doi. 10. 3724/1005-0566. 20260414

研发合作何以加速关键核心技术创新：基于技术网络演化视角

徐　霞[1,2]，杏稼龙[3]，吴福象[4]

（1. 中南民族大学管理学院，湖北　武汉　430074；
2. 中南民族大学高校风险预警防控研究中心，湖北　武汉　430074；
3. 中共江苏省委党校（江苏行政学院），江苏　南京　210009；
4. 南京大学经济学院，江苏　南京　210093）

摘　要：在全球科技竞争白热化与技术迭代“快轨道”的双重驱动下，研发合作已成为企业攻克关键核心技术、抢占科技制高点的必然战略选择。本文基于组合创新理论，利用中国专利数据构建微观企业内部技术网络，实证检验企业研发合作行为对关键核心技术创新速度的影响效应及作用机制。研究发现：研发合作能通过扩张网络规模、增加网络连边与强化网络边权，系统性重塑技术网络拓扑结构，从而显著加速关键核心技术创新。该加速效应具有显著的“技术选择性”，对关键核心技术的增益尤为突出。此外，加速效能受区域技术生态、网络拓扑位置、合作规模与依赖度的共同调节。据此，需构建跨区域协同生态，提升企业网络中心位，并坚持“适度原则”以规避合作过载的负向冲击。研究结果不仅深化了“合作何以提速”的理论认知，也为国家优化战略科技力量配置提供了实证支撑与政策指引。

关键词：研发合作；技术网络；关键核心技术；组合创新

中图分类号：F273. 1　　**文献标识码**：A　　**文章编号**：1005 - 0566（2026）04 - 0170 - 12

How R&D collaboration accelerates innovation in core technologies in key fields: From the perspective of technological network evolution

XU Xia[1,2], XING Jialong[3], WU Fuxiang[4]

（1. *School of Management*, *South-Central Minzu University*, *Wuhan* 430074, *China*;
2. *Research Center for Risk Warning and Prevention in Colleges*, *South-Central Minzu University*, *Wuhan* 430074, *China*;
3. *Party School of C. P. C. Jiangsu Committee*, *Nanjing* 210009, *China*;
4. *School of Economics*, *Nanjing University*, *Nanjing* 210093, *China*）

Abstract: Driven by the dual forces of intensifying global technological competition and the “fast track” of technological iteration, R&D collaboration has become an inevitable strategic choice for enterprises to break through core technologies in key fields and seize the commanding heights of science and technology. Drawing upon combinatorial innovation

基金项目：中央高校基本科研业务费专项资金项目“基于知识生产范式变革的‘生成式人工智能’赋能企业创新的机制与路径研究”（CSQ25014）；国家社会科学基金重大项目“中国深度参与全球创新链治理的机制、路径与政策研究”（20&ZD123）；中南民族大学学术创新团队经费项目“环境会计与数智财务”（XTS24019）；江苏省党校（行政学院）系统专项课题项目“江苏省产业共性技术投资推动关键核心技术创新的机制与对策研究”（ZX25044）。

作者简介：徐霞（1993—），女，湖北恩施人，中南民族大学管理学院讲师，经济学博士，研究方向为复杂网络与技术创新。通信作者：杏稼龙。

theory, this study constructs an internal technological network at the micro-enterprise level using Chinese patent data to empirically examine the impact and underlying mechanisms of corporate R&D collaborative behavior on the acceleration of innovation in core technologies in key fields. The findings indicate that R&D collaboration systematically reshapes the topological structure of technological networks by expanding network scale, increasing network links, and strengthening edge weights, thereby significantly accelerating innovation in core technologies in key fields. This acceleration effect exhibits a distinct "technological selectivity", with its benefits being particularly prominent for core technologies in key fields. Furthermore, the accelerating efficiency is jointly moderated by the regional technological ecosystem, network topological position, and the scale and dependency of cooperation. Consequently, it is imperative to construct cross-regional collaborative ecosystems, elevate the network centrality of enterprises, and adhere to a "moderation principle" to avert the negative shocks of collaboration overload. This study not only deepens the theoretical understanding of "how collaboration accelerates innovation" but also provides empirical support and policy guidance for optimizing the allocation of national strategic scientific and technological forces.

Key words: R&D collaboration; technology network; core technologies in key fields; combinatorial innovation

当前大国科技竞赛进入白热化阶段,技术迭代驶入"快轨道"已成为全球科技创新的鲜明特征。以人工智能技术为例,从 Transformer 架构的提出到 GPT 系列模型的演进,技术突破周期已从数年缩短至数月甚至数周。为此,党的二十届四中全会公报将"加快高水平科技自立自强,引领发展新质生产力"进行专章部署,不仅突出"高水平自立自强",更强调"快"这一关键导向。这意味着,中国企业的科技发展亟需加快关键核心技术攻关,抢占科技发展制高点,不断催生新质生产力。在此过程中,关键核心技术攻关的速度,作为保持技术"独有性"与"优先性"的核心要素[1],无疑正日益成为影响国家科技竞争力的决定性变量。

本质上,关键核心技术创新是一个系统性工程,探究其创新速度需要通过深入剖析创新过程的内在机理。现有研究表明关键核心技术创新过程呈现出突出的复杂性、集成性特点[2]。其核心在于实现多学科知识的深度交叉融合与重构,通常需要整合海量的技术模块,融合自然科学、工程管理、技术经济等多学科的前沿知识与隐性经验,并依赖于跨学科、跨领域的协同创新[3-4]。面对如此复杂的系统工程,单个企业无论是在创新资源还是技术能力方面都面临着巨大挑战。正因如此,现代创新活动,特别是关键核心技术创新,已突破传统封闭式创新模式的局限,呈现出显著的开放性和协同性特征[5]。数据显示,欧盟专利联合申请的占比从 1978 年的 3.8% 稳步上升至 2009 年的 6.3%[6],中国在 2001—2020 年实现了从 7.0% 到 10% 的显著增长。这一增长趋势表明,合作研发已经成为企业技术攻关的重要战略选择。

那么,企业研发合作能否提升关键核心技术创新速度呢?现有研究尚未对此作出回答。现有研究对研发合作影响企业创新存在两种观点。部分学者认为研发合作有助于企业创新:企业与其他机构合作研发能够降低其融资成本,促进研发过程中创新想法的融合,从而提升企业的创新质量[7]。企业与其供应商之间的密切合作有助于采购零部件质量的提高,有助于企业获取应用技术,降低并缩短项目开发成本和周期[8]。合作研发有助于加快新产品的市场化进程,提高企业新产品商业化速度和成功率[9]。还有研究认为,合作要求企业在研发过程中花费一定的时间、精力和资源用于同其他机构沟通协调,不仅增加了企业的协调成本,也加大了其技术信息泄露的风险,并且此类成本和风险随着合作的深入而不断提高,甚至会抵消合作所能带来的正向影响[10-11],尤其是具有竞争关系的合作者之间可能诱发学习竞赛,不利于提高企业创新质量[6]。尽管上述研究已经深入探讨了研发合作对创新成本、创新质量以及创新成功率等方面的影响,但在创新速度这一关键维度上的研究尚显不足。更重要的是,现有研

究对研发合作的探讨主要集中于企业间层面,而忽视了合作背景下企业内部技术网络的结构性演变及其对关键核心技术创新的作用机理。这种研究局限导致我们难以全面把握互联式创新情境下,研发合作影响关键核心技术创新的内在机制与传导路径。

鉴于此,本文基于组合创新理论,从企业内部技术网络拓扑演化视角,系统剖析研发合作对关键核心技术创新速度的影响效应与作用机制。并利用 2001—2015 年中国工业企业与中国专利匹配数据进行实证检验。在此基础上,本文进一步识别了研发合作的“技术选择效应”,并从区域技术生态、网络拓扑位置及合作模式等维度,探讨了强化研发合作加速效应的实现路径。相较于既有研究,本文的边际贡献主要体现在以下几个方面。

第一,本文拓展了对中国关键核心技术创新问题的认知维度。现有文献多关注研发合作对创新数量或质量的影响,而本文聚焦于关键核心技术的创新速度,探讨并验证了研发合作对其的影响效应与作用机制。这一发现回应了“独行快还是众行快”的现实之问。此外,本文进一步研究发现并检验了研发合作的技术选择效应、不同类型研发合作的创新效应以及合作特征的调节效应。这些结果不仅揭示了关键核心技术与一般技术创新的本质差异,也提示理论界与政策制定者需对不同类型创新和不同研发合作模式采取分类施策的思路

第二,从技术网络拓扑演化视角揭示了研发合作提升创新速度的微观机理。在理论逻辑上,本文聚焦关键核心技术与一般技术的本质差异,借鉴组合创新与网络科学理论,剖析了关键核心技术基于技术网络的“涌现”过程,为理解复杂创新动态提供了新视角。在实证测度上,本文突破了以往将企业视为“黑箱”的局限,通过构建以 IPC 分类码为节点的企业内部技术网络,精准量化了网络规模、连边数量及边权分布等拓扑指标。这一做法有效捕捉了企业内部技术结构的细微演变,从底层逻辑上验证了研发合作通过重塑技术网络加速关键核心技术创新的传导路径。

本文余下部分结构安排如下:第一部分为理论分析与研究假说;第二部分为研究设计;第三部分为实证结果及分析;第四部分为进一步分析;第五部分为结论与政策建议。

一、理论分析与研究假说

(一)基于企业技术网络的关键核心技术涌现机理

组合创新理论认为,新技术的诞生并非凭空而来,而是植根于现存技术的某种组合之中,本质上是现存技术元素重组的结果[12-13]。相较于一般技术,关键核心技术的组合创新过程更为复杂:一方面,创新主体在进行关键核心技术攻关时,通常会将复杂问题不断拆分为多个标准问题,然后从可获取的技术库中将解决标准问题的方法或技术反复进行组合、检验、完善[14],直至找到解决关键核心技术问题的新技术;另一方面,技术库中每一项技术本身也来源于类似的组合过程,同样可以被分解成主集成、次级集成、次次级集成等多个层次[15]。同一层级的技术之间有着相似、互补或交叉等不同的联系,而创新则正是基于技术间的这些联系,通过多种形式组合产生的。如果将企业技术库中任意层级中的每一个技术看成一个节点,技术间的组合关系看成连边,那么每个企业的技术库就是一个复杂的企业内部技术网络。关键核心技术创新则是基于技术复杂网络“涌现”的结果。

第一,基于结构决定功能的逻辑,技术网络的拓扑结构是决定关键核心技术创新过程及其“涌现”效果的关键。首先,技术网络规模决定企业组合创新的可能性空间。重组增长理论指出,随着节点规模的增加,技术要素间的潜在组合会呈指数级跃升,为突破关键核心技术提供了丰富的原始素材。其次,研发投入向产出的转化效率受到网络规模的非线性调解。在更大规模的技术景观中,单位研发投入能更高效地遍历潜在的技术交叉点,从而显著提升研发投入的边际转化率。最后,作为具有正外部性的知识资本,网络规模的扩

张能产生强大的“知识广度效应”,使得研发投入在复杂的知识网络中产生报酬递增,大幅强化核心技术的攻关效能。

第二,连边在技术网络中刻画技术元素间的关联关系。连边越稠密,意味着企业跨领域融合技术的能力越强,越能够降低技术搜索成本,从而在复杂的技术景观中更高效地识别出具有颠覆性的技术轨道。当连边超越了传统的单一领域,形成跨群落的“长程连接”时,企业能够实现从局部创新向系统性协同创新的转变[15]。此外,稠密的技术网络形成了一种具有吸收能力的物理载体。连边越多的企业,其内部知识溢出效应越强,新技术节点被引入后能够迅速与现有网络产生关联。这种高频的互动催生了技术范式的更迭,使得企业不仅能实现技术叠加,更能在系统层面产生耦合效应,从而在关键核心技术领域形成技术壁垒。

第三,边权在技术网络中衡量了技术元素间的关联强度,反映了特定技术组合在不同场景下的应用熟练度与丰富度。一方面,重复的重组尝试能显著降低创新的不确定性[16],当特定技术组合被多次验证后,意味着企业跨越技术整合的“成熟度曲线”,研发投入不再消耗在盲目的试错上,而是集中于核心瓶颈的突破,从而实现了边际成本的递减。另一方面,高边权反映了技术组合在不同场景下的通用性。当企业在某一核心技术组合上达到高度熟练时,这种“一专多能”的技术架构将会带来范围经济。即研发投入的效用不局限于单一产品,而是低成本地向相关领域迁移。因此,在关键核心技术创新中,高强度的连边权重确保了知识的复用性,使得企业在切换关键核心技术轨道时能够保持更高的稳健性与响应速度。

(二)研发合作加速关键核心技术创新的内在机制

在关键核心技术攻关中,研发合作并非资源的简单叠加,而是对企业技术网络进行系统性拓扑重塑。当企业跨越组织边界建立协作关系时,其原本封闭的技术空间与合作伙伴的知识域实现互联互通。这一过程遵循“节点扩充—连边重构—权重强化”的演化路径:首先表现为节点的动态扩充,即通过吸纳合作伙伴的异质性技术元素,直接提升了技术网络的规模基数;随后参与合作的企业在协同研发中能够深度接触并吸收对方的技术组合经验,能够使原有技术孤岛间建立起新连边;最后这种结构性重组体现为对既有组合边权的深度强化,通过在多元化研发场景下对特定技术组合的反复验证与高频调用,原有连边的应用深度得到挖掘,平均边权得以提升,进而实现了技术组合从“初步尝试”向“成熟经验”的质变[16]。

研发合作对企业技术网络的这种系统性拓扑重塑,赋予了合作企业更大规模的潜在组合空间及更具鲁棒性的技术演进路径。相较于孤军奋战的企业,研发合作能够从以下3个维度实质性地加速关键核心技术的迭代进程。

一是网络规模扩张效应。研发合作带来的网络规模扩张效应实质性地拓展了企业的技术资源池。每新增一个外部技术节点,都意味着引入了新的技术元素和问题解决视角。这种技术基数的扩大不仅指数级增加了技术要素可能形成的组合数量,更重要的是创造了突破性技术融合的潜在机会。当企业与异质性创新主体合作时,这种网络扩张效应尤为显著,为加速基础性、原创性关键技术的突破提供了更丰富的可能性空间。

二是网络连接扩展效应。研发合作产生的网络连接扩展效应重构了企业的技术组合能力。通过观察和学习合作伙伴的技术整合经验,企业一方面能够发现原有技术要素间未被识别的潜在关联;另一方面能够学习和掌握跨领域技术融合的方法论,从而建立更高效的技术重组路径。这种连接密度的提升,使企业从简单的技术叠加转向真正的协同创新,大幅提高了将基础研究成果转化为应用技术方案的效率。

三是边权强化效应。研发合作实现的边权强化效应显著提升了技术成熟度与创新产出的稳定性。一方面,通过合作研发反复验证特定技术组

合在不同场景下的可行性,有利于形成专利族式的技术演进路径;另一方面,高频使用的技术组合通过持续迭代优化,逐步演变为企业的核心专利资产,成为后续创新的基础模块。这种从偶然尝试到成熟应用的转化过程,通过制度化的合作机制得以持续,既降低了研发的不确定性,又缩短了研发周期。

综上,本文提出如下假设。

H1:在关键核心技术攻关中,企业与外部机构进行研发合作的创新速度高于独立研发,即研发合作能有效加速关键核心技术创新。

H2:研发合作通过扩大企业技术网络规模、增加技术组合连边、强化技术组合边权,共同加速关键核心技术的组合创新过程。

二、研究设计

(一)数据说明

本文基于企业名称匹配 2001—2015 年中国工业企业数据库与国家专利数据库,构建涵盖制造业财务与创新的非平衡面板数据。为确保创新质量,研究样本仅保留授权发明专利。同时考虑到专利授权的滞后性,以专利申请年份作为技术创新的时间归属点,以客观反映研发活动的实际产出时点。

(二)变量测算

1. 企业关键核心技术创新速度

参考国务院《2024 年政府工作报告》(英文版)对“关键核心技术”的官方表述“core technologies in key fields”,本文将关键核心技术定义为:植根于关系国家安全、经济高质量发展及国际竞争力的战略性产业领域,且在技术体系中占据枢纽地位的核心技术门类。基于此,本文首先选取战略性新兴产业为国家关键技术领域范畴[19];然后,运用网络中心性分析方法,基于国际专利分类(IPC)共现网络,识别出技术网络结构中具备“不可替代性”“强技术关联性”与“枢纽性”等特征的核心技术(对应 IPC 分类号),以此作为本文重点分析的关键核心技术。

本文的被解释变量为企业关键核心技术创新速度,借鉴徐霞等[20]的做法,通过测度企业在关键核心技术领域(IPC 分类号)内相关专利产出的年度增长率来捕捉创新的动态速度。为确保结论的稳健性,本文进一步从研发过程视角重构量化指标,对前述基于“研发产出”的基准测量进行补充:一是采用企业当年关键核心技术节点(IPC 四位码)数量的增长率衡量纵向技术质量改进型创新速度;二是使用关键核心技术节点类别增长率测度横向技术种类扩展型创新速度。这两个替代指标分别从技术深度和广度两个维度,能更全面地捕捉企业关键核心技术的创新动态。

2. 研发合作与企业技术网络的结构指标

(1)研发合作。本文着重考察企业与外部其他机构的合作研发是否能加速企业关键核心技术创新,核心解释变量为企业是否与外部企业机构进行了研发合作。基于专利原始申请人信息,若企业在当年申请的专利中存在与其他机构(包括企业、高校或科研院所等)共同申请的情况,则认定该企业参与了研发合作;反之,若企业当年所有专利均为独立申请。

基于二元虚拟变量测度企业研发合作行为,虽能识别合作与否的差异,但未能充分捕捉合作强度的异质性。为更精准地考察研发合作效应,本文构建以下两个强度指标进行稳健性检验:其一,基于合作专利均值构建强度虚拟变量,将高于样本平均合作专利数的企业界定为高强度合作组(取值为 1),反之为低强度组(取值为 0);其二,直接采用合作专利数加 1 取对数构建连续型强度指标。这两个指标分别从相对强度和绝对强度两个维度,更细致地刻画企业研发合作行为特征。

(2)企业技术网络的结构指标。为从企业内部技术结构视角揭示研发合作影响关键核心技术创新速度的微观机制,本文基于组合创新理论构建企业内部技术网络,并选取网络结构特征指标进行机制检验。企业内部技术网络的具体构建步骤如下。

首先,数据选取,收集企业自 1990 年起至考察

期的累计授权发明专利数据;其次,网络节点确定,提取企业所有专利中出现的IPC分类号作为技术节点,并进行去重处理;再次,关系识别,统计不同IPC分类号在专利中的共现频次,建立技术组合关系;最后,网络构建,以IPC分类号为节点、技术共现关系为边、共现频次为边权,构建加权无向网络。

在机制变量测度上,重点考察3个网络结构指标:网络规模,以节点数量表征企业技术领域的广度;连边总数,反映企业跨技术领域的组合创新能力;平均边权,体现技术组合的应用成熟度。为消除量纲影响,对所有指标进行加1取对数处理。

3. 其他变量

(1)控制变量。将企业层面的特征变量作为控制变量,包括全部职工从业人员平均人数、固定资产合计、管理费用、企业年龄、产品销售收入、产品销售成本。其中,企业年龄通过样本时间(年)减开工时间(年)再加1计算得到,所有变量均采用取对数的方式进行预处理。

(2)构造工具变量所涉及的变量。本文采用决策方程构造工具变量时,选取了企业技术多样性、企业离行政中心的最近距离和第二距离3个变量。企业技术多样性指标借鉴Choi等[21]的熵指数方法进行测度:

$$Technology_div_{it} = \sum_{s} (P_{ist}/P_{it}) \ln(P_{it}/P_{ist}) \quad (1)$$

其中,i表示企业;t表示时间;s表示IPC四位码技术领域;P_{ist}表示企业当年所有的专利中主IPC四位码为s的专利数量;P_{it}表示企业当年专利总量。企业离行政中心的最近距离(*Distance*1)和第二距离(*Distance*2)分别根据企业所在位置的经纬度与各省行政中心所在地的经纬度测算而来。

(三)模型设定

为检验企业与外部其他机构合作研发是否能提高企业关键核心技术创新速度,构建的基准回归模型为:

$$Key_innovation_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 Cooperation_{it} + \sum \lambda_k X_{it} + \mu_t + \gamma_{ij} + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

参考梁若冰等[22]、陈贵富等[23]的做法,构造多重中介效应模型对假设H2进行验证:

$$Z_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 Cooperation_{it} + \sum \lambda_k X_{it} + \mu_t + \gamma_{ij} + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

其中,i代表企业;j代表行业;t代表时间。$Key_innovation_{it}$表示i企业t年的关键核心技术创新速度;*Cooperation*为企业是否与外部机构进行研发合作的虚拟变量;Z_{it}表示待检验的机制变量(技术网络规模、连边总数、网络平均边权);X为控制变量。μ_t和γ_{ij}分别表示时间和行业固定效应,ε_{ijt}为随机误差项。

三、实证结果及分析

(一)基准回归

基准回归结果如表1所示。其中,列(1)仅控制了年份和行业固定效应,列(2)纳入控制变量;为缓解行业层面和地区层面时变不可观测因素对估计结果的潜在干扰,列(3)控制了行业×年份交互固定效应。此外,考虑到地区层面时变因素(如区域性产业政策、地方政府支持力度等)可能产生的影响,列(4)进一步纳入省份×年份交互固定效应。回归结果显示,研发合作系数均在1%的水平上显著为正,且系数大小基本保持稳健,表明企业进行研发合作能提高关键核心技术创新速度,假设H1得以验证。

表1　研发合作影响企业关键核心技术创新速度的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Key_innovation	*Key_innovation*	*Key_innovation*	*Key_innovation*
Cooperation	0.301***	0.242***	0.240***	0.249***
	(6.258)	(5.123)	(4.962)	(4.915)
控制变量	否	是	是	是
时间、行业固定效应	是	是	是	是
行业×时间固定效应	否	否	是	是
省份×时间固定效应	否	否	否	是
样本量	15 341	15 341	15 341	15 341
R^2	0.012	0.016	0.009	0.009

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著;括号内为稳健标准误。下同。

(二)稳健性检验

1. 核心变量测量误差问题

采用纵向技术质量改进型创新速度(*Key_innovation_IPC4count*)与横向技术种类扩展型创新速度(*Key_innovation_IPC4type*)两个替代指标重新量化被解释变量,回归结果见表 3 的列(1)、列(2)所示。采用研发合作强度指标(*Cooperation_degree* 和 *Cooperation_count*)重新量化解释变量,回归结果见表 2 的列(3)、列(4)。所有结果均显示研发合作能显著提升关键核心技术创新速度。

表 2　替换核心变量测度的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Key_innovation_IPC4count	*Key_innovation_IPC4type*	*Key_innovation*	*Key_innovation*
Cooperation	0.249*** (3.351)	0.300*** (5.145)	—	—
Cooperation_degree	—	—	0.671*** (3.605)	—
Cooperation_count	—	—	—	0.213*** (3.652)
控制变量	是	是	是	是
时间、行业固定效应	是	是	是	是
样本量	13 062	13 062	15 341	15 341
R^2	0.006	0.012	0.018	0.018

2. 数据来源选择偏误问题

考虑到中国工业企业年度调查数据库仅更新至 2015 年,本文将 2001—2020 年的上市企业数据与同期专利数据进行匹配,构建补充样本开展稳健性检验。表 3 汇报了替换样本后的稳健性检验结果,其中第(1)列为全样本估计结果;第(2)列将样本限定为制造业上市企业;第(3)列是引入时间与行业、时间与省份等高维固定效应的估计结果。结果均与基准结果保持一致,表明本文结论受样本选择干扰的可能性较低,具有较强的稳健性。

表 3　替换样本的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)
	Key_innovation_rate	*Key_innovation_rate*	*Key_innovation_rate*
Cooperation	0.154*** (3.131)	0.136*** (2.951)	0.296*** (3.974)
控制变量	是	是	是
时间、行业固定效应	是	是	是
行业×时间固定效应	否	否	是
省份×时间固定效应	否	否	是
样本量	7 796	6 547	7 038
R^2	0.006	0.011	−0.076

3. 排他性检验

为排除企业创新能力、整体创新速度及行业知识溢出效应等因素对基准回归结果的干扰,考虑引入多维度的控制变量进行稳健性检验。一是采用企业专利总量(*Innov_count*)和权利要求数量(*Innov_quality*)分别从创新数量和质量维度控制企业创新能力的差异性影响;二是通过企业专利增长率(*Innov_rate*)控制整体创新速度的潜在影响;三是引入行业三年专利平均被引频次(*Know_spill*)以控制行业知识溢出效应。表 4 的回归结果显示,研发合作(*Cooperation*)的系数均在 1% 水平上保持统计显著性,且系数大小与基准回归结果基本一致。表明在控制上述多重因素后,研发合作对企业关键核心技术创新速度的正向促进作用依然稳健存在。

表 4　排除其他可能的影响因素的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Key_innovation	*Key_innovation*	*Key_innovation*	*Key_innovation*
Cooperation	0.240*** (5.131)	0.234*** (5.038)	0.137*** (3.002)	0.137*** (3.001)
Innov_count	0.000 (0.697)	0.002*** (3.011)	0.001*** (2.649)	0.001*** (2.649)
Innov_quality	—	−0.000*** (−3.137)	−0.000*** (−2.835)	−0.000*** (−2.835)
Innov_rate	—	—	1.067*** (51.545)	1.067*** (51.545)
Know_spill	—	—	—	0.000 (0.000)
控制变量	是	是	是	是
时间、行业固定效应	是	是	是	是
样本量	15 341	15 341	15 341	15 341
R^2	0.016	0.017	0.087	0.087

4. 内生性问题的检验

首先,采用倾向得分匹配与倍差法相结合(PSM-DID)的方法进行内生性检验。本文分别运用最近邻匹配、卡尺匹配、核匹配和半径匹配 4 种主流匹配方法进行处理,表 5 中的回归结果显示,无论采用何种匹配方法,研发合作的系数估计值均在 1% 水平上显著为正,且系数大小与基准回归结果基本一致。

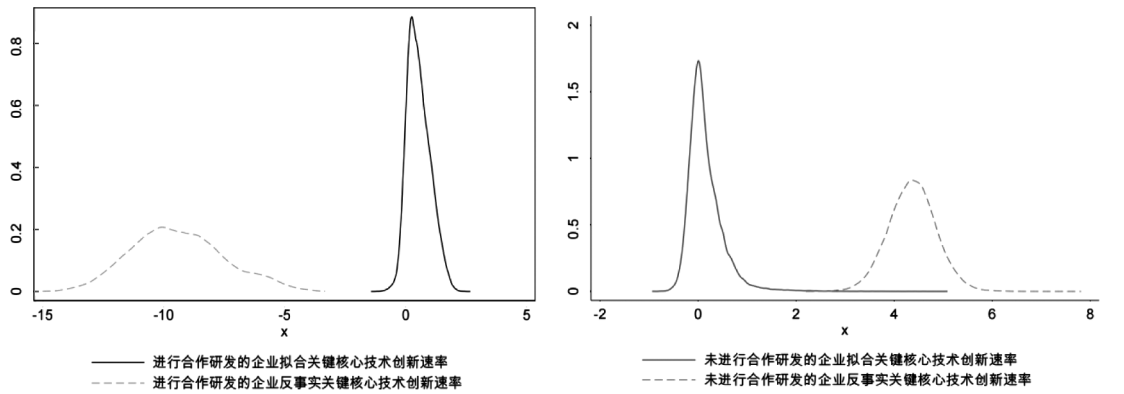
为更直观地揭示研发合作对企业关键核心技术创新速度的因果效应,本文基于反事实分析框架,绘制了合作企业与未合作企业的实际创新速度分布及其反事实情景下的对比密度函数图(见图 1)。

表5　内生性问题的稳健性检验:PSM-DID

变量	(1)最近邻匹配1:1	(2)卡尺邻近匹配1:2	(3)核匹配	(4)半径匹配
	Key_innovation	*Key_innovation*	*Key_innovation*	*Key_innovation*
Cooperation	0.242***	0.240***	0.244***	0.244***
	(3.916)	(4.320)	(5.157)	(5.029)
控制变量	是	是	是	是
时间、行业固定效应	是	是	是	是
样本量	4 183	5 692	15 330	14 894
R^2	0.011	0.010	0.016	0.017

结果显示,若实际开展合作研发的企业未采取该决策,其创新速度分布将整体左移,表明创新速度会出现显著下降;反之,若未合作企业选择开展研发合作,其创新速度分布将呈现明显右移趋势,意味着创新速度可获得实质性提升。

其次,采用工具变量法进行检验。本文构建了两个工具变量。一是构建企业研发合作决策选择模型,将模型所预测的决策概率作为一个工具变量(*IV_Cooperation*1)。在决策模型中,选取技术多样性与企业离省级行政中心的距离作为外生变量引入。其原因在于,一方面,技术多样性越高的企业,其技术领域覆盖面越广,与外部机构开展研发合作的技术匹配度和潜在合作对象数量也相应增加;另一方面,由于中国省级行政中心城市普遍在营商环境、创新基础设施等方面具有优势,企业地理区位与行政中心之间的距离将直接影响其获取创新资源、开展外部交流合作,进而作用于研发合作决策。



a. 合作研发企业　　b. 非合作研发企业

图1　拟合与反事实关键核心技术创新速度

具体模型设定为:

$$Cooperation_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Technology_div_{it} + \alpha_2 Distance1_i + \alpha_3 Distance2_i + \sum \alpha_k X_{it} + \mu_t + \gamma_{ij} + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

二是考虑到宗族文化能够有效反映区域内的信任水平,而这种信任机制会显著影响经济合作行为[24]。企业所处的宗族文化环境越浓厚,其社会资本积累越丰富,合作意愿越强烈,因而更倾向于开展研发合作。同时,宗族文化作为历史形成的非正式制度,不会直接影响当代企业的创新,满足外生性。参考潘越等[24]和许年行等[25]的做法,采用企业所在城市人均族谱数量与企业职工人数的交乘项来量化宗族文化强度(*IV_Cooperation*2)。

鉴于被解释变量为二元变量,本文采用Logit固定效应模型进行第一阶段估计,第二阶段采用高维固定效应模型,并通过bootstrap方法(重复抽样500次,每次抽取50%样本)来修正标准误[26]。表6中所有bootstrap样本的一阶段回归Wald chi^2(56)统计量均显著高于1%临界值,通过弱工具变量检验;二阶段结果中研发合作系数显著为正,与

表6　内生性问题的稳健性检验:IV

变量	(1)第一阶段	(2)第二阶段
	Cooperation	*Key_innovation*
Cooperation	—	0.648***
		(0.063)
*IV_Cooperation*1	7.769***	—
	(0.0586)	
*IV_Cooperation*2	0.598e−4***	—
	(0.737e−4)	
控制变量	是	是
时间、行业固定效应	是	是
样本量	30 922	7 176

基准结果一致。说明在充分排除潜在内生性问题后,研发合作提高企业关键核心技术创新速度的结论稳健成立。

(三)机制检验

基于模型(3)进行中介效应检验,结果如表 7 所示:研发合作的系数估计值均在 1% 水平上显著为正,模型(1)、模型(2)、模型(3)分别验证了网络规模扩张效应、网络连接扩展效应和边权强化效应。说明技术节点数量增加、连边数量增加和网络平均边权提升共同构成了研发合作提高关键核心技术创新速度的重要路径。这一发现从技术网络拓扑结构演化的视角,揭示了互联式创新提升企业技术创新速度的微观机理,充分验证了假设 H2 的理论预期。

表 7　企业研发合作影响其关键核心技术创新速度的机制检验

变量	(1)	(2)	(3)
	Technology_size	*Edge_count*	*Edge_weight*
Cooperation	0.426 *** (18.836)	0.538 *** (15.643)	0.561 *** (15.596)
控制变量	是	是	是
时间、行业固定效应	是	是	是
样本量	15 341	15 341	15 341
R^2	0.218	0.162	0.161

四、进一步分析

(一)研发合作的技术选择效应分析

为验证研发合作对不同技术领域的影响差异,本文识别了非关键核心技术并测度其创新速度(*Nor_key_innovation*)与总体创新速度(*Innovation*)。表 8 显示,研发合作对企业总体创新速度具有显著正向影响,但对非关键核心技术创新速度的促进作用并不显著。表明研发合作的加速效应具有显著的“技术选择性”,即其红利主要集中于复杂度高、重组难度大的关键核心技术领域。该发现证实技术网络的外部性存在“门槛特征”,即协同创新的优势只有在技术组合复杂度达到一定阈值方能显现。据此,政策制定应分类施策,在关键核心技术攻关中强化协同创新,而对常规技术创新则应赋予企业更大自主空间。

表 8　研发合作的技术选择效应分析

变量	(1)	(2)
	Nor_key_innovation	*Innovation*
Cooperation	0.052 (1.094)	0.177 *** (3.734)
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
行业固定效应	是	是
样本量	10 975	19 600
R^2	0.016	0.005

(二)何以强化研发合作的关键核心技术加速效应

1. 构建跨区域的技术协同生态

要最大化研发合作的加速效能,关键在于企业既要突破省域行政边界制约,又要兼顾“技术多样性”与“技术邻近性”的动态平衡。

一要突破“局部搜索”陷阱,释放跨区域技术重组的规模效应。受“省域边界”影响,省内合作虽交易成本较低,但技术冗余度高,易陷入“局部搜索”陷阱。相比之下,省际合作通过跨越行政与地理障碍引入异质技术,能够更大幅度拓展“组合可能性边界”,从而加速关键核心技术创新。表 9 第(1)列的实证结果证实了这一点:虽然省内(*Prov_coop*)与省际(*OutProv_coop*)研发合作均能显著提高创新速度,但省际研发合作的回归系数更大,表明突破省域限制的研发合作更能加速关键核心技术的创新。

二要强化“技术邻近性”支撑,激活跨组织协同创新效应。跨区域重组的转化效率取决于技术邻近性(*Similarity*)。适度的邻近性不仅能降低认知距离,提升企业对外部异质技术元素的识别与整合效率,还有利于缓解信息不对称,降低跨组织协调成本,提高技术重组顺畅性。此外,依托共同的技术语境形成稳定的技术演进路径,有助于加速关键核心技术在验证与应用形成反馈闭环。表 9 第(2)列引入省际技术邻近性[①]与省内/际研发合作的交乘项(*Similarity* × *Prov_coop* 和 *Similarity* × *OutProv_coop*),考察省际技术邻近性的调节效应,结果显示省际技术邻近性对省际研发合作具有显著的正向调节作用,而对省内合作的调节作用则

① 借鉴 Lin 等[28]、Chen 和 Chang[29]的做法,采用省份间技术 IPC 小类重合的频次测度省际技术邻近性(Similarity)。

未达到统计显著性水平。这揭示了“相关多样性”是提速的关键:省内合作因环境同质易导致知识重叠,而跨省合作在“相近但不同”的技术基础上,既能依托相似背景提升协作效率,又能通过异质知识的碰撞产生“非线性”的创新产出。因此,应构建跨区域的技术协同生态,通过引导具有相关技术背景的企业开展跨省协同,基于“相关多样性”推动关键核心技术突破。

表 9　基于研发合作类型的检验结果

变量	(1)	(2)
	Key_innovation	*Key_innovation*
Prov_coop	0.203*** (3.785)	0.072 (0.328)
OutProv_coop	0.221*** (3.225)	−0.202 (−0.845)
Similarity	—	−0.107 (−1.057)
Similarity × *Prov_coop*	—	0.206 (0.610)
Similarity × *OutProv_coop*	—	0.667* (1.678)
控制变量	是	是
时间、行业固定效应	是	是
样本量	15 341	15 341
R^2	0.016	0.016

2. 主动提升在创新网络中的中心位置

研发合作对关键核心技术的加速效应不仅取决于空间生态,还取决于企业在创新网络中所处的拓扑位置。企业的拓扑位置决定了其获取异质性资源的能力,处于中心位置的企业具备显著的“结构洞”优势,不仅能够接触更多异质性创新主体,拓展非冗余技术的组合空间,从而最早发现突破性融合机会;还能够凭借技术重组的“中转站”位置优势,识别更高阶的技术关联模式,并利用高频互动加速技术成熟度的迭代。采用有权重研发合作网络的中心度(*Degree*)表征位置重要性。表 10 第(1)列交互项(*Degree* × *Cooperaton*)系数显著为正,表明网络位置越重要,研发合作对关键核心技术创新速度的提升作用越强。这一发现揭示了网络结构势能向创新动能转化的内在机理,支持了“最优网络位置”理论。

3. 坚持研发合作的“适度原则”

在鼓励企业合作研发的同时,必须提醒企业秉持“适度原则”,警惕规模过载与过度依赖。

一要理性选择最优合作规模,规避盲目扩张引致的“协同冗余”。合作规模扩大引致的异质性节点增长若超过阈值,会引发“过载效应”,导致资源分散与焦点模糊。同时,协调成本随团队规模扩大呈指数级增长,不仅会削弱网络连接的有效性,导致技术重组面临信息失真与决策延迟困境,还会因较高的组织复杂度和成员流动性导致合作契合度下降,从而弱化边权强化效应,最终阻碍创新迭代速度。采用企业合作专利的平均申请人数作为合作规模(*Team*)的代理变量,表 10 第(2)列结果显示,交互项(*Team* × *Cooperation*)系数显著为负,说明合作规模对创新速度具有负向调节作用,为“最优团队规模”理论提供了支撑。

表 10　研发合作特征的调节作用

变量	(1)	(2)	(3)
	Key_innovation	*Key_innovation*	*Key_innovation*
Team × *Cooperation*	—	−0.005*** (−3.375)	—
Degree × *Cooperation*	0.005** (2.568)	—	—
Dependence × *Cooperation*	—	—	−0.703*** (−5.714)
Similarity × *Cooperation*	—	—	—
Team	—	0.005*** (3.145)	—
Degree	−0.004*** (−2.935)	—	—
Dependence	—	—	0.000 (.)
Similarity	—	—	—
Cooperation	0.227*** (5.398)	0.292*** (6.068)	0.688*** (8.285)
控制变量	是	是	是
时间、行业固定效应	是	是	是
样本量	15 341	15 341	15 341
R^2	0.016	0.021	0.019

二要平衡“自主创新”与“开放合作”,防止过度依赖研发合作削弱底层创新能力。一方面,限制自主技术探索与组合经验的积累,容易导致企业丧失独立识别技术关联的能力,从而降低企业技术重组自主性并使其陷入“技术路径依赖”陷阱;另一方面,缺乏自主积累会影响技术迭代的持续性,难以形成稳定的演进路径。采用企业合作专利占比衡量企业研发合作依赖度(*Dependence*),表 10 第(3)列交互项系数显著为负,表明合作依赖度对研发合作与关键核心技术创新速度的关系具有显著负向调节作用,意味着企业需保持合理的自主创新比例,才能发挥合作网络对关键核心

技术创新提速的促进作用。

五、结论与政策建议

在万物互联的数字经济时代，企业间的研发合作日益成为驱动关键核心技术创新的重要力量。本文聚焦于企业的互联式创新行为，基于技术网络演化视角，系统探究了企业研发合作对关键核心技术创新速度的影响效应与内在机制。

（一）结论

（1）研发合作有助于企业通过以下机制加速关键核心技术创新：一是拓展技术网络规模，从而丰富技术要素的组合空间；二是增加网络连接，优化企业内部技术组合能力；三是增强连接强度，提高技术成熟度与创新输出的稳定性。然而，研发合作的创新促进效应具有选择性。研发合作显著提升企业整体创新速度与关键核心技术创新速度，但对非关键核心技术创新速度的推动作用较为有限。

（2）区域间技术的相关多样性有利于加速关键核心技术创新：相较省内研发合作，省际研发合作对企业关键核心技术创新速度的促进作用更明显，且省际技术邻近性能进一步正向调节二者之间的关系。此外，网络中心位置正向调节二者的关系；研发合作团队规模和合作依赖度负向调节二者的关系。

（二）政策建议

第一，坚决落实党的二十届四中全会提出的“强化企业科技创新主体地位，支持企业牵头组建创新联合体、承担更多国家科技攻关任务”的重要战略方针。由于研发合作对不同类型的技术创新具有选择效应，因此有必要以新型举国体制为引领，建立关键技术战略协同与常规技术市场自主相结合的差异化支持体系：一方面，针对“卡脖子”等关键核心技术，政府应通过新型举国体制进行前瞻性布局，为联合攻关提供重大项目资金保障与政策背书，从国家战略层面引导企业开展高强度协同；另一方面，针对常规技术，则需要减少行政引导，由市场机制推动企业自主决策是否开展研发合作，提高创新资源配置效率，形成常规技术活动的高效研发路径。

第二，积极构建跨省份的研发合作网络，强化跨区域技术生态协同，发挥“技术多样性”与“技术邻近性”的耦合效应，驱动关键核心技术创新持续提速。一方面，政府部门应通过顶层设计与平台建设破除省域行政壁垒，引导创新要素跨区域自由流动，推动企业在全国范围内建立高效的协同攻关关系，通过引入异质性技术组合以规避“局部搜索”陷阱；同时，企业自身也应主动超越地理邻近的路径依赖，通过跨省研发合作拓展组合可能性边界，最大化创新重组收益。另一方面，应通过优化区域创新布局提升省际技术邻近性，利用相似的技术基础降低认知距离与跨组织协调成本，增强对外部异质技术元素的吸收与整合效率。由于省际技术邻近性对跨省合作具有显著的正向调节作用，政策制定应着力培育“相关多样性”的技术生态，引导合作伙伴在具备共同技术语境的基础上实现非线性创新产出，从而释放省际间异质性技术融合的倍增潜力，加速关键核心技术的迭代与突破。

第三，鼓励领军企业主动占据研发合作网络中心位置，更好地发挥链主带动作用，利用其位置优势整合零散的创新资源，带动全产业链核心技术的集群式突破。研发合作网络本质上是资源分布不均衡的创新生态系统，企业在网络中的拓扑位置差异决定了其获取关键异质性资源的能力，是调节创新加速效应的核心动力。由于链主企业本身具备显著的行业带动作用，政府应积极引导其主动占据研发合作网络的中心位置，充分发挥其在中心位置优势下的独特资源配置能力。一方面，应鼓励链主企业扮演创新资源“中转站”的角色，利用其信息优势精准识别异质化技术模块间的融合契机，将碎片化的创新要素转化为体系化的技术重组能力；另一方面，支持链主企业通过高频的合作互动强化网络连接的稳定性，利用多场景验证能力加速关键核心技术成熟度的迭代演进。通过这种以核心节点驱动边缘节点的战略布局，将领军企业的网络结构势能转化为全产业链的创新动能，实现从单一企业突破向跨领域、体系化协同攻关的模式转型。

参考文献:

[1]陈强强, 吴琳. 习近平关于科技创新与赶超的"非对称战略"思想[J]. 科学管理研究, 2018, 36(1): 5-8.

[2]曾赛星, 陈宏权, 金治州, 等. 重大工程创新生态系统演化及创新力提升[J]. 管理世界, 2019, 35(4): 28-38.

[3]赵晶, 刘玉洁, 付珂语, 等. 大型国企发挥产业链链长职能的路径与机制:基于特高压输电工程的案例研究[J]. 管理世界, 2022, 38(5): 221-240.

[4]吴超鹏, 严泽浩. 政府基金引导与企业核心技术突破:机制与效应[J]. 经济研究, 2023, 58(6): 137-154.

[5]CHESBROUGH H W. Open innovation: the new imperative for creating and profiting from technology [M]. Boston: Harvard business press, 2003.

[6]龙小宁, 刘灵子, 张靖. 企业合作研发模式对创新质量的影响:基于中国专利数据的实证研究[J]. 中国工业经济, 2023(10): 174-192.

[7] DE FUENTES C, DUTRÉNIT G. Best channels of academia-industry interaction for long-term benefit [J]. Research policy, 2012, 41(9): 1666-1682.

[8]KESSLER E H. Tightening the belt: methods for reducing development costs associated with new product innovation [J]. Journal of engineering and technology management, 2000, 17(1): 59-92.

[9]LI Y, GUO H, LIU Y, et al. Incentive mechanisms, entrepreneurial orientation and technology commercialization: evidence from China's transitional economy [J]. Journal of product innovation management, 2008, 25(1): 63-78.

[10]BECKER G S, MURPHY K M. The division of labor, coordination costs, and knowledge [J]. The quarterly journal of economics, 1992, 107(4): 1137-1160.

[11] BELDERBOS R, FAEMS D, LETEN B, et al. Technological activities and their impact on the financial performance of the firm: exploitation and exploration within and between firms [J]. Journal of product innovation management, 2010, 27(6): 869-882.

[12] YOUN H, STRUMSKY D, BETTENCOURT L, et al. Invention as a combinatorial process: evidence from U.S. patents [J]. Journal of the royal society interface, 2015, 12(106): 20150272.

[13]SAVINO T, ANTONIO M P, ALBINO V. Search and recombination process to innovate: a review of the empirical evidence and a research agenda [J]. International journal of management reviews, 2017, 19(1): 54-75.

[14] KIM Y J, LEE D H. Technology convergence on automotive lightweight materials: evidence from South Korea [J]. Technology analysis & strategic management, 2023, 35(3): 286-301.

[15]AHUJA G. Collaboration networks, structural holes, and innovation: a longitudinal study [J]. Administrative science quarterly, 2000, 45(3): 425-455.

[16] FLEMING L. Recombinant uncertainty in technological search [J]. Management science, 2001, 47(1): 117-132.

[17]阿瑟. 技术的本质[M]. 曹东溟, 王健, 译. 杭州: 浙江人民出版社, 2018.

[18] SYMEONIDIS G. Comparing Cournot and Bertrand equilibria in a differentiated duopoly with product R&D [J]. International journal of industrial organization, 2003, 21(1): 39-55.

[19]韩先锋, 郑酌基, 朱承亮, 等. 专利审批体制改革与企业关键核心技术突破: 来自专利快速预审制度的经验证据[J]. 中国软科学, 2025(6): 122-131.

[20]徐霞, 赵明明, 吴福象. 企业技术网络结构与关键核心技术创新速度:基于组合创新逻辑[J]. 中国工业经济, 2024(9): 100-117.

[21]CHOI M, LEE C Y. Technological diversification and R&D productivity: the moderating effects of knowledge spillovers and core-technology competence [J]. Technovation, 2021, 104: 102249.

[22]梁若冰, 王群群. 地方债管理体制改革与企业融资困境缓解[J]. 经济研究, 2021, 56(4): 60-76.

[23]陈贵富, 韩静, 韩恺明. 城市数字经济发展、技能偏向型技术进步与劳动力不充分就业[J]. 中国工业经济, 2022(8): 118-136.

[24]潘越, 宁博, 纪翔阁, 等. 民营资本的宗族烙印: 来自融资约束视角的证据[J]. 经济研究, 2019, 54(7): 94-110.

[25]许年行, 谢蓉蓉, 吴世农. 中国式家族企业管理: 治理模式、领导模式与公司绩效[J]. 经济研究, 2019, 54(12): 165-181.

[26]XU R. On the instrument functional form with a binary endogenous explanatory variable [J]. Economics letters, 2021, 206: 109993.

[27] LIN B W, CHEN C J, WU H L. Patent portfolio diversity, technology strategy, and firm value [J]. IEEE transactions on engineering management, 2006, 53(1): 17-26.

[28]CHEN Y S, CHANG K C. Using the entropy-based patent measure to explore the influences of related and unrelated technological diversification upon technological competences and firm performance [J]. Scientometrics, 2012, 90(4): 825-841.