对外直接投资强度与企业创新绩效

——基于中国高技术制造企业的研究

刘　宏，易海峰，吴若楠

（首都经济贸易大学 经济学院，北京　100070）

摘要：本文基于 2009—2019 年中国高技术制造业上市公司数据，研究了中国高技术制造企业 OFDI 强度对企业突破性创新和迭代式创新的影响，以及高管海外经历的调节作用。研究表明，中国高技术制造企业 OFDI 强度正向促进企业的突破性创新，但与企业的迭代式创新之间存在倒 U 型关系，相关的稳健性检验证实了该结论的可靠性。进一步研究发现，企业高管海外经历强化了高技术制造企业 OFDI 强度与企业创新之间的关系。另外，通过对行业层面的创新绩效进行分解研究发现，行业的资源再配置效应是 OFDI 影响创新绩效的重要渠道。本文研究结论可为高技术制造企业高质量“走出去”和创新驱动经济高质量发展提供经验支持与政策依据。

关键词：对外直接投资强度；突破性创新；迭代式创新；高技术制造业

[中图分类号]F061.3　[文献标识码]A　[文章编号]1002-4034(2024)02-0137-20

引　言

党的二十大报告确立了企业在增强自主创新能力、实现科技自立自强战略目标中的主体地位，为中国实施创新驱动战略提供了靶向和要求。高技术制造业是实体经济的先导产业，也是培育发展新动能、获取未来技术新优势的关键领域，高技术制造企业已经成为中国创新驱动的主力军。同时，对外直接投资(Outward Foreign Direct Investment，OFDI)是企业接触国际科技前沿的重要途径之一，OFDI 对企业创新能力的提升有着至关重要的影响(Shangjin 等，2013)。中国自实施“走出去”战略以来，经过多年的积累和发展，已成为全球第二大对外直接投资国，企业 OFDI

[收稿日期]2023-05-20

[基金项目]国家社会科学基金一般项目“‘双循环’新格局下我国企业对外直接投资嵌入全球创新网络质量研究”(21BJY241)

[作者简介]刘宏(1960—　)，男，河南新乡人，首都经济贸易大学经济学院教授、博士生导师，研究方向：跨国公司与对外直接投资；易海峰(1981—　)，男，河南光山人，首都经济贸易大学经济学院博士研究生，研究方向：对外直接投资与技术创新；(通讯作者)吴若楠(1994—　)，女，河北邢台人，首都经济贸易大学经济学院博士研究生，研究方向：跨国公司与对外直接投资

的强度与之前相比发生了较大的变化。在此背景下，以中国高技术制造企业为研究对象，深入探讨企业 OFDI 强度对创新的影响，并厘清高管海外经历在这一过程中发挥的作用，不仅能为中国企业突破少数发达国家合谋形成的高技术封锁提供有益参考，也能为创新驱动经济高质量发展提供新的路径探索。

创新一直被认为是提高企业竞争力和促进经济增长的关键因素之一。世界知识产权组织《2022 年全球创新指数报告》显示，中国创新指数全球综合排名从 2015 年的第 29 位跃升至 2022 年的第 11 位①。2022 年，中国 PCT② 专利申请量超 7 万件，从 2019 年开始连续 4 年位居世界首位，中国华为技术有限公司以 7689 件 PCT 申请量占据世界企业之首③。2022 年，中国企业研发经费占全国的比重为 76.9%，比上年提高 0.3 个百分点④。与此同时，中国高技术制造业在过去几十年中快速发展。以 2022 年为例，中国规模以上高技术制造业增加值增长 7.4%，高技术制造业投资增长 22.2%。随着国内市场的不断扩大和竞争的日益激烈，中国高技术制造企业的对外直接投资已经成为其拓展国际业务、获取国外先进技术和管理经验，进一步提升技术水平和竞争力的重要方式之一。然而，对于高技术制造业 OFDI 与企业创新之间的关系却存在不同的认识。

大部分观点认为 OFDI 对技术创新具有正面影响。OFDI 既可以通过逆向技术溢出、降低交易成本、节省生产成本、知识溢出、规模经济等作用机制促进创新(李思慧和于津平, 2016；陈冬等, 2021；明秀南等, 2019；董有德和孟醒, 2014)，也可以通过企业管理水平提升、资源配置效率提高、国际合作和知识共享来促进企业的创新绩效提升(陈菲琼等，2013；Bai 等，2020；Sheng 等，2020)，但这种作用在异质性企业中存在差异(付永萍和马永，2015)。Jia(2021)研究发现，OFDI 还可以通过技术引进、技术溢出等方式促进企业的技术创新能力提升。但也有不同的观点，Piva 和 Tani(2021)从国家经济发展水平异质性的角度分析 OFDI 对技术创新的影响，发现 OFDI 可能会导致技术的负面溢出，即将新技术带入东道国市场，从而导致本地市场的技术落后。Blind 和 Mangelsdorf(2018)的研究表明，OFDI 可能会影响技术的专利保护和企业创新能力，从而对技术创新产生负面影响(陈晓林和陈培茹，2021)。一些学者试图从异质性企业的视角对这种反差提供解释，比如赵宸宇和李雪松(2017)在区分不同比较优势企业的基础上检验 OFDI 对企业创新绩效的影响，发现不具有比较优势的企业进行 OFDI 反而会降低企业的专利申请数量。

现有研究成果比较丰富，但仍存在些许不足。首先，现有文献多关注企业 OFDI 行为对创新绩效的影响，很少考虑 OFDI 强度对企业创新的影响，意味着这些研究认为企业 OFDI 是同质的，这显然与现实不符。其次，现有文献对如何衡量企业

①https：//www.wipo.int/global_innovation_index/zh(访问日期 2023-12-07)。

②专利合作条约(Patent Cooperation Treaty，PCT)是 1970 年签订的在专利领域进行合作的国际性条约，于 1978 年生效。该条约提供了在缔约国申请专利的统一程序。依照专利合作条约提出的专利申请被称为专利国际申请或 PCT 国际申请。它主要涉及专利申请的提交、检索及审查，以及其中包括的技术信息传播的合作性和合理性。

③https：//www.wipo.int/pressroom/zh/articles/2023/article_0002.html(访问日期 2023-12-07)。

④http：//www.gov.cn/xinwen/2022-08/31/content_5707595.htm(访问日期 2023-12-07)。

创新缺乏共识。目前创新的常用衡量指标是专利数量、研发支出或全要素生产率。然而，每种衡量方法都有其局限性，无法反映企业创新的全部内容。例如，专利数量虽可以反映创新的数量，但无法反映创新的质量和新颖性；研发支出虽能反映创新投入的强度，但无法反映现有产品和流程的渐进式创新。依据专利申请的类型可以有效区分创新的质量和新颖性。在中国日益重视科技自立自强的背景下，有必要更加关注创新的质量。最后，大部分研究关注 OFDI 对创新的直接影响，没有考虑高管海外经历的调节作用，而高管海外经历可以通过增加管理层多元化和自信水平、优化创新要素配置结构等路径对企业创新活动发挥关键作用。为了弥补现有研究的不足，本文将从以下三个方面展开研究：一是从 OFDI 和企业创新异质性角度出发，考察中国高技术制造企业 OFDI 强度对企业突破性创新和迭代式创新的差异影响；二是研究高管海外经历如何影响高技术制造企业 OFDI 强度与企业突破性创新以及与迭代式创新之间的关系；三是探讨不同性质的投资主体以及不同投资东道国下的 OFDI 强度对两种创新的异质性影响。系统探究和回答这些问题并甄别其中的因果关系，在理论层面上能为高技术制造企业提升创新绩效、实现全球价值链攀升提供新的视角和思路；在政策层面上能为推动高技术制造企业高质量“走出去”提供必要的经验支撑和有益的政策启示。

本文边际贡献包括：第一，从创新绩效异质性的角度，为现有研究结果提供新的诠释视角。将企业创新绩效分为突破性创新和迭代式创新，发现 OFDI 强度促进企业突破性创新，而对迭代式创新呈现倒 U 型影响。这就意味着随着 OFDI 强度的增加，企业对迭代式创新的追求意愿降低，从而可能在总体上降低企业的创新绩效，在统计结果上表现出 OFDI 强度与创新绩效的反向关系，从而解释了为什么 OFDI 对企业创新绩效影响存在着不同的效应这一现象。第二，丰富了调节作用的探讨。从高管海外经历视角，探讨影响高技术制造企业 OFDI 强度与企业突破性创新和迭代式创新之间关系的关键因素。第三，现有 OFDI 创新效应研究尚未深入探讨以异质性企业理论为基础的行业内结构效应，本文从动态演进视角量化和探讨企业间资源再配置引发的行业内结构效应在 OFDI 强度影响行业创新中的作用，深化了对企业 OFDI 强度与企业创新绩效之间关系的理解。

一、理论分析与研究假说

（一）高技术制造企业对外直接投资强度与企业创新

对外直接投资是推动全球科技创新的重要因素之一，特别是对高技术制造企业的创新绩效有诸多影响。一是有利于获取国外优质的研发资源。OFDI 强度的增加提升了企业接触国际技术前沿的机会，企业可以较为容易地获取追赶甚至超越世界技术前沿所需的专利技术、人才、资本和信息等要素，实现对全球研发资源的有效集中（Antonelli 等，2013；陈冬等，2021）。二是有利于实现内部研发资源的有效整合。高技术制造企业通过提升 OFDI 强度，可借助国际先进研发资源突破企业自身的研发

边界，在国际研发网络中占据重要节点，促进其与行业龙头企业、供应链上下游企业和国际研发服务机构开展合作，提升企业研发资源使用的效率，从而实现高技术制造企业与国际前沿技术研发企业的协同发展(蒋冠宏和蒋殿春，2014；黄栋等，2022)。三是有利于加速创新成果的转化。通过提升 OFDI 强度，企业可以更多地调动不同国家(地区)的优势资源和全球市场的潜力，帮助企业建立基于全球大市场的产销布局，缩短从研发成果到商业产品的转化周期，进而提升企业研发效率。四是有利于分摊研发风险与成本。高技术制造企业通过增加 OFDI 强度进军多个国际市场，通过跨国交流与合作实现技术互补和技术共生，从而有效地将包括企业研发活动在内的运营成本和投资风险在全球市场中进行分摊，化解“闭门造车”进行研发创新的风险(贾妮莎等，2020)。以上种种现象表明，OFDI 应该对企业创新绩效产生显著的促进作用(Griffith 等，2006；Zheng 等，2018)，但现有的经验研究却表现出自相矛盾的结果，其中一个被忽视的因素是企业创新绩效存在的异质性。

企业的创新绩效是企业进行创新活动所带来的成效，借鉴 Tong 等(2014)对企业创新绩效的划分，可将企业的创新划分为两种类型：一是以推动企业技术进步、以颠覆式创新获取竞争优势为目的的“高质量”的创新行为，即突破性创新(黎文靖和郑曼妮，2016)；二是采用快速原型设计、用户反馈改进、产品测试和重复迭代的创新方式，以实现持续的改进和优化，追求创新“数量”和“速度”的创新行为，即迭代式创新(徐翔等，2023)。具体而言，突破性创新是指企业进行创新活动所取得的技术上的成果，主要包括企业的产品质量、技术创新、生产效率等；迭代式创新是指企业以较小成本进行创新活动所取得的战略上的成果，主要包括企业的市场占有率、品牌知名度、商业模式创新等。两种创新绩效对企业的作用不能进行简单的价值判断，哪种创新绩效对企业更有价值，取决于企业对成本收益和战略目标的综合权衡。

高技术制造企业的 OFDI 行为往往是一个持续开展的过程，其投资强度会随着 OFDI 的持续开展而不断累积。在企业 OFDI 的初期，企业的技术水平与投资东道国往往存在一定的差距，基于成本收益的考虑，企业主要通过学习模仿先进技术，加速产品和技术的更新换代来提升创新水平，迭代式创新是企业 OFDI 初期必不可少的发展过程(Desai 等；2009；Jie 等，2016)；在高技术制造企业 OFDI 积累到一定强度之后，企业的技术水平渐渐比肩东道国，OFDI 开始服务于企业的战略目标，致力于突破性技术创新和新产品市场的开拓。此时，企业 OFDI 积累是一个必要的条件，原因在于创新是一项资本耗费巨大且风险收益不确定的行为，只有 OFDI 强度达到一定程度后，突破性创新才有可能出现。同时，随着投资强度的不断提升，高技术制造业 OFDI 企业会减少迭代式创新，逐渐专注于突破性创新。这是因为，一方面随着企业技术水平逐渐逼近东道国企业，随之而来的是企业间的技术壁垒或行业的技术天花板，投资企业不得不调整创新战略和研发计划，进行自主研发，将资源向突破性创新技术上倾斜，以便获得技术垄断的超额收益；另一方面，投资企业前期 OFDI 投入的积累为突破性创新提供了基础条件，企业可有更多的资源向突

破性创新技术部门配置，而减少迭代式创新行为，以获取更高的回报率。基于此，本文提出：

假说 1　高技术制造企业 OFDI 强度促进企业的突破性创新；

假说 2　高技术制造企业 OFDI 强度对企业迭代式创新先促进后抑制，呈现倒 U 型影响。

（二）高管海外经历的调节作用

高管海外经历对高技术制造企业 OFDI 强度的创新效应具有调节作用。第一，企业高管具有海外经历，可以缓解企业战略短视问题，使企业更加重视技术创新，致力于增强 OFDI 的技术溢出和知识溢出效应。研发创新是一项高成本且充满风险的投资过程，持续高额的投资是实现技术积累和技术创新的关键，管理层短视不利于企业开展创新活动。具有海外经历的高管受国外知识体系、价值观和公司治理理念的持续影响，熟知国际通用的专业技能知识和评价体系，能激发高管层的创新意愿、创新意识和创新能力，有利于高技术制造企业依据国际惯例和国际趋势进行战略决策，增加关乎企业长期发展的集约型、创新型研发活动，促进企业专注于突破性创新来获得垄断地位，避免企业因过度依赖迭代式创新而陷入重盈利、轻发展的短视陷阱之中（Donbesuur 等，2020）。同时，依据“烙印理论”，企业高管的海外教育和工作经历会塑造其特定的行为决策模式（戴维奇等，2016），对其之后的管理工作行为产生持续影响。海外归国人员因所受教育和所处环境与国内不同，形成了不同的思维模式和跨文化思考能力，可为企业决策提供国际视野的分析框架，进而提升企业管理层多元化水平（虞义华等，2018）。这意味着高管团队中具有海外经历的成员比例越高，其注意力越有可能聚焦于企业外部的技术变动趋势，最终引发企业倾向于创新投资。第二，高管海外经历有利于塑造企业家精神，激励企业家更好地利用 OFDI 推动企业寻求突破性创新（Buckley 等，2007）。一方面，有海外经历的高管往往具备自信、敢于冒险、乐观等企业家特质，其自信乐观的积极心态和冒险精神使得企业更能包容创新项目带来的不确定风险，从而在一定程度上提升 OFDI 企业参与国际创新合作项目的数量和深度。另一方面，企业自主创新具有不确定性大、成本高、周期长等不可避免的特点，且其最终的投资收益在很大程度上取决于高管自身的管理能力和解决问题的能力（代昀昊和孔东民，2017）。而具有海外经历的人员加入管理层，能为企业增添新鲜血液，提升企业管理层对整体决策的自信程度，进而有效激励高技术制造业 OFDI 企业的创新行为。第三，高管海外经历能提升海外人才认同感，优化企业内部创新资源配置。世界科技竞争引致全球人才竞争日趋激烈，为了提升企业在国际市场上的竞争力，需要主动发挥海外人才对科技创新的积极带动作用。高管海外经历的身份是海外人才归属感的象征，对具有相同经历的高素质人才有虹吸效应，能帮助企业通过增加海外研发人才投入的方式为企业创新提供先决条件。同时，有海外经历的高管不仅掌握了相对专业的技术知识储备，还兼具丰富的海内外社会关系网络，这些优势会对高端人才产生一种强大的吸引力，增强企业在国内外市场环境中的认同感（Montmartin 和 Herrera，

2015)，吸引更多的高学历和高技术人员聚集，促进企业创新投入结构的优化，提高技术创新水平。基于此，本文提出：

假说 3　高管海外经历正向调节高技术制造企业 OFDI 强度与企业突破性创新以及与迭代式创新之间的关系。

二、研究设计

(一)模型设定

1. 基准模型设定

本文被解释变量创新绩效是典型的离散非负整数计数数据，且样本数据分布中突破性创新和迭代式创新数据的方差均高于其均值，即创新绩效的数据测算结果存在过度离散情况，符合典型的负二项回归数据特征。借鉴王永贵和李霞(2023)的研究方法，使用面板固定效应的负二项回归模型对研究假说进行验证。为了区分突破性创新和迭代式创新，构建基准模型如下：

$$Binnov_{it} = \alpha + \beta_1 OFDIintens_{it} + \lambda_{it}\sum X_{it} + \xi + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$Iinnov_{it} = \alpha + \beta_1 OFDIintens_{it} + \beta_2 (OFDIintens_{it})^2 + \lambda_{it}\sum X_{it} + \xi + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(1)和式(2)中，下标的 i 和 t 分别表示企业和年份，$Binnov_{it}$ 表示突破性创新，$Iinnov_{it}$ 表示迭代式创新，$OFDIintens_{it}$ 为企业的对外直接投资强度，X_{it} 为控制变量集合，ξ 和 μ_t 分别表示行业固定效应和年份固定效应，ε_{it} 为随机扰动项。

2. 调节效应模型设定

高管海外经历调节效应的检验依旧采用固定效应的负二项回归模型，构建计量模型如下：

$$Binnov_{it} = \alpha + \varphi_1 OFDIintens_{it} \times OSback + \varphi_2 OFDIintens_{it} + \varphi_3 OSback + \lambda_{it}\sum X_{it} + \xi + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Iinnov_{it} = \alpha + \varphi_1 OFDIintens_{it} \times OSback + \varphi_2 (OFDIintens_{it})^2 \times OSback + \varphi_3 OFDIintens_{it} + \varphi_4 (OFDIintens_{it})^2 + \varphi_5 OSback + \lambda_{it}\sum X_{it} + \xi + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(3)和式(4)中，$OSback$ 表示高管海外经历，其他变量和下标与前文含义一致。

(二)研究样本与数据来源

本文选择中国高技术制造业 A 股上市公司作为研究样本。考虑到 2008 年发生了全球性金融危机，且 2009 年起中国企业加快了 OFDI 的步伐；2020 年爆发了全球性的新冠病毒疫情，对国际经济产生了较大的冲击，因此样本时间段选为 2009—2019 年。本文使用的数据来源于国泰安(CSMAR)数据库、万得(Wind)数据库、巨潮资讯网和同花顺财经。① 其

①国泰安(CSMAR)数据库是通过首都经济贸易大学图书馆进行访问，网址 https：//data-csmar-com-443. webvpn. cueb. edu. cn/(访问日期 2023-12-07)；万得(WIND)数据库是通过首都经济贸易大学经济学院内部数据库，使用电脑 APP 进行访问。巨潮资讯网的网址为 http：//www. cninfo. com. cn/new/index；同花顺财经的网址为 https：//www. 10jqka. com. cn/。

中，所有价值类数据均以 2007 年为基期进行了平减化处理，以便剔除通货膨胀因素。

首先，将 2021 年 8 月《境外投资企业名录》中的“境内投资者”名录、国泰安数据库“2009—2019 年上市公司名录”以及“上市公司关联交易文件 2009—2020 年”得到的关联方所在地为海外的上市公司名录进行匹配，得到 2009—2019 年有 OFDI 行为的 A 股上市公司名录。① 为防止遗漏样本，其子公司、合营企业和联营企业有 OFDI 行为的上市公司也被列入该名录。

其次，根据国家统计局《高技术产业（制造业）分类（2017）》、中国证监会《中国上市公司分类指引（2012 修订）》以及《国民经济行业分类（GB/T 4754-2017）》，对照确定以下八个行业为高技术制造业：C26 化学原料和化学制品制造业，C27 医药制造业，C34 通用设备制造业，C35 专用设备制造业，C37 铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业，C38 电气机械和器材制造业，C39 计算机、通信和其他电子设备制造业，C40 仪器仪表制造业。然后从 2009—2019 年有 OFDI 行为的 A 股上市公司名录中剔除非高技术制造业公司、上市不满 2 年的公司、因借壳上市或主营业务变更（行业代码前 2 位）或行业属性变更（行业代码第 1 位）而更名的公司、ST 公司和 *ST 公司后，得到本文的研究样本。

最后，根据 CSMAR 关联交易文件和上市公司年报，对最终样本建立一个高技术制造业上市公司对外直接投资数据库（自制数据库），包含样本企业的公司名称、证券代码、公司成立年份、上市年份、所属行业（二级分类）、行业代码（三位）、每次 OFDI 行为相关信息（投资年份、投资东道国、投资金额、子公司名称、海外经营范围、投资模式和经营方式）。剔除主要变量缺失的个体后，最终得到包含 581 家公司、3 176 个观测值的研究样本。

（三）变量选取与定义

1. 因变量

突破性创新（*Binnov*）和迭代式创新（*Iinnov*）。专利代表企业拥有的具有垄断性质的专有技术或工艺，是衡量企业创新产出最直接的方式。本文参照 Branstetter（2006）的研究，采用企业专利申请数量来度量企业创新绩效，根据企业创新绩效的异质性将企业创新分为突破性创新和迭代式创新。企业发明专利是关乎企业核心竞争力的关键技术，决定了企业的生存空间和发展趋势，因此使用发明专利申请量作为企业取得的突破性创新绩效具有合理性。而作为非发明专利，企业实用新型专利和外观设计专利的创新周期与创新成本较低，获得的创新收益有限，将非发明专利申请量作为迭代式创新的替代变量较为合适。具体地，根据高技术制造业上市公司的股票代码，匹配中国国家知识产权局（SIPO）发布的企业三种类型专利申请、专利授权等相关数据。在此基础上，对照中国认定的国际专利分类号（International

①《境外投资企业名录》数据来源为《中国企业境外投资机构名录》，网址 https://www.investgo.cn/channel/v3_0/project/oiiceHome.shtml?ic=&ici=&io=&investCountry=&investCompanyInner=&investCompanyOut=&pn=1（访问日期2021-08-01）。

Patent Calssification，PIC），识别出企业每年申请的发明和非发明专利个数，并取对数，以此分别作为突破性创新和迭代式创新的测算变量。

2. 自变量

对外直接投资强度（*OFDIintens*）。对企业 OFDI 的衡量一般有两种方式：一是判断企业是否进行 OFDI 活动的哑变量，多用于对 OFDI 这一行为的结果分析和影响因素识别；二是对 OFDI 的质量和数量的衡量。质量层面多是对企业开展 OFDI 后的资源整合、企业盈利和结构升级等效应进行衡量，存在一定的主观性，应用受限。数量层面多使用 OFDI 金额这一指标衡量，存在流量（*flow*）和存量（*stock*）之分。流量是指企业当年新增对海外子公司的投资额，体现了企业开放战略中 OFDI 金额的年度动态变化趋势；存量是指企业自成立年份到研究当年的累计 OFDI 总额，既能反映企业 OFDI 的持续性和长期性，又能反映企业对 OFDI 的重视程度。创新产出是一项需要长期投资的技术累积活动，需要客观性强、信息量更加丰富的存量指标来度量 OFDI 强度。因此，本文借鉴胡晨光和徐梅（2016）的测算方法，采用企业统计当年 OFDI 的累计投资存量总额占企业总资产的比重来表示 OFDI 强度。

3. 调节变量

高管海外经历（*OSback*）。本文采用企业高管中具有海外经历的人数占比衡量高管海外经历。首先是对高管的界定，现有研究对高管的界定普遍包括董事会、监事会和高级管理层中的企业成员（戚聿东等，2023）。本文排除了对企业创新活动等经营决策影响较小的监事和独立董事人员，将企业高管界定为包括董事（不包括独立董事）和高级管理层成员两类群体的加总。其次是对其海外经历进行判断，本文区分是否具有海外经历的标准为：是否具有一年以上的海外学习或工作经历。

4. 控制变量

借鉴齐绍洲等（2018）、王永贵和李霞（2023）的做法，本文从国泰安数据库和自制数据库中选取了可能影响企业创新绩效的控制变量：（1）企业年龄（*age*）。企业成立时间可能会从技术积累水平和资本存量等角度影响企业创新绩效，使用“ln（样本观测年-企业成立年份+1）”衡量。（2）企业规模（*size*）。考虑到主营业务收入在一定程度上决定了 OFDI 的强度，本文采用企业主营业务收入取自然对数表示企业的规模。（3）企业 OFDI 方式（*OFDImodel*）。根据通用 OFDI 分类方式，将 OFDI 分为绿地投资和跨国并购，将跨国并购投资赋值为“1”，其余赋值为“0”。（4）企业成长性（*growth*）。企业创新离不开企业的持续成长，本文使用企业营业收入的同比增长率表示企业成长性，计算方法为：（样本当年的营业收入-上一期营业收入）/上一期营业收入。（5）上一年绩效（*Lperform*）。企业创新可能存在路径依赖，同时，历史绩效也会影响企业的创新产出，本文使用样本考察年度上一期的净利润和总资产数据的比值作为上一年绩效的替代变量。（6）市场规模（*market*）。市场规模的大小会影响企业创新投入和创新产出的市场转化，本文采用样本考察当年的销售收入和营业成本比值的自然对数表示企业的市场规模。（7）企业负债率（*debtrate*）。负债率高意味着企业的盈利持续性较差，会导致企业创新投入的不确定性增加，本文用样本考察年度的企业负债总额与资产总额的比值衡量。（8）管理层持股（*Msharehold*）。管理层持股有利于企

业制定更加务实的长远发展战略，促进企业加大创新的力度，本文用样本考察年度的管理层持股数量与企业总股数量的比值表示。(9)CEO 政治关联(*CEOcon*)。手工整理企业 CEO 的任职经历情况，将 CEO 曾任或现任各级政府部门官员、人大代表、政协委员等职位的情况认定为 CEO 具有政治关联，并取值为“1”，否则取值为“0”。

5. 描述性统计

根据描述性统计分析结果可以发现[①]：从 OFDI 强度看，最小值为 8.517 2，最大值为 26.468 6，标准差为 2.569 9，表明不同企业之间的 OFDI 强度差异较大。从企业的创新绩效看，突破性创新的平均值为 0.924 5，中位数和最小值均为 0，标准差为 5.923 8；迭代式创新的平均值为 1.535 5，中位数和最小值均为 0，标准差为 10.719 2，说明目前中国高技术制造业 A 股上市公司的创新能力差异较大，大部分企业创新绩效偏低，提升空间很大，且突破性创新普遍低于迭代式创新。从高管海外经历上看，最小值为 0，最大值为 1，标准差为 1.24，表明不同企业之间高管海外经历差异性较为显著。

三、实证结果与分析

(一)基准回归

根据构建的计量模型，本文运用 Stata 17 软件对样本数据进行固定效应的负二项回归分析，所有模型均加入了控制变量，并控制了行业和年份的固定效应。基准回归结果如表 1 所示。列(1)显示高技术制造企业 OFDI 强度的系数在 1%的水平上显著为正，表明高技术制造企业 OFDI 强度的持续增加可以显著提升企业的突破性创新，验证了假说 1 的正确性。列(2)显示高技术制造企业 OFDI 强度的系数在 1%的水平上显著为正，但二次项的系数在 5%的水平上显著为负，表明高技术制造企业 OFDI 强度与企业迭代式创新之间存在倒 U 型关系，假说 2 得到验证。

列(3)和列(4)反映高管海外经历对高技术制造企业 OFDI 强度与突破性创新以及与迭代式创新之间关系的调节作用。由于研究结果显示高技术制造企业 OFDI 强度与迭代式创新之间为倒 U 型关系，即存在非线性关系，如若仅考虑一次项交互，可能不能完全反映出高管海外经历对 OFDI 强度与迭代式创新关系的调节作用。因此，为了准确验证高管海外经历存在的调节作用，本文参考 Haans 等(2016)、王海林和张丁(2021)处理非线性调节变量的方法，分别构建高技术制造企业 OFDI 强度一次项、二次项与高管海外经历的交互项，来探究高管海外经历对高技术制造企业 OFDI 强度与迭代式创新之间的调节作用。

列(3)显示高技术制造企业 OFDI 强度与高管海外经历交互项的系数在 1%的水平上显著为正，说明高管海外经历对高技术制造企业 OFDI 强度与企业突破性创新之间的关系起正向强化作用。列(4)显示高技术制造企业 OFDI 强度的一次项系数在 1%的水平上显著为正，二次项系数在 5%的水平上显著为负，说明在加入调节

①限于篇幅，变量描述性统计结果备索。凡备索资料均可登录对外经济贸易大学学术刊物编辑部网站“刊文补充数据查阅”栏目查询下载。

变量后，OFDI 强度与企业迭代式创新之间依然为倒 U 型关系。同时，高技术制造企业 OFDI 强度与高管海外经历交互项的系数在 5%的水平上显著为正，OFDI 强度二次项与高管海外经历交互项的系数在 1%的水平上显著为负，表明高管海外经历对高技术制造企业 OFDI 强度与企业迭代式创新之间的倒 U 型关系起到强化作用①。通过图 1 的拟合曲线，可以更加直观地看出高管海外经历使倒 U 型曲线变得更加陡峭，说明了调节变量的强化作用，假说 3 得到支持。

表 1　基准回归结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)
	Binnov	*Iinnov*	*Binnov*	*Iinnov*
OFDIintens	0.082 6*** (0.004 2)	0.323 6*** (0.073 4)	0.102 8*** (0.045 8)	0.234 2*** (0.081 3)
$OFDIintens^2$	—	−0.102 4** (0.044 2)	—	−0.016 3** (0.009 4)
OSback	—	—	0.345 8** (0.116 2)	0.245 2** (0.099 3)
OFDIintens×*OSback*	—	—	0.003 2*** (0.000 6)	0.440 1** (0.181 4)
$OFDIintens^2$×*OSback*	—	—	—	−0.014 9*** (0.004 0)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
Prob>chi2	0.001 1	0.000 0	0.000 0	0.000 0
观测值	3 176	3 176	3 176	3 176

注：*、** 和 *** 分别表示估计数值在 10%、5%和 1%的水平上显著，括号内为聚类稳健标准误。下表同。

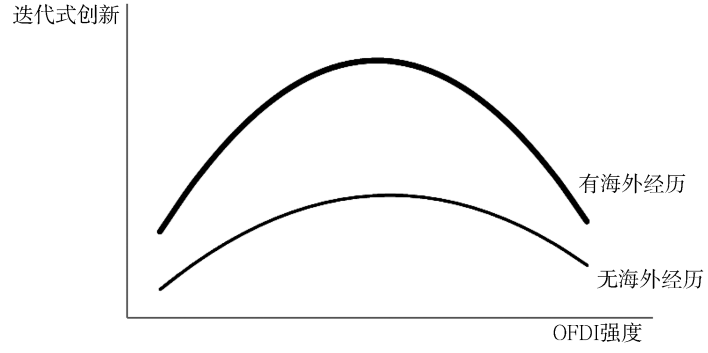

图 1　倒 U 型曲线关系调节效应拟合图

①根据 Haans 等(2016)、王海林和张丁(2021)有关倒 U 型曲线关系调节效应的研究，在解释变量一次项系数显著为正且二次项系数显著为负的情况下，当一次项与调节变量交互项的系数显著为正、二次项与调节变量交互项的系数显著为负时，表明调节变量使倒 U 型曲线变得更加陡峭，即调节变量强化了解释变量与被解释变量之间的关系；当一次项与调节变量交互项的系数显著为负、二次项与调节变量交互项的系数显著为正时，表明调节变量使倒 U 型曲线变得更加平坦，即调节变量弱化了解释变量与被解释变量之间的关系。

综上，高管海外经历会强化 OFDI 强度与企业异质性创新绩效之间的关系，即高管海外经历强化了企业 OFDI 强度对突破性创新的促进作用，同时也会基于成本和收益的考虑，推动 OFDI 对迭代式创新的寻求。但随着 OFDI 强度的增加，高管海外经历会抑制企业的迭代式创新。

(二)稳健性检验

1. 调整主要变量的度量方式

对于解释变量，以 OFDI 累计存量总额和企业营业收入之比作为 OFDI 强度的替换指标进行稳健性检验。对于被解释变量，以发明专利授权量作为突破性创新的替代指标，以实用新型和外观设计专利授权量之和作为迭代式创新的替代指标，并在此基础上考察高管海外经历的调节效应，结果如表 2 所示。列(1)显示，高技术制造企业 OFDI 强度系数在 1%的水平上显著为正，与基准结果一致；列(2)显示，高技术制造企业 OFDI 强度与迭代式创新的一阶系数在 5%的水平上显著为正，其二次项的回归系数在 10%的水平上显著为负，与前文结果一致，假说 2 仍然得到支持。列(3)和列(4)的回归结果与基准结果基本一致，验证了基准回归结果的稳健性。

表 2　调整变量测算方法的稳健性检验

项目	(1)	(2)	(3)	(4)
	Binnov	*Iinnov*	*Binnov*	*Iinnov*
OFDIintens	0.242 9***	1.344 6**	0.115 1***	0.188 0***
	(0.087 4)	(0.157 2)	(0.001 9)	(0.052 9)
$OFDIintens^2$	—	−0.0717*	—	−0.091 0**
		(0.0409)		(0.044 9)
OSback	—	—	0.392 8**	0.278 8***
			(0.160 7)	(0.085 8)
OFDIintens×*OSback*	—	—	0.278 8***	0.096 5*
			(0.085 8)	(0.0555)
$OFDIintens^2$×*OSback*	—	—	—	−0.144 6***
				(0.080 4)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
Prob>chi2	0.000 0	0.000 1	0.002 1	0.000 0
观测值	3 176	3 176	3 176	3 176

2. 内生性问题处理

考虑到企业自身的创新动机和能力与 OFDI 强度可能存在反向因果关系，以及可能存在影响企业创新绩效提升的样本选择偏误，本文采用缓解双向因果关系问题常用的工具变量法(IV)和解决样本选择偏误问题常用的倾向得分匹配法(PSM)，分别对可能存在的内生性问题进行处理。

工具变量法。本文使用的工具变量有两类，一类是借鉴杨连星等(2019)的做法，选取样本期内中国是否已与 OFDI 投资东道国(地区)签订双边投资协定的哑变量作为工具变量 *IV*1。双边投资协定为企业 OFDI 提供了重要的政策支持和制度保障，能产生积极的投资引导作用，进而会影响企业的 OFDI 强度，但与投资母国企业的企业创新绩效无关，因此符合工具变量选取的要求。本文通过手工搜索中国商务部网站公布的与中国签订双边投资协定的国家(地区)数据，并将其与高技术制造业企业 OFDI 目的国(地区)进行对照赋值为“0”或“1”①。另一类是参考王永贵和李霞(2023)的做法，考虑到地区—行业的 OFDI 强度无法对企业层面的创新行为产生影响，但会因“同群效应”影响企业的 OFDI 强度，故选取企业 OFDI 强度在企业所在地区和行业层面的算术平均值作为工具变量 *IV*2。从高技术制造企业注册地区和所属行业两个层级对企业 OFDI 额进行分类汇总，然后除以地区—行业层面的企业数量，获得每个地区不同的高技术制造企业 OFDI 强度的均值。本文使用两阶段最小二乘法方法进行工具变量(IV-2SLS)估计，表 3 列(1)至列(4)分别报告了 IV-2SLS 第一阶段和第二阶段的计量结果。第一阶段回归结果表明，工具变量双边投资协定哑变量(*IV*1)与 OFDI 强度地区—行业平均值(*IV*2)选取有效，工具变量与高技术制造企业 OFDI 强度之间的回归结果在 1%水平下显著为正，表明存在较强的相关性。第二阶段回归中 F 统计量为 549.116 和 238.421，不存在“弱工具变量”问题。结果表明，在缓解内生性问题之后，突破性创新和迭代式创新对高技术制造企业 OFDI 强度的回归系数及其显著性与基准回归结果基本一致，验证了回归结果的可靠性。

倾向得分匹配法。根据新新贸易理论，企业对外直接投资可能存在自选择效应，本文采用倾向得分匹配法进行检验，以消除可能存在的内生性。借鉴王永贵和李霞(2023)的处理方式，首先根据高技术制造企业 OFDI 强度，与其行业均值的比较将样本数据分为高 OFDI 强度组与低 OFDI 强度组，区分高、低组进行匹配的原因是研究样本是以 OFDI 强度为主要解释变量，使用高和低 OFDI 强度的分组与本文解释变量衡量具有前后一致性。然后，将企业年龄、企业规模、企业 OFDI 类型、企业成长性、上一年绩效、市场规模、企业负债率、管理层持股比例以及 CEO 政治关联作为匹配变量，采用最邻近 1∶1 匹配法，共获得有效匹配的 2 072 个样本数据。最后，根据匹配后的数据再次进行检验分析。回归结果见表 3 列(5)和列(6)，与前文基准回归结果的正负号和显著性基本一致，表明本文的研究结论依旧稳健可信。

①企业可能存在多个投资目的国(地区)，而本文的主要关注对象是耗资巨大的 OFDI 行为的创新绩效，为具有代表性和研究的方便，将企业对外直接投资额占比最高的国家认定为企业唯一的投资目的国(地区)。

表 3　内生性检验

项目	内生性检验：IV-2SLS				PSM 检验结果	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	*Binnov*	*Iinnov*
	OFDIintens	*Binnov*	*OFDIintens*	*Iinnov*		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
*IV*1	0.819 4*** (0.021 3)	—	—	—	—	—
*IV*2	—	—	0.021 1*** (0.023 4)	—	—	—
OFDIintens	—	0.300 5*** (0.055 5)	—	0.482 0*** (0.073 0)	0.224 3** (0.112 2)	0.205 8* (0.114 0)
$OFDIintens^2$	—	—	—	−0.215 6** (0.102 7)	—	−0.140 5* (0.0741)
OSback	—	0.105 6*** (0.035 8)	—	0.018 2** 0.009 1	0.200 6** (0.100 5)	0.034 4 (0.041 7)
OFDIintens×*OSback*	—	0.278 2** (0.138 5)	—	0.172 8*** (0.062 9)	0.224 6** (0.106 1)	0.203 2** (0.099 3)
$OFDIintens^2$×*OSback*	—	—	—	−0.068 7*** (0.030 0)	—	−0.120 7*** (0.024 6)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
KP rk LM	—	375.614 (0.000 0)	—	427.243 (0.000 0)	—	—
F 统计量	—	549.116	—	238.421	—	—
R^2	0.450 2	0.205 0	0.413 1	0.189 4	0.210 5	0.173 9
观测值	3 176	3 176	3 176	3 176	2 072	2 072

(三)异质性分析

1. 企业所有制类型

基于中国特殊的国情，按照企业所有制差异，将高技术制造企业分为国有企业与非国有企业，分组回归的结果见表 4。结果显示，在国有企业中，高技术制造企业 OFDI 强度对企业的突破性创新具有正向促进作用，对迭代式创新呈现倒 U 型影响，这与基准回归结果一致，表明国有企业 OFDI 强度的增加会促进突破式创新，超过一定程度后会抑制迭代式创新。在非国有企业中，OFDI 强度显著促进了企业突破性创新和迭代式创新，这种正向促进作用在加入 OFDI 强度二次项后依旧存在，表明 OFDI 强度促进了非国有企业两种创新绩效的提升。可能原因是非国有企业往往面临着优胜劣汰的市场化运行体制，若 OFDI 不能给企业带来创新效益，企业就不会继续进行 OFDI 活动。而国有企业则不同，其 OFDI 动机经常夹杂着全球战略布局的意图，较高强度的 OFDI 代表着国家需要在这一技术上取得突破性进展，因此会抑制企业进行与投资战略不一致的迭代式创新行为。考虑到高管海外经历的调节效应，发现在国有企业中，高管海外经历会增强 OFDI 强度对企业迭代式创新的倒 U 型影响，可能原因在于国有企业承担了一些非市场功能，高管对其战

略发展目标和发展模式改革的影响有限。在非国有企业中，高管海外经历可以有效激励 OFDI 企业进行迭代式创新，却没有出现显著的抑制作用。

表 4　异质性分析

项目	国有企业		非国有企业		OECD		非 OECD	
	Binnov	*Iinnov*	*Binnov*	*Iinnov*	*Binnov*	*Iinnov*	*Binnov*	*Iinnov*
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
OFDIintens	0.203 2**	0.195 3**	0.121 4***	0.341 8***	0.003 4***	0.130 7***	0.220 3	0.230 5***
	(0.099 3)	(0.035 8)	(0.037 3)	(0.027 3)	(0.000 4)	(0.036 4)	(0.042 5)	(0.020 9)
$OFDIintens^2$	—	−0.350 9***	—	0.217 5**	—	−0.228 3***	—	0.217 1**
		(0.044 4)		(0.101 3)		(0.011 4)		(0.101 3)
OSback	−0.046 5*	0.331 0***	0.052 0***	0.035 8*	0.037 8*	0.087 5	0.062 5**	0.046 2*
	(0.024 4)	(0.020 0)	(0.027 0)	(0.023 1)	(0.075 8)	(0.034 7)	(0.038 6)	(0.032 6)
OFDIintens× *OSback*	0.117 9**	0.202 8***	0.013 9**	0.153 7***	0.200 1**	0.237 1***	0.136 8***	0.162 7***
	(0.053 9)	(0.052 8)	(0.025 1)	(0.036 1)	(0.091 2)	(0.062 7)	(0.035 7)	(0.036 1)
$OFDIintens^2$× *OSback*	—	−0.017 1***	—	−0.037 2	—	0.026 9***	—	−0.007 9
		(0.005 4)		(0.084 1)		(0.003 6)		(0.284 6)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
Prob>chi2	0.000 0	0.000 1	0.000 0	0.000 1	0.000 0	0.000 1	0.000 0	0.000 1
观测值	3 176	3 176	3 176	3 176	3 176	3 176	3 176	3 176

2. OFDI 投资东道国

根据高技术制造企业 OFDI 投资东道国的经济发展水平，将样本分为投资东道国为 OECD 国家的企业和非 OECD 国家的企业。其中企业可能存在多个投资东道国，本文将企业 OFDI 额占比最高的国家认定为投资东道国，表 4 列(5)和列(6)为投资东道国为 OECD 国家的回归结果，列(7)和列(8)为非 OECD 国家的回归结果。结果表明，高技术制造业对外投资东道国为 OECD 国家的投资行为能够促进企业的突破性创新，更高的 OFDI 强度依旧抑制迭代式创新。可能原因在于企业投资 OECD 国家大概率是以寻求突破性技术为目的。对外投资东道国为非 OECD 国家的投资行为有利于提升迭代式创新，对突破性创新作用不明显。由此可以看出，中国高技术制造企业 OFDI 行为正在推动形成“以我为主”的产业链外循环。具体而言，投资 OECD 国家能够获取先进技术和知识，促进母国企业突破性创新能力的提升以占据产业链高端；投资非 OECD 国家能够促进产品的迭代式创新以占据海外市场，最终促进国内国际双循环。考虑到企业高管海外经历的调节作用，研究结果表明高管海外经历会正向调节高技术制造企业 OFDI 强度，促进企业创新绩效的进程。可能的原因是不同国家存在文化、价值观和制度环境的差异性，具有海外学习或工作经历的高管可以帮助企业更好地入乡随俗，降低因文化差异或管理理念分歧导致的效率损失，有助于 OFDI 企业更好地整合外部资源，提升创新能力。

四、进一步分析：行业资源再配置效应检验

前文从微观层面分析了中国高技术制造企业 OFDI 强度对企业突破性创新和迭代式创新的影响，并分析了高管海外经历的调节作用，接下来重点关注高技术制造企业 OFDI 是否可以通过改变行业资源配置结构来影响行业总体的技术创新绩效。借鉴毛其淋和许家云(2017)的做法，从行业层面对创新绩效进行分解，将高技术制造业行业创新绩效的变动分解为行业静态创新效应和行业狭义资源再配置效应两个层次。第一个层次的行业静态创新效应可以分解为企业内效应和企业间效应：前者反映的是每个在位企业当期和前一期的市场占比保持不变，即剔除由于市场占有率变动带来的行业创新绩效增长，由企业相对纯粹的创新绩效变动引起的行业总体创新绩效变动；后者是假设每个在位企业在当期和前一期的创新绩效保持不变，由于在位企业的市场占有率变动引致的行业总体创新绩效变动。第二个层次行业狭义资源再配置效应可以分解为进入效应和退出效应：前者是指由新企业进入市场引起的行业总体创新绩效变化；后者表示企业退出市场带来的行业总体创新绩效变化。其中，企业间效应、进入效应和退出效应之和称为广义的资源再配置效应。那么，高技术制造业行业总体创新绩效的变化主要是由企业内效应还是由广义资源再配置效应引起的？

为了回答上述问题，首先计算行业层面的创新绩效：

$$IE_{ft} = \sum_{i \in \Theta f} \omega_{it} \times \ln innovation_{it} \tag{5}$$

式(5)中，下标的 i、f 和 t 分别表示企业、行业和年份；Θf 代表高技术制造行业 f 中所有企业的集合；ω_{it} 表示企业占行业总体规模的比重，本文用企业产值与行业工业总产值的比值赋予权重；$innovation_{it}$ 表示企业 i 在 t 年的创新绩效。行业 f 从 $t-1$ 期到 t 期的创新绩效的总变动为：

$$\Delta IE_{ft} = \sum_{i \in (H,\ EN)} \omega_{it} \times \ln innovation_{it} - \sum_{i \in (H,\ EX)} \omega_{it-1} \times \ln innovation_{it-1} \tag{6}$$

式(6)中，H 为在位企业的集合，EN 和 EX 分别为进入企业和退出企业的集合。按照毛其淋和许家云(2017)的做法，高技术制造业行业层面的创新绩效可以分解为：

$$\begin{aligned}\Delta IE_{ft} = & \underbrace{\sum_{i \in (H)} \overline{\omega_i} \times (\ln innovation_{it} - \ln innovation_{it-1})}_{\text{企业内效应}} + \\ & \underbrace{\sum_{i \in (H)} (\omega_{it} - \omega_{it-1}) \times (\overline{\ln innovation_i} - \overline{IE_f})}_{\text{企业间效应}} + \\ & \underbrace{\sum_{i \in (EN)} \omega_{it} \times (\ln innovation_{it} - \overline{IE_f})}_{\text{进入效应}} - \underbrace{\sum_{i \in (EX)} \omega_{it-1} \times (\ln innovation_{it-1} - \overline{IE_f})}_{\text{退出效应}}\end{aligned} \tag{7}$$

式(7)中，企业平均创新绩效 $\overline{\ln innovation_i} = \dfrac{\ln innovation_{it} + \ln innovation_{it-1}}{2}$，行业平均创新绩效 $\overline{IE_f} = \dfrac{IE_{ft} + IE_{ft-1}}{2}$，权重 $\overline{\omega_i} = \dfrac{\omega_{it} + \omega_{it-1}}{2}$。值得注意的是，当高技

术制造业中“退出企业”的创新绩效低于行业平均创新绩效时，企业退出效应将大于“0”。式(7)中，第一项为“企业内效应”，用 ΔIE_{it}^{1} 表示；第二项为“企业间效应”，记为 ΔIE_{it}^{2} ；第三项为“企业进入效应”，记为 ΔIE_{ft}^{3} ；第四项为“企业退出效应”，记为 ΔIE_{ft}^{4} ；“企业进入效应”和“企业退出效应”之和为狭义的资源再配置效应，记为 ΔIE_{ft}^{5} ；第二、第三和第四项之和为广义的资源再配置效应，记为 ΔIE_{ft}^{6} 。

表 5 报告了 2009—2019 年高技术制造业行业层面创新绩效的分解结果。从表中可以看出，行业创新绩效的年平均增长幅度为 0.087 2。而其中企业内效应为 0.063 2，贡献率达到 72.43%，说明在位企业创新绩效的提升是行业层面创新绩效变动的主要原因。贡献较大的是企业的退出效应 0.039 9，对高技术制造业行业总体创新绩效的增长影响为 59.29%，表明高技术制造业行业竞争比较激烈，创新绩效低于行业平均值的企业在市场竞争中被淘汰。反观企业间效应为 0.003 7，对行业总体创新绩效贡献仅为 4.24%，表明在位企业的市场规模扩张程度在短时间内变动不大。值得关注的是，企业进入效应为-0.019 6，意味着新进入市场企业的创新绩效普遍低于行业总体均值，进而降低了行业整体创新绩效水平。原因可能是在观察期内新进入的企业正处于起步期，其资本规模、市场竞争力与在位企业相比暂不具备竞争力，整体上创新绩效提升空间有限。狭义的资源再配置效应达到了 0.020 3，对行业总体平均创新绩效的贡献率达为 36.81%。广义的资源再配置效应对行业总体创新绩效的贡献率达到了 41.11%。由此看来，广义资源再配置效应对行业创新绩效提升具有比较重要的地位。

表 5　行业创新绩效变动的分解结果

总变动	企业内效应	企业间效应	企业进入效应	企业退出效应	企业进入和退出效应	资源再配置效应
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)=(4)+(5)	(7)=(3)+(6)
0.087 2	0.063 2	0.003 7	-0.019 6	0.039 9	0.020 3	0.024 0
—	(72.43%)	(4.24%)	(-22.48%)	(59.29%)	(36.81%)	(41.11%)

注：括号中的数是各个对应项对行业创新绩效的贡献率。

基于以上对行业创新绩效分解结果的分析，本文进一步构建计量模型来分析资源再配置效应是不是企业 OFDI 强度影响行业创新绩效的重要渠道：

$$IE_{ft} = \varphi_0 + \varphi_1 OFDIintens_{it} + \varphi_2 X_{it} + \xi + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

式(8)中，IE_{ft} 为前文计算得出的 ΔIE_{ft} 、ΔIE_{ft}^{s}（$s=1$，$2\cdots\cdots6$），表示行业创新绩效变动及各项分解效应，其他指标涵义与前文相同。

表 6 报告了基于模型式(8)的计量结果。列(1)是以行业总体创新绩效为被解释变量的估计结果，表明企业 OFDI 强度在 1%的置信水平上显著促进了高技术制造业行业的创新绩效。列(2)至列(7)是用以上分解项作为被解释变量的回归结果。从列(2)和列(5)可以看出，企业 OFDI 强度对企业内效应和退出效应具有显著的正向影响，即企业 OFDI 强度一方面可以显著提高在位企业的创新绩效；企业参与 OFDI 会加

剧本地市场竞争，加速竞争力较低以及创新绩效较低的企业退出市场，从而推动行业创新绩效的提升。列(3)显示企业 OFDI 强度对企业间效应影响在 1%的置信水平上显著为负，表明企业 OFDI 强度会抵消不同企业市场占有率变动对行业创新绩效的促进作用，并引致负向的抑制创新的作用，可能的原因是企业 OFDI 变动的当年可能会因资本外流挤占投资本地市场的规模。列(4)显示企业 OFDI 强度对进入效应在 1%的置信水平上产生负向影响，原因在于新进入市场的企业在市场规模上的局限，以及创新需要时间和技术积累，这类企业的创新绩效可能会低于行业平均水平。从列(6)和列(7)可以看出，企业 OFDI 强度的估计系数显著为正，表明企业高强度的 OFDI 通过资源再配置效应显著提升了行业创新绩效，且列(7)的系数显著为正，说明广义资源再配置效应是企业 OFDI 推动行业创新绩效提升的重要渠道。

表 6　OFDI 对行业创新绩效变动的影响

项目	被解释变量：行业创新绩效						
	总变动	企业内效应	企业间效应	进入效应	退出效应	狭义资源再配置效应	广义资源再配置效应
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
OFDIintens	0.192 1*** (0.024)	0.016 7*** (0.004)	−0.014 2*** (0.006)	−0.051 3*** (0.008)	0.241 7*** (0.026)	0.213 6*** (0.013)	0.172 8*** (0.023)
Constant	0.623 7*** (0.036)	−0.033 2** (0.023)	0.323 8*** (0.015)	0.021 4 (0.032)	0.293 4*** (0.042)	0.317 4*** (0.037)	0.743 5*** (0.026)
样本量	3 176	3 176	3 176	3 176	3 176	3 176	3 176
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是
Overall_R^2	0.825 1	0.335 8	0.624 6	0.423 3	0.625 7	0.725 4	0.873 4
Between_R^2	0.835 6	0.215 3	0.672 3	0.382 5	0.626 3	0.736 5	0.824 7
Within_R^2	0.714 3	0.314 6	0.513 5	0.415 3	0.679 3	0.716 3	0.782 9

五、结论与启示

本文以中国 A 股高技术制造企业上市公司 2009—2019 年的数据作为样本，实证检验了高技术制造企业 OFDI 强度对企业突破性创新和迭代式创新的影响，以及高管海外经历在其中的调节作用，同时还考察了不同的企业所有制和投资东道国的异质性结果。研究发现，高技术制造企业 OFDI 强度正向影响企业突破性创新，但高技术制造企业 OFDI 强度和企业迭代式创新之间存在倒 U 型关系。在此基础上，高管海外经历强化了高技术制造企业 OFDI 强度与企业突破性创新之间的促进关系，强化了高技术制造企业 OFDI 强度和企业迭代式创新之间的倒 U 型关系。异质性分析发现，OFDI 强度显著促进了国有企业的突破式创新，对国有企业的迭代式创新存在倒 U 型影响，而对于非国有企业，OFDI 强度显著提升了其突破式创新和迭代式创新绩效。OFDI 东道国为 OECD 国

家有利于提升突破性创新，对迭代式创新依旧存在倒 U 型影响，而 OFDI 东道国为非 OECD 国家的投资行为有利于提升迭代式创新，对突破性创新作用不明显。进一步地，本文从行业层面对行业创新绩效指标进行分解，研究结果表明狭义的资源再配置效应对创新绩效的贡献为 36.81%，广义的资源再配置效应的贡献为 41.11%。相关的实证结果表明资源再配置效应是 OFDI 推动行业整体创新绩效提升的重要渠道。

在实现中国科技自立自强的现实背景下，突破性创新是解决“卡脖子”技术问题的关键。若要通过突破性创新赶超国际一流企业，抢占国际市场份额，提升全球价值链位置，企业更应致力于通过 OFDI 促进企业的突破性创新。迭代式创新对于较低规模 OFDI 企业的生存和发展固然重要，但并非长久之计，因为在市场化水平逐渐提升的世界市场上，高技术制造企业的核心竞争力始终是关键核心技术，若不突破关键核心技术就会陷入无限迭代更新的循环中。研究结果表明高技术制造企业 OFDI 强度越高越有利于获得突破性创新，较低 OFDI 强度更有利于企业开展迭代式创新活动，高管海外经历强化了上述关系。因此，高技术制造企业应根据 OFDI 的强度适时选择突破性创新或迭代式创新，根据自身发展情况和战略目标进行创新方向的布局，以实现创新领先和市场领先。同时，高技术制造企业可以积极引进和培养具有海外经历的高管，主动借助具有海外经历高管的力量帮助企业更好地适应国际市场环境，提升企业 OFDI 的创新绩效，从而有效保持企业的创新活力。对于政策制定的启示在于：一方面政府需要关注微观企业的 OFDI 强度，制定相关政策支持“走出去”的企业进一步提升 OFDI 强度，以获得更多的突破性创新成果；另一方面，政府可以考虑设立专项基金，支持高技术制造企业引进具有海外经历的高管，优化相关政策，吸引更多具有先进管理理念和创新思维的国际化人才。

尽管本文提出高技术制造企业 OFDI 强度对不同类型的创新绩效有差异性影响，但并未充分打开 OFDI 强度影响企业创新过程的“黑箱”，后续研究可以进一步探究其他的可能影响路径。例如，基于本文的研究结果，未来可以探究制度环境、融资约束、知识溢出等变量的中介作用。此外，本文主要探究了高管海外经历对高技术制造企业 OFDI 强度与企业不同类型创新绩效关系的调节作用，未来还可以探讨其他影响 OFDI 创新效应的可能边界条件。例如，从企业外部治理因素考虑，探究产业政策、环境规制、政府补贴、媒体以及舆论监督等因素的调节作用；从企业内部治理因素考虑，则可以探讨数字化转型、高管政治关联、人工智能、高管性格等因素的影响。

[参考文献]

[1]陈冬，周慧，吴佳慧．对外直接投资速度、研发国际化与企业创新[J]．会计与经济研究，2021，35(5)：79-96.

[2]陈菲琼，钟芳芳，陈珧．中国对外直接投资与技术创新研究[J]．浙江大学学报(人文社会科学版)，2013，43(4)：170-181.

[3]陈晓林，陈培如．知识产权保护与对外直接投资逆向技术溢出——基于南北产品周期模型的分析[J]．国际贸易问题，2021(11)：157-174.

[4]代昀昊，孔东民．高管海外经历是否能提升企业投资效率[J]．世界经济，2017，40(1)：168-192.

[5]戴维奇，刘洋，廖明情．烙印效应：民营企业谁在“不务正业”[J]．管理世界，2016(5)：99-115+187-188.

[6]董有德，孟醒．OFDI、逆向技术溢出与国内企业创新能力——基于我国分价值链数据的检验[J]．国际贸易问题，2014(4)：120-129.
[7]付永萍，马永．对外直接投资对战略性新兴企业创新绩效的影响研究[J]．湖南社会科学，2015(4)：132-136.
[8]胡晨光，徐梅．OFDI 强度、研发强度与中国大中型工业企业经营绩效——基于中介效应与调节效应视角的研究[J]．经济学家，2016(4)：88-95.
[9]黄栋，方宏，王益民．国际化节奏视角下对外直接投资广度对创新绩效的影响研究[J]．山东社会科学，2022(7)：177-184.
[10]贾妮莎，韩永辉，雷宏振．中国企业对外直接投资的创新效应研究[J]．科研管理，2020(5)：122-130.
[11]蒋冠宏，蒋殿春．中国工业企业对外直接投资与企业生产率进步[J]．世界经济，2014(9)：53-76.
[12]黎文靖，郑曼妮．实质性创新还是策略性创新——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]．经济研究，2016(4)：60-73.
[13]李思慧，于津平．对外直接投资与企业创新效率[J]．国际贸易问题，2016(2)：28-38.
[14]毛其淋，许家云．中间品贸易自由化提高了企业加成率吗——来自中国的证据[J]．经济学(季刊)，2017，16(2)：485-524.
[15]明秀南，阎虹戎，冼国明．对外直接投资对企业创新的影响分析[J]．南方经济，2019(5)：39-55.
[16]戚聿东，张倩琳，于潇宇．高管海外经历促进技术创新的机理与路径[J]．经济学动态，2023(2)：52-70.
[17]齐绍洲，林屾，崔静波．环境权益交易市场能否诱发绿色创新——基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]．经济研究，2018，53(12)：129-143.
[18]徐翔，赵墨非，李涛，等．数据要素与企业创新：基于研发竞争的视角[J]．经济研究，2023，58(2)：39-56.
[19]王海林，张丁．国家审计对国有企业风险承担的治理效应：促进还是抑制——基于审计公告语调的分析[J]．会计研究，2021(10)：152-165.
[20]王永贵，李霞．促进还是抑制：政府研发补助对企业绿色创新绩效的影响[J]．中国工业经济，2023(2)：131-149.
[21]杨连星，沈超海，殷德生．对外直接投资如何影响企业产出[J]．世界经济，2019，42(4)：77-100.
[22]虞义华，赵奇锋，鞠晓生．发明家高管与企业创新[J]．中国工业经济，2018(3)：136-154.
[23]赵宸宇，李雪松．对外直接投资与企业技术创新——基于中国上市公司微观数据的实证研究[J]．国际贸易问题，2017(6)：105-117.
[24]ANTONELLI C，CRESPI F，SCELLATO G. Internal and External Factors in Innovation Persistence[J]. Economics of Innovation and New Technology，2013，22(3)：256-280.
[25]BAI X，CHENG J，SUN X. Outward Foreign Direct Investment and Innovation Performance：Evidence from Chinese Firms[J]. International Business Review，2020，29(1)：164.
[26]BLIND K，MANGELSDORF A. The Impact of Foreign Direct Investment on Innovation In Developing Countries：Evidence From German Firm Data[J]. The Journal Of Technology Transfer，2018，91(3)：793-815.
[27]BRANSTETTER L. Is Foreign Direct Investment A Channel of Knowledge Spillovers? Evidence from Japan's FDI in the United States[J]. Journal of Inter-national Economics，2006，68(2)：325-344.
[28]BUCKLEY P，CLEGG J，CROSS A，et al. The Determinants of Chinese Outward Foreign Direct Investment[J]. Journal of International Business Studies，2007，38(5)：499-518.
[29]DESAI M，FOLEY F，HINES J. Domestic Effects of The Foreign Activities of US Multinationals[J]. Amecican Economic Journal：Econamic Policy，2009，1(2)：181-203.
[30]DONBESUUR F，AMPONG GOA，OWUSU-YIRENKYI D，et al. Technological Innovation，Organizational Innovation and International Performance of SMEs：The Moderating Role of Domestic Institutional Environment[J]. Technological Forecasting And Social Change，2020 (5)：161-120.
[31]GRIFFITH R，HARRISON R，REENEN J. 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[J]. American Economic Review，2006，96(4)：1859-1875.
[32]HAANS R F J，PIETERS C，HE Z. Thinking about U：Theorizing and Testing U-and Inverted U-shaped Relationships in Strategy Research[J]. Strategic Management Journal，2016，37(7)：1177-1195.
[33]JIA X. FDI，Innovation and Green Development：A Panel Data Analysis of Chinese Cities[J]. Journal of Cleaner Production，2021，29(4)：125.

[34]JIE WU, CHENGQI WANG, JUNJIE HONG, et al. Internationalization and Innovation Performance of Emerging Market Enterprises: The Role of Host-country Institutions Development[J]. Journal of World Business, 2016, 51(2): 251-263.
[35]MONTMARTIN B, HERRERA M. Internal and External Effects of R&D Subsidies and Fiscal Incentives: Empirical Evidence Using Spatial Dynamic Panel Models[J]. Research Policy, 2015(5): 1065-1079.
[36]PIVA E, TANI M. The Impact of Foreign Direct Investment on Innovation in Developing Countries: A Review of The Empirical Literature[J]. Eurasian Business Review, 2021 (1): 1-32.
[37]SHENG S, LI Y, WANG M, et al. How Does Outward Foreign Direct Investment Affect Innovation in Chinese Manufacturing Firms? The Role of Resource Allocation Efficiency and Management Capability[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2020(2): 157.
[38]TONG T W, HE W, HE Z W, et al. Patent Regime Shift and Firm Innovation: Evidence from The Second Amendment to China's Patent Law[J]. Academy of Management Annual Meeting Proceedings, 2014 (1): 14174.
[39]SHANGJIN WEI, ZHUAN XIE, XIAOBIN ZHANG. From "Made in China" to "Innovated in China": Necessity, Prospect, and Challenges[J]. Journal of Economics, 2013, 27(7): 7-17.
[40]ZHENG LI, JUN LI, BIN HE. Does Foreign Direct Investment Enhance or Inhibit Regional Innovation Efficiency: Evidence From China[J]. Chinese Management Studies, 2018, 1(12): 35-55.

Outward Foreign Direct Investment Intensity and Company Innovation Performance —Research Based on Chinese High-tech Manufacturing Companies

LIU Hong, YI Haifeng, WU Ruonan

(School of Economics, Capital University of Economics and Business, Beijing, 100070)

Abstract: Based on the data of listed Chinese high-tech manufacturing companies from 2009 to 2019, this paper explored the impact of OFDI intensity on breakthrough and iterative innovation of Chinese high-tech manufacturing companies, and analyzed the regulating effect of executives' overseas experience. Research shows that the OFDI intensity of Chinese high-tech manufacturing enterprises has a positive impact on breakthrough innovation. However, there's an inverted U-shaped relationship between such OFDI intensity and iterative innovation within the enterprises. The relevant robustness test confirms the reliability of this conclusion. Further research finds that the overseas experience of corporate executives strengthens the relationship between OFDI intensity and innovation of high-tech manufacturing companies. In addition, through disassembling research on innovation performance at the industry level, it is found that the resource reallocation effect of the industry is an important channel through which OFDI affects innovation performance. The research conclusions of this article can provide empirical support and policy basis for high-tech manufacturing enterprises' high-quality "going global" and innovation-driven economic development with high quality.

Keywords: Outward Foreign Direct Investment Intensity; Breakthrough Innovation; Iterative Innovation; High-tech Manufacturing

(责任编辑　祝子白　武　齐)