

资源与双边投资调节效应下的制度因素 对中国 OFDI 的影响研究 ——以“一带一路”沿线国家为例

陈 和¹ 李绣雯²

(1. 广东外语外贸大学 国际服务外包研究院 广东 广州 510006;

2. 广东外语外贸大学 经济贸易学院 广东 广州 510006)

摘要: 随着新制度经济学的兴起,越来越多的学者将制度因素作为内生变量研究制度因素对对外直接投资的影响。利用 2003—2016 年 88 个“一带一路”沿线国家的面板数据,结合资源和双边投资协定的调节效应,综合探讨东道国制度因素对中国 OFDI 的影响。实证结果显示,总体而言,“一带一路”沿线国家制度质量正向影响中国 OFDI,但是制度细分指标法治水平与中国 OFDI 负相关,这种负相关并非由“制度距离接近优势”形成。继续引入资源与制度质量交互项,发现资源与制度质量之间存在替代关系,资源型 OFDI 为获取丰富的资源而放松对东道国的制度质量要求。检验双边投资协定的调节效应,发现签订双边投资协定能够弥补沿线国家制度质量缺失。最后,根据实证结果提出中国政府和企业应该加强制度风险意识,提升企业抗风险能力等方面的政策建议。

关键词: “一带一路”倡议; 中国对外直接投资; 制度质量; 制度距离; 自然资源; 双边投资协定

中图分类号: F830.91 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-6049(2020)03-0022-11

一、引言

在经济全球化趋势背景下,对外直接投资(以下简称 OFDI)在全球资源配置、国际分工等方面发挥着举足轻重的作用。在全球经济一体化的大背景下,中国政府于 2013 年提出“一带一路”倡议,这给中国经济发展带来巨大机遇。第一,“一带一路”倡议促进经贸合作,有助于缓解中国产能过剩问题。第二,“一带一路”倡议有利于巩固我国自然资源基础设施建设。我国正处于经济转型期,对石油、铁矿石等自然资源的需求巨大,但国内自然资源十分缺乏,“一带一路”沿线国家丰富的自然资源可以为我国提供多渠道的资源来源,缓解国内资源供给压力。第三,“一带一路”倡议有助于推进人民币国际化。截至 2018 年底,中国已与 21 个“一带一路”沿线国家签署本币互换协议,大大提升了人民币国际流通度和国际认可度。基于以上种种机遇,我国对沿线国家投资日益增多。2017 年,中国对“一带一路”沿线国家投资 201.7 亿美元,同比增长 31.5%,占同年中国对外直接投资总额的 12.7%。中国对“一带一路”沿线国家的 OFDI 已经得到迅速增长,然而,我国对“一带一路”沿线国家的投资历史经验不足,仍然面临许多风险。因此,OFDI 如何进行区位选择显得尤为重要。在影响中国 OFDI 的

收稿日期: 2020-03-20; 修回日期: 2020-05-13

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“‘一带一路’战略与中国参与全球经济治理问题研究”(15ZDA018)

作者简介: 陈和(1979—),男,安徽马鞍山人,广东外语外贸大学国际服务外包研究院副教授,经济学博士,研究方向为国际经济理论与政策;李绣雯(1995—),女,湖南衡阳人,广东外语外贸大学经济贸易学院硕士研究生,研究方向为国际经济理论与政策。

区位选择因素中,鲁明泓^[1]认为东道国的制度因素比经济环境等硬因素对 OFDI 的影响更重要。Oxley^[2]指出东道国制度质量是影响 OFDI 的重要因素,跨国企业必须在东道国制度约束下进行活动。对于制度因素对 OFDI 的影响研究,以往文献多基于发达国家 OFDI 进行研究,表明东道国制度质量对 OFDI 具有显著的正向影响,而且制度距离对 OFDI 具有显著影响^[3]。蒋冠宏和蒋殿春^[4]指出中国 OFDI 具有“特定所有权优势”和“非市场动机”的特点,因此,发达国家的研究理论不能完全适用于中国。本文选取“一带一路”沿线国家作为东道国样本,研究“一带一路”沿线国家制度因素对中国 OFDI 的影响,并进一步探讨资源和双边投资协定对制度质量的调节效应,丰富了制度因素对中国 OFDI 影响的理论研究。

二、文献综述

制度因素对 OFDI 的影响研究最早主要以发达国家 OFDI 为主要研究对象,研究角度主要为制度质量和制度距离。现有文献大都认为东道国良好的制度质量可以吸引发达国家直接投资的流入。Blonigen^[5]表示东道国制度质量越高,对 OFDI 的吸引力越强。Habib and Zurawicki^[3]认为发达国家 OFDI 更愿意去与母国制度距离接近的东道国。然而对于中国 OFDI 的制度因素影响研究,现有文献还存在较大争议。

对于制度质量对中国 OFDI 的影响,一些学者认为中国 OFDI 与东道国制度质量负相关。Buckley *et al.*^[6]指出中国 OFDI 更加偏好制度风险较高的国家。蒋冠宏和蒋殿春^[4]研究了东道国制度质量细分指标对中国 OFDI 的影响,结果表明东道国法治水平对中国 OFDI 具有负面影响。李猛和于津平^[7]通过实证研究发现东道国制度质量越差,来自中国的 OFDI 越多。岳咬兴和范涛^[8]选取主要亚洲国家作样本,实证研究结果表明中国 OFDI 偏向于流向制度质量不健全的亚洲国家。阎大颖^[9]从跨国企业绩效的角度,发现东道国管理制度越严苛,中国企业跨国并购后的绩效越差。对此,学者们的解释主要有两点,一是中国 OFDI 在东道国具有“制度接近优势”,具有更低的适应成本^[10]。第二个解释是中国 OFDI 的主体主要是国有企业,利润最大化并非其唯一目标,其投资背后可能有其他意图,如获取东道国丰富自然资源、增进外交关系等^[11]。另一些学者认为中国 OFDI 与东道国制度质量正相关。杨娇辉等^[12]认为中国 OFDI 流向制度质量差的国家可能是由于 OFDI 流向经济水平较差的国家而导致的表面现象。杨娇辉等^[12]通过控制东道国经济发展水平、资源等因素,得出中国 OFDI 对制度质量具有正向偏好的结论。王永钦等^[13]以中国 842 笔 OFDI 作为分析样本,发现中国 OFDI 倾向于流向政府效率高、监管质量高及腐败控制程度好的东道国。王海军^[14]利用两个维度政治风险指数进行实证研究,结果发现东道国的政治稳定性对中国大陆企业 OFDI 具有显著的正向影响。邓明^[15]基于 2000—2009 年中国的对外直接投资数据发现,来自发展中国家的东道国的经济制度质量和法治制度质量越高,中国对其投资越多。

对于制度距离对中国 OFDI 的影响,文淑惠和胡琼^[16]认为中国 OFDI 具有制度接近性。而 Witt and Lewin^[17]提出“制度逃逸理论”。刘晶和朱彩虹^[18]指出,源自南方国家的 OFDI 倾向于流向制度距离较大的东道国,且南方跨国公司既会向制度环境更差的东道国投资,也会向制度环境更完善的东道国投资。胡兵和邓富华^[19]选取 2003—2011 年中国对 168 个国家或地区的 OFDI 数据,发现中国企业敢于在腐败程度与母国差异较大的东道国开展投资经营活动。Xu and Shenkar^[20]指出,制度距离因母国优势不同而有所不同。具有“母国所有权优势”的跨国公司,倾向于去制度距离接近的东道国进行投资。而没有“母国所有权优势”的发展中国家,则适合去具有特定优势的东道国进行投资形成东道国竞争优势。

从现有文献来看,目前学术界对于中国 OFDI 的制度因素影响研究还存在较大争议,并且现有文献多是单独考虑制度质量、制度距离对中国 OFDI 的影响,而没有综合考虑其他因素如何间接影响制度对 OFDI 的影响。本文将在前人研究的基础上,结合资源和双边投资协定的调节效应,综合探讨东道国制度因素对中国 OFDI 的影响。

三、理论基础和研究假设

20 世纪初,新古典经济学派提出交易稀缺性,认为资本将从人均资本水平高的发达国家向人均资

本水平低的发展中国家流动。Alfaro *et al.*^[21]认为 OFDI 作为典型的国际资本,其流动依然遵循新古典理论预测。因此,本文借鉴 Alfaro 的研究和新古典的理论框架来研究 OFDI 的流动:

$$Y_i = A_i K_i^\alpha N_i^\beta L_i^{1-\alpha-\beta} \quad (1)$$

式(1)中, Y 代表生产产出, A 代表技术水平, K 代表资本水平, N 代表自然资源, L 代表劳动力。 α 代表资本产出的弹性系数, β 代表资源产出的弹性系数。

上述新古典理论模型需在信息完全透明且没有交易成本的严格假设前提下成立,忽视了社会和制度对经济的影响。新制度经济学派提出市场交易成本和制度创新理论,并将交易成本的分析作用作为制度和生产成本之间的联系添加到了新古典经济学理论中。

Ronald^[22]指出人们的交易活动存在交易成本,并将交易成本划分为三种。第一,人们在交易准备前存在为获取和处理市场信息的费用;第二,在交易活动期存在每一笔交易的谈判和签约的费用,包括讨价还价、订立合约以及履行合约的费用;第三,交易活动后存在督促长期合约严格履行的费用,由于长期合约将面临很多的不确定性,则交易成本会增加。交易成本的存在会降低社会交易活动的效率,且存在个人为争夺稀缺资源而发生的利益冲突现象,影响经济行为和经济绩效,社会需要制定严格的制度来规范人们的经济活动。Douglass^[23]提出制度变迁理论,并表示制度创新也需要成本,若新制度下所有参与者获得收益大于旧制度安排下获得利益,则这样的制度变迁将提升社会经济活动效率。

根据交易成本理论和制度变迁理论,我们认为市场存在交易成本,社会需要制定一定的制度来维护交易秩序。而制度的创新和进步可以有效降低企业交易成本,促进经济增长。并且,大量文献表明 OFDI 作为国际投资资本,同样将受到东道国的制度制约,故本文结合新制度经济学理论与 Alfaro^[21]的研究,对上述投资收益函数进行扩展:

$$Y_i = (1 - \varphi(t)_i) A(t)_i K_i^\alpha N_i^\beta L_i^{1-\alpha-\beta} \quad (2)$$

其中 $\varphi(t)_i$ 代表交易成本对投资利润的侵蚀, t 表示交易成本,并且一国制度质量越好,对交易成本的控制越好, $\varphi(t)_i$ 越小。 $\partial(\varphi)_i/\partial(t) > 0$, $\partial(A)_i/\partial(t) < 0$ 。由此,我们得出本文的假设 1。

假设 1: 东道国制度质量与中国 OFDI 正相关。

Habib and Zurawicki^[3]认为,在研究 OFDI 决策时,不能只考虑东道国制度质量对 OFDI 的影响,还要考虑制度距离对 OFDI 的影响,他们认为跨国公司的 OFDI 具有制度距离接近性。对于中国 OFDI 的制度接近理论主要有两个解释。第一,企业在制度接近的东道国具有更低的前期适应成本。Dikova *et al.*^[24]指出在制度距离与母国接近的东道国,跨国企业能够迅速适应东道国的制度规则,降低了前期适应成本。第二,Kolstad and Wiig^[10]认为,中国企业在制度环境与中国相似的国家具有特定的“所有权优势”。他们认为中国的制度环境仍不十分完善,在投资制度环境同样不好的东道国时,中国企业能够利用自身的熟练的经验协调东道国规则,通过建立社会关系来替代正式制度,从而获得市场便利。为检验中国 OFDI 是否具有制度接近性,本文提出假设 2。

假设 2: 基于“特定所有权优势”,中国 OFDI 倾向于流向制度距离更接近的国家。

前文由新古典经济增长模型得到模型(2),本节再将其对资本求偏导,得到资本边际生产函数(3)。

$$r_i = MPK_i = \alpha(1 - \varphi(t)_i) A(t)_i \left(\frac{K_i}{L_i}\right)^{\alpha-1} \left(\frac{N_i}{L_i}\right)^\beta = \alpha(1 - \varphi(t)_i) A(t)_i k_i^{\alpha-1} n_i^\beta \quad (3)$$

其中 i 国的投资收益率等于该国资本的边际产出 MPK_i , k_i 表示人均资本, n_i 表示人均资源。由(3)式可见,一国的投资收益率与资源丰富程度成正比。

Ramasamy *et al.*^[11]指出,中国 OFDI 具有明显的资源寻求动机。目前,中国正处于经济转型期间,对于能源以及其他资源的需求大,然而国内石油、矿石资源面临供给压力,为缓解国内资源供给紧缺,很多企业主动“走出去”寻求廉价的自然资源。此外,大量研究表明东道国自然资源丰富程度可以影响中国 OFDI 的制度偏好。Hajzler^[25]指出制度质量差但资源丰富的东道国对外商直接投资具有显著

的正向吸引力。基于以上理论分析,我们提出假设3。

假设3-1:中国的对外直接投资具有明显的资源寻求动机。

假设3-2:东道国自然资源越丰富、制度质量越差,中国的OFDI越多。

双边投资协定(Bilateral Investment Treaty),也简称为BIT,是由两国政府签订,为促进两国投资而签订的专门性协定,也被认为是对跨国企业的一种特殊保护机制。王培志等^[26]通过实证研究发现双边投资协定的签订显著促进中国对沿线制度较差的国家直接投资。张鲁青^[27]指出具有发展中国家特征的东道国往往制度环境较差,无法对外资企业提供良好的产权保护。而与东道国签订BIT协议,则可以为跨国企业提供特殊保护,并且这种特殊保护作用在制度质量差的东道国更明显。因此,我们提出假设4。

假设4-1:签订BIT协议能够促进中国OFDI对东道国的流入。

假设4-2:签订BIT协议对中国企业赴制度质量较差的东道国投资的促进作用更大。

四、实证研究

本文利用2003—2016年88个“一带一路”沿线国家共1232条样本数据进行实证研究。首先进行初始回归,在既有控制变量的情况下,逐步加入制度总质量、资源和BIT协议变量,初步探讨他们对OFDI的影响。然后,再研究制度质量的6个细分指标对中国OFDI的影响。随后,本文又引入制度距离变量检验中国OFDI是否具有制度接近性。最后,为探讨资源和BIT协定对制度与中国OFDI关系的调节效应,本文再引入资源和制度的交互项讨论资源对制度的调节效应、引入BIT和制度的交互项讨论BIT对制度的调节效应。

(一) 模型设定与数据说明

本文根据“一带一路”沿线国家的经济发展特点,将东道国经济发展水平、经济规模、自然资源丰富程度、劳动力数量、汇率、是否签订BIT协定、地理距离和贸易开放程度作为控制变量。本文研究的时间区间是2003—2016年^①,由于OFDI存量数据具有连续性,上一期的OFDI会影响到当期OFDI,本文借鉴李可爱^[28]的研究,将OFDI的滞后一期引入模型作为解释变量。考虑到模型的内生性问题,本文将制度质量和东道国经济规模作为内生变量,将内生变量的滞后期作为工具变量,其余皆为外生变量,采取系统GMM进行回归。本文设定的回归模型如下:

$$\ln OFDI_{i,t} = \alpha + \beta_1 \ln OFDI_{i,t-1} + \beta_2 \ln Wgi_{i,t} + \beta_3 \ln Res_{i,t} + \beta_4 BIT_{i,t} + \theta X_{i,t} + \lambda_t + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$\ln OFDI_{i,t} = \alpha + \beta_1 \ln OFDI_{i,t-1} + \beta_2 \ln Wgi_{i,t} \times \ln Res + \beta_3 \ln Res_{i,t} + \beta_4 BIT_{i,t} + \theta X_{i,t} + \lambda_t + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$\ln OFDI_{i,t} = \alpha + \beta_1 \ln OFDI_{i,t-1} + \beta_2 \ln Wgi_{i,t} \times BIT_{i,t} + \beta_3 \ln Res_{i,t} + \beta_4 BIT_{i,t} + \theta X_{i,t} + \lambda_t + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

模型一是本文的初始回归模型;模型二在模型一的基础上引入资源和制度的交互项 $\ln Wgi_{i,t}$,探讨资源对制度质量的调节效应;模型三在模型一的基础上引入BIT和制度的交互项 $\ln Wgi_{i,t} \times BIT_{i,t}$,探讨BIT对制度质量的调节效应。其中*i*表示东道国国家,*t*表示相应年份,国家为88个“一带一路”沿线国家,时间跨度为2003—2016年。 α 为常数项, β_1 、 λ_t 、 γ_i 和 θ 为待估参数, λ_t 为时间效应, u_i 为国家效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。 $OFDI_{i,t}$ 表示我国对*i*国第*t*年的对外直接投资存量, $OFDI_{i,t-1}$ 表示OFDI的滞后一期, $Wgi_{i,t}$ 表示*i*国第*t*年的制度质量, $Res_{i,t}$ 表示*i*国第*t*年的自然资源丰富程度, $BIT_{i,t}$ 表示是否与中国签订BIT协议,签订记为1,未签订记为0。 $X_{i,t}$ 表示其他控制变量,包括经济发展水平*GDPP*、经济规模*GDP*、劳动力数量*Labor*、汇率*Exch*、地理距离*Dis*、对外开放程度*Open*。

1. 被解释变量

本文的被解释变量是我国OFDI,是指我国对“一带一路”沿线国家的直接投资存量。由于中国

^①由于自然资源租金占GDP的比重没有2018年的数据,制度数据存在2017年的缺失,因此本文选取的时间区间为2003—2016年。

OFDI 的年度流量数据不连续,并且存在一些年份的流量数据为负值或为零的情况。因此,本文选取中国对“一带一路”沿线国家的直接投资存量来衡量。

2. 解释变量

(1) 制度质量

本文参考蒋冠宏和蒋殿春^[4]的研究,采取全球治理指数提供的制度指标。全球治理指数(WGI 指数)将制度质量划分为六个指标,分别为话语权与问责权(VA)、政治稳定性(PS)、政府效率(GE)、政府监管质量(RQ)、法治水平(RL)、腐败控制程度(CC)。全球治理指数对六个指标进行评分,评分介于(-2.5, 2.5)之间,评分越高则代表制度质量越好,本文将指标进行标准化处理,使指标评分介于(0, 5)之间,并通过世界银行给的权威权重加权得到制度总质量。一国制度质量越好,就越能够给企业提供较好的产权保护制度和营商环境,降低外资企业经营的不确定性,预期制度质量指标为正。

(2) 制度距离

制度距离(*diswgi*)是指两国相对制度质量的差异,本文参考 Benassy *et al.*^[29]的研究,用中国与“一带一路”沿线国家制度质量差异的绝对值来衡量制度距离。

3. 控制变量

本文的控制变量包括:自然资源(*Res*),采取东道国自然资源租金占 GDP 的百分比来衡量;双边投资关系(*BIT*),本文采取是否签订双边贸易投资协定来衡量双边贸易关系,签订标为 1,未签订标为 0;经济规模(*GDP*),采用东道国的 GDP 来衡量经济规模;经济发展水平(*GDPP*),采用一国人均 GDP 来衡量一国的经济发展水平;劳动力数量(*Labor*),选取东道国劳动力总数来衡量;贸易开放程度(*Open*),采取东道国进出口总额占 GDP 的比重来衡量贸易开放程度;汇率(*Exch*),本文取自世界银行数据库各国汇率年度均值;地理距离(*Dis*),用东道国首都与北京的地理距离表示。

表 1 变量说明与数据来源

变量名称	理论含义	预期符号	数据来源	
被解释变量	OFDI	中国对外直接投资存量	《中国对外直接投资公报》	
核心解释变量	Wgi	东道国总制度质量	+	WGI 数据库
控制变量	Res	东道国自然资源	+	WDI 数据库
	BIT	是否签订 bit 协议	+	UNCTAD 数据库 签订记为 1 未签订记为 0
	GDP	东道国实际 GDP	+	WDI 数据库
	GDPP	东道国人均 GDP	-	WDI 数据库
	Labor	劳动力数量	+	WDI 数据库
	Open	贸易开放度	+	WDI 数据库
	Exch	汇率	-	WDI 数据库
	Dis	地理距离	-	CEPII 数据库

(二) 实证检验与结果分析

为防止多重共线性问题,本文首先进行了方差膨胀因子(VIF)检验,检验结果显示,所有的 VIF 值都明显小于 10,因此,模型之间不存在严重的多重共线性,可进行下一步检验。

1. 基准回归

本文首先对“一带一路”沿线 88 个国家进行全样本回归,从基准回归结果来看,总体制度质量在 5% 的显著性水平上显著为正,表明中国对“一带一路”沿线国家的 OFDI 偏向于制度质量高的国家,符合前文假设 1。这一实证结果表明中国企业的制度风险意识越来越强,即使是以国有企业为主导的 OFDI 也不愿意承担太多的制度风险,从而偏向于去制度质量较高的国家进行投资。

2. 制度质量细分指标对中国 OFDI 的影响

由于制度质量是一个多维指标,本文进一步探讨制度质量细分指标对中国 OFDI 的影响。由于各制度质量细分指标之间相关性较高,故本文将制度质量细分指标逐步加入模型,具体回归结果见

表3。从回归结果来看,话语权和问责(VA)虽然不显著,但系数为正;政治稳定性(PS)、政府效率(GE)、腐败控制程度(CC)均显著为正,表明中国对“一带一路”沿线国家的OFDI倾向于去政治稳定性好、政府效率高且腐败控制程度高的国家进行投资。值得关注的是监管质量(RQ)虽不显著但是系数为负,且法治水平(RL)显著为负,本文将对此进行进一步解释。

法治水平(RL)在10%的显著性水平上显著为负,监管质量(RQ)虽然不显著但系数为负,原因可能在于监管质量与法治水平具有相关性,一国为规范微观企业行为而制定和执行的规则通常会受到法律制度影响。对此,我们认为原因可能在于法治水平健全和监管严格的东道国通常会严格强调公司责任与义务,对环境保护和资源分配具有严格的要求,这将会增加资源型OFDI的成本。中国OFDI与东道国法治水平显著负相关可能是由资源型OFDI为低成本获取资源而流向法治水平较低的国家的一种表现。Hajzler^[25]指出,中国OFDI具有明显的资源寻求动机,并且东道国制度质量越差,中国资源寻求型OFDI规模越大,即中国出现了自然资源扭曲制度质量对OFDI影响的现象。对此,后文将通过实证进行检验。

3. 制度距离检验

Habib and Zurawicki^[3]指出研究制度因素对OFDI的影响,不仅要考虑到制度质量,还应该考虑制度距离差异对OFDI的影响,并提出跨国企业更愿意去制度距离相近的东道国进行投资。为检验这一观点,本文参照蒋冠宏和蒋殿春^[4]的研究,用中国与东道国制度质量差异的绝对值来衡量。实证结果如表4。

表3 制度细分指标对中国OFDI影响的实证分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Lnofdi.l</i>	0.9309*** (0.0564)	0.8923*** (0.0745)	0.9833*** (0.0226)	0.9005*** (0.0616)	0.9824*** (0.0176)	0.9849*** (0.0163)
VA	0.0129 (0.0507)					
PS		0.0327* (0.0169)				
GE			0.0444* (0.0259)			
RQ				-0.0533 (0.0604)		
RL					-0.1363* (0.0773)	
CC						0.0847** (0.0347)
<i>LnGDP</i>	0.2425** (0.1059)	-0.0093 (0.0062)	1.9739** (0.9219)	0.2318** (0.0955)	0.2624** (0.1103)	0.1935** (0.0758)

表2 2003—2016年“一带一路”沿线国家基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>Lnofdi.l</i>	0.9095*** (0.0614)	0.8673*** (0.0614)	0.8636*** (0.0627)
<i>Wgi</i>	0.0459** (0.0192)	0.0487** (0.0205)	0.0504** (0.0235)
<i>Res</i>		0.0028** (0.0013)	0.0028* (0.0015)
<i>Bit</i>			0.0058* (0.0035)
<i>lnGDP</i>	0.2058 (0.1574)	0.2502* (0.1566)	0.2643* (0.1587)
<i>lnLabor</i>	0.0690** (0.0317)	0.0789** (0.0344)	0.0745** (0.0356)
<i>lnGDPP</i>	-0.0068* (0.0048)	-0.0040* (0.0056)	-0.0052* (0.0056)
<i>lnOpen</i>	0.0183* (0.0132)	0.0059** (0.0153)	0.0045* (0.0143)
<i>Exch</i>	0.0017 (0.0047)	-0.0066 (0.0059)	-0.0070 (0.0063)
<i>Dis</i>	0.0244 (0.0172)	0.0222 (0.0158)	0.0235 (0.0170)
<i>AR(2)</i>	0.3636	0.3724	0.3670
<i>Sargan</i>	84.5170 (0.5554)	75.5526 (0.8045)	77.0629 (0.7682)
样本总数	1144	1144	1144
国家数	88	88	88

注:*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著;*lnofdi.l*在这里表示的是被解释变量的一阶滞后项;回归系数括号中为稳健标准误;Sargan第一行对应的是统计量,第二行对应的是P值。

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Res</i>	0.002 6 [*] (0.001 6)	0.002 2 ^{**} (0.001 0)	0.003 0 [*] (0.001 6)	0.001 9 ^{**} (0.000 9)	0.002 7 [*] (0.001 4)	0.002 2 ^{**} (0.001 0)
<i>lnLabor</i>	0.066 0 ^{**} (0.026 0)	0.001 2 (0.004 9)	0.059 8 (0.041 2)	0.005 9 ^{**} (0.004 2)	0.076 8 ^{***} (0.026 5)	0.065 8 ^{**} (0.028 3)
<i>lnGDPP</i>	-0.210 8 ^{**} (0.103 1)	0.028 8 (0.025 2)	-0.299 2 [*] (0.146 1)	-0.189 4 [*] (0.094 2)	-0.232 3 ^{**} (0.107 4)	-0.172 8 ^{**} (0.0781)
<i>LnOpen</i>	0.020 2 [*] (0.011 8)	0.015 1 (0.018 9)	0.023 6 [*] (0.012 1)	0.021 6 [*] (0.012 8)	0.024 0 ^{**} (0.010 9)	0.020 7 [*] (0.011 7)
<i>Bit</i>	0.000 4 (0.001 5)	0.014 2 [*] (0.007 9)	0.006 3 (0.004 5)	0.0073 [*] (0.004 2)	0.003 6 (0.003 3)	0.002 2 (0.001 8)
<i>Exch</i>	0.002 8 (0.005 2)	0.003 1 (0.003 5)	0.000 9 (0.004 9)	0.000 6 (0.003 9)	0.000 9 (0.004 1)	-0.000 3 (0.004 9)
<i>Dis</i>	-0.000 8 (0.005 2)	-0.012 8 (0.018 9)	0.017 0 (0.010 4)	-0.003 9 (0.010 7)	-0.008 4 (0.008 2)	-0.005 6 (0.005 5)
<i>AR(2)</i>	0.647 9	0.435 5	0.774 3	0.730 1	0.586 6	0.697 9
<i>Sargan</i>	71.007 0 (0.609 2)	61.434 3 (0.306 5)	78.674 2 (0.425 6)	64.732 7 (0.450 9)	78.432 0 (0.433 1)	64.207 0 (0.539 5)
样本数	1 144	1 144	1 144	1 144	1 144	1 144
国家数	88	88	88	88	88	88

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著; *lnofdi.l* 在这里表示的是被解释变量的一阶滞后项; 回归系数括号中为稳健标准差; *Sargan* 第一行对应的是统计量, 第二行对应的是 *P* 值。

第 1 列是总体制度距离, 后面序列分别是政治稳定性距离、监管质量距离、法治距离、腐败控制距离。从实证结果来看, 总体制度距离 (*diswgi*) 显著为正, 且制度距离细分指标中, 政治稳定性距离、监管质量距离、法治距离、腐败控制距离显著为正, 实证结果表明中国对“一带一路”沿线国家的 OFDI 具有制度远离倾向。这与传统制度接近理论不符合, 我们认为可能的原因在于, 发达国家的制度质量较好, 因此发达国家的 OFDI 多流向制度距离接近的东道国。而中国的制度质量在全球仍处于中等偏低水平, 因此中国 OFDI 与发达国家有所不同。从短期来看, 中国企业去制度距离接近的东道国投资能够更快适应当地的制度规则, 较好的降低前期的适应成本。而从长期来看, 中国 OFDI 由于不具有“母国所有权优势”, 于是更多流向具有某种特定优势的东道国从而建立“东道国优势”。对于制度质量比

表 4 制度距离接近性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Lnofdi.l</i>	0.923 5 ^{***} (0.041 1)	0.892 1 ^{***} (0.049 4)	0.926 3 ^{***} (0.036 6)	0.934 0 ^{***} (0.0428)	0.956 1 ^{***} (0.024 6)
<i>diswgi</i>	0.020 0 ^{***} (0.007 2)				
<i>disps</i>		0.014 5 ^{**} (0.006 7)			
<i>disrg</i>			0.0423 [*] (0.022 3)		
<i>disrl</i>				0.032 6 ^{**} (0.014 7)	
<i>discc</i>					0.007 4 [*] (0.004 4)
<i>lnGDP</i>	0.123 4 [*] (0.121 3)	0.218 8 [*] (0.229 4)	0.098 7 [*] (0.146 1)	0.258 3 [*] (0.140 9)	0.222 7 [*] (0.120 4)
<i>lnRes</i>	0.001 8 ^{**} (0.000 9)	0.003 2 ^{**} (0.001 6)	0.002 0 [*] (0.001 1)	0.002 1 [*] (0.001 2)	0.000 9 [*] (0.000 7)
<i>lnGDPP</i>	-0.003 9 (0.004 5)	0.001 3 (0.004 3)	-0.001 1 (0.003 2)	-0.000 5 (0.004 7)	-0.004 1 [*] (0.002 3)
<i>lnLabor</i>	0.065 7 ^{**} (0.026 9)	0.061 2 [*] (0.038 9)	0.046 1 [*] (0.027 5)	0.006 2 [*] (0.003 3)	0.059 2 [*] (0.031 5)
<i>lnOpen</i>	0.009 6 [*] (0.010 8)	0.026 5 [*] (0.015 5)	0.014 1 [*] (0.011 1)	0.016 5 (0.013 6)	0.017 3 (0.012 0)
<i>Exch</i>	-0.000 1 (0.004 1)	-0.001 0 (0.004 6)	-0.001 6 (0.004 1)	0.003 4 (0.002 7)	0.004 5 (0.003 3)
<i>Dis</i>	0.002 2 (0.007 3)	-0.010 4 (0.018 8)	-0.005 3 (0.013 7)	-0.002 4 (0.011 4)	-0.005 5 (0.009 2)
<i>Bit</i>	0.001 5 (0.002 6)	0.003 9 (0.005 2)	0.000 3 (0.002 3)	0.000 9 (0.002 0)	0.001 0 (0.002 0)
<i>AR(2)</i>	0.399 8	0.318 1	0.332 8	0.352 2	0.349 8
<i>Sargan</i>	63.989 1 (0.8553)	79.731 4 (0.393 1)	66.306 1 (0.802 6)	75.393 0 (0.530 5)	80.171 8 (0.379 9)
样本数	1 144	1 144	1 144	1 144	1 144
国家数	88	88	88	88	88

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著; *lnofdi.l* 在这里表示的是被解释变量的一阶滞后项; 回归系数括号中为稳健标准差; *Sargan* 第一行对应的是统计量, 第二行对应的是 *P* 值。

我们高的国家,较高的制度质量能够为中国企业提供更多制度保障,以便长期维护中国企业的经营;而对于制度质量比我们低的国家,我们也对其进行投资,这可能因为我国资源寻求型 OFDI 导致,为检验这一猜想,后文将进一步实证检验。

4. 资源与制度质量的交互项对 OFDI 的影响

由上文检验我们发现,东道国制度质量总体来说与中国 OFDI 正相关,但东道国监管质量和法治水平的系数却为负。对于制度质量比中国更完善的沿线国家,我们认为中国 OFDI 选择了东道国良好的制度环境,而对于制度质量比我国差的沿线国家,我们为什么也对其进行投资?结合中国对外直接投资公报的数据,我们发现在一些制度环境恶劣的东道国,我国对其投资案例非常多,典型的有刚果布、蒙古、沙特阿拉伯、卡塔尔、伊朗等。这些国家均为自然资源丰富的国家,其中,刚果布自然资源租金占 GDP 比重达到 42.67%,石油出口约占出口总收入的 80%。因此,本文引入资源与制度质量的交互项($Res \times wgi$) 检验资源是否会影响制度质量与我国 OFDI 的关系。实证结果如表 5。

表 5 资源的调节效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Lnofdi.l</i>	0.853 0*** (0.051 9)	0.833 5*** (0.066 1)	0.836 3*** (0.068 3)	0.860 9*** (0.072 1)	0.861 5*** (0.068 5)	0.850 4*** (0.079 9)	0.821*** (0.083 0)
$Res \times wgi$	-0.045 3* (0.026 9)						
$Res \times va$		-0.116 7 (0.071 9)					
$Res \times ps$			-0.107 5* (0.063 7)				
$Res \times ge$				-0.154 0 (0.098 4)			
$Res \times rq$					-0.172 0* (0.094 4)		
$Res \times rl$						-0.161 9* (0.092 9)	
$Res \times cc$							-0.189 0* (0.114 7)
<i>wgi</i>	0.049 1** (0.023 4)						
<i>LnGDP</i>	0.346 1** (0.159 2)	0.274 1** (0.117 7)	0.372 8** (0.173 2)	0.228 7* (0.118 6)	0.237 1** (0.117 7)	0.188 9 (0.154 4)	0.077 1 (0.172 2)
<i>Res</i>	0.003 8*** (0.001 4)	0.004 5** (0.001 9)	0.004 9** (0.002 3)	0.004 5* (0.002 5)	0.004 6** (0.002 3)	0.004 2* (0.002 5)	0.004 8* (0.002 9)
<i>Bit</i>	0.004 1 (0.003 7)	0.010 6 (0.003 3)	0.002 7 (0.003 2)	0.003 7 (0.003 4)	0.003 5 (0.002 8)	0.006 9 (0.004 5)	0.008 1 (0.005 2)
<i>Labor</i>	0.074 8** (0.037 1)	0.104 9*** (0.034 3)	0.107 4*** (0.029 9)	0.085 4* (0.035 2)	0.079 3** (0.031 9)	0.088 5* (0.033 8)	0.051 8 (0.032 1)
<i>lnGDPP</i>	-0.001 0 (0.002 7)	-0.104 9* (0.003 9)	-0.001 0* (0.004 1)	-0.008 0* (0.006 8)	-0.006 0** (0.004 8)	-0.001 1* (0.006 3)	-0.001 3** (0.005 4)
<i>LnOpen</i>	0.008 2 (0.011 2)	0.003 7 (0.012 1)	0.004 2 (0.013 9)	0.014 4 (0.014 1)	0.011 3 (0.012 9)	0.022 9 (0.014 3)	0.016 1 (0.010 7)
<i>Exch</i>	-0.009 0 (0.006 0)	-0.011 2 (0.008 0)	-0.009 8 (0.008 5)	-0.010 0 (0.008 3)	-0.010 0 (0.008 1)	-0.005 4 (0.007 9)	-0.007 2 (0.007 9)
<i>Dis</i>	-0.034 4 (0.010 9)	0.010 6 (0.009 1)	-0.015 4* (0.008 0)	-0.004 1 (0.014 8)	-0.004 8 (0.021 1)	-0.013 7 (0.022 4)	-0.026 0* (0.014 0)
<i>AR(2)</i>	0.699 0 (0.830 4)	0.348 4 (0.831 1)	0.347 1 (0.917 1)	0.374 2 (0.893 6)	0.361 6 (0.960 5)	0.399 0 (0.668 3)	0.320 7 (0.877 0)
<i>Sargan</i>	78.095 1 (0.830 4)	74.350 (0.831 1)	69.394 3 (0.917 1)	70.991 7 (0.893 6)	65.270 9 (0.960 5)	80.744 7 (0.668 3)	71.981 2 (0.877 0)
样本总数	1 144	1 144	1 144	1 144	1 144	1 144	1 144
国家数	88	88	88	88	88	88	88

注:*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著;lnofdi.l在这里表示的是被解释变量的一阶滞后项;回归系数括号中为稳健标准差;Sargan 第一行对应的是统计量,第二行对应的是P值。

从实证结果来看 $Res \times wgi$ (总体制度质量与资源的交互项) 显著为负, 符合假设 4-2, 表示在中国 OFDI 区位选择因素中, 自然资源和制度质量具有替代性。中国企业为获取低成本资源而选择去制度质量不高的东道国进行投资。从制度质量的细分指标来看 $Res \times rl$ (法治水平与自然资源的交互项) 显著为负, 政治稳定、监管质量和腐败控制指标与资源的交互项也显著为负, 进一步验证了资源与制度质量的替代关系。对此, 本文认为可能的原因主要有两个。第一, 制度质量较差但是资源丰富的东道国能提供低成本资源。这类东道国通常对自身资源保护意识差并且经济高度依赖资源, 甚至会通过向海外投资者提供低价资源的方式吸引外商直接投资流入。而中国正处于经济高速发展时期, 对资源的需求大, 资源型 OFDI 为获取低成本资源而放松对东道国的制度要求。第二, 制度质量较好资源又丰富的东道国的进入门槛较高。一些制度质量较好的东道国对中国资源寻求型 OFDI 十分敏感, 他们甚至为了阻碍中国资源型 OFDI 的进入而提高对环境保护和资源配等的限制条件, 因此, 推动中国资源寻求型 OFDI 不得不流入制度质量差的东道国。

5. 双边投资关系与制度质量的交互项对 OFDI 的影响

上文检验发现中国资源寻求型 OFDI 偏好制度质量不够完善的东道国, 这使得资源型 OFDI 虽获得了价格较低的自然资源, 但却增加了制度风险。本文继续探讨是否有办法可以弥补东道国制度质量差的缺陷, 于是在模型一的基础上引入双边投资协定与制度的交互项 ($bit \times wgi$)。实证结果见表 6。其中, 第一列为全样本回归结果, 第二列为非 OECD “一带一路” 沿线国家回归结果。

从实证结果看来, 在全样本中 $bit \times wgi$ (制度质量与 BIT 的交互项) 系数为负, 但不显著, 但在剔除 OECD 等经济较发达国家后, 交互项显著为负。这表明相对于未签订 BIT 协议的东道国, 中国面向 “一带一路” 沿线国家 OFDI 放松了对 BIT 签约国制度质量的要求, 且这种制度宽松在制度质量较差的非 OECD “一带一路” 沿线国家更显著。这意味着双边投资协定的签订和东道国制度质量之间存在着替代关系, 即双边投资协定是对跨国企业的一种特殊保护机制, 可以部分弥补东道国的制度缺失, 给跨国企业提供高于东道国制度水平的保护制度, 并且这种弥补作用在制度质量较差的国家较强。

五、结论与政策建议

本文以新古典增长理论和新制度经济学理论作为理论基础, 选取 2003—2016 年 88 个 “一带一路” 沿线国家的面板数据, 采取系统 GMM 检验方法进行实证检验, 得出以下三点结论。第一, 中国 OFDI 与 “一带一路” 沿线国家的制度质量总体正相关。中国 OFDI 倾向于去政治稳定、政府效率高、监管质量高、腐败控制程度好的国家进行投资。但唯有法治水平与中国 OFDI 负相关, 并且这种负相关并非源于 “制度距离接近优势”。第二, 资源和制度质量之间存在着替代关系, 中国资源型 OFDI 为获取低成本资源而选择去制度质量较差的国家进行投资。第三, 在制度质量较差的非 OECD “一带一路” 沿线国家, 签订 BIT 协定能够弥补东道国制度的缺失, 吸引中国 OFDI 流入。

中国对 “一带一路” 沿线国家的投资并非一帆风顺, 由于经验不足等问题, 中国对 “一带一路” 沿

表 6 双边投资协定的调节效应

变量	(1)	(2)
<i>Lnofdi.l</i>	0.8560*** (0.0699)	0.8770*** (0.0526)
<i>Wgi</i>	0.0554** (0.2146)	0.0637** (0.0258)
<i>bit × wgi</i>	-0.0320 (0.0207)	-0.0439* (0.0230)
<i>LnGDP</i>	0.2254 (0.1479)	0.0841 (0.1542)
<i>Res</i>	0.0034** (0.0085)	0.0027* (0.0015)
<i>Bit</i>	0.0057 (0.0028)	0.0037 (0.0037)
<i>Labor</i>	0.0721** (0.0347)	0.0803** (0.0342)
<i>lnGDPP</i>	-0.0070** (0.0059)	-0.0078 (0.0059)
<i>LnOpen</i>	0.0171* (0.0103)	0.0113 (0.0176)
<i>Exch</i>	-0.0097 (0.0066)	-0.0050 (0.0066)
<i>Dis</i>	-0.0077* (0.0124)	0.0219 (0.0153)
<i>AR(2)</i>	0.3384	0.2653
Sargan 统计	79.7060 (0.6979)	64.5167 (0.9661)
样本总数	1144	1144
国家数	88	88

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著; *lnofdi.l* 在这里表示的是被解释变量的一阶滞后项; 回归系数括号中为稳健标准误; Sargan 第一行对应的是统计量, 第二行对应的是 *P* 值。

线国家的投资还面临诸多问题。本文的研究结论为中国政府和中国企业面向“一带一路”沿线国家投资提出有针对性的建议。第一,目前,我国制度质量仍不完善,在全球处于中等偏低水平,我国应该进一步完善各项法律法规,为中国企业在国际上的公平竞争提供有力保障;第二,为弥补部分自然资源丰富的东道国的制度缺失,我国可以与这些国家签订双边投资协定,为中国资源型 OFDI 提供更多制度保障;第三,中国企业应该提高对东道国制度因素的重视与认知程度,确保在东道国制度约束下实现企业与当地经济和谐共赢发展。

参考文献:

- [1]鲁明泓. 制度因素与国际直接投资区位分布: 一项实证研究[J]. 经济研究, 1999(7) : 57 - 66.
- [2] OXLEY J E. Institutional environment and the mechanisms of governance: the impact of intellectual property protection on the structure of inter-firm alliances [J]. Journal of economic behavior & organization, 1999, 38(3) : 283 - 309.
- [3]HABIB M, ZURAWICKI L. Corruption and Foreign Direct Investment [J]. Journal of international business studies, 2002, 33(2) : 291 - 307.
- [4]蒋冠宏, 蒋殿春. 中国对发展中国家的投资——东道国制度重要吗[J]. 管理世界, 2012(11) : 53 - 64.
- [5]BLONIGEN B A. A review of the empirical literature on FDI determinants [J]. Atlantic economic journal, 2005, 33(4) : 383 - 403.
- [6]BUCKLEY P J, CLEGG L J, CROSS A R. The determinants of Chinese outward foreign direct investment [J]. Journal of international business studies, 2011, 40(2) : 353 - 354.
- [7]李猛, 于津平. 东道国区位优势与中国对外直接投资的相关性研究——基于动态面板数据广义矩估计分析[J]. 世界经济研究, 2011(6) : 63 - 67.
- [8]岳蛟兴, 范涛. 制度环境与中国对亚洲直接投资区位分布[J]. 财贸经济, 2014(6) : 69 - 78.
- [9]阎大颖. 制度约束与中国企业跨国并购的经营绩效[J]. 山西财经大学学报, 2009(1) : 63 - 70.
- [10]KOLSTAD I, WIIG A. What determines Chinese outward FDI [J]. Journal of world business, 2012, 47(1) : 26 - 34.
- [11]RAMASAMY B, YEUNG M, LAFORET S. China's outward foreign direct investment: location choice and firm ownership [J]. Journal of world business, 2012, 47(1) : 17 - 25.
- [12]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(11) : 3 - 27.
- [13]王永钦, 杜巨澜, 王凯. 中国对外直接投资区位选择的决定因素: 制度、税负和资源禀赋[J]. 经济研究, 2014(12) : 126 - 142.
- [14]王海军. 政治风险与中国企业对外直接投资——基于东道国与母国两个维度的实证分析[J]. 财贸研究, 2012(1) : 116 - 122.
- [15]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.
- [16]文淑惠, 胡琼. 制度距离、相邻效应与中国对中南半岛国家的直接投资[J]. 对外经济贸易大学学报: 国际商务版, 2019(3) : 32 - 45.
- [17]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.
- [18]刘晶, 朱彩虹. 制度距离与南方国家对外直接投资区位选择——跨国实证分析[J]. 投资研究, 2012(10) : 51 - 67.
- [19]胡兵, 邓富华. 腐败距离与中国对外直接投资——制度观和行为学的整合视角[J]. 财贸经济, 2014(4) : 82 - 92.
- [20]XU D, SHENKAR O. Institutional distance and the multinational enterprise [J]. The academy of management review, 2002, 27(4) : 608 - 618.
- [21]ALFARO L, KALEMLI-OZCAN S, VOLOSOVYCH V. Sovereigns, Upstream capital flows and global imbalances [J]. Journal of the european economic association, 2014, 12(5) : 1240 - 1284.
- [22]RONALD H C. The problem of social cost [J]. Journal of law and economics, 1960(3) : 1 - 44.

- [23] DOUGLASS C N. Structure and change in economic history [M]. New York: W. W. Norton & Company ,1981: 201 - 211.
- [24] DIKOVA D , SAHIB P R , WITTELOOSTUIJN A V. Crossborder acquisition abandonment and completion: the effect of institutional differences and organizational learning in the international business service industry [J]. Journal of international business studies ,2010(2) : 223 - 245.
- [25] HAJZLER C. Resource-based FDI and expropriation in developing economies [J]. Journal of international economics , 2014 (1) : 124 - 146.
- [26] 王培志, 潘辛毅, 张舒悦. 制度因素、双边投资协定与中国对外直接投资区位选择——基于“一带一路”沿线国家面板数据 [J]. 经济与管理评论, 2018(1) : 5 - 17.
- [27] 张鲁青. 双边投资协定对发展中国家吸引 FDI 的影响——基于面板数据的实证研究 [J]. 财经科学, 2009(9) : 26 - 33.
- [28] 李可爱. “一带一路”沿线国家制度质量对中国 OFDI 的影响 [J]. 暨南学报, 2019(12) : 91 - 102.
- [29] BENASSY Q A , COUPET M , MAYER T. Institutional determinants of foreign direct investment [J]. The world economy , 2010 , 30(5) : 764 - 782.

(责任编辑: 陈 春; 英文校对: 葛秋颖)

Impacts of Institutional Factors on China's OFDI on Adjustment Effect of Resources and BIT:

Taking Countries along the “Belt and Road” as a Sample

CHEN He¹, LI Xiuwen²

(1. Research Institute of International Services Outsourcing, Guangdong University of Foreign Studies, Guangzhou 510006, China;

2. School of Economics and Trade, Guangdong University of Foreign Studies, Guangzhou 510006, China)

Abstract: With the rise of new institutional economics, more and more scholars use institutional factors as endogenous variables to study the impact of institutional factors on foreign direct investment. This paper uses panel data from 88 countries along the “Belt and Road” from 2003 to 2016, combining resources and the regulatory effects of bilateral investment agreements to comprehensively discuss the impact of host country institutional factors on China's OFDI. The empirical results show that, overall, the system quality of the countries along the “Belt and Road” has a positive impact on China's OFDI, but the level of rule-of-law indicators of the system is negatively related to China's OFDI. This negative correlation is not formed by “institutional distance approaching advantage”. The paper continues to introduce the interactive item of resources and institutional quality, and finds that there is an alternative relationship between resources and institutional quality. Resource-based OFDI relaxes the host country's institutional quality requirements in order to obtain rich resources. The paper also examines the regulatory effects of bilateral investment agreements and finds that signing bilateral investment agreements can make up for the lack of institutional quality of countries along the route. Finally, based on the empirical results, this paper proposes that the Chinese government and enterprises should strengthen policy risk awareness and enhance their anti-risk capabilities and other policy recommendations.

Key words “Belt and Road” Initiative; China's outward direct investment; institutional quality; institutional distance; natural resources; bilateral investment treaty