<i>Pay3</i>	高管薪酬	高管前三名薪酬总额的自然对数
	<i>Sep</i>	两权分离率	实际控制人拥有上市公司控制权与所有权之差(%)
	<i>Agdp</i>	人均 GDP	人均地区生产总值的自然对数
	<i>Sci</i>	科技投入	科学支出占地方财政一般预算内支出的比重
	<i>Edu</i>	教育支出	教育支出占地方财政一般预算内支出的比重

(三) 模型构建

本文借鉴已有研究成果^[11-12], 将社会信用体系改革试点作为准自然实验, 采用多期双重差分模型检验社会信用体系改革对企业全要素生产率的影响, 具体模型如(2)所示。

$$TFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Did_{i,t} + \alpha_2 Controls_{i,t} + \gamma_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t}$$

(2)

其中，被解释变量为 TFP ，即企业全要素生产率；核心解释变量为 Did ，表示社会信用体系改革试点； $Controls$ 表示企业层面和地区层面的控制变量； i 和 t 表示企业和其所处年份； γ_i 代表个体固定效应； γ_t 代表年份固定效应； $\varepsilon_{i,t}$ 为残差项。本文主要关注解释变量回归系数 α_l 的符号，若 α_l 正向显著，表示社会信用体系改革可以促进企业全要素生产率的提高。本文回归采取城市层面的聚类稳健标准误。

三、实证检验与分析

(一) 描述性统计

表 2 列示了本文主要变量的描述性统计检验结果。结果显示，社会信用体系改革(Did)的均值是 0.293，说明观测值中受到社会信用体系改革影响的样本占 29.3%。企业全要素生产率(TFP)的均值为 8.416，标准差为 1.069，与已有研究结果相近。剩余变量的统计结果也与现有文献基本一致，不再赘述。

表 2 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
TFP	27 097	8.416	1.069	5.587	8.310	11.473
Did	27 097	0.293	0.455	0.000	0.000	1.000
$Size$	27 097	22.248	1.308	19.568	22.044	27.435
Roa	27 097	0.035	0.068	-0.545	0.036	0.229
Lev	27 097	0.427	0.205	0.033	0.420	0.950
$Top1$	27 097	34.372	14.727	8.040	32.130	76.440
$Dual$	27 097	0.278	0.448	0.000	0.000	1.000
$Pay3$	27 097	14.588	0.706	12.236	14.561	16.903
Sep	27 097	4.533	7.256	0.000	0.000	30.871
$Agdp$	27 097	11.470	0.527	9.555	11.545	13.056
Sci	27 097	0.044	0.027	0.002	0.043	0.178
Edu	27 097	0.166	0.033	0.082	0.162	0.273

(二) 相关性检验

表 3 列示了主要变量之间的 Pearson 相关关系检验结果。结果显示：企业全要素生产率(TFP)与社会信用体系改革(Did)之间的相关系数为 0.055，且在 1%的水平显著；除城市人均 GDP($Agdp$)和科技投入(Sci)之间的相关性系数大于 0.5 外，其他所有控制变量之间的相关系数均小于 0.5，且方差膨胀因子均值为 1.49，表明本文模型不存在严重的多重共线性问题。为了控制共线性对结果带来的影响，本文对城市人均 GDP($Agdp$)和科技投入(Sci)予以中心化处理。

(三) 基准回归分析

本文采用模型(2)对社会信用体系改革和企业全要素生产率的关系进行实证检验，回归结果如表 4 所示。结果表明，无论是否加入控制变量和固定效应，解释变量 Did 的回归系数均显著为正，即说明社会信用体系改革有益于企业全要素生产率的提高。在经济意义层面，以第(3)列为例， Did 的回归系数为 0.041，表明相较于注册地未被列为社会信用体系改革试点城市的企业，注册地被列为改革试点城市的企业全要素生产率平均上升约 0.49%(0.041/8.416)。

表 3 相关性分析

	<i>TFP</i>	<i>Did</i>	<i>Size</i>	<i>Roa</i>	<i>Lev</i>	<i>Top1</i>	<i>Dual</i>	<i>Pay3</i>	<i>Sep</i>	<i>Agdp</i>	<i>Sci</i>	<i>Edu</i>
<i>TFP</i>	1											
<i>Did</i>	0.055***	1										
<i>Size</i>	0.793***	0.021***	1									
<i>Roa</i>	0.121***	-0.011*	0.027***	1								
<i>Lev</i>	0.470***	-0.024***	0.492***	-0.342***	1							
<i>Top1</i>	0.194***	-0.075***	0.218***	0.135***	0.059***	1						
<i>Dual</i>	-0.133***	0.094***	-0.177***	0.027***	-0.143***	-0.069***	1					
<i>Pay3</i>	0.455***	0.222***	0.445***	0.166***	0.079***	-0.011*	-0.006	1				
<i>Sep</i>	0.092***	-0.065***	0.084***	0.033***	0.066***	0.149***	-0.073***	0.049***	1			
<i>Agdp</i>	0.116***	0.396***	0.069***	-0.014**	-0.033***	-0.020***	0.119***	0.352***	-0.057***	1		
<i>Sci</i>	0.097***	0.500***	0.027***	0.009	-0.021***	-0.021***	0.117***	0.272***	-0.067***	0.683***	1	
<i>Edu</i>	-0.056***	0.063***	-0.070***	0.023***	-0.051***	-0.044***	0.008	-0.043***	0.008	-0.260***	-0.126***	1

注: ***, **, *分别表示 1%、5%和 10%的水平上显著, 下同。

表 4 基准回归分析

	(1) <i>TFP</i>	(2) <i>TFP</i>	(3) <i>TFP</i>
<i>Did</i>	0.130*** (2.838)	0.108*** (4.211)	0.041** (2.357)
<i>Controls</i>	No	No	Yes
<i>Year/Firm</i>	No	Yes	Yes
<i>N</i>	27 097	27 097	27 097
<i>adj. R²</i>	0.003	0.846	0.910

注: 括号内为 *t* 值, 下同。

(四) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

满足平行趋势是使用双重差分模型的必要条件,这就要求在社会信用体系改革之前,实验组和对照组企业全要素生产率的变化趋势不存在显著差异。为验证是否满足平行趋势,本文构建模型(3)。其中, *Pre_k* 表示企业处于社会信用体系改革前 *k* 年,此时, *Pre_k* 取值为 1, 否则为 0; *Current* 表示企业处于社会信用体系改革当年,此时, *Current* 取值为 1, 否则为 0; *After_j* 表示企业处于社会信用体系改革后 *j* 年,此时, *After_j* 取值为 1, 否则为 0。 α_k 反映社会信用体系改革之前,处理组和对照组企业全要素生产率的差异,本文预计 α_k 不显著异于 0。检验结果如表 5 所示。结果显示, α_k 均不明显异于 0, 这表明在社会信用体系改革之前,处理组与对照组企业全要素生产率的变化趋势不存在明显差异,即满足平行趋势检验。

$$TFP_{i,t} = \mu_0 + \sum_{k=2}^4 \alpha_k Pre_k_{i,t} + \beta Current_{i,t} + \sum_{j=1}^4 \delta_j After_j_{i,t} + \mu_l Controls_{i,t} + \gamma_t + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \tag{3}$$

2. 交错双重差分偏误的诊断与解决

为解决交错 DID 存在的异质性处理效应问题,本文借鉴 De Chaisemartin 和 D’Haultfoeuille^[22]的方法,对处理效应的权重进行分解,发现正权重的和为 1.004 6, 负权重的和为-0.004 6。即负权重占比较低,本文回归结果可信。尽管如此,本文依然采用了 Cengiz 等^[23]提出的堆叠法,以及 Callaway 和

Sant’Anna^[24]提出的“组别-时期平均处理效应”法进行了稳健性检验，结果如表6所示，可以看到，社会信用体系改革的平均处理效应均显著为正。此外，本文借鉴邱保印等^[13]的做法，采用单期双重差分模型，对第一批和第二批社会信用体系改革试点城市分开研究。检验结果如表7第(1)~(2)列所示。结果显示，第一批社会信用体系改革试点对企业全要素生产率的影响并不显著；而第二批社会信用体系改革试点对企业全要素生产率的影响在5%的水平显著为正。本文认为可能的原因为：第一批试点的城市相对较少；社会信用体系建设初期缺乏经验，政策效果不佳。然而，这些结果仍然表明社会信用体系改革能够促进企业全要素生产率的提高。

表5 平行趋势检验结果

	(1) <i>TFP</i>
<i>Pre_4</i>	-0.002 (-0.161)
<i>Pre_3</i>	0.007 (0.392)
<i>Pre_2</i>	0.008 (0.520)
<i>Current</i>	0.051*** (2.836)
<i>After_1</i>	0.025 (1.368)
<i>After_2</i>	0.050** (2.160)
<i>After_3</i>	0.046** (2.065)
<i>After_4</i>	0.039 (1.642)
<i>Controls</i>	Yes
<i>Year/Firm</i>	Yes
<i>N</i>	27 097
<i>adj. R²</i>	0.910

表6 异质性处理效应下的稳健估计量

估计方法	估计系数
堆叠回归估计量	0.042** (2.375)
Cengiz 等 ^[23]	
组别-时期平均处理效应	0.113*** (4.045)
Callaway 和 Sant’Anna ^[24]	

3. 修改样本区间

根据部分示范创建城市的第三方评估结果，两部门于2018年1月和2019年8月公布第一批和第

二批社会信用体系建设示范城市。为避免两批正式确立的示范城市对检验结果造成影响, 本文使用 2010—2017 年的样本进行回归分析。回归结果如表 7 第(3)列所示。结果显示, *Did* 的回归系数为 0.036, 且在 5%的水平上显著, 本文所得结论稳健。

表 7 稳健性检验: 单期双重差分、修改样本区间与考虑其他因素

	(1) <i>TFP</i> 第一批	(2) <i>TFP</i> 第二批	(3) <i>TFP</i> 2010—2017	(4) <i>TFP</i> 控制宏观经济波动	(5) <i>TFP</i> 控制行业固定效应
<i>Did</i>	0.029 (1.259)	0.051** (2.486)	0.036** (1.985)	0.039** (2.170)	0.035** (2.053)
<i>CPI</i>				0.016* (1.761)	
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year/Firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	No	No	No	No	Yes
<i>N</i>	18 744	23 475	12 501	27 097	27 097
<i>adj. R²</i>	0.910	0.911	0.937	0.910	0.912

4. 考虑其他因素

考虑到宏观经济波动及行业特定因素可能会对企业全要素生产率产生影响, 本文借鉴宋红雨和侯贵生^[25]的做法分别在模型(2)的基础上引入企业所处地区通货膨胀率 *CPI*, 控制行业固定效应, 回归结果如表 7 第(4)~(5)列所示。结果显示, *Did* 的回归系数均在 5%的水平上显著, 本文所得结论稳健。

5. 替换被解释变量

如前文所述, 本文使用 OLS 法和 FE 法两种方法重新测算企业全要素生产率, 代入模型(2)重新回归, 回归结果如表 8 前 4 列所示。结果表明, 替换被解释变量后, 无论是否加入控制变量, *Did* 的回归系数均在至少 5%的水平显著为正, 本文所得结论稳健。

表 8 稳健性检验: 替换被解释变量、排除政策干扰与工具变量法

	(1) <i>TFP_OLS</i>	(2) <i>TFP_OLS</i>	(3) <i>TFP_FE</i>	(4) <i>TFP_FE</i>	(5) <i>Civil</i>	(6) <i>Broadband</i>	(7) 2SLS
<i>Did</i>	0.137*** (3.983)	0.035** (1.970)	0.148*** (4.096)	0.037** (2.103)	0.042** (2.373)	0.042** (2.398)	0.130** (2.262)
<i>Civil</i>					0.022 (1.244)		
<i>Broadband</i>						-0.001 (-0.053)	
<i>Controls</i>	No	Yes	No	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year/Firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	27 097	27 097	27 097	27 097	27 097	27 097	27 097
<i>adj. R²</i>	0.875	0.945	0.879	0.949	0.910	0.910	0.314
第一阶段 <i>F</i> 值							58.73

6. 排除政策干扰

为避免样本期内实施的其他政策对本文统计结果的影响,本文在基准回归模型(2)的基础上引入了“全国文明城市”的虚拟变量(*Civil*)和“宽带中国”的虚拟变量(*Broadband*),重新回归的结果如表8第(5)~(6)列所示。结果显示,*Did*的回归系数均在5%的水平上显著为正,本文所得结论稳健。

7. 工具变量法

为排除可能存在一些未被观测到的因素同时影响社会信用体系改革和企业全要素生产率,本文使用各地区明清进士人数与年份虚拟变量的交互项作为工具变量,以减缓潜在的内生性问题。检验结果如表8第(7)列所示。结果显示,*Did*的回归系数在5%的水平上显著为正,本文所得结论稳健。

8. 安慰剂检验

本文参考白俊红等^[26]的做法进行安慰剂检验。具体而言,本文按照实际政策试点城市的数量,从样本中随机抽取42个城市^③作为实验组,且政策冲击时间随机给出,生成伪政策虚拟变量 $Treat \times Post$,代入模型(2)重新回归,以上过程重复500次。500次回归结果的系数核密度图显示^④:通过随机赋值得到的 $Treat \times Post$ 系数大多分布在零点附近,且均值离真实值较远。这表明社会信用体系改革对企业全要素生产率的促进作用并非由随机因素导致,本文所得结论稳健。

四、进一步分析

(一) 机制检验

由前文分析可知,社会信用体系改革会通过提高企业信息披露质量、提高地区知识产权保护力度及促进企业人力资本结构升级从而提高企业全要素生产率。本文将参考江艇^[27]的方法对上述影响机制进行验证。

1. 企业信息披露质量

控股股东与代理人之间存在一定的信息不对称,这使得代理人的行为并不一定与企业利润最大化的目标完全一致。企业信息披露质量的提高能够有效解决代理问题,约束管理层的机会主义行为,减少低效率投资,进而提高企业的生产效率。此外,企业信息披露质量的提高能够增强潜在合作对象的信任,降低企业交易成本,提高企业全要素生产率^[18]。在社会信用体系改革的背景下,企业失信成本增加,管理层道德意识提高,这有助于提高企业信息披露质量,进而提高企业全要素生产率。为检验信息披露质量机制,本文借鉴马永强等^[28]的做法,使用企业真实盈余管理程度(*EM*)表示信息披露质量。表9第(1)列为信息披露质量的机制检验结果。可以看出,*EM*的回归系数在10%的水平显著为负,即处于社会信用体系改革试点城市企业的信息披露质量更高。这表明信息披露质量是社会信用体系改革影响企业全要素生产率的重要渠道机制。

2. 地区知识产权保护力度

知识产权保护能够为企业提供公平竞争的市场环境,为企业提供更巨大的创新收益预期,激励企业加大研发投入,提高技术创新的质量和效率,从而促进全要素生产率的增长^[6]。知识产权信用体系建设作为社会信用体系改革的重要内容,有助于营造良好的企业创新环境,激励企业创新,进而提高全要素生产率。为检验知识产权保护机制,本文借鉴方慧等^[29]的做法,采用各城市知识产权案件结案数与地区生产总值之比(*IP*)作为地区知识产权保护力度的衡量指标。表9第(2)列为知识产权保护的机制检验结果。可以看出,*IP*的回归系数在5%的水平显著为正,即社会信用体系改革能够增强地区知识

产权保护力度。这表明知识产权保护是社会信用体系改革影响企业全要素生产率的重要渠道机制。

3. 人力资本结构升级

人力资本结构是企业全要素生产率的重要影响因素, 高技能劳动力在企业技术研发和创新应用中发挥着关键作用, 他们有着更高的知识吸收和转化能力, 能够有效促进企业在生产过程中引入新技术和改进工艺, 推动企业进行突破式技术创新, 进而提高全要素生产率^[1]。社会信用体系改革营造的良好社会环境有助于促进人才集聚, 提高企业人力资本水平, 为企业创新提供人才基础, 进而提高全要素生产率。为检验人力资本结构升级机制, 本文借于海峰等^[30]的做法, 采用企业研发人员人数占比 (*Htech*) 作为企业人力资本结构的衡量指标。表 9 第(3)列为人力资本结构的机制检验结果。可以看出, *Htech* 的回归系数在 1% 的水平显著为正, 即社会信用体系改革能够促进企业人力资本结构升级。这表明人力资本结构升级是社会信用体系改革影响企业全要素生产率的重要渠道机制。

表 9 机制检验

	(1)	(2)	(3)
	<i>EM</i>	<i>IP</i>	<i>Htech</i>
<i>Did</i>	-0.015* (-1.825)	0.055** (2.043)	3.645*** (3.105)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year/Firm</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	27 097	27 097	27 097
<i>adj. R²</i>	0.406	0.550	0.768

(二) 异质性分析

社会信用体系改革可以有效提升企业的全要素生产率, 为进一步探究这一政策效果是否在不同类型企业中有所差异, 本文将从独立董事、机构投资者、产权性质、地区法治化水平和经济周期五个方面进行异质性分析。

1. 独立董事异质性

独立董事是参与企业内部治理的重要角色。基于代理理论, 独立董事具有独立性, 可以有效监督约束管理层的机会主义行为, 增强企业会计信息的真实性^[31]。社会信用体系改革可以通过增强企业信息披露质量提高企业全要素生产率。因此, 本文预期, 社会信用体系改革对企业全要素生产率的促进作用在独立董事占比低的企业中更明显。本文以企业独立董事数量占董事会规模比例的年度行业中位数为基准将样本分成独立董事占比低和独立董事占比高两组, 异质性检验结果显示[®]: 在独立董事占比低的企业中, *Did* 系数在 5% 的水平上显著为正; 但在独立董事占比高的企业中, *Did* 系数不显著且组间系数差异检验在 1% 水平上显著。这表明, 社会信用体系改革对企业全要素生产率的促进效应在独立董事占比低的企业更为明显。

2. 机构投资者异质性

机构投资者是企业重要的外部监督者, 对企业亦有较强治理作用。机构投资者作为企业的大股东或重要股东, 拥有较大的投票权和话语权, 能够对企业管理层的决策和行为进行有效监督, 抑制管理层盈余管理行为^[32]。社会信用体系改革可以通过增强企业信息披露质量提高企业全要素生产率。因此, 本文预期, 社会信用体系改革对企业全要素生产率的促进作用会在机构投资者持股比例低的企业中更

明显。本文以企业机构投资者持股比例的年度行业中位数为基准将样本分成机构投资者持股比例低和机构投资者持股比例高两组,异质性检验结果显示^⑤:在机构投资者持股比例低的企业中,*Did*系数在5%的水平上显著为正;但在机构投资者持股比例高的企业中,*Did*系数不显著且组间系数差异检验在1%水平上显著。这表明,社会信用体系改革对企业全要素生产率的促进效应在机构投资者持股比例低的企业更为明显。

3. 产权性质异质性

一方面,与非国企相比,国企作为我国国民经济的重要支柱,不通过繁琐的申请程序即能享受政府资源倾斜,其通过国有银行等传统融资渠道获取资金也更容易,成本更低。因此,国企进行盈余管理的动机较小,会计信息质量较高^[33]。另一方面,国企承担一定的社会责任,其对内部劳动力结构的调整空间较小。社会信用体系改革可以通过增强企业信息披露质量及促进企业人力资本结构升级提高企业全要素生产率。因此,本文预期,社会信用体系改革对企业全要素生产率的促进作用在非国企中更明显。本文将样本分成国企和非国企两组,异质性检验结果显示^⑤:对于非国企,*Did*系数在5%的水平上显著为正;但在国企中,*Did*系数不显著且组间系数差异检验在1%水平上显著。这表明,社会信用体系改革对企业全要素生产率的促进效应在非国企中更为明显。

4. 地区法治化水平异质性

当企业所处地区的法治化水平较低时,进行实质性创新企业的创新成果被抄袭的可能性较大,且维权成本较高,这一定程度上会减少企业的创新活动,进而降低企业全要素生产率。社会信用体系改革可以通过提高地区知识产权保护力度提高企业全要素生产率。因此,本文认为,社会信用体系改革对企业全要素生产率的促进效应对于所处地区法治化水平低的企业更为明显。本文以樊纲市场化指数中法律环境指数的年度行业中位数为基准将样本分成法治化水平低和法治化水平高两组,异质性检验结果显示^⑤:对于所处地区法治化水平低的企业,*Did*系数在10%的水平上显著为正;但对于所处地区法治化水平高的企业,*Did*系数不显著且组间系数差异检验在1%水平上显著。这表明,社会信用体系改革对企业全要素生产率的促进效应对于所处地区法治化水平低的企业更为明显。

5. 经济周期异质性

在经济收缩期,市场不确定性增加,企业经营压力加剧且面临更高的外部融资成本,因此,企业管理层可能会降低信息披露质量,进行更大程度的盈余管理^[34]。社会信用体系改革可以通过提高企业信息披露质量从而提高企业全要素生产率。因此,本文认为,社会信用体系改革对企业全要素生产率的促进效应在经济收缩期更为明显。借鉴王浩然和周泽将^[35]的做法,本文以地区GDP增长率的年度行业中位数为基准将样本分成经济收缩期和经济扩张期两组,异质性检验结果显示^⑤:对于经济收缩期的样本,*Did*系数在5%的水平上显著为正;但对于经济扩张期的样本,*Did*系数不显著且组间系数差异检验在1%水平上显著。这表明,社会信用体系改革对企业全要素生产率的促进效应在经济收缩期更为明显。

(三) 经济后果分析

上文分析表明,社会信用体系改革会促进企业全要素生产率提高。那么,这一促进作用是否会产生价值效应,给企业带来长期价值呢?为考察社会信用体系改革的价值效应,本文用总资产报酬率衡量企业财务绩效,构造模型(4)来检验社会信用体系改革对企业财务绩效的影响。

$$Return_{i,t+1} = \theta_0 + \theta_1 Did_{i,t} + \theta_2 TFP_{i,t} + \theta_3 Did_{i,t} \times TFP_{i,t} + \theta_4 Controls_{i,t} + \gamma_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

结果显示^⑥,社会信用体系改革与企业全要素生产率的交乘项的回归系数在1%的水平上显著为

正, 即在社会信用体系改革实施背景下, 提升全要素生产率可以明显提高企业绩效。

五、研究结论与政策启示

维持良好的社会信用水平对推动我国社会主义市场经济的高质量发展至关重要。我国的社会信用体系改革不仅直接影响着国家的经济繁荣和社会稳定, 也影响着微观企业的生产经营活动。本文基于2010—2022年沪深两市A股上市公司的样本数据, 将分批进行社会信用体系改革试点作为一项准自然实验, 考察我国社会信用体系建设制度对企业全要素生产率的影响, 并系统检验该种影响的作用路径和经济后果。研究表明: (1)社会信用体系改革显著提升了企业的全要素生产率, 该结论在经历平行趋势检验、交错双重差分偏误修正等多种稳健性检验后依然成立; (2)机制检验表明, 提高企业信息披露质量、提高地区知识产权保护力度及促进企业人力资本结构升级是社会信用体系改革提升全要素生产率的重要渠道机制; (3)异质性分析表明, 社会信用体系改革对企业全要素生产率的影响在独立董事占比低、机构投资者持股比例低、非国有、所处地区法治化水平低的企业中及经济收缩期更为明显; (4)经济后果分析表明, 社会信用体系改革对全要素生产率的积极效应能够有效提升企业绩效。

本文的政策启示有: (1)政府应持续加强社会信用体系建设, 完善相关制度设计。本文发现, 社会信用体系改革能够促进企业高质量发展。作为社会信用体系建设的主导力量, 政府在提升企业信用意识、规范企业行为方面发挥着重要作用。因此, 政府应继续推进社会信用体系建设, 完善信用信息管理制度。具体措施如下: 一是加快完善有关社会信用的法律法规, 为社会各主体提供清晰的行为指引; 二是加强各部门的信息联动, 及时公开失信人员相关信息, 加大对失信行为的惩戒力度, 同时对信用良好的企业在金融支持及政策优惠等方面提供更多便利; 三是加大对诚信文化的普及教育, 可以借助信用知识讲座及媒体传播等形式强调社会诚信的重要性, 营造社会诚信的氛围, 树立各类市场主体的诚信意识; 四是建立企业与政策制定部门的沟通反馈机制, 定期听取企业的意见建议, 动态优化信用政策。(2)政府推动社会信用体系建设要有针对性, 精准施策。根据本文的研究结果, 社会信用体系改革对企业全要素生产率的影响效果在不同的企业中存在一定差异。因此, 政府在推动社会信用体系建设时, 应采取因地制宜的策略, 灵活调整政策措施。例如, 对于法治建设相对较为薄弱的地区, 应加快知识产权信用体系建设, 培育市场主体知识产权保护意识, 优化企业创新环境; 对于内部治理水平较低的企业, 应加强信用监管力度, 提高信用信息透明度, 规范企业行为, 提升其管理能力和生产效率。(3)企业应将内部治理与社会信用体系制度有机结合, 提高自身信用管理水平。作为信用制度的重要执行者和推动者, 企业必须高度重视社会信用环境, 优化内部治理。具体而言, 企业内部应注重弘扬诚信的企业文化, 建立完善的内部管理监督机制, 增强管理层的诚信意识, 主动提高信息披露质量, 助力社会信用体系整体运行效率^[35]。

注释:

- ① 进一步的论述可参见习近平:《推动高质量发展——关于我国经济发展的鲜明主题》,《习近平经济思想学习纲要》,人民出版社2022年版,第63页。
- ② 第一批社会信用体系建设示范创建城市包括沈阳、青岛、南京、无锡、宿迁、杭州、温州、义乌、合肥、芜湖、成都共11个城市。第二批社会信用体系建设示范创建城市(区)包括北京市海淀区、呼和浩特、乌海、大连、鞍山、辽阳、绥芬河、上海市浦东新区和嘉定区、苏州、台州、安庆、淮北、福州、厦门、莆田、潍坊、威海、德州、荣成、郑州、南阳、武汉、咸宁、宜昌、黄石、广州、深圳、珠海、汕头、惠州、泸州共32个城市(区)。
- ③ 由于绥芬河市没有上市公司, 因此此处只抽取42个城市(区)。

- ④ 由于版面限制, 系数核密度图留存备案。
- ⑤ 由于版面限制, 异质性分析结果留存备案。
- ⑥ 由于版面限制, 经济后果分析结果留存备案。

参考文献:

- [1] 余凡, 许伟, 王平田. 人力资本质量、技能溢价与企业全要素生产率: 基于中国企业-员工匹配调查(CEES)的实证分析[J]. 中南财经政法大学学报, 2016(4): 104-111.
- [2] 袁蓉丽, 党素婷, 李瑞敬, 等. 董事信息技术背景与企业全要素生产率[J]. 会计研究, 2024(7): 70-89.
- [3] 杨文溥. 行业竞争对企业全要素生产率的影响: 基于中国工业企业的经验研究[J]. 南京财经大学学报, 2020(1): 33-41.
- [4] 曹越, 唐奕可, 辛红霞. “环保费改税”提高了重污染企业全要素生产率吗?[J]. 审计与经济研究, 2022, 37(5): 95-106.
- [5] 殷红, 张龙, 叶祥松. 我国财政政策对全要素生产率的非线性冲击效应: 基于总量和结构双重视角[J]. 财贸经济, 2020, 41(12): 37-52.
- [6] 李香菊, 刘硕. 知识产权保护对企业全要素生产率的影响机制研究[J]. 经济管理, 2024, 46(2): 172-192.
- [7] 申丹琳, 江轩宇. 社会信任与企业劳动投资效率[J]. 金融研究, 2022(9): 152-168.
- [8] 邱保印, 程博. 社会信任与企业多层股权结构[J]. 会计研究, 2021(3): 62-71.
- [9] 潘爱玲, 王雪. 失信环境如何影响企业风险承担?: 来自城市失信被执行人的经验证据[J]. 财经理论与实践, 2023, 44(4): 34-41.
- [10] 余泳泽, 庄海涛, 伏雨. 社会失信与全要素生产率: 基于交易成本视角的研究[J]. 金融研究, 2023(5): 58-76.
- [11] 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, 48(2): 93-108.
- [12] 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.
- [13] 邱保印, 余梦, 左静静. 社会信用体系建设能否促进企业数字化转型?: 基于社会信用体系改革试点的准自然实验[J]. 上海财经大学学报, 2023, 25(5): 92-106.
- [14] 范润, 孙雪娇. 社会信用与企业盈余管理: 基于社会信用体系示范城市建设的准自然实验[J]. 财经理论与实践, 2023, 44(3): 64-72.
- [15] 阳立高, 王智志, 李玉双. 社会信用与企业韧性: 基于社会信用体系改革试点的准自然实验[J]. 科学决策, 2024(3): 45-56.
- [16] 龚关, 胡关亮. 中国制造业资源配置效率与全要素生产率[J]. 经济研究, 2013, 48(4): 4-15.
- [17] 唐未兵, 傅元海, 王展祥. 技术创新、技术引进与经济增长方式转变[J]. 经济研究, 2014, 49(7): 31-43.
- [18] 邢恩泽, 邓玉萍, 袁礼, 等. 信息披露质量与企业全要素生产率[J]. 中国软科学, 2023(7): 114-126.
- [19] LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. The Review of Economic Studies, 2003, 70(2): 317-341.
- [20] 李甜甜, 李金甜. 绿色治理如何赋能高质量发展: 基于 ESG 履责和全要素生产率关系的解释[J]. 会计研究, 2023(6): 78-98.
- [21] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007[J]. 经济学(季刊), 2012, 11(2): 541-558.
- [22] DE CHAISEMARTIN C, D'HAULTFOEUILLE X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects[J]. American Economic Review, 2020, 110(9): 2964-2996.
- [23] 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.
- [24] CALLAWAY B, SANT'ANNA P H. Difference-in-differences with multiple time periods[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 200-230.
- [25] 宋红雨, 侯贵生. 中国绿色信贷政策对劳动力需求的冲击效应研究: 来自中国一个准自然实验的证据[J]. 南方经济, 2024(6): 77-97.
- [26] 白俊红, 张艺璇, 卞元超. 创新驱动政策是否提升城市创业活跃度: 来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J]. 中国工业经济, 2022(6): 61-78.

- [27] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100–120.
- [28] 马永强, 陈伟忠, 张正懿. 监管执法公平促进企业高质量发展了吗? : 基于证监会随机抽查制度的准自然实验[J]. 证券市场导报, 2024(4): 34–44.
- [29] 方慧, 霍启欣, 李泽鑫. 数字服务进口贸易对企业创新质量的影响研究[J]. 上海财经大学学报, 2022, 24(6): 78–92.
- [30] 于海峰, 葛立宇, 苏晓琛. 税收创新激励政策如何影响企业人力资本结构: 基于研发费用加计扣除政策“资本–技术互补”效应[J]. 广东财经大学学报, 2023, 38(4): 37–50.
- [31] 向锐, 宋聪敏. 学者型独董与公司盈余质量: 基于中国上市公司的经验数据[J]. 会计研究, 2019(7): 27–34.
- [32] MITRA S, CREADY W M. Institutional stock ownership, accrual management, and information environment[J]. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 2005, 20(3): 257–286.
- [33] 王钰, 王建新. 新收入准则实施提升了会计信息可比性吗? [J]. 会计与经济研究, 2023, 37(3): 38–53.
- [34] 董莉. 经济周期、外部审计监督与盈余管理[J]. 统计与决策, 2020, 36(23): 151–154.
- [35] 王浩然, 周泽将. 经济周期波动与民营企业轻资产运营[J]. 管理评论, 2024, 36(10): 226–237.
- [36] 黄宏斌, 梁慧丽, 李圆圆. 完善社会信用环境促进了企业协同创新吗? : 基于社会信用体系建设试点城市的准自然实验研究[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2024, 30(5): 160–172.

The impact of social credit system reform on total factor productivity of enterprises

CAO Yue, XING Liyuan, ZHOU Ruibo

(School of Business, Hunan University, Changsha 410082, China)

Abstract: A good social credit environment is a solid foundation for the optimal allocation of resources, and also an important guarantee for sustainable economic development. Based on the sample data of A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2010 to 2022, this paper empirically examines the relationship and influence mechanism between the reform of social credit system and the total factor productivity of enterprises. It is found that the reform of social credit system significantly enhances the total factor productivity of enterprises. And the above finding still holds after various robustness tests such as parallel trend test and staggered double-difference bias correction. The mechanism test shows that the reform of social credit system affects the total factor productivity of enterprises through such three mechanisms as improving the quality of enterprise information disclosure, improving the protection of regional intellectual property rights, and promoting the upgrading of enterprise human capital structure. Further research finds that the impact of social credit system reform on firms’ total factor productivity is more pronounced among firms with a lower proportion of independent directors, a lower proportion of institutional investors’ shareholding, non-state-owned, and located in regions with a low level of rule of law, and during economic contraction. The analysis of economic consequences shows that the positive effect of social credit system reform on total factor productivity can effectively improve enterprise performance. This paper provides empirical evidence for the policy effect of social credit system reform from the perspective of total factor productivity, which is of great significance for government departments to further promote the construction of social credit system.

Key words: social credit system; high-quality development; total factor productivity

[编辑: 陈一奔]