

# 外资研发嵌入促进了对外直接投资吗

## ——技术创新表现的作用

吉生保 林雄立 王晓珍

**摘要：**本文构建了外资研发嵌入、技术创新表现与对外直接投资的理论逻辑框架，利用中国2003—2016年省级统计资料，在测度各省份外资研发嵌入指数和技术创新表现的基础上，运用双向固定效应模型、2SLS模型、GLS模型和Sobel检验等方法实证研究了上述逻辑框架。研究发现：第一，外资研发嵌入显著促进了中国对外直接投资，这种促进效果在中东部地区更为明显，而在西部地区不明显；第二，技术创新表现在外资研发嵌入影响对外直接投资的过程中发挥重要作用且异质性明显，其中，市场创新绩效发挥部分中介作用，而技术进步方向发挥调节作用；第三，市场创新绩效的中介作用主要体现在其中的技术水平层面，而在技术效率层面不显著，技术进步越偏向资本，市场创新绩效就越能促进对外直接投资。上述结论在不同模型设定条件下具有稳健性。

**关键词：**外资研发嵌入；技术创新表现；对外直接投资

[中图分类号] F732 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2020) 02-0075-18

### 引言

改革开放四十余年，中国在吸引外商直接投资（Inward Foreign Direct Investment, IFDI）和对外直接投资（Outward Foreign Direct Investment, OFDI）上取得了举世瞩目的成绩。自2002年中国相关权威部门发布年度数据以来，中国OFDI流量实现连续15年递增，2016年流量约是2002年流量的73倍，跃居全球第二位。随着“走出去”步伐的加快，中国经济正在实现由以“IFDI为主、OFDI为辅”向“IFDI与OFDI并行发展”的外资利用模式转变，相应地，两者之间的关系受到了学术界的广泛关注（Gu and Lu, 2011<sup>[1]</sup>；郑飞虎和常磊, 2016<sup>[2]</sup>；李磊等, 2018<sup>[3]</sup>）。

[收稿日期] 2018-12-20

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“中国企业海外研发中心发展路径及其NIS效应”（71573292）；国家自然科学基金青年项目“行业与地域比较视域下的外资研发嵌入水平对我国市场创新绩效的影响研究”（71403269）；教育部人文社会科学基金规划项目“基于外资研发嵌入的中国国际直接投资发展路径内在机制研究”（18YJA630042）。

[作者信息] 吉生保：中国矿业大学管理学院副教授；林雄立：中国矿业大学管理学院硕士研究生；王晓珍（通讯作者）：中国矿业大学管理学院副教授 221116 电子信箱 wangxiaozhen055@163.com。

与上述问题直接相关的是国际直接投资发展路径及其相关理论研究,该理论集中探讨了两者之间随时间变化的相对演进路径,认为随着人均 GNP 水平的提升,一国外资利用会先后经历由以 IFDI 为主向以 OFDI 为主的转变 (Dunning, 1981<sup>[4]</sup>; 陈涛涛等, 2012<sup>[5]</sup>)。国内外学者利用不同类型的数据对上述假说进行了经验研究,肯定了上述路径在宏观层面的存在,但是对于其背后的逻辑机理却鲜有涉及 (陈涛涛等, 2012)。Narula 和 Guimón (2010)<sup>[6]</sup> 认为有必要从广义层面理解上述路径机制,必须关注经济发展背后的、更深层次的因素;受此启发,在实证研究层面,传统的从经济发展角度研究 IFDI 与 OFDI 之间关系逐步让位于从更广层面的要素禀赋及其结构角度论证 IFDI 与 OFDI 关系的研究 (Sun et al., 2012<sup>[7]</sup>; 郑展鹏和刘海云, 2012<sup>[8]</sup>)。

在研究思路由经济发展扩展到要素禀赋及其结构的同时,除劳动和资本以外的其他要素值得关注。鉴于研发类外资利用在 IFDI 领域中的重要性 (Dunning, 1981; 崔新健, 2011<sup>[9]</sup>; 吉生保等, 2017<sup>[10]</sup>), 对 IFDI 与 OFDI 关系研究的一个焦点在于研究研发类 IFDI 与 OFDI 的关系。显然,相比 IFDI, 研发类 IFDI 更容易对本土的技术创新活动产生影响,而技术创新是除了劳动和资本等传统有形要素以外最为重要的无形要素之一,是增长经济学关注的核心。那么,研发类 IFDI 如何促进了 OFDI? 技术创新又在其中扮演何种角色?

首先,鉴于研发类 IFDI 给东道国带来的影响涉及除资本本身以外的方方面面,受 Andersson 等 (2001)<sup>[11]</sup> 以及 Almeida 和 Phene (2004)<sup>[12]</sup> 等的启发,崔新健 (2011) 在传统研发类 IFDI 利用问题的基础上正式提出了外资研发嵌入的概念, Hallin 等 (2011)<sup>[13]</sup> 实证研究了跨国公司关系型网络的嵌入程度如何影响“创新-绩效”关系, Anwar 和 Sun (2013)<sup>[14]</sup> 和吉生保等 (2017) 研究了外资研发嵌入的效果评价与原因分析。本文在此基础上选取外资研发嵌入作为中国研发类 IFDI 的衡量指标,考察外资研发嵌入是否能促进中国的 OFDI 及其背后的逻辑机制。就既有文献来看,相关研究普遍认为东道国研发类 IFDI 利用与其 OFDI 的关系复杂,两者之间既不是简单线性模式,即利用外资不会必然诱发对外投资;也不是简单的 U 型关系,即两者不会自行此消彼长 (崔新健, 2011; Anwar and Sun, 2013; Lampert and Kim, 2019<sup>[15]</sup>)。

其次,鉴于技术创新活动作为重要媒介在研发类 IFDI 影响本土 OFDI 中可能产生的影响,有必要梳理国内外关于技术创新活动的相关研究。总体来看,相比研发类 IFDI 与 OFDI, 此类文献涉及领域较为庞杂,较多地关注与技术创新活动相关的具体内容和相关领域,比如自主创新能力、情报信息、政策配套与制度环境建设、创新型国家建设、创新集群、开放式创新以及创新资源管理等 (崔新健, 2011)。相比之下,对于技术创新活动本身的评价较为零散,主要从市场创新绩效评价和技术进步方向 (要素偏向性) 两方面展开;然而,由于种种原因,目前国内外关于市场创新绩效评价和技术进步方向的研究领域彼此割裂,缺乏一个统一的框架思路将两者整合。显然,就技术创新表现的异质性来看,技术进步方向和市场创新绩效虽然关系密切,但是从价值链的视角来看,二者分别反映研发创新活动的生产之里和市场之表 (费景汉和拉尼斯, 2004<sup>[16]</sup>; 吉生保和王晓珍, 2016<sup>[17]</sup>), 并不能够

完全替代。基于技术创新活动给东道国带来的不同影响,特别是市场创新绩效的定量评价结果对国内外微观厂商投资决策所起到的发信号作用、技术进步方向的定性评价结果对本土要素使用所起到的宏观引导作用,本文拟从市场之表与生产之里相结合的思路,全面思考技术创新活动给东道国带来的影响。

目前,外资研发嵌入对中国技术创新表现影响的研究主要集中在外资研发嵌入对中国市场创新绩效的提升层面(崔新健,2011;吉生保和王晓珍,2016;吉生保等,2017),相关结论基本持肯定态度,认为外资研发嵌入总体上或者有条件地促进了中国市场创新绩效。相比之下,由于种种原因,对于技术进步方向的研究目前较多地围绕要素结构、要素报酬和全要素生产率等技术经济学领域相关内容展开(孔宪丽等,2015<sup>[18]</sup>;罗知等,2018<sup>[19]</sup>),与开放经济、外资利用和对外投资等国际投资学和发展经济学相关主题的结合较少(罗知等,2018),研发类IFDI以及外资研发嵌入背景下中国技术进步方向的研究尚未出现。

本文的贡献在于:第一,从理论方面来看,本文以中国利用研发类IFDI为切入点,围绕本土技术创新表现,考察研发类IFDI对中国OFDI的影响,梳理其背后的逻辑机理,丰富了国际直接投资发展路径的相关研究;第二,从实证方面来看,相比使用单一维度指标,本文利用外资研发嵌入整体捕捉研发类IFDI利用对中国的影响,直观形象,同时,本文从市场创新绩效与技术进步方向两方面刻画技术创新表现,使之更加全面。

## 一、理论分析

### (一) 外资研发嵌入与OFDI

中国利用研发类IFDI起步较晚,但是发展迅速,形式多样。以Coe和Helpman(1993)<sup>[20]</sup>为代表的传统测度方法,将与东道国有贸易往来的研发资本存量按照东道国进口比例进行加权处理得到研发类外资水平,虽然简洁明了,可操作性强,但是该方法只关注了研发活动的离岸形式,忽略了包括在岸逆向外包在内的利用研发类IFDI其他形式(郑飞虎和常磊,2016),而且这种测度思路难免出现挂一漏万以及时滞性等问题。故而本文不在中国利用研发类IFDI的具体形式上“纠缠”,而是直接关注在东道国实体经济层面的嵌入情况。本文的外资研发嵌入主要指从事技术创新的外资研发机构在中国内地进行研发活动和知识获取等相关活动,从而渗透到中国国家创新体系(National Innovation Systems, NIS)的现象。相比之下,该方法能够客观全面地反映研发类IFDI在投入/产出各方面的情况。

外资研发嵌入给东道国带来了包括技术和管理在内的各类溢出,是发展中国家及时了解世界发展前沿,进行消化、吸收、再创新进而发挥后发优势的主要依托。一方面,外资研发嵌入不仅给东道国带来了先进的技术和管理经验,外源性地改变东道国要素禀赋水平和结构,还通过示范效应、溢出效应和人才回流效应诱发东道国企业在先进技术、专利、管理经验以及生产流程上加大投资力度,内源性地改变东道国要素禀赋水平和结构,有利于培育和增强东道国企业的竞争优势,进而有助于东道国企

业成功地走出去（吉生保等，2017；李永周等，2018<sup>[21]</sup>）；另一方面，外资研发嵌入使得东道国企业被纳入国际研发和生产分工体系，与国内外上下游企业之间的联系增强、关系更为密切，外部信息的重要性和国际获利的丰厚性增强了东道国企业走出去的愿望和动机（Helpman et al., 2004<sup>[22]</sup>）。基于此，本文提出假设 H1。

假设 H1：外资研发嵌入正向影响 OFDI。

## （二）外资研发嵌入、市场创新绩效与 OFDI

市场创新绩效是衡量一个国家或地区技术创新活动在市场环境下的效率指标，是企业发展以及国家综合实力提升的重要体现。根据新古典经济学研发效率假说（希尔，2013<sup>[23]</sup>），外资研发嵌入作为一种高级要素，和劳动、资本等传统要素一道直接影响本土企业的研发和生产决策，进而导致本土企业市场创新绩效的提升；目前，这一逻辑得到了多数经验研究的支持（陈学光等，2010<sup>[24]</sup>；李向东等，2011<sup>[25]</sup>；吉生保和王晓珍，2016）。基于此，本文提出假设 H2。

假设 H2：外资研发嵌入能够促进中国市场创新绩效提升。

一方面，基于产品生命周期理论，在产品创新阶段，有序高效的知识密集型市场尚在形成中，外资研发嵌入与本土 NIS 尚处于磨合期，本土企业处于学习利用新技术与管理技能阶段，尚不能对其熟练驾驭和应用，市场创新绩效低下，出于规避风险考虑，主要将国内作为首要生产和研发地点；当进入到产品成熟阶段乃至标准化阶段以后，知识密集型市场已经高效运转，本土企业对相关技术与管理的驾驭日臻娴熟，市场创新绩效提升，研发和生产活动开始由知识密集型转变为技能或资本密集型甚至劳动密集型，本土企业逐渐具备 OFDI 能力（陈涛涛等，2012；郑展鹏和刘海云，2012）。另一方面，基于寡占反应理论和新增长理论，东道国市场创新绩效的提升能增强本土企业技术生产力，使技术水平和技术结构发生变化，提升其在国际研发网络中的地位，进而出于维系和巩固这一竞争优势，维持和扩大产品的国际市场占有率以及降低成本的考虑，本土企业 OFDI 的动机逐渐增强（Antràs and Helpman, 2004<sup>[26]</sup>；陈学光等，2010；希尔，2013）。基于此，本文提出假设 H3；综合 H1、H2 和 H3，本文提出假设 H4。

假设 H3：市场创新绩效的提升有利于 OFDI 的发展。

假设 H4：市场创新绩效在外资研发嵌入影响 OFDI 中发挥中介作用。

## （三）技术进步方向

长期以来，新古典理论认为技术进步是要素无偏的，而 Acemoglu（2002）<sup>[27]</sup>指出在很多情况下，技术进步可能是有偏的，即技术进步更有助于提高某种要素的边际产出。如果技术进步更有利于资本/劳动边际产出的提升，则称技术进步为资本/劳动偏向型；如果技术进步对于资本/劳动边际产出的影响不存在偏向性，则称该技术进步为要素无偏/中性的（Hicks, 1963<sup>[28]</sup>）。Acemoglu（2002）进一步指出技术偏向性的原因可能有两种：首先是“价格效应”，技术进步方向会受要素相对价格的影响；其次是“规模效应”，技术进步方向受要素使用规模的影响，最终的结果取决于价格效应和规模效应的合力作用。

相比发达国家，发展中国家的大多数技术对使用环境具有较强的敏感性，这是



发展中国家实现消化、吸收和再创新的逻辑前提，也是发展中国家挖掘国外先进技术价值，提高生产效率和产品质量的重要思路（李平等，2007<sup>[29]</sup>；孔宪丽等，2015；Lampert and Kim, 2019）。在市场创新绩效既定的情况下，如果技术进步按照价格效应的逻辑呈现偏向价格相对昂贵的稀缺要素的特点，比如资本，不仅意味着东道国更倾向于利用资本来促进生产率的提升，而且技术偏向于资本的程度决定着技术生产率的大小，也就意味着其在国际市场竞争力和 OFDI 能力的大小（费景汉和拉尼斯，2004；Gu and Lu, 2011；Sun et al., 2012）。如果技术进步按照规模效应的逻辑呈现偏向价格相对低廉的充裕要素的特点，比如劳动，不仅意味着东道国劳动力收入相对资本收入占比的上升，以及东道国较为宽松的劳动力流动政策，包括鼓励更多的人才跨国界流动以及鼓励更多的本土人才从事在岸逆向外包业务，而且意味着本土缺乏资本或者资本使用效果欠佳，这样，即便不排除本土企业能在海外找到合适甚至理想的投资机会，但是实体资本运营经验的缺乏无疑会降低甚至阻碍其 OFDI 动机（Andersson et al., 2001；郑飞虎和常磊，2016；李磊等，2018）。基于此，本文提出假设 H5。

假设 H5：技术进步方向能够调节市场创新绩效对 OFDI 的影响。

此外，鉴于本土企业在海外 OFDI 能对包括自身整合和驾驭海内外资源能力在内的内部化优势和所有权优势起到一定程度的向外界发信号的作用，使得国内外潜在的投资者意识到本土市场在全球研发和生产网络中的重要性，进而加大在本土市场的研发投资力度，可能相应地改变本土外资研发嵌入水平（希尔，2013；Lampert and Kim, 2019）；这也是发展中东道国在 OFDI 过程中逆向技术溢出的一种客观体现（崔新健，2011；郑飞虎和常磊，2016）。综合上述分析思路（图 1），其中实线表示上述假设 H1—H5，虚线表示理论框架中可能存在的内生性问题。

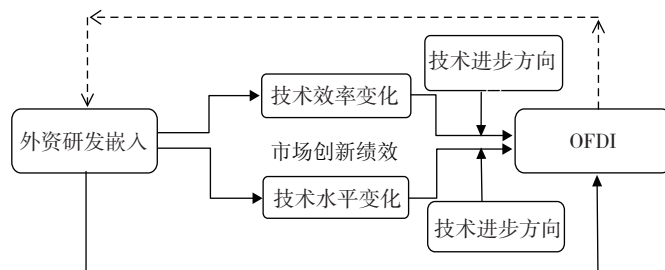


图 1 外资研发嵌入与 OFDI 理论框架

资料来源：作者根据文献梳理结果绘制。

## 二、重要指标测算

### （一）外资研发嵌入水平测算

#### 1. 测度方法

不同于单维度和绝对指标的研发类 IFDI 规模，外资研发嵌入具有多维度和相对指标特征，综合反映在华外资研发机构的创新活动对中国 NIS 产生的各种影响

(陈学光等, 2010; 崔新健, 2011)。鉴于此, 本文参考吉生保和王晓珍 (2016) 的方法, 综合考虑“结构嵌入”和“关系嵌入”(Andersson et al., 2001; Granovetter, 1985<sup>[30]</sup>; Hallin et al., 2011), 构建外资研发嵌入指标体系, 测度出外资研发嵌入指标。

## 2. 数据指标说明

考虑到数据的完整性, 立足于吸引研发类外资最为明显的工业企业, 将数据严重缺失的西藏从研究样本中剔除, 以中国 2000—2016 年 30 个省份为研究对象。对于涉及资本存量的指标, 全部使用永续盘存法进行估计, 具体公式为  $K_{i,t} = K_{i,t-1}(1 - \delta) + I_{i,t}$ , 以 2003 年为基年, 用各省份固定资产投资额除以 10% 作为基年的固定资本存量 (Young, 2000<sup>[31]</sup>), 折旧率设定为 9.6% (张军等, 2004<sup>[32]</sup>)。相关数据来自《中国科技统计年鉴》《中国统计年鉴》《工业企业科技活动统计年鉴》及各地统计年鉴。

### (二) 市场创新绩效测算

#### 1. 测度方法

学术界对于技术效率、经济效率、规模收益以及各种绩效评价, 较多地采用基于非参数的数据包络分析 (DEA) 方法和基于参数的随机前沿分析 (SFA) 方法。DEA 方法基于相对效率的思路, 以线性规划和凸分析为工具, 应用数学规划模型比较计算各个决策单元 (DMU) 是否技术相对有效; SFA 方法基于极大似然估计的思路, 需要为效率前沿预设一个生产函数方程, 然而预先假定的方程可能与现实不符, 并且无法处理多产出的问题。相比之下, DEA 方法能够有效处理多投入多产出问题, 故本文采取 DEA 方法构建市场创新绩效评价模型。

具体地, 本文采取 Färe 等 (1992)<sup>[33]</sup> 改造的 DEA 方法来测度市场创新绩效, 其定义的 Malmquist 生产指数能够动态地衡量效率之间的变化, 客观地考察技术效率变动、技术变动以及全要素生产率之间的关系。相邻两期的 Malmquist 指数可以分解为技术效率变化 (*techeff*) 和技术水平变化 (*techlev*), 其中技术效率变化又可以进一步分解为规模效率变化 (*seff*) 和纯技术效率变化 (*ptech*), 具体如下所示:

$$M_0(x_t, y_t, x_{t+1}, y_{t+1}) = \underbrace{\left[ \frac{St_0(x_t, y_t)}{St_0(x_{t+1}, y_{t+1})} \times \frac{Dt_0(x_{t+1}, y_{t+1})}{Dt_0(x_t, y_t)} \right]}_{techeff} \times \underbrace{\left[ \frac{Dt_0(x_{t+1}, y_{t+1})}{Dt + 1_0(x_{t+1}, y_{t+1})} \times \frac{Dt_0(x_t, y_t)}{Dt + 1_0(x_t, y_t)} \right]^{\frac{1}{2}}}_{techlev} \quad (1)$$

其中,  $M$  表示 Malmquist 指数, 由 *seff*、*ptech* 和 *techlev* 三项乘积决定;  $x$  和  $y$  分别表示投入向量和产出向量。以 1 为分界线, *seff* 大于 1 表示规模效率递增, *ptech* 大于 1 表示资源配置及利用情况变好; *techlev* 大于 1 则表示生产技术改进;  $M$  值大于 1 表示综合效率有所改善, 即本文表示的市场创新绩效有所提高, 反之意味着情况恶化, 市场创新绩效下降。

## 2. 数据指标说明

鉴于研发在市场创新活动中的核心地位，国内学者认为研发人员和研发资本同技术创新之间有着密不可分的关系（李平等，2007；李永周等，2018），在文献中通常将研发经费投入和研发人员作为技术创新的投入指标（李平等，2007；余泳泽和刘大勇，2014<sup>[34]</sup>）。鉴于此，本文将研发资本存量、开发改造资本存量以及研发人员作为度量市场创新绩效水平的投入要素。在衡量市场创新活动产出时，除考虑含有技术产出信息的专利申请及授权以外，还要考虑反映市场创新活动价值实现的新产品销售情况，以期全面捕捉市场创新活动成果的价值，故本文将专利申请数量、专利授权数量以及新产品销售量作为市场创新活动产出（李向东等，2011）。相关数据来自《中国统计年鉴》《工业企业科技活动统计年鉴》及各地统计年鉴。

### （三）技术进步方向测算

#### 1. 测度方法

鉴于传统的 Cobb-Douglas 生产函数中资本劳动边际产出之比并不受技术进步影响，不能度量技术进步方向，本文采用 CES 生产函数测度技术进步方向（Klump et al., 2007<sup>[35]</sup>；戴天仕和徐现祥，2010<sup>[36]</sup>）。设定生产函数及技术进步偏向性如公式（2）—公式（4）所示：

$$Y_t = \left[ (1 - \theta)(A_t L_t)^\frac{\sigma - 1}{\sigma} + \theta(B_t K_t)^\frac{\sigma - 1}{\sigma} \right]^\frac{\sigma}{\sigma - 1} \quad (2)$$

$$Y_K/Y_L = \frac{\partial Y/\partial K}{\partial Y/\partial L} = \frac{\theta}{1 - \theta} \left[ \frac{B_t}{A_t} \right]^\frac{\sigma - 1}{\sigma} \left[ \frac{L_t}{K_t} \right]^\frac{1}{\sigma} \quad (3)$$

$$\frac{\partial(Y_K/Y_L)}{\partial(B_t/A_t)} = \frac{\theta}{1 - \theta} \frac{\sigma - 1}{\sigma} \left[ \frac{B_t}{A_t} \right]^\frac{\sigma - 2}{\sigma} - \frac{1}{\sigma} \left[ \frac{L_t}{K_t} \right]^\frac{1}{\sigma} \quad (4)$$

$Y_t$  是各期产出水平， $L_t$  和  $K_t$  为各期劳动和资本投入， $A_t$  与  $B_t$  分别为劳动效率与资本效率， $\theta$  为资本密集度， $\sigma$  为劳动资本替代弹性； $Y_K$  和  $Y_L$  分别表示资本和劳动边际产出，对（3）式求微分后可得（4）式，即为 Acemoglu（2002）定义的技术进步偏向性。显然，我们可以通过替代弹性  $\sigma$  的大小以及资本劳动效率比  $B_t/A_t$  的变化直接判断技术进步偏向性，当  $\sigma > 1$  时，（4）式大于 0，如果  $B_t/A_t$  上升/下降，那么技术偏向资本/劳动；当  $\sigma < 1$  时，（4）式小于 0，如果  $B_t/A_t$  上升/下降，技术偏向劳动/资本；如若  $\sigma = 1$ ，技术进步方向是无偏的。本文采用稳健的标准化供给面系统估计方法（Klump et al., 2007；León-Ledesma et al., 2010<sup>[37]</sup>）估计替代弹性  $\sigma$  与资本密集度  $\theta$ ，见公式（5）—公式（7）。

$$\log\left(\frac{Lw_t}{Y_t}\right) = \log(1 - \theta) + \frac{\sigma - 1}{\sigma} \log(\zeta) - \frac{\sigma - 1}{\sigma} \log\left(\frac{Y_t/\bar{Y}}{L_t/\bar{L}}\right) + \frac{\sigma - 1}{\sigma} t \frac{\chi_t}{\tau_L} \left[ \left(\frac{t}{-t}\right) \tau_L - 1 \right] \quad (5)$$

$$\log\left(\frac{Kr_t}{Y_t}\right) = \log(\theta) + \frac{\sigma - 1}{\sigma} \log(\zeta) - \frac{\sigma - 1}{\sigma} \log\left(\frac{Y_t/\bar{Y}}{K_t/\bar{K}}\right) + \frac{\sigma - 1 - \chi_K}{\sigma} t^{\frac{\tau_K}{\sigma}} \left[\left(\frac{t}{\bar{t}}\right)^{\tau_K} - 1\right] \quad (6)$$

$$\log\left(\frac{Y_t}{\bar{Y}}\right) = \log(\zeta) + \frac{\sigma}{\sigma - 1} \log\left[\theta \left[\frac{K_t}{\bar{K}} \exp\left[t \frac{-\chi_L}{\tau_L} \left(\frac{t}{\bar{t}} - 1\right)\right]\right]^{\frac{\sigma - 1}{\sigma}} + (1 - \theta) \left[\frac{L_t}{\bar{L}} \exp\left[t \frac{-\chi_K}{\tau_K} \left(\frac{t}{\bar{t}} - 1\right)\right]\right]^{\frac{\sigma - 1}{\sigma}}\right] \quad (7)$$

$\zeta$ 是标准化调整系数,  $\bar{Y}$ 、 $\bar{L}$ 、 $\bar{K}$ 和 $\bar{t}$ 分别为产出、劳动投入、资本投入和年份的样本均值,  $\chi_L/\chi_K$ 为劳动/资本效率增长率,  $\tau_L/\tau_K$ 为劳动/资本效率曲率,  $Lw_t$ 为劳动所得,  $Kr_t$ 为资本所得。设定要素效率的增长率为Box-Cox型, 采用可行性广义非线性最小二乘法(FNGLS)估计公式(5)—公式(7)联立构成的非线性方程组模型, 利用Stata14.0提供的非线性似不相关估计(NL-SUR)软件包估计公式(5)—公式(7)构成的非线性方程组, 首先假设公式(5)—公式(7)干扰项相互独立, 对三个方程分别采用OLS估计, 得到三个残差向量, 其次对残差向量的方差—协方差矩阵进行Cholesky分解, 并对原始模型进行正交变换, 使模型的干扰项彼此独立, 最后按照陈晓玲和连玉君(2013)<sup>[38]</sup>的方法设定参数初始值和全局最优估计结果。估计结果显示, 参数估计值显著性理想, 说明计量分析模型相对有效,  $\zeta$ 接近于1, 基本符合预期, 因此得到的资本密集度 $\theta$ 和替代弹性 $\sigma$ 估计基本有效, 在利用公式(4)定性判断技术进步偏向性的基础上, 可以进一步利用公式(8-10)得到定量的技术进步偏向程度(戴天仕和徐现祥, 2010)。其中,  $\xi$ 为资本所得占产出比重。

$$A_t = \frac{Y_t}{L_t} \left[ \frac{1 - \xi}{1 - \theta} \right] \frac{\sigma}{\sigma - 1}, \quad B_t = \frac{Y_t}{K_t} \left[ \frac{\xi}{\theta} \right] \frac{\sigma}{\sigma - 1}, \quad D_t = \frac{\sigma - 1}{\sigma} \left[ \frac{A_t}{B_t} \right] \frac{d\left(\frac{B_t}{A_t}\right)}{dt} \quad (8-10)$$

## 2. 数据指标说明

综合上述公式(5)—公式(10), 计算技术进步偏向性所需数据如下: (1) 实际GDP衡量的总产出 $Y$ ; (2) 各省份的年度固定资本形成额以及投资品价格指数; (3) 年初和年末就业人数, 用两者的算术平均度量劳动投入 $L$ ; (4) 将营业盈余划归资本所得, 将生产税净额等比例分配(戴天仕和徐现祥, 2010; 罗知等, 2018), 得到劳动所得 $Lw_t$ 和资本所得 $Kr_t$ , 见公式(11)—公式(12)。

$$Lw_t = NR_t + NT_t \times \frac{NR_t}{NR_t + DE_t + P_t}, \quad Kr_t = DE_t + P_t + NT_t \times \frac{DE_t + P_t}{NR_t + DE_t + P_t} \quad (11-12)$$

其中,  $NR$ 为劳动者报酬,  $NT$ 为生产税净额,  $DE$ 为固定资产折旧,  $P$ 为营业盈余。以上数据均来自《中国统计年鉴》以及各省份统计年鉴。个别缺失数据利



用灰色 GM (1, 1) 方法估算得到。

### 三、实证研究

#### (一) 经验事实

前述文献初步梳理了外资研发嵌入、技术创新表现与对外直接投资之间的逻辑关系, 并提出相关假设, 在此基础上拟合三者之间的散点图。可以发现, 外资研发嵌入与对外直接投资呈现正向相关性, 在一定程度上佐证了两者之间可能存在的逻辑关系; 外资研发嵌入与市场创新绩效呈现正向关系, 市场创新绩效与对外直接投资也呈现正向关系, 在一定程度上佐证了市场创新绩效与外资研发嵌入、对外直接投资之间可能存在的逻辑关系; 进一步发现, 相比技术进步方向偏向劳动力使用, 技术进步方向偏向资本使用的拟合曲线更加陡峭且  $t$  值更高, 表明技术进步越偏向资本使用, 外资研发嵌入与对外直接投资的关系可能越密切, 在一定程度上佐证了技术进步偏向性与外资研发嵌入、对外直接投资之间可能存在的逻辑关系。此部分限于篇幅, 相关散点图备索。

#### (二) 模型构建与变量说明

借鉴 Melitz (2003)<sup>[39]</sup> 垄断竞争模型, 考虑增加产品多样性的创新 (Grossman and Helpman, 2004<sup>[40]</sup>), 设定代表性消费者的效用函数如下:

$$U = U_A^\alpha U_M^{1-\alpha} = q_a^\alpha \left( \int_0^{n_d+n_f} (\lambda_i q_i)^\rho di \right)^{\frac{1-\alpha}{\rho}} \quad (13)$$

(13) 式中,  $q_a$ 、 $\lambda$  和  $q_i$  分别表示无差异农产品、制度质量与差异化制造业中间品,  $n_d$ 、 $n_f$  分别表示本土和外资差异化中间品的数量,  $\alpha$ 、 $\rho \in (0, 1)$  分别表示农产品/制造业产品以及制造业产品之间可以替代。定义外资研发嵌入  $frd \equiv \frac{n_f}{n_d + n_f} \in [0, 1]$ , 进一步将企业开展国际商务活动的制度基础观与资源基础观融入上述模型, 考虑其均衡情况, 可以得到:

$$OFDI \propto Q_M = \left( \int_0^{n_d+n_f} (\lambda_i q_i)^\rho di \right)^{\frac{1}{\rho}} = (n_d + n_f)^{\frac{1}{\rho}} \lambda q = n_f^\rho frd^{\frac{-1}{\rho}} \lambda q \quad (14)$$

由于制造业中间品的投入可以表示为  $I_M = (n_d + n_f)q$ , 可以得到本土市场创新绩效如下:

$$E = \frac{Q_M}{I_M} = (n_d + n_f)^{\frac{1}{\rho}-1} \lambda = n_f^{\frac{1}{\rho}-1} frd^{1-\frac{1}{\rho}} \lambda \quad (15)$$

经过整理得到:

$$OFDI \propto Q_M = frdE \frac{(n_d + n_f)^2}{n_f} q \quad (16)$$

由公式 (16) 可以发现, 外资研发嵌入  $frd$  影响对外直接投资 OFDI 主要有两条路径: (1)  $frd$  直接影响 OFDI; (2)  $frd$  通过本土市场创新绩效  $E$  间接影响 OFDI, 而且该作用受到  $\frac{(n_d + n_f)^2}{n_f} q$  的调节。进一步考虑东道国是大国的情况, 鉴

于寡占反应理论相关内容，令  $n'_f = \frac{\partial n_f}{\partial frd} > 0$ ，可以发现：

$$\frac{\partial OFDI}{\partial E} \propto \frac{\partial Q_M}{\partial E} = frd \frac{(n_d + n_f)^2}{n_f} q > 0 \quad (17)$$

$$\frac{\partial OFDI}{\partial frd} \propto \frac{\partial Q_M}{\partial E} = \frac{1}{\rho} n_f^{\frac{1}{\rho}-1} frd^{\frac{1}{\rho}-1} (frdn'_f - n_f) \propto (frdn'_f - n_f) \quad (18)$$

$$\frac{\partial E}{\partial frd} = \left(\frac{1}{\rho} - 1\right) n_f^{\frac{1}{\rho}-2} frd^{\frac{1}{\rho}-1} (frdn'_f - n_f) \propto (frdn'_f - n_f) \quad (19)$$

通过对比 (18) 式和 (19) 式可以发现，如果东道国是大国，外资研发嵌入影响对外直接投资的正负不确定性完全体现在外资研发嵌入影响本土市场创新绩效中；进一步就  $(frdn'_f - n_f)$  展开讨论，参考 Malmquist 指数的分解思想，特别是利用技术距离函数的前沿跨期比较和跨期几何平均值乘积对 TFP 指数进行分解的思想，利用东道国制造业外资中间品的时间变化率反映本土技术效率变化，利用外资研发嵌入时间变化率的倒数反映本土技术水平变化。东道国制造业外资中间品的时间增速越大，表明本土技术效率升级越明显、在全球价值链中的地位越重要，反之亦然；对于既定的外资研发嵌入增加，较高的外资研发嵌入水平表明本土技术水平进步越明显，越会接轨甚至引领全球技术水平前沿，反之亦然。可以发现：

$$frdn'_f - n_f = n_f \left( \frac{n'_f}{n_f} frd - 1 \right) = n_f \left( \underbrace{\frac{dn_f}{dt} \frac{1}{n_f}}_{\text{技术效率变化}} \times \underbrace{\frac{dt}{dfrd} frd}_{\text{技术水平变化}} - 1 \right) \quad (20)$$

调节项  $\frac{(n_d + n_f)^2}{n_f} q$  反映每单位外资中间品的平均本土制造业差异化中间品规模，在外资制造业中间品技术进步相比本土制造业中间品技术进步更为偏向资本使用的情况下，该指标可以用来反映本土技术进步的要素使用偏向性，该值越大，本土技术进步越表现为资本使用偏向型。进一步，如果东道国是大国，反映技术效率变化的  $\frac{dn_f}{dt} \frac{1}{n_f}$  会随着  $frd$  的变化而变化；相比之下，无论东道国是大国还是小国，反映技术水平变化的  $\frac{dt}{dfrd} frd$  都会随着  $frd$  的变化而变化。

根据经验事实和理论推导以及图 1 的逻辑思路，本文将基准回归模型设置如下：

$$\ln(ofdi_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \times frd_{it} + \sum_i \lambda_i \times control_i + v_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

其中， $\beta_0$  是常数项， $\beta_1$  和  $\lambda$  分别为解释变量和控制变量回归系数， $i$  和  $t$  分别代表个体和时间， $v_i$  度量个体差异， $\eta_t$  度量时序差异， $\varepsilon_{it}$  是残差项。主要变量及控制变量介绍如下：

### 1. 主要变量

囿于数据可得性以及 2003 年以前中国各省份对外投资规模较小且不稳定，本文研究的时间跨度为 2003—2016 年，包含中国 30 个省区市（具体请参见表 2 的

注)。被解释变量为 *ofdi* 表示的各省份历年 OFDI 水平。原始数据源于《中国对外直接投资统计公报》，用年度美元兑人民币汇率的中间价将其换算为人民币（万元），然后用 1990 年为基期的固定资产投资价格指数进行平减。本文关键解释变量为 *fd* 表示的外资研发嵌入水平；中介变量为市场创新绩效及其分解项技术效率指标和技术水平指标，分别用 *inn*、*techeff* 和 *techlev* 表示；调节变量为 *techdir* 表示的技术进步方向。

## 2. 控制变量

借鉴李平等（2007）、郑展鹏和刘海云（2012）和李磊等（2018）等相关文献，选择劳动力成本、资源需求量和人均 GDP 为各省份的有形（硬件）禀赋，政府治理、人力资本以及对外开放程度为各省份的无形（软件）禀赋，以期在要素禀赋层面控制经济体 OFDI 的能力和意愿，见表 1，相关数据来自《中国统计年鉴》。对潜在的多重共线性进行方差膨胀因子检验（VIF），发现各变量对应的 VIF 值均小于 10，说明多重共线性问题不严重，不影响后续的实证研究。

表 1 控制变量定义

变量		符号	变量说明及计算方法
有形禀赋 $q$ (OFDI 能力)	劳动力成本	<i>wage</i>	劳动力成本的上升会促进技术寻求型 OFDI，用工资价格指数平减的在岗职工平均工资水平衡量（元），取对数
	资源需求量	<i>energy</i>	资源需求的增加会促进战略寻求型 OFDI，用各省份能源消耗总量衡量（煤、石油和天然气按热能折算为标准煤，吨），取对数
	人均 GDP	<i>lgdp</i>	经济发展水平会促进市场寻求型 OFDI，用各省份 GDP 总量除以总人数衡量人均 GDP（元/人），取对数
无形禀赋 $\lambda$ (OFDI 意愿)	政府治理	<i>govern</i>	丰富的治理经验和良好的治理效果为本土企业 OFDI 提供有力的公共服务和安定的母国市场，用财政支出占当地 GDP 比重衡量（%）
	人力资本	<i>human</i>	丰富的人力资本水平有助于本土企业捕捉和吸纳（逆向）技术溢出，整合更多的海内外资源，用劳动力平均受教育年限度量，取对数
	对外开放程度	<i>open</i>	对外开放有助于增强本土企业与海外市场的联系，了解市场规则、规避市场风险，用进出口总额除以地区生产总值衡量（%）

## （三）结果分析

### 1. 外资研发嵌入与 OFDI 的关系

鉴于省际个体差异以及样本期内随时间变化的经济形势，特别是金融危机等较大的外部冲击事件发生，使用个体和时间双固定效应模型估计（21）式；考虑到图 1 中可能存在内生性问题，选取外资研发嵌入滞后一期为工具变量，采用工具变量模型估计（21）式。具体地，Hausman 检验发现外资研发嵌入在全国范围及中东部地区存在明显的内生性问题，然而在西部地区内生性问题不明显，可能原因在于西部地区外资研发嵌入和 OFDI 水平都较低且不稳定，尚未表现出明显的统计规律；Anderson C-LM 统计量在全样本和分样本均显著，表明工具变量选择合理；C-D Wald F 统计量超过了 10% 的临界值 16.38，拒绝原假设，认为工具变量与内

生性变量有强相关性；Sargan 统计量的 P 值大于 0.1，显示工具变量是外生的。见表 2。

表 2 外资研发嵌入对 OFDI 的影响：基准研究

解释变量	全国		中东部地区		西部地区	
	双固定效应 (1)	工具变量法 (2)	双固定效应 (3)	工具变量法 (4)	双固定效应 (5)	工具变量法 (6)
<i>frd</i>	0.110** (2.19)	0.188** (2.04)	0.134** (2.10)	0.333** (2.12)	0.018 (1.30)	0.039* (1.90)
<i>wage</i>	0.814 (1.28)	0.961** (2.00)	0.417** (2.62)	1.647* (1.85)	0.181 (0.39)	0.197 (0.58)
<i>energy</i>	0.40 (0.10)	0.148** (3.54)	0.489 (0.90)	0.003 (0.10)	0.005 (0.02)	0.027 (0.17)
<i>lgdp</i>	0.832** (2.13)	0.790** (4.01)	1.149** (2.71)	1.161** (2.17)	0.270** (2.49)	0.258* (1.74)
<i>govern</i>	0.235 (1.41)	0.544** (2.68)	0.926** (2.14)	1.486** (2.16)	-0.101 (-0.81)	-0.096 (-0.82)
<i>human</i>	0.241* (1.86)	0.121** (2.60)	0.305** (2.33)	0.291** (2.54)	0.299** (2.31)	0.301** (2.37)
<i>open</i>	0.645** (2.37)	1.037** (3.99)	0.852** (2.62)	1.597** (3.07)	0.223 (0.74)	0.264 (1.26)
<i>Cons</i>	12.64** (-2.90)	-10.839** (-3.90)	-16.83** (-3.29)	-4.061** (-4.45)	-6.121** (-3.77)	-5.817** (-3.35)
<i>Hausman</i>	57.52**	34.60**	2.66			
Anderson C-LM 统计量	26.867**		30.697**		14.936*	
C-D Wald F	25.932		37.124		17.638	
Sargan-P	0.2326		0.3602		0.1273	

注：括号内为稳健标准误对应的  $t$  值，\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著；表 3—表 5 同。中东部地区包括：北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南、山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南，共 19 个省份，西部地区包括四川、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西和内蒙古，共 11 个省份。

从全国范围来看，外资研发嵌入系数为 0.110，且在 5% 水平上显著，表明外资研发嵌入对 OFDI 有正向促进作用。分区域来看，不论是双固定效应模型还是工具变量模型，中东部地区外资研发嵌入系数的显著性与全国保持一致、甚至更为理想，且作用强度呈现不同程度的增加，表明中东部地区的外资研发嵌入对 OFDI 的影响更大，主要归因于中东部地区较高的经济水平和完善的制度环境，使得本土企业能够更好地捕捉外资研发嵌入带来的溢出效应，从而内化为本土企业的所有权优势和内部化优势，促进本土企业 OFDI。相比之下，西部地区外资研发嵌入的系数不仅作用强度低、显著性较差，而且缺乏稳健性。

鉴于外资研发嵌入对 OFDI 促进作用的异质性表现，有必要进一步考察控制变量。第一，总体来看，就促进 OFDI 而言，无论显著性程度还是作用强度，软件禀赋 (*govern/human/open*) 的表现普遍优于硬件禀赋 (*wage/energy/lgdp*)，中东部地区和西部地区在这一点上是一致的；而且无论软件禀赋还是硬件禀赋，中东部地区的表现明显优于西部地区。第二，在软件禀赋中，政府治理作用的异质性最为明

显,具体来看,政府治理在中东部地区的软件禀赋中对 OFDI 的促进作用最强,而在西部地区的软件禀赋中则是制约 OFDI 的短板——不仅不显著,而且作用方向与预期相反,表明西部地区以政府治理为代表的制度建设是西部地区 OFDI 的瓶颈。第三,在硬件禀赋中,能源需求对 OFDI 的贡献虽然如预期所想表现出了正向影响,但是只在全国层面上显著,表明能源需求增加引致的 OFDI 更多地反映国家的整体意志和战略诉求,而这种意志和诉求在省级层面弱化到不再显著,意味着高能耗产业在中国得到了有效控制。

就 2SLS 估计结果来看,相比双固定效应模型,外资研发嵌入对 OFDI 的促进作用进一步强化,控制变量对 OFDI 的促进作用在显著性和作用强度上也呈现不同程度的改善, H1 成立。

## 2. 有调节的中介效应

在分别验证市场创新绩效中介效应与技术进步方向调节效应的基础上(限于篇幅,备索),根据 Edwards 和 Lambert (2007)<sup>[41]</sup> 有调节中介效应检验方法,有必要对两者加以整体验证。见表 3,第一阶段指外资研发嵌入对市场创新绩效的影响,第二阶段指市场创新绩效对 OFDI 的影响,直接效应指外资研发嵌入对 OFDI 的直接影响,间接效应指第一阶段与第二阶段系数的乘积。出于谨慎考虑,各类效应及差异的显著性检验使用 bootstrap 100000 次并取中间 95% 的结果进行处理。

表 3 有调节的中介效应检验

中介变量	调节变量	阶段		效应		
		第一阶段	第二阶段	直接效应	间接效应	总效应
市场创新绩效	高技术进步方向 (>0, 偏向资本)	0.849** (2.77)	0.465** (4.12)	0.172 (0.60)	0.395** (2.30)	0.567* (1.87)
	低技术进步方向 (<0, 偏向劳动)	0.852** (7.42)	0.283** (5.03)	0.379** (3.01)	0.241** (4.17)	0.620** (5.13)
	差异	-0.003** (-2.31)	0.182** (2.96)	-0.225 (-0.10)	0.154** (1.99)	-0.053 (-1.13)
技术效率变化	高技术进步方向 (>0, 偏向资本)	0.456** (2.03)	0.240** (2.14)	0.445** (2.26)	0.109** (2.13)	0.554* (1.80)
	低技术进步方向 (<0, 偏向劳动)	0.549** (3.64)	0.125 (1.02)	0.758** (2.96)	0.069 (0.77)	0.827 (1.23)
	差异	-0.093** (-2.15)	0.115** (1.99)	-0.313 (-1.16)	0.040 (1.00)	-0.273 (-0.67)
技术水平变化	高技术进步方向 (>0, 偏向资本)	0.399** (2.00)	0.975** (3.37)	0.278 (1.11)	0.389** (2.06)	0.667* (1.81)
	低技术进步方向 (<0, 偏向劳动)	0.390** (4.56)	0.664** (3.33)	0.351** (2.96)	0.259** (2.64)	0.610** (3.00)
	差异	0.009** (3.13)	0.311** (2.04)	-0.073* (-1.78)	0.130** (2.03)	0.057 (0.45)

就市场创新绩效来看,高/低技术进步方向在直接效应上的差异不显著,而高/低技术进步方向的间接效应不仅各自显著,且差异显著(0.154,  $p < 0.05$ ),表明技术进步方向调节了市场创新绩效的中介作用,技术进步方向越偏向资本,上述中



介效应越明显，即有调节的中介效应成立。进一步，就技术效率变化来看，低技术进步方向在第二阶段和间接效应上不显著，表明技术效率变化发挥的中介作用不显著，亦无需进一步讨论技术进步方向对其的调节作用；就技术水平变化来看，高/低技术进步方向的间接效应不仅各自显著，且差异明显 (0.130,  $p < 0.05$ )，表明调节作用明显。综上，在外资研发嵌入影响 OFDI 的过程中，技术前沿面变动发挥中介作用且受技术进步方向的调节，技术现实效果没有发挥中介作用，亦不受技术进步方向的调节，这与前文结论基本一致。

(四) 稳健性检验

1. 替换变量考察

鉴于市场创新绩效在外资研发嵌入促进对外直接投资中的重要作用，有必要在 DEA 方法的基础上采用其他方法以验证相关结论的稳健性。这里采用平均劳动生产率 (工业生产总产值与劳动数量的比值) 作为市场创新绩效的替代变量，检验前文结论的稳健性。不失一般性，采用双向固定效应模型验证上文结论，相关结果见表 4。模型 (7) 显示，外资研发嵌入系数为 0.110 且在 5% 水平上显著，表明外资研发嵌入能促进 OFDI，H1 成立；模型 (7) — 模型 (9) 显示，外资研发嵌入显著地影响了市场创新绩效，H2 成立，加入市场创新绩效以后，市场创新绩效显著地影响了 OFDI，H3 成立，并且外资研发嵌入系数从 0.110 下降为 0.098，根据中介效应检验机理，可知市场创新绩效在外资研发嵌入影响 OFDI 过程中发挥了部分中介作用，H4 成立。模型 (10) — 模型 (11) 显示，技术进步方向正向促进 OFDI，交互项显示技术进步方向正向调节市场创新绩效对 OFDI 的影响，H5 成立。进一步地分别以技术进步方向和市场创新绩效为调节变量和中介变量，表 4 显示，在模型 (11) 和模型 (12) 中，外资研发嵌入系数显著为正；模型 (13) 中市场创新绩效系数显著为正，模型 (14) 中交互项系数显著为正，有调节的中介效应成立，与前文结论基本一致。

表 4 外资研发嵌入、技术创新表现与对外直接投资：替换变量考察

变量	ln (ofdi) (7)	inn (8)	ln (ofdi) (9)	ln (ofdi) (10)	ln (ofdi) (11)	inn (12)	ln (ofdi) (13)	ln (ofdi) (14)
<i>frd</i>	0.110** (2.19)	0.389** (3.87)	0.098** (2.04)	0.103** (2.03)	0.108** (2.12)	0.338** (2.95)	0.103** (2.00)	0.095* (1.83)
<i>inn</i>			0.432* (1.94)				0.351** (1.98)	0.252* (1.92)
<i>techdir</i>				0.071* (1.76)	0.082* (1.68)	0.156* (1.76)	0.063* (1.84)	0.046* (1.82)
<i>inn×techdir</i>				0.043* (1.90)				0.036** (1.96)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Cons</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$R^2$	0.863	0.768	0.884	0.868	0.876	0.798	0.882	0.892

## 2. 内生性问题考察

鉴于技术创新表现与 OFDI 可能存在经济惯性和周期性问题的,按照 Lewbel (1997)<sup>[42]</sup> 的思路构造工具变量  $frdiv_{it} = (frd_{it} - \sum_j frd_{it}/T)3$ ,  $T$  表示研究时间跨度,利用系统 GMM 方法重新考察 H1—H5;采用 Windmeijer 方法纠正两步法在小样本下标准误向下偏倚的问题,见表 5。其中,序列自相关结果表明 8 个模型均存在一阶序列自相关,二阶序列不相关;Sargan 统计量均不能拒绝“所有工具变量均有效”的原假设,表明模型工具变量的选择满足过度识别的约束条件,工具变量选择合理。

模型(14)—模型(16)显示,外资研发嵌入能够促进对外直接投资,并且外资研发嵌入能够通过市场创新绩效影响对外直接投资,H1、H2 和 H3 均成立;模型(18)—模型(19)显示,技术进步方向正向调节市场创新绩效对 OFDI 的影响,H5 成立;模型(19)—模型(22)显示,有调节的中介效应成立,说明考虑内生性后结论依然稳健。

表 5 外资研发嵌入、技术创新表现与对外直接投资:内生性检验

变量	ln (ofdi) (15)	inn (16)	ln (ofdi) (17)	ln (ofdi) (18)	ln (ofdi) (19)	inn (20)	ln (ofdi) (21)	ln (ofdi) (22)
<i>frd</i>	0.567** (2.03)	1.469* (1.87)	0.541** (2.04)	0.613** (2.09)	0.553** (2.00)	1.432** (2.05)	0.525** (2.00)	0.577** (2.10)
<i>inn</i>			0.052* (1.86)				0.051** (1.98)	0.052* (1.82)
<i>techdir</i>				0.061* (1.76)	0.053* (1.78)	0.063* (1.81)	0.031* (1.83)	0.060* (1.73)
<i>inn×techdir</i>				0.066* (1.90)				0.063* (1.92)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Cons</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
AR (1)	0.001	0.008	0.002	0.003	0.001	0.003	0.001	0.001
AR (2)	0.350	0.394	0.321	0.321	0.326	0.133	0.383	0.393
Sargan-P	0.246	0.147	0.356	0.231	0.212	0.137	0.288	0.258

## 四、研究结论与政策建议

通过构建外资研发嵌入、技术创新表现与对外直接投资的逻辑关系框架,基于中国 30 个省份 2003—2016 年的经验数据,在测算外资研发嵌入、市场创新绩效以及技术进步方向的基础上,直观考察了外资研发嵌入对中国 OFDI 的影响,分别验证了市场创新绩效(不同维度)和技术进步方向的中介作用和调节作用,进而整体验证了技术进步方向调节市场创新绩效在外资研发嵌入影响 OFDI 中的中介作用。研究显示:(1)全国及中东部地区外资研发嵌入显著地促进了中国 OFDI 发展,且在中东部地区的促进作用强于全国整体水平,而在西部地区的促进作用较

弱；(2) 市场创新绩效在外资研发嵌入影响 OFDI 的过程中发挥了部分中介作用，进一步，市场创新绩效中的技术前沿面变动发挥的中介作用明显，而市场创新绩效中的技术现实效果变化发挥的中介作用不明显；(3) 技术进步方向对市场创新绩效影响 OFDI 有正向调节作用，进一步，市场创新绩效中技术前沿面变动对 OFDI 的影响被技术进步方向正向调节，而市场创新绩效中技术现实效果变化影响 OFDI 的过程不能被技术进步方向调节；(4) 技术进步方向调节市场创新绩效在外资研发嵌入影响 OFDI 过程中的中介作用。

党的十九大报告提出“坚持引进来和走出去并重”。因此应借助研发类外资的利用来提升本土技术创新水平，助力 OFDI，本文提出如下政策建议：(1) 鉴于外资研发嵌入对 OFDI 的积极促进作用，各级政府应当积极向国内外宣传中国 OFDI 不仅是中国自身发展的需要，更是世界发展的需要的理念，中国是全球 FDI 的重要集散地，要全面理解其中“集与散”的辩证关系，只强调任何一面都容易使舆论滑向“中国崩溃论”或者“中国威胁论”；(2) 鉴于研发类外资的重要性，各级政府应当编制详尽的外资研发嵌入指数表，及时反映本土在吸引和利用外资上的动态，信息共享、优势互补，以战略联盟的形式增强在利用研发类外资中的话语权；(3) 鉴于技术创新表现在 OFDI 的过程中发挥着重要的中间渠道作用，各级政府应当对技术创新表现有全面认识，除了先进性和推广性问题之外，更要关注以技术进步偏向性为代表的社会影响，引进和推广“合适”的技术，平衡以劳动和资本为代表的各类要素的使用，在改善本国民生、助力 OFDI 的基础上，推动中国改革的继续深入和未来社会的长治久安。

### [参考文献]

- [1] GU Q, LU JW. Effects of Inward Investment on Outward Investment: the Venture Capital Industry Worldwide 1985-2007 [J]. *Journal of International Business Studies*, 2011, 42 (2): 263-284.
- [2] 郑飞虎, 常磊. 跨国公司研发外包活动的研究: 中国的实证与新发现 [J]. *南开经济研究*, 2016 (4): 99-114.
- [3] 李磊, 冼国明, 包群. “引进来”是否促进了“走出去”? ——外商投资对中国企业对外直接投资的影响 [J]. *经济研究*, 2018 (3): 142-156.
- [4] DUNNING J. Explaining the International Direct Investment Position of Countries: Towards a Dynamic or Development Approach [J]. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 1981, 117 (1): 30-64.
- [5] 陈涛涛, 张建平, 陈晓. 投资发展路径 (IDP) 理论的发展与评述 [J]. *南开经济研究*, 2012 (5): 121-135.
- [6] NARULA R, GUIMÓN J. The Investment Development Path in a Globalized World: Implications for Eastern Europe [J]. *Eastern Journal of European Studies*, 2010, 1 (2): 5-19.
- [7] SUN SL, PENG MW, REN B, YAN DY. A Comparative Ownership Advantage Framework for Cross-broad M&As: the Rise of Chinese and Indian MNEs [J]. *Journal of World Business*, 2012, 47 (1): 4-16.
- [8] 郑展鹏, 刘海云. 体制因素对我国对外直接投资影响的实证研究——基于省际面板的分析 [J]. *经济学家*, 2012 (6): 65-71.
- [9] 崔新健. 外资研发中心的现状及政策建议: 基于国家创新体系框架的研究 [M]. 北京: 人民出版社, 2011.
- [10] 吉生保, 卢潇潇, 马淑娟, 王晓珍. 外资研发嵌入是苦口良药还是糖衣炮弹? ——中国市场创新绩效提升视角 [J]. *南方经济*, 2017, 36 (6): 74-91.

- [11] ANDERSSON U, FORSGREN M, PEDERSEN T. Subsidiary Performance in Multinational Corporations: the Importance of Technology Embeddedness [J]. *International Business Review*, 2001, 10 (1): 3-23.
- [12] ALMEIDA P, PHENE A. Subsidiaries and Knowledge Creation: the Influence of the MNC and Host Country on Innovation [J]. *Strategic Management Journal*, 2004, 25 (8-9): 847-864.
- [13] HALLIN C, HOLM U, SHARMA D. Embeddedness of Innovation Receivers in Multinational Corporation: Effects on Business Performance [J]. *International Business Review*, 2011, 20 (3): 362-373.
- [14] ANWAR S, SUN S. Foreign Entry and Firm R&D: Evidence from Chinese Manufacturing Industries [J]. *R&D Management*, 2013, 43 (4): 303-317.
- [15] LAMPERT C M, KIM M. Going Far to Go Further: Offshoring, Exploration, and R&D Performance [J]. *Journal of Business Research*, 2019, 103 (C): 376-386.
- [16] 费景汉, 古斯塔夫·拉尼斯著; 洪银兴, 郑江淮等译. 增长和发展: 演进观点 [M]. 北京: 商务印书馆, 2004.
- [17] 吉生保, 王晓珍. 外资研发嵌入与国企研发效率——价值链视角的高技术产业为例 [J]. *国际贸易问题*, 2016 (1): 93-108.
- [18] 孔宪丽, 米美玲, 高铁梅. 技术进步适宜性与创新驱动产业结构调整——基于技术进步偏向性视角的实证研究 [J]. *中国工业经济*, 2015 (11): 62-77.
- [19] 罗知, 宣琳露, 李浩然. 国际贸易与中国技术进步方向——基于要素价格扭曲的中介效应分析 [J]. *经济评论*, 2018 (3): 74-89.
- [20] COE DT, HELPMAN E. International R&D Spillovers [J]. *European Economic Review*, 1993, 39 (5): 859-887.
- [21] 李永周, 高楠鑫, 易倩, 谭蓉. 创新网络嵌入与高技术企业研发人员创新绩效关系研究 [J]. *管理科学*, 2018, 31 (2): 3-19.
- [22] HELPMAN E, MELITZ M, YEAPLE SR. Export vs. FDI [J]. *American Economic Review*, 2004, 94 (1): 300-316.
- [23] 希尔. 国际商务 (英文版第九版) [M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2013.
- [24] 陈学光, 俞红, 樊利钧. 研发团队海外嵌入特征、知识搜索与创新绩效——基于浙江高新技术企业的实证研究 [J]. *科学学研究*, 2010, 28 (1): 151-160.
- [25] 李向东, 李南, 白俊红. 高技术产业研发创新效率分析 [J]. *中国软科学*, 2011 (2): 52-61.
- [26] ANTRÀS P, HELPMAN E. Global Sourcing [J]. *Journal of Political Economics*, 2004, 112 (3): 552-580.
- [27] ACEMOGLU D. Directed Technical Change [J]. *Review of Economic Studies*, 2002, 69 (4): 781-809.
- [28] HICKS J. *The Theory of Wages* [M]. London: Macmillan Press, 1963.
- [29] 李平, 崔喜君, 刘建. 中国自主创新中研发资本投入产出绩效分析——兼论人力资本和知识产权保护的影响 [J]. *中国社会科学*, 2007 (2): 32-42.
- [30] GRANOVIETTER M. Economic Action and Social Structure: the Problem of Embeddedness [J]. *American Journal of Sociology*, 1985, 91 (3): 481-510.
- [31] YOUNG A. Gold Into Base Metals: Productivity Growth in the People's Republic of China During the Reform Period [J]. *NBER Working Papers*, 2000, 111 (6): 1220-1261.
- [32] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952-2000 [J]. *经济研究*, 2004 (10): 35-44.
- [33] FÄRE R, Grosskopf S, LINDGREN B, ROOS P. Productivity Changes in Swedish Pharmacies 1980-1989: a Non-Parametric Malmquist Approach [J]. *Journal of Productivity Analysis*, 1992, 3 (1-2): 85-101.
- [34] 余泳泽, 刘大勇. 创新价值链视角下的我国区域创新效率提升路径研究 [J]. *科研管理*, 2014, 35 (5): 27-37.
- [35] KLUMP R, MCADAM P, WILLMAN A. Factor Substitution and Factor-Augmenting Technical Progress in the United States: a Normalized Supply-Side System Approach [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2007, 89 (1): 183-192.
- [36] 戴天仕, 徐现祥. 中国的技术进步方向 [J]. *世界经济*, 2010 (11): 54-70.
- [37] LEÓN LEDESMA MA, MCADAM P, WILLMAN A. Identifying the Elasticity of Substitution with Biased Technical Change [J]. *American Economic Review*, 2010, 100 (4): 1330-1357.
- [38] 陈晓玲, 连玉君. 资本—劳动替代弹性与地区经济增长——德拉格兰德维尔假说的检验 [J]. *经济学 (季刊)*, 2013, 12 (1): 93-118.

- [39] MELTZ M J. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003, 71 (6): 1695-1725.
- [40] [美] Grossman GM, Helpman E 著; 何帆, 牛勇平, 唐迪译; 何帆校. 全球经济中的创新与增长 [M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2004.
- [41] EDWARDS JR, LAMBERT LS. Methods for Integrating Moderation and Mediation: a General Analytical Framework using Moderated Path Analysis [J]. *Psychological Methods*, 2007, 12 (1): 1-22.
- [42] LEWBEL A. Constructing Instruments for Regression with Measurement Error When No Additional Data Available [J]. *Econometrica*, 1997, 65 (5): 1201-1214.

(责任编辑 武齐)

## Does Foreign R&D Embeddedness Promote OFDI —The Role of Technological Innovation Performance

JI Shengbao LIN Xiongli WANG Xiaozhen

**Abstract:** Based on the strategies of Equal Importance To Bringing In And Going Abroad in the new period, this paper constructed the theoretical framework of foreign research and development (R&D) embeddedness, technological innovation performance and outward foreign direct investment (OFDI), and used the empirical evidence of 30 provinces and autonomous regions (hereinafter as provinces) from 2003 to 2016 to measure the foreign R&D embeddedness index and technological innovation performance. By using two-way fixed effect model, 2SLS model, GLS model and Sobel test to empirically study the framework, we find that: firstly, foreign R&D embeddedness significantly promotes China's OFDI, which is more obvious in the eastern and central region, however, it's poor in the western region; secondly, technological innovation performance plays an important role in the process of foreign R&D embeddedness influencing OFDI with obvious heterogeneity, in which market innovation performance plays a part of mediator role, while the technological progress bias plays a moderate role; thirdly, the mediator role of market innovation performance is mainly reflected in the technological level, rather than the technical efficiency; besides, the stronger the technological progress bias towards capital, the more significant the effect of market innovation performance on OFDI. For different model settings, the above conclusions are robust.

**Keywords:** Foreign R&D Embeddedness; Technological Innovation Performance; OFDI