

我国对“一带一路”沿线国家 OFDI 的环境效应^{*}

刘乃全, 戴晋

(上海财经大学财经研究所, 上海 200433)

内容提要: 本文从母国环境责任的视角切入国际投资对东道国环境影响的讨论, 选取“一带一路”沿线 50 个国家 2003—2013 年环境与社会经济发展的空间面板数据, 采用不同的估计方法实证分析了我国 OFDI 对“一带一路”沿线国家环境的影响。结果表明, 中国 OFDI 对“一带一路”沿线国家环境产生了积极的“污染光环”效应, 而其他国家的整体投资则对“一带一路”沿线国家环境产生了消极的“污染天堂”效应。进一步的研究表明, 其他国家对于“一带一路”相关国家投资的环境效应还存在差异性, 而中国对外投资的环境效应则没有出现差异效应。

关键词: 一带一路; OFDI; 环境; 空间面板数据模型

中图分类号: F205 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—5766(2017)12—0006—18

一、引言

伴随经济全球化的纵深发展, 国际贸易与国际投资引致的环境污染问题愈发成为国际社会关注的焦点。学界就此展开了大量研究, 并产生了积极的“污染光环”效应与消极的“污染天堂”效应等不同观点的分野^①。近年来, 随着“一带一路”倡议与国际产能合作的深入推进, 我国已跻身世界第二大对外投资国^②。我国对外投资有力推动了广大发展中国家的经济发展, 帮助不发达国家摆脱贫困, 赢得了国际社会愈来愈广泛的认可。然而, 中国投资在不发达国家大受欢迎的同时, 一些国家也开始“焦虑”于中国高速增长的对对外投资可能加剧“污染天堂”效应的扩散, 而接受中国投资的东道国在谋求中国投资助力经济发展的同时也不希望本国环境遭到破坏。那么, 中国对外投资对东道国环境究竟是正面还是负面影响呢? 不言而喻, 对上述问题的正面回答不仅关乎中国负责任大国形象的树立, 同时, 也将有助于“一带一路”倡议的进一步推进, 实现中国与“一带一路”沿线国家共同发展。本文以中国对“一带一路”沿线国家 OFDI 的环境效应为研究对象, 正面回应了中国对外投资对东道国环境影响的质疑。

如图 1 所示, 中国对“一带一路”沿线国家的投资与其污染排放并没有同步增长, 在中国投资高速增长的过程中, 相关国家的污染排放并没有相应大幅提升。事实上, 我国对“一带一路”沿线国家的投资主要集中在交通运输、信息技术与能源等产业领域, 多数投资项目均为环境友好型项目; 同时, 我国参与“一带一

收稿日期: 2017-08-09

* 基金项目: 上海财经大学研究生创新基金项目“对外贸易区域结构的协调机制研究”(CXJJ-2011-354)。

作者简介: 刘乃全(1969-), 男, 山东蒙阴人, 研究员, 博士生导师, 经济学博士, 研究领域是区域经济学, E-mail: lnq@mail.shufe.edu.cn; 戴晋(1978-), 男, 湖北建始人, 博士研究生, 讲师, 研究领域是区域经济学, E-mail: earl@hz.cn。通讯作者: 戴晋。

① “污染光环”效应又称为“污染晕轮”效应, 是由 Grey & Brank(2002)提出的一种解释性理论, 该理论认为, FDI 东道国通过国际投资引致的外溢效应使得先进的清洁技术与环境管理体系向东道国扩散, 进而改善了东道国环境; 而“污染天堂”效应也被称为“污染避难所”假说, 是由 Copeland & Taylor(1994)最早提出用以解释北-南贸易与环境之间的关系, 该假说认为, 由于发展中国家的环境标准要低于发达国家, 导致发达国家的“肮脏产业”向发展中国家转移, 最终发展中国家成为发达国家的“污染避难所”。

② 据联合国贸发会《世界投资报告 2017》, 中国 2016 年对外直接投资达 1830 亿美元, 超过日本排名世界第二, 同时, 中国对最不发达国家的投资则位居全球第一, 投资额是排名第二位的三倍。

路”对外投资的主体以资质较好的大型国有企业为主,这些企业均具有完善的环境保护标准和较为先进的污染处理技术,在项目实施过程中并没有加剧东道国环境污染。因此,我国对外投资整体上并没有对东道国环境造成较大压力。由此看来,对中国投资“焦虑”似乎是杞人忧天了。当然,上述论断只是基于两个指标间简单的趋势判断,具体尚需后文更为深入的实证研究来加以支撑。

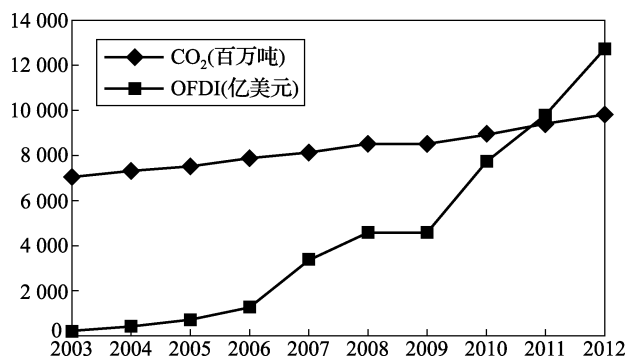


图1 中国对“一带一路”沿线国家 OFDI 及相关国家 CO₂ 排放总量变动趋势

资料来源:据商务部历年《中国对外直接投资统计公报》及世界银行世界发展指数数据库数据整理

基于上述考虑,本文着眼于国际投资对环境影响的投资母国视角,立足于“一带一路”沿线国家的经济实践,立论于客观数据的实证分析结果,力图在坚实的客观实证基础上厘清中国对外投资对东道国的环境效应。

二、国际投资对东道国环境影响相关文献综述

关于外商直接投资的环境效应研究可以追溯到 Grossman & Krueger (1991) 开创性地提出环境污染与人均收入的关系呈倒 U 型的环境库兹涅茨曲线,早期研究相应聚焦于经济增长对环境的影响。随后,经济全球化浪潮与国际投资的兴起使得贸易对环境的影响成为国际经济学领域热议不断的话题,而国际投资引致的环境污染问题则逐步成为学界关注的焦点。对该问题的研究主要产生了“污染天堂”与“污染光环”两种截然不同的观点。以 Copeland & Taylor (1994) 为代表提出的“污染天堂”假说认为,发展中国家相较于发达国家而言,其环境标准往往较低,由此导致发达国家高污染产业伴随国际投资而不断转移到发展中国家,进而使东道国环境质量相应下降。同时,开放经济催生的国际竞争将进一步诱发东道国降低环境标准的“竞次效应”,即不发达国家迫于竞争压力会降低自身环境标准以争取更多的外商投资,这一现象也被称为“向环境标准底线赛跑”,如此将进一步强化国际投资的“污染避难所”效应。“污染天堂”假说得到国内外相关研究的证实。早期 Chichilnisky (1994)、Markusen 等 (1995)、Porter (1999)、Cole 等 (2004, 2011) 以及 Taylor (2004) 等的研究均验证了“竞次效应”的存在并以国际投资为载体将污染产业在世界范围内转移,由此造成了全球范围内环境质量的下降。近年来,Asghari (2013)、Shahbaz 等 (2015)、Baek (2016)、Sapkota & Bastola (2017)、Lin (2017) 等的研究进一步证实了国际投资造成了东道国环境质量的下降。国内学者对国际投资环境效应的研究起步较晚,但近年来也取得了丰硕的研究成果。其中,林季红和刘莹 (2013)、卢进勇等 (2014)、魏龙和潘安 (2016)、严雅雪和齐绍洲 (2017) 等的研究从不同视角证实了 FDI 在一定程度上降低了我国环境质量。

以 Grey & Brank (2002) 为代表提出的“污染光环”效应则与“污染天堂”假说意见相左。“污染光环”效应认为,跨国企业拥有相对完善的环境治理技术与环境管理标准,跨国公司通过国际投资的“外溢效应”会推动东道国本土企业推行更为先进的污染治理技术与环境管理体系,进而在生产中更多采用环境友好型的生产与更优化的环境管理,东道国通过国际投资带来的上述技术与管理的“外溢效应”而提升了污染治理水

平,进而提升了本国环境质量。近年来,大量学者的研究也进一步证实了国际投资对东道国环境产生“污染光环”效应的存在。Zheng 等(2010)、Popp(2011)、Poelhekke(2015)、Zhu 等(2016)、Liu 等(2017)等的研究表明国际投资带来的清洁技术与环境管理的外溢效应使得东道国环境质量得以不同程度地改善。国内相关研究也得到了类似的结论,如盛斌和吕越(2012)、许和连和邓玉萍(2012)、韩永辉和邹建华(2015)、聂飞和刘海云(2015)、刘玉博和汪恒(2016)、邓玉萍和许和连(2016)、郑强等(2017)等的研究均表明,国际投资在一定程度上改善了东道国的环境质量。

也有部分研究持折衷观点,认为 FDI 对东道国环境的影响是复杂多维的,基于不同条件得出的环境效应不尽相同,故不可一概而论。如 Runge(1994)、Kim & Adilov(2012)等的研究认为,FDI 对环境的影响因东道国经济发展水平、产业结构、环境政策等不同而表现出不同的效应。国内部分学者的研究也持此观点,如杨博琼、陈建国(2011)的研究发现,FDI 对环境的影响会受到国内引致资本的影响而产生不同的效应;刘渝琳等(2015)的研究表明,投资结构、人均收入水平以及经济发展阶段的变化导致 FDI 与我国环境污染程度间呈“N 型”发展关系;而刘飞宇、赵爱清(2016)的研究则表明,区域差异导致 FDI 对我国环境污染兼具“污染光环”与“污染天堂”的双重效应。

关于 FDI 对环境影响的作用机制研究方面,现有研究大多沿袭了 Grossman & Krueger(1991)的分析框架,即将经济增长或国际投资对环境的影响分解为三大效应:一是规模效应,即国际投资将刺激东道国产出的增长,而生产规模的扩张必然造成污染排放相应增加;二是结构效应,伴随国际投资的进入,东道国产出结构和投入结构将随之逐渐发生变化:起初,东道国经济结构将由第一产业主导向第二产业主导转变,这一过程将增加污染排放,随后,东道国产业结构将逐渐偏重于低污染的服务业与知识密集型产业,相应降低了单位产出的排放水平,改善了本国环境质量;三是技术效应,即国际投资带来的技术溢出效应将使得东道国生产技术向环境友好型的清洁的技术转型,进而减少污染排放。Panayotou(2000)、Antweiler 等(2001)、He(2006)和 Chew(2009)等的研究表明,FDI 对环境污染的影响存在经济规模、产业结构和技术效应三种分解效应,并论证了不同效应对环境影响的不同传导机制;包群等(2010)采用的一般均衡分析将 FDI 对环境的影响分为规模效应和收入效应,并论证了在符合正常商品环境质量条件下,外商投资对东道国当地环境的影响具有倒 U 型曲线关系;盛斌、吕越(2012)在 Copeland-Taylor 模型的基础上,也将 FDI 的环境效应分解为规模效应、结构效应和技术效应三种机制,并利用中国工业行业面板数据检验了上述三种效应。

综上所述,现有文献主要集中于东道国自身利用外资的规模对本土环境质量的影响,其关注的焦点在于 FDI 引致的东道国相关经济活动对环境造成的影响,对国际投资来源国的母国责任却鲜有关注(刘玉博、吴万宗,2017)。而现有研究涉及“一带一路”领域国际投资环境效应的研究就更为少见(苏红岩、李京梅,2017)。此外,由于选取的研究方法与样本数据存在较大的差异,现有文献就国际投资对东道国环境质量影响的争论也没有达成一致的观点。本文在追踪国内外国际投资环境效应研究最新进展的基础上,从国际投资对环境影响的母国责任这一新鲜视角切入,立足于我国与“一带一路”沿线国家的经济合作,采用更为稳健的空间面板数据模型分析方法展开实证研究,力图在坚实的客观实证基础上厘清中国对外投资对“一带一路”沿线国家产生的环境效应。

三、我国对“一带一路”沿线国家 OFDI 环境效应的探索性空间数据分析

本文对选取的“一带一路”沿线国家相关经济与环境数据附加了相应的地理信息形成了空间面板数据,并考察了样本数据是否存在空间自相关性。如果数据不存在空间自相关,则可采用传统的计量分析方法;反之,则应选取空间计量方法展开更为稳健的估计。据此,本文首先采用探索性空间数据分析(ESDA)方法分别进行全局空间自相关与局部空间自相关分析,以确定研究对象是否存在空间自相关性。

全局空间自相关分析是从整体上衡量区域单元之间的空间相关和空间差异程度。常用以衡量全局空

间自相关的指标有全局 Moran's I 指数和 Geary's C 指数。基于稳健性考虑,本文同时采用 Moran's I 指数与 Geary's C 指数分别检验了我国 OFDI 对“一带一路”沿线国家的环境影响是否存在空间效应,以使得检验结果更为可靠。Moran's I 指数与 Geary's C 指数的计算方法如下:

$$Moran's\ I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y}) / S^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (1)$$

$$Geary's\ C = (n - 1) \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - Y_j)^2 / 2}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} [\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2]} \quad (2)$$

其中, W_{ij} 为空间权重矩阵中度量区域 i 与区域 j 空间距离的 (i, j) 元素,参照国内外文献的常用方法,本文采用各观测国首都间距离的倒数 $1/d_{ij}$ 来构建空间权重矩阵,即 $W_{ij} = 1/d_{ij}$,当 $i = j$ 时 $W_{ij} = 0$, S^2 为样本方差; \bar{Y} 为样本均值。Moran's I 指数在区间 $[-1, 1]$ 之间取值,取 0 值表示不存在空间自相关,取正值表示高值与高值、低值与低值区域聚集的空间正向相关;反之,若取负值则表示高值与低值相邻的空间负向关联。Geary's C 指数一般在 0 ~ 2 之间取值, C 大于 1 表示空间负相关, C 小于 1 表示空间正相关,而 C 等于 1 表示不存在空间自相关。同时, Moran's I 指数可视为经济变量观测值与其空间滞后值的相关系数,将变量观测值与其空间滞后值在二维坐标系中画成散点图就得到了 Moran 散点图, Moran 散点图可以更直观地呈现经济变量空间分布相关性的具体情况。

据 Moran's I 指数与 Geary's C 指数的测度原理,本文对“一带一路”沿线 50 个国家相关变量的空间面板数据进行了全局空间自相关分析并进行了双边检验,结果如表 1 所示。结合 Moran's I 指数与 Geary's C 指数的检验结果不难发现,除 CO₂ 排放总量及温室气体排放总量指标外,其余变量,尤其是本文研究主题中国对外投资 *ofdi* 变量的 Moran's I 指数与 Geary's C 指数均为正值,且其对应的正态统计量 Z 的绝对值均在 1% 显著水平下强烈拒绝了“不存在空间自相关性”的原假设,表明样本数据存在显著的空间自相关性。据此,本文初步判断“一带一路”沿线国家的经济社会活动存在较强的空间关联性,而我国对“一带一路”沿线国家的 OFDI 在空间分布上则呈现出显著的空间依赖性。因此,我国对“一带一路”沿线国家投资的环境效应存在明显的空间溢出效应。

表 1 Moran's I 与 Geary's C 指数检验

变量	Moran's I					Geary's C					
	<i>I</i>	<i>E(I)</i>	<i>Sd(I)</i>	<i>Z</i>	<i>P</i>	变量	<i>C</i>	<i>E(C)</i>	<i>Sd(C)</i>	<i>Z</i>	<i>P</i> 值
<i>lnco2</i>	-0.016	-0.002	0.013	-1.097	0.273	<i>lnco2</i>	0.991	1.000	0.014	-0.673	0.501
<i>lnco2p</i>	0.188	-0.002	0.013	15.211	0.000	<i>lnco2p</i>	0.808	1.000	0.014	-14.027	0.000
<i>lnnitr</i>	0.083	-0.002	0.012	6.812	0.000	<i>lnnitr</i>	0.919	1.000	0.014	-5.898	0.000
<i>lntgreen</i>	-0.027	-0.002	0.013	-2.029	0.042	<i>lntgreen</i>	0.996	1.000	0.014	-0.263	0.793
<i>lnofdif</i>	0.132	-0.002	0.012	10.675	0.000	<i>lnofdif</i>	0.880	1.000	0.014	-8.403	0.000
<i>lnofdic</i>	0.396	-0.002	0.012	31.850	0.000	<i>lnofdic</i>	0.606	1.000	0.014	-28.137	0.000
<i>fdish</i>	0.037	-0.002	0.012	3.178	0.001	<i>fdish</i>	0.972	1.000	0.024	-1.167	0.243
<i>lngdpp</i>	0.192	-0.002	0.013	15.514	0.000	<i>lngdpp</i>	0.817	1.000	0.013	-13.914	0.000
<i>lnempl</i>	0.042	-0.002	0.012	3.510	0.000	<i>lnempl</i>	0.919	1.000	0.014	-5.787	0.000
<i>lnpopd</i>	0.009	-0.002	0.012	0.850	0.395	<i>lnpopd</i>	0.932	1.000	0.015	-4.543	0.000
<i>unemr</i>	0.158	-0.002	0.012	12.844	0.000	<i>unemr</i>	0.856	1.000	0.015	-9.723	0.000
<i>lncaapl</i>	0.001	-0.004	0.025	0.210	0.834	<i>lncaapl</i>	0.913	1.000	0.029	-2.981	0.003
<i>lnenuse</i>	0.096	-0.004	0.025	3.972	0.000	<i>lnenuse</i>	0.819	1.000	0.029	-6.281	0.000
<i>lnrd</i>	0.043	-0.004	0.025	1.880	0.060	<i>lnrd</i>	0.866	1.000	0.029	-4.700	0.000

资料来源:据相关数据计算整理得到

为进一步明确我国对“一带一路”沿线国家的投资活动存在的空间关联性,本文分别做出了2003—2013年OFDI指标的Moran散点图,如图2所示。Moran散点图,将我国对“一带一路”沿线国家OFDI集聚分为高值—高值(HH,第一象限)、低值—高值(LH,第二象限)、低值—低值(LL,第三象限)以及高值—低值(HL,第四象限)四种模式。第一、第三象限为正的空间自相关性,第二、第四象限则为负的空间自相关性。对比2003—2013年的Moran散点图不难发现,OFDI指标主要集中于第一象限与第三象限,表明我国对“一带一路”国家的投资始终表现为正的空间自相关性,且这种空间自相关呈现出逐年增强的趋势。对应于Moran散点图拟合的曲线则越来越陡峭。换言之,Moran's I指数的取值逐年增大,已由2003年的0.094上升至2013年的0.158。事实上,对照表1数据不难发现,本文选取的所有解释变量的Moran's I指数取值均大于0,且Geary's C指数均小于1,故而所有变量均存在正的空间自相关。显然,Moran散点图的分析结果进一步证实了本文选取的样本数据具有显著的空间自相关性。因此,分析我国OFDI对“一带一路”国家环境影响问题时,地理空间的自相关性导致经典计量理论的假设前提不复存在,必须采用空间计量分析方法展开进一步的实证研究。

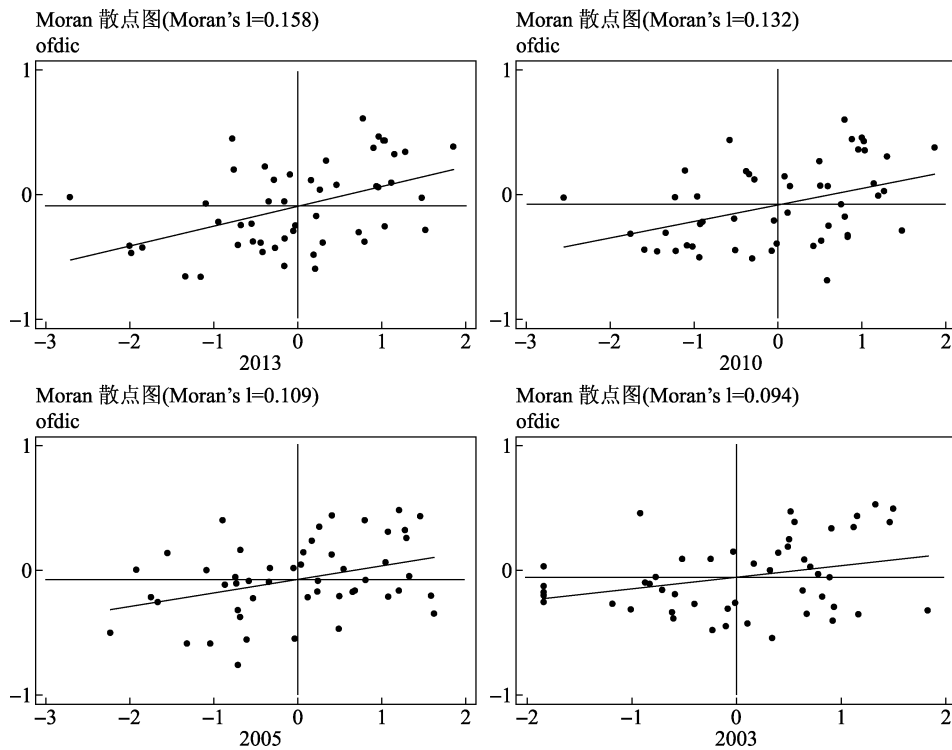


图2 2003—2013年我国对“一带一路”沿线国家OFDI的Moran散点图

资料来源:据相关数据计算绘制

全局空间自相关分析只是从宏观层面表明我国对“一带一路”沿线国家的投资整体上存在空间自相关性,而我国OFDI在“一带一路”沿线国家的具体分布情况尚不清楚。为此,还需进一步展开更为深入的局部空间自相关性分析。本文采用局部Moran's I指数来展开局部空间自相分析,该指数测度的是某区域*i*附近的局部集聚情况,其表达式为:

$$I_i = \frac{(Y_i - \bar{Y})}{S^2} \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_j - \bar{Y}) \quad (3)$$

上式中相关变量与全局Moran's I指数相同, I_i 为正表明区域*i*的高(低)值被周边区域的高(低)值所包

围,而 I_i 取负值则表明区域 i 的高(低)值被周边区域的低(高)值所包围。此外,局部 Moran's I 指数的检验也与全局 Moran's I 指数基本一致,此处不再赘述。本文计算了2013年我国对“一带一路”沿线国家 OFDI 的局部 Moran's I 指数,结果如表2所示。表2的局部 Moran's I 指数的计算结果显示,区别于全局空间自相关分析,局部空间自相关性分析的局部 Moran's I 指数差异较大,保加利亚、巴林、波黑、白俄罗斯、文莱、捷克、伊朗、伊拉克、缅甸、波兰、卡塔尔、罗马尼亚、俄罗斯、沙特阿拉伯、新加坡、越南、也门等国家的检验结果较为显著,而阿联酋、希腊、克罗地亚、匈牙利、印度尼西亚、马来西亚、尼泊尔、阿曼、叙利亚、泰国、塔吉克斯坦、土库曼斯坦等国家则出现了负值且检验结果均不显著。根据空间统计自相关性的分布特征易知,在“高值—高值”与“低值—低值”集聚的中间区域,往往会出现空间负相关的过渡状态,而这种中间状态往往并不稳定,容易受到两边正向空间自相关集聚区域的影响而发生改变。本文负相关区域的检验结果并不显著,恰好验证了上述空间统计原理。不言而喻,上述局部空间自相关检验的结果进一步验证了我国对“一带一路”沿线国家的投资确实存在显著的空间效应。因此,传统的计量分析方法不再适用,本文引入空间计量方法以克服空间自相关性产生的估计偏误。

表2 我国对“一带一路”沿线国家 OFDI 局部空间自相关检验

东道国	I_i	Z	P	东道国	I_i	Z	P	东道国	I_i	Z	P
阿富汗	0.043	0.268	0.789	伊朗	0.968	4.622	0.000	波兰	0.497	2.436	0.015
阿联酋	-0.070	-0.402	0.687	伊拉克	0.607	2.899	0.004	卡塔尔	0.783	3.830	0.000
阿塞拜疆	0.121	0.730	0.465	以色列	0.192	0.926	0.355	罗马尼亚	0.980	4.790	0.000
孟加拉国	0.194	1.158	0.247	约旦	0.096	0.467	0.641	俄罗斯	1.194	5.836	0.000
保加利亚	0.315	1.880	0.060	哈萨克斯坦	0.005	0.032	0.974	沙特阿拉伯	1.416	6.922	0.000
巴林	0.419	2.496	0.013	吉尔吉斯斯坦	0.049	0.244	0.807	新加坡	0.539	3.409	0.001
波黑	3.373	18.078	0.000	柬埔寨	0.078	0.382	0.702	斯洛伐克	0.092	0.594	0.552
白俄罗斯	1.408	7.550	0.000	科威特	0.112	0.543	0.587	叙利亚	-0.113	-0.699	0.484
文莱	0.692	3.718	0.000	老挝	0.271	1.302	0.193	泰国	-0.043	-0.260	0.795
捷克	0.318	1.715	0.086	斯里兰卡	0.307	1.473	0.141	塔吉克斯坦	-0.060	-0.364	0.716
埃及	0.135	0.734	0.463	缅甸	0.424	2.028	0.043	土库曼斯坦	-0.005	-0.021	0.983
格鲁吉亚	0.043	0.243	0.808	蒙古	0.087	0.435	0.664	土耳其	0.038	0.249	0.804
希腊	-0.003	-0.004	0.997	马来西亚	-0.260	-1.259	0.208	乌克兰	0.162	1.031	0.303
克罗地亚	-0.066	-0.345	0.730	尼泊尔	-0.139	-0.669	0.503	乌兹别克斯坦	0.215	1.369	0.171
匈牙利	-0.060	-0.312	0.755	阿曼	-0.018	-0.077	0.939	越南	0.308	1.952	0.051
印度尼西亚	-0.066	-0.344	0.731	巴基斯坦	0.154	0.761	0.447	也门	0.537	3.394	0.001
印度	0.014	0.083	0.934	菲律宾	0.321	1.577	0.115				

资料来源:据相关数据计算整理得到

四、我国 OFDI 对“一带一路”沿线国家环境影响的空间计量分析

1. 空间计量模型的设定

基于前文探索性空间数据分析的结果,本文选取的所有解释变量均存在较强的空间自相关性,借助空间杜宾模型可以实现本文空间溢出问题的分析。对应于相邻区域解释变量对被解释变量存在空间自相关性的空间杜宾模型建模形式如下:

$$Y = X\beta + WX\delta + \varepsilon \quad (4)$$

其中,空间滞后项 $WX\delta$ 表达了相邻区域自变量对本区域因变量的影响。本文选取空间杜宾模型作为基准计量模型来分析中国 OFDI 对“一带一路”国家的环境效应。由于模型中引入了解释变量的空间滞后项,基于本文研究主题及前文探索性空间数据分析结果,本文设定如下形式的计量分析模型:

$$\ln CO2_{it} = \alpha + \beta_0 W \ln ofdi_{it} + \sum_{i=1}^8 \beta_i W \ln X_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

为避免遗漏变量造成的估计偏误,本文参考国内外相关文献选取了相应的控制变量。控制变量 $X_1 \sim X_8$ 分别对应 $ofdish$ 、 $gdpp$ 、 $empl$ 、 $popd$ 、 $unemr$ 、 $capl$ 、 $enuse$ 、 rd 等变量,具体将在变量说明中予以交代; α 、 β_i 为待估系数; u_i 为不随时间改变的个体效应, ε_{it} 为随机扰动项。需要说明的是,后文将根据本文研究主题,引入相应的替代被解释变量以达成估计结果的稳健性。同时,在样本数据锐减一半以上与解释变量减少三分之一的权衡中,本文在基准分析中舍弃了数据缺失严重的 $capl$ 、 $enuse$ 、 rd 三个变量,而将其引入稳健性讨论采用的动态空间面板的系统 GMM 分析中。

2. 变量与数据说明

模型(5)中各变量的含义及指标设定如下:

二氧化碳排放量($co2$)。该指标为本文的被解释变量,具体包括对固体、液体与气体燃料的消费以及天然气燃除产生的二氧化碳排放。为了更加全面反映东道国环境污染,本文还选取了人均二氧化碳排放量($co2p$)、氮化物排放量($nitr$)与温室气体排放总量($tgreen$)三个指标作为替代被解释变量。需要说明的是氮化物排放量中除了工业排放外,还包括大量的农业生物质燃烧与畜牧业经营产生的排放,而温室气体排放总量中还包括大量的森林火灾、腐烂后燃烧、山火等生物体燃烧以及甲烷、氟化物等污染。因此,从污染源上看,后两个替代被解释变量与国际投资活动的相关性要弱于 $co2$ 与 $co2p$ 。

中国对外直接投资($ofdi$)。本文分别采用中国对“一带一路”沿线国家直接投资的流量与存量数据展开实证研究,以保证分析结果的稳健性。如前所述,关于国际投资对东道国环境效应的研究迄今仍未形成统一的定论,“污染光环”效应论者认为,东道国通过国际投资产生的技术与管理外溢而提升了污染治理水平,进而降低了环境污染;而“污染天堂”观点则认为,投资国在进行国际投资的同时,也将国内的高污染高能耗产业转移至东道国,造成东道国环境污染加剧。与两种假说相应的是国内外学者的实证研究结果也产生了大量分歧,目前仍未达成一致的观点。

FDI 占东道国 GDP 的比重($ofdish$)。参照刘玉博、吴万宗(2017)等的做法,本文采用该指标来测度中国以外国家对“一带一路”沿线国家直接投资产生的环境效应,同时,也将中国 OFDI 对东道国产生的环境效应加以剥离,通过两者的对比分析来正面回应前述“中国投资焦虑症”的质疑。该指标对东道国环境同样可能产生“污染光环”与“污染天堂”两种截然相反的效应。

其他控制变量。参照 Neequaye & Oladi(2015)、Baek(2016)、Salim 等(2017)、盛斌和吕越(2012)、刘玉博和吴万宗(2017)等相关文献的研究成果,本文还选取了东道国人均 GDP($gdpp$)、就业人口($empl$)、人口密度($popd$)、失业率($unemr$)、资本形成总量($capl$)、人均能源消耗($enuse$)以及研发投入(rd)作为控制变量,以尽可能避免遗漏变量产生的内生性偏误。就上述控制变量对环境污染的效应而言,现有研究表明,研发投入通过提升污染技术可以显著改善环境污染,而 $gdpp$ 、 $empl$ 、 $popd$ 、 $capl$ 、 $enuse$ 等指标与环境污染正相关,失业率的影响则不确定,一方面,由于经济衰退造成的失业将直接降低经济活动的强度,相应的污染排放总量也将出现下降;另一方面,由于政府需调配更多资源解决失业问题,应对环境污染的预算则相应缩水,进而使得失业也可能加剧环境污染(Sapkota & Bastola,2017)。

数据方面,本文筛选了数据相对齐全的“一带一路”沿线 50 个国家 2003—2013 年经济社会与环境发展

相关数据及我国 OFDI 数据来实证检验我国 OFDI 对东道国环境的影响。我国 OFDI 数据取自商务部发布的历年《中国对外直接投资统计公报》，并根据美元平减指数将历年名义值折算为 2010 年美元不变价实际值。若无特殊说明，本文选取的所有变量若涉及名义值数据均折算为 2010 年美元不变价实际值，后文就此不再说明。本文还对所有非比例数据采取对数化处理以减少异方差性。同时，基于稳健性考虑，本文分别采用公报中 OFDI 流量数据与存量数据进行了回归分析，以保证分析结果的稳健可信。本文选取的“一带一路”沿线 50 个国家相关经济与环境指标数据均来自世界银行世界发展指数数据库数据。需要说明的是，由于 *capl*、*enuse*、*rd* 三个指标的数据缺失严重，本文在空间杜宾模型的基准分析中剔除了上述指标，仅将其引入空间动态面板的 GMM 分析中展开稳健性分析。以上各变量的描述性统计结果如表 3 所示。

表 3 变量描述性统计

变量	变量描述	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>lnco2</i>	二氧化碳排放量(千吨)	550	10.888	1.605	6.813	14.526
<i>lnco2p</i>	人均二氧化碳排放量(公吨每人)	550	8.118	1.445	3.673	11.048
<i>lnnitr</i>	氮化物排放量(千公吨 CO ₂ 当量)	550	8.648	1.531	4.656	12.402
<i>lntgreen</i>	温室气体排放总量(千吨 CO ₂ 当量)	550	11.564	1.300	9.175	15.080
<i>lnofdif</i>	我国 OFDI 流量(亿美元,2010 年不变价)	550	5.492	4.535	-10.533	12.677
<i>lnofdic</i>	我国 OFDI 存量(亿美元,2010 年不变价)	550	8.436	2.704	0.000	14.150
<i>fdish</i>	FDI 占东道国 GDP 的比重(%)	550	4.788	6.634	-16.071	55.076
<i>lngdpp</i>	东道国人均 GDP(美元,2010 年不变价)	550	8.465	1.352	5.897	11.194
<i>lnempl</i>	就业人口(万人)	550	6.548	1.480	2.828	10.788
<i>lnpopd</i>	人口密度(每平方公里人口数)	550	4.432	1.357	0.463	8.941
<i>unemr</i>	失业率(%)	550	7.878	5.591	0.187	31.100
<i>lncapl</i>	资本形成总量(百万美元,2010 年不变价)	231	10.227	1.592	6.250	13.502
<i>lnenuse</i>	人均能源消耗(千克石油当量每人)	231	7.571	0.750	5.632	8.905
<i>lnrd</i>	研发投入(万美元,2010 年不变价)	231	6.474	2.239	0.876	9.846

资料来源:据相关数据计算整理得到

3. 估计结果分析

在展开基准回归分析前，本文首先对各个变量之间可能存在的多重共线性进行了检验。检验结果表明，各个解释变量的 VIF 值均在 2.0 以内，远低于 10，因此，本文基准计量分析采用的面板数据序列不存在多重共线性问题。此外，由于样本数据的时间跨度仅为 11 年，故无需对各变量进行单位根检验及模型的协整检验。作为对标比较，本文首先对选取的面板数据进行了传统的混合 OLS 回归，结果如表 4 所示。

表 4 面板数据 Pooled OLS 回归结果

变量	OFDI 流量数据				OFDI 存量数据			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
<i>lnofdi</i>	-0.031 *** (-4.730)	-0.025 *** (-3.960)	0.003 (0.780)	-0.007 (-1.420)	-0.037 *** (-3.200)	-0.032 *** (-2.960)	-0.014 (-1.540)	-0.003 (-0.380)
<i>lnfdish</i>	0.013 *** (3.110)	0.016 *** (3.910)	0.013 *** (3.760)	0.000 (-0.020)	0.014 *** (3.140)	0.016 *** (3.970)	0.014 *** (4.050)	0.000 (-0.080)
<i>lngdpp</i>	0.941 *** (41.480)	0.995 *** (46.090)	0.066 *** (3.500)	0.509 *** (32.430)	0.940 *** (40.940)	0.995 *** (45.750)	0.069 *** (3.670)	0.508 *** (32.280)
<i>lnempl</i>	1.111 *** (48.630)	0.103 *** (4.740)	1.018 *** (53.750)	0.935 *** (59.150)	1.108 *** (46.260)	0.103 *** (4.520)	1.035 *** (52.800)	0.930 *** (56.680)

变量	OFDI 流量数据				OFDI 存量数据			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
<i>lnpopd</i>	-0.245*** (-11.440)	-0.239*** (-11.720)	-0.256*** (-14.390)	-0.256*** (-17.270)	-0.237*** (-10.990)	-0.233*** (-11.430)	-0.264*** (-14.920)	-0.253*** (-17.090)
<i>unemr</i>	0.024*** (4.680)	0.004 (0.850)	-0.007 (-1.250)	-0.027*** (-7.510)	0.028*** (5.390)	0.007 (1.380)	-0.009 (-1.160)	-0.026*** (-7.330)
<i>cons</i>	-3.353*** (-11.380)	0.110 (0.390)	2.527*** (10.350)	2.515*** (12.340)	-3.249*** (-10.810)	0.202 (0.710)	2.581*** (10.490)	2.520*** (12.240)
<i>N</i>	550	550	550	550	550	550	550	550
<i>Adj R</i> ²	0.844	0.826	0.882	0.886	0.841	0.824	0.883	0.886

注:估计系数对应括号内数据为 *t* 统计值; *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 显著水平下显著

资料来源:据相关数据计算整理得到

表 4 中模型 1~模型 8 按 OFDI 流量数据与存量数据的使用分为两组,模型 1~模型 4 为 OFDI 流量数据模型,模型 5~模型 8 则为 OFDI 存量数据模型。其中,模型 1 与模型 5 对应于被解释变量二氧化碳排放量(*co2*);模型 2 与模型 6 对应于被解释变量人均二氧化碳排放量(*co2p*);模型 3 与模型 7 对应于被解释变量氮化物排放量(*nitr*);模型 4 与模型 8 对应于被解释变量温室气体排放总量(*tgreen*),后文的安排也与此一致。对比各个模型的回归结果可以发现,整体而言,所有模型回归结果基本一致。其中,二氧化碳排放量与人均二氧化碳排放量的回归结果非常显著,而氮化物排放量与温室气体排放总量回归结果的显著性相对要差一些,尤其是本文研究主题对应的解释变量 *ofdi* 对氮化物排放量与温室气体排放总量的解释始终不显。对照变量说明中氮化物排放量的统计中包含着大量的农业生物质燃烧与畜牧业经营产生的排放,温室气体排放总量中还包括大量的森林火灾、山火等生物体燃烧产生的污染,这些显然与我国对“一带一路”沿线国家的投资内容没有明显的关联^①,回归结果不显著也在情理之中。引入上述分析结果的目的主要在于尽可能较为全面地估计我国 OFDI 对“一带一路”沿线国家环境的影响,而氮化物排放量与温室气体排放总量的估计结果则主要起到参考比较的作用。值得注意的是,模型 1~模型 8 中,变量 *ofdi* 与变量 *ofdi* 回归系数的符号保持了高度统一,并且正负效应完全相反。这表明,中国 OFDI 无论在总量还是在平均量上均降低了东道国的污染排放。相反,其他国家在“一带一路”沿线国家的投资无论在总量还是平均量上均增加了东道国的污染排放,且 *fdish* 与氮化物排放量间显著正相关,也表明其他国家在“一带一路”沿线国家投资的质量相对较低。诚然,上述结论尚需进一步的技术处理,但其基本展现了总体数据存在的粗略效应,后文将进一步采用空间计量方法展开更为深入的分析,尽可能消除各种偏误,以使上述结论更具有说服力。

另一引起本文关注的现象是人口密度变量 *popd* 的回归系数显著为负值,这显然与预期相左,具体分析与解释将在后文回归结果更为稳健后一并呈现。其他变量的回归结果与现有研究基本一致,其中,劳动投入量及人均 GDP 与各种污染排放间存在显著的正相关,说明 FDI 促进了东道国经济规模的扩张,经济活动的强度相应增加,各种污染排放也相应增多;而失业率 *unemr* 与各种污染排放间的关系则出现分化,后文进一步的检验也表明,其对环境的影响存在不确定性,这可能与前文提到失业的两种环境效应相关,本文的实证结果更多倾向于失业问题挤占了原本用于环境治理的资源,进而增加了二氧化碳排放量等环境污染,这

^① 据《对外投资与风险蓝皮书:中国对外直接投资与国家风险报告(2017)》,在产业分布方面,信息技术、交通运输和能源是中国对“一带一路”相关国家直接投资较为重要的产业领域,而作为氮化物排放主要来源的农业、畜牧业等则不在我国主要对外投资产业领域内。

与 Lan 等(2012)的研究结果基本一致。

考虑到空间计量模型计算空间相关性是从全域着眼,可能存在内生性问题,为尽可能克服变量内生性产生的估计偏误,参照相关文献的做法,本文对式(5)所示的空间杜宾模型采用极大似然估计方法进行了估计。由于空间杜宾模型分为空间个体固定效应和空间个体随机效应两种形式,为确定究竟应选择随机效应模型还是固定效应模型,本文进一步展开了豪斯曼检验。结果表明,豪斯曼统计量取值为 89.76,在 1% 的显著性水平下强烈拒绝了随机效应的原假设。据此,本文选择了建立固定效应形式的空间杜宾模型,其估计结果如表 5 所示。估计结果表明,本文主要的解释变量 *ofdi* 对二氧化碳排放量与人均二氧化碳排放量的回归系数显著为负,而对氮化物排放量与温室气体排放总量的回归结果则不显著。同时,*fdish* 对 *co2* 与 *co2p* 的估计系数显著为正,且 *fdish* 与氮化物排放量也存在显著的正相关关系。对照表 4 与表 5 可以发现,在考虑解释变量空间自相关性后,各解释变量的回归结果与传统的混合 OLS 回归结果基本一致。空间滞后项的估计结果则出现了分化,*ofdi* 的空间滞后项仍然只对 *co2* 与 *co2p* 显著,而对 *nitr* 与 *tgreen* 影响依旧不显著,这与前文原因一致,表明我国对“一带一路”沿线国家投资的产业布局与其氮化物排放与温室气体排放总量相关性较弱。*ofdi* 与 *fdish* 空间滞后项系数的符号与其自身系数恰好相反,表明区域间存在竞争关系,“一带一路”沿线国家在争取外商投资过程中可能会产生“竞次效应”。*ofdi* 与 *fdish* 及其空间滞后项的估计结果进一步验证了其他国家的投资对“一带一路”沿线东道国环境产生了负面影响,即“污染天堂”效应。相反,中国 OFDI 则对东道国环境产生了正面影响,即“污染光环”效应。由此看来,所谓的“中国投资焦虑症”果然是杞人忧天,我国对“一带一路”沿线国家的 OFDI 质量与其他国家的整体投资相比不言自明。

表 5 空间杜宾模型估计结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
<i>lnofdi</i>	-0.022 *** (-4.160)	-0.019 *** (-3.850)	0.004 (0.790)	-0.008 * (-1.910)	-0.032 ** (-1.962)	-0.037 ** (-2.300)	0.009 (1.100)	-0.001 (-0.700)
<i>lnfdish</i>	0.014 *** (3.500)	0.015 *** (3.790)	0.007 *** (2.800)	0.000 (0.150)	0.015 *** (3.480)	0.017 *** (3.830)	0.006 ** (2.560)	0.001 (0.330)
<i>lngdpp</i>	0.805 *** (30.150)	0.890 *** (37.110)	0.135 *** (5.990)	0.472 *** (24.890)	0.801 *** (29.420)	0.893 *** (36.710)	0.143 *** (6.460)	0.473 *** (25.750)
<i>lnempl</i>	1.063 *** (50.610)	0.059 *** (3.100)	1.015 *** (58.720)	0.931 *** (64.550)	1.058 *** (45.040)	0.066 *** (3.030)	1.025 *** (58.300)	0.929 *** (60.580)
<i>lnpopd</i>	-0.240 *** (-16.590)	-0.250 *** (-18.540)	-0.251 *** (-16.920)	-0.268 *** (-25.000)	-0.236 *** (-14.440)	-0.251 *** (-16.240)	-0.253 *** (-17.290)	-0.264 *** (-24.860)
<i>unemr</i>	0.007 (1.480)	-0.011 *** (-2.600)	-0.011 *** (-3.140)	-0.027 *** (-7.570)	0.009 * (1.890)	-0.009 ** (-1.970)	-0.011 *** (-3.190)	-0.027 *** (-7.840)
<i>Wlnofdi</i>	0.096 *** (3.920)	0.098 *** (4.270)	-0.005 (-0.250)	-0.015 (-0.930)	0.120 *** (4.200)	0.109 *** (3.810)	-0.063 (-0.980)	-0.067 *** (-3.270)
<i>W.fdish</i>	-0.010 (-0.760)	-0.015 (-1.230)	0.052 *** (5.960)	-0.019 ** (-2.210)	-0.013 (-1.040)	-0.023 * (-1.940)	0.047 *** (5.840)	-0.024 *** (-2.900)
<i>Wlngdpp</i>	0.273 (1.460)	0.607 *** (2.790)	0.018 (0.240)	0.385 *** (3.870)	0.185 (0.930)	0.549 ** (2.360)	0.183 ** (2.090)	0.594 *** (5.280)
<i>Wlnempl</i>	-1.042 *** (-4.760)	-1.196 *** (-6.950)	0.350 ** (2.170)	0.077 (0.460)	-1.147 *** (-5.080)	-1.256 *** (-6.640)	0.714 *** (3.540)	0.402 ** (2.200)

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
<i>Wlnpopd</i>	-0.679 *** (-4.140)	-1.006 *** (-6.400)	0.242 ** (2.300)	-0.284 *** (-3.500)	-0.638 *** (-3.830)	-0.963 *** (-6.040)	0.214 ** (2.020)	-0.328 *** (-4.070)
<i>W.unemr</i>	-0.017 (-0.850)	-0.043 ** (-2.330)	0.125 *** (9.390)	-0.109 *** (-8.120)	-0.014 (-0.670)	-0.051 *** (-2.670)	0.113 *** (8.770)	-0.125 *** (-9.050)
<i>cons</i>	8.977 *** (4.660)	13.561 *** (7.030)	-8.358 *** (-6.560)	7.002 *** (4.250)	10.474 *** (5.140)	14.299 *** (6.780)	-10.896 *** (-7.460)	5.623 *** (3.220)
<i>Log L</i>	-465.570	-431.738	-297.089	-294.436	-468.825	-436.023	-292.287	-289.135
<i>R</i> ²	0.870	0.811	0.929	0.922	0.869	0.810	0.928	0.926

注:估计系数对应括号内数据为 *t* 统计值; *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 显著水平下显著
资料来源:据相关数据计算整理得到

接下来本文进一步考察人口密度对污染排放的影响,现有研究多认为人口密度越大污染排放越多,然而本文实证分析的结果却始终表明,“一带一路”沿线国家的污染排放与人口密度负相关。本文对样本数据进行了深入发掘。图 3 显示了二氧化碳排放与人口密度分布的情况,左图为全样本分析,右图为消除离群值后的分析。据图 3 可以显见,大量“一带一路”沿线国家出现了人口密度、大污染排放小及人口密度小,污染排放大两种与常规分布相异的情况。经分类统计,上述分布在总样本中占比超过了 60%。上述分布特征导致人口密度对污染排放的整体效果最终为负,相应的散点图拟合直线斜率为负值。本文进一步考察了两种异常分布的国家构成,以弄清其中潜在的作用机制。

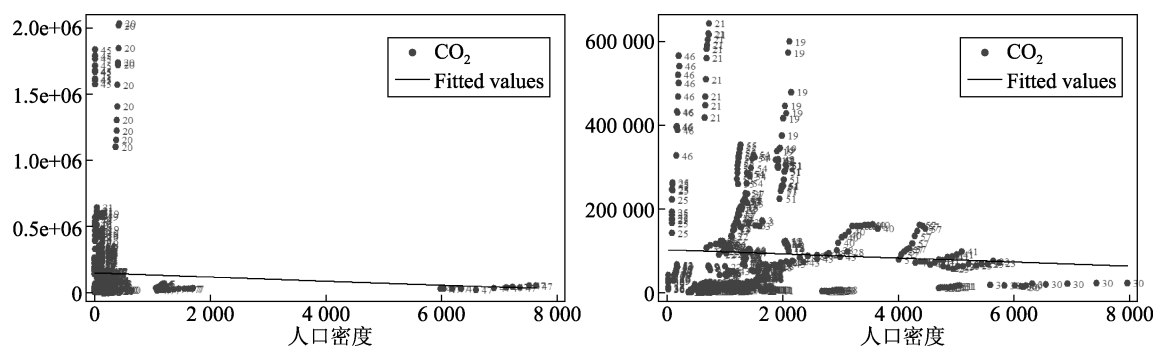


图 3 CO₂ 排放与人口密度分布散点图

资料来源:据相关数据计算整理得到

首先,人口密度大,污染排放小的国家又可分为经济相对发达国家与经济不发达国家两种,前者以新加坡与巴林为代表,后者则以孟加拉国为代表。巴林是首个步入后石油经济的波斯湾国家,其经济已经摆脱了石油依赖,金融与旅游业自 20 世纪后期以来得以蓬勃发展,逐步成为其新的支柱产业。新加坡作为新兴经济体发展的典范之一,其产业结构随经济发展而逐步优化,形成了以电子、石油化工、金融、航运、服务业为主的产业构成。这类国家的共同点在于经济发展的同时,产业结构得以不断优化,环境友好型的生产与低污染的第三产业逐渐占优,最终导致其就业不断增加,人口密度不断上升,而污染排放却不断下降。与之类似的还有黎巴嫩、约旦、以色列、阿塞拜疆、斯里兰卡等国家。孟加拉国的情况恰好相反,作为世界上最不发达的国家之一,其经济基础薄弱,却是世界上人口大国中人口密度最高的国家,由于经济极不发达,其污染排放相应较少。类似国家还有波黑、尼泊尔、阿尔巴尼亚、柬埔寨、老挝和缅甸等。这些国家的共同特点是经济欠发达,经济活动强度较弱,污染排放相应较少,但人口密度却相对较大。

其次,以俄罗斯为代表的人口密度小污染排放大的国家。俄罗斯为新兴的金砖国家成员,工业基础雄厚,但产业结构不尽合理,重工业发达,轻工业则发展缓慢。这类国家还包括白俄罗斯、哈萨克斯坦、乌兹别克斯坦、保加利亚、波黑等中东欧国家以及沙特阿拉伯、伊朗、阿联酋、伊拉克、卡塔尔等中东国家,这类国家的共同点在于人口密度相对较小,但经济活动的强度与能源消耗较大,污染排放相应也居高不下。此外,印度人口密度虽然较大,但其污染排放量更是远远超过其他“一带一路”沿线国家,其人口密度是最小人口密度国家的250倍左右,但其污染排放量与最小污染排放量相比却高达2500倍左右,在散点图中属于典型的左上角离群值,其相对效果等同于人口密度小污染排放大的国家。

综上所述,“一带一路”沿线国家在空间分布上存在的人口密度大污染排放小及人口密度小污染排放大的分布特征,是导致其人口密度与污染排放负相关的直接原因,而经济发展水平、产业结构及人口空间分布的差异性则是其根本原因。

由于本文空间计量分析中引入了解释变量的空间滞后项,在空间杜宾模型中某区域解释变量观测值的变动除对本区域被解释变量产生影响外,还会对邻近区域的被解释变量产生间接影响,由此导致自变量对因变量的偏导数更为复杂,其不再单纯地反映解释量对被解释变量的影响,故不能按照传统模型标准回归系数的解释来分析空间杜宾模型的估计结果。参照 LeSage & Pace(2009)采用偏导数矩阵估计的方法,本文将溢出效应分解为直接效应与间接效应。直接效应反映了解释变量对本区域被解释变量的影响,而间接效应则体现了区域间相互影响的溢出效应。本文采用空间杜宾模型估计了相关解释变量的直接效应与间接效应。为便于对照分析,本文将各个解释变量的直接效应、间接效应的估计结果一并呈现在表6中。负的直接效应与正的间接效应表明,我国 OFDI 显著减少了“一带一路”沿线国家的二氧化碳排放量与人均二氧化碳排放量,但 *ofdi* 对 *nitr* 与 *tgreen* 的直接效应与间接效应均不显著,这与前文的分析结果吻合。相反,*fdish* 对 *co2* 与 *co2p* 显著的正向直接效应与负向间接效应进一步表明,其他国家对“一带一路”沿线国家的投资出现了“污染避难所”效应。而各个解释变量的直接效应与间接效应恰好相反,表明区域间存在竞争关系,相关变量对区域环境的影响存在此消彼长的关系,这也进一步印证了前文提到的“一带一路”沿线国家为争取更多的外商投资,可能存在“向环保标准底线赛跑”的“竞次效应”。此时,外商投资的环境效应将出现分化,以污染产业转移为目的的 FDI 必然加剧东道国的环境污染,而基于双边产业契合度展开的优势互补的 FDI 则通过外溢效应进一步促进东道国产业结构优化,进而整体降低东道国的环境污染。

表6 直接效应与间接效应估计结果

变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8	
直接效应	<i>lnofdi</i>	-0.030*** (-2.860)	-0.031*** (-4.819)	0.001 (0.200)	-0.012 (0.820)	-0.045*** (-2.970)	-0.062*** (-9.819)	0.004 (0.790)	-0.002 (-0.140)
	<i>fdish</i>	0.018*** (4.980)	0.025*** (3.348)	0.002 (1.050)	0.001 (1.160)	0.021* (1.720)	0.027*** (6.348)	0.003 (0.800)	-0.001 (-0.128)
	<i>lngdpp</i>	1.076*** (11.400)	1.454*** (25.420)	0.046*** (4.950)	0.700** (2.540)	1.113*** (2.920)	1.482*** (27.420)	0.060*** (5.990)	0.771*** (25.580)
	<i>lnempl</i>	1.422** (2.280)	0.097*** (41.040)	0.347*** (11.490)	1.380*** (2.820)	1.471** (2.320)	0.110*** (52.110)	0.428*** (18.720)	1.515*** (57.890)
	<i>lnpopd</i>	-0.322** (1.990)	-0.408** (-2.070)	-0.086*** (-4.730)	-0.396* (-2.100)	-0.328** (-2.100)	-0.416** (-2.080)	-0.106*** (-16.920)	-0.431*** (-20.150)
	<i>unemr</i>	0.009* (1.790)	-0.018* (-1.820)	-0.004* (-1.780)	-0.041** (-2.290)	0.013** (2.150)	-0.015* (-1.850)	-0.004** (-2.140)	-0.044*** (-3.230)

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8	
间接效应	<i>lnofdi</i>	0.008 ** (-2.010)	0.012 ** (2.320)	0.002 (0.050)	0.004 (1.120)	0.013 *** (3.010)	0.025 ** (2.260)	0.005 (1.390)	-0.001 * (-0.750)
	<i>fdish</i>	-0.005 * (-1.790)	-0.010 * (-1.840)	0.004 (1.180)	0.000 (0.140)	-0.006 * (-1.780)	-0.011 (-0.820)	0.003 (0.960)	0.001 (1.250)
	<i>lngdpp</i>	-0.275 (0.100)	-0.575 ** (-2.200)	0.084 (1.180)	-0.231 (-1.27)	-0.317 *** (-4.730)	-0.602 *** (-3.860)	0.080 (0.240)	-0.305 (-0.970)
	<i>lnempl</i>	-0.363 * (-1.790)	-0.039 ** (-2.170)	0.632 ** (2.200)	-0.456 ** (-2.230)	-0.419 ** (-2.180)	-0.045 ** (-2.250)	0.571 ** (2.150)	-0.599 ** (-2.200)
	<i>lnpopd</i>	0.082 ** (1.960)	0.162 * (1.720)	-0.156 (-0.820)	0.131 * (1.830)	0.093 ** (2.170)	0.169 *** (3.180)	-0.141 (-0.560)	0.171 ** (2.200)
	<i>unemr</i>	-0.002 * (-1.880)	0.007 (1.250)	-0.007 (-1.160)	0.013 (1.040)	-0.004 * (-1.870)	0.006 (1.300)	-0.006 (-1.100)	0.017 (1.350)

注:估计系数对应括号内数据为 *t* 统计值;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 显著水平下显著
资料来源:据相关数据计算整理得到

根据直接效应与间接效应的估计结果,本文结合我国对“一带一路”沿线国家 OFDI 的投资构成,参照 Grossman & Krueger 的分析框架,分别从规模效应、技术效应与结构效应三个方面来探讨我国 OFDI 对“一带一路”沿线东道国环境的影响机制。

(1) 规模效应的传导机制。显然,伴随 FDI 的引入,东道国要素需求必然增加,经济规模相应得以扩张,经济活动的强度自然加大,相应地增加了东道国的环境压力,则国际投资引致的规模效应将增加东道国环境污染。在实证分析中可根据要素投入系数的估计值来检验规模效应。表 6 中劳动要素投入 *empl* 的直接效应估计结果与表 7 中资本投入 *capl* 的估计系数均显著为正,恰好与理论预期相符合。就传导机制而言,我国对“一带一路”沿线国家的 OFDI 首先引致东道国产生了更多劳动与资本的有效需求,要素投入的增加则直接导致东道国经济规模的扩张,而经济活动强度的大幅增加则导致污染排放相应增加。显然,这一传导机制是在不考虑其他效应的情况下,将 FDI 引致的经济规模的扩张对污染排放的偏效应加以分离,则我国对“一带一路”沿线国家 OFDI 环境影响的规模效应对东道国的环境影响是消极的。

表 7 空间动态面板数据的 SYS-GMM 估计结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
<i>L. lnY</i>	0.619 *** (3.01)	0.568 *** (2.68)	1.135 *** (7.83)	0.302 ** (2.54)	0.615 *** (2.95)	0.568 *** (2.63)	1.109 *** (8.02)	0.295 ** (2.54)
<i>W. lnY</i>	0.197 (0.72)	0.052 (1.14)	0.079 (0.68)	0.155 (0.76)	0.195 (1.22)	0.047 (0.49)	0.070 (0.64)	0.168 (0.82)
<i>lnempl</i>	1.041 *** (10.58)	0.023 (0.25)	0.866 *** (9.68)	0.940 *** (9.56)	1.050 *** (10.62)	0.027 (0.29)	0.882 *** (9.94)	0.942 *** (9.58)
<i>lncapl</i>	0.195 *** (3.47)	0.192 *** (3.41)	0.032 (0.82)	0.116 * (1.81)	0.192 *** (3.42)	0.189 *** (3.36)	0.034 (0.88)	0.117 * (1.84)
<i>lnpopden</i>	-0.105 ** (-2.49)	-0.108 *** (-2.92)	-0.220 *** (-3.72)	-0.199 *** (-5.83)	-0.104 ** (-2.40)	-0.107 *** (-2.85)	-0.234 (-3.97)	-0.201 (-5.810)
<i>lngdpp</i>	0.181 (1.59)	0.202 * (1.88)	0.024 (0.26)	0.176 * (1.64)	0.191 * (1.67)	0.205 * (1.91)	0.060 (0.64)	0.182 * (1.68)
<i>lnenuse</i>	0.769 *** (8.25)	0.860 *** (9.75)	0.148 ** (2.02)	0.382 *** (4.28)	0.768 *** (8.16)	0.860 *** (9.69)	0.141 ** (1.94)	0.375 *** (4.10)

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
<i>lnofdi</i>	-0.012* (-1.86)	-0.013** (-2.36)	-0.003 (-0.31)	-0.001 (-0.38)	-0.021** -2.33	-0.002** (-2.23)	-0.007 (-1.35)	-0.002 (-0.29)
<i>fdish</i>	-0.007* (-1.83)	-0.003* (-2.23)	-0.011* (-1.79)	-0.005*** (-3.20)	-0.006* (-1.78)	0.000 (-0.21)	-0.001* (-1.79)	-0.005*** (-3.18)
<i>unemr</i>	1.329*** (2.83)	1.069** (2.37)	0.432 (1.03)	0.996** (2.06)	1.308*** (2.79)	1.039** (2.30)	0.411 (1.00)	1.024* (2.13)
<i>lnrd</i>	-0.111** (-2.29)	-0.112** (-2.39)	0.049 (1.27)	-0.014 (-0.29)	-0.116** (-2.38)	-0.114** (-2.44)	0.046 (1.21)	-0.014 (-0.27)
<i>cons</i>	-2.362*** (-3.07)	-0.171 (-0.25)	-0.217 (-0.77)	-0.788 (-0.49)	-2.409*** (-3.09)	-0.203 (-0.29)	-0.158 (-0.70)	-0.895 (-0.54)
<i>LM-err</i>	[0.003]	[0.006]	[0.001]	[0.002]	[0.004]	[0.007]	[0.001]	[0.002]
<i>LM-lag</i>	[0.972]	[0.462]	[0.512]	[0.563]	[0.975]	[0.450]	[0.525]	[0.594]
<i>AR(1)</i>	[0.015]	[0.008]	[0.028]	[0.039]	[0.013]	[0.023]	[0.027]	[0.038]
<i>AR(2)</i>	[0.654]	[0.616]	[0.801]	[0.918]	[0.756]	[0.656]	[0.731]	[0.878]
<i>Hansen</i>	[0.621]	[0.763]	[0.860]	[0.760]	[0.786]	[0.831]	[0.878]	[0.745]
<i>F</i>	72.75***	67.96***	53.76***	61.23***	78.22***	70.51***	63.32***	69.57***
<i>R2</i>	0.812	0.767	0.703	0.837	0.807	0.769	0.712	0.835
<i>N</i>	231	231	231	231	231	231	231	231

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著；()、[] 内的数值分别表示参数估计值的 *t* 统计量以及相关检验统计量的 *P* 值

资料来源：据相关数据计算整理得到

(2) 技术效应的传统机制。现有研究表明,FDI 的“示范效应”与东道国的“学习效应”将会促进东道国引入更为先进的技术与管理经验,提升东道国国内的技术研发能力,逐步淘汰高污染、高能耗的生产方式,推动清洁生产技术与环境友好型产业的发展,进而提升污染治理水平,最终降低东道国污染排放总量。表 7 结果表明,“一带一路”沿线国家研发投入 *rd* 对 FDI 东道国的环境产生了积极影响,即 FDI 通过技术效应降低了东道国的污染排放。就中国对“一带一路”沿线国家 OFDI 而言,多数投资项目均为环境友好型项目,而且我国参与“一带一路”对外投资的企业资质较好,这些企业均具有完善的环保体系和较为先进的技术,在项目实施过程中通过外溢效应提升了东道国本土企业的技术水平与环境管理水平,进而通过这一积极的技术效应改善了东道国环境。

(3) 结构效应的作用机制。FDI 的引入将通过资源要素的再分配诱发东道国产业结构也相应受到影响。当 FDI 与东道国产业结构形成良性互动后,将促使东道国产业结构转型升级,逐步淘汰高污染、高能耗的落后技术与产业,推动低污染、低能耗的第三产业及知识密集型产业的发展,进而实现环境友好型的生产方式,最终使得东道国的污染排放进一步降低。相反,若外商投资主要以转移本国污染产业或落后产能为目的,不符合东道国产业升级需求,则会强化东道国高污染的落后产能增长,导致东道国的污染排放不降反升。根据 *ofdi* 与 *fdish* 直接效应的估计结果,本文分别考察了中国与其他国家对“一带一路”沿线国家直接投资的结构效应对东道国环境的影响。表 6 结果显示,中国投资的结构效应改善了东道国环境质量,而其他国家对 FDI 对“一带一路”东道国整体环境影响的结构效应是消极的。这表明,FDI 自身的质量及其与东道国产业的契合度的差异将导致 FDI 对东道国环境影响的结构效应出现分异。而实证结果进一步支持了中国投资相比其他国家投资更符合“一带一路”沿线东道国的产业发展需求。

综上所述,由于我国对“一带一路”沿线国家直接投资的产业领域主要分布于基础设施建设、信息技术、

物流交运和矿产资源等产业,上述产业恰好是双方契合度较高的产业,符合“一带一路”相关国家最为迫切的投资需求。同时,我国在上述领域已拥有较为先进的技术与国际项目合作经验,由此导致中国 OFDI 对东道国环境的影响的外溢效应超过了规模效应。最终,我国对“一带一路”沿线国家的环境效应整体表现为“污染光环”效应。本文实证分析中 *ofdi* 估计结果高度一致地显著为负,也强烈支持了这一结论。

4. 稳健性检验

前文实证分析中已涉及部分稳健性讨论的内容,考虑到本文环境污染与外商投资的实证分析中可能存在由于双向因果及遗漏变量导致的内生性偏误,为保证模型估计的可靠性,本文增加了资本投入 *capl*、研发投入 *rd* 与人均能源消耗 *enuse* 三个控制变量,并采用动态空间面板数据的系统 GMM 估计这一较为有效解决内生性的方法来检验本文实证结果的稳健性。表 7 中被解释变量 *Y* 分别对应于模型 1 ~ 模型 8 相应的被解释变量,各模型对应的 *AR*(1) 和 *AR*(2) 检验结果表明,误差项符合一阶序列相关与二阶序列不相关的原假设。Hansen 检验结果表明,本文系统 GMM 估计采用的工具变量是联合有效的,所有模型 F 统计量的估计值均在 1% 的显著水平显著,表明模型整体估计是有效的。同时,除控制变量 *fdish* 外,模型 1 ~ 模型 8 中各个解释变量的符号及显著性与前文实证分析结果基本一致,表明增加控制变量并改变模型估计方法并没有改变相关变量的估计结果,这也证明本文实证分析结果是稳健可靠的。控制变量 *fdish* 估计结果的变化则主要是由有针对性的样本选取造成的。对比表 5 与表 7 中的估计结果,本文进一步发现,前后两次分析中 *ofdi* 对 *co2* 与 *co2p* 的估计系数始终为负,表明我国 OFDI 对“一带一路”沿线所有国家一视同仁,均产生了“污染光环”效应。但是,*fdish* 对 *co2* 与 *co2p* 的估计系数则出现了先正后负的变化,表明其他国家“一带一路”沿线国家的投资存在差异化。由于表 7 仅选择了研发投入等数据相对完善的国家作为研究对象,相对数据缺失的国家而言,其经济水平与环境规制更为先进,其吸引的外资质量则相对更高,因而外商投资对其环境均产生了“污染光环”效应。而表 5 对应的国家由于整体经济水平相对落后,对国外投资的需求更为迫切,故而制定了相对较低的环境准入标准,导致其他国家“一带一路”沿线国家 FDI 的环境效应整体表现为“污染避难所”效应。这进一步强化了前文关于我国对“一带一路”沿线国家的投资质量优于其他国家的论断,同时,也表明我国对“一带一路”沿线国家的投资不存在差异性政策,而其他国家的投资则存在明显的差异性。

五、结论与政策建议

本文从母国责任的视角切入国际投资对东道国环境影响的讨论,并选取数据相对齐全的“一带一路”沿线 50 个国家作为本文研究的样本,先后采用了混合 OLS 估计、极大似然估计及系统 GMM 等不同估计方法对空间面板数据模型进行了计量分析,深入研究了我国 OFDI 对“一带一路”沿线国家环境的影响。

1. 结论

(1) 本文实证研究结果一致表明,我国 OFDI 对“一带一路”沿线国家环境产生了“污染光环”效应,即我国 OFDI 降低了相关国家的环境污染,且这种效应是无差异的。也就是说,我国对“一带一路”沿线国家的投资不存在差异性。

(2) 其他国家整体对“一带一路”沿线国家投资的环境效应存在差异性。其他国家的投资对“一带一路”沿线东道国环境产生了“污染避难所”效应,即来自其他国家 FDI 整体来看加剧了“一带一路”沿线国家的环境污染,但对“一带一路”沿线经济水平较高国家的环境效应却是积极的。

(3) “一带一路”沿线国家存在明显的经济结构及人口空间分布的差异,这两大内在因素决定了“一带一路”沿线国家在空间上出现了人口密度大、污染排放小及人口密度小污染排放大的分布特征,进而导致本文实证分析中人口密度与污染排放负相关。

2. 政策建议

结合本文实证分析结果,本文认为,要实现我国与“一带一路”沿线国家“共商架设合作之桥、促进共同繁荣大计”的宏伟目标,可从如下几方面着手:

(1)进一步优化我国对“一带一路”沿线国家投资的产业构成,将我国“过剩产能”与东道国“落后产能”有机结合起来,真正实现双方的合作共赢。目前,我国对“一带一路”相关国家的直接投资主要集中在能源、交通运输和信息技术等产业领域,这远不能满足双方产业结构调整的需求。因此,有必要对“一带一路”沿线相关国家产业发展进行更为深入、更为细致的调查与研究,找准投资方向与投资标的,实现对外投资的精准定位。

(2)需要对内优化投资主体的区域结构与企业构成,目前,参与“一带一路”投资的企业主要来自北京、上海、广东和浙江四个省份,并且以国有企业为主,这就造成了投资主体与投资路径相对单一,存在潜在的竞争风险,因此,有必要对投资主体扩容,让更多的省份以及民营企业都参与进来。在多元化投资主体的同时,还需同步强化企业的合作意识与社会责任意识。目前,在对“一带一路”沿线国家基础设施等投资领域,我国企业间存在恶性竞争的现象,同时,个别企业与东道国因文化差异与社会责任问题发生冲突的事件也时有发生,这些现象不利于“一带一路”倡议的推进,必须进一步提升我国企业“走出去”的形象与素质。

(3)要积极对外宣传和展示“一带一路”沿线国家合作的成功案例与先进成果,进一步完善相关数据平台的建设,切实做到信息公开,政策透明,进而消除相关国家对我国投资的疑虑。我国对“一带一路”相关国家的直接投资主要集中在东南亚、中东和南亚,而中国对中东欧地区的投资起点相对较低,但近年来增长较为迅速。目前,尚有许多国家对我国“一带一路”倡议并不完全了解,一旦打开上述区域的直接投资,必将大幅推动我国“一带一路”倡议的实施进程,在更多领域实现双方互利共赢。

参考文献:

- [1] Antweiler W, Copeland BR, Taylor MS. Is Free Trade Good for the Environment? [J]. American Economic Review, 2001, 91, (4): 877 - 908.
- [2] Baek J. A New Look at the FDI-Income-Energy-Environment Nexus: Dynamic Panel Data Analysis of ASEAN [J]. Energy Policy, 2016, 91, (April): 22 - 27.
- [3] Chichilnisky G. North-South Trade and the Global Environment [J]. American Economic Review, 1994, 84, (4): 851 - 874.
- [4] Cole MA. Trade, the Pollution Haven Hypothesis and the Environmental Kuznets Curve: Examining the Linkages [J]. Ecological Economics, 2004, 48, (1): 71 - 81.
- [5] Cole MA, Elliott RJR, Zhang J. Growth, Foreign Direct Investment, and the Environment: Evidence from Chinese Cities [J]. Journal of Regional Science, 2011, 51, (1): 121 - 138.
- [6] Copeland BR, Taylor MS. North-South Trade and the Environment [J]. Quarterly Journal of Economics, 1994, 109, (3): 755 - 787.
- [7] Copeland BR, Taylor MS. Trade, Growth, and the Environment [J]. Journal of Economic Literature, 2004, 42, (1): 7 - 71.
- [8] He J. Pollution Haven Hypothesis and Environmental Impacts of Foreign Direct Investment: The Case of Industrial Emission of Sulfur Dioxide (SO₂) in Chinese Provinces [J]. Ecological Economics, 2006, 60, (1): 228 - 245.
- [9] Kim MH, Adilov N. The Lesser of Two Evils: An Empirical Investigation of Foreign Direct Investment-Pollution Tradeoff [J]. Applied Economics, 2012, 44, (20): 2597 - 2606.
- [10] Lin F. Trade Openness and Air Pollution: City-Level Empirical Evidence from China [J]. China Economic Review, 2017, 45, (7): 78 - 88.

- [11] Liu Y, Hao Y, Gao Y. The Environmental Consequences of Domestic and Foreign Investment: Evidence from China[J]. *Energy Policy*, 2017, 108, (6): 271-280.
- [12] Poelhekke S, Ploeg F V D. Green Havens and Pollution Havens[J]. *World Economy*, 2015, 38, (7): 1159-1178.
- [13] Popp D. International Technology Transfer, Climate Change, and the Clean Development Mechanism[J]. *Review of Environmental Economics & Policy*, 2011, 5, (1): 131-152.
- [14] Salim R, Yao Y, Chen G, Zhang L. Can Foreign Direct Investment Harness Energy Consumption in China? A Time Series Investigation[J]. *Energy Economics*, 2017, 66, (6): 43-53.
- [15] Sapkota P, Bastola U. Foreign Direct Investment, Income, and Environmental Pollution in Developing Countries: Panel Data Analysis of Latin America[J]. *Energy Economics*, 2017, 64, (4): 206-212.
- [16] Shahbaz M, Nasreen S, Abbas F, et al. Does Foreign Direct Investment Impede Environmental Quality in High, Middle and Low-income Countries? [J]. *Energy Economics*, 2015, (51): 275-287.
- [17] 包群,陈媛媛,宋立刚. 外商投资与东道国环境污染:存在倒U型曲线关系吗? [J]. 北京:世界经济,2010,(1).
- [18] 邓玉萍,许和连. 外商直接投资、集聚外部性与环境污染[J]. 北京:统计研究,2016,(9).
- [19] 董彦岭. 区域经济视角下的“一带一路”战略——兼论山东的融入对策[J]. 济南:经济与管理评论,2015,(5).
- [20] 豆建民,张可. 空间依赖性、经济集聚与城市环境污染[J]. 北京:经济管理,2015,(10).
- [21] 韩永辉,邹建华. 引资转型、FDI质量与环境污染——来自珠三角九市的经验证据[J]. 北京:国际贸易问题,2015,(7).
- [22] 林季红,刘莹. 内生的环境规制:“污染天堂假说”在中国的再检验[J]. 济南:中国人口·资源与环境,2013,(1).
- [23] 刘飞宇,赵爱清. 外商直接投资对城市环境污染的效应检验——基于我国285个城市面板数据的实证研究[J]. 北京:国际贸易问题,2016,(5).
- [24] 刘乃全,李鲁,刘学华. 上海服务“一带一路”国家战略的定位和路径探析[J]. 济南:经济与管理评论,2015,(5).
- [25] 刘玉博,吴万宗. 中国OFDI与东道国环境质量:影响机制与实证检验[J]. 北京:财贸经济,2017,(1).
- [26] 刘玉博,汪恒. 内生环境规制、FDI与中国城市环境质量[J]. 上海:财经研究,2016,(12).
- [27] 刘渝琳,郑效晨,王鹏. FDI与工业污染排放物的空间面板模型分析[J]. 杭州:管理工程学报,2015,(2).
- [28] 刘再起,王阳. 经济资源、制度环境与我国对欧盟直接投资的区位选择[J]. 北京:经济管理,2016,(2).
- [29] 卢进勇,杨杰,邵海燕. 外商直接投资、人力资本与中国环境污染——基于249个城市数据的分位数回归分析[J]. 北京:国际贸易问题,2014,(4).
- [30] 聂飞,刘海云. FDI、环境污染与经济增长的相关性研究——基于动态联立方程模型的实证检验[J]. 北京:国际贸易问题,2015,(2).
- [31] 盛斌,吕越. 外国直接投资对中国环境的影响——来自工业行业面板数据的实证研究[J]. 北京:中国社会科学,2012,(5).
- [32] 苏红岩,李京梅. “一带一路”沿线国家FDI空间布局与污染转移的实证研究[J]. 成都:软科学,2017,(3).
- [33] 唐礼智,刘玉. “一带一路”中我国企业海外投资政治风险的邻国效应[J]. 北京:经济管理,2017,(11).
- [34] 魏龙,潘安. 出口贸易和FDI加剧了资源型城市的环境污染吗? ——基于中国285个地级城市面板数据的经验研究[J]. 北京:自然资源学报,2016,(1).
- [35] 许和连,邓玉萍. 外商直接投资导致了中国的环境污染吗? ——基于中国省际面板数据的空间计量研究[J]. 北京:管理世界,2012,(2).
- [36] 严雅雪,齐绍洲. 外商直接投资与中国雾霾污染[J]. 北京:统计研究,2017,(5).
- [37] 杨博琼,陈建国. FDI对东道国环境污染影响的实证研究——基于我国省际面板数据分析[J]. 北京:国际贸易问题,2011,(3).
- [38] 杨仁发. 产业集聚、外商直接投资与环境污染[J]. 北京:经济管理,2015,(2).
- [39] 张志元,史可,王子健. “一带一路”战略的空间经济学分析[J]. 济南:经济与管理评论,2015,(5).
- [40] 郑强,冉光和,邓睿,谷继建. 中国FDI环境效应的再检验[J]. 济南:中国人口·资源与环境,2017,(4).

Empirical Analysis on the Environmental Effects of China's OFDI to Countries Along "The Belt and Road"

LIU Nai-quan, DAI Jin

(Institute of Finance and Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai, 200433, China)

Abstract: From the view of investment country's environmental liability, this paper discusses the impacts of foreign direct investment on the environment of host countries. Based on the spatial panel data of 50 countries along "the Belt and Road" from the year of 2003 to 2013, the article carries out the empirical analysis about the environmental effects of China's OFDI to countries along "the Belt and Road". The results show that China's OFDI displayed "pollution halo" effects on the environment of host countries along "the Belt and Road", while investment from other countries displayed "pollution haven" effects on the environment of host countries. Further research shows that other countries put a discriminating policy into the practice of OFDI to countries along "the Belt and Road", while China's OFDI policy is without discrimination. Moreover, the empirical results show that the population density has significant negative correlation with pollution emission of countries along "the Belt and Road".

Before the econometrical analysis, the spatial autocorrelation test is carried out to determine whether the spatial econometrical method is needed. This paper employed both Moran's I and Geary's C to test the global spatial autocorrelation of the panel data. The test results of Moran's I and Geary's C showed there is significant spatial autocorrelation in the selected panel data. Meanwhile, the test result of local spatial autocorrelation further confirmed there is significant spatial autocorrelation among China's OFDI to countries along "the Belt and Road". Therefore, the irrelevance hypothesis of classical method is no longer existed due to the spatial autocorrelation of the panel data, and the follow-up empirical research must be carried out by using the spatial econometric method.

According to the results of the Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA), the spatial autocorrelation of all explanatory variables selected in this paper is significant. Therefore, this paper uses the Spatial Durbin Model (SDM) to carry out an in-depth empirical analysis on the spatial spillover environmental effects of China's OFDI to countries along "the Belt and Road". Our empirical analysis obtained the following findings: Firstly, the empirical results consistently show that, China's OFDI to countries along "the Belt and Road" displayed "pollution halo" effect, namely, China's OFDI reduces the environmental pollution of relevant countries, and this effect is without difference, which implies China's OFDI has no discrimination to countries along "the Belt and Road". Secondly, the environment effects of FDI from other countries exists difference. The estimated result with the whole sample showed that FDI from other countries aggravated host countries' environmental pollution, which is "pollution haven" effect. Whereas, "pollution halo" effect is displayed with the sample of countries with higher economic level. The differentiation of environment effect shows that the discriminatory foreign investment policy was implemented in other countries. Thirdly, the population density is negatively related to the environmental pollution of countries along "the Belt and Road". The spatial differences of economic structure and population distribution among countries along "the Belt and Road" formed the special distribution pattern: higher pollution emission with lower population density and lower pollution emission with higher population density, which leads to the negative relationship between the population density and environmental pollution.

Policy suggestions are as follows. Firstly, it's of great necessity to optimize the investment industry structure of China's OFDI to countries along "the Belt and Road". A dynamic integration should be employed between China's excess capacity and the host country's needs of the industrial structure adjustment, as achieve the bilateral win-win cooperation. Secondly, the investment body structure of China's enterprises and regions should be optimized as well. At present, the enterprises involved in the investment to "the Belt and Road" are mainly from Beijing, Shanghai, Guangdong and Zhejiang, and the investment gives priority to state-owned enterprises. Therefore, it is necessary to expand the investment body by the agency of involving more provinces and private enterprises. Finally, positive publicity and platform construction are necessary to improve the transparency of policy, as is helpful to eliminate the relevant countries' doubts upon China's international investment. A well-operated public information platform would greatly promote the implementation process of China's "the Belt and Road" strategy and lead to the win-win achievements in more fields.

Key Words: "the Belt and Road"; OFDI; environment; spatial panel data model

JEL Classification: F21, Q56

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2017.12.001

(责任编辑:文 川)