

# 制造业企业数字化转型对双元绿色创新影响研究： ESG 表现的调节效应

陈会英, 华宏壮, 周衍平

(山东科技大学 经济管理学院, 山东 青岛 266590)

**摘要:** 数字化与绿色化协同发展是制造业企业“扩量提质增效”的必然选择。基于沪深 A 股制造业上市企业 2011—2021 年的面板数据, 按照探索式绿色创新与利用式绿色创新的双元创新视角, 探讨制造业企业数字化转型对双元绿色创新的影响以及内在作用机制。结果表明, 制造业企业数字化转型对探索式绿色创新与利用式绿色创新均具有显著促进作用; 数字化转型通过增强企业创新开放度和提高知识整合能力, 促进双元绿色创新发展; ESG 表现正向调节数字化转型对双元绿色创新的促进作用, 具体表现在正向调节数字化转型对创新开放度和知识整合能力的促进作用, 从而提升企业双元绿色创新。由此, 未来企业要重视 ESG 表现的影响, 促进数字化转型和 ESG 表现协同发挥作用, 共同助力制造业企业双元绿色创新, 培育发展新质生产力。

**关键词:** 数字化转型; 双元绿色创新; ESG 表现; 创新开放度; 知识整合能力

中图分类号: F272

文献标识码: A

文章编号: 1008-7699(2025)01-0068-12

## 一、引言

随着我国经济步入“新常态”, 数字化转型与绿色创新成为中国经济高质量发展的重要内容, 促动制造业企业更加重视发展质量和环境效益。党的二十大报告强调, “加快发展数字经济, 促进数字经济和实体经济深度融合, 打造具有国际竞争力的数字产业集群”。《“十四五”国家信息化规划》提出“推动数字化绿色化协同发展”, “以数字化引领绿色化, 以绿色化带动数字化”。《数字中国建设整体布局规划》要求“加快数字化绿色化协同转型、倡导绿色智慧生活方式”。可见, 探究数字化转型如何促进制造业绿色创新发展具有重要意义。

学者们对数字化转型如何影响企业绿色创新展开多维度探索, 围绕融资约束、政府补贴、知识整合和信息共享等方面的影响效应进行分析,<sup>[1-4]</sup> 揭示多种因素作用于企业整体绿色创新的路径机理, 形成了丰富的研究成果, 但从双元创新视角研究数字化转型对绿色创新的影响仍处于探索阶段。从概念内涵来看, 双元绿色创新包括探索式绿色创新与利用式绿色创新, 前者是突破性创新, 主要通过发明和创造全新的绿色材料、绿色技术和环保流程等推动绿色技术创新; 后者是渐进性创新, 往往依据现有知识、流程、技能等资源进行绿色创新, 是对已有成果的深化与改造<sup>[5-7]</sup>。结合我国社会实践, 制造业企业在经济快速增长时期多是通过引进、学习、模仿、改进等方式进行利用式绿色创新, 探索式绿色创新不足。在强调新质生产力的高质量发展时代, 制造业企业必须通过加强探索式绿色创新能力, 解决关键核心技术的“卡脖子”问题, 并创造性地协同融合利用式绿色创新而进一步提质增效<sup>[8]</sup>。基于此, 本文在现有研究成果的基

收稿日期: 2024-05-21

基金项目: 教育部人文社会科学研究规划基金项目(23YJA790005)

作者简介: 陈会英(1965—), 女, 山东昌邑人, 山东科技大学经济管理学院教授, 博士生导师; 周衍平(1964—), 男, 山东莒县人, 山东科技大学经济管理学院教授, 博士生导师。

础上进一步展开关于企业数字化转型对双元绿色创新影响的深度分析。在研究设计上,考虑到数字化转型具有周期长、资本依赖度大以及不确定性高等特征,企业能否有序推进数字化进程,将受到企业内外部因素的共同影响<sup>[9]32</sup>。因此,引入兼具“外部环境和社会监督”与“内部公司治理”双重属性的 ESG (Environmental, Social and Governance, ESG) 表现为调节变量,揭示企业 ESG 表现在数字化转型对双元绿色创新影响中的作用。

本文的边际贡献在于:一是丰富了制造业企业数字化转型经济效应的研究成果。对制造业企业在数字化转型与双元绿色创新之间的直接影响和作用机制进行全面的系统分析,检验数字化转型与双元绿色创新之间的关系,为进一步明确制造业企业在数字化转型与双元绿色创新方面的实际经济效益提供新的证据支持。二是拓展制造业企业数字化转型对绿色创新研究的维度与深度。从双元创新视角研究制造业企业数字化转型对绿色创新的影响差异,并进一步分析制造业企业 ESG 表现在数字化转型对双元绿色创新影响中的调节作用与机制路径。

## 二、理论分析与研究假设

### (一) 企业数字化转型与双元绿色创新

既有研究认为,数字化转型能通过提升企业信息共享水平缓解融资约束,带动企业承担更多社会责任,从而促进绿色创新发展<sup>[10,11]</sup>。本文在此基础上对绿色创新进行类型区分,进一步探讨数字化转型对探索式绿色创新与利用式绿色创新的影响。首先,探索式绿色创新是企业突破现有的创新体系,为绿色发展注入全新动力。企业通过数字化转型能及时掌握产业发展方向和市场需求,获取前沿知识和技术资源,为探索式绿色创新提供源源不断的动力<sup>[12]</sup>。不仅如此,数字化转型还可借助数字技术为企业的创新研发提供科学的记录与实验平台,降低了探索式创新的风险和成本,<sup>[13]</sup>促进探索式绿色创新发展。其次,利用式绿色创新是企业对现有创新体系内进行的改造,促进企业健康平稳发展。企业通过数字化转型能够提高知识搜集的精准性,有效收集整理知识资源,深度挖掘知识资源潜力,增强研发成果与实际需求的契合度<sup>[9]41</sup>。数字化转型还能使企业及时了解客户实际需求,根据用户反馈,精准匹配知识资源改造现有产品和服务,<sup>[14]</sup>促进利用式绿色创新发展。综合上述分析,本文提出以下假设:

H1: 制造业企业数字化转型正向促进探索式绿色创新。

H2: 制造业企业数字化转型正向促进利用式绿色创新。

### (二) 创新开放度和知识整合能力的中介效应

创新是制造业企业绿色发展的根本动力。企业双元绿色创新受内部研发能力和外部合作效率的共同影响,其中,企业创新开放度和知识整合能力是重要影响因素。学术界关于创新开放度和知识整合能力对绿色创新的影响已形成较为丰富的研究成果。有学者指出,创新资源存在异质性,因此,企业创新开放度的提升将有效促进创新资源的整合和共享,推动既有研发成果不断发展<sup>[15]</sup>;有学者发现,积极融入各种创新要素并构建互动、协同的开放创新模式,能够提高企业绿色创新效率<sup>[16]</sup>。还有部分学者从知识要素层面出发,指出企业竞争优势构建的关键在于知识整合<sup>[17]</sup>。知识整合能力体现了企业对自我现有知识资源和外界获取知识资源的二次创新与整合运用水平;企业增加研发资金和人员投入能增强知识整合能力,提升创新研发实力,促进企业双元绿色创新<sup>[18]2</sup>。有学者进一步指出,企业通过知识整合,可以将局部知识优势转化为全局知识优势,形成新的知识系统,<sup>[19]</sup>以应对快速变化的环境,继而迅速有效地开展探索式绿色创新和利用式绿色创新。

数字化转型是否通过影响创新开放度和知识整合能力,进而影响企业双元绿色创新需要进一步深入探讨。在创新开放度方面,数字化转型打破了经济主体间联系的时空限制,并通过合作创新和共享资源等路径从根本上改变了经济发展的方式和结构<sup>[20,21]</sup>;拓宽了企业获取数据资源与前沿知识的渠道,对企业的外部合作创新与内部知识整合产生影响<sup>[22]49, [23]56</sup>;数字化转型也加快了企业与外部主体间的网络合

作平台构建,促进企业对内外部创新资源进行整合利用。不仅如此,企业还可通过产业论坛等数字平台及时跟进产业创新动向、获取产业创新需求,加快产品完善与迭代,<sup>[24]</sup>提升企业双元绿色创新水平。在知识整合能力方面,企业通过数字化转型拓宽了获取知识资源的渠道,促进企业内外资源的协同创新,<sup>[18]11</sup>提高资源利用率,降低研发成本。数字化转型对信息共享的助力则促进了企业信息披露,增加了企业创新研发的信心,促使企业加大创新研发资金和人力投入,提高知识整合能力,<sup>[25]</sup>进而提升双元绿色创新水平。综合上述分析,本文提出以下假设:

H3:制造业企业数字化转型能够增强创新开放度,进而促进双元绿色创新。

H4:制造业企业数字化转型能够提高知识整合能力,进而促进双元绿色创新。

### (三)ESG 表现的调节效应

数字化转型的有序推进需要内外部因素的共同作用。ESG 表现是从环境、社会和公司治理三个方面对企业进行综合评价,体现了企业在发展决策中的价值取向<sup>[9]43</sup>。ESG 表现能促进企业创新价值链形成,引导企业加大对绿色创新的资源投入,促动企业运用数字化技术更加智能高效地进行绿色创新,<sup>[26]136</sup>这将直接作用于企业自身知识整合能力的提升,增强数字化转型对双元绿色创新的提升效应。ESG 表现还能引导企业积极承担环境社会责任,主动完善公司治理体系,有效提高企业绿色创新的信心,助力企业利用数字化建设推进外部合作创新,提升自我绿色创新水平。同时,ESG 表现有助于提升企业的人力资本水平,帮助企业在数字化转型中更好地整合外部知识<sup>[27]</sup>。企业良好的 ESG 表现还向社会传递出积极负责、变革创新的正向信号,主动强化社会责任担当而提升公共收益,其所表现出的高社会贡献度将有效增强投资者信心,<sup>[26]138</sup>助力企业获得更多外部资源支持,继而扩大研发资金和人员投入,提高知识整合能力,提升双元绿色创新产出。综上所述,本文提出以下假设:

H5:ESG 表现对制造业企业数字化转型促进双元绿色创新发展存在正向调节作用,即制造业企业 ESG 表现越好,数字化转型对双元绿色创新的促进力度越大。

H6:ESG 表现对制造业企业数字化转型增强创新开放度存在正向调节效应,可促进双元绿色创新。

H7:ESG 表现对制造业企业数字化转型提高知识整合能力存在正向调节效应,可促进双元绿色创新。

## 三、研究设计

### (一)模型设定

#### 1. 基准回归模型

本文试图从制造业企业层面检验数字化转型对企业绿色技术创新可能产生的影响,故运用面板双向固定效应模型对直接传导机制进行分析检验,构建模型如下:

$$EGInv_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Digit_{it} + \theta Control_{it} + \gamma_{it} + \mu_{it} + \epsilon_{it}, \quad (1)$$

$$UGInv_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Digit_{it} + \theta Control_{it} + \gamma_{it} + \mu_{it} + \epsilon_{it}, \quad (2)$$

其中, $EGInv_{it}$  和  $UGInv_{it}$  分别表示企业  $i$  在  $t$  年的探索式绿色创新和利用式绿色创新, $Digit_{it}$  表示企业  $i$  在  $t$  年的数字化转型程度, $\theta Control_{it}$  表示控制变量, $\gamma$  表示时间虚拟变量, $\mu$  表示个体虚拟变量, $\epsilon$  表示残差项。

#### 2. 调节效应回归模型

进一步地,运用调节效应模型考察 ESG 表现在数字化转型影响企业双元绿色创新中的调节效应,构建模型如下:

$$EGInv_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Digit_{it} + \alpha_2 ESG_{it} + \alpha_3 Digit_{it} \times ESG_{it} + \theta Control_{it} + \gamma_{it} + \mu_{it} + \epsilon_{it}, \quad (3)$$

$$UGInv_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Digit_{it} + \alpha_2 ESG_{it} + \alpha_3 Digit_{it} \times ESG_{it} + \theta Control_{it} + \gamma_{it} + \mu_{it} + \epsilon_{it}, \quad (4)$$

其中, $ESG_{it}$  表示企业  $i$  在  $t$  年的 ESG 表现,其他符号含义同上。

### 3. 中介效应模型

在分析数字化转型对企业双元绿色创新影响的基础上,进一步运用中介效应模型考察创新开放度和知识整合能力在数字化转型影响企业双元绿色创新中的中介效应。借鉴江艇的观点,<sup>[28]114</sup>把研究重心聚焦到核心解释变量对被解释变量因果关系识别的可信度上,中介变量对被解释变量的影响效应检验则借助童红霞、<sup>[22]52</sup>王会文<sup>[23]58</sup>的研究,构建模型如下:

$$Open_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Digit_{it} + \theta Control_{it} + \gamma_{it} + \mu_{it} + \epsilon_{it}, \quad (5)$$

$$KIB_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 XDigit_{it} + \theta Control_{it} + \gamma_{it} + \mu_{it} + \epsilon_{it}, \quad (6)$$

其中,  $Open_{it}$  和  $KIB_{it}$  分别表示企业  $i$  在  $t$  年的创新开放度和知识整合能力,其他符号含义同上。

### 4. 有调节的中介效应模型

分析 ESG 表现对数字化转型的调节是否通过影响中介变量对双元绿色创新产生影响,运用有调节的中介效应模型进行检验,构建模型如下:

$$Open_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Digit_{it} + \alpha_2 ESG_{it} + \alpha_3 Digit_{it} \times ESG_{it} + \theta Control_{it} + \gamma_{it} + \mu_{it} + \epsilon_{it}, \quad (7)$$

$$KIB_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Digit_{it} + \alpha_2 ESG_{it} + \alpha_3 Digit_{it} \times ESG_{it} + \theta Control_{it} + \gamma_{it} + \mu_{it} + \epsilon_{it}。 \quad (8)$$

## (二) 变量选取与测度

### 1. 被解释变量

双元绿色创新。国内外现有文献对企业绿色创新能力的衡量标准尚未统一,考虑到企业数据的可得性,以及企业探索式绿色创新能力和利用式绿色创新能力的区分度,本研究最终采用各企业的绿色发明专利申请数量作为企业探索式绿色创新能力的衡量指标,<sup>[29,30]</sup>采用绿色实用新型专利申请数量作为企业利用式绿色创新能力的衡量指标,<sup>[31]</sup>在实证过程中对申请专利数值加 1 进行取对数处理。

### 2. 核心解释变量

企业数字化转型。该变量反映了企业对数字化的重视以及数字化转型的发展程度。参考赵宸宇等、<sup>[32]</sup>刘敏等<sup>[33]</sup>的研究,将与企业数字化转型相关的词频进行分类,并用“数字技术应用”“互联网商业模式”“智能制造”和“现代新系统”四个维度进行表示。在此基础上,基于文本分析法提取企业披露年报中数字化转型的相关特征词,以特征词出现的次数之和衡量企业数字化转型的程度。考虑到词频存在右偏性特征,对词频数加 1 并进行自然对数化处理。

### 3. 调节变量

ESG 表现。采用华证 ESG 评级数据作为企业 ESG 表现的代理变量。将评级结果分为九档,分别为 C、CC、CCC、B、BB、BBB、A、AA、AAA,根据评级由低到高依次赋值 1~9,以企业每年各季度 ESG 评级的平均值衡量其 ESG 表现。

### 4. 中介变量

(1) 创新开放度。选用企业与其他主体联合申请专利的数量进行测度,即联合申请专利的数量越多,企业创新开放度越高,<sup>[34,35]</sup>在实证过程中对联合申请专利数值加 1 进行取对数处理。

(2) 知识整合能力。知识整合是在企业已有的知识技能库的基础上,通过多种方式如知识的收集、筛选和再处理等,对知识资源进行重新组织,从而形成一个全新的知识基础和知识结构体系。制造业企业的知识整合能力主要是由研发人员与资金投入决定,<sup>[18]14, [36]13</sup>故选取企业年度研发投入强度和技术人员比例两个指标进行综合评价,计算公式如下:

$$KIB = \frac{X_{RD} - Min_{RD}}{Max_{RD} - Min_{RD}} + \frac{X_{IT} - Min_{IT}}{Max_{IT} - Min_{IT}}, \quad (9)$$

其中,  $X_{RD}$  为研发投入强度,  $X_{IT}$  为技术人员比例,  $Min_{RD}$ 、 $Min_{IT}$  分别为研发投入和技术人员占比的最小值。

### 5. 控制变量

借鉴现有研究,<sup>[18][11],[26][139],[36]14,[37]</sup>选取资产负债率、总资产净利润率、上市年限、固定资产比率和托宾 Q 值作为研究的控制变量。主要变量符号及定义见表 1。

表 1 主要变量描述

| 变量类型   | 变量名称    | 符号             | 定义                         |
|--------|---------|----------------|----------------------------|
| 被解释变量  | 探索式绿色创新 | <i>EGInv</i>   | ln(绿色发明专利申请数量+1)           |
|        | 利用式绿色创新 | <i>UGInv</i>   | ln(绿色实用新型专利申请数量+1)         |
| 核心解释变量 | 数字化转型   | <i>Digit</i>   | ln(数字化关键词词频+1)             |
| 调节变量   | ESG 表现  | <i>ESG</i>     | 华证 ESG 评级季度评级赋值 1~9 分并取平均值 |
| 中介变量   | 创新开放度   | <i>Open</i>    | ln(企业与其他主体联合申请专利数量+1)      |
|        | 知识整合能力  | <i>KIB</i>     | 研发支出强度、技术人员比例标准化处理后求和      |
| 控制变量   | 资产负债率   | <i>Lev</i>     | 负债总额/资产总额                  |
|        | 总资产净利润率 | <i>Roa</i>     | 净利润/平均资产总额                 |
|        | 上市年限    | <i>ListAge</i> | ln(当年年份-上市年份+1)            |
|        | 固定资产比率  | <i>Fixed</i>   | 固定资产净额/资产合计                |
|        | 托宾 Q 值  | <i>Tbq</i>     | 市值/资产总计                    |

### (三) 研究对象与数据来源

本文基于数据的可获得性、连续性和时效性,以 2011—2021 年沪深证券交易所 A 股制造业上市企业为研究对象,所列数据均来自国泰安数据库(CSMAR)、中国研究数据服务平台(CNRDS)以及上市公司定期披露的公司年报等,行业分类则以 2012 年修订版的《上市公司行业分类指引》为标准,选取符合条件的制造业上市企业。为了保证研究结果的可靠性,本文将按照下述标准对样本进行筛选:(1)剔除 ST、\*ST 类财务状况特殊的企业;(2)剔除已退市的企业;(3)剔除关键变量数据缺失的企业。经过以上步骤对数据进行处理后,本文最终样本包含了 7 890 个观测值的年度面板数据。

## 四、实证分析

### (一) 描述性统计与分析

对探索式绿色创新、利用式绿色创新、数字化转型、ESG 表现、创新开放度、知识整合能力、资产负债率、总资产净利润率、上市年限、固定资产比率和托宾 Q 值进行描述性分析,分析结果见表 2。由表 2 可知,数字化转型均值为 2.85,最小值为 0,最大值为 6.438,标准差为 1.058,说明不同企业之间数字化转型程度存在较大差距。方差膨胀因子(VIF)检验的结果位于 1.11~1.94,远低于 10,说明变量之间不存在严重的多重共线性问题,模型的最终回归结果具有可靠性。

### (二) 基准回归分析

表 3 是制造业企业数字化转型对双元绿色创新影响的回归结果。由表 3 可知,模型 1 为企业数字化转型对探索式绿色创新的影响结果,企业数字化转型的估计系数为 0.109 且在 1%水平下显著,表明企业数字化转型能够显著促进探索式绿色创新的提升;模型 2 进一步在基准模型的基础上加入控制变量,数字化转型系数为 0.106,在 1%的水平下显著,说明数字化转型对探索式绿色创新的促进作用有一定的稳健性,验证了假设 1。同理,模型 3 和模型 4 为数字化转型对利用式绿色创新的影响结果,数字化转型的系数分别为 0.113 和 0.111 且均在 1%的水平下显著,说明数字化转型能显著促进利用式绿色创新的提升,验证了假设 2。综上,数字化转型为企业提供了获取绿色创新资源和获得创新需求的路径与方法,促进了双元绿色创新水平的提升。同时,从表 3 可以看出,数字化转型对利用式绿色创新的促进作用更强,

这是由于一方面,企业通过对生产、运营和市场等模块进行数字化升级,更容易掌握客户需求及所生产产品存在的问题,并进行针对性调整;另一方面,相比于探索式绿色创新,利用式绿色创新的难度更低,可以更迅速地解决数字进程中反馈的问题,而无需像探索式创新那样投入大量时间和资源要素,这显著提升了数字化转型对利用式绿色创新的促进效应。

表 2 描述性分析

| 变量             | 均值      | 方差      | 最小值      | 最大值    | VIF  |
|----------------|---------|---------|----------|--------|------|
| <i>EGInv</i>   | 0.979   | 1.126   | 0        | 6.820  | —    |
| <i>UGInv</i>   | 1.044   | 1.061   | 0        | 6.387  | —    |
| <i>Digit</i>   | 2.850   | 1.058   | 0        | 6.438  | 1.28 |
| <i>ESG</i>     | 4.142   | 0.971   | 1        | 7.750  | 1.11 |
| <i>Open</i>    | 1.240   | 1.518   | 0        | 9.160  | 1.27 |
| <i>KIB</i>     | 0.250   | 0.164   | 0.001 47 | 1.809  | 1.30 |
| <i>Lev</i>     | 0.450   | 0.197   | 0.022 4  | 2.290  | 1.55 |
| <i>Roa</i>     | 0.038 3 | 0.066 9 | -0.957   | 1.202  | 1.20 |
| <i>ListAge</i> | 2.348   | 0.694   | 0        | 3.466  | 1.94 |
| <i>Fixed</i>   | 0.240   | 0.145   | 0.000 2  | 0.810  | 1.28 |
| <i>Tbq</i>     | 1.892   | 1.121   | 0.724    | 16.640 | 1.18 |

表 3 数字化转型对双元绿色创新影响的回归结果(N=7 890)

| 变量                | 模型 1                  | 模型 2                   | 模型 3                  | 模型 4                  |
|-------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
|                   | <i>EGInv</i>          | <i>EGInv</i>           | <i>UGInv</i>          | <i>UGInv</i>          |
| <i>Digit</i>      | 0.109***<br>(0.015 2) | 0.106***<br>(0.015 2)  | 0.113***<br>(0.015 2) | 0.111***<br>(0.015 2) |
| <i>Lev</i>        |                       | 0.292***<br>(0.086 3)  |                       | 0.333***<br>(0.086 3) |
| <i>Roa</i>        |                       | 0.0411<br>(0.155)      |                       | 0.266*<br>(0.155)     |
| <i>List Age</i>   |                       | -0.140***<br>(0.040 6) |                       | 0.006 23<br>(0.040 7) |
| <i>Fixed</i>      |                       | -0.075 1<br>(0.119)    |                       | -0.144<br>(0.119)     |
| <i>Tbq</i>        |                       | -0.014 3<br>(0.010 8)  |                       | -0.011 7<br>(0.0108)  |
| <i>Constant</i>   | 0.295***<br>(0.042 3) | 0.449***<br>(0.083 2)  | 0.393***<br>(0.042 3) | 0.287***<br>(0.083 3) |
| <i>Company FE</i> | YES                   | YES                    | YES                   | YES                   |
| <i>Year FE</i>    | YES                   | YES                    | YES                   | YES                   |
| <i>R-squared</i>  | 0.147                 | 0.150                  | 0.185                 | 0.187                 |

注:括号中的数值为标准误,\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著,下同。

(三)调节效应分析

表 4 是 ESG 表现在数字化转型对二元绿色创新影响中的调节效应回归结果。参数估计结果的计算步骤如下:基于以探索式绿色创新和利用式绿色创新为因变量的基准回归模型,在控制企业个体效应和年度效应的基础上,逐步加入 ESG 表现及其与数字化转型的交互项。由表 4 可知,在模型 1 和模型 2 中,ESG 表现的系数分别为 0.066 6 和 0.065 7 且均在 1%的水平下显著,说明 ESG 表现对探索式绿色创新具有正向促进作用;数字化转型与 ESG 表现的交互项系数为 0.026,在 1%的水平下显著,说明 ESG 表现正向调节数字化转型对探索式绿色创新的影响作用,即企业 ESG 表现较好时,数字化转型对探索式绿色创新的影响更强,验证了假设 5。在模型 3 和模型 4 中,ESG 表现的系数分别为 0.068 2 和 0.067 7,均在 1%的水平下显著,说明 ESG 表现对利用式绿色创新也具有正向促进作用;数字化转型与 ESG 表现的交互项系数为 0.016 7,在 10%的水平下显著,说明 ESG 表现正向调节数字化转型对利用式绿色创新的影响作用,即企业 ESG 表现较好时,数字化转型对利用式绿色创新的影响作用更明显,验证了假设 5。在 ESG 表现较好的企业中,企业对环境、社会和公司治理的重视程度更高,在数字化转型过程中将更为主动地承担环境治理方面的社会责任,促使企业持续推进数字化转型并将其运用于提高企业的绿色创新能力,从而对二元绿色创新的影响更强。对比模型 2 和模型 4 可以发现,ESG 表现对二元绿色创新均具有正向促进作用,也均正向调节数字化转型对二元绿色创新的影响,但其在探索式绿色创新中的促进效应更强,即 ESG 表现有利于促进企业加快数字化转型以深化探索式绿色创新。

表 4 ESG 表现在数字化转型对二元绿色创新影响中的调节效应检验结果(N=7 890)

| 变量                        | 模型 1                    | 模型 2                    | 模型 3                    | 模型 4                    |
|---------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
|                           | <i>EGInv</i>            | <i>EGInv</i>            | <i>UGInv</i>            | <i>UGInv</i>            |
| <i>Digit</i>              | 0.096 3***<br>(0.015 3) | 0.097 7***<br>(0.015 3) | 0.101***<br>(0.015 3)   | 0.102***<br>(0.015 3)   |
| <i>ESG</i>                | 0.066 6***<br>(0.011 8) | 0.065 7***<br>(0.011 8) | 0.068 2***<br>(0.011 8) | 0.067 7***<br>(0.011 8) |
| <i>Digit</i> × <i>ESG</i> |                         | 0.026 0***<br>(0.010 1) |                         | 0.016 7*<br>(0.010 1)   |
| <i>Controls</i>           | YES                     | YES                     | YES                     | YES                     |
| <i>Constant</i>           | 0.191**<br>(0.094 7)    | 0.183*<br>(0.094 7)     | 0.023 5<br>(0.094 7)    | 0.018 3<br>(0.094 8)    |
| <i>Company FE</i>         | YES                     | YES                     | YES                     | YES                     |
| <i>Year FE</i>            | YES                     | YES                     | YES                     | YES                     |
| <i>R-squared</i>          | 0.154                   | 0.155                   | 0.191                   | 0.191                   |

(四)有调节的中介效应分析

借鉴江艇的研究,<sup>[28]112</sup> 选取创新开放度和知识整合能力为中介变量,结合公式(7)和公式(8)研究数字化转型对企业绿色创新的影响机制。

表 5 是中介效应与有调节的中介效应的回归结果。模型 1 是以创新开放度为因变量的回归分析,数字化转型的系数为 0.092 5 且在 1%的水平下显著,说明数字化转型显著促进创新开放度的提升,即创新开放度在数字化转型对二元绿色创新的影响中发挥中介效应,企业数字化转型能通过增强创新开放度促进二元绿色创新,验证了假设 3。同理,在模型 2 中数字化转型的系数为 0.007 4,在 1%的水平下显著,说明数字化转型对知识整合能力具有正向促进作用,即知识整合能力在数字化转型对二元绿色创新的影

响中发挥中介效应,企业数字化转型能通过提高知识整合能力促进双元绿色创新,验证了假设 4。

表 5 中介效应与有调节的中介效应回归结果

| 变量                        | 模型 1                    | 模型 2                    | 模型 3                    | 模型 4                    |
|---------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
|                           | <i>Open</i>             | <i>KIB</i>              | <i>Open</i>             | <i>KIB</i>              |
| <i>Digit</i>              | 0.092 5***<br>(0.019 0) | 0.007 4***<br>(0.001 6) | 0.084 1***<br>(0.019 1) | 0.007 4***<br>(0.001 6) |
| <i>ESG</i>                |                         |                         | 0.079 8***<br>(0.014 7) | 0.000 3<br>(0.001 2)    |
| <i>Digit</i> × <i>ESG</i> |                         |                         | 0.057 5***<br>(0.012 6) | 0.001 8*<br>(0.001 1)   |
| <i>Controls</i>           | YES                     | YES                     | YES                     | YES                     |
| <i>Constant</i>           | 0.708 0***<br>(0.104 0) | 0.273 0***<br>(0.009 0) | 0.373 0***<br>(0.118 0) | 0.271 0***<br>(0.010 3) |
| <i>Company FE</i>         | YES                     | YES                     | YES                     | YES                     |
| <i>Year FE</i>            | YES                     | YES                     | YES                     | YES                     |
| <i>Observations</i>       | 7 890                   | 7 882                   | 7 890                   | 7 882                   |
| <i>R-squared</i>          | 0.180                   | 0.057                   | 0.186                   | 0.057                   |

基于理论分析可知,ESG 表现可能会通过正向调节数字化转型对中介变量的影响,提升双元绿色创新。为了进一步验证 ESG 表现在数字化转型对双元绿色创新影响机制中的调节效应,在表 5 模型 1 和模型 2 的基础上,加入 ESG 表现及其与数字化转型的交互项构建模型 3、模型 4。模型 3 中交互项的系数为 0.057 5 且在 1% 的水平下显著,说明 ESG 表现正向调节数字化转型对创新开放度的提升作用,ESG 表现较高时,数字化转型度对创新开放度的提升效应更强。同理,模型 4 中数字化转型与 ESG 表现的交互项系数为 0.001 8,在 1% 的水平下显著,说明 ESG 表现正向调节数字化转型对知识整合能力的提升作用。综上,ESG 表现正向调节数字化转型提升双元绿色创新的水平,其作用机制在于增强创新开放度和提高知识整合能力,进而促进企业双元绿色创新发展。ESG 评级较高的企业,在环境保护和社会贡献方面做得更好,公司内部治理体系更加完善,这就要求企业既要维护正常生产运营,又要保障绿色创新和社会贡献,将进一步推动企业运用数字化转型提高创新开放度,以及通过绿色创新合作获取更多知识资源,降低研发成本,增强对双元绿色创新的促进作用。不仅如此,较高的 ESG 表现还促进了企业对环境、社会和公司治理信息的披露,充分发挥数字化转型在信息传递和披露方面的积极作用,敦促企业加大绿色研发资金和人员投入,提高企业对可获得知识资源的整合能力,进而促进企业的双元绿色创新发展,验证了假设 6 和假设 7。

### (五) 稳健性检验

#### 1. 基准回归稳健性检验

为保证研究成果的可靠性,分别采取替换被解释变量和更换模型两种方法进行稳健性检验。表 6 是基准回归稳健性检验结果。模型 1 是将被解释变量替换成企业总的绿色创新(*GInv*),以绿色发明专利与绿色实用新型专利之和衡量;模型 2 和模型 3 是以 Tobit 回归模型估计的结果。表 6 中各模型数字化转型系数均显著为正,说明数字化转型对总体绿色创新和双元绿色创新均具有正向促进作用,即本文回归结果稳健。

表 6 基准回归稳健性检验结果(N=7 890)

| 变量                | 模型 1                 | 模型 2                 | 模型 3                 |
|-------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                   | <i>GInv</i>          | <i>EGInv</i>         | <i>UGInv</i>         |
| <i>Digit</i>      | 0.144***<br>(0.0171) | 0.218***<br>(0.0229) | 0.183***<br>(0.0206) |
| <i>Controls</i>   | YES                  | YES                  | YES                  |
| <i>Constant</i>   | 0.594***<br>(0.0939) | -0.938***<br>(0.132) | -0.636***<br>(0.116) |
| <i>Company FE</i> | YES                  | —                    | —                    |
| <i>Year FE</i>    | YES                  | —                    | —                    |
| <i>LR</i>         | —                    | Prob>chibar2=0.000   | Prob>chibar2=0.000   |

### 2. 中介效应稳健性检验

参考温忠麟<sup>[38]</sup>中介效应检验方法,在上文研究中介效应的基础上,以探索式绿色创新与利用式绿色创新为被解释变量,数字化转型与中介变量作为解释变量进行回归,以检验中介效应的稳健性,具体结果见表 7。由表 7 可知,各模型中数字化转型、创新开放度与知识整合能力系数均显著为正,表明创新开放度与知识整合能力在数字化转型与双元绿色创新之间发挥中介效应,说明本文中介效应回归结果稳健。

表 7 中介效应稳健性检验结果

| 变量                  | 模型 1                   | 模型 2                   | 模型 3                  | 模型 4                 |
|---------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|----------------------|
|                     | <i>EGInv</i>           | <i>UGInv</i>           | <i>EGInv</i>          | <i>UGInv</i>         |
| <i>Digit</i>        | 0.101***<br>(0.0152)   | 0.107***<br>(0.0152)   | 0.0973***<br>(0.0152) | 0.106***<br>(0.0152) |
| <i>Open</i>         | 0.0559***<br>(0.00945) | 0.0400***<br>(0.00947) |                       |                      |
| <i>KIB</i>          |                        |                        | 0.652***<br>(0.109)   | 0.265**<br>(0.109)   |
| <i>Controls</i>     | YES                    | YES                    | YES                   | YES                  |
| <i>Constant</i>     | 0.409***<br>(0.0833)   | 0.259***<br>(0.0835)   | 0.272***<br>(0.0881)  | 0.217**<br>(0.0884)  |
| <i>Company FE</i>   | YES                    | YES                    | YES                   | YES                  |
| <i>Year FE</i>      | YES                    | YES                    | YES                   | YES                  |
| <i>Observations</i> | 7 890                  | 7 890                  | 7 882                 | 7 882                |
| <i>R-squared</i>    | 0.154                  | 0.189                  | 0.152                 | 0.186                |

### 3. 调节效应稳健性检验

为提高结果的可靠性,更换研究模型进一步检验研究结果的稳健性。由 LR 检验结果可知,可以选用随机效应 Tobit 模型进行分析。表 8 展示了调节效应稳健性检验结果,可知,各模型中数字化转型与 ESG 表现的交互项系数均显著为正,与实证分析中数字化转型与 ESG 表现的交互项符号一致,即本文调节效应回归结果稳健。

表 8 调节效应稳健性检验结果

| 变量                        | 模型 1                 | 模型 2                 | 模型 3                 | 模型 4                   |
|---------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|------------------------|
|                           | <i>UGInv</i>         | <i>EGInv</i>         | <i>Open</i>          | <i>KIB</i>             |
| <i>Digit</i>              | 0.202***<br>(0.0229) | 0.168***<br>(0.0206) | 0.177***<br>(0.0318) | 0.0116***<br>(0.00162) |
| <i>ESG</i>                | 0.111***<br>(0.0185) | 0.107***<br>(0.0169) | 0.156***<br>(0.0259) | 0.0002<br>(0.0012)     |
| <i>Digit</i> × <i>ESG</i> | 0.0287*<br>(0.0163)  | 0.0240*<br>(0.0149)  | 0.0529**<br>(0.0223) | 0.0019*<br>(0.0010)    |
| <i>Controls</i>           | YES                  | YES                  | YES                  | YES                    |
| <i>Constant</i>           | -1.365***<br>(0.149) | -1.037***<br>(0.131) | -2.265***<br>(0.218) | 0.276***<br>(0.0110)   |
| <i>Company FE</i>         | YES                  | YES                  | YES                  | YES                    |
| <i>Year FE</i>            | YES                  | YES                  | YES                  | YES                    |
| <i>Observations</i>       | 7890                 | 7890                 | 7890                 | 7882                   |
| <i>LR</i>                 | Prob>chibar2=0.000   | Prob>chibar2=0.000   | Prob>chibar2=0.000   | Prob>chibar2=0.000     |

## 五、结论与建议

以 2011—2021 年沪深 A 股上市制造业企业为研究对象, 实证检验了数字化转型对企业双元绿色创新的影响及 ESG 表现在其中的作用, 研究结论表明: 第一, 制造业企业数字化转型有效促进探索式绿色创新与利用式绿色创新。数字化转型为企业开辟了获取绿色创新资源和满足创新需求的途径与手段, 进一步促进了企业在探索式绿色创新和利用式绿色创新方面的发展; 第二, 制造业企业在数字化转型过程中, 自身的创新开放度和知识整合能力是影响双元绿色创新的关键因素。通过数字化转型, 可以增强企业创新开放度和知识整合能力, 从而促进双元绿色创新的持续发展; 第三, ESG 表现在数字化转型对双元绿色创新的影响中发挥重要调节效应。企业 ESG 表现较好时, 数字化转型对双元绿色创新的促进作用更强。ESG 表现通过调节数字化转型对创新开放度和知识整合能力的影响, 进而作用于双元绿色创新。在企业 ESG 表现较好时, 数字化转型对创新开放度的增强作用更大, 对知识整合能力的提升更强, 显著促进双元绿色创新发展。基于研究结论, 提出如下建议:

第一, 加快推进数字化转型进程, 促进双元绿色创新协同发展。制造业企业要将数字技术落实到从研发创新到运营管理的全过程, 积极构建以数字技术赋能环境治理和绿色生产的可持续发展创新体系, 提高对数据资源的运用能力, 利用数字化转型整合企业内外知识资源, 深化改造现有技术、服务和产品, 加快利用式绿色创新发展; 对短期无法突破的问题, 企业要根据实际情况调整研发焦点, 加大研发资源投入, 促进探索式绿色创新不断深入。

第二, 优化知识资源获取整合体系, 推进绿色知识资源共享。制造业企业要把握数字化转型带来的重要契机, 提升创新开放度, 深化企业与上下游企业、客户、高校、科研院所等的绿色创新合作, 构建知识资源共享平台, 加强外部协作创新, 拓宽知识资源的获取渠道; 加大研发资金和人员投入, 聚焦绿色创新难点, 借助数字化转型, 对企业内外部知识资源进行有效梳理与整合, 提高企业双元绿色创新能力。

第三, 增强绿色创新意识, 积极践行 ESG 发展理念。制造业企业要加强绿色创新研发投入, 优化废弃物排放处理、污染预防等技术, 以“低能耗、低污染、高产出”的生产模式助力经济高质量发展。同时, 制造业企业应积极践行 ESG 发展理念, 提高 ESG 信息披露质量, 并将其内嵌于企业发展战略和文化建设,

以 ESG 理念指导经济活动的开展,促进企业绿色创新,助推新质生产力发展。

### 参考文献:

- [1] 王锋正,刘向龙,张蕾,等.数字化促进了资源型企业绿色技术创新吗?[J].科学学研究,2022,40(2):332-344.
- [2] 宋德勇,朱文博,丁海.企业数字化能否促进绿色技术创新?——基于重污染行业上市公司的考察[J].财经研究,2022,48(4):34-48.
- [3] 杜爽,曹效喜.企业数字化转型能否促进绿色创新——来自中国上市公司的证据[J].中国地质大学学报(社会科学版),2023,23(4):56-71.
- [4] 申明浩,谭伟杰.数字化与企业绿色创新表现——基于增量与提质的双重效应识别[J].南方经济,2022(9):118-138.
- [5] 王娟茹,刘娟.二元性绿色创新对我国制造企业竞争优势的影响:技术动荡性的调节作用[J].科技管理研究,2020,40(9):196-204.
- [6] 解学梅,朱琪玮.创新支点还是保守枷锁:绿色供应链管理实践如何撬动企业绩效?[J].中国管理科学,2022,30(5):131-143.
- [7] SUN Y B, LIU J Y, DING Y X. Analysis of the relationship between open innovation, knowledge management capability and dual innovation[J]. Technology analysis and strategic management, 2019(2):15-28.
- [8] 李永奎,刘晓康.数字经济发展对企业双元创新的双轨促进作用研究[J].西部论坛,2023,33(1):76-93.
- [9] 陈翼,司登奎,倪明明.数字化转型、ESG表现与企业创新型发展[J].现代财经(天津财经大学学报),2023,43(8).
- [10] 赵宸宇.数字化转型对企业社会责任的影响研究[J].当代经济科学,2022,44(2):109-116.
- [11] 刘畅,潘慧峰,李珮,等.数字化转型对制造业企业绿色创新效率的影响和机制研究[J].中国软科学,2023(4):121-129.
- [12] DAHLANDER L, O'MAHONY S, GANN D M. One foot in, one foot out: How does individuals' external search breadth affect innovation outcomes?[J]. Strategic management journal, 2016(2):280-302.
- [13] LYYTINEN K, YOO Y, BOLAND R J. Digital product innovation within four classes of innovation networks[J]. Information systems journal, 2016(1):47-75.
- [14] 余菲菲,王丽婷.数字技术赋能我国制造企业技术创新路径研究[J].科研管理,2022,43(4):11-19.
- [15] URBINATI A, CHIARONI D, CHIESA V, et al. The role of digital technologies in open innovation processes: An exploratory multiple case study analysis[J]. R&D management, 2020(1):136-160.
- [16] 邢会,贾胤婕,陈园园.开放式创新驱动制造业绿色转型了吗——一个有调节的中介效应模型[J].科技进步与对策,2022,39(24):40-49.
- [17] GRANT R M. Prospering in dynamically-competitive environments: Organizational capability as knowledge integration[J]. Organization science, 1996(4):375-387.
- [18] 毛荐其,牛文祥,刘娜,等.企业数字化转型对双元创新持续性的影响研究[J].科学决策,2023(4).
- [19] 陈力,鲁若愚.企业知识整合研究[J].科研管理,2003(3):32-38.
- [20] 李雪松,党琳,赵宸宇.数字化转型、融入全球创新网络与创新绩效[J].中国工业经济,2022(10):43-61.
- [21] BERTANI F, PONTA L, RABERTO M, et al. The complexity of the intangible digital economy: An agent-based model[J]. Journal of business research, 2021, 129:527-540.
- [22] 童红霞.数字经济环境下知识共享、开放式创新与创新绩效——知识整合能力的中介效应[J].财经问题研究,2021(10).
- [23] 王会文,吴春琼.数字化转型、开放式创新与实体经济高质量发展[J].技术经济与管理研究,2023(8).
- [24] 韩少杰,苏敬勤.数字化转型企业开放式创新生态系统的构建——理论基础与未来展望[J].科学学研究,2023,41(2):335-347.
- [25] 孙国强,杨晶,闫绪娴.网络嵌入、知识搜索与组织韧性——数字化转型的调节作用[J].科学决策,2021(11):18-31.
- [26] 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).
- [27] 聂军.数字化转型、社会责任履行与企业技术创新绩效[J].技术经济与管理研究,2023(1):50-54.

- [28] 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.
- [29] LIAO Z. J, WENG C, SHEN C. Can public surveillance promote corporate environmental innovation? The mediating role of environmental law enforcement[J]. Sustainable development, 2020(6).
- [30] 宣烨, 彭婕. 数字经济、绿色创新与新型城镇化[J]. 工业技术经济, 2022, 41(10): 3-12.
- [31] 占华, 后梦婷, 檀菲菲. 智能化发展对中国企业绿色创新的影响——基于新能源产业上市公司的证据[J]. 资源科学, 2022, 44(5): 984-993.
- [32] 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.
- [33] 刘敏, 赵汉晖, 吴懋. 企业数字化、环境信息披露质量和绿色技术创新[J]. 学术研究, 2023(8): 92-99.
- [34] 史淑桃, 张武欣. 融资约束对创新持续性的影响研究——基于创新开放度的调节效应[J]. 当代金融研究, 2022, 5(2): 24-37.
- [35] 殷耀宁, 王军民, 黎明辉. 融资约束对物流企业持续性创新的影响——兼论研发投入的中介与开放创新的调节作用[J]. 商业经济研究, 2023(10): 101-104.
- [36] 赵炎, 齐念念, 孟庆时. 技术整合能力、绿色专利质量与企业持续性创新[J]. 科技进步与对策, 2023, 40(8).
- [37] 王保忠, 杨晓璐, 王译. 企业双元创新与数字化转型——基于内部控制与财务柔性的传导机制[J]. 现代管理科学, 2023(4): 153-162.
- [38] 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(5): 731-745.

## Impact of Digital Transformation on Dual Green Innovation in Manufacturing Enterprises: The Moderating Effect of ESG Performance

CHEN Huiying, HUA Hongzhuang, ZHOU Yanping

(College of Economics and Management, Shandong University of Science and Technology, Qingdao, Shandong 266590, China)

**Abstract:** The coordination of digital development and green development is an inevitable choice for manufacturing enterprises to “expand quantity, improve quality and bolster efficiency”. Based on the panel data of A-share listed manufacturing enterprises in Shanghai and Shenzhen from 2011—2021, and from dual innovation perspectives; exploratory green innovation and exploitative green innovation, this paper discusses the impact of digital transformation on dual green innovation as well as its internal mechanism in manufacturing enterprises. The results indicate that digital transformation in manufacturing enterprises has a significant promoting effect on both exploratory green innovation and exploitative green innovation. Digital transformation promotes dual green innovation by enhancing the innovation openness and knowledge integration capabilities in the enterprises. Notably, ESG performance emerges as a potent moderator, positively reinforcing the impact of digital transformation on dual green innovation. Specifically, it positively regulates the promoting effect of digital transformation on innovation openness and knowledge integration capabilities, thereby enhancing the dual green innovation in the enterprises. The research conclusion carries profound implications for manufacturing enterprises seeking to harness digital transformation as a catalyst for dual green innovation development. Enterprises should recognize the pivotal role of ESG performance, fostering synergy between digital transformation efforts and ESG performance to collaboratively propel the advancement of dual green innovation within the manufacturing sector, thereby cultivating the new quality productive forces.

**Key words:** digital transformation; dual green innovation; ESG performance; innovation openness; knowledge integration ability

(责任编辑:魏 霄)