

社会责任信息披露能否提升企业绿色全要素生产率？

张志红¹, 王露露¹, 宋 艺²

(1. 山东财经大学 会计学院, 山东 济南 250014; 2. 浪潮集团有限公司, 山东 济南 250101)

[摘要] 绿色发展背景下, 如何有效提升企业绿色全要素生产率是决定中国经济能否实现高质量发展的关键。以 2012—2019 年沪深 A 股上市的工业企业为样本, 以企业社会责任信息披露为切入点, 探究其对绿色全要素生产率的影响。结果发现, 社会责任信息披露水平越高, 越有助于绿色全要素生产率的提升, 并且社会责任信息披露主要通过资源集聚效应(聚集资金与人力资源)与效率改善效应(提高管理效率与资本配置效率)两条路径对绿色全要素生产率产生促进作用。异质性分析结果表明, 当企业属于自愿披露与重污染行业、企业信息环境较好、产权性质为国有企业、所处行业市场竞争程度较为激烈时, 社会责任信息披露对绿色全要素生产率的影响更明显。研究丰富社会责任信息披露与绿色全要素生产率的相关理论, 并为政策制定者完善社会责任信息披露制度、促进企业绿色健康可持续发展提供决策依据。

[关键词] 社会责任信息披露; 绿色全要素生产率; 资源集聚效应; 效率改善效应; 高质量发展; 绿色发展

[中图分类号] F273 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2024)04-0103-13

一、引言

党的十九大报告指出, 我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段, 在未来相当长的一段时间内, 高质量发展都将成为中国经济发展的重大战略方向, 是中国经济未来能否行稳致远的关键。高质量发展实质是贯穿微观企业、中观产业与宏观经济三个层次的完整体系, 鉴于企业既是宏观经济发展的微观主体, 亦是中观产业发展的基本组织, 所以经济的高质量发展需要通过企业的高质量发展予以实现^[1]。研究发现, 企业高质量发展的关键在于提高企业的全要素生产率^[2], 但是在“创新、协调、绿色、开放、共享”新发展理念倡导下, 传统全要素生产率忽略了能源投入, 未考虑经济活动对环境产生的负外部性, 无法真实评价经济发展的质量, 所以通过将环境污染排放等负产出纳入经济增长核算框架计算得出的绿色全要素生产率逐步成为高质量发展的测度指标^[3]。如何引导各类生产要素向绿色行业集聚, 全面提升企业绿色全要素生产率, 已经成为新常态下中国经济急需解决的重大问题。

“经济伦理学”认为, 市场经济的主体是企业, 企业除了要为社会提供合格的产品与服务外, 还要对股东及其他利益相关者承担“利益最大化”的经济责任, 作为一个社会组成单元, 企业在享用各种社会资源的同时, 还要承担并履行对生态环境保护、节约资源的社会责任^[4]。在高质量发展与“双碳”目标背景下, 越来越多的利益相关者希望企业能够以更加透明以及更加负责的方式生产运营, 倒逼作为主要污染源之一的企业需要加大社会责任信息披露力度以应对各方压力^[5]。作为利益相关者知悉企业社会责任履行情况的重要渠道, 社会责任信息披露问题日益受到各利益相关者主体的重视。已有研究发现社会责任信息披露能够发挥信息沟通作用, 可帮助企业缓解融资约束问题^[6]、提高企业投资回报率^[7]、降低股价崩盘风险^[8]等。但较少有研究关注社会责任信息披露能否对企业效率产生影响。由于几乎所有企业的核心目标都是要促进生产效率的提升, 即提高企业的全要素生产率, 而包括社会责任信息披露在内的任何信息披露行为都会对企业的生产经营活动产生影响^[9], 因而本文在当前呼吁绿色发展理念和“双碳”目标的背景下, 将研究视角聚焦于企业社会责任信息披露与绿色全要素生产率, 试图探讨以下问题: 社会责任信息披露能否对绿色全要素生产率产生影响及其影响机制为何? 在不同

[收稿日期] 2023-07-09

[基金项目] 教育部人文社科项目(22YJA630118); 山东高速集团课题(SDGS-YJKJ-2021-11); 山东省重点研发计划(软科学项目)(2023RZB01004)

[作者简介] 张志红(1970—), 女, 山东潍坊人, 山东财经大学会计学院教授, 博士生导师, 从事信息披露、财务会计与资产评估研究, E-mail: jqbai@126.com; 王露露(1990—), 女, 山东邹城人, 山东财经大学会计学院博士研究生, 从事企业社会责任、全要素生产率研究; 宋艺(1994—), 女, 山东泰安人, 浪潮集团有限公司职员, 从事创新、公司治理研究。

的信息环境、披露方式、行业特征、产权性质与市场环境下,社会责任信息披露对绿色全要素生产率的影响是否存在差异?

与已有文献相比,本文研究贡献在于:第一,本文立足非财务信息披露视角,证实了社会责任信息披露对绿色全要素生产率的促进作用,将微观企业层面绿色全要素生产率影响因素的研究拓展至非财务信息披露角度,丰富了绿色全要素生产率的相关文献,延伸了绿色全要素生产率领域的研究边界;第二,本研究是对企业社会责任信息披露经济后果的扩展,既有文献多是探究社会责任信息披露对企业投融资^[6-7]或者股价^[8]等的影响,对其是否能够对生产效率产生作用的关注较少,本文在新发展理念的指导下从绿色全要素生产率视角出发剖析社会责任信息披露的经济后果,为今后探究社会责任信息披露的微观效应提供了新的研究思路;第三,本文对资金、人力资源、管理效率与资本配置效率在社会责任信息披露影响绿色全要素生产率中的作用机制进行验证,为非财务信息披露能够发挥资源聚集效应与效率改善效应从而促进企业生产效率提升提供了证据,对于企业积极披露社会责任信息以促进其绿色健康可持续发展具有重要的启示作用。

二、文献回顾与研究假设

(一)文献回顾

1. 社会责任信息披露的相关研究。企业社会责任信息披露是企业向利益相关者传递信息的一种途径,能够反映企业与利益相关者之间的互动关系。既有研究表明,不论是盈利能力^[10]、控股股东及外资股东持股比例^[11]、管理层性别与政治背景^[12]与管理层能力^[13]等企业内部因素,还是政府颁布的法律法规^[14]、媒体监督^[15]与经济政策的不确定性^[16]等外部因素,都会对企业是否披露社会责任信息以及社会责任信息披露的水平产生影响。由于社会责任信息披露具有信息传递效应,能够向利益相关者传递企业社会责任履行情况的相关信号,有助于加强企业与利益相关者之间的信息沟通,所以企业披露的社会责任信息在帮助投资者做出合理的投资决策^[17]、提高企业投资回报率^[18]、缓解企业面临的融资约束问题^[6]以及降低企业股价崩盘风险^[8]等方面发挥了重要作用。

2. 绿色全要素生产率的相关研究。绿色全要素生产率是在传统全要素生产率基础上,通过将能源消耗作为投入、环境污染排放作为非期望产出纳入经济增长核算框架中计算得出的,能够体现一个国家或地区绿色经济增长的质量和可持续性^[19]。为了将环境污染纳入核算框架,学者们先后使用了参数法与非参数法两种测算方法,其中,参数法以代数指数法、索罗余值法与随机前沿生产函数法为代表,非参数法以数据包络分析法为代表。由于代数指数法在计算时需要给出确切的投入产出信息,使得缺乏市场价格信息的环境污染数据被排除在外,而索罗余值法需要满足规模报酬不变、生产技术效率一直处于最佳状态等严格的假设条件,所以实证中很少采用这两种方法。随机前沿生产函数法虽然比代数指数法与索罗余值法更加贴近现实,但该方法违背了生产可能性集是有界的理论假设,因而该方法在使用时也存在一定的局限性。数据包络分析法由 Charnes 等^[20]首次提出,具有能够分解生产率来源、支持跨期研究等优点,在计算模型方面的可选择性也较多,既有基于径向的 CCR 模型^[20]与 BCC 模型^[21],也有基于非径向的 SBM 模型,亦有同时包含径向与非径向的 EBM 模型^[23]。为了进一步测算不同时点生产率的变动情况,Chung 等^[24]提出了 Malmquist-Luenberger (ML) 指数,但 ML 指数存在非传递性与线性规划无解的缺陷;Oh^[25]进一步提出了全局参比的 Global Malmquist-Luenberger (GML) 指数。随着测算方法的不断完善,国内外学者使用不同的方法与模型对宏观省区层面^[26]、中观行业层面^[27]与微观企业层面^[28-29]的绿色全要素生产率进行了测度,并得到了将环境污染纳入核算框架计算所得的绿色全要素生产率的价值要低于传统全要素生产率的研究结论。与此同时,还有一部分学者开始将测度出的绿色全要素生产率作为被解释变量,探究了环境规制^[30]、外商直接投资^[31]、技术创新^[32]、碳排放制度^[33]、产业政策^[34]以及数字经济的发展^[35]等是否会对绿色全要素生产率产生影响。

3. 企业社会责任信息披露影响绿色全要素生产率的相关研究。通过梳理文献发现,直接探究社会责任信息披露对企业层面绿色全要素生产率影响的研究还较为匮乏,已有学者多基于传统全要素生产率视角,探究企业社会责任信息披露制度、环境信息披露制度对传统全要素生产率的影响与作用机制^[9,36],得到了社会责任与环境信息披露制度能够对全要素生产率产生促进作用的结论,抑或是基于环境信息披露视角探究环境信息披露制度对城市绿色全要素生产率的影响效应与作用路径^[37],发现环境信息披露制度的有效执行能够通过“清洁产业替代升级效应”与“节能减排技术进步效应”两条渠道显著促进城市全要素能源效率的提升。

综上,尽管目前国内外学者已经从不同角度对企业社会责任信息披露与绿色全要素生产率进行了分析,为本研究提供了重要的参考基础与价值启示,但仍有以下三点问题值得深入探究:第一,已有文献大多探究社会责任信息披露对企业投融资以及股价等的影响,对社会责任信息披露能否帮助企业提高效率的关注不足;第二,受限于微观企业层面环境数据的可获得性,现有考察绿色全要素生产率的文献大多停留在宏观和中观层面,譬如省份、地区、行业等,从微观企业层面对绿色全要素生产率进行深入剖析的文献还比较少见;第三,尽管已经有文献分析了社会责任信息披露制度改革对全要素生产率的影响,但社会责任信息披露能否提升企业绿色全要素生产率及其影响机制为何尚不明确。基于此,本文系统讨论企业社会责任信息披露对绿色全要素生产率的影响及其作用机理,并进一步分析披露方式、信息环境、产权性质、行业特征与市场环境带来的异质性影响,旨在丰富社会责任信息披露与绿色全要素生产率的相关研究,并为政策制定者完善社会责任信息披露制度、促进企业绿色健康可持续发展提供决策依据。

(二) 研究假设

全要素生产率是从总产出中扣除资本、劳动等投入要素后的余值,涵盖了技术进步、管理效率提升、资源配置效率改善等多个方面。由于绿色全要素生产率只是在传统全要素生产率的基础上增加了能源消耗作为投入要素、环境污染作为非期望产出^[38],因而绿色

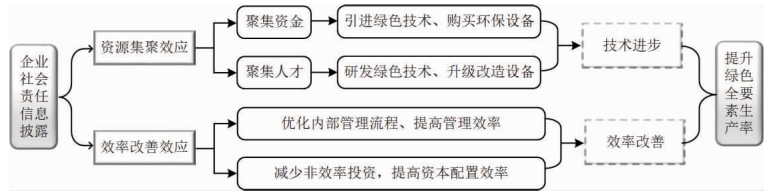


图 1 社会责任信息披露促进绿色全要素生产率提升的作用机制图

全要素生产率亦涵盖了技术进步、管理效率提升与资源效率改善等方面。研究表明,绿色全要素生产率的变动主要是由技术进步与效率改善两部分引起的^[39],而社会责任信息披露不仅可以帮助企业获取技术进步所需的资金与人力资源,还可以产生外部监管压力,倒逼企业提高管理效率,通过减少企业非效率投资行为从而提高资本配置效率,因而本文认为社会责任信息披露可以通过资源集聚效应(聚集资金与人力资源)与效率改善效应(提高管理效率与资本配置效率)两条路径提升企业绿色全要素生产率(如图 1 所示)。

第一,从资源集聚效应角度看,内生增长理论指出,内生的技术进步是推动企业生产效率不断提升的重要路径之一^[40],技术创新能够通过自主研发绿色技术和工艺、升级改造原有的环保与生产设备^[41]从而对绿色全要素生产率产生影响。既有研究表明,资金与人力资本是推动企业技术进步过程中最重要的供给因素^[42],鉴于技术创新尤其是绿色技术创新具有研发周期长、投资金额大、不确定性高的特点,并且绿色技术创新对节能减排的要求也更高,由此会迫使企业加大资金投入力度与引进高素质人才为绿色技术进步提供资金与智力支持。研究发现,一方面,社会责任信息披露能够帮助企业减少其与利益相关者之间的信息不对称问题,使企业更容易获得债权人与银行等的支持,从而有效缓解企业面临的融资约束问题,帮助企业获得更多的融资机会^[9],保证企业有充足的资金对旧设备进行更新换代、研发或引进绿色技术与工艺^[43],进而帮助企业提高绿色技术创新水平。另一方面,人力资本是企业研发节能环保、降低能耗等绿色技术与工艺的主要载体^[44],由于社会认同理论指出求职者往往更倾向于在社会责任表现好的企业中工作,因而社会责任信息披露不仅有利于企业吸引潜在的高素质求职者,还能够帮助企业留住现有的高素质员工^[45],从而能够为企业进行绿色技术创新提供智力支持。

第二,从效率改善效应角度看,一方面,依据信号传递理论,社会责任信息披露向投资者等利益相关者传递了企业在节能环保、可持续发展等方面的措施与成绩等信息,可以减少利益相关者搜寻企业信息的成本与难度,有助于强化利益相关者对企业的监督^[46],迫使企业进一步优化内部生产流程,提高企业管理效率,从而降低企业生产管理成本,达到降本增效、形成生产率优势的目的^[47]。另一方面,根据委托代理理论,社会责任信息披露能够发挥信息沟通作用,有助于企业缓解其面临的委托代理冲突与信息不对称问题,从而帮助企业减少由于道德风险与逆向选择所引致的非效率投资行为,进而提高企业资本配置效率^[47]。鉴于高效率的资本配置方式有助于企业更加合理的将资本投资于生产经营所需的生产要素,进而能够促进企业生产效率的提升^[48],因而本文认为社会责任信息披露能够通过提高资本配置效率从而对绿色全要素生产率产生影响。

综上所述,本文认为,社会责任信息披露一方面能够产生资源集聚效应,帮助企业聚集技术进步所需的资金与人力资本资源,另一方面能够发挥效率改善效应,帮助企业提高内部管理效率与资本配置效率,从而对绿色全要素生产率产生促进作用。综合上述分析,提出本文的研究假设 H1 和 H2。

H1:社会责任信息披露有助于提升企业绿色全要素生产率。

H2:社会责任信息披露通过资源集聚效应(聚集资金与人力资源)与效率改善效应(提高管理效率与资本配置效率)从而提高企业的绿色全要素生产率。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文以2012—2019年^①沪深A股上市的工业企业为研究样本。之所以选择工业企业作为研究对象,原因主要有以下两点:第一,工业在我国国民经济中起着主导作用,经济的快速发展离不开工业的推动,工业企业同时也是能源消耗大户,如何推动工业实现绿色健康可持续发展,提高工业企业的绿色全要素生产率,是中国目前亟待解决的基础性命题;第二,本文在计算绿色全要素生产率指标时需要环境污染的相关数据,由于《中国环境统计年鉴》中公布的环境污染指标主要是工业废水与工业废气,均与工业企业有关,所以本文选择以工业企业作为研究对象,并根据《国民经济行业分类》(GB/T4754-2011),将B采矿业、C制造业、D电力、热力、燃气及水生产和供应业三大门类划分为工业行业。鉴于非上市工业企业的数据难以获取,所以本文以沪深A股上市的工业企业作为研究对象,并进行了一系列筛选:(1)剔除ST、*ST的企业;(2)为构造计算绿色全要素生产率指标所需的平衡面板数据,剔除2012—2019年间固定资产净额、员工数量、营业收入等指标缺失的企业;(3)剔除解释变量与控制变量缺失的样本,最终获得8065个样本观测值。

本文使用的企业层面的相关数据主要来源于国泰安(CSMAR)数据库与万得(WIND)数据库,地区层面的GDP数据、科技支出数据、产业结构数据以及价格平减指数均来源于《中国统计年鉴》,能源消耗数据来源于《中国能源统计年鉴》,污染数据来源于《中国环境统计年鉴》。为减少极端值的影响,本文对所有连续变量在1%和99%水平上进行了缩尾处理。

(二)变量定义

1. 被解释变量:绿色全要素生产率(GTFP)。本文使用MaxDEA软件对绿色全要素生产率进行测度,在模型选择方面,文章在借鉴已有研究的基础上^[23,25],采用的是同时包含径向与非径向距离函数的EBM模型与全局参比的GML指数。鉴于GML指数衡量的是GTFP的增长率,即本年度相较于上一年度的变动情况,所以本文参照张建和王博^[35]的研究对GML指数进行调整。调整方法为:以2011年为基期,将2011年GTFP的值设置为1,2012年GTFP的值为2011年的基期值乘以2012年的GML指数,2013年GTFP的值为2012年GTFP的值乘以2013年的GML指数,以此类推,从而求得企业各年GTFP的值。

结合崔兴华和林明裕^[28]、Jiang等^[29]的研究,本文采用资本、劳动、能源三项投入和期望、非期望两项产出对绿色全要素生产率进行测度,具体如下:

(1)投入指标。借鉴崔兴华和林明裕^[28]、Jiang等^[29]的研究,投入指标中的资本投入以企业年末的固定资产净额表示,为缓解价格因素带来的影响,使用固定资产投资价格指数对其进行平减;劳动投入以企业员工数量表示;能源投入以标准煤消耗量表示。由于企业层面标准煤消耗量的数据无法获取,本文借鉴已有研究的做法^[28-29,49],采用如下方法将地区层面的标准煤消耗量折算到企业层面:首先从《中国能源统计年鉴》获取企业所在地区的标准煤消耗量;其次计算地区标准煤消耗量的调整系数,得到加权调整后的地区标准煤消耗量;最后根据企业收入占地区工业总产值的比重,结合调整后的地区标准煤消耗量得到工业企业的标准煤消耗量。

(2)期望产出。借鉴Jiang等^[29]的研究,本文以营业收入表示期望产出,并使用工业生产者出厂价格指数对营业收入进行平减。

(3)非期望产出。以工业废水中的化学需氧量和工业废气中的氮氧化物、二氧化硫和颗粒物(烟粉尘)排放量表示非期望产出。由于企业层面的污染物排放数据难以获取,本文同样采用赵细康^[49]、崔兴华和林明裕^[28]、

^①之所以将2012年作为初始研究年份,原因在于:第一,2012年党的十八大首次将“生态文明”纳入中国特色社会主义事业“五位一体”的总体布局之中,指出要“着力推进绿色发展、循环发展、低碳发展”,即党的十八大以来我国开始坚定不移地走绿色发展道路,契合了本文想要探究绿色全要素生产率的研究问题;第二,《国民经济行业分类》在2011年进行了第三次修订,修订后的标准于2012年开始使用,为了保证研究期间内行业分类标准的一致性,本文将初始研究年份界定为2012年。研究期间之所以截至2019年,是因为本文在计算绿色全要素生产率时所需的能源投入指标来源于《中国能源统计年鉴》,该年鉴虽然已经更新至2022年,但本文所使用的地区层面能源数据目前只更新至2019年。

Jiang 等^[29]的计算方法将地区层面的污染物排放数据折算到企业层面。

2. 解释变量:企业社会责任信息披露(CSRDIS)。借鉴刘想和刘国银^[50]、Liu 和 Zhang^[51]等的研究,本文选取国泰安(CSMAR)数据库社会责任子库中“上市公司社会责任报告基本信息表”的11个方面作为企业社会责任信息披露的衡量标准。当企业披露了某一方面的相关信息时赋值为1,否则为0,总得分在0~11分之间,然后采用总得分除以11的方式对数据进行标准化处理,该指标越大表明企业社会责任信息披露水平越高。鉴于企业当年的社会责任报告是在下一年公布,即当年披露的社会责任信息影响的是下一年度的绿色全要素生产率,所以本文在回归分析时采用的是t-1年的社会责任信息披露得分。

3. 控制变量。参考已有文献,本文主要选取了企业、行业与地区三个层面的控制变量。变量定义详见表1。

(三)模型设计

为了检验企业社会责任信息披露对绿色全要素生产率的影响,本文参考已有研究^[28-29],构建双向固定效应模型

(1)进行实证检验:

$$GTFP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CSRDIS_{i,t-1} + \beta_2 Control_{i,t} + \delta_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,被解释变量 $GTFP_{i,t}$ 为企业 i 在 t 年的绿色全要素生产率;解释变量 $CSRDIS_{i,t-1}$ 为企业 i 在 $t-1$ 年的社会责任信息披露水平; $Control_{i,t}$ 是控制变量; δ_i 表示企业个体固定效应, θ_t 表示时间固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

四、实证结果与分析

(一)描述性统计

表2列示了各变量的描述性统计结果。数据显示,绿色全要素生产率($GTFP$)的最小值与最大值分别为0.6203与3.4086,说明企业之间在绿色全要素生产率方面存在较大差异性;社会责任信息披露($CSRDIS$)的均值为0.4617,最小值与最大值分别为0与0.9091,表明企业在社会责任信息披露方面存在明显差别,有些企业披露水平较高,而有些企业尚未披露社会责任的相关信息。

(二)基准回归结果与分析

表3列示了社会责任信息披露影响绿色全要素生产率的回归结果。可以看出,社会责任信息披露($CSRDIS$)的系数在5%的水平上显著为正,说明企业社会责任信息披露水平越高,越有利于绿色全要素生产率的提升,验证了本文的假设H1。从经济意义看,企业社会责任信息披露($CSRDIS$)的系数值为0.0340,意味着企业社会责任信息披露水平提升1%,将使绿色全要素生产率提升3.4%,相对于样本期间绿色全要素生产率的均值1.4306而言,提升大约2.38%(0.0340/1.4306×100%)。

表1 变量定义表

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	绿色全要素生产率	$GTFP$	由EBM模型与GML指数计算所得
解释变量	社会责任信息披露	$CSRDIS$	根据国泰安(CSMAR)数据库社会责任子库中“上市公司社会责任报告基本信息表”中的各个指标得分,通过对数据进行标准化处理的方式获得
控制变量	企业规模	$SIZE$	年末总资产取自然对数
	偿债能力	LEV	以资产负债率表示,由年末总负债/总资产计算得到
	盈利能力	ROA	以总资产收益率表示,通过年末净利润/总资产计算得到
	发展能力	$GROWTH$	以营业收入增长率表示,通过(本期营业收入-上期营业收入)/上期营业收入计算得到
	董事会规模	$BOARD$	董事会总人数取自然对数
	独立董事比例	$INDE$	独立董事人数与董事会总人数的比值
	股权集中度	$TOP5$	前五大股东持股比例
	股权制衡度	$BALANCE$	第二大股东持股比例除以第一大股东持股比例
	托宾Q值	$TOBINQ$	(流通股市值+非流通股股份数×每股净资产+负债账面值)/总资产
	产权性质	SOE	国有控股企业取值为1,否则为0
	上市年限	AGE	Ln(当年年份-上市年份+1)
	管理层持股比例	$MSHARE$	管理层持股数据除以总股本
	机构投资者持股比例	$INST$	机构投资者持股总数除以流通股本
行业竞争程度	HHI	采用赫芬达尔指数衡量	
地区经济发展水平	GDP	企业所在省份人均GDP取自然对数	
政府研发投入	GII	地方科技支出占财政支出的比例	
产业结构	IS	第二产业增加值与地区生产总值的比值	

表2 描述性统计表

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
$GTFP$	8065	1.4306	0.4830	0.6203	3.4086
$CSRDIS$	8065	0.4617	0.2985	0	0.9091
$SIZE$	8065	22.3359	1.2144	20.2041	26.0599
LEV	8065	0.4039	0.1852	0.0558	0.8030
ROA	8065	0.0434	0.0523	-0.1443	0.2087
$GROWTH$	8065	0.1415	0.2910	-0.3935	1.6276
$BOARD$	8065	2.1416	0.1919	1.6094	2.7081
$INDE$	8065	0.3730	0.0524	0.3333	0.5714
$TOP5$	8065	0.5184	0.1470	0.2000	0.8752
$BALANCE$	8065	0.3474	0.2833	0.0114	0.9930
$TOBINQ$	8065	1.9866	1.1113	0.8711	6.8638
SOE	8065	0.3499	0.4770	0	1
AGE	8065	2.2712	0.6245	0.6931	3.2581
$MSHARE$	8065	0.1224	0.1845	0	0.6529
$INST$	8065	0.4078	0.2369	0.0024	0.8885
HHI	8065	0.1382	0.1008	0.0399	0.5051
GDP	8065	10.4864	0.6965	8.0096	11.5900
GII	8065	0.0325	0.0169	0.0074	0.0676
IS	8065	0.4196	0.0823	0.1655	0.5293

(三)内生性检验

1. 倾向得分匹配法(PSM)。本文研究样本均为上市的工业企业,在样本选择方面可能存在偏误,故本文进一步采用倾向得分匹配法(PSM)缓解这一内生性问题可能对研究结果造成的影响。首先,构建社会责任信息披露分值大小的虚拟变量 *CSRDIS_DUM1*:分年度-行业把企业社会责任信息披露分值划分为5组,将得分最高组的 *CSRDIS_DUM1* 定义为1,将得分最低组的 *CSRDIS_DUM1* 定义为0,中间三组样本不使用。其次,将 *CSRDIS_DUM1* 作为分组变量,选取公司规模(*SIZE*)、资产负债率(*LEV*)、总资产收益率(*ROA*)、营业收入增长率(*GROWTH*)、董事会规模(*BOARD*)、股权集中度(*TOP5*)、托宾 *Q* (*TOBINQ*)、产权性质(*SOE*)、上市年龄(*AGE*)、高管持股比例(*MSHARE*)、机构投资者持股比例(*INST*)作为协变量,采用“一配三、有放回、卡尺为0.01”的配对方法,借助 Logit 模型为社会责任信息披露分值较高的样本(*CSRDIS_DUM1* = 1) 配对分值较低的样本(*CSRDIS_DUM1* = 0),配对后的有效样本量为2362。最后,进行平衡性检验并使用匹配后的样本重新进行回归。未报告的平衡性检验结果显示,配对后各个协变量在两组之间均无显著性差异,偏差也在10%的范围以内,匹配结果较好,未报告的 *ATT* 的值也通过了显著性检验。表4中的第(1)列是使用配对后的样本重新进行回归分析的结果。结果显示,企业社会责任信息披露(*CSRDIS*)对绿色全要素生产率(*GTFP*)的影响仍然在5%的水平上显著为正。

2. Heckman 两阶段。由于企业社会责任信息披露并非强制性的信息披露,有些企业可能在社会责任的某些方面做出了实质性的行动,但是鉴于其他目的却并未向利益相关者披露相关信息,由此造成了样本选择偏差带来的内生性问题。针对该问题,本文选择 Heckman 两阶段进行检验。在第一阶段构建企业社会责任信息披露决定模型(2),以企业当年社会责任信息披露得分的中位数定义社会责任信息披露的虚拟变量 *CSRDIS_DUM2*,大于中位数时取值为1,否则为0,并将其作为第一阶段的被解释变量进行 Probit 回归。由于同行业或者同地区上市企业的社会责任信息披露具有相似性,但是同行业或同地区其他企业的社会责任信息披露并不会直接对本公司的绿色全要素生产率产生影响,所以模型中采用同年度、同行业其他上市企业社会责任信息披露得分的均值(*IND_CSRDIS*)与同年度、同地区其他上市企业社会责任信息披露得分的均值(*REG_CSRDIS*)同时作为社会责任信息披露虚拟变量的排除性约束变量。此外,在模型(2)中还控制了其他影响企业社会责任信息披露的因素,包括模型(1)中企业层面所有控制变量,同时也对行业、年份与地区进行了控制。

$$Probit(CSRDIS_DUM2_{i,t}) = \delta_0 + \delta_1 IND_CSRDIS_{i,t} + \delta_2 REG_CSRDIS_{i,t} + \delta_3 Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

在第二阶段,本文将第一阶段求出的逆米尔斯比率 *IMR* 作为控制变量加入模型(1)重新进行回归,结果见表4中的第(2)列。由表4数据可知,在控制 *IMR* 后,企业社会责任信息披露(*CSRDIS*)与绿色全要素生产率(*GTFP*)的系数仍然在5%的水平上显著正相关。

表3 企业社会责任信息披露影响绿色全要素生产率的回归结果

变量	<i>GTFP</i>
<i>CSRDIS</i>	0.0340 ** (2.1921)
<i>SIZE</i>	0.0027 (0.2541)
<i>LEV</i>	0.0030 (0.0772)
<i>ROA</i>	0.2572 *** (2.9753)
<i>GROWTH</i>	0.0266 ** (2.4380)
<i>BOARD</i>	-0.0653 * (-1.8735)
<i>INDE</i>	-0.1401 (-1.3342)
<i>TOP5</i>	0.1467 ** (2.5519)
<i>BALANCE</i>	-0.0812 *** (-3.6841)
<i>TOBINQ</i>	0.0169 *** (3.5558)
<i>SOE</i>	-0.0458 * (-1.6983)
<i>AGE</i>	-0.1504 *** (-6.4369)
<i>INST</i>	-0.0417 (-1.5736)
<i>MSHARE</i>	-0.0292 (-0.6327)
<i>IS</i>	4.8654 *** (21.8084)
<i>HHI</i>	-0.0002 ** (-2.3240)
<i>GDP</i>	0.7211 *** (13.2367)
<i>GII</i>	-5.5223 *** (-10.5061)
<i>_CONS</i>	-8.0361 *** (-13.6328)
个体固定效应	控制
时间固定效应	控制
N	8065
R ²	0.4984

注:***、**和*分别表示在1%、5%与10%的水平上统计显著,下表同。

表4 PSM,Heckman 两阶段与联立方程组检验结果

变量	<i>GTFP</i>		<i>CSRDIS</i>	<i>GTFP</i>
	PSM (1)	Heckman 两阶段 (2)	联立方程组 (3)	联立方程组 (4)
<i>CSRDIS</i>	0.0606 ** (1.9645)	0.0396 ** (2.5676)		0.0361 ** (2.0709)
<i>IMR</i>		0.0369 (1.5029)		
<i>GTFP</i>			0.2167 *** (4.8297)	
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>_CONS</i>	-8.5835 *** (-6.1918)	-10.9303 *** (-17.6521)	-1.1281 *** (-11.0624)	0.6123 *** (3.3440)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
N	2362	7762	8065	8065
R ²	0.4003	0.5153	0.0782	0.2998

3. 联立方程组。尽管基准回归结果已经证实社会责任信息披露能够促进绿色全要素生产率的提升,但可能也会存在绿色全要素生产率高的企业更容易进行社会责任信息披露的情况,由此造成的反向因果关系可能会对本文研究结论产生影响。因而,本文借鉴袁知柱等^[54]的研究,采用联立方程的方式缓解由于反向因果带来的内生性问题,方程如下:

$$\begin{cases} CSRDIS_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 GTFP_{i,t} + \beta_2 Controls_{i,t} + \sum Ind + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \\ GTFP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CSRDIS_{i,t-1} + \beta_2 Controls_{i,t} + \sum Ind + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \end{cases} \quad (3)$$

第一个方程中,被解释变量为社会责任信息披露(*CSRDIS*),解释变量为绿色全要素生产率(*GTFP*),控制变量(*Control*)表示其他影响社会责任信息披露的因素,具体包括模型(1)中企业层面的控制变量,除此之外还控制了行业与年份。第二个方程中,被解释变量为绿色全要素生产率(*GTFP*),解释变量为社会责任信息披露(*CSRDIS*),控制变量(*Control*)与模型(1)保持一致,同时对年份与行业进行控制。本文使用 2SLS 对联立方程组进行估计,回归结果见表 4 的列(3)与列(4)。结果显示,绿色全要素生产率(*GTFP*)的回归系数在 1% 的水平上统计显著,即绿色全要素生产率越高的企业,越倾向于提高社会责任信息披露水平,说明前述的反向因果关系确实存在。社会责任信息披露(*CSRDIS*)的回归系数为 0.0361,在 1% 的水平上显著为正,即社会责任信息披露对绿色全要素生产率产生促进作用的结果并未发生改变。

4. 工具变量法。尽管本文在模型设计时对企业层面、行业层面与地区层面的变量进行了控制,但是仍然可能存在一些不可观测的遗漏变量会对研究结果造成影响。为了缓解遗漏变量带来的内生性问题,本文采用经典的两阶段最小二乘法(2SLS)与工具变量条件混合过程估计法(CMP)进行回归,以确保研究结果的稳健性。根据 Fisman 和 Svensson^[52]选取工具变量的思路,本文采用同年度、同地区其他企业社会责任信息披露得分

均值(*OTHER_CSRDIS*)作为工具变量重新进行回归分析。企业社会责任信息披露会受到同地区其他企业披露水平的影响,满足工具变量相关性的条件;但同地区其他企业社会责任信息披露的水平又不会直接对企业绿色全要素生产率产生直接影响,满足工具变量外生性的条件。

表 5 中的列(1)与列(2)分别报告了 2SLS 第一阶段与第二阶段的回归结果,结果显示工具变量(*OTHER_CSRDIS*)与内生变量(*CSRDIS*)显著正相关,企业社会责任信息披露(*CSRDIS*)的系数为 0.4036,在 1% 的水平上显著为正,说明在使用 2SLS 回归后,本文的回归结果并未发生变化。列(3)与列(4)分别列示了 CMP 第一阶段与第二阶段的回归结果,结果表明同年度、同地区其他企业社会责任信息披露能够对企业社会责任信息披露水平产生显著的正向影响,社会责任信息披露(*CSRDIS*)能够对企业绿色全要素生产率(*GTFP*)产生促进作用。

(四) 稳健性检验

1. 更换被解释变量计算方式。参照 Jiang 等^[29]的研究,本文对计算绿色全要素生产率时所需的化学需氧量、氮氧化物、二氧化硫和颗粒物(烟粉尘)四个非期望产出指标采用熵值法进行赋权,将赋权后计算得出的综合值作为非期望产出重新采用 EBM 模型与 GML 模型进行计算,回归结果见表 6 第(1)列。由表 6 数据可知,在更换绿色全要素生产率计算方式后,社会责任信息披露(*CSRDIS*)对绿色全要素生产率(*GTFP*)的促进作用并未发生改变,可见本文研究结果具有较强的稳健性。

2. 更换样本区间。随着中国经济步入新常态,高质量发展已经成为国民经济发展的主要目标,为推进生态文明建设、促进经济社会可持续发展,新《环保法》于 2015 年 1 月 1 日开始正式实施。新《环保法》作为中国“最严格”的环境保护法,一方面以法律形式对企业的信息披露行为作出了规范,另一方面也倒逼企业优化资源配置,提升企业效率。为了排除新《环保法》的实施对研究结果造成的影响,本文将 2015 年的样本删除,对剩余年份的样本进行回归,结果见表 6 中的列(2)。结果显示,社会责任信息披露(*CSRDIS*)的系数为 0.0365,在 5% 的

表 5 工具变量法回归结果

变量	CSRDIS	GTFP	CSRDIS	GTFP
	2SLS 第一阶段 (1)	2SLS 第二阶段 (2)	CMP 第一阶段 (3)	CMP 第一阶段 (4)
<i>CSRDIS</i>		0.4036** (2.5666)		0.3822*** (3.5476)
<i>OTHER_CSRDIS</i>	0.4040*** (8.5658)		0.5815*** (15.0356)	
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
N	8053	8053	8065	8065

水平上显著为正,与主假设一致,可见在排除新《环保法》的影响后,本文的研究结论依旧成立。

3. 使用公司层面聚类稳健标准误。尽管本文在回归时已经控制了企业与时间双向固定效应,但是为了获得更稳健的检验结果,本文进一步使用公司层面聚类标准误,回归结果见表6中的列(3)。由表6结果可知,企业社会责任信息披露(CSRDIS)对绿色全要素生产率(GTFP)的正向影响并未发生变化。

4. 增加行业与地区层面固定效应。由于企业所处细分行业与地区的不同,可能导致社会责任信息披露对绿色全要素生产率的影响存在差异,因此本文进一步在模型中增加了行业与地区层面的固定效应,结果见表6列(4)。由表6数据可知,社会责任信息披露(CSRDIS)对绿色全要素生产率(GTFP)的影响系数为0.0295,仍然在5%的水平上显著为正,再次表明本文的研究结论较为稳健。

5. 更换解释变量衡量方式。为了获得更加稳健的回归结果,本文采用和讯网发布的企业社会责任评分作为社会责任信息披露的代理变量重新进行回归,结果见表6列(5)。由表6数据可知,在更换解释变量衡量方式后,社会责任信息披露仍然能够显著促进绿色全要素生产率的提升,结果并未发生变化。

表6 稳健性检验回归结果

变量	更换被解释变量 (1)	更换样本区间 (2)	公司聚类标准误 (3)	增加固定效应 (4)	更换解释变量 (5)
CSRDIS	0.0357* (1.9247)	0.0365** (2.1825)	0.0340* (1.8439)	0.0295** (2.0168)	0.0140** (2.4280)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_CONS	-13.9325*** (-19.7176)	-8.6353*** (-13.9796)	-8.0361*** (-2.8323)	-11.9615*** (-15.2918)	-9.0947*** (-15.0759)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应				控制	
地区固定效应				控制	
N	8065	7095	8065	8065	7859
R ²	0.4280	0.5165	0.5672	0.5570	0.5038

五、进一步分析

(一) 机制分析

假设部分提出,社会责任信息披露可能会通过资源集聚效应与效率改善效应进而对绿色全要素生产率产生促进作用,其中,资源集聚效应表示社会责任信息披露后能够为企业带来资金与人力资源,充足的资金能够帮助企业缓解融资约束问题,人力资源可以为企业进行绿色研发、提高绿色技术水平提供智力支持,本文在进行机制分析时,分别采用企业面临的融资约束与企业高素质人员规模作为资金与人力资源的替代变量,检验社会责任信息披露能否通过资源集聚效应的路径对绿色全要素生产率产生影响。效率改善效应表示社会责任信息披露不仅能够帮助企业优化管理流程,提升管理效率,并且有助于企业减少非效率投资,提高资本配置效率,本文在进行机制分析时,分别采用企业管理效率与资本配置效率作为机制变量,分析社会责任信息披露能否通过效率改善效应的路径对绿色全要素生产率产生影响。

为检验假设H2是否成立,本文参照江艇^[53]的观点,设计模型(4)检验社会责任信息披露对绿色全要素生产率的影响机制:

$$M_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CSRDIS_{i,t-1} + \beta_2 Controls_{i,t} + \delta_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中,被解释变量M为机制变量,包括融资约束(SA)、企业高素质人员规模(HUM)、管理效率(ME)与资本配置效率(INVEST)四个方面,其他变量与模型(1)保持一致。

1. 融资约束的机制检验。本文采用SA指数衡量企业面临的融资约束,表7第(1)列汇报了社会责任信息披露影响企业融资约束的回归结果。结果显示,社会责任信息披露(CSRDIS)的回归系数在1%的水平上显著为负,表明企业在发布社会责任信息后,确实能够帮助企业获得银行、债权人等利益相关者的支持,从而有助于企业获取更多的融资机会,缓解企业

表7 影响机制检验回归结果

变量	SA (1)	HUM (2)	ME (3)	INVEST (4)
CSRDIS	-0.0058*** (-2.6409)	0.0439** (2.2334)	-0.0067** (-2.0534)	-0.0041 (-0.9633)
CSRDIS × L.TOBINQ				0.0027** (2.1449)
L.TOBINQ				0.0025*** (3.1157)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
_CONS	-3.7736*** (-44.7984)	-11.5553*** (-15.5580)	0.5132*** (4.1221)	-0.3151*** (-2.8861)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
N	7983	5427	7983	7734
R ²	0.8869	0.5375	0.0139	0.0225

面临的融资约束问题,为企业进行绿色技术创新提供资金支持。

2. 人力资源的机制检验。本文采用企业本科生以上学历员工数量的对数值作为人力资源(HUM)的替代变量,该指标数值越大表示企业高素质人员数量越多,表 7 列(2)报告了社会责任信息披露对高素质人员规模回归结果。由表 7 数据可知,社会责任信息披露的系数显著为正,说明企业披露社会责任信息确实能够增加企业高素质人员规模。根据社会认同理论,求职者更倾向于在社会责任表现好的企业中工作,鉴于社会责任信息披露既能够向外部求职者传递社会责任履行情况的相关信号,吸引高素质求职者到企业工作,又能够激发企业内部员工的积极性与组织认同感,帮助企业留住高素质员工,从而为企业进行绿色研发提供充足的人力资本。

3. 管理效率的机制检验。参照杨继生等^[54]的研究,本文采用管理费用与销售费用之和与营业总收入的比值衡量企业管理效率(ME),该值越大表示管理效率越低,表 7 列(3)报告了社会责任信息披露影响管理效率的回归结果。由表 7 数据可知,社会责任信息披露(CSRDIS)的系数在 5% 的水平上显著为负,说明社会责任信息披露能够产生外部监管压力,倒逼企业优化管理流程,提高内部管理效率,从而促进绿色全要素生产率的提升。

4. 资本配置效率的机制检验。为检验社会责任信息披露是否可以通过提高企业的资本配置效率促进绿色全要素生产率的提升,借鉴陈德球等^[55]的研究,本文构建模型(5)进行检验:

$$INVEST_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CSRDIS_{i,t-1} + \beta_2 TOBINQ_{i,t-1} + \beta_3 CSRDIS_{i,t-1} \times TOBINQ_{i,t-1} + \alpha Controls_{i,t} + \delta_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中,被解释变量 INVEST 是企业 i 在 t 年时的投资支出,计算方法为购建无形资产、固定资产和其他长期资产支付的现金除以总资产;TOBINQ 为企业投资机会的代理变量,使用企业 i 在 t-1 年的托宾 Q 值进行衡量;其他变量与模型(1)一致,回归时控制时间与企业个体的双向固定效应。想要分析社会责任信息披露能否提高企业的资本配置效率,主要考察交互项 CSRDIS × TOBINQ 的系数 β₃,本文预测 β₃ 应该显著为正。

表 7 中的列(4)汇报了社会责任信息披露影响企业资本配置效率的回归结果。由表 7 数据可知,交互项 CSRDIS × TOBINQ 的系数为 0.0027,在 5% 的水平上显著为正,可见社会责任信息披露确实能够通过提高企业的资本配置效率从而对绿色全要素生产率产生影响。社会责任信息披露可以发挥信息沟通效应,帮助企业缓解信息不对称问题,有助于企业将资金投资于生产经营所需的生产要素,从而提高企业资本配置效率。由于资本配置效率的提升是提高企业生产效率的重要途径之一,因而社会责任信息披露通过提高企业资本配置效率从而对绿色全要素生产率产生了促进作用。

上述实证分析结果表明,社会责任信息披露不仅能够帮助聚集资金与人力资源,缓解企业面临的融资约束问题,吸引并留住高素质员工,还能够提高企业管理效率与资本配置效率,即社会责任信息披露确实能够通过资源集聚效应与效率改善效应驱动绿色全要素生产率的提升,本文的假设 H2 得到验证。

(二) 异质性分析

表 8 基于披露方式与信息环境的异质性分析回归结果

变量	GTFP					
	强制披露	自愿披露	信息环境较好		信息环境较差	
			分析师	媒体报道	分析师	媒体报道
CSRDIS	0.0631 (0.9164)	0.0358 ** (2.2231)	0.0395 * (1.8387)	0.0518 ** (2.1903)	0.0282 (1.1417)	-0.0120 (-0.5695)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_CONS	-5.4192 *** (-2.9341)	-8.9610 *** (-14.1876)	-8.0993 *** (-9.8804)	-14.1733 *** (-14.7100)	-8.5962 *** (-8.5272)	-1.7604 ** (-2.1996)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1385	6680	4741	4055	3324	4010
R ²	0.4678	0.4873	0.4483	0.4745	0.3934	0.4601

1. 基于披露方式的异质性分析。2008 年,上交所要求“上证公司治理板块”的样本公司、发行境外上市外资股的公司及金融类公司应当披露公司履行社会责任的报告,深交所要求纳入“深证 100 指数”的上市公司披露社会责任报告。基于此,本文将深交所与上交所要求披露社会责任报告的企业作为强制披露的样本,分组检验在不同的信息披露方式(自愿披露与强制披露)下,社会责任信息披露对绿色全要素生产率的影响是否存在差异,回归结果见表 8。由表 8 数据可知,当企业属于自愿披露时,社会责任信息披露对绿色全要素生产率的影响更明显。可能的解释为,强制披露组中的企业在披露社会责任相关信息时,更多的是出于满足政策要求的被动行为,而自愿披露的企业会更加主动地披露其履行社会责任的情况,并且在披露内容与语言方面都会尽力传递出企业在积极履行社会责任的正面信息,因而相较于强制披露,自愿披露的企业社会责任信息发挥的作用更大,对绿色全要素生产率的影响也更加明显。

2. 基于信息环境的异质性分析。

尽管企业披露的社会责任信息能够缓解企业与利益相关者之间的信息不对称问题,但信息能否准确、及时地传递给信息使用者会受到企业信息环境的影响,所以本文进一步从企业信息环境的角度入手,分析企业社会责任信息披露对绿色全要素生产率的影响在不同的信息环境下是否存在差异。由于分析师与媒体作为信息的传播者与加工者,是资本市场的重要参与者,亦是企业外部信息环境的重要组成部分,所以本文分别以媒体报道数量与分析师覆盖度作为信息环境的替代变量,按照媒体报道数量与分析师跟踪人数的中位数将研究样本划分为信息环境较好与信息环境较差两组,回归结果见表8。由表8数据可知,当企业所处的信息环境较好时,企业社会责任信息披露(CSRDIS)对绿色全要素生产率(GTFP)的影响更为显著。可能的解释为,尽管企业社会责任信息披露能够发挥信息沟通作用,有助于降低企业与利益相关者之间的信息不对称问题,但是当企业信息环境较好时,企业披露的社会责任信息能够产生更大的“信息效应”,从而使得其对绿色全要素生产率的影响更加明显。

3. 基于重污染行业的异质性分析。尽管工业企业是环境污染的主要排放主体之一,但是工业企业中的重污染企业更是社会公众与政府部门监管的重点对象。随着新《环保法》的颁布实施与绿色发展理念的提出,社会公众对环境保护问题的关注度越来越高,重污染企业需要承受的外部利益相关者的监管压力也越来越大。在此背景下,本文进一步将研究样本划分为重污染企业与非重污染企业两组,考察在不同的行业污染程度下社会责任信息披露对绿色全要素生产率的影响,回归结果见表9。由表9数据可知,当企业处于重污染行业时,社会责任信息披露(CSRDIS)对绿色全要素生产率(GTFP)的影响更为显著。可能的解释为,相较于非重污染企业,重污染企业在节能减排方面的难度更高,需要投入更多的资金与人力资源帮助企业购买或者升级改造环保设备、进行绿色技术研发,因而重污染企业有更强烈的动机提高社会责任信息披露水平,以发挥更大的资源集聚效应,帮助企业获取利益相关者手中的资源,从而对绿色全要素生产率产生了更加显著的影响。

4. 基于产权性质的异质性分析。中国特殊的制度环境使得国有企业承担了更多的政治任务,在履行社会责任方面也受到了更多来自政府与社会公众的监管,因而本文认为在考虑企业社会责任信息披露对绿色全要素生产率的影响时,应该考察企业产权性质是否会影响到两者关系。本文将研究样本划分为国有企业与非国有企业两组,分析不同产权属性下企业社会责任信息披露对绿色全要素生产率的影响,回归结果见表9。由表9数据可知,当企业属于国有企业时,社会责任信息披露对绿色全要素生产率的影响更明显,原因在于,国有企业具有营利性与公益性的双重属性,国有企业本身所具备的“国有为民”的性质使其承担了更多的社会责任,所以当国有企业披露社会责任信息时,会受到更多的社会关注,并且国有企业也愿意披露高质量的信息以展示国有企业的正面形象,如此一来,国有企业可能会比非国有企业聚集更多的资源,从而对绿色全要素生产率产生了更明显的作用。

5. 基于市场竞争程度的异质性分析。企业所处市场环境不同,可能会对企业行为产生不同影响。当企业处于市场竞争程度较为激烈的行业时,为了获取更多资源助力企业发展,可能会采取提高企业社会责任信息披露质量的行为以获得利益相关者支持。基于此,本文将赫芬达尔-赫希曼指数(Herfindahl-Hirschman Index, HHI)作为市场竞争程度的度量标准,进一步分析社会责任信息披露对绿色全要素生产率的影响在不同市场环境下是否存在差异,回归结果见表9。由表9数据可知,相较于市场竞争程度较低的企业,当市场竞争程度较高时企业社会责任信息披露对绿色全要素生产率的影响更加明显。原因在于,在社会资源既定的前提下,市场竞争程度越激烈,企业获取资源的难度就越大,所以该类企业想要从众多企业中获得利益相关者的青睐,就需要提高社会责任信息披露质量以便向利益相关者传递企业重视社会责任的积极信号,以此来帮助企业获取利益相关者手中的资源,从而对绿色全要素生产率产生了更为明显的促进作用。

表9 基于重污染行业、产权性质与市场环境的异质性分析回归结果

变量	GTFP					
	重污染行业	非重污染行业	国有企业	非国有企业	市场竞争程度较高	市场竞争程度较低
CSRDIS	0.0631 ** (2.3295)	0.0240 (1.3246)	0.0793 ** (2.4905)	0.0181 (1.0579)	0.0511 ** (2.3587)	0.0095 (0.4216)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_CONS	-13.2271 *** (-11.8341)	-9.1176 *** (-12.6184)	-16.9223 *** (-16.4613)	-2.8000 *** (-3.8990)	-11.9494 *** (-13.6226)	-4.5746 *** (-5.4135)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	2561	5504	2822	5243	3991	4074
R ²	0.5138	0.5174	0.5414	0.4794	0.5031	0.4593

六、研究结论与政策建议

(一) 研究结论

党的十九大报告指出,中国经济已经由高速增长阶段转向高质量发展阶段,如何促进绿色全要素生产率的提升、实现企业高质量发展已经成为新常态下中国经济亟须解决的重要问题。本文以2012—2019年沪深A股上市的工业企业为样本,采用双向固定效应模型验证企业社会责任信息披露对绿色全要素生产率的影响及其影响机制,主要得到以下研究结论:

第一,社会责任信息披露能够显著促进企业绿色全要素生产率的提升。企业社会责任信息披露不仅能够发挥资源集聚效应,帮助企业获得绿色技术创新所需的资金与人力资源,为企业绿色技术进步提供资金与智力支持,还能够产生效率改善效应,通过提高企业内部管理效率,督促企业优化资本配置,从而对绿色全要素生产率产生促进作用。

第二,机制分析结果显示,社会责任信息披露通过缓解企业面临的融资约束问题、帮助企业吸引并留住高素质员工、提高企业内部管理效率与资本配置效率从而对绿色全要素生产率产生促进作用。一方面,社会责任信息披露能够向利益相关者传递企业社会责任履行情况的相关信息,帮助企业获取技术进步所需的资金与人力资本资源,另一方面,社会责任信息披露也能够产生外部监管压力,倒逼企业优化内部管理流程,提升企业管理效率,并且在利益相关者的督促下,企业会减少非效率投资行为,提高资本配置效率,从而提升企业绿色全要素生产率。

第三,异质性分析结果表明,由于企业自愿披露社会责任信息时会更加主动地披露其履行社会责任的情况,并且在披露内容与语言方面都会尽力传递出企业在积极履行社会责任的正面信息,所以与强制披露相比,社会责任信息披露对绿色全要素生产率的影响在自愿披露组中更加显著。基于信息环境的异质性分析发现,社会责任信息披露对绿色全要素生产率的影响在信息环境较好的组中更加明显,究其原因在于当企业信息环境较好时,企业披露的社会责任信息能够产生更大的“信息效应”。按照企业是否属于重污染行业进行分组检验后发现,鉴于重污染企业在节能减排方面的难度更高,需要投入更多的资金与人力资源帮助企业进行绿色技术研发,因而重污染企业有更强烈的动机提高社会责任信息披露水平,从而对提高绿色全要素生产率产生了更加显著的影响。基于企业产权性质进行分组检验后发现,国有企业披露的信息不仅质量更高,而且受到的社会关注也较高,使得国有企业更容易聚集资源,从而对绿色全要素生产率产生了更明显的作用。由于企业属于市场竞争程度较为激烈的行业时获取资源的难度更大,迫使企业需要提高社会责任信息披露水平以获取更多资源,所以市场竞争程度更为激烈时社会责任信息披露对绿色全要素生产率的影响更大。

(二) 政策建议

针对上述研究结论,本文提出以下政策建议:

一方面,对于政府部门而言,由于社会责任信息披露能够帮助企业从利益相关者手中获取技术进步所需的资金与人力资源,帮助企业提高管理效率与资本配置效率,因而政府部门要制定相关政策引导企业积极披露社会责任的相关信息,使企业意识到社会责任信息披露为企业带来的益处。此外,当披露方式为自愿披露时,社会责任信息披露对绿色全要素生产率的影响更明显,所以政府还要推出全面、规范的社会责任披露指引,进一步明晰社会责任信息披露的内容与方式,引导企业能够将利益相关者关注的信息及时、清晰的披露出来,使得社会责任信息披露能够成为助力企业高质量发展的工具。

另一方面,对于企业而言,首先需要正确认识社会责任信息披露行为。尽管社会责任信息在披露时会产生成本,但从长远看,社会责任信息的披露不仅能够帮助企业获取绿色技术创新所需的资金与人力资源,还能够产生外部监管压力,督促企业提高管理效率与资本配置效率,因而企业在披露社会责任的相关信息时,应及时披露、详尽披露,使利益相关者能够及时准确获取企业社会责任的履行情况,从而形成“企业披露信息—利益相关者反馈信息—企业再披露信息”的良性循环。另外,由于信息环境较好时,社会责任信息披露能够产生更大的“信息效应”,对绿色全要素生产率的影响也更加明显,因而企业还应当进一步优化信息环境,增加企业信息透明度,使社会责任相关信息能够及时、准确地传递给利益相关者,从而帮助企业获得高质量发展。对于属于重污染行业与市场竞争环境更为激烈的企业,更应该积极主动提高社会责任信息披露水平,从而发挥更大的资源集聚效应,帮助企业获取生存发展所需要的资源,助力企业实现可持续发展。

参考文献:

- [1]董志愿,张曾莲.政府审计对企业高质量发展的影响——基于审计署央企审计结果公告的实证分析[J].审计与经济研究,2021(1):1-10.
- [2]郭金花,杨瑞平.国家审计能促进国有企业全要素生产率增长吗?[J].审计与经济研究,2020(5):1-9.
- [3]湛泳,李珊.智慧城市建设、创业活力与经济高质量发展——基于绿色全要素生产率视角的分析[J].财经研究,2022(1):4-18.
- [4]Carroll A B. A three-dimensional conceptual model of corporate performance[J]. Academy of Management Review,1979,4(4):497-505.
- [5]张欣,董竹.环境信息披露的绿色创新激励效应[J].财经科学,2023(2):41-53.
- [6]杨金坤.企业社会责任信息披露与创新绩效——基于“强制披露时代”中国上市公司的实证研究[J].科学学与科学技术管理,2021(1):57-75.
- [7]Zamir F,Shailer G,Saeed A. Do corporate social responsibility disclosures influence investment efficiency in the emerging markets of Asia? [J]. International Journal of Managerial Finance,2022,18(1):28-48.
- [8]宋献中,胡珺,李四海.社会责任信息披露与股价崩盘风险——基于信息效应与声誉保险效应的路径分析[J].金融研究,2017(4):161-175.
- [9]Li Z,Zou F,Mo B. Does mandatory CSR disclosure affect enterprise total factor productivity? [J]. Economic Research-Ekonomska Istrazivanja,2022,35(1):4902-4921.
- [10]刘媛媛,田言.财务报表误述、误述风险与自愿性信息披露——基于企业社会责任报告的证据[J].会计研究,2019(4):26-35.
- [11]余玮,郑颖,辛琳.企业社会责任报告披露的影响因素研究——基于控股股东和外资股东视角[J].审计与经济研究,2017(2):78-87.
- [12]黄荷暑,周泽将.女性高管、信任环境与企业社会责任信息披露——基于自愿披露社会责任报告A股上市公司的经验证据[J].审计与经济研究,2015(4):30-39.
- [13]李虹,王娟.管理层能力、企业文化与企业社会责任信息披露[J].华东经济管理,2019(10):138-146.
- [14]杨汉明,吴丹红.企业社会责任信息披露的制度动因及路径选择——基于“制度同形”的分析框架[J].中南财经政法大学学报,2015(1):55-62+159.
- [15]贾兴平,刘益.外部环境、内部资源与企业社会责任[J].南开管理评论,2014(6):13-18.
- [16]Wang J,Zhang X,Dai M. Influences of economic policy uncertainty on corporate social responsibility information disclosure[J]. Amfiteatru Economic, 2021,23(58):843-862.
- [17]Rokhayati H,Nahartyo E,Haryono H. Effect of financial information and corporate social responsibility disclosure on investment decision:evidence from an experimental study[J]. Asian Journal of Business & Accounting,2019,12(1):129-164.
- [18]Hasudungan A,Bhinekawati R. The effects of CSR disclosure on asymmetric information and RoI of publicly listed companies in SRI-Kehati index in Indonesia[J]. Corporate Governance:The International Journal of Effective Board Performance,2022,22(7):1587-1604.
- [19]张桅,胡艳.长三角地区创新型人力资本对绿色全要素生产率的影响——基于空间杜宾模型的实证分析[J].中国人口·资源与环境,2020(9):106-120.
- [20]Charnes A,Cooper W W,Rhodes E. Measuring the efficiency of decision making units[J]. European Journal of Operational Research,1978,2(6):429-444.
- [21]Banker R D,Charnes A,Cooper W W. Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis[J]. Management Science,1984,30(9):1078-1092.
- [22]Tone K. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis[J]. European Journal of Operational Research,2001,130(3):498-509.
- [23]Tone K,Tsutsui M. An epsilon-based measure of efficiency in DEA - a third pole of technical efficiency[J]. European Journal of Operational Research, 2010,207(3):1554-1563.
- [24]Chung Y H,Färe R,Grosskopf S. Productivity and undesirable outputs;a directional distance function approach[J]. Journal of Environmental Management,1997,51(3):229-240.
- [25]Oh D H. A global Malmquist-Luenberger productivity index[J]. Journal of Productivity Analysis,2010,34(3):183-197.
- [26]蔺鹏,孟娜娜.绿色全要素生产率增长的时空分异与动态收敛[J].数量经济技术经济研究,2021(8):104-124.
- [27]郭海红,刘新民.中国农业绿色全要素生产率的时空分异及收敛性[J].数量经济技术经济研究,2021(10):65-84.
- [28]崔兴华,林明裕. FDI如何影响企业的绿色全要素生产率? ——基于 Malmquist-Luenberger 指数和 PSM-DID 的实证分析[J]. 经济管理,2019(3):38-55.
- [29]Jiang Y,Wang H,Liu Z. The impact of the free trade zone on green total factor productivity ——evidence from the Shanghai pilot free trade zone[J]. Energy Policy,2021,148(1):1120.
- [30]Qiu S,Wang Z,Geng S. How do environmental regulation and foreign investment behavior affect green productivity growth in the industrial sector? An empirical test based on Chinese provincial panel data[J]. Journal of Environmental Management,2021,287:112282.
- [31]Li Y,Wu Y,Chen Y,et al. The influence of foreign direct investment and trade opening on green total factor productivity in the equipment manufacturing industry[J]. Applied Economics,2021,53(57):6641-6654.
- [32]张平淡,屠西伟.制造业集聚、技术进步与企业全要素能源效率[J].中国工业经济,2022(7):103-121.
- [33]Feng Y,Wang X,Liang Z,et al. Effects of emission trading system on green total factor productivity in China:empirical evidence from a quasi-natural experiment[J]. Journal of Cleaner Production,2021,294(4):126262.
- [34]李振洋,白雪洁.产业政策如何促进制造业绿色全要素生产率提升? ——基于鼓励型政策和限制型政策协同的视角[J].产业经济研究,2020(6):28-42.

- [35] 张建, 王博. 数字经济发展与绿色全要素生产率提升[J]. 审计与经济研究, 2023(2): 107-115.
- [36] 范丹, 付嘉为. 环境信息披露对企业全要素生产率的影响[J]. 中国环境科学, 2021(7): 3463-3472.
- [37] 闫志俊, 张兵兵, 胡榴榴. 环境信息披露能提升全要素能源效率吗? ——来自城市污染源监管信息公开的准自然实验[J]. 中国人口·资源与环境, 2022(6): 67-75.
- [38] 王兵, 刘光天. 节能减排与中国绿色经济增长——基于全要素生产率的视角[J]. 中国工业经济, 2015(5): 57-69.
- [39] 关海玲, 武祯妮. 地方环境规制与绿色全要素生产率提升——是技术进步还是技术效率变动? [J]. 经济问题, 2020(2): 118-129.
- [40] Aghion P, Howitt P. A model of growth through creative destruction[J]. *Econometrica*, 1992, 60(2): 323-351.
- [41] 万伦来, 朱琴. R&D投入对工业绿色全要素生产率增长的影响——来自中国工业1999~2010年的经验数据[J]. 经济学动态, 2013(9): 20-26.
- [42] 辛金国, 蔡婧靓, 杨晨, 等. 营商环境、融资结构与家族企业创新投入[J]. 科研管理, 2023(1): 56-65.
- [43] 王亚飞, 陶文清. 低碳城市试点对城市绿色全要素生产率增长的影响及效应[J]. 中国人口·资源与环境, 2021(6): 78-89.
- [44] 郭雨蕙, 吴瀚然, 章政. 污染物排放标准提升触发了“波特效应”吗——来自中国水污染企业的微观证据[J]. 当代财经, 2023(1): 108-119.
- [45] 张麟, 王夏阳, 陈宏辉, 等. 企业承担社会责任对求职者会产生吸引力吗——一项基于实验的实证研究[J]. 南开管理评论, 2017(5): 116-130.
- [46] 李慧云, 刘倩颖, 李舒怡, 等. 环境、社会及治理信息披露与企业绿色创新绩效[J]. 统计研究, 2022(12): 38-54.
- [47] 李甜甜, 李金甜. 绿色治理如何赋能高质量发展: 基于ESG履责和全要素生产率关系的解释[J]. 会计研究, 2023(6): 78-98.
- [48] 杜传忠, 金华旺. 制造业产融结合、资本配置效率与企业全要素生产率[J]. 经济与管理研究, 2021(2): 28-40.
- [49] 赵细康. 环境保护与产业国际竞争力[M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2003.
- [50] 刘想, 刘银国. 社会责任信息披露与企业价值关系研究——基于公司治理视角的考察[J]. 经济学动态, 2014(11): 89-97.
- [51] Liu X, Zhang C. Corporate governance, social responsibility information disclosure, and enterprise value in China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2017, 142(1): 1075-1084.
- [52] Fisman R, Svensson J. Are corruption and taxation really harmful to growth? Firm level evidence[J]. *Journal of Development Economics*, 2007, 83(1): 63-75.
- [53] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.
- [54] 杨继生, 阳建辉. 行政垄断、政治庇佑与国有企业的超额成本[J]. 经济研究, 2015(4): 50-61+106.
- [55] 陈德球, 陈运森, 董志勇. 政策不确定性、市场竞争与资本配置[J]. 金融研究, 2017(11): 65-80.

[责任编辑: 杨志辉]

Can Social Responsibility Information Disclosure Improve Green Total Factor Productivity of Enterprises?

ZHANG Zhihong¹, WANG Lulu¹, SONG Yi²

(1. School of Accounting, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014, China;

2. Inspur Group Co., Ltd, Jinan 250101, China)

Abstract: In the context of green development, effectively enhancing enterprises' green total factor productivity is crucial for achieving high-quality development in China's economy. Using industrial enterprises listed on the Shanghai and Shenzhen A-shares between 2012 and 2019 as samples, this study investigates the impact of corporate social responsibility information disclosure on green total factor productivity. The findings indicate that higher levels of social responsibility information disclosure enhance green total factor productivity, primarily through resource agglomeration (pooling funds and human resources) and efficiency improvement (boosting management and capital allocation efficiency). Heterogeneity analysis reveals that the impact of social responsibility information disclosure on green total factor productivity is more pronounced for enterprises engaging in voluntary disclosure, operating in heavily polluted industries, possessing a favorable information environment, being state-owned, and facing intense market competition. This study aims to deepen the understanding of how social responsibility information disclosure influences green total factor productivity and offers insights for policymakers to refine disclosure systems and foster sustainable, green growth in enterprises.

Key Words: social responsibility information disclosure; green total factor productivity; resources agglomeration effect; efficiency improvement effect; high-quality development; green development