引用格式:董明放, 赵绿巧, 刘天利. 社会信用与企业ESG表现——基于社会信用体系改革试点的准自然实验[J]. 技术经济, 2026, 45(2): 121-137.

Dong Mingfang, Zhao Lüqiao, Liu Tianli. Social credit and corporate ESG performance: Quasi-natural experiment based on the pilot reform of social credit system[J]. Journal of Technology Economics, 2026, 45(2): 121-137.

技术经济评价

社会信用与企业ESG表现

——基于社会信用体系改革试点的准自然实验

董明放, 赵绿巧, 刘天利

(西安建筑科技大学管理学院, 西安 710055)

摘 要: 为探索社会信用体系改革试点政策在实现营造良好营商环境目标的同时能否改善企业ESG表现。以社会信用体系改革试点政策的实施作为准自然实验,基于战略性社会责任理论、社会资本理论和委托代理理论,以2009—2023年A股上市企业为样本,探索并验证社会信用体系建设对企业ESG表现的影响及内在机制。结果表明:社会信用体系建设能够改善试点地区企业ESG表现;机制分析表明,社会信用体系建设能够通过提高社会资本和降低代理成本改善企业ESG表现;机构投资者持股在社会信用体系建设和企业ESG表现关系中存在正向调节作用,且机构投资者持股的调节作用呈现显著的异质性,压力抵制型机构投资者持股正向调节社会信用体系建设对企业ESG表现的影响,但压力敏感型机构投资者持股的调节作用并不显著。进一步分析表明,试点效应在国有产权、内部治理水平较低、第二产业及所在地区营商环境较好的企业中更强。此外,社会信用体系建设有助于缓解ESG不确定性,提升企业ESG信息质量。社会信用体系改革试点带来的企业ESG表现提升,还能缓解企业融资约束并助力企业高质量发展。研究为社会信用体系建设促进企业ESG表现提供了微观证据,有助于进一步深化社会信用体系建设,从而实现经济、社会、环境协调发展。

关键词: 社会信用体系建设; 企业ESG表现; 社会资本; 代理成本; 机构投资者持股

中图分类号: F832.0 **文献标志码**: A **文章编号**: 1002-980X(2026)02-0121-17

DOI: 10.12404/j.issn.1002-980X.J25011506

一、引言

随着环境污染、气候变化、公共卫生安全及劳动权益等可持续发展问题所引致的社会责任需求不断凸显,绿色可持续发展理念逐渐成为全社会发展共识[1]。党的二十大报告中指出必须牢固树立和践行绿水青山就是金山银山的理念,站在人与自然和谐共生的高度谋划发展。2024年8月11日,中共中央、国务院发布的《关于加快经济社会发展全面绿色转型的意见》,进一步系统部署了绿色转型的工作任务,要求全方位、全领域、全地域推进绿色化转型,加快推进人与自然和谐共生的现代化。ESG作为集社会责任(social)、环境保护(environmental)和公司治理(governance)三位一体的可持续发展理念,不仅成为评估企业可持续发展水平的关键指标,而且成为贯彻"双碳"目标,实现绿色转型和经济高质量发展的重要抓手[2]。因此,强化企业ESG实践,提升企业ESG表现,是实现中国绿色转型和高质量可持续发展的关键举措。与此同时,中国在大力推进社会信用体系建设。2022年中共中央办公厅、国务院办公厅印发了《关于推进社会信用体系建设高

收稿日期: 2025-01-15

基金项目: 国家自然科学基金面上项目"组合式数智政策驱动区域绿色协调发展:理论机理、经验证据及政策优化"(72574178);陕西省自然科学基础研究计划面上项目"数字经济赋能陕西资源型城市减污降碳协同机理与路径优化研究"(2025JC-YBMS-811);长安大学中央高校基本科研业务费专项资金(300102235502)

作者简介: 董明放(1984—),男,博士,西安建筑科技大学管理学院教授,博士研究生导师,研究方向:数字技术创新与可持续发展交叉领域;赵绿巧(1998—),女,西安建筑科技大学管理学院硕士研究生,研究方向:技术经济与战略管理;刘天利(1979—),男,西安建筑科技大学管理学院副教授,硕士研究生导师,研究方向:创新与风险管理。

质量发展促进形成新发展格局的意见》中将社会信用体系建设提升至崭新高度,强调建立健全社会信用制度,并以此为强大驱动力,推动经济高质量发展。社会信用体系建设作为一项非正式制度安排,涉及基础设施、市场、文化及法治等,能有效补充和拓展正式制度,显著影响市场资源配置和企业行为。聚焦社会信用体系改革试点政策的微观企业ESG视角,社会信用体系建设是否及如何影响企业ESG表现已成为亟须解决的理论与现实问题。

环境扫描理论认为,企业会通过"扫描"外部政治、法律、社会和经济等环境,做出应对策略,社会信用体系建设会在塑造信用社会,优化市场资源配置及构建公平、公正、透明的营商环境的过程中影响企业ESG决策。权衡理论认为,在企业资源有限的情况下,企业在进行社会活动和经济活动时会权衡企业资源配置。企业履行社会、环境等责任固然可以提升企业ESG表现,但也会增加企业成本,甚至挤占企业资源。囿于缺乏强制性的ESG信息披露制度及受企业观念、资源等的限制,如何激励企业提升ESG表现成为学术界关注的热点话题。因此,探究社会信用体系建设对企业ESG表现的影响也成为在非法律强制性规制手段下提升企业ESG表现的有益补充。此外,社会信用体系建设作为中国特色的制度工具,对企业ESG表现具有柔性引导作用。系统研究两者的关系,不仅能够丰富社会信用体系建设和ESG表现的相关研究,而且可为全球ESG治理提供"中国方案"参考。

基于以上分析,研究以社会信用体系改革试点政策为准自然实验,以2009—2023年A股上市企业为样本,采用多时点双重差分法探究社会信用体系建设对企业ESG表现的影响及作用机制。研究的边际贡献在于:①基于绿色可持续发展现实背景,创造性地将社会信用体系建设和企业ESG表现纳入统一分析框架,剖析社会信用体系建设对企业ESG表现的影响。试图回答"社会信用体系改革试点政策能否及如何提升企业ESG表现"。②依据社会资本理论和委托代理理论,从社会资本、代理成本等方面探究了社会信用体系建设对企业ESG表现的作用机制,有助于打开社会信用体系建设助力企业ESG表现的"黑箱"。③基于市场监管角度,引入机构投资者持股,分析其对社会信用体系建设改善企业ESG表现的调节作用,拓展了社会信用体系建设对企业ESG表现的作用情景机制。

二、制度背景与研究假设

(一)制度背景

2002年,党的十六大报告正式提出"社会信用体系"的概念,要求建立与市场经济相适应的社会信用体系,标志着中国社会信用体系建设开始迈入了快速发展阶段。党的十八大以来,党中央高度重视社会信用体系建设在市场经济发展中的重要作用,大力推动社会信用体系建设。2014年,国务院颁布《社会信用体系建设纲要(2014—2020年)》,提出了加快社会信用体系建设的总体要求。2015年,国家发展改革委和中国人民银行确立沈阳、无锡等11个城市为首批社会信用体系改革试点城市并开展信用体系创建工作。2016年4月,继第一批社会信用体系改革试点城市发布之后,又将大连、苏州等32个城市(城区)确定为第二批社会信用体系改革试点城市。社会信用示范城市的创建重在加强社会信用体系建设,强化信用信息共享,推进社会信用制度、信用理念、信用手段与经济社会发展各环节深度融合,通过示范先行,全面引领社会信用环境改善[3],保障经济社会持续、稳定、协调发展。社会信用体系建设不仅兼具社会治理效能,还发挥着经济治理效能。除此之外,中国社会信用体系建设还延伸出生态信用体系。生态信用体系建设发挥生态信息披露共享、绿色资源配置、多元共治的生态治理效能。综上分析,社会信用体系建设与ESG理念"不谋而合",为研究提供了准自然实验场景。

(二)文献回顾

学术界广泛关注社会信用体系建设的研究。向宇等[4]认为,社会失信会增加企业的融资约束、加剧企业的代理成本,诱发企业的预防性和逐利性动机,从而会提高企业的金融化程度。Li等[5]发现,总部设在社会信任度越高地区的企业往往面临更小的股价崩盘风险。同时,社会信任度越高地区的企业往往与更高的会计稳健性和更少的财务重述等有关。随着社会信用体系改革试点政策出台,不少学者以政策实施作为准自然实验开展了研究。曹雨阳等[3]研究指出,在正式制度不够完善的情况下,社会信用体系改革试点政策

呈现对正式制度的替代效应，能够显著促进企业社会责任活动。范润等[6]发现，良好的社会信用环境能够通过缓解企业融资约束和降低企业代理成本抑制企业的违约风险。Cui 等[7]指出，社会信用建设能够减少企业碳排放，减少企业在环境方面的不道德行为。

现有研究从宏观和微观两个方面探讨了如何推动企业 ESG 信息披露，改善企业 ESG 表现。在宏观层面研究上，制度、试点政策等显著影响企业 ESG 表现。Baldini 等[8]研究指出政治制度（法律和腐败程度）、劳动制度（劳动保护和失业率）及文化制度（社会凝聚力和平等机会）等会显著影响企业 ESG 表现。低碳城市试点政策[1]、绿色信贷政策[9]、垂直型环境监管[10]、绿色债券发行[11]、新环保法[12]等试点政策显著改善试点地区企业 ESG 表现。在微观层面研究上，机构持股、组织特征及数字化转型等显著影响企业 ESG 表现。雷雷等[13]研究发现，共同机构持股会对企业 ESG 表现产生消极影响，且这种影响主要由主动型机构投资者中的基金驱动，长期机构投资者持股则未对企业 ESG 表现产生显著影响。Kizys 等[14]根据多样性理论分析指出，董事会多样性可以提高管理决策和商业道德质量，对碳绩效、治理绩效和 ESG 信息披露均具有显著促进作用。吕英和方文艳[15]发现，首席执行官（chief executive officer，CEO）党员身份能够显著促进企业 ESG 责任履行，且党组织通过认知嵌入和政治嵌入正向调节党员 CEO 与 ESG 责任履行之间关系。张永冀等[16]指出数字化转型能显著提升企业环境、社会和公司治理水平，且数字化转型能通过促进企业绿色创新水平、增加社会关注度和提高内部信息透明度，进而提升企业 ESG 表现。

上述文献揭示了社会信用体系建设的影响效应和企业 ESG 表现的驱动因素，这些文献为解读社会信用体系建设与企业 ESG 表现之间的内在关联提供了重要的文献基础。然而，现有研究已经关注到了社会信用体系建设对企业 ESG 表现的影响，但未能进一步延伸至对企业 ESG 表现的系统性影响效应分析，更少有从 ESG 表现视角切入探析社会信用体系建设的微观非经济效应。基于此，本文研究以“社会信用体系改革试点政策”为准自然实验，深入考察社会信用体系建设对企业 ESG 表现的影响和作用机制。

（三）理论分析

1. 社会信用体系建设对企业 ESG 表现的直接影响

受中国悠久历史文化及社会主义制度影响，信任作为重要的社会规范普遍受到推崇和关注，成为中国构建社会优良秩序的重要抓手[17]。社会信用体系改革试点正是中国为改善社会信任、重塑社会信任制度，建立良好营商环境而创建。企业作为社会信用体系建设综合治理的主要对象，在社会信用体系改革背景下，其内部治理环境、外部责任履行将受到深刻影响。通过社会信用体系建设，政府逐步强化并完善守信激励和失信惩戒的监管框架[18]，进一步激励和倒逼企业增强企业 ESG 表现。首先，在制度设计上，社会信用体系建设以联合奖惩制度为抓手，通过信用门户网站等向社会公开红黑名单，借助信息共享平台等手段建立反馈机制，在加大信息透明度与政策监管有效性过程中，进一步提高企业行为的合法性与合规性，约束和激励企业提高 ESG 表现得到更好的市场反馈。其次，在资源获取上，基于企业社会责任理论，当地区信任水平较高时，整个社会更容易形成普遍崇尚道德行为的价值规范[19]，秉承诚信经营并且积极践行 ESG 职责的企业更有利于获得战略资源和声誉资本[20]，也会有动力和意愿去提升企业 ESG 表现。最后，在风险管理视角上，社会信用体系建设将强化对企业信用状况和绩效的监管和评估。企业 ESG 表现将直接关系其融资获得、合作伙伴选择、政府支持等，企业更重视风险管理和合规性，会加强对环境、社会和治理方面的管理，以降低失信威胁和 ESG 风险，提升企业 ESG 表现。

基于以上分析，提出假设：

社会信用体系建设能够改善试点地区企业 ESG 表现（H1）。

2. 社会信用体系建设影响企业 ESG 表现的作用机制分析

社会资本又称关系资本，是指个体或团体之间通过社会网络、互惠性规范及由此产生信任，给个体或团体带来的资源[21]。企业社会资本是企业通过社会关系网络与其他主体建立联系，通过信息沟通、资源互补及分工协作而获得的资源。例如，通过政企关系获得政府补贴收入，通过银企关系获得商业信用贷款，通过客户、供应商、投资者等关系实现资源互补与分工协作等。社会信用体系建设是提升社会资本的重要载体，其中诚信是构造和决定社会资本的核心要素。社会信用体系建设作为一种“软”约束力，能增强企业社会活动[3]、抑制企业

环保失信行为[22],对企业的日常经营活动具有规范和管理作用[23]。一方面,基于信息传递视角,建立健全社会信用体系能够显著增强信用信息的开放性和透明度,促进信息整合与共享,打破政府与企业、银行与企业、企业之间的信息壁垒,从而缓解信息不对称造成的在获取社会资本过程中的障碍与限制[24];另一方面,基于授信决策机制,社会信用体系建设能有效改善企业商业信用环境,帮助企业做出规范、科学授信决策,更高效匹配企业投融资需求,增强企业供应链间的商业信用水平,降低企业的信用信息资金成本,增加企业社会资本。

同时,企业社会资本能够提升企业ESG表现。一方面,根据社会资本理论,社会资本不仅能够为企业提供更多的资源进行交换、更低员工流失率和组织失败率,还能增强企业家精神和企业创新能力,使企业获得更快、更持续增长,即企业社会资本是保障企业经营活动有序进行及实现可持续发展的基础[25],因此增强企业社会资本可以提升企业ESG表现;另一方面,社会资本所促进的利他倾向是企业践行社会责任强有力的动机[26]。企业为增强社会资本,维持企业的互动及与利益相关主体间友好的信任关系,将倒逼企业自觉履行环境保护、社会责任及完善公司治理等职责,主动提升企业ESG表现。

基于此,提出假设:

社会信用体系建设通过提升试点地区企业的社会资本,进而改善企业ESG表现(H2)。

代理成本是企业因代理问题产生损失和付出的成本。信任可以有效缓解代理冲突。作为更广泛的信任机制,社会信用有助于减少管理层和所有者之间的信息不对称和代理冲突,减少企业代理成本[27]。一方面,社会信用体系改革试点政策能够弥补正式制度不足。社会信用体系建设所设立的红黑名单按照标准认定并公开,不仅可以加强对企业守信行为宣传,而且能提高对企业失信行为曝光率,对企业声誉形成有效的激励和约束,可以有效缓解企业代理问题,降低企业代理成本。另一方面,社会信用体系建设提高了管理层失信成本。依托国家人口资源库等平台信用记录,个人信用信息更加透明,管理层失信所面临的风险与成本极大提升,促使管理层更加自律,减少损害股东利益和企业利益的自利行为,进而降低企业代理成本。

此外,降低代理成本能够有效改善企业ESG表现。一方面,根据委托代理理论,企业自愿进行信息披露的动机之一是避免企业管理层与企业股东之间因代理问题而产生逆向选择及道德风险[28]。代理成本降低意味着股东和管理层目标选择更加趋同,管理者更容易与股东达成责任意识和行为一致性,做出符合企业长远发展的战略规划,在实现企业经济利益的同时注重企业环境、社会责任投资,进而改善企业ESG表现。另一方面,代理成本降低会强化管理层自愿披露ESG信息动机。研究表明,当企业管理层代理成本较高时,管理层出于对自身利益的考虑会减少对企业信息披露[29];当企业代理成本较低时,管理层会更倾向于向外部利益相关者传达企业可持续发展信息以增强企业影响力和竞争优势。因此,企业代理成本的降低会增强企业ESG信息披露,强化企业ESG表现。

基于此,提出假设:

社会信用体系建设通过降低试点地区企业代理成本,进而改善企业ESG表现(H3)。

3. 机构投资者持股的调节作用

近年来,资本市场越来越关注企业高质量发展,不仅注重企业的经济效益,还注重企业行为所产生的环境效益和社会效益。机构投资者作为资本市场重要参与主体,通过持股发挥外部监督职责,成为影响企业ESG表现的重要因素。一方面,相较于一般投资者,机构投资者利用其特有的信息网络优势,在处理投资信息、解读国家政策、挖掘绿色产品等方面具有较高的专业化水平,偏好ESG表现优异的企业[30]。在创建良好营商环境,促进经济社会协调、持续发展背景下,机构投资者更易于透过社会现象洞察社会信用体系建设中企业践行环境、社会责任所带来的环境效应、社会效应和认同效应,以及由此带来的企业长期价值提升效应。因此,机构投资者持股比例高的企业对ESG表现更敏感,有提升企业ESG表现的需求。另一方面,机构投资者凭借其持股地位和专业投资能力,采用股东会投票权、幕后沟通及退出威胁等多种监督方式,有能力成为推动企业可持续发展的市场“助手”。相比于其他较小股东持股,较高的机构投资者持股能助力投资者参与公司治理,监督企业行为合法合规性及战略实施的有效性,注重企业可持续发展,力求在投资中获得长期价值回报。基于上述分析可知,机构投资者持股监督会增强社会信用体系改革试点政策施行对企业ESG表现的促进效应。

进一步地,由于不同类型机构投资者持股周期、目的、方式等不同,导致其对目标企业的监管也存在差

异。梁上坤[31]、杨海燕等[32]等指出，机构投资者的独立程度会影响其参与目标企业的监管情况，根据机构投资者与目标企业之间的独立程度，可将机构投资者分为压力抵制型机构投资者和压力敏感型机构投资者。压力抵制型机构投资者与企业之间仅存在投资关系，独立性相对较强，他们往往能秉持长期投资、价值投资理念，更关注企业可持续发展能力，因此更有动机去监督管理层决策。而压力敏感型机构投资者与目标企业不仅存在投资关系，还存在业务往来，投资往往伴有投机性，更期望在与被投资企业的利益联系中获得经济利益，通常对企业管理层决策采取中庸态度，无意于关注被投资企业长期 ESG 投资。

基于以上分析，提出如下假设：

机构投资者持股正向调节社会信用体系建设对企业 ESG 表现的影响（H4）；

压力抵制型机构投资者持股在社会信用体系建设与企业 ESG 表现之间发挥着正向调节作用（H4a）；

压力敏感型机构投资者持股在社会信用体系建设与企业 ESG 表现之间发挥着负向调节作用（H4b）。

研究理论框架模型如图 1 所示。

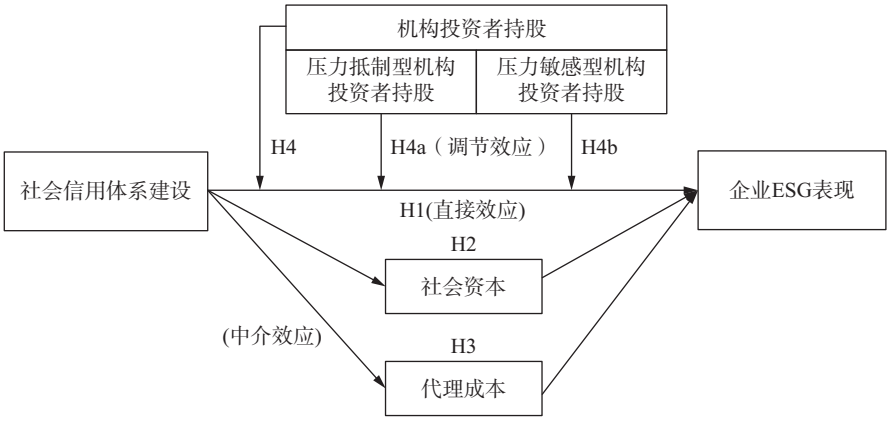


图 1　理论框架模型

三、研究设计

（一）模型设定

基于多时点双重差分模型（DID）的设计思路，构造如式（1）所示模型检验社会信用体系建设对企业 ESG 表现的影响。

$$ESG_{it} = \alpha_0 + \beta_0 trust_post_{it} + \lambda control_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中：i 为企业个体；t 为年份；ESG 为样本企业 ESG 表现；$trust_post$ 为社会信用体系改革试点的虚拟变量，如果 i 企业注册地在 t 年入选为社会信用体系建设示范城市，$trust_post$ 取值为 1，否则取值为 0；$control$ 为影响企业 ESG 表现的一系列控制变量；μ 和 η 分别为企业个体固定效应和年份固定效应；ε 为影响企业 ESG 表现的随机扰动项；α、β、γ 为待估系数。

（二）变量说明

1. 被解释变量：企业 ESG 表现（*ESG*）

考虑到华证 ESG 评级样本量大，数据更新及时，且全面覆盖了上市企业公开披露的数据，参考洪涛等[1]的研究，选取华证 ESG 评级数据作为企业 ESG 表现的代理变量。具体的赋值方法为：对 ESG 的评级 C、CC、CCC、B、BB、BBB、A、AA、AAA，由低到高依次赋值为 1~9。同时考虑到 ESG 结果的稳健性，研究采用 ESG 评分的年度均值作为 ESG 表现的最终衡量指标。

2. 解释变量：社会信用体系建设（*trust_post*）

社会信用体系改革试点政策强化了社会信用体系建设，以社会信用体系改革试点政策为准自然实验，并将其作为社会信用体系建设的代理变量，进而评估社会信用体系改革试点政策对企业 ESG 表现的影响。具体地，参考曹雨等[3]的做法，以 2015 年、2016 年设立的 2 批共 43 个试点城市（城区）对企业进行政策匹

配。如果企业注册地入选为社会信用体系改革试点城市,则当前及以后年份取值为 1,否则取值为 0。

3. 控制变量

考虑到企业管理因素及财务因素可能对企业 ESG 表现产生潜在影响。借鉴洪涛等[1]、陈琪和李梦函[10]的研究,控制企业年龄(*age*)、企业规模(*size*)、财务杠杆(*lev*)、成长能力(*growth*)、盈利能力(*roa*)、企业现金流(*cash*)、管理层持股比例(*mshare*)、股权制衡度(*eb*)、独董比例(*indir*)、两职合一(*dual*)、董事会规模(*bs*)等可能影响企业 ESG 表现的变量,具体变量选取及测度见表 1。

表 1 变量的选取及测度

变量类型	变量名称	变量符号	测度方式
被解释变量	ESG 表现	*ESG*	华证 ESG 评级得分
解释变量	社会信用体系改革试点政策	*trust_post*	政策实施虚拟变量(0-1)
控制变量	企业年龄	*age*	企业成立年限取对数
	企业规模	*size*	企业年末总资产取对数
	财务杠杆	*lev*	总负债/总资产
	成长能力	*growth*	企业营业收入增长率
	盈利能力	*roa*	净利润/总资产平均余额
	企业现金流	*cash*	经营活动现金流量净额/总资产
	管理层持股比例	*mshare*	管理层持股数/总股数
	股权制衡度	*eb*	第二至第五大股东持股比例/第一大持股比例
	独董比例	*indir*	独董人数/总人数
	两职合一	*dual*	董事长与经理人为同一人取 1,否则取 0
	董事会规模	*bs*	董事会董事数量

(三)数据来源

研究以 2009—2023 年中国 A 股上市企业为样本。ESG 表现来自华证指数评分,其他数据来自国泰安数据库(CSMAR)。为了保证结果的可靠性,在原始样本的基础上剔除了保险、金融类企业、被 ST(special treatment)、*ST 警示企业及控制变量数据缺失的企业。变量的描述性统计结果见表 2。

表 2 变量的描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
ESG	36190	4.143	0.933	1.000	8.000
trust_post	36190	0.311	0.463	0	1.000
age	36190	2.915	0.348	1.099	4.190
size	36190	22.224	1.319	15.577	30.370
lev	36190	0.422	0.204	0.008	0.998
growth	36190	0.004	0.128	-0.032	20.711
roa	36190	0.036	0.076	-2.834	0.786
cash	36190	0.048	0.076	-0.744	0.876
mshare	36190	0.134	0.195	0	0.900
eb	36190	0.007	0.006	0	0.040
indir	36190	0.375	0.055	0	0.800
dual	36190	0.285	0.452	0	1.000
bs	36190	8.537	1.691	4.000	19.000

四、实证结果与分析

(一)基准回归结果

以基准回归模型为基础,采用多时点双重差分模型检验社会信用体系建设对企业 ESG 表现的影响。表 3 报告了社会信用体系改革试点政策影响企业 ESG 表现的回归结果。(1)列为不加控制变量和固定效应的回归结果。(2)列、(3)列分别为依次加入控制变量及年份、企业个体虚拟变量的回归结果。*trust_post* 的系数均为正且通过了显著性检验。结果表明,社会信用体系改革试点政策确实促进了企业 ESG 表现,假设 H1 得到验证。

（二）平行趋势检验

若采用 DID 模型对政策进行评估，则首先需要满足平行趋势假设，即在政策施行前，社会信用体系试点地区（实验组）和非试点地区（对照组）企业 ESG 表现变化趋势应该是平行的。实施若政策试点前的趋势是不平行的，则政策试点后的趋势也可能是不平行的，从而导致结果有偏。鉴于社会信用体系改革试点的政策批复存在时序差异，为避免因统一设定政策时间节点导致估计偏差，研究采用事件分析法，借鉴王锋和葛星[33]、徐妍等[34]的思路，依据各城市试点获批的具体时间构建相对时间虚拟变量进行政策动态效应评估，具体如式（2）所示。

$$ESG_{it} = \alpha_0 + \beta_j \sum_{j=-4}^{7} trust_post_{it}^{j=t-t_0} + \lambda control_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中：t_0 为政策试点年份；j 为相对政策试点年前后的时间间隔；$trust_post_{it}^{j}$ 为虚拟变量，若企业所在地区在第 t 年实施了社会信用体系改革试点政策，则取值为 1，否则取值为 0。

考虑到样本区间两端年份数据较少，研究将政策实施前 5 年及政策实施后 7 年的数据分别汇总到-5 期和第 7 期，并将政策实施前第 5 年作为基期。图 2 结果表明，在试点开始前，对企业 ESG 表现的政策冲击未通过统计显著性检验，即说明在政策实施前两组别的企业 ESG 表现不存在明显差异，通过了平行趋势检验。值得注意的是，在政策实施第 4 年后，估计系数开始显著为正，表明社会信用体系改革试点的政策效应存在时滞性，且其影响具有动态持续性。政策效应滞后可能的原因有以下两点：一方面，从企业政策响应角度，社会信用体系改革试点政策实施后，企业可能需要时间来调整策略，而且这些策略措施并不是立竿见影的，量变引起质变，政策效应的显现需要企业长时间累积；另一方面，从政策信号传导角度，试点政策信号的传导需要时间，存在市场和其他利益相关者的反应延迟，而传递给企业及管理层的反馈也延迟，进而对企业的促使作用也相应滞后。因此，受政策响应滞后、策略调整等方面的影响，社会信用体系改革试点政策的效果会存在一定的缓冲期，导致政策的实施效果具有滞后性。

（三）安慰剂检验

考虑到可能存在其他不可观测因素影响社会信用体系建设与企业 ESG 表现之间关系。因此，通过随机设定试点地区企业和试点年的交互项（*trust_post*），并随机重复抽样 1000 次。图 3 为重复随机抽样 1000 次后重新回归得到的社会信用体系改革试点政策对企业 ESG 表现的回归系数分布图。通过图 3 可以看出，回归系数集中分布在-0.025~0.025（服从正态分布），小

表 3　基准回归：社会信用体系改革试点政策与企业 ESG 表现

变量	（1）	（2）	（3）
	ESG	*ESG*	*ESG*
trust_post	0.110***	0.072***	0.062**
	（5.292）	（3.605）	（2.418）
age		-0.115***	-0.153
		（-4.033）	（-1.503）
size		0.238***	0.232***
		（25.059）	（14.123）
lev		-0.798***	-0.805***
		（-13.608）	（-13.535）
growth		-0.120***	-0.094***
		（-2.616）	（-2.981）
roa		1.269***	0.142
		（8.056）	（1.400）
cash		-0.105	-0.236***
		（-1.037）	（-3.331）
mshare		0.550***	0.614***
		（10.594）	（7.475）
eb		-1.616	-6.541***
		（-1.014）	（-3.658）
indir		1.354***	0.979***
		（7.209）	（5.589）
dual		-0.030	-0.037*
		（-1.577）	（-1.897）
bs		0.017**	0.002
		（2.345）	（0.242）
_cons	4.109***	-1.242***	-0.646
	（298.561）	（-5.982）	（-1.421）
Year FE	No	No	Yes
Company FE	No	No	Yes
N	36190	36190	35789
adj. R^2	0.003	0.126	0.519

注：括号内为 t 值；*、**、*** 分别表示回归结果在 10%、5%、1% 的统计性水平上显著。

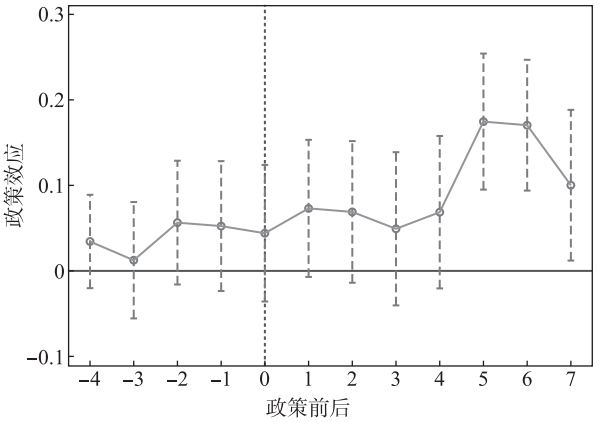


图 2　平行趋势检验

于回归系数值 0.062(表 3),并且绝大多数 *P* 都大于 10%。说明社会信用体系建设对企业 ESG 表现的促进作用并非偶然事件导致,基准回归结果比较稳健,即社会信用体系建设确实提升了企业 ESG 表现。

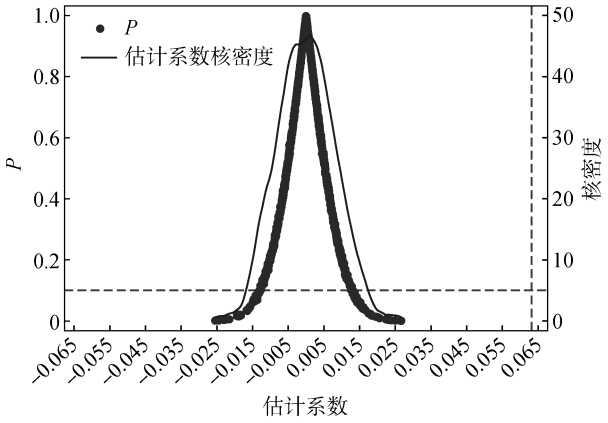


图 3　安慰剂检验

(四)稳健性检验

1. 样本数据筛选

考虑到回归结果可能会受到一些极端值的影响,研究根据变量 *ESG* 对样本数据两侧分别截尾 1%和 5%之后再进行回归。从表 4 的(1)列和(2)列可以看出,*trust_post* 系数分别为 0.055、0.044,且均在 5%的水平上显著,说明回归结果是可靠的。

2. 替换固定效应

为缓解可能存在遗漏变量对回归结果产生影响,研究在基准回归年份和企业个体固定效应的基础上,进一步控制了城市和行业固定效应。表 4 的(3)列~(5)列的 *trust_post* 系数分别为 0.062、0.083、0.045,且分别在 5%、1%、10%的水平上显著为正,说明研究结论是稳健的。

表 4　稳健性检验:数据样本筛选及替换固定效应

变量	截尾 1%	截尾 5%	替换固定效应		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ESG	*ESG*	*ESG*	*ESG*	*ESG*
trust_post	0.055 ** (2.250)	0.044 ** (2.056)	0.062 ** (2.418)	0.083 *** (3.949)	0.045 * (1.695)
control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Company FE	Yes	Yes	Yes		
City FE					Yes
Industry FE				Yes	
N	35219	33125	35789	36168	36156
adj. R^2	0.503	0.461	0.519	0.206	0.190

注:括号内为 *t* 值;*、**、*** 分别表示回归结果在 10%、5%、1%的统计性水平上显著。

3. 排除其他政策干扰

进一步地,为准确评估社会信用体系建设对企业 ESG 表现的净效应,研究还控制了同期类似政策的干扰效应,以避免政策叠加可能导致模型估计结果产生偏差。研究控制了以下政策对社会信用体系建设影响企业 ESG 表现的可能干扰:一是《绿色信贷指引》①;二是绿色债券政策②;三是新《中华人民共和国环境保护法》③。选择这三项政策的原因在于:它们均可能对企业 ESG 表现产生影响,且存在政策叠加效应的潜在干扰。徐妍和王艳艳[9]认为绿色信贷政策可以通过绿色创新效应、融资约束效应及内部控制效应提升企业 ESG 表现。李博文和韩凤芹[11]指出,绿色债券发行能够通过改善环境信息披露、减少管理者短视,进而提升企业 ESG 表现。徐浩庆等[12]以《中华人民共和国环境保护法》为准自然实验,研究发现以《中华人民共和国环境保护法》为代表的环境规制显著促进了重污染上市公司 ESG 表现。因此,将上述三项政策纳入回归模型中,以检验社会信用体系建设对企业 ESG 表现的净效应,具有一定的合理性和严谨性。具体做法是:分别将这三项政策发生的年份虚拟变量(政策实施前赋值为 0,政策实施当年及以后赋值为 1)与企业是否属于高污染行业的虚拟变量(属于高污染行业的企业赋值为 1,不属于高污染行业的企业赋值为 0)的交互项加入回

① 2012 年银监会发布的《绿色信贷指引》,旨在积极调整信贷结构,有效防范环境和社会风险,更好地服务实体经济。

② 2013 年国家发展改革委颁布的《国家发展改革委办公厅关于进一步改进企业债券发行审核工作的通知》明确了实验组。

③ 2015 年新《中华人民共和国环境保护法》的实施,对于企业污染主体来说,实行“按日计罚”,且罚款金融上不封顶,将环保工作由以经济发展为先的被动治理转化为确保生态文明的主动防护。

归方程中进行控制，分别用 *GCP*、*GBP*、*NEPL* 表示。表 5 的(1)列~(3)列结果表明，其他政策冲击并未影响社会信用体系建设对企业 ESG 表现的影响，前文的基准回归依然成立。

4. 替换被解释变量指标测度

参考洪涛等[1]的研究，使用长期 ESG 水平以排除政策效应可能带来的短期 ESG 波动，即计算 t~t+2 期 ESG 表现的均值(*LESG*)作为企业 ESG 水平测度指标。从表 6 的(1)列可以看出，*trust_post* 的估计系数为 0.056 且通过了 5%的统计显著性检验，与表 3 基准回归结果保持一致。

5. 改变模型设定

为了进一步验证基准结果的可靠性，研究对回归系数的标准误从行业层面进行了聚类。从表 6 的(2)列可以看出，*trust_post* 的估计系数在 1%的水平上依旧为正，假设 H1 依然成立。

表 5　稳健性检验：排除其他政策干扰

变量	绿色信贷	绿色债券	新《环保法》
	(1)	(2)	(3)
	ESG	*ESG*	(3)*ESG*
trust_post	0.061** (2.347)	0.061** (2.350)	0.058** (2.238)
GCP	−0.071** (−2.170)		
GBP		−0.038 (−1.234)	
NEPL			−0.048 (−1.624)
control	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
Company FE	Yes	Yes	Yes
N	35789	35789	35789
adj. R^2	0.519	0.519	0.519

注：括号内为 t 值；*、**、*** 分别表示回归结果在 10%、5%、1%的统计性水平上显著。

表 6　稳健性检验：替换变量测度及改变模型设定

变量	(1)	(2)
	LESG	*ESG*
trust_post	0.056** (2.121)	0.062*** (2.884)
control	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
Company FE	Yes	Yes
N	25237	35788
adj. R^2	0.698	0.519

注：括号内为 t 值；*、**、*** 分别表示回归结果在 10%、5%、1%的统计性水平上显著。

(五) 内生性检验

1. PSM-DID

考虑到样本选择偏误可能干扰结果的准确性。借鉴韩先锋等[35]的做法，应用 PSM-DID 方法评估社会信用体系改革试点政策对企业 ESG 表现的冲击效应。以 *age*、*size*、*lev*、*growth*、*roa*、*cash*、*mshare*、*eb*、*indir*、*dual*、*bs* 等企业特征变量作为协变量，分别使用最邻近匹配法、核匹配法和半径匹配法后，进一步识别社会信用体系改革试点政策对企业 ESG 表现的影响。图 4 为 PSM 匹配前后的平衡性检验结果，可以看出各特征变量的标准差绝对值在匹配之后均小于 5%，匹配有效。图 5 为匹配前后的倾向得分核密度函数图，匹配之后实验组和控制组的概率密度分布变得更加接近。由 PSM 匹配后的回归结果(表 7)可知，社会信用体系改革试点政策对企业 ESG 表现的促进作用在 5%的水平上依然显著，研究假设进一步得到验证。

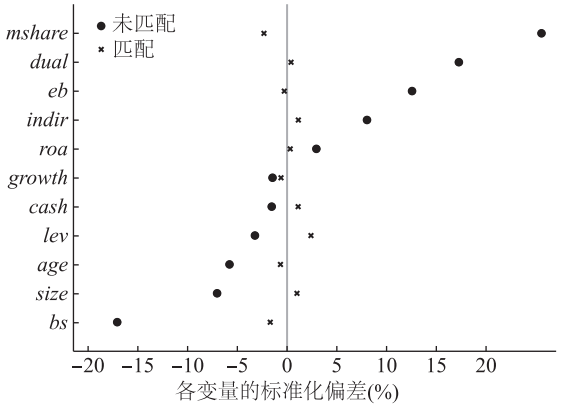


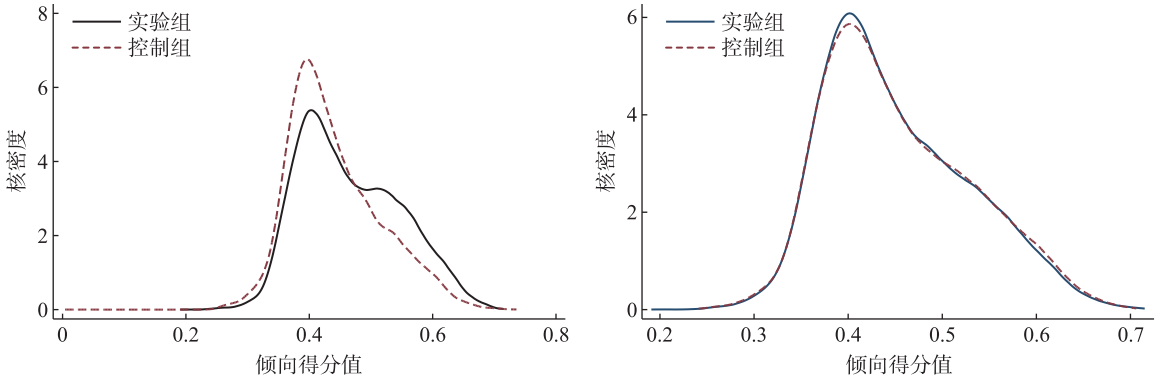
图 4　样本匹配前后的平衡性检验(最近邻匹配)

2. 熵平衡法

研究还采用熵平衡法(EBM)对处理组和实验组重新进行匹配。相比于倾向得分匹配，熵平衡法能够同时控制处理组和实验组样本协变量的多维平衡性，进一步缓解样本个体的特征差异，从而最大程度上实现两组样本的精确匹配。从表 8 可以看出，在进一步缓解个体特征差异后，实证结果表明社会信用体系改革试点政策仍有助于提升企业 ESG 表现。

3. 工具变量法

由于社会信用体系改革试点城市的确立并非完全外生事件，由此产生的内生性问题会对结果产生干扰，研究采用工具变量法来缓解可能存在的内生性问题。由于社会信用体系建设多与当地社会、文化等息息相关，研究参考向宇等[4]的做法，构造以下两个工具变量进行内生性检验。一是城市汉语次方言片数。城



(a) 匹配前倾向得分值分布　　(b) 匹配后倾向得分值分布

图 5　PSM 匹配前后的核密度分布

市汉语次方言片数的多少反映当地非主导地位方言群体融入程度及当地社会包容性,与当地社会信用环境相关(相关性)。同时,城市汉语次方言片数外生于企业 ESG 表现(外生性)。二是各省份地形特征。区域的地形特征会影响降水量、风速等气候变化,影响社会居民从事的生产劳作等活动,进而影响当地社会合作性和信任度(相关性)。同时,各区域地形特征属于自然现象,并不会直接影响企业 ESG 表现(外生性)。由于城市汉语次方言片数和各省份地形特征均为截面数据,参考向宇等[4]研究,将城市汉语次方言片数、各省份地形特征分别与社会信用体系改革试点政策时间虚拟变量的交互项作为工具变量(*dialect*、*land*)。

表 9 的(1)列、(2)列是以城市汉语次方言片数(*dialect*)作为工具变量的两阶段估计结果,(3)列、(4)列是以各省份地形特征(*land*)作为工具变量的两阶段回归结果,(5)列、(6)列是同时加入工具变量汉语言次方言片数(*dialect*)和各省份地形特征(*land*)的回归结果。结果显示,不存在识别不足问题且通过了弱工具变量检验,在同时加入以上两个工具变量时,也不存在

表 7　内生性检验:倾向得分匹配(PSM-DID)

变量	最近邻匹配	半径匹配	核匹配
	(1)	(2)	(3)
	ESG	*ESG*	(3)*ESG*
trust_post	0.084*** (2.788)	0.062** (2.395)	0.062** (2.392)
control	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
Company FE	Yes	Yes	Yes
N	18698	35786	35783
adj. R^2	0.519	0.519	0.519

注:括号内为 *t* 值;*、**、*** 分别表示回归结果在 10%、5%、1%的统计性水平上显著。

表 8　内生性检验:熵平衡法

变量	*ESG*
trust_post	0.075*** (6.994)
control	Yes
Year FE	Yes
Company FE	Yes
N	36190
adj. R^2	0.122

注:括号内为 *t* 值;*、**、*** 分别表示回归结果在 10%、5%、1%的统计性水平上显著。

表 9　内生性检验:工具变量法

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	trust_post	*ESG*	*trust_post*	*ESG*	*trust_post*	*ESG*
dialect	0.447*** (246.572)				0.427*** (187.152)	
trust_post		0.086*** (5.789)		0.099*** (3.969)		0.087*** (5.838)
land			0.546*** (69.489)		0.076*** (25.523)	
control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
识别不足检验(*P*)	0.000	0.000	0.000			
弱工具变量检验(*F*)	>16.38	>16.38	>16.38			
过度识别检验(*P*)	0.000	0.000	0.549			

注:16.38 为 Stock-Yogo 检验 10%水平上的临界值。括号内为 *t* 值;*、**、*** 分别表示回归结果在 10%、5%、1%的统计性水平上显著。

过度识别问题。工具变量检验结果依旧证实了基准回归结果的稳健性，社会信用体系建设有助于提升企业 ESG 表现。

（六）机制路径识别检验

1. 社会资本机制

为检验社会信用体系改革试点政策是否通过社会资本，进而影响企业 ESG 表现。参考万建香和钟以婷[36]的研究，选用反映政企关系的政府补贴收入、反映银企关系的短期借款、反映供应商与企业关系的应付账款、反映客户与企业关系的应收账款净额、反映投资者与企业关系的长期股权投资净额等指标，采用熵权法测算得到综合指标以衡量企业社会资本。构建模型如下：

$$Social_cap_{it} = \alpha_1 + \beta_1 trust_post_{it} + \lambda control_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$ESG_{it} = \alpha_2 + \beta_2 trust_post_{it} + \gamma_1 Social_cap + \lambda control_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中：*Social_cap* 为企业社会资本，值越大代表社会资本越多。

从表 10 可以看出，（1）列 *trust_post* 的系数估计值为 0.001 且显著，表明社会信用体系改革试点政策施行显著增加了试点地区企业社会资本。（2）列社会资本的系数估计值为 0.912，且在 5%的水平上通过了显著性检验，说明社会信用体系改革试点政策通过增加试点地区企业的社会资本，进而改善企业 ESG 表现。假设 H2 得到验证。

2. 代理成本机制

以管理费用率（管理费用占营业收入的比重）作为企业代理成本的代理变量[37]，根据前文分析，社会信用体系改革试点政策补充了正式制度不足，增强了信息透明度，对企业声誉形成有效的约束与激励，从而缓解了管理层与所有者之间的代理问题，降低了企业代理成本。构建模型如下：

$$Agency_cost_{it} = \alpha_3 + \beta_3 trust_post_{it} + \lambda control_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$ESG_{it} = \alpha_4 + \beta_4 trust_post_{it} + \gamma_2 Agency_cost + \lambda control_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中：*Agency_cost* 为企业代理成本，值越大代表代理成本越高。

表 10 的（3）列 *trust_post* 的系数估计值为-0.006 且显著，表明社会信用体系改革试点政策施行显著降低了试点地区企业的代理成本。（4）列为模型（6）的回归结果，代理成本的系数估计值为-0.829，且在 1%的水平上通过了显著性检验，说明社会信用体系改革试点政策通过降低试点地区企业的代理成本，改善企业 ESG 表现。假设 H3 得到验证。

表 10　路径机制识别检验

变量	社会资本		代理成本	
	（1）	（2）	（3）	（4）
	Social_cap	*ESG*	*Agency_cost*	*ESG*
trust_post	0.001**	0.060***	-0.006***	0.059**
	（2.442）	（3.492）	（-3.592）	（2.270）
Social_cap		0.912**		
		（2.421）		
Agency_cost				-0.829***
				（-5.295）
control	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Company FE	Yes	Yes	Yes	Yes
N	28253	28253	35014	35014
adj. R^2	0.891	0.531	0.684	0.519

注：括号内为 *t* 值；*、**、*** 分别表示回归结果在 10%、5%、1%的统计性水平上显著。

（七）机构投资者持股的调节效应检验

为检验机构投资者持股的调节作用，借鉴徐妍和王艳艳[9]的研究，构建以下调节效应模型：

$$ESG_{it} = \sigma_0 + \sigma_1 trust_post_{it} + \sigma_2 inst + \sigma_3 trust_post_{it} \times inst + \lambda control_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$ESG_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 trust_post_{it} + \gamma_2 Dresi + \gamma_3 trust_post_{it} \times Dresi + \lambda control_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$ESG_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 trust_post_{it} + \varphi_2 Dsensi + \varphi_3 trust_post_{it} \times Dsensi + \lambda control_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中：*inst* 为机构投资者持股。

借鉴杨海燕等[32]的研究，采用年末机构投资者持股数量与年末流通股数的比值衡量机构投资者持股占比。借鉴梁上坤[31]的研究，将基金、QFII、社保基金归为压力抵制型机构投资者，其持股比例之和记为 *Dresi*；将保险公司、券商理财产品、信托公司、财务公司归为压力敏感型机构投资者，其持股比例记为 *Dsensi*。

调节效应检验结果见表 11，(1)列为模型(7)的回归结果，“社会信用体系改革试点×机构投资者持股”的回归系数显著为正，表明机构投资者持股能对社会信用体系建设影响企业 ESG 表现产生显著的正向调节作用，假设 H4 得到验证。(2)列、(3)列分别为模型(8)、模型(9)的回归结果，试点政策与压力抵制型机构投资者持股的交互项系数显著为正，但与压力敏感型机构投资者持股的交互项系数不显著，即表示压力抵制型机构投资者持股能正向调节社会信用体系改革试点政策对企业 ESG 表现的促进作用，假设 H4a 得到验证。但压力敏感型机构投资者持股不能对社会信用体系建设影响企业 ESG 表现产生显著的负向调节作用，假设 H4b 不成立。可能的原因是，在国家倡导可持续发展的当下，即使是压力敏感型机构投资者，也比以往更注重企业 ESG 表现。

表 11　调节效应检验：机构投资者持股

变量	机构投资者持股	压力抵制型机构投资者持股	压力敏感型机构投资者持股
	(1)	(2)	(3)
	ESG	*ESG*	(3)*ESG*
trust_post	0.051*** (2.975)	0.049*** (2.929)	0.063*** (3.883)
inst	−0.000*** (−4.671)		
trust_post×inst	0.000* (1.779)		
Dresi		−0.000 (−0.836)	
trust_post×Dresi		0.002** (2.042)	
Dsensi			−0.001 (−1.424)
trust_post×Dsensi			−0.001 (−0.474)
control	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
Company FE	Yes	Yes	Yes
N	35745	35745	35745
adj. R^2	0.520	0.520	0.520

注：括号内为 *t* 值；*、**、*** 分别表示回归结果在 10%、5%、1%的统计性水平上显著。

五、进一步分析

(一)异质性分析

1. 产权属性的差异分析

企业产权属性可能会影响社会信用体系建设对企业 ESG 表现的促进效果。与非国有企业相比，国有企业在资源获取上更具优势，也更有动机和能力去完成政府部署的就业、环保等任务，在政策的解读和执行力上更胜一筹，能够在 ESG 表现上起到示范带头作用，因此社会信用体系改革政策能显著提升国有企业的 ESG 表现。基于模型(1)对国有企业和非国有企业进行分组回归，表 12 的(1)列、(2)列展示了分组回归结果，仅国有企业组别中核心解释变量 *trust_post* 的估计系数显著为正，说明社会信用体系改革试点政策对不同所有制企业 ESG 表现的影响存在差异，该试点政策对国有企业 ESG 表现的促进作用更强。

表 12　异质性分析：产权属性及内部治理水平

变量	国有企业	非国有企业	高内部治理水平	低内部治理水平
	(1)	(2)	(3)	(4)
	ESG	*ESG*	(3)*ESG*	*ESG*
trust_post	0.110*** (2.758)	0.050 (1.426)	0.041 (1.099)	0.080** (2.267)
control	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Company FE	Yes	Yes	Yes	Yes
N	12401	21561	17448	17622
adj. R^2	0.569	0.513	0.542	0.532

注：括号内为 *t* 值；*、**、*** 分别表示回归结果在 10%、5%、1%的统计性水平上显著。

2. 内部治理水平的差异分析

信任具有公司治理作用[38]。在内部治理水平较高企业中，社会信用体系改革试点政策对企业 ESG 表现的促进作用可能相对有限，但对内部治理相对不完善、水平低企业，社会信用体系改革试点政策能更大程度地发挥其治理作用，促进企业 ESG 表现提升。为了考

察在不同内部治理水平下，社会信用体系改革试点政策对企业 ESG 表现的影响是否存在差异性，研究以公司当年独立董事占比衡量企业的内部治理水平[3]，将全样本分为高内部治理水平和低内部治理水平两组后回归，见表 12 的(3)列、(4)列。仅低内部治理水平企业组别中核心解释变量 *trust_post* 的回归系数显著为正，说明社会信用体系改革试点政策对企业 ESG 表现的影响在不同内部治理水平企业之间存在差异，该试点政策对低内部治理水平企业 ESG 表现的促进作用更强。

3. 产业划分的差异分析

不同产业的企业核心业务不同，践行 ESG 所面临的重点和难点也不同。相比于第一产业和第三产业，第二产业主要从事生产制造、采矿、建筑等，能源消耗、污染程度相对较大，面临更大的环保压力。在生态信用规制下，迫使第二产业更注重践行 ESG 职责，提升企业 ESG 表现。表 13 的(1)列~(3)列展示了按照产业划分后，社会信用体系改革试点政策对各类产业所属企业 ESG 表现的影响结果。由表 13 可知，只有第二产业 *trust_post* 的系数估计值显著为正，说明社会信用体系改革试点政策对三次产业中的企业 ESG 表现影响存在差异，该试点政策对第二产业企业 ESG 表现的促进作用更强。

4. 营商环境的差异分析

良好营商环境往往表现为更高的法制水平、更强的行政效率、更好的市场透明度。营商环境水平高低可能会影响社会信用体系建设对企业 ESG 表现的促进效果。相比于较差的营商环境，良好营商环境能够有效强化政策执行力及优化要素配置效率，能够增强企业响应政策的能力，为社会信用体系改革试点政策的传导提供“制度润滑剂”，增强试点政策对企业 ESG 表现的促进作用。为考察社会信用体系改革试点政策对企业 ESG 表现的影响在不同外部营商环境下是否存在差异，借鉴刘翠花[39]的研究，以各省份市场化指数为营商环境的代理变量，并将全样本分为营商环境较好和营商环境较差两组后分别进行回归。由表 13(4)列、(5)列可知，在营商环境较差情况下，*trust_post* 的系数并不显著，但在营商环境较好情况下，*trust_post* 的系数在 10%水平下显著为正。这说明，在不同的营商环境水平下，社会信用体系改革试点政策对企业 ESG 表现的影响存在差异，对营商环境较好地区企业 ESG 表现的促进作用更强。

表 13　异质性分析：产业划分和营商环境

变量	第一产业	第二产业	第三产业	营商环境较好	营商环境较差
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ESG	*ESG*	*ESG*	*ESG*	*ESG*
trust_post	0.174 (0.623)	0.052* (1.664)	0.069 (1.468)	0.072* (1.869)	0.062 (1.472)
control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Company FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	447	26354	8924	16338	16630
adj. R^2	0.539	0.509	0.565	0.531	0.575

注：括号内为 *t* 值；*、**、*** 分别表示回归结果在 10%、5%、1%的统计性水平上显著。

(二)社会信用体系改革试点政策与 ESG 不确定性

现有研究指出 ESG 表现能够进一步向利益相关者传达企业财务实力、生产经营状况及企业可持续发展能力等信息，有效降低企业融资成本，缓解企业融资约束[40]，以及提升企业价值[41]。然而，当前 ESG 评级机构众多，ESG 评级存在较大分歧，ESG 评级不确定性弱化了 ESG 披露信息及评级可靠性，给 ESG 发展带来了巨大挑战。如何缓解 ESG 评级分歧，是推进企业 ESG 健康发展的重要课题。社会信用体系改革试点政策在创建良好社会信用环境，促进经济社会和谐发展，提升试点地区企业 ESG 表现同时，能否有效缓解 ESG 不确定性？

基于此，参考 Avramov 等[42]的做法，选取华证、彭博、商道融绿、万得、罗素、盟浪六家评级机构提供的 ESG 评级，根据评分机构提供的企业 ESG 原始评分量对企业 ESG 评分进行排序，然后对于每家企业，计算出企业在所有企业评分中的归一化百分位排名(0-1)。通过计算不同评级机构评分百分位排名的均值得到上市企业 ESG 表现平均水平(*ESG_mean*)，通过计算不同评级机构评分百分位排名的标准差得到上市企业 ESG

不确定性(*ESG_uncertainty*)。*ESG_mean* 越大,表示整体上企业 ESG 表现越好。*ESG_uncertainty* 越大,表示 ESG 不确定性越大。表 14 展示了社会信用体系改革试点政策对企业 ESG 整体表现及不确定性影响的实证结果,(1)列表明社会信用体系建设的确有助于提升企业 ESG 表现,进一步验证了假设 H1。(2)列 *trust_post* 的系数为负且显著,表明社会信用体系建设能够有效缓解 ESG 不确定性,减少 ESG 评级分歧,提升 ESG 信息的可靠性。

表 14　社会信用体系建设与 ESG 不确定性

变量	(1)	(2)
	ESG_mean	*ESG_uncertainty*
trust_post	0.012**	-0.008*
	(2.445)	(-1.856)
control	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
Company FE	Yes	Yes
N	23454	23454
adj. R^2	0.620	0.260

注:括号内为 *t* 值;*、**、*** 分别表示回归结果在 10%、5%、1%的统计性水平上显著。

(三)经济后果分析

前文已证实,社会信用体系建设能够通过提升社会资本、降低代理成本提升试点地区企业 ESG 表现。那么一个重要的问题是社会信用体系建设提升企业 ESG 表现能给企业带来哪些效益?“信用”是市场经济平稳运行的基础,社会信用体系建设旨在营造良好的营商环境,促进社会经济高质量发展。融资约束是企业生产经营中面临的重要问题之一。社会信用体系建设在促进企业 ESG 表现提升的同时能否有效缓解企业融资约束?能否赋能企业高质量发展?为此,参考潘玉坤和郭萌萌[43]的研究,用 SA 指数来衡量企业融资约束(*FC*)④,并根据陈艳利和钱怀安[44]的思路,以企业劳动和资本为投入变量,以企业营业收入为产出变量,测算得出企业全要素生产率作为企业高质量发展(*TFP*)的代理变量,构建如下模型进行实证检验:

表 15　经济后果研究

变量	(1)	(2)	(3)
	FC	*TFP_OP*	*TFP_LP*
trust_post×*ESG*	-0.015***	0.006***	0.006***
	(-7.865)	(2.755)	(2.712)
control	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
Company FE	Yes	Yes	Yes
N	35789	34402	34402
adj. R^2	0.955	0.834	0.878

注:括号内为 *t* 值;*、**、*** 分别表示回归结果在 10%、5%、1%的统计性水平上显著。

$$FC_{it} = \alpha_0 + \beta_0 trust_post_{it} \times ESG_{it} + \lambda control_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \beta_0 trust_post_{it} \times ESG_{it} + \lambda control_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

表 15 的(1)列结果显示企业融资约束有所缓解,(2)列、(3)列显示企业全要素生产率显著提高、有效提升企业高质量发展。这表明社会信用体系建设试点政策促使企业 ESG 表现提升效应综合发力,能有效缓解企业融资约束,赋能企业高质量发展。

六、结论与政策启示

从可持续发展视角,基于国家发展改革委联合中国人民银行 2015 年和 2016 年的 2 批社会信用体系改革试点,以 2009—2023 年 A 股上市企业为样本,利用多时点双差分法研究了社会信用体系改革试点政策对企业 ESG 表现的影响、机制、调节效应及异质性等问题。主要结论如下:

第一,社会信用体系改革试点政策显著提升了试点地区企业 ESG 表现,一系列检验证实了这一结论。

第二,社会信用体系建设能够通过提升试点地区企业的社会资本及降低试点地区企业的代理成本,进而改善企业 ESG 表现。

第三,机构投资者持股正向调节社会信用体系建设与企业 ESG 表现之间的关系。其中,压力抵制型机构投资者持股对社会信用体系建设促进企业 ESG 表现具有显著的正向调节效应,但压力敏感型机构投资者持股对社会信用体系建设影响企业 ESG 表现的调节作用不显著。

第四,社会信用体系改革试点政策对企业 ESG 表现的促进作用存在异质性,社会信用体系建设对国有企业、低内部治理水平企业、第二产业和营商环境较好地区企业 ESG 表现的改善效应更强。

④ SA 指数为负且绝对值越大表示企业的融资约束程度越高。研究对 SA 指数取绝对值用以衡量企业融资约束程度,值越大表示企业所面临的融资约束程度越高。

第五，社会信用体系改革试点政策能有效缓解试点地区企业 ESG 不确定性，提高企业 ESG 信息的可靠性。社会信用体系建设提升企业 ESG 表现的促进效应能有效缓解企业融资约束、赋能企业高质量发展。

基于上述结论，提出以下政策建议：

第一，从国家制度建设角度，要全面加强社会信用体系建设，充分发挥社会信用体系建设在促进微观企业可持续发展的积极作用。一方面，政府部门应长效开展社会信用体系创建工作，扩大社会信用体系改革试点范围。进一步完善信用记录工作并强化信用约束，增强社会信用体系的执行力度，更好地激发社会信用体系的守信激励和失信惩戒效应，帮助企业树立长期可持续发展理念。另一方面，培养更好的社会信用土壤，完善相关的激励和奖惩机制，对切实承担环境、社会责任的守信企业提供更优惠、更便捷的信贷激励政策，并在评先创优、纳税补助等方面予以优先支持，而对于失信企业则以更严格的市场准入、资质认证等限制，增加其失信成本。合理利用社会信用政策推动企业社会资本积累及改善企业内部代理问题的政策效果，提高企业 ESG 表现。

第二，从企业资本积累和内部治理角度，要重视社会信用体制机制建设对企业和管理层的重要影响，通过提升企业社会资本和降低企业代理成本来提升企业 ESG 表现。一方面，企业应牢牢抓住当下深化社会信用体系建设的重大机遇，熟悉当地的守信激励政策和失信惩戒制度，注重企业自身的信用管理水平，在日常生产经营活动中恪守契约精神，通过信用自律获得更多的守信利好，避免失信行为对企业造成的不利影响，并最终推动企业持续增长；另一方面，良好的信用记录可以提高个人的信用评价，并带来诸多的经济机会。管理者应努力提高自身修养、恪守信用，减少企业内部代理冲突，以长远眼光求发展，秉持企业可持续发展理念，在注重经济效益的同时更要注重企业行为所产生的环境效益和社会效益，努力将社会、环境效益转化为企业可持续发展的经济效益。

第三，从市场外部监管角度，要建立健全企业 ESG 信息标准化披露体系，加强外部机构投资者对公司的监管。一方面，针对目前 ESG 信息存在选择性披露且披露质量参差不齐的问题，监管部门要制定并出台可统一量化的 ESG 信息披露指标体系，强化企业 ESG 责任报告编制的规范性，以提高企业 ESG 信息披露质量；另一方面，推动 ESG 评级机构建设，改善资本市场投资环境，提高企业信息的透明度，鼓励机构投资者积极发挥自身监督作用，从而促进被投资企业持续健康发展。

参考文献

[1] 洪涛，王阳阳，姚树洁. 低碳城市试点政策与企业 ESG 表现——基于企业投资偏好的视角[J]. 产业经济评论，2024(3)：75-94.

[2] 毕达天，黄伟鑫，王璐，等. 城市数字经济发展如何影响企业 ESG 表现？——绿色高质量发展的城企协同路径[J]. 科学学研究，2024，42(3)：594-604.

[3] 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.

[4] 向宇，代沁雯，马俊峰. 社会信用对企业金融化的影响及其机制研究——基于城市失信被执行人数据的分析[J]. 当代财经，2021(12)：126-136.

[5] LI X，WANG S S，WANG X. Trust and stock price crash risk：Evidence from China[J]. Journal of Banking & Finance，2017，76：74-91.

[6] 范润，翟淑萍，甦叶. 社会信用环境与企业违约风险——基于社会信用体系示范城市建设的准自然实验[J]. 经济经纬，2024，41(1)：120-133.

[7] CUI X，XU N，YAN X，et al. How does social credit system constructions affect corporate carbon emissions? Empirical evidence from Chinese listed companies[J]. Economics Letters，2023，231：111309.

[8] BALDINI M，MASO L D，LIBERATORE G，et al. Role of country-and firm-level determinants in environmental，social，and governance disclosure[J]. Journal of Business Ethics，2018，150：79-98.

[9] 徐妍，王艳艳. 绿色信贷政策提升了企业 ESG 表现吗？——来自 A 股上市公司的经验证据[J]. 产业经济研究，2024(2)：59-72.

[10] 陈琪，李梦函. 垂直型环境监管与企业 ESG 表现——基于中央环保督察的准自然实验[J]. 公共管理与政策评论，2023，12(6)：45-62.

[11] 李博文，韩凤芹. 发行绿色债券与企业 ESG 表现：来自中国的机制与实证发现[J]. 科学决策，2024(6)：105-127.

[12] 徐浩庆，林浩锋，邢洁. 环境规制与重污染企业的 ESG 表现[J]. 广东财经大学学报，2024，39(1)：85-99.

[13] 雷雷，张大永，姬强. 共同机构持股与企业 ESG 表现[J]. 经济研究，2023，58(4)：133-151.

[14] KIZYS R，MAMATZAKIS E C，TZOUVANAS P. Does genetic diversity on corporate boards lead to improved environmental performance?[J]. Journal of International Financial Markets，Institutions and Money，2023，84：101756.

[15] 吕英，方文艳. 党员 CEO 促进了 ESG 责任履行吗？——内部治理和外部治理的协同作用[J]. 技术经济，2024，43(6)：125-140.

[16] 张永冀，翟建桥，朱雅轩，等. 数字化转型如何影响企业 ESG 表现[J]. 中国地质大学学报(社会科学版)，2023，23(6)：126-141.
[17] 侯建春，王立勇，陶蕾，等. 贸易开放与社会信任——来自全球世界价值观调查数据的经验证据[J]. 城市问题，2021(9)：75-83.
[18] 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.
[19] KANAGARETNAM K，KHOKHAR A R，MAWANI A. Linking societal trust and CEO compensation[J]. Journal of Business Ethics，2018，151：295-317.
[20] CHEN X，WAN P. Social trust and corporate social responsibility：Evidence from China[J]. Corporate Social Responsibility and Environmental Management，2020，27(2)：485-500.
[21] LIN N. Building a network theory of social capital[J]. Connections，1999，22(1)：28-51.
[22] 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，2023，45(3)：101-117.
[23] 孙群力，王一竹，周镖. 中国区域税收营商环境评估与时空演化分析——基于涉税生态系统的视角[J]. 财政研究，2023(2)：82-98.
[24] 崔智斌. 社会信用、金融资源配置与中小企业破产风险[J]. 统计与决策，2024，40(7)：156-160.
[25] AHN S Y，PARK D J. Corporate social responsibility and corporate longevity：The mediating role of social capital and moral legitimacy in Korea[J]. Journal of Business Ethics，2018，150：117-134.
[26] JHA A，COX J. Corporate social responsibility and social capital[J]. Journal of Banking & Finance，2015，60：252-270.
[27] QIN W，LIANG Q，JIAO Y，et al. Social trust and dividend payouts：Evidence from China[J]. Pacific-Basin Finance Journal，2022，72：101726.
[28] ROSSI F，HARJOTO M A. Corporate non-financial disclosure，firm value，risk，and agency costs：Evidence from italian listed companies[J]. Review of Managerial Science，2020，14(5)：1149-1181.
[29] 罗炜，朱春艳. 代理成本与公司自愿性披露[J]. 经济研究，2010，45(10)：143-155.
[30] KIM I，WAN H，WANG B，et al. Institutional investors and corporate environmental，social，and governance policies：Evidence from toxics release data[J]. Management Science，2019，65(10)：4901-4926.
[31] 梁上坤. 机构投资者持股会影响公司费用粘性吗?[J]. 管理世界，2018，34(12)：133-148.
[32] 杨海燕，韦德洪，孙健. 机构投资者持股能提高上市公司会计信息质量吗？——兼论不同类型机构投资者的差异[J]. 会计研究，2012(9)：16-23，96.
[33] 王锋，葛星. 低碳转型冲击就业吗——来自低碳城市试点的经验证据[J]. 中国工业经济，2022(5)：81-99.
[34] 徐妍，宋怡瑾，邵帅. 低碳转型政策对上市公司环境-社会责任-公司治理的影响及作用机制[J]. 中国人口·资源与环境，2024，34(4)：60-75.
[35] 韩先锋，郑酌基，肖远飞. 创新驱动政策“双试点”协同赋能与碳排放“量降质升”——来自国家自主创新示范区与创新型城市的证据[J]. 中国人口·资源与环境，2023，33(10)：112-123.
[36] 万建香，钟以婷. 社会资本对企业绩效的影响——基于中国经济转型阶段的研究[J]. 管理评论，2018，30(1)：60-66.
[37] 刘芳，文雯. 股指成份股调整与企业社会责任——基于沪深 300 指数成份股调整的准自然实验[J]. 会计研究，2023(7)：87-102.
[38] KONG D，ZHAO Y，LIU S. Trust and innovation：Evidence from CEOs' early-life experience[J]. Journal of Corporate Finance，2021，69：101984.
[39] 刘翠花. 数字经济对产业结构升级和创业增长的影响[J]. 中国人口科学，2022(2)：112-125，128.
[40] 邱牧远，殷红. 生态文明建设背景下企业 ESG 表现与融资成本[J]. 数量经济技术经济研究，2019，36(3)：108-123.
[41] ABOUD A，DIAB A. The impact of social，environmental and corporate governance disclosures on firm value：Evidence from Egypt[J]. Journal of Accounting in Emerging Economies，2018，8(4)：442-458.
[42] AVRAMOV D，CHENG S，LIOUI A，et al. Sustainable investing with ESG rating uncertainty[J]. Journal of Financial Economics，2022，145(2)：642-664.
[43] 潘玉坤，郭萌萌. 空气污染压力下的企业 ESG 表现[J]. 数量经济技术经济研究，2023，40(7)：112-132.
[44] 陈艳利，钱怀安. 国有资本授权经营能否助力国有企业高质量发展——来自 A 股国有上市公司的证据[J]. 中国地质大学学报(社会科学版)，2023，23(2)：103-119.

Social Credit and Corporate ESG Performance：Quasi-natural Experiment Based on the Pilot Reform of Social Credit System

Dong Mingfang，Zhao Lüqiao，Liu Tianli

（School of Management，Xi'an University of Architecture and Technology，Xi'an 710055，China）

Abstract：To explore whether pilot policies for social credit system reform can improve corporate ESG performance while achieving the goal of creating a favorable business environment. The study takes the implementation of pilot policies for social credit system reform as a "quasi natural experiment"，based on strategic social responsibility theory，social capital theory，and agency theory，using A-share listed companies from 2009 to 2023 as samples，to explore and verify the impact and internal mechanism of social credit system construction on corporate ESG performance. Research has found that the construction of a social credit system can improve the ESG performance of enterprises in pilot areas；Mechanism analysis shows that the construction of a social credit system can improve corporate ESG performance by increasing social capital and reducing agency costs；Institutional investors' shareholding has a positive moderating effect on the relationship between social credit system construction and corporate ESG performance，and the moderating effect of institutional investors' shareholding shows significant heterogeneity. Pressure resistant institutional investors' shareholding positively moderates the impact of social credit system construction on corporate ESG performance，but the moderating effect of pressure-sensitive institutional investors' shareholding is not significant. Further analysis shows that the effects of the pilot program are stronger in enterprises with state-owned property rights，lower internal governance levels，secondary industries，and better business environment in their respective regions. In addition，the construction of a social credit system can help alleviate ESG uncertainty and improve the quality of corporate ESG information. The pilot reform of the social credit system has brought about an improvement in the ESG performance of enterprises，which can also alleviate financing constraints and promote high-quality development of enterprises. The study provides micro evidence for promoting corporate ESG performance in the construction of a social credit system，which helps to further deepen the construction of the social credit system and achieve coordinated development of the economy，society，and environment.

Keywords：construction of social credit system；corporate ESG performance；social capital；agency costs；institutional investors holding shares