

# 双向 FDI 协同与制造业出口竞争力升级: 理论机制与中国经验

李琛 赵军 刘春艳

(新疆大学 经济与管理学院, 新疆 乌鲁木齐 830000)

**摘要:** 提高制造业出口竞争力是加快培育制造业竞争新优势的内在要求。在自由资本模型的基础上,具体探讨了双向 FDI 协同溢出效应影响制造业出口竞争力的理论机制,并运用多种计量模型以 2004—2016 年中国大陆 30 个省级行政区域为研究对象,进行了实证检验。研究表明:双向 FDI 的协同发展能够显著促进制造业出口竞争力的提升,且这一积极影响通过研发要素区际流动呈现出明显的空间关联特征,形成了“本地—邻地”的空间互动发展合力。在考虑不同形式的空间权重矩阵以及可能存在的内生性问题后,结果依然具有稳健性。进一步的中介机制检验表明,双向 FDI 的正向协同作用通过技术优势培育效应和产业转型优化效应进行传导,在东中部地区和西部地区表现出明显的区域异质性。同时,上述中介机制存在非线性的门槛效应,在技术转化能力和产业技术结构水平较高时,双向 FDI 协同对制造业出口竞争力升级具有更为显著的影响。结论深化了对双向 FDI 与制造业出口竞争力间复杂关系的认识和理解,为协调“引进来”与“走出去”有序发展以及推进新时代制造业强国建设提供了经验支持与政策启示。

**关键词:** 双向 FDI; 协同效应; 出口竞争力; 空间溢出效应; 中介机制; 制造业强国

**中图分类号:** F062.9; F124; F424 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2020)02-0016-16

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2020.02.002

## 一、问题的提出

制造业是强国之基。随着出口规模的稳步扩大,“中国制造”已遍布全球 230 多个国家和地区。中国在全球制造业分工体系中的贡献不言而喻,然而,从附加值率、技术含量等层面来看,中国制造业在资本及技术密集型领域的贸易附加值劣势依然明显<sup>[1]</sup>,出口技术含量远低于美日等发达国家<sup>[2]</sup>,显然,制造业的出口竞争力并未与其规模产值形成内在的统一。面对国内外形势的新变化,如何促进制造业出口竞争优势的形成并推动其转型升级是新时代强国建设的重要课题。

伴随着改革开放的不断深入,中国的外商直接投资(Inward Foreign Direct Investment, IFDI)与对外直接投资(Outward Foreign Direct Investment, OFDI)也呈现出协同并重的新特征。商务部发布的《中国外资统计公报 2018》和《中国对外投资发展报告 2018》显示,2017 年中国 IFDI 流量规模已达到 1 363.2 亿美元,是全球第二大投资目的地国,同时中国的 OFDI 流量位于全球第三,其存量规模为

收稿日期:2019-11-20;修回日期:2020-02-26

**作者简介:** 李琛(1987—),男,河南新乡人,新疆大学经济与管理学院博士研究生,研究方向为国际投资与区域经济;赵军(1961—),女,北京人,新疆大学经济与管理学院教授、博士生导师,研究方向为世界经济;刘春艳(1995—),女,陕西汉中,新疆大学经济与管理学院硕士研究生,研究方向为金融发展与产业经济。

**基金项目:** 国家社会科学基金西部项目(19XJY018);新疆大学经济与管理学院研究生“丝路科研奖学金”项目(JGSL17005);新疆大学优秀博士研究生创新项目(XJUBSCX-2016003)

30.8 万亿美元,中国已经成为海外投资最多的发展中国家。那么,由此引出的核心问题是,中国双向 FDI(外商直接投资和对外直接投资)的蓬勃发展是否有助于制造业国际竞争力的提高和升级?国际直接投资作为技术溢出的重要渠道<sup>[3-4]</sup>,其所承载的先进生产要素的跨国流动能否对制造业出口竞争力升级起到积极的协同溢出效应?若可以,如何为出口竞争力从“数量驱动型”向“质量引领型”的转变提供发展合力?其作用机制又是怎样的?深入探讨并回答这些问题,对于加快制造业出口竞争新优势培育和推动新时代开放型经济高质量发展具有重要的理论和现实意义。

目前,已有文献从多个视角对影响出口转型升级的潜在驱动因素进行了探讨,其研究脉络大致可以归纳为以下三个方面:第一类侧重于企业的微观层面,着重讨论产业集聚、研发投入及中间品进口对全球价值链攀升或出口竞争力变迁的积极影响<sup>[5-7]</sup>。第二类集中在国内地区或行业特征层面,具体涉及基础设施<sup>[8]</sup>、金融发展<sup>[9]</sup>、人力资本<sup>[10]</sup>、政府 R&D 补贴<sup>[11]</sup>、技术创新与标准化协同<sup>[12]</sup>等多个方面。第三类主要关注国际直接投资对出口升级的作用。不少学者分别以 IFDI 和 OFDI 的视角展开了研究讨论。其中, Xu and Lu<sup>[13]</sup>认为,OECD 国家的 IFDI 与行业出口技术复杂度具有密切的正向关系。相似的结论同样在李坤望和王有鑫<sup>[14]</sup>的研究中得以验证,他们认为 IFDI 对出口产品质量升级具有稳健的促进作用,但存在行业的异质性。周霄雪<sup>[15]</sup>从生产能力效应、质量升级效应与产品种类效应三方面研究了服务业 IFDI 对制造企业出口绩效的改善作用。还有学者聚焦于 OFDI 反向技术溢出效应的影响,并形成了较为一致的观点,认为中国 OFDI 在扩展本国技术边界的同时也促进了各地区出口技术含量的提升<sup>[16-17]</sup>,对于出口产品质量具有显著的正向效应<sup>[18]</sup>。此外,刘海云和毛海欧<sup>[19]</sup>还深入讨论了 OFDI 对制造业出口增加值规模及结构的差异化影响。

总体而言,关于如何促进出口转型升级的研究日益丰硕,从不同的研究层面为理解制造业出口转型与价值链攀升提供了理论借鉴与经验支撑。然而遗憾的是,鲜有文献的立论基础和逻辑阐释是在一个统一的框架内研究双向 FDI 协同与制造业出口升级的内在关系。姜巍和傅玉玢<sup>[20]</sup>基于协整分析和误差修正模型研究了中国 IFDI 和 OFDI 的贸易效应,但并未考虑其对制造业的出口竞争力升级的影响。部分研究虽然从不同侧面论证了技术、知识、人才等要素的集聚或溢出机制是影响出口转型升级的重要途径,但对于要素流动及分布的一般性特征还缺乏理论层面的系统分析与机制讨论。更为重要的是,从制造业的客观现实来看,中国要从“制造大国”向“制造强国”迈进,依然面临着先进适用性技术扩散不足、产业内部结构发展失衡的短板<sup>[21-22]</sup>,这是否是掣肘出口竞争力跃升的内在缘由,还需要相关实证检验的深入研判。

因此,与既有研究相比,本文在一个统一的框架中考察双向 FDI 对制造业出口竞争力的影响,可能的贡献包括:(1)在研究视角上,将双向 FDI 协同溢出效应与比较优势纳入自由资本模型,构建了一般性的理论框架,分析双向 FDI 对制造业出口竞争力升级的内在影响机制,从新经济地理学角度丰富了既有的理论研究视角。(2)在研究内容上,多数文献集中讨论了宏观因素的影响,但对于要素分布与出口竞争力之间的空间关联性却尚未给予足够的关切,本文对此进行了补充,探讨了双向 FDI 协同发展与制造业出口竞争力间的空间联系,并从理论及经验角度讨论了区域发展差异所导致的传导机制异质性。(3)在研究方法上,基于递归方程的中介效应检验分析了双向 FDI 协同作用对制造业出口竞争力提升的多维影响机制,进一步从门槛效应的角度探寻了技术转化能力和产业技术结构特征对传导机制的非线性影响,为“制造业强国”建设面临的现实问题提供新的经验证据。

## 二、理论框架

有别于贸易理论和国际投资理论,新经济地理学更加关注要素在空间上的流动和产业的区位分布。这为分析资本的跨国流动对制造业生产活动的内在影响机制提供了不同的研究视角。因此,本文借鉴 Martin and Rogers<sup>[23]</sup>的“自由资本模型”(Footloose Capital Model, FC 模型),并采用“资本”泛化的处理方式,将双向 FDI 理解为既包含物质资本也蕴含技术、创新、管理等要素的广义“资本”流

动,在此基础上进一步拓展标准 FC 模型对资本禀赋外生的假定,刻画双向 FDI 对生产要素积累的溢出效应,使其更贴近现实。不失一般性,本文遵循 FC 模型的  $2 \times 2 \times 2$  基本分析框架,即包含两个经济体或区域(A 和 B)、两个生产部门(传统生产部门 T 和制造业部门 M)以及两种生产要素(资本 K 和劳动力  $L^{(1)}$ )。同时,假定劳动要素只能在区域内流动,资本则可以跨区域流动。区域内部产品均不存在任何运输和贸易成本,但制造业产品的出口贸易存在“冰山型”贸易成本  $\tau$ 。此外,为了简化模型推演,本文不考虑消费与生产的跨期决策问题,并且对于涉及外部市场的相关变量以“\*”标记。

### (一) 消费者需求

消费者效用函数以柯布-道格拉斯两层嵌套型来表示,即:

$$U = U_T^{1-\mu} U_M^\mu \quad 0 < \mu < 1 \quad (1)$$

其中  $U_T$  是消费者对传统工业产品组合消费量的子效用,  $U_M$  是消费者对制造业产品组合消费量的效用水平,  $1-\mu$  和  $\mu$  分别是消费者消费传统工业产品和制造业产品的份额。所有消费者对制造业产品均存在多样化偏好且具有相同的效用函数,以 CES 函数形式表征:

$$U_M = \left\{ \int_{\Omega} q_i^\rho di \right\}^{\frac{1}{\rho}} \quad 0 < \rho < 1 \quad (2)$$

其中  $\Omega \in [0, M]$  为制造业所有的差异化产品种类的集合,  $q_i$  是差异化产品  $i$  的消费量,  $\rho$  反映了消费者对产品的多样化偏好,  $\sigma$  表示差异化产品之间的替代弹性 ( $\sigma > 1$ ), 且  $\sigma = 1/(1-\rho)$ 。那么,通过消费预算约束和效用最大化的一阶条件,可得到任意地区消费者对制造业产品  $i$  的需求函数:

$$q_r^i = \mu Y_r \frac{(p_r^i)^{-\sigma}}{P_r^{1-\sigma}} \quad r \in \{A, B\}; \quad P_r^{1-\sigma} = \left[ \int_{\Omega} p_i^{1-\sigma} di \right] \quad (3)$$

其中  $p_r^i$  为制造业部门中差异化产品  $i$  的价格,  $\mu Y_r$  为消费者在制造业产品上的支出总额,  $P_r^{1-\sigma}$  是制造业总体价格指数。

### (二) 制造业企业生产行为

#### 1. 生产要素的积累

在制造业部门中,由于存在垄断竞争,每种差异化产品的生产都对应一种生产技术。根据内生增长理论<sup>[24-25]</sup>,代表性企业的生产能力会随着技术、知识、创新等非物化资本的积累而增长,技术更替所需学习成本和搜寻成本是递减的,表现出“干中学”的特征。因而,这一过程具有经济关联与知识关联的双重性,不仅与地区内企业的生产化积累密切相关,还会受到区域间双向 FDI 正向传导与逆向回馈的溢出影响。为此,借鉴 Fujita and Thisse<sup>[26]</sup> 的研究思路,将区域  $r$  能够积累的生产要素数量表示为  $n_r = K_r \lambda_r$ ,  $K_r$  的形成过程为:

$$K_r = \left[ \int_0^{\lambda} h(j)^\alpha dj + \chi_r \int_0^{1-\lambda_r} h(j)^\alpha dj \right]^{\frac{1}{\alpha}} \quad r \in \{A, B\} \quad (4)$$

其中  $\lambda_r$  是本地知识、技术要素的份额分布,  $1-\lambda_r$  是双向 FDI 协同溢出的份额分布。由于生产技术的排他性,  $h(j)$  等于制造业数量  $M_r$ ,  $\alpha$  反映了生产技术的异质性,  $\chi_r$  ( $0 \leq \chi_r \leq 1$ ) 是双向 FDI 协同效应的溢出程度。由式(4)可得  $K_r = M_r [\lambda_r + \chi_r(1-\lambda_r)]^{1/\alpha}$ , 那么,当  $\lambda_A = \lambda$  且  $\lambda_B = 1-\lambda$  时,地区 A 和地区 B 单位时间内的物化要素形成份额分别为:

$$k_A(\lambda) = [\lambda + \chi_A(1-\lambda)]^{\frac{1}{\alpha}} \quad k_B(\lambda) = (1-\lambda + \chi_B \lambda)^{\frac{1}{\alpha}} \quad (5)$$

#### 2. 生产行为与比较优势

在差异化产品的生产过程中,代表性企业选择适宜的生产技术并投入相匹配的劳动力数量,其生产率由边际劳动投入  $a_m$  表征。 $a_m$  是单位产品产出需要的劳动力数量,与生产率成反比。显然,制造业部门的生产效率也会从双向 FDI 协同溢出的要素积累过程中受益,即产品生产效率会随着“可利用要素存量”的增大而提升。那么,区域  $r \in \{A, B\}$  中代表性企业对应的成本函数形式为:

$$C_r^i = \pi_r + w_r^i a_r^m x_r^i, a_r^m = K_r (\lambda \chi_r)^{1/(1-\sigma)} \quad (6)$$

其中  $\pi_r$  是单位资本收益率  $w_r^i$  是单位劳动力报酬  $x_r^i$  是产出数量。以区域 A 为例,企业根据边际成本加成定价策略,可得到式(7)所示的出厂价格和出口价格以及式(8)所示的均衡产量<sup>②</sup>。进一步通过企业短期均衡的出清条件  $p_r x_r = \pi_r + w_r^m x_r$ ,可得企业的资本收益率表达式  $\pi_r = p_r x_r / \sigma$ 。不难发现,制造业部门产量是由本地市场和出口规模决定的。那么,考虑到出口竞争力作为一种相对于其他国家(地区)的可持续性优势,既表现为国际市场份额的数量优势,也是投入成本和生产能力的比较优势,因此,遵循比较优势理论的基本逻辑,两个地区在劳动生产率方面是非对称的,并且这种比较优势概念表现为不同区域的代表性企业在生产单位产品时的劳动要素投入差异<sup>[27]</sup>,即  $a_A^m \neq a_B^m$ 。

$$p_A = \frac{\sigma}{\sigma-1} a_A^m w, p_A^* = \frac{\tau \sigma}{\sigma-1} a_A^m w \quad (7)$$

$$x_A = \mu Y_A \frac{p_A^{-\sigma}}{p_A^{1-\sigma}} + \mu Y_B \frac{(\tau p_A)^{-\sigma}}{p_B^{1-\sigma}} \quad (8)$$

那么,将式(3)、式(6)、式(7)及式(8)代入企业资本收益率函数,令  $s_E = Y_A/Y, s_E^* = 1-s_E = Y_B/Y$ ,其中  $s_E$  和  $1-s_E$  分别表示本地市场规模和海外市场规模;令  $s_N = M_A/M, s_N^* = 1-s_N = M_B/M$ ,其中  $s_N$  和  $1-s_N$  分别表示本地产业份额和海外产业份额;并结合贸易开放度  $\phi \equiv \tau^{1-\sigma}, \phi \in [0, 1], M = M_A + M_B$  且  $M = K$ ,整理后可得式(9)。其中  $\varphi$  是比较优势的度量指标。同理,区域 B 的企业资本收益如式(10)所示。

$$\pi_A = \frac{p_A x_A}{\sigma} = b \frac{Y}{K} \left[ \frac{s_E}{\varphi s_N + \phi(1-s_N)} + \frac{\phi(1-s_E)}{\varphi \phi s_N + (1-s_N)} \right] \varphi, b = \mu/\sigma, \varphi = \left( \frac{a_A^m}{a_B^m} \right)^{1-\sigma} \quad (9)$$

$$\pi_B = \frac{p_B x_B}{\sigma} = b \frac{Y}{K} \left[ \frac{\phi s_E}{\varphi s_N + \phi(1-s_N)} + \frac{1-s_E}{\varphi \phi s_N + (1-s_N)} \right] \quad (10)$$

在短期均衡中,区域 A 的市场规模可以由整个经济系统的总支出(总收入)  $wL + (M_A \pi_A + M_B \pi_B)$  和地区资本总收益  $\pi_A s_N K_A + \pi_B (1-s_N) K_A$  决定,整理后可得市场规模函数如式(11)。从长期来看,由于承载知识、技术的“资本”可以自由流动,并且该流动取决于区域间的资本收益率差异,故在长期均衡条件下区域间的资本收益率必然相等,即  $\pi_A = \pi_B$ 。那么,结合式(9)、式(10)、式(11),整理后可知均衡条件下出口市场份额与本地产业份额的表达式(12)。

$$s_E = (1-b) s_L + b s_K, s_L \equiv \frac{L_A}{L}, s_K \equiv \frac{K_A (\lambda \chi_A)}{K} \quad (11)$$

$$s_E^* = \frac{(\varphi - \phi)}{\varphi(1-\phi^2)} [1 + (\varphi\phi - 1) s_N] \quad (12)$$

### (三) 双向 FDI 影响制造业出口竞争力的机制分析

#### 1. 技术优势培育效应

企业在垄断竞争市场中进行行为决策,意味着出口竞争力将表现为包含生产技术能力的相对差异。在模型中,一方面是单位时间内“可利用资本存量”的绝对规模;另一方面是边际生产投入的相对大小。那么,对  $k_r$  求  $\chi_r$  的一阶偏导即得到式(13)左侧的不等式。其经济含义在于,制造业竞争力的源泉是知识与技术的转化形成能力<sup>[22]</sup>,因而双向 FDI 的溢出效应作为先进适用性技术的重要传播方式,提升了区域整体知识、技术要素的物化存量,并能为本土制造业代表性企业的生产技术吸收、模仿、再创新带来积极影响。然而,该协同溢出效应对生产能力相对优势的影响较复杂。为了简化分析,将区域间双向 FDI 溢出强度设为:  $\chi_A = \chi_B = \chi$ ,再对  $a_A^m/a_B^m$  求偏导,可得式(13)右侧的不等式。可以看出,双向 FDI 的影响可能会随着本地知识、技术要素分布的变化呈现非线性特征。当其聚集度较高时,区域内企业的技术内化能力较强,能更有效地实现对国际知识资源的整合、前沿技术的吸

收模仿及适用性技术的集成创新,进而压缩技术阶梯循序上升的时间路径,与双向 FDI 协同溢出形成合力;反之,则会阻碍技术内化能力的形成,弱化生产能力的相对优势,对出口竞争力产生抑制。

$$\frac{\partial k_r}{\partial \chi_r} > 0, r \in \{A, B\}; \frac{\partial (a_A^m/a_B^m)}{\partial \chi} \cong 0, \lambda \cong \frac{1}{2} \quad (13)$$

根据上述分析,提出本文所关注的机制假说:

假说 1a: 双向 FDI 协同溢出能够促进知识技术的存量积累,在技术内化能力作用下形成技术优势的培育效应,从而提升制造业的出口竞争力。

假说 1b: 双向 FDI 协同溢出对制造业出口竞争力的影响效力,在技术内化能力更高的地区可能更为显著。

## 2. 产业转型优化效应

根据式(12)的均衡关系可以看出,比较优势与地区产业发展水平同样影响着制造业出口竞争力的变化。当  $\phi < \varphi < 1$  时,产业份额的斜率系数将小于 0,说明在缺乏比较优势和贸易开放区位优势的地区,制造业规模的增长并不能带来出口竞争力的同步提升;当  $\varphi > 1$  时,无论地区是否具有开放优势,产业份额的增长都会引致出口份额的扩大。那么,双向 FDI 作为获取比较优势的关键因素,对制造业出口竞争力的影响亦可以从中得到反映。

$$\frac{\partial^2 s_E^*}{\partial s_N \partial \varphi} = \frac{\phi}{1-\phi^2} \left( 1 - \frac{1}{\varphi^2} \right) \frac{\partial \varphi}{\partial \chi} \cong 0, \lambda \cong \frac{1}{2} \quad (14)$$

为了简化分析,同样考虑区域间双向 FDI 溢出强度具有如下关系:  $\chi_A = \chi_B = \chi$ ,再对式(12)和  $\varphi$  ( $\lambda, \chi$ ) 求偏导,可得式(14)的不等式关系。从中不难看出,双向 FDI 对制造业出口优势的影响也会随着本地知识、技术要素分布的变化而变化。而这种分布特征可以具象化为产业内部技术结构特征,这意味着对于产业技术密集度或产业结构水平较高的地区,双向 FDI 对制造业竞争力的正向影响更为明显。相反,对于相对滞后的地区,IFDI 和 OFDI 的溢出作用可能并不利于该地区制造业部门出口优势的培育,反而导致产品技术依赖,落入“比较优势陷阱”。基于此,提出如下假说。

假说 2a: 双向 FDI 协同溢出伴随着产业内部技术结构的升级,能够形成产业转型优化效应,有利于地区比较优势和出口竞争力的提升,从而推进制造业提质增效。

假说 2b: 双向 FDI 协同溢出对制造业出口竞争力的影响效力,在产业技术特征较明显的地区可能更为显著。

## 三、数据与模型设定

### (一) 变量设计与说明

#### 1. 被解释变量: 制造业出口竞争力

一个国家的出口竞争力不仅涉及“数量”维度的出口广度,更在于“质量”维度的出口深度,是制造业产品在国际市场上的一种相对的可持续性优势,体现在产品结构、技术含量以及多样性等方面。而出口技术复杂度不仅表征了某一种产品的比较优势,也映射了该产品生产过程中的技术贡献或含量,是现有文献衡量一国(地区)出口技术结构变化和出口竞争力所广泛采用的做法。因此,本文采用制造业出口技术复杂度作为制造业国际竞争力的代理变量,表征制造业出口竞争力的动态变迁。借鉴 Hausmann *et al.*<sup>[28]</sup> 的做法,对各个省份(市、自治区)的制造业出口技术复杂度进行测算:

第一步,以  $i$  省份制造业  $j$  行业显性比较优势的比重作为权重,对  $i$  省份单位时间内劳动者创造的增加值进行加权平均,构造制造业  $j$  行业的出口技术贡献或含量水平  $TSI_{jt}$ 。

$$TSI_{jt} = \sum_i \frac{RCA_{ijt}}{\sum_i RCA_{ijt}} \times pcgdp_{it}, RCA_{ijt} = \frac{EX_{ijt} / \sum_i EX_{ijt}}{EX_{it} / \sum_i EX_{it}} \quad (15)$$

其中  $RCA_{ijt}$  是  $t$  年  $i$  省份制造业  $j$  行业的显性比较优势,  $EX_{ijt}$  是  $t$  年  $i$  省份制造业  $j$  行业的出口

额  $EX_{it}$  是  $t$  年  $i$  省份制造业出口额  $pcgdp_{it}$  是  $t$  年  $i$  省份剔除价格因素的实际人均 GDP。

第二步,以  $i$  省份制造业  $j$  行业出口额占该省份制造业出口总额的比重为权重,构造制造业综合出口竞争力  $MES_{it}$ 。同时,为了平抑少数异常值的影响,进行对数化处理。

$$MES_{it} = \sum_j \frac{EX_{ijt}}{EX_{it}} \times TSI_{jt} \quad (16)$$

为了进一步分析各省份制造业出口竞争力的动态变迁趋势,本文选取部分年份的制造业出口技术复杂度进行了 Kernel 密度估计(如图 1)。在样本考察期内,核密度曲线的波峰逐年右移,表明中国各地区制造业出口竞争力整体上呈上升趋势。曲线的右侧尾部逐年向左收缩,说明分散于两端的省份密度逐渐减小,地区间制造业出口技术含量的分化程度趋于弱化,高端制造业产品趋于邻区水平的省份明显增多。曲线的波峰逐年变高且宽度变窄,在 2010 年以后尤为明显,反映出各地区制造业出口竞争力“齐头并进”的趋势。但是曲线的左侧拖尾并未明显改变,表明制造业出口技术含量“低端化”集聚现象依然存在。

## 2. 核心解释变量:双向 FDI 协同效应

现有文献关于双向 FDI 协同效应的测度方式主要有两种:一是如龚梦琪等<sup>[29]</sup>、张林<sup>[30]</sup>的研究思路,引入 IFDI 和 OFDI 的交互项来衡量两者的相互协同关系;二是以黄凌云等<sup>[31]</sup>为代表,利用耦合协调模型测度 IFDI 与 OFDI 的互动发展水平。为了避免交互项可能引致的多重共线性问题,同时考虑到耦合协调与双向 FDI 的协同关系具有类似的互动机制,既能反映出双向 FDI 间的协同配合程度,也能较好地衡量二者协同溢出对制造业出口竞争力的影响程度,因此,本文借鉴黄凌云等<sup>[31]</sup>的测度方法来构建双向 FDI 协同发展指标。具体公式如下:

$$C_{it} = \frac{IFDI_{it} \times OFDI_{it}}{(aIFDI_{it} + bOFDI_{it})^\gamma} \quad T_{it} = (IFDI_{it} + OFDI_{it}) / 2 \quad CH_{it} = \sqrt{C_{it} \times T_{it}} \quad (17)$$

其中  $IFDI_{it}$  与  $OFDI_{it}$  分别代表  $i$  省份在  $t$  年的外商直接投资存量 and 对外直接投资存量。由于 IFDI 的实际利用额是流量口径,故本文参考 Yao and Wei<sup>[32]</sup> 的做法,采用永续盘存法估算 IFDI 存量。计算公式为  $IFDI_{it} = (1-\delta)IFDI_{it-1} + ifdi_{it}$ ,  $ifdi_{it}$  表示  $i$  省份在  $t$  年的 IFDI 流量,  $\delta$  是 IFDI 存量的经济折旧率,参考张军等<sup>[33]</sup> 的做法取值为 9.6%。基期 IFDI 存量的估算公式为  $IFDI_{i0} = ifdi_{i0} / (g + \delta)$ ,  $ifdi_{i0}$  是  $i$  省份基期的 IFDI 流量,  $g$  是考察期内 IFDI 的平均增长率。参照耦合协调测度的通行做法,先对原始数据进行了无量纲化处理,再以式(17)进行测算。 $C_{it}$  为  $i$  省份在  $t$  年的双向 FDI 耦合度,反映二者直接相互作用的程度。系数  $a$  和  $b$  是待定权重,本文认为 IFDI 和 OFDI 对制造业出口竞争力的培育相辅相成,同等重要,因此取  $a = b = 0.5$ 。 $\gamma$  为调节系数,本文参考多数文献的做法取值为 2。 $T_{it}$  是  $i$  省份在  $t$  年的双向 FDI 综合调和程度,反映了 IFDI 与 OFDI 的综合发展情况; $CH_{it}$  为  $i$  省份在  $t$  年的双向 FDI 耦合协同度,该值越大则表示双向 FDI 的相互协同程度越高。

## 3. 中介变量:技术转化水平与产业技术结构

基于理论分析,本文选择以下指标作为反映技术优势培育效应与产业转型优化效应的中介变量:(1)技术转化水平。双向 FDI 协同以技术溢出的形式影响行业或地区整体知识技术存量,是制造业获取竞争优势的重要来源,而技术转化能力在其中发挥着重要作用。由于成果专利包含了技术改进、产品外观设计、创新方案等大量信息要素,能够较好地体现企业生产过程中对既有知识资本的开发、

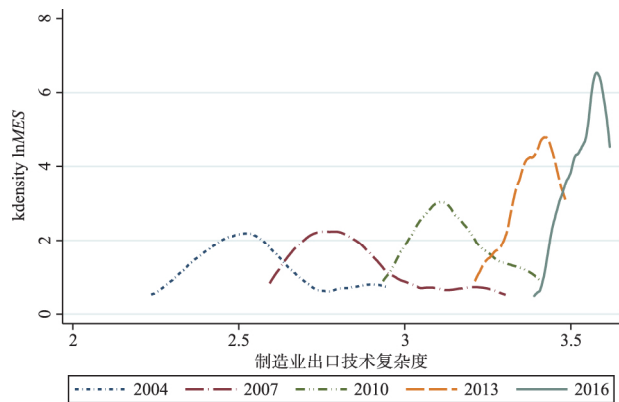


图 1 制造业出口技术复杂度的核密度趋势

应用及推广,并衡量其对知识技术积累的创新转化能力,同时各地区专利申请、审核、授权的制度法规基本一致,具有较高的可比性,因此,基于客观性和合理性,本文采用专利授权数量作为反映地区技术转化水平的替代指标,并作取自然对数处理,记为  $TIC$ 。(2) 产业技术结构。产业技术结构升级意味着产业比例关系的改变和产业技术层次的提升,产业内部呈现由劳动密集型、资本密集型向技术密集型的顺次转化。双向 FDI 流动会形成地区产业比例关系的优化效应<sup>[30]</sup>,这可能引致本土企业的生产能力与技术密度发生变化,形成产业技术结构层次的向上迁移,进而影响制造业出口竞争力。因此,本文借鉴阳立高等<sup>[34]</sup>的思路,采用考察期内地区技术密集型制造业工业产值之和与地区制造业工业总产值的比重来表征该地区产业技术结构升级,记为  $MIU$ 。其在一定程度上既能反映地区制造业内部结构从低级形态向高级形态转变的过程,也映射了制造业产业技术层次从低向高的动态变迁。

#### 4. 控制变量

除了核心解释变量的作用影响外,制造业出口竞争力还会受到多种因素的影响,需要对部分地区性和行业性特征变量予以控制,尽可能地规避遗漏变量对估计结果造成的偏误。为此,本文设定如下控制变量:以各省份就业人员的平均受教育年限衡量人力资本( $Hum$ ),进而控制各省份在劳动者知识水平和技能底蕴方面的差异;以各省份年末金融机构存贷款余额占 GDP 的比重表示金融发展水平( $Fin$ ),进而控制地区间信贷支持与融资约束的差异;采用各省份城镇人口占地区总人口的比重来衡量城镇化水平( $Urban$ )的影响;研发投入( $RD$ )以省际 R&D 投入强度表示,用于控制地区间整体研发创新环境的差异;考虑到地方政府行为对引进外资和对外投资具有重要影响<sup>[35]</sup>,故采用省级地方政府财政支出占 GDP 的比重来控制地方政府的影响力( $Gov$ );基础设施建设能通过成本效应和技术扩散效应间接影响企业出口行为决策<sup>[8]</sup>,故采用各省份的公路、铁路密度以控制基础设施建设( $Infra$ )的影响;工业化程度( $Indus$ )也会影响制造业的产品生产能力,故采用工业增加值与 GDP 的比值予以控制;制造业外向度( $Extv$ )则用各省份制造业企业的出口交货值与销售收入之比来表征。

#### 5. 数据来源

表 1 相关数据的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	25%	50%	75%	最大值
$MES$	390	3.115	0.343	2.236	2.853	3.190	3.407	3.617
$CH$	390	0.330	0.206	0.106	0.181	0.263	0.416	0.979
$TIC$	390	8.992	1.627	4.248	7.879	8.985	10.18	12.51
$MIU$	390	0.280	0.151	0.038	0.169	0.255	0.363	0.709
$Indus$	390	0.398	0.080	0.119	0.359	0.413	0.457	0.530
$Fin$	390	2.736	1.074	0.390	2.080	2.530	3.040	8.130
$Gov$	390	0.209	0.093	0.080	0.150	0.190	0.240	0.630
$Hum$	390	9.227	1.230	6.429	8.481	9.137	9.926	13.44
$Infra$	390	0.958	1.596	0.040	0.430	0.780	1.140	16.67
$Urban$	390	0.512	0.141	0.146	0.416	0.491	0.577	0.896
$Extv$	390	0.103	0.106	0.001	0.035	0.061	0.131	0.665
$RD$	390	1.372	1.052	0.170	0.690	1.070	1.650	6.010

鉴于 2002 年工业统计口径和分类标准发生了重大调整,数据前后不可比,同时,考虑到官方公布的中国 OFDI 统计数据始于 2003 年,为保证样本的时效性和一致性,本文选取 2004—2016 年作为考察期。此外,由于中国香港、中国澳门、中国台湾的统计口径与其他省份存在差异,西藏自治区的数据缺失严重,需予以剔除,故选取中国 30 个省级行政区域作为考察对象。对外直接投资数据主要来源于历年《中国对外直接投资统计公报》,其他数据源自历年《中国统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》《中国科技年鉴》以及《中国工业统计年鉴》。各省份(直辖市、自治区) OFDI、IFDI 数据已按照各年份年末人民币中间汇率换算为人民币计价。样本数据的描述性统计报告于表 1。

#### (二) 模型设定

本文的基准回归模型如下:

$$MES_{it} = \beta_0 + \beta_1 CH_{it} + \sum_k \beta_k control_{ikt} + d_t + d_i + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

其中,下标  $i$  表示省份,下标  $t$  表示年份, $MES$  表示出口技术复杂度的对数值, $CH$  表示双向 FDI 的协同发展指数, $control$  代表控制变量集合, $d_t$  表示时间效应, $d_i$  是个体固定效应, $\varepsilon$  是随机误差项。

由于双向 FDI 承载的要素流动并不是相互独立的,某个省份或地区的双向 FDI 流动也可能会受到其他省份或地区经济行为的影响,采用经典的线性回归面板模型来反映这种空间交互关系可能存在估计偏误,因此,本文在式(18)的基础上引入空间因素,构建了空间计量模型。鉴于空间传导机制可能存在多种类型,所涉及的经济含义也有所区别,故借鉴余泳泽和刘大勇<sup>[36]</sup>的做法,遵循 SDM→SAC→SAR 或 SEM 模型设定路径,具体形式如下:

$$MES_{it} = \beta_0 + \rho WMES_{it} + \beta_1 CH_{it} + \beta_2 WCH_{it} + \sum_k \beta_k control_{ikt} + d_t + d_i + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

$$MES_{it} = \beta_0 + \rho WMES_{it} + \beta_1 CH_{it} + \sum_k \beta_k control_{ikt} + d_t + d_i + \eta_{it}, \eta_{it} = \lambda Wv_{it} + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

$$MES_{it} = \beta_0 + \rho WMES_{it} + \beta_1 CH_{it} + \sum_k \beta_k control_{ikt} + d_t + d_i + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

$$MES_{it} = \beta_0 + \beta_1 CH_{it} + \sum_k \beta_k control_{ikt} + d_t + d_i + \eta_{it}, \eta_{it} = \lambda Wv_{it} + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

其中,空间关联的传导机制通过空间权重  $W$  的交互项系数来衡量,  $\eta_{it}$  和  $\varepsilon_{it}$  是服从独立同分布的随机扰动项。空间权重表征了空间单元之间的相互依赖关系,是度量空间关联传导机制的关键。通常根据空间单元的相邻性、地理距离和经济特征构建空间权重矩阵,但这并不足以反映技术溢出和研发要素分布对制造业出口竞争力的空间交互影响。为此,本文借鉴白俊红和蒋伏心<sup>[37]</sup>的做法,基于引力关系构建了反映研发要素关联的空间权重矩阵,如式(23)所示。在式(23)中,  $TP_{ij}$  是不同空间单元之间的联系强度;  $G$  是常数,取值为 1;  $P_i$  和  $P_j$  代表不同地区研发要素存量;  $D_{ij}$  是不同地区中心位置之间的距离。本文选取研发资本存量作为基准回归的空间权重矩阵,记为  $W_1$ 。

$$TP_{ij} = \frac{GP_i P_j}{D_{ij}}, w_{ij} = \begin{cases} TP_{ij} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (23)$$

#### 四、实证结果及讨论

##### (一) 空间相关性识别

基于上文中的模型设定与检验思路,本文首先以式(18)的基准模型对相应 OLS 估计结果的残差进行空间关联的识别检验,结果统一报告于表 2。可以看出, Moran's I 检验结果大多在 1% 的置信水平上显著<sup>③</sup>,且 LM 空间滞后和 LM 空间误差的相关统计量亦是显著的,从而表明基于 OLS 的估计结果可能并不足以反映客观现实,构建空间面板模型来考察本文所研究的问题是必要的。

##### (二) 实证结果分析

###### 1. 基本模型回归结果

本文拟运用固定效应进行参数估计,以控制地区个体差异和时期因素的影响,但 Lee and Yu<sup>[38]</sup>的研究指出包含空间个体效应和时间效应的参数估计可能是有偏的,为此最终采用偏误修正的极大似然估计<sup>④</sup>。由于模型变量之间可能存在多种空间互动关系,为了避免人为的模型设定偏差,将四种空间面板模型的估计结果均报告在表 3 的列(2)至列(5)。同时,本文还估计了非空间面板模型的固定效应参数,并借鉴乔晶和胡兵<sup>[39]</sup>的做法,通过解释变量的滞后一期来控制可能存在的内生性,相关估计结果报告在表 3 第(1)列。

表 2 基于 OLS 估计结果的残差空间相关性检验

	基准回归		中介效应回归	
	MES	TIC	MIU	MES
Moran's I	9.779 ***	8.593 ***	1.272	5.856 ***
LM 空间滞后	377.999 ***	224.996 ***	0.868	236.194 ***
稳健 LM 空间滞后	302.600 ***	168.533 ***	33.029 ***	215.477 ***
LM 空间误差	79.051 ***	60.542 ***	7.997 ***	26.904 ***
稳健 LM 空间误差	3.653 *	4.079 **	40.158 ***	6.187 **

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。



由表 3 的估计结果可知, 尽管列 (1) 中双向 FDI 协同发展的估计系数显著为正, 但反映空间效应的系数估计值  $\rho$  均在 1% 的置信水平上正向显著, 这说明本地区的制造业出口竞争力发展会受到其他省份经济活动的空间加权影响。列 (2) SAR 模型的结果显示, 双向 FDI 协同发展的系数估计值为 0.195, 在 1% 水平下通过了显著性检验, 说明“引进来”与“走出去”的协同效应对制造业出口竞争力提升具有重要贡献。这基本验证了本文理论部分的推断。此外, 列 (5) 中双向 FDI 的空间滞后项系数为 0.922, 表明区际研发要素的流动有利于双向 FDI 协同溢出效应的空间扩散。具体来说, 研发要素本身蕴含丰富的知识、技术信息, 其区际流动的外部性能促进本地区的适用性技术存量增加和创新能力成长, 与双向 FDI 协同溢出效应形成联动, 促进制造业整体出口竞争力的提高。同时, “相邻”地区的双向 FDI 空间溢出亦会通过研发要素的流动产生回馈效应, 加速地区间高端要素的自主培育和生产要素配置结构的优化, 这种空间交互机制进一步推动了制造业出口竞争力的升级。列 (4) SAC 模型的估计结果在一定程度上也反映了结论的稳健性。

## 2. 效应分解

空间模型的系数估计并不能完全反映核心解释变量对被解释变量的影响程度, 还需要通过直接效应、间接效应和总效应的分解具体分析。在相关检验确定空间 SAR 模型为适宜模型的基础上, 将上述的直接效应、间接效应界定为本地效应和邻地效应, 具体测度结果报告在表 4。从表 4 中列 (1) 可以看出, 双向 FDI 协同效应的本地效应及邻地效应系数均显著为正, 且邻地效应系数为 2.336 大于本地效应系数 0.275, 表明双向 FDI 能够对制造业出口竞争力升级起到协同发展合力的效果, 即在研发要素区际流动的作用下, 双向 FDI 的协同发展不仅对本地区制造业出口竞争力升级具有积极的直接效应, 周边“相邻”地区所引致的空间溢出对本地区制造业出口竞争力升级还具有更为显著的间接影响。

## 3. 稳健性检验

### (1) 考虑不同空间权重矩阵的稳健性检验

考虑到研发人员一般具有较高的知识水平和技术实力, 并且研发人员的流动与空间分布也会促进知识和技术的跨区域外溢<sup>[39]</sup>, 故本文同样根据引力模型构建了反映研发人员流动的空间关联权重矩阵, 记为  $W_2$ 。不仅如此, 邻近地区的经济活动往往也具有较强的空间互动关系, 是最为常用的空间关联性表征方式, 本文将相邻空间权重记为  $W_3$ 。估计结果分别报告在表 5 的列 (1) 和列 (2), 效

表 3 基准回归结果

变量	(1) FE	(2) SAR	(3) SEM	(4) SAC	(5) SDM
$\rho$		0.921 *** (0.012)		0.921 *** (0.012)	0.877 *** (0.021)
$\lambda$			0.975 *** (0.004)	-0.026 (0.223)	
CH	0.959 *** (0.328)	0.195 *** (0.063)	-0.076 (0.054)	0.193 *** (0.073)	0.076 (0.062)
Indus	0.514 (0.599)	0.377 *** (0.101)	0.556 *** (0.111)	0.376 *** (0.104)	0.355 *** (0.091)
Fin	-0.059 (0.059)	-0.009 (0.012)	-0.029* (0.015)	-0.009 (0.012)	-0.011 (0.012)
Gov	2.956 *** (0.678)	0.981 *** (0.135)	0.862 *** (0.161)	0.978 *** (0.140)	0.784 *** (0.146)
Hum	0.120 *** (0.023)	0.059 *** (0.010)	-0.018 (0.013)	0.059 *** (0.009)	0.046 *** (0.010)
Infra	0.016 *** (0.004)	0.011 *** (0.004)	0.010 *** (0.004)	0.012 *** (0.004)	0.011 *** (0.004)
Urban	0.785* (0.396)	0.172 (0.151)	0.027 (0.083)	0.169 (0.167)	0.068 (0.132)
Extv	0.203 (0.220)	0.795 *** (0.194)	1.112 *** (0.182)	0.784 *** (0.230)	0.891 *** (0.227)
RD	0.074 (0.050)	-0.018 (0.027)	-0.064* (0.034)	-0.018 (0.025)	-0.031 (0.029)
$W \cdot CH$					0.922 *** (0.237)
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	No	Yes	Yes	Yes	Yes
R-sq	0.877	0.808	0.078	0.810	0.864
Log-L	314.011	483.733	490.962	483.749	495.461
N	360	360	360	360	360

注: (1) 括号内为稳健标准误; (2) \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平; (3) 未报告常数项。

应分解结果报告在表 4 的列(2)和列(3)。可以看出,采用不同的空间关联权重后,虽然估计结果的系数大小有所差异,但其方向和显著性水平并没有发生根本改变,与基准模型的回归结果基本相似,这表明本文的研究结果是可靠的。

### (2) 考虑内生性的稳健性检验

尽管通过控制变量和引入空间权重能够在一定程度上缓解内生性问题,但就本文而言可能依然存在引发内生性问题的互为因果关系。为了避免内生性导致的估计偏误,有必要采用空间 GMM 方法进行实证结果的再检验。Elhorst<sup>[40]</sup> 建议采用外生变量的  $WX$  和  $W^2X$  形式,为可能存在的内生性变量建立工具变量,因此本文借鉴余泳泽和刘大勇<sup>[36]</sup> 的研究做法,选择  $W \cdot CH$ 、 $W^2 \cdot CH$  以及  $W \cdot infra$  作为空间 GMM 估计的工具变量,结果报告在表 5 的列(3)和列(4)。针对工具变量选择,本文采用了 Hansen-J 检验进行合理性检验,结果表明工具变量的选取是合适的,而且核心变量的系数方向和显著性水平并没发生根本改变,可以认为本文结论是稳健的。

### (三) 中介传导机制检验与讨论

#### 1. 中介传导机制设计

理论部分阐释了双向 FDI 对制造业出口竞争力的作用途径,并从空间关联角度验证双向 FDI 协同溢出效应的积极影响,但其传导机制还需要借助中介模型进一步检验。本文借鉴 Baron and Kenny<sup>[41]</sup> 的逐步回归法,以 SAR 模型形式对检验流程予以说明,具体关系如图 2 所示,式(24)和式(25)中  $M_{it}$  代表中介变量。

$$M_{it} = \theta_0 + \rho WM_{it} + \theta_1 CH_{it} + \sum_k \theta_k control_{ikt} + d'_i + d'_i + \varepsilon'_i \quad (24)$$

$$MES_{it} = \xi_0 + \rho WMES_{it} + \xi_1 CH_{it} + \xi_2 M_{it} + \sum_k \xi_k control_{ikt} + d''_i + d''_i + \varepsilon''_i \quad (25)$$

在以式(19)为中介机制检验第一步的基础上,通过式(24)中双向 FDI 协同效应估计系数  $\theta_1$  以及式(25)中系数  $\xi_1$  和  $\xi_2$  的显著性,判断中介效应是否存在。若  $\theta_1$  显著且  $\xi_1$  和  $\xi_2$  也显著,  $\xi_1$  的数值小于  $\theta_1$  的数值则为部分中介效应;若  $\theta_1$  和  $\xi_2$  显著,而  $\xi_1$  不显著,且  $\xi_1$  的数值小于  $\theta_1$  的数值则说明

表 4 空间溢出效应分解

变量	(1) $W_1$		(2) $W_2$		(3) $W_3$	
	本地效应	邻地效应	本地效应	邻地效应	本地效应	邻地效应
<i>CH</i>	0.275*** (0.096)	2.336** (1.001)	0.232** (0.093)	2.048** (1.026)	0.322*** (0.081)	0.820*** (0.255)
<i>Indus</i>	0.511*** (0.122)	4.182*** (0.851)	0.493*** (0.114)	4.143*** (0.818)	0.394*** (0.119)	0.983*** (0.295)
<i>Fin</i>	-0.012 (0.016)	-0.104 (0.137)	-0.012 (0.015)	-0.107 (0.141)	0.003 (0.014)	0.006 (0.036)
<i>Gov</i>	1.349*** (0.190)	11.302*** (2.520)	1.140*** (0.173)	9.833*** (2.448)	1.269*** (0.177)	3.223*** (0.678)
<i>Hum</i>	0.082*** (0.013)	0.682*** (0.151)	0.049*** (0.011)	0.420*** (0.120)	0.032*** (0.008)	0.079*** (0.019)
<i>Infra</i>	0.016*** (0.006)	0.135** (0.054)	0.016*** (0.005)	0.140** (0.055)	0.014*** (0.005)	0.035** (0.014)
<i>Urban</i>	0.247 (0.206)	2.081 (1.803)	0.158 (0.168)	1.352 (1.485)	0.236* (0.141)	0.577* (0.341)
<i>Extv</i>	1.101*** (0.282)	9.243*** (2.956)	1.113*** (0.281)	9.628*** (3.224)	0.845*** (0.280)	2.164** (0.868)
<i>RD</i>	-0.024 (0.036)	-0.218 (0.321)	-0.028 (0.040)	-0.258 (0.369)	0.020 (0.035)	0.050 (0.092)

注:(1)括号内为稳健标准误;(2)\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平;(3)未报告常数项。

表 5 稳健性检验的估计结果

变量	(1) $W_2$	(2) $W_3$	(3) $W_1$	(4) $W_2$
	MLE	MLE	GMM	GMM
$\rho$	0.924*** (0.013)	0.773*** (0.035)	0.869*** (0.321)	0.442** (0.180)
<i>CH</i>	0.161*** (0.059)	0.252*** (0.063)	0.670*** (0.250)	0.735*** (0.241)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes
R-sq	0.824	0.920	0.964	0.963
Log-L	503.461	454.956	558.086	555.234
Hansen-J			0.640	0.155
N	360	360	390	390

注:(1)括号内为稳健标准误;(2)\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平;(3)未报告常数项;(4)空间 GMM 估计并没有采用 Lee and Yu<sup>[38]</sup> 的转化法,故样本量为 390。

存在完全中介效应。为了便于分析与比较,本文亦将式(19)相应的估计结果报告在表6和表7中<sup>⑤</sup>。

## 2. 估计结果分析

### (1) 技术优势培育效应的中介传导机制

在表6的全样本估计中,列(2)CH的估计系数在1%的置信水平上显著为正,这说明双向FDI协同发展有助于地区适用性技术存量的积累和核心生产能力的培育。列(3)中TIC的估计系数为正向显著,而CH的估计系数为正向不显著,且系数值0.041小于1.314,表明双向FDI对制造业出口竞争力的影响机制存在技术优势培育效应的中介传导机制,验证了理论部分提出的假说命题。

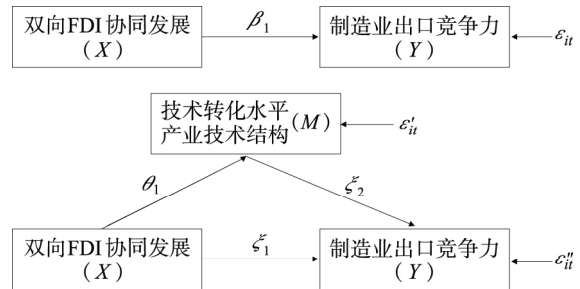


图2 中介机制传导路径

表6 技术优势培育效应的传导机制估计结果

变量	全样本 $W_1$			东中部地区 $W_1$			西部地区 $W_1$		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
被解释变量	MES	TIC	MES	MES	TIC	MES	MES	TIC	MES
CH	0.195*** (0.063)	1.314*** (0.396)	0.041 (0.081)	0.139** (0.070)	0.910** (0.413)	0.053 (0.093)	-0.008 (0.175)	0.791 (0.753)	-0.057 (0.162)
TIC			0.060*** (0.014)			0.062*** (0.015)			0.074** (0.029)
$\rho$	0.921*** (0.012)	0.713*** (0.049)	0.876*** (0.017)	0.880*** (0.012)	0.531*** (0.062)	0.846*** (0.021)	0.507*** (0.067)	0.416*** (0.069)	0.436*** (0.074)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R-sq	0.877	0.913	0.895	0.827	0.932	0.897	0.977	0.954	0.978
Log-L	314.011	15.804	497.724	304.968	16.800	312.992	195.253	31.512	199.972
N	360	360	360	228	228	228	132	132	132

注:(1)括号内为稳健标准误;(2)\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平;(3)未报告常数项。

正如理论部分所述,这一传导机制的影响主要体现在以下两点:首先,高级知识、技术要素物化于IFDI与OFDI之中,进行跨地区和跨行业的流动,这为生产技术的转化与吸收提供了更多存量积累,有利于本土企业技术层次提升和核心能力培育。同时,较高的技术转化水平进一步内化为本地企业生产高技术含量产品和进入国际市场所需的新技术、新工艺,为较高层次的生产环节提供了更丰富的技术积累。上述过程的正向效力会增强企业生产能力的相对优势,促进技术前沿面外移,产生技术优势的培育效应,从而推动出口竞争力的形成。其次,引进外资和对外投资通过产业链关联以及国际标准的引入强化了企业的创新动机,促使国内企业积极谋求产品创新和技术研发能力上的“内功修炼”。而这种产品技术的创新研发过程会衍生出新的技术转化空间,进一步催化新材料、新工艺及竞争性替代产品的发展,产生技术优势培育的合力,增强出口产品在国际市场的竞争力。

### (2) 产业转型优化效应的中介传导机制

在表7中,列(2)与列(3)结果显示,变量CH和MIU的估计系数均在5%的水平上显著为正。这说明在全国整体层面上,双向FDI协同溢出效应能促进产业技术结构升级,带动制造业产业内部高级化演进,提升地区技术比较优势,形成产业转型的优化效应,进而助推制造业国际竞争力的升级。

这一传导机制结果也基本符合假说2a的推断。一般来说,一方面,双向FDI协同发展会带动产品内分工和生产分割的不断深化。这种产业链条延伸会分解出更多差异化的技术层次与产品需求,促进制造业生产环节的更替与转移,为新的产业形态腾出空间,形成制造业的结构升级效应。另一

方面,FDI 和 OFDI 伴随着生产活动的跨国转移,在无形中从技术标准、组织管理、生产经营模式等方面影响着生产要素的配置结构,引致产业比例关系和技术结构的进一步优化。上述两方面的结构效应为制造业出口竞争力阶梯的攀升提供了国内培育与海外深化空间。

表 7 产业转型优化效应的传导机制结果

变量	全样本 $W_1$			东中部地区 $W_1$			西部地区 $W_1$		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
被解释变量	MES	TIC	MES	MES	TIC	MES	MES	TIC	MES
CH	0.195 *** (0.063)	0.142 ** (0.062)	0.156 ** (0.066)	0.139 ** (0.070)	0.261 *** (0.045)	0.072 (0.078)	-0.008 (0.175)	0.139 (0.120)	-0.049 (0.183)
MIU			0.207 ** (0.099)			0.239 ** (0.110)			0.211 (0.179)
$\rho$	0.921 *** (0.012)	0.352 *** (0.060)	0.924 *** (0.011)	0.880 *** (0.012)	0.252 *** (0.075)	0.881 *** (0.014)	0.507 *** (0.067)	0.161 (0.184)	0.502 *** (0.071)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R-sq	0.877	0.159	0.840	0.827	0.263	0.860	0.977	0.221	0.977
Log-L	314.011	718.019	486.577	304.968	444.214	306.481	195.253	298.566	195.214
N	360	360	360	228	228	228	132	132	132

注: (1) 括号内为稳健标准误; (2) \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平; (3) 未报告常数项。

### (3) 区域异质性讨论

基于理论分析,上述的传导机制可能存在区域异质性,本文进而将样本分为了东中部地区和西部地区进行检验<sup>⑥</sup>,其估计结果分别报告在表 6 和表 7 中。通过估计系数对比可以看出,双向 FDI 对制造业出口竞争力的作用机制在东中部地区依然显著。然而,西部地区的估计结果表明,双向 FDI 协同溢出效应并没有显著地促进制造业出口竞争力升级,相应的机制检验未得到有效验证。替换空间权重设定形式后,估计结果并未发生根本改变。对此,其原因可能在于两个方面。

首先,技术优势培育效应机制视角。相比于东中部地区,西部地区的开放程度和区位优势不足,“引进来”与“走出去”整体协同水平较低(地区均值仅为 0.183),专利、技术、经验等知识资本的获取相对有限,使其难以利用双向 FDI 的外部性实现生产要素禀赋的快速积累。另一方面,西部地区的先天优势是丰裕的自然资源和较低的劳动力成本,这导致其生产技术偏向劳动密集型,对于资本技术要素的内化能力较弱,在很大程度上抑制了制造业对前沿技术的吸收与转化。

其次,产业转型优化效应机制视角。西部地区工业化进程和制造业结构转型相对滞后(地区均值仅为 0.208),制造业主要以劳动密集型和资源密集型产业为主。与东中部地区相比,西部地区普遍处于较低的产业分工层次,扮演着产业承接者的角色,比较优势“锁定”的特征较为明显,尚未形成制造业出口优势的发展红利。此外,基于本地经济发展目标的客观需要,西部地区的产业政策更加注重产业落地的短期效益<sup>[35]</sup>,产业布局与规划更多立足于传统产业,从而弱化了高技术产业间的技术关联,不利于双向 FDI 溢出效应的扩散和适用性技术存量的提升。

### (四) 拓展分析: 传导机制的非线性特征

从前文理论分析和中介机制讨论中可以看出,技术的内化能力和产业的转型进程能够改变双向 FDI 对制造业出口竞争力的影响效力,即可能存在传导机制的非线性特征。为了验证这一猜想,本部分采用学界广泛应用的门槛效应分析,参考余东华和孙婷<sup>[42]</sup>的设计思路,检验不同区间内中介变量对制造业出口竞争力的影响是否存在差异。

在估计模型之前,首先要确定门槛值及个数,本文运用 Bootstrap 抽样法模拟似然比检验统计量 500 次,具体估计结果和相关的统计量见表 8 和图 3。可见,技术转化水平单一门槛的 F 统计量在

1%的水平上显著,双重门槛未通过检验,而产业技术结构分别在 1%和 10%的水平上存在单一门槛和双重门槛效应,所以可以认为存在传导机制的门槛效应。基于此,本文根据门槛变量的划定区间,进一步验证双向 FDI 对制造业出口竞争力的影响差异,表 9 报告了相应的估计结果。

表 8 门槛效应检验

门槛检验	门槛变量	门槛值	F 统计量	P 值	BS 次数	10%临界值	5%临界值	1%临界值
单一门槛	TIC	8.229	62.60	0.000	500	28.096	38.126	50.499
	MIU	0.569	68.52	0.000	500	25.288	29.899	46.764
双重门槛	TIC	7.148	20.92	0.184	500	25.013	29.130	40.977
	MIU	0.530	26.08	0.098	500	25.203	29.891	36.709

注: P 值和临界值均为采用 Bootstrap 自助法重复抽样 500 次得到的结果。

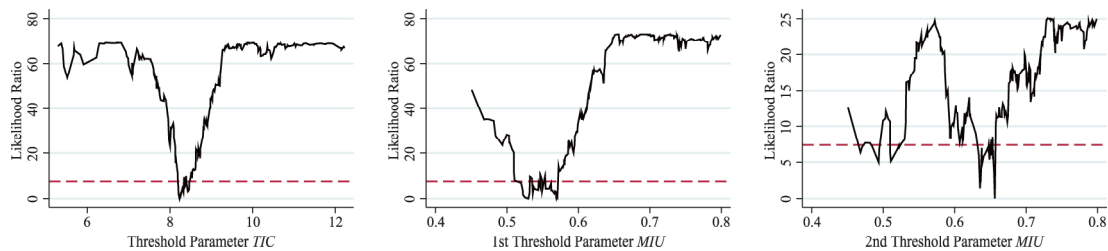


图 3 门槛估计值在 95%置信区间的 LR 检验

从表 9 的结果可以看出,在技术转化水平(TIC)低于和高于门槛值 8.229 的两个区间中,双向 FDI 协同溢出效应对制造业出口竞争力的影响程度存在明显的差异。当技术转化水平低于门槛值时,双向 FDI 协同发展的系数为负向不显著,并未对制造业出口竞争力升级产生积极作用;而当技术转化水平跨过门槛值时,双向 FDI 协同发展的系数高达 0.710,且在 5%的水平上显著,表明对制造业出口竞争力升级存在显著的正向效应。

在产业技术结构(MIU)的不同门槛值区间中,双向 FDI 协同对制造业出口竞争力的影响程度亦存在明显的差异。当产业技术结构低于门槛值 0.530 时,双向 FDI 协同发展的影响系数在 10%水平上显著为负;当其大于第一个门槛值时,双向 FDI 对制造业出口竞争力的影响方向发生显著变化,系数值为 0.337 且在 5%的水平上显著;随着产业技术结构跨越第二个门槛值 0.569,双向 FDI 协同发展的系数估计值达到 0.723,对制造业出口竞争力的影响强度得到了显著的增强。由此看来,技术内化能力不足与产业转型滞后是制约制造业高水平“走出去”的桎梏,促进技术转化能力水平和产业技术高层次演进是充分发挥双向 FDI 协同溢出效应的重要前提。这在一定程度上为当前制造业突破国际分工的“低端锁定”提供了一个可能的经验解释。

## 五、结论与启示

中国从大规模“引进来”到大踏步“走出去”的转变历程,深刻影响着对外开放的广度和深度。在新时代开放经济发展阶段,如何推动制造业出口竞争力升级是稳步推进强国建设的重要课题。本

表 9 门槛回归结果

变量	MES	变量	MES
$CH \cdot I(TIC \leq 8.229)$	-0.005 (0.306)	$CH \cdot I(MIU \leq 0.530)$	-0.712* (0.216)
$CH \cdot I(TIC > 8.229)$	0.710** (0.312)	$CH \cdot I(0.530 < MIU \leq 0.569)$	0.337** (0.161)
控制变量	Yes	$CH \cdot I(MIU > 0.569)$	0.723*** (0.143)
R <sup>2</sup>	0.902	控制变量	Yes
F 统计量	321.71	R <sup>2</sup>	0.908
N	390	F 统计量	227.13
		N	390

注: (1) 括号内为稳健标准误; (2) \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。

文在自由资本模型的分析框架下,构建了包含双向 FDI 协同溢出效应与比较优势的理论模型,探讨了双向 FDI 协同溢出效应对中国制造业出口竞争力升级的理论机制,并采用多种计量模型进行了实证检验。研究发现:双向 FDI 的协同发展能够显著促进制造业出口竞争力的提升,具有正向显著的空间溢出效应,并且该效应通过研发要素的区际流动形成“本地—邻地”的发展合力,对制造业出口竞争力升级产生积极影响。中介机制检验表明,双向 FDI 的正向协同作用通过技术优势培育效应和产业转型优化效应进行传导,上述机制在东中部地区更为显著,而在西部地区表现出传导机制不畅的区域异质性。进一步的非线性检验表明,作用机制存在门槛效应,在技术转化能力较高和产业技术结构较合理时,双向 FDI 协同对制造业出口竞争力升级具有更为显著的影响。

上述的研究结论为厘清中国双向 FDI 协同与制造业出口竞争力升级间的复杂关系提供了一个有意义的经验证据,由此得出的政策启示包括以下几个方面:首先,面对全球经济发展的新变化和我国对外开放事业发展的新形势,需要更加注重“引进来”和“走出去”的协同布局,抓住“一带一路”倡议和构建全面对外开放新格局的契机,在提高外资引进质量的同时积极稳妥地引导企业海外投资,形成高水平技术、投资流入与获取海外先进技术、高端要素网络的良性循环,为制造业出口产品的技术引领、质量引领扩展空间。其次,“引进来”与“走出去”的重点领域应逐步向先进制造业与高端服务业倾斜,实现双向直接投资与高端制造业的有序发展,以高水平开放促进深层次产业结构调整,增强企业核心技术的创新能力与高端环节的嵌入能力,增创有助于制造业向高附加值生产环节延伸的新优势。此外,双向 FDI 协同溢出效应对西部地区制造业出口竞争力升级的影响要明显弱于东中部地区,需要充分兼顾产业发展的梯度差异,统筹布局推动东中西整体层面上的区域协同发展。最后,推动制造业出口竞争优势由要素驱动向创新驱动转变,还需破除阻碍要素区际流动的地区性壁垒,完善有助于地区间研发要素流动的体制机制,注重知识型生产要素积累与适用性技术扩散,营造有利于企业与科研平台联结的外部环境,充分发挥研发要素对制造业技术结构高端转型的支持作用,推进新时代制造业强国建设。

#### 注释:

- ①感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见。为了便于理解,可以认为理论部分所涉及的“资本”都是包含知识资本的物化形式,是由技术、创新积累转化而来的,“劳动力”是具有高技能的专业化人才或携带创新知识和技术的人力要素。
- ②尽管代表性企业生产差异化产品,但在新经济地理学中遵循 D-S 模型的假设条件,可以证明对任意企业而言产品的价格和产量均与种类数无关。故遵照一般性做法,本文去掉了均衡价格和产出的上标  $i$ 。
- ③中介效应回归中变量  $MIU$  的 Moran's I 检验结果未达到统计量的临界值,但其稳健 LM 空间滞后检验和稳健 LM 空间误差检验的结果在 1% 显著水平上拒绝了不存在空间自相关的原假设。
- ④Lee and Yu<sup>[38]</sup>指出,基于去均值的固定效应估计存在参数的估计偏误。因此,他们提出在空间个体固定效应下把观测单位个数从  $NT$  减少到  $N(T-1)$ ,在空间和时间固定效应下把观测单位个数从  $NT$  减少到  $(N-1)(T-1)$  的转化法,并构造了偏误修正的最大似然估计法。
- ⑤限于篇幅,并未报告机制讨论部分的稳健性检验估计结果,留存备索。
- ⑥按照国家统计局公布的区域划分,本文将北京、天津、河北、山西、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、海南 19 个省级(直辖市)行政区域划分为东中部地区,将内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆 11 个省级(直辖市、自治区)行政区域划分为西部地区。区域分组的样本均值差异检验显示,除金融发展指标外,核心变量和其他控制变量的组间均值差异均在 1% 的水平上显著,这表明区域划分具有较强的合理性。限于篇幅,并未报告在正文之中。

#### 参考文献:

- [1]戴翔.中国制造业国际竞争力——基于贸易附加值的测算[J].中国工业经济,2015(1):78-88.

- [2]倪红福.中国出口技术含量动态变迁及国际比较[J].经济研究 2017(1):44-57.
- [3]POTTERIE B V P D ,LICHTENBERG F.Does foreign direct investment transfer technology across borders? [J].Review of economics and statistics 2001 83(3):490-497.
- [4]BLOMSTROM M ,KOKKO A.Foreign direct investment and spillovers of technology [J].International journal of technology management 2001 22(5-6):435-454.
- [5]邵朝对,苏丹妮.产业集聚与企业出口国内附加值:GVC 升级的本地化路径[J].管理世界 2019(8):9-29.
- [6]毛其淋,方森辉.创新驱动与中国制造业企业出口技术复杂度[J].世界经济与政治论坛 2018(2):1-24.
- [7]许家云,毛其淋,胡鞍钢.中间品进口与企业出口产品质量升级:基于中国证据的研究[J].世界经济 2017(3):52-75.
- [8]卓乘风,邓峰.基础设施投资与制造业贸易强国建设——基于出口规模和出口技术复杂度的双重视角[J].国际贸易问题 2018(11):104-119.
- [9]黄玖立,冼国明.金融发展、FDI 与中国地区的制造业出口[J].管理世界 2010(7):8-17+187.
- [10]周茂,李雨浓,姚星,等.人力资本扩张与中国城市制造业出口升级:来自高校扩招的证据[J].管理世界 2019(5):64-77+198-199.
- [11]蔡旺春,吴福象,刘琦.研发补贴与中国高技术细分行业出口竞争力比较分析[J].产业经济研究 2018(6):1-9.
- [12]陶忠元,王艳秀.技术创新与标准化协同对中国制造业竞争优势的驱动路径研究[J].南京财经大学学报 2019(5):11-22.
- [13]XU B ,LU J.Foreign direct investment ,processing trade ,and the sophistication of China 's exports [J].China economic review 2009 20(3):425-439.
- [14]李坤望,王有鑫.FDI 促进了中国出口产品质量升级吗? ——基于动态面板系统 GMM 方法的研究[J].世界经济研究 2013(5):60-66.
- [15]周霄雪.服务业外资自由化与中国制造业企业出口绩效——基于上下游投入产出关系的分析[J].产业经济研究 2017(6):52-64.
- [16]蔡冬青,周经.对外直接投资对出口技术水平的提升研究——理论与基于中国省际面板数据的实证[J].世界经济研究 2012(12):52-57.
- [17]杨连星,刘晓光.中国 OFDI 逆向技术溢出与出口技术复杂度提升[J].财贸经济 2016(6):97-112.
- [18]景光正,李平.OFDI 是否提升了中国的出口产品质量[J].国际贸易问题 2016(8):131-142.
- [19]刘海云,毛海欧.制造业 OFDI 对出口增加值的影响[J].中国工业经济 2016(7):91-108.
- [20]姜巍,傅玉玢.中国双向 FDI 的进出口贸易效应:影响机制与实证检验[J].国际经贸探索 2014(6):15-27.
- [21]黄群慧.改革开放 40 年中国的产业发展与工业化进程[J].中国工业经济 2018(9):5-23.
- [22]黄群慧,贺俊.中国制造业的核心能力、功能定位与发展战略——兼评《中国制造 2025》[J].中国工业经济 2015(6):5-17.
- [23]MARTIN P ,ROGERS C A.Industrial location and public infrastructure [J].Journal of international economics ,1995 39(3-4):335-351.
- [24]ROMER P M.Endogenous technological change [J].Journal of political economy ,1990 98(5):S71-S102.
- [25]GROSSMAN G M ,HELPMAN E.Trade ,knowledge spillovers ,and growth [J].European economic review ,1991 35(2-3):517-526.
- [26]FUJITA M ,THISSE J F.Does geographical agglomeration foster economic growth? And who gains and losses from it? [J].The Japanese economic review 2003 54(2):121-145.
- [27]BALDWIN R ,FORSLID R ,MARTIN P ,et al.Economic geography and public policy [M].Princeton: Princeton University Press 2011:277-316.
- [28]HAUSMANN R ,HWANG J ,RODRIG D.What you export matters [J].Journal of economic growth 2007 12(1):1-25.
- [29]龚梦琪,刘海云,姜旭.中国工业行业双向 FDI 如何影响全要素减排效率[J].产业经济研究 2019(3):114-126.
- [30]张林.中国双向 FDI、金融发展与产业结构优化[J].世界经济研究 2016(10):111-124.
- [31]黄凌云,刘冬冬,谢会强.对外投资和引进外资的双向协调发展研究[J].中国工业经济 2018(3):80-97.
- [32]YAO S ,WEI K.Economic growth in the presence of FDI: the perspective of newly industrializing economies [J].Journal

- of comparative economics 2007 35( 1) : 211-234.
- [33]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.
- [34]阳立高 谢锐 贺正楚 等.劳动力成本上升对制造业结构升级的影响研究——基于中国制造业细分行业数据的实证分析[J].中国软科学 2014( 12) : 136-147.
- [35]李琛 赵军 李喜洲.财政分权、政府行为与对外直接投资:抑制还是促进[J].财政研究 2019( 5) : 77-91.
- [36]余泳泽 刘大勇.我国区域创新效率的空间外溢效应与价值链外溢效应——创新价值链视角下的多维空间面板模型研究[J].管理世界 2013( 7) : 6-20+70+187.
- [37]白俊红 蒋伏心.协同创新、空间关联与区域创新绩效[J].经济研究 2015( 7) : 174-187.
- [38]LEE L ,YU J.Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects[J].Journal of econometrics 2010 , 154( 2) : 165-185.
- [39]乔晶 胡兵.中国对外直接投资:过度抑或不足[J].数量经济技术经济研究 2014( 7) : 38-51.
- [40]ELHORST J P.Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels[M].Berlin: Springer Verlag 2014: 37-93.
- [41]BARON R M ,KENNY D A.The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual , strategic and statistical considerations. [J].Journal of personality and social psychology ,1986 51( 6) : 1173.
- [42]余东华 孙婷.环境规制、技能溢价与制造业国际竞争力[J].中国工业经济 2017( 5) : 35-53.

(责任编辑: 枫 远)

## Two-way FDI coordination and export competitiveness upgrading of manufacturing industry: theoretical mechanism and Chinese experience

LI Chen , ZHAO Jun , LIU Chunyan

( School of Economics and Management , Xinjiang University , Urumqi 830000 , China)

**Abstract:** Improving the export competitiveness of manufacturing industry is the internal requirement of accelerating the cultivation of new competitive advantages of manufacturing industry. Based on Footloose Capital Model , this paper discusses the theoretical mechanism of the synergistic spillover effect of two-way FDI on the export competitiveness of manufacturing industry , and empirically tests 30 provincial administrative regions in Chinese mainland from 2004 to 2016 with various econometric models. The study finds that the collaborative development of two-way FDI can significantly promote the export competitiveness of manufacturing industry , and this positive impact shows obvious spatial correlation characteristics through the interregional flow of R&D elements , forming a “local neighborhood” spatial interactive development force. After considering different forms of spatial weight matrices and possible endogeneity , the results are still robust. The further intermediary mechanism test shows that the positive synergy of two-way FDI is conducted through the cultivation effect of technological advantage and the optimization effect of industrial transformation , which shows obvious regional heterogeneity in the east central region and the west region. At the same time , the above-mentioned intermediary mechanism has a non-linear threshold effect. When the technology transformation ability and the level of industrial technology structure are high , the two-way FDI coordination has a more significant impact on the upgrading of manufacturing export competitiveness. The conclusion of this paper deepens the understanding of the complex relationship between two-way FDI and manufacturing export competitiveness , and provides experience support and policy enlightenment for coordinating the orderly development of IFDI and OFDI and promoting the construction of manufacturing power in the new era.

**Key words:** two-way FDI; synergistic effect; export competitiveness; spatial spillover effect; intermediary mechanism; manufacturing power