

# 制造业上市企业 ESG 表现对绿色创新的影响研究

苏占才

(中国社会科学院大学 应用经济学院,北京 102488)

**[摘要]**在“双碳”目标的推动下,经济低碳发展与企业绿色转型的观念日益深入人心,而推动 ESG 体系建设成为了促进企业绿色转型的重要方式。文章分析了我国制造业上市企业 ESG 表现的发展现状,然后采用双向固定效应模型、异质性分析、传导机制检验等方法实证分析了制造业上市企业 ESG 表现对绿色创新的影响,结果发现:制造业上市企业 ESG 表现对绿色创新具有较为明显的促进作用,而且可以通过数字化转型、提升企业声誉、降低融资成本等中介效应来促进绿色创新。该研究提出了积极鼓励制造业上市企业提升 ESG 表现的信息披露度,进一步推动制造业上市企业 ESG 表现与绿色创新的制度建设,积极鼓励制造业上市企业进行数字化转型、提升企业声誉和降低融资成本等政策建议。

**[关键词]**ESG 表现;绿色创新;传导机制;上市企业

doi:10.3969/j.issn.1673-9477.2024.04.003

**[中图分类号]**F273.1

**[文献标识码]**A

**[文章编号]**1673-9477(2024)04-0016-10

2020年9月22日,习近平主席在第七十五届联合国大会一般性辩论上向国际社会作出庄严承诺,即2030年单位国内生产总值排放的CO<sub>2</sub>相比于2005年下降60%左右,碳排放总量达到峰值,2060年实现碳中和的“双碳”目标的中国承诺。Pham (2022)<sup>[1]</sup>认为,中国制造业排放的CO<sub>2</sub>在总体温室气体排放量中占比已经超过了35%,且其排放源具有一定的复杂性,制造业已成为中国规模最大、影响最广泛的碳排放源。基于以上原因,碳排放逐渐演变为衡量环境或气候变化的重要变量,我国政府已高度重视制造业碳排放问题,并指出制造业要积极促进绿色创新<sup>[2]</sup>。

在经济低碳转型的背景下,投资者的关注由原来的上市企业财务状况,逐渐转变为上市企业的长期表现,其中主要包括环境保护、社会责任与公司治理(environmental, social and governance,以下简称ESG)。Ramos等(2022)<sup>[3]</sup>认为,近年来上市企业ESG表现在信贷风险评估过程中的作用逐渐明确,投资者更多采用将ESG考虑在内的投资策略。在不同维度上,研究者对上市企业考察的侧重点也存在一定的变化。例如,在环境保护维度,对上市企业重点考察的是其在自然资源的使用和出口,以及促进绿色发展等方面的表现;在社会责任维度,对上市企业重点考察的是其在公共支出、慈善等方面的表现;

在公司治理维度,对上市企业重点考察的是其在信息透明度、利润分配等方面的表现。在此背景下,本研究提出制造业上市企业ESG表现对绿色创新会产生怎样的影响?二者之间的传导机制是怎样的?

通过梳理已有文献可以发现,已有学者对于上市企业ESG表现与绿色创新之间的关系进行了初步研究,为本研究提供了良好的基础。本文的边际贡献主要为采用实证模型系统分析了制造业上市企业ESG表现对绿色创新的影响机制,并且对二者之间的传导机制进行检验,以期对相关管理部门的监管提供一定的借鉴或参考。

## 一、我国制造业上市企业 ESG 表现与绿色创新的发展现状及问题

### (一)我国制造业上市企业 ESG 表现的发展现状

在“双碳”目标的推动下,制造业上市企业ESG表现越来越受到人们的关注。在投资方面,越来越多的资金向ESG领域集中,促使制造业上市企业进一步加强ESG体系建设,该ESG体系建设主要包含制造业上市企业在环境、社会和公司治理三个维度的表现情况。

图1是2018—2022年披露独立ESG报告的制造业上市企业数量,从图中可以看到,近年来披露独

**[投稿日期]**2024-04-24

**[基金项目]**国家社会科学基金重大项目(编号:19ZDA048,23BJY248);国家社会科学基金后期资助项目(编号:22FILB034);中国社会科学院重大经济社会调查项目(编号:GQDC2022019)

**[作者简介]**苏占才(1984-),男,陕西延安人,博士研究生,研究方向:产业促进与产业发展。

立 ESG 报告的制造业上市企业数量呈现出逐步上升的趋势,即越来越多的制造业上市企业倾向于披露独立的 ESG 报告,向投资者展示该企业在 ESG 方面所作的努力与贡献。

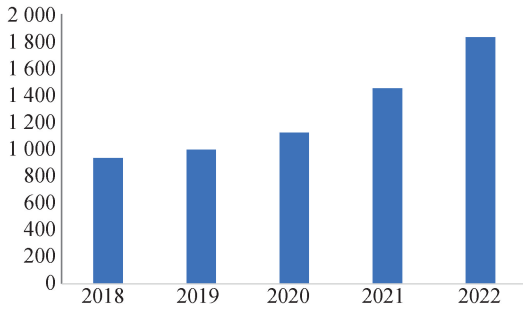


图1 2018—2022年披露独立 ESG 报告的制造业上市企业数量(单位:家)  
(数据来源:Wind 数据库。)

此外,在上市企业 ESG 评级等因素的推动下,我国金融市场中的 ESG 投资基金的数量也逐渐增加。根据 Wind 数据库的统计数据,截至 2022 年 10 月底,A 股市场存在 488 只 ESG 投资基金产品,ESG 投资基金的总体规模达到了 5300 亿元,其中,环境保护类 ESG 投资基金的占比最高,高达 46.5%左右。

图 2 展示的是 2021 年 12 月—2023 年 9 月金融市场中各种 ESG 产品的数量。从图中可以看到,ESG 产品主要包含环境保护、社会责任、公司治理、纯 ESG、ESG 策略等不同类型。其中,环境保护类 ESG 投资基金所占比例最高,在 2023 年 9 月达到了 215 只;ESG 策略基金所占比例位居第二,在 2023 年 9 月达到了 119 只。整体而言,近年来金融市场中各种 ESG 产品的数量呈现出逐步上升的态势。

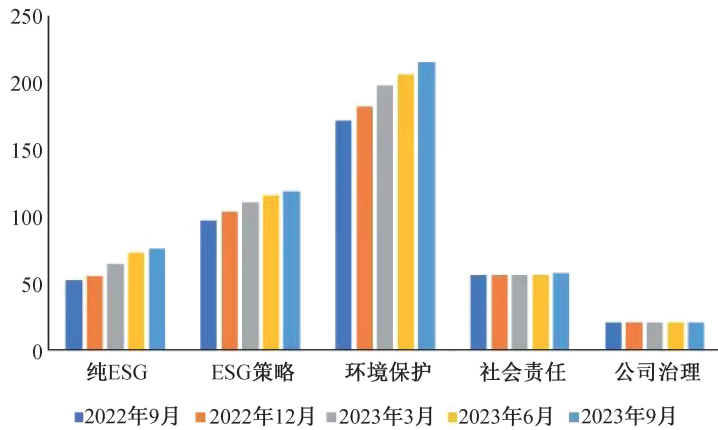


图2 2021年12月—2023年9月金融市场中各种 ESG 产品的数量(单位:只)  
(数据来源:Wind 数据库。)

### (二)我国制造业上市企业 ESG 表现与绿色创新关联的重要意义及问题

一些学者认为,在全球各国共同应对气候变化的背景下,如何实现绿色低碳发展已经成为世界各国的通用语言,ESG 也成为制造业上市企业发展的内生动力。<sup>[4]</sup>具体而言,ESG 正在重塑制造业上市企业的价值观,一些企业由单纯追求财务指标到关注社会责任与环境保护指标,其追求利益的方式也从短期转变为长期。在技术进步方面,上述企业也更加关注运用绿色技术进行创新。此外,践行 ESG 理念的一些制造业上市企业也更加容易吸纳相关的技术人才,因为这些企业更加注重员工的权益保护。并且由于这些企业塑造了较为正面的社会形象,也在一定程度上促进了绿色创新相关研发人才的加入。<sup>[5]</sup>

尽管 ESG 理念在我国制造业上市企业发展过程

中受到追捧,但是笔者认为在以下两个方面仍需要进一步提升:一方面,由于全球范围内存在诸多 ESG 评级机构,这些机构在评级标准方面缺少统一性或可比性,因此 ESG 评级标准仍需要进一步统一;另一方面,一些制造业上市企业在落实 ESG 理念的过程中可能过于追求提高企业的 ESG 评级,而忽略了对 ESG 理念本质层面的理解与其要求,从而导致出现了“洗绿”“漂绿”等行为,即这些企业仅通过表明工作来对其 ESG 表现进行美化,但是并未从真正意义上改善其在环境保护、社会责任、公司治理等方面的绩效<sup>[5]</sup>。

整体而言,近年来制造业上市企业 ESG 表现受到学界和业界的重视程度日益上升,制造业上市企业 ESG 表现与绿色创新之间也呈现出较为重要的关联性,这也为本研究提供了良好的基础。

## 二、文献综述与研究假设的提出

### (一) ESG 表现与绿色创新之间的影响效应

近年来,我国制造业快速发展,工业增加值逐步提升,产业链也正在逐步完善。在“双碳”目标下,ESG 信息披露成为制造业上市企业可持续发展的重要衡量标准之一。上市企业如果能够拥有良好的 ESG 表现,那么该企业就会向整个社会传递出其在环境保护、社会责任与公司治理等方面所做的工作与成效,并且可以获取良好的声誉,减少信息不对称给该企业发展带来的负面影响。<sup>[6]</sup>因此,制造业上市企业 ESG 表现可能会对绿色创新起到重要的推动作用,同时,通过梳理近年来我国“双碳”目标相关政策,我们可以看出“坚持生态优先,推动绿色低碳发展”一直是相关政策实施的重要目标之一。

Chatterjee 等(2020)<sup>[7]</sup>认为,ESG 信息披露与评级的快速发展有助于促进信息技术与制造业上市企业 ESG 表现之间的深度融合,进而可以提高企业的绿色创新动力。一方面,ESG 信息披露与评级可以将制造业上市企业与市场进行紧密连接,并在此过程中可以有效解决制造业上市企业绿色创新过程中的数据披露质量与信息不对称等问题,并且可以帮助制造业上市企业构建产业链内外的信息传递与共享机制。另一方面,ESG 表现较为良好的制造业上市企业可以获得更高的评级,从而可以获得更多投资机构的支持并有希望在市场上取得竞争优势。这就导致 ESG 表现好的企业不断加强绿色创新投入,从而推动企业绿色创新水平的提升和企业绿色创新能力的提高。<sup>[8]</sup>基于以上分析,本文提出如下假设。

假设 1:在其他条件不变的情况下,制造业上市企业 ESG 表现可以对绿色创新起到正向促进作用。

### (二) ESG 表现与绿色创新之间的影响机制

在数字经济时代,发展绿色低碳经济已经成为世界各国的重要潮流和趋势。从发展形态看,数字经济作为由数字技术引发的新经济形态,被视为未来社会的发展动力。<sup>[9]</sup>伴随着人工智能、大数据、物联网、区块链等数字技术与人们生活方式的融合发展,数字经济正在日益对全球各国的生产要素、产业结构等形成深刻的影响。本文借鉴郭炳南等(2022)<sup>[10]</sup>观点,即当前我国制造业正在积极进行数字化转型,将数字技术应用与制造业上市企业深度融合可以有效提升企业的数字化水平,在此背景下制造业上市企业 ESG 表现与绿色创新质量之间的关系也会发生明显变化。其主要表现在以下三个方面:在研发方面,

人工智能、区块链等数字化技术水平的提升可以强化企业与不同区域研发中心的沟通与联系,并且使其积极为企业绿色创新建言献策;在生产方面,人工智能、区块链等数字化技术水平的提升可以有效提升制造业上市企业的生产力,并协助其有效解决数据安全与共享等问题;在销售与服务方面,区块链技术应用水平的提升有助于制造业上市企业更好地掌握不同类型消费者的偏好数据,从而方便企业针对他们进行个性化生产与销售,进而提升企业绿色创新的动力。基于以上分析,ESG 表现良好的制造业上市企业可以更好地将其要素资源转化为绿色创新。基于以上分析,本文提出如下假设。

假设 2:在其他条件不变的情况下,制造业上市企业 ESG 表现可以通过数字化转型对绿色创新起到正向促进作用。

在实践中,制造业上市企业的绿色创新通常需要大量的资金支持与投入,同时信息不对称等问题成为了导致上市企业融资难、融资贵的关键因素。一些机构投资者为了有效识别和投资上市企业,对上市企业的 ESG 评级等非财务信息越来越关注,而 ESG 表现良好的制造业上市企业可以向机构投资者传递出企业经营稳定、风险较低的信号。这使得 ESG 表现好的企业更为容易得到机构投资者的青睐与投资,从而可以有效降低企业的融资成本,有效提升企业的创造力。<sup>[11]</sup>基于以上分析,ESG 表现可以为制造业上市企业的绿色创新创造新的便利条件和环境,还可以在在一定程度上降低企业的融资成本,从而进一步提升企业绿色创新水平。基于以上分析,本文提出如下假设。

假设 3:在其他条件不变的情况下,制造业上市企业 ESG 表现可以通过降低融资成本对绿色创新起到正向促进作用。

由于国外评级机构彭博(Bloomberg)公布的制造业上市企业 ESG 评级是动态更新的。其中 ESG 表现较好、评级较高的上市企业就意味着该企业在低碳转型和可持续发展方面作出了较大贡献,因此也会获得相对较好的企业形象和较高的企业声誉。从影响效应看,较高的企业声誉可以帮助该企业吸引更多优质的社会资源与商业合作,以及资金投入、技术知识与核心人才等,从而为企业提供充足的资金支持与智力保障。<sup>[12]</sup>此外,较高的企业声誉也会倒逼企业引入更为先进和有效的运营手段,以此提高企业创新失败的容忍度,这有利于加强公众对企业的监督和对企业进行创新活动的督促,并进一步促进企业的绿色创新。基于以上分析,本文提出如下假设。



假设4:在其他条件不变的情况下,制造业上市企业 ESG 表现可以通过提升企业声誉对绿色创新起到正向促进作用。

对制造业上市企业 ESG 表现与绿色创新之间的理论机制进行分析,对研究假设进行设定之后,本文对二者之间的关系进行实证检验,并且对实证结果作进一步分析。

### 三、研究设计

#### (一) 变量选取

##### 1. 被解释变量

本模型中的被解释变量为各区域的制造业上市企业绿色创新,它衡量的是制造业上市企业进行绿色创新过程中所反映的绩效水平。具体而言,本文使用超效率 SBM 模型和全局 Malmquist-Luenberger 指数对制造业上市企业绿色全要素生产率进行衡量,并且得到了相关数据。此外,本文借鉴孟猛猛等(2023)<sup>[13]</sup>的观点,即对于上市企业而言,使用绿色专利的授权数量或者被引用次数来衡量该企业的绿色创新可能更为准确。因此,在实证检验过程中,本文以制造业上市企业绿色专利的授权数量作为被解释变量进行分析,然后使用制造业上市企业绿色专利的被引用次数与绿色全要素生产率进行稳健性检验。

##### 2. 核心解释变量

本文将制造业上市企业 ESG 表现作为模型中的核心解释变量。由于上市企业 ESG 表现越来越受到人们的关注,国内外的一些第三方评级机构也逐渐推出了上市企业的 ESG 评级产品。目前,我们可以在 Bloomberg 数据库、Wind 数据库中查询到商道融绿、富时罗素等第三方评级机构对上市企业的 ESG 评级数据。其中,商道融绿最早从 2015 年开始对沪深 300 的成分股进行 ESG 评级,并且发布了相关的评级数据。同时,商道融绿也是国内首家与联合国签订责任投资原则(简称 UN PRI)的第三方评级机构,其发布的关于上市公司 ESG 评级报告具有较强的权威性。但是,本文借鉴潘海英等(2022)<sup>[14]</sup>的观点,即商道融绿、富时罗素等第三方评级机构发布的上市企业 ESG 评级数据覆盖时段相对较短、相关数据不齐全,而 Bloomberg 数据库的上市公司 ESG 评分数据覆盖了我国 2006—2022 年期间上市企业的数据。因此本文选择 Bloomberg 数据库的上市公司 ESG 评分数据来衡量制造业上市企业 ESG 表现相对较为合适。

在 Bloomberg 数据库的上市公司 ESG 评分系统中,环境保护、社会责任与公司治理这三个维度的指标权重分别占 1/3。其中,环境保护维度下面设置了

7 个一级指标与 46 个二级指标;社会责任维度下面设置了 6 个一级指标与 46 个二级指标;公司治理维度下面设置了 8 个一级指标与 30 个二级指标。上述指标体系能够较为全面与客观地反映出制造业上市企业 ESG 表现。制造业上市企业 ESG 评分越高,就代表该企业在环境保护、社会责任与公司治理方面所作的贡献越多,其 ESG 表现就越良好。

##### 3. 中介变量

本文提出假设 2—假设 4,即在其他条件不变的情况下,制造业上市企业 ESG 表现可以通过数字化转型、降低融资成本和提升企业声誉等渠道对绿色创新起到正向促进作用。

在对企业数字化转型变量进行衡量时,很多学者主要采用文本分析的方法进行衡量。本文借鉴范红忠等(2022)<sup>[15]</sup>的做法,对制造业上市企业在人工智能、区块链、大数据、云计算、数字技术五个方面的特征词进行归集和汇总,并且以这些特征词总词频的对数值来衡量制造业上市企业的数字化转型情况。

在对融资成本变量进行衡量时,学者们主要将企业的融资成本划分为权益融资成本与债务融资成本两个维度进行测算。本文借鉴张礼双(2022)<sup>[16]</sup>的做法,由于 CAPM 模型具有较为简单明确、实用性较强的特征,因此使用该模型来测算制造业上市企业的权益融资成本,同时,运用上市企业的利息支出占全部负债的比重来衡量债务融资成本。在此之后,将上市企业的权益融资成本与债务融资成本相加,就得到了全部的融资成本。

在对企业声誉变量进行衡量时,国内外学者的研究仍存在一定的争议。宝贡敏等(2007)<sup>[17]</sup>指出,国外对企业声誉的数据测算主要来源于《财富》中最受尊敬企业的调查数据与声誉研究所发布的哈里斯调查数据,但是以上数据存在测度过程不完备、评价主体覆盖面较少等问题,而且其测算方式并不一定适合我国的实际国情。因此,本文借鉴周丽萍等(2016)<sup>[18]</sup>的做法,运用制造业上市企业的无形资产作为企业声誉的代理变量,并且对其进行对数处理。

##### 4. 控制变量

为了控制其他因素对制造业上市企业 ESG 表现的影响,本文参考谭劲松等(2022)<sup>[19]</sup>的做法,在回归模型中加入了制造业上市企业的一些微观数据,主要包括现金比率、经营资产回报率、净现金流比例、销售增长率。

#### (二) 模型的构建

在对数据选择和被解释变量、核心解释变量等

进行阐述之后,本文构建计量模型,对各变量之间的关系进行实证检验。借鉴了樊轶侠等(2021)<sup>[20]</sup>的做法,本文构建了以下的回归分析模型:

$$gein_{it} = \beta_0 + \beta_1 ESG_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在上式中, $i$ 和 $t$ 分别代表各省份与年份; $gein_{it}$ 代表制造业上市企业的绿色创新; $ESG_{it}$ 代表制造业上市企业的 ESG 表现; $Controls_{it}$ 代表不同的控制变量,主要包括现金比率、经营资产回报率、净现金流

比例、销售增长率。此外, $\beta_0$ 代表模型中的常数项, $\beta_1$ 和 $\beta_2$ 为系数; $\delta_i$ 代表模型中的城市固定效应; $\gamma_t$ 代表模型中的时间固定效应; $\varepsilon_{it}$ 代表模型中的误差项。

在(1)式中,本文最为关注系数 $\beta_1$ 的显著性和符号,如果通过实证分析得到的 $\beta_1$ 是显著的,而且其符号为正数,那么本文就可以认为制造业上市企业 ESG 表现会对绿色创新起到显著的促进作用。

表1 模型中的变量符号、含义、数据来源或计算过程

变量符号	变量含义	变量的数据来源或计算过程
$gein_{it}$	绿色创新	ln(企业绿色专利的授权数量)
$ESG_{it}$	ESG 表现	Bloomberg 数据库的上市公司 ESG 评分系统
$DT$	数字化转型	ln(企业数字化转型的总词频+1)
$CS$	融资成本	企业利息支出/负债
$RP$	企业声誉	ln(企业的无形资产)
$RC$	现金比率	年末企业货币资金/年末企业的总资产
$Roe$	经营资产回报率	年末企业经营资产净利润/年初企业经营总资产
$Rncf$	净现金流比例	本年度企业在经营活动中的净现金流/年末企业的总资产
$Sale$	销售增长率	本年度企业的销售总量/上年度的销售总量-1

### (三)数据来源与描述性统计

为了考察制造业 ESG 表现对绿色创新的影响效应,本文选取 2015—2022 年 A 股制造业上市公司作为研究对象,这样既可以满足较多数据的要求,又可以避免 2008 年全球金融危机对上市公司的极端影响。在数据选取过程中,本文剔除了一些 ST、\*ST、PT 和某些年份数据不完整、经历过重大资产重组的金融企业的相关数据,选取的数据主要来源于国泰安数据库、中经网与上市公司的年报。在处理过程中,为了消除极端数据的影响,本文使用 winsorize 法对各变量进行 1%与 99%分位的缩尾处理。核心解释变量制造业上市公司 ESG 表现的数据则来源于 Bloomberg 数据库的上市公司 ESG 评分。

表 2 是模型中的变量名及其描述性统计,从表中可以看到,制造业上市公司 ESG 表现变量( $ESG$ )的均值为 20.5813,最小值为 1.2412,中位数为 17.2093,这表明制造业上市公司 ESG 表现存在差异

表2 模型中的变量名及描述性统计

变量名	均值	标准误	中位数	最小值	最大值
$gein_{it}$	0.3832	0.8321	0.2991	0	6.8531
$ESG_{it}$	20.5813	6.9120	17.2093	1.2412	64.2214
$DT$	1.024	1.2883	0.9881	0	5.9082
$CS$	0.6478	0.5316	0.5988	0.3108	0.9478
$RP$	5.3125	1.0434	4.9312	2.6124	10.7308
$RC$	0.1203	0.1015	0.0083	0.0041	0.5612
$Roe$	0.0083	0.0104	0.0038	-0.0045	0.6952
$Rncf$	0.1021	0.0807	0.0924	-0.1205	0.7924
$Sale$	0.0078	0.0394	0.0071	0.0022	0.1349

水平较大、非均衡发展的特征。数字化转型变量( $DT$ )的均值为 1.024,最小值为 0,最大值为 5.9082,这表明我国制造业上市公司的数字化转型程度存在较大差异。

## 四、结果分析

### (一)基准回归结果分析

在对模型进行基准回归时,本文使用了(1)式的回归方程,同时在模型中固定了个体效应和时间效应,因此该模型也可以称为双向固定效应模型。根据陈芳等(2022)<sup>[21]</sup>的观点,双向固定效应模型可以较好地控制一些城市在经济、文化等方面的个体差异,并且取得较为良好的检验效果。因此,本文运用双向固定效应模型来进行基准回归,得到的回归结果如表 3 所示。

表 3 是本文使用双向固定效应模型对制造业上市企业绿色创新进行回归的结果,从表中可以看到,(1)列显示了只有核心解释变量制造业上市企业 ESG 表现,没有控制变量的回归结果,(2)—(5)列显示了在回归过程中依次加入了控制变量,主要包括制造业上市企业的现金比率( $RC$ )、经营资产回报率( $Roe$ )、净现金流比例( $Rncf$ )、销售增长率( $Sale$ )的结果。

表 3 的实证分析结果表明,在(1)—(5)列中,变量制造业上市企业 ESG 表现在回归后均是显著

的,这表明制造业上市企业 ESG 表现对绿色创新产生了明显的促进作用。在控制变量方面,企业的现金比率(*RC*)、经营资产回报率(*Roe*)等变量在回归后均是显著的,这表明上述变量与制造业上市企业绿色创新之间存在较为明显的影响关系,而净现金流比例(*Rncf*)、销售增长率(*Sale*)等变量在回归后不显著。

表3 使用双向固定效应模型对制造业上市企业绿色创新进行回归的结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>ESG<sub>it</sub></i>	0.9126*** (2.94)	0.8712*** (2.83)	0.8643*** (2.79)	0.8227*** (2.66)	0.7964*** (2.90)
<i>RC</i>		0.7164* (1.77)	0.6532* (1.69)	0.6423* (1.82)	0.6646* (1.79)
<i>Roe</i>			0.7128* (1.81)	0.6024* (1.79)	0.8726* (1.94)
<i>Rncf</i>				0.5028 (1.24)	0.4832 (0.87)
<i>Sale</i>					0.4329 (1.03)
<i>C</i>	0.8346*** (3.24)	0.8293** (2.36)	0.6712* (1.77)	0.5969 (0.99)	0.7169 (0.83)
调整后 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.836	0.844	0.852	0.839	0.851
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示回归系数在1%、5%、10%水平上显著,括号内为*t*检验值,下表同。

(二) 稳健性检验分析

1. 对被解释变量的数据进行替换

在基准回归模型中,本文借鉴了郭丰等(2022)<sup>[22]</sup>的做法,选取各家上市公司绿色全要素生产率来衡量其绿色创新效果,并且对被解释变量的数据进行替换。如前所述,本文使用超效率SBM模型和全局Malmquist-Luenberger指数获取了制造业上市企业绿色全要素生产率相关数据。在此基础上,本文进一步进行了回归分析,得出的实证结果如表4所示。

表4是本文使用双向固定效应模型对制造业上市企业绿色全要素生产率进行回归的结果,从表中可以看到,(1)列显示了只有核心解释变量制造业上市企业 ESG 表现,没有控制变量的回归结果,(2)——(5)列显示了在回归过程中依次加入了控制变量,主要包括制造业上市企业的现金比率(*RC*)、经营资产回报率(*Roe*)、净现金流比例(*Rncf*)、销售增长率(*Sale*)的结果。

表4 使用双向固定效应模型对制造业上市企业绿色全要素生产率进行回归的结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>ESG<sub>it</sub></i>	0.8746** (1.97)	0.8421** (2.21)	0.8523** (2.44)	0.8331** (2.52)	0.7861** (2.49)
<i>RC</i>		0.5018* (1.69)	0.6130* (1.75)	0.6316* (1.79)	0.6068* (1.68)
<i>Roe</i>			0.7034* (1.92)	0.6551* (1.72)	0.6991* (1.83)
<i>Rncf</i>			0.5018 (0.57)	0.5221 (1.08)	0.4019 (0.91)
<i>Sale</i>				0.3726 (1.01)	0.4044 (1.25)
<i>C</i>	0.8105*** (3.01)	0.8032** (2.41)	0.6336* (1.81)	0.5771 (0.85)	0.5889 (0.74)
调整后 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.803	0.811	0.822	0.826	0.830
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES

通过稳健性检验发现,模型中核心解释变量的符号和显著性均未发生明显变化,因此实证模型的结果是可靠的。

2. 对模型中的样本容量进行改变

为了进一步保证模型结果的稳健性,本文对模型的样本容量进行2%水平的winsor缩尾处理,再次进行回归检验,得出的实证结果如表5所示。

表5 对样本容量进行改变的稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>ESG<sub>it</sub></i>	0.7918*** (2.87)	0.8146*** (2.94)	0.8201*** (2.73)	0.8194*** (2.69)	0.8014*** (2.87)
<i>RC</i>		0.7531 (1.21)	0.6954* (1.73)	0.6791* (1.93)	0.7428* (1.84)
<i>Roe</i>			0.7028* (0.94)	0.6751* (1.01)	0.5361 (0.65)
<i>Rncf</i>			0.9742* (1.90)	0.7024* (1.83)	0.3190* (1.77)
<i>Sale</i>				0.5714 (1.03)	0.4928 (-0.92)
<i>C</i>	0.7794*** (3.18)	0.7991** (2.09)	0.8114* (1.93)	0.6724 (0.83)	0.6943 (0.91)
调整后 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.807	0.812	0.821	0.827	0.830
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES



表5是笔者对模型中的样本容量进行改变的稳健性检验结果,从表中可以看到,(1)列显示了只有核心解释变量制造业上市企业 ESG 表现,没有控制变量的回归结果,(2)一(5)列显示了在回归过程中依次加入了控制变量,主要包括制造业上市企业的现金比率( $RC$ )、经营资产回报率( $Roe$ )、净现金流比例( $Rncf$ )、销售增长率( $Sale$ )的结果。

根据以上对样本容量进行改变的稳健性检验结果,模型中核心解释变量的符号和显著性均未发生明显变化,因此实证模型的结果是可靠的。

### (三) 异质性检验分析

樊轶侠等(2021)<sup>[20]</sup>认为,我国不同区域的经济增长、企业经营情况等对企业的绿色创新造成一定的影响。郭丰等(2022)<sup>[22]</sup>认为,我国的东部地区经济发展水平明显要高于中部和西部地区。基于以上分析,在不同的区域,制造业上市企业 ESG 表现对绿色创新的影响很可能存在一定的差异。为了考察二者关系之间的异质性,本文根据生态环境部对我国区域的划分标准,将上市公司所在省份划分为东部、中部和西部区域<sup>①</sup>,并且运用上述模型进行回归检验。

表6是对不同区域进行异质性检验的回归结果。从表中可以看到,在东部、中部和西部不同的区域中,由于各区域之间的经济发展水平、企业经营情况存在较大的差异,因此各变量与制造业上市企业绿色创新之间的关系也存在一定差异。从变量制造业上市企业 ESG 表现对绿色创新的影响看,东部、中部和西部区域的制造业上市企业 ESG 表现对绿色创

新的影响均为显著的,而且变量制造业上市企业 ESG 表现的符号均为正数,但是显著程度存在一定差异。其中东部区域的显著性和系数值最高,西部区域的显著性和系数值最低。在控制变量方面,东部区域现金比率( $RC$ )、经营资产回报率( $Roe$ )、销售增长率( $Sale$ )在回归后均是显著的;中部区域现金比率( $RC$ )、销售增长率( $Sale$ )在回归后均是显著的;西部区域现金比率( $RC$ )、经营资产回报率( $Roe$ )在回归后是显著的。

### (四) 传导机制检验分析

通过上述实证分析结果,笔者发现制造业上市企业 ESG 表现对企业绿色创新具有较为明显的促进作用。本文借鉴陈红等(2023)<sup>[6]</sup>的研究成果,即制造业上市企业 ESG 表现可以通过数字化转型、降低融资成本和提升企业声誉等渠道对绿色创新产生影响,因此构建如下的回归模型,对它们之间的关系及传导机制进行实证检验。

$$gein_{it} = \beta_0 + \beta_1 ESG_{it} + \beta_2 ESG_{it} \times DT_{it} + \beta_3 DT_{it} + \beta_4 Controls_{it} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$gein_{it} = \beta_0 + \beta_1 ESG_{it} + \beta_2 ESG_{it} \times CS_{it} + \beta_3 CS_{it} + \beta_4 Controls_{it} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$gein_{it} = \beta_0 + \beta_1 ESG_{it} + \beta_2 ESG_{it} \times RP_{it} + \beta_3 RP_{it} + \beta_4 Controls_{it} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

在(2)一(4)式中,被解释变量、核心解释变量与控制变量均与前面的模型保持一致。在(2)式中,本文新增了中介变量数字化转型( $DT_{it}$ ),以及它与制造业上市企业 ESG 表现之间的交乘项。如前所述,本文借鉴范红忠等(2022)<sup>[15]</sup>的做法衡量制造业上市企业的数字化转型情况,在(3)式中,新增了中介变量企业融资成本( $CS_{it}$ ),以及它与制造业上市企业 ESG 表现之间的交乘项。本文借鉴张礼双(2022)<sup>[16]</sup>的做法,使用 CAPM 模型来测算制造业上市企业的权益融资成本,同时运用上市企业的利息支出占全部负债的比重来衡量债务融资成本,在(4)式中,新增了中介变量企业声誉( $RP_{it}$ ),以及它与制造业上市企业 ESG 表现之间的交乘项。对于企业声誉的代理变量,本文借鉴周丽萍等(2016)<sup>[18]</sup>的做法,采用制造业上市企业的无形资产并对其进行对数处理。

<sup>①</sup>本文所指东部区域包括北京、天津、河北、辽宁、山东、上海、江苏、浙江、福建、广东和海南十一个省份。中部区域包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西十个省份。西部区域包括四川、陕西、贵州、云南、西藏、甘肃、青海、宁夏、新疆九个省份。

表6 对不同区域进行异质性检验的回归结果

变量	东部	中部	西部
$ESG_{it}$	0.8318*** (3.31)	0.8121*** (3.09)	0.7812** (2.43)
$RC$	0.7018* (1.76)	0.7108* (1.85)	0.6912* (1.80)
$Roe$	0.6712* (1.93)	0.5891 (1.49)	0.5321* (1.95)
$Rncf$	0.5018 (0.79)	0.6127 (0.84)	0.5018 (0.97)
$Sale$	0.6168* (1.91)	0.6724* (1.86)	0.7321 (1.09)
$C$	0.7018 (0.79)	0.5834 (0.83)	0.5708 (0.85)
调整后 $R^2$	0.801	0.811	0.822
时间效应	YES	YES	YES
城市效应	YES	YES	YES

在构建了上述传导机制模型之后,本文得到了如下的回归结果。

表7是传导机制检验的实证结果,从表中可以看到:在(2)(4)(6)列中,制造业上市企业 ESG 表现作为被解释变量,中介变量数字化转型、融资成本和企业声誉分别作为解释变量;在(1)(3)(5)(7)列中,制造业上市企业绿色创新作为被解释变量,其中(1)列不包含中介变量,(3)(5)(7)列分别包含中介变量数字化转型、融资成本和企业声誉,以及它们与解释变量制造业上市企业 ESG 表现之间的交乘项。

从表7的回归结果看,在(2)(6)列中,中介变量数字化转型和企业声誉在回归后均为显著的正数,这表明它们与变量制造业上市企业 ESG 表现之

间呈现明显的正相关关系。而(4)列的回归结果表明制造业上市企业 ESG 表现与融资成本之间呈现显著的负相关关系。从(3)(7)列回归结果与(1)列回归结果的比较可以看出,在分别加入中介变量之后,解释变量制造业上市企业 ESG 表现的显著性出现了明显的下降,其回归系数也出现了缩小。根据赵滨元(2021)<sup>[23]</sup>的观点,这表明上述中介变量数字化转型和企业声誉均是有效的,即制造业上市企业 ESG 表现可以通过数字化转型和提升企业声誉来促进绿色创新。同时,从(5)列回归结果可以看出,中介变量融资成本及其交乘项均显著为负,这表明制造业上市企业 ESG 表现可以通过降低融资成本来促进绿色创新。

表7 传导机制检验的结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>gein</i>	<i>ESG</i>	<i>gein</i>	<i>ESG</i>	<i>gein</i>	<i>ESG</i>	<i>gein</i>
<i>ESG</i>	0.7964*** (2.90)		0.7128** (1.99)		0.7213** (2.23)		0.7012** (2.49)
<i>DT</i>		0.5912** (2.37)	0.7103** (2.02)				
<i>ESG * DT</i>			0.4328** (2.21)				
<i>CS</i>				-0.6028* (-2.41)	-0.5514* (-2.39)		
<i>ESG * CS</i>					-0.3512* (-2.08)		
<i>RP</i>						0.6346** (2.18)	0.6018** (2.18)
<i>ESG * RP</i>							0.4112** (2.47)
<i>RC</i>	0.6646* (1.79)		0.5712 (1.04)		0.5018* (1.91)		0.4913* (1.76)
<i>Roe</i>	0.8726* (1.94)		0.3918* (1.71)		0.6912* (1.94)		0.6012* (1.85)
<i>Rncf</i>	0.4832 (0.87)		0.7514* (1.90)		0.5513* (1.74)		0.4097* (1.83)
<i>Sale</i>	0.4329 (1.03)		0.3318 (0.84)		0.4018 (0.75)		0.4729 (0.63)
<i>C</i>	0.7169 (0.83)	0.6814* (1.91)	0.5924 (0.70)	0.6079* (1.83)	0.6012 (0.87)	0.7125* (1.74)	0.4418 (0.71)
调整后 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.851	0.853	0.850	0.839	0.8429	0.847	0.832
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

## 五、结论与政策建议

### (一) 结论

根据上述实证结果,本文研究结论如下。

首先,制造业上市企业 ESG 表现对绿色创新具有较为明显的促进作用。这表明制造业上市企业 ESG 表现对绿色创新形成了明显的促进作用。在对被解释变量的数据进行替换、对模型中的样本容量



进行改变等一系列稳健性检验之后,核心解释变量的符号和显著性均未发生明显变化,这表明实证模型的结果是可靠的。

其次,在异质性检验方面,由于各区域之间的经济发展水平、企业经营情况存在较大差异,因此各变量与制造业上市企业绿色创新之间的关系也存在一定差异。实证结果表明,东部、中部和西部区域的制造业上市企业 ESG 表现对绿色创新的影响均为显著的,而且其符号均为正数,但其显著程度存在一定差异,其中东部区域的显著性和系数值最高,西部区域的显著性和系数值最低。

最后,在传导机制检验方面,本文选取数字化转型、降低融资成本和提升企业声誉等渠道对制造业上市企业 ESG 表现与绿色创新之间的关系进行实证检验。实证结果表明,制造业上市企业 ESG 表现可以通过数字化转型、提升企业声誉和降低融资成本等中介效应来促进绿色创新,而且实证检验的结果较为显著。

## (二) 政策建议

据此,本文提出以下政策建议。

首先,推动绿色创新要积极鼓励制造业上市企业提升 ESG 表现的信息披露度。对于制造业上市企业而言,大幅提升信息披露度有助于其吸引机构投资者的注意力,这样可以帮助其缓解外部融资约束和优化资本结构,进而有助于推动制造业上市企业的高质量发展。具体而言,相关部门可以通过宣传 ESG 信息披露的优点、对制造业上市企业管理层进行 ESG 知识培训等方式鼓励他们积极提升企业 ESG 表现的信息披露度。

其次,推动绿色创新要进一步推动制造业上市企业 ESG 表现与绿色创新的制度建设。管理部门一方面要积极推动制造业上市企业 ESG 表现的制度建设,提升其 ESG 信息披露的比例,改善当前金融市场中存在的“市场失灵”问题,另一方面要引导市场资源和相关政策向绿色创新倾斜,为实现“双碳”目标、推动绿色发展作出贡献。

最后,推动绿色创新要完善制造业上市企业进行数字化转型、提升企业声誉和降低融资成本的机制。本文的研究发现,制造业上市企业 ESG 表现可以通过数字化转型、提升企业声誉和降低融资成本来推动绿色创新的发展。因此,制造业上市企业应当不断提升数字化转型的效果,并且积极提升企业声誉和降低融资成本,这样可以有效促进其绿色创新。

## 参考文献

- [1] PHAM L. Does financial development matter for innovation in renewable energy? [J]. Applied Economics Letters, 2019, 26(21): 1756-1761.
- [2] 赵娜. 绿色信贷是否促进了区域绿色技术创新? ——基于地区绿色专利数据[J]. 经济问题, 2021, (6): 33-39.
- [3] RAMOS L, GALLAGHER K P, STEPHENSON C, et al. Climate risk and IMF surveillance policy: A baseline analysis[J]. Climate Policy, 2022, 22(3): 371-388.
- [4] 史丹, 史可寒. 中国绿色低碳发展的目标研判、特征事实与影响因素分析[J]. 世界社会科学, 2023, (4): 95-120.
- [5] 宋佳, 张金昌, 潘艺. ESG 发展对企业新质生产力影响的研究——来自中国 A 股上市企业的经验证据[J]. 当代经济管理, 2024, 46(6): 1-11.
- [6] 陈红, 张凌霄. ESG 表现、数字化转型与企业价值提升[J]. 中南财经政法大学学报, 2023, (3): 136-149.
- [7] CHATTERJEE S, KAR A K. Why do small and medium enterprises use social media marketing and what is the impact: Empirical insights from India [J]. International Journal of Information Management. 2020, 53: 102103.
- [8] STALLKAMP M, SCHOTTER A P J. Platforms without borders? The international strategies of digital platform firms [J]. Global Strategy Journal. 2019, 11(1): 58-80.
- [9] KWAN C. Toward an inclusive digital economy for all: Perspectives from an intersectional feminist social work lens: [J]. International Social Work, 2023, 66(3): 798-816.
- [10] 郭炳南, 王宇, 张浩. 数字经济、绿色技术创新与产业结构升级——来自中国 282 个城市的经验证据[J]. 兰州学刊, 2022, (2): 58-73.
- [11] 谢赤, 李蔚莹. 企业改善 ESG 表现能降低财务风险吗? ——来自中国上市公司的经验证据[J]. 湖南大学学报(社会科学版), 2023, 37(2): 51-58.
- [12] 李晨曦. 机构投资者偏好对企业 ESG 表现的影响研究[J]. 运筹与模糊学, 2023, 13(4): 3164-3171.
- [13] 孟猛猛, 谈婧, 王袁清清, 等. 企业数字化转型对绿色创新的影响研究[J]. 技术经济, 2023, 42(2): 42-52.
- [14] 潘海英, 朱忆丹, 新夫. ESG 表现与企业金融化——内外监管双“管”齐下的调节效应[J]. 南京审计大学学报, 2022, 19(2): 60-69.
- [15] 范红忠, 王子悦, 陶爽. 数字化转型与企业创新——基于文本分析方法的经验证据[J]. 技术经济, 2022, 41(10): 34-44.
- [16] 张礼双. 对我国上证 50 指数成分股的实证研究——基于 CAPM 模型和 Fama-French 三因子模型[J]. 经济研究导刊, 2022, (26): 78-80.
- [17] 宝贡敏, 徐碧祥. 国外企业声誉理论研究述评[J]. 科研管理, 2007, (3): 98-107.
- [18] 周丽萍, 陈燕, 金玉健. 企业社会责任与财务绩效关系的

- 实证研究——基于企业声誉视角的分析解释[J]. 江苏社会科学, 2016, (3): 95-102.
- [19] 谭劲松, 黄仁玉, 张京心. ESG 表现与企业风险——基于资源获取视角的解释[J]. 管理科学, 2022, 35(5): 3-18.
- [20] 樊轶侠, 徐昊. 中国数字经济发展能带来经济绿色化吗? ——来自我国省际面板数据的经验证据[J]. 经济问题探索, 2021, 470(9): 15-29.
- [21] 陈芳, 刘松涛. 人工智能技术能否成为引领城市绿色发展的新引擎[J]. 南京财经大学学报, 2022, (3): 78-86.
- [22] 郭丰, 杨上广, 任毅. 数字经济、绿色技术创新与碳排放——来自中国城市层面的经验证据[J]. 陕西师范大学学报(哲学社会科学版), 2022, 51(3): 45-60.
- [23] 赵滨元. 数字经济对区域创新绩效及其空间溢出效应的影响[J]. 科技进步与对策, 2021, 38(14): 37-44.
- [责任编辑 李 新]

## Research on the Impact of ESG Performance of Listed Manufacturing Enterprises on Green Innovation

SU Zhancai

(School of Applied Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 102488, China)

**Abstract:** Under the promotion of the "dual carbon" (carbon peaking and carbon neutrality) goal, the concept of low-carbon economic development and green transformation of enterprises are increasingly deeply rooted in people's hearts, and promoting the construction of ESG system has become an important way to promote green transformation of enterprises. This article first analyzes the development status of ESG performance of listed manufacturing enterprises in China, and then uses methods such as bidirectional fixed effects, heterogeneity analysis, and transmission mechanism testing to empirically analyze the impact of ESG performance of listed manufacturing enterprises on green innovation. The results show that ESG performance of listed manufacturing enterprises has a significant promoting effect on green innovation, and can promote green innovation through intermediary effects such as digital transformation, enhancing corporate reputation, and reducing financing costs. Besides, this article provides policy recommendations, that is, actively encouraging listed manufacturing companies to improve their ESG performance through information disclosure, further promoting their institutional construction of ESG performance and green innovation, actively encouraging digital transformation, enhancing corporate reputation, and reducing financing costs, etc.

**Key Words:** ESG performance; green innovation; transmission mechanism; listed companies