

公平竞争审查制度与企业 ESG 表现*

李 靖¹, 毕 茜²

(1. 重庆大学 经济与工商管理学院, 重庆 400044; 2. 西南大学 经济管理学院, 重庆 400715)

摘 要:企业作为实施 ESG 战略的重要主体,如何鼓励和引导其加大 ESG 投资、积极履行 ESG 责任是当下关注的焦点。在利益相关者理论和产品差异化理论的框架下,充分的市场竞争是推动企业提升 ESG 表现的重要因素。公平竞争审查制度的实施能够破除区域市场进入壁垒、提高市场竞争充分性,但是否可以提升企业 ESG 表现尚未可知。文章以公平竞争审查制度的颁布为契机,通过构建双重差分模型实证检验了公平竞争审查制度对企业 ESG 表现的影响。研究发现,公平竞争审查制度实施能够有效提升企业 ESG 表现,且经过平行趋势、安慰剂、倾向匹配得分等一系列稳健性检验后结论依然成立。渠道检验表明,加剧区域市场竞争、降低产品市场势力是公平竞争审查制度推动企业提升 ESG 表现的主要路径。进一步研究发现,公平竞争审查制度对企业 ESG 表现的提升作用主要体现在无共同机构投资者、官员晋升压力较大以及政策执行力度较大的分组中;面对公平竞争审查制度的影响,企业没有采取策略性的 ESG 漂绿行为。文章揭示了行政垄断规制如何促进 ESG 投资的内在机理,对我国统筹竞争政策和可持续发展战略、构建公平有序的竞争环境具有重要意义。

关键词: 公平竞争审查制度; ESG 表现; 市场竞争

中图分类号: F272 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2025)03-0139-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20241214.301

一、引 言

近年来,环境污染、气候变化等问题日趋严重,转变经济发展方式、实施绿色发展战略成为了中国政府的重要国策。2020 年 9 月,中国政府在联合国大会上提出力争在 2030 年和 2060 年分别实现“碳达峰”“碳中和”的战略目标,形成低碳发展格局。党的二十大报告也明确指出要推动经济发展绿色化、低碳化,实现高质量发展。ESG 是环境、社会和公司治理三者的有机统一,其自身蕴含的可持续发展理念与绿色转型发展方向高度契合,成为了解决环境污染和气候变化等不可持续问题的有力工具(雷雷等, 2023)。诸多学者也从学理和实证层面论证了 ESG 战略的积极作用,认为良好的 ESG 表现能帮助企业树立积极良好的形象和获取关键性战略资源(李增福和冯柳华, 2022),进而能促进企业构建起产品竞争优势(武鹏等, 2023)和提高创新水平(方先明和胡丁, 2023)。鉴于实施 ESG 战略的重要意义,如何鼓励和引导企业加大 ESG 投资、积极履行 ESG 责任自然成为了当下的研究焦点。现有文献指出,充分的市场竞争是推动企业提

收稿日期: 2024-06-13

基金项目: 国家社会科学基金项目(23BJY085); 重庆市社会科学规划项目(2024NDYB084); 重庆市社会科学规划项目(2024PY38)

作者简介: 李 靖(1997—), 男, 重庆永川人, 重庆大学经济与工商管理学院博士研究生;

毕 茜(1968—)(通讯作者), 女, 江苏常州人, 西南大学经济管理学院教授。

升 ESG 表现的关键因素(雷雷等, 2023), 换言之, 市场竞争的强化会激发企业提升 ESG 表现的内在动机(Ding 等, 2022)。其理论逻辑在于, 良好的 ESG 表现能够通过维持企业与利益者之间的关系以及提高产品定价权力来提升企业经营绩效。在中国, 市场竞争的充分性与地方政府行为密切相关, 尤其是与行政垄断高度挂钩(沈璐和向锐, 2024)。地方政府为了在“政治锦标赛”晋升体制下的区域竞争中取胜, 往往会制定“以邻为壑”的地方保护政策来阻碍外地企业和外地商品进入本地市场(周黎安, 2004), 这就导致本地市场严重缺乏竞争(刘斌和赖洁基, 2021)。基于上述理论逻辑和现实背景, 一个重要的研究话题便是: 中国规制行政垄断、破除区域市场壁垒的政策能否推动企业 ESG 表现提升?

公平的竞争环境是市场经济体制有序运行的核心(刘斌和赖洁基, 2021), 也是构建全国统一大市场和实现中国式现代化的关键(戚聿东和郝越, 2022)。2016 年 6 月, 国务院发布《关于在市场体系建设中建立公平竞争审查制度的意见》(以下简称公平竞争审查制度或制度), 意欲从源头控制和打破行政垄断, 不断强化竞争政策的基础性地位。该制度将以政府为核心的政策制定机关作为规制主体, 从市场准入和退出标准、影响生产经营成本标准、影响生产经营行为标准、商品和要素自由流动四个方面为推动制度落实提供具体指引, 通过“清理存量”和“规范增量”来清除不合理的行政垄断现象。截至 2021 年 6 月, 共清理涉及各类市场主体经济活动的政策措施文件 189 万件, 审查新出台政策措施 85.7 万件, 发现和纠正违反审查标准的政策措施 4100 余件, 修订废止文件近 3 万件。^①与此同时, 公平竞争审查制度对企业竞争产生了显著影响。诸多研究表明, 公平竞争审查制度可以有效削弱市场准入的限制性贸易壁垒(沈璐和向锐, 2024), 引入更多外地企业和外地商品进入本地市场竞争(刘斌和赖洁基, 2021), 充分提升了区域市场竞争程度, 倒逼本地企业做出优化投资效率(刘慧和綦建红, 2022)和削减过剩产能(刘斌和赖洁基, 2021)的决策。不难发现, 上述研究大多基于资源重新配置视角来探讨公平竞争审查制度实施后市场竞争程度强化对关联企业行为的影响, 缺乏从可持续发展角度予以考量。沿循前文的理论逻辑, 市场竞争程度的强化有利于激发企业提升 ESG 表现的内在动机(Ding 等, 2022)。基于此, 本文将公平竞争审查制度与企业 ESG 表现置于统一框架之下, 探讨公平竞争审查制度对企业 ESG 表现的影响。

本文以公平竞争审查制度实施作为准自然实验场景, 利用 2009—2022 年沪深 A 股上市公司数据, 实证检验了公平竞争审查制度对企业 ESG 表现的影响效应和作用渠道。研究发现, 公平竞争审查制度实施后, 关联企业的 ESG 表现得到了有效提升, 且主要通过加剧地区市场竞争以及降低产品市场势力两条途径实现。异质性检验发现, 公平竞争审查制度对企业 ESG 表现的提升作用主要体现在无共同机构投资者、官员晋升压力较大以及政策执行力度较大的分组中。

本文可能存在的边际贡献如下: 首先, 现有文献仅识别出垄断对 ESG 表现的负面影响(雷雷等, 2023), 但未进一步找到有效解决措施。本文突破现有研究的局限性, 将研究视角聚焦于规制行政垄断的重大制度安排层面, 构建起公平竞争审查制度与企业 ESG 表现之间的逻辑框架, 为解决垄断对 ESG 表现的消极影响提供了解决方案和经验支撑; 此外, 依托公平竞争审查制度的外生场景检验了其对于企业 ESG 表现的影响, 有效解决了实证研究的反向因果问题, 清晰地识别出了行政垄断规制与企业 ESG 表现之间的因果关系, 为后续政策的修订完善提供了重要参考。其次, 现有文献大多围绕全国层面的行业竞争强度来检验公平竞争审查制度影响企业相关行为的作用路径(刘斌和赖洁基, 2021; 沈璐和向锐, 2024), 未能有效识别出公平竞争审查

^① 数据来源: 中国政府网, http://www.gov.cn/xinwen/2021-07/29/content_5628162.htm。

制度对地区市场竞争程度的强化作用。本文基于企业营业收入数据计算出地区—行业层面的市场竞争程度,更加细致地揭示了行政垄断规制对企业 ESG 表现的影响路径。与此同时,本文从共同机构投资者、官员晋升压力、政策执行力度等方面系统检验了公平竞争审查制度影响企业 ESG 表现的差异性,在研究问题和研究内容上对以往文献进行了有效补充。再次,区别于现有文献从投资效率(刘慧和綦建红,2022)、产能利用率(刘斌和赖洁基,2021)、企业创新(杨兴全和张可欣,2023)等角度探讨公平竞争审查制度的经济后果,本文以利益相关者理论和产品差异化理论为基础,以企业 ESG 表现为研究对象,从可持续发展层面拓展了公平竞争审查制度经济后果的研究。最后,将企业 ESG 表现的驱动因素视角从环境政策(王禹等,2022)、空气污染压力(潘玉坤和郭萌萌,2023)、银企关系(朱光顺和魏宁,2023)、数字化转型(肖红军等,2024)、资本市场开放(宋献中等,2024)等转移到规制行政垄断层面,以公平竞争审查制度为切入点,从竞争政策层面丰富了企业 ESG 表现的影响因素研究。

二、理论分析与研究假说

行政垄断是计划经济向市场经济转轨过程中遗留的产物,不利于构建公平有序的竞争环境(杨兴全和张可欣,2023)。在“政治锦标赛”的晋升体制下,地方政府为了在激烈的区域竞争中取胜,往往会制定如市场准入设限、项目审批设槛、限制要素和商品自由流动等地方性保护政策(周黎安,2004),大幅提高了区域性市场准入门槛(Buccirossi 等,2013),导致外地企业和外地商品均难以进入本地市场参与竞争(刘斌和赖洁基,2021)。在此背景下,区域市场竞争严重缺乏充分性,本地企业拥有较强的产品市场势力(王彦超和蒋亚含,2020)。公平竞争审查制度作为规制行政垄断的重大安排,可以从根本上遏制地方政府的不正当行政干预行为(刘斌和赖洁基,2021;杨兴全和张可欣,2023)。具体而言,公平竞争审查制度出台的“禁止设置不合理或者歧视性的准入和退出条件”“禁止限定经营、购买、使用特定经营者提供的商品和服务”“不得对外地和进口商品、服务实行歧视性价格和歧视性补贴政策”等多项审查要求,为相关审查机构提供了具体指引。地方政府以前颁布的市场准入设限、限制商品流动等不符合审查规定的政策会被逐步清理,新制定的具有排除、限制竞争效果的政策也将难以通过监管审查。由此,原有的限制性进入壁垒得到有效破除,更多外地企业和外地商品可以进入本地市场,提高了地区的市场竞争强度(沈璐和向锐,2024),弱化了关联企业的产品竞争优势(刘斌和赖洁基,2021)。上文提供了一个直观的逻辑,即公平竞争审查制度提升了市场竞争程度、弱化了产品市场势力。下面,本文将具体阐述市场竞争程度的强化以及产品市场势力的下降如何影响企业 ESG 表现。

首先,根据利益相关者理论,市场竞争程度的强化使企业通过提升 ESG 表现来改善与利益相关者的关系,从而提升长期盈利能力。利益相关者理论认为,企业是股东与其他利益相关者之间缔结的“一组契约”(张兆国等,2013),提升契约(尤其是隐形契约)的有效性有助于企业取得较好的经营绩效以及保持长期的盈利能力(Alchian 和 Demsetz, 1972),是应对市场竞争程度加剧的有力工具。隐形契约的有效性很大程度上取决于利益相关者是否相信企业会遵守相关协议(Ding 等, 2022),换言之,利益相关者对企业信任程度越高,那么隐形契约的有效性就会越强。因此,如何增强利益相关者的信任成为了企业应对激烈市场竞争环境的潜在策略。现有文献表明,企业积极履行“为客户提供安全、优质的产品”“保障工人平等的福利和权益”“减少污染排放、保护当地环境”等 ESG 责任能够向外界释放积极信号,进而获得利益相关者更强的信任(Du 等, 2011; Flammer, 2015)。具体而言,一方面,良好的 ESG 表现能传达统筹兼顾经济效益

与社会效益的经营理念,帮助企业树立负责任的社会形象,赢得良好的社会声誉,进而获取利益相关者的信任(Azmi 等, 2021); 另一方面,良好的 ESG 表现能凸显企业正确的价值观(邱牧远和殷红, 2019),有效满足利益相关者社会责任的偏好,从而缩短其与利益相关者的信任距离(李增福和冯柳华, 2022)。综上所述,市场竞争程度强化能迫使企业提升 ESG 表现来强化利益相关者对企业的信任,以提高隐形契约的有效性。

其次,根据产品差异化理论,产品市场势力弱化能促使企业通过提升 ESG 表现来增强产品差异化,从而缓解竞争对利润的影响。产品差异化理论认为,差异化的产品降低了产品需求价格弹性,提高了企业产品定价权力,从而使企业能获取更高的销售利润(Albuquerque 等, 2019)。因此,产品市场势力的弱化会激发企业增加产品差异化投资的动机(Ding 等, 2022),而 ESG 战略实施可以增强产品差异化。现有文献发现,在“绿水青山就是金山银山”“双碳”战略目标等大背景下,消费者日益强烈的环保价值观使其更偏好安全、健康、环境友好型的产品(陈娇娇等, 2023),企业积极实施 ESG 战略可以使其产品从同质产品中“脱颖而出”,获得较高的产品定价权和优异的产品市场表现(李增福和冯柳华, 2022; 蒋德权和蓝梦, 2022; 武鹏等, 2023)。具体而言,当企业将 ESG 理念融入原材料的选择、产品的设计和包装等各个环节后,企业能够满足消费者在安全、健康、环境友好型产品上的差异化需求,进而可以以较高的价格出售产品(武鹏等, 2023)。此外,积极践行 ESG 表现能够为企业积累诚信和可靠声誉(谢红军和吕雪, 2022),树立负责任的品牌形象,而消费者往往假定诚信和可靠的企业生产的产品也是高质量的(McWilliams 和 Siegel, 2000),因此会增加对该企业商品或服务的需求(毛其淋和王玥清, 2023)。综上所述,市场竞争将迫使企业提升 ESG 表现以实现产品差异化,提高产品定价权力。基于上述分析,本文提出如下假说:

假说 1: 在其他条件不变的情况下,公平竞争审查制度的实施可以提升企业 ESG 表现。

承接上述理论分析,市场竞争强度的增强是推动企业提升 ESG 表现的重要因素。当地区市场竞争强度增强时,企业如果能够依靠其他途径抵御市场竞争强化的“威胁”,那么公平竞争审查制度的规制作用将被削弱。共同机构投资者的存在为本文提供了一个较好的实验场景。相比于单一机构投资者,共同机构投资者的目标发生了根本性转变,即由单个企业利润最大化转变为组合价值最大化。在组合价值最大化目标的驱使下,共同机构投资者有动机和能力促成联结企业之间的合谋,这在一定程度上弱化了市场竞争强度(雷雷等, 2023)。当公平竞争审查制度提高市场竞争的充分性时,共同机构投资者之间形成的合谋效应能够减少市场竞争强化的威胁,进而弱化企业提升 ESG 表现的内在动机。因此,本文认为存在共同机构投资者时,公平竞争审查制度对企业 ESG 表现的提升作用更弱。基于上述分析,本文提出如下假说:

假说 2: 在其他条件不变的情况下,公平竞争审查制度对企业 ESG 表现的提升作用在无共同机构投资者的分组中更显著。

在“政治锦标赛”的晋升激励体制下,地方政府有动机设置如市场准入设限、审批项目设槛、限制要素和商品流动等“以邻为壑”的地方保护政策(周黎安, 2004),以求实现局部地区的经济快速发展。当面临不同的晋升压力时,地方政府利用行政管制手段干预市场的动机强弱存在明显差异。具体而言,晋升压力较大时,官员更加需要依赖封锁性区域政策来谋求经济的高速增长,这自然会弱化地区市场竞争程度、强化本地企业产品势力;相反,晋升压力较小时,官员设置进入壁垒的动机就相对较弱,外地企业和外地产品更容易进入当地市场,此时本地市场竞争程度更加充分。承接前文理论所述,公平竞争审查制度的实施能够保证更多外地企业和外

地商品参与本地市场竞争,强化市场竞争的充分性,进而激发企业提升 ESG 表现以应对竞争的动机。那么,在官员晋升压力较大的地区,市场竞争越不充分,公平竞争审查制度实施对市场竞争程度的强化作用就越明显。因此,本文认为在官员晋升压力较大的地区,公平竞争审查制度对企业 ESG 表现的提升效果更强。基于上述分析,本文提出如下假说:

假说 3:在其他条件不变的情况下,公平竞争审查制度对企业 ESG 表现的提升作用在官员晋升压力较大的分组中更显著。

古语云,“天下之事,不难于立法,而难于法之必行”。一个制度效力的发挥很大程度上取决于其执行力度如何,公平竞争审查作为从根本上解决不当政府干预的重大制度安排,自然也不例外。如果公平竞争审查制度的执行力度较弱,外地企业和外地商品依旧面临着难以进入本地市场的困境,公平竞争审查制度对地区市场竞争程度的强化作用以及企业产品市场势力的降低作用就会被明显削弱,那么,公平竞争审查制度对企业 ESG 表现的提升效应也会被降低。相反,如果公平竞争审查制度的执行力度较强,那么外地企业和外地商品更容易进入本地市场参与竞争,这将大幅提升区域市场竞争强度,降低本地企业产品市场势力,能够有效强化企业提升 ESG 表现以应对竞争的动机。因此,本文认为政策执行力度越强,公平竞争审查制度对企业 ESG 表现的提升作用越明显。基于上述分析,本文提出如下假说:

假说 4:在其他条件不变的情况下,公平竞争审查制度对企业 ESG 表现的提升作用在政策执行力度较大的分组中更显著。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文以 2009—2022 年沪深 A 股上市公司为初始研究样本,经过剔除 ST 和*ST 企业样本、剔除金融行业样本、剔除主要变量缺失样本、剔除资不抵债样本以及剔除 2015 以后才上市的样本等筛选处理后,一共获得 30 478 个样本观测值。为减少极端值对回归结果的干扰,对所有连续性变量进行了上下 1% 的缩尾处理。本文的财务数据和市场分割指数来源于国泰安(CSMAR)数据库,ESG 表现数据来源于华证数据库,地方层面数据来源于相关统计年鉴,媒体 ESG 新闻数据来源于 Datago 数行者数据库。

(二)变量定义

1. 企业 ESG 表现(*ESGHZ*)。相比于彭博、商道融绿等 ESG 评级机构,华证的 ESG 评级数据具备贴合中国现实情景、覆盖范围广、时效性高等优势(宋献中等, 2024),能及时反映中国大部分上市公司的可持续发展能力。故本文参照现有研究做法(方先明和胡丁, 2023; 毛其淋和王玥清, 2023),采用华证 ESG 数据衡量企业 ESG 表现。根据华证评价体系“AAA、AA、A、BBB、BB、B、CCC、CC、C”九档评级体系,将上市公司 ESG 评级从高到低依次赋值“9—1”,得分越高,表明企业 ESG 表现越好。

2. 核心解释变量(*Treat*×*Post*)。2016 年 6 月,国务院颁布的《关于在市场体系建设中建立公平竞争审查制度的意见》为本研究提供了实验场景,但其并未以试点方式实施,无法直接获得处理组和对照组。公平竞争审查制度的规制对象是以政府为主导的行政垄断行为,故行政垄断更高的地区受到的冲击和影响更大(刘慧和綦建红, 2022)。首先,参照王彦超和蒋亚含(2020)、刘慧和綦建红(2022)的做法构造分组虚拟变量(*Treat*),以省级市场分割指数量化行政垄断程度,并基于 2009—2015 年省级行政垄断均值高低进行分组,将行政垄断程度较高地区的企业划分为处理组(*Treat*=1),将行政垄断程度较低地区的企业划分为对照组(*Treat*=0)。其次,根据公平竞

争审查制度的实施时间来构造政策虚拟变量(*Post*), 2016 年以前为 0; 2016 当年及以后为 1。最后, 分组虚拟变量(*Treat*)与政策虚拟变量(*Post*)的交乘项即为核心解释变量(*Treat*×*Post*)。

3.控制变量。参照现有研究的做法(刘慧和綦建红, 2022; 雷雷等, 2023), 本文设置了企业规模(*Size*)、企业杠杆(*Lev*)、企业绩效(*ROA*)、企业现金流(*Cash*)、股权集中度(*Top1*)、代理成本(*AC*)、机构投资者持股比例(*SHold*)、董事会规模(*Board*)、独立董事占比(*Id*)、两职合一(*Dual*)、产权性质(*SOE*)、企业年龄(*Age*)、国际四大(*Big4*)、分析师关注(*Anal*)、媒体 ESG 关注(*MediaESG*)、经济发展水平(*GDP*)等控制变量。本文还加入了企业固定效应、年份固定效应以及省份固定效应来保证回归结果的稳健性, 并采用稳健标准误以消除潜在异方差和序列自相关的影响。变量详细定义如表 1 所示。

表 1 变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
企业ESG表现	<i>ESGHZ</i>	根据华证数据库ESG评级赋值得到, 具体定义如上所述
核心解释变量	<i>Treat</i> × <i>Post</i>	分组虚拟变量和政策虚拟变量的交乘项
企业规模	<i>Size</i>	资产总额的自然对数
企业杠杆	<i>Lev</i>	负债总额与资产总额的比值
企业绩效	<i>ROA</i>	净利润与资产总额的比值
企业现金流	<i>Cash</i>	经营活动产生的现金流量净额与资产总额的比值
股权集中度	<i>Top1</i>	第一大股东持股股数与总股数的比值
代理成本	<i>AC</i>	管理费用与营业收入的比值
机构投资者持股比例	<i>SHold</i>	机构投资者持股股数与总股数的比值
董事会规模	<i>Board</i>	董事会人数的自然对数
独立董事占比	<i>Id</i>	独立董事人数与董事会人数的比值
两职合一	<i>Dual</i>	董事长与总经理同一人担任取值为1, 否则取值为0
产权性质	<i>SOE</i>	国有企业赋值为1, 否则赋值为0
企业年龄	<i>Age</i>	企业上市年限加1的自然对数
国际四大	<i>Big4</i>	由国际四大审计赋值为1, 否则赋值为0
分析师关注	<i>Anal</i>	企业年度跟踪上市公司的分析师(团队)数加1的自然对数
媒体ESG关注	<i>MediaESG</i>	ESG新闻数量加1的自然对数
经济发展水平	<i>GDP</i>	地区生产总值的自然对数

(三)模型构建

本文参照刘慧和綦建红(2022)、沈璐和向锐(2024)的做法, 构建了模型(1)来检验公平竞争审查制度对企业 ESG 表现的影响:

$$ESGHZ_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_t + \beta_i \sum Controls_{it} + Firm + Year + Area + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

被解释变量为 ESG 表现, 采用 *ESGHZ* 表示; 核心解释变量为 *Treat*×*Post*; *Controls* 为一系列控制变量; *Firm* 为企业固定效应, *Year* 为年份固定效应, *Area* 为省份固定效应, ε 为随机误差项。

四、实证结果与分析

(一)描述性统计

描述性统计结果如表 2 所示。企业 ESG 表现的最小值为 1, 最大值为 6, 标准差为 1.071, 均值为 4.074, 表明统计样本中企业 ESG 表现整体偏低且不同企业之间存在差异性; 特别要说明的

是,企业 ESG 表现均值与现有研究基本保持一致(宋献中等, 2024),侧面验证了数据的合理性。*Treat* 的均值为 0.354,表明处理组样本占比为 35.4%; *Treat*×*Post* 的均值为 0.188,表明公平竞争审查制度实施后的处理组样本占比达到 18.8%。其余变量的分布情况也基本与现有研究相符合。

表 2 描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>ESGHZ</i>	30 478	4.074	1.071	1.000	4.000	6.000
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	30 478	0.188	0.391	0.000	0.000	1.000
<i>Treat</i>	30 478	0.354	0.478	0.000	0.000	1.000
<i>Size</i>	30 478	22.309	1.331	19.840	22.137	26.347
<i>Lev</i>	30 478	0.441	0.208	0.052	0.438	0.896
<i>ROA</i>	30 478	0.034	0.062	-0.253	0.034	0.192
<i>Cash</i>	30 478	0.045	0.070	-0.167	0.044	0.245
<i>Top1</i>	30 478	0.344	0.148	0.091	0.321	0.742
<i>SHold</i>	30 478	0.467	0.243	0.005	0.482	0.930
<i>AC</i>	30 478	0.090	0.072	0.008	0.072	0.440
<i>Board</i>	30 478	2.139	0.199	1.609	2.197	2.708
<i>Id</i>	30 478	0.374	0.054	0.333	0.333	0.571
<i>Dual</i>	30 478	0.246	0.431	0.000	0.000	1.000
<i>SOE</i>	30 478	0.411	0.492	0.000	0.000	1.000
<i>Age</i>	30 478	2.291	0.790	0.000	2.485	3.367
<i>Big4</i>	30 478	0.062	0.241	0.000	0.000	1.000
<i>Anal</i>	30 478	1.472	1.185	0.000	1.386	3.784
<i>MediaESG</i>	30 478	3.353	1.236	0.693	3.367	6.569
<i>GDP</i>	30 478	10.441	0.765	7.957	10.494	11.768

(二)均值差异检验

均值差异检验的具体结果如表 3 所示。均值差异检验结果显示,政策实施前,处理组和对照组之间的 ESG 表现均值差异为 0.003,未通过显著性检验;政策实施后,处理组 ESG 表现的均值为 4.070,对照组 ESG 表现的均值仅为 4.028,差异达到 0.042,且在 5% 的水平下显著。上述结果表明,公平竞争审查制度对企业 ESG 表现具有显著的提升效果,初步支持假说 1。

表 3 均值差异检验

组别	企业ESG表现均值		均值差异	<i>T</i> 检验
	(1) <i>Treat</i> =0	(2) <i>Treat</i> =1	<i>Diff</i> =(1)-(2)	<i>T</i> 值
<i>Post</i> =0	4.111	4.108	0.003	0.183
<i>Post</i> =1	4.028	4.070	-0.042**	-2.227

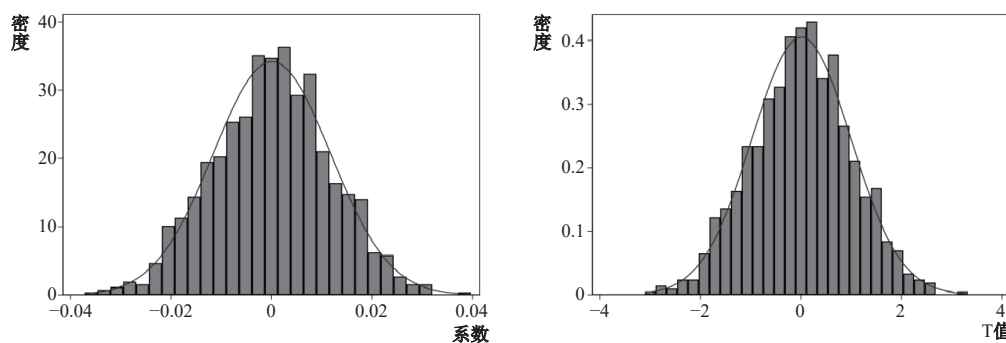
(三)基准回归分析

表 4 列示了公平竞争审查制度对企业 ESG 表现的基准回归结果。列(1)为仅加入固定效应的回归结果,可见,核心解释变量(*Treat*×*Post*)与企业 ESG 表现(*ESGHZ*)的估计系数为 0.074,且通过了 5% 的显著性检验;列(2)为加入控制变量和固定效应的回归结果,结果显示,核心解释变量(*Treat*×*Post*)的回归系数在 5% 的水平下显著为正。上述结果表明,公平竞争审查制度的实施对企业 ESG 表现具有显著正向效应,即公平竞争审查制度实施后,企业 ESG 表现得到了显著提升,假说 1 得到验证。

(四)稳健性检验

1. 平行趋势检验。平行趋势检验通过使用双重差分模型进行政策效应评估的前提条件。参照现有研究(毕茜和李靖, 2023), 使用年份虚拟变量替换模型(1)中政策虚拟变量 $Post$, 对公平竞争审查制度与企业 ESG 表现的敏感性进行动态性检验。以 2015 年作为基期, 构造了如下年份虚拟变量: $Year_{2009}$ 、 $Year_{2010}$ 、 $Year_{2011}$ 、 $Year_{2012}$ 、 $Year_{2013}$ 、 $Year_{2014}$ 、 $Year_{2016}$ 、 $Year_{2017}$ 、 $Year_{2018}$ 、 $Year_{2019}$ 、 $Year_{2020}$ 、 $Year_{2021}$ 、 $Year_{2022}$, 各年份虚拟变量分别在 2009 年、2010 年、2011 年、2012 年、2013 年、2014 年、2016 年、2017 年、2018 年、2019 年、2020 年、2021 年、2022 年取值为 1, 否则取值为 0。接下来将年份虚拟变量与分组虚拟变量进行交乘, 以全新的解释变量进行回归并作图, 如图 1 所示。结果表明, 公平竞争审查制度实施前, 估计系数未显著异于 0, 表明政策实施前处理组与对照组之间的 ESG 表现变化趋势不具有明显差异。上述结果表明平行趋势检验成立, 使用双重差分模型估计公平竞争审查制度对企业 ESG 表现的影响具有合理性。

2. 安慰剂检验。考虑到样本期间还实施了其他政策, 为排除不可观测因素造成计量结果的偏误, 本文借鉴权威文献的做法进行安慰剂检验(Ferrara 等, 2012)。具体而言, 本文通过随机划分处理组和对照组, 在保持政策时间不变的情况下, 从样本中随机抽取与处理组企业同等数量的企业作为随机的处理组, 并利用模型(1)估计虚拟的政策效应, 随机模拟 1000 次。检验结果如图 2 所示, 随机过程的系数核密度在 0 附近, 绝大多数 T 值也均处于 0 附近。结果表明, 公平竞争审查制度对于企业 ESG 表现的影响效应并不是由其他因素推动的, 假说 1 成立。

图 2 随机处理后的系数与 T 值分布

3. 重新构造处理组和对照组。为增强文章结论的稳健性, 本文参照现有研究做法(翟淑萍等, 2024), 采用国有控股企业营业收入与省份规模以上企业营业收入的比值衡量行政垄断程度, 比值越大表明行政垄断程度越高, 并依据 2009—2015 年均值的中位数重新划分处理组和对

表 4 基准回归结果

变量	(1)ESGHZ	(2)ESGHZ
$Treat \times Post$	0.074** (2.352)	0.068** (2.300)
控制变量	不控制	控制
企业固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
省份固定效应	控制	控制
观测值	30 478	30 478
Adj_R^2	0.012	0.072

注: *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著, 括号内为稳健标准误计算的 t 值。限于篇幅, 控制变量和常数项的估计结果未予列出, 感兴趣的读者可以向作者索取。下表统同。

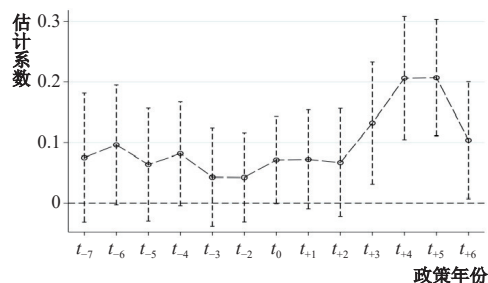


图 1 平行趋势检验图

照组($FCRS$),进而构建新的核心解释变量($FCRS \times Post$),结果如表5列(1)所示。核心解释变量($FCRS \times Post$)的估计系数在1%的水平下显著为正,与基准回归结果保持一致,假说1成立。

4. 倾向匹配得分检验。为有效缓解对照组与处理组之间差异导致的样本选择偏差问题,本文以所有控制变量作为协变量,通过Logit模型计算倾向得分值,然后依据倾向得分值分别按照最近邻匹配原则为每个处理组匹配1个或者2个企业,并使用筛选后的样本再进行基准回归分析。表5列(2)、列(3)的回归结果显示,无论采取哪种匹配方式,核心解释变量($Treat \times Post$)与企业ESG表现($ESGHZ$)的回归系数分别在10%和5%的水平下显著为正,表明公平竞争审查制度的实施显著提高了企业ESG表现,支持了假说1。

表5 稳健性检验(一)

变量	重新构造处理组和对照组	1:1近邻匹配	1:2近邻匹配	剔除2016年样本
	(1) $ESGHZ$	(2) $ESGHZ$	(3) $ESGHZ$	(4) $ESGHZ$
$FCRS \times Post$	0.090*** (3.005)			
$Treat \times Post$		0.075* (1.659)	0.086** (2.170)	0.078** (2.454)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	30 478	9 971	14 473	27 990
Adj_R^2	0.072	0.069	0.068	0.071

5. 剔除2016年样本。考虑到2016年当年包含政策出台前后数据,可能对回归结果造成干扰,故本文剔除2016年数据重新进行回归,回归结果如表5列(4)所示。结果显示, $Treat \times Post$ 的系数为0.078,在5%的水平下显著。说明剔除2016年样本后的结果依然支持假说1。

6. 被解释变量推后*N*期。考虑到公平竞争审查制度的实施效果可能具有滞后性,本文参照刘斌和赖洁基(2021)的研究做法,将被解释变量推后1期以及2期后重新放入模型(1)进行回归,结果如表6列(1)、列(2)所示。结果表明,核心解释变量($Treat \times Post$)的估计系数均在1%的水平下显著为正,这支持了公平竞争审查制度提升企业ESG表现的假说。

表6 稳健性检验(二)

变量	推后1期	推后2期	更换政策时间冲击点	华证ESG综合得分
	(1) $ESGHZ$	(2) $ESGHZ$	(3) $ESGHZ$	(4) $ESGHZ1$
$Treat \times Post$	0.090*** (2.874)	0.091*** (2.668)		0.367** (2.525)
$Treat \times Time$			0.077*** (2.593)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	26 880	24 304	30 478	30 478
Adj_R^2	0.077	0.033	0.072	0.080

7. 更换政策时间冲击点。公平竞争审查制度颁布的时间为 2016 年 6 月,但各地实际落实公平竞争审查制度可能集中在 2016 年底至 2017 年。因此,本文将政策冲击点从 2016 年更改为 2017 年,并同时以 2009—2016 年省级行政垄断均值高低重新划分处理组和对照组,得到全新的核心解释变量($Treat \times Time$)再进行回归,结果如表 6 列(3)所示。结果显示,核心解释变量($Treat \times Time$)的估计系数均在 1% 的水平下显著为正。结果表明,更换政策冲击点的结果依然支持假说 1 的结论。

8. 采用华证综合得分衡量企业 ESG 表现。考虑到原有的企业 ESG 表现为非连续变量,不能有效区分企业之间 ESG 表现的差异性。为有效缓解上述问题,本文采用华证 ESG 综合得分来重新衡量企业 ESG 表现,记作 $ESGHZ1$ 。回归结果如表 6 列(4)所示,结果显示,核心解释变量对企业 ESG 表现的回归系数在 5% 的水平下依然显著为正。因此,采用华证综合得分衡量企业 ESG 表现的结果依然支持假说 1 的结论。

五、进一步分析

(一)影响渠道检验

承前文理论分析所述,公平竞争审查制度的实施能够引入更多外地企业和外地商品参与本地市场竞争,进而强化本地的区域市场竞争强度,降低本地企业产品市场势力,推动企业提升 ESG 表现。为了验证上述渠道是否成立,本文从地区市场竞争程度和企业产品市场势力两个方面展开检验和分析。首先,为有效衡量地区层面市场竞争程度的变化,本文参照周志方等(2023)的做法,采用营业收入指标构造地区一行业的赫芬达尔指数进行衡量,记作 $Area_HHI$;其次,为有效衡量企业产品市场势力的变化,本文参照杨兴全和张可欣(2023)的做法,采用勒纳指数^①予以衡量,记作 PCM 。具体回归结果如表 7 所示。结果显示,核心解释变量($Treat \times Post$)与赫芬达尔指数($Area_HHI$)、勒纳指数(PCM)的回归系数分别在 10%、1% 的水平下显著为负,表明公平竞争审查制度实施后,地区市场竞争更为充分,企业产品势力明显下降。上述结果表明,公平竞争审查制度可以通过提高市场竞争程度、降低产品市场势力来推动企业提升 ESG 表现。

表 7 影响渠道检验

变量	市场竞争强度	产品市场势力
	(1) $Area_HHI$	(2) PCM
$Treat \times Post$	-0.012 [*] (-1.821)	-0.009 ^{***} (-2.894)
控制变量	控制	控制
企业固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
省份固定效应	控制	控制
观测值	30 478	30 478
Adj_R^2	0.079	0.497

(二)异质性检验

1. 共同机构投资者。本文参考权威文献来衡量共同机构投资者(雷雷等,2023),若企业当年任一季度存在共同机构投资者^②持股则表示企业存在共同机构投资者,反之则不存在共同机构投资者,并据此展开异质性分析,检验结果如表 8 列(1)、列(2)所示。结果显示,在有共同机构投资者的分组中,核心解释变量($Treat \times Post$)与企业 ESG 表现($ESGHZ$)未呈现出显著性关系;在无共同机构投资者的分组中,核心解释变量($Treat \times Post$)的估计系数在 5% 的水平下显著为正。上述结果表明,公平竞争审查制度对企业 ESG 表现的提升作用主要体现在无共同机构投资者的样本分组中,与前文理论分析保持一致,假说 2 得到验证。

① 勒纳指数(PCM)=(营业收入-营业成本-销售费用-管理费用)/营业收入。

② 共同机构投资者是指至少在某一行业内两家企业中同时持有不低于 5% 股份的机构投资者。

2. 官员晋升压力。考虑到官员晋升考核往往采用“相对绩效”的考核方法,会在晋升考核中参照可比地区(陈菁和李建发,2015),且官员晋升行为的研究中对经济绩效指标给予了高度关注(朱英姿和许丹,2013)。故本文结合朱英姿和许丹(2013)、陈菁和李建发(2015)研究的做法,按照地理位置将我国分为华东、华南、华北、华中、东北、西南、西北七大地区,^①并基于 GDP 增长率指标来构建地方政府官员的晋升压力。具体而言,计算出 2009—2015 年间各个省份 GDP 增长率的均值,如果该省份 GDP 增长率均值小于省份所在地区^②GDP 增长率的中位数,则该省份被纳入官员晋升压力较大组,反之则被纳入官员晋升压力较小组,并据此展开异质性分析,结果如表 8 列(3)、列(4)所示。结果显示,在官员晋升压力较大的分组中,核心解释变量($Treat \times Post$)的估计系数在 1% 的水平下显著为正;在官员晋升压力较小的分组中,核心解释变量($Treat \times Post$)的估计系数未通过显著性检验。上述结果表明,公平竞争审查制度对企业 ESG 表现的提升作用主要体现在官员晋升压力较大的分组中,与理论分析保持一致,假说 3 得到了验证。

表 8 基于共同机构投资者和官员晋升压力的异质性检验

变量	有共同机构投资者	无共同机构投资者	官员晋升压力较大	官员晋升压力较小
	(1)ESGHZ	(2)ESGHZ	(3)ESGHZ	(4)ESGHZ
$Treat \times Post$	0.023 (0.305)	0.072** (2.215)	0.143*** (3.126)	0.034 (0.835)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	4 487	25 991	16 436	14 042
Adj_R^2	0.051	0.078	0.072	0.070

3. 政策执行力度。借鉴现有研究的做法(刘慧和綦建红,2022),采用地方政府是否将公平竞争审查制度纳入到绩效考核体系作为政策执行力度的替代变量。原因在于,当公平竞争审查制度被纳入到地方政府绩效考核体系后,地方政府如果不严格落实制度、不加大执行力度,将不利于官员的政治晋升和绩效考核。因此,本文认为当公平竞争审查制度被纳入到地方政府考核体系后,自然会加大对该制度的执行力度。本文基于现有统计数据^③以及研究做法(刘慧和綦建红,2022)将公平竞争审查制度纳入到地方政府绩效考核体系作为政策执行力度较大组^④,反之则为政策执行力度较小组,再利用模型(1)进行回归,结果如表 9 列(1)、列(2)所示。结果显示,核心解释变量($Treat \times Post$)的估计系数在政策执行力度较大的分组中显著为正,在政策执行力度较小的分组中未呈现出显著关系。上述结论表明,公平竞争审查制度对企业 ESG 表现的提升作用主要体现在政策执行力度较大的分组中,假说 4 得到了验证。

① 华东地区包括江苏、浙江、福建、上海、安徽、江西和山东;华南地区包括广东、广西和海南;华北地区包括北京、天津、河北、山西和内蒙古;华中地区包括河南、湖北和湖南;东北地区包括辽宁、吉林和黑龙江;西南地区包括重庆、四川、贵州、云南和西藏;西北地区包括陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。受数据限制,此处未包括香港、澳门以及台湾地区。

② 此处地区仅指上述所划分的七大地区。

③ https://www.sohu.com/a/201902118_123753。

④ 公平竞争审查制度纳入政府考核体系的省份:北京、天津、河北、山西、陕西、湖北、湖南、浙江、江苏、贵州、宁夏、青海、内蒙古、辽宁、黑龙江、吉林、江西、广西、海南。

表 9 基于政策执行力度的异质性检验以及排除 ESG 漂绿的策略性行为

变量	政策执行力度大	政策执行力度小	企业ESG漂绿
	(1)ESGHZ	(2)ESGHZ	(3)GW_ESG
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.104*** (2.606)	0.044 (0.996)	-0.020 (-0.356)
控制变量	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
观测值	16 056	14 422	12 072
<i>Adj_R</i> ²	0.076	0.070	0.020

(三)排除企业实施 ESG 漂绿的策略性应对行为

相比于提升 ESG 表现,实施 ESG 漂绿行为能够以较低成本获取较高收益,这会激发企业实施投机行为的动机。当公平竞争审查制度加剧了市场竞争程度、降低了产品市场势力时,企业可能通过虚假、夸大、欺骗等行为方式进行印象管理,给消费者、供应商等利益相关者造成“错觉”,进而赢得短期利益和建立短期优势。因此,本文接下来检验公平竞争审查制度是否会导致企业实施 ESG 漂绿行为来进行策略性应对。本文参照权威文献的研究做法(Yu 等, 2020)构建 ESG 漂绿指标(*GW_ESG*),将其替换模型(1)中的被解释变量并重新进行回归,回归结果如表 9 列(3)所示。结果显示,核心解释变量(*Treat*×*Post*)的估计系数为-0.020,未通过显著性检验,这表明公平竞争审查制度实施后,企业并未实施 ESG 漂绿行为。综上所述,本文排除了企业实施 ESG 漂绿行为来进行策略性应对的可能。

六、研究结论与政策建议

构建公平竞争的市场竞争环境和推动企业可持续发展是党和政府关注的焦点。本文以公平竞争审查制度实施为准自然实验,构建双重差分模型实证检验了公平竞争审查制度对企业 ESG 表现的影响。研究发现,公平竞争审查制度显著提升了企业 ESG 表现,且经过一系列稳健性检验后结论依然成立。机制检验发现,公平竞争审查制度主要通过强化市场竞争强度、弱化产品市场势力来推动企业提升 ESG 表现。异质性检验发现,公平竞争审查制度对企业 ESG 表现的提升作用主要体现在无共同机构投资者、官员晋升压力较大以及政策执行力度较大的样本分组中。最后,本文排除了公平竞争审查制度压力下企业 ESG 漂绿的策略性行为。

基于上述研究结论,本文提出以下政策建议:第一,坚决落实公平竞争审查制度,有序提升政策执行力度。行政垄断导致的市场准入门槛“高低不一”扰乱了市场正常运行秩序,形成了本地企业和外地企业竞争机会和竞争优势不平等的局面。因此,地方政府应以公平竞争审查制度为抓手,以具体实施细则为准绳,利用“增量审查+存量清理”相结合的方式,破除行政垄断之弊,保证不同市场主体在进入、优惠、补贴、定价等方面能被一视同仁,有效提升地区市场的竞争强度;同时,地方政府应当积极将公平竞争审查制度纳入绩效考核体系中,提升执法的规范度、严格度、透明度,保证公平竞争审查制度能够落实到位,充分发挥制度威慑力,形成科学立法与严格执法叠加运行的良好生态局面。第二,企业应当主动提升 ESG 表现,充分应对市场竞争程度强化和产品定价权力弱化的威胁。在“绿水青山就是金山银山”“双碳”等战略目标的背景下,实施可持续发展战略是应对市场竞争加剧、产品竞争势力弱化的有力工具。因而,在面对

公平竞争审查制度所引致的压力时,企业应当以满足消费者观念和利益相关者理念为战略核心,积极提升 ESG 表现,保证自身的市场地位和定价能力。第三,完善公平竞争审查制度的配套机制,推动绿色发展战略稳步实施。共同机构持股是企业合谋构建市场垄断的一种隐蔽手段,会弱化公平竞争审查制度对企业绿色发展的促进效应。因此,相关机构应当对共同机构持股这类联结方式保持高度警惕,并利用《反垄断法》来有效防止共同机构投资者所滋生的市场垄断行为,保证公平竞争审查制度绿色效应的有效发挥。此外,本文研究发现公平竞争审查制度对企业提升 ESG 表现的作用在官员晋升压力较大地区更为明显,这表明行政垄断规制能够有效解决官员晋升压力所引致的问题。因此,应当不断夯实公平竞争审查制度的刚性约束和法律基础,提升公平竞争审查的效能,进而推动绿色发展战略稳步实施。

*感谢审稿专家和编辑提出的宝贵意见,同时也感谢西南大学经济管理学院博士研究生孙帆的宝贵意见。

参考文献:

- [1]毕茜,李靖. 竞争政策与职工工资——基于《反垄断法》实施的准自然实验[J]. 财经研究, 2023, (5): 140-153.
- [2]陈菁,李建发. 财政分权、晋升激励与地方政府债务融资行为——基于城投债视角的省级面板经验证据[J]. 会计研究, 2015, (1): 61-67.
- [3]陈娇娇,丁合煜,张雪梅. ESG 表现影响客户关系稳定度吗?[J]. 证券市场导报, 2023, (3): 13-23.
- [4]方先明,胡丁. 企业 ESG 表现与创新——来自 A 股上市公司的证据[J]. 经济研究, 2023, (2): 91-106.
- [5]蒋德权,蓝梦. 企业社会责任与产品市场表现[J]. 财经研究, 2022, (2): 109-122.
- [6]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, (4): 133-151.
- [7]李增福,冯柳华. 企业 ESG 表现与商业信用获取[J]. 财经研究, 2022, (12): 151-165.
- [8]刘斌,赖洁基. 破行政垄断之弊能否去产能过剩之势?——基于出台《公平竞争审查制度》的准自然实验[J]. 财经研究, 2021, (9): 34-47.
- [9]刘慧,綦建红. "竞争友好型"产业政策更有利于企业投资效率提升吗——基于公平竞争审查制度的准自然实验[J]. 财贸经济, 2022, (9): 101-116.
- [10]毛其淋,王玥清. ESG 的就业效应研究: 来自中国上市公司的证据[J]. 经济研究, 2023, (7): 86-103.
- [11]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, (7): 112-132.
- [12]戚聿东,郝越. 以公平竞争审查制度促进全国统一大市场建设[J]. 南方经济, 2022, (8): 10-21.
- [13]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, (3): 108-123.
- [14]沈璐,向锐. 公平竞争审查制度能否促进企业异地并购[J]. 财贸经济, 2024, (2): 72-86.
- [15]宋献中,潘婧,韩杰. 资本市场国际化的鞭策效应: A 股纳入 MSCI 指数与企业 ESG 表现[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, (4): 153-172.
- [16]王禹,王浩宇,薛爽. 税制绿色化与企业 ESG 表现——基于《环境保护税法》的准自然实验[J]. 财经研究, 2022, (9): 47-62.
- [17]王彦超,蒋亚含. 竞争政策与企业投资——基于《反垄断法》实施的准自然实验[J]. 经济研究, 2020, (8): 137-152.
- [18]武鹏,杨科,蒋峻松,等. 企业 ESG 表现会影响盈余价值相关性吗?[J]. 财经研究, 2023, (6): 137-152.
- [19]肖红军,沈洪涛,周艳坤. 客户企业数字化、供应商企业 ESG 表现与供应链可持续发展[J]. 经济研究, 2024, (3): 54-73.
- [20]谢红军,吕雪. 负责任的国际投资: ESG 与中国 OFDI[J]. 经济研究, 2022, (3): 83-99.
- [21]杨兴全,张可欣. 公平竞争审查制度能否促进企业创新?——基于规制行政垄断的视角[J]. 财经研究, 2023, (1): 63-78.

- [22]翟淑萍, 赵玉洁, 范润. 公平竞争审查制度与地方国企债券融资成本——基于行政垄断规制的视角[J]. 证券市场导报, 2024, (3): 37–50.
- [23]张兆国, 靳小翠, 李庚秦. 企业社会责任与财务绩效之间交互跨期影响实证研究[J]. 会计研究, 2013, (8): 32–39.
- [24]周黎安. 晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J]. 经济研究, 2004, (6): 33–40.
- [25]周志方, 韩尚杰, 程序. 市场准入管制放松与企业创新——基于“市场准入负面清单制度”试点的准自然实验[J]. 财经研究, 2023, (11): 125–139.
- [26]朱光顺, 魏宁. 负责任的银行贷款与上市公司 ESG 表现[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, (12): 133–151.
- [27]朱英姿, 许丹. 官员晋升压力、金融市场化与房价增长[J]. 金融研究, 2013, (1): 65–78.
- [28]Albuquerque R, Koskinen Y, Zhang C D. Corporate social responsibility and firm risk: Theory and empirical evidence[J]. *Management Science*, 2019, 65(10): 4451–4469.
- [29]Alchian A A, Demsetz H. Production, information costs, and economic organization[J]. *The American Economic Review*, 1972, 62(5): 777–795.
- [30]Azmi W, Kabir Hassan M, Houston R, et al. ESG activities and banking performance: International evidence from emerging economies[J]. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2021, 70: 101277.
- [31]Buccirossi P, Ciari L, Duso T, et al. Competition policy and productivity growth: An empirical assessment[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2013, 95(4): 1324–1336.
- [32]Ding W Z, Levine R, Lin C, et al. Competition laws, ownership, and corporate social responsibility[J]. *Journal of International Business Studies*, 2022, 53(8): 1576–1602.
- [33]Du S L, Bhattacharya C B, Sen S. Corporate social responsibility and competitive advantage: Overcoming the trust barrier[J]. *Management Science*, 2011, 57(9): 1528–1545.
- [34]Ferrara E L, Chong A, Duryea S. Soap operas and fertility: Evidence from Brazil[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2012, 4(4): 1–31.
- [35]Flammer C. Does corporate social responsibility lead to superior financial performance? A regression discontinuity approach[J]. *Management Science*, 2015, 61(11): 2549–2568.
- [36]McWilliams A, Siegel D. Corporate social responsibility and financial performance: Correlation or misspecification?[J]. *Strategic Management Journal*, 2000, 21(5): 603–609.
- [37]Yu E P, Luu B V, Chen C H. Greenwashing in environmental, social and governance disclosures[J]. *Research in International Business and Finance*, 2020, 52: 101192.

The Fair Competition Review System and Corporate ESG Performance

Li Jing¹, Bi Qian²

(1. School of Economics and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400044, China;

2. College of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China)

Summary: As an important subject in the implementation of ESG strategy, how to encourage and guide enterprises to increase ESG investment and actively fulfill ESG responsibilities is the focus of attention of the Party and the government. Under the framework of stakeholder theory and product differentiation theory, ad-

equate market competition is an important factor to promote enterprises to improve ESG performance. The implementation of the Fair Competition Review System can break down regional market entry barriers and improve the adequacy of market competition, but it is unclear whether it can improve corporate ESG performance.

Taking the promulgation of the Fair Competition Review System in 2016 as a research opportunity, this paper constructs a DID model to empirically test the impact of the Fair Competition Review System on corporate ESG performance and its mechanism. The results show that the implementation of the Fair Competition Review System effectively improves ESG performance. Channel testing finds that the Fair Competition Review System mainly promotes enterprises to improve ESG performance by intensifying competition in regional markets and reducing product market power. Further exploration shows that the promotion effect of the Fair Competition Review System on ESG performance is mainly reflected in the groups with no common institutional investors, higher pressure on official promotion, and stronger policy implementation.

This paper has the following marginal contributions: (1) It focuses on the major institutional arrangements for regulating administrative monopolies and constructs a logical framework between the Fair Competition Review System and corporate ESG performance, providing solutions and empirical support for solving the negative impact of monopoly on ESG performance. (2) Based on the data of enterprise operating income, it calculates the degree of market competition at the region-industry level, revealing the role of administrative monopoly regulation on corporate ESG performance in more detail. (3) It examines the impact of the Fair Competition Review System on corporate ESG performance, expanding the research on the economic consequences of the Fair Competition Review System from the perspective of sustainable development and enriching the literature on the influencing factors of ESG performance from the perspective of competition policy.

Key words: Fair Competition Review System; ESG performance; market competition

(责任编辑 石 慧)

(上接第 123 页)

chains, the impact of supply-chain digital divide on the supply-demand imbalance in supply chains is more pronounced. Economic consequence analysis for individual enterprises shows that both upstream supplier enterprises and downstream customer enterprises need to bear greater operational risks due to the impact of supply-chain digital divide on the supply-demand imbalance in supply chains.

The contributions of this paper are as follows: First, while existing research focuses on enterprise digital transformation and its spillover effects, less attention is given to the supply-chain digital divide. This paper addresses this gap, highlighting the need for collaborative digital transformation. Second, it explores how the supply-chain digital divide impacts supply-demand relationships, identifying barriers and providing theoretical guidance on mitigating imbalances by bridging the divide. Third, unlike prior studies that rely on fluctuation ratios to measure supply-demand imbalance, this paper refines the measurement method, ensuring more accurate and consistent interpretations, thereby offering a more precise tool for future research.

Key words: supply-chain digital divide; supply-demand imbalance in supply chains; supply-chain coordination; bullwhip effect; supply-chain digitization

(责任编辑 石 慧)