

数字化转型、市场关注度与企业碳信息披露

喻春娇 唐 威*

摘要:数字化绿色化协同发展是推动经济社会全面绿色低碳转型的重要抓手,而提升企业碳信息披露质量是促进企业碳减排的关键环节。本文运用双向固定效应模型考察了工业企业数字化转型对其碳信息披露的影响。研究发现,企业数字化转型能够显著提升其碳信息披露质量,在经过一系列稳健性检验后结论保持不变。机制分析表明,市场关注度是企业数字化转型提升其碳信息披露质量的一个重要作用机制。本文进一步从分析师、投资师、媒体和机构四个维度测度了企业市场关注度指标,论证了市场关注度这一中介效应的稳健可靠。拓展性研究显示,企业数字化转型对机构关注度的影响以及机构关注度对企业碳信息披露的影响在数字经济欠发达地区、重污染行业呈现出显著的差异。本文拓展了数字化转型对企业碳信息披露的影响机制研究,为更好发挥市场监督作用、促进绿色低碳发展提供了经验参考。

关键词:数字化转型;市场关注度;碳信息披露;碳减排

一、引言

实现碳达峰、碳中和是2020年习近平总书记在第七十五届联合国大会一般性辩论上向国际社会作出的庄严承诺,也是实现中华民族永续发展的内在要求。工业是产生碳排放的主要领域之一,对全国整体实现碳达峰、碳中和具有重要影响。党的二十大报告指出:“推动经济社会发展绿色化、低碳化是实现高质量发展的关键环节。”工业企业作为碳排放的主要来源,必须积极承担绿色低碳转型发展的重任,为实现人与自然和谐共生的现代化注入强大动能。而碳信息披露作为碳管理的主要措施,是考察企业碳减排行为的重要窗口,在加快推动

*喻春娇,湖北大学商学院,湖北省开放经济研究中心,邮政编码:430062,电子信箱:yuchunjiaowh@hubu.edu.cn;唐威(通讯作者),湖北大学商学院,中国人民银行孝感市分行,邮政编码:432000,电子信箱:taway@foxmail.com。

本文系国家自然科学基金项目“亚太区域数字贸易规则对服务价值链贸易的影响及中国对策研究”(23BJL054)的阶段性成果。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见。文责自负。

“双碳”目标进程、进而实现绿色低碳转型方面发挥着巨大作用(坚瑞,2024)。近年来,随着大数据、云计算、人工智能及区块链等技术快速革新并深度融入经济社会发展的各领域全过程,以数字化转型为主要特征的数字经济成为当前最具活力、最具创新力、辐射力最广泛的经济形态,为企业参与碳信息披露创造了良好的外部环境。

数字化转型以数字技术研发和应用以及数据要素使用为主要特征,通过开发新的数字商业模式,持续获得竞争优势,创造和实现更多的价值(Kohtamäki et al.,2019)。而碳信息披露作为企业价值投资的关键线索,是否因企业数字化转型得到强化,是外部市场主体关注的重要内容(郭四代等,2023)。数字技术由于具有可编辑性强、可扩展性广、开发性及关联性高等特征,能够解决企业在资源搜寻、要素配置、绿色技术创新及融资中的信息不对称问题(韩峰等,2024),从而为企业有效利用各类环保资源和要素以提升碳信息披露质量提供技术支撑。从实践看,中国工业领域数字经济渗透率为24%^①,超六成民营企业已在主营业务领域开始了数字化转型^②,通过实施数字经济战略推动传统产业节能降碳改造,推动规模以上工业单位在2012—2022年增加值能耗降幅累计超过36%^③。同时,中国通过强化企业环境信息依法披露管理和完善可持续信息披露标准,引导更多企业参与碳信息披露,以加快推进“双碳”目标进程。2023年,中国参与碳信息披露项目并披露碳信息的企业超过3400家,同比增长26%,占全球的比重达到15%^④,约七成企业为工业企业。由此可以推测,数字化转型为企业参与碳信息披露并提升碳信息披露质量创造了现实条件。

碳排放作为一种非期望产出,具有较强的负外部性,在面对信息不对称等市场缺陷情况下,难以通过设计有效的激励约束机制来推动企业自愿披露碳信息和自愿实施碳减排,而数字化转型通过降低企业与投资者之间的碳信息不对称和不确定性,提升了企业的环保声誉和绿色投资价值(Godfrey et al.,2009;郭俊杰、方颖,2022),这进一步增强了企业碳信息披露的自主性。事实上,数字化转型和碳信息披露体现了政府在资源配置过程中对绿色低碳发展领域的关注,代表着公共主体的政策预期和公共信号,可以引导市场主体进行有效配置资源。一方面,数字化转型通过强化企业与周边企业的网络关系降低了信息不对称,有助于企业有效识别及利用外部有价值的要素、技术和信息来降低绿色创新活动的风险,并强化市场的正面预期(李鑫等,2023),从而引起市场广泛关注,增强了企业碳信息披露的动力。尤其是在社会公众对绿色产品偏好上升的趋势下,企业通过数字化转型可以实现生产网络的智能化和清

①数据来源:中国信通院《中国数字经济发展报告(2023年)》。

②《2022年中国民营企业数字化转型调研报告》显示,61.84%的样本企业已经在主营业务领域开始了数字化转型。

③数据来源:《中国应对气候变化的政策与行动2023年度报告》。

④数据来源于普华永道《2023年中国企业CDP披露分析报告》。

洁化,进而满足社会公众的绿色消费需求(马苓等,2024),扩大绿色产品市场规模,这将增强企业生产环节碳信息披露的意愿。另一方面,企业的环境问题经网络媒体曝光后可能会被放大,为规避这种潜在的环境规制风险(李欣等,2017),企业倾向于加强节能减排、低碳生产等方面的碳信息披露,以减轻社会公众对企业可能施加的环保压力。因此,市场关注度是企业数字化转型影响企业碳信息披露的一个不可忽视的因素。

在数字化转型程度既定的情况下,企业所受到的市场关注度越高,其运用数字技术获取、整合和利用各类资源及机会实现绿色低碳发展的优势越明显(Mazzola et al., 2016),企业自主进行碳信息披露的动力也越强。从这个意义上说,代表着企业发展前景和绿色投资价值的数字化战略和绿色低碳转型战略会受到市场的广泛关注,而企业市场关注度的提高有助于增强企业的发展信心,促使企业提升碳信息披露质量。因此,探讨企业数字化转型如何通过市场关注度影响其碳信息披露,对全面把握数字化转型的价值,更好发挥市场关注度在环境治理中的作用具有重要意义。

与本文研究主题相关的文献大体可以分为两类:第一类是关于碳信息披露的内涵及驱动因素研究。从内涵看,企业碳信息披露源于社会公众对环境和气候风险认知的提升,是企业制定的与气候活动相关的标准化报告程序(柳学信等,2024),目标是将企业碳状况转化为对风险和市场机会的评估(Kolk et al., 2008),以规避环境风险审查,从而响应利益相关者的需求(Galbreath, 2010)。从驱动因素看,现有文献分析了公司内部治理(张彪、李捷,2019)、外部审计(唐勇军等,2018)、利益相关者压力(吴勋、徐新歌,2015)、碳排放制度(苑泽明、王金月,2015)和政府监管(李力、刘全齐,2016)等因素对企业碳信息披露的影响。第二类文献是关于数字化转型的研究。国内外学者主要从经济发展(韩君、高瀛璐,2022)、产业升级(朱文博浩等,2023)、网络地位(韩峰等,2024)、创新和绿色发展(Ghasemaghaei & Calic, 2019; 李言、朱棋娜,2023)等方面探讨了数字化转型的影响。具体到数字化转型与企业碳信息披露的关系,已有研究主要从政府监管(李力、刘全齐,2016)、环境合法性压力(梅晓红等,2020)、财务绩效(温素彬、周鑾鑾,2017)、内部治理(张彪、李捷,2019)、碳排放制度(苑泽明、王金月,2015)等视角研究了数字化转型对企业碳信息披露的影响。但多数研究在探讨数字化转型对企业碳信息披露的影响时,偏重分析制度层面的压力,而忽视了与数字化密切相关的市场关注度的作用。因此,本文基于2007—2022年中国沪深A股上市工业企业微观数据,运用双向固定效应模型探讨了数字化转型如何通过市场关注度影响企业碳信息披露。

与已有研究相比,本文可能的边际贡献在以下三个方面:第一,基于碳信息披露视角,探讨了数字化转型对企业碳排放行为和绿色低碳发展的影响,为贯彻落实绿色发展政策提供了理论支撑。相比于企业碳排放强度指标,企业碳信息披露指数不仅包括企业的碳排放量、碳排放强度和碳排放范围等信息,还包括企业董事会的低碳转型战略、管理层环境社会责任、员

工参与碳减排的促进机制、环境风险管理制度、环境风险识别与评估、碳减排目标及措施、供应链和价值链相关的碳风险管理等信息,能够多维度反映企业的绿色价值,从而增强企业碳信息披露的自主性和内生动力,实现绿色低碳转型。第二,利用上市企业年报文本数据和基于机器学习的“词频-逆文本频率”(TF-IDF)方法测算企业数字化转型,在一定程度上克服了传统数字化转型指标的测量偏差问题。具体而言,首先基于吴非等(2021)研究,从人工智能、区块链、云计算、大数据及数字技术运用等五个维度筛选和统计关键词,并对企业年报进行检索、匹配和词频统计;然后在词频统计基础上,运用“逆文本频率”方法重新构建企业数字化转型程度的指标。该方法测度的企业数字化转型指标能够在较大程度上减少企业因修饰年报而导致的数字化转型程度虚高的问题,从而增强实证检验的可靠性。第三,创新性地探讨市场关注度这个作用机制,拓宽了数字化转型影响企业碳信息披露的研究框架。相比于公司内部治理、外部审计和政府监督等传统作用机制,市场关注度作为一种市场化的手段,通过外部监督能够有效约束企业的碳排放行为,从而提升碳信息披露质量,助力绿色低碳发展,但目前相关研究比较少,本文丰富和拓展了数字化转型影响企业碳信息披露的作用机制研究。

二、理论分析与研究假说

(一)数字化转型与企业碳信息披露

企业进行碳减排是推动环境、经济和社会可持续性发展的重要途径,而碳信息披露有助于利益相关者了解企业碳减排行为,是推进我国“双碳”目标进程的重要力量。数字化转型在可持续性发展方面具有潜在贡献,为企业碳信息披露创造了良好的条件。在环境可持续性方面,人工智能、大数据、物联网和移动技术等数字技术的应用,能够为企业可持续生产和污染控制等提供可持续性的解决方案,丰富了企业碳信息披露的内容;在经济可持续性方面,新兴数字技术可以推动企业由传统技术向更先进的绿色低碳技术转型,扩大循环经济和数字共享经济规模,减少生产端和消费端产生的碳排放,从而增强企业碳信息披露的可持续性;在社会可持续性方面,数字技术为消减机会不平等提供了可行的解决方案(Fischer & Riechers, 2019),有利于企业履行环境社会责任,从而增强可持续发展能力,为碳信息披露提供强大动力。总之,数字化转型能够促进环境、经济和社会可持续性发展,为企业碳信息披露创造了良好契机。数字化转型对企业碳信息披露的直接影响体现在三个方面:

首先,数字化转型增强企业碳信息披露的动机。在绿色低碳转型背景下,碳信息披露质量决定着企业可持续发展的方向。一方面,数字技术的应用拓宽了企业利用内外部信息的渠道和边界,提升了信息的开放性和可访问性,能够有效缓解企业与利益相关者之间的信息不对称,而企业碳信息披露能够向利益相关者传递企业信息,在降低监督和管理成本的同时,又能够约束管理者的碳排放行为并降低委托代理成本,增强企业碳信息披露的积极性(坚瑞,

2024)。另一方面,为减轻来自利益相关者的合法性压力,企业有动机进行碳信息披露(梅晓红等,2020)。利益相关者对企业低碳环保信息的日益关注会形成督促企业进行碳信息披露的公共压力,而数字技术的运用会放大这个公共压力,倒逼企业提高碳信息披露质量。

其次,数字化转型能够为企业碳信息披露提供技术支撑。数字技术的快速发展及企业对数字技术的应用,为企业提升碳信息披露质量和效率创造了条件。一方面,数字化转型通过不断升级信息工具、提高信息技术,推动企业信息化、智能化、链式化发展,提高了企业生产经营活动中的资源配置效率和要素利用效率,从而使得企业的碳生产率^①得到提高(何帆、刘红霞,2019)。另一方面,企业运用算法和算力等数字技术能够实现生产经营决策流程的优化,对供需两端的能耗量和能耗强度进行自动化精细化监测(黎毅、蒋青松,2023),提升企业的节能效应,从而增强碳信息披露质量。同时,企业借助区块链、物联网和大数据等数字技术,能够实现对全生命周期和各个生产环节的碳足迹进行精准测算和分配,提升碳信息披露质量(Wu et al.,2021)。

最后,数字化转型优化了企业碳信息披露的行为结果。企业运用云计算、物联网等数字技术,提高了与利益相关者之间的信息沟通效率和互动能力,增强了利益相关者获取企业信息的便利性和真实性,有利于提高碳信息透明度,从而获得良好的市场反馈。一方面,数据挖掘与分析技术能够促进企业的碳排放、碳监测、碳交易等数据的标准化、结构化,有利于提高碳信息的透明度,减少企业绿色投融资过程中的信息不对称,而企业碳信息披露不仅可以降低企业融资难度,还可以消除碳风险对企业债务成本的不利影响,提高企业的投资效率(柳学信等,2024)。另一方面,信息管理系统等数字平台的嵌入和应用减少了企业管理层对碳排放和交易数据的操纵空间,能够提高碳信息披露的真实度和完整性(坚瑞,2024),而进行碳信息披露且披露质量更高的企业能够提升其财务绩效,获得资本市场的良好反馈,从而实现企业价值的持续提升(温素彬、周鑊鑊,2017)。基于上述分析,本文提出如下研究假说。

H1:企业数字化转型能够提升碳信息披露质量。

(二)数字化转型通过提升市场关注度影响企业碳信息披露

健全绿色低碳发展机制是深化生态文明体制改革的重要内容,也是社会关注的焦点。注意力基础理论认为,行为主体对特定领域的关注范围、关注程度以及关注重点具有明显的差异性,而关注度是特定的行为决策主体将一定的时间、精力与资源分配给特定领域、特定议题以及特定空间,为这类领域的相关议题开展集中性的资源配置活动(Simon & March,2015)。但由于行为主体的注意力和处理信息的能力有限,行为主体对实质性相同的信息会产生不同认知(Hirshleifer & Teoh,2003),可能导致非效率的绿色投资。企业碳排放作为一种负外部性

^①企业碳生产率是指一定时期内的企业产出与碳排放量的比值(孙猛,2021)。

行为,受到市场的广泛关注,而碳信息披露是市场了解企业碳排放行为的重要窗口。媒体、分析师、投资师和第三方机构作为企业的利益相关方,其对企业的关注度代表着一种非正式的环境规制手段,是督促企业进行碳信息披露的重要外部力量。

从媒体关注度看,媒体作为一种外部公司治理力量,在资本市场发挥着越来越重要的作用,能够通过监督机制、声誉机制和信息传播机制有效降低企业的绿色融资成本(田高良等,2016),从而督促企业进行碳信息披露。监督机制方面,媒体运用大数据、人工智能等数字技术能够增加企业环境问题的暴露程度,引致监管部门通过碳税或行政处罚对企业施加压力,使得企业的环境行为发生改变,督促企业履行环境责任,加快减少碳排放量(阳镇等,2024),从而提升碳信息披露质量。声誉机制方面,指媒体关注会维护环保企业的良好形象,暴露环境风险企业的问题,使得环境形象良好的企业更容易获得银行的低成本资金支持(醋卫华、李培功,2012)。信息传播机制方面,媒体报道可以提高企业碳信息和财务信息的透明度,从而减轻企业和利益相关者之间的信息不对称程度,降低绿色融资成本。尤其是在当前环保概念股持续受到市场关注的背景下,这将激励企业加快碳信息披露以持续提升企业价值。总之,媒体对企业碳信息的关注,一方面通过监督机制和声誉机制促使企业管理者积极履行环境责任,降低企业的环境风险;另一方面,及时客观的媒体报道有助于企业利益相关者以更少的成本获取更全面的企业碳信息,提高企业的碳信息透明度,降低企业利益相关者因信息不对称而产生的碳信息风险(周志方等,2017),降低企业绿色融资成本,从而提升碳信息披露质量。

从分析师关注度看,证券分析师利用自身专业知识挖掘并深度解读企业信息,是提升资本市场的信息传递效率的重要途径(张德涛等,2024)。分析师借助大数据、云计算、人工智能等数字技术,能够精准分析企业的碳信息价值,从而优化资本市场的信息环境,增强资本市场的有效性。当企业采用环境文本信息粉饰碳信息披露时,可能会干扰分析师对企业实际环境绩效的精准判断,产生预测偏差和预测分歧,导致分析师向投资者传递错误信号,加剧股票交易的非理性行为,可能造成企业股价的剧烈波动,从而加剧企业风险积累,因此,企业会倾向减少碳信息粉饰行为,推动分析师形成对企业绿色低碳发展的正面预期。当企业客观真实全面披露其碳信息时,经分析师精准解读和传递后,企业的绿色投资价值会上升,从而会推高公司的股价(杨涛、郭萌萌,2019)。尤其是在当前环保概念股持续受到市场关注的背景下,分析师对企业的关注成为股票投资的风向标(朱红军等,2007),这会激励企业更加准确、全面披露碳信息,从而实现绿色低碳发展。

从投资师关注度看,环境信息尤其是碳信息是评估企业绿色价值的核心因素(胡天杨等,2022),也是投资师给予投资建议的重要依据。投资师基于大数据、机器学习、人工智能等数字技术开发的量化投资模型,能够充分挖掘企业环境信息尤其是碳信息在绿色投资中的价值,从而增强企业碳信息披露的意愿。当企业碳信息粉饰行为导致其碳信息透明度下降时,

投资者对企业真实碳减排行为的认识会产生偏差,会向市场传递错误的投资信息,这可能会引发投资者的非理性行为,加大投资者对企业环境绩效的意见分歧(Cen et al., 2017),而投资者意见分歧会导致企业当前股价被高估和未来股票收益率下降(Yu, 2011),这会降低企业长期绿色投资价值,从而驱使企业减少环境信息粉饰行为,加大碳信息披露力度。当企业的环境信息披露客观准确且不存在粉饰行为时,经过投资者的解读和传递后,企业的环境信息透明度和财务信息透明度会显著提高,从而降低企业的债务融资成本(张德涛等, 2024),为企业绿色低碳转型提供资金支持,增强企业碳信息披露的价值。

从机构关注度看,以第三方机构ESG评级为代表的市场软监管能够促使企业加大碳信息披露程度,对其碳排放行为进行约束,而数字技术的运用会强化这种市场软监管效果。首先,第三方机构ESG评级向外界提供企业生态保护、能源消耗、社会责任履行及合规管理等多层次的绿色发展信息,能够改善资本市场信息环境,引发外部市场监督,对企业管理层的环境治理形成压力,督促管理层做出与外部环境规制相一致的经营管理决策,提升企业的绿色可持续发展能力(孙凡、张好艳, 2024)。其次,第三方机构ESG评级能够缓解公司委托代理问题中管理者短期利益最大化与股东绿色投资收益长期化的矛盾(岑维等, 2017),有助于解决企业的环境治理问题,提升企业绿色投资效率和环境绩效,监督企业管理者积极履行环境社会责任,从而提升碳信息披露水平。最后,第三方机构ESG评级声誉优势能够为企业争取更多资源机会,而碳信息披露是获取这些资源的重要手段。已有研究表明,ESG排名靠前的企业其持续盈余的能力更强(席龙胜、赵辉, 2022),这会优化企业的财务结构,为管理层集中优势资源进行长期绿色投资创造条件,从而推动企业绿色低碳发展。因此,本文提出如下研究假说。

H2:企业数字化转型通过提升市场关注度从而提高碳信息披露质量。

三、研究设计

(一)计量模型构建

参考韩峰等(2024)和阳镇等(2024)的研究,构建如下基准回归模型检验数字化转型对企业碳信息披露的影响:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Dig_{it} + \alpha_2 X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)为基准回归模型, Y_{it} 为企业 i 在 t 时期的碳信息披露指标; $\ln Dig_{it}$ 为企业 i 在 t 时期的数字化转型程度, X_{it} 代表一系列控制变量; μ_i 表示企业 i 不随时间变化的个体固定效应, δ_t 则控制时间固定效应; ε_{it} 表示随机扰动项。

为了进一步探讨企业数字化转型对企业碳信息披露可能存在的作用机制,参考温忠麟和叶宝娟(2014)的做法,从市场关注度的视角构建中介效应模型,具体设定如下:

$$MA_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln Dig_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Y_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln Dig_{it} + \gamma_2 MA_{it} + \gamma_3 X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中 MA_{it} 为市场关注度,其余变量的含义与式(1)相同。

(二) 指标选取与变量说明

1. 被解释变量

企业碳信息披露质量,采用企业碳信息披露指数表征($\ln CDI$)。借鉴潘雄锋和袁赛(2023)的做法,对企业碳信息披露项目进行打分,然后汇总得到企业碳信息披露质量指标。具体地,对企业董事会的低碳转型战略、管理层环境社会责任、员工参与碳减排的促进机制、环境风险管理制度、环境风险识别与评估、碳排放量、碳排放强度、碳排放范围、碳减排目标及措施、供应链和价值链相关的碳风险管理等22个明细项目的披露情况进行打分,未披露得0分,定性披露得2分,有定量披露得4分,全部加总取自然对数后得到企业的碳信息披露指数($\ln CDI$),该指数的值越高则说明企业碳信息披露质量越高。

2. 核心解释变量

企业数字化转型程度($\ln Dig$)借鉴韩峰等(2024)的研究,利用上市企业年报文本数据和基于机器学习的“词频-逆文本频率”(TF-IDF)方法测算。首先,基于吴非等(2021)研究,确定企业数字化转型特征的关键词,分别从“底层技术运用”和“技术实践应用”两个层面来确定要筛选和统计的关键词,包括人工智能、区块链、云计算、大数据及数字技术运用等五个维度,然后基于这五个维度及其囊括的特征词对企业年报进行检索、匹配和词频统计。其次,在词频统计基础上,运用“逆文本频率”方法重新构建企业数字化转型程度的指标。逆文本频率方法为: $\ln Dig_{it} = \sum_a [\ln(q_{it}^a + 1) \times \ln(N_t/n_t^a + 1)]$,其中, q_{it}^a 为数字化关键词 a 在上市企业 i 第 t 年的年报中的词频; N_t 为第 t 年上市企业年报文本总数; n_t^a 为第 t 年包含数字化关键词 a 的年报文本数量, $\ln(N_t/n_t^a + 1)$ 便是包含数字化关键词 a 的逆文本频率。运用该方法测度的企业数字化转型程度能够解决因年报修饰等因素导致的测量偏差问题。

3. 中介变量

市场关注度(MA)借鉴岑维等(2017)和阳镇等(2024)的研究方法,选取分析师关注度、投资者关注度、媒体关注度和机构关注度作为企业市场关注度的测度指标,该指标的值越大表明外部市场主体对企业的关注程度越高。分析师关注度($\ln MA_Ana$)采用每年对企业进行跟踪分析的分析师数量表示,加1后取自然对数。投资者关注度($\ln MA_Rep$)采用每年对企业进行跟踪分析的研报数量表示,加1后取自然对数。媒体关注度分为媒体对企业正面报道的数量加1取自然对数($\ln Med_Pos$)和媒体对企业负面报道的数量加1取自然对数($\ln Med_Neg$)。考虑到华证ESG评级对A股企业的覆盖范围最广,且数据时间区间相对较

长,本文参考方先明和胡丁(2023)的做法,选取华证ESG评级作为衡量机构对企业环境关注度的代理指标。具体做法为按照从低到高将C、CC、CCC、B、BB、BBB、A、AA和AAA这九个等级分别赋值数字1至9,然后将四个季度的ESG评级的赋值取平均值后加1取自然对数,便得到机构关注度指标($\ln Esg$),该指标数值越大,则表明机构对企业环境的关注度越高。

4.控制变量

为更全面分析企业数字化转型对企业碳信息披露的影响,本文还对可能影响企业碳信息披露的因素进行控制。参考阳镇等(2024)、韩峰等(2024)和吴非等(2021)的做法,控制了企业特征变量和地区变量。企业特征变量包括企业总资产增长率($Growth$);资产负债率(Lev),用企业年末总负债与总资产比值表示;投资支出率(Inv),用企业构建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金与总资产比值表示;总资产收益率(Roa),用企业年度净利润与总资产比值表示;前十大股东持股比例($Top10$),是指持有公司股份前十名的股东所占的股份比例;企业所在城市经济规模($\ln Gdp$),用年末企业所在城市GDP规模取自然对数表示。

(三)数据来源及描述性统计

本文选取2007—2022年中国上市工业企业作为研究样本,剔除了ST、PT和*ST企业以及数据缺失或出现异常的企业数据,同时对连续变量进行上下1%缩尾处理。企业碳信息披露指数来源于国泰安(CSMAR)数据库;企业数字化转型相关年报数据来自深圳证券交易所和上海证券交易所的官网;企业的分析师关注度和投资者关注度指数来源于国泰安(CSMAR)数据库;媒体对企业的正面报道次数和负面报道次数来自CNRDS数据库;ESG评级数据来自万得(Wind)数据库;企业财务信息及其他数据来源于国泰安数据库(CSMAR)和万得(Wind)数据库以及上市公司年报。表1报告了主要变量的描述性统计结果。

表1 主要变量的描述性统计

变量名称	符号	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
企业碳信息披露指数	$\ln CDI$	31690	2.14	0.86	0.000	3.912
企业数字化转型程度	$\ln Dig$	24727	0.77	1.09	0.000	5.247
分析师关注度	$\ln MA_Ana$	21902	1.97	0.90	0.693	4.331
投资者关注度	$\ln MA_Rep$	22168	2.39	1.13	0.693	5.700
媒体正面报道次数	$\ln Med_Pos$	14968	2.37	1.29	0.000	8.934
媒体负面报道次数	$\ln Med_Neg$	14968	1.55	1.19	0.000	7.390
机构关注度	$\ln Esg$	22106	1.61	0.22	0.693	2.169
企业总资产增长率	$Growth$	22995	0.23	0.53	-0.972	18.827
企业资产负债率	Lev	22996	0.40	0.21	0.008	10.082
投资支出率	Inv	22986	0.06	0.05	0.000	0.642
总资产收益率	Roa	22996	0.05	0.19	-3.164	22.005
前十大股东持股比例	$Top10$	22860	0.43	0.20	0.101	0.985
企业所在城市经济规模	$\ln Gdp$	29272	8.73	1.18	4.326	10.707

四、实证结果分析

(一)企业数字化转型对企业碳信息披露的影响

为检验企业数字化转型与碳信息披露之间的关系,本文基于式(1),考察企业数字化转型对其碳信息披露的影响,基准回归结果见表2。列(1)为控制企业固定效应的回归结果,列(2)为同时控制企业和年份固定效应的回归结果,可以发现在未加入任何控制变量的情况下,企业数字化转型程度($\ln Dig$)对企业碳信息披露指数($\ln CDI$)的回归系数均通过了1%水平下的显著性检验,说明企业数字化转型可以显著提升企业研究信息披露质量,从而验证了H1。为了确保估计结果的无偏性和有效性,列(3)—(4)进一步控制企业特征变量,此时企业数字化转型对企业碳信息披露指数的影响系数均在1%水平下显著。这说明企业数字化转型在企业绿色低碳转型战略中发挥了重要作用,有助于激发企业通过提升数字化转型程度促进碳减排的内生动力,从而提升碳信息披露质量。

表2 企业数字化转型对企业碳信息披露的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln Dig$	0.174*** (0.009)	0.028*** (0.008)	0.074*** (0.008)	0.032*** (0.008)
$Growth$			-0.021* (0.011)	0.001 (0.010)
Lev			0.075 (0.067)	0.042 (0.054)
Inv			-0.034 (0.136)	0.283* (0.148)
Roa			-0.058*** (0.015)	-0.037*** (0.012)
$Top10$			-0.093 (0.075)	-0.007 (0.071)
$\ln Gdp$			0.466*** (0.035)	0.011 (0.031)
常数项	1.873*** (0.008)	1.992*** (0.007)	-2.052*** (0.301)	1.920*** (0.270)
企业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	否	是	否	是
调整后的R ²	0.536	0.594	0.605	0.623
样本量	22966	22966	16816	16816

注:括号内为城市层面的聚类稳健标准误,*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平下显著;样本容量发生变化的原因是使用Stata高维固定命令`reghdfe`时,自动删除了部分singleton样本。下表同。

(二)稳健性检验

1.更换核心解释变量

为克服基于机器学习的“词频-逆文本频率”(TF-IDF)方法测度的企业数字化转型程度 ($\ln Dig$)可能造成的偏差,本文还采用企业数字化指数 (Szh)和数字技术无形资产占比 ($Szsc$)来测度企业数字化转型程度。企业数字化指数 (Szh)的构建方法为:从数字技术应用、互联网商业模式、智能制造和现代信息系统四个维度构建数字化转型文本检索关键词库,在此基础上对A股上市工业企业的年报进行文本处理以获取数字化转型的衡量指标,再进行自然对数处理。数字技术无形资产占比 ($Szsc$)为企业数字技术无形资产占其总资产比重。回归结果如表3列(1)–(2)所示,在更换被解释变量后,企业数字化转型对企业碳信息披露指数的影响系数均在1%的统计水平下显著为正,验证了本文基准回归结果的稳健性。

表3 更换解释变量和被解释变量后的稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	$\ln CDI$ 更换解 释变量	$\ln CDI$ 更换解 释变量	$\ln TCD$ 更换被解释 变量	$\ln TEC$ 更换被解释 变量	$\ln CEI$ 更换被解 释变量	$\ln CEI$ 同时更换 两者	$\ln CEI$ 同时更换 两者
$\ln Dig$			0.055*** (0.008)	0.005* (0.003)	-0.043*** (0.012)		
Szh	0.035*** (0.010)					-0.034*** (0.012)	
$Szsc$		0.044*** (0.009)					-0.039*** (0.011)
$Growth$	-0.011 (0.010)	-0.010 (0.010)	-0.001 (0.011)	0.005*** (0.002)	-0.019 (0.013)	-0.019 (0.012)	-0.018 (0.012)
Lev	0.049 (0.051)	0.050 (0.051)	0.066 (0.053)	-0.006 (0.012)	-0.080 (0.108)	-0.106 (0.108)	-0.093 (0.104)
$Invt$	0.376** (0.147)	0.369** (0.148)	-0.022 (0.138)	0.043 (0.042)	0.123 (0.257)	0.122 (0.218)	0.139 (0.219)
Roa	-0.037*** (0.013)	-0.036*** (0.014)	-0.044*** (0.014)	0.001 (0.002)	-0.089 (0.068)	-0.096 (0.067)	-0.090 (0.063)
$Top10$	-0.017 (0.070)	-0.021 (0.070)	-0.055 (0.068)	0.008 (0.017)	0.085 (0.123)	0.117 (0.114)	0.103 (0.112)
$\ln Gdp$	0.004 (0.026)	0.008 (0.026)	0.266*** (0.030)	0.009 (0.009)	-0.132** (0.059)	-0.122** (0.055)	-0.121** (0.056)
常数项	2.033*** (0.230)	1.999*** (0.229)	-0.700*** (0.255)	-0.066 (0.082)	0.756 (0.514)	0.528 (0.489)	0.523 (0.491)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
调整后的R ²	0.616	0.616	0.529	0.305	0.930	0.933	0.933
样本量	19562	19359	16816	16816	16738	19490	19280

2. 更换被解释变量

首先,企业碳信息披露指数来源于上市公司年报和正式发布的可持续发展报告(包括环境报告、社会责任报告、ESG报告等),由于缺乏信息披露硬约束,企业可能存在环境信息粉饰行为,从而导致碳信息披露质量失真(张德涛等,2024),影响碳信息披露指数作为企业碳信息披露质量指标的可靠性。为解决这个问题,本文直接选取企业碳信息披露指数中的两个核心二级指标——碳减排目标和碳排放量变化——作为碳信息披露指数的代理指标。未披露、定性披露、定量披露这两个核心二级指标分别赋值为0、2、4,分别加1后取自然对数得到碳减排目标指数($\ln TCD$)和碳排放量变化指数($\ln TEC$),直接反映企业的碳减排效果,能有效消除企业“漂绿”等粉饰行为,其数值越高,则表明企业碳减排信息披露越真实。结果如表3列(3)—(4)所示,数字化转型对企业碳减排目标指数的影响在1%统计水平下显著为正,对企业碳排放量变化指数的影响在10%统计水平下显著,与表2基准回归结果保持一致,因此,用企业碳信息披露指数($\ln CDI$)作为企业碳信息披露质量的代理指标是稳健可靠的。

其次,由于企业碳信息披露指数是企业碳减排的一个正向效果指标(郭四代等,2024),为探究企业真实的碳减排行为,本文借鉴沈洪涛和黄楠(2019)、屠西伟和张平淡(2024)做法,运用企业碳排放强度($\ln CEI$)作为稳健性检验指标。具体测算方法:将行业能源消耗总量转换为二氧化碳排放量,再以企业营业成本占行业总营业成本比重为权重计算得到企业的二氧化碳排放量,除以企业营业收入便得到企业碳排放强度(吨 CO_2 /万元),然后取自然对数。表3列(5)显示,企业数字化转型能够显著降低企业的碳排放强度,且在1%统计水平下显著为负。同时,从列(6)—(7)可知,在同时更换解释变量和被解释变量后,企业数字化转型对降低企业碳排放强度仍然具有显著的促进作用,进一步验证了H1。

3. 使用滞后期解释变量

考虑到企业数字化转型是一项长期复杂的投资活动,从企业制定数字化转型战略到数字技术研发及应用、再到实现碳减排和完成碳信息披露存在一定的时滞,当期企业数字化转型成果可能不会直接影响当期的企业碳信息披露质量,因此,参考阳镇等(2024)的做法,使用企业数字化转型相关测度指标的滞后1—2期作为解释变量重新进行回归,这可以在一定程度上消除潜在的内生性问题。回归结果如表4列(1)—(2)所示,滞后1期的数字化转型指标分别在5%的统计水平下显著为正,滞后2期的企业数字化转型的影响系数则不显著,说明企业数字化转型对企业碳信息披露的影响存在一定的滞后性,但这种滞后性随时间的推移逐步消除,再次说明了H1的稳健可靠。进一步地,将被解释变量碳信息披露指数替换为碳排放强度指数后,滞后1期和滞后2期的数字化转型的影响系数均在1%的统计水平下显著为负,这再次验证了H1的稳健可靠。

表 4 考虑解释变量滞后期的稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ln <i>CDI</i> 滞后 1 期	ln <i>CDI</i> 滞后 2 期	ln <i>CEI</i> 滞后 1 期	ln <i>CEI</i> 滞后 2 期
L. ln <i>Dig</i>	0.015** (0.007)		-0.036*** (0.012)	
L2. ln <i>Dig</i>		0.011 (0.008)		-0.030*** (0.014)
<i>Growth</i>	0.011 (0.01)	0.009 (0.010)	-0.021 (0.016)	-0.021 (0.018)
<i>Lev</i>	0.08 (0.059)	0.057 (0.059)	-0.202 (0.125)	-0.211 (0.131)
<i>Inv</i>	0.350** (0.149)	0.316* (0.170)	0.181 (0.247)	0.186 (0.273)
<i>Roa</i>	-0.037*** (0.013)	-0.040*** (0.012)	-0.094 (0.062)	-0.101 (0.065)
<i>Top10</i>	-0.04 (0.070)	-0.039 (0.071)	0.126 (0.119)	0.141 (0.114)
ln <i>Gdp</i>	0.000 (0.026)	0.009 (0.027)	-0.129** (0.055)	-0.124** (0.053)
常数项	2.110*** (0.228)	2.074*** (0.235)	0.653 (0.485)	0.643 (0.467)
企业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
调整后的 R ²	0.618	0.619	0.934	0.935
样本量	17615	16088	17564	16038

4.排除其他环境政策的干扰

考虑到企业数字化转型可能会受到一些环境政策的影响,处于环境政策试点地区的样本企业本身面临的碳信息披露压力更大,其碳信息披露的动力可能更多来源于碳配额、绿色信贷和能耗双控等政策所引致的环境投资(郭俊杰、方颖,2022),而非通过数字化转型来实现。与企业碳信息披露关联最紧密的是低碳试点,因此为了排除低碳试点城市的影响,本文根据样本企业是否位于低碳试点城市进行分组回归。回归结果如表 5 列(1)一(2)所示,无论企业是位于低碳试点地区还是非低碳试点地区,企业数字化转型对其碳信息披露指数的影响系数在 1%水平下显著为正,这说明企业数字化转型对提升其碳信息披露质量的效果并未受到环境规制政策的影响,这与阳镇等(2024)研究结论基本一致。同时,将企业碳信息披露指数替换为碳排放强度指数后,无论是低碳试点地区还是非低碳试点地区,企业数字化转型对碳排放强度的影响系数均在 1%的水平下显著为负,这进一步证明了 H1 的稳健可靠。

表5 考虑其他环境政策的稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ln <i>CDI</i> 低碳试点	ln <i>CDI</i> 非低碳试点	ln <i>CEI</i> 低碳试点	ln <i>CEI</i> 非低碳试点
<i>ln Dig</i>	0.053*** (0.009)	0.055*** (0.013)	-0.089*** (0.010)	-0.200*** (0.016)
<i>Growth</i>	-0.010 (0.017)	-0.006 (0.024)	0.033 (0.021)	0.052* (0.030)
<i>Lev</i>	0.259*** (0.072)	0.288*** (0.099)	-0.541*** (0.079)	-0.901*** (0.123)
<i>Inv</i>	0.023 (0.174)	-0.275 (0.225)	0.350* (0.191)	1.447*** (0.280)
<i>Roa</i>	0.059 (0.174)	0.055 (0.238)	-0.811*** (0.190)	-0.377 (0.295)
<i>Top10</i>	0.019 (0.070)	-0.337*** (0.091)	0.272*** (0.076)	0.462*** (0.113)
<i>ln Gdp</i>	0.525*** (0.026)	0.432*** (0.038)	-1.442*** (0.029)	-1.390*** (0.048)
常数项	-2.886*** (0.241)	-1.346*** (0.317)	12.452*** (0.266)	11.284*** (0.394)
企业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
调整后的 R ²	0.612	0.561	0.921	0.928
样本量	8566	3359	8532	3340

5.增加企业层面和城市层面的控制变量

考虑到可能遗漏重要解释变量,本部分依次增加企业层面的控制变量和城市层面的控制变量进行稳健性检验。加入的企业层面控制变量如下:企业规模(*Size*),使用企业总资产规模取自然对数表示;企业现金流资产比率(*Cr*),用企业现金流与总资产比值表示;企业产权属性(*Property*),国有企业取值为1,否则为0;企业上市年龄(*ln Age*),用企业年报报告年份减企业成立年份取自然对数表示。城市层面控制变量如下:城市环境规制强度(*ln GZ*),以城市层面每年政府工作报告中环境词频占报告总词数的比值取自然对数表示;城市第二产业结构(*Stru*),用城市第二产业增加值占GDP比重表示。回归结果如表6列(1)–(6)所示,可以发现企业数字化转型对企业碳信息披露指数的影响系数均在1%的统计水平下显著为正,这进一步说明了数字化转型能够提升企业碳信息披露质量。

表 6 增加企业层面和城市层面控制变量的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ln CDI					
ln Dig	0.024*** (0.008)	0.024*** (0.008)	0.024*** (0.008)	0.023*** (0.008)	0.027*** (0.010)	0.023** (0.011)
Growth	-0.024** (0.010)	-0.024** (0.010)	-0.024** (0.010)	-0.016* (0.009)	-0.013 (0.010)	-0.023 (0.022)
Lev	-0.059 (0.054)	-0.057 (0.054)	-0.057 (0.054)	-0.086 (0.065)	-0.087 (0.068)	-0.119 (0.095)
Invt	0.192 (0.148)	0.192 (0.148)	0.193 (0.149)	0.230 (0.142)	0.238 (0.169)	0.285 (0.173)
Roa	-0.015 (0.011)	-0.013 (0.012)	-0.013 (0.012)	-0.015 (0.012)	-0.019 (0.012)	-0.025 (0.219)
Top10	0.051 (0.069)	0.049 (0.070)	0.049 (0.070)	0.026 (0.070)	0.012 (0.075)	0.021 (0.092)
ln Gdp	0.007 (0.029)	0.007 (0.029)	0.007 (0.030)	0.007 (0.029)	0.042 (0.040)	0.116* (0.060)
Size	0.188*** (0.023)	0.188*** (0.023)	0.188*** (0.023)	0.179*** (0.024)	0.166*** (0.026)	0.172*** (0.039)
Cr		0.074 (0.071)	0.075 (0.072)	0.064 (0.072)	0.015 (0.081)	0.092 (0.143)
Property			0.006 (0.048)	0.001 (0.048)	-0.016 (0.062)	0.018 (0.082)
ln Age				0.058** (0.025)	0.055* (0.030)	0.074 (0.047)
ln GZ					0.009 (0.009)	0.010 (0.011)
Stru						-0.428* (0.245)
常数项	-2.166*** (0.617)	-2.163*** (0.616)	-2.162*** (0.616)	-2.068*** (0.609)	-2.062*** (0.685)	-2.689*** (1.018)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
调整后的 R ²	0.631	0.631	0.630	0.632	0.623	0.613
样本量	16816	16816	16816	16663	13445	9701

(三)内生性检验

本文采取多种方式进行稳健性检验,回归结果均支持H1,即企业数字化转型能够提升企业碳信息披露质量。尽管本文控制了一系列影响企业碳信息披露的因素,但不可避免存在第三方不可观测因素的影响,从而可能造成模型遗漏变量的问题。同时,企业碳信息披露与企

业数字化转型之间可能存在反向因果关系,导致内生性问题。为进一步解决模型中可能存在的内生性问题,首先通过构建企业数字化转型的工具变量,在控制企业和时间固定效应的情况下,将稳健标准误差聚类到企业层面,进行两阶段最小二乘法(2SLS)估计。本文借鉴刘修岩(2014)和韩峰等(2024)的方法,使用上市企业微观地理信息数据来测算企业地理中心度指标,并以地理中心度与全国层面相应企业关系网络均值的交互项(*CentAAnet*)作为企业数字化转型的工具变量;同时,以城市地形坡度与历年全国层面互联网普及率的交互项(*SlopealPR*)构建具有空间和实践维度的工具变量,很明显,上述两个工具变量能较好地满足相关性和外生性的条件。基于工具变量进行内生性检验的结果如表7所示,列(2)和列(4)是第二阶段回归结果,Kleibergen-Paap rk LM 检验显著拒绝了模型识别不足的原假设,表明工具变量与内生解释变量相关;Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量远大于 Stock-Yogo 弱工具变量检验的临界值,表明模型不存在弱工具变量问题。从回归结果可知,企业数字化转型的回归系数均在1%统计水平下显著,且绝对值要大于基准回归结果。其次,本文采用系统GMM方法解决可能存在的内生性问题。表7列(5)中AR(1)和AR(2)分别小于0.1和大于0.1,说明系统GMM模型不存在扰动项二阶自相关,Hansen 检验的p值大于0.1,说明工具变量不存在过度识别问题。上述回归结果表明,在控制了潜在的内生性问题后,企业数字化转型对企业碳信息披露指数的影响系数仍显著为正,再次验证了本文提出的H1。

表7 基于工具变量法和系统GMM法的内生性检验回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
变量	第一阶段 <i>ln Dig</i>	第二阶段 <i>ln CDI</i>	第一阶段 <i>ln Dig</i>	第二阶段 <i>ln CDI</i>	系统 GMM <i>ln CDI</i>
<i>L. ln CDI</i>					-0.0765*** (-0.020)
<i>ln Dig</i>		0.504*** (10.41)		0.592*** (4.24)	0.0324** (0.015)
<i>CentAAnet</i>	0.002*** (15.68)				
<i>SlopealPR</i>			0.008*** (3.14)		
<i>Growth</i>	-0.043*** (-2.97)	0.002 (0.18)	-0.048*** (-3.21)	0.007 (0.47)	-0.018 (0.012)
<i>Lev</i>	0.167*** (2.87)	-0.029 (-0.76)	0.253*** (2.89)	-0.067 (-1.35)	0.729*** (0.136)
<i>Inv</i>	-0.263* (-1.77)	0.139 (1.07)	-0.386** (-2.51)	0.212 (1.41)	-1.276*** (0.228)

续表7 基于工具变量法和系统GMM法的内生性检验回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
变量	第一阶段 ln Dig	第二阶段 ln CDI	第一阶段 ln Dig	第二阶段 ln CDI	系统GMM ln CDI
Roa	-0.073*** (-3.49)	-0.026 (-0.70)	-0.082*** (-4.01)	-0.018 (-0.48)	-0.070 (0.046)
Top10	-0.188*** (-2.98)	0.013 (0.24)	-0.194*** (-2.94)	0.012 (0.19)	-0.149 (0.133)
ln Gdp	0.786*** (20.25)	0.004 (0.07)	1.022*** (25.54)	-0.086 (-0.57)	0.037 (0.025)
Number of id	2146	2146	2115	2115	
KP rk LM		203.535 [0.0000]		10.247 [0.0014]	
KP rk Wald F	-	245.835 {16.38}	-	39.84 {16.38}	
AR(1)					-10.24 [0.000]
AR(2)					5.29 [0.000]
Hansen J test	-	0.000	-	0.000	1081.77 [0.193]
R ²		0.194		0.326	
样本量	16816	16816	16549	16549	15187

注:中括号[]内为 Kleibergen - Paap rk LM 统计量的 P 值;大括号{} 内为 Stock - Yogo 检验在 10%水平上的临界值。

五、机制检验

依据前文的理论分析,企业数字化转型能够通过提升企业的市场关注度进而影响企业碳信息披露质量。为此,本文构建中介效应模型,并从分析师、投资者、媒体和机构四个视角构建企业的市场关注度指标,检验市场关注度在企业数字化转型影响碳信息披露中的作用,回归结果见表8和表9。表8列(1)、(3)显示,企业数字化转型对分析师关注度、投资者关注度的影响系数均在1%统计水平下显著为正,这表明企业数字化转型提升了分析师和投资者对企业的关注度;表8列(2)、(4)显示,分析师关注度、投资者关注度对企业碳信息披露指数的影响系数均在1%统计水平下显著为正,这表明分析师和投资者对企业关注度的提高,强化了数字化转型对提升碳信息披露质量的效果,有助于引导外部市场主体对企业环境治理绩效进行监督,从而实现绿色发展(阳镇等,2024)。

表8 分析师和投资师关注度的中介效应

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln MA_Ana$	$\ln CDI$	$\ln MA_Rep$	$\ln CDI$
$\ln Dig$	0.041*** (0.014)	0.023** (0.010)	0.062*** (0.019)	0.022** (0.010)
$\ln MA_Ana$		0.033*** (0.010)		
$\ln MA_Rep$				0.025*** (0.007)
$Growth$	0.123*** (0.018)	0.001 (0.013)	0.110*** (0.021)	0.003 (0.014)
Lev	0.037 (0.090)	0.196** (0.089)	0.282** (0.110)	0.196** (0.088)
Inv	1.593*** (0.222)	0.174 (0.163)	2.162*** (0.260)	0.192 (0.162)
Roa	3.494*** (0.268)	0.055 (0.202)	4.804*** (0.355)	0.060 (0.201)
$Top10$	-0.509*** (0.100)	-0.028 (0.082)	-0.669*** (0.125)	-0.037 (0.082)
$\ln Gdp$	0.168*** (0.057)	0.042 (0.039)	0.188*** (0.067)	0.039 (0.038)
常数项	0.461 (0.495)	1.565*** (0.345)	0.584 (0.582)	1.602*** (0.342)
企业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
调整后的R ²	0.563	0.645	0.559	0.644
样本量	12234	12136	12285	12187

表9列(1)—(4)报告了媒体关注度对企业数字化转型影响碳信息披露的效果,其中,媒体关注度分为媒体正面报道次数和媒体负面报道次数。数字化转型对媒体正面报道次数的影响系数在1%水平下显著为正,且媒体正面报道次数对企业碳信息披露指数的影响系数也在5%统计水平下显著为正;企业数字化转型对媒体负面报道次数的影响系数也在1%统计水平下显著为正,但媒体负面报道次数对企业碳信息披露指数在10%统计水平下显著为正,这表明企业数字化转型能够引导媒体对企业数字化和环境治理战略进行宣传报道,督促企业提升碳信息披露质量,但媒体正面报道的影响作用更大。

表9列(5)—(6)显示,企业数字化转型对机构关注度的影响系数在1%统计水平下显著正,且机构关注度对企业碳信息披露指数的影响系数也在1%统计水平下显著正,这表明企业数字化转型强化了机构对企业环境绩效的监督效果,有利于企业履行环境社会责任,从而提升碳信息披露质量。

由此可知,企业数字化转型能够增强外部市场主体对企业碳信息披露的关注度,从而对企业环境治理形成外部监督,督促企业提升碳信息披露质量,这进一步验证了H2。

表9 媒体和机构关注度的中介效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\ln Med_Pos$	$\ln CDI$	$\ln Med_Neg$	$\ln CDI$	$\ln Esg$	$\ln CDI$
$\ln Dig$	0.052*** (0.011)	0.026*** (0.009)	0.025*** (0.012)	0.027*** (0.009)	0.010*** (0.002)	0.029*** (0.008)
$\ln Med_Pos$		0.022** (0.009)				
$\ln Med_Neg$				0.017* (0.009)		
$\ln Esg$						0.171*** (0.039)
$Growth$	0.045** (0.019)	0.006 (0.019)	-0.019 (0.022)	0.008 (0.019)	0.019*** (0.004)	-0.007 (0.011)
Lev	0.504*** (0.094)	0.182** (0.092)	0.655*** (0.106)	0.182** (0.092)	-0.111** (0.047)	0.061 (0.060)
Inv	0.735*** (0.209)	0.210 (0.156)	0.213 (0.240)	0.223 (0.154)	0.258*** (0.043)	0.261* (0.145)
Roa	1.491*** (0.249)	0.104 (0.205)	0.696*** (0.236)	0.124 (0.203)	-0.008** (0.003)	-0.035*** (0.012)
$Top10$	-0.319*** (0.091)	-0.042 (0.085)	-0.133 (0.094)	-0.047 (0.085)	0.021 (0.025)	-0.019 (0.070)
$\ln Gdp$	-0.166** (0.068)	0.060 (0.040)	-0.055 (0.071)	0.058 (0.041)	0.021 (0.013)	0.008 (0.030)
常数项	3.676*** (0.602)	1.392*** (0.360)	1.885*** (0.624)	1.439*** (0.371)	1.426*** (0.117)	1.686*** (0.265)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
调整后 R ²	0.743	0.616	0.678	0.616	0.520	0.625
样本量	12037	11969	12037	11969	16419	16291

六、拓展性研究

借鉴喻春娇和唐威(2023)、阳镇等(2024)的做法,本文从地区和行业两个维度考察市场关注度这一中介效应的异质性。关于地区划分,不同于已有文献根据地理位置将中国划分为

东、中、西和东北地区,本文根据工信部编制的分地区数字经济发展指数,将第一梯队地区视为数字经济发达地区,将第二、第三梯队^①等其他梯队地区视为数字经济欠发达地区,进行地区异质性检验。关于行业划分,根据学者通行做法,按照《上市公司环保核查行业分类管理名录》将煤炭、化工、造纸等16个行业定义为重污染行业,其他行业则定义为轻污染行业,分析重污染行业和轻污染行业的异质性效果。

(一)企业数字化转型对企业市场关注度影响的异质性

由上文分析可知,企业数字化转型能够显著提升企业的市场关注度,无论使用分析师关注度、投资师关注度、媒体关注度还是机构关注度进行度量,结论依旧稳健。一方面,我国数字经济发展程度呈现明显的地区差异性,不同的数字经济发展水平可能会影响企业数字化转型对企业市场关注度的效果。对数字经济发达地区而言,市场配置资源的效率更高,企业的经营活力和发展前景会受到更多的关注。从表10可知,除媒体负面关注度外(媒体负面报道次数),虽然企业数字化转型对提升分析师关注度、投资师关注度、媒体正面关注度和机构关注度的效果在数字经济发达地区和欠发达地区均显著,但企业数字化转型对机构关注度的影响效果在数字经济发展程度不同的地区表现出明显的差异,且在数字经济欠发达地区表现得更加显著。可能的原因是,数字经济欠发达地区的碳排放强度总体较高,企业数字化转型为第三方机构对企业ESG评级创造了条件,提升了机构对企业的环境关注度,从而发挥ESG评级软监管对数字经济欠发达地区碳排放行为的约束(孙凡、张好艳,2024)。

另一方面,重污染行业和轻污染行业由于面临的环境规制存在较大差异,行业内企业受到市场的关注程度可能会有所不同,因而企业数字化转型对企业市场关注度的影响效果可能会存在差异。由表11可知,尽管企业数字化转型对分析师关注度、投资师关注度和媒体正面关注度(媒体正面报道次数)的影响系数在重污染行业和轻污染行业均显著,但系数并没有显著差异。然而,企业数字化转型对媒体负面关注度(媒体负面报道次数)的影响系数在重污染行业、轻污染行业存在明显的差异,且对重污染行业企业的影响更大。同时,企业数字化转型对机构关注度的影响系数在重污染行业、轻污染行业存在显著的差异,且对重污染行业的影响更大。可能的原因是,有关重污染行业所引致的环境问题,在数字技术的助推下提升了媒体负面报道和机构ESG评级的精准性,有利于抑制重污染行业的环境信息粉饰行为(张德涛等,2024),促使企业更加注重环境表现。

^①根据中国工信部《中国数字经济发展指数报告(2023)》,依据数字经济发展指数将全国31个省(区、市)划分为三个梯队:第一梯队包括北京、广东、上海、江苏、浙江、山东、四川、天津、福建、湖北;第二梯队包括河南、重庆、河北、贵州、江西、安徽、湖南、辽宁、山西、广西、云南、陕西;第三梯队包括内蒙古、新疆、黑龙江、吉林、甘肃、海南、青海、宁夏、西藏。

(二)企业市场关注度对企业碳信息披露影响的异质性

由上文理论分析与实证检验可知,市场关注度是数字化转型影响企业碳信息披露的一个重要作用机制。然而,数字经济发展程度不同的地区及不同行业的碳减排目标都存在较大的差异,因而不同地区和行业中的企业,其市场关注度对碳信息披露质量可能会存在明显的不同。从表 12 可知,分地区看,分析师关注度、投资师关注度、媒体正面关注度(正面报道次数)、媒体负面关注度(负面报道次数)、机构关注度对数字经济发达地区和欠发达地区的碳信息披露指数的影响系数总体在 1%水平下显著,但这一影响效应在数字经济发达地区和欠发达地区并未表现出显著性差异。可能的原因是,无论是数字经济发达地区还是欠发达地区,在“双碳”目标背景下,经济高质量发展对环境的要求提高,使当地企业通过主动提升碳信息披露质量以规避环境规制风险,从而获得可持续发展机会(阳镇等,2024),因此,市场关注度对碳信息披露质量的影响不存在地区异质性。

从表 13 可知,尽管分析师关注度、投资师关注度、媒体正面关注度(负面报道次数)、媒体负面关注度(负面报道次数)对重污染行业和轻污染行业企业的碳信息披露指数存在显著性的影响,但在重污染行业和轻污染行业并不具有显著差异性。然而,机构关注度对重污染行业和轻污染行业企业的碳信息披露指数的影响系数存在显著性的差异,且对重污染行业企业的影响作用更大。可能的原因是,机构对重污染行业企业的 ESG 评级更为精准,能够引发外部市场监督,对企业管理层的环境治理形成压力,督促管理层做出与外部环境规制相一致的经营管理决策(阮青松等,2023;孙凡、张好艳,2024),从而主动提升碳信息披露质量。

表 10 企业数字化转型对企业市场关注度影响的地区异质性

	ln MA_Ana		ln MA_Rep		ln Med_Pos		ln Med_Neg		ln Esg	
	(1) 发达地区	(2) 欠发达地区	(3) 发达地区	(4) 欠发达地区	(5) 发达地区	(6) 欠发达地区	(7) 发达地区	(8) 欠发达地区	(9) 发达地区	(10) 欠发达地区
ln Dig	0.041*** (0.011)	0.035** (0.018)	0.061*** (0.013)	0.058** (0.023)	0.054*** (0.012)	0.041** (0.020)	0.024* (0.013)	-0.009 (0.020)	0.007*** (0.002)	0.018*** (0.004)
常数项	0.928 (0.749)	1.180** (0.585)	1.042 (0.903)	1.283* (0.704)	2.851*** (0.658)	4.237*** (0.800)	0.256 (0.917)	3.628*** (0.735)	1.985*** (0.160)	1.303*** (0.125)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
系数差异性 P 值	-0.006 (0.461)		-0.003 (0.499)		-0.012 (0.340)		-0.033 (0.260)		0.011** (0.076)	
调整后的 R ²	0.564	0.558	0.559	0.554	0.742	0.735	0.664	0.699	0.505	0.542
样本量	8555	3677	8591	3691	8575	3457	8575	3457	11269	5142

注:系数差异、P 值均为自助法 Bootstrap 1000 次回归结果,下同。

表 11 企业数字化转型对企业市场关注度影响的行业异质性

	ln MA_Ana		ln MA_Rep		ln Med_Pos		ln Med_Neg		ln Esg	
	(1) 重污染 行业	(2) 轻污染 行业	(3) 重污染 行业	(4) 轻污染 行业	(5) 重污染 行业	(6) 轻污染 行业	(7) 重污染 行业	(8) 轻污染 行业	(9) 重污染 行业	(10) 轻污染 行业
ln Dig	0.046** (0.019)	0.029*** (0.011)	0.056** (0.024)	0.048*** (0.014)	0.047** (0.020)	0.053*** (0.012)	0.039* (0.021)	0.004 (0.013)	0.017*** (0.004)	0.009*** (0.002)
常数项	1.312** (0.532)	-0.029 (0.535)	1.709*** (0.644)	-0.121 (0.671)	4.256*** (0.852)	3.402*** (0.576)	1.724** (0.759)	1.958*** (0.674)	1.371*** (0.119)	1.404*** (0.125)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
系数差异性	-0.017 (0.238)		-0.008 (0.402)		0.006 (0.439)		-0.035* (0.079)		-0.008** (0.013)	
调整后的 R ²	0.570	0.565	0.564	0.562	0.718	0.750	0.659	0.685	0.515	0.530
样本量	3902	8301	3916	8337	3263	8756	3263	8756	5243	11143

表 12 企业市场关注对企业碳信息披露影响的地区异质性

	ln CDI									
	(1) 发达 地区	(2) 欠发达 地区	(3) 发达 地区	(4) 欠发达 地区	(5) 发达 地区	(6) 欠发达 地区	(7) 发达 地区	(8) 欠发达 地区	(9) 发达 地区	(10) 欠发达 地区
ln MA_Ana	0.029*** (0.010)	0.072*** (0.015)								
ln MA_Rep			0.023*** (0.008)	0.057*** (0.012)						
ln Med_Pos					0.023*** (0.008)	0.025* (0.013)				
ln Med_Neg							0.020** (0.008)	0.009 (0.013)		
ln Esg									0.222*** (0.034)	0.155*** (0.047)
常数项	0.804* (0.442)	2.188*** (0.384)	0.827* (0.442)	2.244*** (0.384)	1.242*** (0.411)	1.472*** (0.437)	1.299*** (0.414)	1.539*** (0.437)	1.525*** (0.447)	1.890*** (0.308)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
系数差异性	0.043 (0.127)		0.034 (0.133)		0.001 (0.478)		-0.012 (0.357)		-0.066 (0.167)	
调整后的 R ²	0.650	0.606	0.649	0.606	0.622	0.574	0.622	0.573	0.632	0.581
样本量	9664	4032	9700	4046	9862	3864	9862	3864	13089	5771

表 13 企业市场关注对企业碳信息披露影响的行业异质性

	ln CDI									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	重污染行业	轻污染行业								
ln MA_Ana	0.046*** (0.012)	0.036*** (0.010)								
ln MA_Rep			0.035*** (0.009)	0.028*** (0.008)						
ln Med_Pos					0.017 (0.012)	0.025*** (0.008)				
ln Med_Neg							0.029** (0.013)	0.014* (0.008)		
ln Esg									0.326*** (0.038)	0.246*** (0.037)
常数项	2.836*** (0.292)	1.327*** (0.380)	2.833*** (0.289)	1.399*** (0.380)	2.874*** (0.457)	1.306*** (0.329)	2.883*** (0.452)	1.359*** (0.331)	2.889*** (0.267)	1.126*** (0.282)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
系数差异性	-0.010		-0.007		0.008		-0.015		0.120**	
P值	(0.292)		(0.309)		(0.287)		(0.116)		(0.004)	
调整后的 R ²	0.622	0.610	0.622	0.609	0.604	0.589	0.605	0.589	0.615	0.594
样本量	4351	9316	4365	9352	3673	10038	3673	10038	5926	12911

七、研究结论与政策建议

数字化转型和绿色低碳发展是近年来学术界和实业界关注的重点课题,随着数字经济战略和“双碳”目标的提出,企业实现绿色低碳转型的任务更加迫切,而提升企业碳信息披露质量是其中的关键环节。近年来,中国通过强化企业环境信息依法披露管理和完善可持续信息披露标准,引导更多企业参与碳信息披露,以加快推进“双碳”目标进程。本文从企业层面着手,利用中国2007—2022年沪深A股上市工业企业数字化转型指数、年报文本数据、财务数据及碳信息披露指数,探讨了企业数字化转型对其碳信息披露的影响及作用机制。结果显示:(1)企业数字化转型能够显著提升其碳信息披露质量,在进行一系列稳健性和内生性检验后结果依旧稳健,即企业数字化转型程度越高,其碳信息披露质量越高。(2)机制检验发现,市场关注度是企业数字化转型影响其碳信息披露的重要渠道,从分析师、投资者、媒体和机构四个维度测度的市场关注度指数,对企业碳信息披露质量均发挥着正向促进作用。(3)企业数字化转型对机构关注度的影响以及机构关注度对企业碳信息披露质量的影响在数字经济欠发达地区、重污染行业表现得更为明显;企业数字化转型对媒体负面关注度的影响仅在重污染行

业表现得更加明显。

本文的政策建议如下：

第一，要鼓励和引导企业把握数字化转型新机遇积极推动绿色低碳转型发展，为企业参与碳信息披露创造条件。企业要积极顺应数字化绿色化协同转型发展趋势，加大数字技术引进和研发力度，着力提高生产设备的联网率和数智化率，加大人工智能、大数据、云计算、工业互联网等数字技术在企业生产、管理、组织设计等领域的融合广度和渗透率，实现数字技术赋能绿色转型，为企业碳信息披露提供技术支撑。

第二，发挥市场关注度的监督作用，提高企业碳信息披露的自主性。分析师、投资者、媒体和机构等外部市场主体需要加强对数字化转型和绿色发展的理念、体系、政策的报道与解读，更好地发挥第三方非正式规制、引导与治理的作用，督促企业将环境社会责任纳入公司治理框架，发挥外部市场主体强化环境规制的约束效应及企业环境投资的声誉激励效应，推动企业积极参与碳信息披露。

第三，因地制宜，科学引导社会舆论和机构 ESG 评级对企业绿色发展的关注，增强企业碳信息披露的持续性。本文的拓展性分析结果表明，在数字经济欠发达地区和重污染行业，企业数字化转型能够显著增强媒体对企业的负面关注和机构对企业的 ESG 评级效果，从而督促企业提升碳信息披露质量，这有助于促进企业绿色低碳发展。因此，政府在鼓励和引导新闻媒体和第三方机构等外部市场主体提升环境关注度的前提下，要对重污染和高碳行业中的企业实施更为严格的环境监管、碳信息披露制度和碳信息披露标准，增强企业进行碳信息披露的内生动力，助力推进“双碳”目标进程。

参考文献：

- [1] 岑维,童娜琼,郭奇林. 机构投资者关注度和企业非效率投资——基于深交所“互动易”平台数据的实证研究[J]. 证券市场导报,2017(10):36-44.
- [2] 酷卫华,李培功. 媒体监督公司治理的实证研究[J]. 南开管理评论,2012,15(01):33-42.
- [3] 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(02):91-106.
- [4] 郭俊杰,方颖. 绿色信贷、融资结构与企业环境投资[J]. 世界经济,2022,45(08):57-80.
- [5] 郭四代,雷高文,苏伟洲,等. 企业碳信息披露的碳减排效应及其作用机制[J]. 中国人口·资源与环境,2023,33(12):51-59.
- [6] 韩峰,黄敏,姜竹青. 企业数字化、网络地位与污染减排[J]. 世界经济,2024(02):204-232
- [7] 韩君,高瀛璐. 中国省域数字经济发展的产业关联效应测算[J]. 数量经济技术经济研究,2022,39(04):45-66.
- [8] 何帆,刘红霞. 数字经济视角下实体企业数字化变革的业绩提升效应评估[J]. 改革,2019(04):137-148.
- [9] 胡天杨,谌仁俊,涂正革. 环境信息披露评价与市场价值:第三方机构的影响研究[J]. 世界经济,2022,

45(11):150-176.

[10] 坚瑞. 企业数字化转型对碳信息披露的影响[J]. 东南学术, 2024(02):86-96.

[11] 黎毅, 蒋青松. 数字经济碳减排效应分析——基于生产与消费端的双重路径分析[J]. 南京审计大学学报, 2023, 20(04):81-90.

[12] 李力, 刘全齐. 新闻报道、政府监管对企业碳信息披露的影响[J]. 贵州财经大学学报, 2016(03):30-39.

[13] 李欣, 杨朝远, 曹建华. 网络舆论有助于缓解雾霾污染吗?——兼论雾霾污染的空间溢出效应[J]. 经济学动态, 2017(06):45-57.

[14] 李鑫, 徐琼, 王核成. 企业数字化转型与绿色技术创新[J]. 统计研究, 2023, 40(09):107-119.

[15] 李言, 朱棋娜. 大数据技术如何影响绿色全要素生产率?——来自国家大数据综合试验区试点的经验分析[J]. 环境经济研究, 2023, 8(03):27-45.

[16] 刘修岩. 空间效率与区域平衡:对中国省级层面集聚效应的检验[J]. 世界经济, 2014, 37(01):55-80.

[17] 柳学信, 吴鑫玉, 孔晓旭. 企业碳信息披露理论进展与价值共创路径研究[J]. 中国环境管理, 2024, 16(04):26-33.

[18] 马苓, 刘硕, 郑敏娜. 企业数字化转型、绿色创新与碳绩效——碳排放权交易政策与公众环境关注度的调节作用[J]. 研究与发展管理, 2024, 36(02):63-73.

[19] 梅晓红, 葛扬, 朱晓宁. 环境合法性压力对企业碳信息披露的影响机制研究[J]. 软科学, 2020, 34(08):78-83.

[20] 潘雄锋, 袁赛. 企业碳披露、绿色创新与碳绩效[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(01):112-123.

[21] 阮青松, 谢远鑫, 吕大永. 地方政府环境关注度促进企业绿色创新了吗?——来自A股上市公司的经验证据[J]. 环境经济研究, 2023, 8(03):1-26.

[22] 沈洪涛, 黄楠. 碳排放权交易机制能提高企业价值吗[J]. 财贸经济, 2019, 40(01):144-161.

[23] 孙凡, 张好艳. ESG评级软监管对企业碳排放强度的影响研究[J]. 南京审计大学学报, 2024, 21(05):50-59.

[24] 孙猛. 要素替代、技术进步偏向与碳生产率增长[J]. 环境经济研究, 2021(2):41-56.

[25] 唐勇军, 赵梦雪, 王秀丽, 等. 法律制度环境、注册会计师审计制度与碳信息披露[J]. 工业技术经济, 2018, 37(04):148-155.

[26] 田高良, 封华, 于忠泊. 资本市场中媒体的公司治理角色研究[J]. 会计研究, 2016(06):21-29+94.

[27] 屠西伟, 张平淡. 企业数字化转型、碳排放与供应链溢出[J]. 中国工业经济, 2024(04):133-151.

[28] 温素彬, 周鉴臻. 企业碳信息披露对财务绩效的影响机理——媒体治理的“倒U型”调节作用[J]. 管理评论, 2017, 29(11):183-195.

[29] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(05):731-745.

[30] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 等. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界, 2021, 37(07):130-144+10.

[31] 吴勋, 徐新歌. 公共压力与自愿性碳信息披露——基于2008—2013年CDP中国报告的实证研究[J]. 科技管理研究, 2015, 35(24):232-237.

[32] 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(09):313-326.

[33] 阳镇, 凌鸿程, 陈劲. 城市绿色发展关注度与企业绿色技术创新[J]. 世界经济, 2024(01):211-232.

[34] 杨涛, 郭萌萌. 投资者关注度与股票市场——以PM2.5概念股为例[J]. 金融研究, 2019(05):190-206.

[35] 喻春娇, 唐威. 工业企业数字化转型能否促进碳减排——基于中国A股上市工业企业的证据[J]. 宏观经济研究, 2023(07):97-110+127.

- [36] 苑泽明,王金月. 碳排放制度、行业差异与碳信息披露——来自沪市A股工业企业的经验数据[J]. 财贸研究, 2015, 26(04): 150-156.
- [37] 张彪,李捷. 董事会组成与温室气体排放信息披露的关联性——基于2011—2016年CDP中国报告的实证研究[J]. 北京理工大学学报(社会科学版), 2019, 21(2): 38-47.
- [38] 张德涛,张景静,董帅. 环境信息粉饰行为的潜在影响[J]. 世界经济, 2024(04): 99-128.
- [39] 周志方,温康,曾辉祥. 碳风险、媒体关注度与债务融资成本——来自中国A股高碳行业上市企业的经验证据[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2017, 37(08): 16-32.
- [40] 朱红军,何贤杰,陶林. 中国的证券分析师能够提高资本市场的效率吗——基于股价同步性和股价信息含量的经验证据[J]. 金融研究, 2007(02): 110-121.
- [41] 朱文博浩,李晓峰,孙波. 后疫情时代数字化促进粤港澳大湾区传统产业升级研究[J]. 国际贸易, 2021(03): 52-59.
- [42] Cen, L., K. C. J. Wei, L. Y. Yang. Disagreement, Underreaction, and Stock Returns[J]. Management Science, 2017, 63(4): 1214-1231.
- [43] Fischer, J., M. Riechers. A Leverage Points Perspective On Sustainability[J]. People and Nature, 2019, 1(1): 115-120.
- [44] Galbreath, J. How Does Corporate Social Responsibility Benefit Firms? Evidence from Australia[J]. European Business Review, 2010, 22(4): 411-431.
- [45] Ghasemaghaei, M., G. Calic. Does Big Data Enhance Firm Innovation Competency? The Mediating Role of Data-Driven Insights[J]. Journal of Business Research, 2019, 104: 69-84.
- [46] Godfrey, P. C., C. B. Merrill, J. M. Hansen. The Relationship between Corporate Social Responsibility and Shareholder Value: An Empirical Test of the Risk Management Hypothesis[J]. Strategic Management Journal, 2009, 30(4): 425-445.
- [47] Hirshleifer, D., S. H. Teoh. Limited Attention, Information Disclosure, and Financial Reporting[J]. Journal of Accounting and Economics, 2003, 36(1-3): 337-386.
- [48] Kohtamäki, M., V. Parida, P. Oghazi, et al. Digital Servitization Business Models in Ecosystems: A Theory of the Firm[J]. Journal of Business Research, 2019, 104: 380-392.
- [49] Kolk, A., D. Levy, J. Pinkse. Corporate Responses in an Emerging Climate Regime: The Institutionalization and Commensuration of Carbon Disclosure[J]. European Accounting Review, 2008, 17(4): 719-745.
- [50] Mazzola, E., G. Perrone, D. S. Kamuriwo. The Interaction Between Inter-firm and Interlocking Directorate Networks on Firm's New Product Development Outcomes[J]. Journal of Business Research, 2016, 69(2): 672-682.
- [51] Simon, H., J. March. Administrative Behavior and Organizations[M]. London: Routledge Press, 2015.
- [52] Wu, H., Y. Xue, Y. Hao, et al. How Does Internet Development Affect Energy-Saving and Emission Reduction? Evidence from China[J]. Energy Economics, 2021, 103: 105577.
- [53] Yu, J. L. Disagreement and Return Predictability of Stock Portfolios[J]. Journal of Financial Economics, 2011, 99(1): 162-183.

Digital Transformation, Market Attention and Corporate Carbon Information Disclosure

Yu Chunjiao ^{a,b}, Tang Wei ^{a,c}

(a: Business School, Hubei University; b: Hubei Open Economy Research Centre;

c: People's Bank of China Xiaogan Municipal Branch)

Abstract: Digitalization and greening synergistic development is an important approach for comprehensive green and low-carbon transformation of the economy and society, while improving the quality of corporate carbon information disclosure is a key link in promoting corporate carbon emission reduction. This paper examines the impact of industrial enterprises' digital transformation on their carbon information disclosure using individual fixed-effects model. It is found that corporate digital transformation can significantly enhance the quality of their carbon information disclosure, and the conclusion remains unchanged after a series of robustness tests. Mechanism analysis shows that market attention is an important mechanism of action for corporate digital transformation to enhance the quality of carbon information disclosure, and corporate market attention indicators are measured from four dimensions: analysts, investors, media, and institutions, arguing for the robustness and reliability of the mediating effect of market attention. The extended study shows that the effect of corporate digital transformation on institutional attention and the effect of institutional attention on their carbon information disclosure show more significant differences in less developed areas of the digital economy, and heavily polluting industries. This paper extends the research on the impact mechanism of digital transformation on corporate carbon information disclosure, which provides empirical references for better playing the role of market supervision to promote green and low-carbon development.

Keywords: Digital Transformation; Market Attention; Carbon Information Disclosure; Carbon Emission Reduction

JEL Classification: Q51, Q56

(责任编辑:朱静静)