

DOI: 10.16538/j.cnki.fem.20220905.203

## 社会信用体系建设能否抑制企业环保失信?

左静静<sup>1</sup>, 邱保印<sup>2</sup>, 蒋挺<sup>3</sup>

(1. 对外经济贸易大学国际商学院, 北京 100029; 2. 杭州电子科技大学会计学院, 浙江 杭州 310018;  
3. 浙江农林大学人文社科处, 浙江 杭州 311300)

**摘要:** 本文利用国家发展和改革委员会、中国人民银行等国务院组成部门推动的社会信用体系改革试点为准自然实验, 以2012—2019年中国沪深A股重污染上市企业为研究样本, 检验社会信用体系建设是否降低了企业环保失信行为。研究发现: 与社会信用体系改革试点设立前相比, 设立试点地区比未设立试点地区的企业环境违规频率平均减少了13.49%, 即社会信用体系改革试点显著抑制了企业的环保失信行为。这一结论在考虑交叠DID的偏误、安慰剂检验、改变变量的衡量方式、考虑是否通过验收成为社会信用体系建设示范城市、地区层面的遗漏变量以及其他替代性解释后依然成立。异质性分析发现, 政府信任、媒体报道和居民的环保意识加强了社会信用体系建设对企业环境违规的抑制作用, 这意味着政府、媒体及社会大众在社会信用体系建设中发挥着关键作用。进一步研究表明, 社会信用体系建设对企业环境违规的抑制作用在普遍信任较低和方言多样性较高的地区更显著, 这表明制度化社会信任建设弥补了关系型社会信任的不足, 为当前社会信任重构提供了新的证据。

**关键词:** 社会信任; 环境违规; 政府信任; 媒体报道; 环保意识

**中图分类号:** F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2023)03-0101-17

### 一、引言

企业环境违规是指企业环境活动未能遵守政府相关部门制定的环境法律法规, 从而无法履行与环境可持续性发展相关的法律责任(Melnyk等, 2003)。与成熟市场自下而上的“自然演进”的发展模式不同, 中国资本市场是在正式制度不完善的情况下逐步探索和发展起来的(Xin和Pearce, 1996), 这种制度空隙的存在, 使得利润操纵、欺诈上市、侵占公司资产、串通投标、制假售假等违规行为具有可乘之机。随着经济不断发展和环境问题的日益凸显, 企业在环境方面的机会主义成为常见的违规事件。未批先建、批建不符、超标或超量排污、偷排、漏排、篡改伪造监测数据等违法违规现象屡见不鲜。根据公众环境研究中心(IPE)对重污染企业环境违

收稿日期: 2022-04-26

基金项目: 国家社科基金后期资助项目(20FGLB062)

作者简介: 左静静(1993—), 女, 对外经济贸易大学国际商学院博士研究生;

邱保印(1982—), 男, 杭州电子科技大学会计学院副教授;

蒋挺(1982—), 男, 浙江农林大学人文社科处助理研究员(通讯作者, lxyjt@zafu.edu.cn)。

规的披露,2012至2019年的环境违规事件次数依次为37、49、86、86、182、140、115、95。环境违规事件不断攀升,造成的严重社会问题倒逼我们反思环境违规的动因。

近年来,政府部门陆续出台多项环境政策对环境污染进行规制和约束,虽然企业环境违规行为得到了初步控制,但依然存在不少环境违法事件(张雁林等,2015)。当环境规制等正式制度发挥的作用有限时,非正式制度产生的内在约束能否产生有效作用是本文要回答的关键问题。社会信任作为非正式制度与文化规范的落脚点,不仅是一个地区软实力形成的内生性资源,也是促进经济健康发展的重要因素(张维迎和柯荣住,2002)。社会信任促进了地区良好社会规范和道德约束的形成,并鼓励共享的价值观和遵守公众默认的行为,从而建立区域内对诚实行为的预期。社会信任所隐含的规范和道德约束构成了社会成员互动的准绳,使得企业能够减少参与不道德的行为,如坏消息隐藏(Cao等,2016)、公司违规(Dong等,2018)、避税(Kanagaretnam等,2018)、融资违规(Qiu等,2021)等。就环境违规而言,企业环境违规是管理者通过故意或轻率行为破坏环境法规的约定,对股东等利益相关者的失信行为。而受社会信任约束的企业可能会通过对利益相关者做出更多的道德承诺和行为约束,从而减少环境违规。

Jensen和Meckling(1976)认为,由于信息不对称和道德风险,代理人可能做出背离委托人最大化利益的自利行为。在环境问题上,高管也可能会将自身利益置于股东等利益相关者之上,导致代理问题产生。管理者的目标是短期利润最大化,而环境治理具有投入大、周期长、风险高等特点,易使企业短期收益受到影响。此时,管理者可能逃避环境监管,通过违法违规手段来减少企业的治污成本,从而提高短期经济效益。因此,抑制企业环境治理中的机会主义至关重要。研究发现,社会信任所形成的约束机制可以缓解企业管理者和股东等利益相关者之间的代理冲突(Qiu等,2021)。根据《国务院关于印发社会信用体系建设规划纲要(2014—2020年)的通知》有关部署,国家发展和改革委员会和人民银行在2015年和2016年分两批组织了43个城市(城区)创建社会信用体系建设示范城市(城区)来鼓励地方完善社会信用体系建设<sup>①</sup>。社会信用体系建设以失信惩戒和守信激励作为信用监管框架,奖惩机制的建设将为企业环境决策提供可靠的成本收益分析框架,这将直接对企业的环境违规产生威慑作用。同时,社会信用体系建设会在当地形成对诚实守信的教化作用,鼓励道德行为,可能会减少环境违规这一违背道德标准的企业实践。因此,本文推测,社会信用体系建设能够在一定程度上制约企业环保失信行为。

为验证上述猜想,本文利用国家发展和改革委员会、中国人民银行等国务院组成部门推动的社会信用体系改革试点为准自然实验,来研究社会信用体系建设对企业环境违规的影响。研究发现,社会信用体系减少了企业的环境违规频率。异质性分析发现,政府信任、媒体报道及当地居民的环保意识强化了社会信用体系建设对企业环境违规的抑制作用。进一步研究表明,社会信用体系建设对企业环境违规的抑制作用在普遍信任缺乏、方言多样性高的地区更显著,表明制度化社会信任弥补了关系型社会信任的不足。

本文的边际贡献在于:首先,现有探讨环境治理的文献主要集中在环境规制(吴建南等,2018;范子英和赵仁杰,2019;Zhang等,2019)以及资本市场参与者(黎文靖和路晓燕,2015;程博,2019;姜广省等,2021)等角度来探讨其对企业环境治理的约束作用。仅有少量研究关注宗教信仰(Du等,2014;毕茜等,2015)、家乡认同(胡珺等,2017)以及国家文化(Wang等,2021)等

<sup>①</sup>2015年8月国家发展和改革委员会及中国人民银行联合发文,将沈阳、青岛、南京、无锡、宿迁、杭州、温州、义乌、合肥、芜湖、成都这11个城市列入首批全国创建社会信用体系建设示范城市。2016年4月6日,又批复了包括北京市海淀区,内蒙古自治区呼和浩特市、乌海市,辽宁省大连市、鞍山市、辽阳市,黑龙江省绥芬河市,上海市浦东新区、嘉定区,江苏省苏州市,浙江省台州市,安徽省安庆市、淮北市,福建省福州市、厦门市、莆田市,山东省潍坊市、威海市、德州市、荣成市,河南省郑州市、南阳市,湖北省武汉市、咸宁市、宜昌市、黄石市,广东省广州市、深圳市、珠海市、汕头市、惠州市,四川省泸州市这32个城市(城区)作为全国第二批社会信用体系建设示范城市。

非正式制度规范对企业环境信息披露、环境投资及碳排放的影响。而本文发现,社会信任作为一种非正式制度,能够减少企业在环境方面的不道德行为,从文化视角丰富和拓展了环境治理影响因素的系列文献。其次,以往文献主要关注社会信任的横截面变量研究,仅曹雨阳等(2022)研究了社会信用体系改革试点对企业社会责任的影响。本文将社会信用体系改革试点作为一个社会信任冲击事件,确立其与企业环境违规之间的因果关系,能够有效解决内生性问题,进而补充社会信任经济后果的文献。最后,与传统中国社会背景下以关系作为约束机制的“小范围”信任不同,社会信用体系建设旨在利用大数据与信息挖掘技术,将经济主体的信用记录在全社会范围内进行信息联动,进而实现诚实守信价值观的广泛共享(王秀哲,2021),是一种制度化社会信任建设。而本文发现,制度化社会信任可以弥补关系型社会信任的不足,这对理解社会信用体系建设的效果及当下社会信任重构具有新的启示。

## 二、制度背景、文献回顾与研究假说

### (一)制度背景

《社会信用体系建设规划纲要(2014—2020年)》指出,要加强环境保护和能源节约领域信用建设。要求建立企业对所排放污染物开展自行监测并公布污染物排放情况以及突发环境事件发生和处理情况制度;建立企业环境行为信用评价制度,根据企业的信用等级予以相应的鼓励、警示或惩戒;完善企业环境行为信用信息共享机制,加强与银行、证券、保险、商务等部门的联动等。

在总规划框架的指引下,2015年和2016年,国家发展和改革委员会及中国人民银行联合发文,分别设立了全国第一批和第二批社会信用体系建设试点城市。在后续对试点城市的评估过程中,《社会信用体系建设示范城市评审指标(2017年版)》与《社会信任体系建设示范城市评估指标细则(2019年版)》确定了评估指标细则,在环境保护和能源节约领域的评分标准包括建立信用记录、在信用门户网站公示、认定红黑名单并归集至信用信息共享平台、建立并实施信用分级分类监管制度。根据这一验收标准,试点城市联合环保局(生态环境局)在信用办网站上公布了当地企业在环保方面的失信行为,并且根据环保失信程度赋予企业不同的信用等级评价,最后实现信用信息的跨域联动。例如,广州市信用办联合生态环境局在其网站上公布了企业在环境方面的具体行政处罚信息。重庆市生态局2017年将60家“环保诚信企业”纳入环保领域信用“红名单”,将4家“环保不良企业”纳入环保领域信用“黑名单”等。在形成环境信用信息评价的基础上,各个试点城市根据本地实际情况,推行环保信用分级分类监管,让环境管理规范、环保贡献突出和信用良好的企业享受信用红利,而让环保失信企业不仅面临直接的治理成本与持续的环境监管抽查,其环保失信记录和环保信用评价结果还将作为重要的企业信用信息共享至信用信息平台,作为部门信用联合惩戒的依据。

### (二)文献回顾

#### 1. 社会信任的经济后果研究

目前,社会信任的经济后果研究已取得较大进展。从宏观层面来看,社会信任能够显著提高经济运行效率(张维迎和柯荣住,2002;吕朝凤等,2019;计小青等,2020)。从微观角度来看,一方面,地区社会信任降低了经济主体的交易成本,进而影响企业的投融资决策(Wu等,2014;Ang等,2015;曹春方等,2019;杨国超和盘宇章,2019)和供应链决策等(程博等,2021)。另一方面,企业管理者也会将地区社会信任倡导的道德观念内化在其行为决策上,这有利于降低企业内部代理问题。研究发现,社会信任能够降低在职消费(Dong等,2021)、减少坏消息隐藏(Cao等,2016;Qiu等,2020)以及抑制企业盈余管理(Chen等,2021)。因此,位于社会信任较高

地区的企业不需要设计相应的治理机制来约束管理者的机会主义行为(Kanagaretnam等, 2018b; 邱保印和程博, 2021; Liu等, 2022)。此外, 基于社会信任的道德内涵, 一些研究发现社会信任在减少企业违规方面发挥中重要作用(Dong等, 2018; Kanagaretnam等, 2018; Qiu等, 2021)等。

## 2. 企业环境违规的经济后果及影响因素研究

近年来, 由于新兴市场更加重视经济发展, 环境法规执法松懈、监管机制不完善、机会成本和处罚较低, 使得环境违规更加频繁。大量研究关注了企业环境违规的经济后果, 发现环境违规不仅会面临直接的违规处罚, 还会导致违规企业在股票市场和债券市场面临额外的成本(Dasgupta等, 2001; Dasgupta, 2006; Lo等, 2018; Wang等, 2019; 刘莉亚等, 2022; Ma等, 2022)。进一步地, 环境违规惩罚也会在同行业以及供应链中产生负面溢出效应(Zou等, 2015; Bouzzine和Lueg, 2020; Xiong等, 2021)。然而, 仅有少量研究关注了诱发企业环境违规的因素。从宏观制度环境来看, 发展中国家环境法规执行不到位、环境法律体系不健全(Zeng等, 2010), 环境处罚成本小于环境违规带来的收益(Atkinson, 2020)等被认为是引起企业环境违规的重要因素。从微观层面来看, 企业基本特征和董事会治理(McKendall等, 1999; Kassinis和Vafeas, 2002)、女性董事(Liu, 2018)、首席执行官背景(罗喜英和刘伟, 2019; Abebe和Acharya, 2022)、会计信息质量(Chircop等, 2022)等均会影响企业环境违规行为。

## 3. 文献述评

环境治理是事关社会福利的社会性问题, 社会规范理应在塑造经济主体对环境问题的认知上发挥重要作用。遗憾的是, 鲜有研究从社会信任的角度揭示其对企业环境治理的作用。同时, 以往文献关注到了环境法规以及执法力度等正式制度因素对中国企业环境违规行为的影响, 但对正式制度的解释力度有限。当潜在的政策、标准和规范发挥的作用有限时, 非正式制度更可能发挥作用。因此, 亟待从非正式角度来研究企业环境违规的前因。

### (三) 研究假说

社会信任作为地区文化的关键维度之一, 是一方认为另一方会执行某种特定行为的主观概率(Gambetta, 1988)。一个具有高度社会信任的地区通常有许多社会规范和道德约束, 当地经济主体将会遵守而不是违反这些社会规范(Akerlof, 1980)。环境问题具有道德和亲社会的性质(Bansal和Song, 2017)。而以往文献关注到了生产过程中为了促进工业化、区域发展和经济增长等牺牲环境的不道德行为(Bakhsh等, 2017; Lazăr等, 2019)。许多企业利用转型经济体中的环境政策漏洞, 在经济利益的驱动下进行一些环境违法违规操作。这些企业未能履行改善自然环境和福利的义务, 是对股东等利益相关者的失信行为。

根据委托代理理论, 代理人可能会进行背离委托人最大化利益的自利行为(Jensen和Meckling, 1976)。由于代理人的目标是短期利润最大化, 而企业的环境治理具有投入大、周期长、风险高的特点, 难以在短期内产生经济回报, 这与代理人的目标相背离。因此, 在环境治理方面, 代理人往往表现出机会主义, 通过偷排、漏排、不正常运行治污设施、不按规定自行监测、伪造监测数据等方式来减少企业的治污成本, 从而提高短期经济效益。而现有研究表明, 社会信任所形成的约束机制可以缓解企业管理者与股东等利益相关者之间的代理冲突(Qiu等, 2021), 可能对企业在环境治理中的机会主义行为发挥作用。

当前, 中国政府正积极引导社会信用体系建设, 社会信用体系建设旨在采用大数据及信息挖掘技术来建立经济主体的社会信用评价制度, 并通过守信激励和失信惩戒来促进诚实守信的道德规范形成, 是制度化社会信任的建立。社会信用体系建设在环境保护和能源节约领域对企业环境信用的监管记录与信息共享提出了要求, 为环境诚信的奖惩机制发挥提供了信息基

础。一方面,在社会信用体系建设后,存在环境保护良好信用信息的企业会被纳入环境保护诚信红名单,有利于企业获得降低税收、快速审批、政府优惠政策、市场准入等好处。同时,由于企业的环境信用信息被更多的金融部门、政府部门以及供应商和客户所共享,这会对企业的其他经营活动产生溢出效应,例如获得更多银行贷款、获得环保补助,建立更加密切的供应链关系等。因此,遵守环境法规将变得“有利可图”。另一方面,在社会信用体系建设后,企业的环境违规成本将变得更加高昂。社会信用体系建设中要求披露关于企业环境行为的基础类信用信息和不良类信用信息,这将直接增强对企业环境行为的监管。鉴于赔偿费、罚款、生态恢复基金以及其他相关负债直接增加了企业负担的环境违规成本,企业可能会减少环保失信行为。同时,企业的环保失信信息将在环保部门、财政、工商、税务、银行、证券、保险监管机构等部门进行共享交换,推动有关部门和机构在行政许可、公共采购、评先创优、金融支持、资质等级评定等管理工作中给予失信企业负面评价,这一系列的联动效应最终给企业的环境违规带来更高的成本。尽管企业逃避环境监管能够在一定程度上减少环保投入与环境治理资金,但在社会信用体系建立后,这一金额远小于环境违规成本,而且对环境守信的奖励也在一定程度上激励管理者的守信行为,这有利于减少环境治理中的代理问题,从而抑制企业环境违规倾向。

此外,社会信用体系建设会在当地形成对诚实守信的教化作用,鼓励道德行为,从而减少环境违规这一违背道德标准的企业实践。社会信用体系建设奖惩机制的有效运行会将守信者留在经济网络中,而将背信弃义者驱逐出去,这最终会形成稳定的社会信任氛围。高度的社会信任鼓励股东、管理者和其他利益相关者之间进行定期交流(Wu等,2014;Jha和Chen,2015),管理者可以在更广泛、更积极的互动与合作中,通过一致的、值得信赖的行为迅速赢得声誉(福山,2001;Engle-Warnick和Slonim,2006)。相反,如果他们被发现有不道德行为,也将遭受诉讼惩罚或名誉损失。因此,在社会信任较高的地区,管理者会将地区信任内化为自身的行为准则,较少从事违背道德准则的机会主义行为,例如减少环境违规这种损害社会大众福利的行为。此外,环境问题具有公共产品属性,搭便车和集体行动普遍存在(Gür,2020)。当企业不相信其同伴会遵守环境规则而减少经济利润追逐时,其也会在环境决策方面铤而走险,将实现经济利益最大化作为唯一目标。而社会信用体系建设促进了诚实守信的社会风气形成,加强了环境履约主体之间的相互信任,并且通过监测和制裁等机制来维持信任,此时,管理者便会信任其他企业也会致力于环境保护,从而降低经济利润追逐动机,最终减少环境违规行为。综上,社会信用体系建设孕育的诚实守信道德规范会对社会群体产生教化作用,对管理者的道德约束以及加强各经济主体对彼此履行环境责任的信任能够减少环境决策中的机会主义,从而减少环境违规。

因此,基于代理理论的分析框架,本文认为,一方面,社会信用体系建设在环境治理方面的奖惩机制将通过增加企业对环境决策的履约收益和违约成本来降低企业的环境违规倾向。另一方面,社会信用体系建设有利于形成地区层面诚实守信的道德规范,这将使管理者更加道德,从而减少环境违规这类违背社会规范的行为。据此,提出本文的研究假设:

H:社会信用体系建设抑制了企业的环境违规行为。

### 三、研究设计

#### (一)样本选择与数据来源

本文研究样本为2012—2019年沪深A股重污染行业上市公司<sup>①</sup>,并剔除ST等T类以及数据

<sup>①</sup>根据2010年9月4日环保部公布的《上市公司环境信息披露指南》(征求意见稿),本文将火电、钢铁、水泥、电解铝、煤炭、冶金、化工、石化、建材、造纸、酿造、制药、发酵、纺织、制革和采矿业划分为重污染行业。

缺失样本,最终获得7168个公司年度观测值。为消除异常值对本文结果造成的影响,对所有连续变量进行了Winsorize上下各1%的缩尾处理。本文的环境违规数据来源于公众环境研究中心(IPE)数据库,该数据库提供了中国上市公司的环境监管记录、实时监测数据、反馈整改数据、排放数据等信息。本文查阅了IPE数据库中2012—2019年重污染行业上市公司及其关联公司的环境行政处罚公告,手工搜集获得企业年度是否发生违规以及违规次数数据。其它数据来源于CSMAR数据库、CNRDS数据库和EPS数据库。

## (二)变量定义

### 1.被解释变量

环境违规(*Violate*):根据IPE公布的上市公司环境行政处罚数据,本文以某年度企业发生的环境违规总次数作为环境违规的变量衡量(*Num\_Violate*)。在稳健性检验中,本文还构建了环境违规虚拟变量(*Dum\_Violate*),如果上市公司当年被环保部门或者政府进行了环保处罚,则取值为1,否则为0。

### 2.解释变量

社会信用体系建设(*Treat\_Post*):为了更好地进行因果识别,本文根据企业所在城市在不同时间进入社会信用体系改革试点设置了虚拟变量*Treat\_Post*,如果企业所在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。

### 3.控制变量

借鉴Mckendall等(1999)、Kassinis和Vafeas(2002)以及Liu等(2018),本文选取了如下三组控制变量:公司基本特征变量,包括企业规模(*SIZE*)、资产负债率(*LEV*)、总资产收益率(*ROA*)、成长机会(*Growth*)和企业年龄(*Age*);公司治理变量,包括政治关联(*PC*)、董事会规模(*Board*)、独立董事占比(*Independent*)、内部控制质量(*IC*)、机构投资者持股(*Institution*)和行业竞争程度(*HHI*);地区层面特征变量,包括第二产业占比(*Second\_Ind*)、市场化程度(*Market*)以及人均可支配收入(*PDI*)。最后,本文控制了年份固定效应(*YearFE*)和企业固定效应(*FirmFE*)。

## (三)模型构建

为了检验本文假设,本文将社会信用体系建设作为准自然实验,并借鉴曹雨阳等(2022),构建如下多时点双重差分模型进行实证检验。

$$Num\_Violate_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat\_Post_{i,t} + \alpha_2 X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

在模型中,*i*表示企业,*t*表示年份。*Num\_Violate<sub>i,t</sub>*为企业环境违规,采用*t*期企业被环境处罚的总次数来衡量。*Treat\_Post<sub>i,t</sub>*为社会信用体系建设的虚拟变量。*X<sub>i,t</sub>*为企业层面和地区层面的控制变量。 $\lambda_t$ 为时间固定效应, $\mu_i$ 为企业固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为误差项。

## 四、实证结果

### (一)描述性统计分析

表1为本文主要变量的描述性统计结果。*Num\_Violate*的均值为0.222,表明样本期间内平均每个公司每年大约有0.222次环境违规行为,*Dum\_Violate*的均值为0.102,即样本期间内大约有731个公司年度环境违规样本,也即每10个重污染企业中就会有1个受到环保部门的处罚。*Treat\_Post*的均值为0.167,意味着大约16.7%的样本受到了社会信用体系建设的影响。此外,本文控制变量的描述性统计结果与之前研究基本保持一致,且符合常识。

表1 描述性统计分析

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	p25	中位数	p75	最大值
<i>Num_Violate</i>	7168	0.222	1.047	0.000	0.000	0.000	0.000	20.000
<i>Dum_Violate</i>	7168	0.102	0.303	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>Treat_Post</i>	7168	0.167	0.373	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>SIZE</i>	7168	22.256	1.295	19.703	21.334	22.065	22.996	26.120
<i>LEV</i>	7168	0.422	0.210	0.051	0.252	0.411	0.576	0.950
<i>ROA</i>	7168	0.058	0.065	-0.207	0.030	0.053	0.089	0.249
<i>Growth</i>	7168	0.121	0.249	-0.333	0.001	0.071	0.173	1.610
<i>Age</i>	7168	11.105	6.931	1.000	5.000	11.000	17.000	25.000
<i>PC</i>	7168	0.324	0.468	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
<i>Board</i>	7168	2.263	0.177	1.792	2.197	2.303	2.303	2.773
<i>Independent</i>	7168	0.372	0.051	0.333	0.333	0.333	0.429	0.571
<i>IC</i>	7168	0.619	0.166	0.000	0.610	0.662	0.699	0.823
<i>Institution</i>	7168	0.057	0.063	0.000	0.010	0.036	0.084	0.293
<i>HHI</i>	7168	0.095	0.084	0.014	0.031	0.076	0.138	0.503
<i>Second_Ind</i>	7168	0.431	0.081	0.186	0.404	0.447	0.484	0.556
<i>Market</i>	7168	7.930	2.059	-1.420	6.580	8.080	9.680	11.400
<i>PDI</i>	7168	3.647	1.181	1.950	2.826	3.401	4.233	7.362

## (二) 平行趋势检验

多时点DID实施的前提条件是,处理组和控制组在受到政策冲击之前满足平行趋势假设。因此,本文进行了平行趋势检验。具体而言,本文以试点城市的社会信用体系建设年份作为第0年,以-1年作为比较基准,生成了*Before\_3*、*Before\_2*、*Current*、*After\_1*、*After\_2*和*After\_3*六个用于区分样本所属事件年度的虚拟变量。替换原核心解释变量*Treat\_Post*进行回归分析,回归结果如表2的第(1)列所示,*Before\_3*和*Before\_2*的回归系数均不显著,即满足平均趋势假设。同

表2 社会信用体系建设与企业环境违规

变量	<i>Num_Violate</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Treat_Post</i>		-0.1360*** (-2.802)	-0.1259** (-2.539)	-0.1319** (-2.537)	-0.1349** (-2.562)
<i>Before_3</i>	-0.0749 (-0.909)				
<i>Before_2</i>	0.0526 (0.697)				
<i>Current</i>	-0.1724** (-2.229)				
<i>After_1</i>	-0.0876 (-1.113)				
<i>After_2</i>	-0.1532** (-2.292)				
<i>After_3</i>	-0.0119 (-0.109)				
<i>Firm Characteristics</i>	Yes		Yes	Yes	Yes
<i>Corporate Governance</i>	Yes			Yes	Yes
<i>Regional Characteristics</i>	Yes				Yes
<i>_Cons</i>	0.0592 (0.044)	0.3013 (0.277)	-0.4231 (-0.337)	0.0047 (0.004)	0.0047 (0.004)
<i>N</i>	7168	7668	7273	7168	7168
<i>YearFE/FirmFE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Within-R<sup>2</sup></i>	0.022	0.017	0.018	0.020	0.021

注:括号内为基于城市聚类调整标准误计算得到的t值。\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平上显著,下同。由于篇幅限制,本文简化了控制变量的结果汇报。

时,本文绘制了 *Before\_3*、*Before\_2*、*Current*、*After\_1*、*After\_2*和*After\_3*的回归系数以及95%的置信区间,如图1所示。可以看到,*Before\_3*、*Before\_2*的系数在95%的置信区间内包含0,表明在社会信用体系建设前,控制组和处理组的环境违规变化趋势相一致,*Current*、*After\_1*、*After\_2*、*After\_3*的系数基本显著异于0,这意味着社会信用体系建设后控制组和处理组的环境违规情况具有显著差异,即平行趋势假设得到了验证。

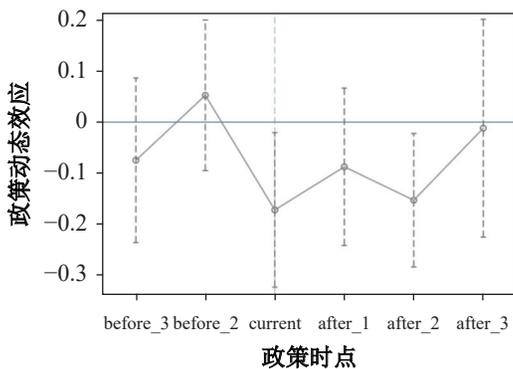


图1 平行趋势检验

### (三) 回归结果分析

在满足平行趋势假说的基础上,本文进行回归结果分析,如表2第(2)至(5)列所示。第(2)列为仅加入社会信用体系建设(*Treat\_Post*)变量、并控制企业固定效应和年份固定效应后的回归结果。可以看到,在未控制影响企业环境违规的其他因素时,*Treat\_Post*的回归系数为-0.1360,且在1%水平上显著,表明社会信用体系建设抑制了企业环境违规,初步验证本文假设的成立。第(3)至(5)列分别为依次控制公司特征变量、公司治理变量和地区特征变量后的回归结果。在逐步加入控制变量的过程中,*Treat\_Post*的回归系数始终在5%水平上显著为负,这表明关键变量的统计性质非常稳定。

### (四) 稳健性检验

#### 1. 交叠DID偏误的诊断与解决

双向固定效应模型(TWFE)在处理效应同质时,可以得到真实处理效应的无偏估计。但是,如果处理效应在组间或异时存在异质性,TWFE回归结果会得到很难解释的处理效应估计(Goodman-Bacon, 2021; De Chaisemartin和D'Haultfoeuille, 2020; Baker等, 2022)。此时,估计系数可能不是各处理效应的凸加权平均和——即存在负权重问题,最终影响回归系数的估计。因此,借鉴De Chaisemartin和D'Haultfoeuille(2020),本文对处理效应的权重进行了分解。在双向固定效应估计中,有1 049个正权重,139个负权重,因此,负权重的比重较低,不会对估计结果造成太大影响。尽管如此,本文对可能存在的异质性处理效应进行了稳健性估计。根据Baker等(2022)的建议,本文提供了Callaway和Sant'Anna(2021)的估计结果,如表3所示。可以看到,第一批社会信用体系建设试点(2015年)对环境违规影响的结果中,满足平行趋势,但不存在动态效应。而在第二批社会信用体系建设中,平行趋势和动态效应均存在。这可能是因为第一批试点的城市(区)数量较少(11个),无法有效地对政策进行评估,而第二批城市(区)数量较多(32个)。此外,本文也将从未进入过处理组的样本作为控制组对每个事件进行单独的TWFE DID回归估计,如表4第(1)(2)列所示。同样,结论未产生明显变化。

#### 2. 安慰剂检验

由于一些不可观测变量可能同时影响社会信用体系建设和企业环境违规,因此,本文采用安慰剂检验来削弱这一不利影响。本文设定社会信用体系建设的城市虚拟变量,按照实际每年社会信用体系建设试点城市数量来随机选择相同数量的虚拟社会信用体系建设的试点城市,重新定义社会信用体系建设的虚拟变量进行回归,并重复1 000次。图2为随机抽样1 000次的回归系数和密度分布特征。可以看到,随机选择社会信用体系建设试点城市的回归系数较为均匀

表3 使用双重稳健估计法 (DRIPW) 估计所有ATTGT

g2015				g2016			
	系数	Z值	P> Z		系数	Z值	P> Z
<i>t</i> <sub>2012_2013</sub>	-0.0399	-0.55	0.583	<i>t</i> <sub>2012_2013</sub>	0.0695	0.77	0.441
<i>t</i> <sub>2013_2014</sub>	0.2743	0.90	0.368	<i>t</i> <sub>2013_2014</sub>	-0.1543	-0.59	0.010
<i>t</i> <sub>2014_2015</sub>	0.1761	1.08	0.281	<i>t</i> <sub>2014_2015</sub>	0.2901	1.46	0.145
<i>t</i> <sub>2014_2016</sub>	-0.1069	-0.23	0.820	<i>t</i> <sub>2015_2016</sub>	0.5291	-2.24**	0.025
<i>t</i> <sub>2014_2017</sub>	-0.2023	-0.46	0.643	<i>t</i> <sub>2015_2017</sub>	-0.4110	-1.67*	0.095
<i>t</i> <sub>2014_2018</sub>	-0.4243	-1.06	0.287	<i>t</i> <sub>2015_2018</sub>	-0.3168	-1.25	0.211
<i>t</i> <sub>2014_2019</sub>	-0.4207	-0.97	0.334	<i>t</i> <sub>2015_2019</sub>	-0.2304	-0.85	0.394

注:以g2015为例,*t*<sub>2012\_2013</sub>、*t*<sub>2013\_2014</sub>分别表示政策发生前逐年组间差异。*t*<sub>2014\_2015</sub>、*t*<sub>2014\_2016</sub>、*t*<sub>2014\_2017</sub>、*t*<sub>2014\_2018</sub>、*t*<sub>2014\_2019</sub>表示以2014年为基准,政策发生年及之后年份产生的政策动态效应。

表4 稳健性检验 (一)

变量	使用“干净”的控制组		更换被解释变量		是否验收成功	
	第一批试点	第二批试点	<i>Dum_Violate</i>	<i>Strength</i>	成功	未成功
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Treat_Post</i>	-0.0522 (-0.663)	-0.1656** (-2.569)	-0.0317*** (-2.618)	0.0630** (2.031)	-0.1490** (-2.324)	-0.1080 (-1.471)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>_Cons</i>	0.0743 (0.050)	-0.1531 (-0.107)	0.5924* (1.920)	-8.1818*** (-6.281)	-0.3834 (-0.272)	0.4766 (0.316)
<i>N</i>	5825	6512	7168	7168	6323	6014
<i>YearFE/FirmFE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Within-R<sup>2</sup></i>	0.027	0.021	0.031	0.047	0.025	0.022

注:第(3)列并未采用logit模型,这是因为面板logit无法应用于固定效应,因此,此处依然采用OLS模型。

地分布在0附近,且在10%水平上显著。且绝大部分随机模拟的回归系数大于-0.1349,这表明,随机生成社会信用体系建设试点城市的方式并不能获得抑制企业环境违规的效果,即社会信用体系建设和企业环境违规的关系并非由不可观测的因素驱动。

### 3. 替代变量衡量方式

本文重新设定企业环境违规虚拟变量 (*Dum\_Violate*),若企业当年受到环保处罚取值为1,否则为0,回归结果如表4第(3)列所示。*Treat\_Post*的回归系数显著为负,表

明本文的研究结论较少会受到变量衡量的干扰。此外,本文发现,社会信用体系建设有利于减少企业环境违规,即抑制了企业环保失信,那么,社会信用体系建设是否促进了企业的环保守信?本文从CNRDS数据库中获得了企业的环境优势得分 (*Strength*),企业的环境优势建设会被当地政府进行信用记录,从而形成对环境履约企业的奖励,而这些守信奖励也会外溢到其他主体对企业的信用评价,因此,对于那些较少发生环境违规的企业而言,其也会有动机增强自身的环境守信实践。社会信用体系建设对企业环境优势影响的回归结果见表4第(4)列。*Treat\_Post*的回归系数显著为正,表明社会信用体系建设鼓励企业环保守信,间接证明研究结论的稳健性。

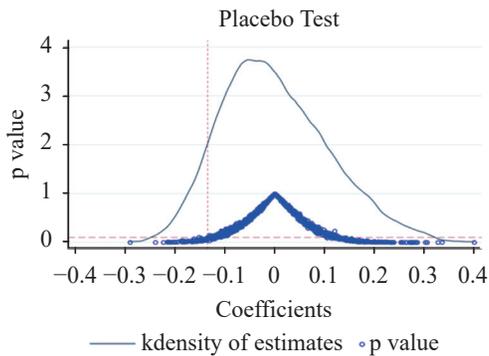


图2 安慰剂检验

#### 4. 是否通过验收成为社会信用体系建设示范城市

2017年8月,国家发展改革委和中国人民银行下发了《社会信用体系建设示范城市评审指标(2017年版)》和《社会信任体系建设示范城市评估指标细则(2019年版)》,确定了示范城市的验收标准。随后,根据社会信用体系建设示范城市评审指标,2018年1月和2019年8月,两部门公布了第一批(12个)和第二批社会信用体系建设示范城市(16个)<sup>①</sup>。显然部分城市(区)未能满足社会信用体系建设示范城市的验收标准,即社会信用体系建设在这些地区尚未取得成功。鉴于验收成功与验收失败城市(区)之间的社会信用建设程度存在差异,本文将创建社会信用体系的城市分为两种类型:验收成功组(处理组1)和验收失败组(处理组2),并以未创建试点的城市为控制组,分样本进行回归分析,结果如表4第(5)(6)列所示。可以看到,相比于未进入社会信用体系建设试点的城市而言,社会信用试点城市创建并验收成功时对环境违规的抑制作用更显著。

#### 5. 控制更多地区特征变量

社会信用体系建设与企业环境违规之间的关系还可能受到其他遗漏变量的共同驱动。如,宗教信仰、地区受教育水平、交通便利度等。因此,本文控制了地区宗教信仰(*Religion*)、地区受教育水平(*Education*)和交通便利度(*Highway*)。本文采用中国综合社会调查中各地区具有宗教信仰的人口占被调查人口的比例来衡量地区宗教信仰程度。地区受教育水平主要采用当地中学以上人口比例占当地户籍人口的比例来衡量,交通便利度采用地区年度公路客运总量来衡量。回归结果如表5第(1)列所示,可以看到,交通便利度抑制了企业的环境违规,同时本文的主要结论并未发生明显变化。

#### 6. 其他替代性解释

社会信用体系建设试点集中在2015和2016年,在该时间段内,全国范围内多项政策在此期间实施。首先,较为严格的《环保法》在2015年1月1日起开始实施。其次,自2016年2月19日起,中国证监会批准投服中心在上海、广东(不包括深圳)、湖南三地开展持股行权试点,来提高对中小投资者的保护。外部投资者保护制度也会在一定程度上抑制企业违规。最后,随着环境问题越来越受到重视,绿色债券、绿色信贷等融资手段也在支持企业环境治理。为了完善绿色债券顶层设计,2016年,发改委出台《绿色债券发行指引》。

表5 稳健性检验(二)

变量	Num_Violate		
	(1)	(2)	(3)
<i>Treat_Post</i>	-0.1640** (-2.481)	-0.1349** (-2.562)	-0.1774*** (-3.146)
<i>Education</i>	-13.7700 (-0.365)		
<i>Religion</i>	0.5569 (1.061)		
<i>Highway</i>	-0.0191** (-2.178)		
<i>Year1</i>		0.0048 (0.005)	
<i>Regulation</i>			0.1422** (2.097)
<i>Report</i>			-16.7178 (-1.284)
<i>Green_Index</i>			0.7159 (0.854)
<i>Green_Bond</i>			0.0195 (0.042)
<i>ISC</i>			-0.0038 (-0.051)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>_Cons</i>	1.3584 (0.917)	0.0047 (0.004)	-0.3233 (-0.179)
<i>N</i>	5802	7168	6477
<i>YearFE/FirmFE</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Within-R<sup>2</sup></i>	0.024	0.021	0.025

<sup>①</sup>2018年1月9日,国家发展和改革委员会办公厅、中国人民银行办公厅公布杭州市、南京市、厦门市、成都市、苏州市、宿迁市、惠州市、温州市、威海市、潍坊市、义乌市、荣成市这12个城市为社会信用体系建设示范城市;2019年8月,确定青岛市、武汉市、鞍山市、上海市浦东新区、上海市嘉定区、无锡市、合肥市、淮北市、芜湖市、安庆市、福州市、莆田市、郑州市、宜昌市、咸宁市、泸州市这16个城市(区)为第二批社会信用体系建设示范城市。

但是,上述政策的实施对象与本文关注的社会信任体系建设试点的对象并不完全重合,出于谨慎性考虑,本文控制了上述政策试点对回归结果的替代性解释。

首先,本文设置了时间虚拟变量(*Year1*),将2015年及以后年份定义为1,否则为0。回归结果如表5的第(2)列所示。在此基础上,本文细化了上述政策的度量方式。本文采用地区环境规制力度来衡量《环保法》产生的影响。环境规制变量的衡量包括两种方式:根据各省工业废水、工业SO<sub>2</sub>和工业烟尘排放量,并利用熵值法计算各个省份的环境规制指数(*Regulation*);采用各城市政府工作报告中有关“环境”的词频数占报告总词数的比例来衡量地方政府的环境规制强度(*Report*)。其次,本文设置了中小投资者保护虚拟变量(*ISC*),将企业所在地被列入投服试点的当年和以后年份取值为1,否则为0。最后,本文设置了绿色债券发行虚拟变量(*Green\_Bond*),将企业发行绿色债券当年及其以后年份取值为1,否则为0。本文也定义了省级层面绿色金融指数(*Green\_Index*),根据绿色信贷、绿色投资、绿色保险和政府支持四个指标,运用熵权法计算出各省的绿色金融指数。控制同时期其它政策影响后的回归结果如表5第(3)列所示。可以看到,*Treat\_Post*的回归系数始终显著为负,表明社会信任体系建设对企业环境违规的抑制作用不是由同期其它政策驱动的。

#### (五)异质性分析

社会信用体系建设不只是政府部门对社会群体简单地“发号施令”,社会信用体系建设涉及多方主体参与,各大经济主体是否积极参与社会信用体系共建对于该项目的成功发挥着不可忽视的作用。接下来,本文将从政府、媒体以及社会公众三个角度来阐述各利益相关方在社会信用体系建设中扮演的角色。

##### 1. 政府信任

政府诚信是社会诚信的根基,政府在社会信用体系建设中发挥设计者、施工者、监理者、保障者等角色功能。然而,在实际经济活动中,由政策失信、权力失信、规则失信、政绩失信等引发的政务失信比比皆是。在社会信用体系建设过程中,如果政府部门存在大量的失信行为,其推出的信用评价体系或奖惩机制将是一言堂式的建设,社会群体将难以对政府建立社会信用体系的动机和举措产生信任感,那么配合政府落实社会信用体系建设的积极性也将大打折扣。因此,政府信任直接决定了社会信用体系建设的有效性(袁新峰,2013),进而影响信任机制对企业环境违规的治理结果。本文采用政府透明度来衡量政府的可信性。当政府透明度较高时,公众和上级政府部门能够掌握更多的政府决策信息,从而增加对政府的信任感(于文轩,2013)。以《中国政府透明度指数报告》为依据,本文获取了各省份政府透明度指数(*Gov\_Trust*),并构建社会信用体系建设与政府透明度的交互项(*Treat\_Post\_Gov\_Trust*),回归结果如表6第(1)列所示,可以看到,*Trust*与*Gov\_Trust*的交乘项系数在10%的水平上显著为负,即政府信任在一定程度上强化了社会信用体系建设的效力。

##### 2. 媒体关注

社会信用体系建设以“奖惩制度”为重点,通过对守信行为进行表彰、对失信行为进行惩罚来促进诚信价值观形成。早期阶段,社会网络的存在对信任的形成起到了推动作用。然而,随着商品经济的发展,尤其是在当前跨区域交易以及交易主体更加多元化的背景下,小范围内的社会网络奖惩机制会受到限制。随着社会信用体系的建立,由国家引导的制度化社会信任将打破以关系网为约束的信任机制,转而让名声做成广告由大众媒体来传播。大众媒体在传播、解释和干预环境违规行为方面将更加发挥着独特的作用(Deephouse,2000;Sarkis等,2010)。本文预期,当媒体更加关注上市公司时,更容易将有关企业的环保守信/失信信息传播到市场,进而通过“奖惩机制”实现对诚信价值观的引导作用,这将在一定程度上降低企业的环境违规倾向。本

文构建了社会信用体系建设与媒体关注的交互项(*Treat\_Post\_Media*)进行回归分析,媒体关注度采用当年企业所在地社交媒体发布的上市公司新闻总量的自然对数来衡量。媒体关注度的调节效应分析如表6第(2)列所示,可以看到,当地媒体关注度强化了社会信用体系建设与企业环境违规之间的负相关关系。

表 6 异质性分析

变量	Num_Violate		
	(1)	(2)	(3)
<i>Treat_Post</i>	0.6423 (1.393)	0.2658 (0.952)	-0.0523 (-0.771)
<i>Treat_Post_Gov_Trust</i>	-0.0109* (-1.806)		
<i>Gov_Trust</i>	0.0035 (1.250)		
<i>Treat_Post_Media</i>		-0.0969** (-2.370)	
<i>Media</i>		0.1021** (2.046)	
<i>Treat_Post_Aware</i>			-0.1732* (-1.909)
<i>Aware</i>			0.1272 (1.523)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>_Cons</i>	-0.1340 (-0.046)	-0.3541 (-0.121)	-0.0116 (-0.009)
<i>N</i>	7168	7168	7168
<i>YearFE/FirmFE</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Within-R<sup>2</sup></i>	0.018	0.019	0.022

### 3. 公众环保意识

社会信用体系是否能够抑制企业环境违规还取决于群体对环保失信行为的感知,这决定了政府推行政策产生的直接效果以及媒体传递信息的惩戒力度。当一个地区的社会群体对高质量的环境提出较高需求时,广大消费者和社区会通过对企业施压促使其改善环境绩效(Porter, 1991; Rugman和Verbeke, 1998)。此时,任何违反环境保护的行为都将受到当地居民的谴责,而那些积极履行环境责任的企业则会受到更多的社会表扬。因此,当地居民强烈的环保意识会对政府和媒体在社会信用体系建设中的作用产生正反馈,这将进一步抑制企业的环境违规。本文根据中国环境文化促进会组织编制的《中国公众环保民生指数(2007)》中的公众环境意识得分来衡量公众环保意识(*Aware*),并构建社会信用体系建设与公众环保意识的交互项(*Treat\_Post\_Aware*),回归结果见表6第(3)列,可以看到,公众环保意识加强了社会信用体系建设与企业环境违规之间的负相关关系。

## 五、信任重构:关系型信任与制度化信任

社会信任作为社会资本的一种形式(Coleman, 1990; Putnam, 1993; LLSV, 1997),是经济交易的润滑剂,是促进市场机制发挥作用的一种非正式制度安排。人们之间的信任来自社团内部个体之间的互动,正是这些社团推动了人们之间的合作并促使信任的形成(Putnam, 1993; 福山, 2001)。但有研究发现,中国的社会信任的“关系化”特征明显。这种“关系化”特征不是基于团体内部的交往,而是基于认定的关系(家人、老乡、朋友、同事等)、可以搭建的关系(拉、套

等)以及由前两者建立形成的关系网(翟学伟,2014)。关系网对位于网络中的个体的守信与失信行为进行扩散来施加奖惩,进而促进信任在小范围群体内确立。因此,中国人只相信自己人和熟人,这种信任难以扩展到更远的社会(福山,2001)。然而,社会结构转型、经济不断发展以及人口流动性的增加正在促使熟人社会向陌生人社会迈进,物联网、大数据、区块链等新兴技术的兴起也使得人们之间的交往边界更加广阔,对陌生人的信任需求增加,这便迫使社会信任重构(杨慧,2020)。社会信用体系建设以信用活动参与者的信用记录为基础,规范信用数据的收集和使用,形成激励守信、惩戒失信的机制,旨在建立覆盖全社会的诚信系统工程,是一种制度化社会信任。在依靠关系作为社会信任约束机制的地区,社会信用体系建设将会通过其全方位的信用记录来建立更广泛交易主体间的互信机制,从而产生社会信任重构,弥补关系型信任的不足。

随着资本市场上的上市公司数量越来越多,信息供给将空前繁杂。但关系型社会信任导致有限的经济主体获得企业的信息,而位于网络之外的经济主体由于信息不对称以及有限精力,无法及时获得企业的全部信息,特别是关于企业的环境信息。此时,企业可能在环境决策方面表现出机会主义行为。尽管关系型社会信任能够在一定程度上约束企业在环境方面的投机主义,但企业可以通过构建新的社会关系来维持持续经营,例如选择新的供应商,进军新的市场等。但社会信用体系的建设将企业的环境信用评估在全社会范围内共享,这使得传统上位于网络之外的主体也能够便利及时地获得企业的信用情况,这对企业的环境违规行为施加了可置信威胁,在一定程度上能够减少企业的环境违规概率。因此,就企业环境违规而言,本文认为,社会信用体系建设对企业环境违规的抑制作用在更加依赖关系型社会信任的地区更加显著。本文从以下两个方面来验证上述猜想:

首先,采用中国综合社会调查数据(CGSS)中对社会上大多数人的信任态度来度量一个地区是否更加依赖关系型社会信任。在CGSS中,问卷参与者将回答如下问题:总的来说,您同不同意在这个社会上,绝大多数人都是可以信任的?根据参与者的回答,本文将非常同意、比较同意、比较不同意以及非常不同意分别赋值为4、3、2、1,在此基础上计算地区所有问卷参与者对该问题回答的均值作为地区关系型社会信任的衡量指标,该值越大,表明该地区认为社会上大多数人都可以信赖,也即其在判断对方是否可信时,不以亲疏远近的关系网络作为基准,关系型信任在该地区发挥的作用较小。其次,从方言角度来衡量地区的关系型社会信任。语言是人与人之间的沟通桥梁以及地区文化的载体。由于社会、历史、地理等方面的因素,在中国不同地区范围内,形成了独特的方言片区,方言是特定地区内划分族群和社会身份的重要维度(Pendakur和Pendakur,2002)。当一个地区方言多样性较低时,群体的相似性较强,人们会忽视方言在区分群体中的作用,导致整体社会信任水平可能较高。相反,较高的方言多样性会导致社会碎片化和社会对抗,人们会无意识地采用方言作为交易对象是否值得信任的标准,这种建立在地缘上的关系型信任显然会降低一个地区的普遍信任水平。因此,一个地区的方言种类与关系型社会信任程度正相关。

本文预期,社会信用体系建设对企业环境违规的抑制作用在更加依赖关系型信任的地区更显著。本文按照一个地区对大多数人的信任程度(普遍信任)、方言多样性的中位数将全样本划分为高关系型信任地区和低关系型信任地区,回归结果如表7所示。可以看到,社会信用体系建设对企业环境违规的抑制作用在普遍信任程度更低、方言多样性较高的样本中更加显著,验证了前述猜想,即社会信任体系建设旨在全方位提高社会信任,弥补了关系型信任的不足,从而为当前社会发展提供更好的制度保障。

表7 关系型社会信任与制度化社会信任

变量	Num_Violate			
	普遍信任低 (1)	普遍信任高 (2)	方言多样性低 (4)	方言多样性高 (3)
<i>Treat_Post</i>	-0.1329** (-2.375)	-0.1398 (-1.193)	-0.0972 (-1.524)	-0.2017** (-2.035)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>_Cons</i>	1.1158 (0.439)	-1.2413 (-0.530)	-0.7897 (-0.428)	0.9799 (0.360)
<i>N</i>	3 559	3 609	3 694	3 474
<i>YearFE/FirmFE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Within-R<sup>2</sup></i>	0.038	0.031	0.032	0.022

注:费舍尔组合检验(permutation test)结果显示,500次bootstrap的P值分别为0.041和0.009。

## 六、研究结论与政策建议

2012年党的十八大提出“加强政务诚信、商务诚信、社会诚信和司法公信建设”,标志着国家层面的社会信用体系建设的相关工作已经全面展开,且社会信用体系建设正在向强制性制度变迁进行。社会信用体系建设是否发挥了应有的作用亟待评估。本文基于社会信用体系改革试点城市的准自然实验,研究了社会信用体系建设对企业环境违规的影响。研究发现,社会信用体系建设显著降低了企业的环境违规频率,即抑制了企业的环保失信行为。且政府信任、媒体关注以及公众环境意识强化了社会信用体系建设对企业环境违规的抑制作用。考虑到社会信用体系建设通过信用记录、奖惩评价以及来引导社会诚信的价值观形成,进而实现社会从关系型信任到制度化信任的转变,本文研究了社会信用体系建设是否弥补了关系型社会信任的不足。本文发现社会信用体系建设对企业环境违规的抑制作用在普遍信任不足和方言多样性较高的地区更加显著,即制度化社会信任建设弥补了关系型社会信任的不足。针对本文的研究结论,提出如下政策建议:

第一,本文的研究结论表明,社会信用体系建设能够通过奖惩机制来制约经济主体的违规行为,这对于营造有序的经济环境具有重要意义。因此,国家应继续加大社会信用体系建设力度,将更多经济主体的信用情况纳入评估范围。同时,政府部门也应倡导数字化和信息化技术在社会信用体系建设中的应用,从而使得社会信用体系建设充满效率。第二,在社会信用体系建设中也应着重关注政府的信任问题。在全社会信用信息的生产中,政府既是政务信用信息的生产者,也是企业、个人和社会各类非政务信用信息的主要控制者。如果政府部门缺乏信任,政府的政策措施只能是一言堂,这会进一步制约社会信用体系建设的进程。第三,社会信用体系建设过程中也要大力发挥媒体以及社会公众的作用,社会信用体系的奖惩机制将通过媒体进行放大,而社会大众的道德感知又在一定程度上影响了奖惩效果。因此,社会信用体系建设离不开政府、媒体以及社会大众共同努力。第四,社会信任作为非正式规则的重要组成部分,对环境保护具有相当重要的意义。因此,中国在追求高质量正式制度的同时,应不断完善非正式制度建设,这对于实现“碳中和”和“碳达峰”的环境目标具有重要作用。

### 主要参考文献

- [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*,2022,48(2):93-108.
- [2]胡珺,宋献中,王红军.非正式制度、家乡认同与企业环境治理[J].*管理世界*,2017,(3):76-94,187-188.
- [3]计小青,乔越,赵景艳.劳动力市场分割、社会信任和资本积累效率[J].*财贸经济*,2020,41(11):83-96.

- [4]刘莉亚,周舒鹏,闵敏,等.环境行政处罚与债券市场反应[J].*财经研究*,2022,48(4):64-78.
- [5]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.
- [6]杨慧.现代社会的信任重构[J].*中国特色社会主义研究*,2020,(2):77-82.
- [7]袁新峰.关于政务诚信与社会信用体系建设关系的思考[J].*征信*,2013,31(5):39-41.
- [8]张维迎,柯荣住.信任及其解释:来自中国的跨省调查分析[J].*经济研究*,2002,(10):59-70.
- [9]Abebe M A, Acharya K. Founder CEOs and corporate environmental violations: Evidence from S&P 1500 firms[J]. *Business Strategy and the Environment*,2022,31(3):1204-1219.
- [10]Ang J S, Cheng Y M, Wu C P. Trust, investment, and business contracting[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*,2015,50(3):569-595.
- [11]Baker A C, Larcker D F, Wang C C Y. How much should we trust staggered difference-in-differences estimates?[J]. *Journal of Financial Economics*,2022,144(2):370-395.
- [12]Bouzzine Y D, Lueg R. The contagion effect of environmental violations: The case of Dieselgate in Germany[J]. *Business Strategy and the Environment*,2020,29(8):3187-3202.
- [13]Dong W, Han H L, Ke Y, et al. Social trust and corporate misconduct: Evidence from China[J]. *Journal of Business Ethics*,2018,151(2):539-562.
- [14]Dong W, Ke Y, Li S, et al. Does social trust restrain excess perk consumption? Evidence from China[J]. *International Review of Economics & Finance*,2021,76:1078-1092.
- [15]Du X Q, Jian W, Zeng Q, et al. Corporate environmental responsibility in polluting industries: Does religion matter?[J]. *Journal of Business Ethics*,2014,124(3):485-507.
- [16]Engle-Warnick J, Slonim R L. Learning to trust in indefinitely repeated games[J]. *Games and Economic Behavior*,2006,54(1):95-114.
- [17]Goodman-Bacon A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. *Journal of Econometrics*,2021,225(2):254-277.
- [18]Gür N. Does social trust promote behaviour aimed at mitigating climate change?[J]. *Economic Affairs*,2020,40(1):36-49.
- [19]Jensen M C, Meckling W H. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure[J]. *Journal of Financial Economics*,1976,3(4):305-360.
- [20]Jha A, Chen Y. Audit fees and social capital[J]. *The Accounting Review*,2015,90(2):611-639.
- [21]Kanagaretnam K, Khokhar A R, Mawani A. Linking societal trust and CEO compensation[J]. *Journal of Business Ethics*,2018,151(2):295-317.
- [22]Kanagaretnam K, Lee J, Lim C Y, et al. Societal trust and corporate tax avoidance[J]. *Review of Accounting Studies*,2018,23(4):1588-1628.
- [23]Kassinis G, Vafeas N. Corporate boards and outside stakeholders as determinants of environmental litigation[J]. *Strategic Management Journal*,2002,23(5):399-415.
- [24]La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A, et al. Trust in large organizations[J]. *American Economic Review*,1997,87(2):333-338.
- [25]Lazăr D, Minea A, Purcel A A. Pollution and economic growth: Evidence from Central and Eastern European countries[J]. *Energy Economics*,2019,81:1121-1131.
- [26]Liu B H, Huang W, Chan K C, et al. Social trust and internal control extensiveness: Evidence from China[J]. *Journal of Accounting and Public Policy*,2022,41(3):1069-1104.
- [27]Liu C. Are women greener? Corporate gender diversity and environmental violations[J]. *Journal of Corporate Finance*,2018,52:118-142.
- [28]Ma R F, Ji Q, Zhai P X, et al. Environmental violations, refinancing risk, and the corporate bond cost in China[J]. *Journal of International Financial Management & Accounting*,2022,33(3):480-504.
- [29]Qiu B Y, Yu J L, Chan K C. Does social trust restrain firm financing violations? Evidence from China[J]. *Accounting & Finance*,2021,61(1):543-560.

- [30]Qiu B Y, Yu J L, Zhang K. Trust and stock price synchronicity: Evidence from China[J]. *Journal of Business Ethics*, 2020, 167(1): 97-109.
- [31]Rugman A M, Verbeke A. Corporate strategies and environmental regulations: An organizing framework[J]. *Strategic Management Journal*, 1998, 19(4): 363-375.
- [32]Sarkis J, Gonzalez-Torre P, Adenso-Diaz B. Stakeholder pressure and the adoption of environmental practices: The mediating effect of training[J]. *Journal of Operations Management*, 2010, 28(2): 163-176.
- [33]Shevchenko A. Do financial penalties for environmental violations facilitate improvements in corporate environmental performance? An empirical investigation[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2021, 30(4): 1723-1734.
- [34]Stanley D A, Sokol-Hessner P, Banaji M R, et al. Implicit race attitudes predict trustworthiness judgments and economic trust decisions[J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 2011, 108(19): 7710-7715.
- [35]Wang H F, Guo T, Tang Q L. The effect of national culture on corporate green proactivity[J]. *Journal of Business Research*, 2021, 131: 140-150.
- [36]Wu W F, Firth M, Rui O M. Trust and the provision of trade credit[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2014, 39: 146-159.
- [37]Xin K, Pearce J L. *Guanxi*: Connections as substitutes for formal institutional support[J]. *The Academy of Management Journal*, 1996, 39(6): 1641-1685.
- [38]Xiong Y C, Lam H K S, Hu Q X, et al. The financial impacts of environmental violations on supply chains: Evidence from an emerging market[J]. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 2021, 151: 102345.
- [39]Zeng S X, Xu X D, Dong Z Y, et al. Towards corporate environmental information disclosure: An empirical study in China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2010, 18(12): 1142-1148.
- [40]Zhang Q, Yu Z, Kong D M. The real effect of legal institutions: Environmental courts and firm environmental protection expenditure[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2019, 98: 102254.
- [41]Zou H L, Zeng S X, Zhang X L, et al. The intra-industry effect of corporate environmental violation: An exploratory study[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2015, 107: 428-437.

## Does the Construction of Social Credit System Inhibit Corporate Environmental Dishonesty?

Zuo Jingjing<sup>1</sup>, Qiu Baoyin<sup>2</sup>, Jiang Ting<sup>3</sup>

(1. *Business School, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China;*

2. *School of Accounting, Hangzhou Dianzi University, Hangzhou 310018, China;*

3. *Department of Humanities and Social Sciences, Zhejiang A&F University, Hangzhou 311300, China)*

**Summary:** With the development of the economy and the increasingly prominent environmental problems, the opportunism of firms in the environmental decision-making leads to more common environmental violations. Illegal pollution discharge, falsification of monitoring data and failing to install environmental protection equipment as required are common, which forces us to explore the causes of environmental violations. Environmental governance has the characteristics of morality and pro-society, so a few studies focus on the impact of informal institutional norms such as religious belief, hometown identity and national culture on corporate environmental information disclosure, environmental investment and carbon emission. The values and ethics of social trust constitute the yardstick of social members' interaction, which can curb the immoral behavior of firms, so firms subject to social trust may also reduce environmental violations by making more moral commitments to stakeholders.

This paper takes the pilot reform of the social credit system as a quasi-natural experiment to study whether the construction of the institutionalized social credit system will inhibit corporate environmental violations. It is found that compared with that before the establishment of the social credit system reform, the frequency of environmental violations in pilot areas is reduced by 13.49% on average compared with that in non-pilot areas. The conclusion is still valid after considering a series of robustness tests and alternative explanations. Heterogeneity analysis finds that government trust, media coverage and local awareness of environmental protection strengthen the inhibitory effect of the establishment of social credit system on corporate environmental violations. Further research shows that the inhibitory effect of the establishment of social credit system on corporate environmental violations is more significant in areas with a lack of general trust and higher dialect diversity, indicating that institutionalized social trust makes up for the deficiency of relational social trust.

The possible contributions are as follows: First, existing literature studies the influencing factors of corporate environmental governance from the perspective of environmental regulation and capital market participants. This paper finds that social trust, as an informal system, can reduce the unethical behavior of firms in the environment, which enriches and expands the literature on the influencing factors of environmental governance from a cultural perspective. Second, this paper takes the pilot reform of social credit system as a shock of social trust, which establishes the causal relationship between social trust and corporate environmental violations, and supplements the literature on the economic consequences of social trust. Third, this paper finds that institutionalized social trust can make up for the deficiency of relational social trust, which has new enlightenment for understanding the effect of social credit system construction and the reconstruction of social trust.

**Key words:** social trust; environmental violations; government trust; media coverage; environmental awareness

(责任编辑:王 孜)