

OFDI与双边国家价值链地位的提升

——基于“一带一路”沿线国家的实证研究

彭 澎¹ 李佳熠²

(1.南京农业大学 金融学院, 江苏南京 210095; 2.南京农业大学 经济管理学院, 江苏南京 210095)

摘要:以“一带一路”倡议为例,借助2004—2014年间的国别数据,实证研究了对外直接投资对东道国和母国双边在全球价值链中地位的影响。研究发现:(1)对“一带一路”沿线国家的直接投资可以将我国已经失去比较优势的产业或者生产环节分离出去,为高附加值行业的发展腾出一定的空间,并提升我国在全球价值链中的地位。(2)我国的先进技术会溢出到“一带一路”沿线国家,这在提高东道国技术水平的同时也促使其在全球价值链中升级。消费者不断增长的需求也会强化现有的生产模式,使东道国的价值链地位得到进一步提高。(3)相比于东道国,对外直接投资对我国的价值链地位影响更大。

关键词:对外直接投资;双边国家;价值链;产业分离;技术溢出;需求拉动

中图分类号:F062.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1671-9301(2018)06-0075-14

DOI:10.13269/j.cnki.ier.20181122.006

一、引言

在经济全球化的背景下,越来越多的国家参与到产品生产过程中的不同环节。但各个环节创造价值的能力不同,比如研发就属于价值链中的高端环节,而一般的加工组装则属于价值链中的低端环节^[1]。各个国家会基于自身的比较优势来选择相应的环节。发达国家因为技术和资本上的优势在全球价值链中有着较高的地位。相较之下,发展中国家在全球价值链中的地位较低,参与国际分工合作的激励更多是获取贸易创造的绝对收益。我国作为一个发展中国家,因为长期以来依赖自身的人口红利,从事的多是劳动密集型工作,在全球价值链中的地位并不高^[2]。随着我国老龄化程度的不断提高,这样的分工模式已经对传统产业的转型升级产生了严重制约。要想实现经济的高质量发展,我国就必须努力提升自身在全球价值链中的地位。

对外直接投资(简称OFDI)^[3]作为一国参与国际竞争的基本路径之一,一直以来都备受关注^[3-4]。我国的对外直接投资始于改革开放初期,近年来随着“走出去”战略的实施呈现出较快的发展趋势^[5]。最新公布的《2017年度中国对外直接投资统计公报》显示,我国2017年的对外直接投资流量为1582.9亿美元,位居全球第三;对外直接投资的存量为18090.4亿美元,已经跃升至全球第二位。国内外的一些学者在对我国和拉丁美洲国家的OFDI进行研究后发现,发展中国家开展对外

收稿日期:2018-09-20;修回日期:2018-11-01

作者简介:彭澎(1989—)男,浙江东阳人,管理学博士,南京农业大学金融学院讲师,研究方向为金融与投资;李佳熠(1998—)女,江苏南京人,南京农业大学经济管理学院,研究方向为金融与投资。

基金项目:国家自然科学基金青年项目(71803083);中国博士后科学基金项目(2018M632322);江苏省科技厅软科学重点项目(BR2017037)

直接投资是有利于自身在全球价值链中升级的,因为它能够使母国的主要产业向着价值链的高端方向发展^[6-9]。这一发现也为我国通过 OFDI 来实现全球价值链地位的提升提供了可能。但是在这些学者的研究中,一国对外直接投资的对象(东道国)多为发达国家,东道国和母国同为发展中国家的情况并不多见。

2013 年的 9 月和 10 月,习近平总书记分别提出建设“新丝绸之路经济带”和“21 世纪海上丝绸之路”(以下简称“一带一路”)。在这样的倡议下,我国对发展中国家的直接投资不断增加。从 2013 年到 2017 年,我国对沿线各发展中国家的直接投资金额已经超过了 700 亿美元,仅 2017 年一年的直接投资额就达到 201.7 亿美元,占同期我国对外直接投资流量的 12.7%^②。与此同时,在践行“一带一路”倡议的过程中,我国和“一带一路”沿线国家也逐步形成了一种特殊的区域经济一体化。和北美自由贸易区等常见的情况不同,在该区域经济一体化中,同时作为倡议者和重要参与者的我国并没有对“一带一路”沿线国家实行技术封锁,而是强调合作共赢的发展理念,试图和其他发展中国家共同分享收益。

鉴于此,我们不禁要问:如果对发达国家的直接投资有助于我国的价值链升级,那么对“一带一路”沿线国家的直接投资是否也能够提升我国在全球价值链中的地位?如果可以,那么在这样的区域经济一体化中,是否同样能够提升“一带一路”沿线国家的价值链地位?又是什么样的机制在发挥作用?回答清楚这些问题不但具有现实意义,而且对 OFDI、价值链等相关领域的研究也具有一定的理论意义。故本文将以我国对“一带一路”沿线国家的直接投资为例,研究其对东道国和母国双边在全球价值链中地位的影响。文章的结构如下:第一章为引言;第二章为文献回顾;第三章为理论机制分析;第四、五章为模型设定和实证结果分析;最后一章为全文的结论和建议。

二、文献回顾

直接研究发达国家的对外直接投资对一国价值链地位影响的文章并不多。多数学者关注的是发达国家的对外直接投资对一国技术水平的影响,且主要聚焦的是对母国而非东道国的影响。比如,Driffield and Love^[10]指出,发达国家的对外直接投资是以促进国内产业的发展为目的的。他们对欧洲国家的制造业数据进行了实证检验,发现这种技术上的反向溢出更多体现在研发密集型行业。Griffith *et al.*^[11]研究了英国的情况,发现该国对美国的直接投资会使自身的技术水平提高。Navaretti and Castellani^[12]认为对外直接投资有助于意大利提高本国的技术能力。尽管这些文章并没有直接研究发达国家的 OFDI 和价值链地位间的关系,但由于一国在全球价值链中的升级与其技术水平的提高有关,因此它们在一定程度上也可以被视为对这一问题做出了回答。

从发展中国家的视角,特别是直接研究我国的对外直接投资和一国价值链地位间关系的文章较多。其中,更多学者关注的是对母国价值链地位的影响。一方面,发展中国家对他国的直接投资能帮助母国转移国内的产能,并将有限的资源用于发展高附加值的产业^[6]。另一方面,不少发展中国家的对外直接投资非常注重对技术的寻求^[7-8]。在这样的目标下,母国可以通过向东道国学习,提升技术水平和创新能力^[6,13-15],并且还可以通过人力资本的积累来提升自身的吸收能力^[16]。学者们也利用中国和拉丁美洲国家的数据,从实证层面证明了发展中国家的 OFDI 和母国在全球价值链中的升级是正相关的^[9]。

相比之下,研究发展中国家的对外直接投资影响东道国价值链地位的文章较少。姚战琪和夏杰长^[17]研究了我国的对外直接投资对“一带一路”沿线国家攀升全球价值链的影响。他们认为影响路径主要有两条:一是通过技术外溢提升东道国的技术水平;二是我国大量使用来自东道国的中间品,有利于提高东道国在价值链中的嵌入程度。还有些学者对 OFDI 和东道国经济发展之间的关系展开研究。但这些文章在实证中往往以经济发展水平作为因变量,并不能够直接反映东道国的价值链地位^[18-19]。

结合本文所关注的内容,我们认为上述研究还有以下可以进一步挖掘的空间:

第一,没有在统一的框架下同时分析OFDI对母国和东道国价值链地位的影响。现有研究多是分析OFDI对单边国家价值链升级的影响。这可能是因为传统的区域经济一体化存在技术封锁等问题,因此往往只能给单边国家带来价值链地位的提升。但本文所聚焦的“一带一路”倡议强调合作共赢,从理论上来说应当具备使OFDI的双边国家同时实现价值链升级的可能,因此缺乏统一的框架来展开分析不免有些遗憾。

第二,除部分文章外,在前人有关价值链地位的研究中,一国对外直接投资的对象(东道国)以发达国家居多。而在我国对“一带一路”沿线国家直接投资的过程中,母国和东道国均为发展中国家。因此,前述的那些影响路径是否依然成立值得关注。

本文的边际贡献将主要体现在两个方面:一是结合“一带一路”倡议,在统一的框架下同时研究OFDI对母国和东道国价值链地位的影响,试图和前人更多关注单边价值链升级的情况有所区分;二是借助“一带一路”沿线国家的国别数据,为OFDI影响一国价值链地位的研究提供来自我国和其他发展中国家的经验。

三、理论机制分析

根据前人的研究,OFDI对一国价值链地位的影响首先取决于其产生的动机。Dunning^[20]、刘海云和聂飞^[21]根据母国的投资动机,将OFDI细分为三种:以利用当地廉价的生产要素和优惠政策为目的、以获取先进技术为目的、以扩大市场份额为目的。由于不同动机的OFDI所产生的效应也存在差异^[21],因此本文将对上述投资动机做进一步延伸,从以下三个效应出发分析我国对“一带一路”沿线国家的直接投资会如何影响母国(我国)和东道国(“一带一路”沿线国家)在全球价值链中所处的地位。

(一) 产业分离效应

产业分离是指一国的企业在对外直接投资的过程中,一般首先会从已经失去比较优势的产业或者落后的生产环节中抽离出来并将其分离到仍处于发展中的东道国,然后再从这些分工地位相对较低的国家进口中间品,并经过加工后实现出口^[22]。对于母国而言,上述过程一方面可以通过带动上下游产业的发展来促进国内相关产业的专业化生产^[3];另一方面可以腾出生产要素为技术含量更高的生产环节或者仍然具有比较优势的产业所用,逐步实现在全球价值链中的升级^[21]。对于东道国来说,上述过程不仅将促使其向母国出口更多的中间品,而且还能带动其从母国进口一部分本国高附加值行业生产所需要的中间品,这有利于东道国全球价值链分工地位指数的提升^[17]。据此,本文提出:

假说1a:对“一带一路”沿线国家的直接投资将会通过产业分离效应提升东道国在全球价值链中的地位;

假说1b:对“一带一路”沿线国家的直接投资还会通过产业分离效应提升我国在全球价值链中的地位。

(二) 技术溢出效应

具有竞争力的出口产品是以高质量的中间品为前提的。在母国的企业将部分落后的生产环节或者失去比较优势的产业转移到东道国后,它们就需要从当地获取生产过程中所必需的中间品。但是,受制于有限的技术水平和相对落后的管理方式,这些国家生产出来的中间品质量可能并不高。因此,为了提升出口产品的竞争力,母国企业就不得不把一些先进的技术转移过去。相应地,东道国的技术水平及其在全球价值链中的分工地位将会有所提升。这就是OFDI作用于东道国的正向技术溢出。

与之相对的是OFDI作用于母国的逆向技术溢出。即使东道国为发展中国家,其依然有值得母

国企业学习和吸收的地方^[14-15 23]。因此,母国的企业可能会在实现技术寻求目标的过程中,通过人力资本的积累来提升对先进技术的吸收能力。比如,母国可以在海外对派出人员进行再培训或者直接吸收东道国的优秀人才^[3],逐步使当地的先进技术能够逆向溢出到本国,并最终实现转化和吸收^[7-8]。据此,本文提出:

假说 2a: 对“一带一路”沿线国家的直接投资将会通过正向的技术溢出提升东道国在全球价值链中的地位;

假说 2b: 对“一带一路”沿线国家的直接投资将会通过逆向的技术溢出提升我国在全球价值链中的地位。

(三) 需求拉动效应

第一,长期的对外直接投资有利于母国的企业深入东道国,准确掌握当地消费者的偏好,并根据市场需求设计出更具有适应性的产品,因此这些国家的消费者对特定产品的需求可能会增加。第二,产业分离效应使母国的企业能够有更多的时间来聚焦其他先进生产环节,而前期通过 OFDI 所获得的逆向技术溢出也将逐步显现,因此在两者的综合作用下,母国企业的产品质量将不断提升,这会拉动国内的需求,促进国内市场的培育和深化^[3]。显然,这种同时来自国内外的需求拉动对于母国的企业来说是一种利好消息,它们将会有更强的诉求来强化该产品现有的生产模式,并使 OFDI 的双边国家在全球价值链中都能够实现升级。据此,本文提出:

假说 3a: 对“一带一路”沿线国家的直接投资将会通过需求拉动效应提升东道国在全球价值链中的地位;

假说 3b: 对“一带一路”沿线国家的直接投资还会通过需求拉动效应提升我国在全球价值链中的地位。

四、模型设定与数据处理

(一) 模型设定

为了分别研究 OFDI 对我国和“一带一路”沿线国家价值链地位的影响,设定如式(1)和式(2)所示的模型:

$$ESID_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln OFDI_{it} + \varphi X_t + \mu_{it} \quad (1)$$

$$ESIF_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln OFDI_{it} + \phi X_{it} + \eta_{it} \quad (2)$$

其中,被解释变量 $ESID_t$ 和 $ESIF_{it}$ 分别为第 t 年我国和第 i 个“一带一路”沿线国家与主要发达国家的出口结构相似度指数,以此来衡量我国和东道国在全球价值链中的地位。核心解释变量为 $OFDI_{it}$,用于表示第 t 年我国对第 i 个“一带一路”沿线国家的直接投资情况。 X 为控制变量,主要包括一国的进出口贸易总额占 GDP 的比重、一国的 R&D 资本存量(单位为万美元)。在式(1)中分别为 $open_{it}$ 和取对数的 sd_{it} ,反映我国的情况;在式(2)中分别为 $openf_{it}$ 和取对数的 sf_{it} ,反映“一带一路”沿线国家的情况。 μ_{it} 和 η_{it} 为随机干扰项。

为了具体考察 OFDI 对我国和“一带一路”沿线国家价值链地位的作用机制,在式(1)和式(2)的基础上,引入交叉项,如式(3)和式(4)所示:

$$ESID_t = \alpha_{0a} + \alpha_{1a} \ln OFDI_{it} + \alpha_{2a} \ln Z_{it} \times \ln OFDI_{it} + \varphi_a X_t + \mu_{ait} \quad (3)$$

$$ESIF_{it} = \beta_{0a} + \beta_{1a} \ln OFDI_{it} + \beta_{2a} \ln Z_{it} \times \ln OFDI_{it} + \phi_a X_{it} + \eta_{ait} \quad (4)$$

对于每个方程来说,交叉项 $\ln Z_{it} \times \ln OFDI_{it}$ 都包括 3 个内容:在式(3)中分别为 $\ln imf_{it} \times \ln OFDI_{it}$ 、 $\ln sf_{it} \times \ln OFDI_{it}$ 和 $\ln def_{it} \times \ln OFDI_{it}$ ^③,用于验证前文的假说 1b、2b 和 3b,即 OFDI 提升我国价值链地位的关键是否在于产业分离效应、逆向的技术溢出和需求拉动效应;在式(4)中则分别为 $\ln imd_{it} \times \ln OFDI_{it}$ 、 $\ln sd_{it} \times \ln OFDI_{it}$ 和 $\ln ded_{it} \times \ln OFDI_{it}$,依次对应前文的假说 1a、2a 和 3a,用于验证 OFDI 是否会通过三种效应来对东道国的价值链地位产生影响。本章第(二)部分将会对如何测度交

叉项中的各种效应做出详细的解释。

在式(1)至式(4)的基础上,我们还将做两项拓展分析。第一项拓展分析是对式(1)至式(4)进行分样本回归,分别研究亚非地区和欧洲地区的“一带一路”沿线国家的情况。

第二项拓展分析是对式(5)回归。该模型主要用于研究:如果我国和东道国的价值链地位都有所提升,那么到底谁的提升幅度更大。换句话说,在“一带一路”的倡议下,OFDI更能影响哪一方的价值链地位。核心解释变量依然为 $OFDI_{it}$,被解释变量为反映 $ESIF_{it}$ 和 $ESID_{it}$ 之间差异的变量 $ESIR_{it}$ 。 M_{it} 包括了式(1)至式(4)中的所有控制变量。除此之外,为了充分反映“一带一路”倡议对沿线国家经济发展的带动作用,我们这里只保留东道国的价值链地位低于我国的样本。

$$ESIR_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln OFDI_{it} + \theta M_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

另外,由于式(1)至式(5)在估计的过程中可能存在由系统本身引起的内生性问题^[24],因此本文将采取与动态面板数据有关的估计方法来对此问题进行处理。而广义矩估计(GMM)是动态面板数据估计中广泛用于处理内生性问题的一种方法,故本文在进行一般面板回归的基础上,还将对式(1)至式(5)进行GMM估计。

(二) 指标测度

1. 价值链地位的测度

为了度量式(1)至式(4)中的被解释变量 $ESID_{it}$ 和 $ESIF_{it}$,我们需要对一国的价值链地位进行测度。前者反映的是我国的情况,后者反映的是作为东道国的“一带一路”沿线国家的情况。本文将借鉴唐海燕和张会清^[1]、Wang and Wei^[25]等学者所采用的方法,以一国与发达国家出口商品结构的相似度指数 ESI 来表示。其计算公式如式(6):

$$ESI_t = \sum_{j=1}^n \min\{S_{jt}, S_{jt}^a\} \quad (6)$$

其中 S_{jt} 为第 t 年 j 商品占该国总出口量的百分比, S_{jt}^a 是作为参照对象的发达国家的结果。 ESI 取值应当在 0 到 1 之间,值越高,表明该国与作为参照对象的发达国家的出口结构越相似,即该国越接近于全球价值链的高端环节。鉴于美国、德国和日本的专利数量常年处在全球的前列^[1],本文选取这三个国家作为参照对象。另外,为了避免出口商品分类上的不统一带来的偏差,本文将采用 UN Comtrade 数据库中细分程度最高的 SITC 代码来测算第 t 年该国出口工业制成品的结构与美德日三国的相似度。

2. 价值链地位差异的测度

为了度量式(5)中的被解释变量 $ESIR_{it}$,我们需要对第 t 年第 i 个“一带一路”沿线国家和我国在全球价值链地位上的差异进行测度。计算公式如式(7):

$$ESIR_{it} = \frac{ESID_{it} - ESIF_{it}}{ESID_{it}} \quad (7)$$

由于在对式(5)进行回归时,我们只保留了东道国的价值链地位小于我国的样本,因此这里的 $ESIR_{it}$ 应该是大于 0 的。并且,在 $ESID_{it}$ 和 $ESIF_{it}$ 同时增加的情况下,如果 $ESIR_{it}$ 不断降低,即呈现收敛状态,那么我们就可以认为“一带一路”沿线国家的价值链地位提升速度更快;反之(发散状态)则说明对外直接投资更有助于我国的价值链升级。

3. 对外直接投资的测度

核心解释变量 $OFDI_{it}$ 表示我国在第 t 年对第 i 个“一带一路”沿线国家直接投资的资本存量,单位为万美元,数据来源于《对外直接投资统计公报》。在实际使用的时候,我们会进行对数处理,即采用 $\ln OFDI_{it}$ 。

4. 产业分离、技术溢出、需求拉动的测度

(1) 产业分离的测度

为了度量式(3)中的交叉项 $\ln imf_{it} \times \ln OFDI_{it}$ 和式(4)中的交叉项 $\ln imd_{it} \times \ln OFDI_{it}$,我们需要分别对我国和东道国存在的产业分离效应进行测度 ,以此来验证假说 1b 和 1a。

在 $\ln imf_{it} \times \ln OFDI_{it}$ 中 imf_{it} 表示第 t 年我国从第 i 个“一带一路”沿线国家进口的中间品总额。根据前文的分析 ,我国企业会将部分产业的前端环节转移到“一带一路”沿线国家 ,然后从当地进口中间品。因此 ,我国从“一带一路”沿线国家进口的中间品总额越多 ,产业分离的程度就越高 ,融入全球价值链的程度就越深^[26-27]。本文将按照 UN Comtrade 数据库中的 BEC 分类方法 ,计算第 t 年我国从第 i 个“一带一路”沿线国家进口的分类代码为 111、121、21、22、31、32、42、53 的中间产品总额^[28] ,单位为万美元。在实际使用的时候 ,我们会对其取对数。

$\ln imd_{it} \times \ln OFDI_{it}$ 的计算方法基本相同 ,唯一的差别在于: 由于这里研究的是 OFDI 对东道国价值链地位的作用 ,因此 imd_{it} 表示的是第 t 年第 i 个“一带一路”沿线国家从我国进口的中间品总额 ,单位为万美元。具体计算时仍然遵循 UN Comtrade 数据库中的 BEC 分类法 ,且同样取对数。

(2) 技术溢出的测度

为了度量式(3)中的交叉项 $\ln sf_{it} \times \ln OFDI_{it}$ 和式(4)中的交叉项 $\ln sd_{it} \times \ln OFDI_{it}$,我们需要分别对我国和东道国存在的技术溢出效应进行测度 ,以此来验证假说 2b 和 2a。

在 $\ln sf_{it} \times \ln OFDI_{it}$ 中 sf_{it} 表示第 i 个“一带一路”沿线国家在第 t 年的 R&D 资本存量 ,单位为万美元。由于一国的研发资本会直接影响其技术水平 ,因此 sf_{it} 和 $OFDI_{it}$ 形成的交叉项可以反映出“一带一路”沿线国家的技术在多大程度上通过 OFDI 逆向溢出到了我国。但多数“一带一路”沿线国家的 R&D 数据无法通过各大数据库直接获取 ,因此在参考了吴哲等^[29]的方法后 ,本文拟利用世界银行数据库中的各国研发费用占 GDP 的比重来估算 sf_{it} 并且用基期为 2004 年的美元 GDP 指数进行平减。在实际使用的时候 ,我们也会对该指标取对数。

$\ln sd_{it} \times \ln OFDI_{it}$ 的计算方法基本相同 ,唯一的差别在于: 由于这里研究的是 OFDI 对东道国价值链地位的作用 ,因此 sd_{it} 表示的是第 t 年我国的 R&D 资本存量 ,单位为百万元。 sd_{it} 可以根据公式 $sd_{it} = (1 - \delta) sd_{t-1} + RD_t$ 计算得到。其中 , RD_t 是以 2003 年为基期的我国在第 t 年的实际研发支出; sd_{t-1} 的初始值 sd_{2003} 由公式 $sd_{2003} = RD_{2003} / (g + \delta)$ 计算得到 g 为我国 2003—2014 年研发支出的增长率平均数 ,折旧率 δ 取 7.4%^[29]。

(3) 需求拉动的测度

为了度量式(3)中的交叉项 $\ln def_{it} \times \ln OFDI_{it}$ 和式(4)中的交叉项 $\ln ded_{it} \times \ln OFDI_{it}$,我们需要分别对我国和东道国所存在的需求拉动效应进行测度 ,以此来验证假说 3b 和 3a。在 $\ln def_{it} \times \ln OFDI_{it}$ 中 def_{it} 表示第 t 年第 i 个“一带一路”沿线国家的人均 GDP ,单位为美元。该变量在一定程度上可以反映出“一带一路”沿线国家的消费者对产品的需求情况。本文将根据世界银行数据库中的数据计算得到 ,并取对数。 $\ln ded_{it} \times \ln OFDI_{it}$ 的计算方法基本相同 ,唯一的差别在于 ded_{it} 表示的是第 t 年我国的人均 GDP。

(三) 数据说明及统计性描述

本文使用的是我国和 31 个“一带一路”沿线国家^④2004—2014 年间的国别数据 ,观测样本共 341 个。其中 ,价值链地位测度所需的数据来源于 UN Comtrade 数据库的 SITC 分类法。 OFDI 测度所需的数据来源于《对外直接投资统计公报》。产业分离效应测度所需的数据来源于 UN Comtrade 数据库的 BEC 分类法。技术溢出效应测度所需的数据分别来源于世界银行数据库和《中国统计年鉴》。需求拉动效应测度所需的数据来自世界银行数据库。

我们对式(1)至式(5)中的关键变量每年的情况进行了统计性描述 ,结果如表 1 所示。

表1 主要变量统计性描述结果

| 年份 | $ESID_t$ % | $ESIF_{it}$ % | $OFDI_{it}$ 万美元 | sf_{it} 万美元 | sd_t 百万元 | imf_{it} 万美元 | imd_{it} 万美元 | def_{it} 美元 | ded_t 美元 |
|------|---------------|------------------|--------------------|------------------|---------------|-------------------|-------------------|------------------|---------------|
| 2004 | 0.743 1 | 0.564 2 | 3 047.03 | 931 062 | 864 605 | 243 140 | 143 847 | 6 859.76 | 2 472.59 |
| 2005 | 0.761 0 | 0.582 8 | 6 202.81 | 977 658 | 1 043 540 | 306 214 | 178 371 | 7 244.31 | 2 635.36 |
| 2006 | 0.758 3 | 0.582 0 | 10 920.52 | 1 021 965 | 1 259 649 | 353 701 | 233 571 | 7 656.34 | 2 842.37 |
| 2007 | 0.753 6 | 0.593 8 | 19 736.16 | 1 093 672 | 1 512 321 | 431 849 | 364 013 | 8 041.35 | 2 996.12 |
| 2008 | 0.761 4 | 0.607 5 | 32 938.10 | 1 160 618 | 1 806 863 | 567 043 | 441 375 | 8 099.34 | 3 031.31 |
| 2009 | 0.763 6 | 0.630 9 | 43 817.42 | 1 224 974 | 2 187 411 | 477 951 | 357 357 | 7 665.07 | 3 304.22 |
| 2010 | 0.781 1 | 0.615 3 | 58 319.03 | 1 298 839 | 2 631 736 | 701 153 | 471 586 | 7 912.56 | 3 401.81 |
| 2011 | 0.796 7 | 0.613 6 | 87 673.87 | 1 379 865 | 3 144 633 | 937 446 | 585 293 | 8 217.51 | 3 428.89 |
| 2012 | 0.779 6 | 0.637 8 | 122 842 | 1 463 129 | 3 729 838 | 925 232 | 635 345 | 8 321.40 | 3 594.30 |
| 2013 | 0.778 1 | 0.648 4 | 157 085 | 1 549 934 | 4 371 342 | 934 724 | 629 620 | 8 451.50 | 3 770.16 |
| 2014 | 0.771 8 | 0.651 0 | 196 356 | 1 644 967 | 5 037 063 | 897 817 | 693 067 | 8 597.31 | 3 991.80 |

注: 本表汇报的是各变量取对数前的情况; 如果同一年的数据涉及多个“一带一路”沿线国家则取其平均值。

首先, 表示我国和东道国价值链地位的变量 $ESID_t$ 和 $ESIF_{it}$, 从 2004 年至 2014 年总体上呈增长的趋势, 并且后者的增长幅度更大。其次, 我国对样本中的 31 个“一带一路”沿线国家直接投资的平均资本存量($OFDI_{it}$) 从 2004 年的 3 047.03 万美元增加到 2014 年的 196 356 万美元, 说明以“一带一路”倡议为基础的区域经济一体化正在逐步形成。除此之外, 构成交叉项的变量 sf_{it} 、 sd_t 、 imf_{it} 、 imd_{it} 、 def_{it} 和 ded_t 自 2004 年以来也都在不断上升, 这为 OFDI 通过技术溢出、产业分离和需求拉动效应来提升我国和东道国的价值链地位提供了可能, 但是具体的关系还有待后文的实证结果来验证。

五、实证检验与结果分析

(一) OFDI 对我国价值链地位提升的影响

1. 实证结果

表2 为式(1) 和式(3) 的回归结果, 被解释变量为我国与发达国家的出口结构相似度指数 $ESID_t$ 。

表2 OFDI 影响我国价值链地位的回归结果

| 变量 | 一般面板模型 | | | | GMM 模型 | | | |
|-------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|--------------------------------------|
| | 式(1) | 式(3-1) | 式(3-2) | 式(3-3) | 式(1) | 式(3-1) | 式(3-2) | 式(3-3) |
| $\ln OFDI_{it}$ | 0.001 2 [*] (0.000 7) | 0.002 5 [*] (0.001 4) | 0.000 2 (0.000 5) | 0.000 1 (0.000 4) | 0.023 3 ^{***} (0.002 4) | 0.007 7 ^{***} (0.001 2) | 0.017 1 ^{**} (0.008 3) | 0.012 4 ^{***} (0.003 1) |
| $\ln sf_{it} \times \ln OFDI_{it}$ | | | -0.000 02 (0.000 04) | | | | 0.000 1 (0.000 7) | |
| $\ln imf_{it} \times \ln OFDI_{it}$ | | 0.000 3 ^{***} (0.000 1) | | | 0.001 2 ^{***} (0.000 1) | | | |
| $\ln def_{it} \times \ln OFDI_{it}$ | | | 0.000 01 (0.000 1) | | | | 0.000 5 (0.000 5) | |
| $\ln sd_t$ | -0.002 6 (0.005 9) | -0.003 0 (0.005 8) | -0.000 02 (0.000 5) | -0.000 1 (0.000 4) | 0.029 6 ^{***} (0.008 4) | 0.004 9 (0.003 3) | 0.031 4 ^{**} (0.012 4) | 0.018 8 [*] (0.010 7) |
| $open_{it}$ | 0.026 0 [*] (0.014 0) | 0.024 5 [*] (0.013 9) | 0.026 1 ^{**} (0.013 2) | 0.026 1 ^{**} (0.013 2) | 0.020 5 ^{***} (0.004 0) | 0.014 2 ^{***} (0.002 4) | 0.017 5 ^{**} (0.007 1) | 0.017 7 ^{***} (0.004 4) |
| $year$ | 0.003 7 ^{***} (0.000 5) | 0.003 2 ^{***} (0.000 5) | 0.004 0 ^{***} (0.000 4) | 0.004 0 ^{***} (0.000 4) | -0.004 5 ^{***} (0.000 7) | 0.000 3 (0.000 2) | -0.002 8 ^{**} (0.001 2) | -0.001 9 ^{***} (0.000 6) |
| 常数项 | -6.691 5 ^{***} (1.011 3) | -5.698 2 ^{***} (1.057 4) | -7.335 3 ^{***} (0.732 8) | -7.327 2 ^{***} (0.734 6) | 9.157 2 ^{***} (1.431 2) | 0.025 3 (0.431 1) | 5.726 6 ^{***} (2.211 6) | 4.223 3 ^{***} (1.147 1) |
| R^2 | 0.589 9 | 0.598 6 | 0.586 4 | 0.586 4 | | | | |
| $Wald$ | | | | | 1 150.06 | 11 957.26 | 6 745.37 | 16 063.67 |
| $Hausman P$ | 0.622 8 | 0.044 3 | 0.749 1 | 0.718 8 | | | | |
| $Sargan P$ | | | | | 0.106 6 | 0.619 8 | 0.618 5 | 0.617 2 |

注: *、**、*** 分别表示变量在 10%、5%、1% 的水平上显著。

前四列是一般面板模型的结果。根据 Hausman 检验的 P 值,除了研究产业分离效应的式(3-1)为固定效应以外,其他均为随机效应。后四列是 GMM 模型的回归结果。总的来说,表 3 的结果表明:对“一带一路”沿线国家的直接投资会通过产业分离效应提升我国在全球价值链中的地位。

首先,分析反映影响方向的式(1)。回归结果显示,无论是用随机效应模型还是 GMM 模型,OFDI_{it} 均正向通过了显著性检验,这表明对“一带一路”沿线国家的直接投资有利于促进我国在全球价值链中升级。

其次,分析反映具体作用机制的式(3)。当用一般面板模型进行回归时,OFDI_{it} 只在表示产业分离效应的式(3-1)中显著;当改用 GMM 模型时,OFDI_{it} 在式(3-1)至式(3-3)中全部通过了显著性检验。而无论是在一般面板模型还是 GMM 模型中,只有交叉项 $\ln imf_{it} \times \ln OFDI_{it}$ 在 1% 的置信水平上显著地正向影响 $ESID_t$, $\ln sf_{it} \times \ln OFDI_{it}$ 和 $\ln def_{it} \times \ln OFDI_{it}$ 均不显著。这样的结果说明:促进我国在全球价值链中升级的关键是产业分离效应,逆向的技术溢出和需求拉动效应并未发挥作用。假说 1b 得到验证,假说 2b 和 3b 无法被验证。上述结果与陈亚平^[16]、金咪娜和赵红岩^[30]等人的发现不一致,解释如下:第一,“一带一路”沿线多为发展中国家,其在 2004—2014 年间的平均 ESI 为 0.61,远低于我国的均值 0.76,说明这些国家在高附加值行业上的技术水平与我国有着不小的差距。这种客观差距的存在使得它们即使有值得学习的地方,也难以对我国的价值链地位产生明显的影响。第二,出于政治、文化等外部因素的考虑,个别“一带一路”沿线国家可能会对自己具有比较优势的产业施行技术封锁,避免技术逆向溢出至我国,比如印度的信息技术产业。第三,多数“一带一路”沿线国家的 GDP 较低,即使对特定产品的需求不断增加,有限的市场规模也使其难以真正拉动我国的价值链地位。

控制变量 $opend_t$ 对我国的价值链地位产生了显著的正向影响。无论是在面板模型还是在 GMM 模型中,进出口贸易总额占 GDP 总额的比重每提高 1%,我国与发达国家出口结构的相似度指数就会增加 0.02% 左右。这说明,一国越能够适应经济全球化,就越有可能在全球价值链中升级,因为开放的经济环境是一国创造价值的能力能够不断提升的前提条件。 sd_t 在 GMM 模型中也基本上通过了显著性检验,表明一国的研发能力与其在价值链中的地位有着明显的关系。

2. 稳健性分析

本文将通过分位数回归的方法进行稳健性检验。如表 3 所示,限于篇幅,本节将只汇报在表 2 中关键变量显著的式(1)和式(3-1)的回归结果。可以看出,在分位数点为 25% 时,OFDI_{it} 和 $\ln imf_{it} \times \ln OFDI_{it}$ 不显著。当分位数点为 50% 和 75% 时,OFDI_{it} 和 $\ln imf_{it} \times \ln OFDI_{it}$ 均通过了显著性检验,并呈现正向的影响。这说明当我国在全球价值链中有了些许的地位后,对“一带一路”沿线国家的直接投资才会更有利于我国的价值链升级。因为在这种情况下,我国将具备依托产业分离效应来发展高附加值产业的能力。总的来说,表 3 的结果进一步验证了假说 1b。

表 3 OFDI 影响我国价值链地位的分位数回归结果

| 变量 | 式(1) | | | 式(3-1) | | |
|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|
| | QREG(25) | QREG(50) | QREG(75) | QREG(25) | QREG(50) | QREG(75) |
| $\ln OFDI_{it}$ | 0.000 7 (0.000 8) | 0.001 0 [*] (0.000 5) | 0.001 8 [*] (0.001 0) | 0.000 3 (0.002 2) | 0.001 9 [*] (0.001 1) | 0.004 1 ^{**} (0.002 1) |
| $\ln imf_{it} \times \ln OFDI_{it}$ | | | | | 0.000 1 (0.000 2) | 0.000 3 ^{**} (0.000 1) |
| $\ln OFDI_{it}$ | | | | | | 0.000 5 ^{***} (0.000 2) |
| $\ln sd_t$ | 0.001 6 (0.007 3) | -0.001 3 (0.005 2) | -0.006 2 (0.010 1) | 0.001 4 (0.009 9) | -0.001 8 (0.006 9) | -0.006 2 (0.009 3) |
| $opend_t$ | 0.000 8 (0.013 6) | 0.018 4 [*] (0.009 5) | 0.047 6 ^{**} (0.018 9) | 0.001 4 (0.017 8) | 0.018 1 (0.012 3) | 0.040 6 ^{**} (0.016 9) |
| $year$ | 0.002 5 ^{***} (0.000 6) | 0.003 4 ^{***} (0.000 4) | 0.004 7 ^{***} (0.000 8) | 0.002 4 ^{***} (0.000 8) | 0.003 0 ^{***} (0.000 6) | 0.003 8 ^{***} (0.000 8) |

注: *、**、*** 分别表示变量在 10%、5%、1% 的水平上显著;本结果是在 Stata14.0 软件中使用 xtreg 命令得到的,软件没有报告方程的常数项和 R 平方。

(二) OFDI 对“一带一路”沿线国家价值链地位提升的影响

1. 实证结果

表 4 为式(2)和式(4)的回归结果,被解释变量为“一带一路”沿线国家与发达国家的出口结构相似度指数 $ESIF_{it}$ 。根据 Hausman 检验的 P 值,前四列是固定效应模型的结果。根据 Sargan 检验的 P 值,后四列是 GMM 模型的回归结果。总的来说,表 4 的结果表明:我国对“一带一路”沿线国家的直接投资会通过正向的技术溢出和需求拉动效应提升东道国在全球价值链中的地位。

表 4 OFDI 影响“一带一路”沿线国家价值链地位的回归结果

| 变量 | 一般面板模型 | | | | GMM 模型 | | | |
|-------------------------------------|----------------------------|----------------------------|---------------------------|---------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| | 式(2) | 式(4-1) | 式(4-2) | 式(4-3) | 式(2) | 式(4-1) | 式(4-2) | 式(4-3) |
| $\ln OFDI_{it}$ | 0.015 4 *** (0.003 7) | 0.031 4 *** (0.011 8) | 0.077 5 ** (0.036 0) | 0.239 8 *** (0.080 3) | 0.023 5 *** (0.001 9) | 0.036 7 (0.031 5) | 0.036 0 *** (0.006 0) | 0.042 1 * (0.024 4) |
| $\ln sd_t \times \ln OFDI_{it}$ | | | | 0.004 3 * (0.002 5) | | | 0.001 4 ** (0.000 6) | |
| $\ln imd_{it} \times \ln OFDI_{it}$ | | 0.001 3 (0.000 9) | | | | -0.003 0 (0.002 0) | | |
| $\ln ded_t \times \ln OFDI_{it}$ | | | | 0.027 7 *** (0.009 9) | | | 0.009 5 *** (0.003 2) | |
| $\ln sf_{it}$ | -0.040 8 *** (0.011 0) | -0.043 2 *** (0.010 9) | -0.041 1 *** (0.010 9) | -0.040 8 *** (0.010 8) | -0.026 9 (0.018 9) | -0.037 1 * (0.019 7) | -0.041 0 *** (0.010 5) | -0.033 7 *** (0.012 0) |
| $\ln open_{it}$ | 0.069 2 *** (0.023 3) | 0.072 9 *** (0.023 1) | 0.087 0 *** (0.025 4) | 0.104 3 *** (0.026 2) | -0.007 4 (0.019 2) | -0.011 7 (0.018 8) | -0.003 7 (0.015 7) | 0.003 8 (0.015 8) |
| $year$ | 0.017 0 *** (0.002 1) | 0.014 8 *** (0.002 3) | 0.010 6 ** (0.004 2) | 0.006 8 (0.004 2) | 0.015 3 *** (0.002 2) | 0.015 5 *** (0.004 3) | 0.013 2 *** (0.001 8) | 0.022 9 *** (0.001 2) |
| 常数项 | -32.867 5 *** (4.070 1) | -28.564 8 *** (4.447 3) | -20.087 6 ** (8.410 8) | -12.564 4 (8.296 6) | -29.643 3 *** (4.143 4) | -30.145 7 *** (8.493 1) | -25.425 1 *** (3.498 6) | -44.864 3 *** (4.422 4) |
| R^2 | 0.257 3 | 0.247 8 | 0.265 5 | 0.278 2 | | 1.789.62 | 1.043.43 | 1.838.63 |
| $Wald$ | | | | | | | | 2.026.01 |
| $Hausman P$ | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | | 0.866 6 | 0.968 3 | 0.923 9 |
| $Sargan P$ | | | | | | | | 0.896 4 |

注: *、**、*** 分别表示变量在 10%、5%、1% 的水平上显著。

首先,分析反映影响方向的式(2)。回归结果显示,无论是用固定效应模型还是用 GMM 模型, $OFDI_{it}$ 均在 1% 的置信水平上正向显著,这表明我国对“一带一路”沿线国家的直接投资的确有利于促进东道国在全球价值链中升级。

其次,分析反映具体作用机制的式(4)。当用固定效应模型时, $OFDI_{it}$ 在式(4-1)至(4-3)中全部显著;当改用 GMM 模型时, $OFDI_{it}$ 只在表示技术溢出效应的式(4-2)和表示需求拉动效应的式(4-3)中显著。而无论是在固定效应模型还是在 GMM 模型中,交叉项 $\ln imd_{it} \times \ln OFDI_{it}$ 都不显著,只有 $\ln sd_t \times \ln OFDI_{it}$ 和 $\ln ded_t \times \ln OFDI_{it}$ 显著地正向影响 $ESIF_{it}$ 。这样的结果说明:我国对“一带一路”沿线国家的直接投资主要是通过正向的技术溢出和需求拉动效应来提高东道国的价值链地位的,产业分离效应的作用不大。假说 2a 和 3a 得到验证,1a 无法被验证。这可能是因为:第一,一些跨国企业可能是在当地直接购买生产所需要的中间品的;第二,“一带一路”沿线国家的价值链地位相对较低,能够从我国进口的中间品规模有限;第三,本文的样本时间段为 2004—2014 年,而“一带一路”倡议是在 2013 年提出的,因此产业分离效应对沿线国家价值链地位的影响可能无法完全体现。

2. 稳健性分析

本节仍将采用分位数回归的方法来进行稳健性检验,如表 5 所示。但限于篇幅,本节将只汇报在表 4 中交叉项显著的式(4-2)和式(4-3)的回归结果。事实上,如果直接对式(2)进行分位数回归, $OFDI_{it}$ 也在 1% 的置信水平上正向地显著,即无论“一带一路”沿线国家的价值链地位处于何种水

平 我国对其直接投资都将有利于该国在全球价值链中升级。

对式(4-2)而言,当分位数点为50%和75%时,OFDI_{it}和lnsd_t × lnOFDI_{it}均正向地通过了显著性检验。这说明当“一带一路”沿线的国家在全球价值链中有了一定的地位后,它们将具备依托技术溢出效应来吸收我国先进技术的能力。而在式(4-3)中,无论分位数点为25%、50%还是75%,OFDI_{it}和lnded_t × lnOFDI_{it}都正向地显著。这表明对于样本中的所有“一带一路”沿线国家,我国的OFDI都将会通过需求拉动效应提升其在全球价值链中的地位。综上所述,表5的结果进一步验证了假说2a和3a。

(三) 拓展分析

1. 分国家样本的比较分析

表6和表7为分国家样本后的GMM模型的回归结果。其中,表6用于分析OFDI对我国价值链地位提升的影响,表7用于分析OFDI对“一带一路”沿线国家价值链地位提升的作用。在分样本时,我们按照东道国所处大洲的不同,将全部的31个“一带一路”样本国家细分为14个亚非国家和17个欧洲国家^⑤,然后分别对其进行GMM回归。

表6 OFDI影响我国价值链地位的分样本结果(GMM模型)

| 变量 | 东道国来自亚非地区 | | | | 东道国来自欧洲 | | | |
|--------------------------------------------|-----------------------|------------------------|---------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|------------------------|------------------------|
| | 式(1) | 式(3-1) | 式(3-2) | 式(3-3) | 式(1) | 式(3-1) | 式(3-2) | 式(3-3) |
| lnOFDI _{it} | 0.0067*** (0.0014) | 0.0160** (0.0066) | 0.0009 (0.0076) | 0.0066 (0.0069) | 0.0084*** (0.0014) | 0.0132** (0.0069) | 0.0062 (0.0066) | 0.0007 (0.0291) |
| lnsf _{it} × lnOFDI _{it} | | | 0.0006 (0.0007) | | | | -0.0001 (0.0004) | |
| lnimf _{it} × lnOFDI _{it} | | 0.0015*** (0.0004) | | | 0.0017*** (0.0006) | | | |
| lndef _{it} × lnOFDI _{it} | | | 0.0001 (0.0008) | | | | 0.0006 (0.0031) | |
| lnsd _t | 0.0265 (0.0183) | 0.0325 (0.0323) | 0.0487* (0.0257) | 0.0230 (0.0185) | 0.0143 (0.0103) | 0.0190* (0.0107) | 0.0156*** (0.0048) | 0.0055 (0.0231) |
| opend _t | 0.0100** (0.0043) | -0.0451*** (0.0146) | 0.0004 (0.0105) | 0.0109** (0.0052) | 0.0186*** (0.0024) | 0.0100 (0.0069) | 0.0145*** (0.0020) | 0.0177*** (0.0031) |
| year | 0.0003 (0.0011) | -0.0048*** (0.0016) | -0.0018 (0.0026) | 0.0009 (0.0012) | 0.0016** (0.0007) | -0.0001 (0.0014) | 0.0027*** (0.0005) | 0.0023*** (0.0007) |
| 常数项 | -0.3369 (1.8847) | 9.6758*** (2.8261) | 3.5826 (4.9358) | -1.4218 (2.1751) | -2.7065** (1.1648) | 0.4883 (3.0145) | -4.9166*** (0.9876) | -3.9627*** (1.2729) |
| Wald | 9809.77 | 705.54 | 39389.30 | 27109.10 | 4921.91 | 36615.10 | 20418.86 | 37163.82 |
| Sargan P | 0.7859 | 0.9268 | 0.9996 | 0.9991 | 0.6056 | 0.9969 | 0.9946 | 0.9948 |

注:*, **, ***分别表示变量在10%、5%、1%的水平上显著。

表 7 OFDI 影响“一带一路”沿线国家价值链地位的分样本结果(GMM 模型)

| 变量 | 东道国来自亚非地区 | | | | 东道国来自欧洲 | | | |
|-------------------------------------|---------------------------|--------------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | 式(2) | 式(4-1) | 式(4-2) | 式(4-3) | 式(2) | 式(4-1) | 式(4-2) | 式(4-3) |
| $\ln OFDI_{it}$ | 0.0377 ** (0.0182) | 0.0056 (0.0411) | 0.0460 *** (0.0152) | 0.0655 *** (0.0167) | 0.0220 *** (0.0062) | 0.0533 *** (0.0137) | 0.0167 (0.0367) | 0.2596 ** (0.1203) |
| $\ln sd_t \times \ln OFDI_{it}$ | | | | 0.0024 * (0.0014) | | | -0.0024 (0.0030) | |
| $\ln imd_{it} \times \ln OFDI_{it}$ | | 0.0007 (0.0016) | | | | 0.0034 (0.0022) | | |
| $\ln ded_t \times \ln OFDI_{it}$ | | | | 0.0134 ** (0.0072) | | | | 0.0340 ** (0.0149) |
| $\ln sf_{it}$ | -0.2242 ** (0.1091) | 0.0792 (0.0509) | -0.1302 (0.1218) | -0.1810 ** (0.0970) | -0.0057 (0.0348) | 0.0374 (0.0409) | 0.0248 (0.0316) | -0.0793 (0.1272) |
| $\ln open_{it}$ | 0.0012 (0.0533) | 0.0715 ** (0.0357) | 0.0440 (0.0470) | -0.0169 (0.0820) | 0.0073 (0.0404) | -0.0115 (0.0373) | -0.0011 (0.0318) | -0.0130 (0.0360) |
| $year$ | 0.0452 *** (0.0156) | 0.0199 ** (0.0083) | 0.0396 ** (0.0155) | 0.0468 ** (0.0236) | 0.0121 *** (0.0038) | 0.0041 (0.0029) | 0.0160 * (0.0083) | 0.0281 * (0.0148) |
| 常数项 | -86.7875 *** (29.7948) | -38.4957 ** (16.1249) | -76.9887 ** (31.4594) | -90.4244 * (46.4507) | -23.4020 *** (7.2570) | -8.1637 (5.5646) | -31.6470 * (16.3080) | -54.7414 * (28.2539) |
| $Wald$ | 589.69 | 177.62 | 95.92 | 99.79 | 168.61 | 320.33 | 167.12 | 84.91 |
| $Sargan P$ | 1.0000 | 1.0000 | 1.0000 | 1.0000 | 0.9999 | 0.9999 | 0.9928 | 1.0000 |

注: *、**、*** 分别表示变量在 10%、5%、1% 的水平上显著。

就本文所关注的问题而言,分国家样本的回归结果和全样本的回归结果基本相同。唯一的不同之处在于:对于 17 个欧洲国家来说,式(4-2)中的 $OFDI_{it}$ 及 $\ln sd_t \times \ln OFDI_{it}$ 均不显著。这说明我国对“一带一路”沿线国家的直接投资并不会通过正向的技术溢出来提升欧洲东道国的价值链地位。解释如下:一是在 2004 年到 2014 年间,我国对欧洲 17 国直接投资的平均金额为 25 054 亿美元,远低于对亚非 14 国直接投资的平均金额(118 324 亿美元),投资规模上的差异决定了两个地区的东道国能够吸收的技术溢出是不同的。二是相比于亚非地区,欧洲国家和我国在文化背景等方面差异更大,即使这些国家从我国获得了一定的技术溢出,也可能会因为产业结构上的不同而难以快速地转化为本国技术水平的提高和价值链地位的提升。

2. 价值链提升影响程度的比较分析

表 8 为式(5)的回归结果,被解释变量为反映我国和“一带一路”沿线国家价值链地位差异的 $ESIR_{it}$ 。根据 Hausman 和 Sargan 检验的 P 值,第一列是随机效应模型,第二列是固定效应模型,第三列和第四列均为 GMM 模型。在具体操作中,我们剔除了出口结构相似度指数 ESI 比我国高的 119 个样本,因此观测值为 222 个。总的来说,表 8 的结果表明:相比于东道国,对“一带一路”

表 8 以 $ESIR_{it}$ 为被解释变量的回归结果

| 变量 | 一般面板模型 | | GMM 模型 | |
|-----------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|---------------------------|
| | 式(5) | 式(5) | 式(5) | 式(5) |
| $\ln OFDI_{it}$ | 0.0169 *** (0.0057) | 0.0156 *** (0.0059) | 0.0412 *** (0.0106) | 0.0383 ** (0.0196) |
| $\ln sd_t$ | | 0.7295 ** (0.2844) | | 0.0281 (0.0283) |
| $\ln sf_{it}$ | | 0.0519 *** (0.0148) | | 0.7298 *** (0.2032) |
| $\ln open_{it}$ | | 0.4500 *** (0.1335) | | 0.5926 *** (0.1302) |
| $\ln ded_t$ | | -0.1812 *** (0.0522) | | -0.0049 (0.0839) |
| $\ln def_{it}$ | | -0.7588 *** (0.2470) | | 0.5227 (0.3841) |
| $year$ | -0.0166 *** (0.0028) | -0.1032 ** (0.0479) | -0.0265 *** (0.0058) | -0.1686 *** (0.0514) |
| 常数项 | 33.4592 *** (5.5286) | 203.1061 ** (92.3900) | 53.2309 *** (11.5083) | 319.7193 *** (96.5564) |
| R^2 | 0.2036 | 0.3092 | | |
| $Wald$ | | | 270.426.24 | 129.166.23 |
| $Hausman P$ | 0.6179 | 0.0018 | | |
| $Sargan P$ | | | 0.9996 | 1.0000 |

注: *、**、*** 分别表示变量在 10%、5%、1% 的水平上显著。

沿线国家的直接投资更能提高我国在全球价值链中的地位。

无论是在一般的面板模型还是在 GMM 模型中, $OFDI_{it}$ 均正向通过了显著性检验。我国的对外直接投资每增加 2.72 万美元,“一带一路”沿线国家的 ESI 指数与我国的差距就会增加 0.03% 左右。这一结果不完全符合我们的预期。因为根据统计性描述的结果,在 2004—2014 年间,“一带一路”沿线国家 ESI 指数的增长幅度其实是高于我国的,双边的价值链地位变化在总体上呈现收敛状态。但在式(5)中,由 OFDI 解释的部分却呈现发散状态,这表明:第一,对于沿线国家来说,“一带一路”倡议目前还没有完全发挥其在价值链升级方面的作用;第二,全球价值链地位提升的源泉在于自主创新,因此对于我国来说,未来在进行对外直接投资的过程中要尽可能强调技术在国家间的互补而非替代。

六、结论与建议

随着国际经济进入高质量发展的时代,世界各国,特别是发展中国家参与国际分工与合作的激励动机不仅在于获取贸易创造的绝对效益,更在于提升价值链的地位。习近平总书记于 2013 年提出建设“一带一路”的合作倡议。在这种新兴的区域经济一体化里,我国在向“一带一路”沿线国家进行直接投资的过程中,是否能够实现价值链地位的提升?该倡议又是否能够同时促使东道国在全球价值链中升级,真正实现合作共赢的局面?本文正是在这样的背景下,以我国对 31 个“一带一路”沿线国家的直接投资为例,借助 2004—2014 年间的国别数据,实证研究其对母国和东道国价值链地位的影响,并得到了如下结论:

第一,对“一带一路”沿线国家的直接投资会通过产业分离效应提升我国在全球价值链中所处的地位。因为我国企业在将某些产业分离到“一带一路”沿线的国家后,可以为技术含量更高的环节或者仍然具有比较优势的产业腾出生产要素和发展的空间。第二,对“一带一路”沿线国家的直接投资会通过正向的技术溢出和需求拉动效应促进东道国在全球价值链中升级。在产业分离的情况下,一方面,我国企业为了保证进口的中间品质量,可能会把一些先进的技术转移到“一带一路”沿线国家;另一方面,在企业可以腾出更多的精力提升产品的质量后,消费者对产品的需求也会增加,这会进一步强化现有的生产模式,逐步提高东道国在全球价值链中的地位。第三,相比于东道国,对“一带一路”沿线国家的直接投资更能提高我国在全球价值链中的地位。

本文提出以下两点建议:第一,坚定不移地实施“一带一路”倡议。我国对“一带一路”沿线国家的直接投资是将自身在产能、资金等方面的优势转化为市场与合作优势的一个过程。我们可以利用“一带一路”的区位优势来为产业分离提供足够的拉力,并促进我国和东道国双边的价值链升级。第二,考虑到“一带一路”沿线国家的国情复杂而且国别差异很大,在对外直接投资前,我们要做好对东道国投资环境的评估。在此基础上,一方面稳步提升对吸收外资能力较强的国家的投资比例;另一方面对于投资环境相对较差的国家,也应当在基础设施的建设等方面提供支持,尽可能在双边得益的同时实现价值链的升级。

注释:

①“对外直接投资”的英文缩写为 OFDI。为了行文的方便,文中两者可能会交替出现。

②数据来源于《2017 年度中国对外直接投资统计公报》。

③3 个交叉项是分别放入式(3)中的,并非一次性全部放入,故式(3)在实际回归的时候应当有三个方程,分别被标记为(3-1)、(3-2)、(3-3)。式(4)同理,分别被标记为(4-1)、(4-2)、(4-3)。

④鉴于数据可得性,本文选取“一带一路”沿线国家中的 31 国作为样本,分别是:埃及、泰国、马来西亚、新加坡、印度、斯里兰卡、哈萨克斯坦、吉尔吉斯斯坦、塔吉克斯坦、乌兹别克斯坦、伊朗、沙特阿拉伯、以色列、科威特、土耳其、蒙古、俄罗斯、阿塞拜疆、保加利亚、白俄罗斯、波黑、克罗地亚、捷克、爱沙尼亚、匈牙利、拉脱维亚、波兰、罗马尼亚、塞

尔维亚、斯洛伐克和乌克兰。

⑤14个亚非国家为：埃及、泰国、马来西亚、新加坡、印度、斯里兰卡、哈萨克斯坦、吉尔吉斯斯坦、塔吉克斯坦、乌兹别克斯坦、伊朗、沙特阿拉伯、科威特、蒙古；17个欧洲国家为：以色列、土耳其、俄罗斯、阿塞拜疆、保加利亚、白俄罗斯、波黑、克罗地亚、捷克、爱沙尼亚、匈牙利、拉脱维亚、波兰、罗马尼亚、塞尔维亚、斯洛伐克和乌克兰。

参考文献：

- [1]唐海燕,张会清.产品内国际分工与发展中国家的价值链提升[J].经济研究,2009(9):81-93.
- [2]唐志芳,顾乃华.制造业服务化、全球价值链分工与劳动收入占比——基于WIOD数据的经验研究[J].产业经济研究,2018(1):15-27.
- [3]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.
- [4]史雪娜,王蒙蒙,熊晓铁.“一带一路”倡议下 OFDI 经济增长效应及差异性影响研究——基于省级面板数据的门槛回归分析[J]. 河南师范大学学报(哲学社会科学版), 2018(2): 51-56.
- [5]刘洪铎,曹翔,李文宇.双边贸易成本与对外直接投资:抑制还是促进?——基于中国的经验证据[J].产业经济研究,2016(2):96-108.
- [6]韩超. OFDI对中国全球价值链升级的影响研究[D].北京:首都经济贸易大学,2018.
- [7]PANANOND P. Where do we go from here? Globalizing subsidiaries moving up the value chain [J]. Journal of international management, 2013, 19(3): 207-219.
- [8]AZMEH S, NADVI K. Asian firms and the restructuring of global value chains [J]. International business review, 2014, 23(4): 708-717.
- [9]GIULIANI E, PIETROBELLINI C, RABELLOTTI R. Upgrading in global value chains: lessons from Latin American clusters [J]. World development, 2005, 33(4): 549-573.
- [10]DRIFFIELD N, LOVE J H. Foreign direct investment, technology sourcing and reverse spillovers [J]. Manchester school, 2003, 71(6): 659-672.
- [11]GRIFFITH R, HARRISON R, VAN REENEN J. How special is the special relationship? Using the impact of U. S. R&D spillovers on U. K. firms as a test of technology sourcing [J]. American economic review, 2006, 96(5): 1859-1875.
- [12]NAVARETTI G B, CASTELLANI D. Investments abroad and performance at home: evidence from Italian multinationals [R]. CEPR discussion papers 2004 No. 4284.
- [13]王宗赐,韩伯棠,钟之阳.技术寻求型FDI及其反向溢出效应研究[J].科学学与科学技术管理,2011(2):5-13.
- [14]PALIT A. Technology upgradation through global value chains: challenges before BIMSTEC nations [J]. Centre for studies in international relations and development (CSIRD) January 2006 2006.
- [15]BRACH J, KAPPEL R T. Global value chains, technology transfer and local firm upgrading in Non-OECD countries [R]. Giga working paper 2009.
- [16]陈亚平. OFDI逆向技术溢出对农业价值链地位提升的影响研究——以G20为例[D].杭州:浙江大学,2015.
- [17]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(4):35-46.
- [18]秦磊.中国对外直接投资对GMS东道国影响分析——以越南、柬埔寨、老挝为例[J].学术探索,2011(4):39-42.
- [19]WHALLEY J, WEISBROD A. The contribution of Chinese FDI to Africa's pre crisis growth surge [J]. Global economy journal, 2012, 12(4): 1-28.
- [20]DUNNING J H. Trade, location of economic activity and the MNE: a search for an eclectic approach [J]. The international allocation of economic activity: Springer, 1977: 395-418.
- [21]刘海云,聂飞.中国OFDI动机及其对外产业转移效应——基于贸易结构视角的实证研究[J].国际贸易问题,2015(10):73-86.
- [22]李俊久,蔡琬琳.对外直接投资与中国全球价值链分工地位升级:基于“一带一路”的视角[J].四川大学学报(哲学社会科学版),2018(3):157-168.
- [23]王恕立,向姣姣.对外直接投资逆向技术溢出与全要素生产率:基于不同投资动机的经验分析[J].国际贸易问

- 题 2014(9):109-119.
- [24]干春晖,郑若谷,余典范.中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J].经济研究,2011(5):4-16.
- [25]WANG Z,WEI S J. What accounts for the rising sophistication of China's exports? [R]. NBER working paper 2008, No. 13771.
- [26]李建军,孙慧.全球价值链分工、制度质量与中国ODI的区位选择偏好——基于“一带一路”沿线主要国家的研究[J].经济问题探索,2017(5):110-122.
- [27]NG F, YEATS A. Production sharing in East Asia: who does what for whom, and why? [M]. The World Bank, 1999.
- [28]李方静.基于二元边际视角的中间产品进口对中国制造业出口质量影响研究[D].南京:东南大学,2015.
- [29]吴哲,范彦成,陈衍泰,等.新兴经济体对外直接投资的逆向知识溢出效应——中国对“一带一路”国家ODI的实证检验[J].中国管理科学,2015(8):690-695.
- [30]金咪娜,赵红岩.ODI逆向技术溢出对价值链地位提升的影响——基于高技术产业吸收能力视角[J].财经界(学术版),2016(36):107.

(责任编辑:李 敏)

OFDI and bilateral moving up in the global value chain: an empirical study on the Belt and Road initiative

PENG Peng¹, LI Jiayi²

(1. College of Finance, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China;

2. College of Economics and Management, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China)

Abstract: Taking the Belt and Road initiative as an example, the impact of OFDI on the moving up of host country and home country bilaterally in the global value chain is empirically studied with the national data from 2004 to 2014. The results show that (1) OFDI in countries along the Belt and Road can separate the industries that have lost their comparative advantages or the backward production links in China, thus freeing up space for the development of high value-added industries and enhancing China's status in the value chain. (2) The advanced technology of Chinese enterprises will overflow to countries along the Belt and Road, which will promote the upgrading of the host country in the global value chain by improving its technology level. Growing demand will strengthen the existing production patterns and further improve the host country's position in the global value chain. (3) Compared with the host country, OFDI in countries along the Belt and Road will improve China's position in the global value chain more.

Key words: OFDI; bilateral country; value chain; industrial separation; technology spillovers; demand pull