Open Access Library Journal
2026, Volume 13, e16110
ISSN Online: 2333-9721
ISSN Print: 2333-9705

Research on the Impact of Digital-Real Industrial Technology Integration on Corporate Financial Performance

Rokia Khalid Mohamed Abdelkader Ebrahim Mohamed

School of Business, Jiangnan University, Wuxi, China
Email: rokiakh2001@gmail.com

How to cite this paper: Mohamed, R.K. (2026) Research on the Impact of Digital-Real Industrial Technology Integration on Corporate Financial Performance. *Open Access Library Journal*, **13**: e16110.
https://doi.org/10.4236/oalib.1116110

Received: September 30, 2026
Accepted: November 23, 2026
Published: November 26, 2026

Copyright © 2026 by author(s) and Open Access Library 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

Abstract

As the digital economy and the real economy continue to undergo deep integration, enterprises have also gained new momentum for achieving high-quality development. Based on enterprise patent citation information, this paper constructs an indicator of digital-real industrial technology integration (DRI) and empirically examines its impact on corporate financial performance and the underlying mechanisms, using a sample of non-financial listed companies on the Shanghai and Shenzhen A-share markets from 2000 to 2024. The results show that DRI significantly improves corporate financial performance, and this conclusion remains robust after a series of robustness checks and the use of an instrumental variable approach to address endogeneity. Mechanism tests indicate that easing financial constraints and enhancing technological innovation are two important channels through which DRI enhances corporate financial performance. Heterogeneity analysis further reveals that this promoting effect is more pronounced among non-state-owned enterprises, firms located in regions with better digital infrastructure, and firms with a stronger executive innovation culture. These findings provide empirical evidence for research on the relationship between DRI and corporate financial performance, and offer practical implications for enterprises seeking to advance digital-real integration and improve their operating performance.

Subject Areas

Accounting, Finance

Keywords

Digital-Real Integration, Financial Performance, Financial Constraints,

Technological Innovation

1. 概述

“十五五”规划建议明确提出，要“促进实体经济和数字经济深度融合，实施工业互联网创新发展工程”，为数字经济与实体经济的深度融合确立了国家战略层面的政策方向。中国信息通信研究院(CAICT)发布的《中国数字经济发展研究报告（2025）》显示，2024 年中国数字经济规模已达 59.2 万亿元，同比名义增长 9.69%，占 GDP 比重达到 43.8%；在微观层面，数字化投入每提升 1%，企业主营业务成本率下降 9.17%，成本费用利润率提高 6.71%。由此可见，数字经济与实体经济的融合已经由宏观战略层面逐步下沉至企业经营层面，并对企业的成本控制与盈利能力带来了实质性影响。

在这一背景下，数实产业技术融合作为刻画数字技术与实体产业技术层面融合程度的概念，逐渐成为学术界关注的新命题。已有研究从多个角度证实了数实产业技术融合所发挥的积极作用：黄先海和高亚兴(2023)发现其能够显著提升企业全要素生产率[1]，王欢芳等(2026)、董旗等(2025)则发现其能够推动企业新质生产力发展[2] [3]；李莉等(2025)发现其会促使企业创新节奏发生变化、进而影响突破性创新的产生[4]；段小萍和潘莉香(2026)却发现其会加剧企业间创新能力与资源配置效率的分化[5]；蒋为等(2024)还发现其对企业出口产品策略的优化具有积极影响[6]。但真正将数实产业技术融合与企业财务绩效直接关联起来的研究仍屈指可数，仅高湛轩等(2026)、鞠兴武(2024)等少数文献有所涉及[7] [8]。前者从成本优化、效率提升与创新驱动三条路径展开机制检验，后者则发现数实技术融合能够通过增强企业组织韧性、缓解融资约束两条路径助力企业财务绩效的提升，二者共同为这一问题提供了初步的经验证据。

基于此，本文以 2000~2024 年沪深 A 股非金融类上市公司为研究样本，实证检验数实产业技术融合对企业财务绩效的影响，并从融资约束与技术创新两条路径揭示其内在作用机制，进一步结合产权性质、数字基础设施及高管创新文化三个维度展开异质性分析。研究发现，数实产业技术融合能够显著提升企业财务绩效，融资约束的缓解与技术创新水平的提升是这一过程中与所提机制相一致的两条重要路径，且这一促进效应在非国有企业、数字基础设施水平较高地区以及高管创新文化较强的企业中表现得更为显著，上述结论在一系列稳健性检验与内生性处理后依然成立。本文的研究有助于在数实融合与企业财务绩效关系这一相对薄弱的领域有所补充。

本文可能的边际贡献主要体现在以下三个方面：第一，在研究对象上，将数实产业技术融合的经济后果研究进一步引向企业财务绩效这一相对较少被直接考察的维度，弥补了以往多集中于全要素生产率或新质生产力研究，鲜有探讨其对于企业绩效影响的不足，这在一定程度上拓展了该领域经济后果的研究范畴；第二，从产权性质、数字基础设施与高管创新文化三个维度，识别了数实产业技术融合赋能企业财务绩效的边界条件，为不同类型企业因

地制宜、精准推进数实产业技术融合提供了参考。

2. 文献综述

2.1. 数实产业技术融合相关研究

数实产业技术融合，从技术层面来看，正是数字经济与实体经济深度融合的一种微观体现。黄先海和高亚兴(2023)将其界定为分属于数字产业与实体产业范畴的技术之间彼此互补、共同促进的动态演进过程，并基于企业专利引用信息设计了相应的测度方法[1]：若某项专利的 IPC 主分类不属于数字产业技术，但该专利所引用的专利中至少有一项归属于数字产业技术，即可识别为一次数实产业技术融合行为；在此基础上，将企业年度的融合次数加 1 后取自然对数，作为衡量指标。此后，董旗等(2025)与高湛轩等(2026)沿用了这一测度方法[3] [7]。马景昊和梁正瀚(2026)在专利引用信息的基础上，进一步纳入数字技术市场成交额、数字化资产占比等指标，借助熵权法构建综合测度体系[9]；王欢芳等(2026)从融合的深度与广度两个层面，基于专利共分类方法加以刻画[2]。而蒋为等(2024)从数字企业接近度视角切入，衡量数字经济对实体制造企业出口行为的赋能程度，为专利路径之外提供了另一种测度思路[6]。

在经济后果方面，黄先海和高亚兴(2023)发现该融合行为对企业全要素生产率具有显著的正向推动作用[1]；王欢芳等(2026)和董旗等(2025)研究发现，数实产业技术融合能够通过拓宽企业知识宽度、增强资源获取能力，促进企业新质生产力发展[2] [3]；廖晓语等(2024)发现其能够通过人力资本结构与资产结构调整促进制造企业高质量发展[10]。马景昊和梁正瀚(2026)研究发现，数实技术融合对企业的赋能效应会因企业规模、产权性质和创新环境等因素的不同而存在差异[9]。与上述研究结论不同，段小萍和潘莉香(2026)随着数实产业技术融合程度的加深，企业间创新能力与资源配置效率的差距不降反升，全要素生产率的分化趋势因此被进一步放大[5]。在影响因素方面，陈芳和袁梦冉(2026)研究发现，制度型开放能够通过降低制度性交易成本、促进市场竞争和吸引人力资本三条渠道，显著提升企业数实产业技术融合水平[11]。

2.2. 企业财务绩效的相关研究

关于企业财务绩效的影响因素，学者们主要从企业融资、投资及经营决策等微观财务行为角度展开了研究。在融资约束方面，苏雨馨(2025)基于企业生命周期视角，以 SA 指数衡量融资约束程度，发现融资约束对企业财务绩效具有显著的抑制作用，其中处于成熟期的企业受到的抑制程度最为显著，成长期企业虽同样面临显著抑制但强度略弱，而衰退期企业所受影响未能通过统计显著性检验[12]。曾爱民等(2013)则从财务柔性储备的角度切入，发现在金融危机冲击下，财务柔性储备较高的企业面临的融资约束更为宽松，能够逆势加大投资力度，并在危机期间及随后年度表现出更优的经营业绩，表明财务柔性作为一种预防性资源配置方式，对企业绩效具有跨期的支撑作用[13]。在企业营运层面，彭颖等(2021)以制造业上市公司为样本，发现营运资

本管理效率(以总资产周转率衡量)与企业盈利能力显著正相关，加快资产周转速度能够有效提升公司的盈利水平[14]。创新投入同样被证实是企业绩效的重要驱动力，徐芊芊(2025)基于科创板上市公司数据发现，研发投入强度对企业绩效具有显著正向影响，且高管薪酬激励在这一关系中发挥正向调节作用，薪酬激励水平越高，创新投入向绩效转化的效率越强[15]。

在公司治理层面，股权结构与董事会特征对企业财务绩效的影响始终是学术界关注的重点，但已有研究结论并未完全一致。魏星和付岱山(2025)基于创业板上市公司 2010~2023 年的大样本面板数据发现，股权集中度、两权分离度与董事会规模均与企业财务绩效呈显著正相关关系[16]。与之不同，许聪(2026)基于 A 股上市公司数据的多重稳健性检验发现，企业财务绩效会随独立董事比例的提高而显著下降，且董事会会议频率越高，对财务绩效产生的抑制作用也越明显，说明董事会治理机制的实际效果可能因制度环境与企业特征而异，并非简单的线性正向关系[17]。上述董事会治理机制效果的情境依赖性也得到了跨国经验证据的印证，Ali 等(2020)基于 67 篇实证研究构建的元分析发现，在发展中国家情境下，董事会独立性与董事会会议频率均与企业财务绩效呈显著负相关关系，而股权集中度则与企业财务绩效呈显著正相关关系[18]，这与许聪(2026)、魏星和付岱山(2025)的研究结论相互印证[16] [17]。在资本结构方面，朱苏湘(2024)以 2016 年去杠杆政策的实施作为准自然实验，采用双重差分法发现，去杠杆政策显著提升了企业财务绩效，且这一效应在国有企业和高负债企业中更为明显；进一步的异质性分析表明，去杠杆政策对企业财务绩效的促进作用在新成立企业中更为突出，而在企业规模和上市地点方面则未表现出显著差异[19]。国际证据同样支持这一逻辑，Prekazi 等(2023)基于科索沃商业企业 2014~2019 年的面板数据发现，资本结构与企业财务绩效之间存在密切关联，但不同模型设定下二者关系的方向并不完全一致[20]。

2.3. 数实产业技术融合与企业绩效研究

在数实融合以及与其密切相关的企业数字化转型对企业财务绩效的直接效应方面，已有研究普遍验证了正向关系。高湛轩等(2026)选取 2012~2023 年中国 A 股制造业上市公司数据，从数实产业技术融合的视角实证检验发现，数实融合能够显著提升企业财务绩效[7]。鞠兴武(2024)同样借助企业间专利引用信息刻画数实技术融合行为，基于 2011~2022 年 2384 家上市公司的面板数据，发现积极的数实技术融合行为可以显著提升企业财务绩效[8]。聚焦企业数字化转型这一相近议题，石荣庆(2026)以 2016~2022 年沪深 A 股制造业企业为考察对象，同样发现数字化程度的提升能够带动财务绩效改善，且该发现经受住了更换绩效衡量指标、剔除疫情年份样本等多重检验，结果具有较强的稳健性[21]；易露霞等(2021)则利用大数据文本识别方法刻画数字化转型强度，发现其显著提升了企业主业业绩水平[22]。

在作用机制方面，现有研究普遍从成本、效率与创新等维度打开了数实融合与数字化转型影响企业财务绩效的传导路径：高湛轩等(2026)发现数实融

合主要通过优化成本、提升效率与推动创新三条路径实现赋能[7]；鞠兴武(2024)则发现其能够通过增强企业组织韧性、缓解融资约束，助力绩效提升[8]。这一融资约束缓解渠道同样得到跨国证据的印证，Bo 等(2025)基于沪深 A 股制造业跨国企业样本的研究同样发现，数字化转型能够显著缓解企业融资约束[23]。此外石荣庆(2026)与倪骁然和张宸瑞(2025)分别从优化内部控制、改善信息环境等角度提供了佐证[21] [24]。异质性检验方面，已有研究普遍发现数实融合与数字化转型的赋能效果存在情境依赖性，但在产权异质性等具体方向上的发现并未完全一致，例如鞠兴武(2024)发现该效应在非国有企业中更为显著[8]，而易露霞等(2021)却发现国有企业的业绩驱动表现反而更好[22]，说明这一调节方向仍有待结合具体样本与制度情境作进一步辨析。

上述数实融合与数字化转型能够提升企业财务绩效的结论，也得到了国际经验证据的支持。Bertacchini 等(2025)基于 90 家意大利上市公司的面板数据发现，数字化投入指数对企业资产收益率具有显著正向影响[25]；Sharma 等(2026)基于印度上市公司样本，发现数字化转型对 ROA、PBDIT 与托宾 Q 均具有显著正向影响，且全要素生产率在这一过程中发挥了中介作用[26]。

2.4. 文献述评

总体来看，国内外关于数字化转型、数字经济与企业绩效关系的研究成果较为丰富，但聚焦到“数实融合”这一更贴合数字经济与实体经济深度融合本质的概念时，已有研究仍相对有限，真正将其与企业财务绩效直接关联起来的研究更是屈指可数，仅高湛轩等(2026)、鞠兴武(2024)等少数文献有所涉及[7] [8]，二者虽已从成本优化、效率提升、组织韧性与融资约束等路径展开机制探讨，其中高湛轩等(2026)将企业创新质量以知识宽度衡量，侧重于捕捉企业整合异质性技术所体现的原创性与技术复杂度[7]；而本文采用的技术创新指标则以发明专利被引次数衡量，侧重于捕捉创新成果被后续技术引用、认可与采纳所体现的实际影响力与应用价值，二者所反映的创新质量维度存在差异；就调节因素而言，现有研究也多聚焦于区域层面的数字基础设施水平，较少下沉到企业自身层面，高管创新文化这一视角也少有涉及。上述不足在一定程度上限制了对数实融合赋能企业财务绩效边界条件的全面理解。基于此，本文以 2000~2024 年沪深 A 股非金融类上市公司为研究样本，考察数实产业技术融合对企业财务绩效的影响，并从融资约束与技术创新两条路径揭示其内在作用机制，进一步结合产权性质、数字基础设施及高管创新文化三个维度展开异质性分析，以期在数实融合与企业财务绩效关系这一相对薄弱的研究领域有所补充。

3. 理论分析与研究假设

3.1. 动态能力理论

动态能力理论由 Teece 等(1997)提出[27]，该理论认为，企业在外部环境快速变化的条件下，只有不断整合、构建并重新配置自身内外部资源与技术能力，才能形成难以被模仿的竞争优势。数实产业技术融合本质上是企业将

人工智能、大数据、云计算等数字技术与主业实体技术持续交叉融合、动态调整的过程，与动态能力理论所强调的资源重构逻辑高度契合。董旗等(2025)运用动态能力理论对数实产业技术融合的作用机理进行阐释，并发现数实产业技术融合对企业新质生产力具有显著的正向影响，为数实融合通过动态能力机制作用于企业微观经营成果提供了理论与经验支持[3]。就企业财务绩效这一具体结果而言，高湛轩等(2026)的研究已经证实，数实融合能够通过降低资产专用性、优化营业成本率、提升全要素生产率以及拓展企业知识宽度等途径，显著提升企业财务绩效，且该结论在运用多时点双重差分、倾向得分匹配及工具变量法排除内生性问题后依然稳健成立[7]。鞠兴武(2024)基于2011~2022 年更大样本面板数据的研究同样发现，积极的数实技术融合行为可以显著提升企业财务绩效，这一结论在经过内生性处理及一系列稳健性检验后依然成立[8]。综上可知，数实产业技术融合对企业财务绩效的提升作用，很可能是通过缓解融资约束、推动技术创新等路径得以实现的。据此，本文提出如下假设：

H1：数实产业技术融合对企业财务绩效具有显著的正向影响。

3.2. 信息不对称理论

信息不对称理论由 Akerlof (1970)提出[28]，该理论认为，交易双方因信息占有程度不同，掌握信息较充分的一方可能利用信息优势谋取利益，而信息劣势方难以有效甄别交易对象的真实质量，从而导致市场机制运行效率下降。Myers & Majluf (1984)将这一理论引入企业融资领域，指出企业内部管理者与外部资金提供者之间普遍存在信息不对称[29]，这种信息不对称会推高企业外部融资成本、加剧逆向选择问题，进而形成融资约束，制约企业正常的经营与投资决策；而降低信息不对称程度、提升信息透明度，则是缓解融资约束的重要途径。鞠兴武(2024)的机制检验发现，数实技术融合能够显著降低企业的 KZ 指数与 SA 指数[8]，说明数实技术融合有助于缓解企业融资约束。苏雨馨(2025)基于企业生命周期视角的研究进一步表明，融资约束对企业财务绩效具有显著的抑制作用，且这一制约效应在成熟期企业中表现得最为显著，成长期企业虽同样受到显著抑制但效应相对较弱，而处于衰退期的企业所受影响未能通过统计显著性检验[12]。具体而言，融资约束的存在往往会制约企业的投资决策空间、放大其面临的财务风险，并抑制企业在研发与创新方面的资金投入；由此可以推断，数实产业技术融合若能有效缓解融资约束，将有助于企业突破资金瓶颈、增强抗风险能力，进而带动企业财务绩效的提升。这一逻辑同样得到跨国经验证据的印证，Bo 等(2025)以 2011~2023 年沪深 A 股制造业跨国企业 6607 个样本为对象，采用与本文相同的 SA 指数 Hadlock 和 Pierce (2010) [30]衡量融资约束，发现企业数字化转型程度对 SA 指数具有显著的负向影响，且该结论在更换 WW 指数、剔除 2020 年数据及采用工具变量法等多重稳健性检验后依然成立[23]；其机制检验进一步表明，数字化转型能够显著提升企业信息透明度并加大研发投入强度，说明缓解信息不对称与增强创新能力是数字化转型赋能融资约束改善的两条重要渠道。综合来看，数实融合可能通过缓解融资约束这一中介路径，间接提升企业财务绩效。由

此，本文提出：

H2：数实产业技术融合能够缓解企业融资约束，进而有助于提升企业财务绩效。

3.3. 熊彼特创新理论

熊彼特创新理论认为，资本主义经济发展的根本动力来自企业不断创造新产品、新生产方式、新市场及新组织形式，这一过程通过“创造性破坏”从内部持续革新经济结构、淘汰旧有的生产与组织方式 Schumpeter (1943) [31]。高湛轩等(2026)在此基础上指出，创新本质上是生产要素的重新组合，其研究发现，数实融合能够拓宽企业知识宽度、催生高质量突破性创新，并通过产品市场竞争优势等渠道，最终提升企业财务绩效[7]。李莉等(2025)基于 216 家医疗装备企业样本的研究发现，数实技术融合会促使企业创新节奏趋于不规则化，其中创新节奏的规则化及适度不规则化均能促进突破性创新的产生，而过度不规则则会产生抑制作用，创新节奏在数实技术融合与突破性创新之间发挥部分中介效应，为数实融合能够切实推动企业技术创新提供了直接证据[4]。而在技术创新与企业财务绩效的关系上，易露霞等(2021)的研究发现，以专利申请量衡量的企业技术创新水平的提升，能够进一步显著促进企业主业业绩，为技术创新作为通向企业财务绩效的有效中介渠道提供了直接证据[22]。综合来看，数实融合可能通过促进企业技术创新这一中介路径，间接提升企业财务绩效。据此，本文提出：

H3：数实产业技术融合能够提升企业技术创新水平，进而有助于提升企业财务绩效。

4. 实证研究设计

4.1. 样本数据

本文的数据来源主要包括两个渠道：第一，企业发明专利及专利引用数据来源于国家知识产权局专利检索库(CNIPA)，该数据库对中国国家知识产权局的专利信息进行了系统整理与清洗，能够准确识别专利的 IPC 分类号、申请年份、申请人及专利引用关系等关键信息，本文据此识别企业数实融合行为并构建核心解释变量。第二，企业财务数据、治理数据及相关控制变量来源于万得(Wind)数据库和深圳希施玛数据科技有限公司 CSMAR 中国经济金融研究数据库，其中融资约束指标参考 CSMAR 经营困境研究数据库的 SA 指数测算方法。本文的数据处理与实证分析均通过 Stata 软件完成。

在样本选取上，本文以 2000~2024 年沪深 A 股非金融、非财务状况异常(ST 或*ST)类上市公司为研究对象，剔除了研究期内首次公开募股(IPO)、关键变量缺失以及存续期不足五年的公司，最终得到 42,933 个企业–年份层面有效观测值。选取 2000 年作为起始年份，是因为 2000 年之前上市公司财务数据与专利数据披露不完整，且已有数实融合研究中亦有采用 2000 年作为样本起点的做法[6]。为消除极端值对回归结果的影响，本文对所有连续变量在上下 1%水平上进行缩尾处理。

4.2. 变量定义

4.2.1. 被解释变量

企业财务绩效。本文以企业财务绩效作为被解释变量，参考石荣庆(2026)的研究[21]，选取净资产收益率(ROE)对企业财务绩效进行衡量。ROE 是衡量企业盈利能力和财务绩效的重要指标，能够反映企业利用股东投入资本获取收益的能力，ROE 越高，表明企业运用自有资本创造利润的能力越强。具体而言，本文参考臧卉(2024)的研究[32]，采用净利润与股东权益余额之比计算 ROE。

4.2.2. 核心解释变量

数实产业技术融合(DRI)的测度。本文借鉴黄先海和高亚兴(2023)的识别思路[1]，以专利引用关系为载体捕捉数字知识向实体技术的流动。在数字技术认定上，依据国家知识产权局《数字经济核心产业分类与国际专利分类参照关系表（2023）》，将企业专利的 IPC 主分类号与数字产业分类进行匹配，据此判别专利是否属于数字技术领域。在专利归属与匹配上，将 CNIPA 专利申请人名称与样本上市公司全称、证券简称、历史名称及其合并报表范围内子公司进行匹配，经人工复核后仅保留唯一对应样本。进一步，利用专利公开号获取引用信息，若某项专利的 IPC 主分类非数字技术，但其引用的专利中至少一项为数字技术，则界定为一次数实产业技术融合行为。在观测年份归属上，本文以专利申请年份为准进行归集。针对引用缺失问题，若无法判断是否存在引用则视为未识别，若明确无引用则计为 0。最终，将企业年度融合次数加 1 后取自然对数，得到 DRI 指标。

4.2.3. 控制变量

本文参考姚童(2024)、倪骁然和张宸瑞(2025)、彭颖等(2021)以及肖谷和周佩(2022)等研究[14] [24] [33] [34]，选取了企业规模、资产负债率、流动比率、现金流比率、固定资产占比、企业年龄、金融负债率及董事会规模等一系列控制变量。同时，本文在回归模型中控制了企业(Firm)和年份(Year)固定效应，各变量的具体定义与测度方法见表 1。

4.3. 模型构建

本文构建模型用于基准回归，以检验数实融合对企业财务绩效的影响：

$$\mathrm{ROE}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{DRI}_{it} + \beta_2 \mathrm{Controls}_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

其中，下标 i 和 t 分别表示企业和年份，ROE_{it} 表示企业 i 在 t 年的财务绩效，DRI_{it} 表示企业 i 在 t 年的数实融合水平，$\mathrm{Controls}_{it}$ 表示前文所述的一系列控制变量。其中，μ_i 表示企业固定效应，γ_t 表示年份固定效应，ε_{it} 表示随机扰动项。

其中，β_0 为截距项，β_1 为本文关注的核心解释变量 DRI 的回归系数，β_2 为控制变量的系数向量。若 β_1 显著为正，则说明数实融合能够促进企业财务绩效提升，验证本文关于数实融合促进企业财务绩效改善的研究假设。

表 1. 变量定义表

变量类型	变量名称	变量符号	测度方式
被解释变量	净资产收益率	ROE	净利润/股东权益余额；当分母未公布或为零或小于零时，以 NULL 表示
解释变量	数实融合	DRI	基于专利引用数据，若专利的 IPC 主分类号不属于数字技术，但其引用的专利中至少有一项属于数字技术，则计为一次融合行为；按年度汇总企业融合行为次数，对该次数加 1 后取自然对数，即 Ln(融合次数 + 1)
中介变量	融资约束	FC	CSMAR 经营困境数据库 SA 指数
	技术创新	TI	Ln(发明申请专利各年被引次数 + 1)
控制变量	企业规模	Size	年末总资产的自然对数
	资产负债率	Lev	总负债/总资产
	流动比率	Liquid	流动资产/流动负债
	现金流比率	Cashflow	经营活动现金流量净额/总资产
	固定资产占比	Fixed	固定资产净额/总资产
	金融负债率	FL	(短期借款 + 长期借款 + 应付债券等)/总资产
	企业年龄	Firmage	ln(观测年份 − 公司成立年份 + 1)
	董事会规模	Board	董事会总人数的自然对数，即 Ln(董事会人数)

5. 实证分析结果

5.1. 描述性统计

表 2 列示了主要变量的基本统计特征。

表 2. 描述性统计结果

	N	Mean	sd	p50	min	max
DRI	42,933	0.0975184	0.3010285	0	0	1.609438
ROE	42,933	0.0178937	0.0306784	0.014218	−0.070055	0.165092
Size	42,933	22.18812	1.304263	21.97347	19.80695	26.09983
Lev	42,933	0.4194166	0.2019579	0.4137379	0.0571049	0.8758149
Liquid	42,933	2.549796	2.541576	1.688944	0.3725535	15.36388
Cashflow	42,933	0.0468338	0.0660078	0.045787	−0.1421063	0.2259751
Fixed	42,933	0.2105313	0.1495303	0.1819293	0.0035129	0.6466911
Board	42,933	2.114525	0.1987267	2.197225	1.609438	2.639057
FL	42,933	1.227885	0.8236153	1.032839	−0.5514988	5.895899
Firmage	42,933	2.921753	0.3654675	2.995732	1.791759	3.610918

注：N 为样本量，p50 为中位数。

由表 2 可知，被解释变量企业财务绩效(ROE)的均值为 0.0179，标准差为

0.0307，最小值为−0.0701，最大值为 0.1651，表明不同企业之间的财务绩效存在一定差异。核心解释变量数实融合(DRI)的均值为 0.0975，标准差为 0.3010，最小值为 0，最大值为 1.6094，说明样本企业之间的数实融合水平存在较为明显的差异。

此外，各控制变量的统计结果均处于合理范围内，不同企业在规模、资本结构、现金流状况以及治理特征等方面存在一定差异，为后续实证分析提供了数据基础。

5.2. 基准回归检验

表 3 列示了数实融合对企业财务绩效影响的基准回归结果。第(1)列仅纳入核心解释变量 DRI，第(2)列进一步加入控制变量，第(3)列在此基础上加入企业和年份固定效应。从回归结果来看，核心解释变量 DRI 的回归系数均显著为正。其中，在控制企业固定效应和年份固定效应后，第(3)列中 DRI 的回归系数为 0.00101，并在 5%的水平上显著为正，表明数实融合能够显著提升企业财务绩效，本文提出的研究假设 H1 得到验证。

表 3. 基准回归结果

	(1) ROE	(2) ROE	(3) ROE
DRI	0.00307***	0.00110*	0.00101**
	(4.96)	(1.96)	(2.13)
Board		0.00266**	−0.00150
		(2.47)	(−1.06)
Size		0.00379***	0.00649***
		(17.62)	(13.10)
Lev		−0.0229***	−0.0347***
		(−12.99)	(−16.85)
Liquid		0.000284***	0.000610***
		(2.76)	(4.43)
Cashflow		0.126***	0.0757***
		(33.67)	(21.93)
Fixed		−0.0213***	−0.0480***
		(−13.44)	(−18.91)
FL		−0.00105***	−0.000866***
		(−5.55)	(−4.54)
Firmage		−0.0118***	−0.0228***
		(−19.20)	(−7.35)
_cons	0.0175***	−0.0290***	−0.0359***
	(63.27)	(−6.48)	(−2.67)

续表

Year	NO	NO	YES
Firm	NO	NO	YES
N	42933	42933	42798
adj. R^2	0.001	0.146	0.386

注：括号中的值为 t 统计量，*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，本文按照公司聚类进行稳健的标准误调整。下同。

5.3. 稳健性检验

5.3.1. 替换被解释变量

为进一步检验基准回归结果的可靠性，本文采用替换被解释变量的方法进行稳健性检验。首先，本文将原模型中的 ROE 替换为另一净资产收益率指标 ROE1 (ROE1 = 净利润/股东权益平均余额；当分母未公布、为零或小于零时以 NULL 表示，股东权益平均余额 =(股东权益期末余额 + 股东权益上年期末余额)/2)重新进行回归；其次，本文进一步以总资产收益率 ROA (净利润/总资产余额；分母未公布或为零时以 NULL 表示)替换 ROE 重新回归。结果如表 4 所示，无论采用 ROE1 还是 ROA，DRI 的回归系数均显著为正，与基准回归结果保持一致。综上，本文通过替换被解释变量的方式进行稳健性检验后，核心解释变量 DRI 的估计结果未发生明显变化，研究结论具有较好的稳定性，进一步验证了数实融合能够促进企业财务绩效提升的研究假设。

表 4. 稳健性检验表(替换被解释变量)

	(1) ROE1	(2) ROE1	(3) ROE1	(4) ROA	(5) ROA	(6) ROA
DRI	0.00454***	0.00215***	0.00169**	0.00165***	0.000749**	0.000837**
	(5.55)	(2.85)	(2.37)	(4.09)	(2.13)	(2.56)
Board		0.00163	−0.00546		0.000865	−0.000716
		(0.92)	(−1.32)		(1.23)	(−0.79)
Size		0.00492***	0.00826***		0.00181***	0.00324***
		(13.39)	(8.22)		(13.47)	(9.07)
Lev		−0.0329***	−0.0445***		−0.0215***	−0.0214***
		(−10.16)	(−10.02)		(−21.87)	(−15.66)
Liquid		0.000599***	0.00127***		0.000790***	0.00117***
		(3.16)	(4.14)		(7.52)	(7.07)
Cashflow		0.147***	0.0946***		0.0904***	0.0539***
		(22.55)	(12.13)		(28.15)	(16.77)
Fixed		−0.0276***	−0.0616***		−0.0127***	−0.0317***
		(−11.70)	(−13.37)		(−13.11)	(−19.21)
FL		−0.000743**	−0.00102***		−0.000515***	−0.000524***
		(−2.46)	(−3.17)		(−5.92)	(−6.19)

续表

Firmage		−0.0148***	−0.0373***		−0.00654***	−0.0186***
		(−16.96)	(−7.55)		(−14.92)	(−9.36)
_cons	0.0183***	−0.0386***	−0.0191	0.0111***	−0.00554*	0.00607
	(49.69)	(−5.98)	(−0.76)	(58.71)	(−1.96)	(0.64)
Year	NO	NO	YES	NO	NO	YES
Firm	NO	NO	YES	NO	NO	YES
N	42933	42933	42798	42933	42933	42798
adj. R^2	0.001	0.084	0.225	0.001	0.182	0.392

5.3.2. 剔除极端年份

为排除 2008 年全球金融危机、2015 年中国股市异常波动以及 2020~2021 年新冠疫情等重大外生冲击对企业经营绩效的系统性干扰，本文剔除上述年份的观测样本后重新进行回归，结果如表 5 列(1)所示，DRI 的估计系数为 0.0012，仍在 5%水平上显著为正，与基准回归结论一致。

表 5. 稳健性检验(剔除特殊样本期间)

	(1) ROE	(2) ROE	(3) ROE
DRI	0.0012**	0.0011**	0.0013**
	(2.17)	(2.14)	(2.27)
Board	−0.0005	−0.0023	−0.0013
	(−0.30)	(−1.59)	(−0.85)
Size	0.0066***	0.0062***	0.0063***
	(12.25)	(11.88)	(11.14)
Lev	−0.0355***	−0.0351***	−0.0364***
	(−15.01)	(−16.33)	(−14.95)
Liquid	0.0006***	0.0007***	0.0006***
	(3.52)	(4.67)	(3.53)
Cashflow	0.0764***	0.0772***	0.0765***
	(19.37)	(21.83)	(19.45)
Fixed	−0.0486***	−0.0508***	−0.0504***
	(−17.44)	(−18.73)	(−17.27)
FL	−0.0008***	−0.0007***	−0.0006***
	(−3.68)	(−3.81)	(−2.85)
Firmage	−0.0219***	−0.0238***	−0.0223***
	(−6.82)	(−7.39)	(−6.43)
_cons	0.0150	−0.0247**	−0.0326**
	(1.15)	(−1.97)	(−2.42)
N	32854	41366	31287

5.3.3. 仅保留 2007 年之后样本

考虑到 2007 年中国实施新企业会计准则，可能导致 2007 年前后财务数据口径存在差异，本文仅保留 2007 年及之后的样本重新回归，以规避会计准则变更对估计结果的潜在影响，结果如表 5 列(2)所示，DRI 系数为 0.0011，在 5%水平上显著为正，表明核心结论不受会计准则变更的干扰。

5.3.4. 同时剔除早期样本与极端年份

为进一步验证结果的稳健性，本文在仅保留 2007 年之后样本的基础上，同时剔除 2008 年、2015 年及 2020~2021 年等极端年份，结果如表 5 列(3)所示，在最严格的样本筛选条件下，DRI 的系数为 0.0013，在 5%水平上显著为正，证明本文结论具有极强的跨时期稳健性，并非由特定样本区间或外部冲击所驱动。

5.3.5. 倾向得分匹配法(PSM)

为缓解样本自选择偏差，本文进一步采用倾向得分匹配法(PSM)进行稳健性检验。具体而言，本文按年度中位数将样本划分为高融合组(Treat_DRI = 1)与低融合组(Treat_DRI = 0)，并采用核匹配法进行配对。匹配过程中，以当期企业规模、资产负债率、流动比率、现金流比率、固定资产占比、董事会规模、金融负债率及企业年龄作为协变量，核带宽设定为 0.06，并限制样本在共同支撑域内进行匹配。

平衡性检验结果显示，匹配后核心协变量的标准化偏差绝对值大多降至 10%以下，Pseudo R^2 显著下降，企业关键财务与治理特征实现良好平衡。整体来看，匹配有效降低了处理组与对照组之间的可观测特征差异，满足倾向得分匹配的平衡性要求。在此基础上，倾向得分匹配结果显示，处理组的平均处理效应(ATT)为 0.00167 (t = 3.43)，表明高融合组的财务绩效显著高于低融合组。进一步基于匹配后样本进行双向固定效应回归，结果如表 6 所示，Treat_DRI 的回归系数为 0.0009，在 5%水平上显著为正。上述结果表明，在控制样本选择偏差及其他企业特征后，数实产业技术融合依然显著促进了企业财务绩效，基准结论保持稳健。

表 6. 倾向得分匹配(PSM)回归结果

	(1) 核匹配后
Treat_DRI	0.0009**
	(1.981)
Size	0.0065***
	(13.098)
Lev	−0.0347***
	(−16.851)
Liquid	0.0006***
	(4.426)

续表

Cashflow	0.0757***
	(21.926)
Fixed	−0.0480***
	(−18.915)
Board	−0.0015
	(−1.050)
FL	−0.0009***
	(−4.536)
Firmage	−0.0228***
	(−7.357)
N	42798

5.4. 工具变量法

参考 Lewbel (1997)构造工具变量的思路[35]，本文使用核心解释变量 DRI 与其年度均值差值的三次方构造工具变量(IV_DRI_cube)，并采用两阶段最小二乘法(TSLS)进行估计，以检验基准回归结果的可靠性。利用高阶矩构造工具变量的有效性依赖于变量分布不对称以及模型误差项存在异方差的前提。为此，本文进行了如下检验：首先，核心解释变量 DRI 的偏度(Skewness)为 3.256，呈现显著的右偏特征，且正态性检验(sktest)在 1%水平上拒绝了正态分布假设，这为基于高阶矩构造工具变量提供了分布基础；其次，对基准模型进行 Modified Wald 异方差检验，结果显示统计量在 1%水平上显著(Prob > chi2 = 0.0000)，强烈拒绝了同方差的原假设，表明模型存在显著的异方差。上述检验结果表明，本文的数据特征满足了 Lewbel (1997)方法的核心识别假设[35]。

表 7. 工具变量法结果

	(1) 第一阶段(DRI)	(2) 第二阶段(ROE)	(3) 外生性检验 (ROE)
IV_DRI_cube	0.594***		−0.00006
	(89.47)		(−0.11)
DRI		0.001*	0.001
		(1.65)	(1.37)
Size	0.000	0.006***	0.006***
	(0.06)	(12.81)	(13.10)
Lev	0.009	−0.034***	−0.035***
	(0.92)	(−16.41)	(−16.85)
Liquid	0.000	0.001***	0.001***
	(0.08)	(4.69)	(4.43)

续表

Cashflow	0.004	0.077***	0.076***
	(0.23)	(21.65)	(21.93)
Fixed	0.002	−0.049***	−0.048***
	(0.17)	(−18.83)	(−18.91)
Board	0.001	−0.002	−0.001
	(0.11)	(−1.07)	(−1.05)
FL	−0.001	−0.001***	−0.001***
	(−0.44)	(−4.48)	(−4.54)
Firmage	−0.029*	−0.023***	−0.023***
	(−1.92)	(−7.65)	(−7.35)
_cons	0.095	0.023*	−0.036***
	(1.60)	(1.89)	(−2.67)
个体/年份	YES	YES	YES
N	42,933	42,933	42,798
Kleibergen-Paap rk LM	501.206***		
Kleibergen-Paap rk Wald F		8005.363 [16.38]	

第一阶段回归结果显示，工具变量 IV_DRI_cube 的回归系数为 0.594，并在 1%的水平上显著，表明“相关性”得到满足。同时，Kleibergen-Paap rk LM 统计量为 501.206，并在 1%的水平上显著，说明不存在工具变量识别不足的问题；在第二阶段，Kleibergen-Paap rk Wald F 明显高于 Stock-Yogo 弱工具变量检验的临界值 16.38，所选取的 IV 非弱工具变量问题。需要注意的是，本文工具变量是由内生变量自身构造，可能未必具备完全的排他性，本文参考董松柯等(2023)的研究[36]，将工具变量与核心解释变量同时纳入财务绩效方程进行辅助检验，若工具变量(IV)的回归系数不显著，则说明工具变量(IV)接近外生。由表 7 的第 3 列结果显示，在控制了数实融合(DRI)后，工具变量 IV_DRI_cube 的回归系数为−0.00006，P 值为 0.915，不显著，这进一步增强了工具变量接近外生的信心。

5.5. 进一步检验(机制检验——融资约束和技术创新)

参考温忠麟等(2004)对中介变量的经典界定[37]，中介变量是指自变量通过影响某一中间变量，进而将这种影响传导至因变量的变量。然而，参考江艇(2022)对因果推断经验研究中中介效应分析的建议[38]，传统的三步法检验中“中介变量→被解释变量”这一路径往往面临较为严重的内生性问题，中介变量本身可能存在遗漏变量、反向因果等识别难题，导致该路径的回归系数难以获得严格的因果解释。鉴于此，本文所选取的中介变量(融资约束 FC、技术创新 TI)对被解释变量企业绩效的因果关系已由既有文献较为清晰、直观地证实，因此本文借鉴这一思路，重点检验解释变量(数实产业技术融合，DRI)

对中介变量的影响，而不再额外估计“中介变量→企业绩效”这一路径，该路径的作用关系将通过既有研究予以佐证。

5.5.1. 融资约束 SA 指数

本文参考 Hadlock 和 Pierce (2010)的经典做法[30]，采用 SA 指数衡量企业融资约束程度，数据来源于 CSMAR 数据库。与 KZ 指数等依赖现金流的传统指标不同，SA 指数仅使用企业规模和企业年龄两个外生性较强的变量构建，计算公式为：

$$SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.040 \times Age$$

其中，Size 为企业总资产(单位：百万元)的自然对数，Age 为企业成立年限。本文直接采用 CSMAR 数据库提供的 SA 原始值，未做绝对值转换或任何缩放处理。SA 指数计算结果通常为负值，数值越大(越接近 0)代表企业面临的融资约束程度越高，数值越小(越负)代表融资约束程度越轻。

需要说明的是，SA 指数仅由企业规模和企业年龄构造，而这两个变量又作为控制变量进入基准回归模型，因此 SA 回归与基准模型存在一定的同源性，该结果应谨慎解释为与融资约束缓解机制相一致的证据，而非融资约束独立作用的充分证明。

5.5.2. 技术创新

在测度方法上，本文借鉴李莉(2025)以及张文杰等(2026)等的研究[4] [39]，采用企业发明专利被引次数衡量技术创新水平(TI)，具体计算方式为将企业发明申请专利各年被引次数加 1 后取自然对数，即 TI = ln(发明申请专利各年被引次数 + 1)。

需要说明的是，该指标采用截至当年年末的累计口径，早期专利的引用观察期较长，近期专利的引用观察期较短，可能存在引用累积不均的问题。为此，本文在回归中控制了企业和年份固定效应，以吸收共同的时间趋势。专利被引次数越高，说明该专利在相关技术领域内的影响力越大，越能够反映企业实质性技术创新活动的质量与价值。

表 8. 机制检验(融资约束，技术创新)

	(1) SA	(2) TI
DRI	−0.003**	0.067***
	(−1.987)	(3.893)
Board	−0.012	−0.139**
	(−1.526)	(−1.997)
Size	0.011***	0.548***
	(2.895)	(20.096)
Lev	−0.010	0.043
	(−1.049)	(0.481)

续表

Liquid	0.007***	−0.059***
	(14.167)	(−9.661)
Cashflow	−0.014	−0.003
	(−1.512)	(−0.035)
Fixed	0.049***	0.784***
	(3.565)	(5.981)
FL	0.001	0.024***
	(1.556)	(3.633)
Firmage	−0.098***	1.538***
	(−4.831)	(8.298)
_cons	−3.784***	−13.609***
	(−41.976)	(−18.157)
个体/年份	YES	YES
N	42798	38691

中介效应检验结果见表 8 第(1)列。解释变量 DRI 对中介变量 SA 的回归系数为−0.003，在 5%水平下显著为负，表明数实产业技术融合能够显著缓解企业面临的融资约束，该结果与融资约束缓解作为数实产业技术融合提升企业财务绩效的潜在传导渠道的机制假说相一致，为研究假设 H2 提供了支持性证据。

中介效应检验结果见表 8 第(2)列。解释变量 DRI 对中介变量 TI 的回归系数为 0.067，在 1%水平下显著为正，表明数实产业技术融合能够显著提升企业技术创新水平，该结果与技术创新提升作为数实产业技术融合提升企业财务绩效的潜在传导渠道的机制假说相一致，为研究假设 H3 提供了支持性证据。

5.6. 异质性分析

前文基准回归结果表明，数实产业技术融合(DRI)对企业财务绩效具有显著的正向促进作用。然而，这一促进效应能否在不同类型的企业间保持一致，仍有待进一步检验。已有研究表明，数实产业技术融合或数字技术创新对企业绩效、全要素生产率及新质生产力的赋能效果，往往因企业产权性质、所处数字基础设施环境、财务资源禀赋以及高管团队特征的不同而存在显著差异[3] [40] [41]。基于此，本文进一步从产权性质、数字基础设施以及高管创新文化三个维度对基准回归结果进行异质性检验，以识别数实产业技术融合提升企业财务绩效的边界条件。

5.6.1. 产权异质性

国有企业与非国有企业在资金实力、技术水平、人才储备和组织灵活性等多个维度上存在显著差异，这些差异可能使数实产业技术融合对企业绩效产生的作用表现出异质性[3]。就激励机制而言，国有产权对价值创造的激励

效用往往弱于私有产权，国有企业内部激励制度的不足会削弱管理层和员工推进技术融合、开展外部学习的积极性[40]；就决策机制而言，国有企业的决策流程通常更为复杂，需要兼顾政治和社会等多重目标，这在一定程度上会降低其在数实产业技术融合过程中的响应速度和灵活性，而非国有企业对市场动态更为敏锐，也更有动机将技术融合成果高效转化为经营绩效的改善[3]。基于此，本文预期数实产业技术融合对企业财务绩效的促进作用在非国有企业中更为显著。

本文依据企业实际控制人性质，将样本划分为国有企业与非国有企业两组(非国有企业取 0，国有企业取 1)。

表 9. 产权异质性检验(国有 - 非国有)

	(1) 国企	(2) 非国企
DRI	−0.001	0.002***
	(−0.89)	(3.05)
Board	−0.003	−0.000
	(−1.28)	(−0.20)
Size	0.007***	0.006***
	(8.67)	(9.52)
Lev	−0.047***	−0.027***
	(−12.64)	(−10.48)
Liquid	−0.001**	0.001***
	(−2.03)	(4.98)
Cashflow	0.086***	0.072***
	(12.83)	(17.18)
Fixed	−0.037***	−0.057***
	(−8.99)	(−16.88)
FL	−0.001***	−0.001***
	(−3.11)	(−2.85)
Firmage	−0.012**	−0.026***
	(−2.46)	(−6.17)
_cons	−0.071***	−0.027
	(−3.02)	(−1.62)
年份/个体	YES	YES
组间差异检验 P 值	0.000	
N	14,173	28,540

由表 9 列(1)、列(2)回归结果可知，在国有企业样本中，DRI 的回归系数为−0.001，未通过显著性检验(t = −0.89)；而在非国有企业样本中，DRI 的回归系数为 0.002，且在 1%的水平上显著为正(t = 3.05)。组间系数差异检验结

果显示，两组回归系数的差异在1%的水平上显著(P = 0.000)，表明产权性质对数实产业技术融合与企业财务绩效之间的关系具有显著的调节作用。上述结果表明，数实产业技术融合对企业财务绩效的提升作用主要体现在非国有企业中。

5.6.2. 数字基础设施异质性

数字基础设施是数字技术实现扩散、迭代和市场化应用的重要外部条件，其完善程度直接影响企业获取、利用数字技术资源的成本与效率[41]。何玉梅和赵欣灏(2021)基于中国272个地级市的经验证据发现，新型数字基础设施对产业结构升级的促进作用存在显著的城市异质性，在数字基础设施建设水平更高、市场化程度更高的地区，其技术创新效应更能充分发挥[41]。据此可以推断，当企业所处地区的数字基础设施建设较为完善时，数实产业技术融合所依托的数字技术更容易实现快速扩散、迭代与场景化应用，从而更充分地转化为企业绩效的改善；反之，在数字基础设施薄弱地区，数实融合活动可能因基础设施配套不足而难以形成有效的绩效转化。

考虑到新型数字基础设施以新一代信息技术产业为主要内容，直接作用于设备制造业、通信业等垂直行业的企业主体，本文选取新型数字基础设施相关行业上市公司的产值进行度量。国泰安数据库中手动筛选出信息技术业分类下的通信及相关设备制造业、计算机及相关设备制造业等新型数字基础设施相关行业的上市公司产值，并进一步利用注册地信息将其划分到不同的地级市。本文以数字基础设施相关行业产值的年度中位数为界，将样本划分为数字基础设施水平较高和较低两组。

5.6.3. 高管创新文化

高管团队的创新意识与激励机制是企业创新投入能否有效转化为经营绩效的关键内部条件。黄珊珊和邵颖红(2017)研究发现，高管创新意识能够显著促进企业创新投入与创新绩效的提升[42]；徐芊芊(2025)进一步发现，高管薪酬激励水平越高，创新投入向企业绩效的转化效率也越高[15]；李钧等(2020)的研究同样表明，高管团队创新意愿对企业创新绩效具有显著的正向影响[43]。据此可以推断，在高管创新文化较强的企业中，管理层更倾向于为数实产业技术融合活动提供组织资源与决策支持，从而使融合成果更充分地体现在财务绩效上。

高管创新文化是指高层管理团队在战略决策与管理过程中所形成的对创新的共同认知与价值导向。作为企业最高战略制定群体，高层管理团队主导着资源配置与方向选择[44]，其成员共享的创新理念构成了企业创新活动的上层精神基础。作为调节变量，高管创新文化是影响数实产业技术融合能否有效转化为企业财务绩效的重要企业内部条件。本文以创新文化强度的年度均值为界，将样本划分为高管创新文化较强和较弱两组。

本文参考黄珊珊和邵颖红(2017)的研究方法[42]，采用文本分析法对高管创新文化进行量化测度，其依据在于语言能够反映认知结构与心理特征[45]。具体而言，收集沪深A股样本公司年度报告，提取董事会报告章节，通过计

算机批量测算关键词词频。关键词库涵盖“创新”“研发”“专利”“新产品”“新技术”“开发”“研究”“自主”等反映创新导向的词语，测度指标设定为：创新文化强度 = 创新关键词出现总字数/董事会报告总字数，该比值越大则表明高管创新文化越强。

表 10. 数字基础设施与创新文化异质性检验

	(1) 高数字基础设施	(2) 低数字基础设施	(3) 高创新文化	(4) 低创新文化
DRI	0.002**	−0.001	0.002**	−0.000
	(2.51)	(−0.96)	(2.15)	(−0.11)
Board	−0.001	−0.003	0.001	−0.002
	(−0.47)	(−1.64)	(0.55)	(−1.03)
Size	0.007***	0.006***	0.007***	0.007***
	(8.96)	(8.44)	(7.98)	(9.88)
Lev	−0.036***	−0.035***	−0.024***	−0.042***
	(−11.10)	(−11.18)	(−6.59)	(−15.56)
Liquid	0.001***	0.001***	0.001***	0.000*
	(2.72)	(4.51)	(4.33)	(1.74)
Cashflow	0.072***	0.083***	0.062***	0.081***
	(13.98)	(15.37)	(10.48)	(18.48)
Fixed	−0.054***	−0.046***	−0.056***	−0.044***
	(−13.32)	(−11.94)	(−13.61)	(−13.02)
FL	−0.001***	−0.001**	−0.001**	−0.001***
	(−2.73)	(−2.42)	(−2.36)	(−3.16)
Firmage	−0.021***	−0.024***	−0.024***	−0.020***
	(−4.85)	(−5.39)	(−5.18)	(−5.06)
_cons	−0.054***	−0.019	−0.047**	−0.039**
	(−2.64)	(−1.00)	(−2.18)	(−2.15)
年份/个体	YES	YES	YES	YES
组间差异检验 P 值	0.038		0.006	
N	17330	18920	15979	25332

由表 10 列(1)、列(2)回归结果可知，在数字基础设施水平较高的地区，DRI 的回归系数为 0.002，且在 5%的水平上显著为正(t = 2.51)；而在数字基础设施水平较低的地区，DRI 的回归系数为−0.001，未通过显著性检验(t = −0.96)。组间差异检验结果显示，两组回归系数的差异在 5%的水平上显著(P = 0.038)，表明地区数字基础设施水平对数实产业技术融合与企业财务绩效之间的关系存在显著的调节作用。

上述结果表明，数实产业技术融合对企业财务绩效的提升作用主要体现

在数字基础设施水平较高的地区。

需要说明的是，黄先海和高亚兴(2023)在对企业全要素生产率的异质性检验中，并未发现不同数字基础设施建设水平样本组之间存在显著的系数差异[1]，这与本文的发现有所不同。这一差异或与被解释变量的内涵不同有关：数字基础设施对生产效率的赋能可能更依赖企业内部的技术转化能力，而对财务绩效这一综合性指标的影响则更容易受到外部市场环境和融资渠道的调节，二者的作用路径不完全相同。

由表 10 列(3)、列(4)回归结果可知，在高管创新文化较强的样本组中，DRI 的回归系数为 0.002，且在 5%的水平上显著为正(t = 2.15)；而在高管创新文化较弱的样本组中，DRI 的回归系数为−0.000，未通过显著性检验(t = −0.11)。组间差异检验结果显示，两组回归系数的差异在 1%的水平上显著(P = 0.006)，表明高管创新文化对数实产业技术融合与企业财务绩效之间的关系具有显著的调节作用。

上述结果表明，数实产业技术融合对企业财务绩效的提升作用主要体现在高管创新文化较强的企业中。

6. 结论与政策启示

6.1. 研究结论

本文以 2000~2024 年沪深 A 股非金融类上市公司为研究样本，基于企业专利引用信息构建数实产业技术融合(DRI)指标，实证检验了数实产业技术融合对企业财务绩效的影响及其作用机制。研究结果表明，数实产业技术融合能够显著提升企业财务绩效，这一结论在替换被解释变量、剔除极端年份样本以及采用工具变量法缓解内生性问题后依然稳健成立。机制检验发现，数实产业技术融合能够通过缓解企业融资约束、提升企业技术创新水平进而有助于提升企业财务绩效。异质性分析进一步表明，数实产业技术融合对企业财务绩效的促进作用主要体现在非国有企业、数字基础设施水平较高地区以及高管创新文化较强的企业中，而在国有企业、数字基础设施薄弱地区以及高管创新文化薄弱的企业中，这一促进作用并不显著。

6.2. 政策启示

基于上述研究结论，本文从以下几个方面提出政策启示：

(1) 持续推进数字技术与实体产业技术的深度融合。本文研究发现，数实产业技术融合对企业财务绩效具有稳健的正向影响。因此，政府部门可通过专项扶持资金、税收优惠等方式，引导企业将人工智能、大数据等数字技术真正嵌入主业实体技术的创新与改造过程；企业自身也应立足主业，主动探索数字技术与实体技术在研发、生产等环节的融合场景，充分释放技术融合对财务绩效的提升潜力。

(2) 畅通融资约束缓解与技术创新驱动两条传导路径。机制检验表明，融资约束的缓解与技术创新水平的提升，是数实产业技术融合赋能企业财务绩效的重要途径。据此，金融机构可探索以专利质押、数据资产评估等方式为

企业提供更为便利的融资渠道；企业则应将技术协同优势持续转化为专利产出与创新成果，避免技术融合停留在应用层面而未能沉淀为企业自身的核心技术能力。

(3) 针对企业异质性特征实施差异化支持。异质性分析显示，数实产业技术融合的绩效提升效应在非国有企业、数字基础设施较为完善的地区以及高管创新文化较强的企业中表现得更为突出。对此，首先，国有企业应结合自身激励机制与决策流程特点，探索更为灵活的技术转化考核机制，地方政府应加大对数字基础设施薄弱地区的投入力度；其次，企业应通过创新绩效考核、股权激励等方式增强高管团队对技术融合活动的重视程度。

致　谢

本文作者衷心感谢导师张泽南老师在本研究过程中给予的悉心指导、宝贵意见与大力支持。

Conflicts of Interest

The author declares no conflicts of interest.

References

[1] 黄先海, 高亚兴. 数实产业技术融合与企业全要素生产率——基于中国企业专利信息的研究[J]. 中国工业经济, 2023(11): 118-136.

[2] 王欢芳, 宋代铁, 向飞云, 等. 实数产业技术融合与企业新质生产力——基于专利共分类方法的研究[J/OL]. 重庆大学学报(社会科学版), 2026: 1-16. https://link.cnki.net/urlid/50.1023.C.20260408.1909.002, 2026-04-09.

[3] 董旗, 谭伟杰, 郑钧耀, 等. 数实产业技术融合与企业新质生产力——基于机器学习与文本分析的新证据[J]. 上海财经大学学报(哲学社会科学版), 2025, 27(3): 18-33.

[4] 李莉, 王高森, 程露, 等. 数实技术融合、创新节奏与企业突破性创新——技术群嵌入的调节效应[J]. 科技进步与对策, 2025, 42(7): 115-125.

[5] 段小萍, 潘莉香. 数实产业技术融合对企业全要素生产率的收敛性研究[J]. 财务与金融, 2026, 41(3): 46-54.

[6] 蒋为, 倪诗程, 彭淼. 数实融合与企业出口产品策略优化: 基于柔性生产视角[J]. 世界经济, 2024, 47(5): 3-33.

[7] 高湛轩, 庄首建, 李富强. 数实融合对企业绩效提升作用研究[J]. 价格理论与实践, 2026(2): 99-105+292.

[8] 鞠兴武. 数实技术融合赋能企业财务绩效的影响研究[J]. 浙江金融, 2024(5): 53-64.

[9] 马景昊, 梁正瀚. 数实技术融合、新质生产力与战略性新兴产业突破性创新[J]. 统计与决策, 2026, 42(8): 22-27.

[10] 廖晓语, 张鹏飞, 许杨. 数实产业技术融合与制造企业高质量发展[J]. 企业经济, 2024, 43(8): 119-128.

[11] 陈芳, 袁梦冉. 制度型开放对数实产业技术融合的影响研究[J]. 新疆财经大学学报, 2026(3): 34-43.

[12] 苏雨馨. 生命周期视角下融资约束对企业绩效的影响[J]. 经济研究导刊, 2025(14): 120-124.

[13] 曾爱民, 张纯, 魏志华. 金融危机冲击、财务柔性储备与企业投资行为——来自中国上市公司的经验证据[J]. 管理世界, 2013(4): 107-120.

[14] 彭颖, 孙乃立, 陈瑶, 等. 制造业上市公司营运资本管理效率对盈利能力的影响研究[J]. 现代商业, 2021(11): 113-115.

[15] 徐芊芊. 创新投入、高管激励与企业绩效——基于科创板上市公司的实证分析[J]. 商业观察, 2025, 11(32): 59-62.

[16] 魏星, 付岱山. 股权集中度、董事会结构与企业绩效——基于我国创业板上市公司的实证分析[J]. 金融客, 2025(6): 40-42+30.

[17] 许聪. 董事会治理与企业绩效: 基于多重稳健性检验的研究[J]. 知识经济, 2026(6): 3-7.

[18] Ali, W., Hussain, R. and Memon, M. (2020) Corporate Governance and Firm Financial Performance: A Meta-Analysis Study. *Journal of Accounting and Finance in Emerging Economies*, **6**, 917-940. https://doi.org/10.26710/jafee.v6i4.1401

[19] 朱苏湘. 去杠杆政策对企业绩效的影响研究——基于准自然实验的经验证据[J]. 财务与金融, 2024, 39(3): 58-67.

[20] Prekazi, Y., Bajrami, R. and Hoxha, A. (2023) The Impact of Capital Structure on Financial Performance. *International Journal of Applied Economics, Finance and Accounting*, **17**, 1-6. https://doi.org/10.33094/ijaefa.v17i1.1002

[21] 石荣庆. 数字化转型与财务绩效——基于制造业上市公司的实证探究[J]. 工程经济, 2026, 36(3): 68-80.

[22] 易露霞, 吴非, 徐斯旸. 企业数字化转型的业绩驱动效应研究[J]. 证券市场导报, 2021(8): 15-25+69.

[23] Bo, L., Li, H., Zhang, S. and Tang, R. (2025) Digital Transformation and Financing Constraints: Evidence from Chinese Manufacturing Multinational Enterprises. *Digital Economy and Sustainable Development*, **3**, Article No. 6. https://doi.org/10.1007/s44265-025-00054-9

[24] 倪骁然, 张宸瑞. 数字化转型与企业资本配置效率[J]. 统计研究, 2025, 42(2): 43-57.

[25] Bertacchini, F., Gabrielli, G., Lugli, E. and Magri, C. (2025) From Bits to Profits: Exploring the Digitalization-Performance Nexus. *Review of Managerial Science*, **20**, 2063-2095. https://doi.org/10.1007/s11846-025-00928-4

[26] Sharma, M., Singh, B. and Kumar, S. (2026) Impact of Digital Transformation on Financial Performance: A Case Study on India's Listed Companies from 2012 to 2024. *Digital Policy, Regulation and Governance*, **28**, 392-410. https://doi.org/10.1108/dprg-04-2025-0085

[27] Teece, D.J., Pisano, G. and Shuen, A. (1997) Dynamic Capabilities and Strategic Management. *Strategic Management Journal*, **18**, 509-533. https://doi.org/10.1002/(sici)1097-0266(199708)18:7<509::aid-smj882>3.0.co;2-z

[28] Akerlof, G.A. (1970) The Market for "Lemons": Quality Uncertainty and the Market Mechanism. *The Quarterly Journal of Economics*, **84**, 488-500. https://doi.org/10.2307/1879431

[29] Myers, S.C. and Majluf, N.S. (1984) Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have. *Journal of Financial Economics*, **13**, 187-221. https://doi.org/10.1016/0304-405x(84)90023-0

[30] Hadlock, C.J. and Pierce, J.R. (2010) New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index. *Review of Financial Studies*, **23**, 1909-1940. https://doi.org/10.1093/rfs/hhq009

[31] Schumpeter, J.A. (1943) Capitalism, Socialism and Democracy. George Allen & Un-

win.

[32] 臧卉. 内部控制质量、审计意见对企业商业信用融资的影响研究——基于深交所上市中小企业的实证分析[J]. 安徽工业大学学报(社会科学版), 2024, 41(4): 12-18.

[33] 姚童. 金融结构市场化是否能促进中小民营企业数字化转型——基于我国中小板上市公司数据的证据[J]. 电子商务评论, 2024, 13(4): 3504-3515.

[34] 肖谷, 周佩. 创新信息披露、融资约束与企业创新[J]. 西华大学学报(哲学社会科学版), 2022, 41(4): 79-95.

[35] Lewbel, A. (1997) Constructing Instruments for Regressions with Measurement Error When No Additional Data Are Available, with an Application to Patents and R&D. *Econometrica*, **65**, 1201-1213. https://doi.org/10.2307/2171884

[36] 董松柯, 刘希章, 李娜. 数字化转型是否降低企业研发操纵? [J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(4): 28-51.

[37] 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(5): 614-620.

[38] 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.

[39] 张文杰, 朱琼, 刘雅旋. 高校专利的溢出效应研究——基于国家级专精特新“小巨人”企业发明专利的引文视角[J/OL]. 大连理工大学学报(社会科学版), 1-11. https://link.cnki.net/urlid/21.1383.C.20260626.1118.002, 2026-06-26.

[40] 董静, 吕孟丽, 孙传超, 等. 对新质生产力的投资能否推动制造业企业的数字化转型? [J]. 外国经济与管理, 2024, 46(9): 134-152.

[41] 何玉梅, 赵欣灏. 新型数字基础设施能够推动产业结构升级吗——来自中国 272 个地级市的经验证据[J]. 科技进步与对策, 2021, 38(17): 79-86.

[42] 黄珊珊, 邵颖红. 高管创新意识、企业创新投入与创新绩效——基于我国创业板上市公司的实证研究[J]. 华东经济管理, 2017, 31(2): 151-157.

[43] 李钧, 柳志娣, 王振源, 等. 高管团队创新意愿、决策能力与创业企业创新绩效——研发组织水平的调节效应[J]. 南京财经大学学报, 2020(1): 74-84.

[44] Hambrick, D.C. and Mason, P.A. (1984) Upper Echelons: The Organization as a Reflection of Its Top Managers. *The Academy of Management Review*, **9**, 193-206. https://doi.org/10.2307/258434

[45] Sapir, E. (1929) The Status of Linguistics as a Science. *Language*, **5**, 207-214. https://doi.org/10.2307/409588