先行贸易能否调节制度距离对中国对外直接投资的影响

——基于“一带一路”沿线国家的空间计量分析

田毕飞[1]，邓彩霞[2]

（1. 中南财经政法大学 工商管理学院，湖北 武汉　430073；
2. 中山大学 岭南学院，广东 广州　510275）

摘要： 运用 2005～2017 年中国对“一带一路”沿线 40 个投资东道国的投资存量数据，构建空间计量模型，分析中国对外直接投资的第三国效应、制度距离对中国对外直接投资的空间效应以及先行贸易的调节作用。研究发现：无论是否考虑空间因素，中国对外直接投资均表现出明显的“政治制度接近”和“经济制度逃逸”特征，即中国更倾向于将资金投向与本国政治制度距离小而经济制度距离大的国家；先行贸易可有效促进中国开展海外投资，并降低投资过程中的政治制度障碍；投资所表现的市场寻求动机和风险规避特征较为明显，但东道国自然资源禀赋、科技发展水平和通货膨胀率等因素并未对投资行为产生显著影响。因此应建立区域协同机制，完善信息服务平台，积极开展海外贸易。

关键词： 制度距离；中国对外直接投资；先行贸易；“一带一路”；空间计量

[中图分类号] F125：F832.48　**[文献标识码]** A　**[文章编号]** 1002-4034(2021)01-0048-17

DOI:10.13509/j.cnki.ib.2021.01.004

引　言

实行“走出去”战略以来，中国对外直接投资（Outward Foreign Direct Investment，OFDI）的规模呈井喷式增长。2019 年，中国对“一带一路”沿线 56 个国家的非金融类 OFDI 数额高达 150.4 亿美元，占同期 OFDI 总额的比重由 13%提高至 13.6%。① 企业

[收稿日期]　2020-02-27

[基金项目]　国家社会科学基金一般项目“制度环境视角下中国对外直接投资对东道国创业的影响研究”（19BJY015）；教育部人文社会科学规划基金项目“中国简政放权对创业的影响研究：基于 HCW 模型的国际比较”（18YJA790072）。

[作者简介]　田毕飞（1979～），男，湖北仙桃人，中南财经政法大学工商管理学院教授，研究方向：国际商务；邓彩霞（1998～），女，湖南株洲人，中山大学岭南学院国际商务硕士研究生，研究方向：国际商务。

①数据来源：中华人民共和国商务部对外投资和经济合作司. 2019 年我对“一带一路”沿线国家投资合作情况[EB/OL].(2020-01-22)[2020-02-27].http://www.mofcom.gov.cn/article/tongjiziliao/dgzz/202001/20200102932445.shtml。

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

“走出去”必然面临区位选择、市场进入模式等一系列问题。相关研究除了考虑市场规模、贸易投资政策、双边汇率等传统因素外，还将制度因素纳入 OFDI 研究范畴。传统跨国投资理论在解释企业 OFDI 行为时，多以发达国家跨国企业作为研究对象，且忽视了所有权、区位和内部化三种优势的动态变化过程。随着全球经济形势和投资环境的变化，研究者逐渐将其扩展为“资源-产业-制度”理论框架，更好地解释了发展中国家的 OFDI 行为。尤其是 21 世纪以来，随着制度套利学说的兴起，学者们从不同角度探究了制度距离影响 OFDI 的理论机制和实证分析方法。在此基础上，笔者以“一带一路”沿线 40 个投资东道国为研究对象，从理论和实证角度考察东道国的制度距离对中国 OFDI 的影响以及先行贸易的调节作用。其价值在于：一方面，可补充和完善现有的 OFDI 理论，尤其对于探究制度距离如何从空间层面影响 OFDI 具有一定的理论意义；另一方面，有利于政府更好地了解中国企业对外投资的制度倾向，优化投资布局，制定更完善的投资政策并有针对性地实施优惠政策，鼓励各类企业利用比较优势进行差异化投资，提升投资便利化程度，促进其有序地开展海外投资。

一、文献综述

（一）制度距离及其分类

制度是人类设计的一系列约束条件，是“社会活动的准则”（North，1990）。明确提出“制度距离”这一概念的学者是 Kostova（1996），他将距离定义为不同国家在经济、政治、文化等制度环境方面的差异。此后，学者们从制度质量、组织领域等角度出发，结合制度距离的不同划分标准，对其下了不同定义。制度距离一般可分为正式制度距离和非正式制度距离，或者管制距离、规范距离、认知距离等（Kostova，1996）。基于不同分类标准，学者们提出了不同的测度方法。其中，影响较大的指标包括：世界银行的全球治理指数（World Governance Indicators，WGI）、美国传统基金会发布的经济自由度指数（Economic Freedom Index，EFI）以及 Hofstede 网站上公布的各国文化维度指标。综合来看，目前学术界尚未就制度距离的测度标准达成共识。

（二）OFDI 及其空间相关性

OFDI 一直是国际贸易领域研究的重要问题。投资和贸易是推进“一带一路”建设的重要抓手（李晓钟和徐慧娟，2018）。关于贸易与投资的关系，Mundell（1957）认为在商品和要素自由流动的情况下，两者是相互替代的关系，一个国家选择了投资便会替代贸易；Markusen 和 Venablesa（1998）则提出投资与贸易相互促进、相互补充的关系理论，即 OFDI 可在母国与东道国之间创造贸易机会，从而扩大贸易规模。随着研究的深入，学术界认为两者之间并不是简单的替代或互补，而是表现为一种不确定性关系，需根据国别、产业、企业类型等进行具体分析（张先锋等，2016）。

OFDI 的不同动机对于东道国的选择和不同制度维度的敏感度是有差异的。Dunning（1977）指出企业开展海外投资的动机一般可分为四类：市场寻求型、资源寻求型、战略资产寻求型和效率寻求型。Buckley 等（2007）基于该理论，选取东道国市场规模、自然资源禀赋、科技发展水平、开放程度、政治风险等作为自变

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

量分析影响中国 OFDI 的因素，发现其结果均显著。然而，单独从动机角度解释 OFDI 行为忽视了政府参与、法律管制以及企业运行的外部环境的影响（Lv & Spigarelli，2016）。因此，学者们逐渐结合制度距离对该领域展开了进一步探究。

自 Krugman（1991）提出新经济地理学以来，许多学者将地理距离等因素纳入模型进行分析，空间因素日益被学术界所重视。例如：刁秀华和俞根梅（2017）以“一带一路”沿线国家（以下简称沿线国家）为样本，运用空间杜宾模型，分析了正式制度在中国对外直接投资过程中的影响作用；何兴强和王利霞（2008）探讨了外商直接投资在中国的空间集聚效应。近年来学者们则集中于分析第三国效应对中国 OFDI 的影响。当 OFDI 类型为“垂直型 OFDI”（Helpman，1984），即母国为获取较低的要素成本而向东道国进行投资时，母国在第三国的 OFDI 与其在东道国的 OFDI 呈现替代效应（Blonigen et al.，2007）；当 OFDI 类型为“复合垂直型 OFDI”（Baltagi et al.，2007），即跨国公司利用各国比较优势，投资于多个目的国形成产品链，并将最终产品出口到母国时，母国在第三国的 OFDI 与其在东道国的 OFDI 呈现互补效应（Nwaogu & Ryan，2014）。然而，第三国效应到底是替代效应（挤出效应）还是互补效应（溢出效应），学术界暂未形成一致结论。例如，马述忠和刘梦恒（2016）分析中国对沿线国家 OFDI 的空间效应，发现受第三国效应的影响，中国对东道国的投资将产生显著的挤出效应；而刘娟（2018）却发现，总样本的空间临近效应表现为溢出效应。

（三）制度距离对 OFDI 的影响

关于制度距离对 OFDI 的影响，目前主要有三种观点：制度接近论、制度逃逸论和综合观点。

制度接近论认为，制度距离反向作用于 OFDI，即制度距离过大会阻碍企业开展海外投资（Hitt，2016）。从经济学视角来看，这主要与成本和风险有关。企业在跨国经营过程中既会产生可计算的确定性成本，也会产生与制度距离相关的具有不确定性的社会成本。制度距离越大，“异国经营成本”越高，则外来者劣势越显著（张宇婷和王增涛，2015）；东道国腐败控制越差、法制质量越低，企业对外直接投资的风险就越高（蒋冠宏，2015）。从组织社会学视角来看，海外直接投资是东道国企业外部合法性与跨国组织内部合法性相互作用和契合的结果（Kang & Li，2018）。制度距离越大，跨国企业获取内、外部合法性的难度也越大，因而其 OFDI 的进程就会受到阻碍（杨嬛和邓涛涛，2017）。

制度逃逸论则认为，跨国公司会选择与母国制度差异较大的国家进行投资（Thomé et al.，2017），存在所谓的“制度风险偏好悖论”（方慧和赵甜，2017）。一方面，发展中国家落后的市场体系导致国内交易成本超过跨国经营成本，从而迫使企业逃离本国制度的约束（Witt & Lewin，2007）；另一方面，跨国企业在向制度较好的东道国进行投资时，可利用“外来者优势”进行制度套利（Hall & Soskice，2001）。尤其是对发展中经济体而言，国内制度环境越差、与东道国制度距离越大，企业越期望通过 OFDI 来规避国内落后制度的束缚（衣长军等，2018）。同时，通过“学习效应”获取东道国多样化的具有潜在价值的资源，可以充分发挥后发

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

优势，提高企业的国际竞争力（李梅和卢程，2019）。

综合观点是：制度距离对 OFDI 的影响将受到企业竞争优势（Xu & Shenkar，2002）、母国与东道国经济发展程度（庞明川和刘雷，2017）、不同的制度距离度量指标（杨娇辉等，2016）等因素的影响。

随着研究的深入，学者们不再单一地考虑制度因素对 OFDI 的影响，而是在实证中引入其他因素与制度的交乘项来揭示制度影响 OFDI 的途径，或分析其他因素在这一过程中所起的调节作用。贸易作为与投资密切相关的因素，逐渐被引入此类研究中。如余壮雄和付利（2017）在其研究中引入了先行贸易变量，指出先行贸易可以降低国家间的规范性制度障碍；李江等（2017）基于组织学习理论和经验学习曲线效应，指出两国开展双边贸易的同时会总结出一套适用东道国市场的投资经验，经验所产生的累积优势效应会反向调节制度差异所带来的影响（Peng et al.，2008）。

（四）文献述评

梳理国内外关于制度距离影响 OFDI 的文献可以发现，早期研究主要以发达国家为对象，核心议题多集中于克服外来者劣势和获取组织合法性。以此为基础，学者们逐渐“横向拓宽”或“纵向延伸”研究内容。“横向拓宽”主要是指所考虑的制度距离类型、研究对象的多元化，从制度距离和国别两个角度对样本进行多维划分；“纵向延伸”则是指研究内容不局限于制度距离对 OFDI 的直接影响，还引入制度距离与其他因素的交乘项，以探索包括新兴市场经济体在内的国家制度距离对 OFDI 的作用途径。然而，目前研究仍存在以下不足：一方面，由于制度的衡量标准不一，部分研究只是片面地选取其中一个指标进行衡量，容易造成实证结果的偏差；另一方面，在研究制度距离对 OFDI 的影响时，鲜有文献考虑贸易所起的调节作用，或未将空间因素纳入分析框架，忽视了先行贸易与制度障碍的关系以及 OFDI“第三国”效应的影响。

本研究的边际贡献主要体现在以下三个方面：（1）在测度方式上，综合考量政治制度 6 个指标的影响权重，利用主成分分析法得到政治制度质量的新的综合指标；（2）在模型构建上，基于地理距离权重矩阵和经济地理权重矩阵，构建空间滞后模型和空间误差模型，分析中国 OFDI 的“第三国”效应；（3）在研究内容上，在考虑经济制度距离和政治制度距离的同时，引入先行贸易及其与制度距离的交乘项，分析正式制度距离对中国 OFDI 的影响以及先行贸易在其中所起的调节作用。

二、模型与变量

（一）模型与权重矩阵的构建

1. 基准模型

本文主要研究正式制度距离及先行贸易对中国 OFDI 的影响，以中国与投资东道国的经济制度距离、政治制度距离和先行贸易作为主要解释变量，其他影响中国 OFDI 的因素作为控制变量。基于贸易引力模型构建如下基准模型：

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

$$lnofdi_{it} = \alpha_1 + \beta_1 lneid_{it} + \beta_2 pid_{it} + \beta_3 lntr_{it} + \beta_4 lneid_{it} \times lntr_{it} + \beta_5 pid_{it} \times lntr_{it} + \beta_6 lngdp_{it} + \beta_7 lnnr_{it} + \beta_8 lntech_{it} + \beta_9 lnpr_{it} + \beta_{10} lngd_{it} + \beta_{11} lntele_{it} + \beta_{12} inf_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式（1）中，$lnofdi_{it}$ 表示中国对“一带一路”沿线投资东道国的对外直接投资存量；$lneid_{it}$ 表示经济制度距离；pid_{it} 表示政治制度距离；$lntr_{it}$ 表示先行贸易；$lneid_{it} \times lntr_{it}$ 和 $pid_{it} \times lntr_{it}$ 分别表示先行贸易与经济制度距离、政治制度距离的交乘项；$lngdp_{it}$ 表示经济发展水平；$lnnr_{it}$ 表示自然资源状况；$lntech_{it}$ 表示科技发展水平；$lnpr_{it}$ 表示政治风险；$lngd_{it}$ 表示地理距离；$lntele_{it}$ 表示基础设施建设水平；inf 表示东道国通货膨胀率；ε_{it} 表示误差项；i 表示东道国；t 表示年份。

2. 空间面板模型

空间滞后模型（Spatial Auto Regressive Model，SAR）也被称为空间自回归模型，主要用于研究被解释变量的空间自相关性，即中国对某地区的 OFDI 如何受到中国对邻近地区 OFDI 的影响。参照熊彬和王梦娇（2018）的做法，设定 SAR 模型：

$$lnofdi_{it} = \alpha_1 + \rho W \times lnofdi_{jt} + \beta_1 lneid_{it} + \beta_2 pid_{it} + \beta_3 lntr_{it} + \beta_4 lneid_{it} \times lntr_{it} + \beta_5 pid_{it} \times lntr_{it} + \beta_6 lngdp_{it} + \beta_7 lnnr_{it} + \beta_8 lntech_{it} + \beta_9 lnpr_{it} + \beta_{10} lngd_{it} + \beta_{11} lntele_{it} + \beta_{12} inf_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式（2）中，i、j 表示不同的东道国；ρ 表示待估的空间自回归系数；W 是空间权重矩阵；其余变量与式（1）相同。若 ρ 显著为正，说明中国对 i 国的 OFDI 存在互补效应，在空间距离相近的东道国之间表现为集聚现象；反之，则说明存在挤出效应。

此外，第三国效应还可通过空间误差项来体现。为考虑影响第三国 OFDI 的不可测度因素对中国在东道国的 OFDI 所产生的影响，构建空间误差模型（Spatial Error Model，SEM）进行检验。参照熊彬和王梦娇（2018）的做法，设定 SEM 模型：

$$lnofdi_{it} = \alpha_1 + \beta_1 lneid_{it} + \beta_2 pid_{it} + \beta_3 lntr_{it} + \beta_4 lneid_{it} \times lntr_{it} + \beta_5 pid_{it} \times lntr_{it} + \beta_6 lngdp_{it} + \beta_7 lnnr_{it} + \beta_8 lntech_{it} + \beta_9 lnpr_{it} + \beta_{10} lngd_{it} + \beta_{11} lntele_{it} + \beta_{12} inf_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda M \varepsilon_{jt} + \mu_{jt} \quad (3)$$

式（3）中，λ表示待估的空间误差系数，M 是扰动项空间权重矩阵，其余变量与式（1）相同。若λ显著为正，说明影响其他国家的不可测因素会使中国对 i 国 OFDI 产生互补效应；反之，则说明存在挤出效应。

3. 空间权重矩阵

早期的空间权重矩阵设定主要采用 0-1 的二值矩阵：若两个地区空间相邻，则取值为 1；若不相邻，则取值为 0。当两个地区不相邻但距离较近时，这种测度方式无法反映两者间的关系。因此，借鉴马述忠和刘梦恒（2016）的做法，引入地理距离权重矩阵和经济距离权重矩阵。具体计算方式如下：

$$W_1 = \frac{1/d_{ij}}{\sum_{k \neq 1} 1/d_{ik}} \quad (4)$$

$$W_2 = \frac{1}{d_{ij}^2} diag\left(\frac{k_1}{\bar{K}}, \frac{k_2}{\bar{K}}, \cdots, \frac{k_n}{\bar{K}}\right) \quad (5)$$

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

式（4）和式（5）中，d_{ij}表示第 i 个东道国与第 j 个东道国的地理距离；k_i表示 2005～2017 年第 i 个东道国物质资本存量均值；$\bar{K}$ 表示 2005～2017 年总物质资本存量均值。地理距离权重矩阵 W_1 的含义是：两个国家的地理距离越近，空间相关性越大；经济距离权重矩阵 W_2的含义是：某国物质资本存量值越高于其总实际平均值，该国经济发展水平就越高，对与其距离临近的国家的影响也就越大。

（二）变量选取与数据来源

中国社会科学院发布的“一带一路”沿线国家共计 65 个（刁秀华和俞根梅，2017）。鉴于数据可得性，笔者以沿线 40 个投资东道国①作为研究对象，时间跨度为 2005～2017 年，各变量含义与数据来源如表 1 所示。

表 1　变量含义与数据来源

变量类别	变量名	变量含义	数据来源
被解释变量	*lnofdi*	对外直接投资存量	各年份《中国对外直接投资统计公报》
解释变量	*lneid*	经济制度距离	全球经济自由度数据库
	pid	政治制度距离	世界银行世界发展指标（World Development Indicators，WDI）数据库
	lntr	先行贸易	中华人民共和国国家统计局
控制变量	*lngdp*	东道国经济发展水平	世界银行 WDI 数据库
	lnnr	东道国自然资源禀赋	世界银行 WDI 数据库
	lntech	东道国科技发展水平	世界银行 WDI 数据库
	lnpr	东道国政治风险	国际国家风险指南（International Country Risk Guide，ICRG）公布的政治风险指数
	lngd	地理距离×国际油价	地理距离数据来源于法国国际信息与展望研究中心（Le centre d’études prospectives et d’informations internationales，CEPII）数据库，国际油价来源于美国能源信息管理局（U. S. Energy Information Administration，EIA）
	lntele	东道国基础设施建设水平	世界银行 WDI 数据库
	inf	东道国通货膨胀率	世界银行 WDI 数据库

1. 被解释变量

被解释变量为中国对东道国的对外直接投资存量（*lnofdi*）。由于 OFDI 流量数据不连续，且存在投资流量为零或负数的情况，而存量数据更加稳定，可减少不可预测因素对投资风险造成误判的几率，因此选取 OFDI 存量作为被解释变量。数据来源于 2005～2017 年《中国对外直接投资统计公报》②，取对数处理。

2. 解释变量

（1）经济制度距离（*lneid*）。选取全球经济自由度数据库发布的“经济自由度指

①这 40 个国家为：阿尔巴尼亚、亚美尼亚、阿塞拜疆、巴林、孟加拉、保加利亚、克罗地亚、塞浦路斯、捷克、爱沙尼亚、匈牙利、印度、印度尼西亚、以色列、约旦、哈萨克斯坦、科威特、拉脱维亚、黎巴嫩、立陶宛、马来西亚、摩尔多瓦、蒙古国、阿曼、巴基斯坦、菲律宾、波兰、卡塔尔、罗马尼亚、俄罗斯、沙特阿拉伯、新加坡、斯洛伐克、斯洛文尼亚、斯里兰卡、泰国、土耳其、乌克兰、越南、也门。

②详见中华人民共和国商务部对外投资和经济合作司网站。网址：http://hzs.mofcom.gov.cn/article/date/；引用时间：2020-02-27。

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

数”EFI 综合得分作为经济制度质量的测度标准。该指数共包括 12 个子指标，综合得分数值越高表示经济越自由。经济制度距离为中国与各国经济制度质量之差的绝对值。由于中国与克罗地亚 2006 年的经济制度距离以及中国与斯洛文尼亚 2017 年的经济制度距离均为 0，取对数会导致数据丢失，故用 $ln(a+eid)$ 表示 $lneid$，其中 a 取 1。

(2) 政治制度距离 (pid)。选取世界银行 WGI 数据库公布的全球治理指数作为政治制度质量的测度标准。全球治理指数包括 6 个子指标。为避免指标过于单一产生片面性，根据冀相豹 (2014) 的做法，引入主成分分析法，分析结果与 KMO (Kaiser-Meyer-Olkin) 检验结果如表 2 所示。其中，主成分 1 解释率均大于 0.7，且 KMO 值均在 0.8 以上，故选取第一个主成分构成新的政治制度综合变量。政治制度距离为中国与投资东道国政治制度主成分指标之差的绝对值。

表 2　政治制度主成分分析结果

年份	主成分 1 特征值	主成分 1 解释率	主成分 2 特征值	主成分 2 解释率	KMO 检验
2005	4.806	0.801	0.592	0.099	0.852
2006	4.603	0.767	0.678	0.112	0.850
2007	4.484	0.747	0.679	0.113	0.841
2008	4.499	0.750	0.695	0.116	0.855
2009	4.501	0.750	0.731	0.122	0.834
2010	4.566	0.761	0.689	0.115	0.849
2011	4.679	0.780	0.634	0.106	0.868
2012	4.697	0.783	0.636	0.106	0.869
2013	4.700	0.783	0.650	0.108	0.858
2014	4.689	0.782	0.682	0.114	0.858
2015	4.699	0.783	0.677	0.113	0.884
2016	4.782	0.797	0.652	0.109	0.891
2017	4.760	0.793	0.640	0.107	0.887

(3) 先行贸易 ($lntr$)。以中国对东道国进出口总额占该国 GDP 比重的滞后一期作为先行贸易测度标准，数据来源于中华人民共和国国家统计局，取对数处理。为分析先行贸易对母国到东道国投资时受制度阻碍的影响，实证分析中引入先行贸易与经济制度距离的交乘项 ($lneid \times lntr$) 及先行贸易与政治制度距离的交乘项 ($pid \times lntr$)。

3. 控制变量

(1) 东道国实际 GDP ($lngdp$)。以 2010 年美元计价的各国实际 GDP 作为东道国经济发展水平的代理变量，衡量中国对沿线国家的直接投资是否属于市场寻求型。数据来源于世界银行 WDI 数据库，取对数处理。

(2) 东道国自然资源禀赋 ($lnnr$)。寻求自然资源以保证国内稀缺资源的不间断供应是中国发展海外投资的重要动机之一 (Buckley，2007)。以东道国燃料和矿石产品占出口的比重衡量自然资源禀赋。数据来源于世界银行 WDI 数据库，取对数处理。

(3) 东道国科技发展水平 ($lntech$)。科技发达的国家可为外商投资企业在本国的发展提供知识和技术支撑，母国对科技水平先进的东道国开展投资也更有可能产生逆向技术溢出效应 (尹东东和张建清，2016)。以东道国中高科技产品出口占制成品出口的比例来测度中国 OFDI 的技术寻求动机。数据来源于世界银行 WDI 数

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

据库，取对数处理。

（4）东道国政治风险（*lnpr*）。政治风险会增加跨国企业在海外采集信息的难度，提高投资成本；一国政治局势动荡、腐败盛行、法制缺失等也会降低其对外资的吸引力（邓明，2012）。但大量经验研究表明，企业开展海外投资时并未完全规避政治风险较高的国家，采用序贯式投资方法是其投资于高政治风险国家的重要策略（李丽丽和綦建红，2017）。本研究以 ICRG 公布的政治风险指数度量政治风险，取对数处理。

（5）地理成本（*lngd*）。地理距离的远近直接影响到两国的交易成本和运输成本。地理距离越大，文化、心理、语言等距离也可能更大，间接影响海外投资的协调与管理成本，进而阻碍 OFDI。借鉴蒋冠宏（2015）的做法，利用地理距离和国际油价的乘积作为地理成本的测度标准。地理距离为中国与东道国中心城市的距离，数据来源于 CEPII 数据库。国际油价为三大基准原油的平均价格，数据来源于美国 EIA 数据库。两者相乘后取对数。

（6）东道国基础设施建设水平（*lntele*）。良好的基础设施为投资提供了便利，有利于降低投资成本，提升投资效率（Nwaogu & Ryan，2014）。以东道国每百人拥有的移动设备数量衡量其基础设施水平。数据来源于世界银行 WDI 数据库，取对数处理。

（7）东道国通货膨胀率（*inf*）。通货膨胀率的高低反映了国内经济的稳定性。该变量影响投资者制定价格和获得利润上的稳定性，并在一定程度上影响海外投资的流入（刁秀华和俞根梅，2017）。该数据来源于世界银行 WDI 数据库。

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	观察值	均值	标准差	最大值	最小值
lnofdi	520	8.817	2.797	15.310	2.303
lneid	520	2.226	0.778	3.635	0.000
pid	520	1.615	1.298	5.607	0.009
lntr	520	1.501	1.018	4.334	−1.582
lneid×lnnr	520	3.369	2.729	12.026	−4.491
pid×lnnr	520	2.346	3.012	17.629	−2.986
lngdp	520	6.868	1.382	10.188	3.961
lnnr	520	1.039	1.416	4.343	−2.452
lntech	520	3.338	0.932	4.400	−1.179
lnpr	520	1.704	0.139	1.952	1.188
lngd	520	12.910	0.467	13.598	11.257
lntele	520	4.560	0.530	5.347	1.868
inf	520	5.035	4.901	48.700	−4.863

三、实证分析

（一）非空间面板模型估计

若不考虑空间效应，根据式（1）对非空间面板模型进行回归，结果如表 4 所示。鉴于 Hausman 检验支持固定效应，故列（1）为固定效应模型回归结果。通过 White 检验和 Wooldridge 检验可知，样本存在异方差和自相关问题。为同时处理异方差和自相

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

关，提高回归结果的有效性和参数估计的显著性，利用面板矫正误差（Panel Corrected Standard Errors，PCSE）估计方法以及可行广义最小二乘法（Feasible Generalized Least Squares，FGLS）对样本分别进行回归，结果如列（2）和列（3）所示。

表 4　非空间面板模型回归结果

项目	(1) FE	(2) PCSE	(3) FGLS	(4) GMM
lneid	0.304** (0.149)	0.328** (0.136)	0.196* (0.111)	1.014** (0.421)
pid	−0.988*** (0.152)	−0.450*** (0.143)	−0.396*** (0.109)	−0.506*** (0.147)
lntr	0.525** (0.251)	1.134*** (0.190)	0.889*** (0.147)	1.766*** (0.343)
lneid×lntr	−0.078 (0.080)	−0.242*** (0.086)	−0.119* (0.065)	−0.492*** (0.184)
pid×lntr	0.259*** (0.061)	0.245*** (0.064)	0.188*** (0.051)	0.337*** (0.067)
lngdp	2.892*** (0.365)	1.157*** (0.072)	1.225*** (0.056)	1.250*** (0.065)
lnnr	−0.074 (0.095)	0.059 (0.072)	0.082 (0.050)	0.082* (0.049)
lntech	−0.060 (0.122)	−0.198** (0.094)	−0.182** (0.076)	−0.363*** (0.084)
lnpr	−5.078*** (0.848)	−2.284*** (0.847)	−2.400*** (0.622)	−1.843*** (0.645)
lngd	−0.442*** (0.141)	−0.432*** (0.135)	−0.328*** (0.098)	−1.048*** (0.167)
lntele	0.403** (0.162)	0.618*** (0.148)	0.617*** (0.113)	0.651*** (0.168)
inf	−0.007 (0.011)	0.007 (0.008)	0.003 (0.006)	0.037** (0.015)
_cons	1.585 (3.408)	6.670*** (2.164)	5.318*** (1.593)	11.65*** (2.385)
N	520	520	520	520
R^2	0.675	0.543	—	0.759

注：括号中为标准误差　“*”“**”“***”分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。下表同。

为处理关键解释变量与被解释变量之间可能的反向因果关系带来的内生性问题，以中国与东道国经济和政治制度距离的滞后一期 *lneid_1* 和 *pid_1* 分别作为 *lneid* 和 *pid* 的工具变量，采用两阶段最小二乘法（Two-Stage Least Squares，2SLS）重新回归。进行 2SLS 回归必须先检验工具变量的有效性和模型的内生性。首先，进行弱工具变量检验。第一阶段的回归结果显示的最小特征统计量为 55.010，F 统计量分别为 58.457 和 2 280.39，且有限信息最大似然估计法（Limited Information Maximum Likelihood Estimation，LIML）得到的系数估计值与 2SLS 非常接近，因此可拒绝“工具变量为弱工具变量”的原假设。其次，进行解释变量的内生性检验。豪斯曼检验得到 p 值为 0.082，可在 10%显著性水平下拒绝“解释变量均为外生解释变量”的原假设。此外，杜宾-吴-豪斯曼检验（Durbin-Wu-Hausman Test，DWH）得到的工具变量 p 值分别为 0.077 和 0.081，故可认为 *lneid* 和 *pid* 是内生解释变量。广

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

义矩估计（Generalized Method of Moments，GMM）模型回归结果如列（4）所示。

由表 4 可见，在不考虑空间因素的情况下，经济制度距离和政治制度距离的系数分别显著为正和负，这说明中国更倾向于将资金投向与本国经济制度距离大、政治制度距离小的国家。在向与母国经济制度距离大的东道国开展投资时，跨国公司可利用东道国较发达的市场和外来者优势，实现资产的介入与学习。政治制度距离更多地体现为国家间法律法规、意识形态等方面的差异，这类矛盾不易调和，容易增加企业投资过程中的成本与风险，阻碍 OFDI。先行贸易的系数显著为正，说明事先与东道国进行贸易将有助于后续投资活动的开展。在列（2）、列（3）和列（4）中，变量 *lneid* 与 *lntr* 的交乘项系数显著为负，即：与东道国开展先行贸易将削弱经济制度距离对 OFDI 的促进作用。同时，变量 *pid* 与 *lntr* 的交乘项显著为正，即：先行贸易可有效减少企业到东道国投资的政治制度障碍，进而促进中国对东道国的投资。在影响 OFDI 的控制变量中，东道国经济发展水平、科技发展水平、政治风险、地理成本以及基础设施建设水平均对 OFDI 产生显著影响。其中，东道国市场越发达，基础设施越完善，越有利于吸引中国开展 OFDI；而东道国科技发展水平、政治风险与地理成本则显著阻碍了中国的海外投资活动。此外，东道国自然资源禀赋以及通货膨胀率对中国的 OFDI 并无显著影响。

（二）空间相关性检验

空间面板模型的估计需以空间相关性的存在为前提。笔者运用全局莫兰指数（*Moran's I*）来分析空间相关性。计算公式如下：

$$Moran's\ I = \frac{\sum_{i-1}^{n}\sum_{j-1}^{n} w_{ij}(x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{s^2 \sum_{i-1}^{n}\sum_{j-1}^{n} w_{ij}} \tag{6}$$

式（6）中，s^2为空间邻接权重矩阵。基于地理和经济距离权重矩阵对 *lnofdi* 进行莫兰指数检验，结果如表 5 所示。由表 5 可见，无论是 W_1 还是 W_2，*lnofdi* 的莫兰指数均显著。这说明中国对沿线国家的投资具有显著空间相关性，包括地理相关和经济相关。

表 5　全局莫兰指数检验结果

年份	地理距离权重矩阵 W_1		经济距离权重矩阵 W_2	
	Moran's I	*p* 值	*Moran's I*	*p* 值
2005	0.143	0.000	0.295	0.000
2006	0.051	0.012	0.125	0.031
2007	0.085	0.002	0.173	0.014
2008	0.060	0.006	0.120	0.036
2009	0.056	0.004	0.116	0.028
2010	0.081	0.000	0.161	0.006
2011	0.058	0.001	0.111	0.016
2012	0.078	0.001	0.145	0.013
2013	0.094	0.000	0.185	0.004
2014	0.094	0.000	0.181	0.003
2015	0.062	0.001	0.128	0.009
2016	0.089	0.000	0.186	0.001
2017	0.087	0.000	0.187	0.000

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

（三）空间面板模型估计

考虑空间因素，根据式（2）和式（3）的 SAR 和 SEM 模型估计所得的结果如表 6 所示。经 Hausman 检验，列（5）为随机效应，列（6）~列（8）均为固定效应。

表 6　空间面板模型回归结果

项目	地理距离权重矩阵 W_1		经济距离权重矩阵 W_2	
	（5）SAR	（6）SEM	（7）SAR	（8）SEM
ρ	0.515*** (0.061)	—	0.314*** (0.050)	—
λ	—	0.737*** (0.100)	—	0.160** (0.071)
lneid	0.224 (0.137)	0.258* (0.148)	0.226* (0.135)	0.312** (0.142)
pid	−0.688*** (0.134)	−0.934*** (0.153)	−0.863*** (0.139)	−0.973*** (0.147)
lntr	0.402* (0.221)	0.238 (0.265)	0.303 (0.230)	0.500** (0.240)
lneid×lntr	−0.065 (0.074)	−0.069 (0.074)	−0.061 (0.073)	−0.072 (0.076)
pid×lntr	0.170*** (0.055)	0.239*** (0.061)	0.224*** (0.056)	0.276*** (0.059)
lngdp	1.162*** (0.149)	1.754*** (0.513)	2.151*** (0.351)	2.792*** (0.364)
lnnr	−0.056 (0.078)	−0.057 (0.090)	−0.108 (0.086)	−0.068 (0.091)
lntech	−0.091 (0.104)	−0.042 (0.109)	−0.085 (0.111)	−0.054 (0.114)
lnpr	−1.292* (0.759)	−1.407 (1.163)	−3.269*** (0.821)	−4.286*** (0.885)
lngd	−0.281** (0.134)	−0.395 (0.447)	−0.238* (0.132)	−0.447*** (0.154)
lntele	0.195 (0.142)	0.304 (0.189)	0.227 (0.149)	0.414*** (0.157)
inf	0.002 (0.010)	0.007 (0.011)	−0.003 (0.010)	−0.005 (0.010)
_cons	1.596 (2.477)	—	—	—
lgt_theta	−1.694*** (0.153)	—	—	—
sigma2_e	0.583*** (0.038)	0.555*** (0.036)	0.546*** (0.034)	0.589*** (0.037)
Hausman	−101.86	31.85	41.76	47.72
p	—	0.002	0.000	0.000
N	520	520	520	520
R^2	0.706	0.581	0.642	0.587

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

基于地理距离权重矩阵的计算来看，空间自相关系数 ρ 和空间误差系数 λ 均显著为正，这说明中国对沿线国家的 OFDI 存在互补效应，且不可测因素也对中国的 OFDI 行为产生显著影响。中国投资于与东道国临近的第三国，将显著促进中国向东道国投资；同时，中国 OFDI 行为存在明显的空间集聚现象，这可能是因为投资区域的集中将有利于企业降低跨国经营成本，发挥规模效应和集聚效应。

经济制度距离的系数显著为正，说明中国经济制度环境相对自由，企业寻求与本国经济制度距离较大的国家进行投资，以便更好地利用比较优势促进双边经济发展。政治制度距离显著为负，说明中国倾向于将资金投向与本国政治制度环境接近的国家。从成本与风险的角度来看，两国政治环境越接近，越有利于企业在开展投资时降低“异国经营成本”并减少“合法性冲突”，促进其跨越母国与东道国的制度差异，推动海外投资。该结论佐证了“经济制度逃逸”和“政治制度接近”的观点。

先行贸易的系数显著为正，说明中国 OFDI 具有显著的贸易导向特征。一方面，进出口将帮助企业了解东道国的经济政策和市场情况等，促进对外投资；另一方面，当进出口规模达到一定程度时，企业更倾向于通过海外办厂等方式获取规模效应。在考虑空间因素后，经济制度距离与先行贸易的交乘项依旧为负，但不显著；而政治制度距离与先行贸易交乘项仍显著为正。这说明先行贸易带来的累积优势效应降低了 OFDI 过程中的政治制度差异风险。出现该结果的原因可能是：基于经验性学习效应，企业通过先行贸易可对东道国国情有更详细的了解，降低在东道国的信息搜寻成本与不确定性风险成本，从而缩小了中国与东道国的制度差异，并对投资行为产生影响。

东道国实际 GDP 的系数显著为正，而自然资源禀赋及东道国科技发展水平并未对 OFDI 产生显著影响。这说明市场规模依然正向影响着 OFDI，中国对沿线国家的海外投资行为具有市场寻求动机；同时，自然资源寻求动机和技术寻求动机并不明显。其原因可能是：（1）随着经济发展，中国在开展对外投资时更加注重科技能力的获取和提升。据《2017 年度中国对外直接投资统计公报》显示，到 2017 年末，中国 OFDI 存量的 79.8%分布在第三产业，第二产业中的采矿业实际只占存量的 8.7%，这说明中国 OFDI 的自然资源投资动机并不是很明显，中国的“一带一路”倡议也并非是海外媒体所描述的资源掠夺性质的“马歇尔计划”（胡冠宇和卢小兰，2018）。（2）沿线国家多为发展中国家，科技发展水平较低，因此中国对其投资的技术寻求动机不显著。从其他控制变量的回归系数来看，政治风险和地理成本仍会对海外投资产生阻碍，即东道国政治环境越不稳定、与中国的地理距离越大，中国企业越不愿意对其投资。

基于经济距离权重矩阵的计算来看，中国对沿线国家的 OFDI 依旧具有显著的第三国效应，中国在第三国的 OFDI 与其在东道国的 OFDI 呈现互补效应。东道国及其周边国家良好的基础设施建设水平会在一定程度上吸引中国对其投资，这与熊彬和王梦娇（2018）的研究结论一致。其他结果与基于地理距离权重矩阵得到的结果差别不大，“经济制度逃逸”和“政治制度接近”特征以及先行贸易对政治制

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

度障碍的削弱作用表现明显。

（四）稳健性检验

1. 构建新的距离权重矩阵

由于不同空间权重矩阵可能会对空间计量回归结果产生影响，因此，选取 CEPII 数据库中两国中心城市的加权地理距离计算地理距离权重矩阵 W'_1，并参照刘娟（2018）的做法，以 2005~2017 年各国平均人均 GDP 之差的绝对值的倒数计算经济距离权重矩阵 W'_2，对回归模型进行稳健性检验。结果表明，利用矩阵 W'_2 计算得到的 SAR 和 SEM 模型回归结果与利用 W_2 计算得到的结果基本一致，进一步证明了中国 OFDI 的空间效应、“政治制度接近”和“经济制度逃逸”特征、先行贸易的调节作用、对外投资市场寻求动机及其他控制变量影响效果的稳健性。但在矩阵 W'_1 下，中国 OFDI 的“经济制度逃逸”特征、贸易导向特征、风险规避特征变得不显著。

2. 按地区划分样本

本研究的 40 个样本中，有 17 个欧洲国家和 23 个亚洲国家。为检验不同地区可能产生的不同影响，将总样本按照欧洲国家和亚洲国家划分为两个分样本，基于经济距离权重矩阵 W_2 进行空间相关性检验。结果表明，亚洲国家分样本回归结果与全样本回归结果相近，但欧洲国家分样本回归得到的结果与全样本相差较大，尤其是中国 OFDI 的第三国效应、先行贸易对 OFDI 的直接影响及其调节作用均不显著。其原因可能是：欧洲国家本身经济较发达且制度质量较高，投资环境稳定，中国向这些国家投资风险较低，因此良好的双边贸易关系对于调节投资制度障碍的作用并不显著；相对而言，亚洲国家制度质量较低，先行贸易能够很好地弥补东道国的制度质量短板。但无论是对于亚洲国家还是欧洲国家，中国仍倾向于将资金投向与本国经济制度差异大、政治制度差异小的国家。

3. 考虑制度距离的方向性

上述实证中的制度距离是直接取中国与东道国制度质量之差的绝对值，未考虑制度距离的方向性。制度距离的方向性是指母国与东道国制度质量孰优孰劣的问题，包括负向制度距离（母国制度优于东道国）与正向制度距离（东道国制度优于母国）。在本研究的 40 个样本国中，有 36 个国家与中国的经济制度距离为正向，仅有 4 个东道国与中国的经济制度距离为负向。负向经济制度距离的样本量太少，不适合进行经济制度距离方向性的分样本检验。而在本研究的 40 个样本国中，中国与其中 9 个东道国的政治制度距离为负向，与另外 31 个样本国政治制度距离为正向。为分析制度距离的方向性是否对实证结果产生差异，将总样本按照政治制度距离的方向性分为两个分样本，基于经济距离权重矩阵 W_2 进行比较。结果表明，对于正向政治制度距离分样本，其实证结果与全样本差异不大。对于负向政治制度距离分样本，其自然资源禀赋对 OFDI 起到显著的促进作用；但经济制度距离与中国 OFDI 的相关关系变得不显著。其原因可能是：（1）负向政治制度距离分样本包含俄罗斯等资源大国，这些国家天然气、石油等自然资源丰富，对中国 OFDI 具有

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

很强的吸引力，因此自然资源禀赋的系数显著为正；（2）与中国政治制度距离为负向的样本国只有 9 个，样本量较小，回归结果有一定的偶然性。总体上看，制度距离的方向性在本研究中并未对实证结果产生显著影响。

四、结论及建议

（一）研究结论

笔者运用 2005～2017 年中国对“一带一路”沿线 40 个投资东道国的直接投资存量，构建空间自回归模型和空间误差模型，分析了中国 OFDI 的第三国效应、正式制度距离对中国 OFDI 的影响以及先行贸易的调节作用，得到如下结论。

（1）中国对沿线国家进行投资会受到第三国效应的显著影响，中国对第三国的 OFDI 与中国向其他国家的投资呈互补关系，在空间距离相近的东道国间表现为集聚效应。当中国增加与东道国临近的第三国的投资时，将显著促进中国对东道国的投资。

（2）无论是否考虑空间因素，中国 OFDI 所表现的“政治制度接近”和“经济制度逃逸”特征均十分明显。受比较优势、投资成本与风险等的影响，中国对经济制度距离较大、政治制度距离较小的国家所表现的投资意愿更加强烈。

（3）先行贸易可有效促进中国的 OFDI，且具有显著的累积优势效应。中国与东道国的经济制度距离越小、政治制度距离越大，先行贸易对企业开拓海外市场的助推作用就越强。国家间通过常年的贸易往来建立起良好的贸易伙伴关系，可从学习与经验两方面减轻政治制度距离对 OFDI 的阻碍作用。

（4）中国在沿线国家开展投资具有较强的风险规避特征与市场寻求动机，倾向于将资金投向政局平稳、市场规模较大、地理距离较小且基础设施较为完善的国家。但 OFDI 的自然资源寻求动机和技术寻求动机不明显，且东道国的通货膨胀率等并未对投资行为产生显著影响。

（二）对策建议

1. 政府层面

（1）重视第三国效应，建立沿线国家的区域协同机制。中国 OFDI 表现出显著的第三国互补效应，中国投资于与东道国临近的第三国会显著促进其对东道国的投资。因此，政府应充分发挥 OFDI 的集聚效应，通过构建区域协同机制，将 OFDI 过程中的双边关系发展为多边关系，降低企业在对外投资过程中的经营风险和适应成本，促进合作共赢，从而有效提升海外投资的效率。

（2）完善国家间的信息服务平台，建设多边投资政治风险担保机制。中国企业偏好投资于与本国经济制度距离大、政治制度距离小的国家，同时，对政治风险具有很强的规避性。政府通过构建信息服务平台，可以促进国家间信息的双向互通，及时为国内企业提供东道国政治、经济政策的变动信息，进而帮助企业高效、迅速地作出理性投资决策。

（3）加强双边贸易依存度与投资便利化。经济制度距离对 OFDI 的促进作用以

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

及政治制度距离对 OFDI 的阻碍作用会受到以往贸易交流的影响，尤其是对沿线亚洲国家而言，先行贸易对投资制度障碍的调节作用表现得更为明显。构建经贸合作平台和营销网络、加强国家间贸易往来有助于企业不断总结经验，形成累积优势效应，这对于调节制度距离对投资的影响具有重要意义。

2. 企业层面

(1) 重视 OFDI 的集聚效应，保持海外投资的连续性。为维持良好的投资环境，企业在对外投资时必须与东道国的可持续发展目标相结合，与东道国构建良好的合作关系，以促进长期协同发展。同时，可建立企业“走出去”数据库，通过大数据量化相关的投资行为，积累投资经验，以便为后续投资提供参考和借鉴。

(2) 了解东道国制度状况，提高风险防范意识。企业在开展对外投资时，应考虑东道国的制度环境和风俗习惯，以便更好地熟悉当地市场情况。通过政府搭建的信息服务平台，在公司内部建立风险评估和预警机制。在向政治风险较大、经济政策不连续、法律法规不够健全的东道国开展投资前，进行风险预估，必要时采取紧急措施以避免不必要的损失，减少风险。

(3) 积极与东道国开展贸易活动，利用先行贸易降低政治制度距离带来的投资障碍。国际贸易可使东道国消费者对本国企业和产品有更直观的接触和了解，减轻其抵触心理，从而缩小两国的制度距离，推动后续投资活动的展开。对于亚洲国家，中国企业更应注重发挥先行贸易的作用，通过贸易建立起与东道国的良好外交关系。

参考文献

[1] 邓明. 制度距离、“示范效应”与中国 OFDI 的区位分布[J]. 国际贸易问题，2012(2)：123-135.

[2] 刁秀华，俞根梅. 制度因素与第三国效应对中国 OFDI 的影响——基于“一带一路”沿线国家的实证分析[J]. 东北财经大学学报，2017(5)：71-77.

[3] 方慧，赵甜. 中国企业对“一带一路”国家国际化经营方式研究——基于国家距离视角的考察[J]. 管理世界，2017(7)：17-23.

[4] 何兴强，王利霞. 中国 FDI 区位分布的空间效应研究[J]. 经济研究，2008，43(11)：137-150.

[5] 胡冠宇，卢小兰. 中国在“一带一路”沿线国家 OFDI 的影响因素分析[J]. 统计与决策，2018，34(23)：94-99.

[6] 冀相豹. 中国对外直接投资影响因素分析——基于制度的视角[J]. 国际贸易问题，2014(9)：98-108.

[7] 蒋冠宏. 制度差异、文化距离与中国企业对外直接投资风险[J]. 世界经济研究，2015(8)：37-47.

[8] 李江，卫平，石大千，等. 制度差异风险与中国对外直接投资——双边投资协定与贸易依存度的调节效应研究[J]. 工业技术经济，2017，36(7)：10-17.

[9] 李丽丽，綦建红. 政治风险规避与中国企业的 OFDI 策略选择[J]. 财经研究，2017，43(1)：110-121.

[10] 李梅，路程. 研发国际化与企业创新绩效——基于制度距离的调节作用[J]. 经济管理，2019，41(1)：39-55.

[11] 李晓钟，徐慧娟. 中国对“一带一路”沿线国家直接投资贸易效应研究[J]. 国际经济合作，2018(10)：4-9.

[12] 刘娟. 东道国制度环境、投资导向与中国跨国企业 OFDI 研究——基于“一带一路”沿线国家数据的 Heckman 模型分析[J]. 外国经济与管理，2018，40(4)：56-68.

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

[13] 马述忠，刘梦恒．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［J］．国际贸易问题，2016(7)：72-83.

[14] 庞明川，刘雷．制度距离、技术差距和政治风险——中国对发达国家逆向投资的影响因素分析［J］．财经问题研究，2017(9)：98-107.

[15] 熊彬，王梦娇．基于空间视角的中国对“一带一路”沿线国家直接投资的影响因素研究［J］．国际贸易问题，2018(2)：102-112.

[16] 杨嬛，邓涛涛．市场距离、市场规模与中国企业对外直接投资的市场进入次序［J］．经济管理，2017，39(9)：20-34.

[17] 杨娇辉，王伟，谭娜．破解中国对外直接投资区位分布的“制度风险偏好”之谜［J］．世界经济，2016，39(11)：3-27.

[18] 衣长军，徐雪玉，刘晓丹，等．制度距离对 OFDI 企业创新绩效影响研究：基于组织学习的调节效应［J］．世界经济研究，2018(5)：112-122.

[19] 尹东东，张建清．我国对外直接投资逆向技术溢出效应研究——基于吸收能力视角的实证分析［J］．国际贸易问题，2016(1)：109-120.

[20] 余壮雄，付利．中国企业对外投资的区位选择：制度障碍与先行贸易［J］．国际贸易问题，2017(11)：115-126.

[21] 张先锋，张杰，刘晓斐．出口学习效应促进 OFDI：理论机制与经验证据［J］．国际贸易问题，2016(4)：155-165.

[22] 张宇婷，王增涛．制度距离对外来者劣势的影响：模仿同构的调节效应［J］．当代财经，2015(4)：97-106.

[23] BLONIGEN B A，DAVIES R B，WADDELL G R. FDI in space：spatial autoregressive relationships in foreign direct investment［J］. European Economic Review，2007，51(5)：1303-1325.

[24] BUCKLEY P J，CLEGG L J，CROSS A R. The determinants of Chinese outward foreign direct investment［J］. Journal of International Business Studies，2007，38(4)：499-518.

[25] DUNNING J H. Trade，location of economic activity and the MNE：a search for an eclectic approach［J］. The International Allocation of Economic Activity，1977(1023)：395-418.

[26] HALL P，SOSKICE D. Varieties of capitalism：the institutional foundations of comparative advantage［M］. New York：Oxford University Press，2001：21-27.

[27] HELPMAN E. A simple theory of international trade with multinational corporations［J］. Journal of Political Economy，1984，92(3)：451-471.

[28] HITT M A. International strategy and institutional environments［J］. Cross Cultural & Strategic Management，2016，23(2)：206-215.

[29] KANG Y F，LI Q. The effects of institutional difference and resource seeking intent on location choice of Chinese outward FDI［J］. Theoretical Economics Letters，2018，8(5)：981-1003.

[30] KOSTOVA T. Transnational transfer of strategic organizational practices：a contextual perspective［J］. Academy of Management Review，1996，24(2)：308-324.

[31] KRUGMAN P. Increasing returns and economic geography［J］. Journal of Political Economy，1991，99(3)：483-499.

[32] LV P，SPIGARELLI F. The determinants of location choice：Chinese foreign direct investments in the European renewable energy sector［J］. International Journal of Emerging Markets，2016，11(3)：333-356.

[33] MARKUSEN J R，VENABLES A J. Multinational firms and the new trade theory［J］. Journal of International Economics，1998，46(2)：183-203.

[34] MUNDELL R A. International trade and factor mobility［J］. American Economic Review，1957，47(3)：321-335.

[35] NORTH D C，ALT J. Institutions，institutional change and economic performance［J］. Social Science Electronic Publishing，1990，18(1)：142-144.

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

[36] NWAOGU U G, RYAN M. Spatial interdependence in US outward FDI into Africa, Latin America and the Caribbean [J]. The World Economy, 2014, 37(9): 1267-1289.
[37] PENG M W, WANG Y L, JIANG Y. An institution-based view of international business strategy [J]. Journal of International Business Studies, 2008, 39(5): 920-936.
[38] THOMÉ K M, MEDEIROS J J, HEARN B A. Institutional distance and the performance of foreign subsidiaries in Brazilian host market [J]. International Journal of Emerging Markets, 2017, 12(2): 279-295.
[39] WITT M A, LEWIN A Y. Outward foreign direct investment as escape response to home country institutional constraints [J]. Journal of International Business Studies, 2007, 38(4): 579-594.
[40] XU D, SHENKAR O. Institutional distance and the multinational enterprise [J]. Academy of Management Review, 2002, 27(4): 608-618.

(责任编辑　谭晓燕)

Does Prior Trade Moderate the Relationship between Institutional Distance and China's OFDI? —Evidence from Spatial Econometric Analysis of the Countries along "the Belt and Road"

TIAN Bifei[1], DENG Caixia[2]

(1. School of Business Administration, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan Hubei 430073;
2. Lingnan College, Sun Yat-sen University, Guangzhou Guangdong 510275)

Abstract: Based on a spatial econometric model, this paper analyzes the third country effect of China's outward foreign direct investment (OFDI), the spatial effect of institutional distance on China's OFDI and the moderating role of prior trade by using the data of China's OFDI stock of 40 countries along "the Belt and Road" from 2005 to 2017. It finds that whether or not spatial factor is taken into account, China's OFDI shows obvious characteristics of "political institution approaching" and "economic institution escaping", in other words, China tends to invest in the countries with short political institutional distance but long economic institutional distance. Prior trade can effectively promote China's OFDI and reduce the political institutional distance barriers during the process; in addition, the market-seeking motive and risk-averse characteristics of investment are obvious. However, the host country's natural resource endowment, technological development level and inflation rate have no significant impact on China's OFDI. Accordingly, this paper proposes to establish regional coordination mechanism, improve information service platform and actively carry out overseas trade.

Keywords: Institutional Distance; China's OFDI; Prior Trade; "the Belt and Road"; Spatial Econometrics

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net