

数字化转型与企业绿色全要素生产率

——基于A股上市公司的证据

刘丁冉, 刘佳茵

南京邮电大学经济学院, 江苏 南京

收稿日期: 2025年6月30日; 录用日期: 2025年7月14日; 发布日期: 2025年8月7日

摘要

在全球数字化与绿色化协同转型背景下, 本文基于2012~2022年中国上市公司数据, 结合年报文本分析与计量建模, 系统探究数字化转型对企业绿色全要素生产率(EGtfp)的影响机制。突破传统线性假设, 基于自然语言处理构建企业数字化指数, 结合动态面板与门槛回归捕捉非线性关系。研究发现: 1) 数字化转型显著促进EGtfp提升, 但动态面板显示短期效应强于长期, 初期资源挤占效应可能抑制持续增效; 2) 绿色技术创新与资源配置优化是核心传导路径, 对总效应具有显著的中介作用; 3) 绿色战略行为显著放大数字化环境效益, 政策引导可显著放大环境溢价; 4) 数字化转型与EGtfp呈现U型关系, 需跨越研发投入门槛方能释放跃升效应; 5) 效应存在区域与企业内外部异质性, 东部地区、国有企业、非高科技企业及环境规制压力较大的企业受益更显著。本研究创新性提出“数字化-绿色战略-环境绩效”协同框架, 为政府分层施策与企业动态适配提供理论支撑, 强调数字化转型需兼顾短期激励与长期资源优化, 以实现绿色效率的阶梯式提升。

关键词

数字化转型, 绿色全要素生产率, 绿色技术创新, 资源配置优化

Digital Transformation and Corporate Green Total Factor Productivity

—Evidence from A-Share Listed Companies

Dingran Liu, Jiayin Liu

School of Economics, Nanjing University of Posts and Telecommunications, Nanjing Jiangsu

Received: Jun. 30th, 2025; accepted: Jul. 14th, 2025; published: Aug. 7th, 2025

Abstract

Against the backdrop of global synergistic digital and green transformation, this study systematically explores the impact mechanism of digital transformation on corporate green total factor productivity (EGtfp) using data from Chinese listed companies spanning 2012~2022, combined with annual report text analysis and econometric modeling. Breaking away from traditional linear assumptions, it constructs a corporate digital index via natural language processing and captures non-linear relationships through dynamic panel and threshold regression methods. The findings reveal: 1) Digital transformation significantly promotes EGtfp, with stronger short-term effects than long-term ones, as initial resource crowding may hinder sustained efficiency gains; 2) Green technological innovation and optimized resource allocation serve as core transmission paths with significant mediating effects; 3) Green strategic behaviors significantly amplify the environmental benefits of digitalization, while policy guidance enhances environmental premiums; 4) There is a U-shaped relationship between digital transformation and EGtfp, requiring crossing an R&D investment threshold to unlock leapfrog effects; 5) Heterogeneity exists across regions and enterprises, with more pronounced benefits for eastern regions, state-owned enterprises, non-high-tech enterprises, and those under greater environmental regulatory pressure. This study innovatively proposes a “digitalization-green strategy-environmental performance” collaborative framework, providing theoretical support for governments’ hierarchical policies and enterprises’ dynamic adaptation. It emphasizes that digital transformation must balance short-term incentives and long-term resource optimization to achieve step-by-step improvements in green efficiency.

Keywords

Digital Transformation, Green Total Factor Productivity, Green Technological Innovation, Resource Allocation Optimization

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

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

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



Open Access

1. 引言

随着全球气候治理与数字技术革命交织演进, 企业面临数字化与绿色化协同转型的双重挑战。我国数字经济规模突破 50 万亿元(占 GDP 的 41.5%) [1], 但资源错配与污染问题制约可持续发展, 且区域绿色全要素生产率(EGtfp)差异显著: 东部依托技术资本优势领跑, 中西部受制于基建滞后与技术扩散迟滞, 暴露出“数据驱动生产变革”战略的实施瓶颈。微观层面, 企业普遍陷入数字化增效与绿色目标失衡困境: 过度数字化可能引发高耗能路径依赖, 而绿色技术滞后制约环境效益提升, 这一矛盾凸显了探究数字化转型与 EGtfp 关系的迫切性。

既有研究存在三重局限: 忽视 EGtfp 的数字化驱动机制、忽略阈值效应、缺乏微观异质性考察。本文核心问题在于: 1) 数字化转型如何通过特定路径影响 EGtfp? 2) 绿色战略发挥何种调节作用? 3) 数字化与绿色效率是否存在非线性关系?

本研究创新性构建“数字化-绿色战略-环境绩效”框架, 结合双重固定效应模型, 通过非线性计量方法揭示 U 型效应, 为企业平衡数字投入与绿色目标提供决策依据, 助力政策制定者设计差异化的“精准滴灌”激励机制, 将区位特征与企业异质性纳入制度设计, 推动数字经济与绿色经济协同发展。

2. 文献综述

2.1. 数字化转型的测度及经济与绿色效应

现有研究对数字化转型的测度主要呈现三类范式：政策冲击效应分析法通过构造准自然实验量化数字化冲击效应[2]；财务投入测算法基于企业财务数据中数字化相关投入构建指标[3]；而文本挖掘分析法则凭借 Python 技术提取年报中数字化关键词构建指数，成为当前主流方法[4]，例如，杨欣月(2021) [5]通过扩展底层技术关键词至 62 项并引入否定词过滤机制，显著提升了测度精度。

数字化转型对经济与绿色发展的影响呈现双重特征：经济效应上，数字技术通过优化供应链响应速度、降低交易成本显著提升全要素生产率(tfp)，但二者关系可能呈现倒 U 型非线性特征[6]；绿色效应上，数字技术通过实时能耗监测[7]、虚拟仿真降低绿色创新试错成本[8]推动环境效率提升，但可能因技术路径依赖导致初期环境代价。

2.2. EGtfp 的测度与影响因素

EGtfp 的测度方法历经三次迭代：Fare 等(1994) [9]首次将能源消耗纳入分析框架，提出 ML 指数；Tone (2001) [10]通过 SBM-DDF 模型解决非径向效率问题；李树生等(2023) [11]进一步结合生命周期评价(LCA)量化碳足迹，使测算更贴合“双碳”目标。

现有研究表明，绿色技术创新[12]、资源配置效率[13]、环境政策[14]和组织行为[15]是影响 EGtfp 的核心因素：绿色专利通过技术商业化直接提升生产率[16]，但实用型专利的边际效应更强；碳交易试点通过波特效应倒逼企业效率改进[14]；企业 ESG 表现[17]和绿色战略[15]则通过资源定向配置强化环境效益。

2.3. 数字化转型影响绿色效率的研究

数字化转型对绿色效率的影响机制在理论与实证层面呈现多维特征。理论机制层面，数字化转型通过三条路径作用于绿色效率：其一，绿色技术创新路径通过数据驱动研发流程优化[7]和产学研协同创新[18]加速技术迭代，但存在“重数量轻质量”风险[16]，例如数字孪生技术通过模拟优化生产流程同步实现能耗降低与产出提升[8]；其二，资源配置路径依赖动态数据监控[19]和智能算法优化要素匹配[20]，减少库存冗余并降低污染排放强度，其作用强度甚至超过技术创新[21]；其三，战略调节效应则通过绿色战略将环境外部性内生化的[22]，显著放大数字化转型的环境效益[23]。

实证发现层面，数字化转型对绿色效率的影响呈现显著异质性：其一，区域异质性明显，东部地区因技术积累效应显著受益[24]，而中西部受限于基础设施与技术扩散滞后[21]；其二，非线性关系揭示了数字化转型的“临界效应”——当研发投入跨越特定阈值后，其对绿色效率的边际效应提升近 3 倍[6]；其三，研究局限性亦不容忽视：既有文献多聚焦传统 tfp 而忽视环境约束[9]，且过度依赖线性模型导致阈值效应被低估[7]，宏观结论亦难以指导企业微观决策[14]。

3. 研究内容与方法

本研究基于 2012~2022 年中国上市公司数据，探究数字化转型对 EGtfp 的影响机制，重点考察绿色技术创新、资源配置优化的传导路径，及绿色战略的调节效应与非线性门槛效应。采用动态面板、中介效应、门槛回归等方法，通过文本挖掘构建数字化指数，SBM-DDF 模型测算 EGtfp，揭示数字化赋能绿色效率的动态规律及异质性。

4. 理论分析

罗默内生增长理论指出技术进步是经济增长的主要因素，这一理论得到进一步延伸——EGtfp 成为

衡量企业经济与环境综合效益的关键指标,即在传统的全要素生产率核算系统中增加对环境因素的考量,因而 EGtfp 能否保持持续提升的关键在于要素使用效率的系统性优化。而数字化转型作为数字经济的重要组成部分,正深刻改变着企业的生产运营模式,对 EGtfp 的提升有着重要影响。

因此,本文提出以下假设:

H1: 数字化转型可以提高 EGtfp。

下面进行理论机制分析。

4.1. 绿色技术创新机制

绿色技术创新存在技术知识外溢的正外部性和环境治理的负外部性[25],企业常面临创新收益不足、污染成本外化的难题,而数字化转型为解决这些问题带来转机。

数字化转型通过物联网实时监测[7]、平台整合资源[26]、虚拟仿真试错[23]三重路径提升绿色技术创新。其次,资源获取也更加高效,数字平台打破信息壁垒,整合外部绿色专利和低碳技术资源,降低企业创新资源搜寻成本[17];同时,虚拟仿真与智能试错技术减少实验污染和材料浪费,降低绿色创新试错成本[8]。企业还能借助数字网络与高校、科研机构联合攻关,强化协同创新[8]。

绿色技术创新对 EGtfp 提升意义重大。它通过技术革新突破传统技术瓶颈,异质性创新优化资源配置[27],提高绿色要素配置效率;其次,绿色技术创新通过产品服务绿色化与清洁生产双路径发挥作用:一方面,开发环保产品可满足市场绿色需求,增强企业竞争力[14];另一方面,清洁技术应用可降低污染排放强度,实现污染治理成本内部化。综上所述,数字技术融入绿色创新全流程,提高研发效率的同时,将环境治理成本转化为竞争优势。据此,提出第二个假设:

H2: 数字化转型能够通过提高企业的绿色技术创新能力来赋能 EGtfp 提升。

4.2. 资源配置优化机制

数字技术重构资源配置逻辑:通过动态数据监控和智能算法缓解代理问题,减少因信息不对称导致的资源错配[19];自动化管理和虚拟价值链整合能精准识别资源缺口,降低调整摩擦;此外,数字技术的网络效应和规模效应,推动生产要素向高附加值领域集聚,缓解产能过剩等结构性矛盾[20]。

资源配置效率的提升为绿色创新提供了有力支持,资本要素会向 ESG 表现优异的企业集中,进一步降低绿色项目的融资门槛和交易成本,加速清洁技术研发与设备更新[28],另一方面,劳动力与绿色岗位的适配度提升,通过人力资本积累提高绿色创新的成功率。大数据技术优化要素市场的信息传递效率,推动传统产业向智能化、低碳化转型,在同等投入下实现更高绿色产出[13]。

数字化转型不仅是技术应用,更是组织模式与战略思维的革新。企业通过数字化重构业务流程和管理体系,形成资源动态配置能力,使其在绿色转型中既能快速响应政策与市场变化,又能通过精准投资实现环境效益与经济效益的平衡。据此,提出第三个假设:

H3: 数字化转型可以通过优化企业的资源配置效果来赋能 EGtfp 提升。

4.3. 绿色战略调节机制

企业绿色战略行为对数字化转型与 EGtfp 的关系具有显著调节作用。从要素配置效率角度,根据内生增长理论,企业实施绿色战略时,会优先将数字化投资配置于节能减排领域,如智能监测系统和清洁生产,提高数字要素的边际产出,避免资源在非环保领域的低效分散,使技术投入更直接地转化为绿色生产率提升[23]。

企业绿色战略通过内部碳定价等市场化机制,将环境外部性内部化为成本约束,促使数字化创新更倾向于开发具有环境溢价的技术解决方案。这种价格信号引导下的创新选择,使数字化转型带来的技术

进步更聚焦于绿色效率改进。据此, 提出第四个假设:

H4: 企业绿色战略行为会调节数字化转型与 EGtfp 的关系。

4.4. 非线性与研发投入水平门槛效应

研发投入水平对数字化转型提升 EGtfp 存在显著“门槛效应”, 影响呈先弱后强的非线性特征: 当研发投入较低时, 数字化的绿色增效受限: 一是有限资金多用于设备联网等基础性改造, 仅能实现能耗监控等基础功能, 难以支撑清洁生产工艺升级; 二是易陷入“重硬轻软”误区, 过度投资硬件会挤占绿色技术研发经费, 导致数字化与绿色化脱节。当研发投入跨越临界值后, 促进作用发生质变: 充足资金可支撑企业组建专业化绿色数字技术团队, 将数字技术转化为绿色创新工具; 持续研发积累形成技术迭代“加速效应”, 使绿色创新效率倍增。这种非线性关系表明, 只有研发投入达到一定规模, 企业才能突破数字化与绿色化融合的技术瓶颈, 释放数字化转型的环境效益。因此, 企业推进数字化转型需注重研发投入的持续性与结构性配置, 避免因短期投入不足陷入“低效数字化”陷阱。

据此, 提出第五个假设:

H5: 数字化转型与 EGtfp 之间存在非线性关系。

5. 研究设计

5.1. 模型设定

为探究数字化转型对 EGtfp 的影响效应, 设定基准回归模型如下:

$$EGtfp_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Dig_{i,t} + \sum \alpha_k controls_{i,t} + \lambda_{industry} + \gamma_{year} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $EGtfp_{i,t}$ 表示 i 企业在 t 时期的绿色全要素生产率, $\ln Dig_{i,t}$ 表示 i 企业在 t 期的数字化转型程度, α_0 为常数项, α_1 为 EGtfp 的回归系数, α_k 为控制变量的回归系数, $controls_{i,t}$ 为企业层面的控制变量, $\lambda_{industry}$ 和 γ_{year} 分别代表行业和年份固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

5.1.1. 动态面板回归模型

本研究采用系统广义矩估计(System GMM)方法构建动态面板模型, 以捕捉 EGtfp 的动态持续性, 并控制核心解释变量(数字化转型)的内生性问题。模型设定如下:

$$EGtfp_{i,t} = \alpha + \rho EGtfp_{i,t-1} + \omega_1 \ln Dig_{i,t} + \omega_2 \ln Dig_{i,t-1} + \sum \alpha_k controls_{i,t} + \lambda_{industry} + \gamma_{year} + \eta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $EGtfp_{i,t-1}$ 表示滞后一期的绿色全要素生产率, 用于捕捉动态持续性, $\ln Dig_{i,t-1}$ 表示滞后一期的数字化转型指数(对数形式)。

5.1.2. 机制检验模型

前文的理论分析得出推动绿色技术创新能力提升以及优化资源配置结构并提高效率是数字化转型影响 EGtfp 的重要渠道, 基于此, 对上述作用机制做进一步实证检验, 设定中介效应的机制检验模型如下:

总效应模型:

$$EGtfp_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Dig_{i,t} + \sum \alpha_k controls_{i,t} + \lambda_{industry} + \gamma_{year} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

中介路径模型:

$$Med_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln Dig_{i,t} + \sum \beta_k controls_{i,t} + \lambda_{industry} + \gamma_{year} + \mu_{i,t} \quad (4)$$

直接效应模型:

$$EGtfp_{i,t} = \xi_0 + \xi_1 \ln Dig_{i,t} + \xi_2 Med_{i,t} + \sum \xi_k controls_{i,t} + \lambda_{industry} + \gamma_{year} + \nu_{i,t} \quad (5)$$

其中, $Med_{i,t}$ 为中介变量, 即绿色技术创新能力和资源配置效率的对数值, 其他变量定义与模型(1)一致。

5.1.3. 调节效应模型

前文理论分析表明, 企业绿色战略行为可能通过改变数字化转型的作用路径影响 EGtfp。为验证这一调节机制, 设定如下模型考察绿色战略行为(GSA)对“数字化-绿色效率”关系的边界条件作用:

主效应模型:

$$EGtfp_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Dig_{i,t} + \sum \alpha_k controls_{i,t} + \lambda_{industry} + \gamma_{year} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

调节效应模型(加入调节变量与交互项):

$$EGtfp_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Dig_{i,t} + \alpha_2 GSA_{i,t} + \alpha_3 (\ln Dig_{i,t} \times GSA_{i,t}) + \sum \alpha_k controls_{i,t} + \lambda_{industry} + \gamma_{year} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

其中 $GSA_{i,t}$ 为绿色战略行为(Green Strategic Action), 通过绿色战略行为稳健性指标度量; $\ln Dig_{i,t} \times GSA_{i,t}$ 为数字化转型与绿色战略行为的交互项, 用于捕捉调节效应。

5.1.4. 多项式回归模型

为检验数字化转型对 EGtfp 的非线性影响, 本研究在基准回归模型中引入数字化转型指数($\ln Dig$)的二次项($\ln Dig^2$), 构建如下多项式模型:

$$EGtfp_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Dig_{i,t} + \alpha_2 (\ln Dig_{i,t})^2 + \sum \alpha_k controls_{i,t} + \lambda_{industry} + \gamma_{year} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

通过检验二次项系数 α_2 的显著性, 判断数字化转型的边际效应是否呈现 U 型或倒 U 型特征。

5.1.5. 门槛效应模型

进一步采用 Hansen (1999) 门槛回归模型, 识别数字化转型的临界值(θ), 并检验不同数字化水平下绿色效率的异质性影响。模型设定如下:

$$EGtfp_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Dig_{i,t} \cdot I(\ln Dig_{i,t} \leq \theta) + \beta_1 \ln Dig_{i,t} \cdot I(\ln Dig_{i,t} > \theta) + \sum \alpha_k controls_{i,t} + \lambda_{industry} + \gamma_{year} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

其中, $I(\cdot)$ 为示性函数, 通过自举法(Bootstrap = 1000 次)估计门槛值并检验其显著性。

5.2. 变量说明

5.2.1. 被解释变量: 企业绿色全要素生产率(EGtfp)

本文采用非径向、非角度的 SBM-DDF 模型测算 EGtfp, 纳入环境约束, 构建资源投入、期望与非期望产出三维框架, 选取资本等投入、增加值为期望产出, 废水等为非期望产出, 借方向距离函数解决非期望产出“弱可处置性”, 优化测算贴合实际。

研究发现, EGtfp 在全国范围内存在显著的绝对收敛, 如表 1 所示, $\beta = -0.388$, 收敛速度约 49.5%, 表明环境规制对 EGtfp 增长具有极强的促进作用, 但技术创新投入反而抑制增长, 可能反映研发资源配置低效或绿色技术转化不足。建议优化创新投入结构, 并维持环境政策的严格实施。

Table 1. Convergence analysis of green total factor productivity

表 1. 绿色全要素生产率收敛性分析

| | (1) | (2) |
|-----------|----------------------|----------------------|
| | growth | growth |
| L.lnEGtfp | -0.388*** (0.007) | -0.382*** (0.007) |

续表

| | | |
|-----------|----------------------|----------------------|
| 环境规制 1 | | 31.828*** (4.849) |
| _cons | -1.494*** (0.025) | -1.574*** (0.028) |
| N | 20,840 | 20,840 |
| R-sq | 0.162 | 0.164 |
| adj. R-sq | 0.022 | 0.025 |

注: **、*、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著, ()代表的是 t 值, 下表同。

5.2.2. 核心解释变量: 数字化转型指数(Dig)

企业数字化转型水平的测度体系在学术研究中主要呈现三类主流范式, 分别为政策冲击效应分析法、财务投入测算法和文本挖掘分析法。其中文本挖掘分析法能借助自然语言处理技术解析非结构化披露信息, 因数据可得性强、时效性突出而成为学界主流范式。本文采用第三种范式构建企业数字化转型指数 Dig。具体而言, 通过 Python 文本解析工具提取上市公司企业年报中 6 大类 238 个数字技术相关术语, 经 TF-IDF 加权后取自然对数生成综合指标, 该方法已被吴非等[4]验证具有显著效度。

5.2.3. 中介变量: 绿色技术创新水平(Gti)和资源配置效率(lnRCE)

绿色技术创新水平(Gti), 采用企业绿色专利申请总量 + 1 取对数作为其代理变量; 第二, 资源配置效率(lnRCE), 使用总资产周转率取对数对其进行衡量。

5.2.4. 调节变量: 绿色战略行为(GSA)

参考杨朦等学者的方法, 本研究采用企业环保支出强度进而检验稳健性得到的绿色战略行动稳健性指数作为绿色战略行为的代理变量。该指标通过量化企业在污染治理与环境改善方面的资金投入, 系统表征其环境治理承诺与绿色转型力度。具体通过上市公司年报“在建工程”科目筛选环保相关资本支出(如脱硫/脱硝设备、废水处理设施等), 经总资产标准化处理后构建。

5.2.5. 门槛变量: 研发投入(RD)

使用研发投入金额与营业收入的比值来衡量企业研发投入。

5.2.6. 控制变量

考虑到 EGtfp 可能还受到其他因素的影响, 本文选取如下控制变量: 公司年龄(age), 即企业上市年数 + 1 的对数; 总资产净利润率(roa); 两职合一(duality); 账面市值比(MBratio); 托宾 Q 值(TobinQ); 公司经由四大审计(Big4); 环境规制(env), 即企业所在省份的地方政府工作报告中与“环保”一词相关词汇出现的词频占报告全文字数的比重。

5.3. 描述性统计

本文研究的主要变量的描述性统计如表 2 所示。据表可知, EGtfp 均值为 0.057, 标准差为 0.109, 最大值为 0.698, 最小值为 0, 表明企业间绿色效率差异显著, 整体指数偏低一定程度上表明企业整体绿色效率水平偏低, 但主要和测算方法导致的整体数值偏低有关; 数字化转型指数均值为 2.845, 最小值为 0, 最大值为 5.442, 反映企业数字化水平分化明显, 部分企业转型能力极低, 头部企业的数字化程度较高。所有变量的方差膨胀因子(VIF)为 1.71, 明显小于 10, 这表明变量间不存在多重共线性问题。

Table 2. Descriptive statistics of variables
表 2. 变量描述性统计

| 变量 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|---------|--------|--------|-------|--------|--------|
| EGtfp | 24,077 | 0.057 | 0.109 | 0 | 0.698 |
| lnDig | 24,077 | 0.96 | 0.484 | -6.065 | 3.486 |
| Gti | 24,077 | 0.462 | 0.905 | 0 | 7.062 |
| lnRCE | 24,077 | -0.638 | 0.606 | -2.436 | 0.811 |
| GSA | 24,077 | 0.648 | 0.695 | 0 | 1.792 |
| COST | 24,077 | 0.433 | 0.096 | 0.228 | 0.699 |
| DIFF | 24,077 | 0.273 | 0.123 | 0.057 | 0.644 |
| age | 24,077 | 10.733 | 7.546 | 1 | 32 |
| roa | 24,077 | 0.041 | 0.098 | -1.13 | 10.032 |
| duality | 24,077 | 0.28 | 0.449 | 0 | 1 |
| MBratio | 24,077 | 0.63 | 0.252 | 0.122 | 1.192 |
| TobinQ | 24,077 | 2.004 | 1.262 | 0.838 | 8.176 |
| Big4 | 24,077 | 0.064 | 0.245 | 0 | 1 |

5.4. 数据处理

鉴于数据的充分性和可得性, 本文以 2012~2022 年中国 A 股上市公司作为研究样本, 企业相关数据来自国泰安数据库(CSMAR)及上市公司年报, 地区层面数据来自《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》等。

为了确保研究结论的可信度, 本文进一步对研究样本做如下处理: ① 剔除银行、证券、保险等金融行业相关上市公司; ② 剔除样本期内“ST”、“*ST”、期间退市企业样本; ③ 对主要连续变量进行 1% 双边缩尾(Winsorize)处理; ④ 剔除相关变量缺失较为严重的样本。需要说明的是, 由于企业研发投入(RD)披露数据缺失较多, 但为避免样本量损失严重, 本文采用线性插值法对相关数据进行了补齐。

6. 实证分析

6.1. 基准回归分析

基准回归结果如表 3 所示。双重固定效应模型逐步加入控制变量后, lnDig 洗漱始终在 1% 水平上显著为正, 列(7)表示加入所有控制变量后的最终系数为 0.0231, Dig 回归系数显著性虽有所下降, 但始终保持正相关且在 1% 的显著性水平上, 表明数字化转型显著提升 EGtfp, 假设 H1 成立。

Table 3. Results of benchmark regression analysis
表 3. 基准回归分析结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
|---------|---------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | EGtfp | EGtfp | EGtfp | EGtfp | EGtfp | EGtfp | EGtfp |
| lnDig | 0.0258*** (7.77) | 0.0284*** (8.18) | 0.0281*** (8.15) | 0.0280*** (8.17) | 0.0246*** (7.64) | 0.0254*** (7.88) | 0.0231*** (7.65) |
| age | | 0.001 48*** (4.90) | 0.001 56*** (5.08) | 0.001 59*** (5.05) | 0.001 12*** (3.87) | 0.000 922** (3.19) | 0.000 767** (2.74) |
| roa | | | 0.0756* (2.06) | 0.0757* (2.06) | 0.108* (2.21) | 0.101* (2.11) | 0.0881* (2.10) |
| duality | | | | 0.002 59 (0.71) | 0.005 95 (1.67) | 0.006 04 (1.70) | 0.007 61* (2.21) |

续表

| | | | | | | | |
|----------------|----------------------|--------------------|-------------------|--------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| MBratio | | | | | 0.0989*** (9.93) | 0.159*** (9.67) | 0.138*** (9.23) |
| TobinQ | | | | | | 0.0141*** (6.21) | 0.0123*** (5.74) |
| Big4 | | | | | | | 0.107*** (7.36) |
| _cons | 0.0324*** (11.05) | 0.0141** (3.07) | 0.0104* (2.07) | 0.009 34 (1.72) | -0.0469*** (-5.40) | -0.112*** (-7.28) | -0.0975*** (-6.86) |
| 时间固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 行业固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| R ² | 0.0420 | 0.0517 | 0.0605 | 0.0607 | 0.1022 | 0.1102 | 0.1637 |
| F | 58.52 | 35.75 | 38.67 | 29.75 | 45.39 | 39.61 | 39.93 |

6.2. 稳健性检验

为验证研究结论的可靠性, 本研究采用四种方法进行稳健性检验, 稳健性检验结果如表 4 所示, 具体如下: 第一, 替换被解释变量, 采用绿色技术创新能力(Gti)作为替换被解释变量, 得到回归系数为 0.315, 在 1% 的水平上显著且系数为正; 第二, 替换核心解释变量, 采用《财贸经济》中赵宸宇(2021)对数字技术应用、互联网商业模式、智能制造、现代信息系统这四个维度 99 个数字化相关词频统计计算出的数字化转型指数作为替换解释变量, 系数有所下降但在 1% 的水平上显著且系数为正; 第三, 按时间分段对 2018 年前后进行分样本回归, 仍在 1% 的水平上显著; 第四, 添加新的控制变量, 即资产负债率(lev)保持在 1% 水平上显著。经上述检验后, 假设 H1 依然成立。

Table 4. Results of robustness test analysis

表 4. 稳健性检验分析结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|----------------|---------------------|---------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | EGtfp | Gti | EGtfp | EGtfp | EGtfp | EGtfp |
| lnDig | 0.0231*** (7.65) | 0.315*** (11.42) | | 0.0179*** (6.04) | 0.0353*** (8.21) | 0.0207*** (7.10) |
| Indig1 | | | 0.009 87*** (7.23) | | | |
| lev | | | | | | 0.113*** (8.91) |
| _cons | | -0.272** (-3.14) | -0.110*** (-7.69) | -0.115*** (-7.17) | -0.105*** (-6.65) | -0.122*** (-7.60) |
| controls | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 时间固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 行业固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| R ² | 0.1637 | 0.0913 | 0.1650 | 0.2410 | 0.1281 | 0.2046 |
| F | 39.93 | 32.92 | 39.70 | 33.65 | 25.42 | 51.16 |

6.3. 动态面板回归

研究采用 GMM 方法进行动态面板回归, 结果如表 5 所示。EGtfp 具有显著的动态持续性, 滞后项系数为 0.842, 在 1% 水平显著, 表明绿色效率的提升具有长期累积效应; 数字化转型在当期显著促进 EGtfp, 系数 0.191, 在 1% 水平显著, 但其滞后一期效应为负, 暗示数字化转型初期会伴随资源挤占或技术适配成本, 需投入大量资源进行技术适配与组织变革, 短期内挤占了绿色创新的资金与人力资本, 导致长期增效作用受限; 模型通过 AR(1)/AR(2) 与 Hansen 检验, 验证了工具变量的有效性与残差无高阶自相关性。

Table 5. Results of dynamic panel regression

表 5. 动态面板回归结果

| | (1) |
|------------|----------------------|
| | EGtfp |
| L.EGtfp | 0.842*** (0.027) |
| lnDig | 0.191*** (0.040) |
| L.lnDig | -0.163*** (0.034) |
| _cons | -0.045*** (0.011) |
| controls | Y |
| 时间固定效应 | Y |
| 行业固定效应 | Y |
| 观测数 | 20,122.000 |
| AR(1) p 值 | -5.946 |
| AR(2) p 值 | 1.621 |
| Hansen p 值 | 298.530 |

6.4. 机制路径

6.4.1. 绿色技术创新机制

绿色技术创新机制检验结果如表 6 所示, 数字化转型通过提升绿色创新能力显著促进 EGtfp 提升。具体而言: 数字化直接提升 EGtfp ($\beta = 0.0231, p < 0.01$), 且显著增强绿色创新 ($\beta = 0.315, t = 11.42$), 绿色创新每增 1 单位推动 EGtfp 提高 0.0251 单位 ($\beta = 0.0251, t = 7.30$); 加入 Gti 后系数降至 0.0152, 中介效应占比 34.2%。实证验证了数据驱动研发与知识共享对清洁技术突破的促进作用。

Table 6. Results of green technology innovation mechanism regression

表 6. 绿色技术创新机制回归结果

| | (1) | (2) | (3) |
|-------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | EGtfp | Gti | EGtfp |
| lnDig | 0.0231*** (7.65) | 0.315*** (11.42) | 0.0152*** (5.42) |

续表

| | | | |
|----------|-----------------------|---------------------|-----------------------|
| Gti | | | 0.0251*** (7.30) |
| _cons | -0.0975*** (-6.86) | -0.272** (-3.14) | -0.0907*** (-6.81) |
| controls | Y | Y | Y |
| 时间固定效应 | Y | Y | Y |
| 行业固定效应 | Y | Y | Y |
| N | 24,077 | 24,077 | 24,077 |

6.4.2. 资源配置优化机制

资源配置优化机制检验结果如表 7 所示, 数字化转型通过提升资源配置效率显著促进 EGtgp 提升。具体而言: 1) 直接效应: 数字化水平每提升 1%, EGtgp 增长 0.0231 个百分点; 2) 中介路径: 数字化显著提高资源匹配精度($\beta = 0.0567, t = 2.99$), 而资源配置效率每增加 1 单位推动 EGtgp 提高 0.053 单位($\beta = 0.0528, t = 15.38^*$); 3) 效应分解: 加入 lnRCE 后数字化系数下降至 0.0201, 表明资源配置中介效应占比 13%, 其余效应通过绿色创新等路径实现。实证验证了动态数据监控与智能算法优化对减排降耗的驱动作用。

Table 7. Results of resource allocation optimization mechanism regression

表 7. 资源配置优化机制回归结果

| | (1) | (2) | (3) |
|----------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | EGtgp | lnRCE | EGtgp |
| lnDig | 0.0231*** (7.65) | 0.0567** (2.99) | 0.0201*** (7.16) |
| lnRCE | | | 0.0528*** (15.38) |
| _cons | -0.0975*** (-6.86) | -0.687*** (-11.72) | -0.0613*** (-4.69) |
| controls | Y | Y | Y |
| 时间固定效应 | Y | Y | Y |
| 行业固定效应 | Y | Y | Y |
| N | 24,077 | 24,077 | 24,077 |

6.5. 绿色战略调节机制

绿色战略调节效应检验结果(见表 8)表明: 1) 交互项系数 0.0177, 显示绿色战略强度每提升 1 单位, 数字化转型对 EGtgp 的边际效应增强 0.0177 单位; 2) 引入调节项后, 数字化主效应系数从 0.0258 降至 0.0185, 证实战略导向吸收部分直接效应; 3) GSA 主效应显著($\beta = 0.0134, p < 0.01$), 印证内部碳定价等机制的直接增效作用; 4) 经济显著性分析揭示, 当绿色战略强度提升 1 个标准差时, 数字化转型的环境效应增幅达 95.7% (从 0.0185 \rightarrow 0.0362), 凸显战略协同的杠杆价值。

Table 8. Results of moderating effect test
表 8. 调节效应检验结果

| | (1) | (2) |
|-------------|-------------------------|-------------------------|
| | EGtfp | EGtfp |
| lnDig | 0.0258*** (0.003 32) | 0.0185*** (0.002 86) |
| GSA | | 0.0134*** (0.003 89) |
| interaction | | 0.0177*** (0.003 77) |
| _cons | 0.0324*** (0.002 93) | 0.0193*** (0.002 81) |
| controls | Y | Y |
| 时间固定效应 | Y | Y |
| 行业固定效应 | Y | Y |
| N | 24,077 | 24,077 |
| adj. R-sq | 0.040 | 0.078 |

6.6. 非线性效应与门槛分析

如表 9 多项式回归结果显示, 数字化转型对 EGtfp 的影响呈现显著 U 型关系($\beta_2 = 0.0120, p < 0.01$)。尽管临界值为负值, 但观测范围内 EGtfp 随数字化水平提升持续加速增长, 这表明数字化转型的绿色增效作用需积累到一定深度后, 方能通过技术协同与规模效应充分释放, 验证了假设 H5。

Table 9. Results of polynomial regression
表 9. 多项式回归结果

| | (1) |
|----------|-----------------------|
| | EGtfp |
| lnDig | 0.008 80** (2.76) |
| lnDig_sq | 0.0120*** (5.42) |
| controls | Y |
| 时间固定效应 | Y |
| 行业固定效应 | Y |
| _cons | -0.101*** (-17.32) |

6.7. 异质性分析

6.7.1. 基于地理区位的异质性

表 10 显示, 数字化转型对绿色生产率的影响因地区而异: 东部地区(系数为 0.0118), 呈显著正向影

响；中部地区(0.000 358)，影响不显著；西部地区系数(0.0161)，显著正向且程度高于东部。这一差异可能与各地区数字基础设施水平、产业结构、技术吸收能力等地理区位特征密切相关。

Table 10. Results of regional heterogeneity analysis

表 10. 地区异质性分析结果

| | (1) | (2) | (3) |
|----------|----------------------|---------------------|---------------------|
| | EGtfp | EGtfp | EGtfp |
| | 东部 | 中部 | 西部 |
| lnDig | 0.0118*** (7.04) | 0.000 358 (0.14) | 0.0161** (3.23) |
| _cons | -0.111*** (-6.54) | -0.0862* (-2.52) | -0.117** (-2.78) |
| controls | Y | Y | Y |
| 时间固定效应 | Y | Y | Y |
| 行业固定效应 | Y | Y | Y |
| N | 17,168 | 3809 | 3100 |

6.7.2. 基于企业特征的异质性

表 11 显示，企业异质性影响数字化转型对 EGtfp 的作用效果。非国有(Dig 系数 0.0103)凭借市场化机制高效应用数字技术，而国有(0.0143)更多依赖政策资源实现绿色效率跃升。非高科技(0.0170)通过数字化实现“弯道超车”，高科技(0.007 69)则因技术基础较高而边际效益递减。重污染(0.0137)在环境压力下通过数字化绿色突围，非重污染(0.0112)更侧重管理优化。

Table 11. Results of intra-enterprise heterogeneity analysis

表 11. 企业内部异质性分析结果

| | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) |
|----------|-----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| | EGtfp | EGtfp | EGtfp | EGtfp | EGtfp | EGtfp |
| | 非国有 | 国有 | 非高科技 | 高科技 | 非重污染 | 重污染 |
| lnDig | 0.0103*** (7.08) | 0.0143** (3.21) | 0.0170*** (5.98) | 0.007 69*** (4.63) | 0.0112*** (6.55) | 0.0137*** (4.74) |
| _cons | -0.0923*** (-6.59) | -0.202*** (-4.37) | -0.154*** (-5.48) | -0.0876*** (-5.09) | -0.0880*** (-5.71) | -0.135*** (-4.60) |
| controls | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 时间固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 行业固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| N | 21,660 | 2416 | 8403 | 15,674 | 17,365 | 6712 |

7. 结论与建议

7.1. 研究结论

数字化转型不仅是国家争夺创新制高点的发展战略，也是企业从传统竞争模式走向可持续发展、高质量发展的必然选择。本研究基于 2012~2022 年中国 A 股上市公司的微观数据，系统探究了数字化转型

对企业绿色全要素生产率(EGtfp)的影响机制及路径。研究发现: 1) 数字化转型对 EGtfp 具有显著促进效应, 动态面板 GMM 回归显示当期效应系数为 0.191 ($p < 0.01$), 滞后一期效应为-0.163 ($p < 0.01$), 反映短期促进但需警惕长期调整成本。2) 绿色技术创新与资源配置效率是核心中介机制, 分别解释 34.2%和 13%的总效应, 表明数字化通过优化研发流程、降低试错成本及动态数据监控实现资源精准配置。3) 企业绿色战略行为显著放大数字化的环境效益, 绿色战略水平较高时, 数字化对 EGtfp 的提升效果更强。4) 数字化转型与 EGtfp 呈 U 型关系, 需跨越研发投入门槛方能触发跃升效应, 在低研发企业中促进作用更显著。5) 效应存在明显异质性: 东部与西部驱动效应较强, 中部较弱; 国有企业、高科技企业及重污染企业受益更突出。

7.2. 政策启示与微观建议

根据上述结论, 本研究对于政府与企业层面具有如下分层施策动态适配与建议。

7.2.1. 政府层面: 精准施策与制度优化

第一, 应强化数字化转型的顶层设计, 制定绿色发展战略, 对数字经济的发展规划、重点任务和实施路径进行宏观统筹, 并建立监督机制确保政策落地。第二, 需因地制宜构建数字经济市场体系, 结合区域发展差异精准施策。充分考虑地区禀赋、企业性质、企业科技水平、企业污染程度等特征差异, 实现数字扶持政策的“精准滴灌”, 如在数字化驱动效应较强的东部地区, 进一步优化绿色创新要素配置, 鼓励高技术含量创新, 同时倡导区域协同发展以发挥技术溢出效应; 在中部地区则加大数字普惠金融的制度支持, 加强资源倾斜以大力扶持数字经济相关产业, 探索地区特色优势与发展新路径以补足数字建设短板; 针对国有企业、高科技企业与重污染企业, 也应实施差异化政策, 既激励技术创新与绿色环保, 又防范企业的“漂绿”风险, 同时对国企加强绿色绩效考核, 对非国企提供数字化补贴, 对重污染企业强化技术转化支持, 以实现全域绿色转型协同。第三, 针对不同绿色技术研发投入企业分层扶持, 如对低研发企业提供研发费用加计扣除政策; 对高研发企业, 引导资源向绿色技术商业化倾斜, 避免“重硬轻软”。第四, 进一步完善数字基础设施, 增加数字信息技术应用的广度与深度, 为企业的数字化转型和区域可持续发展提供支撑。第五, 构建“数字化-绿色化”协同指数, 实时追踪企业转型进度与效率增益, 纳入地方政府绿色发展考核, 同时建立跨部门数据共享平台, 整合环境规制、研发投入与数字化水平等多维数据, 为政策动态调整提供依据。第六, 进一步完善数字基础设施, 增加数字信息技术应用的广度与深度, 为企业的数字化转型和区域可持续发展提供支撑。

7.2.2. 企业层面: 战略适配与能力建设

第一, 强化创新与绿色发展理念, 将 ESG 指标纳入企业评估体系, 推动数字化转型战略与企业日常运营深度融合以实现价值共创, 塑造绿色环保的品牌形象。第二, 推进动态资源优化, 针对低数字化企业, 优先部署基础信息化系统以降低转型启动成本; 针对中高端数字化企业, 要求推进深化 AI、区块链与绿色技术融合, 探索数字孪生驱动的绿色生产模式。第三, 以数字信息技术赋能企业发展, 对内优化企业的生产、组织与管理等环节, 有效提升企业的技术创新水平与资源配置效率; 对外, 通过区块链、大数据、云计算等技术加强企业间合作, 共享数字化转型成果。与此同时, 借助数字信息技术结合自身定位与特征作出适合自身发展的前瞻规划与战略决策。第四, 构建产学研协同创新网络, 通过与高校、科研机构合作, 构建数字信息技术创新矩阵, 即通过数字化手段使企业的市场触角、高校的知识生产以及科研机构的技术突破实现有效结合, 释放出协同创新的乘数效应。

参考文献

- [1] 丁声悱, 白俊红. 企业 ESG 表现与绿色全要素生产率[J]. 产业经济评论, 2024(3): 135-154.

- [2] 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(4): 137-148.
- [3] 祁怀锦, 刘斯琴. 企业数字化发展对绿色创新的影响及其作用机理[J]. 当代经济科学, 2023, 45(4): 72-83.
- [4] 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(7): 130-144, 10.
- [5] 杨欣月, 周绍妮, 谢贤君. 金融科技发展对企业数字化转型的影响——来自中国非金融类上市公司的经验证据[J]. 改革, 2024(9): 153-167.
- [6] 武常岐, 张昆贤, 周欣雨, 等. 数字化转型、竞争战略选择与企业高质量发展——基于机器学习与文本分析的证据[J]. 经济管理, 2022, 44(4): 5-22.
- [7] 张倩, 邢志华. 数字化转型、绿色创新与重污染企业绿色全要素生产率——兼论公司治理的调节作用[J/OL]. 资源与产业: 1-21. <https://doi.org/10.13776/j.cnki.resourcesindustries.20250311.002>, 2025-04-11.
- [8] Tone, K. (2001) A Slacks-Based Measure of Efficiency in Data Envelopment Analysis. *European Journal of Operational Research*, **130**, 498-509. [https://doi.org/10.1016/s0377-2217\(99\)00407-5](https://doi.org/10.1016/s0377-2217(99)00407-5)
- [9] Färe, R., Grosskopf, S., Norris, M., et al. (1994) Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries. *American Economic Review*, **84**, 66-83.
- [10] 邓光耀, 张艺迪. 中国各省数字经济对绿色创新效率的非线性影响研究[J]. 天水师范学院学报, 2024, 44(1): 14-25.
- [11] 李树生, 王建英. 绿色全要素生产率测度及其影响因素研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(12): 85-94.
- [12] 朱清, 何雅兴. 数字化转型能提高企业绿色全要素生产率吗——基于中国上市公司的证据[J]. 西部金融, 2024(3): 53-62.
- [13] 姚树俊, 王霞, 许俊宝. 数字产业发展、资源配置与绿色全要素生产率提升[J]. 西部论坛, 2024, 34(4): 82-93.
- [14] 肖振红, 谭睿, 安芮, 等. 市场激励型环境规制与区域绿色创新效率——基于产业结构优化的中介作用和财政分权的调节作用[J]. 系统管理学报, 2024, 33(1): 124-136.
- [15] 杨滕. 政府绿色补贴如何激发企业绿色创新——基于战略响应视角的解释和证据[J]. 华中师范大学学报(人文社会科学版), 2024, 63(1): 61-74.
- [16] 万大勇. 绿色技术创新对绿色全要素生产率的影响——基于重污染行业上市企业的实证研究[J]. 工程管理科技前沿, 2025, 44(1): 69-75.
- [17] 彭薇, 盛晓燕, 梁健屏. 技术创新方式选择与中国工业产业绿色全要素生产率提升: 内在机理、空间特征与实证检验[J]. 中国集体经济, 2025(3): 113-116.
- [18] Han, J., Sun, R., Zeeshan, M., Rehman, A. and Ullah, I. (2023) The Impact of Digital Transformation on Green Total Factor Productivity of Heavily Polluting Enterprises. *Frontiers in Psychology*, **14**, Article 1265391. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1265391>
- [19] 夏喆, 张永健. 数字化转型如何影响企业资源配置效率——基于成本粘性视角[J]. 投资研究, 2023, 42(5): 93-108.
- [20] 李慧泉, 简兆权. 数字经济发展对技术企业的资源配置效应研究[J]. 科学学研究, 2022, 40(8): 1390-1400.
- [21] 刘慧, 白聪. 数字化转型促进中国企业节能减排了吗? [J]. 上海财经大学学报, 2022, 24(5): 19-32.
- [22] Rennings, K. (2000) Redefining Innovation-Eco-Innovation Research and the Contribution from Ecological Economics. *Eco-Logical Economics*, **32**, 319-332.
- [23] 肖静华, 曹望华, 夏正豪. 制造业企业数字化转型的适应性变革: 跨越与强基双路径[J]. 中国工业经济, 2024(12): 136-154.
- [24] 王海军, 田晓冉. 区域产学研创新系统耦合协调效应动态综合评价及影响因素探析[J]. 中国高校科技, 2023(4): 65-72.
- [25] Shkarlet, S., Dubyna, M., Shtyrkhun, K. and Verbyvska, L. (2020) Transformation of the Paradigm of the Economic Entities Development in Digital Economy. *WSEAS Transactions on Environment and Development*, **16**, 413-422. <https://doi.org/10.37394/232015.2020.16.41>
- [26] 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(9): 107-119.
- [27] 李阳, 李丽霖. 产业基金如何赋能绿色低碳发展? [J]. 能源, 2024(8): 52-55.
- [28] 郭丰, 杨上广, 柴泽阳. 企业数字化转型促进了绿色技术创新的“增量提质”吗?——基于中国上市公司年报的文本分析[J]. 南方经济, 2023(2): 146-162.