

数字技术应用与企业技术生态位拓展

程 允¹, 叶江峰², 李奉书², 操友根²

(1. 安徽大学 经济学院, 安徽 合肥 230601; 2. 安徽大学 商学院, 安徽 合肥 230601)

摘 要: 数字技术为企业突破技术路径锁定、深化创新生态嵌入提供了重要支撑, 对于拓展企业技术生态位、构建可持续竞争优势具有重要意义。本文基于数字技术可供性理论, 利用2010—2023年中国沪深A股上市公司数据, 实证检验了数字技术应用对企业技术生态位拓展的影响、作用机制及边界条件。研究发现: (1) 数字技术应用能够促进企业技术生态位拓展, 这是由于数字技术可供性为企业跨越技术边界、促进多领域技术延伸提供了行动基础; (2) 数字技术功能可供性产生的资源整合效应与关系可供性产生的主体协同效应是数字技术应用助力企业技术生态位拓展的关键机制, 且二者构成了链式传导机制; (3) 外部市场环境和制度环境具有差异化调节效应。市场动态性强化了数字技术应用对企业技术生态位拓展的促进作用, 知识产权保护强度则削弱了二者之间的关系。本文不仅拓展了数字技术可供性理论在企业技术生态位演化研究中的适用边界, 也为企业在复杂环境下制定数字化导向的技术生态位拓展策略提供了理论依据与实践启示。

关键词: 技术生态位; 数字技术可供性; 市场动态性; 知识产权保护强度

中图分类号: F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2026)09-0132-21

一、引 言

随着科技革命与产业变革的纵深推进, 开辟发展新领域新赛道、不断塑造发展新动能新优势, 已成为推动经济高质量发展的重要动力。在此背景下, 企业竞争不再局限于单一技术或既有产业边界, 而是日益体现为多领域技术组合的协同及其在创新生态系统中的功能(Xie和Wang, 2021)。持续向新兴领域延伸技术能力、拓宽技术生态位覆盖范围, 已成为企业嵌入新兴产业、把握发展机遇的关键。与此同时, 产业生态的快速重构使技术生态位呈现出明显的动态性, 任何企业均难以在特定的技术领域长期占据优势生态位(Datta和Jessup, 2013; 杜勇和曹

收稿日期: 2025-10-31

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(72374002); 安徽省社科规划重点项目(AHSDK2023D046); 安徽省高校科研重大项目(2025AHGXSK20002)

作者简介: 程 允(1999—), 女, 安徽大学经济学院博士研究生;

叶江峰(1982—), 男, 安徽大学商学院教授, 博士生导师(通信作者, 646448860@qq.com);

李奉书(1989—), 男, 安徽大学商学院副教授;

操友根(1992—), 男, 安徽大学商学院讲师。

磊,2024)。企业固守既有技术生态位容易产生创新能力衰退、市场响应滞后等问题,使其在竞争中逐步边缘化,甚至面临被淘汰的风险(曹如中等,2015)。因此,如何突破既有技术边界、实现技术生态位拓展,已成为企业发展过程中面临的重要议题。

技术生态位拓展本质上是企业重构技术能力边界的过程,高度依赖于跨领域技术资源的获取与整合、创新资源的有效配置以及多主体协同创新等条件支撑(曹兴和李文,2017; Candiani等,2022; Zhang等,2022; 赵艺璇等,2022; 杜勇和曹磊,2024)。然而,实践中企业技术生态位拓展往往面临着多重挑战,技术创新的路径依赖性、不同领域间固有的技术壁垒以及技术重叠引发的资源竞争等均阻碍了企业技术延伸(白景坤和刘畅,2024; 孙雅慧等,2024; 王震和谢赤,2025)。数字技术的快速发展与广泛应用为突破以上困境提供了可能。根据数字技术可供性理论,数字技术潜在的功能属性与关系属性能够转化为跨领域技术探索与协同创新行动。一方面,随着数字技术持续嵌入企业研发与创新实践,数据获取、处理、存储与重组等功能可供性逐步显现,提升了企业跨领域技术搜索与整合效率(Verstegen等,2019),为企业技术生态位拓展提供了资源保障。另一方面,在企业间的持续互动中,数字技术的连接、互动与平台化协作等关系可供性不断演化,强化了跨组织协作和信息共享(Autio等,2018),为企业技术生态位拓展提供了关系支撑。然而,现有研究尚未关注到数字技术可供性在企业技术生态位拓展中的作用机理。

既有文献分别就数字技术应用与企业技术生态位演化进行了研究。关于数字技术应用,一些研究从微观视角切入,探讨了数字技术应用对于提升企业生产效率、实现颠覆式创新、提升市场价值和话语权、实现可持续发展等方面的重要意义(曹裕等,2023; Du等,2023; 陶锋等,2023; Li等,2023; 黄先海等,2024; 姚加权等,2024; Zhu和Yu,2024; Sun等,2025; 谢红军和齐翔,2025)。还有部分研究从生态系统层面展开,发现数字技术能够改变生态系统的结构、互动机制和价值创造模式,是驱动创新生态系统演化的重要动力(焦豪等,2023; Zahra等,2023; Pujadas等,2024)。这些研究为理解数字技术的经济后果提供了重要基础,但关于数字技术应用如何塑造企业在创新生态系统中的生态位优势,现有研究探讨不足。技术生态位演化方面,已有研究主要从企业知识结构、资源特征、网络关系以及商业模式创新等视角分析企业技术生态位拓展的动因与实现路径(孙冰等,2013; 荆文君等,2022; 赵艺璇等,2022; Candiani等,2022; 姜忠辉等,2024)。不过,总体而言现有研究仍倾向于将企业技术生态位拓展理解为基于既有资源禀赋、组织能力或网络位置所做出的战略响应,对于数字技术这一新兴技术的关注相对有限。少数文献虽然开始将数字技术纳入企业技术生态位演化分析框架(Zhang等,2022; 杜勇和曹磊,2024),但均将数字技术视作情境条件加以讨论,且主要采用案例研究方法,难以揭示数字技术应用影响企业技术生态位拓展的直接效应与普遍规律。

总体来说,数字技术应用能否拓展企业技术生态位、通过何种机制发挥作用,以及其是否受到外部环境的影响,仍有待深入研究。基于此,本文以2010—2023年沪深两市A股上市公司为样本,结合数字技术可供性理论剖析了数字技术应用对企业技术生态位拓展的影响,探讨了资源整合与主体协同的作用机制及链式传导效应,并进一步分析了市场动态性和知识产权保护强度的权变影响。

本文可能的贡献有:第一,揭示了数字技术赋能企业技术生态位拓展的内在逻辑,为数字经济时代理解企业技术边界延伸提供了新的理论视角。既有研究多基于资源基础观、动态能力理论和社会网络视角分析企业技术生态位演化的前因条件(Candiani等,2022; Zhang等,2022; 杜勇和曹磊,2024)。本文引入数字技术可供性理论,关注数字技术本身所具有的行动潜能对资源整合和主体协同的赋能作用,并识别了二者之间的链式作用机制,打开了数字技术应用影响

企业技术生态位拓展的“理论黑箱”,丰富了技术生态位演化的理论解释。第二,拓展了数字技术应用经济后果的研究。现有研究主要关注数字技术应用对企业绩效以及生态系统演化等方面的影响(焦豪等,2023;Liu等,2023;谢红军和齐翔,2025)。本文将研究视角延伸至生态系统竞争层面,考察数字技术应用推动企业技术生态位拓展进而塑造生态优势的机理,深化了对数字技术应用战略价值的认识。第三,明晰了数字技术应用促进企业技术生态位拓展的边界条件。本文从市场环境和制度环境切入,考察市场动态性与知识产权保护强度在数字技术应用与企业技术生态位拓展关系中的调节效应,揭示了不同环境中数字技术赋能效果的差异,丰富了企业技术生态位演化的情境研究。

二、理论基础与研究假设

(一)理论基础

1. 技术生态位拓展

“生态位”概念源自生物学,最初用于描述物种在生态系统中的生存位置及功能角色。随着组织生态学的发展,其逐步被引入经济与管理研究领域。Podolny等(1996)正式提出“技术生态位”概念,用于反映技术资源在特定技术空间中的配置结构及其所对应的企业群体分布。在此基础上,后续学者围绕技术子系统、技术边界、生态位演化等议题进行了深入研究,技术生态位的内涵得以持续丰富和深化(Van Den Oord和Van Witteloostuijn,2017;Candiani等,2022;Zhang等,2022)。综合既有研究,可将技术生态位界定为企业在创新生态系统中占据的技术空间与功能定位,其反映了企业可利用的技术资源状况与技术创新潜力。现有文献分别从技术生态位的宽度、深度、重叠度与适应度等维度进行分析(Khurshid等,2020;Candiani等,2022;Xie等,2023)。相较于其他维度,技术生态位宽度更强调企业技术布局的广度,能够较为直接地体现企业技术能力边界的延展情况。基于此,本文聚焦技术生态位宽度,重点考察企业技术创新活动向多元技术领域延伸、技术覆盖范围持续拓宽的过程。

2. 数字技术可供性理论

数字技术可供性是指数字技术在被使用主体感知和使用的过程中,为其实现特定目标提供了行动可能(Verstegen等,2019)。该理论强调,在特定使用情境下,组织可将数字技术识别为服务于既定目标的行动潜能,并在持续互动中将其转化为具体行为。数字技术可供性生成于“技术特征—组织目标—使用情境”的动态关系之中,同一数字技术在不同组织目标导向下可能呈现出差异化的可供性形态和效果(Chatterjee等,2020)。

根据数字技术客观功能与效果属性的内在差异,数字技术可供性可被划分为功能可供性与关系可供性两个维度(Autio等,2018;张延平等,2025)。功能可供性是指数字技术所内嵌的客观功能为组织实现特定目标提供了行动可能,比如企业能够通过激活数字技术的智能分析、模块化处理、流程可视化等功能模块,提升其资源识别、处理与重组能力(Frank等,2019;赵艺璇等,2024)。关系可供性则是指数字技术在连接异质性主体、促进持续互动、强化协同治理,以及构建信任与共享机制过程中所形成的行动可能性,其主要作用于主体间的连接、互动与协作,本质上体现为数字技术通过突破时空约束重塑主体间的互动方式,进而提升网络连接强度与协作效率(罗均梅等,2022;Pujadas等,2024)。

在企业创新活动中,功能可供性与关系可供性并非独立运作,而是具有一定的互动性(赵艺璇等,2024)。一方面,功能可供性赋能资源识别与重组,同时为跨主体协作奠定了更为坚实的能力基础。另一方面,关系可供性促进互动深化与网络嵌入,也有助于企业持续获取异质性知识与外部战略资源。由此,功能可供性与关系可供性在企业创新过程中具有协同强化关系,

这为后文探讨资源整合与主体协同在数字技术应用影响技术生态位拓展之间的联系提供了理论依据。

(二)研究假设

1. 数字技术应用与企业技术生态位拓展

数字技术可供性理论为理解数字技术应用与企业技术生态位拓展的关系提供了整合视角。在数字技术应用过程中,企业不仅能够激活功能可供性实现技术能力边界的突破,还可以通过感知与转化关系可供性,优化企业间协作,从而在技术能力与生态关系两个方面为技术生态位拓展提供动力。

一方面,数字技术应用通过释放功能可供性,提升了企业识别技术生态位拓展空间与突破既有技术边界的能力。技术生态位拓展本质上是企业扩大既有技术边界的过程,这依赖于企业对潜在技术机会的敏锐洞察。随着人工智能、大数据、物联网等数字技术在研发与生产场景中的应用,其在信息识别、智能分析与技术重组等方面的功能可供性逐步显现(张延平等,2025),强化了企业对潜在技术机会的感知与研判(Liu等,2022),从而为技术生态位的拓展提供了决策依据。此外,在传统工业范式下,技术演进常受制于物理空间与组织壁垒的刚性约束,企业创新活动被局限于特定技术轨道(Dosi,1982),导致技术生态位陷入僵化。数字技术所体现出的模块化、可重组性与开放接口等功能,为技术要素与创新资源的自由流动创造了可能(Zahra等,2023)。这降低了企业跨领域技术探索的认知与整合成本,有利于其突破既有技术路径锁定,拓宽企业技术生态位覆盖范围。

另一方面,数字技术应用能够通过关系可供性重塑企业与外部创新主体的互动方式,为技术生态位拓展提供网络基础。技术生态位并非静态孤立的封闭系统,而是在企业与供应商、客户、合作企业、竞争对手等多元主体的持续互动中不断塑造和调整的动态结果(曹兴和李文,2017)。在企业协同过程中,借助平台架构、云端协同和网络通信等数字技术应用方式,关系可供性得以被激活(Autio等,2018),降低了组织跨边界连接与协同的成本。由此,企业能够在更大范围内嵌入生态系统并重塑自身技术位置,为技术生态位的持续拓展提供动力。同时,数字技术关系的可供性还提升了不同主体之间的信息流动效率和协同创新能力,使企业能够依托外部互补技术突破自身能力边界,进而推动技术生态位向新技术领域延伸。由此提出假设:

H1:数字技术应用能够促进企业技术生态位拓展。

2. 资源整合与主体协同的中介效应

以上分析表明,企业通过数字技术应用一方面能够激活数字技术的功能可供性促进跨领域技术资源整合,同时还能够利用关系可供性促进外部协作关系的构建与强化,进而为技术生态位拓展提供支持。由此,本文进一步探讨资源整合与主体协同在数字技术应用促进企业技术生态位拓展过程中的影响效应。

技术生态位拓展需要企业突破技术边界进行多领域发展,这一过程在很大程度上受制于企业技术资源基础。需要说明的是,本文提及的资源并非泛指企业内部的财务或物质资本,而是指支撑企业创新活动的技术与知识资源。不同技术领域的资源在技术范式和知识结构方面存在显著差异(Curran和Leker,2011)。资源整合是指企业对分散在不同技术领域的知识进行识别、吸收与重组,并将其转化为跨领域技术融合成果的过程(Song等,2017)。通过整合异质性技术资源,企业能够拓宽技术组合空间,发掘潜在的技术创新路径(Zhao等,2023)。

数字技术蕴含的功能可供性为企业开展资源整合提供了重要支撑。一方面,功能可供性通过强化企业的信息处理与传输能力,能够助力企业突破组织边界约束,开展更广泛的网络化探索(Nambisan等,2017),拓宽跨领域异质性资源的获取渠道。另一方面,功能可供性提升了企

业对信息的深度分析能力,为企业深入理解新领域技术原理与应用逻辑提供了可能,降低了跨领域资源整合的认知门槛(Liu等,2022)。此外,数字技术具备的模块化架构和标准化接口等功能缓解了不同技术资源之间的兼容性问题,提升了资源整合的灵活性与效率(Zahra等,2023)。在功能可供性的持续赋能下,企业能够获得多领域技术,为技术生态位拓展提供充足的资源。根据技术融合理论,企业所掌握的技术知识越多元,其技术要素之间的重组与组合空间越大,潜在创新机会也越丰富(Caviggioli,2016),更有利于企业进入多元技术领域。与此同时,对跨行业技术知识的持续吸收与转化还有助于突破既有技术路径依赖,激发企业跨界创新意愿,从而提升技术生态位拓展的内在动力。由此提出假设:

H2a:数字技术应用能够通过资源整合效应促进企业技术生态位拓展。

主体协同是企业网络能力的体现,主要关注企业如何通过调整网络结构和网络关系提升合作创新效率(曹兴和李文,2017;Li等,2022)。在探索新技术领域的过程中,企业往往面临资源投入强度大、创新不确定性强和失败风险高等问题,企业间协作是应对这些挑战的重要方式(Hegger等,2007)。数字技术应用通过激活其关系可供性,能够持续赋能企业主体协同行为。

首先,数字技术的关系可供性有利于企业突破地理空间限制,与多元创新主体建立连接(Vaast等,2017)。企业依托数字技术关系可供性能够构建更加开放透明的协作机制,提升协作过程中的协调效率与治理能力,形成更为稳定和紧密的合作关系(Nambisan等,2017)。同时,数字技术关系可供性还为企业动态监测与快速响应合作状态提供了可能,能够提升协同创新活动的效率。在关系可供性的持续赋能下,企业得以嵌入更加开放、高效的创新协作网络,为技术生态位拓展创造有利条件。一方面,多元创新主体的协同互动有利于企业把握技术演进趋势与市场需求变化,捕捉新兴技术机会(Autio等,2018),明确技术生态位拓展方向。另一方面,企业与协作伙伴的密切互动有助于及时收集技术应用反馈,加速创新成果的验证与迭代,促进技术生态位向细分领域延伸(罗均梅等,2022)。此外,数字协同机制的持续完善还强化了创新生态系统中的学习效应与适应性演化能力,能够创造出全新的生态位,为企业技术生态位拓展提供更大的空间。由此提出假设:

H2b:数字技术应用能够通过主体协同效应促进企业技术生态位拓展。

进一步地,资源整合和主体协同的影响并不是完全独立的,可能存在链式传导关系。根据资源依赖理论,拥有稀缺资源的企业在合作中具有更强的吸引力(Pfeffer和Salancik,1978)。企业通过数字技术应用提升资源整合水平后,丰富的跨领域知识使其成为外部创新主体获取互补资源的理想伙伴,从而进一步促进了主体协同的形成与深化。同时,资源整合能力的提升还能够使企业在跨领域合作项目中贡献更具价值的技术要素,进而在创新合作网络中占据更重要的位置(Ahsan等,2023)。因此,数字技术应用能够通过资源整合进一步促进主体协同,进而促进技术生态位拓展。由此提出假设:

H2c:数字技术应用能够通过资源整合与主体协同的链式传导效应促进企业技术生态位拓展。

3. 市场动态性和知识产权保护强度的调节效应

市场动态性反映了市场需求、技术发展以及客户偏好等外部市场环境的动态变化特征和不可预测性(Wang等,2023),是驱动企业持续进行技术调整与战略更新的重要因素,可能影响数字技术应用与企业技术生态位拓展间的关系。

首先,较高的市场动态性为企业提供了更多的技术机会(Zhong等,2024)。高市场动态性下,市场需求与技术趋势的频繁变动会产生大量包含新兴技术组合和应用场景拓展机会的碎

片化信息,但其呈现形式往往较为隐蔽。借助数字技术,企业能够将碎片信息转化为可分析、可比较的结构化信息(Liu等,2022),从而有效把握动态市场中的机遇,对技术生态位进行前瞻性布局。其次,市场动态性还放大了数字技术应用在资源重组过程中的赋能效应。在高度动态的市场环境中,资源配置结构难以长期维持有效,这迫使企业必须持续调整资源配置方式以适应不断变化的市场环境(Zhang等,2021)。数字技术应用提升了信息处理速度与决策反馈效率,能够支持企业在持续试验与快速调整中及时响应新的技术机会(Nambisan等,2019),加快技术生态位拓展进程。此外,较高的市场动态性还能够缓解技术路径依赖,降低企业技术生态位拓展的认知壁垒。在高度动态的市场环境中,由于主导技术范式与市场规则尚未完全确立,难以预测既有技术优势的可持续性(孙冰和鞠卓芳,2025)。在此条件下,使用数字技术探索新的技术领域更易于被企业采纳,推动多种技术方案的并行探索,加速新技术组合的生成,进而强化数字技术对企业技术生态位拓展的影响效应。由此提出假设:

H3a:市场动态性能够强化数字技术应用对企业技术生态位拓展的影响效应。

知识产权保护作为制度环境的重要组成部分,在保护技术创新成果、鼓励研发投资以及提升企业绩效等方面发挥了重要作用(吴超鹏和唐药,2016),但同时也提高了企业进入新技术领域的壁垒,对技术生态位拓展形成一定的约束。

一方面,较高的知识产权保护强度提升了企业跨领域资源整合的制度成本。数字技术应用推动技术生态位拓展的过程高度依赖于内外部知识的灵活整合与快速重组。然而,在知识产权保护强度较高的制度环境下,企业涉足新技术领域时面临更严格的合规审查(Su等,2022),削弱了数字技术低成本重组与快速试验的优势(Liu等,2023),因而限制了其对技术生态位拓展的促进作用。另一方面,较强的知识产权保护可能会改变数字技术应用与技术创新的方向。知识产权保护强度较高时,企业更倾向于采取“专利丛林”等防御型策略维持既有技术优势(张美扬和龙小宁,2024)。在此背景下,数字技术更多被用于既有技术路径的强化,对技术组合重构与技术生态位拓展的促进作用则比较有限。例如,在严格的知识产权保护框架下,制药行业普遍存在着专利常青化现象,许多企业通过围绕既有核心药物持续申请次级专利的方式延长市场独占期,以锁定原有技术生态位。此时,数字技术更多被用于提升既有研发流程或产品线的效率,较少被用于探索新的技术生态位。此外,较强的知识产权保护可能强化部分受保护技术知识的排他性,阻碍了企业间的技术共享与协同创新。在此条件下,数字技术整合多元化知识资源、构建开放式创新网络的功能受到约束,从而削弱了其对技术生态位拓展的影响。由此提出假设:

H3b:知识产权保护强度弱化了数字技术应用对企业技术生态位拓展的影响效应。

本文的研究框架如图1所示:

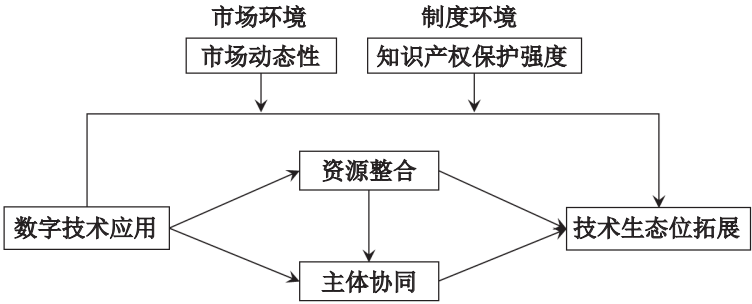


图1 研究框架

三、研究设计

(一)数据来源

本文选择2010—2023年中国沪深两市A股上市公司为研究样本。以2010年为起点年份,是因为中国企业数字技术应用的规模化增长主要发生于2010年之后。同时考虑到专利数据自申请至公开之间的时间间隔通常在18个月以上,为保证专利数据的完整性,保留2023年及以前的样本。本文所用专利数据来自incoPat专利数据库,财务数据、企业特征数据和战略联盟数据来自CSMAR数据库。知识产权保护数据来自中国各省统计年鉴和北大法宝案例数据库。为提升数据质量,还剔除了ST、*ST、PT类上市公司、金融行业企业、发明专利和实用新型专利之和为0的样本、资产负债率小于0的样本以及主要变量数据存在缺失的样本,并对所有连续变量进行双侧1%缩尾处理。最终构建了2372家企业的15623个企业—年份面板数据。

(二)变量说明

1. 被解释变量

技术生态位拓展(ETN)。技术生态位拓展反映了企业技术领域覆盖范围的延伸。Levins(1968)在分析生物学中的物种生态适应性时,构建了Levins公式用于测算种群对资源的利用广度。本文参考Jin等(2023)的研究,用如式(1)所示的Levins公式测算企业技术生态位的宽度,并将其作为技术生态位拓展的代理变量。

$$ETN_{i,t} = 1 / \sum_{j=1}^r (p_{i,j,t})^2 \quad (1)$$

其中, $ETN_{i,t}$ 是企业*i*在*t*年的技术生态位拓展, $p_{i,j,t}$ 指企业*i*在第*t*年第*j*个技术领域申请的专利数量占当年专利申请总数的比例, r 指基于专利IPC主分类号前四位划分的技术领域类别数。

2. 解释变量

数字技术应用(DTA)。数字技术应用是企业数字化转型的重要组成部分和基础性环节。区别于数字化转型强调以数字技术为核心对企业组织结构、业务流程和商业模式进行系统性重构和战略性变革(吴非等,2021;曹裕等,2023),数字技术应用属于操作层面的技术实践,更为关注数字技术的引入及其在特定场景中的部署与功能实现(蔡宏波和韩金镛,2024)。本文参考杨鹏等(2024)的研究,从数字技术应用广度和深度两个层面构建了数字技术应用的关键词词典(见表1)。其中,数字技术应用广度反映了企业引入和应用不同数字技术的程度,用大数据、云计算、区块链等关键词代表。数字技术应用深度体现了数字技术与企业业务流程的融合程度,由数字化生产、数字化管理、数字化营销和数字化产品四个维度的关键词构成。然后,使用文本分析方法统计企业年报中数字技术应用各关键词出现的次数,并将所有关键词词频进行加总来反映企业数字技术应用水平。考虑到关键词总词频呈右偏分布,取其加1之后的对数作为数字技术应用的衡量指标。

3. 中介变量

资源整合($Integration$)。本文用专利的跨领域技术融合来反映资源整合情况,参考Zhao等(2023)的做法,基于专利IPC共现来识别技术融合。具体而言,根据专利IPC分类号前四位界定技术领域,当一项专利包含两个及以上的技术领域时,则将其视作跨领域技术资源整合的结果。然后,将跨领域技术融合专利数量在企业—年份层面进行加总,并取其加1之后的对数来衡量资源整合($Integration_1$)。同时,为防止上述测度方法与专利产出存在相关性可能导致测量误差问题,进一步基于专利后向引用的技术距离构建衡量指标。专利后向引用反映了创新活动的先验知识基础,施引专利与被引专利之间的技术距离越远,说明创新过程中整合的异质性技

表 1 数字技术应用相关关键词词库

指标维度	关键词
数字技术应用广度	大数据、云计算、区块链、人工智能、物联网、5G、移动互联网、虚拟现实、VR、AR、深度学习、机器学习、数字孪生、分布式计算、边缘计算
数字化生产	智慧农业、智能制造、数字化制造、工业智能、智能工厂、工业互联网、智能系统、智能管理、智能生产、智能设备、工业机器人、智能车间、自动生产、自动控制、自动检测、自动监控、数控、智能交通、智慧物流、智慧仓储、智能配送、互联网金融、数字金融、金融科技、数字商贸、智慧教育、智慧医疗、智能文旅、智能能源
数字技术应用深度	数字化管理 数字平台、互联网平台、云平台、数据中心、数据采集、数据挖掘、数据分析、数据统计、数字化运营、智能运营、数据决策、数据驱动、数据管理、数字治理、数字控制、数据仓库 数字化营销 互联网模式、互联网商业模式、互联网业务、电商、电子商务、B2B、B2C、C2B、C2C、O2O、数字品牌、社交媒体、数字营销、网络广告、智能推荐、用户画像、数字批发、数字零售 数字化产品 数字产品、数据产品、智能穿戴、智能车载、智能家居、无人驾驶、3D打印

术资源越丰富。参考Keijl等(2016)的研究,依据焦点专利与被引专利主IPC分类号的差异设定技术距离权重。具体而言,若二者在IPC大类层面一致,表明技术领域相近,赋值为1;若仅在IPC部级层面相同,表明技术领域邻近,赋值为2;若IPC部级层面不同,表明技术领域较远,赋值为3;若专利不存在后向引用,赋值为0。基于此,一项专利的技术融合水平用其全部后向引用对应的技术距离权重的均值表示。然后,以企业当年所有专利的技术融合水平均值来衡量企业—年份层面的资源整合(Integration_2)。

主体协同(Collaboration)。为了防止单一测量口径潜在的测量误差问题,本文分别从非正式的创新合作网络与正式的战略联盟关系两个维度构建主体协同的衡量指标。一是基于创新合作网络特征进行测度。参考曹兴和李文(2017)的研究,用企业在创新合作网络中的度数中心度和关系强度两个指标来衡量企业的主体协同情况。具体而言,设置 $[t-4, t]$ 五年滚动时间窗口,以联合专利申请人为网络节点,不同申请人在同一专利中的共现关系为连接,构建创新合作网络。度数中心度用与企业直接相连的合作主体数量占网络规模的比值衡量,记为Collaboration_1;关系强度用企业与其他主体合作的平均次数衡量,记为Collaboration_2。二是以企业战略联盟数量衡量。战略联盟是企业之间正式的合作治理安排,能够较为直接地反映企业与外部主体的协作程度。参考陈文瑞等(2021)的研究,以企业当年参与战略联盟的数量进行测度,记为Collaboration_3。

4. 调节变量

市场动态性(DM)。市场动态性反映了企业所处市场环境中需求结构和竞争格局的不确定性。市场动态性本身难以直接观测,其影响可能会通过市场供需机制传导至企业绩效层面,使其销售收入偏离正常轨迹(Richard等,2019)。因此,现有研究普遍使用企业销售收入的变异系数作为市场动态性的代理变量(Wang等,2023;刘微微等,2024)。本文参考Richard等(2019)、刘微微等(2024)的做法,使用经行业调整后的企业销售收入波动性来度量市场环境动态性。具体做法为:首先,以企业 $[t-4, t]$ 年间的销售收入为因变量,时间虚拟变量为自变量进行OLS回归。然后,用回归所得残差的标准差除以过去五年销售收入均值,得到未经行业调整的环境动态性。最后,计算各行业所有企业环境动态性的年度均值,并将上述未经调整的指标除以对应的行业均值,便得到经行业调整后的环境动态性。

知识产权保护强度(IPP)。参考李晓翔和张树含(2023)、吴超鹏和唐葳(2016)的研究,使

用合成指标法来测度省级层面的知识产权保护强度,具体从司法保护、行政执法和市场规范化三个方面构建测度指标。司法保护方面,使用各省份万人专职律师拥有量来衡量。行政执法方面,用专利的未侵权率来表示,其体现了一个地区内专利得到有效保护、未卷入侵权纠纷的相对比例,由1-专利侵权率计算而得。其中,专利侵权率=各省份当年专利侵权受理案件数量/当年专利授权量,该比值剔除了各省份创新规模差异的影响,在跨省层面具有较好的可比性。市场规范化方面,用技术市场交易额与地区生产总值之比测度。对于少数省份在个别年份的数据缺失问题,采用线性插值法进行了平滑填补^①。然后,对以上三个维度指标进行标准化处理,并采用熵值法赋权,最终得到省级知识产权保护强度综合衡量指标。

5. 控制变量

参考以往研究,本文进一步控制了企业基本特征、财务状况、能力层面变量,具体包括企业规模(*Size*)、企业年龄(*Age*)、资本密集度(*Capital*)、股权集中度(*Top1*)、资产负债率(*Debt*)、资产回报率(*ROA*)、成长能力(*Growth*)、研发能力(*RD*),各变量计算方式见表2。

表2 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	测算方法
因变量	技术生态位拓展	<i>ETN</i>	基于专利IPC前四位计算的Levins指数
自变量	数字技术应用	<i>DTA</i>	$\ln(\text{数字技术应用关键词词频}+1)$
	资源整合	<i>Integration_1</i>	$\ln(\text{跨领域技术融合专利数量}+1)$
		<i>Integration_2</i>	基于专利与其所引专利的技术距离测算
机制变量	主体协同	<i>Collaboration_1</i>	与企业直接相连的合作企业数量/网络规模
		<i>Collaboration_2</i>	企业与其他企业合作的平均次数
		<i>Collaboration_3</i>	企业当年参与战略联盟的数量
调节变量	市场动态性	<i>DM</i>	经行业调整后的回归残差标准差
	知识产权保护强度	<i>IPP</i>	合成指标法测度
	企业规模	<i>Size</i>	$\ln(\text{总资产})$
	企业年龄	<i>Age</i>	$\ln(\text{企业成立年限}+1)$
	资本密集度	<i>Capital</i>	总资产/营业收入
控制变量	股权集中度	<i>Top1</i>	第一大股东持股比例
	资产负债率	<i>Debt</i>	总负债/总资产
	资产回报率	<i>ROA</i>	净利润/总资产
	成长能力	<i>Growth</i>	固定资产增长率
	研发能力	<i>RD</i>	研发投入金额/营业收入

(三)模型设定

为验证数字技术应用与企业技术生态位拓展的关系,本文构建了基准回归模型,如式(2)所示:

$$ETN_{i,t}=\beta_0+\beta_1DTA_{i,t}+\beta_2Control_{i,t}+\mu_i+\gamma_t+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,*i*代表企业,*t*代表年份,*ETN*、*DTA*分别指企业技术生态位拓展、数字技术应用,*Control*是所有控制变量构成的集合。 μ_i 、 γ_t 分别指个体固定效应、年份固定效应, ε_{it} 是随机扰动项。

为验证资源整合和主体协同在数字技术应用与技术生态位拓展关系中的中介作用,构建了如式(3)式(4)所示的机制检验模型。

$$Mechanism_{i,t}=\beta_0+\beta_1DTA_{i,t}+\beta_2Control_{i,t}+\mu_i+\gamma_t+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

^①知识产权保护强度相关指标的数据来源及样本覆盖范围:万人专职律师拥有量、地区当年专利授权量、技术市场交易额和地区生产总值来自中国各省份统计年鉴;各省份专利侵权受理案件数量来自北大法宝案例数据库,以知识产权合同纠纷、知识产权权属及侵权纠纷为案由搜集整理得到。样本覆盖了除港澳台之外的31个省(市)。

$$ETN_{i,t}=\lambda_0+\lambda_1DTA_{i,t}+\lambda_2Mechanism_{i,t}+\lambda_3Control_{i,t}+\mu_i+\gamma_t+\varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中, *Mechanism* 是机制变量, 包括资源整合 (*Integration*) 和主体协同 (*Collaboration*) 两个方面, 其余变量含义同上文。

在中介效应检验的基础上, 为验证资源整合和主体协同的链式中介效应, 构建了如式(5)式(6)所示的模型:

$$Collaboration_{i,t}=\beta_0+\beta_1DTA_{i,t}+\beta_2Integration_{i,t}+\beta_3Control_{i,t}+\mu_i+\gamma_t+\varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$ETN_{i,t}=\lambda_0+\lambda_1DTA_{i,t}+\lambda_2Integration_{i,t}+\lambda_3Collaboration_{i,t}+\lambda_4Control_{i,t}+\mu_i+\gamma_t+\varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

为检验市场动态性和知识产权保护强度在数字技术应用影响企业技术生态位拓展过程中的调节效应, 构建了模型(7):

$$ETN_{i,t}=\beta_0+\beta_1DTA_{i,t}+\beta_2IE_{i,t}+\beta_3DTA_{i,t}\times IE_{i,t}+\beta_4Control_{i,t}+\mu_i+\gamma_t+\varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

其中, *IE_{i,t}* 指调节变量, 包括市场动态性 (*DM*) 和知识产权保护水平 (*IPP*) 两个变量, 其余变量含义同式(2)。

四、实证结果

(一) 描述性统计与相关性分析

主要变量的描述性统计与Pearson相关系数如表3所示, 可以看出, 样本企业技术生态位拓展的最小值、均值和最大值分别为1、5.007、25, 说明企业技术生态位拓展具有一定的差异性。各变量的相关系数均小于0.5, *VIF* 值均远小于临界值10, 说明变量间不存在严重的多重共线性问题。此外, 数字技术应用与企业技术生态位拓展的Pearson相关系数为0.056, $p<0.01$, 初步表明数字技术应用与企业技术生态位拓展之间存在正相关关系。

表3 主要变量的描述性统计与Pearson相关系数

变量	<i>ETN</i>	<i>DTA</i>	<i>Size</i>	<i>Age</i>	<i>Capital</i>	<i>Top1</i>	<i>Debt</i>	<i>ROA</i>	<i>Growth</i>	<i>RD</i>
<i>ETN</i>	1									
<i>DTA</i>	0.056***	1								
<i>Size</i>	0.334***	0.010	1							
<i>Age</i>	0.108***	0.141***	0.163***	1						
<i>Capital</i>	-0.093***	0.049***	-0.041***	-0.008	1					
<i>Top1</i>	0.122***	-0.194***	0.224***	-0.082***	-0.104***	1				
<i>Debt</i>	0.160***	-0.090***	0.456***	0.087***	-0.103***	0.078***	1			
<i>ROA</i>	0.017**	-0.039***	0.068***	-0.066***	-0.247***	0.130***	-0.366***	1		
<i>Growth</i>	-0.031***	0.001	0.057***	-0.097***	-0.146***	0.015*	0.006	0.313***	1	
<i>RD</i>	-0.037***	0.393***	-0.239***	-0.026***	0.300***	-0.222***	-0.288***	-0.070***	-0.074***	1
最小值	1.000	0.000	19.988	2.079	0.485	0.078	0.071	-0.230	-0.463	0.001
中位数	3.600	2.485	22.213	2.996	1.843	0.300	0.430	0.035	0.091	0.040
最大值	25.000	5.620	26.425	3.555	8.373	0.705	0.909	0.216	1.647	0.281
均值	5.007	2.515	22.397	2.970	2.195	0.320	0.436	0.036	0.131	0.052
标准差	4.475	1.350	1.262	0.288	1.358	0.141	0.193	0.066	0.305	0.048
<i>VIF</i>	—	1.263	1.514	1.078	1.219	1.139	1.777	1.579	1.148	1.462

注: * $p<0.1$, ** $p<0.05$, *** $p<0.01$ 。

(二) 基准回归

为检验数字技术应用与企业技术生态位拓展的关系, 根据式(2)进行回归, 结果如表4所示。其中, 列(1)未考虑控制变量, 列(2)至列(4)依次加入了企业基本特征、财务状况和企业能力相关控制变量。结果显示, 数字技术应用的回归系数均在1%水平上显著为正, 说明数字技术

应用与企业技术生态位拓展间存在显著的正相关关系,由此,假设1得到支持。

表 4 基准回归结果

变量	(1) <i>ETN</i>	(2) <i>ETN</i>	(3) <i>ETN</i>	(4) <i>ETN</i>
<i>DTA</i>	0.250*** (4.256)	0.191*** (3.296)	0.189*** (3.262)	0.184*** (3.190)
<i>Size</i>		0.599*** (4.817)	0.649*** (5.131)	0.694*** (5.390)
<i>Age</i>		-0.145 (-0.147)	0.037 (0.038)	-0.010 (-0.010)
<i>Capital</i>		-0.123*** (-2.924)	-0.120*** (-2.709)	-0.171*** (-3.441)
<i>Top1</i>		0.774 (1.067)	0.757 (1.048)	0.820 (1.133)
<i>Debt</i>			-0.949** (-2.338)	-0.790* (-1.944)
<i>ROA</i>			0.167 (0.298)	0.907 (1.578)
<i>Growth</i>				-0.324*** (-3.262)
<i>RD</i>				2.612* (1.705)
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
_cons	4.378*** (29.597)	-8.434** (-2.178)	-9.695** (-2.508)	-10.630*** (-2.726)
<i>N</i>	15 623	15 623	15 623	15 623
<i>adj. R²</i>	0.599	0.601	0.601	0.602

注: * $p<0.1$, ** $p<0.05$, *** $p<0.01$; 括号内为在企业维度上进行标准误聚类调整后对应的 t 统计量,下同。

(三)稳健性检验

1. 工具变量检验

为防止数字技术应用与企业技术生态位拓展间可能存在反向因果、遗漏变量等潜在内生性问题,使用工具变量法进行检验。参考李玉花等(2024)的做法,使用移动份额法构建了Bartik工具变量(IV),具体计算为分析单元的初始份额与总体增长率的乘积。其中,分析单元的初始份额是企业2010年的数字技术应用水平。总体增长率用剔除企业所在城市之后的全国其他城市第三产业增加值均值的实际变化率测度。其逻辑在于,企业初始数字技术基础决定了其对后续数字化浪潮冲击的敏感程度,且这种不随时间变化的初始特征会被模型中的个体固定效应所吸收,不会直接影响企业当期的技术生态位拓展。同时宏观层面的总体增长率是外部系统性变化,难以直接作用于特定微观企业当期的技术生态位拓展决策。因此,该交互项较好地满足了工具变量的相关性与排他性条件。检验结果如表5列(1)和列(2)所示,第一阶段回归中 IV 的系数在1%水平上显著,且Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量为70.389,大于临界值16.38, Kleibergen-Paap rk LM统计量为37.165,且在1%水平上显著,说明 IV 与数字技术应用具有相关性,且不存在弱工具变量和识别不足问题,上述结果支持工具变量的相关性,但其排他性仍依赖理论论证。同时,第二阶段 DTA 回归系数显著为正,说明在使用工具变量控制内生性问题后,结果仍然稳健。

2. 解释变量滞后一期

为进一步缓解数字技术应用与企业技术生态位拓展之间可能存在的反向因果问题,使用

滞后一期的自变量进行回归。由于当期技术生态位拓展不太可能影响企业上一期的数字技术应用水平,因而使用滞后一期的数字技术应用作为解释变量一定程度上削弱了反向因果关系引致的偏误。实证结果如表5列(3)所示,DTA的回归系数仍显著为正。说明在考虑反向因果问题后,本文结论仍成立。

3. 倾向得分匹配

为了缓解模型中可能存在的遗漏变量和样本选择性偏误问题,采用倾向得分匹配法(PSM)进行检验。具体而言,根据企业是否应用数字技术将样本划分为处理组与对照组,然后以所有控制变量为匹配变量,使用1:2最近邻匹配方法,并设置卡尺为0.1进行样本匹配。结果显示,PSM匹配显著降低了处理组与控制组之间的差距。匹配后的回归结果如表5列(4)所示,DTA回归系数在1%水平上显著为正,再次验证了本文结论具有稳健性。

表 5 稳健性检验

变量	工具变量		自变量滞后一期	倾向得分匹配
	(1) DTA	(2) ETN	(3) ETN	(4) ETN
DTA		1.149* (1.760)	0.190*** (2.829)	0.169*** (2.811)
IV	-0.229*** (-8.387)			
控制变量	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
_cons	-2.188 (-0.870)	—	-11.949*** (-2.637)	-11.576*** (-2.802)
N	1 704	1 704	11 947	13 880
adj. R ²	0.761	-0.011	0.616	0.601

4. 替换变量

为了防止潜在的测量误差问题,更换解释变量和被解释变量测度方法进行检验。一是替换数字技术应用。参考甄红线等(2023)的研究,使用战略引领、技术驱动、组织赋能、数字化成果、数字化应用及宏观层面的环境支撑六个维度关键词在企业年报中的词频进行测算,以此替换解释变量。二是替换技术生态位拓展。参考孙冰和鞠卓芳(2025)的研究,使用Shannon-Wiener指数重新测度技术生态位,以此替换被解释变量。替换变量测度后的回归结果见表6列(1)列(2),结果显示,数字技术应用与技术生态位拓展始终呈现显著正相关关系。

5. 增加控制变量

为了尽可能排除其他干扰因素对回归结果的影响,使用更严格的控制条件进行检验。一是考虑到企业技术生态位拓展可能是时间序列相关的,即往年的技术生态位可能会对当期产生影响,加入了技术生态位的时间滞后项为控制变量。二是为了防止行业和地区层面不可观测因素对估计结果产生影响,加入城市与行业交互固定效应。进一步控制这两个因素后的回归结果如表6列(3)所示,原有结论仍然成立。

6. 调整样本

为了尽可能排除特定样本结构对估计结果的干扰,通过调整样本范围进行稳健性检验。一是考虑到计算机行业作为数字技术的创造者与引领者,数字技术应用与技术生态位的关系可能与其他行业具有明显区别。同时该行业对数字技术具有天然的依赖性,可能难以精准识别数字技术应用对企业技术生态位拓展的真实作用。因此,本文剔除计算机、通信和其他电子设备

制造业以及信息传输、软件和信息技术服务业企业样本进行回归。结果如表6列(4)所示, *DTA*回归系数为0.212,且在1%水平上显著,说明原有结论仍然成立。二是由于技术生态位拓展是基于企业专利申请数据计算,当企业专利申请量较低时,Levins指数容易受到个别专利分布的影响,可能引起技术生态位拓展的测度偏误。为此,本文剔除了发明专利和实用新型专利申请量之和低于样本25%分位数的样本重新回归。结果如表6列(5)所示, *DTA*的回归系数仍显著为正,原有结论仍然成立。

表6 稳健性检验

变量	替换自变量 (1) <i>ETN</i>	替换因变量 (2) <i>ETN</i>	增加控制变量 (3) <i>ETN</i>	剔除特殊行业 (4) <i>ETN</i>	剔除低专利样本 (5) <i>ETN</i>
<i>DTA</i>	0.161*** (3.310)	0.020* (1.738)	0.196*** (2.616)	0.212*** (3.239)	0.243*** (3.392)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
_cons	-10.717*** (-2.761)	-1.320* (-1.811)	-13.282*** (-2.681)	-12.048*** (-2.584)	-11.757** (-2.325)
<i>N</i>	15 623	15 623	11 883	12 368	11 334
<i>adj. R</i> ²	0.602	0.622	0.581	0.610	0.617

(四)中介效应检验

为检验数字技术应用影响技术生态位拓展的具体机制,根据式(3)式(4)进行回归。资源整合效应的检验结果如表7所示,前两列是以*Integration_1*衡量资源整合时的检验结果,可以看出,列(1)中*DTA*的回归系数为0.793,且在5%水平上显著,说明数字技术应用促进了资源整合。列(2)显示, *DTA*和*Integration_1*的回归系数均显著为正,同时Sobel检验结果的*p*值均小于0.05,中介效应占比为0.180,说明数字技术应用能够通过资源整合效应拓宽企业技术生态位。类似地,当以*Integration_2*衡量资源整合时,结果如列(3)列(4)所示,仍能证明其在数字技术应用与企业技术生态位拓展关系中起到中介作用。由此证明假设2a成立。

表7 中介效应检验

变量	(1) <i>Integration_1</i>	(2) <i>ETN</i>	(3) <i>Integration_2</i>	(4) <i>ETN</i>
<i>DTA</i>	0.793** (2.089)	0.151*** (2.704)	0.036*** (3.870)	0.163*** (2.853)
<i>Integration_1</i>		0.042*** (8.713)		
<i>Integration_2</i>				0.601*** (11.177)
控制变量	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
_cons	-85.009*** (-2.601)	-7.068* (-1.850)	0.117 (0.235)	-10.701*** (-2.770)
<i>N</i>	15 623	15 623	15 623	15 623
<i>adj. R</i> ²	0.726	0.620	0.297	0.607
Sobel检验		0.033**		0.022***
中介效应占比		0.180		0.133

主体协同效应的检验结果见表8,列(1)(3)(5)分别是数字技术应用对*Collaboration_1*、*Collaboration_2*和*Collaboration_3*的影响,回归系数均显著为正,表明数字技术应用能够显著提升企业的主体协同水平。列(2)(4)(6)分别将*Collaboration_1*、*Collaboration_2*和*Collaboration_3*纳入回归后,*DTA*与主体协同变量的回归系数均显著为正。同时,三组Sobel检验结果至少在10%水平上显著,中介效应占比分别为0.315、0.052和0.049。说明数字技术应用能够通过增强主体协同促进企业技术生态位拓展,由此验证了假设2b。

表8 中介效应检验

变量	(1) <i>Collaboration_1</i>	(2) <i>ETN</i>	(3) <i>Collaboration_2</i>	(4) <i>ETN</i>	(5) <i>Collaboration_3</i>	(6) <i>ETN</i>
<i>DTA</i>	0.413*** (3.619)	0.126** (2.357)	0.297** (2.047)	0.175*** (3.029)	0.027** (2.519)	0.149** (2.424)
<i>Collaboration_1</i>		0.141*** (8.581)				
<i>Collaboration_2</i>				0.032*** (4.093)		
<i>Collaboration_3</i>						0.275*** (2.877)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
_cons	-22.827*** (-3.228)	-7.417** (-2.012)	-6.027 (-0.454)	-10.437*** (-2.709)	-2.580*** (-3.595)	-11.015*** (-2.664)
<i>N</i>	15 623	15 623	15 623	15 623	8 892	8 892
adj. <i>R</i> ²	0.818	0.612	0.726	0.604	0.414	0.545
Sobel检验	0.058***		0.010*		0.007*	
中介效应占比	0.315		0.052		0.049	

表9是对“数字技术应用—资源整合—主体协同—技术生态位拓展”链式中介效应的检验结果,其中资源整合用*Integration_1*表示^①,列(1)至列(3)显示,资源整合对主体协同具有显著的正相关关系,列(4)至列(6)在模型中同时加入数字技术应用、资源整合和主体协同后,发现三者均对技术生态位拓展具有显著的正向影响。由此说明,资源整合和主体协同在数字技术应用影响企业技术生态位拓展的过程中起到链式中介作用。进一步采用Bootstrap方法,重复抽样1000次,设定95%置信区间进行检验。结果显示,对于“*DTA*→*Integration_1*→*Collaboration_1*→*ETN*”“*DTA*→*Integration_1*→*Collaboration_2*→*ETN*”“*DTA*→*Integration_1*→*Collaboration_3*→*ETN*”三条链式中介路径,偏差校正置信区间分别为[0.018, 0.042]、[0.002, 0.009]、[0.000, 0.003],均不包含0,结果支持链式中介效应,由此证明假设2c成立。

(五)调节效应检验

为了检验市场环境和制度环境的影响,根据式(7)进行回归。检验结果如表10所示,列(1)*DTA*×*DM*的回归系数为0.058,系数显著为正,表明市场动态性正向调节,且在5%水平上显著,说明市场动态性强化了数字技术应用对企业技术生态位拓展的促进效果,由此验证了假设3a。列(2)*DTA*×*IPP*回归系数为-2.105,系数显著为负,表明知识产权保护强度负向调节,且在5%水平上显著,说明知识产权保护强度削弱了数字技术应用对企业技术生态位拓展的影响,由此证明了假设3b成立。

①当以*Integration_2*衡量资源整合时,链式中介效应仍然成立,此处不再赘述。

表9 链式中介效应检验

变量	(1) <i>Collaboration_1</i>	(2) <i>Collaboration_2</i>	(3) <i>Collaboration_3</i>	(4) <i>ETN</i>	(5) <i>ETN</i>	(6) <i>ETN</i>
<i>DTA</i>	0.359*** (3.399)	0.252* (1.751)	0.026** (2.454)	0.118** (2.210)	0.147*** (2.620)	0.114** (1.994)
<i>Integration_1</i>	0.069*** (8.591)	0.057*** (5.040)	0.001* (1.836)	0.036*** (7.412)	0.041*** (8.473)	0.048*** (8.002)
<i>Collaboration_1</i>				0.093*** (5.348)		
<i>Collaboration_2</i>					0.019** (2.463)	
<i>Collaboration_3</i>						0.222** (2.413)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
_cons	-16.979*** (-2.690)	-1.207 (-0.093)	-2.485*** (-3.467)	-5.490 (-1.474)	-7.046* (-1.849)	-6.413 (-1.628)
<i>N</i>	15 623	15 623	8 892	15 623	15 623	8 892
<i>adj. R</i> ²	0.835	0.731	0.414	0.624	0.620	0.571

为了更直观地展示调节效应,进一步绘制了市场动态性和知识产权保护强度作用效果的简单斜率图(见图2、图3)。图2显示,在不同市场动态性水平下,数字技术应用对企业技术生态位拓展均具有正向影响,但在高市场动态性情境下,数字技术应用由低水平提升至高水平所带来的企业技术生态位拓展增幅更大,说明市场动态性强化了数字技术应用对企业技术生态位拓展的影响。图3表明,在知识产权保护强度较低时,数字技术应用对企业技术生态位拓展具有明显的正向影响,而当知识产权保护强度较高时,数字技术应用对企业技术生态位拓展的促进作用明显减弱,甚至呈下降趋势,说明知识产权保护强度削弱了数字技术应用的正向作用。由此,进一步支持了假设3a、3b。

表10 调节效应检验

变量	(1) <i>ETN</i>	(2) <i>ETN</i>
<i>DTA</i>	0.180*** (3.095)	0.170*** (2.952)
<i>DM</i>	-0.086* (-1.774)	
<i>DTA</i> × <i>DM</i>	0.058** (2.154)	
<i>IPP</i>		-6.213 (-1.397)
<i>DTA</i> × <i>IPP</i>		-2.105** (-2.209)
控制变量	YES	YES
时间固定效应	YES	YES
个体固定效应	YES	YES
_cons	-11.013*** (-2.819)	-10.792*** (-2.767)
<i>N</i>	15 623	15 623
<i>adj. R</i> ²	0.602	0.602

五、结论与启示

(一)研究结论

第一,数字技术应用显著促进了企业技术生态位拓展。随着数字技术在企业创新活动中的应用,其所蕴含的功能可供性与关系可供性能够为企业的具体行动赋能。功能可供性有助于企业识别技术缺口与潜在机会,突破传统技术轨道的刚性约束,强化跨领域技术信息获取;关系

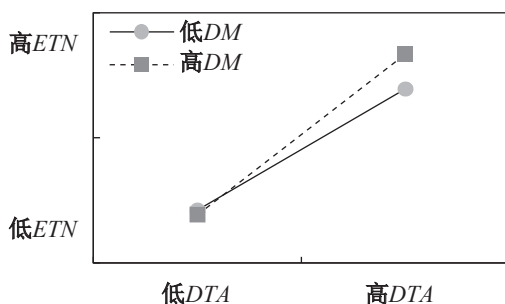


图2 市场动态性调节效应图

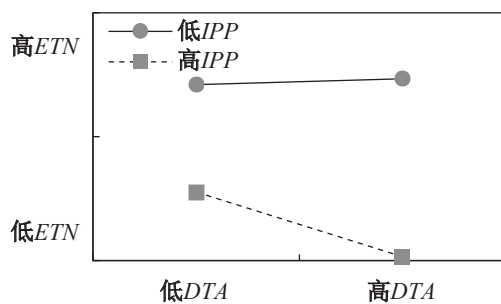


图3 知识产权保护强度调节效应图

可供性则有助于企业联结异质性创新主体,构建开放协同的创新网络,使企业得以嵌入更广泛的技术合作网络,占据更具影响力的网络位置,从而为企业技术生态位拓展创造了良好条件。

第二,资源整合与主体协同在数字技术应用与企业技术生态位拓展之间起到中介作用,且二者能够发挥链式中介效应。一方面,数字技术凭借其强大的信息处理与数据挖掘能力,降低了跨领域知识搜寻与整合的成本,促进了异质性技术要素的有效重组,为技术生态位拓展提供了资源支撑。另一方面,数字技术通过降低跨组织协作的交易成本与协调难度,提升了企业创新协作网络的嵌入程度,进而为企业捕捉新兴技术机会、推动技术生态位动态演进提供了关系基础。此外,资源整合和主体协同还形成了链式中介效应,资源整合的提升不仅能够直接支撑企业技术边界延伸,还可以通过增强主体协同促进企业技术生态位拓展。

第三,市场动态性与知识产权保护强度对数字技术应用与企业技术生态位拓展的关系具有差异化影响。市场动态性强化了数字技术应用对企业技术生态位拓展的促进作用。这是因为在高度动态的市场环境中,需求结构与技术路径的频繁变化也包含着丰富的技术机会,企业能够通过数字技术应用识别并响应这些机会,从而放大了其对企业技术生态位拓展的赋能效应。知识产权保护强度则削弱了数字技术应用与企业技术生态位拓展的关系。较强的知识产权保护提高了跨领域技术探索的合规成本与侵权风险,限制了数字技术低成本重组与快速试错的优势发挥,从而弱化了数字技术应用的影响效果。

(二)管理启示

第一,加快推进数字技术的深度应用,充分释放其对企业技术生态位拓展的赋能潜力。研究表明,数字技术应用能够显著促进企业技术生态位拓展。为此,企业应以技术生态位拓展为导向,持续深化数字技术应用。在战略层面,企业要将数字技术深度应用纳入技术发展框架,围绕数据驱动研发、智能制造与平台化协同等关键领域明确应用重点,通过设定数字技术投入强度与应用绩效指标,提升数字技术在企业日常运营中的应用水平。在组织层面,要完善与数字化转型相适配的组织结构与运行机制,通过设立专门的数字化管理部门,推动数字技术在研发、生产、营销及管理等环节的全面应用。在实施层面,要加大对人工智能、大数据、云计算等关键数字技术的持续投入,深化业务系统与数据平台的整合。同时要结合具体业务场景探索数字技术的创新性应用,尝试将数字技术嵌入服务化转型及跨界技术合作等过程,以场景化应用推动技术要素的流动与重组,扩大企业在创新生态系统中的发展空间。

第二,强化数字技术在资源整合与创新协作中的支撑作用,优化企业技术生态位拓展路径。研究表明,数字技术应用主要通过资源整合与主体协同机制促进企业技术生态位拓展。基于此,企业在推进数字技术应用过程中,应将提升资源整合效率与协同创新水平作为重要着力

点。在资源整合方面,企业可构建统一的数字化资源管理平台,对分散于各环节的技术资源进行集中管理与动态更新;同时,通过建设技术数据库、技术图谱与知识标签体系,推动数据标准统一与业务流程的数字化运行,进而实现对关键技术资源的精准识别、灵活调配与重复利用,提升整体资源配置效率。在主体协同方面,企业应依托数字化协同平台推进开放式创新与联合研发,通过在线协作系统、项目管理工具与数据共享接口,加强与上下游企业、高校及科研机构等主体的连接,拓展潜在合作伙伴的搜索范围;同时,借助实时数据交互与过程可视化机制,提高合作过程的透明度,增强合作主体之间的信任基础,推动资源整合成果在协同创新中充分流转、高效利用,优化企业技术生态位拓展效果。

第三,综合考虑市场与制度环境差异,制定灵活的数字技术应用与企业技术生态位拓展策略。研究表明,市场动态性强化了数字技术应用对企业技术生态位拓展的影响。因此,企业在推进数字技术应用过程中,应充分考虑所处市场环境特征。在市场动态性较高时,应提高数字技术应用的前瞻性与灵活性,可依托大数据技术构建市场动态监测系统,实时跟踪市场需求变化、竞争态势与技术演进情况,并结合模块化设计与敏捷研发模式,缩短技术响应与产品迭代周期,增强对市场波动的适应能力,从而更有效地将数字技术优势转化为企业技术生态位拓展推动力。研究还发现,知识产权保护强度会削弱数字技术应用与企业技术生态位拓展的关系。对此,企业应平衡好技术保护与开放式创新之间的关系。在知识产权保护较高的区域,构建数字化知识产权管理体系,在合作过程中明确技术边界与权属关系,规避知识产权纠纷。同时,还可以在合规前提下探索专利许可、交叉许可、专利池及技术授权等合作模式,以缓解制度约束对企业技术生态位拓展的抑制作用。

(三)研究局限与展望

本文也存在一些局限性。第一,主要关注数字技术应用对企业技术生态位拓展单一维度的影响,未来可进一步探讨数字技术应用对企业技术生态位深度、重叠度、适应性等多维度的交互作用。第二,侧重识别数字技术应用对企业技术生态位拓展的作用效果及机制,未对技术可供性的动态生成与演化过程进行深入探讨,未来研究可开展技术可供性的动态分析。第三,基于文本分析测度数字技术应用可能受企业信息披露差异影响,未来可结合机器学习和多源数据方法提升测度精度。第四,本文主要立足微观企业层面,未充分考虑企业在中宏观创新生态系统中的嵌入性及多层次互动关系,未来可结合区域创新网络、产业链协同和行业技术演化深化研究。

主要参考文献

- [1]白景坤,刘畅.战略性新兴产业政策与技术重叠——基于企业生态位视角[J]. *经济管理*, 2024, 46(7): 20-35.
- [2]蔡宏波,韩金铭.数字技术应用与企业出口表现——以中关村国家自主创新示范区企业为例[J]. *管理世界*, 2024, 40(5): 58-70.
- [3]曹如中,史健勇,郭华,等.区域创意产业创新生态系统演进研究:动因、模型与功能划分[J]. *经济地理*, 2015, 35(2): 107-113.
- [4]曹兴,李文.创新网络结构演化对技术生态位影响的实证分析[J]. *科学学研究*, 2017, 35(5): 792-800.
- [5]曹裕,李想,胡韩莉,等.数字化如何推动制造企业绿色转型?——资源编排理论视角下的探索性案例研究[J]. *管理世界*, 2023, 39(3): 96-112,126,8.
- [6]陈文瑞,叶建明,曹越,等.战略联盟与公司税负[J]. *会计研究*, 2021, (3): 72-86.
- [7]杜勇,曹磊.科技型企业如何踏上数据机遇跳板实现生态位跃迁——基于不同创业背景企业的双案例研究[J]. *中国工业经济*, 2024, (1): 170-188.
- [8]黄先海,孙涌铭,陈梦涛.企业数字化转型与颠覆性技术创新——来自专利网络与SBERT模型的微观证据[J]. *中国工业经*

- 济, 2024, (10): 137-154.
- [9]姜忠辉, 周萌, 罗均梅, 等. 知识协同如何促进企业生态位演化?——基于青岛双星的案例研究[J]. 研究与发展管理, 2024, 36(3): 84-99.
- [10]焦豪, 张睿, 杨季枫. 数字经济情境下企业战略选择与数字平台生态系统构建——基于共演视角的案例研究[J]. 管理世界, 2023, 39(12): 201-227.
- [11]荆文君, 刘璇, 何毅. 跨界经营行为会削弱大型平台企业的竞争优势吗[J]. 财贸经济, 2022, 43(11): 156-172.
- [12]李晓翔, 张树含. 数字化转型如何影响企业融通创新?[J]. 经济管理, 2023, 45(4): 41-63.
- [13]李玉花, 林雨昕, 李丹丹. 人工智能技术应用如何影响企业创新[J]. 中国工业经济, 2024, (10): 155-173.
- [14]刘微微, 李昀泽, 毕克新. 绿色技术融合对后发企业非对称赶超的影响研究——基于动态竞合视角[J]. 科研管理, 2024, 45(8): 95-105.
- [15]罗均梅, 孟朝月, 姜忠辉. 可供性驱动下大企业新事业竞争优势的形成与演化——基于特锐德的纵向案例研究[J]. 研究与发展管理, 2022, 34(5): 164-178.
- [16]孙冰, 鞠卓芳. 从技术锁定判别中寻求技术突破的可能路径——以光刻技术为例[J]. 科学学研究, 2025, 43(6): 1223-1236.
- [17]孙冰, 裴希, 余浩. 网络关系视角下技术生态位态势研究——基于东北三省新能源汽车产业的实证分析[J]. 科学学研究, 2013, 31(4): 518-528.
- [18]孙雅慧, 时省, 彭飞, 等. 研发补贴与渐进式创新锁定: 基于机器学习的专利文本分析[J]. 经济研究, 2024, 59(11): 89-105.
- [19]陶锋, 朱盼, 邱楚芝, 等. 数字技术创新对企业市场价值的影响研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(5): 68-91.
- [20]王震, 谢赤. 绿色技术创新如何突破同质壁垒和虹吸效应?[J]. 科学学研究, 2025, 43(5): 1014-1026, 1051.
- [21]吴超鹏, 唐荃. 知识产权保护执法力度、技术创新与企业绩效——来自中国上市公司的证据[J]. 经济研究, 2016, 51(11): 125-139.
- [22]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, 10.
- [23]谢红军, 齐翔. 数字技术与企业价值——基于数字并购场景的研究[J]. 管理世界, 2025, 41(10): 146-166, 9.
- [24]杨鹏, 尹志锋, 孙宝文. 企业数字技术应用与创新效率提升[J]. 外国经济与管理, 2024, 46(11): 51-67.
- [25]姚加权, 张银澎, 郭李鹏, 等. 人工智能如何提升企业生产效率?——基于劳动力技能结构调整的视角[J]. 管理世界, 2024, 40(2): 101-116, 133, 6.
- [26]张美扬, 龙小宁. 专利丛林: 科技创新中的绿荫还是荆棘?[J]. 金融研究, 2024, (5): 169-187.
- [27]张延平, 郭波武, 李世杰, 等. 链主企业如何牵引产业绿色低碳发展?——基于海尔“可持续灯塔工厂”建设的案例研究[J]. 管理世界, 2025, 41(6): 199-226, 11.
- [28]赵艺璇, 成琼文, 郭波武. 创新生态系统情境下核心企业跨界扩张的实现机制——社会嵌入视角的纵向单案例分析[J]. 南开管理评论, 2022, 25(6): 52-63.
- [29]赵艺璇, 余江, 彭密香, 等. 数字创新生态可供性影响跨界创新的组态研究[J]. 科研管理, 2024, 45(12): 133-141.
- [30]甄红线, 王玺, 方红星. 知识产权行政保护与企业数字化转型[J]. 经济研究, 2023, 58(11): 62-79.
- [31]Ahsan T, Mirza S S, Gull A A, et al. How to deal with customer and supplier concentration to attain sustainable financial growth? The role of business strategy[J]. Business Strategy and the Environment, 2023, 32(7): 4600-4619.
- [32]Autio E, Nambisan S, Thomas L D W, et al. Digital affordances, spatial affordances, and the genesis of entrepreneurial ecosystems[J]. Strategic Entrepreneurship Journal, 2018, 12(1): 72-95.
- [33]Candiani J A, Gilsing V, Mastrogiorgio M. Technological entry in new niches: Diversity, crowding and generalism[J]. Technovation, 2022, 116: 102478.
- [34]Cavaggioli F. Technology fusion: Identification and analysis of the drivers of technology convergence using patent data[J]. Technovation, 2016, 55-56: 22-32.
- [35]Chatterjee S, Moody G, Lowry P B, et al. Information Technology and organizational innovation: Harmonious information technology affordance and courage-based actualization[J]. The Journal of Strategic Information Systems, 2020, 29(1): 101596.

- [36]Curran C S, Leker J. Patent indicators for monitoring convergence-examples from NFF and ICT[J]. [Technological Forecasting and Social Change](#), 2011, 78(2): 256-273.
- [37]Datta A, Jessup L M. Looking beyond the focal industry and existing technologies for radical innovations[J]. [Technovation](#), 2013, 33(10-11): 355-367.
- [38]Dosi G. Technological paradigms and technological trajectories: A suggested interpretation of the determinants and directions of technical change[J]. [Research Policy](#), 1982, 11(3): 147-162.
- [39]Du J T, Shen Z Y, Song M L, et al. Nexus between digital transformation and energy technology innovation: An empirical test of A-share listed enterprises[J]. [Energy Economics](#), 2023, 120: 106572.
- [40]Frank A G, Mendes G H S, Ayala N F, et al. Servitization and industry 4.0 convergence in the digital transformation of product firms: A business model innovation perspective[J]. [Technological Forecasting and Social Change](#), 2019, 141: 341-351.
- [41]Hegger D L T, Van Vliet J, Van Vliet B J M. Niche management and its contribution to regime change: The case of innovation in sanitation[J]. [Technology Analysis & Strategic Management](#), 2007, 19(6): 729-746.
- [42]Jin N, Yang N D, Fawad Sharif S M, et al. Influence of knowledge flow and knowledge stock on the technological niche through absorptive capacity in the R&D network[J]. [Technology Analysis & Strategic Management](#), 2023, 35(12): 1533-1546.
- [43]Keijl S, Gilsing V A, Knoben J, et al. The two faces of inventions: The relationship between recombination and impact in pharmaceutical biotechnology[J]. [Research Policy](#), 2016, 45(5): 1061-1074.
- [44]Khurshid F, Park W Y, Chan F T S. The impact of competition on vertical integration: The role of technological niche width[J]. [Business Strategy and the Environment](#), 2020, 29(3): 789-800.
- [45]Levins R. Evolution in changing environments: Some theoretical explorations[M]. Princeton: Princeton University Press, 1968.
- [46]Li C M, Xu Y, Zheng H, et al. Artificial intelligence, resource reallocation, and corporate innovation efficiency: Evidence from China's listed companies[J]. [Resources Policy](#), 2023, 81: 103324.
- [47]Li H, Zhang C, Kettinger W J. Digital platform ecosystem dynamics: The roles of product scope, innovation, and collaborative network centrality[J]. [MIS Quarterly](#), 2022, 46(2): 739-770.
- [48]Liu Y, Dong J Y, Mei L, et al. Digital innovation and performance of manufacturing firms: An affordance perspective[J]. [Technovation](#), 2023, 119: 102458.
- [49]Liu Y, Wang W, Zhang Z P. The dual drivetrain model of digital transformation: Role of industrial big-data-based affordance[J]. [Management Decision](#), 2022, 60(2): 344-367.
- [50]Nambisan S, Lyytinen K, Majchrzak A, et al. Digital innovation management: Reinventing innovation management research in a digital world[J]. [MIS Quarterly](#), 2017, 41(1): 223-238.
- [51]Nambisan S, Wright M, Feldman M. The digital transformation of innovation and entrepreneurship: Progress, challenges and key themes[J]. [Research Policy](#), 2019, 48(8): 103773.
- [52]Pfeffer J, Salancik G R. The external control of organizations: A resource dependence perspective[M]. New York: Harper & Row, 1978.
- [53]Podolny J M, Stuart T E, Hannan M T. Networks, knowledge, and niches: Competition in the worldwide semiconductor industry, 1984-1991[J]. [The American Journal of Sociology](#), 1996, 102(3): 659-689.
- [54]Pujadas R, Valderrama E, Venters W. The value and structuring role of web APIs in digital innovation ecosystems: The case of the online travel ecosystem[J]. [Research Policy](#), 2024, 53(2): 104931.
- [55]Richard O C, Wu J, Markoczy L A, et al. Top management team demographic-faultline strength and strategic change: What role does environmental dynamism play?[J]. [Strategic Management Journal](#), 2019, 40(6): 987-1009.
- [56]Song C H, Elvers D, Leker J. Anticipation of converging technology areas—A refined approach for the identification of attractive fields of innovation[J]. [Technological Forecasting and Social Change](#), 2017, 116: 98-115.
- [57]Su Z F, Wang C F, Peng M W. Intellectual property rights protection and total factor productivity[J]. [International Business](#)

- [Review](#), 2022, 31(3): 101956.
- [58]Sun Z, Zhao L, Mehrotra A, et al. Digital transformation and corporate green innovation: An affordance theory perspective[J]. [Business Strategy and the Environment](#), 2025, 34(1): 433-449.
- [59]Vaast E, Safadi H, Lapointe L, et al. Social media affordances for connective action: An examination of microblogging use during the gulf of mexico oil spill[J]. [MIS Quarterly](#), 2017, 41(4): 1179-1205.
- [60]Van Den Oord A, Van Witteloostuijn A. The population ecology of technology: An empirical study of US biotechnology patents from 1976 to 2003[J]. [PLoS One](#), 2017, 12(1): e0169961.
- [61]Verstegen L, Houkes W, Reymen I. Configuring collective digital-technology usage in dynamic and complex design practices[J]. [Research Policy](#), 2019, 48(8): 103696.
- [62]Wang W, Sun Z Y, Wang W J, et al. The impact of environmental uncertainty on ESG performance: Emotional vs. rational[J]. [Journal of Cleaner Production](#), 2023, 397: 136528.
- [63]Xie X M, Liu X J, Blanco C. Evaluating and forecasting the niche fitness of regional innovation ecosystems: A comparative evaluation of different optimized grey models[J]. [Technological Forecasting and Social Change](#), 2023, 191: 122473.
- [64]Xie X M, Wang H W. How to bridge the gap between innovation niches and exploratory and exploitative innovations in open innovation ecosystems[J]. [Journal of Business Research](#), 2021, 124: 299-311.
- [65]Zahra S A, Liu W, Si S. How digital technology promotes entrepreneurship in ecosystems[J]. [Technovation](#), 2023, 119: 102457.
- [66]Zhang T J, Tse S Y, Wang D T, et al. The effect of distributors' relationship exploration on relationship quality under market uncertainty[J]. [Industrial Marketing Management](#), 2021, 93: 344-355.
- [67]Zhang X X, Gao C Y, Zhang S C. The niche evolution of cross-boundary innovation for Chinese SMEs in the context of digital transformation——Case study based on dynamic capability[J]. [Technology in Society](#), 2022, 68: 101870.
- [68]Zhao S C, Zeng D M, Li J, et al. Quantity or quality: The roles of technology and science convergence on firm innovation performance[J]. [Technovation](#), 2023, 126: 102790.
- [69]Zhong C B, Huang R, Duan Y L, et al. Exploring the impacts of knowledge recombination on firms' breakthrough innovation: The moderating effect of environmental dynamism[J]. [Journal of Knowledge Management](#), 2024, 28(3): 698-723.
- [70]Zhu Y Y, Yu D. Digital transformation and firms' bargaining power: Evidence from China[J]. [Journal of Business Research](#), 2024, 183: 114851.

Digital Technology Adoption and the Expansion of Corporate Technology Niches

Cheng Yun¹, Ye Jiangfeng², Li Fengshu², Cao Yougen²

(1. *School of Economics, Anhui University, Hefei 230601, China*; 2. *School of Business, Anhui University, Hefei 230601, China*)

Abstract: Digital technologies provide important support for firms to break through technological path dependence and deepen their embeddedness in innovation ecosystems, which is of great significance for expanding corporate technology niches and building sustainable competitive advantages. Drawing on the digital technology affordance theory, this paper uses data from A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2010 to 2023 to empirically examine the mechanisms and boundary conditions through which digital technology application affects corporate technology niche expansion. The results show that: (1) Digital technology application promotes corporate technology niche expansion, because digital technology affordance provides an action basis for firms to

cross technological boundaries and extend into multiple technological fields. (2) The resource integration effect generated by functional affordance and the actor collaboration effect generated by relational affordance are the key mechanisms through which digital technology application facilitates corporate technology niche expansion, and these two mechanisms further form a chain mediating effect. (3) External market and institutional environments exhibit differentiated moderating effects. Specifically, market dynamism strengthens the positive effect of digital technology application on corporate technology niche expansion, whereas intellectual property protection intensity weakens this effect. This paper not only expands the applicability of the digital technology affordance theory in the study of the evolution of corporate technology niches, but also provides theoretical support and practical implications for firms to formulate digitally-oriented strategies for technology niche expansion in complex environments.

Key words: technology niches; digital technology affordance; market dynamism; intellectual property protection intensity

(责任编辑:王雅丽)