

# 中国在“一带一路”沿线国家OFDI的第三国效应研究：基于空间计量方法

马述忠 刘梦恒

**摘要：**中国在对外直接投资过程中面临的国际关系越来越复杂，不仅有中国与东道国之间的关系，还有东道国之间的关系，第三国在中国对东道国的OFDI中发挥着越来越重要的作用。本文从空间视角出发，构建空间计量模型，运用2003—2014年42个“一带一路”沿线国家的面板数据对中国OFDI的第三国效应进行了实证检验。研究发现，中国在“一带一路”沿线国家的OFDI存在显著的第三国效应，且具体表现为挤出效应。一方面，中国在第三国的OFDI对中国在东道国的OFDI存在显著的挤出效应；另一方面，第三国市场也会对中国在东道国的OFDI产生显著的挤出效应。本文还研究发现，中国在“一带一路”沿线国家的OFDI呈现出“一动机一导向”特征，即资源寻求动机和贸易导向特征。采取替换变量和更改方法两种方式进行稳健性检验，结果进一步证实了上述结论。最后，本文提出了相关政策建议。

**关键词：**对外直接投资；第三国效应；“一带一路”；空间面板

DOI:10.13510/j.cnki.jit.2016.07.007

## 引言

近年来，随着“走出去”战略的不断深入，中国对外直接投资<sup>①</sup>呈现出指数型增长趋势。2014年，中国对外直接投资额达到1231.2亿美元<sup>②</sup>，连续3年成为全球第三大对外投资国。对外直接投资快速增长的同时，中国的投资区域分布也更加广泛。截止到2013年底，中国在184个国家和地区进行了对外直接投资，占全球所有国家和地区的79%<sup>③</sup>。

随着对外投资东道国数量的增加，中国面临的投资环境越来越复杂。首先，中国对外直接投资需要考虑更多东道国的地区稳定性和相关产业发展政策；其次，东

---

[基金项目]本文系国家自然科学基金面上项目（批号71473217）、教育部人文社会科学研究规划基金项目（批号14YJA790038）、浙江省哲学社会科学重点项目（批号14JDQY01Z）的系列研究成果之一。

马述忠：浙江大学经济学院；刘梦恒（通讯作者）：浙江大学经济学院 310027 电子信箱：mhliu@zju.edu.cn。

①为了叙述方便，本文将混用OFDI和对外直接投资，同时，直接用第三国OFDI（或第三国对外直接投资）和东道国OFDI（或东道国对外直接投资）来表示中国对第三国和东道国的OFDI。

②《2014年度中国对外直接投资统计公报》。

③《中国对外投资合作发展报告2014》。

道国之间的联系成为中国对外直接投资需要关注的重点。以往的学术研究和政策制定可能更多地关注两国关系,但是,越来越多的证据说明,“第三国效应”正在扮演着越来越重要的角色 (Bergstrand and Egger, 2007; Ekholm et al., 2007; Davies and Guillin, 2014; Nwaogu and Ryan, 2014; 谢杰、刘任余, 2011)。特别是在2013年习近平主席提出“一带一路”战略构想的背景下,“一带一路”沿线的各个国家均有各自的利益诉求。虽然中国是“一带一路”战略的倡议国,但是,沿线国家间也可以基于该战略发展经贸合作关系,这种东道国之间的经贸合作关系会对中国在“一带一路”沿线的对外直接投资产生影响。

基于此,本文研究的关键问题如下:中国在“一带一路”沿线国家的对外直接投资是否存在显著的第三国效应?第三国效应表现为互补效应还是挤出效应?为了回答上述问题,本文将构建空间面板计量模型,运用2003-2014年42个“一带一路”沿线国家数据,实证检验中国对外直接投资的第三国效应,并进行一系列稳健性检验。

## 一、文献综述

传统FDI理论大多建立在两国模型的基础上 (Markusen, 1984; Helpman, 1984)。Markusen (1984)通过建立两国一般均衡模型后发现,母国进行OFDI的原因是为了争夺更大的市场份额(称之为“水平型OFDI”);出现这种类型OFDI的原因可能有两个,一是母国与东道国之间的贸易成本很高,二是母国在东道国建厂的成本很低。此时,不论是母国与东道国之间的贸易成本,还是母国在东道国建厂的成本,都与第三国没有关系,因此,这种类型的OFDI没有第三国效应 (Blonigen et al., 2007)。Helpman (1984)也建立了两国一般均衡模型,研究认为,母国进行OFDI的原因是为了服务本国市场(称之为“垂直型OFDI”)。具体来说,通过OFDI,母国能够获取东道国较低的要素成本,并将在东道国生产的产品出口回母国。此时,在母国市场规模和消费水平相对稳定的前提下,第三国要素成本一旦比东道国低或者相差无几,那么,母国在第三国的OFDI与母国在东道国的OFDI就会存在替代效应,即存在第三国效应,且空间滞后系数的符号显著为负 (Blonigen et al., 2007)。

随后,FDI理论的研究逐步放松了两国假设。Yeaple (2003)与Ekholm et al. (2007)认为,母国在东道国进行OFDI的目的是为了将产品出口到第三国(称之为“出口平台型OFDI”)。出现这种类型OFDI的一个基本前提是,东道国与第三国的贸易成本比母国与东道国(或第三国)的贸易成本低 (Ekholm et al., 2007)。在第三国效应方面,这种类型与垂直型OFDI相似,均存在母国在第三国的OFDI与母国在东道国的OFDI之间有替代效应这一内在机理 (Nwaogu and Ryan, 2014),即存在第三国效应。在Markusen、Helpman、Ekholm与Yeaple等人的基础上,Baltagi et al. (2007)提出了一种新的OFDI类型,称之为“集聚垂直复合型OFDI”。这种类型的OFDI覆盖于多个目的国中,形成产品链,最后的产品出口回到母国。此时,母国对第三国的OFDI与母国对东道国的OFDI形成互补 (Nwaogu and Ryan, 2014),即存在第三国效应。Blonigen et al. (2007)根据空间滞后系数符号及市场潜力变量系数符号的差异将OFDI分成四大类(如表1),该

分类为后续大多数研究对外投资的作者所引用和参考。

最早使用空间计量方法来研究OFDI的是Coughlin and Segev (2000), 他们发现, 空间滞后系数为正数, 即第三国对东道国OFDI有互补效应, 但是, 他们没有控制市场潜力变量。后续的多篇运用空间计量方法研究对外直接投资的文献均控制了市场潜力变量 (Baltagi et al., 2007; Blonigen et al., 2007; Garretsen and Peeters, 2009), 但是, 他们的研究结论有所差异。Baltagi et al. (2007) 和 Blonigen et al. (2007) 研究得到的市场潜力变量系数显著为负, 即第三国市场会对东道国市场产生挤出效应; Garretsen and Peeters (2009) 的结论则刚好相反, 他们认为, 第三国市场会对东道国市场产生互补效应。Davies and Guillin (2014) 分别选用地理距离、基因距离、通勤时间和运输成本作为空间距离权重矩阵构建空间面板模型, 实证检验了美国服务型OFDI的第三国效应。Nwaogu and Ryan (2014) 的结论与 Davies and Guillin (2014) 一致。

国内关于第三国(方)效应的文献主要集中于FDI(外商直接投资), 关于OFDI(对外直接投资)第三国效应的文献很少。谢杰、刘任余(2011)基于新经济地理学空间视角, 构建空间计量模型实证检验了中国OFDI的第三国效应, 他们检验出来的空间滞后系数显著为正, 意味着第三国对外直接投资对东道国OFDI会产生空间互补效应。但是, 他们没有引入重要的市场潜力变量。

总的来看, 现有文献从OFDI类型、第三国效应机理、OFDI区域差异等方面对OFDI第三国效应研究做出了重要贡献。但是, 这些文献也存在如下几点不足: (1) 目前OFDI第三国效应相关研究的母国主要是发达国家, 缺少以发展中国家作为母国的相关研究; (2) 第三国效应相关的文献存在观点相悖、结论不同的现象, 如Baltagi et al. (2007) 和 Blonigen et al. (2007) 研究得到的市场潜力变量系数显著为负, 而Garretsen and Peeters (2009) 的结论则刚好相反; (3) 运用空间计量方法研究中国OFDI的国内文献偏少, 研究中国在“一带一路”沿线国家的OFDI第三国效应的文献更少。为此, 本文运用空间计量的方法检验了中国在“一带一路”沿线国家对外直接投资的第三国效应。

## 二、实证模型和数据选取

### (一) 空间计量模型

#### 1. 基准模型

本文首先构建如下基准模型:

$$\ln OFDI_{it} = \alpha + \beta MP + \xi Host\ variables + \eta Home\ variables + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

基准模型(1)在Davies and Guillin (2014) 和Nwaogu and Ryan (2014) 的空间计量模型基础上增加了母国方面的控制变量, 姚树洁等(2014)认为, 母国的

经济发展水平会对其对外投资产生影响,因此,本文在传统空间计量模型的基础上同时考虑东道国和母国因素对OFDI的影响。 $\ln OFDI_{it}$ 是衡量中国对外直接投资的指标,同时也是计量模型的被解释变量。 $MP$ 表示市场潜力,是主要的解释变量,其系数 $\beta$ 是本文考虑的第三个第三国效应系数; $Host\ variables$ 和 $Home\ variables$ 分别为东道国变量和母国变量,是主要的控制变量,其中,东道国变量包括: $\ln host\_gdp$ (东道国经济总量)、 $host\_trade\ cost$ (东道国贸易成本)、 $host\_resource$ (东道国资源丰度)、 $\ln host\_population$ (东道国人口)、 $\ln host\_tele$ (东道国电话变量)、 $host\_ifdi$ (东道国FDI)和 $host\_gdpgrra$ (东道国GDP增长率);母国变量包括: $\ln export$ (母国出口)、 $\ln home\_epower$ (母国用电量)和 $home\_resource$ (母国资源丰度)。考虑到变量的指数增长特性,除了东道国贸易成本变量与FDI变量存在零值或负值的情况无法取对数之外,其他各变量均采用对数形式。

## 2.空间杜宾模型(SDM)

不少研究FDI的作者采用空间自回归模型(即SAR模型)(何兴强、王利霞,2008),而SAR模型是SDM模型的特例,本文先后对SAR模型和SDM模型进行了面板固定效应估计,通过比较Log L等统计量后发现,SDM模型的拟合效果更好。因此,为了更好地刻画中国OFDI的第三国效应,对基准模型(1)进行扩展,增加能够代表空间自相关的空间滞后变量,并控制个体效应和时间效应,扩展后得到SDM模型(2)。

$$\ln OFDI_{it} = \alpha + \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln OFDI_{jt} + \beta MP + \xi Hostvariables + \eta Homevariables + d_i' X_i \delta + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $d_i' X_i \delta$ 和 $\rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln OFDI_{jt}$ 是空间滞后变量,前者是解释变量和控制变量的滞后变量,后者是被解释变量的滞后变量, $\rho$ 是本文考虑的第二个第三国效应系数, $W_{ij}$ 是空间权重矩阵, $d_i'$ 是 $W_{ij}$ 的第*i*行,本文下面会对空间权重矩阵进行详细说明。

## 3.空间误差模型(SEM)

第三国效应还能够通过误差项来体现。对基准模型中的误差项进行刻画,可以得到如下SEM模型(3):

$$\ln OFDI_{it} = \alpha + \beta MP + \xi Hostvariables + \eta Homevariables + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\varepsilon = \lambda M \varepsilon + \nu$$

这里, $\lambda$ 是待估计的空间误差系数,它是本文考虑的第三个第三国效应系数,其反映的是,影响其他国家OFDI的不可测因素影响某个国家的OFDI的程度, $\nu$ 是误差向量, $M$ 是扰动项空间权重矩阵,参照何兴强、王利霞(2008)的做法,本文将空间权重矩阵 $W$ 视为扰动项空间权重矩阵。

### (二)空间权重矩阵

通过对计量模型的构造和对第三国效应变量的计算可以发现,空间权重矩阵在空间计量模型中发挥着不可或缺的作用。因此,挖掘样本的各种信息并根据不同的信息构造差异化的空间权重矩阵显得尤为重要。本文先后构造地理距离空间权重矩

阵和经济距离空间权重矩阵，其中，用物质资本空间权重矩阵来表示经济距离空间权重矩阵（李婧等，2010），其基本算法见表2。

表2 空间权重矩阵说明

类别	算法	计算说明
地理距离权重矩阵	$W_1 = \frac{1/d_{ij}}{\sum_{k \neq i} 1/d_{ik}}$	$d_{ij}$ 表示第 $i$ 个东道国与第 $j$ 个东道国的距离。
经济距离权重矩阵	$W_2 = \frac{1}{d_{ij}^2} \text{diag}(K_1/\bar{K}, K_2/\bar{K}, \dots, K_n/\bar{K})$	$K_i$ 表示考察期内第 $i$ 个东道国物质资本存量均值， $\bar{K}$ 表示考察期内总物质资本存量均值。

### （三）指标选取和数据来源

本文构建的空间面板数据包括2003-2014年以来中国对“一带一路”沿线的42个国家的对外直接投资。<sup>④</sup>该数据来源是《2014年度中国对外直接投资统计公报》与《2008年度中国对外直接投资统计公报》<sup>⑤</sup>，本文选取OFDI存量表示中国对外直接投资发展状况（Chou et al., 2011）。

本文的主要解释变量包括市场潜力和空间滞后，计算市场潜力需要东道国间的距离和GDP，距离数据来源于CEPII远程数据库（CEPII Distance Database），各国GDP数据来源于世界银行《世界发展指标》（World Development Indicators）。计算空间滞后需要东道国间距离和OFDI数据，这两个数据刚刚已经得到说明。本文的实证模型还包括东道国和母国的特征变量，这些变量的指标说明及数据来源见表3。

此外，本文用到两大类空间权重矩阵，地理特征权重矩阵的数据主要是距离，这可以从CEPII远程数据库得到；经济特征权重矩阵主要是物质资本权重矩阵，物质资本用资本形成总额来衡量，该指标的数据来源为世界银行《世界发展指标》。表3报告了本文涉及变量的详细描述与说明，第二列的“文献支撑”主要用来说明解释变量与控制变量选取的合理性。

## 三、实证分析

### （一）第三国效应检验

Moran I指数是解释空间自相关性的常用指标（马述忠等，2015）。<sup>⑥</sup>表4报告了2003-2013年中国OFDI的Moran I指数及P值。从表4可以看出，随着中国“走出去”战略影响的不断深入，以及近年来“一带一路”战略的推动，OFDI的空间相关性在不断增强，Stata给出的显著性结果显示，2007年之后，中国OFDI有较为显著的空间自相关性。这表明中国的对外投资活动并不是完全随机的，而是受到与

<sup>④</sup>中国社会科学院公布的“一带一路”沿线国家名单有65个，在保证空间面板的平衡性前提下，根据《2014年度中国对外直接投资统计公报》的对外投资数据及其他变量数据，选取“一带一路”沿线国家中的42个国家作为本文的样本。

<sup>⑤</sup>由于《2014年度中国对外直接投资统计公报》仅统计了2006-2014年的OFDI数据，作者通过《2008年度中国对外直接投资统计公报》补充了2003-2005年的OFDI数据。

<sup>⑥</sup>在检验Moran I指数时用到的空间权重矩阵是地理距离空间权重矩阵。

表3 变量选取与指标说明

变量	文献支撑	指标说明	数据来源
<i>lnofdi</i>	—	对外直接投资存量	对外直接投资统计公报
<i>lnmp</i>	Baltagi et al.(2007) Blonigen et al.(2007) Garretsen and Peeters(2009) Davies and Guillin(2014) Nwaogu and Ryan(2014)	$MP_{it} = \sum_{j \neq i} \frac{1}{d_{ij}} GDP_{jt}$	距离数据来源于CEPII远程数据库,GDP数据来源于世界银行《世界发展指标》
<i>lnhost_gdp</i>	Davies and Guillin(2014) Nwaogu and Ryan(2014) 蒋冠宏、蒋殿春(2012) 宗芳宇等(2012) 姚树洁等(2014)	人均GDP	世界银行《世界发展指标》
<i>host_tradecost</i>	Davies and Guillin(2014) Nwaogu and Ryan(2014)	1-商品贸易占GDP的比重	世界银行《世界发展指标》
<i>lnhost_resource</i>	Nwaogu and Ryan(2014) 姚树洁等(2014)	资源总租金占GDP比重	世界银行《世界发展指标》
<i>lnhost_population</i>	Davies and Guillin(2014) Nwaogu and Ryan(2014)	人口总量	世界银行《世界发展指标》
<i>lnexport</i>	谢杰、刘任余(2011)	出口总额	中国国家统计局
<i>lnhome_epower</i>	姚树洁等(2014)	电力消费	世界银行《世界发展指标》
<i>home_resource</i>	姚树洁等(2014)	资源总租金占GDP比重	世界银行《世界发展指标》
<i>lnDISTWces</i>	谢杰、刘任余(2011) 宗芳宇等(2012)	地理距离	CEPII远程数据库
<i>lnhost_tele</i>	Nwaogu and Ryan(2014)	每百人固定电话订阅数	世界银行《世界发展指标》
<i>host_ifdi</i>	宗芳宇等(2012)	FDI占世界FDI比重	世界银行《世界发展指标》
<i>lnhost_gdpgrra</i>	谢杰、刘任余(2011) 蒋冠宏、蒋殿春(2012) 宗芳宇等(2012)	GDP增长率	世界银行《世界发展指标》

某些东道国有相近空间特征的地区活动的影响,即存在一定的第三国效应。

通过LM-lag和LM-err统计量也可以检验第三国效应的存在(何兴强、王利霞,2008)。为此,本文先进行了OLS回归,然后对回归结果进行了诊断,表5报告了LM检验结果。

表5表明,中国OFDI的空间滞后效应和空间误差效应在1%的水平下显著,即具有非常显著的空间相关性,这初步证实了中国对外直接投资存在一定的第三国效应。表5的结果还证实了SDM模型与SEM模型的适用性。

## (二) 地理特征权重空间面板模型估计结果

从表6的结果来看,SDM模型和SEM模型的市场潜力系数均为负且通过了显著性检验,表明第三国市场规模越大,东道国的OFDI就越小,意味着第三国市场会对东道国OFDI产生挤出效应。Regelink and Elhorst(2015)估计出来的市场潜力系数为正,

表4 中国在“一带一路”沿线国家OFDI的Moran I指数

年份	Moran I指数	P值
2003	0.009	0.219
2005	0.037	0.102
2007	0.038	0.090
2009	0.028	0.081
2011	0.026	0.055
2013	0.052	0.019

注:限于篇幅,在不影响检验结果的前提下,此处仅汇报奇数年份的结果,结果由stata13.0给出。

表5 LM检验

统计量名称	统计量值	P值
LM-lag	2.769	0.096
LM-err	2.910	0.088

注:结果由MATLAB2010b给出。

与本文的结果相反。这两个可能的解释：其一，本文的样本是“一带一路”沿线国家，以亚洲国家为主，而Regelink and Elhorst的样本是欧洲国家，样本不同可能导致空间效应的差异 (Davies and Guillin, 2014)；其二，本文的计量模型控制了母国变量，而Regelink and Elhorst仅仅控制了东道国变量，这也可能导致结果的不同。

SDM 面板模型估计结果表明：空间滞后系数  $\rho$  的符号均为负且通过了显著性检验。这意味着第三国的OFDI也会对东道国OFDI产生显著的挤出效应。这与谢杰、刘任余 (2011) 的结论刚好相反。他们的空间滞后系数显著为正，即中国OFDI存在互补效应。这两个可能的解释：其一，本文的样本是“一带一路”沿线国家，而谢杰、刘任余 (2011) 的样本不仅包括亚洲国家，还包括了美国、加拿大、德国、法国、意大利等欧美国家，前文已经提到，样本的差异可能导致空间效应的差异；其二，本文的样本持续时间是2003-2014年，而谢杰、刘任余的样本时间跨度是2003-2008年，时间越短，第三国效应越难体现 (Davies and Guillin, 2014)，这

表6 地理距离空间权重矩阵模型估计

解释变量	<i>lnofdi</i>					
	POLS		SDM		SEM	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnmp</i>	-0.675** (0.302)	-0.668** (0.304)	-8.342*** (2.737)	-9.210*** (2.829)	-6.209*** (1.760)	-6.201*** (1.799)
$\rho$			-0.605*** (0.187)	-0.578*** (0.187)		
$\lambda$					-0.410** (0.185)	-0.410** (0.185)
<i>lnhost_gdp</i>	-0.337*** (0.063)	-0.337*** (0.063)	0.003 (0.062)	-0.002 (0.062)	-0.004 (0.061)	-0.004 (0.061)
<i>host_tradecost</i>	-0.510*** (0.180)	-0.513*** (0.181)	-0.631* (0.332)	-0.720** (0.342)	-0.666** (0.313)	-0.668** (0.321)
<i>lnhost_resource</i>	3.118*** (0.471)	3.133*** (0.475)	3.767*** (0.665)	3.795*** (0.667)	3.920*** (0.667)	3.922*** (0.669)
<i>lnhost_population</i>	-0.166* (0.087)	-0.166* (0.087)	-1.177* (0.639)	-1.351** (0.644)	0.522 (0.459)	0.521 (0.461)
<i>lnexport</i>	0.736*** (0.084)	0.734*** (0.084)	0.239** (0.107)	0.269** (0.108)	0.328*** (0.109)	0.328*** (0.109)
<i>lnhost_tele</i>	-0.125 (0.090)	-0.126 (0.090)	-0.109 (0.139)	-0.120 (0.139)	-0.106 (0.143)	-0.107 (0.144)
<i>host_ifdi</i>	4.221*** (0.852)	4.236*** (0.854)	1.094 (0.783)	1.000 (0.787)	2.495*** (0.761)	2.497*** (0.764)
<i>lnhost_gdpgrra</i>		-0.351 (1.255)		-0.700 (0.933)		-0.019 (0.905)
<i>lnhome_epower</i>	3.320*** (0.301)	3.307*** (0.306)				
<i>home_resource</i>	-0.017 (0.032)	-0.016 (0.033)				
<i>Indistwces</i>	-0.408 (0.280)	-0.417 (0.281)				
<i>_cons</i>	-18.553*** (2.215)	-18.413*** (2.273)				
<i>sigma2_e</i>			0.598*** (0.038)	0.595*** (0.038)	0.655*** (0.041)	0.655*** (0.041)
<i>Log L</i>			-589.724	-587.938	-610.184	-610.184
时间固定效应			Yes	Yes	Yes	Yes
空间固定效应			Yes	Yes	Yes	Yes
Hausman检验 P值			0.000	0.000	0.000	0.000
<i>N</i>	504	504	504	504	504	504
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.724	0.724	0.793	0.791	0.545	0.544

注：括号中为标准误；\*表示在10%的水平上显著，\*\*表示在5%的水平上显著，\*\*\*表示在1%的水平上显著；回归结果由Stata13.0给出。下同。

也是本文的结论与谢杰、刘任余（2011）不同的一个可能的解释。

空间误差系数  $\lambda$  的回归结果表明，影响第三国 OFDI 的不可测因素对东道国 OFDI 的影响同样显著，进一步证明了中国在“一带一路”沿线国家的 OFDI 存在显著的第三国效应。此外，Hausman 检验 P 值表明本文控制时间固定效应和空间固定效应的合理性。从 *Log L* 统计量来看，与不控制固定效应相比，同时控制时间固定效应和空间固定效应的拟合效果更好，这也是合乎逻辑的，因为“一带一路”沿线国家有不同的经济文化特征，中国在这些国家和地区进行的投资就存在差异。

控制变量方面，东道国资源丰度的回归系数显著为正，表明东道国的资源越多，中国在该国的 OFDI 越多，这与大多数文献的研究结果是一致的（Buckley et al., 2007; Yao and Wang, 2014; 蒋冠宏、蒋殿春, 2012）。中国对外直接投资的资源寻求动机是被大多数学者所认同的，本文将对外直接投资限定在“一带一路”沿线国家，结果与其他东道国样本基本一致，说明中国 OFDI 的资源寻求动机比较稳定。东道国贸易成本的回归系数显著为负，表明东道国贸易成本越高，中国在该国的 OFDI 越少；母国出口变量的回归系数显著为正，表明中国对东道国的出口促进了中国在该国的对外直接投资。谢杰、刘任余（2011）研究指出，出口会对投资产生促进作用，中国 OFDI 存在贸易导向特性，本文的结论与他们的观点一致。母国用电量的系数显著为正，由于用电量能够在一定程度上衡量一个国家的经济发展水平，因此，该系数的显著性与邓宁的区位优势理论相一致（Dunning, 1980）。

### （三）社会经济特征权重空间面板模型估计结果

以地理距离作为空间权重矩阵进行的空间面板模型估计结果反映的仅仅是地理邻近特征因素，还是有一定的局限性（李婧等，2010）。本部分运用社会经济特征来构造空间权重矩阵，并基于新的空间权重矩阵进行空间面板模型估计。表 7 是经济距离权重空间面板模型的估计结果。

表 7 的结果与地理距离权重空间面板模型估计的结果没有太大差别，具体来看，市场潜力的回归系数比较稳定，而且显著性比较强，进一步证实了第三国市场规模对东道国 OFDI 的挤出效应。表 7 的结果还反映了  $\rho$  和  $\lambda$  的系数符号及显著性的稳定性，证实了第三国 OFDI 对东道国 OFDI 的挤出效应以及不可测因素在对外直接投资中的显著影响。市场潜力变量的系数、 $\rho$  和  $\lambda$  的系数符号及显著性的稳定性共同表明，中国在“一带一路”沿线国家 OFDI 的第三国效应的稳健性。

### （四）稳健性检验

在空间面板极大似然估计的基础上，本文运用空间面板 GMM 估计进行稳健性检验，表 8 报告了空间面板 GMM 估计的结果。GMM 估计分别运用地理距离（W1）和物质资本距离（W2）作为空间权重矩阵，并分别在每个空间权重矩阵下使用初始加权 GMM 估计、部分加权 GMM 估计和完全加权 GMM 估计。该方法选用解释变量的空间滞后作为工具变量，Kelejian and Prucha（1998, 1999）从理论上证明了工具变量选取的合理性。

表 8 表明：在不同的空间权重矩阵和 GMM 模型下，与普通的空间面板估计结果比较，市场潜力的回归系数依然稳定为负数，而且显著性比较强，再一次证实了

表7 经济距离空间权重矩阵模型估计

解释变量	<i>lnofdi</i>					
	SDM			SEM		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnmp</i>	-10.432*** (2.723)	-10.081*** (2.853)	-10.795*** (2.926)	-5.419*** (1.762)	-6.314*** (1.752)	-6.281*** (1.792)
$\rho$	-0.679*** (0.193)	-0.643*** (0.193)	-0.613*** (0.192)			
$\lambda$				-0.400** (0.186)	-0.424** (0.187)	-0.424** (0.187)
<i>lnhost_gdp</i>	0.017 (0.061)	0.008 (0.061)	0.003 (0.061)	0.006 (0.061)	-0.003 (0.061)	-0.003 (0.061)
<i>host_tradecost</i>	-0.273 (0.330)	-0.363 (0.331)	-0.451 (0.340)	-0.512 (0.313)	-0.671** (0.313)	-0.677** (0.321)
<i>lnhost_resource</i>	3.839*** (0.673)	3.929*** (0.676)	3.993*** (0.678)	3.825*** (0.675)	3.937*** (0.668)	3.942*** (0.670)
<i>lnhost_population</i>	-0.980 (0.625)	-0.939 (0.623)	-1.150* (0.631)	0.509 (0.461)	0.571 (0.456)	0.567 (0.458)
<i>lnexport</i>	0.310*** (0.106)	0.308*** (0.106)	0.334*** (0.107)	0.333*** (0.110)	0.325*** (0.109)	0.326*** (0.109)
<i>lnhost_tele</i>	-0.240* (0.143)	-0.233 (0.143)	-0.247* (0.143)	-0.111 (0.145)	-0.114 (0.143)	-0.114 (0.143)
<i>host_ifdi</i>		1.619** (0.764)	1.459* (0.775)		2.478*** (0.761)	2.484*** (0.764)
<i>lnhost_gdpgrra</i>			-0.804 (0.931)			-0.079 (0.902)
<i>sigma2_e</i>	0.608*** (0.039)	0.603*** (0.038)	0.599*** (0.038)	0.668*** (0.042)	0.654*** (0.041)	0.654*** (0.041)
<i>Log L</i>	-594.084	-591.792	-589.860	-615.287	-610.046	-610.042
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
空间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Hausman</i> 检验 <i>P</i> 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>N</i>	504	504	504	504	504	504
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.796	0.796	0.789	0.527	0.550	0.548

第三国市场规模对东道国 OFDI 的挤出效应<sup>⑦</sup>。此外，控制变量东道国资源丰度、母国出口和母国用电量等变量的系数符号与显著性也比较稳定，系数大小有一些变化，但不大。表8说明了空间面板 GMM 的估计结果与前文中的 SDM 模型和 SEM 模型的估计结果的一致性，并且进一步证明了中国 OFDI 的第三国效应及其他特性的稳健性。

#### 四、结论与政策建议

本文构建了引入东道国控制变量和母国控制变量的空间杜宾模型和空间误差模型，运用 2003-2014 年“一带一路”沿线国家数据，分析了中国 OFDI 的第三国效应，并进行了稳健性检验。

首先，Moran I 指数和 LM 检验结果初步证实了中国在“一带一路”沿线国家

<sup>⑦</sup>由于在统计软件 Stata 中做空间面板 GMM 估计不报告空间滞后系数及其显著性水平，故此第三国效应的稳健性检验主要看市场潜力变量的系数及其显著性水平。

表8 空间面板GMM估计

解释变量	<i>lnofdi</i>					
	GMM_W1			GMM_W2		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnmp</i>	-1.651*** (0.504)	-1.651*** (0.502)	-1.689*** (0.524)	-1.766** (0.845)	-1.769** (0.842)	-1.821** (0.864)
<i>lnhost_gdp</i>	-0.033 (0.064)	-0.033 (0.064)	-0.027 (0.064)	-0.053 (0.064)	-0.053 (0.064)	-0.048 (0.064)
<i>host_tradecost</i>	-0.827*** (0.27)	-0.827*** (0.27)	-0.824*** (0.274)	-0.875*** (0.271)	-0.878*** (0.27)	-0.873*** (0.273)
<i>lnhost_resource</i>	0.365*** (0.066)	0.364*** (0.066)	0.366*** (0.067)	0.379*** (0.066)	0.379*** (0.066)	0.38*** (0.067)
<i>lnhost_population</i>	0.154 (0.135)	0.154 (0.135)	0.158 (0.139)	0.163 (0.136)	0.163 (0.136)	0.169 (0.139)
<i>lnexport</i>	0.414*** (0.105)	0.414*** (0.104)	0.408*** (0.105)	0.451*** (0.104)	0.452*** (0.104)	0.445*** (0.105)
<i>lnhost_tele</i>	-0.159 (0.124)	-0.16 (0.124)	-0.155 (0.126)	-0.256** (0.122)	-0.258** (0.122)	-0.251** (0.123)
<i>host_ifdi</i>	2.476*** (0.815)	2.468*** (0.815)	2.438*** (0.814)	2.55*** (0.82)	2.543*** (0.82)	2.516*** (0.819)
<i>lnhost_gdpgrra</i>	-1.613 (0.999)	-1.614 (0.998)	-1.618 (0.994)	-1.71* (1.004)	-1.716* (1.002)	-1.713* (0.998)
<i>lnhome_epower</i>	4.342*** (0.379)	4.34*** (0.378)	4.371*** (0.385)	4.356*** (0.517)	4.355*** (0.515)	4.395*** (0.524)
<i>lnhome_resource</i>	0.057 (0.153)	0.057 (0.151)	0.06 (0.15)	0.04 (0.151)	0.04 (0.149)	0.043 (0.147)
<i>_cons</i>	-23.254*** (2.655)	-23.246*** (2.643)	-23.206*** (2.727)	-15.553** (6.936)	-15.522** (6.911)	-15.24** (7.084)
Wald 检验 P值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>Log L</i>	-847.164	-847.154	-848.101	-864.958	-864.824	-866.058
<i>N</i>	504	504	504	504	504	504
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.933	0.933	0.932	0.928	0.928	0.927

的对外直接投资存在第三国效应。其次，空间面板模型估计结果认为，第三国市场规模越大，中国在东道国的OFDI就越小，即第三国市场会对东道国OFDI产生挤出效应。空间滞后系数  $\rho$  与空间误差系数  $\lambda$  的符号均为负且通过了显著性检验，即（中国在）第三国的OFDI也会对（中国在）东道国OFDI产生显著的挤出效应。再次，中国在“一带一路”沿线国家的对外直接投资呈现出“一动机一导向”的特征，即资源寻求动机和贸易导向特征。根据研究结论，本文提出以下几个关于当前中国在“一带一路”沿线国家对外直接投资的政策建议。

第一，建立“一带一路”沿线国家区域协同机制，以全局观念指导中国的对外直接投资。显著的“第三国效应”意味着对外投资不再仅仅与母国和东道国两个主体有关，它还与东道国周边（地理方面或者经济方面）的第三国密切相关。基于此，本文认为，中国在对外直接投资的过程中需要将两国双边关系发展成为多边关系，使对外投资活动更加有效。为了实现该目标，在“一带一路”建设中，构建国家间区域协同机制显得迫切而重要。第二，建立同“一带一路”沿线国家的合作共赢机制，强化对外直接投资的市场导向。一直以来，中国的对外直接投资活动受到

很多西方人士和部分东道国的质疑,一方面是鼓吹“中国威胁论”,另一方面批评中国在对外直接投资中的资源寻求动机(Yao and Wang, 2014)。基于此,中国需要强化市场寻求动机,与“一带一路”沿线国家共建合作双赢机制,营造良好的市场环境。第三,建立“一带一路”沿线国家营销网络,降低东道国的贸易壁垒。本文的结论证实了贸易对中国OFDI的互补效应,因此,提高中国在“一带一路”沿线国家的贸易水平有助于促进中国的对外直接投资。具体来说,可以在“一带一路”沿线国家和其他相关国家建立一个庞大的营销网络,方便中国企业提高产品的附加值并降低贸易壁垒。

### [参考文献]

- 何兴强、王利霞, (2008) “中国FDI区位分布的空间效应研究,” 《经济研究》第11期。
- 蒋冠宏、蒋殿春, (2012) “中国对发展中国家的投资——东道国制度重要吗?” 《管理世界》第11期。
- 李婧、谭清美、白俊红, (2010) “中国区域创新生产能空间计量分析——基于静态与动态空间面板模型的实证研究,” 《管理世界》第7期。
- 马述忠、李嫣君、吴国杰, (2015) “基于空间自相关的中国技术类创新资源流动影响因素分析,” 《经济学家》第11期。
- 谢杰、刘任余, (2011) “基于空间视角的中国对外直接投资的影响因素与贸易效应研究,” 《国际贸易问题》第6期。
- 姚树洁、冯根福、王攀、欧境华, (2014) “中国是否挤占了 OECD 成员国的对外投资?” 《经济研究》第11期。
- 宗芳宇、路江涌、武常岐, (2012) “双边投资协定, 制度环境和企业对外直接投资区位选择,” 《经济研究》第5期。
- Baltagi, B. H., Egger, P., Pfaffermayr, M., (2007) “Estimating Models of Complex FDI: Are There Third-country Effects?” *Journal of Econometrics* 140(1), 260-281.
- Bergstrand, J. H., Egger, P., (2007) “A Knowledge-and-physical-capital Model of International Trade Flows, Foreign Direct Investment, and Multinational Enterprises,” *Journal of International Economics* 73(2), 278-308.
- Blonigen, B. A., Davies, R. B., Waddell, G. R., Naughton, H. T., (2007) “FDI in Space: Spatial Autoregressive Relationships in Foreign Direct Investment,” *European Economic Review* 51(5), 1303-1325.
- Buckley, P. J., Clegg, L. J., Cross, A. R., Liu, X., Voss, H., Zheng, P., (2007) “The Determinants of Chinese Outward Foreign Direct Investment,” *Journal of International Business Studies* 38(4), 499-518.
- Chou, K. H., Chen, C. H., Mai, C. C., (2011) “The Impact of Third-country Effects and Economic Integration on China’s Outward FDI,” *Economic Modelling* 28(5), 2154-2163.
- Coughlin, C. C., Segev, E., (2000) “Foreign Direct Investment in China: a Spatial Econometric Study,” *The World Economy* 23(1), 1-23.
- Davies, R. B., Guillin, A., (2014) “How Far Away is an Intangible? Services Fdi and Distance,” *The World Economy* 37(12), 1731-1750.
- Dunning, J. H., (1980) “Towards an Eclectic Theory of International Production: Some Empirical Tests,” *Journal of International Business Studies* 11(1), 9-31.
- Eklholm, K., Forslid, R., Markusen, J. R., (2007) “Export - Platform Foreign Direct Investment,” *Journal of the European Economic Association* 5(4), 776-795.
- Garretsen, H., Peeters, J., (2009) “FDI and the Relevance of Spatial Linkages: do Third-country Effects Matter for Dutch FDI?” *Review of World Economics* 145(2), 319-338.
- Helpman, E., (1984) “A Simple Theory of International Trade with Multinational Corporations” *Journal of Political Economy* 92(3), 451-71.
- Kelejian, H. H., Prucha, I. R., (1998) “A Generalized Spatial Two-stage Least Squares Procedure for Esti-

- mating a Spatial Autoregressive Model with Autoregressive Disturbances,” *The Journal of Real Estate Finance and Economics* 17(1), 99-121.
- Kelejian, H. H., Prucha, I. R., (1999) “A Generalized Moments Estimator for the Autoregressive Parameter in a Spatial Model,” *International economic review* 40(2), 509-533.
- Markusen, J. R. (1984) “Multinationals, Multi-plant Economies, and the Gains from Trade” *Journal of International Economics* 16(3), 205-226.
- Nwaogu, U. G., Ryan, M., (2014) “Spatial Interdependence in US Outward FDI into Africa, Latin America and the Caribbean,” *The World Economy* 37(9), 1267-1289.
- Regelink, M., Elhorst, J. P., (2015) “The Spatial Econometrics of FDI and Third Country Effects,” *Letters in Spatial and Resource Sciences* 8(1), 1-13.
- Yao, S., Wang, P., (2014) “Has China Displaced the Outward Investments of OECD Countries?” *China Economic Review* 28, 55-71.
- Yeaple, S. R., (2003) “The Complex Integration Strategies of Multinationals and Cross Country Dependencies in the Structure of Foreign Direct Investment” *Journal of International Economics* 60(2), 293-314.

(责任编辑 武 齐)

## Research on the Third-country Effects of China's Outward Foreign Direct Investment in Countries along “One Belt and One Road”: Based on Spatial Econometric Method

MA Shu-zhong LIU Meng-heng

**Abstract:** In the process of foreign direct investment, China has experienced more and more complex international relations, including not only relationships between the host country and China, but also relationships between different host countries. This means that a third country is playing a more and more significant role in China's OFDI. This paper builds a spatial econometric model to examine the third-country effects of China's OFDI by employing a panel data of China as the home country and 42 host countries along “One Belt and One Road” for the period 2003-2014. The major findings show that there is a significant third-country effect on China's OFDI to countries along “One Belt and One Road”, and to be specific, the third-country effect is mainly reflected as crowding out effect. Firstly, China's OFDI to third countries has a significant crowding out effect on China's OFDI to the host country. Secondly, market in the third country also has a significant crowding out effect on China's OFDI. This paper also finds that China's OFDI is characterized by a guide and a motive, namely the resource seeking motivation and trade-oriented features. In addition, the robust test is carried out by two ways of replacing variables and changing methods, and the results further confirm the above conclusions. Finally, this paper puts forward some related policy recommendations.

**Keywords:** OFDI; Third-country Effect; One Belt and One Road; Spatial Panel