

全球创新网络下的中国企业创新*

——跨国合作与质量提升

刘洪愧 李希晨 姜 丽 刘灿雷

摘要:在跨国创新合作不断深化的背景下,融入全球创新网络是中国提高创新质量、实现创新驱动发展的重要途径。本文基于全球发明专利数据,首先利用专利跨国合作识别中国企业的跨国创新合作行为,然后使用细致的技术领域间专利引证信息刻画技术创新网络,进而构造一个测度企业技术创新质量的新指标——创新中心性,最后实证研究通过跨国创新合作嵌入全球创新网络对中国企业创新质量的影响。本文研究发现,跨国创新合作显著提升了中国企业的创新数量和质量。机制分析表明,通过跨国创新合作嵌入全球创新网络可以促使企业增加外部知识获取、优化内部创新资源配置,从而提升创新质量。本文还从嵌入方式、合作国家、合作主体和合作领域等维度进行异质性分析,发现与经济发达的国家或者在战略性新兴产业、高创新中心性的技术领域开展跨国创新合作更有利于企业创新质量提升。本文研究可以为中国企业从嵌入全球价值链向嵌入全球创新链转变提供经验启示,为中国在高水平对外开放中实现以创新驱动支撑高质量发展提供政策借鉴。

关键词:全球创新网络 跨国创新合作 创新质量 创新中心性

一、引言

当今世界新一轮科技革命和产业变革加速演进,创新的复杂性和系统性显著增强,单个国家难以独立完成创新链的全部环节,跨国创新合作以及全球创新网络的协同特征日益凸显(世界知识产权组织,2019)。在此背景下,习近平总书记多次就科技创新领域的国际合作作出重要论述。2014年,习近平总书记在中央财经领导小组第七次会议上强调,“要坚持‘引进来’和‘走出去’相结合,积极融入全球创新网络,全面提高我国科技创新的国际合作水平”^①。此后,习近平总书记在多个重要场合都强调要融入全球创新网络。2020年,习近平总书记在科学家座谈会上指出,“国际科技合作是大趋势。我们要更加主动地融入全球创新网络,在开放合作中提升自身科技创新能力。越是面临封锁打压,越不能搞自我封闭、自我隔绝,而是要实施更加开放包容、互惠共享的国际科技合作战略”(习近平,2020)。2021年,习近平总书记强调,“以全球视野谋划和推动创新,积极融入全球创新网络”(习近平,2021)。与此相呼应,党的二十届三中全会通过的《中共中央关于进一步全面深化改革、推进中国式现代化的决定》明确提出要“扩大国际科技交流合作”^②,这也成为国家层面推动高水平科技对外开放、深化全球创新合作的战略部署。这些重要论述为中国企业积极参与全球创新网络、提高自主创新能力提供了方向指引与制度保障。因此,深入研究企业如何通过跨国创新合作更有效地嵌入全球创新网络、提升技术创新质量,具有重要的理论价值与现实意义。

在中国创新能力持续提升过程中,企业无疑是技术研发活动和对外经贸活动的关键主体,海外知识获取对于企业创新能力的提升发挥着不可替代的作用。中国跨国知识获取和创新合作实践经历了逐渐深入的过程,主要分为3个阶段(司月芳等,2023):(1)改革开放初期以技术进口为主的技术引进阶段;(2)2000年至2010年以市场换技术的阶段,主要表现为跨国公司进入及其形成的技术溢出与吸收;(3)2011年至今主动“走出去”开展技术跨国合作以获取技术转移的阶段。如图1所示,中国企业参与跨国创新合作的企业数目和专

收稿时间:2024-9-23;反馈外审意见时间:2025-1-23、2025-3-31、2025-5-12、2025-6-9;拟录用时间:2025-7-11。

*本文得到国家自然科学基金面上项目(72373161)、北京市社会科学基金项目(24JJB008)、国家自然科学基金面上项目(72173132)的资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵建议,文责自负。刘灿雷为本文通讯作者。

利数量在2011年之后迅速提升。那么,在当前全球创新网络深入发展以及中国进入创新驱动发展的新阶段,中国企业参与跨国创新合作是否有助于其提高创新能力,从而改善创新质量不足的现状?针对这一问题的深入研究将有助于中国更好地处理科技自立自强与开放合作的关系,从而推动自主创新能力的持续提升。

现有研究大多基于经济全球化背景下的国际生产分工视角考察对外开放对企业创新的影响,主要探讨国际贸易和国际投资两类活动。近年来,随着创新活动的全球分工合作需求日益增长,在探讨开放合作如何影响企业创新行为时,部分学者的研究焦点逐渐从全球生产网络转向全球创新网络(艾尔斯特等,2023;杨震宁等,2021;尤宇等,2024;成程等,2024;冯启良等,2025)。例如,刘志彪(2015)认为以跨国合作方式主动嵌入全球创新网络与通过贸易和外商直接投资等方式间接获取外部知识不同,前者具备创新目标由中国企业设置、创新过程由中国企业控制、创新成果由中国企业掌握等特征,对中国创新质量的提高具有更大的积极作用。李飞等(2019)采用2001~2012年间中国制造业海外并购数据,发现技术获取型海外并购通过嵌入全球创新网络显著促进了产业知识溢出。李雪松等(2022)利用2008~2020年间中国上市公司的年报信息、专利数据和海外投资数据,发现数字化转型通过推动企业融入全球创新网络显著提升了企业创新产出。整体而言,虽然现有研究关注到嵌入全球创新网络对企业创新行为的积极影响,但是普遍将其简单地等同于海外研发活动或者海外投资行为的增加,缺乏符合全球创新网络内涵的直接刻画和经验证据。

此外,全球创新网络强调创新活动跨国界、跨组织的特征,同时关注技术领域间的相互影响。已有研究发现不同技术领域对于整个知识网络的影响存在差异,认为在开放经济条件下,创新资源的有效配置是影响经济增长的重要因素(蔡等,2022;刘、马,2021)。然而,这些文献多侧重于从国家、部门等层面探讨创新资源配置,却忽视了企业内部技术领域层面的研发资源配置问题,以及前沿技术知识获取对于企业内部创新资源配置的复杂影响。基于技术创新活动在国家之间和技术领域之间存在广泛联系的现实和理论研究进展,本文聚焦于考察以跨国创新合作的方式嵌入全球创新网络对中国企业创新表现的影响,尤其是对创新质量的影响以及潜在的外部知识获取机制和创新资源配置机制。

首先,本文将英科派特全球专利数据库与中国工业企业数据库匹配合并,通过专利申请人和发明人的国别信息识别样本范围内中国企业的跨国创新合作行为。其次,本文利用技术领域间的专利引证关系刻画技术创新网络,在已有文献基础上构造出一个测度技术创新质量的新指标——创新中心性,同时,本文也采用专利申请数量指标衡量企业创新数量。研究发现,通过跨国创新合作嵌入全球创新网络会显著提升企业的创新数量和质量,这种积极影响主要通过外部知识获取和内部资源配置两大渠道实现。在参与跨国创新合作之后,企业对于合作国家和关联领域的专利引证数量显著增加;分解企业在技术领域层面的创新配置发现,企业主要通过进入高创新中心性新技术领域和维持现有高创新中心性技术领域来调整内部创新配置,从而提升自身创新质量。异质性分析结果表明,嵌入全球创新网络对于企业创新质量的影响会因合作国家、合作主体和合作领域的不同而存在差异,与经济发达的国家或在战略性新兴产业、高创新中心性的技术领域开展跨国合作更有利于中国企业创新质量的提升。

本文的边际贡献主要体现在以下4个方面。第一,本文从全球创新网络的研究视角切入,考察了参与跨国创新合作对中国企业创新质量的影响,是对中国对外开放与企业创新能力相关文献的重要拓展。伴随中国创新水平的长足发展,研究其驱动因素的文献层出不穷(陈强远等,2020;寇宗来、刘学悦,2020;李茂林等,2024;王康等,2019;夏杰长、刘诚,2020)。作为技术相对落后的发展中国家,通过对外开放向发达国家引进或学习先进的技术知识和管理经验是实现本土企业创新能力提升的重要途径。在全球生产网络的视角下,以贸易和投资为主的对外经贸活动也就成为学者们关注的焦点。既有从对外开放角度研究创新的文献大多关注

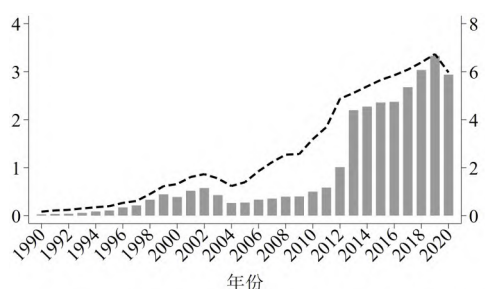


图1 跨国创新合作的企业参与数量与专利申请数量

数据来源:英科派特全球专利数据库,1990~2020年。

产品进出口(高超、刘灿雷,2024;张杰、郑文平,2017)、外资进入(诸竹君等,2020)和对外直接投资(毛其淋、许家云,2014)对中国企业技术创新的影响。然而,在全球创新网络的背景下,参与跨国创新合作对企业创新能力的的作用仍然缺乏直接证据。一方面,与生产活动的间接溢出相比,普遍以技术互补为前提条件、以研发活动为核心目标的创新合作有利于关键隐性知识的传递,经常性的技术交流与人员互动也会产生更强的学习效应,有助于促进企业自身创新能力提升。另一方面,与国内合作相比,企业与跨国合作伙伴交流的时间和空间距离更大,同时存在较大的文化距离和制度距离,这将为企业创新活动带来较高的协作成本和知识流出、文化冲突等经营风险。由此,本文研究不仅有助于厘清全球创新网络下跨国创新合作对企业创新能力的影响,对于中国企业从嵌入全球价值链向嵌入全球创新链转变也具有重要的启示意义。

第二,本文基于全球专利数据库和中国工业企业数据库识别中国企业跨国创新合作行为,为理解嵌入全球创新网络影响企业创新提供了一个新的分析视角和系统的经验证据。随着全球创新分工需求的日益增加和中国企业国际化经营程度的逐渐深化,已有不少研究关注到全球创新网络嵌入对企业创新绩效的影响(李飞等,2019;杨震宁等,2021;李雪松等,2022;尤宇等,2024;冯启良等,2025)。大部分研究集中于企业的投资行为,主要体现在海外并购与研发外包两个方面:一是通过海外并购,企业能够获取被并购方的研发成果与技术(刘青等,2017;李飞等,2019),与国内的生产活动结合后也能够降低企业自身的创新成本;二是通过研发外包,企业也可以从东道国获取不同的知识与技术,但同时也面临着更高的整合成本,对企业的创新能力造成的影响较为复杂(辛格,2008)。上述文献为本文研究提供了重要的参考,但对于企业与跨国创新伙伴的互动还缺乏符合全球创新网络内涵的直接刻画,同时对于创新质量影响的研究尚不充分。当前,中国企业海外知识获取模式已经进入基于跨国合作的技术转移阶段,深入研究企业参与跨国创新合作的影响具有重要价值。在与此相关的研究中,成程等(2024)关注自贸试验区对企业创新绩效的影响,将企业嵌入全球创新网络作为其中机制,但并未分析嵌入全球创新网络(特别是跨国创新合作)对企业创新质量的影响,更未涉及其中机制。由此,本文利用专利合作这一创新互动结果识别跨国创新合作,基于细致的技术领域间专利引证信息刻画技术创新网络,构造一个测度企业技术创新质量的新指标,全面考察全球创新网络下的跨国创新合作对中国企业创新质量的影响。

第三,本文从外部知识获取和内部创新资源配置结合的角度,对全球创新网络下企业创新质量提升的来源和背后机制进行了更加深入地分析。从企业创新的理论脉络来看,创新管理从传统的内部封闭式创新范式转向新的开放式创新范式(陈劲、陈钰芬,2006;杨震宁等,2021),越来越强调获取和整合外部知识用于企业内部创新能力提升的重要性(切斯布罗,2003)。与此同时,全球化带来了更为激烈的竞争,意味着企业不仅要跟踪国内的技术进展,还需要关注全球前沿的方法革新,适时调整研发战略,从而才能够在全球化竞争中脱颖而出。大量研究发现,与不同创新主体的技术合作和转移会通过知识溢出促进企业创新绩效提升(卡西曼、维赫勒斯,2006),而丰富的知识储备和有效的内部资源配置是企业基于外部知识进行再创新的关键(科恩、莱文塔,1990)。然而,对于知识流入之后企业内部创新活动调整的考察常常局限于研发投入(刘灿雷等,2024)、资源冗余(程新生、王向前,2023)等视角,鲜有从创新网络视角,基于技术领域间相互影响的特征,研究通过跨国创新合作嵌入全球创新网络之后,发展中国家企业的创新方向调整及其创新质量提升。基于此,本文不仅从技术和地理两个维度检验企业参与跨国创新合作之后产生的跨国知识流动,还将企业创新质量变化分解为新进入技术领域和存续技术领域的创新网络位置变化,既丰富了现有研究对于全球创新网络下企业通过外部知识获取提升创新质量的理解和认识,又从内部资源配置的角度厘清了企业利用外部知识布局核心技术的具体路径。

第四,本文全面考察了不同类型跨国创新合作的异质性影响,可以为中国企业更好利用国际创新资源提供可借鉴的经验启示,具有重要的政策含义。基于丰富的专利信息,本文从嵌入方式、合作国家、合作主体和合作领域等维度,更加全面考察了嵌入全球创新网络的创新促进效应。本文研究发现,与经济发达国家开展创新合作之后,中国企业实现了显著的创新质量提升;在战略性新兴产业技术领域和高创新中心性领域开展

跨国创新合作对中国企业的创新质量促进作用更大。本文基于现实特征的异质性分析不仅有助于厘清不同类型跨国创新合作的潜在效果差异,而且可以为中国企业和相关政府部门更好进行跨国创新合作模式选择提供经验借鉴,为中国在高水平对外开放中实现以创新驱动支撑高质量发展提供政策依据。

本文的余下内容安排如下:第二部分为理论分析与研究假说;第三部分是指标构建、数据说明与特征事实;第四部分是计量模型;第五部分是实证结果与稳健性检验;第六部分是机制分析;第七部分是嵌入全球创新网络的异质性分析;第八部分是研究结论与政策启示。

二、理论分析与研究假说

在全球化日益深入的背景下,技术创新已成为企业竞争力提升的核心引擎。然而,企业仅依赖内部研发活动实现创新突破可能面临诸多困难。其一,创新活动的复杂性和专业化壁垒。现代技术体系越来越呈现出跨学科、跨领域融合的显著特征,单一企业受限于知识边界与资源约束,难以独立完成从基础研究到商业化应用的全链条突破(切斯布罗,2003)。其二,技术迭代加速与市场竞争的“双重挤压”。在快速变化的技术环境中,企业必须不断加速技术更新以适应市场需求,这对企业的研发能力、创新速度和市场响应能力提出了更高的要求(布卢姆等,2020)。其三,研发成本指数级增长与不确定性攀升。技术研发不仅需要大量的资金投入,还具有较高的风险和不确定性,企业的投资回报期长且成功率难以预见。在此背景下,内部研发投入与外部知识获取对于企业创新几乎同等重要,通过跨国创新合作嵌入全球创新网络,成为企业突破创新困境、提升创新质量的重要途径。

“创新网络”被认为是不同主体(例如,企业、机构或者个人)整合、交换和共同创造知识及其他资源的组织集合(席林,2016)。伴随着跨国公司的不断涌现和全球化浪潮的兴起,恩斯特(2009)系统地提出了“全球创新网络”的概念,强调跨国公司通过分散化研发活动整合全球知识资源。相比于传统的“创新网络”,“全球创新网络”强调知识在地理分布上的重要变化,是指由跨国公司等多元主体通过跨地域、跨组织的协作关系形成的动态网络结构。其核心功能是通过知识流动、资源整合与技术协同,实现全球范围内创新活动的分散化生产与系统性整合。在全球创新网络的尺度与格局下,企业的投资、出口、采购、销售等活动遍及世界各地,并通过与海外主体的创新合作搭建起全球性的创新网络(杨震宁等,2021),深度参与全球知识创造、转移和应用的进程。

结合企业依赖内部研发面临知识边界局限、技术迭代压力与研发成本高企三重挑战,通过跨国创新合作嵌入全球创新网络的影响主要体现在以下3个方面。其一是基于知识获取的视角。技术互补的跨国创新合作有助于打破知识壁垒,帮助企业通过多元主体协作获取异质性知识资源,同时促进关键技术知识跨国流动,降低单一主体因学科交叉性和技术复杂性导致的创新阻滞。其二是基于资源共享的视角。跨国创新合作形成的分布式协同创新网络能够缩短企业研发周期,借助与不同合作伙伴的并行开发、本地化适配和技术预警,缩短技术从研发到商业化的时间窗口,增强对市场动态和技术突变的响应能力。其三是基于风险分散的视角。与企业单独承担研发活动的成本和风险相比,跨国创新合作给企业带来共享基础设施、分摊研发投入和优化资源配置的机会,一定程度上可以分散技术不确定性与投资风险。基于上述分析,本文提出研究假说1。

假说1:企业通过跨国创新合作嵌入全球创新网络可以显著促进其创新质量提升。

知识基础观(Knowledge-based View)认为,企业通过知识的创造、整合与应用构建可持续竞争优势(格兰特,1996)。区别于传统的资源基础观(Resource-based View),知识基础观采用更开放、动态的视角来考察企业,将知识整合能力视作企业的核心能力。在开放的动态环境当中,企业同时面临内部知识的整合和创造,以及外部知识的有效获取。根据开放式创新理论,企业可以通过内向型开放吸收外部技术,同时通过外向型开放将内部冗余知识整合输出,从而实现创新效率与价值的最大化(切斯布罗,2003)。因此,在全球创新网络中,企业通过跨国创新合作嵌入多主体、跨地域的动态协作体系,能够从外部知识获取与内部资源配置两大渠道驱动创新表现改善。

一方面,在通过跨国创新合作嵌入全球创新网络之后,企业可以通过增加外部知识获取来提升创新数量和质量。具体而言,跨国创新合作为企业提供了接入全球知识池的路径,是企业解决知识资源分布非均衡、满足创新所需隐性与非隐性知识的一个重要途径,使得企业能够通过合作关系学习和吸收隐性知识,同时利用更广泛的跨国别、跨文化和跨领域的信息溢出,实现非隐性知识的搜寻、整合与升级(卡西曼、维赫勒斯,2002)。一是从技术维度来看,企业通过与海外合作伙伴建立紧密联系,接触异质性知识资源(弗罗斯特、周,2005),经过识别、解码与内化,转化为自身可应用的创新能力,促使企业创新效率提升,并且将高质量外部知识嵌入其后续创新成果中。例如,中国高铁技术的快速发展在早期很大程度上就受益于与德国、法国、日本等发达国家的合作,之后经过消化吸收进入自主研发阶段(黄阳华、吕铁,2020)。二是从地理维度来看,由于知识中相当重要的一部分是隐性的、局部化的(贾菲等,1993),其转移存在跨地区、跨国壁垒(辛格、马克思,2013),需要频繁地互动。跨国创新合作使得企业能够接触到来自不同国家和地区的创新资源和市场需求信息,不仅推动了自身技术的多样性发展,还通过吸收各地的技术优势,优化自身的研发策略和创新表现。由此,本文提出研究假说2。

假说2:企业通过跨国创新合作嵌入全球创新网络可以增加其外部知识获取,从而提升创新质量。

另一方面,通过跨国创新合作嵌入全球创新网络后,企业可以更好适应不确定的国际市场环境,根据国际市场需求及时改变内部资源配置从而实现创新质量提升(刘洪愧,2022)。在全球创新网络中,外部知识的吸收可为企业提供新的技术方向与解决方案,而内部资源再分配则是确保这些方向获得足够支持的重要条件。根据吸收能力理论(科恩、莱文塔尔,1990),在单一企业内部研发资源有限的条件下,如何将研发资源合理分配是影响企业创新质量的重要因素。通过跨国创新合作接入全球知识池可以促使企业重新评估其研发组合内的技术优先级,明确其研发的重点方向,从而将有限的研发资源向企业经营范围内的关键技术领域(往往也是高附加值技术领域)倾斜,具体表现为新进入技术领域的战略选择和原有技术领域的重新配置。已有研究表明,外部知识获取将降低企业拓展其他技术领域的进入壁垒(程新生、王向前,2023;刘灿雷等,2024)。通过获取合作伙伴的技术积累与市场经验,企业能够更精准地评估新技术的可行性及其与现有业务的协同效应。同时,跨国创新合作为企业打开的信息渠道带来了更多相对成熟的技术知识和更为广泛的获取方式,有利于企业降低进入其他关键技术领域的创新门槛和不确定性。

对于原有技术领域,企业将基于新增的外部知识,调整研发资源投入的侧重方向。通过高水平的跨国创新合作,企业对于世界前沿的方法革新和技术路径有了更为清晰和具体的认识,能够进一步识别自身技术组合中的短板和潜力,并相应地强化创新网络中关键核心技术的研发投入,以谋求更高的创新价值和技术优势。同时,外部知识的引入有助于企业优化现有研发路径,通过整合国际合作伙伴的技术优势,加速核心技术的迭代升级。资源基础观强调,企业需要通过异质性资源与核心能力的组合形成竞争优势,资源配置应聚焦于稀缺性、不可模仿性资源(巴尼,1991)。在技术加速迭代和内部资源限制的双重压力下,企业可能对部分技术领域进行收缩或转型,从而将资源从相对落后或边缘化的技术方向转移至更有竞争力和市场需求的技术领域,最终实现存续技术领域的动态升级。由此可见,企业通过跨国创新合作得以优化资源配置,不仅提升了现有技术领域的竞争力,也增强了在关键技术前沿的布局能力。据此,本文提出研究假说3。

假说3:企业通过跨国创新合作嵌入全球创新网络可以促使其优化内部资源配置,从而提升创新质量。

综上所述,通过跨国创新合作嵌入全球创新网络,不仅会增加企业在技术维度和地理维度上的外部知识获取,还可能促使企业调整内部研发资源的技术领域配置(包括存续技术领域和新进入技术领域),从而有效促进企业的创新质量提升。具体传导机制如图2所示。

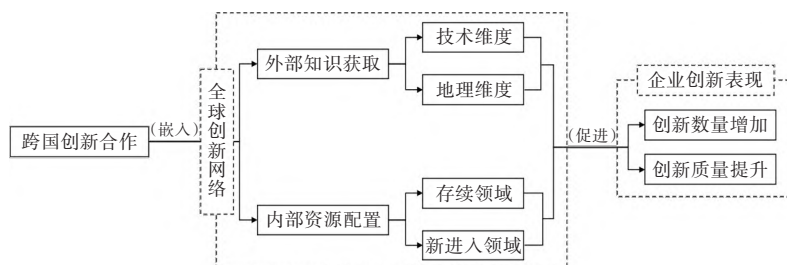


图2 跨国创新合作影响企业创新表现的传导机制

三、指标构建、数据说明与特征事实

(一) 指标构建: 创新中心性

本文旨在从全球创新网络的视角考察参与跨国创新合作对中国企业创新的影响。质的有效提升离不开量的合理增长,因此在系统研究对创新质量的影响前,本文首先考察了参与跨国创新合作对企业创新数量的影响。在创新数量方面,本文与已有研究的做法一致,采用企业年度发明专利申请数量衡量;在创新质量方面,为了更好地体现创新网络的内涵和关键技术领域的重要价值,本文参考刘和马(2021)的思路,利用技术领域之间的专利引证关系刻画技术创新网络,构造测度技术创新质量的新指标——创新中心性。

本文构建创新中心性指标的逻辑如下:首先,技术创新并非孤立发生的,而是依托于已有的知识存量以及它们的关联、冲突和组合;其次,在创新网络中,知识的流动具有方向性,这意味着不同技术领域对于整个知识网络的影响力存在差异,某些领域的创新活动可能会对其他领域的未来创新产生更大的影响;最后,借助专利之间的引证信息,可以识别不同技术领域之间的知识流动和相互依赖程度,从而测算特定技术领域在创新网络中的位置。刘和马(2021)研究发现,一个社会或经济体应该将更多的研发资源分配给那些在创新网络中具有高中心性的领域,以实现长期经济增长和福利最大化。因此,可以从技术创新网络的视角,以企业拥有的专利为对象,通过衡量企业创新活动分布及其影响力来刻画企业层面的创新质量。

本文测算企业层面创新中心性主要包括以下3个步骤。第一,基于技术领域之间的专利引证关系刻画技术创新网络。参考刘和马(2021)、艾尔斯特等(2023)的做法,本文利用1998~2020年美国专利局公布的专利引证数据,使用国际专利分类(IPC)4分位代码确定专利所属的技术领域,计算出每一个技术领域主动引证其他技术领域专利次数占该技术领域总引证次数的比重。具体计算公式如下:

$$\omega_{ij} = \frac{Cites_{ij}}{\sum_k Cites_{ik}} \quad (1)$$

其中,下标*i*表示施引专利的IPC4分位专利分类,*j*和*k*则表示被引专利的IPC4分位专利分类。 $Cites_{ij}$ 表示技术领域*i*主动引证技术领域*j*的专利引证次数,而 $\sum_k Cites_{ik}$ 则表示技术领域*i*主动引证的专利总次数。因此, ω_{ij} 表示技术领域*i*主动引证技术领域*j*的次数占其引证总数的比例。这一比例的数值越大,表明在技术领域*i*的发明创新过程中,来自技术领域*j*的知识投入越重要。在计算过程中,本文剔除了在IPC分类标准(2020版)中不存在的IPC4分位专利分类;对于同一个申请号识别的专利可能在审查过程中出现更换主分类号的情况,统一以最后公开的信息为准。

第二,利用技术创新网络计算技术领域层面创新中心性。为了测度每一个技术领域在技术创新网络中的位置,本文计算上述引证关系矩阵的左特征值,并以特征值为1的特征向量作为创新中心性指标。该指标描述了每个技术领域在创新网络中的相对重要性,即该领域的创新活动对整个网络创新产出的间接影响和贡献。

第三,根据企业专利产出情况计算企业层面创新中心性。在本文的数据中,每个专利对应一个技术领域,由其IPC4分位主分类号决定,而一家企业可能拥有一个或多个专利,从而跨越多个技术领域。本文以专利为基本单位,测算企业年度发明专利申请的创新中心性指数,分别计算企业年度申请专利所属技术领域创新中心性的最大值(Cen_max)、中位数(Cen_median)和平均值(Cen_mean)。企业的创新中心性较高,其创新成果更容易被其他技术领域的创新主体所引证,从而具有较高的影响力和创新贡献,意味着企业在技术创新网络中的创新质量较高。在后文分析中,本文采用企业创新中心性平均值进行基准分析,采用企业创新中心性最大值和中位数开展稳健性检验。

(二) 数据说明

本文使用的数据主要涵盖企业专利数据和经营数据两个方面。为构建企业通过跨国创新合作嵌入全球创新网络和创新表现指标,本文使用了英科派特全球专利数据库,其提供了1900年以来全球主要国家和地区的专利信息,包含专利的公开号、公开日、申请号、申请日、引证与被引证专利、申请人和发明人的国别与地址

信息。需要说明的是,由于部分专利局公布的专利信息中,申请人和发明人的国别存在严重缺失,无法对专利参与者的国别情况做判断,因此本文最终使用申请人和发明人国别信息完整的部分大型专利局数据以界定和筛选代表企业嵌入全球创新网络的跨国合作专利申请,并采用中国专利局公布的专利信息进行企业创新质量表现的测度^③。

为获得企业的基本信息与经营情况,本文采用中国工业企业数据库,其中包含1998~2015年中国大陆地区的所有国有企业和销售额500万元以上(2011年起为2000万元以上)的工业企业,囊括了企业名称、设立年份、所属行业及各年度的经营指标信息。为构建一个同时包含企业参与跨国创新合作、创新质量表现和经营特征信息的数据集,本文以中国工业企业数据库为基准,匹配全球专利数据库的企业专利信息,并构造具体指标,详细的基准分析数据处理过程参见《管理世界》网络发行版附录A.1^④。

(三)特征事实

由引言部分图1的统计事实可知,中国跨国创新合作的企业和专利数量持续增长,但企业参与跨国创新合作时展现的具体特征仍不明确。因此,本文依据上文描述的全球专利数据集,对1990~2020年间中国企业嵌入全球创新网络的统计特征做进一步刻画^⑤。本文将从跨国合作模式、合作对象及合作领域方面,呈现中国企业参与跨国创新合作的3组特征事实,作为本文后续分析的现实基础。

第一,本文在跨国创新合作专利划分标准的基础上,将企业参与跨国创新合作的方式分为两类。第一类方式即联合创新,专利的申请人国别为中国和其他国家混合,意味着企业与其他主体共享专利成果。第二类方式即海外研发,专利的申请人国别仅为中国且发明人国别为其他国家,意味着存在专利的申请和研发国别分离的情况。图3展示了不同跨国创新合作模式的统计特征。可见,联合创新和海外研发是企业嵌入全球创新网络的重要方式,这种特征随着时间发展不断强化。据此,本文得到特征事实1。

特征事实1:从合作模式来看,中国企业可以通过联合创新与海外研发嵌入全球创新网络,其中联合创新是企业参与跨国创新合作的主要渠道。

第二,本文将企业参与跨国创新合作时的合作对象分别依照主体性质和国家归属进行划分。根据合作对象的主体性质,本文将创新主体分为企业、机构和个人3种类型,企业与各主体类型合作申请专利的数量特征展示在图4中。根据合作对象所属国家的发展程度不同,本文参考联合国公布的国家名单,将企业的跨国创新合作国家分为发达国家和发展中国家两类,企业与不同国家开展跨国创新合作申请专利的数量和比例特征展示在图5中。不难发现,企业分别与企业、机构和个人主体都建立了跨国创新合作关系,其中企业和个人是重要的合作主体。同时,虽然企业的跨国创新合作对象在发达国家和发展中国家中均有分布,但是发达国家是中国开展跨国创新合作的主要对象,美国为中国第一大创新合作伙伴国家,随后依次为日本、德国、韩国、瑞士、英国等。据此,本文得到特征事实2。

特征事实2:从合作对象来看,中国企业与发达国家和发展中国家均有开展跨国创新合作,其中以发达国家为主,企业和个人是创新合作对象中的主体。

第三,企业在参与跨国创新合作时所申请的专利具有不同的领域归属,本文根据专利的IPC主分类在4分位维度上对企业的跨国创新合作领域进行了分类。具体地,本文以关键数字技术领域和战略性新兴产业技术领域作为关键领域的体现,依照

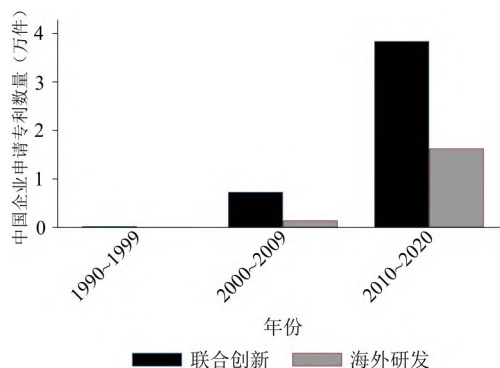


图3 不同合作模式下跨国创新合作的专利数量

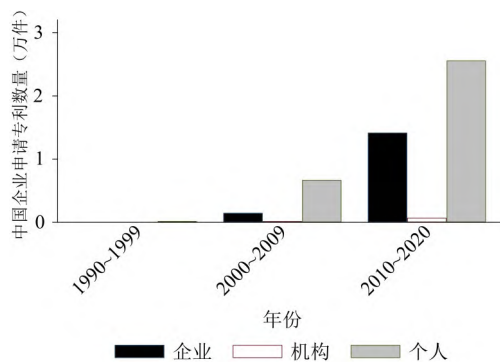


图4 与不同主体跨国创新合作的专利数量

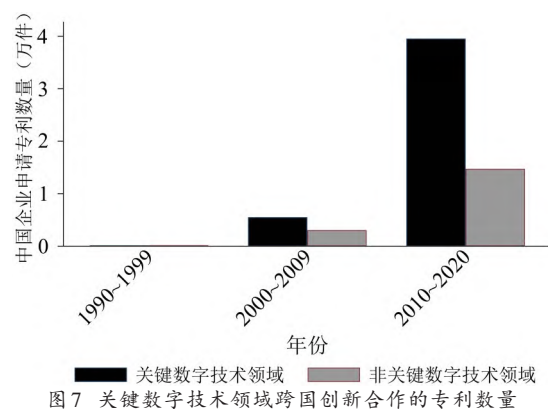


特征事实3:从合作领域来看,中国企业主要在战略性新兴产业技术领域和关键数字技术领域开展跨国创新合作。

年份	战略性新兴产业技术领域 (万件)	非战略性新兴产业技术领域 (万件)
1990-1999	0.05	0.02
2000-2009	0.7	0.2
2010-2020	4.5	0.8

图6 战略性新兴产业跨国创新合作的专利数量

Control 为控制变量。企业层面变量包括: (1) 企业规模 (*lnsize*), 使用企业员工人数的对数值表示; (2) 企业年龄 (*lnage*), 使用样本年份与企业成立年份之差的绝对值的对数值表示; (3) 资本密集度 (*lnkl*), 使用企业人均固定资本的对数值表示; (4) 企业利润 (*lnprofit*), 使用企业利润总额的对数值表示; (5) 企业出口规模 (*lnexport*), 使用企业出口额的对数值表示; (6) 企业销售额 (*lnsale*), 使用企业销售总额的对数值表示。地区层面变量包括:



(1)公共科研机构数量(*lncpubs*),以企业所在城市的公共科研机构数量的对数值衡量;(2)高新技术开发区数量(*lnhzone*),以企业所在城市的高新技术开发区数量的对数值衡量;(3)高新技术企业认定数量(*lnhfir*),以企业所在城市的高新技术企业认定数量的对数值衡量;(4)城市年度发明专利申请量(*lncinnos*),以企业所在城市年度发明专利申请量的对数值衡量。 $Y_0 \times t$ 为企业期初创新特征的时间趋势项,以企业样本期初的创新表现指标与年份交乘的方式控制企业创新特征随时间变化的趋势,以缓解此类不可观测的内生选择因素对于估计结果造成的影响。

为了确保处理组企业和对照组企业的可比性,本文采用倾向得分匹配法对两组企业进行预处理。通过比较可观测特征在处理组企业和从未参与跨国创新合作的企业间差异程度,可以在从未参与跨国创新合作的企业中匹配出一批与处理组企业更为相似的企业,作为本文研究的对照组。在进行倾向得分法匹配时,本文选取滞后一期的企业层面控制变量和企业创新表现变量作为协变量,并控制企业所属行业,利用近邻匹配法按照1:3的比例进行倾向得分匹配。匹配后两组企业样本的描述性统计特征参见《管理世界》网络发行版附录A,如附表A2所示^⑦。此外,参见《管理世界》网络发行版附录B,附表B1给出了匹配后平衡性检验的结果。结果显示,匹配对照组和处理组在各企业特征上的差异均不显著,总体呈现出较好的平衡性。这为本文的因果识别提供了较为可信的基础。

五、实证结果与稳健性检验

(一)基准估计结果

在基准回归中,本文利用式(2)对匹配对照组企业与处理组企业进行回归,估计结果报告在表1中。其中第(1)列和第(3)列汇报了以发明专利申请量(*lnPatent*)为被解释变量的回归结果,第(2)列和第(4)列汇报了以创新中心性(*Cen_mean*)为被解释变量的回归结果。在第(3)~(4)列中,本文在控制年份固定效应与企业固定效应的基础上,进一步加入了企业创新特征的时间趋势项。由回归结果可见,在各列回归结果中,核心解释变量的估计系数均显著为正,由此可以认为通过跨国创新合作嵌入全球创新网络对于中国企业创新的数量和质量均有着显著的提升作用,从而验证了假说1。

(二)稳健性检验

1. 动态效应检验

为了验证双重差分处理的事前平行趋势,本文采用事件研究法进行动态效应检验,计量模型如下:

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{k=-3}^{k=+3} \beta_k \text{Cooperate}_{it} \times D_{jk} + \gamma \text{Control}_{it} + \mu_j + \delta_i + Y_0 \times t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, D_{jk} 是企业*f*距离处理时间*k*年的虚拟变量,其他设定与基准模型基本一致。考虑到政策冲击前后的样本观测期并不一致,以及由此可能导致的干扰作用,本文展示了事件冲击前后三期的动态效应回归结果,为避免共线性造成的影响,本文选取事前期作为基准期。图8报告了动态效应检验的核心解释变量估计系数及其95%的置信区间,图8(a)为以发明专利申请量为被解释变量的估计结果,图8(b)为以创新中心性为被解释变量的估计结果。不难发现,在参与跨国创新合作之前,核心解释变量的所有估计系数均不显著,且数值接近于0,说明处理组企业和对照组企业在事件发生之前的创新水平变化趋势大体相似,满足事前平行趋势假设。而当处理组企业参与跨国创新合作之后,差异开始显现,核心解释变量的估计系数在第

表1 基准估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lnPatent</i>	<i>Cen_mean</i>	<i>lnPatent</i>	<i>Cen_mean</i>
<i>Cooperate</i> × <i>post</i>	0.3284*** (4.8226)	0.0160*** (4.3722)	0.3335*** (4.8962)	0.0166*** (4.6508)
<i>lnsize</i>	0.0376 (1.2163)	0.0016 (1.2353)	0.0352 (1.1367)	0.0017 (1.2822)
<i>lnexport</i>	0.0006 (0.1522)	-0.0001 (-0.3102)	0.0007 (0.1685)	-0.0001 (-0.3433)
<i>lnsale</i>	0.1103*** (3.6056)	0.0024* (1.8711)	0.1094*** (3.5693)	0.0023* (1.7825)
<i>lnage</i>	-0.0565 (-1.4990)	0.0004 (0.2256)	-0.0629* (-1.6836)	0.0002 (0.0882)
<i>lnkl</i>	0.0748*** (3.5401)	0.0022** (2.1736)	0.0730*** (3.4720)	0.0022** (2.1526)
<i>lnhtzone</i>	-0.1552 (-0.8827)	-0.0072 (-1.2973)	-0.1522 (-0.8715)	-0.0066 (-1.1936)
<i>lnhtfirm</i>	-0.0152 (-0.6055)	-0.0011 (-0.8440)	-0.0173 (-0.6928)	-0.0012 (-1.0052)
<i>lncpubs</i>	0.0066 (0.1790)	0.0012 (0.7176)	0.0022 (0.0594)	0.0010 (0.5825)
<i>lncinnos</i>	0.0429 (1.1315)	0.0016 (1.0144)	0.0426 (1.1372)	0.0014 (0.9131)
<i>lnprofit</i>	-0.0005 (-0.2602)	0.0001 (1.1158)	-0.0005 (-0.2726)	0.0001 (1.0621)
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
$Y_0 \times t$	否	否	是	是
样本量	6545	6545	6545	6545
调整R ²	0.5384	0.4036	0.5402	0.4059

注:***、**、*分别代表1%、5%、10%的统计显著性水平,括号内数字为在企业维度上进行标准误差类调整后对应的t统计量。下表同。

0期及之后的期数中均显著为正,说明处理组企业和匹配对照组企业的创新表现趋势出现分化,通过跨国创新合作嵌入全球创新网络对于处理组企业的创新表现具有促进作用。动态效应检验的估计结果参见《管理世界》网络发行版附录B的附表B2。

2. 考虑其他跨国合作形式

本文聚焦于全球创新网络下企业参与跨国创新合作的创新影响,但其他形式的跨国合作(如跨国并购、参与跨国供应链)也可能对企业创新存在影响。为控制企业的其他合作类型对基准回归的干扰,本文在稳健性检验中进一步加入以下控制变量对上述影响因素进行控制:(1)企业的海外并购情况;(2)企业的合资情况;(3)企业的供应链组成;(4)企业的对外直接投资情况,通过构建指标描述上述情况来判断企业是否受其他合作形式的影响。根据上述情形分设虚拟变量“企业是否参与海外并购”“企业是否为中外合资设立”“企业是否参与国际供应链”“企业是否对外直接投资”,当存在上述情形时,虚拟变量取1,否则为0。结果显示,在控制上述合作类型后,参与跨国创新合作仍可显著提升企业的创新数量与质量,表明基准回归结果具有可信性(详细的数据说明参见《管理世界》网络发行版附录A.2、估计结果参见《管理世界》网络发行版附录B的附表B3)。

3. 基于工具变量的再检验

为了进一步避免随时间变化不可观测因素的潜在干扰,本文利用中华人民共和国商务部公布的《我国对外签订双边投资协定一览表》,获取中国自1982年以来签署的所有双边投资协定(BIT)的缔约国别与日期信息,以中国签署双边投资协定作为政策冲击,构建了“国家一年份”层面的工具变量,具体变量定义如式(4):

$$Z_{it} = BIT_{it} \times Country_co_c \quad (4)$$

上式中,下标*c*、*t*分别代表国家与年份。 BIT_{it} 表示中国签署双边投资协定的虚拟变量,在中国与*c*国签署BIT的当年及之后年份取1,否则为0。 $Country_co_c$ 表示国家层面的冲击暴露程度份额,考虑到专利申请时限平均1~2年,本文使用样本期起始年的前3年即1997年中国与*c*国合作申请专利数占中国跨国合作专利总数的比重衡量。

工具变量的有效性需满足相关性和外生性。在相关性方面,BIT通过提供法律保障,提升了跨国企业在技术合作、研发共享等领域的信心,从而推动了技术转移和创新合作的深化。已有文献对双边投资协定与跨境合作间的关系展开研究,利用100多个专利局的6700万项专利数据证明分阶段签署的双边投资协定使得签署国之间的技术采纳和技术来源显著增加,同时加深了研发合作(卞等,2025)。在外生性方面,由于本文使用的政策冲击是需要两个国家共同协商签署的国家级双边协定,通常基于政治外交、经济战略等因素考量,受企业行为影响的可能性较小,具有较强的外生性(相关补充材料见《管理世界》网络发行版附录A.3)。

在上述分析的基础上,本文依据企业开展跨国创新合作的国家来源,将“国家一年份”层面的工具变量匹配到“企业一年份”层面^⑧。据此使用工具变量进行两阶段回归,结果汇报在表2中。回归结果显示,核心解释变量的回归系数显著为正,并且系数与基准回归系数相近,意味着在对内生性问题进行处理后,企业参与跨国创新合作仍然显著提升企业的创新数量和质量,再次验证了本文的基准回归结果。

4. 其他稳健性检验

为了保证研究结果的稳健性,本文还做了如下稳健性检验:第一,考虑交叠DID的异质性;第二,替换创新

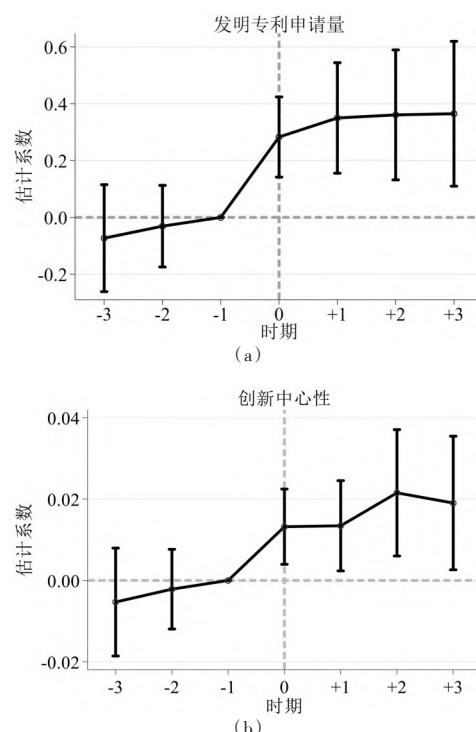


图8 动态效应检验

表2 工具变量的估计结果

变量	(1)	(2)
	lnPatent	Cen_mean
Cooperate×post	0.6057** (1.9896)	0.0312* (1.8825)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
企业固定效应	是	是
$Y_{it} \times t$	是	是
样本量	6545	6545
第一阶段		
IV	6.6923*** (8.9088)	6.6923*** (8.9088)
F统计量	79.3660	79.3660

质量的测度指标;第三,考虑间接跨国创新合作的影响;第四,估计样本的调整;第五,更换匹配方法;第六,考虑其他固定效应;第七,考虑安慰剂检验。上述稳健性检验得到的结果方向与基准回归保持一致(参见《管理世界》网络发行版附录B.4的附图B1~附图B2和附表B4~附表B8)。

六、机制分析

(一)外部知识获取

跨国创新合作作为获取外部知识的一种关键方式,不仅能够推动企业技术创新的数量增加,还能有效提高创新质量。尽管直接度量企业对于外部知识的吸收和内化程度是十分困难的,但知识在创新主体之间的流动往往有迹可循。基于此,本文主要从技术维度和地理维度分别检验跨国创新合作通过外部知识获取机制对企业创新表现的影响。

从技术维度来看,外部知识获取可能体现为企业后续创新成果与合作成果之间的技术关联增加。本文从技术领域层面展开分析,测算企业参与的跨国合作专利与其后续专利申请的技术关联程度。具体使用IPC4分位码确定专利所属技术领域,利用专利的引证关系描述技术领域间的相关性。参考艾尔斯特等(2023)的做法,本文在此处使用英科派特全球专利数据中1985~2017年中国专利局公布的专利引证数据,以特定技术领域内专利主动引证其他技术领域专利的次数占该技术领域专利主动引证总次数的比重来衡量技术领域间的关联程度,作为技术领域关联度指标(*correlation*)。

基于这样的思路,本文计算了企业跨国合作专利的技术领域与其后续申请专利的技术领域关联度,以此作为被解释变量。考虑到企业年度申请专利的数量可能有多件,本文分别使用加总和平均两种处理方式,将技术关联度指标汇总到“企业一年份”层面上,构建出指标 *correlation_sum* 和 *correlation_mean* 分别进行回归。估计结果如表3所示,核心解释变量估计系数均显著为正,表明在通过跨国创新合作嵌入全球创新网络之后,企业更倾向于在合作专利相关的技术领域内继续申请专利,使得技术关联度上升。这意味着企业不仅在合作中获得了直接的技术转移,还能在原有技术的基础上进行创新性整合和延伸,从而可能实现自身创新质量的提升。

从地理维度来看,跨国创新合作带来的外部知识不仅提升了企业的技术创新能力,还通过加深对外部市场和地理区域创新成果的接触,改变了企业对合作伙伴来源国专利的引证模式。本文通过分析企业的后向引证专利所属国别的变化情况,检验跨国创新合作是否使得企业更倾向于引证合作国家的技术内容,即跨国创新合作是否促进了合作国家向中国企业的技术流动,使企业形成了跨国的技术知识储备。

首先,本文根据企业参与跨国合作专利的国别信息界定合作国家,即将专利的申请人与发明人国别信息中除中国外的其余国家视为企业跨国创新合作伙伴的来源国家。其次,统计企业在样本期内各年度申请专利的后向引证专利所属国家情况^⑨。具体而言,本文采用以下3种方式构建了5个专利引证指标(均取对数值)。(1)仅为企业随机保留一个合作国家,计算企业对该国专利的引证数量(*citenum*)。(2)将企业在首次参与跨国创新合作年份所合作的国家全部考虑在内,计算企业对这些国家专利引证的总数(*citenum_total*)和平均值(*citenum_mean*)。(3)以首次跨国创新合作时企业与不同国别合作的次数作为权重,计算加权的专利引证总数(*Pcitenum_total*)和平均值(*Pcitenum_mean*)。由于专利引证数据存在截断特征,本文将引证专利的时间限制在企业首次参与跨国创新合作后的5年内(估计结果报告在表4中)。不论是否考虑合作国家个数或权重,核心解释变量估计系数都显著为正,意味着在跨国创新合作之后,企业会更多地引证合作国家的专利^⑩。据此,本文验证了假说2。

(二)内部创新资源配置

在企业内部,技术研发和创新活动中的资源

表3 外部知识获取机制的估计结果:技术关联

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>correlation_sum</i>	<i>correlation_mean</i>	<i>correlation_sum</i>	<i>correlation_mean</i>
<i>Cooperate</i> × <i>post</i>	1.0145*** (2.6517)	0.0693*** (6.4089)	1.0209*** (2.6529)	0.0696*** (6.4359)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
<i>Y₀×t_i</i>	否	否	是	是
样本量	6545	6545	6545	6545
调整 R ²	0.4058	0.3054	0.4058	0.3067

表4 外部知识获取机制的估计结果:引证偏向

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>citenum</i>	<i>citenum_total</i>	<i>citenum_mean</i>	<i>Pcitenum_total</i>	<i>Pcitenum_mean</i>
<i>Cooperate</i> × <i>post</i>	0.1728*** (4.3465)	0.1774*** (4.3519)	0.1708*** (4.3238)	0.1625*** (4.2255)	0.1569*** (4.1642)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
Y_{it}	是	是	是	是	是
样本量	6545	6545	6545	6545	6545
调整 R^2	0.4528	0.4571	0.4559	0.4405	0.4391

表5 内部创新资源配置机制的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Pcentor</i>	<i>Madd_cen</i>	<i>Msust_cen</i>
<i>Cooperate</i> × <i>post</i>	0.1521*** (6.4265)	0.0080*** (3.8271)	0.0057** (2.5371)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
Y_{it}	是	是	是
样本量	6545	6545	6545
调整 R^2	0.3613	0.1106	0.1428

分配是决定其创新能力的关键因素(科恩、莱文塔尔,1990)。在通过跨国创新合作嵌入全球创新网络之后,研发合作使知识溢出效应内部化,企业可以通过调整自身创新配置以有效地利用全球创新资源和技术优势,从而提升自身整体创新能力。因此,本文基于创新中心性指标,深入解构企业内部创新资源配置及其特征,进一步明确通过跨国创新合作嵌入全球创新网络影响企业创新质量的内在机制。

首先,为了直观体现跨国创新合作企业通过内部资源配置对创新表现的影响,本文利用高创新中心性领域占比变化情况衡量企业的创新配置特征并进行回归分析。在上文中,本文分别以均值、最大值和中位数3种方式将企业创新中心性水平汇总到了“企业一年份”维度,这种处理方式并未展现企业技术领域的详细构成情况。为了直观展现企业涉及技术领域的中心性构成变化,本文统计了不同技术领域创新中心性由大到小的排序情况,并将创新中心性水平排序前25%的技术领域视为高创新中心性领域。在此基础上,本文以高创新中心性技术领域占企业年度申请专利所涵盖技术领域的比重(*Pcentor*)构建被解释变量进行回归,结果报告在表5的第(1)列中。由表中结果可见,在跨国创新合作之后,企业在中心性位于前25%的技术领域创新比重显著提升,这意味着企业更倾向于在高中心性的技术领域开展创新活动,也即企业内部创新资源配置结构发生改变^⑧。

其次,为了进一步探究在通过跨国创新合作嵌入全球创新网络之后企业内部创新资源配置的具体变化,本文尝试从企业内存续和新进入技术领域的动态视角展开分析。多产品企业理论认为,企业在多个市场中运营时,通过在不同产品线之间有效配置资源,可以提升整体竞争力(伯纳德等,2010;伯姆等,2022)。类似地,企业的技术研发活动通常涉及多个技术领域,形成了复杂的技术组合和相应的管理需求。然而,单一企业进入新的高附加值技术领域时,往往面临较高的创新门槛和不确定性,而跨国创新合作带来的技术共享和外部知识获取为企业向核心技术领域配置创新资源提供了有利条件。例如,海外老牌车企在机械、动力系统和制造工艺等领域具备丰富的研发经验,这些企业在与数字化、智能化技术发展迅速的中国企业合作之后,可能将更多资源投入到数字技术领域,同时减少对传统动力系统和机械结构的研发投入。不难看出,这种在技术领域之间进行资源配置的灵活性为企业带来了新的技术优势,从而成为其创新能力提升的关键机制之一。

本文借鉴已有文献关于全要素生产率的分解思路(梅利茨、波拉内茨,2015),将企业年度申请发明专利所涵盖的技术领域划分为进入和存续两种类型,并分别计算它们的创新中心性水平,从而在技术领域层面对企业的创新配置进行解构。具体地,若企业在 t 年未在某技术领域申请专利,而在 $t+1$ 年在该领域申请了至少一项专利,则将该技术领域视为进入领域;若企业在某技术领域连续2年(或以上)申请了至少一项专利,则将该技术领域视为存续领域。基于这两种划分类型,本文对基准回归中的被解释变量创新中心性(*Cen_mean*)进行拆解,分别计算了企业年度申请发明专利中进入领域和存续领域的平均中心性水平,构建被解释变量进入领域中心性(*Madd_cen*)和存续领域中心性(*Msust_cen*)指标进行回归,结果报告在表5第(2)列与第(3)列中。回归结果显示,核心解释变量估计系数均显著为正,可以说明跨国创新合作显著增加了企业进入和存续技术领域的创新中心性水平。这意味着在通过跨国创新合作嵌入全球创新网络之后,企业通过进入和维持创新中心性更高的技术领域来调整自身的创新配置,从而提升了创新质量。结合表5中第(1)列的结果可知,企业内部创新资源配置调整是跨国创新合作影响其创新质量提升的内在机制,从而验证了假说3。

七、嵌入全球创新网络的异质性分析

(一)嵌入方式特征

在利用专利信息界定企业嵌入全球创新网络时,本文依据企业不同的跨国创新合作方式界定出联合创新和海外研发两种嵌入方式。在第一种方式中,企业与海外合作主体共同申请专利,意味着企业需与国外的合作伙伴(如企业、研究机构、大学)共同投资和分享资源进行研发。在第二种方式中,研发过程在海外发生,企业可能在国外设立自有研发中心或并购当地研发机构,或将研发活动委托给第三方机构(如专业研发公司、科研机构),以利用外部资源和专业知识来完成研发任务。不同的嵌入方式可能代表着主体间不同的互动方式。联合创新过程可以补充企业内部所需的创新资源,从而提升企业的创新质量,也可能增加沟通和协调成本,甚至引发知识泄露的风险;而在海外研发的过程中,企业则需从东道国获取知识与技术,以提升创新能力,这种方式能够更好地接触和利用海外市场的先进技术,但同时也面临跨国管理和文化差异的挑战(库默勒,1999)。本文将基准回归中的样本依据两种嵌入方式进行分样本回归,得到的估计结果报告在表6中。依据表6中结果可知,两种嵌入方式均对企业的创新质量有显著促进作用,这种正向影响在企业申请发明专利数量和创新中心性水平上均有体现。

(二)合作国家特征

国家间的技术优势、科研能力和创新资源存在较大差异,在嵌入全球创新网络时与不同国家创新合作也会对企业产生差异性影响,即与技术优势大、创新水平高的国家创新合作,其技术溢出的概率更大(格里菲斯等,2006),对企业创新质量的提升作用可能更为明显,这印证了上文有关国家间技术溢出机制的思路。因此,本文在此处基于国家的发展水平进行分样本回归,以进一步明确中国企业嵌入全球创新网络时与不同国家创新合作的异质性特征。具体地,本文使用联合国公布的发达国家与发展中国家名单界定国家的发展水平,回归结果报告在表7中。由表7中结果可见,当企业在嵌入全球创新网络时与经济发达国家创新合作,可以更为明显地促进企业的创新质量,这一作用在发明专利申请数量与创新中心性水平上均有体现,而与发展中国家创新合作时,对企业的创新表现并不显著。这一结论不仅说明了企业与不同国家创新合作的异质性特征,也为本文关于国家间技术溢出的机制提供了佐证。

(三)合作主体特征

企业与不同主体进行研发合作是否对于企业的创新质量有提升作用是诸多研究的主题。有研究认为这种合作能够降低融资成本从而提升企业的创新质量(贝尔德博斯等,2004),也有观点认为多种主体合作提升了沟通和协调成本,可能对企业创新有不利影响(卡西曼、维赫勒斯,2006)。同时,企业根据不同的策略选择不同类型的合作伙伴,创新模式也可能因此产生差异。基于此,本文在有关企业嵌入全球创新网络的研究背景下,探讨企业与不同主体间创新合作的异质性特征是有必要的。需要说明的是,由于专利的发明人一栏仅包括个人信息,而无法识别其是否归属于企业或机构,本文仅使用企业与其他主体联合申请的专利信息进行主体界定^②。表8报告了跨国创新合作主体特征的分样本回归的结果。根据表中结果可知,企业与其他企业、机构或个人开展创新合作对其创新质量表现产生的影响效应显著为正,而在创新数量方面与机构合作创新的影响则不显著。

表6 嵌入方式特征分析的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnPatent		Cen_mean	
	联合创新	海外研发	联合创新	海外研发
Cooperate×post	0.2764*** (3.7362)	0.5324*** (3.7273)	0.0170*** (4.0370)	0.0157*** (2.8268)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
$Y_{it} \times t$	是	是	是	是
样本量	6110	5265	6110	5265
调整 R ²	0.5209	0.5616	0.3430	0.4259

注:由于对照组不具有跨国创新合作特征,本文根据跨国创新合作特征对处理组进行分组,保持对照组样本不变,下表同。

表7 合作国家特征分析的估计结果

变量	(1)	(2)	(5)	(6)
	lnPatent		Cen_mean	
	发达国家	发展中国家	发达国家	发展中国家
Cooperate×post	0.3491*** (4.8987)	0.1625 (0.9535)	0.0179*** (4.7333)	0.0002 (0.0402)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
$Y_{it} \times t$	是	是	是	是
样本量	6436	4939	6436	4939
调整 R ²	0.5394	0.5413	0.4040	0.3322

(四)合作领域特征

在全球创新网络中,每个技术领域对于其他技术领域创新活动的溢出效应往往存在明显差异(刘、马,2021),这些差异同样可能导致跨国合作的创新质量促进作用在领域间存在明显不同。基于此,本文依据跨国创新合作的领域特征进行异质性分析。首先,本文将企业跨国创新合作时所合作申请的专利技术领域视为合作领域。其次,本文分别从数字技术领域、战略性新兴产业技术领域和创新中心性3个角度对技术领域特征做出区分,使用三重差分法进行回归^⑧。根据三重差分法的一般定义,本文按照企业跨国创新合作专利所处技术领域的不同类型生成第3个虚拟变量 $industry_i$,构建交乘项 $Cooperate \times post \times industry$ 作为核心解释变量。当企业的跨国创新合作领域处在数字技术领域、战略性新兴产业技术领域或中心性水平位于前10%的技术领域时,对应变量分别取1,否则分别为0,其余变量设定与基准回归保持一致。具体回归结果汇报在表9中,其中,未汇报的交乘项 $Cooperate \times industry$ 结果被企业固定效应吸收。

如表9所示,企业是否在数字技术领域跨国创新合作对其创新质量的影响不存在显著差异,而是否在战略性新兴产业技术领域或创新中心性位于前10%的技术领域开展跨国创新合作则会对企业创新质量的影响存在显著差异。当跨国创新合作领域为战略性新兴产业技术领域或创新中心性位于前10%的技术领域时,跨国创新合作对企业创新质量的正向作用更大。

八、结论与政策启示

本文从全球创新网络的研究视角切入,将全球专利数据库与中国工业企业数据库结合,系统研究了中国企业参与跨国创新合作对其创新质量的影响及潜在机制,获得以下三方面研究发现。第一,以跨国创新合作形式嵌入全球创新网络显著提升了中国企业的创新数量和创新质量。第二,机制分析表明,在参与跨国创新合作之后,中国企业对于合作国家和关联合作领域的专利引证数量显著增加,即存在外部知识获取效应。同时,企业在高创新中心性技术领域的创新比重得到显著提升,会通过进入高创新中心性的新技术领域和维持现有高创新中心性技术领域来优化内部创新配置,从而提升自身创新质量,即存在内部资源配置效应。第三,异质性分析的结果显示,嵌入全球创新网络对于企业创新质量的影响因其合作国家、合作主体和合作领域不同而异,与经济发达的国家创新合作或者在战略性新兴产业和高创新中心性的技术领域创新合作更有利于中国企业的创新质量提升。

本文研究结论具有以下政策启示。第一,围绕世界前沿科技,推动完善跨国创新合作平台的精准建设与支持机制。全球范围内正在经历新一轮科技革命,关键技术的研发路径正在发生变化并不断取得新突破,在创新过程中保持开放交流和合作的态度、提高趋势预判和弯道超车的能力,对于中国未来核心技术竞争力的培育和发展至关重要。本文研究表明,嵌入全球创新网络有助于中国企业创新质量的提升。基于此,相关政策可以聚焦以下方面:一是支持重点领域搭建国际创新合作平台,优先围绕战略性新兴产业(如人工智能、生物医药、新材料)布局建设国际联合研发中心、联合实验室,并对落地项目提供初创资金支持;二是设立国际研发项目对接机制,由相关机构

表8 合作主体特征分析的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnPatent			Cen_mean		
	企业	机构	个人	企业	机构	个人
$Cooperate \times post$	0.2282** (2.2712)	0.2749 (1.4753)	0.3344*** (3.0709)	0.0130*** (2.6915)	0.0299* (1.6709)	0.0188*** (2.6859)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
$Y_0 \times t$	是	是	是	是	是	是
样本量	5486	4886	5384	5486	4886	5384
调整 R ²	0.5262	0.5364	0.5342	0.3483	0.3236	0.3326

表9 嵌入领域特征分析的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	数字技术领域		战略性新兴产业技术领域		创新中心性前10%	
	lnPatent	Cen_mean	lnPatent	Cen_mean	lnPatent	Cen_mean
$Cooperate \times post \times industry$	-0.0184 (-0.1288)	0.0107 (1.4019)	0.1771 (1.3796)	0.0196*** (3.1770)	0.0093 (0.0671)	0.0258*** (3.4883)
$Cooperate \times post$	0.3394*** (4.2044)	0.0124*** (2.8615)	0.2177** (2.4337)	0.0039 (1.1322)	0.3285*** (4.0210)	0.0048 (1.5004)
$post \times industry$	0.1533** (2.3385)	0.0007 (0.2331)	0.1265** (2.2657)	-0.0009 (-0.3163)	0.1083* (1.7966)	-0.0019 (-0.6836)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
$Y_0 \times t$	是	是	是	是	是	是
样本量	6545	6545	6545	6545	6545	6545
调整 R ²	0.5414	0.4065	0.5422	0.4077	0.5409	0.4093

牵头,定期组织中外企业研发需求对接,设立配套咨询与法律支持窗口,降低中国企业海外合作的试错成本;三是完善知识产权保障框架,对参与跨国创新合作的中国企业提供专利出海资助、境外维权基金、知识产权导航服务,增强企业参与国际合作的意愿。

第二,围绕国家重大需求,引导企业提升资源配置效率,向核心创新领域聚焦。本文研究发现,参与跨国创新合作的企业通过调整内部创新资源配置,有效提升了创新质量。在鼓励企业创新的过程中,应始终以技术创新市场为导向,辅之以关键技术攻关项目、重大工程建设等示范和牵引手段,帮助企业识别和进入高创新中心性的技术领域,推动基础技术和应用技术融通创新,从而在激烈的国际竞争中占据有利地位。一是制定技术领域的创新指导目录,基于全球技术网络结构,定期发布中国应优先参与的高创新中心性技术领域清单,指引企业的创新方向。二是推动协同研发+财政支持的组合政策,对中国企业与国外高校、实验室联合开展研发的项目,给予优先的财政资助,并设置阶段成果考核机制,确保投入产出效率。三是建立企业创新资源评估与优化服务体系,通过国家或地方科技服务平台,为企业提供内部资源配置诊断(如技术布局合理性)。

第三,制定差异化国际合作策略,推动中国企业有组织地“走出去”,实现开放创新合作与国内自主创新的协同发展。本文的异质性分析表明,不同的合作国家、合作主体和合作领域对企业创新质量的影响存在差异。企业应根据自身或行业发展的特点和需求,制定差异化的国际创新合作策略,如针对不同技术领域和合作国家制定特定的合作模式。相关政府部门可以提供以下方面的引导和支持:一是建立差异化创新合作风险评估机制,对不同国家和技术领域合作的知识产权、安全审查和政治环境等风险进行及时分析与披露,帮助企业事前进行风险识别和预案设计;二是支持中国企业在特定国家设立本地化研发节点,优先资助在经济合作与发展组织(OECD)国家或地区以及高技术相关度地区设立的研发中心,并纳入科技外事管理平台统一备案;三是强化企业国际创新合作的合规能力建设,定期开展培训,提升企业在出口管制、技术转移、数据跨境流动等方面的合规水平,对高技术海外投资企业提供政策指引,平衡科技自立与开放合作^⑩。

(作者单位:刘洪愧,中国社会科学院经济研究所;李希晨、刘灿雷,对外经济贸易大学经济学院;姜丽,中国人民大学经济学院)

注释

①参见:《习近平主持召开中央财经领导小组第七次会议强调,加快实施创新驱动发展战略,加快推动经济发展方式转变》,《人民日报》,2014年8月19日,第1版。

②《中共中央关于进一步全面深化改革、推进中国式现代化的决定》,《人民日报》,2024年7月22日,第1版。

③此处具体包括了欧洲专利局、美国专利局、加拿大专利局、韩国专利局、德国专利局和世界知识产权组织所公布的专利信息。

④限于篇幅,详细的基准分析数据处理过程参见《管理世界》网络发行版附录A.1。

⑤在此处的专利数量统计中,若一项专利同时符合多个分类标准,本文分别为符合标准的类别单独计入1个专利。

⑥专利作为一种典型的知识产权,其申请、审查和授权过程均受到严格的法律监管。从制度层面而言,通过专利申请所体现的知识获取与扩散是合法且受到知识产权体系保护的。在本文所考察的跨国创新合作中体现的知识流动,基本不包含“非法获取”或“不当扩散”的情形。

⑦局限于样本范围和选择,应谨慎推广结论至所有企业(例如非制造业企业或中小企业)。

⑧对于在事件(样本期内首次参与跨国创新合作)发生当年与单一国家开展跨国创新合作的企业,以该国与中国的BIT签署情况作为企业一年份层面取值;对于事件发生当年与多个不同国家开展跨国创新合作的企业,取合作次数最多的国家与中国的BIT签署情况作为企业一年份层面取值。考虑到对照组企业为样本期内及之前从未参与跨国创新合作的企业,并不存在对应的跨国创新合作国家,本文采用处理组工具变量的均值,作为该变量在对照组样本中的取值。

⑨本文识别专利的第一申请人国别作为专利的所属国别,若第一申请人国别缺失,则采用专利申请所在国作为专利国别。

⑩由于上述分析仅论证了企业参与跨国创新合作与机制变量间的关系,而机制变量与企业创新能力的影响尚未证实,本文进一步分析论证了外部知识获取与企业创新数量与质量间的关系。估计结果参见《管理世界》网络发行版附录C的附表C1和附表C2。

⑪本文同时将全部技术领域按其中心性水平按四分位数组,把技术领域分别归至中心性位于前25%、中心性位于25%~50%、中心性位于50%~75%和中心性位于75%~100%4组中,以不同分组中的技术领域占企业年度申请专利所涵盖技术领域的比重(P_{centor})作为被解释变量进行回归。结果表明,除中心性占前25%的技术领域外,其余分组回归结果均不显著,结果参见《管理世界》网络发行版附录附表C3。

⑫在识别中,由于专利库公布信息中可能不包含申请人类型,本文使用关键词信息进行对中国企业的合作主体进行分类,将申请人中含有“LTD”“CO”“INC”“-C”“公司”“企业”等关键词的专利视为企业与企业合作的专利,将申请人中含有“INSTITUTE”“-E”等关

关键词的专利视为企业与机构合作的专利,将其余专利视为企业和个人合作的专利。关键词筛选中均将大小写情况考虑在内,此处不再赘述。

⑬依据国家知识产权局公布的《关键数字技术专利分类体系(2023)》和《战略性新兴产业分类与国际专利分类参照关系表(2021)(试行)》进行分类,其中战略性新兴产业分类进一步使用各领域(IPC4分位)专利中战略性新兴产业专利的比重来衡量,比重高于50%视为本文的战略性新兴产业技术领域。

⑭中外文人名(机构名)对照:世界知识产权组织(WIPO);艾尔斯特(Ayerst);蔡(Cai);刘(Liu);马(Ma);英科派特(Incopat);辛格(Singh);切斯布罗(Chesbrough);卡西曼(Cassiman);维赫勒斯(Veugelers);科恩(Cohen);莱文塔尔(Levinthal);布卢姆(Bloom);席林(Schilling);恩斯特(Ernst);格兰特(Grant);弗罗斯特(Frost);周(Zhou);贾菲(Jaffe);马克思(Marx);巴尼(Barney);卜(Bian);伯纳德(Bernard);伯姆(Boehm);梅利茨(Melitz);波拉内茨(Polanec);库默勒(Kuemmerle);格里菲斯(Griffith);贝尔德博斯(Belderbos)。

参考文献

- (1)陈劲、陈钰芬:《开放创新体系与企业技术创新资源配置》,《科研管理》,2006年第3期。
- (2)陈强远、林思彤、张醒:《中国技术创新激励政策:激励了数量还是质量》,《中国工业经济》,2020年第4期。
- (3)成程、王一出、田轩、张军:《对外开放制度创新、全球创新网络嵌入与中国科技国际影响力》,《管理世界》,2024年第10期。
- (4)程新生、王向前:《技术并购与再创新——来自中国上市公司的证据》,《中国工业经济》,2023年第4期。
- (5)冯启良、安琪、方炜:《企业融入全球创新网络对关键核心技术创新的影响研究》,《科研管理》,2025年第1期。
- (6)高超、刘灿雷:《贸易赋能创新的实现路径——来自中国企业专利跨国引用的新证据》,《南开经济研究》,2024年第5期。
- (7)黄阳华、吕铁:《深化体制改革中的产业创新体系演进——以中国高铁技术赶超为例》,《中国社会科学》,2020年第5期。
- (8)寇宗来、刘学悦:《中国企业的专利行为:特征事实以及来自创新政策的影响》,《经济研究》,2020年第3期。
- (9)李飞、陈岩、王海智:《海外资源整合、全球网络嵌入路径与知识溢出》,《科学学研究》,2019年第4期。
- (10)李茂林、王子路、何光辉、王宇琨:《银行业金融科技创新、结构性普惠效应与创业活力》,《管理世界》,2024年第6期。
- (11)李雪松、党琳、赵宸宇:《数字化转型、融入全球创新网络与创新绩效》,《中国工业经济》,2022年第10期。
- (12)刘灿雷、姜丽、张静:《企业间技术转让的知识溢出效应——来自专利转让的证据》,《数量经济技术经济研究》,2024年第9期。
- (13)刘洪愧:《不确定冲击下中国企业出口能力研究》,《经济研究》,2022年第10期。
- (14)刘青、陶攀、洪俊杰:《中国海外并购的动因研究——基于广延边际与集约边际的视角》,《经济研究》,2017年第1期。
- (15)刘志彪:《从全球价值链转向全球创新链:新常态下中国产业发展新动力》,《学术月刊》,2015年第2期。
- (16)毛其淋、许家云:《中国企业对外直接投资是否促进了企业创新》,《世界经济》,2014年第8期。
- (17)司月芳、黄骏、孟琦:《全球创新格局演变视角下中国海外知识获取的空间分布与影响因素研究》,《地理研究》,2023年第7期。
- (18)王康、李逸飞、李静、赵彦云:《孵化器何以促进企业创新?——来自中关村海淀科技园的微观证据》,《管理世界》,2019年第11期。
- (19)习近平:《在科学家座谈会上的讲话》,《人民日报》,2020年9月12日,第2版。
- (20)习近平:《在中国科学院第二十次院士大会、中国工程院第十五次院士大会、中国科协第十次全国代表大会上的讲话》,《人民日报》,2021年5月29日,第2版。
- (21)夏杰长、刘诚:《契约精神、商事改革与创新水平》,《管理世界》,2020年第6期。
- (22)杨震宁、侯一凡、李德辉、吴晨:《中国企业“双循环”中开放式创新网络的平衡效应——基于数字赋能与组织柔性的考察》,《管理世界》,2021年第11期。
- (23)尤宇、刘云、赵瑞雪:《本土创新网络与全球创新网络耦合协同性测度——基于中国省域数据的实证分析》,《科学学研究》,2024年第7期。
- (24)张杰、郑文平:《全球价值链下中国本土企业的创新效应》,《经济研究》,2017年第3期。
- (25)诸竹君、黄先海、王毅:《外资进入与中国式创新双低困境破解》,《经济研究》,2020年第5期。
- (26)Ayerst, S., Ibrahim, F., MacKenzie, G. and Rachapalli, S., 2023, “Trade and Diffusion of Embodied Technology: An Empirical Analysis”, *Journal of Monetary Economics*, 137(7), pp.128~145.
- (27)Barney, J., 1991, “Firm Resources and Sustained Competitive Advantage”, *Journal of Management*, 17(1), pp.99~120.
- (28)Belderbos, R., Carree, M. and Lokshin, B., 2004, “Cooperative R&D and Firm Performance”, *Research Policy*, 33(10), pp.1477~1492.
- (29)Bernard, A. B., Redding, S. J. and Schott, P. K., 2010, “Multiple-Product Firms and Product Switching”, *American Economic Review*, 100(1), pp.70~97.
- (30)Bian, B., Meier, J. M. and Xu, T., 2025, “Cross-border Property Rights and the Globalization of Innovation”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, doi:10.1017/S0022109024000735.
- (31)Bloom, N., Jones, C. I., Van Reenen, J. and Webb, M., 2020, “Are Ideas Getting Harder to Find?”, *American Economic Review*, 110(4), pp.1104~1144.
- (32)Boehm, J., Dhingra, S. and Morrow, J., 2022, “The Comparative Advantage of Firms”, *Journal of Political Economy*, 130(12), pp.3025~3100.
- (33)Cai, J., Li, N. and Santacreu, A. M., 2022, “Knowledge Diffusion, Trade and Innovation across Countries and Sectors”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 14(1), pp.104~145.

- (34) Cassiman, B. and Veugelers, R., 2002, "R&D Cooperation and Spillovers: Some Empirical Evidence from Belgium", *American Economic Review*, 92(4), pp.1169~1184.
- (35) Cassiman, B. and Veugelers, R., 2006, "In Search of Complementarity in Innovation Strategy: Internal R&D and External Knowledge Acquisition", *Management Science*, 52(1), pp.68~82.
- (36) Chesbrough, H. W., 2003, *Open Innovation: The New Imperative for Creating and Profiting from Technology*, Harvard Business Press.
- (37) Cohen, W. M. and Levinthal, D. A., 1990, "Absorptive Capacity: A New Perspective on Learning and Innovation", *Administrative Science Quarterly*, 35(1), pp.128~152.
- (38) Ernst, D., 2009, "A New Geography of Knowledge in the Electronics Industry? Asia's Role in Global Innovation Networks", Asia's Role in Global Innovation Networks, East-West Center Policy Studies Series, No.54.
- (39) Frost, T. S. and Zhou, C., 2005, "R&D Co-Practice and 'Reverse' Knowledge Integration in Multinational Firms", *Journal of International Business Studies*, 36(6), pp.676~687.
- (40) Grant, R. M., 1996, "Toward a Knowledge-Based Theory of the Firm", *Strategic Management Journal*, 17(S2), pp.109~122.
- (41) Griffith, R., Harrison, R. and Van Reenen, J., 2006, "How Special Is the Special Relationship? Using the Impact of U.S. R&D Spillovers on U.K. Firms as a Test of Technology Sourcing", *American Economic Review*, 96(5), pp.1859~1875.
- (42) Jaffe, A. B., Trajtenberg, M. and Henderson, R., 1993, "Geographic Localization of Knowledge Spillovers as Evidenced by Patent Citations", *Quarterly Journal of Economics*, 108(3), pp.577~598.
- (43) Kuemmerle, W., 1999, "The Drivers of Foreign Direct Investment into Research and Development: An Empirical Investigation", *Journal of International Business Studies*, 30(1), pp.1~24.
- (44) Liu, E. and Ma, S., 2021, "Innovation Networks and Innovation Policy", National Bureau of Economic Research Working Paper, No.29607.
- (45) Melitz, M. J. and Polanec, S., 2015, "Dynamic Olley-Pakes Productivity Decomposition with Entry and Exit", *RAND Journal of Economics*, 46(2), pp.362~375.
- (46) Schilling, M., 2016, "Innovation Networks", in Augier, M. and Teece, D. J., eds., *The Palgrave Encyclopedia of Strategic Management*, London: Palgrave Macmillan.
- (47) Singh, J., 2008, "Distributed R&D, Cross-Regional Knowledge Integration and Quality of Innovative Output", *Research Policy*, 37(1), pp.77~96.
- (48) Singh, J. and Marx, M., 2013, "Geographic Constraints on Knowledge Spillovers: Political Borders vs. Spatial Proximity", *Management Science*, 59(9), pp.2056~2078.
- (49) World Intellectual Property Organization, 2019, "The Geography of Innovation: Local Hotspots, Global Networks", World Intellectual Property Report.

Chinese Firms' Innovation within Global Innovation Networks: Cross-Border Collaboration and Quality Enhancement

Liu Hongkui^a, Li Xichen^b, Jiang Li^c and Liu Canlei^b

(a. Institute of Economics, Chinese Academy of Social Sciences; b. School of Economics, University of International Business and Economics; c. School of Economics, Renmin University of China)

Abstract: Against the backdrop of deepening cross-border innovation collaboration, integration into the global innovation networks is an important pathway for China to enhance innovation quality and achieve innovation-driven development. Based on global invention patent data, this paper first identifies Chinese firms' cross-border innovation collaboration activities through patent-based cross-border collaboration. Then, it characterizes the technological innovation networks using detailed inter-field patent citation information and constructs a new indicator—Innovation Centrality—to measure firms' technological innovation quality. Finally, an empirical analysis is conducted to examine the impact of embedding into the global innovation networks through cross-border innovation collaboration on the innovation quality of Chinese firms. The study finds that cross-border innovation collaboration significantly improves both the quantity and quality of innovation in Chinese firms. Mechanism analysis shows that embedding into the global innovation networks via cross-border innovation collaboration encourages firms to increase external knowledge acquisition and optimize internal allocation of innovation resources, thereby enhancing innovation quality. Furthermore, heterogeneity analysis across dimensions such as embedding mode, partner countries, cooperating entities, and cooperation fields reveals that engaging in cross-border innovation collaboration with economically developed countries or within strategic emerging industries and high-centrality innovation fields is more conducive to improving firms' innovation quality. The study offers valuable insights for Chinese firms shifting from embedding in global value chains to embedding in global innovation chains, and provides policy references for supporting high-quality development through innovation-driven strategies in the context of China's high-level opening-up.

Keywords: global innovation networks; cross-border innovation collaboration; innovation quality; innovation centrality

Chinese Firms' Innovation within Global Innovation Networks: Cross-Border Collaboration and Quality Enhancement

Liu Hongkui^a, Li Xichen^b, Jiang Li^c and Liu Canlei^b

(a. Institute of Economics, Chinese Academy of Social Sciences; b. School of Economics, University of International Business and Economics; c. School of Economics, Renmin University of China)

Summary: The accelerating pace of a new wave of technological revolution and industrial transformation has greatly increased the complexity and systemic nature of innovation. As a result, it is increasingly difficult for any single country to engage in all segments of the innovation chain, thereby giving rise to cross-border innovation collaborations and the formation of global innovation networks (GINs). In the context of China's transition toward innovation-driven growth, a key question arises: can Chinese firms improve their innovation capabilities by participating in international innovation collaborations, thereby addressing the persistent challenge of low innovation quality? A deeper understanding of this issue will help inform how China balances technological self-reliance with open collaboration.

While prior studies have recognized the potential benefits of GINs for firms' innovation, many equate such integration narrowly with offshore R&D or foreign investment, lacking both a direct characterization of GINs embedding and rigorous empirical evidence. This paper addresses these gaps by focusing on the widespread cross-national and cross-technological linkages that define the global innovation system. Specifically, it investigates how embedding in GINs through cross-border innovation collaborations affects Chinese firms' innovation performance—particularly the quality of innovation—and explores the underlying mechanisms of external knowledge acquisition and internal resource reallocation. Drawing on global invention patent data, this study first identifies cross-border innovation collaborations of Chinese firms through international co-patenting. It then utilizes detailed inter-field patent citation information to map the technological innovation networks and constructs a novel measure of innovation quality—innovation centrality. Finally, the paper empirically examines the impact of GINs embedding via international collaboration on innovation quality among Chinese firms.

The empirical results show that embedding in global innovation networks through cross-border collaboration significantly enhances both the quantity and quality of innovation. These positive effects operate through two primary channels: external knowledge acquisition and internal resource allocation. First, firms significantly increase their patent citations to collaborating countries and related technological domains. Second, firms reconfigure their internal innovation portfolios by entering new, high-centrality technological fields and maintaining focus in existing core areas. Heterogeneity analyses further reveal that the effects of GINs embedding on innovation quality vary by the partner country, the type of collaborating institution, and the technological fields. Collaborations with economically developed countries, as well as those occurring in strategic emerging industries or high-centrality technological fields, are particularly effective in enhancing innovation quality among Chinese firms.

This paper has four contributions. First, it adds to the literatures on China's innovation and openness by examining the role of cross-border innovation collaboration through the lens of global innovation networks, focusing explicitly on innovation quality. Second, by integrating global patent data with Chinese firm-level industrial data, the paper offers a novel empirical approach to identifying GINs embedding and its effects. Third, it enriches the understanding of how firms improve innovation quality not only through external knowledge sourcing but also through strategic internal reallocation toward core technologies. Fourth, the paper systematically examines the heterogeneous effects of different types of international collaboration, providing actionable insights for firms and policymakers.

Keywords: global innovation networks; cross-border innovation collaboration; innovation quality; innovation centrality

JEL Classification: F23, O31, O33

附录A 数据资料说明

A.1 基准回归分析数据说明

在实证研究过程中,为全面刻画企业的创新与经营行为特征,本文结合英科派特全球专利数据库与中国工业企业数据库,筛选整合了2000~2015年间至少参与过一次跨国创新合作的中国企业作为样本企业。本文对数据进行了如下处理。

第一,本文根据企业专利的申请人国别信息,界定参与跨国创新合作的中国企业及其参与跨国创新合作的具体时间,以构建基准回归中的核心解释变量。具体地,本文进行如下步骤:第一,筛选出由中国企业申请的专利。由于专利发明人全部以个人形式出现,无法界定创新主体类型是否为企业,因此本文仅以申请人类型与申请人国别信息筛选出创新主体包含中国企业的专利。本文首先删除了企业名称缺失、申请人国别信息缺失的样本,随后保留申请人国别中包含“中国”同时申请人类型中包含“企业”类型的专利^①。对于企业类型未直接注明的专利,本文以英文关键词进行筛选,根据企业英文名中出现频率高的、用以描述企业性质的关键词,如“LTD”“CO”“INC”“-C”等词界定标准化申请人为企业类型,予以保留。为保证样本的准确性,避免因识别错误导致样本无效损失^②,对于部分无法确认国别信息的企业,本文一并保留至后续的翻译步骤,通过寻找企业中文名信息来进一步确定其国别归属。

第二,在由中国企业申请的专利中,界定出跨国创新合作专利。已有文献指出,在专利信息中,申请人和发明人均可展现该专利的跨国创新合作情况(卞等,2025)。本文根据专利申请人和发明人的国别组成类别,将中国企业申请的专利中申请人国别包括除中国外至少一个外国国别,和申请人为中国而发明人为外国的专利界定为跨国创新合作专利。其中,申请人包括中国和外国专利视为联合创新申请专利,而申请人为中国、发明人为外国的专利视为海外研发申请专利。具体分类情况见附表A1。

附表A1 跨国创新合作的界定				
		发明人国别类型		
		中国	中国、外国	外国
申请人国别类型	中国			海外研发
	中国、外国	联合创新	联合创新	联合创新

本文的分类事实上也考虑到了国内公司海外分支机构的研发活动。例如,A企业的海外分支机构B雇佣外国科学家开展科研活动实质上属于海外研发,即其申请人是中国企业,发明人是外国。在这种情况下,如果海外子公司B研发申请的专利所有权归属于国内母公司,则其专利申请人为国内母公司A,本文跨国创新合作中的海外研发界定包括这一情况;如果海外子公司B研发申请的专利所有权同时归属于国内母公司和该子公司,则其专利申请人为国内母公司A和海外子公司B,本文跨国创新合作中的联合创新界定包括这一情况;如果海外子公司B研发申请的专利所有权仅归属于该子公司,则其专利申请人为海外子公司B,由于我们无法获取全球企业间的股权关系数据,本文的跨国创新合作界定则无法包括这一情况。由于样本期内单个企业可能会申请多个跨国合作专利,本文将该企业初次申请跨国合作专利的时间认定为其首次参与跨国创新合作的时间。

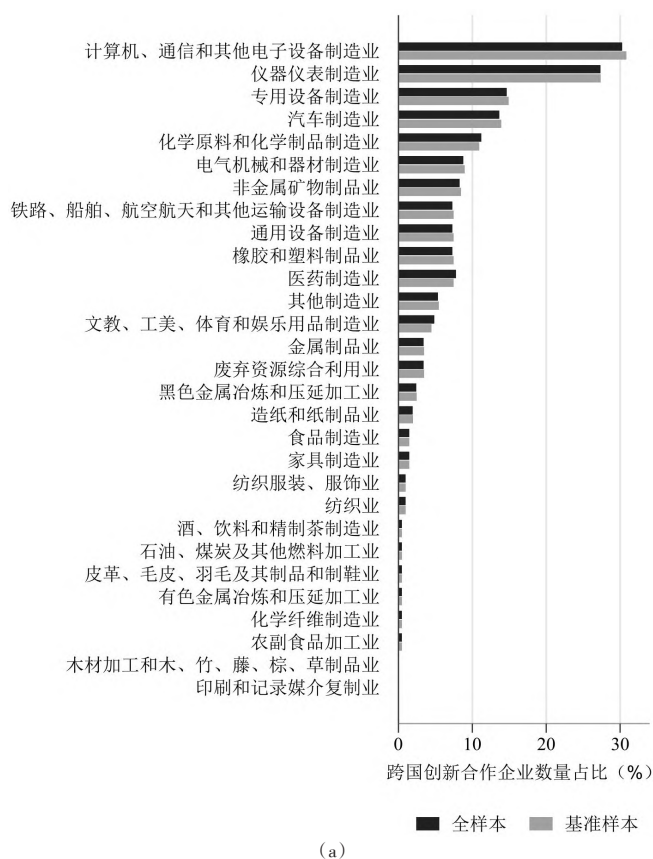
第三,本文将企业的经营特征信息与专利信息数据合并,并根据企业在中国的专利申请情况,统计其创新表现指标,构建基准回归中的被解释变量。由于中国工业企业数据库和专利数据库间不存在共通的企业识别码,因此本文根据企业名称对两个数据库进行合并。考虑到本文使用的专利库包含中国专利库以外的部分专利库,其中的企业名称均使用英文表示,为最大化保留企业信息,提升后续匹配的准确度,本文先将所有英文企业名称手动翻译成中文,并进一步校正以保证其准确性。在翻译过程中,我们首先参考了中国专利库公布的专利数据中披露的企业中英文名称,作为初步翻译的对照信息。但是上述信息包含的企业数量有限,大部分企业仍无法找到对应的中文名称。对于剩余对应不上的企业英文名称,我们在企查查、爱企查、启信查等收集了企业基本注册信息的网站进行查询,上述网站包含了企业较为准确和全面的中英文名称,可以将大部分中国企业的英文名称译为中文。考虑到本文的样本期涵盖了较早的年份,经过以上两个步骤后,仍有部分企业无法找到对应中文名称,我们使用搜索引擎搜索企业曾经发布的相关新闻资讯或商业广告,最大限度找到样本企业的中文名称。随后,本文按企业名称对处理后的专利数据库和中国工业企业数据库进行匹配。参考谢和张(2015)的做法,本文删除了企业名称中如“~”“@”“#”“%”“&”等可能影响识别的异常符号,进行第一次匹配。对于首次匹配中未能成功匹配的企业,考虑到企业名称表述在不同数据库中可能存在用词差异,本文保留了企业名称中的关键信息,删除了“省”“自治区”“市”“区”“县”“有限”“责任”“股份”“公司”“集团”“厂”等不涉及企业关键信息的附加词,对企业名称进行二次匹配,以提高匹配成功率和准确率。

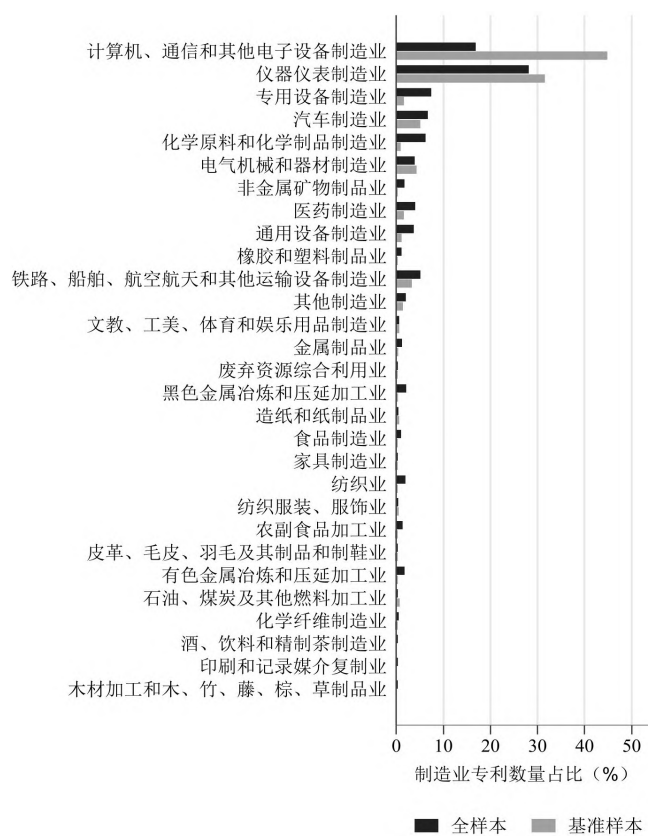
第四,本文对匹配完成的工业企业专利数据进行进一步清洗和筛选。本文参考布兰特等(2012)、谢和宋(2015)的做法,清理数据库内的异常值与数据缺失等情况,并统一建立了企业识别代码,构建面板数据。与现有文献做法一致,本文删除了中国工业企业数据库中数据质量存疑的2010年样本。在此基础上,为控制企业频繁进入退出对识别造成的影响,本文删除了存续时间短于3年的企业。此外,由于制造业企业在研发投入、专利产出、技术创新等方面占据重要地位,且涉及实物产品的生产和销售,产出、投入、成本、利润等指标相对直观,数据可比性强,本文以制造业企业为研究对象,删除了行业高度垄断的烟草行业企业及其他非制造业企业。在清洗后,本文将数据集的企业划分为3类:一是在样本期内首次进行跨国创新合作的企业,将其划分为处理组企业;二是在样本期内及之前都未进行跨国创新合作的企业,将从其中匹配对照组企业;三是其他企业,不再被包含在后文分析中。

在基准回归中,本文使用近邻匹配法以1:3比例为201家处理组企业匹配得到598家对照组企业(并以其他匹配方法或比例进行稳健性检验),处理组和对照组分别包含1715个和4830个观测值,总计6545个观测值,对应变量的描述性统计见附表A2。附图A1统计了本文的研究样本和中国工业企业数据库中跨国创新合作企业数量(附图(a))和专利数量(附图(b))的行业分布情况。可以发现,本文的研究样本和中国工业企业数据库样本所观测到的跨国创新合作企业数量的行业分布基本相同,专利数量的分布也具有较高相关性。这表明,在跨国创新合作的研究情境下,本文的研究样本具有充分的代表性。

附表 A2 匹配后描述性统计

变量	全样本			处理组			匹配对照组		
	样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差
<i>Cooperate</i>	6545	0.2620	0.4398	1715	1.0000	0.0000	4830	0.0000	0.0000
<i>lnPatent</i>	6545	0.3274	0.8959	1715	0.4905	1.0564	4830	0.2695	0.8239
<i>Cen_mean</i>	6545	0.0126	0.0476	1715	0.0232	0.0650	4830	0.0088	0.0389
<i>lnprofit</i>	6545	7.0658	6.5842	1715	7.1242	7.0188	4830	7.0451	6.4235
<i>lnsize</i>	6545	6.5454	1.4670	1715	6.5930	1.4623	4830	6.5285	1.4685
<i>lnexport</i>	6545	9.4583	4.9704	1715	9.7640	4.8519	4830	9.3497	5.0078
<i>lnsale</i>	6545	12.6789	1.8712	1715	12.7744	1.8148	4830	12.6450	1.8898
<i>lnage</i>	6545	2.1634	0.7944	1715	2.1840	0.7297	4830	2.1561	0.8161
<i>lnkl</i>	6545	4.6570	1.3911	1715	4.7408	1.3359	4830	4.6272	1.4091
<i>lnhtzone</i>	6545	0.7669	0.3388	1715	0.8466	0.2960	4830	0.7386	0.3484
<i>lnhtfirm</i>	6545	4.8406	2.0293	1715	5.2634	2.1085	4830	4.6904	1.9790
<i>lncpubs</i>	6545	2.9811	1.4700	1715	3.4827	1.4640	4830	2.8030	1.4306
<i>lninnos</i>	6545	8.9287	1.6879	1715	9.5073	1.4318	4830	8.7233	1.7240





附图 A1 不同样本的跨国创新合作企业数量和专利数量的行业分布

A.2 其他跨国合作形式数据说明

本文构建其他跨国合作形式控制变量的具体步骤如下：

第一，本文从 Zephyr-全球并购交易分析库获取了样本期内中国企业并购数据，该数据库中包含了 1997 年以来全球各行业并购记录，涵盖了并购日期、并购方名称、并购方所在国家、并购方名称、被并购方所在国家在内的相关信息。考虑到企业以并购方身份或被并购方身份参与并购都可能受到海外企业的辐射影响，本文保留了其中并购方所在地或被并购方所在地为中国的并购信息，即保留其中中国企业作为并购方、外国企业作为被并购方或外国企业作为并购方、中国企业作为被并购方的样本，将企业的英文名称与基准回归样本企业的英文名称进行匹配，在匹配后的样本中生成企业是否参与海外并购的虚拟变量，当企业参与海外并购时取 1，否则取 0。

第二，本文从中国工业企业库中获取企业的产权性质，其中包含了企业的资本构成情况。本文对资本构成类型进行关键词识别，来判断企业是否由中外合资设立。本文保留企业的产权性质中包含“中外合资”或“中外合作”等代表资金来源属地包含除中国外的其他国家的样本，并使用企业名称与基准回归样本进行匹配，在匹配后的样本中生成代表企业是否为中外合资设立的虚拟变量，当企业为中外合资企业时，变量取 1，否则取 0。

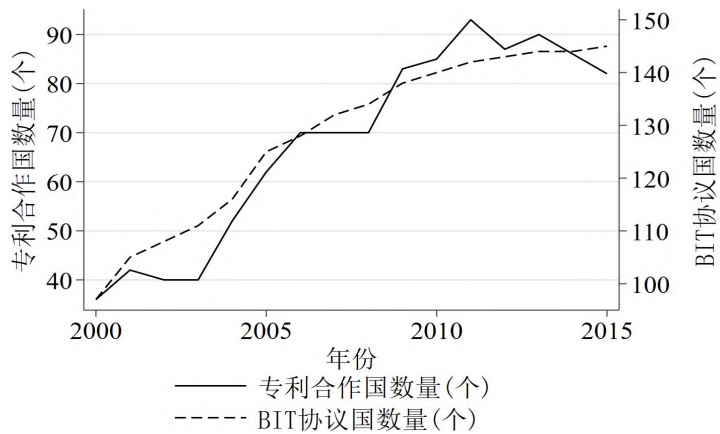
第三，本文利用法赛特—瑞维尔数据库整理获得企业的供应链信息，该数据库提供了 2003 年以来全球公司供应链及其主要客户、供应商、竞争对手和战略合作伙伴的相关信息，其中包括了上下游企业名称、上下游企业所属国家与合同起止日期。本文首先保留了供应链中包含中国企业的样本，后进一步删除了其中上下游企业仅包含中国企业的样本，保留了中国企业为上游企业、外国企业为下游企业或中国企业为下游企业、外国企业为上游企业的样本，利用企业名称与基准回归样本匹配，在匹配后的样本中构建表示企业是否参与国际供应链的虚拟变量，当样本企业的供应链上下游中包含国外企业时变量取 1，否则取 0。

第四，本文利用中国商务部公布的《境外投资企业（机构）名录》整理企业的对外直接投资情况，《境外投资企业（机构）名录》披露了中国海外投资企业的母公司名称、设立海外机构年份与投资东道国等内容。据此，本文筛选出样本期内曾进行海外直接投资的企业，并利用企业名称与基准回归样本进行匹配，在匹配完成的样本中构建表示企业是否对外直接投资的虚拟变量，当企业投资的目的国为除中国外的其余国家时，变量取 1，否则取 0。

A.3 工具变量的补充材料

双边投资协定是两个国家间签订的、用以保护外国投资免受东道国政府负面行为影响的法律协议。该协议为投资者提供了一系列法律保障，确保他们在投资所在国能够享有公平和透明的待遇，防止歧视、无理征收、非法没收等行为，同时还规定了解决争议的机制。中国自 20 世纪 90 年代开始积极签署 BIT，特别是 2000 年以后，随着中国的对外投资和国际化步伐加快，签署的 BIT 数量大幅增加。截至 21 世纪 20 年代初，中国已与超过 130 个国家和地区签署了超 100 个双边投资协定，成为全球签署 BIT 最多的国家之一。这些 BIT 涵盖了中国的主要贸易伙伴，包括亚洲、欧洲、拉丁美洲和非洲等地区。BIT 不仅仅保护资本，还为技术、管理经验、生产模式等

非物质资产的跨国流动提供了保障。投资者在拥有法律保护的情况下,往往更愿意进行技术转让和管理经验共享,促进了国家之间的知识和技术的交流。附图 A2 展示了 2000~2015 年间,中国签署 BIT 协议国数量与中国申请专利合作国数量,两者均呈现出上升趋势。



附图 A2 2000~2015 年间与中国签署 BIT 国家和专利合作国家数量变动趋势

附录 B 稳健性检验

B.1 匹配后变量平衡性检验

附表 B1 匹配后变量平衡性检验					
变量	匹配前和匹配后	均值		t 检验	
		处理组	对照组	t 值	p 值
lnPatent _{t-1}	匹配前	0.4531	0.0319	25.8300	0.0000
	匹配后	0.4531	0.3466	1.1000	0.2740
Cen_mean _{t-1}	匹配前	0.0212	0.0012	20.0100	0.0000
	匹配后	0.0212	0.0123	1.5100	0.1310
lnprofit _{t-1}	匹配前	7.4647	4.9966	6.7000	0.0000
	匹配后	7.4647	7.5361	-0.1100	0.9140
lnsize _{t-1}	匹配前	6.5701	4.9710	20.6300	0.0000
	匹配后	6.5701	6.5231	0.3300	0.7450
lnsale _{t-1}	匹配前	12.8210	10.5780	23.1200	0.0000
	匹配后	12.8210	12.7480	0.4100	0.6860
lnage _{t-1}	匹配前	2.1284	1.9185	3.6100	0.0000
	匹配后	2.1284	2.1059	0.2900	0.7710
lnkl _{t-1}	匹配前	4.7035	3.7804	9.5300	0.0000
	匹配后	4.7035	4.7414	-0.2700	0.7890
lnexport _{t-1}	匹配前	9.4110	3.1902	18.6800	0.0000
	匹配后	9.4110	9.7839	-0.7700	0.4430
cic2 _{t-1}	匹配前	33.9000	28.2340	9.2800	0.0000
	匹配后	33.9000	33.4880	0.5800	0.5600

注:上表为使用倾向得分匹配后各协变量的平衡性检验结果。在倾向得分匹配中,需要使用一组协变量以描述处理组与对照组企业的特征,通过比较协变量的表现对两组企业进行匹配。本文使用基准回归中的企业层面控制变量作为企业经营表现的协变量,使用被解释变量(发明专利申请数量和创新中心性)作为企业创新表现的协变量,并对协变量做滞后一期处理。随后,本文采用近邻匹配法以 1:3 比例逐年对两组企业进行匹配,匹配后的平衡性检验结果显示,协变量均值在两组企业间不再具有显著的系统性差异,说明本文的倾向得分匹配基本有效,匹配后对照组与处理组企业具有较好的平衡性。

B.2 动态效应检验的估计结果

附表 B2 动态效应检验的估计结果		
变量	(1)	(2)
	lnPatent	Cen_mean
Cooperate×D ₋₃	-0.0732	-0.0051
	(-0.7636)	(-0.7654)
Cooperate×D ₋₂	-0.0310	-0.0022
	(-0.4231)	(-0.4451)

$Cooperate \times D_0$	0.2829*** (3.9351)	0.0131*** (2.7667)
$Cooperate \times D_1$	0.3499*** (3.5305)	0.0137*** (2.4405)
$Cooperate \times D_2$	0.3607*** (3.0953)	0.0218*** (2.8252)
$Cooperate \times D_3$	0.3648*** (2.8088)	0.0196*** (2.4160)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
企业固定效应	是	是
$Y_0 \times t$	是	是
样本量	4000	4000
调整 R^2	0.6316	0.4541

注：***、**、*分别代表1%、5%、10%的统计显著性水平，括号内数值为在企业维度上进行标准误差聚类调整后对应的t统计量。动态效应检验可以通过分期回归更为清楚地展示政策冲击前后样本回归结果的差异，从而支持平行趋势假设的成立。在上表中，本文展示了事件冲击前后三期的动态效应回归结果，为避免共线性造成的影响，本文选取事前一期作为基准期。由表中第(1)列和第(2)列的结果可见，被解释变量发明专利申请量和创新中心性的回归结果中，核心解释变量第-2期及之前的系数均不显著，意味着在企业参与跨国创新合作前，处理组企业与匹配对照组企业的平均创新质量不存在显著差异，两组企业不存在明显的事前趋势。核心解释变量的系数在第0期及之后的期数中均显著为正，表明通过跨国创新合作嵌入全球创新网络对于处理组企业的创新表现有着促进作用。

B.3 考虑其他跨国合作形式的稳健性检验

附表 B3 考虑其他跨国合作形式的稳健性检验

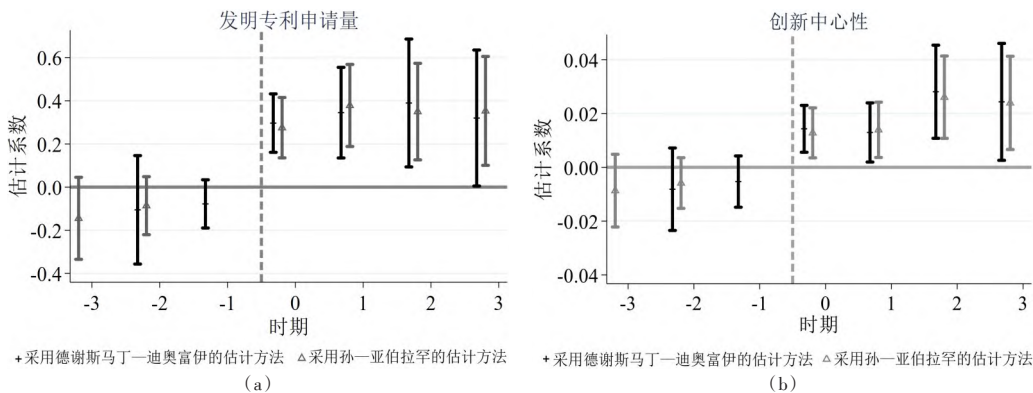
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln Patent$	Cen_mean	$\ln Patent$	Cen_mean
$Cooperate \times post$	0.3304*** (4.8515)	0.0160*** (4.3832)	0.3355*** (4.9253)	0.0167*** (4.6623)
控制变量	是	是	是	是
企业是否参与海外并购	是	是	是	是
企业是否为中外合资设立	是	是	是	是
企业是否参与国际供应链	是	是	是	是
企业是否对外直接投资	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
$Y_0 \times t$	否	否	是	是
样本量	6545	6545	6545	6545
调整 R^2	0.5429	0.4038	0.5448	0.4062

注：***、**、*分别代表1%、5%、10%的统计显著性水平，括号内数值为在企业维度上进行标准误差聚类调整后对应的t统计量。

B.4 其他稳健性检验

为了保证本文结果的稳健性，本文还做了如下稳健性检验。

第一，考虑交叠DID异质性。本文采用孙和亚伯拉罕(2021)、德谢斯马丁和迪奥富伊(2020)提出的稳健估计指标再次进行动态效应检验。由附图B1可见，在第0期之前，核心解释变量的估计系数并不显著，在第0期及之后的估计系数基本上显著为正，在使用稳健指标后，本文的变量依然不具有事前趋势，符合事前平行趋势假设。



附图 B1 考虑交叠DID异质性的稳健性检验

第二,替换创新质量测度指标。首先,本文考虑了企业发明专利的被引证数量,使用企业专利被引证次数的对数值构造年度专利被引证数量指标。由于在统计专利被引证次数时,存在数据截断问题(长冈等,2010),即专利被引证次数与申请时长成正比,越接近样本末期的专利,被引证次数越少,而这并非是专利质量欠佳造成的。为缓解该误差,本文统计了专利公开后3年($\ln Citation_3$)内的被引证次数,使得样本期内不同阶段申请的专利具有可比性。回归结果报告在附表B4的第(1)列,核心解释变量估计系数均显著为正,证明本文的基准估计结果基本稳健。其次,本文使用发明专利被引证次数为权重,计算出企业发明专利申请量的加权值($\ln Patent_wei$)来衡量企业的综合创新表现。结果报告在第(2)列中,交乘项的估计系数显著为正。再次,由于企业在一年中可能申请多项专利,本文在基准回归中使用取均值的方法统计创新中心性指标(Cen_mean)参与回归,此处本文采取最大值(Cen_max)和中位数(Cen_median)的处理方式分别统计指标进行稳健性检验,结果报告在第(3)列和(4)列中,结果仍显著为正。最后,为进一步避免专利行为滞后对本文结果的影响,本文在稳健性中加入了将解释变量滞后一期的变量 Lag_LnP 和 Lag_Cen ,结果汇报在第(5)列和第(6)列中。可见,使用滞后结果变量进行回归,核心解释变量的系数仍然显著为正。以上回归结果可以说明,本文基准回归结果基本可信。

附表B4 替换创新度量指标的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	考虑引证	考虑权重	创新中心性		考虑滞后	
	$\ln Citation_3$	$\ln Patent_wei$	Cen_max	Cen_median	Lag_LnP	Lag_Cen
$Cooperate \times post$	0.0397** (2.2903)	0.1838*** (2.8683)	0.0329*** (4.3739)	0.0155*** (4.2323)	0.1817** (2.5184)	0.0087** (2.3094)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
$Y_{it} \times t$	是	是	是	是	是	是
样本量	6545	6545	6545	6545	5417	5417
调整 R^2	0.2096	0.4782	0.4537	0.4046	0.6093	0.4616

注:***、**、*分别代表1%、5%、10%的统计显著性水平,括号内数值为在企业维度上进行标准误差类调整后对应的t统计量。

第三,考虑间接跨国创新合作的影响。本文主要考察企业参与跨国创新合作行为的直接影响,但有可能存在间接跨国创新合作的干扰因素,即企业的合作方是国内企业,但合作方自身参与过跨国创新合作的情形。这种通过国内合作形成的间接跨国创新合作对本文基准识别的影响可能体现在两方面:第一种是忽略对照组可能通过国内合作受到间接跨国创新合作的影响,但这倾向于导致基准估计结果对真实效应的低估,因此不会推翻本文核心结论;第二种是忽略处理组可能通过国内合作受到跨国创新合作的影响,并且与对照组相比,这种影响对处理组应该是更高的,此时可能导致基准估计结果的高估,从而影响本文核心结论的可信性。基于上述分析,我们集中处理第二种情况的潜在干扰。具体地,本文删除了处理组企业中,参与过国内创新合作且合作方曾参与跨国创新合作的样本进行稳健性检验,结果报告在附表B5中。在删除处理组中受间接跨国创新合作影响的样本后,本文的核心解释变量回归系数仍显著为正,与基准回归结果基本一致。

附表B5 考虑间接跨国创新合作的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln Patent$	Cen_mean	$\ln Patent$	Cen_mean
$Cooperate \times post$	0.3023*** (4.4414)	0.0148*** (4.0320)	0.3078*** (4.5187)	0.0155*** (4.3220)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
$Y_{it} \times t$	否	否	是	是
样本量	6452	6452	6452	6452
调整 R^2	0.5365	0.3878	0.5384	0.3903

注:***、**、*分别代表1%、5%、10%的统计显著性水平,括号内数值为在企业维度上进行标准误差类调整后对应的t统计量。

第四,估计样本调整。对于基准回归中使用的估计样本,本文基于以下考虑分别做出相应调整,以提高估计结果的稳健性。第一,由于工业企业数据库曾变更统计标准,在2011年之后将销售额的统计标准从500万元提升至2000万元,本文在此处统一样本考察范围为销售额在2000万元以上的企业重新进行回归,以排除数据库统计样本变更对估计结果造成的偏误。第二,由于企业参与跨国创新合作的时间和存续时限的不同,造成企业间的前后样本期数有一定差异,本文在此处统一样本考察时间为事件发生前后3年。第三,由于可能存在的序列相关问题会使得估计结果有偏,本文以企业首次参与跨国创新合作的时点为界,将样本划分为合作前后两个阶段并做两期双重差分。上述处理后的回归结果报告见附表B6。从回归结果可见,对样本做出调整后,本文的核心解释变量系数仍显著为正,说明参与跨国创新合作对企业创新质量具有正向作用的结论是稳健的。

附表B6 调整估计样本的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	统一企业标准		事件发生前后3年		合并至两期双重差分	
	$\ln Patent$	Cen_mean	$\ln Patent$	Cen_mean	$\ln Patent$	Cen_mean
$Cooperate \times post$	0.3312*** (4.7157)	0.0168*** (4.5289)	0.3546*** (5.1476)	0.0179*** (4.2984)	0.3973*** (5.7019)	0.0184*** (4.9614)

年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
Y_{it}	是	是	是	是	是	是
样本量	6225	6225	4000	4000	1450	1450
调整 R^2	0.5399	0.4030	0.6313	0.4514	0.5845	0.4866

注:***、**、*分别代表1%、5%、10%的统计显著性水平,括号内数值为在企业维度上进行标准误差类调整后对应的t统计量。

第五,更换匹配方法。本文在基准回归中使用近邻匹配法进行倾向得分匹配,比例为1:3。考虑到不同匹配方法匹配得到的样本可能存在差异,而不同的匹配比例会改变样本容量,从而对回归结果造成影响。本文在此进一步按照1:3的比例使用马氏匹配法,按照1:1、1:2、1:4的比例使用近邻匹配法匹配样本进行回归,结果报告在附表B7中。结果可见,使用不同匹配方法和匹配比例得出的核心解释变量估计系数均显著为正,能够支持本文的基准回归结果,即通过跨国创新合作嵌入全球创新网络对于企业创新质量具有显著的促进作用。

附表B7 更换匹配方法的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	马氏匹配(1:3)		K-近邻匹配(1:1)	
	$\ln Patent$	Cen_mean	$\ln Patent$	Cen_mean
<i>Cooperate</i> × <i>post</i>	0.3505*** (5.3127)	0.0138*** (3.8365)	0.3417*** (4.1428)	0.0193*** (4.4240)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
Y_{it}	是	是	是	是
样本量	6455	6455	3372	3372
调整 R^2	0.5168	0.4172	0.5692	0.4123
变量	(5)	(6)	(7)	(8)
	K-近邻匹配(1:2)		K-近邻匹配(1:4)	
	$\ln Patent$	Cen_mean	$\ln Patent$	Cen_mean
<i>Cooperate</i> × <i>post</i>	0.3209*** (4.4315)	0.0162*** (4.3155)	0.3175*** (4.7438)	0.0153*** (4.3144)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
Y_{it}	是	是	是	是
样本量	4929	4929	8140	8140
调整 R^2	0.5566	0.4144	0.5545	0.4125

注:***、**、*分别代表1%、5%、10%的统计显著性水平,括号内数值为在企业维度上进行标准误差类调整后对应的t统计量。

第六,更换固定效应。在基准回归中,本文已控制企业固定效应和与年份固定效应应对不随时间改变的企业特征以及随时间改变的宏观特征,并在此基础上加入企业创新的时间趋势项。在保持企业固定效应和年份固定效应不变的前提下,本文再次更改固定效应设置:一是将年份固定效应替换为行业与年份的交乘固定效应;二是分别加入行业时间趋势、行业固定效应和企业时间趋势。其中,行业与年份的交乘固定效应有助于控制随时间变化的行业特征的干扰,行业时间趋势能够控制随时间变化的行业特定趋势效应,行业固定效应有助于控制不随时间变化的行业特征的干扰,企业时间趋势则有助于控制随时间变化的企业特定趋势效应。回归结果报告在附表B8中。从回归结果可见,在更换固定效应的使用和组合后,核心解释变量估计系数均显著为正,支持基准回归中得出的结论。

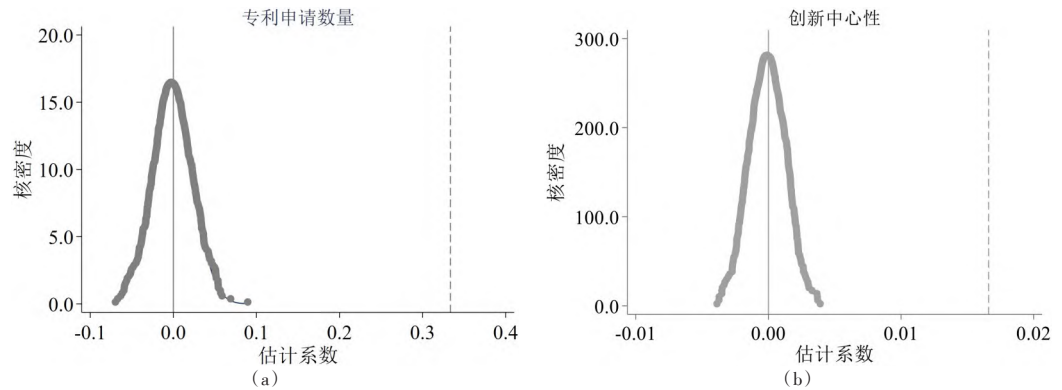
附表B8 更换固定效应组合的估计结果

变量	(1)	(2)
	$\ln Patent$	Cen_mean
A. 行业×年份固定效应		
<i>Cooperate</i> × <i>post</i>	0.3128*** (4.5255)	0.0147*** (4.0070)
行业×年份固定效应	是	是
企业固定效应	是	是
样本量	6524	6524
调整 R^2	0.5396	0.3964
B. 行业时间趋势		
<i>Cooperate</i> × <i>post</i>	0.3395*** (4.9953)	0.0167*** (4.5980)
行业时间趋势	是	是
年份固定效应	是	是
企业固定效应	是	是
样本量	6545	6545

调整 R ²	0.5418	0.4042
C. 行业固定效应		
<i>Cooperate</i> × <i>post</i>	0.3351*** (4.9346)	0.0165*** (4.5677)
行业固定趋势	是	是
年份固定效应	是	是
企业固定效应	是	是
样本量	6545	6545
调整 R ²	0.5407	0.4041
D. 企业时间趋势		
<i>Cooperate</i> × <i>post</i>	0.1756** (2.1881)	0.0121** (2.3952)
企业时间趋势	是	是
年份固定效应	是	是
企业固定效应	是	是
样本量	6545	6545
调整 R ²	0.6703	0.4624
控制变量	是	是
<i>Y</i> × <i>t</i>	是	是

注：***、**、*分别代表1%、5%、10%的统计显著性水平，括号内数值为在企业维度上进行标准误差聚类调整后对应的t统计量。

第七,安慰剂检验。尽管本文已经使用了丰富的控制变量和固定效应来排除遗漏变量的影响,但仍可能存在不可观测因素使得估计结果不能反映变量间的真实因果关系。对此,本文随机划分处理组企业,保持基准回归中的其余设定不变,使用新的处理组企业匹配对照组企业进行回归,重复抽样500次,得出的估计系数与基准回归估计值对比如附图B2所示。由图中可见,本文重复抽样得出的回归系数基本符合正态分布,集中分布在零值周围,且绝大多数随机抽样得出的估计系数都与本文基准回归的估计系数有着显著差异,进一步证明了本文的估计结果并非由不可观测因素主导,基准回归结果具有可信性。



附图 B2 安慰剂检验:500次随机抽样的估计系数分布

附录 C 机制分析补充结果^③

附表 C1 被解释变量与外部知识获取机制的估计结果:技术关联				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lnPatent</i>	<i>Cen_mean</i>	<i>lnPatent</i>	<i>Cen_mean</i>
<i>correlation_sum</i>	0.0954*** (3.1232)	0.0026*** (2.8393)		
<i>correlation_mean</i>			2.2608*** (11.7677)	0.1307*** (6.7430)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
<i>Y</i> × <i>t</i>	是	是	是	是
样本量	6545	6545	6545	6545
调整 R ²	0.5844	0.4140	0.5701	0.4431

注：***、**、*分别代表1%、5%、10%的统计显著性水平，括号内数值为在企业维度上进行标准误差聚类调整后对应的t统计量。在上表中,本文使用被解释变量对机制变量进行回归检验,以验证机制变量对被解释变量的影响。第(1)~(2)列和第(3)~(4)列分别展示了加总的技术关联度(*correlation_sum*)平均的技术关联度(*correlation_mean*)对企业申请专利数量(*lnPatent*)与创新中心性水平(*Cen_mean*)的回归结果。结果显示,本文所使用的有关技术关联程度的机制变量与企业申请专利数量、创新中心性均呈现显著正相关关系,可以说明企业在合作相关领域内后续申请专利有助于企业创新数量和质量水平的提升。

附表 C2 被解释变量与外部知识获取机制的估计结果:引证偏向

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	lnPatent	Cen_mean	lnPatent	Cen_mean	lnPatent	Cen_mean	lnPatent	Cen_mean	lnPatent	Cen_mean
<i>citenum</i>	1.1653*** (31.9760)	0.0287*** (8.8029)								
<i>citenum_total</i>			1.1615*** (32.0379)	0.0284*** (8.6936)						
<i>citenum_mean</i>					1.1769*** (31.8064)	0.0288*** (8.7990)				
<i>Pcitenum_total</i>							1.2160*** (32.2046)	0.0300*** (8.6889)		
<i>Pcitenum_mean</i>									1.2238*** (30.8072)	0.0303*** (8.6925)
样本量	6545	6545	6545	6545	6545	6545	6545	6545	6545	6545
调整 R ²	0.7170	0.4401	0.7189	0.4400	0.7184	0.4400	0.7177	0.4406	0.7160	0.4405
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
$Y_{it} \times t$	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是

注:***、**、*分别代表1%、5%、10%的统计显著性水平,括号内数值为在企业维度上进行标准误差聚类调整后对应的t统计量。在上表中,本文使用被解释变量对机制变量进行回归检验,以验证机制变量对被解释变量的影响。上表第(1)~(2)列、第(3)~(4)列、第(5)~(6)列、第(7)~(8)列、第(9)~(10)列分别展示了企业申请专利数量(lnPatent)与创新中心性水平(Cen_mean)对专利引证数量(*citenum*)、专利引证总数(*citenum_total*)、专利引证平均值(*citenum_mean*)、加权专利引证总数(*Pcitenum_total*)、加权专利引证平均值(*Pcitenum_mean*)的回归结果。结果显示,本文所使用的有关国家间引证偏向的机制变量与企业申请专利数量、创新中心性间均呈现显著正相关关系,可以说明企业在后续引证合作国家的专利有助于企业创新数量和质量水平的提升。

附表 C3 中心性占比分析的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	前 25%	25%~50%	50%~75%	75%~100%
	<i>Pcentor</i>	<i>Pcentor</i>	<i>Pcentor</i>	<i>Pcentor</i>
<i>Cooperate</i> × <i>post</i>	0.1521*** (6.4265)	0.0055 (0.6226)	-0.0055 (-1.0662)	0.0022 (0.4606)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
$Y_{it} \times t$	是	是	是	是
样本量	6545	6545	6545	6545
调整 R ²	0.3613	0.0686	0.1157	0.0158

注:***、**、*分别代表1%、5%、10%的统计显著性水平,括号内数值为在企业维度上进行标准误差聚类调整后对应的t统计量。为说明企业在通过跨国创新合作嵌入全球创新网络后的创新配置发生了改变,本文将技术领域按照其中心性在整体的排列位次划分为4组,分别为创新中心性排序前25%的技术领域、创新中心性排序25%~50%的技术领域、创新中心性排序50%~75%的技术领域、创新中心性排序75%~100%的技术领域,并将不同组别的技术领域占企业当年申请专利技术领域的比重作为被解释变量加入回归,结果报告在上表中。结果可见,在嵌入全球创新网络之后,企业显著提升了高中心性技术领域(占比前25%)的配置比重,而其余组别中核心解释变量系数则并不显著。以上结果可以说明,通过跨国创新合作嵌入全球创新网络使得企业调整了自身创新配置,具体表现为高创新中心性技术领域的比重上升。

附表 C4 被解释变量与内部资源配置机制的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnPatent	Cen_mean	lnPatent	Cen_mean	lnPatent	Cen_mean
<i>Pcentor</i>	1.5670*** (26.2149)	0.0906*** (16.0728)				
<i>Madd_cen</i>			5.3158*** (7.8785)	0.8130*** (20.9990)		
<i>Msust_cen</i>					5.1633*** (6.7478)	0.6321*** (14.5722)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
$Y_{it} \times t$	是	是	是	是	是	是
样本量	6545	6545	6545	6545	6545	6545
调整 R ²	0.7283	0.6307	0.5703	0.6966	0.5532	0.4999

注:***、**、*分别代表1%、5%、10%的统计显著性水平,括号内数值为在企业维度上进行标准误差聚类调整后对应的t统计量。在上表中,本文使用被解释变量对机制变量进行回归检验,以验证机制变量对被解释变量的影响。第(1)~(2)列、第(3)~(4)列、第(5)~(6)列分别展示了企业申请专利数量(lnPatent)与创新中心性水平(Cen_mean)对高创新中心性技术领域占比(*Pcentor*)、进入领域中心性(*Madd_cen*)和存续领域中心性(*Msust_cen*)的回归结果。结果显示,本文所使用的内部资源配置机制变量与企业申请专利数量、创新中心性间均呈现显著正相关关系,可以说明企业在高中心性领域内申请专利、进入和维持创新中心性更高的技术领域均有助于企业创新数量和质量水平的提升。

注释

①此处的关键词筛选考虑到了不同语种的表述,除保留“中国”外,也保留了“CN”“cn”“China”“CHINA”等代表中国含义的关键词。

②此处大致包含以下两种存在偏误的情况。(1)申请人与国别不能一一对应,我们无法精准识别创新主体性质和国别归属。如专利是由3家中国企业与1家美国企业联合申请,或1家中国企业与3家美国企业联合申请时,国别信息都会标注为中国、美国,由于无法准确判断哪家企业为中国企业,我们会将上述企业都保留下来,这其中可能包括了美国企业;又或某专利包括一个中国个人申请者和一个美国企业,我们仅可以通过关键词识别到该专利包含企业申请人和中国国别信息,如此会把申请人性质的样本存留下来。(2)我们使用关键词筛选确定主体的国别和主体性质,筛选时可能会保留重复词义。例如某个人姓名中恰巧包含“inc”一词,那么这样的创新主体为个人的样本会被保留。

③中外文人名(机构名)对照:卞(Bian);谢(Xie);张(Zhang);布兰特(Brandt);谢(Hsieh);宋(Song);法赛特—瑞维尔(Factset Revere);孙(Sun);亚伯拉罕(Abraham);德谢斯马丁(de Chaisemartin);迪奥富伊(D'Haultfœuille);长冈(Nagaoka)。

参考文献

(1) Bian, B., Meier, J. M. and Xu, T., 2025, “Cross-border Property Rights and the Globalization of Innovation”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, pp.1~35.

(2) Brandt, L., Van Biesebroeck, J. and Zhang, Y., 2012, “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing”, *Journal of Development Economics*, 97(2), pp.339~351.

(3) De Chaisemartin, C. and D'Haultfœuille, X., 2020, “Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects”, *American Economic Review*, 110(9), pp.2964~2996.

(4) Hsieh, C. T. and Song, Z., 2015, “Grasp the Large, Let Go of the Small: The Transformation of the State Sector in China”, National Bureau of Economic Research, No.21006.

(5) Nagaoka, S., Motohashi, K. and Goto, A., 2010, “Patent Statistics as an Innovation Indicator”, in Hall, B. H. and Rosenberg, N., eds., *Handbook of the Economics of Innovation*, pp.1083~1127.

(6) Sun, L. and Abraham, S., 2021, “Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects”, *Journal of Econometrics*, 225(2), pp.175~199.

(7) Xie, Z. and Zhang, X., 2015, “The Patterns of Patents in China”, *China Economic Journal*, 8(2), pp.122~142.