

# 客户企业ESG表现与供应商全要素生产率

## ——基于供应链溢出效应的研究

张溪含, 孙俊晔

东北财经大学国际商学院, 辽宁 大连

收稿日期: 2025年4月1日; 录用日期: 2025年4月21日; 发布日期: 2025年5月20日

### 摘要

企业良好ESG表现为构建可持续发展供应链提供了良好机遇。将ESG标准融入供应链管理已成为企业增强竞争优势、保持供应链稳定的重要策略。本文选取2009~2023年我国沪深A股上市公司公布的前五大供应商数据,从供应链溢出视角验证客户企业ESG表现对供应商企业全要素生产率的影响及其作用机理。研究发现,客户企业ESG表现对供应商企业全要素生产率水平提高具有促进作用。机制检验显示,客户企业ESG表现促进供应商企业全要素生产率水平提升主要通过提高供应商创新能力、缓解融资约束等途径实现。异质性分析发现,当供应商与客户企业具有相同产权性质,客户企业所处行业为轻污染行业,供应商企业为高新技术型企业,供应商所处行业竞争程度高且市场化程度高时,客户企业良好ESG表现对于供应商企业全要素生产率水平的促进作用更加显著。本文丰富了可持续发展供应链的影响因素与实现机制的研究,为推动供应链可持续发展、提升链上企业全要素生产率水平具有重要启示。

### 关键词

供应链, ESG表现, 全要素生产率, 溢出效应

# ESG Performance of Customer Firms and Total Factor Productivity of Suppliers

## —A Study Based on Supply Chain Spillover Effects

Xihan Zhang, Junye Sun

International Business College, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian Liaoning

Received: Apr. 1<sup>st</sup>, 2025; accepted: Apr. 21<sup>st</sup>, 2025; published: May 20<sup>th</sup>, 2025

### Abstract

Good ESG performance of enterprises provides opportunities for building sustainable supply chains.

**Incorporating ESG standards into supply chain management has become an important strategy for enterprises to enhance their competitive advantages and maintain supply chain stability. This paper selects the data of the top five suppliers announced by China's A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2009 to 2023, and verifies the impact of ESG performance of customer enterprises on total factor productivity of supplier enterprises and its mechanism from the perspective of supply chain. It is found that the ESG performance of customer firms has a promoting effect on the total factor productivity level of supplier firms. The mechanism test shows that the ESG performance of customer firms promotes the total factor productivity level of supplier firms mainly through improving the innovation ability of suppliers and alleviating the financing constraints. Heterogeneity analysis reveals that when the supplier and the client enterprise have the same property rights, the industry in which the client enterprise is located is a light-pollution industry, the supplier enterprise is a high-tech enterprise, and the industry in which the supplier enterprise is located has a high degree of competition and high degree of marketization, the good ESG performance of the client enterprise has a more significant role in promoting the total factor productivity level of the supplier enterprise. This paper enriches the research on the influencing factors and realization mechanisms of sustainable supply chains, and provides important insights for promoting the sustainable development of supply chains and enhancing the total factor productivity level of enterprises in the chains.**

## Keywords

Supply Chain, ESG Performance, Total Factor Productivity, Spillover Effects

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

## 1. 引言

中国式现代化是人与自然和谐共生的现代化。党的二十大报告紧紧围绕推动绿色发展, 促进人与自然和谐共生, 对新时代、新征程生态文明建设做出重大决策部署, 并将党对生态文明建设规律的认识提升到一个新境界, 推动我国生态环境保护发生了历史性、转折性、全局性变化。ESG 表现聚焦于环境(Environment)、社会责任(Social)和公司治理(Governance)三个方面, 是绿色投资与负责任投资理念的延伸和丰富, 也是目前国际社会衡量企业绿色可持续发展水平的重要标准[1]。当前, 我国经济正处于向高质量发展迈进的重要阶段, 因此积极贯彻落实 ESG 理念在推动企业与市场的联系中发挥着重要作用, 不仅有助于改善企业外部信息环境, 而且可以为企业的绿色发展提供激励相容的市场化治理机制。

已有研究在多个维度上深入探讨了企业 ESG 表现对其各项经营活动、财务绩效以及企业创新方面的影响。部分研究指出良好的 ESG 表现能够促进企业创新产出[2], 能够为融资成本、盈余可持续性等因素带来影响[3][4]。随着 ESG 评价标准的普及, 将 ESG 纳入供应链评估体系是实施绿色供应链管理的基础, 也是促进企业绿色创新的重要手段。部分文献探究了企业 ESG 表现对客户关系稳定度的影响及其作用机理[5], 指出企业良好的 ESG 表现有助于增强其在供应链韧性[6]。同时, 严兵等(2024)指出将 ESG 标准融入供应链管理已成为企业增强竞争优势、保持供应链稳定的重要策略[7]。企业不仅需要关注自身的 ESG 表现, 还必须意识到其 ESG 实践在供应链中的影响力。俞中等(2024)指出企业 ESG 表现能够通过供应链上下游的传导效应, 进而对整个供应链的企业经营产生深远影响[8]。

全要素生产率是衡量企业技术进步、管理优化和资源配置效率的重要标准, 反映了企业在生产过程中所有生产要素(如劳动、资本、技术等)的利用效率。现有研究表明, 资源获取限制和创新驱动力不足是

制约企业全要素生产率发展的主要原因[9]。然而, 供应链合作通过优化供需匹配、稳定供需关系以及提高供应商创新能力等途径, 显著促进了企业全要素生产率的增长[10]。具体地, 供应链上企业在提高 ESG 表现过程中的溢出效应和上下游传达机制能够有效缓解这些资源获取的限制, 并推动创新驱动发展。为了全面理解这一复杂的动态关系, 研究有必要从理论和实践层面深入探讨客户企业的 ESG 优势如何通过供应链传导[7], 进而影响其供应商的全要素生产率。

鉴于此, 本文选取 2009~2023 年我国沪深 A 股上市公司公布的前五大供应商数据, 从供应链视角验证企业 ESG 表现对供应商全要素生产率的影响及其作用机理。现有的多数文献仅聚焦于 ESG 对于企业内部因素的作用及其机制, 而忽略了供应链中其他参与方的作用。本文可能的边际贡献在于: 第一, 从供应链视角拓展了 ESG 研究的范围。本文进一步探讨了下游客户企业 ESG 表现通过供应链溢出效应对上游供应商企业全要素生产率的作用机制。通过这一扩展视角, 识别了企业 ESG 表现在供应链中的传导机制, 丰富了关于供应链溢出效应的研究。第二, 本文从供应链溢出和上下游企业相互协作的视角, 拓展了全要素生产率影响因素的相关研究。现有对全要素生产率的研究多聚焦于宏观经济政策或个体企业行为, 本文通过将客户企业绿色可持续要素引入对供应链的研究, 为企业高质量发展提供了新的研究方向。因此, 本文从利益相关者角度出发, 探讨企业 ESG 表现对供应商企业全要素生产率的影响。第三, 本文通过结合知识溢出和资源依赖理论, 深入探讨了下游企业 ESG 表现提升上游企业的全要素生产率的内在机理, 为如何通过促进绿色可持续发展推动高质量发展提供了新的思路, 在当前推动产业升级和高质量发展的大背景下具有较好的实践价值。

## 2. 文献回顾与研究假说

### (一) 企业 ESG 表现

ESG (环境、社会责任与内部治理)是指通过将环境保护、社会责任与公司内部治理融入企业战略与运营中, 从而实现可持续发展的过程。早期研究强调企业社会责任与治理特性[11], 从责任性和治理性角度探讨企业通过道德行为就其经营决策和经营活动对社会和环境造成的影响而承担一系列责任, 并聚焦于 ESG 战略的理论框架与实践路径[12]。随后, 大量研究关注到 ESG 对宏观经济实体与微观企业的重要影响, 集中研究 ESG 对企业社会责任的进一步延伸(宋科等, 2022) [13], 并形成了一系列具有代表性的研究成果。

理论上, 大多数学者认为 ESG 实践能够为企业创新产出、财务绩效、盈余能力以及融资成本带来影响。例如: 方先明等(2023)指出 ESG 表现不仅提高企业创新产出数量, 还有助于提升创新质量[2]。王双进等(2022)基于 ESG 责任履行角度, 对工业企业 ESG 责任履行对财务绩效的非线性影响, 以及低成本和差异化竞争战略的调节作用进行了研究[14]。席龙胜等(2022)通过分析企业风险、绿色创新等作用机制, 研究 ESG 表现对盈余持续性影响的作用机理[4]。谢红军等(2022)提出 ESG 对企业融资成本也具有一定影响[3]。

### (二) 供应链上下游关系及其对链上企业的影响

近年来, 财务领域的研究逐渐聚焦于供应链上下游企业关系的动态性及其对企业绩效的影响。现有文献多集中于探讨供应链上下游企业之间的结构性特征、动态互动属性, 旨在分析这些特征如何影响企业的经营效率、资源配置及长期发展能力[15]。一方面, 供应链上的客户话语权[16]、客户稳定性[17]、客户集中度[18]将影响企业创新; 另一方面, 供应链资本配置效率[19]、客户依赖度[20]等将影响企业财务能力。然而, 尽管这些研究揭示了上下游结构特性的重要性, 较少研究进一步挖掘客户具体行为对供应商经营表现的影响。聚焦于客户企业 ESG 方面, 只有部分文章研究下游企业的 ESG 表现会促进上游企业的 ESG 表现及绿色创新[7]。

综上所述,一方面,现有关于企业 ESG 的实证研究主要聚焦于企业 ESG 对自身财务绩效、环境绩效和创新能力的直接影响[2] [21]。对于利益相关者(客户)的 ESG 表现对供应商经营和发展影响及其作用机制的探讨仍较为匮乏。另一方面,供应商与客户关系的相关研究多侧重于分析上下游企业结构性特征对供应链中各环节企业的影响。虽然少数研究已探讨了客户 ESG 对供应商 ESG 的影响,但这些研究主要集中在下游企业 ESG 对上游企业相应维度的传导机制,尚未深入分析下游企业 ESG 表现对上游企业全要素生产率等其他经营绩效指标的潜在影响。

较多文献表明企业的 ESG 表现能够通过供应链上下游的传导效应,进而对整个供应链的企业经营产生深远影响[8]。为了全面理解这一复杂的动态关系,有必要从理论和实践层面深入探讨客户企业的 ESG 优势如何通过供应链传导,进而影响其供应商的全要素生产率。本文构建了一个分析框架,旨在帮助理解企业如何通过提升自身的 ESG 表现提高供应商的全要素生产率。

### (三) 企业 ESG 表现提升对于供应商全要素生产率的影响

企业的良好 ESG 表现能够激励上游供应商提升自身的 ESG 水平,进而优化资金配置和提升技术创新能力。根据利益相关者理论,企业的社会与经济绩效不仅影响自身的发展,还会影响其各类利益相关者[22]。供应商作为企业的重要利益相关者之一,客户企业在 ESG 方面的绩效提升,反映了其在环境保护、社会责任和治理结构方面的追求。在此背景下,供应商通常会响应客户的需求,通过提升自身的 ESG 表现来适应客户的期望。这种响应不仅是一种对客户要求的“被动适应”,更是供应商为了维持与客户的长期合作关系并提升市场竞争力而进行的“主动调整”。供应商通过改善自身的环境保护措施、强化社会责任意识和优化治理结构,不仅能够提高自身的技术创新能力,还能通过提升 ESG 水平增强公司内部的治理效能。这种提升会使供应商在吸引外部投资者方面具备更大优势,从而拓宽融资渠道,优化资金配置,进一步促进技术创新和可持续发展。因此,客户企业在 ESG 方面的优秀表现,实际上为供应商提供了改进的动力和必要的外部压力,推动了供应商在多个方面的改进和提升。

同时,企业良好的 ESG 表现能够为供应商提供资金和技术的支持,进而提升其全要素生产率。一方面,企业 ESG 的提升,能够拓宽企业本身的资源获取渠道以及降低自身财务风险,这将极大增强企业的可用资金,使企业有能力向供应商提供更多的商业信贷支持,来缓解其融资约束;另一方面,拥有良好 ESG 表现的企业,往往将资源投入到绿色创新领域,推动绿色技术的研发和应用,而绿色技术为企业向供应商传递知识提供了传播基础,成为了供应商创新能力提升的重要外源动力之一[2],供应商创新能力的提升既能推动自身的技术优化,也能进一步其资源配置效率,进而提升全要素生产率。

此外,企业良好的 ESG 表现可以促进供应链上信息的有效传递,进而提升供应商全要素生产率。基于信息不对称理论,下游企业 ESG 表现的提升意味着其在环境、社会责任和治理结构方面披露了更多的非财务信息。这一过程有助于促进供应链上下游企业之间更加有效的信息交流[23]。具体而言,企业在 ESG 方面的积极表现不仅提高了其透明度,也使得供应商能够更清晰地了解客户的需求和期望,从而减少了双方在交易过程中的信息不对称问题[24]。信息不对称的降低使得供应商能够更好地对接客户需求,优化生产过程,提升技术创新能力。这种信息的有效流动和共享有助于供应商在决策过程中获取更精准的市场信号,从而改善资源配置和生产效率,进而提升全要素生产率。

由此,提出如下假设:

H1: 企业 ESG 表现可以提高供应商全要素生产率。

### (四) 企业 ESG 表现影响供应商全要素生产率的作用机制

#### (1) 提高供应商创新能力。

一方面,企业良好 ESG 表现可以通过知识溢出理论和资源依赖理论促进供应商创新能力[25]。知识溢出是指客户在提升自身 ESG 表现时,积累的绿色生产技术、管理理念和治理经验,可以通过合作关系

传递给供应商[7]。这种知识共享显著降低了供应商的创新知识获取成本,并提高了其创新能力。与同行业企业间的知识溢出不同,企业与供应商之间由于竞争摩擦较小,且在生产和经营过程中彼此依赖,因此更倾向于开展主动的知识共享和交流合作,在信息共享和创新合作过程中,供应链上下游企业依托紧密的关联性,更容易实现资源的互通与互补,从而激发协同创新效应[26][27]。从资源依赖理论出发,创新需要大量资源的长期投入,而资源不足是企业推进创新的主要障碍。客户企业良好的 ESG 表现不仅能让自身企业在治理方面更加关注长期发展,纠正管理者短视行为,进而更好地协调企业内外部资源,积累自身的社会资本[2],还能拓展供应链合作网络的外部资源获取渠道,从而有效缓解供应商在创新中面临的资源限制。知识溢出理论和资源依赖理论在此机制分别发挥不同的作用。知识溢出理论主要解释了如何通过信息共享和技术传递降低创新成本并提高供应商的创新能力,而资源依赖理论则强调供应商依赖客户企业的资源和外部支持来克服自身在创新过程中的资源约束。两者的结合表明,客户企业不仅通过知识溢出提供技术支持,还通过改善资源获取途径解决供应商在创新中面临的资源不足问题,从而共同促进供应商的创新能力。另一方面,客户良好的 ESG 表现通过倒逼效应显著提升了供应商的创新能力。ESG 表现优异的客户通常对绿色低碳生产具有更高的要求,并在供应链中施加较大的环境规制压力,推动供应商严格遵守相关标准。此外,这类客户对低碳产品的需求也更为强烈。在合作关系的驱动下,供应商为了满足客户的绿色发展诉求并维持长期合作,不得不主动提升自身的绿色创新能力,以符合客户的高标准要求。

企业的创新能力提升可以显著提升其全要素生产率。创新理论认为,创新是驱动经济增长的关键因素。创新不仅仅是发明创造,同时旨在将生产要素与生产条件以“新组合”的形式引入生产系统,进而建立新的生产函数,从而实现更高的产出[28]。一方面,企业创新活动能够推动技术优化。企业通过采用新的技术、设备或生产方式,可以减少原材料消耗、提升设备利用效率、降低人工成本,并优化生产流程,从而提升全要素生产率[9]。另一方面,创新有助于优化企业的组织结构,提升管理效率。创新能力提升带来的技术成果有利于改善企业内部的治理效率,增强各部门在生产、销售过程中的协同效应,降低内部治理成本,提高分工协作效率和优化资源配置,企业全要素生产率也能得到进一步提升。

由此,提出如下假设:

H2: 企业 ESG 表现可以通过提高供应商创新能力,进而提高供应商全要素生产率。

## (2) 缓解供应商的融资约束。

融资约束会对企业达到最优的投资规模产生影响[29],致使企业的投资需求难以被及时满足,是造成企业投资效率低下的重要因素。本文认为,企业 ESG 表现能从为供应商提供绿色信贷支持和提高供应商自身声誉两个方面缓解供应商的融资约束,进而降低供应商投资不足倾向。

一方面,根据资源依赖理论,企业之间通过资源交换建立的相互依赖关系在融资可得性中发挥着重要作用。客户企业向供应商提供的资源主要包括资金流动性支持和信用背书两方面。

首先,客户企业的良好 ESG 表现能够带来较高的信誉和较好的财务状况,这使得客户能够获得更便宜、更灵活的融资条件。客户可以通过直接或间接向供应商提供资金支持,例如通过延长支付周期、减少应收账款的账期等方式,增强供应商的现金流,从而改善供应商的流动资金状况,减少供应商因现金流紧张导致的融资难题。其次,客户企业通过在金融机构中的良好信誉,使得其供应商在贷款时能够享受到相对较低的利率和更好的贷款条件。供应商可能通过与客户共同担保,获得更高额度的贷款,或者借助客户企业的信誉在金融市场上获得更好的融资机会。这些资源优势和利润收入通过供应链传递给供应商,减少供应商应收账款的坏账损失,提高供应商的现金持有水平,使供应商能够及时回收资金,投入净现值为正的项目中。

与此同时,客户企业的良好 ESG 表现还能够提升其在金融市场中的影响力,进而推动供应商的融资

能力得到提升。具有可持续发展能力的客户企业能够帮助其供应商获得外部投资者的青睐, 供应商通过与客户企业之间的紧密合作, 例如通过应收账款担保、绿色金融产品等方式, 能够减轻自身的融资约束。供应链金融借助信息共享和资源协同, 突破传统金融中的信贷配置低效困境, 降低了借贷双方的信息不对称程度, 缓解了信贷配给问题[30], 从而使供应商企业能够及时抓住投资机会, 获得必要的金融支持, 推动企业在信贷资源配置方面全要素生产率的提高。

另一方面, 良好的客户 ESG 表现能够带动供应商主动披露自身 ESG 表现, 提高供应商对环境、社会责任、内部治理方面的关注, 进而提高供应商自身 ESG 表现水平, 提高供应商绿色信贷声誉, 使其信贷能力增强, 缓解融资约束。同时, 客户通过提供绿色信贷支持, 促使供应商积极采取环境友好型生产和社会责任履行措施, 进而提升供应商在绿色金融市场中的地位, 降低其融资约束。

由此, 提出如下假设:

H3: 企业 ESG 表现可以通过缓解供应商融资约束提高供应商全要素生产率。

### 3. 研究设计

#### (一) 样本选取和数据来源

参考杨金玉(2022)[31]、肖红军(2024)[32]等, 本文以 2009~2023 年 A 股上市公司作为观测对象, 考虑到本文以客户为主体视角, 考察客户 ESG 表现对供应商企业全要素生产率的影响, 因此本文采用以客户为中心进而对应前五大供应商数据的方式, 从国泰安经济金融研究数据库(CSMAR)和中国研究数据服务平台(CNRDS)获取中国 A 股上市公司及其前五大供应商的数据, 经过手动整理, 保留完整披露具体的前 5 大供应商名称的公司数据得到“客户 - 供应商 - 年度”样本观测值。并做了如下处理: (1) 剔除前五大供应商企业属于金融保险类上市公司的样本; (2) 剔除客户企业或者供应商企业是 ST 和\*ST 等经营异常的样本; (3) 剔除客户企业或者供应商企业变量存在数据缺失的样本。最终获得 1246 个“客户 - 供应商 - 年度”观测值。

本文其他数据来源包括: 华证 ESG 数据来自华证指数 ESG 评级; 企业专利数据取自中国研究数据服务平台(CNRDS); 公司层面的其他财务数据均来自 CSMAR。为了避免极端值的影响, 对连续变量均进行上下 1%的缩尾处理。在回归模型中, 均控制了个体、年份的固定效应。

#### (二) 变量定义

##### (1) 被解释变量

本文的被解释变量为企业全要素生产率。本文借鉴鲁晓东和连玉君(2012)[33]的做法, 运用 LP 法测算的企业全要素生产率水平( $TFP_{LP}$ )对企业全要素生产率进行衡量。在后续稳健性检验部分, 本文采用 OP 法对 LP 法测算得到的结果进行进一步检验。

##### (2) 解释变量

目前学术界衡量 ESG 表现主要采用第三方评级机构的评级, 如国际主流评级机构: 明晟(MSCI)、彭博(Bloomberg)、富时罗素等, 国内的华证、商道融绿、润灵环球等。由于社会、技术以及其他外部环境和 ESG 评价体系发展程度不同, 国内外不同 ESG 评级机构的评级结果存在较大差异[34]。综合考虑各 ESG 评级适用期限与覆盖范围, 下游企业 ESG 表现数据选取自华证 ESG 评级数据库。华证指数自 2009 年开始对 A 股及发债主体等证券发行人进行 ESG 表现评估, 目前已覆盖全部 A 股上市公司, 该指数已得到业界与学界的广泛认可[3]。此外, 本文还考虑 CNRDS ESG 评级作为稳健性检验。

##### (3) 机制变量

为分析下游企业 ESG 表现对上游企业全要素生产率影响的作用机制, 本文选取机制变量如下: 融资约束( $WW$ ), 关于融资约束的测度众多文献提出了不同的衡量指标, 比如: KZ 指数[35] [36],  $WW$  指数

[37], FC 指数[29][38], SA 指数[39], 杠杆水平[40], 公司规模[41]变量作为融资约束的代表变量。与其他指数不同, *WW* 指数不仅考虑了传统的财务数据, 还增加了对市场情绪、宏观经济因素等的反映, 能够更好地捕捉企业在不同市场和宏观环境下的融资障碍。因此, *WW* 指数能够在不同规模和类型的公司中有效地衡量融资约束。本文参考况学文[42]和刘莉亚[37]等的做法选取 *WW* 指数来代表企业融资约束状况。企业创新水平(*innovation*), 本文借鉴方先明[2]等的做法, 本文将上市公司独立或联合申请的发明专利、实用新型专利和外观设计专利三种类型专利数量之和加 1 取自然对数(*innovation*)作为企业创新水平的一种衡量指标。

#### (4) 控制变量

本文借鉴肖红军(2024) [32]等的做法, 主要选取: 供应商企业 ESG 表现变量、供应商企业特征变量和客户企业特征变量。其中, 供应商 ESG 表现变量: 供应商 ESG 得分\_年均值(*ESG\_supplier*); 供应商企业特征变量: 供应商企业规模(*Size*)、供应商资产负债率(*Lev*)、供应商公司成立年限(*FirmAge*)、供应商董事人数(*Board*)、供应商托宾 Q 值(*TobinQ*)、供应商现金流比率(*Cashflow*)等; 客户企业特征变量: 客户企业规模(*Size\_customer*)、客户资产负债率(*Lev\_customer*)、客户公司成立年限(*FirmAge\_customer*)、客户董事人数(*Board\_customer*)、客户托宾 Q 值(*TobinQ\_customer*)、客户现金流比率(*Cashflow\_customer*)等。

### (三) 模型设定

#### (1) 基准回归模型

为了检验客户企业 ESG 表现与供应商全要素生产率之间的关系, 本文设定基准回归模型如下:

$$TFP_{it} = \alpha + \beta ESG_{jt} + \gamma Controls + \delta_t + \mu_i + \varepsilon \quad (1)$$

其中,  $i$  表示供应商企业,  $j$  表示客户企业,  $t$  表示年份,  $\varepsilon$  表示残差项, *Controls* 表示同时控制客户企业和供应商企业的控制变量,  $\delta_t$  和  $\mu_i$  分别是年份和企业固定效应。本文主要关注解释变量  $TFP_{it}$  的系数, 若  $\beta$  显著为正, 表示客户企业 ESG 表现能显著提高供应商全要素生产率。

#### (2) 机制分析模型

为验证假设 2、3, 建立如下中介效应模型:

$$Mediator_{it} = \alpha + \alpha_1 ESG_{jt} + \gamma Controls + \delta_{year} + \mu_{firm} + \varepsilon \quad (2)$$

$$TFP_{it} = \theta_0 + \theta_1 ESG_{jt} + \theta_2 Mediator_{it} + \gamma Controls + \delta_{year} + \mu_{firm} + \varepsilon \quad (3)$$

其中 *Mediator* 分别代表创新能力(*Innovation*)和融资约束(*WW*)两个机制变量, 其余变量定义与模型(1)相同。

#### (四) 描述性统计

主要变量的描述性统计结果如表 1 所示。由表 1 可知, 用 LP 法计算得到的企业全要素生产率的均值为 9.360, 中位数为 9.376, 这表明数据无明显偏差且与现有研究结果十分接近。客户企业 ESG 得分年均值的均值为 4.017, 标准差为 0.840, 这说明企业 ESG 表现的差异较大。其他控制变量的统计特征均与以往研究结果相近。

**Table 1.** Descriptive statistics of the main variables

**表 1.** 主要变量的描述性统计结果

变量	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>TFP_LP</i>	1246	9.360	9.376	1.092	6.372	11.098

续表

<i>ESG</i>	1246	4.017	4.000	0.840	1.250	6.000
<i>ESG_supplier</i>	1246	4.409	4.250	0.945	1.250	6.000
<i>Size</i>	1246	23.525	23.384	1.478	20.050	26.086
<i>Lev</i>	1246	0.503	0.507	0.182	0.052	0.894
<i>FirmAge</i>	1246	2.939	2.996	0.313	1.386	3.526
<i>Board</i>	1241	2.211	2.198	0.217	1.609	2.708
<i>TobinQ</i>	1239	1.651	1.302	1.079	0.855	7.780
<i>Cashflow</i>	1246	0.062	0.058	0.070	-0.168	0.248
<i>Size_customer</i>	1246	22.260	21.970	1.422	19.676	26.086
<i>Lev_customer</i>	1246	0.450	0.437	0.206	0.052	0.894
<i>FirmAge_customer</i>	1246	2.939	2.944	0.343	1.386	3.526
<i>Board_customer</i>	1239	2.150	2.197	0.202	1.609	2.708
<i>TobinQ_customer</i>	1222	1.792	1.424	1.131	0.855	7.780
<i>Cashflow_customer</i>	1246	0.045	0.048	0.063	-0.168	0.248

#### 4. 实证分析

##### (一) 基准回归结果与分析

客户企业 ESG 表现影响供应商企业全要素生产率的基准回归结果如表 2 所示。其中, 采用 LP 法计算得到的全要素生产率。同时为了分析的准确性, 本文在后续的稳健性检验中采用 OP 法对基准回归结果进行检验。表 2 的结果显示, 在不加入控制变量、加入供应商 ESG 表现这一控制变量和加入对供应商的一系列控制变量时(如列 1、列 2、列 3 所示), 以及加入对客户和供应商的全部控制变量(如列 4 所示)后, 被解释变量的系数均在 1%水平下显著为正, 这证明供应客户企业 ESG 表现显著提高了供应商企业全要素生产率, 假设 1 得以验证。

**Table 2.** Benchmark regression results

**表 2.** 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_LP</i>
<i>ESG_mean</i>	0.0403*** (0.0148)	0.0419*** (0.0143)	0.0259** (0.0119)	0.0330*** (0.0123)
<i>ESG_supplier</i>		0.0696*** (0.0266)	0.0341* (0.0186)	0.0343* (0.0186)
<i>FirmAge</i>			0.1961 (0.3810)	0.2203 (0.3827)
<i>Size</i>			0.5324*** (0.0526)	0.5356*** (0.0533)
<i>Lev</i>			-0.4360** (0.1929)	-0.4718** (0.1947)

续表

<i>Board</i>			-0.3807***	-0.3870***
			(0.1465)	(0.1459)
<i>TobinQ</i>			0.0504**	0.0573**
			(0.0221)	(0.0223)
<i>Cashflow</i>			0.3510*	0.3729*
			(0.2041)	(0.2003)
<i>Size_customer</i>				-0.0182*
				(0.0110)
<i>Lev_customer</i>				0.0614
				(0.0642)
<i>Board_customer</i>				-0.0937
				(0.0599)
<i>TobinQ_customer</i>				-0.0276***
				(0.0092)
<i>Indep_customer</i>				-0.3795**
				(0.1565)
<i>_cons</i>	9.3163***	9.0028***	-3.0105**	-2.4000
	(0.0592)	(0.1324)	(1.4724)	(1.4587)
<i>N</i>	984	984	984	984
<i>R2_a</i>	0.9442	0.9457	0.9665	0.9668
年份	Yes	Yes	Yes	Yes
个体	Yes	Yes	Yes	Yes

注：括号内为标准误，\*、\*\*、\*\*\*分别表示系数在 10%、5%、1%水平显著，标准误聚类在企业层面。下表同。

## (二) 内生性检验

### (1) 安慰剂检验

为了排除企业 ESG 表现与供应商全要素生产率之间关系仅为时间趋势或其他偶然因素所引起的可能性，本文采用了随机构造企业 ESG 指标的安慰剂检验[43]。具体步骤如下：首先，通过随机赋值构建伪企业 ESG 变量。其次，将伪企业 ESG 变量替代原有的 ESG 变量，并将样本代入回归模型进行检验。最后，重复上述过程 1000 次。图 1 展示了企业 ESG 与供应商全要素生产率的安慰剂检验结果。从回归系数分布来看，其呈现出以零为中心的对称结构。估计系数的均值与表 2 列(4)中的系数值存在显著差异。通过 p 值分布分析可见，大多数随机样本回归系数的 p 值均大于 0.1，表明这些随机样本中并未出现显著的相关关系。安慰剂检验的结果表明，企业 ESG 水平与供应商全要素生产率之间的关系在一定程度上得到了验证，排除了时间趋势及其他潜在偶然因素的干扰。

### (2) 熵平衡检验

接下来，我们将企业所在行业的 ESG 得分取均值，若企业本身的 ESG 得分大于行业均值，则作为处理组，否则作为控制组。由于处理组与控制组样本中的协变量存在差异，而这些差异可能与企业的行业背景、治理结构、财务状况等因素有直接联系。因此，为了确保分析的可信性，本文采用熵平衡法调

整协变量的差异, 确保处理组和控制组在相关特征上的一致性, 从而避免这些因素对结果的潜在干扰。参照 Hainmueller 对于协变量维度的控制方法, 在选择最优权重时, 同时考虑协变量和各个变量的二次项、三次项以及交叉项, 剔除二值协变量的二次和三次项, 剔除没有实际意义的协变量交叉项[44]。

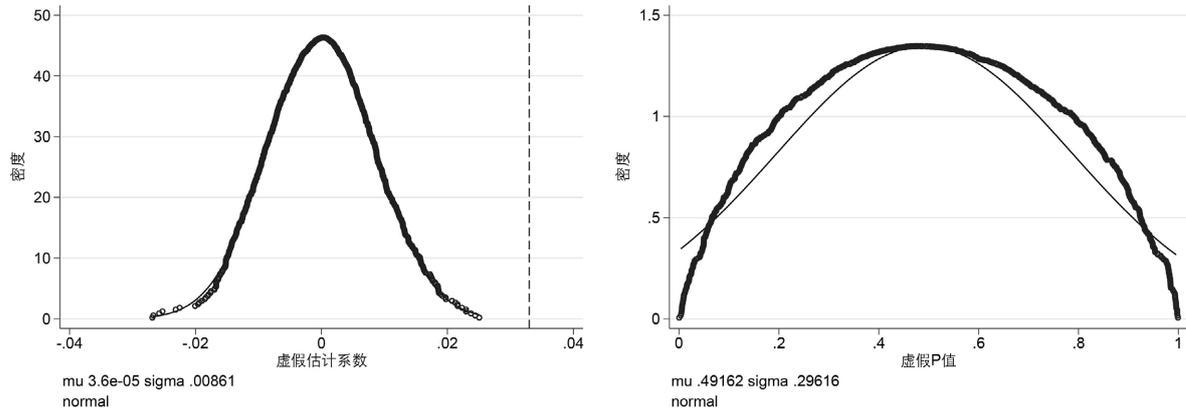


Figure 1. Placebo test results

图 1. 安慰剂检验结果

经过熵平衡匹配后, 企业 ESG 表现对供应商的全要素生产率的回归结果如表列三所示。回归结果显示(表 3 列(1)), 经过熵平衡法调整后的回归系数在 1%的水平下显著为正, 表明企业的 ESG 表现与供应商的全要素生产率之间存在显著的正向关系, 结果与基准结论基本保持一致。

Table 3. Entropy balance test with replacement variables

表 3. 熵平衡检验与替换变量

	(1)	(2)	(3)
	熵平衡	替换被解释变量	替换解释变量
	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_LP</i>
<i>ESG</i> 得分_mean	0.0309*** (0.0117)	0.0306*** (0.0117)	
<i>CNRDS ESG</i>			0.0020*** (0.0008)
_cons	-0.9556 (1.5525)	-1.1483 (1.7674)	-2.5765* (1.3409)
控制变量	Yes	Yes	Yes
控制变量交叉项	Yes	No	No
控制变量平方项	Yes	No	No
控制变量三次项	Yes	No	No
<i>N</i>	984	984	977
<i>R2_a</i>	0.9691	0.9497	0.9753
年份	Yes	Yes	Yes
个体	Yes	Yes	Yes

### (三) 其他稳健性检验

#### (1) 替换被解释变量

有效地克服了以往计算生产率时难以避免的联立性问题和样本选择问题, 本文借鉴聂辉华[45]等的做法, 运用 OP 法测算的企业全要素生产率水平( $TFP_{OP}$ )对 LP 法衡量的企业全要素生产率水平进行稳健性检验。这种方法假设企业会根据其当前的生产率状况来做出投资决策, 因此使用企业的当期投资作为不可观测生产率冲击的代理变量, 从而有效解决了同时性偏差的问题[33]。结果显示(表 3 列(2)), 使用 OP 法时,  $ESG\_mean$  对  $TFP_{OP}$  仍有显著的正向影响, 本文的假设依然成立, 证实了本文的研究结论。

#### (2) 替换解释变量

如前文所述, ESG 实践能够为企业创新产出、财务绩效、盈余能力以及融资成本带来影响, 其有助于构建负责任的社会形象, 为上市公司赢得社会公众的信任[2]。因此, 上市公司可能会倾向于夸大其 ESG 表现, 以便为自身的利益行为创造便利条件。相应地, 评级机构可能因此受到误导, 导致给出不同的评级结果。为避免 ESG 披露质量而导致的对 ESG 表现的误判, 本文进一步采用中国研究数据服务平台(CNRDS)的 ESG 评级数据作为关键解释变量, 重新估计模型(1), 结论保持不变。

#### (3) 增加省份/行业固定效应项

为进一步验证企业 ESG 对供应商的要素生产率的促进作用是否稳健, 本研究在原有固定效应设定的基础上, 分别引入省份固定效应和行业固定效应进行稳健性检验。在基准回归中, 本研究包含了个体固定效应和时间固定效应, 以消除企业自身不可预测的时间不变特征以及宏观经济因素对回归结果的影响, 然而不同企业所处行业的特征以及地区发展水平可能对供应商的全要素生产率产生重要影响。因此, 为了进一步排除行业和地区层面的潜在干扰因素, 本研究引入省份固定效应和行业固定效应, 并进行重新回归估计。结果见表 4 第(1) (2)列, 基准结果稳健。

**Table 4.** Robustness test results

**表 4.** 稳健性检验结果

	(1) 加入省份固定效应	(2) 加入行业固定效应	(3) 剔除特殊年份
	$TFP_{LP}$	$TFP_{LP}$	$TFP_{LP}$
$ESG\_mean$	0.0330*** (0.0125)	0.0309** (0.0126)	0.0323** (0.0127)
$\_cons$	-2.4000 (1.4806)	-2.3708 (1.4588)	-2.3968* (1.4344)
控制变量	Yes	Yes	Yes
$N$	984	983	924
$R2\_a$	0.9655	0.9665	0.9664
年份	Yes	Yes	Yes
个体	Yes	Yes	Yes
行业	No	Yes	No
省份	Yes	No	No

#### (4) 剔除特殊年份样本

企业 ESG 表现与全要素生产率可能受到外部环境的冲击, 特别是在市场出现极端波动时可能对供应

链的稳定性和正常运作造成影响, 进而导致下游企业的行为无法有效影响上游企业的决策和表现。考虑到新冠疫情(2020年)对企业经营活动、供应链稳定性以及金融市场的重大影响, 可能会对企业 ESG 表现与上游企业全要素生产率之间的关系产生一定程度的干扰, 为确保研究结论的可靠性与稳健性, 本文选择剔除 2020 年疫情爆发的样本进行重新回归分析。

回归结果表明(表 4 列(3)), ESG 表现对上游企业全要素生产率的正向影响仍然成立, 且依然保持在 5% 的显著性水平上, 进一步验证了本研究的核心结论具有较强的稳健性。

## 5. 机制分析

如前文理论分析所述, 客户企业的 ESG 表现可能通过两条路径——提升供应商创新能力和缓解供应商融资约束 - 影响供应商的全要素生产率。尽管前文已通过基准回归分析验证了客户企业 ESG 表现对供应商全要素生产率的正向影响, 但尚未深入探讨其具体作用机制。为此, 本文采用中介效应模型, 进一步检验客户企业 ESG 表现对供应商全要素生产率提升的作用路径, 回归结果见表 5。

### (一) 提高供应商创新能力

参考李井林等[24]的研究, 本文以供应商独立专利申请量(包括发明专利、实用新型专利和外观设计专利)加 1 取对数来衡量创新能力。表 6 第(1)、(2)列报告了相关回归结果。第(1)列显示, ESG 表现的估计系数为 0.0834, 在 5% 的显著水平上显著为正, 表明客户企业 ESG 表现能够显著促进供应商的创新能力。进一步分析显示, 第(2)列的 ESG 表现估计系数为 0.0305, 较表 2 第(4)列的基准回归系数(0.0330)有所降低, 但仍在 5% 的显著水平上显著为正。这一结果表明, 供应商的创新能力在客户企业 ESG 表现与供应商全要素生产率之间发挥了部分中介作用。上述结果支持假设 H2, 即客户企业 ESG 表现通过提升供应商创新能力促进了供应商全要素生产率水平的提高。

### (二) 缓解融资约束

本文参考宋敏等(2021) [46]的研究, 使用 WW 指数衡量企业融资约束程度, 将融资约束作为中介变量进行回归分析, 结果如表 5 第(3)、(4)列所示。由表 5 第(3)列可知, WW 系数均在 1% 的水平上显著为负, 良好的企业 ESG 表现可以缓解上游企业的融资约束。同时, 第(2)列 ESG 的回归系数显著为正, 且相比于基准回归估计系数变小, 说明融资约束起到部分中介作用。因此, 验证了 H3, 即融资约束在企业 ESG 表现与供应商全要素生产率之间发挥中介效应, 企业 ESG 表现可以通过缓解融资约束进而提高供应商全要素生产率。

**Table 5.** Mechanism test results  
**表 5.** 机制检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>WW</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>Innovation</i>	<i>TFP_LP</i>
<i>ESG_mean</i>	-0.0030*** (0.0011)	0.0329*** (0.0116)	0.0834** (0.0411)	0.0305** (0.0124)
<i>WW</i>		-1.4406*** (0.3988)		
log_总专利申请				0.0297** (0.0116)
_cons	-0.0989 (0.1173)	-2.6051* (1.4379)	-9.8218* (5.8137)	-2.1079 (1.3971)

续表

控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	927	927	984	984
<i>R2<sub>a</sub></i>	0.9240	0.9673	0.9145	0.9672
年份	Yes	Yes	Yes	Yes
个体	Yes	Yes	Yes	Yes

## 6. 异质性检验

### (一) 企业所属污染行业

本文认为, 客户企业是否处于重污染行业或轻污染行业, 其 ESG 表现的提升对供应商全要素生产率的促进作用存在显著差异。对于重污染行业客户企业, 由于其生产活动对环境的影响较大, ESG 表现的提升通常需要较高的技术改造成本和环境治理投入。因此, 这类企业的 ESG 投资更多集中于满足合规性要求和短期减排目标, 而难以对供应链上下游产生显著的技术外溢效应。此外, 部分重污染行业企业可能存在“漂绿”行为, 即通过形式化的 ESG 报告改善企业公众形象, 而实际 ESG 表现的提升相对有限, 从而进一步削弱了其对供应商的资源支持和激励效应。相反, 轻污染行业客户企业在提升 ESG 表现时, 更倾向于通过传递积极信号来吸引市场投资者和优质供应商。这种良性循环不仅能够增强供应链上下游的稳定性, 还进一步促进供应商全要素生产率的提高。由于轻污染行业客户企业的 ESG 表现通常不涉及高额的环境改造成本, 其对供应商的资源外溢效应和知识传递效应更加显著。

关于重污染行业和轻污染行业的划分, 本文参考潘爱玲等(2019)[47]的研究, 依据中国证券监督管理委员会 2012 年修订的《上市公司行业分类指引》中的二级行业分类标准进行定义。回归结果显示(见表 6 第(1)(2)列), 仅当客户企业处于轻污染行业时, ESG 表现的估计系数在 1% 的显著性水平下显著为正, 而重污染行业客户企业的 ESG 表现未能对供应商全要素生产率产生显著影响。

### (二) 供应商 - 客户产权性质关系

供应链上下游主体间的产权性质可能影响合作关系的稳定性、技术信息的传递效率以及 ESG 表现的外溢效应。首先, 供应商与客户企业具有相同产权性质时, 双方在供应链合作中更容易实现技术信息的高效传递和资源的合理配置。这种一致性使客户企业 ESG 表现带来的资源优势和技术溢出效应能够更加直接地传递至供应商, 从而显著提升供应商的全要素生产率。其次产权性质一致的上下游企业通常在经营目标、治理结构和价值观上具有更高的一致性, 能够在供应链合作中建立长期稳定的信任关系。这进一步增强了 ESG 表现的外溢效率。此外, 当供应商与客户企业的产权性质不一致时, 双方在合作中可能面临较大的协调成本和沟通障碍, 从而削弱 ESG 表现的传递效应。

回归结果显示(见表 6 第(3)(4)列), 当供应商与客户企业的产权性质一致时, 客户企业 ESG 表现的估计系数显著为正, 表明客户企业 ESG 表现对供应商全要素生产率具有显著的促进作用。而当供应商与客户企业的产权性质不一致时, 客户企业 ESG 表现的估计系数不显著, 说明在这种情形下 ESG 表现的外溢效应较弱。

### (三) 供应商是否为高新技术企业

本文基于供应商是否处于高科技行业进行异质性分析, 依据行业代码将供应商所处行业分为高科技行业与非高科技行业[48]。回归结果如表 7 第(1)(2)列所示, 供应商处于高技术行业时, 客户企业 ESG 表现的估计系数为 0.0366, 在 5% 的显著水平上显著为正; 而供应商处于非高技术行业时, ESG 表现的估计系数为 0.0295, 在 10% 的显著水平上显著为正。上述结果说明客户企业 ESG 表现对供应商全要素生产率的促进作用在高技术行业中更为显著, 且数值上更大。这是由于高技术行业供应商通常具有更高的技术

吸收能力和创新需求,能够更加有效地利用客户企业 ESG 表现,带来的资源支持和知识溢出效应。此外,高技术行业的市场竞争和技术迭代速度较快,客户企业的良好 ESG 表现通过供应链传导机制,能够帮助供应商获得更多的外部融资支持和创新资源,进而显著提升其全要素生产率。

**Table 6.** Results of heterogeneity test 1

**表 6.** 异质性检验结果 1

	企业所属污染行业		供应商客户产权性质关系	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	重污染行业	轻污染行业	产权性质一致	产权性质不同
	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_LP</i>
<i>ESG_mean</i>	0.0120 (0.0248)	0.0459*** (0.0150)	0.0312** (0.0143)	0.0285 (0.0179)
<i>_cons</i>	2.7257 (4.5563)	-5.3605*** (1.6932)	-3.5477** (1.6461)	-4.1103 (2.6091)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	281	665	585	355
<i>R2_a</i>	0.9471	0.9751	0.9706	0.9639
年份	Yes	Yes	Yes	Yes
个体	Yes	Yes	Yes	Yes

#### (四) 供应商所属行业竞争程度

行业竞争加剧往往伴随着更高的不确定性,如:需求波动、供应中断等。这些不确定性因素对供应链稳定性构成挑战[49]。在高度竞争的行业中,供应商面临的市场压力较大,资源分配主要集中在应对竞争、维持市场份额和保障运营稳定性上。这种情况下,客户企业的 ESG 表现可能无法为供应商提供足够的外部资源或支持,因为供应商的优先任务是应对更为直接的市场挑战,而非利用客户企业的非直接经济效益。因此,客户企业的 ESG 表现可能在这些行业中未能产生预期的正向作用。此外,行业内高度竞争可能导致供应链上下游关系的不稳定,进一步削弱了客户企业 ESG 表现的传递效应。在高度竞争行业中,供应商与客户企业的合作关系更可能受到价格压力、供需关系变化及其他市场因素的影响,从而削弱了客户企业 ESG 表现的传递效应。在这些行业中,供应商和客户企业之间的互动可能更加短期化且利益导向,因此 ESG 表现的长远影响难以通过供应链传递。相反,在竞争较低的行业中,供应链上下游主体间的合作关系更加稳定,客户企业 ESG 表现对供应商的支持和资源外溢效应能够更加充分地传递,进而对供应商全要素生产率产生显著的促进作用。本文将公司所处行业分为竞争行业和非竞争行业[50],结果显示,ESG 的回归系数仅在非竞争行业组中显著为正,验证了上述猜想。

#### (五) 供应商行业市场化程度

市场环境对供应链上下游主体间的契约履行效果具有重要影响。在高市场化地区,市场机制成熟,资源配置效率相对较高,企业更容易通过市场获取必要的生产要素和资金支持。这种情况下,客户企业的 ESG 表现虽然仍可能产生外溢效应,但其边际效用较低。相比之下,低市场化地区的资源配置效率较低,企业获取资源的难度较大。客户企业的 ESG 表现能够通过供应链关系显著缓解供应商在资源获取方面的瓶颈,从而对其全要素生产率的提升产生更强的推动作用。本文参考李慧云等(2016)[51],将中国各地市场化指数作为市场化进程的衡量指标,进而把供应商划分为高市场化地区和低市场化地区。回归结

果如表 7 第(5) (6)列所示, ESG 的回归系数仅在低市场化地区组中显著为正, 验证了上述猜想。

**Table 7.** Results of heterogeneity test 2

**表 7.** 异质性检验结果 2

	供应商是否为高新技术企业		供应商所属行业竞争程度		供应商行业市场化程度	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高新技术企业	非高新技术企业	竞争性行业	非竞争性行业	市场化程度高	市场化程度低
	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_LP</i>
<i>ESG_mean</i>	0.0366** (0.0180)	0.0295* (0.0160)	0.0264 (0.0160)	0.0392** (0.0170)	0.0252 (0.0213)	0.0325** (0.0129)
<i>_cons</i>	-5.0683** (2.0963)	-1.0646 (2.0449)	-3.1209* (1.8449)	-2.6174 (2.1803)	-2.4482 (1.7991)	-1.5295 (1.9187)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	443	539	533	450	241	742
<i>R2_a</i>	0.9648	0.9677	0.9702	0.9551	0.9781	0.9643
年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

## 7. 结论与启示

新一轮科技革命和产业变革突飞猛进, 新技术不断涌现, 供应链安全稳定、供应链现代化水平稳步提升, 是经济持续增长的关键驱动力, 是推动产业结构升级、优化就业结构的核心支撑, 也是构建新发展格局的重要基础。因此, 持续发展和优化供应链体系, 不仅对促进经济稳定具有深远意义, 也在加速中国式现代化建设过程中扮演着至关重要的角色。提高供应链的全要素生产率水平是推动供应链高效运作、降低成本、提升整体竞争力的重要途径。当前, ESG 等非财务信息披露的兴起为构建可持续发展供应链提供了前所未有的机遇。因此, 下游客户企业的 ESG 表现能否提升上游供应商企业全要素生产率水平是当前研究的重点问题。本文以 2009 年~2023 年 A 股上市公司及其供应商企业为研究对象, 探讨了客户企业 ESG 表现对供应商企业全要素生产率的影响。研究发现客户企业 ESG 表现对供应商企业的全要素生产率水平提升具有积极作用。机制性检验发现, 客户企业 ESG 表现促进供应商企业全要素生产率水平提高主要通过缓解融资约束和提高企业创新水平来实现。异质性检验发现, 当客户企业所处行业为轻污染行业时, 供应商企业为高新技术企业、所处行业竞争程度高且市场化程度高时, 以及供应商与客户企业具有相同产权性质时, 客户企业 ESG 良好表现对于供应商企业全要素生产率水平提高的赋能作用更强。为了保证研究结果稳健, 本文使用了多种方法进行稳健性检验, 包括替换解释变量与被解释变量、固定效应、安慰剂检验、倾向得分匹配法检验等方法。本文的研究结论对于供应商企业、客户企业和政策制定者具有重要的启示意义。

客户企业应强化环境、社会责任与公司治理(ESG)等方面的表现, 持续推动可持续发展。通过优化 ESG 策略, 在环境保护、社会责任和公司治理等方面积极作为, 显著提升自身品牌形象的同时, 促进供应链上游企业的全要素生产率(TFP)提升, 进而推动产业结构升级、助力经济的高质量、可持续发展。

供应商企业应充分关注并利用与客户企业的关系, 同时注重综合能力的提升以更好地响应客户需求。在现代化商业环境中, 供应商与客户之间的关系是互利共赢的基础, 供应商可以通过与客户的紧密合作,

深入了解其需求, 从而优化产品和服务。通过建立有效的沟通渠道和快速响应机制, 供应商能够及时获取反馈、迅速做出调整, 增强自身在供应链中的竞争力, 进而推动整个供应链的升级与优化。

政策制定者应为促进链上企业协同发展提供政策支持。政策制定者应着重推动链上企业建立紧密的合作伙伴关系以及提升供应链韧性与效率。引导企业加强绿色供应链建设, 推动上下游企业共同落实节能减排和资源循环利用, 促进可持续发展。此外, 通过政策激励等方式, 鼓励核心企业与中小企业建立长期稳定的合作关系, 助力链上中小企业提升技术水平, 增强其在供应链中的竞争力, 从而实现供应链的协同发展和整体优化。

## 参考文献

- [1] 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.
- [2] 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, 58(2): 91-106.
- [3] 谢红军, 吕雪. 负责任的国际投资: ESG 与中国 OFDI [J]. 经济研究, 2022, 57(3): 83-99.
- [4] 席龙胜, 赵辉. 企业 ESG 表现影响盈余持续性的作用机理和数据检验[J]. 管理评论, 2022, 34(9): 313-326.
- [5] 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.
- [6] 王雅格, 胡志强. 企业 ESG 表现对供应链韧性影响的实证检验[J]. 统计与决策, 2024, 40(8): 179-183.
- [7] 严兵, 程敏, 王乃合. ESG 绿色溢出、供应链传导与企业绿色创新[J]. 经济研究, 2024, 59(7): 72-91.
- [8] 俞中, 佟孟华. 企业 ESG 表现的产业链溢出效应研究[J]. 产业经济评论, 2024(6): 89-106.
- [9] 赵宸宇, 王文春, 李雪松. 数字化转型如何影响企业全要素生产率[J]. 财贸经济, 2021, 42(7): 114-129.
- [10] 陶锋, 王欣然, 徐扬, 等. 数字化转型、产业链供应链韧性与企业生产率[J]. 中国工业经济, 2023(5): 118-136.
- [11] 李百兴, 王博, 卿小权. 企业社会责任履行、媒体监督与财务绩效研究——基于 A 股重污染行业的经验数据[J]. 会计研究, 2018(7): 64-71.
- [12] 王静. 我国绿色金融发展驱动因素与进展研究[J]. 经济体制改革, 2019(5): 136-142.
- [13] 宋科, 徐蕾, 李振, 等. ESG 投资能够促进银行创造流动性吗?——兼论经济政策不确定性的调节效应[J]. 金融研究, 2022(2): 61-79.
- [14] 王双进, 田原, 党莉莉. 工业企业 ESG 责任履行、竞争战略与财务绩效[J]. 会计研究, 2022(3): 77-92.
- [15] 方宗, 卜俊艳. 财务视角下供应商——客户关系研究综述[J]. 会计之友, 2019(3): 36-40.
- [16] 张志元, 马永凡. 危机还是契机: 企业客户关系与数字化转型[J]. 经济管理, 2022, 44(11): 67-88.
- [17] 柳卸林, 周聪, 葛爽. 客户异质性与稳定性对核心企业创新绩效的影响研究[J]. 科学学与科学技术管理, 2018, 39(8): 53-68.
- [18] 孟庆玺, 白俊, 施文. 客户集中度与企业技术创新: 助力抑或阻碍——基于客户个体特征的研究[J]. 南开管理评论, 2018, 21(4): 62-73.
- [19] 黄宏斌, 刘倩茹, 陈美健, 等. 供应商稳定度提升了客户的全要素生产率吗? [J]. 金融评论, 2023, 15(3): 105-124+126.
- [20] 王丹, 李丹, 李欢. 客户集中度与企业投资效率[J]. 会计研究, 2020(1): 110-125.
- [21] 袁业虎, 熊笑涵. 上市公司 ESG 表现与企业绩效关系研究——基于媒体关注的调节作用[J]. 江西社会科学, 2021, 41(10): 68-77.
- [22] 温素彬, 方苑. 企业社会责任与财务绩效关系的实证研究——利益相关者视角的面板数据分析[J]. 中国工业经济, 2008(10): 150-160.
- [23] 孟晓俊, 肖作平, 曲佳莉. 企业社会责任信息披露与资本成本的互动关系——基于信息不对称视角的一个分析框架[J]. 会计研究, 2010(9): 25-29+96.
- [24] 李井林, 阳镇, 陈劲, 等. ESG 促进企业绩效的机制研究——基于企业创新的视角[J]. 科学学与科学技术管理, 2021, 42(9): 71-89.
- [25] 史梦昱, 闫佳敏. 企业 ESG 表现与供应商绿色创新——基于供应链视角的研究[J]. 审计与经济研究, 2024, 39(3): 97-106.

- [26] Ciabuschi, F., Dellestrand, H. and Martín, O.M. (2011) Internal Embeddedness, Headquarters Involvement, and Innovation Importance in Multinational Enterprises. *Journal of Management Studies*, **48**, 1612-1639. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6486.2011.01014.x>
- [27] 陈劲, 阳银娟. 协同创新的理论基础与内涵[J]. 科学学研究, 2012, 30(2): 161-164.
- [28] 王三兴, 王子明. 企业 ESG 表现、创新与全要素生产率[J]. 宏观经济研究, 2023(11): 62-74.
- [29] 顾雷雷, 郭建鸾, 王鸿宇. 企业社会责任、融资约束与企业金融化[J]. 金融研究, 2020(2): 109-127.
- [30] 宋华, 李梦吟. 供应链金融服务提供商如何帮助中小企业获得供应链融资?——基于手机通信行业的实证研究[J]. 研究与发展管理, 2020, 32(5): 16-28.
- [31] 杨金玉, 彭秋萍, 葛震霆. 数字化转型的客户传染效应——供应商创新视角[J]. 中国工业经济, 2022(8): 156-174.
- [32] 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, 59(3): 54-73.
- [33] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999-2007 [J]. 经济学(季刊), 2012, 11(2): 541-558.
- [34] Serafeim, G. and Yoon, A. (2021) Stock Price Reactions to ESG News: The Role of ESG Ratings and Disagreement. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3765217>
- [35] 魏志华, 曾爱民, 李博. 金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究[J]. 会计研究, 2014(5): 73-80+95.
- [36] 谭跃, 夏芳. 股价与中国上市公司投资——盈余管理与投资者情绪的交叉研究[J]. 会计研究, 2011(8): 30-39+95.
- [37] 刘莉亚, 何彦林, 王照飞, 等. 融资约束会影响中国企业对外直接投资吗?——基于微观视角的理论和实证分析[J]. 金融研究, 2015(8): 124-140.
- [38] 陈峻, 郑惠琼. 融资约束、客户议价能力与企业社会责任[J]. 会计研究, 2020(8): 50-63.
- [39] 鞠晓生, 卢荻, 虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究, 2013, 48(1): 4-16.
- [40] Almeida, H., Campello, M. and Weisbach, M.S. (2011) Corporate Financial and Investment Policies When Future Financing Is Not Frictionless. *Journal of Corporate Finance*, **17**, 675-693. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2009.04.001>
- [41] Hennessy, C.A. and Whited, T.M. (2007) How Costly Is External Financing? Evidence from a Structural Estimation. *The Journal of Finance*, **62**, 1705-1745. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2007.01255.x>
- [42] 况学文, 施臻懿, 何恩良. 中国上市公司融资约束指数设计与评价[J]. 山西财经大学学报, 2010, 32(5): 110-117.
- [43] 张云, 吕纤, 韩云. 机构投资者驱动企业绿色治理: 监督效应与内在机理[J]. 管理世界, 2024, 40(4): 197-221.
- [44] Hainmueller, J. (2012) Entropy Balancing for Causal Effects: A Multivariate Reweighting Method to Produce Balanced Samples in Observational Studies. *Political Analysis*, **20**, 25-46. <https://doi.org/10.1093/pan/mpr025>
- [45] 聂辉华, 贾瑞雪. 中国制造业企业生产率与资源误置[J]. 世界经济, 2011, 34(7): 27-42.
- [46] 宋敏, 周鹏, 司海涛. 金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角[J]. 中国工业经济, 2021(4): 138-155.
- [47] 潘爱玲, 刘昕, 邱金龙, 等. 媒体压力下的绿色并购能否促使重污染企业实现实质性转型[J]. 中国工业经济, 2019(2): 174-192.
- [48] 郭蕾, 肖淑芳, 李雪婧, 等. 非高管员工股权激励与创新产出——基于中国上市高科技企业的经验证据[J]. 会计研究, 2019(7): 59-67.
- [49] 杨志强, 唐松, 李增泉. 资本市场信息披露、关系型合约与供需长鞭效应——基于供应链信息外溢的经验证据[J]. 管理世界, 2020, 36(7): 89-105+217-218.
- [50] 袁淳, 肖土盛, 耿春晓, 等. 数字化转型与企业分工: 专业化还是纵向一体化[J]. 中国工业经济, 2021(9): 137-155.
- [51] 李慧云, 刘镡. 市场化进程、自愿性信息披露和权益资本成本[J]. 会计研究, 2016(1): 71-78+96.