

数字技术对制造业高端化转型影响研究

蒙晨希, 吕倩怡, 陈喜强, 欧阳勤^{*}

广东白云学院 应用经济学院, 广东 广州 510450

DOI:10.61369/ASDS.2025100003

摘要 本文基于2013–2023年中国省级面板数据, 通过建立双向固定效应模型, 实证检验数字技术对制造业高端化的影响机制。研究结果表明, 数字技术整体上显著促进了制造业高端化; 其推动效应在东部和中部地区尤为突出, 而在西部地区则不显著, 这反映了区域间数字鸿沟与产业基础差异的潜在影响。机制分析显示, 绿色发展是数字技术推动制造业高端化有效但非核心的中介路径。本文进一步通过内生性检验和稳健性检验验证了结论的可靠性。

关键词 数字化转型; 制造业高端化; 机制检验; 区域异质性

Research on the Influence of Digital Technology on the Transformation of High-end Manufacturing

Meng Chenxi, Lv Qianyi, Chen Xiqiang, Ouyang Qin^{*}

School of Applied Economics, Guangdong Baiyun University, Guangzhou, Guangdong 510450

Abstract : Based on provincial panel data of China from 2013 to 2023, this paper establishes a two-way fixed effects model to empirically examine the impact mechanism of digital technology on the high-end transformation of manufacturing industry. The research results show that digital technology significantly promotes the high-end transformation of manufacturing industry overall; its driving effect is particularly prominent in eastern and central regions, while it is not significant in western regions, reflecting the potential influence of regional digital divide and differences in industrial foundations. Mechanism analysis reveals that green development serves as an effective but non-core mediating path through which digital technology drives the high-end transformation of manufacturing industry. The paper further confirms the reliability of the conclusions via endogeneity tests and robustness tests.

Keywords : digital transformation; high-end manufacturing; mechanism testing; regional heterogeneity

引言

在全球价值链重构与科技革命交汇的背景下, 我国制造业正处于由“规模扩张”向“质效提升”转变的关键阶段。2024年修订的《产业结构调整指导目录》^[1]明确提出推动制造业高端化、智能化、绿色化发展, 但制造业仍面临“大而不强”的挑战, 高端装备领域对外依存度较高, 关键核心技术自主可控能力亟待提升。

数字技术的快速发展为制造业转型提供了新路径。数字经济规模持续扩大, 工业互联网、5G工厂等数字技术正深刻重塑制造业生产模式。然而, 数字经济发展不均衡问题突出, 既存在“数字鸿沟”, 又面临“卡脖子”风险, 制约了制造业整体竞争力提升。

制造业高端化是一个涵盖智能化升级与产业形态高级化的多维过程, 具体体现为智能制造、绿色制造和服务型制造的协同共进。这一转型进程在区域层面呈现出明显差异, 东部沿海地区已然形成了高端制造产业集群, 而中西部地区数字化转型相对迟缓, 这充分凸显出区域发展的不平衡性。

目前, 现有研究大多聚焦于国家层面的技术赋能效应, 却缺乏从省级尺度深入剖析数字技术对制造业高端化影响的区域差异机制。基于此, 本文以全国31个省份数据为样本, 系统探究数字技术对制造业高端化转型的影响效应及作用机制, 重点聚焦总体影响、作用机制和区域异质性这三个维度进行探讨, 旨在为构建现代产业体系提供决策参考依据。

基金项目: 广东省大学生创新训练项目《数字技术赋能传统制造业转型升级路径研究》(项目编号: S202510822012); 广东省2025年度社科规划项目“国家数字化战略赋能传统制造业数字化转型和高端化发展的协同机制研究”(编号 GD25CYJ02); 广东白云学院2024年度校级本科教学质量项目《数字经济特色专业》(编号 BYZY202404)。

作者简介:

蒙晨希, 男, 广东肇庆人, 广东白云学院应用经济学院数字经济专业本科生, 研究方向: 数字经济;

吕倩怡, 女, 广东佛山人, 广东白云学院应用经济学院数字经济专业本科生, 研究方向: 数字经济。

陈喜强, 男, 广西灵山人, 广东白云学院应用经济学院教授, 博士, 研究方向: 数字经济、产业经济、公共经济。

通讯作者: 欧阳勤, 女, 江西彭泽人, 广东白云学院应用经济学院副教授, 研究方向: 数字经济、产业经济。

一、已有文献梳理与研究假设

(一) 已有文献简要梳理

现有研究主要从三个层面剖析数字技术对制造业高端化的影响机制。在驱动路径层面，学者们普遍认为数字技术通过优化资源配置与创新价值创造驱动转型。谭雅妃等（2024）^[2]指出，数字化转型通过“创新”与“效率”双通道发挥作用；贾利军与陈恒焱（2022）^[3]强调，数字资本品与行业知识的深度融合是关键。在转型模式层面，杨红（2024）^[4]指出，高端化转型需数字人才、专利及工业互联网平台等要素的系统协同。在空间效应层面，研究表明数字技术的影响存在显著区域差异，王瑞荣与李志彬（2024）^[5]指出，先发地区效益更为显著，而徐冬梅等（2022）^[6]则证实了西部地区的“后发优势”。

(二) 理论分析与研究假设

基于技术-组织-环境（TOE）框架与资源基础观，本文构建数字技术影响制造业高端化的理论机制，并提出相应研究假设。

首先，数字技术可通过直接路径驱动制造业高端化转型。基于技术创新理论，数字技术借助物联网、人工智能等工具优化要素配置、重塑生产函数，达成生产过程的精准管控与智能调度。与此同时，数字平台能够促进产业链协同创新，降低制度性交易成本，加速知识技术的扩散，尤其在高端装备制造领域，可显著提升产品的复杂度与附加值。

其次，绿色发展可能在数字技术与制造业高端化之间发挥中介作用。依据绿色创新理论，数字技术借助能源管理系统、数字孪生等工具，为环境治理赋能，助力企业实现能耗监控与减排优化，进而提升资源循环效率。绿色转型不仅可满足日益严苛的环境规制要求，还能通过塑造绿色品牌形象，开拓国际高端市场，进而间接推动产业向价值链高端迈进。

最后，考虑到我国区域间数字经济基础、产业结构和制度环境的显著差异，数字技术对制造业高端化的推动效果可能呈现区域异质性。区域创新系统理论显示，东部地区依托完善的数字基础设施与创新生态系统，技术效益得以充分彰显；而中西部地区受数字鸿沟与产业基础限制，技术红利的释放相对受限，这种差异凸显了区域产业政策差异化设计的必要性。

基于上述理论分析，本文提出以下研究假设：

假设 H1：数字技术对制造业高端化转型具有显著正向影响。

假设 H2：数字技术通过促进绿色发展间接推动制造业高端化。

假设 H3：数字技术对制造业高端化的促进效果存在区域异质性。

二、研究设计与数据来源

(一) 模型设定与理论依据

1. 基准回归模型选择依据

本文选取双向固定效应模型作为基准模型，主要基于以下理

论考量：（1）个体异质性控制：鉴于各省份在资源禀赋、产业基础和政策环境等方面存在显著差异，个体固定效应（ μ_i ）可有效控制这些不随时间变化的个体特征，规避遗漏变量偏差。（2）时间趋势控制：宏观经济周期、技术变革以及政策冲击等时间因素可能同时作用于所有省份，时间固定效应（ λ_t ）能够捕捉这些共同的时间趋势。

为检验数字技术对制造业高端化的直接效应（H1），本研究建立了如下面板模型，并参考了相关文献进行深入分析。

$$mht_{it} = a + \beta dt_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

其中， mht_{it} 为被解释变量，表示第 i 个省份第 t 年的制造业高端化水平； dt_{it} 为核心解释变量，表示数字技术发展水平； X_{it} 为控制变量向量，包括经济规模（GDP）、人力资源储备（human）、对外开放水平（fdi）及政府支持强度（fis）； μ_i 表示个体固定效应， λ_t 表示时间固定效应； ε_{it} 为随机误差项。

2. 中介效应模型

本文运用温忠麟等（2004）^[7]提出的中介效应检验程序，为检验绿色发展（ls）的中介机制（H2），构建如下三步回归模型：

第一步：检验数字技术对制造业高端化的总效应

$$mht_{it} = \alpha_1 + \beta_1 dt_{it} + \gamma_1 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

第二步：检验数字技术对中介变量“绿色”的影响

$$ls_{it} = \alpha_2 + \beta_2 dt_{it} + \gamma_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

第三步：加入中介变量后检验数字技术的直接效应及中介效应

$$mht_{it} = \alpha_3 + \beta_3 dt_{it} + \delta ls_{it} + \gamma_3 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

若 β_1 、 β_2 和 δ 均显著，则存在中介效应。

(二) 变量定义与测度

本文的核心变量包括被解释变量制造业高端化（mht）、核心解释变量数字技术（dt），以及一组控制变量。各变量的具体测度方法及理论依据如下：

1. 被解释变量：制造业高端化（mht）

基于 Porter (1990) 的国家竞争优势理论和 Lundvall (1992) 的国家创新系统理论，制造业高端化的核心内涵体现在技术创新能力、价值创造能力和产业竞争力的系统性提升^[8-9]。Porter 的钻石模型强调了生产要素条件、需求条件、相关和支持性产业以及企业战略结构对竞争优势的决定性作用，而 Lundvall 的创新系统理论则突出了交互式学习、知识创造和制度环境在创新过程中的关键地位。因此，本文从研发创新与工业增长、市场盈利能力、人才与技术综合以及环保政策支持四个维度构建制造业高端化指标体系，具体如表 1 所示。

表1：制造业高端化

一级指标	二级指标	三级指标	衡量指标
制造业高端化	研发创新与工业增长	研发人力储备	规模以上工业企业 R&D 人员全时当量
		研发资金强度	规模以上工业企业 R&D 经费内部支出
		创新活动密度	规模以上工业企业新产品开发项目数
		创新成果沉淀	规模以上工业企业有效发明专利数
		工业增加值	工业增加值
	市场盈利能力	市场利润水平	规模以上工业企业利润总额 / 规模以上工业企业平均用工人数
		市场收益水平	规模以上工业企业利润总额 / 规模以上工业企业主营业务收入
	人才与技术综合	创新人才储备	工业企业 R&D 人员数 / 城镇集体单位就业人员数
		技术进步贡献	高技术产业 R&D 经费内部支出 / 城镇集体单位就业人员数
	环保政策支持	政府环保支持	地方财政环境保护支出 / 地方一般预算支出
		资源循环水平	一般工业固体废物处置量 / 一般工业固体废物产生量

2. 解释变量：数字技术 (dt)

Brynjolfsson & McAfee (2014) 的研究揭示了数字技术发展的三个重要特征：指数级增长、数字化进步和组合式创新^[10]。基于

技术采纳模型、数字经济学理论以及这些关于数字技术发展特征的认识，本文从基础支撑能力、产业动能水平及创新环境水平三个维度构建数字技术发展水平评价体系，具体见表 2。

表2：数字技术评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	衡量指标
数字技术	产业动能水平	科技财政支出	一般预算公共预算支出科学技术支出 / 地方一般公共预算支出
		宽带普及水平	互联网宽带接入用户 / 各地区年末人口数
		信息就业占比	信息传输、软件和信息技术服务业的城镇非私营单位从业人员数 / 城镇非私营单位就业人员
		高新企业数量	高新技术企业数
		软件收入占比	软件和信息技术服务业软件业务收入 / GDP
	创新环境水平	专利授权效率	国内专利授权数 / 国内专利申请数
		金融数字化度	数字普惠金融指数中的数字化程度
	创新环境水平	研发支出强度	各地区全部企业 R&D 经费内部支出 / GDP
		技术交易规模	技术市场成交额
		金融覆盖广度	数字普惠金融指数的覆盖广度

3. 控制变量

控制变量可能是影响制造业高端化的重要因素，为避免遗漏变量偏差，本文采用以下控制变量。控制变量定义及理论依据见表3。

表3：控制变量定义及理论依据

变量名称	变量符号	衡量方法	理论依据	预期方向
地区经济规模	GDP	各地区生产总值的对数形式	市场规模效应 (Krugman, 1991) ^[11]	+
人力资源储备	human	高等教育在校生数占年末常住人口的比重	人力资本理论 (Lucas, 1988) ^[12]	+
对外开放水平	fdi	利用外资总额占 GDP 的比重	技术溢出理论 (Coe & Helpman, 1995) ^[13]	+
政府支持力度	fis	科学技术支出占一般公共预算支出的比重	创新政策理论 (Nelson, 1993) ^[14]	+

（三）数据来源与描述性统计

本文使用 2013 - 2023 年中国 31 个省（自治区、直辖市）的面板数据进行实证分析（不含港澳台地区）。原始数据主要来源于历年《中国统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国环境统计年鉴》及北京大学数字金融研究中心发布的“数字普惠金融指数”，以及最新的各省份 GDP 数据。针对个别缺失数据，运用线性插值法进行补齐。所有以货币计量的变量均已以 2013 年为基期进行平减处理，以消除价格变动的影响。

表 4 汇报了全部变量的描述性统计结果。由表可知，制造业高端化 (mht) 和数字技术 (dt) 的综合指数均值分别为 -0.02 和

0.08，标准差分别为 1.92 和 1.01，表明不同省份之间制造业高端化水平存在较大差异，且整体分布较为分散。在控制变量中，各地区经济规模 (GDP) 差异显著，对外开放水平 (fdi) 和政府支持力度 (fis) 也呈现出较大波动，这与我国区域间经济发展不平衡的实际情况相符。人力资源储备 (human) 总体保持稳定，但各省之间仍存在一定差异。总体而言，各变量展现出良好的变异性，满足实证分析的基本条件。

表4：变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
mht	341	-0.02	0.578	-2.26	10.43
dt	341	0.08	1.277	-1.22	2.78
GDP	341	4.27	0.96	1.21	5.69
human	341	0.022	0.006	0.009	0.044
fdi	341	0.248	0.257	0.008	1.342
fis	341	0.281	0.203	0.107	1.379
ls	341	0.884	3.166	0.000	28.291

三、实证结果与分析

（一）基准回归结果

表 5 报告了数字技术对制造业高端化影响的基准回归结果。第 (1) 列显示，在不加入任何控制变量的情况下，数字技术对制造业高端化的影响系数为 1.662，且在 1% 水平上显著。随着控制变量的逐步引入，数字技术的系数虽有所下降，但始终在 1% 水平上显著，支持了假设 H1。

表5: 双向固定效应回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	mht	mht	mht	mht	mht
dt	1.662*** (7.311)	1.572*** (6.756)	1.441*** (5.859)	1.396*** (5.649)	1.301*** (5.277)
GDP		0.490* (1.704)	0.475* (1.654)	0.362 (1.224)	1.076*** (2.782)
human			-39.195 (-1.614)	-27.139 (-1.066)	-35.895 (-1.416)
fdi				-0.986 (-1.543)	-0.961 (-1.521)
fis					3.952*** (2.819)
_cons	0.407** (2.585)	-4.339 (-1.555)	-3.543 (-1.254)	-2.408 (-0.826)	-10.211** (-2.556)
N	341	341	341	341	341
R ²	0.496	0.501	0.506	0.510	0.522
F	26.802	24.967	23.370	21.972	21.518

***p<0.01, **p<0.05, *p<0.10, 下文均以此为标准

(二) 机制检验

对比分析未引入中介变量前的(1)列与引入中介变量后的(3)列结果。相较于(3)列,引入中介变量后,数字技术的回归系数均发生变化。具体而言,引入绿色发展这一中介变量后,回归系数从1.301降至1.136,表明数字技术通过提升绿色发展产

生的间接中介效应为0.165,占总效应的12.7%。这意味着数字技术对制造业高端化转型的促进作用中,有12.7%是通过提升绿色发展(ls)实现的。由此可见,绿色发展(ls)是有效但非核心的中介渠道,数字技术驱动高端化转型的核心动力仍以直接效应为主。综上所述,假说H2成立。

表6: 中介模型回归结果

	(1)	(2)	(3)
	Y	ls	Y
X	1.301*** (5.277)	4.120*** (6.316)	1.136*** (4.341)
ls			0.040* (1.828)
_cons	-10.211** (-2.556)	9.108 (0.862)	-10.576*** (-2.655)
N	341	341	341
R ²	0.522	0.283	0.528
F	21.518	7.781	20.542

(三) 异质性分析

1. 分区域异质性检验

首先将全国划分为东部、中部和西部三大区域,并分别展开研究。通过表7可以看出:在控制了经济规模(GDP)、人力资源储备(human)、对外开放(fd़i)、各地政府支持(fis)这些控

制变量的情况下,在我国东部和中部地区,数字技术对制造业高端化转型的促进作用均在1%的显著性水平上显著。然而,在西部地区,数字技术对制造业高端化转型的促进作用不显著。综上所述,假说H3成立。

表7: 分地区回归结果

	(1)	(2)	(3)
	mht	mht	mht
dt	2.841*** (4.637)	1.059*** (4.995)	-0.595 (-0.963)
GDP	2.135*** (2.771)	0.203 (0.445)	0.668 (0.852)
human	180.490** (2.149)	-20.869 (-0.955)	-48.599 (-1.460)
fd़i	-1.010 (-0.940)	0.591 (0.469)	2.785 (1.558)

fis	13.563*** (2.805)	-2.559 (-1.106)	2.917* (1.668)
_cons	-26.452*** (-3.017)	-1.018 (-0.203)	-7.940 (-1.061)
N	121	88	132
R ²	0.691	0.905	0.424
F	14.170	41.201	5.155

2. 内生性检验

本文选择将核心解释变量数字技术 (dt) 滞后作为工具变量进行内生性检验, 同时选择将核心解释变量 (dt) 分别滞后一期和滞后二期作为工具变量 dt 和工具变量 2dt, 分析结果如下表所示:

从表8中我们可以看见无论是滞后一期还是滞后二期都满足 $p < 0.05$, 在5%的显著性下表现为显著且 dt 的系数、显著性, 以及与基准模型的一致性。从表8中能看出模型 (2) 和 (3) 都满足数字技术在1%显著性下对制造业高端化转型的促进作用, 同时, Ldt 的 F 值为 1422.64, L2dt 的 F 值为 873.45, 二者均显著大于IV值的10%至25%。说明模型受到内生性的干扰较小, 表明模型的内生性影响较小, 并不影响原有的结论, 从而加强了数字技术促进制造业高端化转型结论的可靠性。

表8: 基于2sls 的内生性检验结果1

	(1)	(2)	(3)
双向固定效应 (基准)	2SLS (工具变量 =Ldt)	2SLS (工具变量 =L2dt)	
dt	1.050**(3.49)	1.186**(3.97)	1.444**(4.62)
GDP	1.159*(2.36)	1.113*(2.46)	1.025*(2.25)
human	-52.559*(-1.67)	-47.850(-1.64)	-38.852(-1.32)
fdi	-3.231**(-2.95)	-3.207**(-3.19)	-3.163**(-3.14)
id	mhates	mhates	mhates
mhtear	mhates	mhates	mhates
N	341	279	279

表9: 基于2sls 的内生性检验结果2

指标	滞后1期 (Ldt)	滞后2期 (L2dt)
(Kleibergen-Paap rk Wald F statistic) :	F=1422.64>16.38 (10% 临界值)	F=873.45>16.38 (10% 临界值)
Chi-sq (1) P-val	Prob > chi2 =0.0000	Prob > chi2=0.0000
(Kleibergen-Paap rk LM statistic)	Minimum eigenvalue=1422.64	Minimum eigenvalue=873.45
10% madtimal IV size	16.38	
15% madtimal IV size	8.96	
20% madtimal IV size	6.66	
25% madtimal IV size	5.53	

3. 稳健性检验

拟从多个维度对研究结果进行稳健性检验, 主要选取以下方法。(1) 保持原模型不变使用聚类标准误。(2) 增加控制变量。为进一步验证结论的可靠性, 避免技术创新对结论产生干扰, 补充加入控制变量创新驱动 (innovation)。将技术创新、工业企业有效发明专利数与 R&D 人员全时当量比重结合表示。(3) 更替时间样本区间。本文参考蔡延泽的做法, 更换时间样本, 选

用 2017–2023 年的时间样本区间。(4) 缩尾处理。我们采用缩尾处理这一稳健性检验方法。缩尾处理并非直接删除极端值, 而是将首尾极端值拉回到指定的正常值范围, 从而在保留全部样本信息的同时减弱异常值的影响。

根据下表10结果, 无论是保持原模型不变使用聚类标准重新建模还是增加控制变量, 又或者是更替时间样本区间和缩尾处理的控制变量, 数字技术对制造业高端化转型的促进作用依然具有显著性, 证明了研究结论的可靠性。

表10: 稳健性检验回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	mht	mht	mht	mht_w1
dt	1.301*** (5.277)	1.296*** (5.315)	1.095*** (2.630)	
GDP	1.076*** (2.782)	0.896** (2.312)	1.399** (1.989)	
human	-35.895 (-4.116)	-52.067** (-2.025)	-60.369 (-1.407)	
fdi	-0.961 (-1.521)	-1.403** (-2.179)	-2.593* (-1.746)	
fis	3.952*** (2.819)	4.006*** (2.891)	4.180** (2.119)	
innovation		-0.642*** (-2.819)		
_cons	-10.767*** (-2.624)	-7.988** (-1.984)		
dt_w1				1.370*** (7.060)
gdp_w1				1.135*** (3.846)
human_w1				-30.542* (-1.665)
fdi_w1				-0.306 (-0.616)
fis_w1				3.933*** (3.549)
ls_w1				1.370*** (7.060)
_cons	-12.872*** (-4.918)	-7.988** (-1.984)	-13.228* (-1.810)	-11.053*** (-3.638)
N	341	341	217	341
R ²	0.841	0.535	0.444	0.625
F	14.332	21.145	12.728	32.825

四、研究结论与政策启示

(一) 研究结论

本研究基于2013–2023年中国省级面板数据，实证检验了数字技术对制造业高端化转型的影响，得出以下结论：

首先，数字技术对制造业高端化转型具有显著促进作用。基准回归结果显示，在控制相关变量后，数字技术发展水平每提升1个单位，制造业高端化水平相应提高1.301个单位。这一结果通过了一系列稳健性检验，证实了数字技术通过优化要素配置和创新生产方式，对制造业高端化具有直接驱动作用。

其次，机制检验发现数字技术通过绿色发展渠道产生间接影响，但作用相对有限。中介效应分析表明，绿色发展路径的中介效应占比为12.7%，这说明当前数字技术通过促进绿色生产对制造业高端化的间接推动作用尚未充分显现，数字技术与绿色创新的深度融合仍需进一步加强。

最后，研究揭示数字技术的影响存在显著区域异质性。分区域回归结果表明，东部地区的促进效应最为显著（系数2.841），中部地区次之（系数1.059），而西部地区则未通过显著性检验。这种梯度差异源于各地区在数字基础设施、产业基础及创新生态

方面的系统性差异，反映出数字技术效应的发挥需依托相应的区域条件。

(二) 政策启示

基于研究结论，提出以下政策建议：

一是构建多维协同的政策体系。政府应建立“技术-产业-人才-制度”协同机制，在推进5G、工业互联网等数字技术普及的同时，加强复合型人才培养，完善配套政策支持，形成系统化的数字化转型支撑体系。

二是实施差异化的区域推进策略。东部地区应聚焦前沿技术突破与产业集群培育；中部地区应着力承接技术溢出，推动产业链升级；西部地区应优先补齐数字基础设施短板，围绕特色产业实现重点突破。

三是统筹数字驱动与绿色转型。现阶段应以数字技术作为主引擎，推动制造业高端化发展，同时通过构建绿色技术服务平台、创新绿色金融产品等举措，稳步提升绿色发展的协同效应。

四是建立跨区域协同发展机制。通过建设跨区域数字合作园区、实施“技术西输”等工程，促进创新要素有序流动，避免数字鸿沟进一步扩大，推动形成优势互补、高质量发展的区域产业布局。

参考文献

- [1] 中华人民共和国国家发展和改革委员会令（第7号）——产业结构调整指导目录（2024年本）[EB/OL].(2023-12-27)[2025-10-10].https://www.gov.cn/gongbao/2024/issue_11206/202403/content_6937897.html.
- [2] 谭雅妃, 朱朝晖, 李敏鑫. 数字化转型赋能制造业企业高质量发展——基于经济绩效与ESG绩效复合视角[J]. 江西财经大学学报, 2024, (04): 45-58.
- [3] 贾利军, 陈恒煊. 数字技术赋能制造业高质量发展的关键突破路径[J]. 教学与研究, 2022, (09): 26-39.
- [4] 杨红, 李依梦, 陈银忠, 等. 高端装备制造企业数字化转型驱动路径研究[J]. 科研管理, 2024, 45(1): 21-30.
- [5] 王瑞荣, 李志彬. 长三角地区数字经济对高端装备制造业高质量发展的影响研究——基于有调节的中介效应分析[J]. 企业经济, 2024, 43(03): 103-113.
- [6] 徐冬梅, 伍琦, 陶长琪. 数字技术如何影响制造业高质量发展[J]. 江西师范大学学报（自然科学版）, 2022, 46(06): 585-593.
- [7] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004, (05): 614-620.
- [8] Porter, M.E. (1990). *The competitive advantage of nations*. New York: Free Press.
- [9] Lundvall, B.A. (Ed.). (1992). *National Systems of Innovation: Towards a Theory of Innovation and Interactive Learning*. London: Pinter Publishers.
- [10] Brynjolfsson, E. and A. McAfee, 2014, *The Second Machine Age: Work, Progress, and Prosperity in a Time of Brilliant Technologies*, New York: W.W. Norton & Company.
- [11] Krugman, Paul. 1991, “Increasing Returns and Economic Geography”, *Journal of Political Economy*, 99(3): 483-499.
- [12] Lucas, R.E. 1988, “On the Mechanics of Economic Development”, *Journal of Monetary Economics*, 22(1): 3-42.
- [13] Coe, D.T. and E. Helpman, 1995, “International R&D Spillovers”, *European Economic Review*, 39(5): 859-887.
- [14] Nelson, R.R. (Ed.), 1993, *National Innovation Systems: A Comparative Analysis*, New York: Oxford University Press.