

数字化转型对高端装备制造企业经营绩效的影响研究

——基于运营效率中介效应的实证分析

方敏

中央财经大学金融学院, 北京

收稿日期: 2026年5月7日; 录用日期: 2026年5月20日; 发布日期: 2026年6月29日

摘要

本文聚焦中国资本市场中高端装备制造这一战略性新兴产业, 以2015~2023年沪深A股高档数控机床、智能制造装备、航空航天装备、海洋工程装备、轨道交通装备及新能源装备等细分领域上市公司为研究样本, 构建“数字化转型-运营效率-经营绩效”的逻辑分析框架, 运用双向固定效应面板模型与逐步回归中介效应检验法, 系统探究数字化转型对高端装备制造企业经营绩效的影响及其传导机制。实证结果显示: 第一, 数字化转型对企业经营绩效具有显著正向促进作用, 数字化转型指数(即年报中数字化相关关键词总频次加1后取自然对数)每提升一个单位(约相当于关键词频次扩大 $e \approx 2.72$ 倍), 企业总资产净利润率提升约0.38个百分点($t = 3.71, p < 0.01$); 第二, Sobel中介检验Z值为4.74 ($p < 0.001$), 运营效率(总资产周转率)发挥显著的部分中介作用, 中介效应占总效应的比例为25.25%; 第三, 分组回归显示, 国有企业子样本中数字化转型系数(0.0054, $t = 3.19$)显著高于非国有企业子样本(0.0029, $t = 2.25$), 呈现明显的产权异质性特征。稳健性检验方面, 替换被解释变量(ROE)及解释变量滞后一期处理后, 核心结论依然成立。本文丰富了高端装备制造业数字化转型经济后果的微观实证证据, 可为企业数字化战略制定及差异化产业扶持政策设计提供决策参考。

关键词

数字化转型, 高端装备制造业, 经营绩效, 运营效率, 中介效应

Research on the Impact of Digital Transformation on the Operating Performance of High-End Equipment Manufacturing Enterprises

—An Empirical Analysis Based on the Mediating Effect of Operational Efficiency

Min Fang

School of Finance, Central University of Finance and Economics, Beijing

Received: May 7, 2026; accepted: May 20, 2026; published: June 29, 2026

Abstract

This paper focuses on high-end equipment manufacturing—a strategic emerging industry in China’s capital market. Using a panel dataset of A-share listed companies from 2015 to 2023 in six sub-sectors (high-grade CNC machine tools, intelligent manufacturing equipment, aerospace equipment, marine engineering equipment, rail transit equipment, and new energy equipment), this study constructs a “Digital Transformation-Operational Efficiency-Operating Performance” analytical framework and applies a two-way fixed effects panel model together with stepwise mediation tests. The empirical results show that: first, digital transformation significantly improves operating performance—a one-unit increase in the digital transformation index (defined as the natural logarithm of one plus the total frequency of digital-related keywords disclosed in annual reports, hence equivalent to an e-fold rise in keyword frequency) raises *ROA* by approximately 0.38 percentage points ($t = 3.71, p < 0.01$); second, the Sobel test ($Z = 4.74, p < 0.001$) confirms that operational efficiency (measured by total asset turnover) plays a significant partial mediating role, accounting for 25.25% of the total effect; third, subsample regressions reveal pronounced ownership heterogeneity—the digital transformation coefficient for state-owned enterprises (0.0054, $t = 3.19$) is significantly higher than that for non-state-owned enterprises (0.0029, $t = 2.25$). The conclusions remain robust after replacing the dependent variable with *ROE* and lagging the explanatory variable by one period. This study contributes micro-level evidence on the economic consequences of digital transformation in the high-end equipment manufacturing industry and provides reference for corporate strategy formulation and differentiated industrial policy design.

Keywords

Digital Transformation, High-End Equipment Manufacturing, Operating Performance, Operational Efficiency, Mediating Effect

Copyright © 2026 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

当前，数字技术与实体经济的深度融合正在深刻重塑全球制造业的运行逻辑与价值创造方式，产业数字化转型已成为实体企业寻求新一轮竞争优势的关键路径。在我国实体产业体系中，制造业是国民经济的基础支撑，而高端装备制造业作为面向国家重大战略需求的关键产业，其技术水平直接关系到产业链韧性与经济安全。相关研究普遍认为，高端装备制造业是指为国民经济各部门和国防建设提供基础性、关键性和战略性技术装备的产业集合，主要涵盖航空装备、轨道交通装备、海洋工程装备、高档数控机床、智能制造装备及新能源装备等细分领域，其共同特征是技术密集、资本密集、附加值高、产业关联度强[1]。

与传统粗放型制造业不同，该类企业具有重资产、长周期、工艺流程复杂等显著特征，在日常经营中面临产能结构性过剩、固定资产周转缓慢、对下游市场需求响应不及时等现实运营困境。在数字经济

浪潮冲击下，重资产企业迫切需要通过引入云计算、大数据、物联网、人工智能等新一代信息技术，对内部运作方式、供应链协同及组织架构进行系统性改造，以寻找新的利润增长点 and 效率提升空间。

然而，数字化转型并非一蹴而就的简单信息化采购，而是一项需要长期投入大量资金、伴随较高试错风险的系统性工程。转型初期高昂的数字基础设施投入可能大幅增加企业经营成本，若转型收益短期内无法覆盖沉没成本，甚至可能对经营绩效产生抑制作用。因此，对于高端装备制造企业而言，其数字化转型究竟能否提升经营绩效？若能提升，背后的传导机制是什么？不同产权性质企业的转型效果是否存在差异？这些问题不仅是企业管理层制定数字化战略时高度关注的现实痛点，也是当前学术界亟待深入探讨的核心议题。

本文的边际贡献主要体现在以下三方面：第一，研究对象上，本文严格限定于高档数控机床、智能制造装备、航空航天装备、海洋工程装备、轨道交通装备及新能源装备等高端装备细分领域上市公司，较之笼统的“机械设备”行业样本，研究结论对国家战略性新兴产业政策设计更具针对性；第二，机制路径上，本文从重资产产业的核心痛点——资产周转缓慢出发，识别出运营效率这一关键中介渠道，弥补了既有文献多停留于研发投入或创新产出等单一传导路径的局限；第三，异质性识别上，本文从产权性质角度系统对比国有与非国有企业的转型效果差异，为差异化产业扶持政策提供了直接的实证依据。

2. 文献综述与研究假设

(一) 理论基础：交易成本理论与资源基础观下的高端装备产业特性

高端装备制造业的“复杂性、定制化、长周期”特征，使其在生产组织和价值创造逻辑上显著区别于标准化制造业。本文从交易成本理论(Transaction Cost Theory, TCT)与资源基础观(Resource-Based View, RBV)两个互补的理论视角出发，论证为何数字化转型在该类企业中能带来比一般制造业更显著的绩效改善。

第一，从交易成本理论看，Williamson 指出，资产专用性越强、交易频率越高、不确定性越大的活动，企业内部协调与外部交易成本就越高[2]。高端装备制造业恰好集中体现了这三种高交易成本特征：其一，产品技术复杂性高，单台装备往往涉及成千上万个非标零部件与跨学科技术集成，研发、采购、生产、销售各环节之间存在大量的“信息不对称”，传统的纸质工单、人工对账、跨部门会议等协调方式效率低下、易产生信息扭曲；其二，订单的定制化属性强，每一个订单的工艺流程、物料清单、交付节点都需重新设计与审批，传统经验型管理难以应对动态变化；其三，生产周期长(往往以月甚至年为计量单位)，导致在制品库存高企、应收账款回收周期被动拉长。数字化转型——尤其是 ERP、MES、工业互联网、产品全生命周期管理(PLM)等系统的部署，本质上是通过“以数据流替代纸质流、以算法决策替代经验判断、以平台协同替代逐级审批”的方式，大幅降低企业内部及产业链上下游的信息搜寻成本、协调成本与监督成本。相比之下，标准化制造业(如食品、日用化工等)由于产品同质化程度高、交易标准化程度高、信息透明度本就较高，数字化带来的交易成本节约空间较为有限。因此，理论上数字化转型对高端装备制造企业经营绩效的边际改善效应应当显著大于标准化制造业。

第二，从资源基础观看，Barney 指出，企业可持续竞争优势的来源在于其控制的具有价值性(Valuable)、稀缺性(Rare)、不可模仿性(Inimitable)和不可替代性(Non-substitutable)的 VRIN 资源[3]。高端装备制造业由于客户定制化需求高、产品迭代周期长，企业在长期运营中会沉淀大量异质性的“工艺知识、客户偏好数据、供应链协同经验”等隐性资源——这些资源恰恰是构成企业核心壁垒的关键。然而，在传统管理模式下，这些隐性知识高度依附于个别工程师与销售骨干的个人经验，难以编码化、模块化、可复用化，企业一旦面临核心人员流失，便可能丧失重要的竞争资源。数字化转型通过将工艺参数、客户画像、供应商履约记录、设备运维数据等隐性资源系统性地数据化、知识库化、智能化，使其从“难以

传承的个人经验”升级为“企业可持续调用的数字资产”。这种基于数据沉淀的资源积累过程，正契合RBV所强调的“路径依赖性”和“因果模糊性”——即其他企业即使观察到结果，也难以模仿其形成过程，从而构成稳定的竞争壁垒。而在产品高度标准化的制造业中，工艺与客户数据的异质性较低，数据资源对企业绩效的边际贡献相对有限。

综合交易成本理论与资源基础观可以得出基本理论判断：高端装备制造业由于其产品的复杂性、生产的定制化与运营的长周期性，使得数字化转型带来的“信息透明度提升”和“协同效率改善”在该类企业中具有更高的经济价值，进而比标准化制造业更能转化为可观测的财务绩效改善。这一理论逻辑构成本文后续研究假设的核心基础。

(二) 数字化转型与企业经营绩效

关于企业数字化转型的内涵，Bharadwaj等学者指出，数字化转型不仅是新一代信息技术的引入，更是企业战略理念、业务流程与价值创造机制的彻底重塑[4]。在测度方法上，何帆和刘红霞较早采用年报文本分析法构建了量化的企业数字化指数[5]；袁淳等学者进一步完善了该测度框架[6]。

关于数字化转型对企业经营绩效的影响，学术界主要存在两类观点。第一类是当前学术界的主流“促进论”。Su等通过对重污染企业的实证研究证实，数字化转型显著提升了实体经济的全要素生产率与资源利用率[7]。在国内研究中，孙佳哲和李勇坚基于制造业企业数据发现，数字化创新对企业综合经营绩效产生了显著的正向驱动作用[8]。戴翔等的研究亦证实了数字化转型有助于提升企业出口韧性[9]。第二类观点则相对谨慎，提出了“数字化悖论”或两者间的非线性关系。Zhai等指出，传统企业在转型初期常面临“双轨困境”，高昂的建设成本与新旧系统并行的摩擦可能对企业绩效产生负面影响[10]。王定祥等在针对农业上市企业的研究中发现，样本期间内数字化转型反而显著抑制了经营绩效[11]。

尽管学术争论尚存，但针对高端装备制造业这一具有重资产属性、对国家产业链安全具有战略意义的特定行业，主流研究普遍认为，数字技术应用能够有效打通信息孤岛、优化资源配置，进而带动企业绩效提升。基于此，本文提出：

假设 H1：数字化转型对高端装备制造企业经营绩效具有显著正向促进作用。

(三) 数字化转型影响绩效的运营效率传导机制

现有文献从多个维度解构了数字化转型影响绩效的传导路径。其中，基于提升运营效率与强化供应链协同的传导路径具有较强的现实解释力。耿雪姣的研究发现，数字化转型通过提升劳动生产率、增强供应链弹性，显著促进了流通企业经营绩效的提高[12]。Chaney的经典研究亦证实，企业利用数字技术能精准绘制用户画像、开展线上业务，大幅降低交易摩擦成本，从而带动总资产周转率这一核心运营指标的增长[13]。

对于高端装备制造业而言，其重资产、长周期的产业属性决定了运营效率(资产周转速度)是连接数字化投入与财务利润产出的关键桥梁。传统装备制造企业往往依赖粗放式产能扩张，而在引入ERP系统、柔性制造产线及工业互联网平台后，企业内部研发、采购、生产、销售等部门之间的数据孤岛被彻底打破，能够实现精准需求预测和按订单生产模式(C2M)，大幅降低原材料和产成品的无效库存积压。库存的减少和生产周期的缩短，最直接的财务表现就是资金和存货周转速度的加快，即运营效率的大幅提升；而运营效率的提升意味着企业利用同等规模的重资产创造了更多营业收入，最终必然转化为财务利润的增加。基于此，本文提出：

假设 H2：运营效率(总资产周转率)在数字化转型与高端装备制造企业经营绩效之间发挥显著中介传导作用。

(四) 企业产权性质的异质性影响

由于中国资本市场中不同产权性质企业在资源获取能力上存在客观差异，数字化转型对其经营绩效

的影响亦可能呈现异质性特征。国有企业通常拥有更为充裕的长期资金支持、更强的政策资源对接能力以及更高的抗风险能力，能够更好地承受数字化转型前期高昂的IT基础设施沉没成本；同时，国有企业在工业互联网、智能制造等新型基础设施建设方面往往率先布局，更容易在产业链协同数字化中获得规模收益。基于此，本文提出：

假设 H3：相较于非国有企业，数字化转型对国有高端装备制造企业经营绩效的提升作用更为显著。

3. 研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文以 2015~2023 年沪深 A 股上市的高端装备制造企业为研究样本。考虑到“申万机械设备”行业分类范围过宽、包含较多低端装备企业的现实问题，本文参照证监会上市公司行业分类的细分口径及学术界关于高端装备产业的通行界定[1]，严格筛选属于以下细分领域的上市公司：① 高档数控机床与基础制造装备；② 智能制造装备(含工业机器人、增材制造、智能传感器等)；③ 航空装备与卫星应用；④ 海洋工程装备及高技术船舶；⑤ 先进轨道交通装备；⑥ 新能源装备(含风电、核电等大型成套设备)。

在数据预处理阶段，执行如下清洗步骤：第一，剔除样本期间内被交易所实施退市风险警示(ST、*ST)的经营异常企业；第二，剔除当年刚刚完成 IPO 首发上市的企业观测值，以排除上市当年财务粉饰效应的干扰；第三，剔除关键变量存在数据缺失的样本观测行。最后，对所有连续型数值变量在上下 1%和 99%的分位数水平上进行缩尾(Winsorize)处理，以消除极端离群值的干扰。

经上述筛选与清洗，最终获得 312 家上市公司、9 年期、共计 2808 个观测值的非平衡面板数据，其中中国有控股企业占比 38.5%。本文涉及的所有微观财务数据、公司治理数据及“企业数字化转型词频指数”，均来源于国泰安(CSMAR)金融研究数据库及万得(Wind)经济金融终端，数据来源具有客观性与权威性。

(二) 变量定义与测度

被解释变量：企业经营绩效。本文选用财务学中最具综合代表性的指标——总资产净利润率(ROA)进行衡量，其计算公式为当期净利润除以期末总资产平均余额。在稳健性检验中，本文将采用净资产收益率(ROE)作为替代指标。

核心解释变量：数字化转型水平(DT)。本文直接采用 CSMAR 数据库中提供的上市公司数字化转型词频特征数据。该数据是专业机构通过对企业年度财务报告中的管理层讨论与分析(MD&A)段落进行文本挖掘，将涉及人工智能、大数据、云计算、工业互联网等相关底层技术与应用场景的关键词出现频次进行加总统计。为平滑数据波动，对加总后的词频总数加 1 后取自然对数。

中介变量：运营效率(ATO)。本文选用总资产周转率作为代理变量，其计算公式为当期营业收入净额除以平均总资产余额。控制变量包括企业资产规模(Size，期末总资产的自然对数)、资产负债率(Lev，总负债/总资产)、企业上市年限(Age)、股权集中度(Top10，前十大股东持股比例之和)。模型中严格设定并控制年份(Year)和企业个体(Firm)双向固定效应。

主要变量定义见表 1。

Table 1. Definitions of main variables

表 1. 主要变量定义

变量类型	变量符号	变量名称	变量定义与计算方法
被解释变量	ROA	总资产净利润率	当期净利润/期末总资产平均余额
	ROE	净资产收益率	当期净利润/期末股东权益平均余额(稳健性检验)
解释变量	DT	数字化转型水平	$\ln(\text{年报中数字化相关词频总数} + 1)$

续表

中介变量	<i>ATO</i>	运营效率	当期营业收入/期末总资产平均余额(总资产周转率)
控制变量	<i>Size</i>	企业规模	ln(期末总资产)
	<i>Lev</i>	资产负债率	总负债/总资产
	<i>Age</i>	企业上市年限	观测年份 - 上市年份
	<i>Top10</i>	股权集中度	前十大股东持股比例之和

(三) 实证方法与回归思路

本研究采用经典的面板数据多元回归方法对前述假设进行检验，整体研究思路分为三个递进步骤。

第一步，构建双向固定效应模型检验主效应(验证假设 H1)。将数字化转型水平作为核心解释变量，企业经营绩效作为被解释变量，并加入资产规模、资产负债率、企业年龄、股权集中度等控制变量，同时控制企业个体固定效应和年份时间固定效应，所有标准误均采用企业层面聚类稳健调整。

第二步，采用 Baron & Kenny [14] 的逐步回归检验法验证中介效应(验证假设 H2)。具体而言，先以运营效率(总资产周转率)为被解释变量，检验数字化转型对运营效率的影响是否显著为正；随后将数字化转型与运营效率同时纳入解释变量，对企业经营绩效进行联合回归，并采用 Sobel 检验对中介效应进行统计显著性判定。

第三步，开展异质性分析与稳健性检验。异质性分析按企业产权性质分为“国有控股企业”与“非国有企业”两个子样本组分别回归。稳健性检验采取两种方法：一是替换被解释变量法，将 *ROA* 替换为 *ROE* 重新运行模型；二是解释变量滞后处理法，即用企业上一年的数字化转型水平来解释本年度的经营绩效表现，借助时间流逝的不可逆性切断当期可能存在的反向因果干扰，缓解内生性偏误。

4. 实证分析

(一) 描述性统计

表 2 报告了主要变量的描述性统计结果。从中可以看出，样本企业总资产净利润率(*ROA*)的均值为 0.0601，标准差 0.0276，说明高端装备制造企业整体盈利水平存在一定差异；数字化转型指数(*DT*)的均值为 2.7045，最小值 0.6255，最大值 4.6465，离散程度较高，反映出样本企业数字化转型阶段分化明显；总资产周转率(*ATO*)均值 0.6762，体现了重资产行业的典型运营特征——资产周转速度偏低。控制变量分布合理：企业规模(*Size*)均值 22.60，资产负债率(*Lev*)均值 0.4183，企业年龄(*Age*)均值 17.10 年，股权集中度(*Top10*)均值 0.5616，均处于 A 股上市公司常见区间。

Table 2. Descriptive statistics of main variables (N = 2808)

表 2. 主要变量描述性统计(N = 2808)

变量	均值	标准差	最小值	P25	中位数	P75	最大值
<i>ROA</i>	0.0601	0.0276	-0.0061	0.0405	0.0606	0.0789	0.1240
<i>ROE</i>	0.1074	0.0550	-0.0176	0.0698	0.1040	0.1413	0.2685
<i>DT</i>	2.7045	0.8704	0.6255	2.1096	2.7178	3.3095	4.6465
<i>ATO</i>	0.6762	0.1348	0.3590	0.5826	0.6781	0.7664	1.0073
<i>Size</i>	22.6041	1.1273	19.6465	21.8950	22.6373	23.3865	25.2119
<i>Lev</i>	0.4183	0.1393	0.1098	0.3256	0.4144	0.5058	0.7738
<i>Age</i>	17.1026	5.5114	6.0000	13.0000	17.0000	21.0000	28.0000
<i>Top10</i>	0.5616	0.1273	0.2667	0.4713	0.5621	0.6500	0.8609

变量间 Pearson 相关系数检验显示： DT 与 ROA 的相关系数为 0.195 ($p < 0.01$)，与 ATO 的相关系数为 0.321 ($p < 0.01$)， ATO 与 ROA 的相关系数为 0.308 ($p < 0.01$)，三者两两显著正相关，与本文的理论预期方向一致，为后续回归分析提供了初步证据。控制变量中除 Lev 与 ROA 显著负相关(-0.224)外，其余变量间相关系数绝对值均小于 0.25，方差膨胀因子(VIF)均小于 2，多重共线性问题不严重。

(二) 基准回归：数字化转型对经营绩效的主效应

表 3 报告了数字化转型对高端装备制造企业经营绩效影响的双向固定效应回归结果。列(1)为未加入控制变量的简单回归，列(2)为加入全部控制变量的完整回归。

Table 3. Baseline regression: Impact of digital transformation on operating performance (ROA)

表 3. 基准回归：数字化转型对企业经营绩效(ROA)的影响

变量	(1) ROA	(2) ROA
DT	0.0042*** (3.95)	0.0038*** (3.71)
$Size$		0.0040 (0.86)
Lev		-0.0518*** (-4.49)
Age		-0.0003*** (-3.23)
$Top10$		0.0181*** (5.03)
常数项	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
样本量 N	2808	2808
组内 R^2	0.041	0.051
总体 R^2	0.689	0.718

注：括号内为企业层面聚类稳健标准误对应的 t 值；***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。下同。

回归结果显示，在控制企业个体效应、年份效应及一系列企业基本面变量后，数字化转型水平(DT)的系数为 0.0038，t 值 3.71，在 1%水平上高度显著为正。其经济含义为：数字化转型指数每提高一个单位(约相当于年报中数字化相关关键词出现频次扩大 $e \approx 2.72$ 倍)，企业总资产净利润率(ROA)将提升约 0.38 个百分点。考虑到样本企业 ROA 均值仅为 6.01%，0.38 个百分点的提升约相当于平均盈利水平的 6.32%，经济意义不容忽视。这一结果有力支持了假设 H1，即数字化转型对高端装备制造企业经营绩效具有显著正向促进作用。

控制变量方面，资产负债率(Lev)系数显著为负(-0.0518, $t = -4.49$)，表明高杠杆经营会增加财务费用并挤压盈利空间，与公司金融基本理论预期一致；企业年龄(Age)系数显著为负(-0.0003, $t = -3.23$)，反映出装备制造企业可能存在“老化效应”，规模扩张带来的边际效率递减；股权集中度($Top10$)系数显著为正(0.0181, $t = 5.03$)，说明集中的股权结构有利于改善代理问题、提升经营效率。

(三) 中介效应检验：运营效率的传导路径

为检验假设 H2，本文运用 Baron-Kenny 逐步回归法识别运营效率(ATO)的中介作用，结果如表 4 所示。

表 4 的回归结果展示了清晰的中介传导链条：

第一阶段(列 2)，数字化转型对运营效率的影响系数为 0.0416 ($t = 7.19, p < 0.001$)，在 1%水平上高度显著为正，表明数字化转型有效推动了企业总资产周转速度的提升。这一发现与本文的理论推演相吻合——ERP 系统、工业互联网、柔性制造产线等数字化工具能够打破企业内部数据孤岛，缩短从订单到交

付的全流程周期，减少冗余库存和闲置产能。

Table 4. Mediation test of operational efficiency
表 4. 运营效率中介效应检验

变量	(1) <i>ROA</i>	(2) <i>ATO</i>	(3) <i>ROA</i>
	基准模型	<i>DT</i> → <i>ATO</i>	<i>DT</i> + <i>ATO</i> → <i>ROA</i>
<i>DT</i>	0.0038*** (3.71)	0.0416*** (7.19)	0.0028*** (2.76)
<i>ATO</i>			0.0229*** (6.31)
<i>Size</i>	0.0040	0.0195	0.0035
<i>Lev</i>	-0.0518***	-0.1460**	-0.0485***
<i>Age</i>	-0.0003***	0.0001	-0.0003***
<i>Top10</i>	0.0181***	0.0385**	0.0172***
企业/年份效应	Yes	Yes	Yes
样本量 <i>N</i>	2808	2808	2808
组内 <i>R</i> ²	0.051	0.061	0.069

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

第二阶段(列 3)，将运营效率纳入模型后，数字化转型对 *ROA* 的系数由基准回归的 0.0038 衰减至 0.0028 (仍在 1% 水平上显著)，同时运营效率(*ATO*)的系数为 0.0229 ($t=6.31, p<0.001$)。这种“*DT* 系数衰减但仍显著、*ATO* 系数显著为正”的模式是典型的部分中介效应特征。

Sobel 检验进一步证实了中介效应的统计显著性：Sobel Z 值为 4.74 ($p<0.001$)。具体分解显示，间接效应($a \times b$)为 0.00094，直接效应(c')为 0.00264，总效应(c)为 0.00357，中介效应占总效应的比例为 25.25%。这意味着，数字化转型对高端装备制造企业经营绩效的总体提升作用中，约四分之一是通过加快资产周转速度这一运营效率渠道实现的；其余四分之三可能通过研发创新、人力资本优化、风险管理改善等其他渠道发挥作用(冀云阳等[15]亦从研发投入与研发效率视角识别出类似的多渠道传导特征)。假设 H2 得到实证支持。

(四) 异质性分析：基于产权性质的分组检验

为检验假设 H3，本文将样本按企业产权性质划分为国有控股企业($N=1080$)与非国有企业($N=1728$)两个子样本组分别进行基准回归，结果如表 5 所示。

Table 5. Heterogeneity analysis: Subsample regressions by ownership
表 5. 异质性分析：产权性质分组回归

变量	(1) 国有企业 <i>ROA</i>	(2) 非国有企业 <i>ROA</i>
<i>DT</i>	0.0054*** (3.19)	0.0029** (2.25)
<i>Size</i>	0.0096 (1.21)	0.0009 (0.15)
<i>Lev</i>	-0.0335* (-1.80)	-0.0626*** (-4.24)
<i>Age</i>	-0.0004*** (-2.68)	-0.0002* (-1.80)
<i>Top10</i>	0.0224*** (3.72)	0.0145*** (3.24)
企业/年份效应	Yes	Yes
样本量 <i>N</i>	1080	1728
组内 <i>R</i> ²	0.076	0.039

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

分组回归结果显示出鲜明的异质性特征：在国有企业子样本中，数字化转型系数为 0.0054 ($t = 3.19$, $p < 0.01$)，即 DT 指数每提升一个单位，国企 ROA 提升 0.54 个百分点；而在非国有企业子样本中， DT 系数为 0.0029 ($t = 2.25$, $p < 0.05$)，同等数字化投入对应的 ROA 提升仅 0.29 个百分点。国企子样本中 DT 的系数约为非国企子样本的 1.86 倍，差异显著。

组间系数差异的 Chow 检验结果($F = 4.27$, $p = 0.039$)进一步确认两组系数在 5%水平上存在统计显著差异。假设 H3 得到实证支持。这一结果背后的经济逻辑在于：第一，国有高端装备制造企业通常承担国家战略性新兴产业的“链主”职能，其在工业互联网平台、智能产线等新型基础设施的建设上往往率先布局，前期沉没成本能够借助长期低成本资金支持得到平滑；第二，国企在与上下游产业链协同数字化改造时具有更强的协调能力，能够获得更广泛的生态规模收益；第三，非国有企业(特别是中小型企业)受融资约束影响，数字化投入往往呈现碎片化、阶段性特征，难以形成系统性效率改善。

(五) 稳健性检验

为确保主要结论的可靠性，本文进行了两类稳健性检验，结果如表 6 所示。

Table 6. Robustness checks

表 6. 稳健性检验

变量	(1) 替换为 ROE	(2) DT 滞后一期
DT	0.0077*** (3.73)	
$L.DT$		0.0020* (1.94)
$Size$	0.0064 (0.65)	0.0080 (1.55)
Lev	0.1056*** (4.54)	-0.0519*** (-4.22)
Age	-0.0006*** (-3.41)	-0.0004*** (-3.80)
$Top10$	0.0316*** (4.43)	0.0207*** (5.30)
企业/年份效应	Yes	Yes
样本量 N	2808	2496
组内 R^2	0.046	0.039

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

第一种稳健性检验是替换被解释变量。将 ROA 替换为净资产收益率(ROE)后， DT 系数为 0.0077 ($t = 3.73$, $p < 0.01$)，方向与显著性水平与基准回归保持一致，且经济意义更强(ROE 对 DT 的弹性大于 ROA ，符合财务杠杆放大效应的预期)。

第二种稳健性检验是解释变量滞后一期。考虑到数字化转型可能与企业绩效之间存在双向因果关系(即绩效较好的企业更有能力推进数字化投入)，本文将自变量替换为上一年度的数字化转型水平($L.DT$)。结果显示， $L.DT$ 系数为 0.0020 ($t = 1.94$, $p = 0.052$)，在 10%水平上边际显著为正。系数较基准模型有所衰减但方向不变，符合“数字化转型效益存在时滞性、需要 1~2 年才能完全释放”的现实经济逻辑，亦在一定程度上缓解了反向因果带来的内生性担忧。

综合两类稳健性检验，本文的核心结论——数字化转型显著促进高端装备制造企业经营绩效——具有较强的稳健性。

5. 研究结论与政策建议

(一) 研究结论

本文基于 2015~2023 年沪深 A 股高档数控机床、智能制造装备、航空航天装备、海洋工程装备、轨

道交通装备及新能源装备等高端装备制造业上市公司的面板数据(共 312 家企业, 2,808 个观测值), 构建了“数字化转型 - 运营效率 - 经营绩效”的逻辑分析框架, 运用双向固定效应模型与逐步回归中介效应检验法, 系统探究了数字化转型对高端装备制造企业经营绩效的影响及其传导机制, 得出以下三方面核心结论:

第一, 数字化转型对高端装备制造企业的经营绩效具有显著正向促进作用。基准回归中 DT 系数为 0.0038 ($t = 3.71, p < 0.01$), DT 指数每提升一个单位, 企业 ROA 提升约 0.38 个百分点; 该结论在替换被解释变量为 ROE 及解释变量滞后一期处理后依然稳健。

第二, 运营效率(总资产周转率)在数字化转型与经营绩效之间发挥显著的部分中介传导作用。Sobel Z 检验值为 4.74 ($p < 0.001$), 中介效应占总效应的比例为 25.25%, 表明数字化转型主要通过加快企业资产周转速度的路径实现盈利能力的提升。

第三, 异质性检验表明, 相较于非国有企业(DT 系数 0.0029), 数字化转型对国有高端装备制造企业经营绩效的提升作用(DT 系数 0.0054)更为显著, 组间差异在 5%水平上具有统计显著性, 反映出产权性质背后的资源禀赋差异。

(二) 政策建议

基于上述研究结论, 本文从微观企业管理与宏观政策制定两个层面提出如下对策建议。

在微观企业层面, 高端装备制造企业管理层在制定数字化战略决策时, 应紧紧锚定“加快资产周转、降低库存积压”等实质性业务改善目标, 避免盲目跟风概念性投入。建议企业在转型初期优先布局工业互联网平台、柔性制造产线、ERP/MES 一体化系统等能够直接打通“研发 - 采购 - 生产 - 销售”全链条数据流的核心基础设施, 将数字化投入精准转化为运营效率的实质提升, 规避“高投入低产出”的数字化陷阱。

在宏观政策层面, 政府部门在制定数字经济产业扶持政策时, 应充分考虑不同产权性质和资源禀赋企业的差异化转型需求。一方面, 对于国有高端装备制造企业, 应继续支持其发挥“链主”引领作用, 鼓励其牵头开展产业链协同数字化改造; 另一方面, 对于非国有企业(特别是中小型装备制造企业), 应通过财政补贴、税收减免、专项数字化基金等方式精准缓解其转型初期的资金压力, 帮助其跨越“数字化悖论”阵痛期门槛。同时, 建议地方政府结合区域产业链特征, 搭建公共数字化服务平台, 降低中小企业的数字化转型边际成本, 推动相关产业支持政策的精准落地。

(三) 研究不足与展望

本文研究尚存在一些不足之处。首先, 受限于篇幅与数据可得性, 本文仅选用总资产周转率作为单一中介变量, 未来研究可进一步引入研发创新强度、供应链弹性等多重中介变量, 构建更为丰富的传导机制网络。其次, 在内生性处理方面, 本文主要依托解释变量滞后一期的方式缓解反向因果干扰, 未来研究可尝试寻找更具说服力的工具变量(如同省份同行业其他企业数字化转型均值等)开展更为严谨的因果识别。第三, 本文样本仅涵盖 A 股高端装备制造业上市公司, 未来研究可进一步拓展至非上市企业或国际比较视角, 以增强研究结论的外部有效性。

参考文献

- [1] 张铭慎. 高端装备制造业产业链韧性: 内涵、特征与提升路径[J]. 经济纵横, 2022(8): 76-86.
- [2] Williamson, O.E. (1985) *The Economic Institutions of Capitalism: Firms, Markets, Relational Contracting*. Free Press.
- [3] Barney, J. (1991) Firm Resources and Sustained Competitive Advantage. *Journal of Management*, 17, 99-120. <https://doi.org/10.1177/014920639101700108>
- [4] Bharadwaj, A., El Sawy, O.A., Pavlou, P.A. and Venkatraman, N. (2013) Digital Business Strategy: Toward a Next Generation of Insights. *MIS Quarterly*, 37, 471-482. <https://doi.org/10.25300/misq/2013/37:2.3>

-
- [5] 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.
- [6] 袁淳, 肖土盛, 耿春晓, 等. 数字化转型与企业分工: 专业化还是纵向一体化[J]. 中国工业经济, 2021(9): 137-155.
- [7] Su, J., Wei, Y., Wang, S. and Liu, Q. (2023) The Impact of Digital Transformation on the Total Factor Productivity of Heavily Polluting Enterprises. *Scientific Reports*, **13**, Article No. 6386. <https://doi.org/10.1038/s41598-023-33553-w>
- [8] 孙佳哲, 李勇坚. 数字化转型对制造业企业经营绩效的影响[J]. 税务与经济, 2025(3): 78-86.
- [9] 戴翔, 曾令涵, 徐海峰. 企业数字化转型提升出口韧性: 机理及实证[J]. 中国软科学, 2023(5): 44-53.
- [10] Zhai, H., Yang, M. and Chan, K.C. (2022) Does Digital Transformation Enhance a Firm's Performance? Evidence from China. *Technology in Society*, **68**, Article ID: 101841. <https://doi.org/10.1016/j.techsoc.2021.101841>
- [11] 王定祥, 杜雨潼, 邓琳钰. 机遇还是挑战: 数字化转型对农业企业经营绩效的影响[J]. 农业技术经济, 2025(2): 129-144.
- [12] 耿雪姣. 流通企业数字化转型影响企业经营绩效的机制研究[J]. 商业经济研究, 2025(1): 49-52.
- [13] Chaney, T. (2014) The Network Structure of International Trade. *American Economic Review*, **104**, 3600-3634. <https://doi.org/10.1257/aer.104.11.3600>
- [14] Baron, R.M. and Kenny, D.A. (1986) The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, **51**, 1173-1182. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.51.6.1173>
- [15] 冀云阳, 周鑫, 张谦. 数字化转型与企业创新——基于研发投入和研发效率视角的分析[J]. 金融研究, 2023(4): 111-129.