

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2022.05.005

# 引致还是挤出:中国 OFDI 对他国 OFDI 的影响

## ——以 OECD 国家对“一带一路”沿线国家直接投资为例

崔远森,王杰

(浙江工商大学 金融学院,浙江 杭州 310018)

**摘要:**在开放一体的市场经济体系中,一国的对外直接投资(OFDI)必然会对他国的 OFDI 产生影响。在共建“一带一路”过程中,中国在沿线国家和地区 OFDI 对其他国家 OFDI 产生了怎样的影响,现有文献对此研究不多,且主要是分析作用效果及其异质性,影响机制和路径有待进一步的深入探讨。

本文认为,中国在“一带一路”沿线国家和地区 OFDI 有效促进了东道国的经济增长,东道国经济增长产生的规模经济效应、市场扩张效应、技术溢出效应、产业集聚效应等会提高其对外资的需求和吸引力,进而引致其他国家 OFDI 增长。在此过程中,促进东道国的基础设施完善、产业结构升级以及金融发展是中国 OFDI 引致其他国家 OFDI 的重要路径。同时,由于东道国异质性影响到投资国企业 OFDI 的区位选择,中国 OFDI 对其他国家 OFDI 的引致效应在不同的东道国具有差异化表现。采用 2008—2020 年中国、64 个“一带一路”沿线国家和 36 个 OECD 国家的非平衡面板数据,运用工具变量法分析发现:(1)中国在“一带一路”沿线国家 OFDI 不但不会挤出 OECD 国家的 OFDI,还会引致 OECD 国家的 OFDI;(2)中国的 OFDI 可以通过促进东道国的基础设施完善和产业结构升级引致 OECD 国家的 OFDI,但在样本期间未能通过促进样本东道国的金融发展引致 OECD 国家的 OFDI;(3)中国和样本 OECD 国家的企业具有较强的资源寻求和市场寻求动机,都倾向于选择在自然资源丰富、收入水平高的国家进行 OFDI,因而中国 OFDI 对 OECD 国家 OFDI 的引致效应在自然资源较丰富、收入水平较高的样本东道国中更为显著;(4)中国企业倾向于投资政府效率较低的国家,而 OECD 国家企业倾向于投资政府效率较高的国家,因而东道国政府效率的不同未导致中国 OFDI 对 OECD 国家 OFDI 引致效应的显著差异。

本文探讨了中国在“一带一路”沿线国家 OFDI 引致 OECD 国家 OFDI 的基础设施、产业结构和金融发展路径,并基于企业 OFDI 的动机分析了东道国异质性,丰富和拓展了中国 OFDI 与他国 OFDI 之间关系的研究。

本文研究表明,中国 OFDI 不仅有利于自身的结构调整和产能释放,也会促进东道国的经济发展,并引致其他国家的 OFDI,进而实现多方共赢。因此,中国应持续推动“一带一路”建设走深走实,加大直接投资力度,尤其应扩大金融类直接投资规模,积极支持重大基础设施建设和发展相对滞后国家的经济发展,进而吸引更多国家参与到共建“一带一路”中来。

**关键词:**“一带一路”;对外直接投资;引致效应;资源寻求动机;市场寻求动机

**中图分类号:**F830.59;F114.41 **文献标志码:**A **文章编号:**1674-8131(2022)05-0063-20

\* 收稿日期:2022-07-13;修回日期:2022-09-01

**基金项目:**教育部人文社会科学研究一般项目(20YJA790006);浙江省自然科学基金一般项目(LY22G030008)

本文为“第二届中国高质量发展西部论坛暨高品质学术期刊建设学术研讨会”征文

**作者简介:**崔远森(1972),男,江西萍乡人;教授,博士,主要从事国际金融研究;E-mail:ymcui@mail.zjgsu.edu.cn。

王杰(1996),男,浙江杭州人;硕士研究生,主要从事国际金融研究,E-mail:lucykoo@qq.com。

## 一、引言

当前,世界正经历百年未有之大变局,亟待以新的全球治理理念构建新的更加公正合理的国际体系和秩序。中国始终积极参与全球治理体系改革和建设,致力于推动构建人类命运共同体,同世界各国携手开创更加美好的未来。与此同时,中国特色社会主义进入新时代,必须贯彻新发展理念,推进高质量发展,构建新发展格局。“一带一路”倡议内含“互联互通”“共商共建共享”“包容发展”等新理念,积极推进“一带一路”建设是推动构建人类命运共同体的具体实践之一,也是加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局的有效路径。自 2013 年习近平主席提出共建“一带一路”倡议以来,“一带一路”建设取得的成就有目共睹,极大地促进了“一带一路”沿线国家和地区的经济发展和繁荣。值得注意的是,“一带一路”建设并不仅仅给参与的国家 and 地区带来利益,“互惠互利”“开放包容”的合作共建共赢模式也使其发展红利惠及其他国家。现有文献对“一带一路”建设对沿线国家和地区的影响进行了广泛而深入的理论研究和经验分析,但关于“一带一路”建设对非沿线国家的影响研究相对较少,尤其缺乏相关经验证据。

直接投资是中国参与和推动“一带一路”建设的主要方式之一。根据《中国“一带一路”贸易投资发展报告 2021》的数据,在世界对外直接投资受到新冠肺炎疫情影响整体萎缩 35% 的背景下,2020 年中国对“一带一路”沿线国家的直接投资同比增长 20.6%,达到了 225.4 亿美元,“一带一路”沿线国家和地区已经成为中国对外直接投资的重要区域之一。中国对“一带一路”沿线国家直接投资的快速增长不仅给中国企业带来许多新的发展机会,同时有效促进了东道国的经济发展。“一带一路”沿线国家的经济增长和结构调整则会扩大其对资金、技术、人才等生产要素的需求,同时也会改善其发展条件和环境,进而也给其他国家的直接投资带来更多的机会和保障。但是,随着近年来新贸易保护主义的逐渐兴起,一些西方国家将“一带一路”倡议以及中国对外直接投资视为对自身的威胁,认为中国对外直接投资的迅猛发展将会挤出其他国家的投资。那么,在经济实践中,中国对“一带一路”沿线国家的直接投资是引致还是挤出了其他国家“一带一路”沿线国家的直接投资?是值得深入研究的课题。

关于中国对外直接投资(Outward Foreign Direct Investment, OFDI)对其他国家 OFDI 的影响,已有研究还不多。较早对此进行研究的是姚树洁等(2014),其采用 2003—2009 年 33 个 OECD 成员国对 115 个国家直接投资数据的分析发现:中国的 OFDI 在总体上挤占了 OECD 成员国的 OFDI,但这种挤出效应在自然资源丰富、收入水平较低以及非洲和拉丁美洲的东道国不显著<sup>[1]</sup>。杨清和吴梦婷(2015)采用 2003—2012 年 23 个母国和 72 个东道国数据的研究则表明:在总体上,中国对于发达国家的 OFDI 没有明显的挤出效应,但对于制度质量较好、自然资源不丰富以及亚洲、欧洲、北美洲、大洋洲的东道国存在明显的挤出效应显著<sup>[2]</sup>。“一带一路”倡议的提出为该主题的研究提供了一个全新的视角。陈高和刘锋(2020)利用 2003—2015 年中美两国对“一带一路”和非“一带一路”地区直接投资数据的分析显示:中国的 OFDI 非但没有挤出美国在东道国的 OFDI,反而引致了美国 OFDI,而且这种引致效应在“一带一路”沿线国家和地区更加显著<sup>[3]</sup>。邵昱和孙雨函(2021)选取 2003—2017 年拉美和加勒比 35 个国家(地区)的数据研究发现:在拉美和加勒比地区,“一带一路”倡议的提出对美国的 OFDI 没有显著的负面影响,且中国的 OFDI 引致了美国的 OFDI,但该引致效应在资源贫瘠的东道国不明显<sup>[4]</sup>。

可见,现有文献关于中国 OFDI 影响他国 OFDI 的研究还不够丰富,且由于研究对象和样本时期的不同而未能达成一致结论。此外,相关研究对异质性的分析较为细致全面,而对影响机制的探讨还有待深入。有鉴于此,本文在已有研究的基础上,进一步探究中国 OFDI 影响他国 OFDI 的机制和路径,并以 64 个“一带一路”沿线国家和 36 个 OECD 国家为研究样本,采用较新的数据(2003—2020 年)进行实证检验,以期丰富和拓展该领域的研究,并为进一步推动“一带一路”建设和促进人类命运共同体构建提供经验借鉴和路径启示。

## 二、理论机制与研究假说

一国 OFDI 对他国 OFDI 的影响存在 3 种状态:一是引致效应,若 A 国对 C 国的直接投资使得 B 国对 C 国的直接投资增加,则 A 国在 C 国的 OFDI 对 B 国在 C 国的 OFDI 产生了引致效应;二是挤出效应,若 A 国对 C 国的直接投资使得 B 国对 C 国的直接投资减少,则 A 国在 C 国的 OFDI 对 B 国在 C 国的 OFDI 产生了挤出效应;三是没有显著影响,即 A 国对 C 国的直接投资并没有影响到 B 国对 C 国的直接投资。理论上讲,在 C 国对外商直接投资的需求或吸引力一定的情况下,当 A、B 两国对 C 国的直接投资存在竞争关系(即在相同领域进行直接投资)时,会形成此消彼长的态势,产生挤出效应;在 C 国对外资的需求或吸引力显著增加的情况下,即使 A、B 两国对其直接投资存在竞争关系,也可能出现两国 OFDI 同时增长的现象,特别地,若 A 国的 OFDI 促进了 C 国对外资需求或吸引力的增长,则会对 B 国的 OFDI 产生引致效应;而当 A、B 两国对 C 国的直接投资不存在存在竞争关系时(即在不同领域进行直接投资),A 国对 C 国的直接投资若能够促使 C 国对来自 B 国的资金需求或吸引力增加也会产生引致效应,否则不会产生显著影响。因此,在多样化的经济实践中,一国 OFDI 对他国 OFDI 具体会产生怎样的效应,主要取决于投资国对东道国的直接投资给东道国对外资的需求和吸引力带来了怎样的影响,同时也受到投资国与其他投资国之间的竞争关系的影响。本文主要针对中国在“一带一路”沿线国家 OFDI 对 OECD 国家在“一带一路”沿线国家 OFDI 的影响进行分析。

### 1. 中国 OFDI、东道国经济增长与 OECD 国家 OFDI

中国的 OFDI 是推进“一带一路”建设的重要因素,并且已经对“一带一路”沿线国家和地区产生了多方面的显著影响。很多文献对中国 OFDI 对“一带一路”沿线国家经济社会发展的影响进行了多角度的深入研究,均得到了积极正面的结论。尤其是在经济增长上,中国 OFDI 对“一带一路”沿线国家和地区的促进效应显著(隋广军等,2017;黄亮雄等,2016;乔敏健,2019;金靖宸,2021;李光勤等,2022)<sup>[5-9]</sup>。中国 OFDI 对东道国经济增长的促进至少可以通过以下效应带来东道国对外资需求或吸引力的增加:一是规模经济效应。中国的 OFDI 能够为“一带一路”沿线国家和地区提供稳定的资本以及生产资料供应,促进东道国生产规模持续提高,从而形成规模经济效应。东道国经济规模的增长不仅使其对生产要素需求增加,也会降低生产成本,进而引致效率寻求动机的外资投入增加。二是市场扩张效应。中国的 OFDI 在促进“一带一路”沿线国家和地区提经济增长的同时,必然促进其收入增长,进而扩大其市场规模,并引致市场寻求动机的外资投入增加。三是技术溢出效应。中国对一些“一带一路”沿线国家和地区具有一定技术优势,在这些国家和地区的直接投资能够通过示范效应、竞争效应以及关联效应对东道国产生技术溢出效应(Cave, 1974)<sup>[10]</sup>,东道国技术水平的上升能够引致战略资产寻求动机的外资投入增加。四是产业集聚效应。中国在“一带一路”沿线国家和地区 OFDI,会促进东道国相关产业的发展,并带来产业空间集聚和产业链集聚,产业空间集聚能够通过降低企业成本、提升劳动力素质等渠道引致国外直接投资增加(Guimarães et al, 2000)<sup>[11]</sup>,产业链集聚则可以通过产业关联效应引致国外直接投资增加(梁琦,2003)<sup>[12]</sup>。综上所述,中国在“一带一路”沿线国家 OFDI 对包括 OECD 国家在内的其他国家的 OFDI 具有引致效应。

基于此,本文提出研究假说 H1:中国对“一带一路”沿线国家直接投资的增加会促使 OECD 国家对相应东道国直接投资的增长。

### 2. 中国 OFDI 引致 OECD 国家 OFDI 的路径

中国对“一带一路”沿线国家和地区直接投资对东道国的影响是全方位的,绝不仅仅在于经济增长。基于可能对外商直接投资产生重要影响的主要因素,本文进一步从以下 3 个方面进行中国 OFDI 引致

OECD 国家 OFDI 的路径进行分析:

一是企业发展环境的改善。企业是 OFDI 的主要行为主体,东道国的发展环境是企业进行 OFDI 区位选择时需要考虑的重要条件之一。其中,基础设施条件是影响企业发展最为重要的环境因素,东道国基础设施建设的完善,能够在多个方面降低企业生产经营成本,提高企业经营效率,进而引致更多的外商直接投资。比如:交通基础设施的完善能够降低运输损耗并减少库存储备(刘秉镰等,2011)<sup>[13]</sup>,减少企业运输成本,提高生产经营效率;通信基础设施的完善能够缓解企业的信息不对称问题,并促进技术溢出效应的产生(钟慧中,2013;蒋为等,2019)<sup>[14-15]</sup>;教育基础设施的完善有利于地区劳动力素质的提高,从而提高企业的人力资本水平。改革开放以来,中国的基础设施建设创造了惊人的“中国速度”,在基础设施建设领域积累了丰富的经验和一定的优势。同时,在“一带一路”建设中,基础设施建设也是重点领域,中国对“一带一路”沿线国家和地区的基础设施建设投入了大量的资金和政策支持,在短时间内有效提升了东道国的基础设施建设水平(隋广军等,2017;黄亮雄等,2018;董有德等,2018,2020)<sup>[5][16-18]</sup>,并有效降低了双边贸易成本<sup>[19]</sup>。

基于此,本文提出研究假说 H2:中国在“一带一路”沿线国家 OFDI 可以通过完善东道国基础设施引致 OECD 国家 OFDI。

二是产业结构的优化升级。一国的对外直接投资能够通过产业扩张、产业链发展、技术溢出、人力资本提升等路径促进东道国产业结构合理化和高级化(聂爱云等,2012;Kim et al;2017;Haskel et al,2007;Ahmad et al,2020;韦东明等,2021)<sup>[20-24]</sup>。相关经验分析发现,中国在“一带一路”沿线国家和地区 OFDI 显著促进了东道国的产业结构升级(乔敏健,2019;田晖等,2021)<sup>[25-26]</sup>,并对东道国全球价值链分工水平和地位产生正向影响(姚战琪等,2018;丁杰,2022)<sup>[27-28]</sup>。产业结构升级的本质是淘汰比较劣势产业并大力发展比较优势产业,这一过程总是伴随着生产技术的进步。一方面,由技术进步带来的产业结构升级促使生产效率上升和生产成本下降,有利于吸引更多的外商直接投资;另一方面,在产业结构升级的过程中,劣势产业趋于萎缩淘汰,优势产业发展壮大,新兴产业快速兴起,由此产生着大量的投资机会,进而可以吸引更多的外商直接投资。尤其是对于“一带一路”沿线国家和地区来讲,大多属于发展中国家,经济发展处于快速转型升级中,中国的 OFDI 进一步促进了东道国的产业升级,而产业升级将给具有较大技术优势的 OECD 国家带来更多的 OFDI 机会。

基于此,本文提出研究假说 H3:中国在“一带一路”沿线国家 OFDI 可以通过促进东道国产业结构升级引致 OECD 国家的 OFDI。

三是资金配置效率的提高。企业对外直接投资时,在从项目调研到具体实施和发展的整个过程中,都需要大量的资金支持,如果东道国的金融市场不够完善,信息不对称、融资难、程序繁琐等都会增加融资成本,导致资金配置效率低下,而金融市场发展较好的国家往往能够以更低的融资成本来吸引更多的外商直接投资。“一带一路”沿线国家和地区金融发展大多相对滞后,在为外国企业提供资金保障和金融服务方面有所不足,并且投资风险也较大,一定程度上抑制了 OECD 国家对其的直接投资。在“一带一路”倡议下,中国加大了对“一带一路”沿线国家和地区的直接投资力度,其中相当一部分为基础设施建设等投资周期较长、前期投入成本较高的项目,此类项目的投资和运作离不开东道国的金融支持,这势必将带动东道国金融行业的规模增长和服务多样化,进而促进东道国金融市场的完善。“一带一路”沿线国家和地区金融发展,将提高其资金配置效率,并降低外国企业直接投资的风险和融资约束(Mendoza et al,2009;解维敏等,2011)<sup>[29-30]</sup>,这会促使 OECD 国家对其直接投资增长。

基于此,本文提出研究假说 H4:中国在“一带一路”沿线国家 OFDI 可以通过促进东道国金融发展引致 OECD 国家 OFDI。

### 3. 中国 OFDI 对 OECD 国家 OFDI 引致效应的东道国异质性

以上是从整体的角度进行的分析,没有考虑东道国的异质性以及投资国之间的竞争关系。对此,本

文尝试做以下探讨:由于不同的东道国和投资国都具有不同的特征,不同的投资国的企业可能选择不同的东道国进行直接投资,进而使投资国之间在不同的东道国会形成不同的竞争关系。理论上讲,在 A、B 两个投资国的企业均倾向于投资 C 国的情况下,若 A 国对 C 国直接投资产生了促进 C 国外资需求或吸引力的提高,则无论 A、B 两国在 C 国的 OFDI 存在竞争关系(在相同领域投资)还是互补关系(在不同领域投资),都可能对 B 国 OFDI 产生较强的引致效应。而在 A、B 两国对 C 国直接投资的偏好不同时(A 国的企业倾向于在 C 国 OFDI,而 B 国的企业不倾向于在 C 国 OFDI;或者相反),则由于 C 国对 B 国 OFDI 的吸引力不足或 A 国对 C 国 OFDI 较少,可能导致 A 国 OFDI 对 B 国 OFDI 的引致效应较弱或者不存在。此外,在 A、B 两国的企业均不倾向于投资 C 国的情况下,也较难产生 A 国 OFDI 对 B 国 OFDI 的引致效应。基于上述推断,进一步从企业对外直接投资的动机角度进行分析。

在现有文献中,一般认为,企业对外直接投资有市场寻求、资源寻求、战略资产(如技术)寻求和效率寻求等动机,其中市场寻求动机和资源寻求动机的存在性得到了多数经验分析的证实,而对于战略资产寻求动机和效率寻求动机的存在性则存在较大争议。市场寻求型 OFDI 是为了拓展市场,占据更大的市场份额,因而通常会选择收入水平较高的东道国进行直接投资<sup>①</sup>;资源寻求型 OFDI 是为了获得优质自然资源,因而通常会选择自然资源禀赋较高的东道国进行直接投资。市场寻求和资源寻求是普遍存在的两种对外直接投资动机,中国也不例外(Deng, 2004; Buckley et al, 2007; Cheung et al, 2009; 蒋冠宏等, 2012; 陈恩等, 2015; 王永中等, 2016)<sup>[31-36]</sup>,因而中国和 OECD 国家的企业均倾向于在收入水平较高、自然资源丰富的东道国进行 OFDI。在收入水平较高、自然资源丰富的东道国,中国的 OFDI 相对较多,对东道国经济增长及发展环境改善、产业升级、金融发展等的促进作用较大,更能提高东道国对外资的需求或吸引力,而且 OECD 国家对这些国家也具有较强的 OFDI 动机,因此,中国 OFDI 的增加会带来 OECD 国家 OFDI 的显著增长。而在收入水平较低、自然资源匮乏的东道国,中国的 OFDI 相对较少,而且 OECD 国家对这些国家 OFDI 的动机较弱,即使中国的 OFDI 增加也可能不会带来 OECD 国家 OFDI 的显著增长。因此,相比较而言,中国 OFDI 对 OECD 国家 OFDI 的引致效应在收入水平较高、自然资源丰富的东道国更为显著。若该结论成立,也可进一步印证前文提出的研究假说。

此外,考虑到“一带一路”沿线国家和地区的发展环境存在显著差异,并基于中国对“一带一路”沿线国家和地区直接投资的实际情况,本文进一步分析东道国政府效率异质性的影响。如上文所述,东道国的发展环境是影响外商直接投资的重要因素,其中政府效率的影响不可忽视。在政府效率较低的国家,企业往往需要在非生产性行为上花费更多精力和成本,从而降低企业的生产效率和盈利空间,并带来较大的生产经营风险。而在政府效率较高的国家,企业能够以更安全、有效的方式进行经营管理,并且可以将更多资源和精力投入在产品研发和生产上,进而开拓更大的市场以获取更大的利润。因此,企业通常倾向于选择政府效率较高的国家进行直接投资。如果中国和 OECD 国家的企业对“一带一路”沿线国家的直接投资都倾向于政府效率较高的国家,与前述同样的道理,中国 OFDI 对 OECD 国家 OFDI 的引致效应在政府效率较高的东道国更为显著(相比政府效率较低的国家)。

基于此,本文提出研究假说 H5:在“一带一路”沿线国家中,中国 OFDI 对 OECD 国家 OFDI 的引致效应在自然资源较丰富(H5a)、收入水平较高(H5b)、政府效率较高(H5c)的东道国更加明显。

### 三、研究设计与数据处理

#### 1. 基准模型构建与变量选择

根据本文的研究目的,借鉴姚树洁等(2014)的研究<sup>[1]</sup>,基于引力模型构建计量分析模型。同时,考

<sup>①</sup>考虑到 OECD 国家大多为发达国家,产品质量相对较高,对外直接投资更倾向于消费能力较强的市场,因而这里用东道国的收入水平来反映其对市场寻求型 OFDI 的吸引力。

考虑到中国的 OFDI 与 OECD 国家的 OFDI 可能存在双向因果关系,并且控制变量的选择可能存在遗漏和偏误,本文采用工具变量法来缓解内生性问题。工具变量要求同时具有相关性和外生性:一方面与中国的 OFDI 具有一定的相关性,另一方面又与 OECD 国家的 OFDI 不相关。鉴于此,本文参照姚树洁等(2014)的做法<sup>[1]</sup>,选取“中国与东道国距离”(北京与东道国首都之间距离的对数)作为工具变量<sup>①</sup>,并采用两阶段最小二乘法进行回归估计。第一阶段的回归模型如式(1)所示:

$$\ln OFDI_{i,t} = d_0 + d_1 \ln dist_{i,t} + d Control_1 + v + w + \varepsilon \quad (1)$$

其中,被解释变量( $\ln OFDI_{i,t}$ )为  $t$  年中国对“一带一路”沿线  $i$  国直接投资流量的自然对数值,工具变量( $\ln dist_{i,t}$ )为中国与  $i$  国距离的自然对数值, $Control_1$  表示一系列控制变量, $v$  表示时间固定效应, $w$  表示投资国固定效应, $\varepsilon$  为随机误差项。第二阶段的回归模型如式(2)所示:

$$\ln OFDI_{j,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln OFDI_{i,t} + \beta Control_2 + v + w + \varepsilon \quad (2)$$

其中,被解释变量( $\ln OFDI_{j,t}$ )“OFDI(O)”为  $t$  年 OECD 的  $j$  国对“一带一路”沿线  $i$  国直接投资流量的自然对数值;解释变量( $\ln OFDI_{i,t}$ )“OFDI(C)”为第一阶段模型回归的拟合值。两个阶段回归的控制变量一致,参考相关研究的结论,本文选取以下控制变量:

(1)“东道国市场规模”和“投资国市场规模”。东道国市场规模是企业对外投资时考虑的重要因素之一,东道国市场规模越大则对其他国家投资的吸引力也就越强;同时母国市场规模也会影响企业的对外直接投资,一般来说,母国市场规模越大,企业资金将更多地流入本国市场而不是对外直接投资。一个经济体的市场规模通常可以用其 GDP 来反映(Muzurura, 2016)<sup>[37]</sup>,因此本文采用样本国家的 GDP 规模(取自然对数)来衡量其市场规模。

(2)“东道国经济发展水平”和“投资国经济发展水平”。企业对外直接投资时更加倾向于投资经济发展水平较高的国家,这是由于较高的经济发展水平更有可能使企业获得预期回报;而经济发展水平较高国家的企业,为充分发挥其比较优势,更倾向于对外进行直接投资。本文参考姚树洁等(2014)的做法<sup>[1]</sup>,采用“人均 GDP 的自然对数”来衡量样本国家的经济发展水平。

(3)“东道国资源丰度”和“投资国资源丰度”。资源寻求是企业对外进行直接投资的主要动机之一,一个国家的自然资源越匮乏,越会促使其企业更多地对外直接投资;东道国自然资源越丰富,外国企业对其直接投资也就越多。参考陈高和刘锋(2020)的做法<sup>[3]</sup>,本文采用“燃料、矿石以及金属出口占总出口比重”来衡量样本国家的自然资源丰富程度。

(4)“东道国技术水平”和“投资国技术水平”。企业对外直接投资可能具有一定的技术(效率)寻求动机,即希望通过对外直接投资来获取东道国的先进技术以提升自身竞争力(蒋冠宏等,2012)<sup>[34]</sup>。本文借鉴姚树洁等(2014)的方法<sup>[1]</sup>,采用“高科技产品出口占制造业产品出口的比重”来衡量样本国家的技术水平。

(5)“东道国开放程度”。东道国开放程度的提高能够促进国外企业对其进行直接投资(陈恩等,2015;崔娜等,2017)<sup>[35][38]</sup>。本文参考邵昱和孙雨函(2021)的研究<sup>[4]</sup>,采用“对外贸易总额占 GDP 的比重”来衡量样本东道国的对外开放程度。

(6)“东道国政府效率”。高效率的政府能够为企业发展提供更好的服务,降低国外企业的投资成本,因而企业往往倾向于在政府效率较高的国家投资(王永钦等,2014)<sup>[39]</sup>。本文采用世界银行的“全球治理指数”(World Governance Indicators, WGI)来衡量样本东道国的政府效率,该指标范围为-2.5(弱)到 2.5(强),反映了政府提供公共服务的效率以及政府公信力。

(7)“双边名义汇率”。汇率是影响企业对外直接投资的一个重要因素(赵文霞,2018)<sup>[40]</sup>,一般来说,东道国货币贬值将导致其生产成本降低并且增加投资国的相对财富价值,从而促使投资国对其直接投资增加。本文采用“一单位投资国货币能够兑换的东道国货币”来计算“双边名义汇率”。

① 该工具变量能够满足相关性和外生性条件:一方面,大量经验分析发现 OFDI 流量与投资国与东道国之间的距离存在反向关系;另一方面,中国与东道国的距离并不能影响 OECD 国家对东道国的 OFDI。

## 2. 中介效应与调节效应检验方法

为检验前文提出的三条路径,本文构建中介效应模型如式(3)和式(4)所示,并且使用逐步检验法来验证相应的中介效应。

$$M_{it} = a_0 + a_1 \ln OFDI_{it} + a \text{Control} + v + w + \varepsilon \quad (3)$$

$$\ln OFDI_{jt} = b_0 + b_1 \ln OFDI_{it} + b_2 M_{it} + b \text{Control} + v + w + \varepsilon \quad (4)$$

其中, $M_{it}$ 代表中介变量,根据理论分析,选取3个中介变量:一是“东道国基础设施”。较为完善的基础设施能够在很大程度上降低企业生产经营的成本,因而企业会倾向于投资基础设施建设水平较高的国家。董有德和张露(2018)研究发现,中国对“一带一路”沿线国家直接投资能够促进其基础设施建设<sup>[17]</sup>。本文采用“一带一路”沿线国家基础设施发展指数来衡量样本东道国的基础设施建设水平。二是“东道国产业结构”。参考贾敬全和殷李松(2015)的做法<sup>[41]</sup>,本文采用“第三产业增加值与第二产业增加值之比”来衡量样本东道国的产业结构,比值越高则产业结构高级化水平越高。三是“东道国金融发展水平”。参考郝晓等(2022)的做法<sup>[42]</sup>,本文采用“私人部门信贷占GDP的比重”来衡量样本东道国的金融发展水平,比重越高则金融发展水平越高。

为检验前文提出的调节效应,本文构建如式(5)所示的调节效应模型:

$$\ln OFDI_{jt} = c_0 + c_1 \ln OFDI_{it} + c_2 (D \times \ln OFDI_{it}) + c \text{Control} + v + w + \varepsilon \quad (5)$$

其中, $D$ 代表调节变量。参考邵昱和孙雨函(2021)的分类方法<sup>[4]</sup>,本文构建3个东道国的虚拟变量作为调节变量:一是“资源丰富东道国”。东道国的自然资源丰富程度会显著影响国外企业对其的直接投资。邵昱和孙雨函(2021)研究发现,在资源丰富的东道国,中国的OFDI能显著吸引美国的OFDI,但是这种吸引作用在资源贫瘠的东道国并不明显<sup>[4]</sup>。当样本东道国的“燃料、矿石以及金属出口占总体出口比重”在样本期间(2008年至2020年的13年)有7年及以上超过当年均值时,“资源丰富东道国”变量赋值为1,否则赋值为0。二是“高收入东道国”。东道国的收入水平同样会影响国外的直接投资流入,姚树洁等(2014)研究发现,中国的OFDI虽然在总体上会挤出OECD国家的OFDI,但是在收入水平较低的东道国并不会产生这种挤出效应<sup>[1]</sup>。当样本东道国的“人均实际GDP”在样本期间有7年及以上超过当年均值时,“高收入东道国”变量赋值为1,否则赋值为0。三是“高政府效率东道国”。东道国的政府效率也是影响国外直接投资流入的重要因素。当样本东道国的“政府效率”在样本期间有7年及以上超过当年均值时,“高政府效率东道国”变量赋值为1,否则赋值为0。

## 3. 数据来源与处理

根据研究需要以及数据的可获得性,本文选取中国、64个“一带一路”沿线国家<sup>①</sup>和36个OECD国家<sup>②</sup>作为研究样本;由于很多数据仅更新至2020年,而2008年之前的技术水平数据存在大量缺失,样本

① 具体包括:中东欧地区的波兰、立陶宛、爱沙尼亚、拉脱维亚、捷克、斯洛伐克、匈牙利、斯洛文尼亚、克罗地亚、波黑、黑山、塞尔维亚、阿尔巴尼亚、罗马尼亚、保加利亚、马其顿、希腊、塞浦路斯,东盟地区的新加坡、马来西亚、印度尼西亚、缅甸、泰国、老挝、柬埔寨、越南、文莱、菲律宾,西亚地区的伊朗、伊拉克、土耳其、叙利亚、约旦、黎巴嫩、以色列、巴勒斯坦、沙特阿拉伯、也门、阿曼、阿联酋、卡塔尔、科威特、巴林,中亚地区的哈萨克斯坦、乌兹别克斯坦、土库曼斯坦、塔吉克斯坦、吉尔吉斯斯坦,南亚地区的印度、巴基斯坦、孟加拉国、阿富汗、斯里兰卡、马尔代夫、尼泊尔、不丹,东亚地区的蒙古国,独联体地区的俄罗斯、乌克兰、白俄罗斯、格鲁吉亚、阿塞拜疆、亚美尼亚、摩尔多瓦。这64个国家大多较早响应和加入“一带一路”倡议,受“一带一路”建设影响较大。

② 具体包括:美国、加拿大、墨西哥、智利、日本、以色列、韩国、澳大利亚、新西兰、英国、法国、德国、意大利、爱尔兰、荷兰、比利时、卢森堡、奥地利、瑞士、挪威、冰岛、丹麦、瑞典、西班牙、葡萄牙、希腊、土耳其、芬兰、捷克、匈牙利、波兰、爱沙尼亚、拉脱维亚、立陶宛、斯洛文尼亚、斯洛伐克。

期间定为 2008—2020 年;同时,删除了数据缺失样本,并且对数据不合理样本也作了删除处理。主要变量的原始数据来源如下:中国的 OFDI 流量数据来自商务部发布的《中国对外直接投资统计公报》,OECD 国家的 OFDI 流量数据来自“经济合作组织国际直接投资统计数据库”,双边名义汇率数据来自“联合国贸易与发展会议数据库”,东道国基础设施发展指数来自中国对外承包工程商会发布的《“一带一路”国家基础设施发展指数报告》,东道国政府效率的数据来自世界银行的“全球治理指数”,地理距离数据来自“CEPII 远程数据库”,其他数据来自世界银行的“世界发展指标数据库”。

表 1 为主要变量的描述性统计,简要分析如下:(1)OECD 国家 OFDI 的均值和中位数分别为 4.991 和 5.358,而中国 OFDI 的均值和中位数分别为 3.951 和 4.268,可见在本文的样本范围内,OECD 国家对“一带一路”沿线国家的直接投资流量总体上高于中国,但中国对“一带一路”沿线国家的直接投资活动更加稳定。(2)样本东道国资源丰度的均值为 27.07,为样本投资国的两倍之多,表明“一带一路”沿线国家的自然资源丰度普遍高于 OECD 国家;而东道国技术水平的中位数为 9.040,只有投资国技术水平的一半左右,反映出“一带一路”沿线国家和地区在技术水平上与 OECD 国家还是存在较大的差距。(3)样本东道国对外开放程度、基础设施建设发展指数以及金融发展水平的标准差分别为 51.29、23.43 和 28.07,表明“一带一路”沿线国家之间在这三方面还存在较大差异;样本东道国政府效率的均值为 0.285,中位数为 0.195,意味着“一带一路”沿线国家的政府效率普遍较低,还有较大的提升空间;此外,样本东道国的产业结构也存在较大差异。

表 1 主要变量的描述性统计

|       | 变量        | 观测个数  | 均值     | 标准差   | 中位数    | 最大值   | 最小值    |
|-------|-----------|-------|--------|-------|--------|-------|--------|
| 被解释变量 | OFDI(O)   | 8 991 | 4.991  | 2.952 | 5.358  | 12.59 | -6.908 |
| 解释变量  | OFDI(C)   | 7 974 | 3.951  | 2.662 | 4.268  | 9.255 | -4.605 |
| 工具变量  | 中国与东道国距离  | 8 991 | 7.989  | 0.998 | 8.095  | 9.755 | 4.088  |
|       | 东道国市场规模   | 8 991 | 25.77  | 1.395 | 25.95  | 28.69 | 22.20  |
|       | 投资国市场规模   | 8 991 | 27.10  | 1.551 | 27.02  | 30.70 | 23.30  |
|       | 东道国经济发展水平 | 8 991 | 9.104  | 1.058 | 9.268  | 11.35 | 6.170  |
|       | 投资国经济发展水平 | 8 991 | 10.47  | 0.580 | 10.63  | 11.72 | 8.988  |
|       | 东道国资源丰度   | 8 991 | 27.07  | 27.94 | 14.52  | 97.49 | 0.125  |
| 控制变量  | 投资国资源丰度   | 8 991 | 13.47  | 14.69 | 9.003  | 74.97 | 1.037  |
|       | 东道国技术水平   | 8 991 | 13.24  | 13.90 | 9.040  | 64.36 | 0      |
|       | 投资国技术水平   | 8 991 | 15.99  | 7.356 | 15.74  | 40.89 | 1.838  |
|       | 东道国对外开放程度 | 8 991 | 88.14  | 51.29 | 73.75  | 339.8 | 11.71  |
|       | 东道国政府效率   | 8 991 | 0.285  | 0.712 | 0.195  | 2.437 | -1.627 |
|       | 双边名义汇率    | 8 991 | -1.752 | 3.315 | -1.423 | 8.428 | -10.91 |
|       | 东道国基础设施   | 8 971 | 118.3  | 23.43 | 114    | 316   | 71     |
| 中介变量  | 东道国产业结构   | 8 991 | 2.086  | 1.097 | 1.927  | 7.396 | 0.357  |
|       | 东道国金融发展   | 7 671 | 56.10  | 28.07 | 50.13  | 147.7 | 3.174  |
|       | 资源丰富东道国   | 8 991 | 0.323  | 0.468 | 0      | 1     | 0      |
| 调节变量  | 高收入东道国    | 8 991 | 0.569  | 0.495 | 1      | 1     | 0      |
|       | 高政府效率东道国  | 8 991 | 0.445  | 0.497 | 0      | 1     | 0      |

## 四、实证分析结果

### 1. 基准模型回归结果

本文通过霍斯曼检验选取最合适的模型来进行回归分析,检验结果的 P 值为 0.0000,强烈拒绝原假设,因此选择固定效应模型进行检验。表 3 为工具变量法的回归结果,其中(1)(3)(5)列为第一阶段的回归结果,(2)(4)(6)列为第二阶段的回归结果。第一阶段足够大的 F 统计量表明工具变量具有外生性,而 Kleibergen-Paap rk 检验结果表明工具变量具有相关性,因此,本文选取的工具变量是有效的。第二阶段的回归结果显示,“OFDI(C)”的估计系数均在 1%的水平上显著为正,说明中国在样本东道国 OFDI 的增加会带动 OECD 国家在这些国家 OFDI 的增长,即对于“一带一路”沿线国家而言,中国的 OFDI 对 OECD 国家的 OFDI 具有显著的引致效应,研究假说 H1 得到验证。陈高和刘锋(2020)的研究得到了同样的结论<sup>[3]</sup>,但其仅研究了我国 OFDI 对美国 OFDI 的引致效应,本文的研究样本除了美国外还包括其他 35 个 OECD 成员国,拓展了其研究范围和内容。而姚树洁等(2014)的研究得到了不同的结论<sup>[1]</sup>,原因在于其采用 2003—2009 年 33 个 OECD 成员国对 155 个国家投资的数据进行分析,一方面当时还未提出“一带一路”倡议(该倡议的推广势必会改变中国 OFDI 对其他国家 OFDI 的影响),另一方面中国 OFDI 规模在近十年增长迅速(在 2020 年流量规模首次位居全球第一),也可能会导致其对其他国家 OFDI 的影响发生变化。此外,姚树洁等(2014)的研究虽然发现中国的 OFDI 在总体上会挤出 OECD 国家的 OFDI,但该挤出效应在收入较低的东道国并不显著,而本文的样本东道国仅有少数为发达国家。因此,对于“一带一路”沿线国家,中国的 OFDI 对 OECD 的 OFDI 总体上具有引致效应的结论是可信的。

表 2 基准模型回归结果

| 变量        | (1)                    | (2)                 | (3)                    | (4)                 | (5)                   | (6)                 |
|-----------|------------------------|---------------------|------------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|
|           | OFDI(C)                | OFDI(O)             | OFDI(C)                | OFDI(O)             | OFDI(C)               | OFDI(O)             |
| OFDI(C)   |                        | 0.189***<br>(6.988) |                        | 0.181***<br>(6.686) |                       | 0.181***<br>(6.709) |
| 中国与东道国距离  | -0.989***<br>(-15.933) |                     | -0.879***<br>(-10.715) |                     | -0.879***<br>(-8.213) |                     |
| 东道国市场规模   | -0.489<br>(-1.193)     | 0.098<br>(0.341)    | -0.578<br>(-1.406)     | 0.089<br>(0.311)    | -0.825**<br>(-1.997)  | 0.071<br>(0.247)    |
| 投资国市场规模   | 0.535<br>(0.737)       | 0.137<br>(0.262)    | 0.542<br>(0.744)       | 0.246<br>(0.473)    | 0.418<br>(0.571)      | 0.244<br>(0.465)    |
| 东道国经济发展水平 | 0.726*<br>(1.760)      | -0.052<br>(-0.178)  | 0.826**<br>(1.995)     | -0.041<br>(-0.141)  | 0.857**<br>(2.074)    | -0.039<br>(-0.134)  |
| 投资国经济发展水平 | -0.350<br>(-0.478)     | 0.628<br>(1.197)    | -0.373<br>(-0.508)     | 0.500<br>(0.952)    | -0.225<br>(-0.303)    | 0.502<br>(0.947)    |
| 东道国对外开放程度 | 0.003**<br>(2.030)     | 0.003***<br>(3.298) | 0.002*<br>(1.783)      | 0.003***<br>(3.367) | 0.001<br>(0.506)      | 0.003***<br>(3.421) |
| 东道国政府效率   | -0.670***<br>(-6.110)  | 0.388***<br>(4.869) | -0.567***<br>(-4.924)  | 0.402***<br>(4.843) | -0.604***<br>(-5.242) | 0.399***<br>(4.781) |

续表

| 变量             | (1)                | (2)                 | (3)                 | (4)                   | (5)                 | (6)                   |
|----------------|--------------------|---------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|
|                | OFDI(C)            | OFDI(O)             | OFDI(C)             | OFDI(O)               | OFDI(C)             | OFDI(O)               |
| 双边名义汇率         | 0.100<br>(1.168)   | 0.217***<br>(3.619) | 0.095<br>(1.114)    | 0.209***<br>(3.506)   | 0.116<br>(1.354)    | 0.211***<br>(3.524)   |
| 东道国资源丰度        |                    |                     | 0.010***<br>(2.892) | 0.002<br>(0.881)      | 0.012***<br>(3.486) | 0.002<br>(0.937)      |
| 投资国资源丰度        |                    |                     | 0.005<br>(0.681)    | -0.015***<br>(-2.800) | 0.005<br>(0.659)    | -0.015***<br>(-2.756) |
| 东道国技术水平        |                    |                     |                     |                       | 0.026***<br>(5.033) | 0.002<br>(0.532)      |
| 投资国技术水平        |                    |                     |                     |                       | -0.002<br>(-0.349)  | 0.000<br>(0.066)      |
| 截距项            | -2.359<br>(-0.169) | -7.618<br>(-0.768)  | -1.275<br>(-0.092)  | -8.933<br>(-0.903)    | 6.468<br>(0.460)    | -8.462<br>(-0.854)    |
| 时间固定效应         | 控制                 | 控制                  | 控制                  | 控制                    | 控制                  | 控制                    |
| 个体固定效应         | 控制                 | 控制                  | 控制                  | 控制                    | 控制                  | 控制                    |
| 观测值个数          | 797 4              | 797 4               | 797 4               | 797 4                 | 797 4               | 797 4                 |
| R <sup>2</sup> | 0.156              | 0.142               | 0.195               | 0.172                 | 0.175               | 0.168                 |
| 第一阶段 F 统计量     | 136.49             |                     | 124.03              |                       | 114.75              |                       |
| K-P rk         | 203.69             |                     | 187.35              |                       | 166.27              |                       |
| P 值            | 0.000              |                     | 0.000               |                       | 0.000               |                       |

注:括号内数值为 z 值,\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%水平下显著,K-P rk 为 Kleilbergen-Paap rk 检验统计量,下表同;下表均为工具变量法第二阶段的估计结果。

## 2. 机制检验结果

如表 2 中(6)列所示,中国 OFDI 对 OECD 国家 OFDI 的影响是显著的,故满足使用逐步回归法的前提。本文采用逐步检验方法来验证东道国的基础设施完善、产业结构升级和金融发展在中国 OFDI 引致 OECD 国家 OFDI 的过程中是否具有显著的中介效应。分别以“东道国基础设施”“东道国产业结构”“东道国金融发展”为中介变量的中介效应检验结果如表 3 所示。

表 3 中(1)列的回归结果显示,“OFDI(C)”对“东道国基础设施”的估计系数显著为正,表明中国的 OFDI 对样本东道国基础设施建设有着显著的正向促进作用,这与董有德等(2020)的研究结论一致<sup>[18]</sup>。由于中国在基础设施建设方面具有一定优势,并积极投资于“一带一路”沿线国家的基础设施建设,因此中国的 OFDI 能够显著改善东道国的基础设施。(2)列的回归结果显示,“东道国基础设施”和“OFDI(C)”对“OFDI(O)”的估计系数均显著为正,表明样本东道国基础设施的完善有利于 OECD 国家对其直接投资的增加,并且“东道国基础设施”在“OFDI(C)”影响“OFDI(O)”中具有显著的部分中介效应。可见,中国对“一带一路”沿线国家的直接投资能够通过改善东道国的基础设施来吸引 OECD 国家对该东道国的直接投资,研究假说 H2 得到验证。

表 3 中(3)列的回归结果显示,“OFDI(C)”对“东道国产业结构”的估计系数显著为正,表明中国的 OFDI 对东道国产业结构升级有着显著的正向促进作用,这与王暉等(2022)的研究结论类似,中国 OFDI 能够通过资本供给效应、技术溢出效应以及贸易促进效应等来促进东道国的产业结构升级<sup>[43]</sup>。(4)列的回归结果显示,“东道国产业结构”和“OFDI(C)”对“OFDI(O)”的估计系数均显著为正,表明样本东道国产业结构升级有利于 OECD 国家对其直接投资的增加,并且“东道国产业结构”在“OFDI(C)”影响“OFDI(O)”中具有显著的部分中介效应。可见,中国对“一带一路”沿线国家的直接投资能够通过促进东道国的产业结构升级来吸引 OECD 国家对该东道国的直接投资,研究假说 H3 得到验证。

表 3 中(5)列的回归结果显示,“OFDI(C)”对“东道国金融发展”的估计系数为负但不显著,表明中国的 OFDI 对东道国金融发展未能产生有效的促进作用。(6)列的回归结果显示,“东道国金融发展”和“OFDI(C)”对“OFDI(O)”的估计系数均显著为正,表明样本东道国金融发展水平的提升有助于其吸引 OECD 国家的 OFDI,但由于中国 OFDI 未能促进样本东道国的金融发展,东道国金融发展水平在中国 OFDI 引致 OECD 国家 OFDI 中没有产生中介作用,研究假说 H4 未得到验证。其原因在于:一是中国的金融发展水平相比于发达国家仍有一定差距,二是中国对“一带一路”沿线国家的直接投资还是以非金融类投资为主。根据商务部发布的《2020 年度中国对外直接投资统计公报》,2020 年中国对“一带一路”沿线国家金融类对外直接投资流量为 8 亿美元,仅占所有投资的 3.5%。因此,在样本期间,中国对样本“一带一路”沿线国家的金融发展未能产生显著的促进作用。

表 3 中介效应检验结果

| 变量      | (1)<br>东道国<br>基础设施     | (2)<br>OFDI(O)      | (3)<br>东道国<br>产业结构     | (4)<br>OFDI(O)      | (5)<br>东道国<br>金融发展      | (6)<br>OFDI(O)      |
|---------|------------------------|---------------------|------------------------|---------------------|-------------------------|---------------------|
| OFDI(C) | 1.584***<br>(3.883)    | 0.183***<br>(6.741) | 0.091***<br>(13.815)   | 0.164***<br>(6.262) | -0.015<br>(-0.057)      | 0.152***<br>(6.124) |
| 东道国基础设施 |                        | 0.001*<br>(1.652)   |                        |                     |                         |                     |
| 东道国产业结构 |                        |                     |                        | 0.181***<br>(3.062) |                         |                     |
| 东道国金融发展 |                        |                     |                        |                     |                         | 0.002*<br>(1.922)   |
| 东道国市场规模 | -25.255***<br>(-5.813) | 0.037<br>(0.129)    | -0.054<br>(-0.762)     | 0.081<br>(0.282)    | 58.319***<br>(16.667)   | -0.338<br>(-1.031)  |
| 投资国市场规模 | 5.407<br>(0.682)       | 0.251<br>(0.478)    | -0.328**<br>(-2.555)   | 0.303<br>(0.583)    | 3.301<br>(0.519)        | 0.506<br>(0.587)    |
| 东道国经济发展 | 32.289***<br>(7.382)   | 0.005<br>(0.016)    | -0.029<br>(-0.411)     | -0.033<br>(-0.116)  | -69.666***<br>(-19.306) | 0.475<br>(1.397)    |
| 投资国经济发展 | -4.102<br>(-0.511)     | 0.498<br>(0.938)    | 0.385***<br>(2.959)    | 0.433<br>(0.822)    | -3.910<br>(-0.606)      | 0.265<br>(0.452)    |
| 东道国资源丰度 | 0.178***<br>(4.863)    | 0.002<br>(1.017)    | -0.007***<br>(-11.717) | 0.004<br>(1.448)    | 0.027<br>(0.986)        | 0.003<br>(1.179)    |

续表

| 变量             | (1)<br>东道国<br>基础设施    | (2)<br>OFDI(O)        | (3)<br>东道国<br>产业结构     | (4)<br>OFDI(O)        | (5)<br>东道国<br>金融发展      | (6)<br>OFDI(O)        |
|----------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|
| 投资国资源丰度        | -0.082<br>(-0.991)    | -0.015***<br>(-2.774) | -0.001<br>(-0.940)     | -0.015***<br>(-2.729) | -0.010<br>(-0.146)      | -0.013**<br>(-2.159)  |
| 东道国技术水平        | -0.155***<br>(-2.771) | 0.002<br>(0.473)      | -0.008***<br>(-8.592)  | 0.003<br>(0.915)      | 0.601***<br>(14.009)    | -0.000<br>(-0.086)    |
| 投资国技术水平        | 0.020<br>(0.272)      | 0.000<br>(0.071)      | -0.002<br>(-1.625)     | 0.001<br>(0.139)      | -0.020<br>(-0.336)      | -0.001<br>(-0.136)    |
| 东道国对外开放        | -0.003<br>(-0.211)    | -0.003***<br>(-3.416) | -0.003***<br>(-10.860) | -0.003***<br>(-2.932) | 0.121***<br>(10.563)    | -0.004***<br>(-3.757) |
| 东道国政府效率        | -1.651<br>(-1.309)    | 0.396***<br>(4.746)   | 0.165***<br>(8.076)    | 0.369***<br>(4.438)   | 10.047***<br>(9.869)    | 0.401***<br>(4.305)   |
| 双边名义汇率         | -0.104<br>(-0.115)    | 0.210***<br>(3.518)   | 0.161***<br>(10.994)   | 0.181***<br>(3.040)   | -0.149<br>(-0.210)      | 0.167***<br>(2.588)   |
| 截距项            | 359.372**<br>(2.398)  | -7.981<br>(-0.803)    | 9.019***<br>(3.713)    | -10.094<br>(-1.028)   | -893.179***<br>(-7.492) | -7.278<br>(-0.665)    |
| 时间固定效应         | 控制                    | 控制                    | 控制                     | 控制                    | 控制                      | 控制                    |
| 个体固定效应         | 控制                    | 控制                    | 控制                     | 控制                    | 控制                      | 控制                    |
| 观测值个数          | 7 961                 | 7 961                 | 7 974                  | 7 974                 | 6 847                   | 6 847                 |
| R <sup>2</sup> | 0.257                 | 0.158                 | 0.192                  | 0.188                 | 0.172                   | 0.103                 |
| 第一阶段 F 统计量     | 114.62                | 110.21                | 114.75                 | 111.69                | 117.79                  | 113.36                |
| K-P rk         | 163.79                | 155.63                | 166.27                 | 158.37                | 172.11                  | 164.29                |
| P 值            | 0.000                 | 0.000                 | 0.000                  | 0.000                 | 0.000                   | 0.000                 |

### 3. 东道国异质性分析结果

本文采用虚拟变量的调节效应检验进行异质性分析,分别以“资源丰富东道国”“高收入东道国”“高政府效率东道国”为调节变量加入交互项的检验结果见表4。

表4中(1)列的回归结果显示,“资源丰富东道国×OFDI(C)”对“OFDI(O)”的估计系数显著为正,表明在本文的样本东道国中,相对于自然资源不丰富的国家,中国OFDI对OECD国家OFDI的引致效应在自然资源丰富的国家更显著,研究假说H5a得到验证。列(2)的回归结果显示,“高收入东道国×OFDI(C)”对“OFDI(O)”的估计系数显著为正,表明相对于低收入国家,中国OFDI对OECD国家OFDI的引致效应在高收入国家更显著,研究假说H5b得到验证。列(3)的回归结果显示,“高政府效率东道国×OFDI(C)”对“OFDI(O)”的估计系数为正但不显著,表明中国OFDI对OECD国家OFDI的引致效应在政府效率较高的国家与政府效率较低的国家之间并没有显著差异,研究假说H5c未能得到验证。

表 4 异质性分析结果

| 变 量              | (1)               | (2)               | (3)               |
|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
|                  | OFDI(O)           | OFDI(O)           | OFDI(O)           |
| OFDI(C)          | 0.208 *** (6.837) | 0.117 *** (5.426) | 0.171 *** (6.184) |
| 资源丰富东道国×OFDI(C)  | 0.052 ** (2.554)  |                   |                   |
| 高收入东道国×OFDI(C)   |                   | 0.073 *** (3.964) |                   |
| 高政府效率东道国×OFDI(C) |                   |                   | 0.009 (0.652)     |
| 控制变量             | 控制                | 控制                | 控制                |
| 时间固定效应           | 控制                | 控制                | 控制                |
| 个体固定效应           | 控制                | 控制                | 控制                |
| 观测值个数            | 7 974             | 7 974             | 7 974             |
| R <sup>2</sup>   | 0.142             | 0.239             | 0.183             |
| 第一阶段 F 统计量       | 236.09            | 133.93            | 112.16            |
| K-P rk           | 283.57            | 195.23            | 160.55            |
| P 值              | 0.000             | 0.000             | 0.000             |

对于上述结果,本文进行如下阐释:自然资源丰富的东道国具有资源成本优势,收入水平较高的东道国则具有投资环境优势,中国和 OECD 国家都倾向于对此类国家进行直接投资(陈高等,2020)<sup>[31]①</sup>,中国 OFDI 对 OECD 国家 OFDI 产生了显著的引致效应,表明中国 OFDI 确实促进了东道国的经济增长和发展环境改善,东道国经济发展红利则为 OECD 国家带来更多投资机会,进而实现了三方共赢。而从政府效率维度来看,中国与 OECD 国家的 OFDI 倾向存在差异<sup>②</sup>。发达国家的企业出于规避风险的考虑会倾向于投资政府效率较高的东道国(Aizenman et al,2006)<sup>[44]</sup>,OECD 国家大多为发达国家,因此其对“一带一路”沿线国家的直接投资主要流向政府效率较高的国家。而在“一带一路”倡议下,中国企业对“一带一路”沿线国家的直接投资除了盈利和风险规避的考虑外,还存在强烈的“共建”“互惠”“援助”等动机,而政府效率较低的东道国往往因经济发展水平不高而有较高的外资需求,在投资风险较高的同时也有着较多的投资机会,同时,“一带一路”倡议的提出降低了中国企业在这些国家直接投资的风险,加上样本期间中国进行 OFDI 的企业中相当一部分为国有企业,风险承受能力相对较高(Buckley et al,2007)<sup>[32]</sup>,因此,中国企业更倾向于投资政府效率较低的东道国。在政府效率较高的东道国,中国的 OFDI 较少,对 OECD 国家 OFDI 的引致效应受限制;而在政府效率的较低东道国,中国的 OFDI 虽然较多,但由于政府效率的提高滞后于经济增长,对 OECD 国家 OFDI 的引致效应也受到一定抑制。因此,在政府效率不同的东道国,中国 OFDI 对 OECD 国家 OFDI 的引致效应没有表现出显著的差异。

#### 4. 稳健性检验

为了验证前文分析结果的稳健性,本文采用以下两种方法进行稳健性检验:一是压缩样本。将 2008—2020 年划分为 2008—2010 年、2011—2013 年、2014—2016 年、2017—2020 年四个时间段,所有变

① 根据表 2 和表 3 的回归结果,“东道国资源丰度”和“东道国技术水平”对“FDI(C)”和“FDI(O)”的估计系数虽然不一定显著,但都为正。

② 从表 2 的回归结果来看,“东道国政府效率”对“FDI(C)”的估计系数显著为负,而对“FDI(O)”的估计系数显著为正,表明中国企业倾向于投资政府效率不高的东道国,而 OECD 国家企业倾向于投资政府效率高的东道国。

量分别取各个时间段内的均值,重新进行实证分析,回归结果如表 5 和表 6 所示。二是改变核心变量测量方法。前文采用“对外直接投资流量的对数”来衡量对外直接投资变量,进一步选用“外直接投资流量与本国 GDP 的比值”来衡量对外直接投资变量,得到变量“OFDI(C)1”“OFDI(O)1”,重新进行模型估计,回归结果如表 7 和表 8 所示。表 5 和表 7 的检验结果与表 2 和表 4 一致,表 6 和表 8 的检验结果也与表 3 一致,表明本文的分析结论是稳健的。

表 5 基准模型与异质性分析(压缩样本)

| 变 量              | (1)                 | (2)                 | (3)                 | (4)                 |
|------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|                  | OFDI(O)             | OFDI(O)             | OFDI(O)             | OFDI(O)             |
| OFDI(C)          | 0.055***<br>(3.387) | 0.274***<br>(4.875) | 0.186***<br>(3.637) | 0.158***<br>(3.653) |
| 资源丰富东道国×OFDI(C)  |                     | 0.161***<br>(2.670) |                     |                     |
| 高收入东道国×OFDI(C)   |                     |                     | 0.121***<br>(3.552) |                     |
| 高政府效率东道国×OFDI(C) |                     |                     |                     | 0.036<br>(1.153)    |
| 控制变量             | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                  |
| 时间固定效应           | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                  |
| 个体固定效应           | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                  |
| 观测值个数            | 3 365               | 3 365               | 3 365               | 3 365               |
| R <sup>2</sup>   | 0.155               | 0.120               | 0.132               | 0.162               |
| 第一阶段 F 统计量       | 173.98              | 213.10              | 169.33              | 153.97              |
| K-P rk           | 215.09              | 267.37              | 201.93              | 189.37              |
| P 值              | 0.000               | 0.000               | 0.000               | 0.000               |

表 6 中介效应检验(压缩样本)

| 变 量            | (1)                | (2)                 | (3)                 | (4)                 | (5)                   | (6)                 |
|----------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|
|                | 东道国<br>基础设施        | OFDI(O)             | 东道国<br>产业结构         | OFDI(O)             | 东道国<br>金融发展           | OFDI(O)             |
| OFDI(C)        | 0.524**<br>(2.543) | 0.056***<br>(6.579) | 0.008***<br>(3.485) | 0.054***<br>(6.389) | -0.581***<br>(-4.548) | 0.065***<br>(6.847) |
| 东道国基础设施        |                    | 0.001**<br>(-2.102) |                     |                     |                       |                     |
| 东道国产业结构        |                    |                     |                     | 0.147***<br>(3.399) |                       |                     |
| 东道国金融发展        |                    |                     |                     |                     |                       | 0.001<br>(1.434)    |
| 控制变量           | 控制                 | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                    | 控制                  |
| 时间固定效应         | 控制                 | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                    | 控制                  |
| 个体固定效应         | 控制                 | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                    | 控制                  |
| 观测值个数          | 3 365              | 3 365               | 3 365               | 3 365               | 3 365                 | 3 365               |
| R <sup>2</sup> | 0.140              | 0.109               | 0.167               | 0.138               | 0.198                 | 0.105               |

续表

| 变 量        | (1)<br>东道国<br>基础设施 | (2)<br>OFDI(O) | (3)<br>东道国<br>产业结构 | (4)<br>OFDI(O) | (5)<br>东道国<br>金融发展 | (6)<br>OFDI(O) |
|------------|--------------------|----------------|--------------------|----------------|--------------------|----------------|
| 第一阶段 F 统计量 | 173.98             | 148.46         | 173.98             | 153.42         | 173.98             | 167.36         |
| K-P rk     | 215.09             | 173.29         | 215.09             | 188.12         | 215.09             | 198.58         |
| P 值        | 0.000              | 0.000          | 0.000              | 0.000          | 0.000              | 0.000          |

表 7 基准模型与异质性分析(替换关键指标)

| 变 量                  | (1)<br>OFDI(O)1             | (2)<br>OFDI(O)1              | (3)<br>OFDI(O)1             | (4)<br>OFDI(O)1              |
|----------------------|-----------------------------|------------------------------|-----------------------------|------------------------------|
| OFDI(C)1             | 0.173 <sup>**</sup> (2.393) | 0.296 <sup>***</sup> (6.277) | 0.183 <sup>**</sup> (2.435) | 0.304 <sup>***</sup> (6.323) |
| 资源丰富东道国×OFDI(C)1     |                             | 0.016 <sup>***</sup> (3.263) |                             |                              |
| 高收入东道国×中国 OFDI(C)1   |                             |                              | 0.025 <sup>**</sup> (2.213) |                              |
| 高政府效率东道国×中国 OFDI(C)1 |                             |                              |                             | 0.009(1.431)                 |
| 控制变量                 | 控制                          | 控制                           | 控制                          | 控制                           |
| 时间固定效应               | 控制                          | 控制                           | 控制                          | 控制                           |
| 个体固定效应               | 控制                          | 控制                           | 控制                          | 控制                           |
| 观测值个数                | 7 974                       | 7 974                        | 7 974                       | 7 974                        |
| R <sup>2</sup>       | 0.135                       | 0.103                        | 0.125                       | 0.113                        |
| 第一阶段 F 统计量           | 115.63                      | 143.33                       | 125.59                      | 120.17                       |
| K-P rk               | 159.77                      | 183.81                       | 171.55                      | 163.21                       |
| P 值                  | 0.000                       | 0.000                        | 0.000                       | 0.000                        |

表 8 中介效应检验(替换关键指标)

| 变 量      | (1)<br>东道国<br>基础设施              | (2)<br>OFDI(O)1                 | (3)<br>东道国<br>产业结构               | (4)<br>OFDI(O)1                 | (5)<br>东道国<br>金融发展 | (6)<br>OFDI(O)1                 |
|----------|---------------------------------|---------------------------------|----------------------------------|---------------------------------|--------------------|---------------------------------|
| OFDI(C)1 | 2.634 <sup>***</sup><br>(3.822) | 0.305 <sup>***</sup><br>(6.312) | 0.152 <sup>***</sup><br>(10.578) | 0.266 <sup>***</sup><br>(6.033) | -0.023<br>(-0.057) | 0.226 <sup>***</sup><br>(5.933) |
| 东道国基础设施  |                                 | 0.002 <sup>**</sup><br>(2.133)  |                                  |                                 |                    |                                 |
| 东道国产业结构  |                                 |                                 |                                  | 0.229 <sup>***</sup><br>(3.689) |                    |                                 |
| 东道国金融发展  |                                 |                                 |                                  |                                 |                    | 0.003 <sup>**</sup><br>(2.151)  |
| 控制变量     | 控制                              | 控制                              | 控制                               | 控制                              | 控制                 | 控制                              |
| 时间固定效应   | 控制                              | 控制                              | 控制                               | 控制                              | 控制                 | 控制                              |

续表

| 变 量            | (1)         | (2)      | (3)         | (4)      | (5)         | (6)      |
|----------------|-------------|----------|-------------|----------|-------------|----------|
|                | 东道国<br>基础设施 | OFDI(O)1 | 东道国<br>产业结构 | OFDI(O)1 | 东道国<br>金融发展 | OFDI(O)1 |
| 个体固定效应         | 控制          | 控制       | 控制          | 控制       | 控制          | 控制       |
| 观测值个数          | 7 961       | 7 961    | 7 974       | 7 974    | 6 847       | 6 847    |
| R <sup>2</sup> | 0.335       | 0.295    | 0.137       | 0.109    | 0.192       | 0.175    |
| 第一阶段 F 统计量     | 117.39      | 113.11   | 115.63      | 111.87   | 118.25      | 114.23   |
| K-P rk         | 172.33      | 163.59   | 169.77      | 160.01   | 175.73      | 166.25   |
| P 值            | 0.000       | 0.000    | 0.000       | 0.000    | 0.000       | 0.000    |

## 五、结论与启示

自国际金融危机以来,世界经济增长乏力,而中国经济持续增长,逐渐成为世界经济增长的重要动力源。“一带一路”倡议的提出进一步深化和提高了中国参与全球经济的水平,为全球经济复苏注入强劲活力。在“一带一路”建设中,中国的对外直接投资发挥了重要作用,有效促进了沿线国家和地区的经济增长和社会进步。“一带一路”沿线国家和地区较快的经济增长必然为非沿线国家和地区带来发展红利,中国对“一带一路”沿线国家和地区直接投资,能够促进东道国经济增长,并通过规模经济效应、市场扩张效应、技术溢出效应、产业集聚效应等促使东道国对外资的需求和吸引力提高,进而引致其他国家对其直接投资的增长。在此过程中,促进东道国的基础设施完善、产业结构升级以及金融发展是中国 OFDI 引致其他国家 OFDI 的重要路径;同时,由于投资国企业 OFDI 的区位选择受东道国异质性的影响,中国 OFDI 对其他国家 OFDI 的引致效应在不同的东道国存在差异。

本文以中国、64 个“一带一路”沿线国家和 36 个 OECD 国家为研究样本,采用 2008—2020 年中国和样本 OECD 国家对样本“一带一路”沿线国家直接投资流量的非平衡面板数据,运用工具变量法实证检验中国 OFDI 对 OECD 国家 OFDI 的影响,结果显示:(1)中国在“一带一路”沿线国家 OFDI 的增加会促使 OECD 国家在相应东道国 OFDI 增长,表明在“一带一路”建设中,中国的 OFDI 不但不会挤出 OECD 国家的 OFDI,还会引致 OECD 国家的 OFDI;(2)中国 OFDI 可以通过促进东道国的基础设施完善和产业结构升级产生对 OECD 国家 OFDI 的引致效应,但由于样本期间中国 OFDI 未能显著促进样本东道国的金融发展,中国 OFDI 引致 OECD 国家 OFDI 的金融发展路径未能发挥显著作用;(3)在样本国家中,中国 OFDI 对 OECD 国家 OFDI 的引致效应在自然资源较丰富、收入水平较高的东道国更加显著,但在政府效率不同的国家中没有显著的差异。

中国发起“一带一路”倡议的出发点绝不仅是自身发展的需要,而是着眼于世界各国的合作共赢,目的是推动形成有利于各国发展的合作框架和平台,进而积极构建人类命运共同体。本文研究表明,在“一带一路”建设中,中国的 OFDI 不仅有利于中国的结构调整和产能释放,也促进了东道国的经济增长、基础设施完善和产业结构升级,而且由此给东道国带来的外资需求增加、投资机会增多和投资环境改善还会引致 OECD 国家的 OFDI,有助于 OECD 国家的经济增长,进而实现了多方共赢。而且,中国在“一带一路”沿线国家和地区基础设施建设领域以及政府效率较低的东道国进行了大量直接投资,充分展现了中国 OFDI 的“共建共赢共享”目标取向,有效促进了“一带一路”沿线国家和地区的经济增长,并产生了显著的 OECD 国家 OFDI 引致效应。

因此,中国应持续推动“一带一路”建设走深走实,加大对“一带一路”沿线国家和地区的直接投资力

度,尤其应积极支持重大基础设施建设和发展相对滞后国家的经济发展,促进“一带一路”的市场规模扩张、经济结构优化、资金配置效率提高,以改善投资环境、增加投资机会,进而吸引更多国家参与到“一带一路”建设中来。在此过程中,既需要国家在战略高度上总揽发展全局,也需要企业在市场经济中积极作为。一方面要加强国家间的合作交流,提高政治互信,通过签订双边和多边投资协定等方式鼓励投资往来;另一方面也要鼓励国内企业积极“走出去”,实现国内国际双循环相互促进。同时,要创新基础设施共建模式,鼓励高新技术企业积极投资并探索技术合作新模式,进一步促进东道国基础设施的完善和产业结构的升级,进而充分发挥基础设施完善和产业结构升级在 OFDI 引致其他国家 OFDI 中的传导作用。特别要加强和“一带一路”沿线国家在金融领域的合作,加大金融类直接投资规模,探索金融合作新模式,完善金融服务体系,提高资金配置效率,有效推动东道国金融业发展和升级,以激发金融发展在 OFDI 引致其他国家 OFDI 中的传导作用。

本文采用较新的数据验证了中国在“一带一路”沿线国家 OFDI 对 OECD 国家 OFDI 的引致效应,丰富和拓展了关于中国 OFDI 与他国 OFDI 之间关系的研究,但也存在一些不足,有待进一步地研究。比如:本文研究样本选取的时间为 2008—2020 年,“一带一路”倡议是在此期间提出的,因而还有必要研究“一带一路”倡议对中国 OFDI 与他国 OFDI 之间关系的影响,未来可对此进行深入分析;本文的研究未考虑投资领域(行业)的影响,而企业在不同领域(行业)OFDI 的动机和方式存在显著差异,进而可能对其他国家 OFDI 产生不同的影响,因此有必要进一步分析行业层面以及其他层面的异质性。

#### 参考文献:

- [1] 姚树洁,冯根福,王攀,等. 中国是否挤占了 OECD 成员国的对外投资? [J]. 经济研究,2014,49(11):43-57.
- [2] 杨清,吴梦婷. 中国 OFDI 对发达国家 OFDI 在第三方市场挤出效应[C]//新兴经济体创新发展与中国自由贸易试验区建设——中国新兴经济体研究会 2015 年会暨 2015 新兴经济体论坛(国际学术会议)论文集(下),2015.
- [3] 陈高,刘锋.“一带一路”倡议与中美对外直接投资[J]. 湖北经济学院学报,2020,18(1):53-66.
- [4] 邵昱,孙雨函. 中国是否挤出了美国的对外投资? ——“一带一路”背景下基于拉美和加勒比地区的实证研究[J]. 外国经济与管理,2021,43(2):140-152.
- [5] 隋广军,黄亮雄,黄兴. 中国对外直接投资、基础设施建设与“一带一路”沿线国家经济增长[J]. 广东财经大学学报,2017,32(1):32-43.
- [6] 黄亮雄,钱馨蓓. 中国投资推动“一带一路”沿线国家发展——基于面板 VAR 模型的分析[J]. 国际经贸探索,2016,32(8):76-93.
- [7] 乔敏健. 对外直接投资对东道国经济增长影响路径分析——基于“一带一路”国家投资的面板数据[J]. 工业技术经济,2019,38(8):83-91.
- [8] 金靖宸. 中国制造业对外直接投资与东道国经济增长的关系——基于“一带一路”沿线国家的经验分析[J]. 财经问题研究,2021(4):108-115.
- [9] 李光勤,洪梦. 中国的 OFDI 与“一带一路”沿线国家绿色发展[J]. 重庆工商大学学报(社会科学版),2022,39(2):68-85.
- [10] CAVE R F. Foreign investment and productive efficiency in host-country market[J]. Economics,1974(1):176-193.
- [11] GUIMARÃES P, FIGUEIREDO O, WOODWARD D. Agglomeration and the location of foreign direct investment in Portugal [J]. Journal of Urban Economics,2000,47(1):115-135.
- [12] 梁琦. 跨国公司海外投资与产业集聚[J]. 世界经济,2003(9):29-37.
- [13] 刘秉镰,刘玉海. 交通基础设施建设与中国制造业企业库存成本降低[J]. 中国工业经济,2011(5):69-79.
- [14] 钟慧中. 中国贸易型对外直接投资的方式选择——基于交易治理与集聚理论的研究[J]. 国际贸易问题,2013(2):132-142.
- [15] 蒋为,李行云,宋易珈. 中国企业对外直接投资快速扩张的新解释——基于路径、社群与邻伴的视角[J]. 中国工业

经济,2019(3):62-80.

- [16] 黄亮雄,钱馨蓓,隋广军. 中国对外直接投资改善了“一带一路”沿线国家的基础设施水平吗? [J]. 管理评论,2018,30(3):226-239.
- [17] 董有德,张露. 中国 OFDI 推进相应国家基础设施建设——基于 2007-2016 年的 57 个“一带一路”国家的面板数据 [J]. 上海经济研究,2018(8):94-102.
- [18] 董有德,唐毅,张露. 东道国腐败治理、基础设施建设与中国对外直接投资 [J]. 上海经济研究,2020(12):101-112.
- [19] 胡再勇. 基础设施对中国与“一带一路”沿线国家双边贸易成本的影响研究 [J]. 重庆理工大学学报(社会科学),2022,36(1):74-86.
- [20] 聂爱云,陆长平. 制度约束、外商投资与产业结构升级调整——基于省际面板数据的实证研究 [J]. 国际贸易问题,2012(2):136-145.
- [21] KIM K S, LEBLEBICIOGLU A. The impact of multinational presence on domestic investment: Firm-level evidence from South Korea [J]. Southern Economic Journal, 2017, 84(2): 525-547.
- [22] HASKEL J E, PEREIRA S C, SLAUGHTER M J. Does inward foreign direct investment boost the productivity of domestic firms? [J]. The Review of Economics and Statistics, 2007, 89(3): 482-496.
- [23] AHMAD M, KHATTAK S I, KHAN S, et al. Do aggregate domestic consumption spending & technological innovation affect industrialization in South Africa? An application of linear & non-linear ARDL models [J]. Journal of Applied Economics, 2020, 23(1): 44-65.
- [24] 韦东明, 顾乃华. 中国 OFDI、要素禀赋结构与“一带一路”沿线国家生产率 [J]. 产业经济研究, 2021(1): 70-85.
- [25] 乔敏健. 对外直接投资带动东道国产业升级的效果分析——来自“一带一路”国家的经验证据 [J]. 亚太经济, 2019(5): 103-112+152.
- [26] 田晖, 谢虎, 肖琛, 等. 我国对外直接投资与东道国产业结构升级——基于“一带一路”倡议的调节效应 [J]. 中南大学学报(社会科学版), 2021, 27(6): 105-118.
- [27] 姚战琪, 夏杰长. 中国对外直接投资对“一带一路”沿线国家攀升全球价值链的影响 [J]. 南京大学学报(哲学·人文科学·社会科学), 2018, 55(4): 35-46.
- [28] 丁杰. 中国对外直接投资提高“一带一路”沿线国家的 GVC 分工水平了吗——沿线 44 个国家的动态面板实证检验 [J]. 华侨大学学报(哲学社会科学版), 2022(3): 79-92.
- [29] MENDOZA E G, QUADRINI V, RULL J V R. Financial integration, financial development, and global imbalances [J]. Journal of Political Economy, 2009, 117(3): 371-416.
- [30] 解维敏, 方红星. 金融发展、融资约束与企业研发投入 [J]. 金融研究, 2011(5): 171-183.
- [31] DENG P. Outward investment by Chinese Mncs: Motivations and Implications [J]. Business Horizons, 2004, 47(3): 8-16.
- [32] BUCKLEY P J, CLEGG L J, CROSS A R, et al. The determinants of Chinese outward foreign direct investment [J]. Journal of International Business Studies, 2007, 38(4): 499-518.
- [33] CHEUNG Y, QIAN X. Empirics of China's outward direct investment [J]. Pacific Economic Review, 2009, 14(3): 312~341.
- [34] 蒋冠宏, 蒋殿春. 中国对外投资的区位选择: 基于投资引力模型的面板数据检验 [J]. 世界经济, 2012, 35(9): 21-40.
- [35] 陈恩, 陈博. 中国对发展中国家直接投资区位选择及影响因素 [J]. 国际经济合作, 2015(8): 14-20.
- [36] 王永中, 赵奇锋. 风险偏好、投资动机与中国对外直接投资: 基于面板数据的分析 [J]. 金融评论, 2016, 8(4): 1-17+124.
- [37] MUZURURA J. Determinants of foreign direct investment (FDI) in Zimbabwe: What factors matter? [J]. Research in Business and Economics Journal, 2016: 1-19.
- [38] 崔娜, 柳春, 胡春田. 中国对外直接投资效率、投资风险与东道国制度——来自“一带一路”沿线投资的经验证据 [J]. 山西财经大学学报, 2017, 39(4): 27-38.
- [39] 王永钦, 杜巨澜, 王凯. 中国对外直接投资区位选择的决定因素: 制度、税负和资源禀赋 [J]. 经济研究, 2014, 49(12): 126-142.

- [40] 赵文霞. 征用风险和汇率波动对“一带一路”沿线国家 FDI 的影响[J]. 西部论坛,2018,28(2):106-115.
- [41] 贾敬全,殷李松. 财政支出对产业结构升级的空间效应研究[J]. 财经研究,2015,41(9):18-28.
- [42] 郝晓,王林彬,孙慧,等. 中间品进口网络特征与全球价值链分工地位——基于“一带一路”沿线国家网络集约性和广延性的经验分析[J]. 西部论坛,2022,32(1):34-49.
- [43] 王晖,陈志华,李童侠. 中国 OFDI 与“一带一路”沿线国家产业结构升级——机理与实证分析[J]. 华东经济管理,2022,36(8):86-96.
- [44] AIZENMAN J, SPIEGEL M. Institutional efficiency, monitoring costs and the investment share of FDI[J]. Review of International Economics,2006,14(4):683-697.

# Inducing or Extruding: The Impact of China's OFDI on Other Countries' OFDI: Taking OECD Countries' Direct Investment in Countries Along the “Belt and Road” as an Example

CUI Yuan-miao, WANG Jie

(School of Finance, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, Zhejiang, China)

**Abstract:** In an open and integrated market economy, one country's OFDI is bound to have an impact on the OFDI of other countries. In the process of the Belt and Road Initiative, there are few studies on the influence of China's OFDI in the countries and regions along the Belt and Road on the OFDI of other countries. The studies mainly focus on the analysis of effects and heterogeneity, and the mechanism and path of influence need to be further explored in depth.

This paper argues that China's OFDI in countries and regions along the “Belt and Road” has effectively promoted the economic growth of host countries. The scale economy effect, market expansion effect, technology spillover effect, and industrial agglomeration effect generated by the economic growth of the host country will increase its demand and attraction for foreign investment, which will lead to the OFDI growth of other countries. In this process, promoting the host country's infrastructure improvement, industrial structure upgrading, and financial development is an important path for China's OFDI to lead to the OFDI of other countries. At the same time, due to the heterogeneity of host countries that affects the location choice of OFDI in investing countries, the inducing effect of China's OFDI on OFDI in other countries is differently manifested in different host countries. The unbalanced panel data of China, 64 Belt and Road countries, and 36 OECD countries from 2008 to 2020 were used for analysis by the instrumental variable method. It is found that: (1) China's OFDI of countries along the Belt and Road will not crowd out the OFDI of OECD countries, but also lead to the OFDI of OECD countries; (2) China's OFDI can lead to the OFDI of OECD countries by promoting the infrastructure improvement and industrial structure upgrading of host countries. However, during the sample period, OFDI of OECD countries could not be induced by promoting the financial development of sample host countries; (3) enterprises in China and sample OECD countries have a strong motivation to seek resources and market, and they tend to choose countries with rich natural resources and high income level to conduct OFDI. Therefore, the inducing effect of China's OFDI on OECD countries' OFDI is more significant in the sample host countries with richer natural resources and higher income level; (4) Chinese enterprises

tend to invest in countries with low government efficiency, while enterprises in OECD countries tend to invest in countries with high government efficiency.

This paper discusses the path of infrastructure, industrial structure, and financial development of OFDI of OECD countries from China's OFDI of countries along the "Belt and Road". The heterogeneity of host countries is analyzed based on the motivation of OFDI of enterprises, and the research on the relationship between China's OFDI and other countries' OFDI is enriched and expanded.

This study shows that China's OFDI is not only beneficial to its structural adjustment and production capacity release, but also promotes the economic development of host countries and leads to the OFDI of other countries, thus achieving a win-win situation for all parties. Therefore, China should continue to promote the construction of the "Belt and Road" in a deeper and more practical way, increase direct investment, especially expand the scale of financial direct investment, actively support major infrastructure construction and economic development of countries that are relatively lagging behind in development, and then attract more countries to participate in the construction of the Belt and Road.

**Key words:** the Belt and Road; outward foreign direct investment (OFDI); inducing effect; resource-seeking motive; market-seeking motive

**CLC number:** F830.59; F114.41      **Document code:** A      **Article ID:** 1674-8131(2022)05-0063-20

(编辑:刘仁芳)

## 敬告作者

在广大作者的大力支持下,本刊取得了长足进步,也受到越来越多读者的青睐。由于来稿量快速增长,为使稿件能得到及时有效的处理,特敬告广大作者:

一、敬请广大作者通过本刊采编系统投稿,若遇网络故障,可通过电子邮件投稿。

投稿网址:<http://xbltzz.cbpt.cnki.net>

投稿邮箱:[westforum@vip.163.com](mailto:westforum@vip.163.com)

二、敬请广大作者严守学术道德及规范,坚决杜绝各种学术不端行为,以免造成不良影响和不必要的损失。

三、本刊不向作者收取任何形式的费用,并于2017年起向在本刊发表论文的作者奉送相应的稿酬和样刊。

四、本刊从未以任何名义委托任何中介机构或个人代理稿件采编事宜(包括征稿、代发稿件、收取费用等),郑重提醒广大作者切勿轻信相关网站信息,以免上当受骗。广大作者如发现有单位或个人盗用《西部论坛》名义从事征稿、收费等不法行为,敬请注意并向本编辑部或执法机关举报。

本刊举报电话:023-62769479

西部论坛编辑部