

数实融合创新能增强创新持续性吗？

邹 双, 郭庆千

(河南大学 经济学院, 河南 开封 475004)

摘 要:持续创新不仅是企业获得长期竞争优势的微观基础,更是高水平科技自强自立的宏观基石。以“主实副数”和“主数副实”发明专利申请量衡量企业数实融合创新水平,采用沪深 A 股上市公司 2010—2024 年的面板数据分析表明:数实融合创新显著增强了企业技术创新持续性;数实融合创新通过提高研发投入强度、改善人力资本结构、丰富知识多样性优化企业创新资源配置,通过提高开放式创新和多元化创新水平、强化实质性创新偏向推动企业创新方式变革,通过提高研发经费利用效率和研发人员创新效率促进企业创新绩效提升,进而以“创新资源-创新方式-创新绩效”三维动态创新系统的进化增强企业技术创新持续性;相比非国有企业、高管无信息技术背景的企业、数字基础设施水平较低地区的企业,数实融合创新对国有企业、高管有信息技术背景的企业、数字基础设施水平较高地区的企业产生了更强的技术创新持续性提升作用。因此,应大力推动数实融合创新,全方位优化创新系统,在加快实体产业与数字产业深度融合的同时促进持续创新。

关键词:数实融合创新;技术创新持续性;创新系统;创新资源;创新方式;创新绩效

中图分类号:F273.1;F49 **文献标志码:**A **文章编号:**1674-8131(2026)03-0159-14

引用格式:邹双,郭庆千.数实融合创新能增强创新持续性吗?[J].西部论坛,2026,36(3):159-172.

Zou Shuang, Guo Qingqian. Can digital-real integration innovation enhance innovation sustainability? [J]. West Forum, 2026, 36 (3): 159-172.

* 收稿日期:2025-10-19;修回日期:2026-03-29

基金项目:国家社科基金一般项目(24BTJ027)

作者简介:邹双(1988),女,河南信阳人;副教授,博士,研究生导师,主要从事创新经济研究。郭庆千(2000),男,河南新乡人;硕士研究生,主要从事企业创新研究。

一、引言

党的十八大以来,我国科技创新能力稳步提升,科技强国根基不断夯实。2024年,全社会研发投入超3.6万亿元,研发投入强度达到2.68%,超过欧盟国家平均水平,国家综合创新能力排名提升至第十位(赵永新,2025)^[1]。“十五五”是我国科技创新从“量的积累”迈向“质的突破”的关键时期。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十五个五年规划纲要》明确提出,加快高水平科技自立自强,引领发展新质生产力。要实现高水平科技自立自强,不能依赖单次、短期的技术攻关,必须依靠持续创新。然而,技术创新因高投入、高风险、长周期的内在属性而容易出现中断或停滞,尤其是对于面临市场变化和风险的企业而言,外部环境的动态变化进一步加剧了其持续创新的脆弱性。目前,数智经济蓬勃发展,新一轮科技革命和产业变革加速演进,一方面技术迭代速度加快,另一方面技术创新风险上升,对创新的持续性提出了严峻挑战。在此背景下,不仅要提升企业创新的质量,还必须增强企业创新的持续性,才能在微观上塑造企业长期竞争优势的同时实现宏观上的高水平科技自立自强。

技术创新需根植于并服务于经济社会发展,而实体经济与数字经济深度融合是时代大势与发展必然,因此,数实融合创新脱颖而出,呈现全方位深化、多层次拓展、智能化升级的快速发展态势,成为培育和发展新质生产力的核心路径。数实融合创新即数字技术与实体产业技术融合的创新,是数字技术与实体产业技术相互融合、协同共进的双向动态过程,既表现为数字产业化进程中数字技术以实体经济需求为导向的深度开发,也表现为产业数字化进程中实体经济对数字技术的内化(郭晗等,2022;何德旭等,2024)^[2-3],其不仅是一种创新路径,更会对企业的创新系统产生深刻影响。现有文献关注到了数实融合创新对企业创新发展多方面的积极影响,如通过提高创新投入和创新效率等渠道提升企业创新产出(王晓磊,2025)^[4],通过缓解融资压力、驱动数字化转型、强化社会责任履行促进企业绿色创新(Sun et al., 2024)^[5],从需求、供给、技术和战略4个维度全面提升企业创新效率(徐妍等,2024)^[6],通过提升生产率、降低贸易成本两个渠道增强企业出口韧性(谢谦等,2025)^[7]。但鲜有文献探究数实融合创新对企业技术创新持续性的影响及其机制。

鉴于此,本文构建一个“创新资源-创新方式-创新绩效”三维动态创新系统,从优化创新系统的角度探讨数实融合创新对企业持续创新的促进作用,并以2010—2024年沪深A股上市公司为研究样本进行实证检验。本文的边际贡献主要包括:第一,从数实融合创新的视角为企业持续创新研究提供了新的路径,并为通过数实融合创新增强企业创新持续性提供了经验证据,有助于深入认识数实融合创新的经济效应和企业持续创新的影响因素;第二,从创新系统的角度探讨企业持续创新的形成机制,为相关研究提供了新的思路,尤其是构建的“创新资源-创新方式-创新绩效”三维动态创新系统具有较高的借鉴价值;第三,不同于已有文献大多仅从产业数字化方面测度企业数实融合创新水平,本文从数字产业化和产业数字化两方面进行测度,更为全面准确地衡量了企业数实融合创新水平。

二、理论分析与研究假说

持续创新强调技术创新的长期演进与系统构建(Clausen et al., 2012;赵炎等,2023)^[8-9]。企业实现持续创新需要构建一个能够自我维持、动态发展的创新系统,该系统以持续的创新资源投入为基础,进行合作开放、探索突破的技术创新,并产生能够反哺资源、优化行为的创新绩效,从而激励企业持续开展技术创新活动。因此,本文基于“创新资源-创新方式-创新绩效”三维动态创新体系探究数实融合创新如何影响企业技术创新持续性,如图1所示。

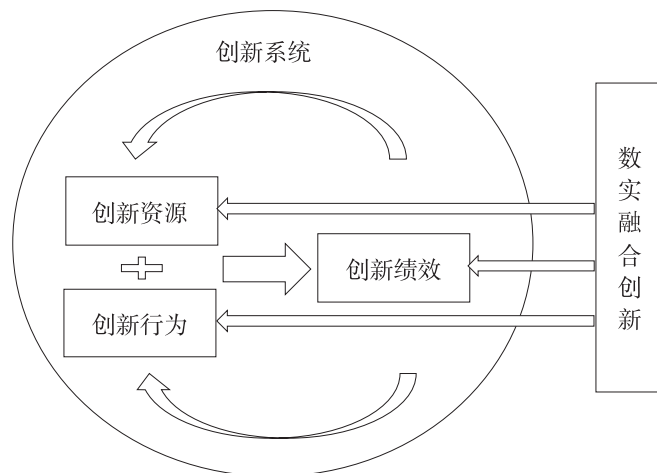


图1 数实融合创新与企业创新系统

1. 数实融合创新、创新资源配置与创新持续性

创新资源充足且合理配置是企业技术创新活动得以持续开展的基础与前提。创新资源可分为资金资源、人力资源和知识资源(宋洋,2017)^[10]。企业持续创新需要长期持续投入大量资金,充足的资金资源不仅为技术创新的持续提供了基础保障,还为企业应对创新不确定性提供了必要的风险缓冲。根据资源基础理论和内生增长理论,作为重要的异质性资源,人力资源不仅是知识的载体,更是知识创造的源泉,能够通过“干中学”持续提升企业技术创新水平(宣思源等,2025)^[11]。知识基础理论认为,在知识经济时代,知识已超越传统的资本和劳动力,成为核心生产要素。企业的技术创新是建立在一定知识基础之上的,已有的知识资源为企业技术创新提供必要的知识储备与前提条件,其不仅决定了创新过程中开发和应用新知识的广度和深度,更决定了技术创新的方向选择和成功概率。因此,资金资源充足为企业持续创新提供物质基础,人力资源丰富为企业持续创新提供智力支撑,知识资源积累为企业持续创新提供知识条件与核心驱动力(王军等,2025)^[12]。

数实融合创新能够提高企业创新资金投入、优化企业人力资本结构、增加企业知识资源积累,从而提升企业技术创新持续性。首先,根据信号传递理论,企业开展数实融合创新能够向外界传递引领市场、增长潜力大的积极信号,有利于企业吸引外部投资;同时,随着知识产权质押融资的普及,企业的专利等知识产权可作为质押标的获得银行信贷支持,而数实融合创新会形成高质量的知识产权,不仅有助于增加企业创新资金来源,还会激励企业进一步通过技术创新获得更多知识产权。其次,数实融合创新将驱动企业数智化转型,能够减少企业对低技能员工的需求(宋华盛等,2025)^[13],增加对技术型、创新型人才的需求(郭金花等,2024)^[14],进而推动企业人力资本结构升级。最后,数实融合创新是数字技术与实体产业技术双向动态交互的过程,本质上是基于已有知识累积对知识库进行重构与优化的过程,这种跨领域的创新能够有效拓展企业知识资源的广度和深度,促进企业知识资源累积。

2. 数实融合创新、创新方式变革与创新持续性

创新资源充分合理配置是企业实现持续创新的必要条件,而“怎么创新”是企业创新持续性的决定性因素(刘金东,2025)^[15]。在经济高速增长阶段,企业倾向于通过“短、平、快”的创新方式迅速占领市

场并获取短期红利。但随着经济进入转型升级阶段,创新活动涉及的技术领域日益广泛、技术突破阈值不断提高,以往“短、平、快”的封闭式、单一式和策略性的创新方式已难以为继,企业需要通过变革创新方式,以开放协同、多元布局、攻坚克难的技术创新构筑持续竞争优势。从创新主体来看,与外部主体合作的开放式创新能够增加企业创新资源、提高企业创新能力、拓展企业创新路径;从创新领域来看,涉及多个知识领域的多元化创新能够拓宽企业知识宽度,并降低单一领域创新中断对整体创新持续性的影响;从双元创新偏向来看,实现技术突破的实质性创新比策略性创新更具竞争力,能够为企业带来更多更持久的经济效益。因此,开放式创新、多元化创新、实质性创新避免了封闭式创新、单一化创新和策略性创新带来的创新资源匮乏、技术路径锁定、创新风险集中、创新碎片化、竞争力不足等问题(徐欣等,2020)^[16],能够通过整合外部资源、降低研发成本、捕捉创新机遇、分散创新风险、构建竞争优势等有效提升企业技术创新持续性。

数实融合创新推动企业变革创新方式,更多地进行开放式创新、多元化创新与实质性创新,进而提高企业技术创新持续性。数实融合创新需要获取、识别、吸收并重组外部异质性知识,这一开放性的知识流动与碰撞从以下三方面推动企业创新方式变革:其一,数实融合创新对外部异质性知识的需求促使企业积极寻求与外部创新主体的合作,从而提高企业合作创新水平。其二,数实融合创新本身是涉及多个知识领域的多元化创新,其不仅通过对外部异质性知识的获取和吸收丰富了企业知识多样性,而且为企业进行多元化创新构建了知识基础(黄先海等,2023)^[17];同时,数实融合创新的转化与应用会产生新的多元化创新需求,带动企业多元化创新水平持续提升。其三,数实融合创新过程中异质性知识的重组和碰撞有助于企业突破现有思维和认知,实现突破式创新(Ritala et al.,2013)^[18];而且,数实融合创新过程中对异质性知识的获取和吸收降低了企业技术攻关的不确定性与试错成本(贺建风等,2025)^[19],有助于加快企业技术迭代,增加企业对实质性创新的需求,从而推动企业实质性创新水平持续提升。

3. 数实融合创新、创新绩效提升与创新持续性

创新绩效是创新资源与创新行为的结果,是创新的价值实现,即创新活动的“价值转化”,最终体现为新产品或新服务的产出,能够直接为企业带来成本降低和收入增长。创新绩效直接关系到企业的生存,取得好的创新绩效是企业持续创新的内生动力。在资源约束与市场波动下,若企业仅依赖外部资源,并采取短期导向的创新方式,只能产生短期创新绩效,难以实现持续创新。要实现企业创新的长期持续,必须通过提升创新绩效形成内生“造血”机制:一方面,强化资源反哺效应,通过提升创新绩效增加创新投入、吸纳创新人才、加快知识累积,夯实持续创新的资源基础;另一方面,发挥反馈与激励作用,将创新绩效作为一种关键反馈信息和内在激励,驱动企业创新方式的优化与调整,促进企业技术创新活动的持续开展。

数实融合创新能够提高企业创新绩效,从而提高企业技术创新持续性。数实融合创新打破了数字产业与实体产业间的信息壁垒,有助于降低数字产业化中市场不确定性带来的创新风险和产业数字化中技术不确定性引致的市场风险,进而降低试错成本、缩短研发周期,促进创新成果的高效高速转化,提高企业技术创新效率(张自然等,2025)^[20]。同时,数实融合创新有助于企业技术创新的数智化转型升级,使企业能够通过对创新过程的精细管理、科学分析与精准控制,提高创新效率、降低研发成本,进而提升企业创新绩效。

综上所述,数实融合创新能够改善企业创新资源配置、推动企业创新方式变革、提高企业创新绩效,进而实现企业创新系统的优化升级,为企业持续创新提供系统性支持。基于此,本文提出以下假说:

H1:数实融合创新能够增强企业技术创新持续性。

H2:数实融合创新通过优化创新资源配置、推动创新方式变革、促进创新绩效提升 3 条路径增强企业技术创新持续性。

三、实证研究设计

1. 基准模型设定

本文采用固定效应模型检验企业数实融合创新(Digital-Real Integration Innovation)对其技术创新持续性(Technological Innovation Sustainability)的影响,构建基准模型如式(1)所示:

$$TIS_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DRII_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,被解释变量 $TIS_{i,t}$ 为企业 i 在 t 年的技术创新持续性,核心解释变量 $DRII_{i,t}$ 为企业 i 在 t 年的数实融合创新水平, $Controls_{i,t}$ 为一系列控制变量, μ_i 表示企业固定效应, λ_t 表示年份固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

(1)企业技术创新持续性的测度。创新持续性从时间维度动态揭示过去技术创新与当前技术创新之间的内在关联,是衡量技术创新稳定性的重要变量(Zhao et al., 2023)^[21]。本文借鉴何郁冰等(2017)^[22]和杨仁发等(2025)^[23]的方法,采用下式衡量企业的技术创新持续性: $TIS_{i,t} = \ln \left[1 + \frac{PA_{i,t} + PA_{i,t-1}}{PA_{i,t-1} + PA_{i,t-2}} \cdot (PA_{i,t} + PA_{i,t-1}) \right]$ 。其中, $PA_{i,t-2}$ 、 $PA_{i,t-1}$ 、 $PA_{i,t}$ 分别表示企业 i 在 $t-2$ 、 $t-1$ 、 t 年的专利申请量。

(2)企业数实融合创新水平的测度。现有文献普遍将数实融合创新界定为主分类号(IPC 分类)为非数字产业技术且其他分类号中至少有一项为数字技术的专利(刘和旺等, 2024)^[24],即“主实副数”专利。但数实融合创新是数字技术与实体产业技术双向动态交互的过程,该界定方式忽略了主分类号为数字技术且其他分类号中至少有一项为非数字产业技术的情况,即“主数副实”专利。因此,本文合并“主实副数”和“主数副实”专利,以“有数有实”的方式刻画企业数实融合创新水平:依据国家知识产权局发布的《数字经济核心产业分类与国际专利分类参照关系表(2023)》,对数字技术与非数字产业技术进行识别,分别计算样本企业当年的“主实副数”和“主数副实”发明专利申请量,以两者之和加 1 的自然对数值衡量企业数实融合创新水平($DRII_{i,t}$)。

(3)控制变量的选取。参考何郁冰等(2017)^[22]、杨仁发和杨梅君(2025)^[23]的研究,选取以下企业层面的控制变量:一是企业年龄($Age_{i,t}$),用企业成立年限衡量;二是资产规模($Size_{i,t}$),用总资产的自然对数值衡量;三是员工密集度($Emd_{i,t}$),用员工人数与营业收入之比衡量;四是高管薪酬($Pay_{i,t}$),用前三名高管薪酬之和的自然对数值衡量;五是偿债能力($Lev_{i,t}$),用资产负债率衡量;六是盈利能力($Roa_{i,t}$),用资产报酬率衡量。

2. 样本选择与数据处理

本文以沪深 A 股上市公司为研究样本,样本期间为 2010—2024 年,数据主要来自 CSMAR 和 CNRDS 数据库。剔除 ST 或 PT 样本、金融行业样本,使用线性插值法补齐部分缺失数据,并删除企业退市当年以及退市后的数据,最终得到 3 480 家企业共计 18 869 个“企业-年度”观测值。为避免异常值对模型回归的影响,对连续型变量在上下 1% 水平上进行缩尾处理,主要变量的描述性统计结果见表 1。

表 1 主要变量描述性统计结果

变量类型	变量名称	变量符号	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	技术创新持续性	<i>TIS</i>	18 869	3. 54	1. 51	0. 00	7. 39
解释变量	数实融合创新	<i>DRII</i>	18 869	0. 72	0. 89	0. 00	4. 13
控制变量	企业年龄	<i>Age</i>	18 869	18. 65	5. 74	5	34
	资产规模	<i>Size</i>	18 869	22. 30	1. 24	19. 90	26. 21
	员工密集度	<i>Emd</i>	18 869	1. 28	0. 90	0. 07	5. 84
	高管薪酬	<i>Pay</i>	18 869	14. 58	0. 70	12. 74	16. 47
	偿债能力	<i>Lev</i>	18 869	0. 42	0. 19	0. 05	0. 90
	盈利能力	<i>Roa</i>	18 869	0. 04	0. 06	-0. 25	0. 20

四、实证结果分析

1. 基准回归与内生性处理

基准回归结果见表 2。分别采用稳健标准误和企业层面聚类稳健标准误进行分析, 无论是否加入控制变量, *DRII* 对 *TIS* 的回归系数均在 1% 的水平上显著为正, 表明企业数实融合创新水平的提高显著提升了其技术创新持续性, 验证了本文提出的假说 H1。

表 2 基准回归结果

变量	稳健标准误		企业层面聚类稳健标准误	
	<i>TIS</i>	<i>TIS</i>	<i>TIS</i>	<i>TIS</i>
<i>DRII</i>	0. 424 *** (0. 015)	0. 418 *** (0. 015)	0. 424 *** (0. 019)	0. 418 *** (0. 019)
<i>Age</i>		0. 071 *** (0. 024)		0. 071 *** (0. 026)
<i>Size</i>		0. 122 *** (0. 028)		0. 122 *** (0. 037)
<i>Emd</i>		0. 056 *** (0. 019)		0. 056 ** (0. 022)
<i>Pay</i>		0. 005 (0. 029)		0. 005 (0. 036)
<i>Lev</i>		-0. 174 * (0. 105)		-0. 174 (0. 130)
<i>Roa</i>		0. 551 *** (0. 197)		0. 551 ** (0. 216)
常数项	3. 229 *** (0. 013)	-0. 893 (0. 790)	3. 229 *** (0. 013)	-0. 893 (1. 032)
年份和企业固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	18 869	18 869	18 869	18 869
<i>R</i> ²	0. 677	0. 678	0. 677	0. 678

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著, 下表同; 括号内为标准误, 下表括号内为企业层面聚类稳健标准误。

由于数实融合创新与技术创新持续性可能存在双向因果关系, 本文采用工具变量法进行内生性处理。借鉴李唐等 (2020)^[25]、杨震宁和袁梓晋 (2025)^[26] 的做法, 构建 Lewbel 工具变量, 即采用企业 *DRII* 与同省份同行业其他企业平均 *DRII* 离差的三次方作为 *DRII* 的工具变量 (*IV*)。一方面, 企业的数实融合

创新会受到同一地区、同一行业其他企业数实融合创新的影响,因此该工具变量满足相关性要求;另一方面,同一地区、同一行业其他企业的数实融合创新很难直接影响企业技术创新持续性,故该工具变量满足外生性要求。采用工具变量进行 2SLS 检验的结果见表 3。LM 统计量在 1%的水平上显著,拒绝工具变量识别不足的原假设;Wald F 统计量为 366.568,大于 10%水平的临界值 16.38,拒绝弱工具变量假设。第一阶段回归结果显示,IV 与 *DRII* 在 1%的水平上显著正相关,表明工具变量符合相关性要求;第二阶段回归结果显示,工具变量拟合的 *DRII* * 对 *TIS* 的回归系数显著为正,表明在缓解模型内生性问题后,数实融合创新显著提升了企业技术创新持续性的结论依然成立。

表 3 工具变量法检验结果

变量	第一阶段	第二阶段
	<i>DRII</i>	<i>TIS</i>
<i>IV</i>	0.314*** (0.016)	
<i>DRII</i> *		0.470*** (0.038)
控制变量	控制	控制
企业和年份固定效应	控制	控制
Wald F 统计量	366.568	
LM 统计量	633.230	
观测值	18 222	18 222

2. 稳健性检验

(1) 更换检验方法(多期双重差分法)。考虑到企业数实融合创新在时间上具有连续性,参考黄先海和高亚兴(2023)^[17]的研究,将不同时点的企业数实融合创新决策作为一项准自然实验,构建如下多期双重差分模型: $ITS_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DID_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}$ 。其中, $DID_{i,t}$ 为是否进行数实融合创新的虚拟变量,企业首次进行数实融合创新当年及之后年份赋值为 1,否则赋值为 0;其余变量与式(1)一致。检验结果见表 4 的 Panel A,*DID* 系数在 1%的水平上显著为正,表明企业进行数实融合创新显著增强了其技术创新持续性。

(2) 替换变量。一是替换被解释变量。考虑到无形资产是企业技术创新的重要成果,借鉴鞠晓生等(2013)^[27]、冷建飞和高云(2019)^[28]的方法,采用无形资产增量的自然对数值作为企业技术创新持续性的代理变量(*TIS1*),以其为被解释变量重新进行检验。二是替换核心解释变量。基准回归中,企业的数实融合创新程度基于“有数有实”专利计算,分别基于“主实副数”专利和“主数副实”专利计算到变量 *DRII1* 和 *DRII2*;同时,通过 *DRII* 与专利申请总量加 1 的自然对数值之比计算得到 *DRII3*。分别以上述 3 个变量为核心解释变量重新进行检验。替换变量的回归结果见表 4 的 Panel B。

(3) 解释变量滞后处理。考虑到企业数实融合创新对技术创新持续性的影响可能存在时间上的滞后性,将解释变量 *DRII* 滞后一期处理后重新进行检验,回归结果见表 4 的 Panel C。

(4) 剔除解释变量为零样本。考虑到基准回归中解释变量的零值较多,剔除 *DRII* 为零的样本后重新进行检验。回归结果见表 4 的 Panel D。

(5) 增加省交互固定效应。尽管在基准回归中控制了个体和年份固定效应,但可能还存在无法观测到的既随年份又随地区变化的潜在影响因素,因此借鉴周瑛和王倩(2026)^[29]的方法,在基准模型中加

入省份和年份的交互固定效应重新进行检验,回归结果见表 4 的 Panel E。

(6)采用多重聚类稳健标准误。考虑到企业层面的聚类稳健标准误只能识别出个体间的差异,无法识别同一时间、同一行业内个体间的差异,因此,采用“企业-行业-年份”多重聚类稳健标准误重新进行检验,回归结果见表 4 的 Panel F。

上述稳健性检验均支持基准模型的结果,表明本文的分析结论具有良好的稳健性。

表 4 稳健性检验结果

变量	Panel A: DID 检验	Panel B: 替换变量			
	<i>TIS</i>	<i>TIS1</i>	<i>TIS</i>	<i>TIS</i>	<i>TIS</i>
<i>DID</i>	0.311 *** (0.046)				
<i>DRII</i>		0.050 * (0.029)			
<i>DRII1</i>			0.294 *** (0.019)		
<i>DRII2</i>				0.452 *** (0.022)	
<i>DRII3</i>					0.414 *** (0.049)
观测值	18 869	17 527	18 869	18 869	18 869
<i>R</i> ²	0.661	0.584	0.666	0.676	0.661

变量	Panel C: 变量滞后	Panel D: 样本调整	Panel E: 增加交互固定效应	Panel F: 多重聚类
	<i>TIS</i>	<i>TIS</i>	<i>TIS</i>	<i>TIS</i>
<i>DRII_{t-1}</i>	0.169 *** (0.011)			
<i>DRII</i>		0.525 *** (0.032)		0.418 *** (0.030)
省份×年份	未控制	未控制	控制	未控制
观测值	18 211	8 700	18 869	18 869
<i>R</i> ²	0.686	0.766	0.689	0.678

注:所有模型均控制了控制变量和年份及企业固定效应,限于篇幅,控制变量和常数项估计结果略,下表同。

3. 机制分析

参考江艇(2022)^[30]的研究,构建机制检验模型如式(2)所示:

$$M_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DRII_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $M_{i,t}$ 代表中介变量,其他变量设定与前文一致。根据前文理论分析,选取中介变量如表 5 所示。

机制检验结果见表 6。*DRII*对*RD*、*HC*、*KR*的回归系数均在 1%的水平上显著为正,表明数实融合创新提高了企业研发投入强度、改善了企业人力资本结构、丰富了企业知识多样性,从而优化了企业创新

资源配置;*DRII*对*OI*、*DI*、*SI*的回归系数均在1%的水平上显著为正,表明数实融合创新提高了企业开放式创新(合作创新)和多元化创新水平,并强化了企业实质性创新偏向,从而推动了企业创新方式变革;*DRII*对*RDE*和*RDP*的回归系数均在1%的水平上显著为正,表明数实融合创新提高了企业研发经费利用效率和研发人员创新效率,从而促进了企业创新绩效提升。创新资源配置的优化、创新方式的变革、创新绩效的提升将驱动企业创新系统向有利于持续创新的方向演化,进而显著增强企业技术创新持续性。由此,本文提出的假说H2得到验证。

表 5 中介变量设定

路径	变量名称	测度方法	参考文献
创新资源	资金:研发投入强度(<i>RD</i>)	研发经费投入与营业收入之比	孙林杰等(2025) ^[31]
	人才:人力资本结构(<i>HC</i>)	技术人员数量与员工总数之比	钟夏洋等(2025) ^[32]
	知识:知识多样性(<i>KR</i>)	申请专利引用的专利总数加1取自然对数	铁瑛和崔杰(2023) ^[33]
创新方式	主体:开放式创新(<i>OI</i>)	ln(与其他单位联合申请的专利总数+1)	李慧慧等(2025) ^[34]
	领域:多元化创新(<i>DI</i>)	基于专利IPC分类号的熵指数法	杨博旭等(2021) ^[35]
	偏向:实质性创新(<i>SI</i>)	发明专利申请量与所有专利申请总量之比	Yu等(2019) ^[36]
创新绩效	研发经费利用效率(<i>RDE</i>)	专利申请数/ln(研发经费投入+1)	Shin等(2024) ^[37]
	研发人员创新效率(<i>RDP</i>)	专利申请数/ln(研发人员投入+1)	

注:企业多元化创新水平(*SI*)的计算公式为: $SI_{i,t} = \sum_{n=1}^{N_{i,t,n}} N_{i,t,n} \ln(1/N_{i,t,n})$ 。其中, $N_{i,t,n}$ 为企业*i*在*t*年第*n*个创新类别的发明专利申请量占该企业当年发明专利申请总量的比重,以专利IPC分类号前三位区分创新类别。

表 6 机制检验结果

变量	优化创新资源配置			推动创新方式变革			促进创新绩效提升	
	<i>RD</i>	<i>HC</i>	<i>KR</i>	<i>OI</i>	<i>DI</i>	<i>SI</i>	<i>RDE</i>	<i>RDP</i>
<i>DRII</i>	0.001*** (0.000)	0.003*** (0.001)	0.353*** (0.016)	0.243*** (0.016)	0.383*** (0.008)	0.041*** (0.003)	1.148*** (0.064)	2.815*** (0.163)
观测值	17 717	16 566	17 812	18 549	18 392	18 408	18 146	12 606
<i>R</i> ²	0.893	0.916	0.766	0.709	0.700	0.693	0.834	0.866

4. 进一步的讨论:异质性分析

数实融合创新对创新持续性的影响会因企业内部特征和外部环境的不同而存在差异,本文选择从企业产权性质、高管背景和地区基础设施3个方面进行异质性分析。具体来讲,通过在模型中加入数实融合创新变量与异质性变量的交互项($DRII_{i,t} \times Het_{i,t}$)以及异质性变量($Het_{i,t}$)来进行异质性分析。构建模型如式(3)所示:

$$TIS_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 DRII_{i,t} \times Het_{i,t} + \delta_2 DRII_{i,t} + \delta_3 Het_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \tag{3}$$

其中,*Het*代表异质性变量,其他变量同基准模型。设置以下3个虚拟变量作为异质性变量:一是国有企业(*SOE*),国有企业样本赋值为1,非国有企业样本赋值为0;二是高管信息技术背景(*ITB*),借鉴Haislip和Richardson(2018)^[38]、袁蓉丽等(2024)^[39]的方法,董事长或总经理具有信息技术教育经历或任职经历的企业赋值为1,否则赋值为0;三是数字基础设施(*DI*),借鉴孙龙等(2025)^[40]的方法,以企业

所在地级市移动交换机容量的中位数为标准,大于中位数的城市企业赋值为1,否则赋值为0。异质性分析结果见表7。

(1)企业产权性质异质性。 $DRII \times SOE$ 的系数在5%的水平上显著为正,表明相比非国有企业,国有企业数实融合创新对技术创新持续性的增强作用更大。相比非国有企业,国有企业承担着更多社会责任,并肩负服务国家战略的重要使命,需要在基础性、前沿性技术创新中发挥更大作用;同时,国家战略意志的目标引领与政府背书使国有企业能获得更多的创新资源(张尧等,2026)^[41]。因此,国有企业的创新发展通常站位更高、眼光更远,更愿意也更有能力持续开展风险大、周期长的技术创新活动,从而使数实融合创新对技术创新持续性的提升作用更强。

(2)高管信息技术背景异质性。 $DRII \times ITB$ 的系数在5%的水平上显著为正,表明相比高管无信息技术背景的企业,高管有信息技术背景的企业数实融合创新对技术创新持续性的增强作用更大。根据烙印理论和高阶梯队理论,高管的教育经历和任职经历等会对其认知结构产生影响,进而影响企业的战略决策(王象路等,2024)^[42]。具有信息技术背景的高管同时具备“信息技术”和“业务管理”的双重烙印(吴育辉等,2022)^[43],对数字技术的前沿动态和数实融合发展趋势有着深刻洞察,不仅有助于企业提升数实融合创新水平,还能精准识别数字技术与实体产业技术融合的关键节点,积极推动企业创新方式变革,并加快数实技术成果转化,提高创新绩效水平,从而强化数实融合创新对技术创新持续性的提升作用。

(3)地区数字基础设施异质性。 $DRII \times DI$ 的系数在5%的水平上显著为正,表明相比数字基础设施水平较低地区的企业,数字基础设施水平较高地区的企业数实融合创新对技术创新持续性的增强作用更大。一方面,作为大数据、物联网、人工智能等前沿技术的底层支撑,数字基础设施为企业数实融合创新提供了基础与前提,地区数字基础设施水平越高,企业进行数实融合创新外部条件越成熟、内部效率越高,企业数实融合创新的水平越高。另一方面,数字基础设施拓宽了信息的获取范围、降低了信息的获取成本(沈坤荣等,2023;Goldfarb et al., 2019)^[44-45]、提高了信息传递的速度与质量(李峰等,2025)^[46],能够缓解信息不对称,有利于企业获取创新资源,并推动企业创新方式变革。所以,在数字基础设施水平较高的地区,数实融合创新对企业技术创新持续性的提升作用更强。

表7 异质性分析结果

变量	企业产权性质异质性	高管信息技术背景异质性	地区数字基础设施异质性
	<i>TIS</i>	<i>TIS</i>	<i>TIS</i>
$DRII \times SOE$	0.080**(0.039)		
$DRII \times ITB$		0.058**(0.029)	
$DRII \times DI$			0.048**(0.021)
$DRII$	0.389*** (0.021)	0.412*** (0.019)	0.394*** (0.021)
SOE	-0.003(0.079)		
ITB		-0.016(0.044)	
DI			-0.029(0.035)
观测值	18 869	18 869	18 869
R^2	0.678	0.678	0.678

五、结论与启示

本文基于“创新资源-创新方式-创新绩效”三维动态创新系统探究数实融合创新对企业技术创新持续性的影响,并采用沪深A股上市公司2010—2024年的面板数据进行实证检验,研究发现:数实融合创新显著增强了企业技术创新持续性,该结论在经过一系列稳健性检验后依然成立;数实融合创新能够提高企业研发投入强度、改善企业人力资本结构、丰富企业知识多样性,进而通过优化企业创新资源配置增强企业技术创新持续性;数实融合创新能够提高企业开放式创新和多元化创新水平、强化企业实质性创新偏向,进而通过推动企业创新方式变革增强企业技术创新持续性;数实融合创新能够提高企业研发经费利用效率和研发人员创新效率,进而通过促进企业创新绩效提升增强企业技术创新持续性;相比非国有企业、高管无信息技术背景的企业、数字基础设施水平较低地区的企业,数实融合创新对国有企业、高管有信息技术背景的企业、数字基础设施水平较高地区的企业具有更强的技术创新持续性提升作用。

根据上述结论,本文得到以下启示:第一,加快推动数字技术与实体产业技术深度融合。搭建多层次产业协同创新平台,建立产学研联盟,推动不同创新主体之间协同攻关与技术共享;设立专项扶持基金并实施税收优惠措施,对数实融合创新项目给予政策支持与风险补偿;健全“揭榜挂帅”等机制,引导跨领域创新主体联合攻关,推动实体产业与数字产业深度融合。第二,夯实资源供给、畅通交流机制、促进成果转化。发挥政府引导基金的作用,引导风险投资、私募股权投资等耐心资本专注硬科技和长周期创新项目,为企业持续创新奠定坚实的资源基础;构建常态化、多层次的交流机制,如定期组织企业交流对接会、校企研讨会等,助力企业合作创新;促进技术信息与市场需求的有效对接,推动企业拓展创新领域;建立市场化、专业化、规范化的技术转化和转移机制,加快创新成果转化和推广。第三,实施差异化策略,促进各类企业持续创新。针对非国有企业在数实融合创新过程中存在的资源劣势,加大对非国有企业的政策支持力度,并建立风险补偿机制,有效提升其持续创新能力;企业应加强对既懂数字技术又熟悉业务管理的复合型人才的引进与培养,依托高校、专业机构为管理层开展定制化课程与培训,不断提升管理层数字素养;各地区应加快推进网络基础设施、算力基础设施等新型数字基础设施建设,为数实融合创新和持续创新提供坚实支撑。

参考文献:

- [1] 赵永新. 我国科技创新能力稳步提升[N]. 人民日报, 2025-09-19 (004).
- [2] 郭晗, 全勤慧. 数字经济与实体经济融合发展: 测度评价与实现路径[J]. 经济纵横, 2022 (11): 72-82.
- [3] 何德旭, 张昊, 刘蕴霆. 新型实体企业促进数实融合提升发展质量[J]. 中国工业经济, 2024 (2): 5-21.
- [4] 王晓磊. 数实产业技术融合与企业创新[J]. 山西大学学报(哲学社会科学版), 2025, 48 (2): 99-108.
- [5] Sun G, Fang J, Li J, et al. Research on the impact of the integration of digital economy and real economy on enterprise green innovation[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2024, 200 (3): 1-12.
- [6] 徐妍, 毕梦潇, 柴映. 数实融合提升关键核心技术领域企业创新效率的研究——基于中国A股上市公司的数据检验[J]. 科研管理, 2026, 47 (1): 56-67.
- [7] 谢谦, 金才淇, 刘维刚. 数实技术融合与企业出口韧性[J]. 管理世界, 2025, 41 (12): 21-37, 72, 38-48.
- [8] Clausen T, Pohjola M, Sapprasert K, et al. Innovation strategies as a source of persistent innovation[J]. Industrial and Corporate Change, 2012, 21 (3): 553-585.
- [9] 赵炎, 齐念念. 中心性、技术影响力与企业持续性创新——环境责任和企业韧性的调节作用[J]. 管理评论, 2023, 35 (10): 105-117.

- [10] 宋洋. 创新资源、研发投入与产品创新程度——资源的互斥效应和研发的中介效应[J]. 中国软科学, 2017 (12): 154-168.
- [11] 宣思源, 杨德才, 张蕤. 人力资本匹配能否实现外商直接投资流入的“量增质升”——基于双重机器学习的经验研究[J]. 国际贸易问题, 2025 (6): 80-96.
- [12] 王军, 周效宇. 大数据应用对企业突破性技术创新的影响——知识资源优化路径与知识产权保护的调节作用[J]. 西部论坛, 2025, 35 (5): 45-60.
- [13] 宋华盛, 薛沛榕, 黄洁. 企业数字化转型结构对创新策略的影响研究[J]. 科研管理, 2025, 46 (3): 16-27.
- [14] 郭金花, 朱承亮. 数字化转型、人力资本结构调整与制造业企业价值链升级[J]. 经济管理, 2024, 46 (1): 47-67.
- [15] 刘金东, 李祎萌. 持续性优惠预期与企业创新行为——来自两类留抵退税政策交叉的证据[J]. 上海财经大学学报, 2025, 27 (6): 49-63.
- [16] 徐欣, 刘梦冉. 产学研联盟与企业技术多元化——基于发明专利 IPC 信息的研究[J]. 科学学研究, 2020, 38 (10): 1858-1867.
- [17] 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.
- [18] Ritala P, Hurmelinna-Laukkanen P. Incremental and radical innovation in coopetition: the role of absorptive capacity and appropriability[J]. Journal of Product Innovation Management, 2013, 30 (1): 154-169.
- [19] 贺建风, 吴慧. 市场化进程、技术多元化与企业创新绩效[J]. 经济经纬, 2025, 42 (1): 106-119.
- [20] 张自然, 海梅红. 数实融合促进绿色全要素生产率提升研究[J]. 经济纵横, 2025 (3): 54-65.
- [21] Zhao Y, Qi N N, Li L, et al. How do knowledge diversity and ego-network structures affect firms' sustainable innovation: evidence from alliance innovation networks of China's new energy industries[J]. Journal of Knowledge Management, 2023, 27 (1): 178-196.
- [22] 何郁冰, 周慧, 丁佳敏. 技术多元化如何影响企业的持续创新? [J]. 科学学研究, 2017, 35 (12): 1896-1909.
- [23] 杨仁发, 杨梅君. 数字化转型的持续性创新效应研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2025, 42 (2): 109-129.
- [24] 刘和旺, 李蓓, 郑世林, 等. 科技金融政策对数实产业技术融合的影响研究[J]. 产业经济评论, 2024 (6): 126-146.
- [25] 李唐, 李青, 陈楚霞. 数据管理能力对企业生产率的影响效应——来自中国企业—劳动力匹配调查的新发现[J]. 中国工业经济, 2020 (6): 174-192.
- [26] 杨震宁, 袁梓晋. 数字创新网络嵌入与关键核心技术攻关[J]. 中国工业经济, 2025 (5): 156-173.
- [27] 鞠晓生, 卢荻, 虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究, 2013, 48 (1): 4-16.
- [28] 冷建飞, 高云. 融资约束下企业社会责任信息披露质量与创新持续性——中小板企业数据分析[J]. 科技进步与对策, 2019, 36 (11): 77-84.
- [29] 周瑛, 王倩. 协同创新驱动视角下产业链韧性提升的机制与路径——基于创新型产业集群多期 DID 的实证研究[J/OL]. 科技进步与对策, 2026, 43 (3): 67-77.
- [30] 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.
- [31] 孙林杰, 李长顺, 何瑶瑶. 数字化转型对制造业企业碳绩效的影响研究[J/OL]. 科学学研究, 1-14 (2025-0-829). <https://doi.org/10.16192/j.cnki.1003-2053.20250829.002>.
- [32] 钟夏洋, 毛艳华, 赵琦. 制度型开放与企业人力资本结构升级——基于自贸试验区建设的证据[J]. 国际经贸探索, 2025, 41 (9): 22-37.
- [33] 铁瑛, 崔杰. 国际移民、知识流动与知识生产跨国合作[J]. 经济学 (季刊), 2023, 23 (4): 1549-1564.
- [34] 李慧慧, 沈欣雨, 李健, 等. 家族控制对企业开放式创新的影响研究[J/OL]. 科研管理, 1-16 (2025-11-07).

- <https://link.cnki.net/urlid/11.1567.G3.20251107.1613.002>.
- [35] 杨博旭,王玉荣,李兴光,等. 技术多元化对二元创新绩效的影响研究:基于正式与非正式制度环境的视角[J]. 科学学与科学技术管理, 2021, 42 (12): 145-162.
- [36] Yu L, Li H, Wang Z, et al. Technology imports and self-innovation in the context of innovation quality[J]. International Journal of Production Economics, 2019, 214: 44-52.
- [37] Shin J, Kim Y, Jung S G, et al. Product and service innovation: comparison between performance and efficiency[J]. Journal of Innovation & Knowledge, 2022, 7 (3): 1-11.
- [38] Haislip J Z, Richardson V J. The effect of CEO IT expertise on the information environment: evidence from earnings forecasts and announcements. Journal of Information Systems, 2018, 32 (2): 71-94.
- [39] 袁蓉丽,党素婷,李瑞敬,等. 董事信息技术背景与企业全要素生产率[J]. 会计研究, 2024 (7): 70-89.
- [40] 孙龙,陈宇锋,贾瑞乾. 数智赋能专精特新企业创新韧性的效应及机制研究[J]. 研究与发展管理, 2025, 37 (6): 177-189.
- [41] 张娆,储佩佩. 耐心资本与企业创新持续性[J]. 经济与管理研究, 2026, 47 (1): 51-66.
- [42] 王象路,罗瑾琨,姜新华,等. 高管团队信息技术背景与企业数字化转型战略——基于数字战略认知框架[J]. 科学学与科学技术管理, 2024, 45 (10): 153-167.
- [43] 吴育辉,张腾,秦利宾,等. 高管信息技术背景与企业数字化转型[J]. 经济管理, 2022, 44 (12): 138-157.
- [44] 沈坤荣,林剑威,傅元海. 网络基础设施建设、信息可得性与企业创新边界[J]. 中国工业经济, 2023 (1): 57-75.
- [45] Goldfarb A, Tucker C. Digital economics[J]. Journal of Economic Literature, 2019, 57 (1): 3-43.
- [46] 李峰,刘娟. 数字基础设施、要素协调配置与制造业高质量发展[J]. 哈尔滨商业大学学报(社会科学版), 2025 (2): 56-68, 95.

Can Digital-Real Integration Innovation Enhance Innovation Sustainability?

ZOU Shuang, GUO Qingqian

(School of Economics, Henan University, Kaifeng 475004, Henan, China)

Summary: In recent years, against the backdrop of profound digital technology transformation, accelerated technological iteration, and increased risks in the innovation system, the environment for enterprise technological innovation has become highly volatile. The sustainability of “rigid” innovation faces unprecedented challenges and constraints. Within this context, effectively promoting sustainable technological innovation in enterprises is not only the micro-foundation for firms to gain long-term competitive advantages but also the macro-strategic cornerstone for China to achieve technological self-reliance and strength. The 14th Five-Year Plan for the Development of the Digital Economy, issued by the State Council in 2022, clearly states that coordinating the development of the digital industry and the digitalization of industries, empowering the transformation and upgrading of traditional industries, and fostering new industries, new business forms, and new models constitute the core pathway for navigating digital technological change. Following this pathway, digital-real integration innovation is a key measure for enterprises to cope with external technological uncertainty

and alleviate the rigidity of technological innovation. However, existing literature lacks sufficient research on understanding enterprise technological innovation sustainability from the perspective of digital-real integration innovation, particularly in-depth studies on how digital-real integration innovation affects it.

This study uses panel data of A-share listed companies on the Shanghai and Shenzhen stock exchanges from 2010 to 2024 as the sample. First, using the CSMAR database and the China Research Data Service Platform (CNRDS), and based on the understanding that digital-real integration is essentially a two-way dynamic interaction between digital technology and industrial technology, this study measures the level of digital-real integration in enterprises and empirically examines the impact of digital-real integration on the sustainability of enterprise technological innovation. The results show that digital-real integration significantly enhances the sustainability of enterprise technological innovation. Second, this study constructs a three-dimensional dynamic innovation system consisting of innovation resources, innovation methods, and innovation performance, and systematically analyzes the mechanisms through which digital-real integration affects the sustainability of enterprise technological innovation. The results show that digital-real integration innovation enhances technological innovation sustainability by optimizing the allocation of innovation resources, promoting the transformation of innovation methods, and improving innovation performance. Finally, heterogeneity tests indicate that, compared with the corresponding control groups, the positive impact of digital-real integration innovation on technological innovation sustainability is more pronounced in state-owned enterprises, enterprises whose executives have an information technology background, and enterprises located in regions with a higher level of digital infrastructure.

Compared with existing literature, the marginal contributions of this paper are threefold. First, this study captures the essence of digital-real integration innovation by considering both industrial digitalization and digital industrialization, thereby measuring the level of digital-real integration in enterprises more accurately. Second, this study empirically examines the impact of digital-real integration innovation on the sustainability of enterprise technological innovation, providing new insights for enterprises to continuously promote technological innovation in the context of digital transformation. Third, this study constructs a three-dimensional dynamic innovation system consisting of innovation resources, innovation methods, and innovation performance, and analyzes the mechanisms through which digital-real integration innovation affects the sustainability of enterprise technological innovation. This deepens the theoretical understanding of the driving role of digital-real integration innovation in the continuous technological innovation of enterprises.

Keywords: digital-real integration innovation; technological innovation sustainability; innovation system; innovation resource; innovation method; innovation performance

CLC number: F273.1; F49

Document code: A

Article ID: 1674-8131(2026)03-0159-14

(编辑:刘仁芳;朱 艳)