

双向 FDI 对中国向“一带一路” 沿线国家出口贸易的影响研究

程显宏¹, 孙凌燕², 邹宗森³

(1. 常州大学 吴敬琏经济学院, 江苏 常州 324000;

2. 石河子大学 经济与管理学院, 新疆 石河子 832003; 3. 曲阜师范大学 经济学院, 山东 日照 276826)

摘要:通过构建 OFDI、IFDI 与出口贸易关系的理论模型, 论述了双向 FDI 对出口贸易的影响机制, 并实证检验了双向 FDI 影响中国向“一带一路”沿线国家出口的动态效应。研究发现: 当期与上一期 OFDI 与中国向沿线国家的出口具有显著互补关系, 沿线国家对中国 IFDI 并不具有当期出口创造效应; 不同收入水平国家中, 中国对高收入沿线国家当期 OFDI 与出口呈现显著互补效应, 对中高收入沿线国家上一期 OFDI 与出口呈现显著互补效应。当期 IFDI 与中国向中低收入和高收入沿线国家的出口呈现显著互补效应, 而上一期 IFDI 与中国向中高收入沿线国家的出口呈现显著替代效应。

关键词: OFDI; IFDI; 出口贸易; “一带一路”沿线国家

中图分类号: F752 **文献标识码:** A **文章编号:** 1673-9841(2021)05-0080-11

一、引言

改革开放以来, 中国对外贸易实现跨越式发展, 国内产业体系在国际合作中的核心竞争力不断提升, 出口贸易成为拉动中国经济增长的三驾马车之一。根据商务部外资司统计显示, 2018 年全国出口商品总值 24 874 亿美元, 同比增加 9.9%, 其中外商投资企业出口商品总值 10 360.2 亿美元, 同比增加 6.0%, 占全国比重 41.7%。近 20 年来, 外商投资企业进出口总值占全国比重始终保持在 40% 以上, 在出口中占有举足轻重的地位^[1]。与此同时投资也成为拉动中国经济增长的三驾马车之一, 中国实际使用外商直接投资金额从改革开放初期不足 100 亿美元发展到 2018 年的 1 349.7 亿美元, 投资重心逐渐转向以现代服务业与制造业并重, 以东、中、西部地区并重以及以合资、独资并重的新态势^[2]。特别是 2013 年“一带一路”倡议提出以来, 中国“引进来”和“走出去”的步伐逐渐加快, 外商直接投资(Inward Foreign Direct Investment, IFDI)和对外直接投资(Outward Foreign Direct Investment, OFDI)成为中国企业获取资金、技术和市场等资源的关键所在。根据商务部发布的《中国外资统计公报 2018》和《2018 年度中国对外直接投资统计公报》统计显示, 2018 年中国在全球吸引外资国家(地区)中排名第二, 实际使用外资 1 349.7 亿

收稿日期: 2020-12-21

作者简介: 程显宏, 管理学博士, 常州大学吴敬琏经济学院, 讲师。

通讯作者: 邹宗森, 经济学博士, 曲阜师范大学经济学院, 教授, 博士生导师。

基金项目: 山东省自然科学基金项目“人民币汇率变动的资源配置效应: 基于制造业的研究”(ZR2020MG048), 项目负责人: 邹宗森。

美元,同比增长3%,其中“一带一路”沿线国家(以下简称“沿线国家”)对中国实际投入外资金额60.8亿美元,同比增加11.9%,占当年全部实际投入外资金额的4.4%;同时中国在沿线国家直接投资流量为178.9亿美元,年末投资存量为1727.7亿美元,占比分别达到12.5%和8.7%^[3]。近年来外商直接投资和对外直接投资呈现协同并重的发展趋势成为新时期中国开放型经济的重要特征。因此,在“一带一路”倡议深入实施以及中国“引进来”和“走出去”战略相结合的背景下探究双向FDI与中国向沿线国家出口贸易的重要关系,一方面有利于中国吸纳外国企业先进的技术、管理等经验,更好地推动中国经济结构调整优化以及产业结构转型升级;另一方面有利于中国融入经济全球化、区域经济一体化的发展态势,更好地促进新时期新形势下的中国经济高质量发展。

国际直接投资与国际贸易的关系一直是国际经济学研究的热点问题,但传统贸易和投资的经典文献大多单独考察IFDI或OFDI对母国贸易总量的影响,并得出两者具有替代关系^[4-5]、互补关系以及权变关系^[6-7]。那么,随着“一带一路”倡议的深入实施,中国与沿线国家的双向直接投资有何特征?以及对出口有何重要影响都是值得深入探索的问题。部分学者已对中国与沿线国家的贸易和投资关系进行了丰富的研究,但鲜有文献关注投资的动态贸易效应,可以说投资时滞效应的关键属性以及双向FDI在中国向沿线国家的出口贸易行为选择中发挥的重要作用尚未得到充分揭示,因此本文从宏观层面建立OFDI、IFDI与出口贸易关系的理论模型,探讨OFDI、IFDI影响出口贸易的理论机制,采用2008—2018年中国与44个沿线国家^①的双向投资与出口贸易数据,通过实证考察双向FDI对中国向沿线国家出口贸易的影响,这对于“一带一路”倡议深入实施具有一定的实践参考价值。

二、文献综述

国际直接投资与国际贸易之间的关系一直是宏观经济理论和实证研究的热点领域。目前学术界主要有三种代表性观点:

一是以市场寻求型投资(Market Seeking FDI)为主的替代效应。20世纪50年代,由Mundell通过放松生产要素不可流动的假设,基于赫克歇尔-俄林-萨缪尔森(H-S-O)的要素禀赋理论框架,认为当国家间存在贸易壁垒的情况下,各国出口本国具有比较优势的产品而进口本国稀缺的产品,因而在保持需求不变的条件下当一国对另一国开展投资活动,本国进口产品数量将相应减少,对外直接投资与出口贸易呈现相互替代的关系。随后海默(S. Hymer)突破了国际间资本流动导致对外直接投资的传统贸易理论框架,提出跨国公司对外直接投资的垄断竞争优势理论,雷蒙·维农(R. Vernon)提出利用产品生命周期理论来分析国际投资与贸易之间的关系,邓宁(John Dunning)第一次提出的国际生产折衷理论等从理论层面分析得到了国际投资与国际贸易具有替代关系的结论。实证方面如Helpman等利用国家产业层面的数据实证得出投资与贸易呈现替代关系^[8]。Lipsey等通过实证分析得到日本、美国和瑞典的OFDI与出口贸易之间具有替代关系^[9]。Bojnec Fert对OECD的出口与OFDI之间的关系进行实证分析得到二者具有替代关系^[10]。

二是以资源寻求型投资(Resource Seeking FDI)为主的互补效应。20世纪70年代由于对外直接投资开始遭受投资壁垒的阻碍,学术界对Mundell的替代理论产生了争议,因此互补关系观

^① 本文选取的“一带一路”国家为文莱、克罗地亚、塞浦路斯、捷克、希腊、匈牙利、以色列、科威特、拉脱维亚、立陶宛、阿曼、波兰、沙特阿拉伯、新加坡、斯洛伐克、斯洛文尼亚、保加利亚、斯里兰卡、伊朗、伊拉克、约旦、黎巴嫩、马来西亚、泰国、土耳其、俄罗斯、白俄罗斯、哈萨克斯坦、亚美尼亚、阿富汗、缅甸、柬埔寨、印度尼西亚、老挝、蒙古、尼泊尔、巴基斯坦、菲律宾、印度、越南、塔吉克斯坦、埃及、也门、吉尔吉斯斯坦共计44个。

点相继涌现。1978年日本学者小岛清在其著作《国际贸易论》中基于赫克歇尔-俄林(H-O)要素禀赋差异理论对日本对外直接投资进行了详细的分析,认为企业在东道国进行 OFDI 主要是为了寻求廉价的劳动力,转移国内劳动密集型产业到东道国,增加对中间产品的进口需求促进了母国的出口,进而分析得出日本的国际贸易与国际投资是互为补充的关系,由此提出了边际产业转移理论。实证方面如 Markusen 在保留 H-O 理论假设的前提下^[11],通过放松生产技术、需求等假设条件,同样得到了投资与贸易之间具有互补关系的结论。Aizenman 和 Noy 从政治经济学视角出发^[7],指出一国进出口贸易的增加会促进本国国际资本的流动,两者呈现互补关系。Bhagwati 等的研究同样认为贸易和投资同样存在互补关系^[6]。

三是权变效应观点。20世纪80年代以来,Markusen 和 Svensson 基于要素比例模型^[12],对要素流动和贸易之间的关系进行分析,研究发现要素间的关系体现了国际贸易与国际投资的关系,即要素间合作则贸易和投资为互补关系,反之则为替代关系。实证方面如 Svensson 从外商直接投资动机视角出发^[13],研究得到国际贸易和国际投资根据不同的投资动机表现为不同的关系。Pain 和 Wakelin 研究了 11 个 OECD 国家制造业部门对外直接投资的出口效应^[14],结果表明 FDI 对 OECD 成员的出口作用既有替代效应又有互补效应。

在“一带一路”倡议深入实施背景下,国内学者从不同层面和不同角度研究了中国与沿线国家的投资和贸易关系,成果颇丰。整体层面的研究如蒋冠宏和蒋殿春利用中国 98 家工业企业的对外直接投资数据实证检验了中国企业对外直接投资对出口的影响^[15],结果表明企业对外直接投资总体上促进了企业的对外贸易。程中海和袁凯彬利用 2005—2013 年中国对世界 18 个国家的能源投资和出口数据,研究了我国新能源 OFDI 的贸易效应^[16],结果表明我国能源的对外直接投资整体促进了我国对这些国家能源的进出口。毛海欧和刘海云采用 2005—2016 年 78 个国家的跨国面板数据实证检验了 OFDI 对双边贸易的影响^[17],研究发现中国对“一带一路”沿线国家 OFDI 能够显著促进双边贸易,而对非沿线国家 OFDI 没有显著促进作用。也有学者从国家发展水平和母国投资动机角度研究了投资与贸易的关系,如隋月红和赵振华实证研究了我国对不同发展水平东道国投资的进出口贸易效应^[18],结果表明我国的投资对于进出口都具有促进效应。黄林秀等从市场开放视角分析了“一带一路”国家经济制度质量对中国 OFDI 具有显著影响^[19]。尹美群等认为东道国要素禀赋和制度环境等因素对中国与“一带一路”沿线国家经贸合作方式及区位选择具有不同影响^[20]。

国内关于双向 FDI 对贸易影响的研究如姜巍和傅玉玢运用协整分析和误差修正模型方法对 1982—2012 年中国双向 FDI 的贸易效应进行实证检验^[21],发现中国双向 FDI 对进出口贸易效应显著。田素华和王璇基于省级面板数据的实证分析^[22],研究发现引进外商直接投资和发展对外直接投资均能促进中国经济增长。龚梦琪等运用系统 GMM 方法检验了中国工业行业双向 FDI 对全要素减排效率的影响^[23],结果表明 IFDI 和 OFDI 均会显著抑制工业行业的全要素减排效率。陈波和杨庆运用拟最大似然估计方法实证分析了双向 FDI 对中国与 85 个国家出口技术含量的影响^[24],研究表明双向 FDI 均能显著促进出口技术含量的提升,但 FDI 对出口技术含量的影响更大。李琛等以中国 30 个省级行政区域为研究对象^[25],通过实证发现 2004—2016 年中国省级双向 FDI 的协同发展能够显著促进制造业出口竞争力的提升。

通过梳理以上文献,发现现有文献具有以下特点:第一,国内外的研究侧重于对外直接投资(OFDI)或外商直接投资(IFDI)对进出口贸易的单向影响,即单向 FDI 的贸易效应研究,虽然研究比较全面但结论并不统一;第二,早期关于中国双向 FDI 的研究大多采用时序数据为主,以协整分析和误差修正模型为主要研究方法,研究方法比较简单;第三,国内关于中国双向 FDI 的研究起步较晚,研究角度大多以整体层面和省级层面为主,研究内容主要集中在双向 FDI 对产业结

构、经济高质量发展以及出口技术含量的影响,而关于双向 FDI 与中国向沿线国家出口贸易的关系研究较少。

基于以上,本文从宏观层面建立 OFDI、IFDI 与出口贸易关系的理论模型,探讨 OFDI、IFDI 影响出口贸易的影响机制,采用 2008—2018 年双向 FDI 与中国向 44 个沿线国家的出口贸易数据,通过实证考察双向 FDI 在中国向沿线国家出口行为选择中发挥的关键作用,与既有研究相比本文的边际贡献在于:一是本文从宏观层面建立双向 FDI 与出口贸易关系的理论框架,在统一的框架中探讨双向 FDI 影响出口的内在理论机制;二是投资和贸易在实践活动中往往具有滞后效应,而现有文献鲜有考虑双向 FDI 的动态贸易效应,本文则在实证研究中同时考虑了双向 FDI 的出口动态贸易效应,比较符合实践活动并推进了现有研究;三是目前多数文献集中讨论了整体层面和省级层面中国双向 FDI 对进出口贸易的影响,关于双向 FDI 对中国向沿线国家出口贸易的影响未给予足够的关切,而本文的研究则是一个有益补充。

三、理论模型及研究假设

借鉴 Pflueger 模型建立经典的 $2 \times 2 \times 2$ 地区模型考察双向 FDI 与出口内在逻辑关系的影响机制^[26]。假设经济系统中存在两地区:中国($i=1$);“一带一路”沿线国家($i=2$),各地区具有相同的消费偏好和生产技术。两要素:劳动力禀赋(L),仅在区域内流动;人力资本禀赋(K),在均衡状态下可在区域间自由流动。两部门:农业部门,以规模报酬不变和完全竞争为特征,生产同质品并仅使用劳动力作为投入要素禀赋,部门间的贸易活动不存在贸易成本;制造业部门,以规模报酬递增和垄断竞争为特征,生产异质品并使用固定资本投入和可变劳动力投入,部门间贸易活动遵循“冰山贸易成本”。

(一) 消费者行为

消费者效用函数由两层构成,上层消费者效用函数为同质品和异质品组合的拟线性效应函数;下层函数采用异质品组合消费的 CES 效用函数。则 i 地区代表性消费者效用函数可表示为:

$$U_i = \alpha \ln C_i^M + C_i^A, C_i^M = \left(\int_0^{n_1} x_{1i}^{\sigma-1/\sigma} + \int_0^{n_2} x_{2i}^{\sigma-1/\sigma} \right)^{\sigma/\sigma-1}, \alpha > 0, \sigma > 1 \quad (1)$$

其中, C_i^M 为异质品生产总量, C_i^A 为同质品总消费量, x_{ji} 表示 i 地区消费者对 j 地区生产的异质品需求量($j=1,2$), n_1, n_2 分别表示两地区的异质品种类数, σ 表示任意两种异质品间的替代弹性。当以同质品为计价物时,消费者预算约束可表示为:

$$P_i C_i^M + C_i^A = Y_i, P_i = \{n_1 p_{1i}^{1-\sigma} + n_2 (\tau_{2i} p_{2i})^{1-\sigma}\}^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (2)$$

其中, Y_i 表示家庭收入, P_i 表示 i 地区的异质品组合价格指数, p_{ji} 表示 j 地区生产的异质品在 i 地区的销售价格, p_j 表示 j 地区的异质品出口价格, τ_{ji} 表示“冰山贸易成本”。区域间贸易活动时存在冰山贸易成本,因此当 j 地区生产的异质品出口到 i 地区的价格可表示为:

$$p_{ji} = \tau_{ji} p_j \quad (3)$$

在消费者预算约束条件下最优化消费者效用函数,可得异质品生产总量 C^M 、同质品总消费量 C^A 以及 i 地区消费者对 j 地区异质品的需求 x_{ji} :

$$C^M = \alpha/P, C^A = Y - \alpha, x_{ji} = \alpha (p_{ji})^{-\sigma} (P_i)^{\sigma-1} \quad (4)$$

(二) 生产者行为

农业部门的规模收益保持不变,在完全竞争市场中销售产品,因此同质品价格边际成本与平均成本相同,工资率也相同,即 $w=1$;同质品价格可表示为 $p^A = a_k w$,若投入单位劳动力,即 $a_k=1$,则可得 $p=1$ 。同质品贸易间不存在贸易成本,因此两地区同质品价格相同,即 $p_i^A =$

1($i = 1, 2$)。制造业部门的生产成本函数由仅包含资本支出的固定成本和仅包含劳动力支出的可变成本组成,因为两地区的生产技术相同,则企业生产异质品需要投入 1 单位资本作为固定投入和 a_b 单位劳动力作为可变投入,因此 i 地区企业生产 c_i 单位产品的利润函数为:

$$\Pi_i = p_i c_i - (r_i + a_b \omega_L c_i) \quad (5)$$

根据张伯伦垄断竞争产品加成定价,企业为追求利润最大化将产品价格定为:

$$p_i = a_b / (1 - 1/\sigma) \quad (6)$$

(三) 均衡状态

均衡状态下,区域间具有固定劳动成本,企业数与资本数保持一致($n_i = K_i$),两地区具有相同的生产技术,因此不同国家异质品具有相同的出厂价($p_i = p_j, i \neq j$),则地区间异质品的价格指数 P_i 可表示为:

$$P_i = p_i (K_1 \tau_{1i}^{1-\sigma} + K_2 \tau_{2i}^{1-\sigma})^{1/1-\sigma} \quad (7)$$

X_{ij} 表示 j 地区消费者对 i 地区异质品的进口,当中国与沿线国家开展出口贸易活动时,中国对沿线国家出口表示为:

$$X_{12} = x_{12} p_{12} (L_2 + K_2) \quad (8)$$

将式(3)、(4)和(7)带入式(8)中可得:

$$X_{12} = \frac{\alpha (\tau_{12})^{1-\sigma} (L_2 + K_2)}{K_1 \tau_{12}^{1-\sigma} + K_2} \quad (9)$$

其中, K_1 表示中国国内资本禀赋, K_2 表示沿线国家资本禀赋,进一步我们考察中国双向 FDI 与中国向沿线国家出口之间的关系。

1. OFDI 与出口贸易的关系

当中国与沿线国家开展投资活动会导致中国国内的资本禀赋 K_1 减少,此时我们需要探究出口额 X_{12} 如何变化,对式(9) K_1 求偏导数可得:

$$\frac{\partial X_{12}}{\partial K_1} = - \frac{\alpha \tau_{12}^{2(1-\sigma)} (L_2 + K_2)}{(\tau_{12}^{1-\sigma} K_1 + K_2)^2} \quad (10)$$

式(10)的值始终小于 0,则 K_1 减少时 X_{12} 反方向变化,而 K_1 减少意味着中国对外直接投资增加,即 OFDI 增加时出口贸易额也随之增加,则 OFDI 与中国对沿线国家出口贸易具有互补关系。据此本文提出研究假说 1:

假说 1: OFDI 与中国向沿线国家的出口贸易具有互补关系。

2. IFDI 与出口贸易的关系

当沿线国家对中国开展投资活动会导致沿线国家国内资本 K_2 相对减少,此时我们继续探究出口额 X_{12} 的变化,对式(9) K_2 求偏导数可得:

$$\frac{\partial X_{12}}{\partial K_2} = \frac{\alpha \tau_{12}^{1-\sigma} (\tau_{12}^{1-\sigma} K_1 - L_2)}{(\tau_{12}^{1-\sigma} K_1 + K_2)^2} \quad (11)$$

式(11)中分母始终大于 0,IFDI 与出口贸易的关系由分子的正负值决定。出口成本和生产率是决定企业是否进入出口市场的关键因素^[27],借助外国企业的技术溢出和先进管理经验,中国企业生产率得以提高,进而降低平均生产成本,生产和出口随之增加,当贸易成本较低时,即 $\tau_{21} < \left(\frac{L_2}{K_2}\right)^{\frac{1}{1-\sigma}}$, 此时 $\frac{\partial X_{21}}{\partial K_2} < 0$, 意味着随着 K_2 减少, X_{12} 反而增加, IFDI 与出口具有互补关系。但是 IFDI 增加也有可能挤占本土企业市场份额^[28], 外国企业大规模生产导致劳动力要素市场供不应求以及要素成本增加,本土企业生产成本随之增加,降低中国企业出口意愿,因此当贸易成本较大时,即 $\tau_{12} > \left(\frac{L_2}{K_2}\right)^{\frac{1}{1-\sigma}}$, 此时 $\frac{\partial X_{12}}{\partial K_2} > 0$, 说明随着 K_2 减少, X_{12} 随之减少,表明 IFDI 增加

时出口贸易额随之减少,IFDI 与出口具有替代关系。据此本文提出研究假说 2:

假说 2:IFDI 与中国向沿线国家出口贸易的关系与贸易成本有关,当贸易成本较大时具有替代关系,当贸易成本较低时具有互补关系。

四、变量选取及数据说明

(一) 模型设定

结合理论模型构建如下计量模型考察双向 FDI 对中国向沿线国家出口贸易的影响。考虑到贸易和投资实践活动中存在的时滞效应,本文在构建模型时分别引入出口、OFDI 以及 IFDI 的滞后一期数据,设定如下动态面板模型:

$$\begin{aligned} \ln \text{Exptrade}_{ijt} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{Exptrade}_{ijt-1} + \alpha_2 \ln \text{OFDI}_{ijt} + \alpha_3 \ln \text{OFDI}_{ijt-1} + \alpha_4 \ln \text{IFDI}_{ijt} \\ & + \alpha_5 \ln \text{IFDI}_{ijt-1} + \alpha_6 \ln \text{GDP}_{ijt} + \alpha_7 \ln \text{Dist}_{ij} + \alpha_8 \text{Landlocked}_j + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (12)$$

其中, i 表示中国, j 表示沿线国家, t 表示年份; $\ln \text{Exptrade}_{ijt}$ 和 $\ln \text{Exptrade}_{ijt-1}$ 分别表示 t 年与 $t-1$ 年中国向沿线国家 j 的出口贸易额; $\ln \text{OFDI}_{ijt}$ 和 $\ln \text{OFDI}_{ijt-1}$ 分别表示 t 年与 $t-1$ 年中国在沿线国家 j 的对外直接投资存量; $\ln \text{IFDI}_{ijt}$ 和 $\ln \text{IFDI}_{ijt-1}$ 分别表示 t 年与 $t-1$ 年沿线国家 j 对中国的直接投资存量; $\ln \text{GDP}_{ijt}$ 表示 t 年中国与沿线国家 j 的经济相似度; $\ln \text{Dist}_{ij}$ 表示中国与沿线国家的实际距离; Landlocked_j 表示沿线国家 j 是否为内陆国家; ε_{ijt} 为随机误差项。

(二) 变量选取及数据来源说明

1. 因变量。出口贸易额 ($\ln \text{Exptrade}$),采用中国向沿线国家出口贸易额的对数值表示,数据来源于 CEPII-BACI 数据库。该数据库涵盖世界各国双边贸易数据,商品具有统一编码,贸易额和数量具有统一度量单位,在国际贸易研究中实用性较强。

2. 核心解释变量。中国双向 FDI,包括中国对沿线国家直接投资 (OFDI) 和沿线国家对中国的直接投资 (IFDI) 两方面。投资数据包括流量数据和存量数据,本文选取投资存量数据,主要基于如下考虑:一是投资存量数据考虑了折旧和投资收益等因素能有效衡量投资对出口的长期效应;二是投资流量波动较大且存在投资净撤回时(负值),处理变量过程中会产生缺失值影响回归结果的稳健性。中国对外直接投资 ($\ln \text{OFDI}$) 采用中国对沿线国家直接投资存量的对数值表示。数据来源于历年《中国对外直接统计公报》。

沿线国家对中国的直接投资 ($\ln \text{IFDI}$),采用沿线国家对中国的直接投资存量表示。IFDI 为流量统计口径,本文采用永续盘存法估算 IFDI 存量^[29],计算公式为:

$$\text{IFDI}_{it} = (1 - k) \text{IFDI}_{it-1} + \text{ifdi}_{it} \quad (13)$$

其中, t 表示年份; ifdi_{it} 表示 t 年沿线国家对中国的直接投资流量, k 为 IFDI 存量的经济折旧率,参考张军等^[30]、鲁钊阳和廖杉杉等的做法将其取值为 9.6%^[31]。基期 IFDI 存量的估算公式为:

$$\text{IFDI}_{i0} = \frac{\text{ifdi}_{i0}}{p + k} \quad (14)$$

其中 ifdi_{i0} 是沿线国家基期的 IFDI 流量, p 是观测期内 IFDI 的年均复合增长率。沿线国家对中国的直接投资流量数据来源于中国国家统计局。

3. 其他控制变量。为了降低核心解释变量的内生性同时更加准确地反应影响出口的其他因素,本文设置了以下几个控制变量:(1)国家间经济相似程度 ($\ln \text{GDP}$)。使用沿线国家 GDP 与中国 GDP 之比来表示两国经济规模的相似度。新贸易理论研究表明,国家间相似度在贸易引力中正相关;(2)距离 ($\ln \text{Dist}$),以中国与沿线国家首都实际距离的对数值表示;(3)是否为内陆国 (Landlocked),东道国是内陆国家取值为 1,否则为 0。以上数据来源于法国国际经济研究中心 (CEPII)。变量描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量描述性统计

变量	含义、数据来源及构建方法	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>lnExptrade</i>	中国对沿线国家的出口贸易额,取对数	484	3.710	1.439	0.266	6.727
<i>lnOFDI</i>	中国在沿线国家的投资存量,取对数	484	10.090	2.510	3.784	15.427
<i>lnIFDI</i>	沿线国家在中国的投资存量(永续盘存法),取对数	484	8.171	2.833	0	15.656
<i>lnGDP</i>	经济相似度,沿线国家 GDP 与中国 GDP 之比,取对数	483	-4.539	1.506	-7.500	-1.018
<i>lnDist</i>	双边距离,中国与沿线国家首都的实际距离,取对数	484	8.541	0.404	7.067	8.952
<i>Landlocked</i>	沿线国家是否是内陆国,是取 1,否取 0	484	0.248	0.432	0	1

五、实证检验及分析

(一)内生性处理及估计方法

一方面考虑到实际经济活动中贸易会影响投资,投资也会反作用于贸易,因而投资与贸易之间存在内生性问题;另一方面考虑到一国的出口、OFDI 和 IFDI 很可能与上一期的活动紧密相关,因此本文在模型中分别引入了出口、OFDI 和 IFDI 的一阶滞后项,这样可以较好地减轻遗漏变量导致的回归结果偏差。其他控制变量大多由沿线国家内在因素决定,基本不会影响中国向沿线国家的出口贸易活动,因此并无明显内生性问题。模型为包含滞后项的动态短面板数据,故选取系统 GMM 作为回归方法较合适。系统 GMM 估计能将任意有益的滞后阶内生变量作为工具变量,并采用补零方法有效构建工具变量矩阵。回归中将出口的一阶滞后项、OFDI 和 IFDI 视为内生变量,采用稳健标准误(Robust)估计处理可能存在的估计偏误问题。

(二)双向 FDI 对中国向沿线国家出口的影响:基础回归结果

出于模型回归结果稳健性的考虑,本文在基础回归中又采用差分 GMM 估计作为对照。回归结果如表 2 所示。

表 2 基础回归结果

变量	系统 GMM			差分 GMM		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L.lnExptrade</i>	0.291*** (0.095 4)	0.401*** (0.098 0)	0.276*** (0.097 4)	0.263*** (0.095 3)	0.324*** (0.108)	0.264*** (0.096 0)
<i>lnOFDI</i>	0.235** (0.088 4)	0.285*** (0.082 9)	0.277*** (0.075 3)	0.284*** (0.076 3)	0.327*** (0.073 8)	0.296*** (0.072 3)
<i>L.lnOFDI</i>	0.054 8* (0.032 0)		0.089 1** (0.035 0)	0.072 1** (0.027 6)		0.095 3*** (0.032 6)
<i>lnIFDI</i>	0.043 4 (0.072 0)	0.075 6 (0.057 2)	0.159 (0.105)	0.089 0 (0.087 8)	0.133 (0.095 9)	0.161 (0.104)
<i>L.lnIFDI</i>		-0.059* (0.032 1)	-0.114* (0.058 6)	-0.055 7* (0.030 2)	-0.084 6** (0.040 9)	
<i>lnGDP</i>	0.315 (0.241)	0.376 (0.231)	0.539** (0.204)	0.633*** (0.193)	0.626*** (0.179)	0.695*** (0.199)
<i>lnDist</i>	-1.100* (0.617)	-0.488 (0.572)	-0.549 (0.615)	—	—	—
<i>Landlocked</i>	1.885 (1.627)	2.099 (1.937)	2.385 (1.604)	—	—	—
<i>Constant</i>	9.873* (5.061)	4.643 (4.845)	5.283 (5.134)	—	—	—
观测值	439	439	439	395	395	395
国家数量	44	44	44	44	44	44
Hansen 检验	0.214	0.254	0.345	0.211	0.234	0.323
AR(1)检验	0.046	0.008	0.039	0.060	0.008	0.042
AR(2)检验	0.651	0.463	0.905	0.754	0.473	0.945

注:括号内为稳健标准误,“***”“**”“*”分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平;Hansen 检验、AR(1)、AR(2)对应行中的数值表示检验结果的 P 值。

表 2 中第(1)–(3)为采用 GMM 的回归结果,第(4)–(6)为采用差分 GMM 的回归结果。两种回归方法中 Hansen 检验的 P 值均大于 0.1,拒绝工具变量过度识别的原假设,结果表明工具变量均有效。自相关检验结果 AR(1)的 P 值均小于 10%,AR(2)的 P 值均大于 10%,模型残差序列存在一阶自相关但不存在二阶自相关,表明采用系统 GMM 符合要求。从系统 GMM 和差分 GMM 的回归结果来看,本文的核心解释变量以及其他变量的系数符号及显著性基本没有发生改变,说明回归结果比较稳健,因此我们着重分析系统 GMM 的回归结果。

1. OFDI 对中国向沿线国家出口的影响

表 2 中本文核心解释变量之一中国对外直接投资($\ln OFDI$)的系数除列(1)在 5%的水平下显著为正外,列(2)和列(3)均在 1%的水平下显著为正,回归结果表明中国对沿线国家直接投资增加时,出口额也随之增加,当期中国 OFDI 与出口具有显著的互补关系。根据边际产业转移理论,一国生产并出口本国具有比较优势的产品,对外转移本国已经处于或即将处于比较劣势的产业为两国间的贸易活动创造有利条件,增加双方信任度以及投资者的信心,从而促进两国资本间的相互流动,表现为投资对出口的引致效应。该实证结果与假说 1 结论一致,即 OFDI 与中国向沿线国家的出口存在显著的互补效应。此外,OFDI 滞后一期($L.\ln OFDI$)的系数在 5%的显著性水平下为正,结果表明上一期中国向沿线国家的 OFDI 对出口仍然具有促进作用。

2. IFDI 对中国向沿线国家出口的影响

表 2 中本文核心解释变量之二沿线国家对直接投资($\ln IFDI$)的系数为正但不显著,回归结果表明当期沿线国家对直接投资增加并不能显著促进中国向沿线国家的出口,假说 2 并没有被验证,这说明贸易成本的影响并不会体现在当期外商直接投资上。根据商务部发布的《外商直接投资公报》以及《中国统计年鉴》统计显示,近年来沿线国家对中国的投资行业多以制造业、房地产业、租赁和商务服务业为主,特别是 2018 年以来,信息传输、软件和信息技术服务业比重有所增加,从行业属性来看这几类行业的投资成本并不高,并且投资活动具有一定的时滞性,因此贸易成本并不一定会直接影响当期外商直接投资的贸易效应,同时根据实证结果我们发现,沿线国家对直接投资滞后一期($L.\ln IFDI$)的系数在 10%的显著性水平下为负,这说明上一期 IFDI 与中国向沿线国家的出口贸易具有替代关系。根据比较优势理论,当沿线国家 IFDI 持续增加时,外资企业大规模生产导致中国劳动力市场和要素成本供求关系改变,本土企业生产成本增加从而降低规模效应,进而降低企业出口竞争力导致出口下降^[28]。综上所述,沿线国家对中国 IFDI 并不具有当期出口创造效应,而上一期 IFDI 降低当期中国向沿线国家的出口贸易,因此这种出口挤占效应主要发生在上一期 IFDI。

3. 其他变量对出口的影响

表 2 中出口的滞后一期($L.\ln Exptrade$)系数均在 1%的水平下显著为正,回归结果表明中国向沿线国家的出口具有动态滞后效应,即上一期出口对当期具有创造效应。沿线国家与中国经济相似度($\ln GDP$)越高越有利于促进出口,这与多数学者的研究结论一致。但中国与沿线国家双边距离($\ln Dist$)和沿线国家是否为内陆国家($Landlocked$)对中国向沿线国家的出口影响均不显著。

(三)双向 FDI 对中国向不同收入水平沿线国家出口的影响

相关研究发现 OFDI、IFDI 与出口贸易的关系与国家的收入水平相关^[15,32-34],现有文献对中国 OFDI 或 IFDI 与出口贸易的关系做了丰富研究,但鲜有考察双向 FDI 对中国向不同收入水平沿线国家出口的关键影响,因此本文根据世界银行分类将样本沿线国家按收入水平划分为低收入、中低收入、中高收入和高收入国家,由于样本内低收入国家较少(仅阿富汗),故将其归类在中低收入国家,因此我们只考察双向 FDI 与中国向中低收入、中高收入和高收入沿线国家出口贸易

的关系。回归结果如表 3 所示。

表 3 双向 FDI 对中国向不同收入水平沿线国家出口的影响

变量	系统 GMM			差分 GMM		
	(1)中低收入	(2)中高收入	(3)高收入	(4)中低收入	(5)中高收入	(6)高收入
<i>L.lnExptrade</i>	0.547*** (0.206)	0.349** (0.139)	0.213 (0.217)	0.547*** (0.206)	0.349** (0.139)	0.250 (0.172)
<i>lnOFDI</i>	0.166 (0.124)	0.236** (0.110)	0.101 (0.061 3)	0.166 (0.124)	0.236** (0.110)	0.127* (0.067 7)
<i>L.lnOFDI</i>	0.072 7** (0.034 3)	0.122 (0.099 0)	0.106** (0.041 0)	0.0727** (0.034 3)	0.122 (0.099 0)	0.109*** (0.038 0)
<i>lnIFDI</i>	0.093 3** (0.043 4)	0.088 1 (0.068 3)	0.135** (0.059 8)	0.093 3** (0.043 4)	0.088 1 (0.068 3)	0.147** (0.063 9)
<i>L.lnIFDI</i>	-0.043 (0.029 6)	-0.108** (0.047 5)	-0.061 8 (0.042 1)	-0.043 0 (0.029 6)	-0.108** (0.047 5)	-0.045 8 (0.032 9)
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	150	129	160	135	116	144
国家数量	15	13	16	15	13	16
Hansen 检验	0.879	0.941	0.999	0.815	0.883	0.996
AR(1)检验	0.076	0.096	0.740	0.076	0.096	0.600
AR(2)检验	0.426	0.960	0.188	0.426	0.960	0.129

注：括号内为稳健标准误，“***”“**”“*”分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；Hansen 检验、AR(1)、AR(2) 对应行中的数值表示检验结果的 P 值

表 3 的回归结果表明，当期 OFDI 与中国向沿线国家出口贸易在中高收入国家呈现出显著的互补效应，而上一期 OFDI 却不显著，上一期 OFDI 与中国向中低收入与高收入沿线国家呈现显著互补效应，而当期则不显著，说明 OFDI 与出口的关系具有国别收入差异性。这是因为中低收入和中高收入沿线国家一般具有丰富的劳动力资源，中间品生产成本较低，中国企业进入目的地国市场的门槛相对不高，中国对其投资基本以市场寻求型和效率寻求型的垂直型投资为主，目的是利用既有优势开拓市场和优化资源配置，规避高收入国家关税和非关税壁垒，因而 OFDI 与出口呈现互补效应，但中低收入国家虽然具有丰富的劳动力资源，由于劳动力技能熟练度不足等原因导致 OFDI 与出口的互补效应体现在上一期；中国对高收入沿线国家 OFDI 多以技术寻求型为动因，以当地生产型投资为主要形式，生产型的投资往往具有滞后效应，因此 OFDI 与出口的互补关系主要体现在上一期 OFDI 上。

当期 IFDI 与中国向沿线国家出口贸易在中低收入和高收入沿线国家呈现显著互补效应，而上一期 IFDI 呈现替代效应但不显著；上一期 IFDI 与中国向沿线国家出口贸易在中高收入沿线国家具有显著的替代效应，而当期 IFDI 具有互补效应但不显著。这是因为一般情况下高收入沿线国家的外资企业对中国 IFDI 主要是资源寻求型，中国拥有丰富的要素市场和技能熟练的劳动力，高收入国家外资企业具有技术比较优势，利用技术溢出效应可以降低生产成本，生产的产品再出口到本国，增加了中国出口，因此 IFDI 对中国向高收入沿线国家的出口具有互补效应，而这种互补效应并不体现在上一期 IFDI 上；低收入沿线国家对中国 IFDI 主要是体现学习效应，低收入国家企业通过学习、了解和掌握中国企业的先进技术和经营制度，开始模仿学习^[35]，而后部分外资企业的人才和产品回流到本国，这就必然会提升中低收入水平沿线国家企业的整体创新水平^[36]，进而扩大 IFDI 的出口创造效应，但是这种创造效应仅体现在上一期 IFDI。

六、相关结论及建议

改革开放以来，中国经济实现跨越式发展，投资与贸易相继成为拉动中国经济增长的三驾马车，特别是 2013 年“一带一路”倡议提出以来，中国在贸易、投资等领域与沿线国家紧密合作，不

断推动新常态下中国经济的可持续增长。本文在宏观层面建立了 OFDI、IFDI 与出口贸易关系的理论模型,在统一的框架下探讨了 OFDI、IFDI 影响出口贸易的理论机制,采用 2008—2018 年中国与 44 个“一带一路”沿线国家的投资贸易数据,利用系统 GMM 方法实证检验了双向 FDI 对中国向沿线国家出口贸易的影响,研究发现:

第一,当期与上一期 OFDI 与中国向沿线国家出口具有显著互补效应。根据边际产业转移理论,一国生产并出口本国具有比较优势产业的产品,对外转移本国已经处于或即将处于比较劣势的产业为两国间的贸易活动创造有利条件,从而促进两国资本间的相互流动,表现为投资对出口的引致效应;

第二,沿线国家对中国 IFDI 并不具有当期出口创造效应,而上一期 IFDI 显著降低当期出口贸易。根据比较优势理论,当沿线国家对中国 IFDI 持续增加时,外资企业大规模生产导致中国劳动力市场和要素成本供求关系发生改变,本土企业生产成本增加、规模效应降低,从而降低企业出口竞争力导致出口下降,但这种出口挤占效应主要发生在上一期 IFDI。

第三,根据世界银行分类,本文将样本国家划分为中低收入、中高收入和高收入国家考察双向 FDI 与中国向沿线国家出口贸易的关系。研究发现,当期 OFDI 与中国向沿线国家出口贸易在中高收入沿线国家呈现显著互补效应,而上一期 OFDI 却不显著,上一期 OFDI 与中国向沿线国家出口贸易在中低收入与高收入沿线国家呈现显著互补效应,而当期 OFDI 则不显著;当期 IFDI 与中国向沿线国家出口贸易在中低收入和高收入沿线国家呈现显著互补效应,而上一期 IFDI 呈现替代效应但不显著,上一期 IFDI 与中国向沿线国家出口贸易在中高收入国家具有显著替代效应,而当期 IFDI 具有互补效应但不显著,由此可见双向 FDI 与中国向沿线国家出口的关系具有国别收入差异性。

在“一带一路”倡议深入实施背景下,中国与沿线国家经贸合作水平的提高对于改变中国粗放型经济增长方式具有重要作用,同时投资与贸易的关系也在很大程度上影响中国经济的可持续增长,本文的研究可为中国与沿线国家经贸合作关系提供相关理论证据和现实依据,具有一定政策启示意义:第一,优化对外投资政策,不断健全和完善政府“走出去”服务体系,增加中国企业走出去信心。本文的实证结果表明中国对沿线国家 OFDI 具有显著出口创造效应,但现实情况是沿线国家大多为发展中国家,中国企业在走出去时会面临各种未知风险,政府应根据不同国家(地区)的实际情况制定相应的投资保障政策,减少中国企业走出去的后顾之忧,支持有实力的国有、民营企业按照国际规则开展经营活动,同时鼓励并引导现代高新技术企业以及制造业企业大力发展对外直接投资,提高本国企业的投资回报率,增加本土企业投资热情从而促进出口贸易拉动中国经济增长。第二,对外资进行审批管控,利用优惠的外资政策吸引优质外资进入。外商直接投资有利于通过本地溢出效应促进中国经济增长,但沿线国家对中国的投资质量往往良莠不齐,并不一定能产生出口创造效应,甚至会阻碍中国对其出口。因此,政府一方面应对外资进行分类管控,实行严格的审批准入制度,提高外资质量以及准入门槛,另一方面建立优惠的外资政策吸引优质外资进入,如高新技术、高端制造等行业,提高本地溢出效应促进我国产业升级以及国内经济增长。第三,政府应鼓励优质外资与中资建立合资企业,以便更好地吸收外国企业先进的管理、技术经验。对于中低收入国家,应鼓励我国具有比较优势的产业进入,转移过度产能并提高本国企业收益;对于高收入国家,应通过合资或并购的方式促进中国本土企业吸收外资先进的技术与管理经验,反哺国内产业并促进我国产业升级。

参考文献:

- [1] 中华人民共和国商务部外资投资管理司. 宏观经济数据[EB/OL]. (2019-01-16)[2020-01-14]. <http://www.mofcom.gov.cn/article/tongjiziliao/cf/201902/20190202832959.shtml>.
- [2] 田素华,李筱妍,王璇. 双向直接投资与中国经济高质量发展[J]. 上海经济研究,2019(8):25-36.

- [3] 中华人民共和国商务部对外投资和经济合作司. 统计数据[EB/OL]. (2019-09-16)[2020-01-15]. <http://hzs.mofcom.gov.cn/article/date/201909/20190902899156.shtml>.
- [4] MUNDELL R A. International trade with factor mobility[J]. American economic review,1957(3):321-335.
- [5] DUNNING J. Explaining the international direct investment position of countries;towards a dynamic or developmental approach [J]. Weltwirtschaftliches archiv,1981(1):30-64.
- [6] BHAGWATI J,DINOPOULOS E,WONG K. Quid pro auo foreign investment[J]. American economic review,1992(2):186-190.
- [7] AIZENMAN J,NOY I. FDI and trade—two-way linkages? [J]. The quarterly review of economics and finance,2006(3):317-337.
- [8] HELPMAN E,MELITZ M J, YEAPLE S R. Export versus FDI with heterogeneous firms[J]. American economic review,2004(1):300-316.
- [9] LIPSEY E, RAMSTETTER E, BLOMSTROM M. Outward FDI and home exports and employment:Japan, the United States, and Sweden[J]. Global economy journal,2000(4):1524-5861.
- [10] BOJNEC S, FERTOE I. Export competitiveness of dairy products on global markets;the case of the European Union countries [J]. Journal of dairy science,2014(10):6151-6163.
- [11] MARKUSEN J R. Factor movements and commodity trade as complements[J]. Journal of international economics,1983(3-4):341-356.
- [12] MARKUSEN J R, SVENSSON L. Trade in goods and factors with international differences in technology[J]. International economic review,1985(1):175-192.
- [13] SVENSON L. Foreign investment and mediation of trade flows[J]. Review of international economics,2004(4):609-629.
- [14] PAIN N,WAKELIN K. Export performance and the role of foreign direct investment[J]. The Manchester school,1998(S):62-88.
- [15] 蒋冠宏,蒋殿春. 中国企业对外直接投资的“出口效应”[J]. 经济研究,2014(5):160-173.
- [16] 程中海,袁凯彬. 能源对外直接投资的进口贸易效应与类型甄别——基于结构式引力模型的系统 GMM 估计[J]. 世界经济研究,2015(11):99-108.
- [17] 毛海欧,刘海云. 中国对外直接投资对贸易互补关系的影响:“一带一路”倡议扮演了什么角色[J]. 财贸经济,2019(10):81-94.
- [18] 隋月红,赵振华. 我国 OFDI 对贸易结构影响的机理与实证——兼论我国 OFDI 动机的拓展[J]. 财贸经济,2012(4):81-89.
- [19] 黄林秀,崔卓青,刘韵秋,等. 经济制度质量的适应性研究——兼论中国企业在“一带一路”沿线国家的投资实践[J]. 西南大学学报(社会科学版),2020(6):40-50.
- [20] 尹美群,盛磊,吴博. “一带一路”东道国要素禀赋、制度环境对中国对外经贸合作方式及区位选择的影响[J]. 世界经济研究,2019(1):81-92.
- [21] 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.
- [22] 田素华,王璇. FDI 双向流动和净流动影响因素研究——基于全球 58 个经济体的实证分析[J]. 世界经济研究,2017(7):40-53.
- [23] 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.
- [24] 陈波,杨庆. 双向 FDI 如何影响了中国出口技术含量——基于动态空间面板模型的分析[J]. 国际经贸探索,2020(4):71-88.
- [25] 李琛,赵军,刘春艳. 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[J]. 产业经济研究,2020(2):16-31.
- [26] PFLUEGER M. A simple,analytically solvable,chamberlain agglomeration model[J]. Regional science and urban economics,2004(5):565-573.
- [27] MELITZ M. The Impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity[J]. Econometrica,2003(6):1695-1725.
- [28] AITKEN B,HARRISON A. Do domestic firms benefit from direct foreign investment? evidence from Venezuela[J]. American economic review,1999(3):605-618.
- [29] YAO S,WEI K,FENG G,SONG L. Economic growth in the presence of FDI;the perspective of newly industrializing economies[J]. Journal of comparative economics,2007(1):211-234.
- [30] 张军,章元. 对中国资本存量 K 的再估计[J]. 经济研究,2003(7):35-43.
- [31] 鲁钊阳,廖杉杉. FDI 技术溢出与区域创新能力差异的双门槛效应[J]. 数量经济技术经济研究,2012(5):75-88.
- [32] 樊娜娜. FDI 如何影响本地企业出口——来自中国制造业的发现[J]. 南方经济,2018(1):100-114.
- [33] 肖伶俐,李敬. 网络分析视角下中国与中东欧国家的贸易竞争与贸易互补关系研究[J]. 西南大学学报(社会科学版),2019(6):75-84.
- [34] 程显宏,李豫新,邹宗森. 非对称贸易成本、OFDI 与出口贸易——基于“一带一路”沿线国家的实证检验[J]. 当代财经,2020(9):114-126.
- [35] SINANI E,MEYER K. Spillovers of technology transfer from FDI:The case of Estonia[J]. Journal of comparative economics,2004(3):445-66.
- [36] 曾国安,马宇佳. 论 FDI 对中国本土企业创新影响的异质性[J]. 国际贸易问题,2020(3):162-174.

责任编辑 张颖超

网 址 :<http://xbjbjb.swu.edu.cn>