数字化转型与企业绿色全要素生产率研究

黄 瑾，李军军

（福建师范大学经济学院，福州 350117）

摘要：数字化转型是提升企业绿色生产力、促进绿色低碳转型的重要途径。探讨了企业数字化转型对绿色全要素生产率的影响机理，并利用2013—2022年沪深A股上市公司数据和系统广义矩估计(GMM)模型进行实证分析。结果表明：数字化转型对绿色全要素生产率的影响存在先抑制后促进的U形关系；作用机制方面，企业数字化转型可以通过绿色技术创新和人力资本的赋能来提升绿色全要素生产率，且政府数字化建设能够正向调节这种提升作用；异质性检验表明，在东部地区、规模较大的企业、制造业和受融资约束较小的企业中，数字化转型对绿色全要素生产率的赋能效果更强。因此，要加快数字化转型进程，推动绿色技术创新和提升人力资本质量，进一步加强数字政府建设，从而提高绿色全要素生产率，助推企业绿色转型发展。

关键词：数字化转型；绿色全要素生产率；绿色技术创新；人力资本；数字政府

中图分类号：F270.7 **文献标志码：**A **文章编号：**1671－1807(2026)06－0216－10

中国式现代化是人与自然和谐共生的现代化，大力推进生态文明建设，加快经济社会绿色低碳转型，成为重要的国家战略。经过多年的环境治理，中国生态环境质量实现全局性和显著性好转，但是局部地区和部分领域的环境问题仍然存在。生态环境部发布的《2024中国生态环境状况公报》显示，全国339个地级及以上行政单元中，超过三分之一的城市未能达到国家环境空气质量标准。

“十四五”规划共设立20项核心发展指标，具有强制实施属性的关键性约束指标共8个，其中环境治理的“单位国内生产总值能源消耗”“单位国内生产总值二氧化碳排放”“主要污染物排放总量”3个指标凸显了生态文明建设在中国式现代化进程中的重要地位。绿色全要素生产率作为衡量生态环境治理与建设的重要指标，通过优化要素配置效率与技术创新应用，实现了经济增长范式向集约化、低碳化的系统性转变[1]。依据《数字中国发展报告(2023年)》，2023年中国数字产业化增加值超12万亿元，占国民经济近十分之一。数字化转型顺应技术趋势与经济升级需求，借基建渗透、数据要素配置重构生产路径，推动新型动能形成、优化经济结构。其还能提升企业生产自动化与要素、资源利用率，支撑绿色可持续发展，是企业传统动能转新动能的关键[2]。

企业作为市场经济的主体和科技创新的重要力量，在中国绿色发展中承担着关键作用，既是绿色转型的实践者，也是可持续发展的推动者。因此，研究企业数字化转型与生态效率之间的作用关系，具有很强的理论价值和实践意义。在此背景下，当前亟须解决的关键命题在于：如何通过数字化转型来构建创新生态系统，实现经济增长与环境负荷的脱钩发展？该研究不仅能够解构技术要素与生态要素的协同演化路径，更有助于破解传统增长模式下的路径依赖困境，为构建数字化驱动的绿色生产体系提供理论支撑，对实现区域协调发展与生态文明建设具有重要指导意义。

1 文献综述

1.1 关于数字化转型方面的相关研究

数字化转型这一概念被提出后，受到了业界的广泛的关注与评价，其意义与内涵也在不断进行更新。从数字化转型的相关概念来看，杜晓荣和黄彤欣[3]认为数字化经济形态正加速演变为驱动全球要素配置效率提升的核心动能。这种基于数据要素与智能技术深度融合的创新生态系统，通过突破要

收稿日期：2025-09-10

基金项目：福建省社科研究基地重大项目(FJ2023JDZ021)；福建省创新战略研究项目(2024R0032)；福建省高等教育科学研究规划课题(ZC202309)

作者简介：黄瑾(2002—)，女，福建福州人，硕士研究生，研究方向为环境经济学；通信作者李军军(1978—)，男，江西新余人，博士，教授，研究方向为环境经济学。

素流动的时空约束,实现了全球价值链的重构与创新链的协同整合。曾德麟等[4]认为以数字化技术、产品及平台搭建的基础设施作为转型开端,数字化转型将在个人、组织与产业等多个维度掀起变革浪潮。在这一演进过程中,对各类组织而言,既存在着程度不一的积极效应,也伴随着不可忽视的消极影响 。

从企业层面来看,数字化转型作为重构企业运营架构的战略性革新路径,数字化技术渗透过程通过技术赋能机制实现生产函数的重构。数字化革新是企业从传统经济实体向智能生态跨越的战略转折点[5-6]。这一变革不仅体现在生产效能的显著提升,还表现为组织管理效能的优化和技术创新能力的增强。企业可以重新配置各类生产要素,强化供应链各环节的协作关系,加速了低碳创新要素的跨域流动,从而推动整体经营绩效的持续改进,为破解传统增长模式下的生态-金融双重约束提供了系统性解决方案,最终实现高质量可持续发展目标[7-8]。

1.2　关于绿色全要素生产率方面的相关研究

程文先和钱学锋[9]指出在传统经济增长效率评估体系中,全要素生产率的测算存在显著局限性,其核算框架未能将环境负外部性及生态成本纳入分析范畴,导致对经济发展质量的判断存在系统性偏差。相较而言,绿色全要素生产率通过将环境负荷及生态退化现象内生化为生产函数的约束条件,构建起包含非期望产出的多维度评估体系。在绿色全要素生产率测度方法的演进过程中,学界不断优化相应的计量范式。对于企业层面,目前一般采用方向性距离函数,并结合 ML 生产率指数测度各个企业的绿色全要素生产率及其分解[10-11]。

绿色全要素生产率受到多方面的因素影响,从企业内部来看,技术创新能力[12]、长效稳定的绿色金融支持机制,优化要素分配的智能化调控体系[13]都对提升绿色全要素生产率有着积极作用。从企业外部来看,数字经济[14]、市场激励型环境规制[15]、智慧城市建设[16]、市场机制效能[12]都是影响绿色全要素生产率的关键因素。

1.3　关于数字化转型与绿色全要素生产率方面的相关研究

从作用机制角度出发,数字化转型通过整合技术与资源,系统性提升了生产资源配置效率[17],并大幅增强了环保价值创造与绿色制造水平。数据作为关键要素,不仅能精准追踪排放,还能驱动知识创新[18]。同时,数字化显著优化了企业内部协作,其网状沟通结构大幅降低了信息传递成本,提升了响应速度,进而加速了环保决策[19]。这一进程也放大了外界对企业绿色表现的关注。在信息高度互联的环境下,缺乏真实环保行动的企业,将难以把握绿色转型带来的机遇[18]。

从各地区角度出发,城市高绿色全要素生产率的数字化组态主要是通过营商环境优化、数字基建发展、数字创新驱动路径来实现的[20]。地区绿色全要素生产率受数字产业集聚的影响,主要通过绿色技术进步得以体现[21]。

从企业角度出发,随着企业战略柔性的增强,数字化转型会对绿色全要素生产率起到提升作用[14]。企业绿色全要素生产率的提升,可借助数字化转型来实现。具体而言,数字化转型能从两个维度来推动这一提升:一是提升绿色技术创新质量水平,二是提高绿色技术创新数量水平。通过这两个层面的作用,助力企业达成绿色全要素生产率的增长[21]。与此同时,数字化转型驱动的组织架构优化与制度革新,能够显著提升企业绿色创新的长期发展韧性,有效规避潜在风险,助力企业在绿色发展道路上行稳致远[22]。

综上,现有研究对数字化转型与绿色全要素生产率关系奠定良好基础,但是多数都聚焦在宏观层面,微观层面的研究较少。因此,本文将从企业微观角度出发,基于 2013—2022 年沪深 A 股上市公司数据,利用系统 GMM 模型,探究企业数字化转型对企业绿色全要素生产率的影响。本文的边际贡献在于:①聚焦微观企业维度,深度剖析数字化转型对企业绿色全要素生产率的作用;②从创新和人才的中介角度,探究数字化转型是否会通过绿色技术创新和人力资本优化进而提升绿色全要素生产率,进一步丰富和佐证研究结果;③从不同地区、不同企业规模、不同融资约束程度以及不同行业的角度来探究数字化转型对企业绿色全要素生产率的异质性影响,提供进一步的理论支撑。

2　理论机制与研究假设

2.1　数字化转型赋能绿色全要素生产率的效应

数字化转型能够直接影响绿色全要素生产率,具体表现在以下几方面:①随着数字技术在各领域的广泛渗透,信息共享程度显著提高以至于信息不对称情况得到了很大的改善。因此,数字技术不仅提高了决策的效率也降低了资源消耗,有力推动行业朝着提升绿色生产率的目标前

行[23]。②从全球价值链分工看，数字技术强化企业绿色创新力，助其精准定位比较优势，优化污染工艺、提升碳排放处置以缓解环境压力[24]。③数字经济过去5年年均复合增长30%，重塑新经济格局、促生活数字化；平台经济降资源错配，为绿色消费提供可行路径。

数字化转型初期关键技术依赖外部，产业规模可观但强度、专精不足，难契合产业发展，削效益且抑制绿色全要素生产率提升[25]。因此，数字化转型对企业绿色全要素生产率的影响既有正面的，也有负面，即从短期来看可能有部分抑制作用，但长期来看数字化转型能够大幅促进企业绿色全要素生产率的增长。由此，提出以下假设。

H1：数字化转型整体上促进绿色全要素生产率的提高，但在发展初期可能存在部分的抑制作用。

2.2 绿色技术创新在数字化转型赋能绿色全要素生产率中的作用机制

企业在追求绿色转型与效率提升的进程中，绿色技术创新成为企业不可或缺的关键路径，数字化转型能够为绿色技术创新提供坚实有力的支撑[26]。

首先，数字化转型通过推动产业协同与创新合作，为跨领域环境友好型协作提供系统支撑。它打破传统壁垒，促进数据、生产要素与创新协作的高效互动，增强绿色技术创新的网络效应和扩散效率[27]。其次，数字化转型为绿色技术创新开辟了多维赋能路径[28]。依托物联网感知网络与大数据分析平台，精准把控资源的使用状况，优化资源配置，进而有效提升绿色全要素生产率。由此，提出以下假设。

H2：绿色技术创新在数字化转型对绿色全要素生产率的提升起到中介作用。

2.3 人力资本在数字化转型赋能绿色全要素生产率中的作用机制

专业化人才资源作为战略性生产要素，其价值创造体现在要素整合优化、创新动能培育及知识转移扩散等多维能力体系[29]。一方面，在企业实施数字化转型的进程中，企业在价值链中不断向上攀升，对社会劳动力结构产生了显著影响，对高端劳动力的需要呈现出急剧增长的态势[30]。因此，随着专业人才增多，充实着研发团队、促进着创新思维涌现，催生前沿绿色技术，其应用减能耗污排，进而提升企业绿色全要素生产率[31]。另一方面，人力资本提升含技能、知识精进及绿色理念接纳，高素质企业员工环保意识强，促绿色发展，降环境成本、提资源效率与绿色全要素生产率，实现双效双赢。由此，提出以下假设。

H3：人力资本在数字化转型对绿色全要素生产率的提升起到中介作用。

2.4 数字政府建设在数字化转型赋能绿色全要素生产率中的调节作用

数字化进程加速下，部分省级行政区优化政府数据管理部门架构。此改革核心是结合智能治理体系与前沿信息技术，构建适配数字化转型的行政管理范式，强化政务服务效能，既体现地方政府对技术变革的主动适应，也彰显数字治理理念的实践转化[33]。

政府数字化建设助力企业数字化转型与绿色全要素生产率提升。在转型战略下，行政机构建电子政务平台、优数字服务，提行政效能与政务公开水平，降低市场主体制度性交易成本，还改善创新生态，为产业数字化转型提供制度保障[34]。与此同时，公共部门运用智能化监管工具构建资本市场动态监测体系，通过实时数据分析准确捕捉可持续发展领域的投资趋势，不仅减少了资源的错配与浪费，还推动了绿色技术的研发和应用，有效促进了绿色全要素生产率的提升[35]。由此，提出以下假设。

H4：数字政府建设在数字化转型对绿色全要素生产率的提升起到正向调节作用。

3 研究设计

3.1 模型设定

基于上述分析，借鉴郭妍和张立光[36]的做法，加入数字化转型及其平方项，构建非线性关系检验方程来检验H1。

$$GTFP_{it}=\alpha_0+\alpha_1 GTFP_{it-1}+\alpha_2 DIGI_{it}+\alpha_3 DIGI_{it}^2+\alpha_4 controls_{it}+ID_{it}+year_{it}+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中：GTFP为被解释变量绿色全要素生产率；i、t分别为个体和时间；DIGI为数字化转型程度；$DIGI^2$为数字化转型程度的平方；controls为控制变量；year、ID为年份和个体固定效应；ε_{it}为随机扰动项。企业面对环境政策时会进行动态调整，绿色投资决策具有跨期效应，并且生产率的提升具有路径依赖特征，企业绿色技术积累和环境管理能力的形成是一个渐进过程。因此，为了更精准地刻画其动态变化规律，在研究模型中加入绿色全要素生产率的一阶滞后项。

为了进一步验证H2、H3是否成立，构建以下模型。

$$GTFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 GTFP_{it-1} + \beta_2 DIGI_{it} + \beta_3 controls_{it} + ID_{it} + year_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$INTER_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 INTER_{it-1} + \gamma_2 DIGI_{it} + \gamma_3 controls_{it} + ID_{it} + year_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$GTFP_{it} = \delta_0 + \delta_1 GTFP_{it-1} + \delta_2 DIGI_{it} + \delta_3 INTER_{it} + \delta_4 controls_{it} + ID_{it} + year_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中:INTER 为中介变量,分别代表绿色创新和人力资本。

为了进一步验证 H4 是否成立,构建以下模型。

$$GTFP_{it} = \theta_0 + \theta_1 GTFP_{it-1} + \theta_2 DIGI_{it} + \theta_3 DIGI_{it}^2 + \theta_4 gov_{it} + \theta_5 gov_{it} \times DIGI_{it} + \theta_6 gov_{it} \times DIGI_{it}^2 + \theta_7 controls_{it} + ID_{it} + year_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

3.2　变量定义

3.2.1　被解释变量

绿色全要素生产率(GTFP):借鉴崔兴华和林明裕[37]的做法,采用包含非期望产出的基于松弛变量的测度(slac measure, SBM)函数和最大似然估计(maxinum likehood,ML)生产率指数测度企业的绿色全要素生产率,构建投入产出指标体系如表 1 所示。

表 1　绿色全要素生产率指标体系

一级指标	二级指标	指标定义
投入指标	劳动力要素	员工数量
	资本要素	固定资产净额
	能源投入	企业所在城市工业用电量按企业从业人员占城市城镇人员就业比重进行换算
产出指标	期望产出	企业营业收入
	非期望产出	以企业从业人员占所在城市城镇人员就业比重对“工业三废”即工业二氧化硫、工业废水、工业烟粉尘排放量进行换算,作为企业非期望产出的代理变量

3.2.2　核心解释变量

数字化转型(DIGI):采用文本分析法测度企业数字化转型,依据吴非等[38]的做法,将上市公司企业年度报告中相关数字化词汇(人工智能技术、区块链技术、云计算技术以及大数据技术)的出现频次进行了汇总,为了避免数据的右偏性,在汇总基础上采取了加 1 后取对数的标准化处理方式,最终得到数字化转型指数 DIGI,以此作为企业数字化转型程度的代理指标。

3.2.3　中介变量

绿色创新(lngreen):参考宋钰等[39]的做法,企业的绿色创新程度可以通过绿色专利授予数量或绿色专利申请量来衡量。考虑到专利的授予是需要很长一段时间并且具有很大的不确定性和时滞性,因此,采用企业的绿色专利申请数量加 1 取自然对数来呈现企业的绿色创新程度。

人力资本(human):企业员工中学历在本科及以上的占比作为人力资本的代理变量。

3.2.4　调节变量

数字政府建设(gov):参考孟元和杨蓉[40]的研究成果,将所在城市使用了“大数据管理机构改革”的政策设为处理组,未使用的设定为控制组,设定分组虚拟变量 treat,使用政策的样本取值为 1,未使用取值为 0;时间虚拟变量 post 表示使用改革政策前后,使用改革政策前赋值为 1,使用改革政策之后赋值为 0;Treat 与 Post 的交叉相乘项,即为数字政府建设的虚拟变量(gov)。

3.2.5　控制变量

参考现有研究,从微观层面选取相应指标作为控制变量:公司规模(size)、总资产周转率(ato)、企业年龄(age)、净资产收益率(roa)、营业利润率(profit)、现金流状况(cash)。变量的具体说明如表 2 所示。

表 2　样本变量说明

变量类型	变量名称(符号)	变量定义
解释变量	数字化转型(DIGI)	数字化相关词频加 1,取自然对数,熵值法确定各权重
被解释变量	绿色全要素生产率(GTFP)	以 SBM-ML 模型测算得出
中介变量	绿色创新(lngreen)	绿色专利申请数量加 1,取自然对数
	人力资本(human)	企业员工中学历在本科及以上的占比
调节变量	数字政府建设(gov)	政策变量和时间变量交互项
控制变量	总资产周转率(ato)	营业收入与资产平均总额之比
	公司规模(size)	总资产取自然对数
	营业利润率(profit)	营业利润与营业收入之比
	企业年龄(age)	企业成立年限
	净资产收益率(roa)	净利润与总资产平均余额之比
	现金流状况(cash)	经营活动产生的现金流量净额/期初总资产

3.3 样本选择

选取样本区间为2013—2022年沪深A股上市公司数据作为初始样本，并在此基础上进行数据处理与筛选：删除ST、*ST、金融业及期间退市的公司样本；剔除关键核心数据缺失样本；对部分缺失数据采用线性插值法补齐。数据来源于CSMAR(China Stock Market & Accounting Research Database)数据库、《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国环境统计年鉴》。最终取得12 810个数据，变量的描述性统计结果如表3所示。

表3 指标描述性统计

变量	观测数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
GTFP	12 810	0.913	0.143	0.729	0.860	1.415
DIGI	12 810	1.250	1.248	0.000	1.099	5.768
DIGI2	12 810	3.120	4.701	0.000	1.207	33.274
ATO	12 810	0.631	0.426	0.003	0.548	8.601
AGE	12 810	13.616	6.724	1.000	13.000	33.000
ROE	12 810	0.064	3.942	−76.764	0.057	281.989
profit	12 810	0.026	1.935	−167.762	0.060	50.243
size	12 810	22.514	1.288	17.640	22.360	27.620
cash	12 810	0.057	0.093	−2.685	0.053	4.636

4 实证分析

4.1 基准回归结果

由于数字化转型与绿色全要素生产率之间可能存在双向因果关系，模型变量直接可能产生内生性问题，普通最小二乘法(ordinary least squares，OLS)估计不一致。为解决该问题，采用系统广义矩估计(generalized methool of moments，GMM)模型对2013—2022年沪深A股上市公司数据进行基准回归分析，并引入数字化转型的二次项进行非线性回归，如表4所示。列(1)表示未加入DIGI二次项和控制变量且未固定个体和时间时，系数在1%的水平上显著，可以初步得到结论数字化转型可以促进绿色全要素增长率的提高。列(2)表示在未加入控制变量时，L.GTFP在1%的水平上显著，说明确实存在时间的滞后效应，并且由DIGI及其二次项的结果表明，初步验证满足H1：数字化转型整体上促进绿色全要素生产率的提高，但在发展初期可能存在部分的抑制作用。列(3)在加入相应的控制变量后，其回归结果依旧显著，表明绿色全要素生产率与数字化转型之间存在先抑制后促进的非线性U形关系。数字化转型初期，传统制造业存瓶颈：多数企业仅局部应用技术，未实现技术与生产系统融合，导致重资产制造企业创新生态落后，抑制绿色全要素生产率；同时，数字技术冲击传统产业结构，使其难应对变革，易催生“破坏性创新”[41]。但当超过拐点后，数字化转型开始深入应用，生产系统的资源配置效率显著得到了优化，对生产过程中的绿色化转型产生了积极的影响，提升了绿色全要素生产率。

表4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	GTFP	GTFP	GTFP
L.GTFP	1.275***	1.083***	1.093***
	(63.71)	(57.36)	(108.34)
DIGI	0.203***	−0.044***	−0.016***
	(19.08)	(−2.95)	(−3.58)
DIGI2		0.010**	0.005***
		(2.25)	(3.49)
ATO			1.580***
			(7.96)
AGE			−0.043***
			(−4.91)
ROE			2.022***
			(4.03)
profit			−0.802*
			(−1.83)
size			0.273***
			(3.68)
cash			−0.028
年份固定	NO	YES	YES
个体固定	NO	YES	YES
AR1	0.000	0.000	0.000
AR2	0.159	0.011	0.437
Hansen检验	0.046	0.150	0.241

注：括号内为t值；***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

4.2 稳健性检验

为了进一步验证回归结果的可靠性，采用以下方法对模型进行稳健性检验。

(1)更换计量模型。分别采用系统GMM的一步法与差分GMM法对模型进行回归，结果如表5列(1)所示，结果表明DIGI及其二次项在5%的水平上保持显著，数字化转型与绿色全要素生产率的U形关系仍然成立，验证了稳健性。

(2)更换解释变量。将解释变量数字化转型替换为赵宸宇等[42]的做法，采用文本分析法。其中数字化转型的关键词频包括互联网商业模式、数字技术应用、智能制造以及现代信息系统这四个方面，统计这四方面关键词的披露次数，再对统计的词频数据进行标准化处理并使用熵值法确定各指标权重，最终确定数字化转型指数。更换解释变量后的结果如表5列(2)所示，数字化转型与绿色全要素生产率之间仍然存在U形关系。

表 5　稳健性检验

变量	(1)		(2)	(3)	(4)
	GTFP	GTFP	GTFP 更换解释变量	GTFP 解释变量滞后一期	GTFP 剔除 2020 年以后数据
L. GTFP	0.958*** (3.22)	1.084*** (99.62)	1.088*** (83.86)	1.089*** (91.61)	1.013*** (54.60)
DIGI	−0.078** (−2.24)	−0.020** (−2.43)	−0.020*** (−2.95)		−0.035*** (−2.89)
DIGI2	0.072** (2.06)	0.021** (2.29)	0.025*** (2.88)		0.023** (1.96)
L. DIGI				−0.020*** (−2.69)	
DIGI				0.022*** (2.92)	
controls	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES	YES
AR1	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR2	0.024	0.421	0.472	0.857	0.558
Hansen 检验	0.994	0.865	0.121	0.723	0.206

注:括号内为 t 值;***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

(3)解释变量滞后一期。考虑到模型变量的内生性问题,将数字化转型的滞后一期作为工具变量,直接回归对企业数字化转型与绿色全要素生产率之间的内生性问题进行探讨。结果如表 5 列(3)所示,数字化转型及其二次项的估计系统分别为−0.020和 0.022 且在 1%的水平上显著,数字化转型与绿色全要素生产率之间的先抑制后促进的关系成立,验证了模型的稳健性。

(4)剔除 2020 年以后数据。由于 2020—2022 年新冠肺炎疫情对各行业产生了不同的影响,因此剔除 2020 年以后的数据以减少外部环境对实证结果的影响。回归结果图表 5 列(4)所示,数字化转型的回归系数为−0.035,在 1%的水平上显著;数字化转型二次项的回归系数为 0.023,在 5%的水平上显著。数字化转型能提升绿色全素生产率,且 U 形关系 仍成立,基准回归结果具有稳健性。

4.3　异质性

4.3.1　企业所在区域异质性

考虑到不同省份在政策支持力度、市场成熟度以及产业基础等方面的显著差别,数字化技术应用对各地企业的实际效果可能存在明显分化。

将样本划为东部、中部、西部三个部分,分别对三组样本进行回归,回归结果如表 6 列(1)所示,无论是哪一个地区,数字化转型和绿色全要素生产率之间的 U 形关系始终存在。东部地区经济增速高、是全国发展主力且各方面领先,沿海省份凭优越区位与创新环境,在高端人才集聚和技术研发上优势显著,数字化转型系数在 1%的水平上显著。中西部地区受区位和发展基础限制,人才保有与科创难,还面临人才外流,转型系数在 5%～10%显著,人力配置失衡加剧创新要素分布不均。

表 6　异质性分析结果 1

变量	(1)			(2)	
	GTFP	GTFP	GTFP	GTFP	GTFP
	东部地区	中部地区	西部地区	大规模	小规模
L. GTFP	1.123*** (101.90)	1.069*** (32.96)	1.053*** (45.03)	1.150*** (22.81)	1.094*** (35.84)
DIGI	−0.008*** (−3.15)	−0.030** (−2.11)	−0.006* (−1.82)	−0.024** (−2.17)	−0.007 (−1.37)
DIGI2	0.002** (2.50)	0.006** (2.05)	0.001* (1.65)	0.006** (2.01)	0.002 (1.39)
controls	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES	YES
AR1	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR2	0.965	0.903	0.017	0.782	0.435
Hansen 检验	0.458	0.621	0.548	0.553	0.706

注:括号内为 t 值;***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

4.3.2　企业规模大小异质性

企业的规模大小不同,也会导致绿色全要素生产率的不同。以企业总资产的平均数作为衡量样本中企业规模大小的标准,高于平均数的为大规模企业,低于平均数的为小规模企业,分别对其进行回归,回归结果如表 6 列(2)所示。

大规模企业的数字化转型回归系数为−

0.024，二次项系数为0.006，均在5%的水平上显著；小规模企业的数字化转型回归系数为－0.007，二次项系数为0.002，但回归结果不显著。这可以说明，大规模企业资源储备丰富、数字化转型支持更足，且抗风险强、转型进程稳，绿色全要素生产率会随转型提升；小规模企业数字化转型尚处初步探索阶段，难充分获取和利用相关资源，导致其数字化转型与绿色全要素生产率关系不显著。

4.3.3　企业所处不同行业的异质性

为了验证不同行业之间的数字化转型与绿色全要素生产率之间的关系的差异，参照李明洋和张乃丽[43]的做法，将企业划分为制造业和非制造业两种类型，分别对其进行回归，回归结果如表7列(1)所示。

结果显示，两种类型的U形关系仍然成立。但制造业中数字化转型对绿色全要素生产率的提升比非制造业中数字化转型对绿色全要素生产率的提升程度更大。这可能是因为：制造业是中国第二产业重要行业，具高能耗、高污染特点。数字经济发展与资源紧张背景下，其绿色转型成我国发展重点，国家会投入更多人力财力，以数字化转型推动其绿色转型。《中国企业数字化转型研究报告(2023)》显示，制造业数字化转型领先，在评估企业中占比为42.3%，显著高于其他行业；数字技术深应用使其在节能减排、资源优化上突破，进而提升绿色全要素生产率。

4.3.4　企业融资约束的异质性

从企业投融资方面来看，资金可获得性的限制会对投资活动产生显著影响。当面临融资约束时，企业往往很难筹集足够的资金来支持创新投资项目，导致企业制定的创新目标受阻，失去了良好发展的机会[44]。因此，参考许志勇和韩炳[45]的做法，采用SA指数作为衡量企业融资约束程度的指标，通过将样本企业按照该指数的中位数值进行划分，构建两个组别：SA指数高于中位数的企业被归入高融资约束组(SA＝1)，而低于中位数的企业则被划入低融资约束组(SA＝0)。分别对这两个组别进行回归。回归结果表7列(2)所示。

结果显示，对于受到高融资约束的企业，数字化转型对绿色全要素生产率的促进作用不显著，但对于低融资约束的企业来说，数字化转型能够大幅度提升企业的绿色全要素生产率水平。因此，低融资约束的企业能够在需要资金进行数字化转型时获得充足的资金，从而使得数字化转型进程顺利进行下去，进而大幅度提高了企业的绿色全要素生产率水平。

5　中介效应

5.1　逐步法中介效应检验

基于前文的理论分析，数字化转型可以通过绿色创新和人才资本这两个核心中介变量来促进绿色全要素生产率的增长。为验证传导机制的有效性，借鉴温忠麟和叶宝娟[46]提出的三步检验法进行实证检验。该方法能够系统性地分析变量间的传导路径，确保研究结论的可靠性，检验结果如表8所示。

表7　异质性分析结果2

变量	(1)		(2)	
	GTFP 制造业	GTFP 非制造业	GTFP 高融资约束	GTFP 低融资约束
L.GTFP	1.090*** (49.34)	1.071*** (42.25)	1.123*** (47.11)	1.068*** (56.64)
DIGI	－0.028** (－2.47)	－0.014** (－2.01)	－0.010 (－1.51)	－0.016*** (－3.71)
DIGI2	0.007** (2.24)	0.005 (1.62)	0.003* (1.67)	0.004*** (3.19)
controls	YES	YES	YES	YES
year	YES	YES	YES	YES
ID	YES	YES	YES	YES
AR1	0.000	0.000	0.000	0.000
AR2	0.078	0.894	0.822	0.956
Hansen检验	0.565	0.166	0.0591	0.182

注：括号内为t值；***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

在人力资本方面，由表8列(2)可知，数字化转型可以促进人力资本的提升，且在1%的水平上显著，可以表现为企业进行数字化转型可以吸引大量人才，企业内高学历人才数量不断上升。由表8列(3)可知，数字化转型和人力资本的系数分别为0.018和0.003，且在1%的水平上显著，说明人力资本在数字化转型与绿色全要素生产率中起到一定的中介作用，这是由于数字技术的深度应用正在重塑企业的人力需求结构。企业数字化推进，减少对普通劳动者依赖，更重复合型高素质人才。优化人力结构助技术、知识转化提效能，数字技术还借人才升级为企业绿色发展注动力[47]。

在绿色创新方面，由表8列(4)可知，绿色创新的估计系数为0.797，在1%的水平上显著，说明数字化转型可以促进绿色技术创新，增加绿色创新专利数量，研发出更多绿色化设备。由表8列(5)可知，绿色创新和数字化转型的系数均为正，且在1%的水平上显著，表示数字化转型能够通过绿色创新来提高企业的绿色全要素增长率。这是因为，在数

字经济下,创新有新特征:数字化平台扩创新主体信息接触面,降低知识门槛、让各界获充足信息,增强团队协作与创新力;先进数字技术还助企业实时捕市场动态与消费偏好,精准创新,扩大研发成果转化的投入与应用深度。

5.2　Sobel 检验

为增强研究结论的可靠性,在传统三步法基础上补充了 Sobel 检验。首先,如表 9 所示,Sobel 在 1%的水平上显著,说明此时中介效应均存在,并且当解释变量为人力资本时,中介效应的占比为 43.93%;当解释变量为绿色技术创新时,中介效应的占比为 26.30%。这说明了人力资本和绿色技术创新都发挥着较强的中介作用,且人力资本发挥的中介作用更大。并且,Goodman-1 和 Goodman-2 的结果与 Sobel 检验高度一致,均显示间接效应显著。

表 8　中介效应检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	GTFP	human	GTFP	lngreen	GTFP
L. GTFP	1.203***		1.179***		1.284***
	(66.82)		(55.70)		(52.03)
DIGI	0.174***	309.056***	0.148***	0.797***	0.118***
	(18.39)	(2.81)	(10.96)	(4.73)	(12.30)
Human			0.003***		
			(4.88)		
lngreen					0.025***
					(2.87)
L. human		−0.093***			
		(−2.60)			
L. lngreen				−0.309***	
				(−8.04)	
controls	YES	YES	YES	YES	YES
year	YES	YES	YES	YES	YES
ID	YES	YES	YES	YES	YES
AR1	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR2	0.059	0.052	0.150	0.014	0.028
Hansen 检验	0.015	0.069	0.458	0.875	0.035

注:括号内为 t 值;***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

表 9　Sobel 检验

变量	人力资本	绿色技术创新
Sobel 检验	0.000 27***	0.003 40***
	(13.1)	(11.42)
Goodman1 检验	0.000 27***	0.003 40***
	(13.1)	(11.41)
Goodman2 检验	0.000 27***	0.003 40***
	(13.11)	(11.43)
中介效应占比/%	43.93	26.30

注:括号内为 Z 值。

5.3　Bootstrap 检验

基于 1 000 次重复抽样的 Bootstrap 检验显示,间接效应的置信区间均未包含零值。这些结果进一步证实创新投入和创新绩效在数字化转型与全要素生产率之间具有部分中介作用,从而进一步验证了 H2 和 H3,即数字化转型可以通过绿色技术创新和人力资本两条路径,最终推动企业绿色全要素生产率的增长。

6　调节效应

基于前文的理论分析,政府数字化治理能够正向调节企业数字化转型对绿色全要素生产率的促进作用。根据林伟鹏和冯保艺[46]对于非线性关系的研究可知,当解释变量的平方与调节变量的乘积项的回归结果为显著,则说明解释变量与被解释变量之间存在非线性关系。且系数为正时,说明调节变量能够促进这种非线性关系。因此,回归结果如表 11 所示,变量 GOV×DIGI2 的系数为正且显著,说明数字政府建设的确能够增强企业数字化转型对绿色全要素增长率的提升作用。政府数字建设一方面构建"数据整合-政策创新-要素配置"绿色发展机制,以实时行业数据助力制定智能制造、绿色能源等政策,引导资本流向生态产业,优化结构、强企业竞争力,促经济生态和谐;另一方面优化营商环境,投资基建给企业硬件支持,借政企合作开辟业务路径,助力企业数字化转型与技术、商业模式创新[49]。

7　结论与启示

7.1　结论

本文通过选取 2013—2022 年沪深 A 股上市公司数据进行理论分析与实证检验,结果表明:①数字化转型与绿色全要素生产率呈现 U 形非线性关系,在初期存在抑制作用,但长期看来数字化转型是可以显著提升绿色全要素生产率。并且通过工具变量法、替换核心变量和替换模型等方法进行稳健性检验,结果是可信的。②通过地区异质性、规模大小异质性、行业异质性和融资约束异质性分析得出,在东部地区,规模较大的企业,制造业和受融资约束较小的企业中,数字化转型对绿色全要素生产率的赋能效果更强。③通过逐步检验法、Sobel 和Bootstrap检验得出,数字化转型可以通过绿色

表 10　Bootstrap 检验

bootstrap 检验	lngreen	Z=11.28	95%的置信区间		human	Z=12.84	95%的置信区间	
			下限	上限			下限	上限
			0.002 8	0.004 1			0.000 2	0.003

表 11　调节效应分析结果

变量	GTFP
L. GTFP	1.391***
	(205.98)
DIGI	−0.190***
	(−6.24)
DIGI2	0.050***
	(5.95)
GOV	−0.016*
	(−1.36)
GOV×DIGI	0.173***
	(6.26)
GOV×DIGI2	0.045***
	(5.87)
controls	YES
year	YES
ID	YES
AR1	0.000
AR2	0.089
Hansen test	0.395

注：括号内为 t 值；***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

技术创新和人力资本的赋能来提升企业的绿色全要素生产率。④通过调节效应分析得出政府数字化建设能够正向调节企业数字化转型对绿色全要素生产率的促进作用。

7.2　启示

根据研究结论，本文提出以下启示：①数字化转型对提升绿色全要素生产率关键，政府需加强数字基建、建高效数字治理体系，减轻企业转型负担；企业方重视其战略价值，优化流程降成本，长远挖掘数据价值。②对中西部地区和中小企业分类指导，设专项资金、给税费优惠，建统一数据互通机制，助其低成本获技术与市场支持。③通过技术论坛、引高端人才、扶环保科技企业缩小区域技术差距，建长效激励机制促企业增研发、推创新成果专利化。④构建人才支撑体系，完善引才机制、给予竞争力待遇，健全技术入股等激励，激发人才活力，实现人才集聚与产业升级良性循环。

参考文献

[1] 胡歆韵，郭鹏飞，李萌. 长江经济带数字经济发展对绿色全要素生产率的影响研究[J]. 统计与决策，2025(6)：121-125.

[2] 笪远瑶，罗丹. 数字经济、结构红利与绿色全要素生产率[J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版)，2023，44(3)：107-118.

[3] 杜晓荣，黄彤欣. 资源协同对企业数字化转型的影响研究——基于经济政策不确定性的调节作用[J]. 资源与产业，2024，26(3)：147-159.

[4] 曾德麟，蔡家玮，欧阳桃花. 数字化转型研究：整合框架与未来展望[J]. 外国经济与管理，2021，43(5)：63-76.

[5] 蒋煦涵，章丽萍. 数字化转型促进高端制造业绿色发展的路径研究[J]. 当代财经，2023(9)：16-27.

[6] 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.

[7] 赵燕. 数字化转型、战略资源匹配与企业高质量发展[J]. 财会月刊，2022(20)：62-69.

[8] 高厚宾，王蔷瑞. “绿色的馈赠”：数字化转型对企业环境绩效的影响——来自中国制造业 A 股上市公司的经验证据[J]. 河南师范大学学报(哲学社会科学版)，2023，50(5)：88-94.

[9] 程文先，钱学锋. 数字经济与中国工业绿色全要素生产率增长[J]. 经济问题探索，2021(8)：124-140.

[10] CHUANG Y H，FARE R，GROSSKOPF S. Productivity and undesirable outputs：a directional distance function approach [J]. Journal of Environmental Management，1997，51(3)：229-240.

[11] 陈超凡. 中国工业绿色全要素生产率及其影响因素——基于 ML 生产率指数及动态面板模型的实证研究[J]. 统计研究，2016，33(3)：53-62.

[12] 张静晓，芦冠仰，顾杨，等. 绿色全要素生产率分析：影响因素与清单列表[J]. 生态经济，2022，38(6)：56-62.

[13] 何振华. 绿色金融、碳排放规制与企业绿色全要素生产率[J]. 统计与决策，2024，40(5)：155-159.

[14] 吴昌南，田凌峰. 数字经济、碳全要素生产率与城市低碳发展[J]. 当代财经，2024(9)：111-125.

[15] 蔡乌赶，周小亮. 中国环境规制对绿色全要素生产率的双重效应[J]. 经济学家，2017(9)：27-35.

[16] 湛泳，李珊. 智慧城市建设、创业活力与经济高质量发展——基于绿色全要素生产率视角的分析[J]. 财经研究，2022，48(1)：4-18.

[17] 景杰，刘玲雁. 数据资本：新质生产力的生成要素[J]. 南京邮电大学学报(社会科学版)，2024，26(4)：1-9.

[18] 郑展鹏，侯迎信，刘笑言，等. 企业数字化转型能否提升绿色全要素生产率？——内在动力与外在压力的视角[J]. 上海经济研究，2025(4)：89-102.

[19] 曹春凯，韩丁，黄锦鹏，等. 数字化转型对上市物流企业全要素生产率的影响——基于新质生产力和绿色创新的中介作用[J]. 物流科技，2025，48(10)：108-113.

[20] 刘文俊，彭慧. 区域制造企业数字化转型影响绿色全要素生产率的空间效应[J]. 经济地理，2023，43(6)：33-44.

[21] 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]. 资源与产业，2025，27(2)：32-45.

[22] 张超，胡宗光. 企业数字化转型与绿色创新——基于中介与门槛效应研究[J]. 江苏海洋大学学报(人文社会科学版)，2025，23(1)：86-99.

[23] 李栋，张映芹，李开源. 数字产业集聚、地方政府干预与

地区绿色全要素生产率[J]. 统计与信息论坛，2025，40(4)：48-60.
[24] 李娜娜，王月，郑媛媛. 数字经济对绿色全要素生产率的影响研究[J]. 重庆交通大学学报(社会科学版)，2025，25(2)：100-112.
[25] 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.
[26] 罗培，赵易凡，关瑞玲，等. 我国制造业数字化转型的路径探索[J]. 上海质量，2023(8)：12-15.
[27] 李平，方健. 环境规制、数字经济与企业绿色创新[J]. 统计与决策，2023，39(5)：158-163.
[28] ANDREA C. Industry 4.0 technologies in the manufacturing sector：are we sure they are all relevant for environmental performance? [J]. Business Strategy and the Environment，2021，30(7)：3194-3207.
[29] BAJARI P，CHERNOZHUKOV V，HORTA? SU A，et al. The impact of big data on firm performance：an empirical investigation[J]. AEA Papers and Proceedings，2019，109：33-37.
[30] 刘智勇，李海峥，胡永远，等. 人力资本结构高级化与经济增长——兼论东中西部地区差距的形成和缩小[J]. 经济研究，2018，53(3)：50-63.
[31] 孙早，侯玉琳. 工业智能化如何重塑劳动力就业结构[J]. 中国工业经济，2019(5)：61-79.
[32] 李梦娜，周云波. 数字经济发展的人力资本结构效应研究[J]. 经济与管理研究，2022，43(1)：23-38.
[33] 米加宁，彭康珺，章昌平. 大数据能驱动地方政府机构改革吗? [J]. 电子政务，2020(1)：13-19.
[34] 陈晓东，潘汇丰，胡伟. 政府数字化转型促进营商环境优化了吗? ——基于东莞市的实践[J]. 中国西部，2023(3)：1-12.
[35] 操小娟，张诗嘉. 政府数字治理与绿色全要素生产率提升——来自“互联网＋政务服务”试点政策的证据[J]. 上海经济研究，2024(12)：42-56.
[36] 郭妍，张立光. 环境规制对全要素生产率的直接与间接效应[J]. 管理学报，2015，12(6)：903-910.
[37] 崔兴华，林明裕. FDI 如何影响企业的绿色全要素生产率? ——基于 Malmquist-Luenberger 指数和 PSM-DID 的实证分析[J]. 经济管理，2019，41(3)：38-55.
[38] 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.
[39] 宋钰，张卓，宋敬. 绿色信贷政策如何赋能企业绿色创新[J]. 金融与经济，2023(6)：84-96.
[40] 孟元，杨蓉. 大数据时代的政府治理：数字政府与企业研发操纵[J]. 世界经济，2024，47(1)：118-149.
[41] 刘洋，曹改改. 企业数字化转型驱动全要素生产率提升研究[J]. 科研管理，2025，46(1)：34-43.
[42] 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.
[43] 李明洋，张乃丽. 企业数字化转型促进还是抑制了“走出去”：来自中国 A 股上市企业的证据[J]. 世界经济研究，2022(10)：118-134.
[44] 宫兴国，陆垚，林春雷. 战略差异度对企业创新绩效的影响：融资约束的中介作用与财务柔性的调节作用[J]. 科技进步与对策，2023，40(16)：142-152.
[45] 许志勇，韩炳. 资产结构错配与企业高质量发展——技术创新与融资约束的中介效应[J]. 系统工程理论与实践，2023，43(10)：2881-2907.
[46] 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.
[47] 袁富华，张平，刘霞辉，等. 增长跨越：经济结构服务化、知识过程和效率模式重塑[J]. 经济研究，2016，51(10)：12-26.
[48] 林伟鹏，冯保艺. 管理学领域的曲线效应及统计检验方法[J]. 南开管理评论，2022，25(1)：155-166.
[49] 李季鹏，吴坤鹏. 政府数字化转型对企业数字化转型的影响——基于营商环境的中介作用[J]. 经济论坛，2025(4)：92-102.

Research on Digital Transformation and Green Total Factor Productivity of Enterprises

HUANG Jin，LI Junjun

(School of Economics，Fujian Normal University，Fuzhou 350117，China)

Abstract：Digital transformation serves as a crucial pathway to enhance corporate green productivity and drive low-carbon transition. The mechanism by which digital transformation impacts green total factor productivity (TFP) was empirical analyzed using A-share listed companies data 2013 to 2022 and a System GMM model. The findings reveal a U-shaped relationship where digital transformation initially suppresses TFP but later enhances it. Mechanistically，corporate digitalization boosts TFP through green technology innovation and human capital development，with government digital infrastructure positively moderating this effect. Heterogeneity tests demonstrate stronger empowerment effects in eastern regions，larger enterprises，manufacturing sectors and firms with less financing constraints. To accelerate digital transformation，it is recommend that it is necessary to advance green technological innovation，improve human capital quality，and strengthen digital governance systems to elevate green TFP and propel corporate green transition.

Keywords：digital transformation；green TFP；green technology innovation；human capital；digital governance