OFDI 知识溢出与中国企业创新质量提升

——基于上市公司数据的实证分析

刘　娟，康茂楠，潘梓桐

（天津财经大学 经济学院，天津　300222）

摘要：本文利用 2007—2021 年上市企业专利数据，研究 OFDI 知识溢出对国内企业创新质量提升的影响机制及效果。研究发现：OFDI 及非 OFDI 企业知识溢出对国内企业创新质量提升均具有促进作用；OFDI 企业实用新型专利知识溢出的创新激励效应更为明显，发明专利知识溢出的创新激励效应则逊于非 OFDI 企业。进一步研究发现，吸收能力、供应商集中度及知识产权保护均显著挤占 OFDI 企业发明专利知识溢出的创新激励效应。

关键词：对外直接投资；知识溢出；创新质量；吸收能力；供应商集中度

［中图分类号］F742　［文献标识码］A　［文章编号］1002-4034(2024)02-0118-19

引　言

创新研发活动具有较强的经济外部性特征，其产生的收益能够通过知识溢出转移至其他区域或创新主体(覃雄合等，2021)。宏观经济整体呈现规模收益递增的重要源泉之一在于经济系统内企业创新活动产生的经济正外部性或知识溢出(Romer，1990)。在微观层面，创新企业的知识溢出成为可供其他企业无偿使用的公共品，进而对后者的研发活动、知识创新及生产效率提升均具有积极作用(叶静怡等，2019)。由此可见，知识溢出是企业利用外部优质创新资源、实现高水平自主创新的重要路径。开放条件下，探究知识溢出的创新效应，无疑对当前高水平开放、“双循环”新发展格局下中国企业创新驱动发展战略的实施具有理论及现实意义。

［收稿日期］2023-04-24

［基金项目］国家社会科学基金一般项目“‘双循环’下开放式创新对中国跨国企业创新质量提升的作用机制与路径研究”(22BGL020)

［作者简介］刘娟(1979—　)，女，天津人，天津财经大学经济学院教授，博士生导师，研究方向：对外直接投资；康茂楠(1991—　)，女，山西吕梁人，天津财经大学经济学院讲师，硕士生导师，研究方向：外商直接投资；潘梓桐(2000—　)，女，江西上饶人，天津财经大学经济学院硕士研究生，研究方向：对外直接投资

现有研究表明企业研发所形成的知识及技术均有可能溢出到国内其他企业，从而促进其他企业的知识及技术水平提升。实践中，知识溢出可通过商品和人才流动、企业间研发合作、模仿学习、阅读科技文献、参与学术会议等多种渠道产生(赵勇和白永秀，2009)，并借助地理距离邻近、技术空间邻近、产业链垂直空间邻近及产品市场空间邻近等方式，实现知识的快速扩散及溢出(覃雄合等，2021)。开放条件下知识溢出效应研究多侧重于借助贸易和外商直接投资(FDI)所产生的新知识获取(Boschma 和 Iammarino，2009)，其中借助对外直接投资(OFDI)所产生的逆向知识溢出被视为后发国家企业吸收学习、模仿先发国家先进科技知识、反哺自身创新水平、实现技术赶超的重要路径(陈昊和吴雯，2016)。尽管现有文献对于开放条件下知识溢出及其创新效果的研究多有论述，但基于微观层面探究 OFDI 企业知识溢出效果及其差异性的研究较少。鉴于 OFDI 企业获取的国外知识具有明显的异质性特征(刘娟等，2022)，同时国内外知识获取、利用间存在协同(曹贤忠等，2016)、挤占(Dunning，1994)或互补(Parida 等，2016)等较为复杂的作用关系，相较于非 OFDI 企业，OFDI 企业知识溢出是否会对国内企业高水平创新质量的提升产生更为积极的影响效果是本文首要研究的问题。此外，影响知识溢出效果的重要因素，如企业吸收能力(曹平等，2022)、供应商集中度(Javorcik，2004)及知识产权保护(张源媛和仇晋文，2013)，对 OFDI 企业及非 OFDI 企业知识溢出效果又会产生何种复杂作用？围绕上述问题的探究无疑对“双循环”新发展格局下中国企业创新质量提升战略的实施大有裨益。

本文边际贡献主要在于：以 OFDI 企业知识溢出为重点关注对象，通过与非 OFDI 企业对比，探究 OFDI 知识溢出对国内企业创新质量提升的作用效果及其差异性。鉴于国内外创新资源中所含知识水平与知识结构有所差别，本文利用发明和实用新型两类专利数据依次测度高水平和低水平知识溢出效果，用以系统呈现 OFDI 企业知识含量与知识溢出效果的差异性。同时，鉴于知识溢出过程较为系统复杂，本文亦将充分考察企业自身吸收能力、供应商集中度和外部制度环境(知识产权保护)对知识溢出影响的复杂交互关系。

一、理论基础与假说提出

(一)OFDI 知识溢出与企业创新质量提升

知识是企业创新的基础。知识溢出作为经济主体间因知识存量差异所引发的技术、知识流动转移过程(曾春媛和单鹏飞，2013)，被视为研发创新部门增加知识种类及知识存量的重要途径(Romer，1990)。知识溢出虽源于经济主体间的技术差距，但借助模仿学习及技术赶超可以改变经济主体间的知识存量相对性。传统内生增长理论认为，开放条件下知识溢出是后发国家企业模仿学习、实现技术追赶先发国家企业的重要路径(欧阳峣等，2012)。中国作为最大的发展中国家，改革开放 40 余年取得的经济发展及创新成果很大程度上得益于外向型企业的知识溢出，尤其是 OFDI 带来的逆向知识溢出(陈昊和吴雯，2016)。但相较于国内企业知识溢

出，“走出去”企业接收到的国外高水平知识资源具有明显的异质性特征，从而使其知识溢出效果有所减弱。首先，各国或地区都有其自身的知识资源禀赋及储备，科技水平差异、制度及人文环境不同，特定地域内的知识种类及结构均呈现出自身特点并深度嵌入当地社会网络中，较难实现知识资源跨越地域边界的自然流动及转移，因此，OFDI 企业知识溢出本身存在一定程度的知识模仿学习壁垒(沈慧君等，2020)。其次，国内企业在学习国外先进知识的过程中，不仅受自身知识结构及认知水平的局限，信息不对称、缺乏与知识溢出国当地知识网络联结等还会进一步带来知识学习中的因果模糊问题(应瑛等，2018)，尤其是在高科技或复杂技术领域会造成关键性知识识别困难及延迟(刘娟等，2022；曾春媛和单鹏飞，2013)。此外，近年来随着逆全球化趋势增强、贸易保护主义抬头，西方发达国家不断挑起“科技战”，对中国“走出去”的高科技企业在国外获取先进科技知识资源，甚至开展正常的业务经营活动设置诸多限制及壁垒，在一定程度上使得“走出去”企业在关键核心技术层面的知识获取及溢出效果受到影响。基于此，本文提出：

假说 1　OFDI 及非 OFDI 企业知识溢出均有助于国内受益企业创新质量提升，但 OFDI 企业的高水平知识溢出效果低于非 OFDI 企业。

(二)作用机制分析

1. 吸收能力与 OFDI 知识溢出

外部知识溢出能否直接作用于企业创新发展，促进其创新质量提升，关键在于企业自身吸收能力，即企业要通过模仿、消化学习及转化等一系列内部化过程进而实现知识溢出(曹平等，2022)。吸收能力较强的企业能够更加快速地识别对企业有用的知识信息，整合企业内外创新资源并加以有效利用(Bosch 等，1999)，因此，吸收能力常被视为知识溢出发生的催化剂(Leal-Rodriguez 等，2014)。成力为和刘诗雨(2021)研究表明企业在获取、吸收新知识时所投入的资源及努力程度常被视为企业吸收能力的重要表征因素。研发投入通常会直接影响企业对外部知识溢出的吸收能力，对企业创新质量提升产生重要影响。相对而言，鉴于国内企业知识溢出门槛低、知识流动传播扩散更为便捷高效，研发投入会优先流向并用于国内企业新知识的获取及消化吸收；在企业研发资源有限、创新基础薄弱的情形下，研发投入可能会优先作用于国内企业知识溢出效应，并由此挤占对于 OFDI 逆向知识溢出的吸收效果(Dunning，1994)。随着企业模仿学习经验的累积，研发投入的增加，尤其是研发强度的提升，企业会逐渐将研发投入资源向国外先进知识学习、吸收方面倾斜(于立宏和苏晨，2020)，进而呈现出 OFDI 高水平知识溢出的积极影响。基于此，本文提出：

假说 2　研发投入强化了非 OFDI 企业知识溢出效果，挤占了 OFDI 企业知识溢出效果，研发强度则增强了 OFDI 企业高水平知识溢出效果。

2. 供应商集中度与 OFDI 知识溢出

知识溢出本质上是新知识在不同创新主体间的传播扩散过程，供应链企业间的互动交流、合作学习甚或书面契约都是知识溢出的优先实现途径及最为重要的表现方

式(Javorcik，2004)。一种主流观点认为，供应链体系下供应商集中度过高，会通过利益侵占及关联交易风险对企业创新激励产生抑制作用(徐星美等，2022)。另一种观点则认为，存在供应商集中优势的创新效应(吉利和陶存杰，2019)：当供应商集中度较高时，双方更易于形成密切的合作关系，促进新知识和信息交流更加深入，企业也更易于获得来自供应商的技术支持，弥补双方的技术缝隙；较高的供应商集中度能够有效保障资源要素供给，提高企业运营效率，同时也有助于提升企业的创新意识及外部知识学习意愿(郭晓玲和李凯，2019)。但如前所述，开放条件下国外前沿性知识的消化吸收、模仿扩散具有一定的门槛，国外知识溢出具有时滞性特征(曾春媛和单鹏飞，2013)，加之国内外产业结构及行业发展水平的差异性使得国外领先行业的知识未必恰好符合当前国内企业模仿学习外部新知识的偏好，这些因素均会制约供应商高集中度下企业吸收 OFDI 知识溢出的创新效应的发挥，特别是对国外高水平知识溢出效应发挥的制约作用会更明显。基于此，本文提出：

假说 3　供应商高集中度强化了非 OFDI 企业知识溢出效果，弱化了 OFDI 知识溢出效果，且对高水平知识溢出作用更为明显。

3. 知识产权保护与 OFDI 知识溢出

企业从外部获取知识溢出的先决条件是创新企业率先披露自身知识，为避免知识的“不可专用性”造成的市场失灵，提供知识产权保护对创新企业予以激励就显得十分重要。对于知识产权保护与知识溢出间的作用关系存在不同的观点。“促进论”观点认为知识产权保护制度可以保护创新者权益、激励创新，同时“公开保护”亦是促进知识溢出的重要路径及功能。“抑制论”则指出知识产权保护对知识溢出可能产生截然相反的作用，尤其是对发展中国家模仿学习发达国家知识及技术的制约作用更为明显。张源媛和仇晋文(2013)研究指出，加强国内知识产权保护，严惩技术盗用和专利侵权，虽有助于鼓励 OFDI 企业国外研发创新成果的国内回流转化，但由此建立的 OFDI 企业技术壁垒优势不利于国内上下游企业间的模仿学习，从而抑制了 OFDI 逆向技术溢出的国内吸收扩散。林周周和苏屹(2021)基于中国经验数据，实证证明知识产权保护与知识溢出间呈现出较为复杂的非线性(倒 U 型或正 U 型)关系，对国内外知识溢出的作用效果亦存在明显差异。故此，本文结合当前中国知识产权保护与企业创新发展现状，认为知识产权保护对 OFDI 高水平知识溢出会产生较为明显的技术壁垒效应。基于此，本文提出：

假说 4　知识产权保护强化了非 OFDI 企业知识溢出效果，弱化了 OFDI 知识溢出效果，且对高水平知识溢出作用更为明显。

二、研究设计

(一)模型构建

本文旨在探究 OFDI 知识溢出对国内企业创新质量提升的影响作用及效果，借鉴现有文献研究成果并考虑到相关数据的可获得性，构建回归模型如下：

$$P_cite_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 K_ofdi_{it} + \alpha_2 K_{it} + \alpha' \vec{X} + \lambda_t + \chi_c + \eta_h + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中，下标的 i 和 t 分别代表企业和年份；被解释变量 P_cite_{it} 为受益企业 i 在 t 年的专利被引用数量(取对数)，用以测度受益企业创新质量；为了系统验证 OFDI 知识溢出效果，本文依次选取 OFDI 企业知识溢出(K_ofdi_{it})和非 OFDI 企业知识溢出(K_{it})作为重要解释变量；$\vec{X}$ 为控制变量集合，λ_t 、χ_c 和 η_h 依次为年份、城市和行业的固定效应；ε_{it} 为企业层面不可观测误差项。鉴于被解释变量企业专利被引量为非负数，具有受限因变量模型的特征，本文采用 Tobit 模型对回归方程进行估计。

(二)变量说明

1. 被解释变量：企业创新质量

通常而言，在技术研发领域中，更具有开创性或应用性更强的专利会被更多地引用，专利被引用量是反映企业创新质量的重要指标(郑妍妍等，2021)。本文借鉴郑妍妍等(2021)、叶静怡等(2019)的做法，采用考察期内企业申请专利在 t 年的前向引用次数的累积量(排除自引后取对数)作为企业创新质量的测度指标。

2. 解释变量：知识溢出

技术领域相似或邻近的企业间更易于产生知识溢出效应，本文采用 Jaffe(1986)的测算方法，将技术邻近度(γ_{ij})概念引入知识溢出的测算中，具体公式如下：

$$\gamma_{ij} = \frac{F_i \times F'_j}{\sqrt{F_i F_i^l} \times \sqrt{F_j F_j^l}} = \frac{\sum_{k=1}^{123} f_{ik} \times f_{jk}}{\sqrt{f_{ik}^2 \times f_{jk}^2}},\ i \neq j \quad (2)$$

$$K_ofdi_{it} = \sum_{j \neq i,\ j \in ofdi} \gamma_{ij} \times R_{jt} \quad (3)$$

$$K_{it} = \sum_{j \neq i,\ j \in ofdi_non} \gamma_{ij} \times R_{jt} \quad (4)$$

式(2)中，F_i 和 F_j 为企业 i 和企业 j 在技术空间上的分布向量，k 为企业国际专利分类号(International Patent Classification，IPC)三位码的数目(样本考察期内共计 123 类)，f_{ik} 为考察期内企业 i 第 k 类专利申请量在该企业专利申请总量中的占比。式(3)中，γ_{ij} 取值范围为[0，1]，取值越大，代表企业 i 与企业 j 的技术空间越接近，两者间的技术邻近度越高；K_ofdi_{it} 为 OFDI 企业的知识溢出；即 OFDI 企业对受益企业 i 在 t 年的知识溢出，R_{jt} 为 OFDI 企业 j 在 t 年的研发投入量。式(4)中，K_{it} 代表非 OFDI 企业对受益企业 i 在 t 年的知识溢出。考虑到发明专利相较于其他类型专利(实用新型及外观设计)拥有更高的原创性及创新质量(方先明和胡丁，2023)，同时外观设计专利数据获取的不便性(李宏等，2021)，为了系统呈现高水平和低水平知识溢出影响的差异性，本文借鉴上述文献做法，利用发明和实用新型专利数据，分别对企业高水平和低水平知识溢出进行测算，相关数据取对数值后参与回归分析。

3. 控制变量

本文选取如下控制变量：(1)企业年龄(*age*)，用当年年份与企业开立年份之差表示。(2)资本密集度(*capital*)，用企业总资产与员工人数比值的对数值表示。(3)研发占比(*R&D*)，用企业研发投入金额与总资产的比值表示。(4)资产结构(*assets_ int*)，用企业无形资产与总资产的占比表示。(5)人力资本结构(*hr_ high*)，用企业大专以上高学历员工人数与企业员工总数的占比表示。(6)行业勒纳指数(*L_ index*)①，用以测度行业内企业市场势力。

(三)数据来源

本文主要涉及两类数据：企业专利数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)上市企业“中国创新专利研究”子库，上市企业数据来源于中国经济金融研究数据库(CSMAR)。其中，企业 OFDI 数据来源于 CSMAR“海外直接投资”子库，剔除东道国为英属开曼群岛、英属维京群岛及百慕大群岛等避税地国家(地区)样本；控制变量来源于 CSMAR“财务报表”子库及“基本信息”子库。对控制变量做 1%的截尾处理以消除异常值影响，最终得到 2007—2021 年企业样本数据作为实证研究对象。变量说明及描述性统计见表 1。

表 1　主要变量说明及描述性统计

变量名称		变量说明	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	*P_ cite*	剔除自引后专利被引累积量对数值	29 405	2. 995	2. 272	0	12. 490
解释变量	*K_ invent_ ofdi*	OFDI 企业发明知识溢出	29 405	21. 825	1. 201	13. 629	24. 558
	K_ invent	非 OFDI 企业发明知识溢出	29 405	21. 884	1. 004	15. 247	24. 891
	K_ utility_ ofdi	OFDI 企业实用新型知识溢出	28 454	22. 127	1. 052	15. 797	24. 422
	K_ utility	非 OFDI 企业实用新型溢出	28 454	22. 232	0. 950	14. 609	24. 785
控制变量	*age*	企业年龄	29 405	22. 777	5. 211	12	37
	capital	总资产与员工人数比值取对数	29 405	14. 428	0. 838	12. 307	18. 042
	R&D	研发投入金额与企业总资产的占比	29 405	0. 023	0. 020	0	0. 108
	assets_ int	企业无形资产与总资产的占比	29 405	0. 045	0. 046	0	0. 325
	hr_ high	高学历员工人数与企业员工总数的占比	29 405	0. 437	0. 249	0. 036	0. 988
	L_ index	行业勒纳指数	29 405	0. 114	0. 063	−0. 125	0. 391

①行业勒纳指数(*L_ index*)用以反映市场垄断势力的强弱(指数越高代表市场垄断力量越强)，测度方法为企业 i 营业收入在所属行业 j 中的占比与企业 i 勒纳指数的乘积，即 $L_index_{ijt} = \frac{income_{ijt}}{\sum_{i \in \Delta j} income_{ijt}} \times L_index_{it}$，其中 L_index_{it} 为企业 i 在 t 年的营业收入与成本(营业成本、销售费用和管理费用)的差值与营业收入的比值。

三、实证结果分析

(一)基准模型估计结果

基准模型估计结果如表 2 所示。列(1)至列(3)为发明专利知识溢出回归结果，核心解释变量系数均在 1%显著性水平上为正值，且列(3)中非 OFDI 企业发明专利知识溢出系数明显高于 OFDI 企业，表明两类企业的高水平知识溢出对提升国内企业创新质量均具有促进作用，且非 OFDI 企业知识溢出作用更为凸显。列(4)至列(6)为实用新型专利知识溢出回归结果，核心解释变量系数均在 1%显著性水平上为正值，且列(6)中 OFDI 企业实用新型专利知识溢出回归系数明显高于非 OFDI 企业，表明两类企业的低水平知识溢出对提升国内企业创新质量均具有促进作用，且 OFDI 企业知识溢出作用更为凸显。整体而言，表 2 回归结果表明 OFDI 企业在高、低知识水平下均能显著发挥知识外溢效应，但相较于非 OFDI 企业，OFDI 企业高水平知识溢出效应略低。至此，假说 1 得以验证。

表 2　基准模型估计结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
K_invent_ofdi	0.591*** (0.079)	—	0.136** (0.065)	—	—	—
K_invent	—	0.747*** (0.089)	0.607*** (0.077)	—	—	—
K_utility_ofdi	—	—	—	0.980*** (0.033)	—	0.664*** (0.080)
K_utility	—	—	—	—	0.892*** (0.029)	0.323*** (0.073)
age	0.097*** (0.006)	0.097*** (0.006)	0.097*** (0.006)	0.090*** (0.003)	0.091*** (0.003)	0.090*** (0.003)
capital	0.314*** (0.061)	0.303*** (0.061)	0.304*** (0.061)	0.387*** (0.024)	0.372*** (0.024)	0.382*** (0.024)
R&D	16.379*** (1.848)	16.615*** (1.801)	16.493*** (1.828)	20.949*** (1.014)	21.044*** (1.015)	20.974*** (1.013)
assets_int	1.983*** (0.421)	2.008*** (0.423)	1.997*** (0.422)	2.184*** (0.319)	2.165*** (0.319)	2.172*** (0.319)
hr_high	0.023 (0.103)	0.088 (0.097)	0.065 (0.096)	0.282*** (0.082)	0.304*** (0.082)	0.290*** (0.082)
Lerner	0.154 (0.105)	0.151 (0.104)	0.151 (0.104)	−1.248*** (0.419)	−1.177*** (0.407)	−1.230*** (0.415)
年份固定	是	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是	是	是
观测值	29 405	29 405	29 405	28 454	28 454	28 454
伪 R^2	0.077	0.078	0.078	0.106	0.105	0.106

注：括号内为企业—年份聚类标准误；*、** 和 *** 分别表示估计数值在 10%、5%和 1%的水平上显著。下表同。

（二）内生性检验

1. Heckman 两阶段估计

由于观测样本中相当比例的上市企业专利申请量为 0，加之企业是否具有创新行为（拥有专利）具有非随机性的特征，均会导致样本选择偏误，进而使得模型估计结果有偏（方先明和胡丁，2023）。为此，本文采取 Heckman 两阶段模型对样本选择偏误导致的内生性进行修正。具体步骤如下：第一步，利用考察期内所有上市企业样本数据对企业是否拥有专利的概率进行预测，由此计算出每一个观测值的逆米尔斯（*Mills*）值；第二步，将逆米尔斯（*Mills*）值作为新的控制变量加入基准模型式（1）中重新进行估计。结果参见表 3 列（1）和列（2）：核心解释变量的系数值均通过显著性检验，基准回归结果的稳健性得以验证。逆米尔斯（*Mills*）值在 1% 的水平上显著为正，表明影响企业创新的某种遗漏变量，是同时影响到企业是否拥有专利及企业专利被引用次数的重要变量，即确实存在样本选择偏误。

表 3　内生性检验结果

项目	Heckman 估计		IV 估计		IV-Heckman 估计	
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
K_invent_ofdi	0.112** （0.046）	—	0.198*** （0.046）	—	0.121*** （0.046）	—
K_invent	0.632*** （0.061）	—	0.452*** （0.052）	—	0.803*** （0.059）	—
K_utility_ofdi	—	0.791*** （0.069）	—	0.512*** （0.049）	—	0.762*** （0.046）
K_utility	—	0.171*** （0.064）	—	0.171*** （0.046）	—	0.451*** （0.046）
逆米尔斯（*Mills*）值	1.866*** （0.247）	2.032*** （0.226）	—	—	2.299*** （0.200）	2.890*** （0.122）
观测值	29 405	28 454	29 405	28 454	29 405	28 454
Wald 值	2 821.52	2 984.34	—	—	—	—
P 值	0.000	0.000	—	—	—	—
KP rk LM	—	—	3 677***	1 102***	4 137***	1 102***
Cragg-Donald Wald F	—	—	33 000	72 000	30 000	72 000

注：结果均为控制了控制变量、年份固定效应、城市固定效应和行业固定效应后的回归结果。下表同。

2. 工具变量(IV)检验

为了进一步修正一般性的遗漏变量引发的模型估计有偏，本文采用工具变量法检验模型的内生性。本文借鉴 Lewbel(1997)的做法，使用核心解释变量与其行业层面知识溢出均值的差值作为工具变量，IV 两阶段回归结果参见表 3 列(3)和列(4)：加入工具变量后核心解释变量系数值均有不同程度的降低，表明未考虑遗漏变量时知识溢出效应有所高估。整体而言，核心解释变量系数符号与显著性水平均与基准模型估计结果相一致，回归结果的稳健性再次得以验证。此外，工具变量有效性的检验结果表明：KP rk LM 统计量在 1%显著性水平上拒绝“工具变量识别不足”的零假设；Cragg-Donald Wald F 统计量大于 10，拒绝工具变量是弱工具变量的假设，表明工具变量具有外生性，且与内生变量相关。综上，可见本文工具变量选取有效。

3. IV-Heckman 估计

鉴于 Heckman 两阶段工具变量模型能够同时修正样本选择偏误和其他一般性的内生性问题(陈云松，2012)，本文采用 IV-Heckman 模型对基准模型重新进行估计，回归结果如表 3 列(5)和列(6)所示：核心解释变量均在 1%的水平上显著为正；相较于基准模型估计及表 3 列(1)至列(4)的内生性检验估计结果，IV-Heckman 模型下核心解释变量系数值有所增加。可能的原因在于，受益企业知识溢出差距(工具变量)对受益企业是否拥有创新成果(专利)的“作用力”并非均质①，知识溢出差距较大的企业更容易从知识外溢效应中获益。整体而言，采用多种方法进行内生性检验后的回归结果表明，基准模型结果依然稳健。

(三)稳健性检验

1. 替换样本、变量及改变估计方法

(1)替换知识溢出测算样本，采用考察期内企业所获得的专利数据替换原有申请专利样本数据后重新进行测算及回归。(2)替换被解释变量，采用企业专利申请数量与申请专利在 t 年的前向引用次数累积量的交互项(排除自引后取对数)作为新的被解释变量(NUM_P_cite)。(3)替换解释变量，鉴于知识溢出本身会受到企业间地理距离的影响(Griliches，1979)，本文借鉴庞瑞芝等(2021)的做法，构建企业所在城市地理距离倒数矩阵(w_{ij})作为企业知识溢出测算的权重②，在此基础上重新测算解释变量后进行回归。(4)改变估计方法，采用负二项回归对基准模型重新进行估计。具体回归结果如表 4 所示：核心解释变量估计值均显著为正，且系数值与基准回归结果相差不大，即替换样本、(被)解释变量及估计方法后的回归结果依然稳健。

①工具变量分析中的“局部平均干预效应”问题参见陈云松(2012)的做法。

② $W \times K_ofdi_{it} = w_{ij} \times \sum_{j \neq i,\ j \in ofdi} \gamma_{ij} \times R_{jt}$ ；$W \times K_{it} = w_{ij} \times \sum_{j \neq i,\ j \in ofdi_non} \gamma_{ij} \times R_{jt}$。

表 4　替换样本、变量及改变估计方法回归结果

项目	替换知识溢出测算样本(专利获得)		替换被解释变量(*NUM_P_cite*)		替换解释变量($w_{ij} \times K$)		改变估计方法(负二项回归)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
K_invent_ofdi	0.237*** (0.069)	—	0.252** (0.252)	—	0.239** (0.112)	—	0.041** (0.016)	—
K_invent	0.585*** (0.060)	—	1.106*** (0.140)	—	0.642*** (0.120)	—	0.171*** (0.018)	—
K_utility_ofdi	—	0.751*** (0.076)	—	1.583*** (0.164)	—	0.737*** (0.068)	—	0.243*** (0.012)
K_utility	—	0.264*** (0.069)	—	0.270* (0.149)	—	0.214*** (0.065)	—	0.075** (0.019)
观测值	29 400	28 449	29 405	28454	29 405	28 454	29 405	28 454
伪 R^2	0.084	0.109	0.065	0.070	0.102	0.106	0.076	0.106

2. 剔除遗漏变量的影响

(1)企业创新活动所产生的知识溢出程度与企业所处地理位置密切关联，企业所处城市经济越发达、交通越便利，越有利于知识的流动与溢出(Agrawal 等，2017)。为了排除遗漏受益企业所在城市经济发展及交通便利情况对回归结果的干扰，本文选取企业所在城市 GDP(*GDP*1)、人均 GDP(*GDP*2)、道路公里数(*road*)和桥梁数量(*bridge*)作为新的控制变量(四个变量均取对数值)加入基准模型式(1)中，重新回归后的结果如表 5 所示：加入新的控制变量后核心解释变量估计结果

表 5　剔除遗漏变量影响的回归结果(一)

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
K_invent_ofdi	0.129** (0.064)	0.128* (0.069)	0.211** (0.083)	0.209** (0.084)	—	—	—	—
K_invent	0.608*** (0.079)	0.604*** (0.072)	0.389*** (0.088)	0.388*** (0.088)	—	—	—	—
K_utility_ofdi	—	—	—	—	0.835*** (0.091)	0.840*** (0.092)	0.806*** (0.082)	0.813*** (0.082)
K_utility	—	—	—	—	0.168** (0.082)	0.149* (0.084)	0.146* (0.074)	0.144* (0.075)
*GDP*1	0.132*** (0.041)	—	—	—	0.133*** (0.023)	—	—	—
*GDP*2	—	0.099*** (0.034)	—	—	—	0.098*** (0.031)	—	—
road	—	—	0.118*** (0.042)	—	—	—	0.109*** (0.020)	—
bridge	—	—	—	0.073** (0.031)	—	—	—	0.062*** (0.014)
观测值	23 897	22 750	19 136	19 074	23 211	22119	18 721	20 662
伪 R^2	0.078	0.078	0.086	0.086	0.085	0.085	0.115	0.115

依然稳健，新的控制变量系数值同样显著为正，印证了经济及交通因素对知识溢出效应的正向激励作用。(2)企业层面特征因素或财务指标也可能会影响到企业自身的创新质量提升，为了排除相关遗漏变量的影响，本文在原基准模型的基础上依次加入企业规模（*firm_scale*）、资产负债率（*debt*）和营业收入增长率（*income_g*）三个新的控制变量，重新回归后的结果如表 6 所示，基准回归结果依然稳健。

表 6　剔除遗漏变量影响的回归结果(二)

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
K_invent_ofdi	0.094* (0.054)	0.143** (0.058)	0.130** (0.058)	—	—	—
K_invent	0.449*** (0.060)	0.608*** (0.069)	0.611*** (0.068)	—	—	—
K_utility_ofdi	—	—	—	0.384*** (0.072)	0.664*** (0.071)	0.649*** (0.072)
K_utility	—	—	—	0.258*** (0.066)	0.313*** (0.067)	0.333*** (0.067)
firm_scale	1.340*** (0.019)	—	—	1.291*** (0.018)	—	—
debt	—	0.460* (0.274)	—	—	0.442*** (0.026)	—
income_g	—	—	−0.002*** (0.000)	—	—	−0.001*** (0.000)
观测值	29 405	29 405	29 405	28 454	28 454	28 454
伪 R^2	0.121	0.081	0.079	0.146	0.108	0.107

(四)异质性检验

1.“双循环”特征因素

本文选取开放条件下两组变量：“一带一路”倡议正式实施(2015 年)前后以及企业是否具有海外营业收入作为“双循环”重要特征因素，异质性检验回归结果如表 7 所示：对比列(1)和列(2)的回归结果，发现“一带一路”倡议提出前后 OFDI 发明专利知识溢出效应由不显著转变为 1%显著性水平下具有显著性；列(3)和列(4)结果显示 OFDI 实用新型专利知识溢出效应增长 1 倍(系数值由 0.513 提高至 1.167)，表明“一带一路”倡议提出后显著提升了 OFDI 企业的知识溢出创新效果；对比列(5)和列(7)的回归结果，发现具有海外收入的企业因与海外市场的广泛接触使其更易于吸收 OFDI 逆向知识溢出；相对而言，列(6)和列(8)结果表明，不涉及海外市场的企业创新则更多地受到国内企业知识溢出的影响，尤其是在发明专利(高水平)知识溢出方面，甚至会挤占 OFDI 知识溢出的激励效应。

表 7　“双循环”特征因素异质性检验

项目	“一带一路”倡议前	“一带一路”倡议后	“一带一路”倡议前	“一带一路”倡议后	具有海外收入企业	无海外收入企业	具有海外收入企业	无海外收入企业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
K_invent_ofdi	0.057 (0.089)	0.256*** (0.080)	—	—	0.259*** (0.072)	-0.013 (0.100)	—	—
K_invent	0.383*** (0.103)	0.659*** (0.092)	—	—	0.376*** (0.081)	0.845*** (0.124)	—	—
K_utility_ofdi	—	—	0.513*** (0.143)	1.167*** (0.113)	—	—	0.997*** (0.108)	0.676*** (0.159)
K_utility	—	—	0.280** (0.135)	-0.041 (0.102)	—	—	-0.115 (0.100)	0.392*** (0.145)
观测值	8 416	20 989	8 226	20 228	17 893	11 566	17 446	11 008
伪 R^2	0.091	0.049	0.098	0.054	0.079	0.093	0.085	0.104

2. 行业特征因素

本文选取制造业和非制造业、新兴产业①与传统产业两组变量作为行业特征考察因素，异质性检验结果如表 8 所示。列(1)和列(3)结果显示，OFDI 企业发明及实用新型专利的知识溢出均有助于提升制造业企业创新质量，OFDI 企业实用新型专利的知识溢出创新效应甚至绝对占优(1%显著性水平下作用系数值为 0.917)，非 OFDI 企业的知识溢出不具显著性，这与中国制造业高度嵌入全球产业链，更容易吸收国际市场知识溢出的开放性特征相吻合。由列(2)结果可见：非制造业企业的创新质量提升更易于受到非 OFDI 企业知识溢出的影响，且国内企业发明专利知识溢出显著挤占了 OFDI 企业的知识溢出效果。这一方面与国内非制造业企业国际化程度较低有关；另一方面与发达国家成熟先进的非制造业(以服务业为代表)相比，国内相关行业发展滞后，进而对国内非制造业企业对国外高水平知识的学习吸收效果有所制约。列(4)结果与基准模型估计结果相一致。列(5)和列(6)结果表明发明专利知识溢出效应对新兴产业和传统产业的影响基本一致，仅国内企业知识溢出发挥积极作用。这说明国内新兴产业在部分高端技术领域的创新水平具有较好的国际竞争优势，同时发达国家就某些敏感领域中的高端前沿技术知识对中国企业有所限制，使得 OFDI 新兴产业的高水平知识溢出效应并不凸显。而国内传统产业大多以劳动密集型产业为主，这些产业在发达国家并非主流产业，故此类高水平知识溢出较难体现 OFDI 逆向技术溢出效应。与之相对，列(8)表明在实用新型知识溢出方面，传统产业创新质量提升得益于两类企业的知识溢出效应。列(7)则表明 OFDI 企业实用新型专利知识溢出对新兴产业的创新激励效应绝对占优(1%显著性

①2010 年《国务院关于加快和发展战略性新兴产业的决定》将节能环保、新一代信息技术、生物、高端装备制造、新能源、新材料和新能源汽车七大产业列为战略性新兴产业。本文借鉴李香菊和杨欢(2019)的做法，采用中证指数有限公司和上海证券交易所联合发布的中国战略性新兴产业综合指数(新兴综指)样本股企业作为战略性新兴产业企业的考察对象，将 2010 年后属于样本股的企业识别为新兴产业企业，其余企业识别为传统产业企业。资料来源：http://www.sse.com.cn/market/sseindex/diclosure/c/c_20161230_4223361.shtml(访问日期 2024-01-24)。

水平下作用系数值为 1.007)，说明新兴产业创新质量提升在较大程度上得益于“走出去”企业在应用技术层面的逆向知识溢出。

表 8　行业特征异质性检验

项目	制造业	非制造业	制造业	非制造业	新兴产业	传统产业	新兴产业	传统产业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
K_invent_ofdi	0.343*** (0.066)	−0.872*** (0.136)	—	—	0.118 (0.106)	0.012 (0.068)	—	—
K_invent	0.202*** (0.074)	2.355*** (0.184)	—	—	0.627*** (0.128)	0.595*** (0.078)	—	—
K_utility_ofdi	—	—	0.917*** (0.100)	0.896*** (0.185)	—	—	1.007*** (0.159)	0.616*** (0.108)
K_utility	—	—	−0.124 (0.091)	0.656*** (0.169)	—	—	0.041 (0.136)	0.259*** (0.099)
观测值	21 884	7 521	21 526	6 928	8 268	21 137	8 089	20 365
伪 R^2	0.082	0.086	0.086	0.097	0.127	0.073	0.140	0.078

3. 企业创新质量分组回归

本文进一步将被解释变量企业创新质量分为高、中、低三组，回归结果如表 9 所示。对比列(1)至列(3)结果，发现在发明专利知识溢出方面，OFDI 知识溢出对国内企业高组创新质量提升具有显著的激励作用，非 OFDI 企业知识溢出则对国内企业中、低组创新质量提升具有显著的激励作用。对比列(4)至列(6)结果，发现在实用新型专利知识溢出方面，OFDI 知识溢出对国内企业高组创新质量提升具有显著的激励作用，非 OFDI 企业知识溢出则仅对国内企业低组创新质量提升具有显著的激励作用。表 9 中估计结果表明 OFDI 逆向知识溢出更有益于国内企业高水平创新质量提升，即“走出去”更益于“反哺桑梓”。

表 9　企业创新质量分组回归

项目	高	中	低	高	中	低
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
K_invent_ofdi	0.225*** (0.046)	−0.035 (0.022)	−0.007 (0.039)	—	—	—
K_invent	−0.060 (0.053)	0.082*** (0.025)	0.082* (0.044)	—	—	—
K_utility_ofdi	—	—	—	0.490*** (0.067)	−0.000 (0.031)	−0.045 (0.056)
K_utility	—	—	—	−0.072 (0.062)	0.048 (0.029)	0.120** (0.054)
观测值	9 205	7 928	7 386	9 113	7 746	6 992
伪 R^2	0.070	0.032	0.016	0.076	0.033	0.017

四、作用机制验证

(一)吸收能力的调节作用

本文采用研发投入和研发强度作为企业吸收能力的重要代理变量，研发投入测度指标为企业研发人员数量(百人)(*R&D*_1)及研发人员数量占比(*R&D*_2)；研发强度指标选取侧重人力资本角度(姚振华，2014)，采用企业人均研发金额(万元)(*R&D*_ *int*_1)及人均无形资产对数值(*R&D*_ *int*_2)来表示。采用上述变量依次与核心解释变量构建交互项对吸收能力的调节效应予以验证。回归结果如表 10 所示。列(1)和列(2)、列(5)和列(6)中的交互项系数均在 1%显著性水平上通过检验，但两种类型企业知识溢出交互项系数作用符号截然相反，表明不论是发明专利还是实用新型专利的知识溢出，研发投入均有助于强化非 OFDI 企业知识溢出效应，同时显著挤占了 OFDI 企业知识溢出效应。对比列(3)和列(4)与列(7)和列(8)结果可见，研发强度仅在发明专利(高水平)知识溢出效应中发挥显著的正向调节作用，且与研发投入调节作用效果相反：研发强度显著强化了 OFDI 知识溢出创新效果，同时挤占了非 OFDI 企业知识溢出创新效果。研发强度在实用新型专利(低水平)知识溢出效应中发挥的调节作用较为有限，列(8)中仅一组交互项系数通过

表 10　吸收能力的调节效应验证

项目	发明专利				实用新型专利			
	*R&D*_1	*R&D*_2	*R&D*_ *int*_1	*R&D*_ *int*_2	*R&D*_1	*R&D*_2	*R&D*_ *int*_1	*R&D*_ *int*_2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
*K*_ *ofdi*	0.190***	0.276***	0.220***	0.206***	1.029***	1.088***	0.993***	0.545***
	(0.071)	(0.074)	(0.072)	(0.058)	(0.096)	(0.098)	(0.098)	(0.182)
K	0.703***	0.717***	0.416***	0.454***	0.022	0.035	0.118	0.365**
	(0.078)	(0.082)	(0.083)	(0.066)	(0.087)	(0.090)	(0.089)	(0.178)
*K*_ *ofdi* × *R&D*_1	−0.013***	—	—	—	−0.014***	—	—	—
	(0.001)				(0.001)			
K × *R&D*_1	0.014***	—	—	—	0.015***	—	—	—
	(0.001)				(0.001)			
*K*_ *ofdi* × *R&D*_2	—	−0.006***	—	—	—	−0.006***	—	—
		(0.001)				(0.001)		
K × *R&D*_2	—	0.005***	—	—	—	0.005***	—	—
		(0.001)				(0.001)		
*K*_ *ofdi* × *R&D*_ *int*_1	—	—	0.002***	—	—	—	−0.000	—
			(0.000)				(0.000)	
K × *R&D*_ *int*_1	—	—	−0.002**	—	—	—	0.000	—
			(0.000)				(0.000)	
*K*_ *ofdi* × *R&D*_ *int*_2	—	—	—	0.035***	—	—	—	0.033***
				(0.008)				(0.012)
K × *R&D*_ *int*_2	—	—	—	−0.023***	—	—	—	−0.019
				(0.008)				(0.012)
观测值	20 720	20 592	20 702	20 363	19 964	19 844	19 946	19 863
伪R^2	0.086	0.078	0.061	0.073	0.091	0.082	0.082	0.085

注：核心解释变量名称有所简化，发明专利下 *K*_ *ofdi* 为 *K*_ *invent*_ *ofdi* 的缩写，*K* 为 *K*_ *invent* 的缩写；实用新型专利下 *K*_ *ofdi* 为 *K*_ *utility*_ *ofdi* 的缩写，*K* 为 *K*_ *utility* 的缩写。下表同。

显著性检验。整体而言，表 10 回归结果印证了国内外知识溢出存在企业研发投入资源的挤占效应，相较于一般性的研发投入，研发强度能显著提升国内企业对于“走出去”企业高水平知识溢出的消化吸收及学习效果。至此，假说 2 得以验证。

（二）供应商集中度的调节作用

本文选取三个指标对供应商集中度进行测度，依次为供应商集中度指标 1（*S&C*_1）：企业第一大供应商采购额占年度总采购额比率；供应商集中度指标 2（*S&C*_2）：企业前五大供应商采购额占年度总采购额比率；供应商集中度赫芬达尔指数（*S&C*_3）：企业前五大供应商采购额占年度总采购额比率平方之和。采用上述变量依次与核心解释变量构建交互项对供应商集中度的调节效应予以验证，回归结果如表 11 所示。列（1）至列（3）中交互项回归结果基本一致，即供应商集中度与 OFDI 企业知识溢出的交互项系数均显著为负数，与非 OFDI 企业知识溢出的交互项系数则均显著为正数，表明在发明专利知识溢出方面，供应商高集中度不利于国外高水平知识在国内的学习扩散，制约了 OFDI 知识溢出效果；尽管会强化非 OFDI 企业知识溢出创新效果，但对比两者间交互项系数绝对值及显著性水平可见，供应商高集中度对 OFDI 企业高水平知识溢出效应发挥的制约作用更为凸显。列（4）至列（6）中交互项系数均未通过显著性检验，即供应商集中度对两类企业实用新型专利（低水平）知识溢出效应均没有显著调节作用。至此，假说 3 得以验证。

表 11　供应商集中度的调节效应验证

项目	发明专利			实用新型专利		
	*S&C*_1	*S&C*_2	*S&C*_3	*S&C*_1	*S&C*_2	*S&C*_3
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
*K*_*ofdi*	0.119** （0.055）	0.172*** （0.044）	0.090* （0.054）	0.780*** （0.101）	0.775*** （0.089）	0.780*** （0.099）
K	0.447*** （0.061）	0.482*** （0.051）	0.464*** （0.060）	0.138 （0.094）	0.172** （0.082）	0.136 （0.092）
*K*_*ofdi* × *S&C*_1	−0.003*** （0.000）	—	—	0.000 （0.001）	—	—
K × *S&C*_1	0.002** （0.000）	—	—	−0.002 （0.001）	—	—
*K*_*ofdi* × *S&C*_2	—	−0.003*** （0.000）	—	—	−0.000 （0.000）	—
K × *S&C*_2	—	0.002*** （0.000）	—	—	−0.001 （0.000）	—
*K*_*ofdi* × *S&C*_3	—	—	−0.005*** （0.001）	—	—	0.001 （0.002）
K × *S&C*_3	—	—	0.003* （0.001）	—	—	−0.003 （0.002）
观测值	18 099	25 096	18 099	17 423	24 299	17 423
伪 R^2	0.082	0.093	0.080	0.091	0.100	0.089

（三）知识产权保护的调节作用

本文选取三个指标作为知识产权保护的重要测度变量，依次为城市知识产权发展指数①（*IPR*_1）；城市知识产权保护法律供给（*IPR*_2），以地级市知识产权法律文件发布数量测度；城市知识产权保护执法强度（*IPR*_3）②，以地级市每百万人口知识产权案件结案数量测度。采用上述变量依次与核心解释变量构建交互项对知识产权保护的调节效应予以验证，回归结果如表 12 所示。列（1）至列（3）中交互项回归结果基本一致，即知识产权保护与 OFDI 知识溢出的交互项系数均显著为负，与非 OFDI 企业知识溢出的交互项系数则显著为正，表明在发明专利（高水平）知识溢出方面，知识产权保护增强并不利于国外高水平知识在国内的学习扩散，制约了 OFDI 知识溢出创新效果，同时会强化非 OFDI 企业知识溢出创新效果。在实用新型专利知识溢出方面，列（4）和列（5）中交互项回归结果与列（1）和列（2）结果相一致；列（6）中交互项系数均未通过显著性检验，表明知识产权执法强度对两类企业实用新型专利（低水平）知识溢出效应不具有显著性调节作用。整体而言，表 12 估计结果表明知识产权保护有助于强化非 OFDI 企业知识溢出效果，弱化 OFDI 知识溢出效果，且对高水平知识溢出作用更为明显。至此，假说 4 得以验证。

表 12　知识产权保护的调节效应验证

项目	发明专利			实用新型专利		
	*IPR*_1	*IPR*_2	*IPR*_3	*IPR*_1	*IPR*_2	*IPR*_3
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
*K*_*ofdi*	0.395*** （0.070）	0.297*** （0.071）	−0.040 （0.049）	1.092*** （0.100）	0.968*** （0.094）	0.870*** （0.081）
K	0.388*** （0.078）	0.493*** （0.082）	0.549*** （0.058）	−0.038 （0.089）	0.088 （0.088）	−0.098 （0.074）
*K*_*ofdi* × *IPR*_1	−0.007*** （0.000）	—	—	−0.006*** （0.001）	—	—
K × *IPR*_1	0.006*** （0.000）	—	—	0.006*** （0.000）	—	—
*K*_*ofdi* × *IPR*_2	—	−0.008*** （0.001）	—	—	−0.008*** （0.001）	—
K × *IPR*_2	—	0.008*** （0.001）	—	—	0.008*** （0.001）	—
*K*_*ofdi* × *IPR*_3	—	—	−0.036* （0.021）	—	—	−0.028 （0.022）
K × *IPR*_3	—	—	0.039* （0.022）	—	—	0.031 （0.023）
观测值	20 920	19 086	18 247	20 340	18 543	17 799
伪 R^2	0.070	0.084	0.043	0.076	0.091	0.064

①城市层面知识产权发展指数是在省份层面知识产权发展指数（源于国家知识产权局《中国知识产权发展状况报告》）基础上采用地级市 GDP 占比做权重进一步测算获得。

②城市层面知识产权案件及法律文件公布数据来源于《北大法宝》法律数据库，网址 http：//www.pkulaw.com/Iaw？isFromV5=1（访问日期 2024-01-24）。

五、结论与启示

本文利用2007—2021 年上市企业专利数据，探究 OFDI 知识溢出对国内企业创新质量提升的影响效果。研究发现：(1)OFDI 企业及非 OFDI 企业知识溢出对国内企业创新质量提升均具有促进作用，但高水平知识溢出和低水平知识溢出效果有所差异：在发明专利(高水平)知识溢出方面，非 OFDI 企业知识溢出创新激励效应更为凸显；在实用新型专利(低水平)知识溢出方面，OFDI 企业知识溢出创新激励效应更为凸显，经过一系列内生性及稳健性检验后基准模型估计结果依然稳健。(2)异质性检验结果表明："一带一路"倡议提出后、具有海外收入的国内企业、制造企业的创新质量提升更容易受到"走出去"企业知识溢出的激励作用。此外，基于企业创新质量水平分组的估计结果显示："走出去"企业逆向知识溢出更有益于国内企业高水平创新质量提升。(3)调节效应验证结果表明：吸收能力(研发投入)、供应商集中度及知识产权保护均有助于强化非 OFDI 企业知识溢出效应，并显著挤占 OFDI 企业知识溢出效应；吸收能力中仅研发强度有助于强化 OFDI 知识溢出效应，且上述调节作用在发明专利(高水平)知识溢出效应中更容易得到体现。

本文研究启示：首先，"双循环"新发展格局下，为了更好地实施企业创新驱动战略，提升国内企业创新质量水平，需要充分利用"走出去"企业的创新资源，尤其是高水平知识溢出效应；通过强化企业研发投入、合理布局供应商集中度决策、妥善利用知识产权保护制度，积极创造便利 OFDI 高水平知识回流、扩散的企业内外部(制度)环境，营造企业间模仿学习、良性竞争的良好环境。其次，开放度越高的企业利用国内外创新知识资源，尤其是高水平知识溢出效应激励作用越明显。因此，政府层面需积极推进高水平对外开放，鼓励国内企业"走出去"；营造开放性平台及制度环境，鼓励企业融入并充分利用好"双循环"下各类创新资源，借助国内超大市场规模优势便利新知识、新技术的扩散推广及模仿学习，畅通并实现知识溢出的高水平创新质量提升路径。最后，国内外创新资源知识溢出的消化吸收过程中确实存在资源投入挤占效应。故此，企业还需结合自身发展情况，因时制宜、因势利导地制定企业创新发展战略并妥善分配研发创新资源，更好地实现"双循环"下内外部创新资源利用的平衡与协同发展。

[参考文献]

[1]曹平，肖生鹏，林常青．产品关联密度、吸收能力与中国企业创新[J]．技术经济，2022，41(1)：12-23.

[2]曹贤忠，曾刚，司月芳．网络资本、知识流动与区域经济增长：一个文献述评[J]．经济问题探索，2016(6)：175-184.

[3]陈昊，吴雯．中国 OFDI 国别差异与母国技术进步[J]．科学学研究，2016，34(1)：49-56 .

[4]陈云松．逻辑、想象和诠释：工具变量在社会科学因果推断中的应用[J]．社会学研究，2012，27(6)：192-216+245-246.

[5]成力为，刘诗雨．研发投入跳跃、吸收能力与企业动态绩效[J]．科学学研究，2021，39(4)：683 -694.

[6]方先明，胡丁．企业 ESG 表现与创新——来自 A 股上市公司的证据[J]．经济研究，2023，58(2)：91-106.

[7]郭晓玲，李凯．供应链集中度、市场地位与企业研发投入：横向与纵向的二维视角[J]．产经评论，2019，10（2）：6-19.
[8]吉利，陶存杰．供应链合作伙伴可以提高企业创新业绩吗——基于供应商、客户集中度的分析[J]．中南财经政法大学学报，2019(1)：38-46+65.
[9]李宏，王云廷，吴东松．专利质量对企业出口竞争力的影响机制：基于知识宽度视角的探究[J]．世界经济研究，2021(1)：32-46+134.
[10]李香菊，杨欢．财税激励政策、外部环境与企业研发投入——基于中国战略性新兴产业 A 股上市公司的实证研究[J]．当代财经，2019(3)：25-36.
[11]林周周，苏屹．知识源异质性视角下知识溢出与区域创新绩效关系——基于知识产权保护的门槛效应分析[J]．系统管理学报，2021，30(2)：227-237+252.
[12]刘娟，曹杰，张建宇．独占还是共享？研发国际化与企业创新价值获取——来自上市企业专利引用数据的证据[J]．国际贸易问题，2022(9)：157-174
[13]欧阳峣，易先忠，生延超．技术差距、资源分配与后发大国经济增长方式转换[J]．中国工业经济，2012(6)：18-30.
[14]庞瑞芝，涂心语，严晓玲．产品市场竞争与知识溢出如何影响企业研发——基于多维空间邻近的实证识别[J]．产业经济研究，2021(2)：1-14+29.
[15]沈慧君，孙嘉悦，黄灿，等．知识来源的地理范围、研发模式与创新价值获取[J]．科学学研究，2020，38(7)：1285-1293.
[16]覃雄合，侯纯光，卢函，等．多空间尺度下知识溢出对中国研发活动效率的影响[J]．地理科学，2021，41(3)：380-386.
[17]徐星美，权小锋，朱姗姗．供应链集中度与企业创新——基于中国制造业上市公司的实证研究[J]．商业经济与管理，2022，366(4)：5-16.
[18]姚振华．创业团队薪酬、股权特征与企业研发强度：基于创业板上市公司的研究[J]．科技管理研究，2014，34(15)：97-101+143.
[19]叶静怡，林佳，张鹏飞，等．中国国有企业的独特作用：基于知识溢出的视角[J]．经济研究，2019，54(6)：40-54.
[20]应瑛，刘洋，魏江．开放式创新网络中的价值独占机制：打开“开放性”和“与狼共舞”悖论[J]．管理世界，2018，34(2)：144-160+188.
[21]于立宏，苏晨．中国制造业跨国并购与绿地投资的创新溢出效应——基于中介效应和调节效应的微观机制[J]．国际商务——对外经济贸易大学学报，2020，196(5)：94-109.
[22]张源媛，仇晋文．知识产权保护与国际 R&D 溢出实证研究[J]．世界经济研究，2013(1)：35-40+88.
[23]曾春媛，单鹏飞．知识溢出时滞性研究综述[J]．科技管理研究，2013，33(11)：175-179.
[24]赵勇，白永秀．知识溢出：一个文献综述[J]．经济研究，2009(1)：144-156.
[25]郑妍妍，郭瑞琪，李磊．贸易与中国企业的创新质量——来自企业专利质量的证据[J]．国际商务——对外经济贸易大学学报，2021(6)：1-17.
[26]AGRAWAL A，GALASSO A，OETTL A. Roads and Innovation[J]. Review of Economics and Statistics，2017，99(3)：417-434.
[27]BOSCH V，VOLBERDA H，BOER D. Co-evolution of Firm Absorptive Capacity and Knowledge Environment：Organizational Forms and Combinative Capabilities[J]. Organization Scienc，1999，10(5)：551-568.
[28]BOSCHMA R，IAMMARINO S. Related Variety，Trade Linkages，and Regional Growth in Italy[J]. Economic Geography，2009，85(3)：289-311.
[29]DUNNING J H. Multinational Enterprises and the Globalization of Innovatory Capacity[J]. Research Policy，1994(26)：67-88.
[30]GRILICHES Z. Issues in Assessing the Contribution of Research and Development to Productivity[J]. Bell Journal of Economics，1979，10(1)：92-116.

[31]JAFFE A B. Technological Opportunity and Spillovers of R&D: Evidence from Firms' Patents, Profits and Market Value[J]. American Economic Review, 1986, 76(5): 984-1001.

[32]JAVORCIK S B. Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Firms? Is Search of Spillovers through Backward Linkages[J]. American Economic Review, 2004(3): 605-627.

[33]LEAL-RODRIGUEZ A L, ROLDAN J L, ARIZA-MONTES J A, et al. From Potential Absorptive Capacity to Innovation Outcomes in Project Teams: The Conditional Mediating Role of the Realized Absorptive Capacity in A Relational Learning Context[J]. International Journal of Project Management, 2014, 32(6): 894-907.

[34]LEWBEL A. Constructing Instruments for Regression with Measurement Error When No Additional Data are Available, With An Application to Patents and R&D[J]. Econometrica, 1997, 65(5): 1201-1213.

[35]PARIDA V, LAHTI T, WINCENT J. Exploration and Exploitation and Firm Performance Variability: A Study of Ambidexterity in Entrepreneurial Firms[J]. International Entrepreneurship & Management Journal, 2016, 12(4): 1147-1164.

[36]ROMER P M. Endogenous Technological Change[J]. Journal of Political Economy, 1990, 98(5): 71-102.

OFDI Knowledge Spillover and the Enhancement of Innovation Quality in Enterprises —An Empirical Analysis Based on Chinese Listed Companies

LIU Juan, KANG Maonan, PAN Zitong

(School of Economics, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin, 300222)

Abstract: This paper systematically explored the impact of knowledge spillover from both OFDI and non-OFDI enterprises on the enhancement of domestic enterprise' innovation quality using patent data from listed companies between 2007 and 2021. The findings reveal that the knowledge spillover from both OFDI and non-OFDI enterprises positively contributes to the enhancement of domestic enterprises' innovation quality. Notably, the innovation incentive effect is more pronounced in the utility model patent knowledge spillover of OFDI enterprises, while it is more evident in the invention patent knowledge spillover of non-OFDI enterprises. Even after conducting a series of endogeneity and robustness tests, the estimated results remain robust. Further investigation indicates that absorptive capacity, supplier concentration, and intellectual property protection significantly crowd out the innovation incentive effect of invention patent knowledge spillover in OFDI enterprises. The conclusions drawn from this study provide important policy insights for the implementation of enterprise innovation-driven strategies under the context of "dual circulation".

Keywords: OFDI; Knowledge Spillover; Innovation Quality; Absorptive Capacity; Supplier Concentration

(责任编辑 祝子白 武 齐)