

“一带一路”沿线国家的投资选址^{*}

——基于制度距离与海外华人网络的视角

杨亚平 高玥

内容提要:“一带一路”倡议给我国企业“走出去”带来新的机遇。但与“一带一路”沿线国家的制度鸿沟可能会阻碍我国企业对这些地区的对外直接投资(OFDI)。已有经验研究关于制度距离对我国企业 OFDI 选址的影响及如何缓解制度距离带来的制度风险还未达成共识。本文利用 2003—2014 年我国对“一带一路”沿线 65 个国家的投资数据,采用负二项回归模型,基于制度距离与海外华人网络视角的实证研究发现:第一,正式制度距离对我国企业的 OFDI 选址具有“非对称性效应”,企业 OFDI 倾向于负向制度距离接近的“一带一路”沿线国家;第二,我国企业对“一带一路”沿线国家的 OFDI 选址表现出对制度距离的“异质性偏好”,技术研发型 OFDI 偏好正向制度距离大的国家,商务服务型 OFDI 和当地生产型 OFDI 规避负向制度距离大的国家;第三,不论哪种投资动机,海外华人网络的活跃都能促进我国企业 OFDI。因此,应在识别制度距离的方向和幅度的基础上,针对不同投资动机的 OFDI 推行差别化的鼓励政策和扶持措施,同时充分利用“一带一路”沿线国家的海外华人华侨组织,建立东道国海外华人华侨关系网络与海外直接投资联结机制,推动我国企业对“一带一路”沿线国家直接投资的新发展。

关键词:“一带一路” 对外直接投资 制度距离 海外华人网络

一、引言与文献综述

近年来,我国企业抓住“一带一路”机遇,不断加快“走出去”步伐。据联合国贸发会议(UNCTAD)《2015 世界投资报告》显示,2014 年我国对外直接投资(OFDI)分别占全球当年流量、存量的 9.1% 和 3.4%,流量连续三年位列全球国家(地区)排名的第 3 位,存量位居第 8 位。与此同时,我国对“一带一路”沿线国家的 OFDI 快速上升。据商务部数据,2015 年,我国企业共对相关的 49 个国家进行了直接投资,投资额合计 148.2 亿美元,同比增长 18.2%,占我国对外投资总额的 12.6%。但“一带一路”沿线国家在制度上存在较大差异,政局变化频繁,政策变动性大,部分国家可谓是“高腐败地带”、

“高风险之路”和“低法治区域”(李晓敏、李春梅,2016)。对与本国正式制度距离较大的国家和地区进行直接投资将面临高的制度风险,制度距离可能会阻碍我国企业对这些地区进行 OFDI。在推进“一带一路”倡议背景下,研究制度距离对于 OFDI 的具体影响,有利于我国企业化解对“一带一路”沿线国家的投资困境,克服“外来者劣势”,减少投资风险,对于稳妥推进“一带一路”倡议的实施具有重要现实意义。

国内外学者考察了制度距离^①对我国 OFDI 的影响。早期研究集中于制度质量与我国 OFDI 的关系。Buckley et al(2007)发现我国投资者偏好高政治风险的地区。Kolstad & Wiig(2012)的实证研究发现我国的 OFDI 偏好制度质量差的国家。与之相

^{*} 杨亚平,暨南大学经济学院,暨南大学中国经济发展与创新战略研究中心,邮政编码:510632,电子邮箱:yaping_yang2002@163.com;高玥,暨南大学经济学院,邮政编码:510632,电子邮箱:532672610@qq.com。本文得到国家自然科学基金重点项目“推动经济发达地区产业转型升级的机制与政策研究”(71333007)、国家自然科学基金青年项目“基于技术溢出和吸收能力的本土供应商生产率提升研究”(71203077)和中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“中国外向 FDI 的学习效应及其机制研究”(暨南启明星计划 15JNQM001)的资助。感谢匿名审稿专家的意见和建议,文责自负。

反,祁春凌、邹涛(2013)和王恕立、向姣姣(2015)则发现我国 OFDI 的投资规模偏向优越的制度环境。Habib & Zurawicki(2002)、Bénassy-Quéré et al(2007)在实证研究中引入制度距离变量,发现双边制度距离与 FDI 的流入和流出存在负向关系,并提出“制度接近性”观点。杜江、宋跃刚(2014)利用我国数据验证了此观点。与此相反,也有学者认为制度距离越大越有利于对外直接投资。蒋冠宏、蒋殿春(2012)等的实证研究发现我国企业的 OFDI 与双边制度距离正相关。

研究结论的不一致,暗示着制度距离对我国 OFDI 影响的研究忽视了一些重要因素。第一,制度距离对企业 OFDI 选址可能存在“非对称性效应”,制度距离的幅度和方向都会影响选址。当投资于强效制度国家^②时,企业可能倾向于制度距离越大越好;当投资弱势制度国家^③时,企业则倾向于制度距离临近。第二,异质性投资动机具有差异化的制度距离偏好,不同投资动机对强效和弱势制度国家的偏好或规避,会表现出对制度距离幅度的不同偏好。第三,关系网络等社会资本因素在一定程度上可以弥补投资国与东道国正式和非正式制度距离较大给跨国公司经营带来的不便。本文力图在三个方面区别现有文献:(1)引入移民网络(Migrant Networks)这一社会资本因素,重点分析正式制度距离以及海外华人网络(Ethnic Chinese Networks)对我国企业向“一带一路”沿线国家 OFDI 选址的影响;(2)区分正式制度距离的方向(东道国正式制度相对我国强效的正向制度距离^④和东道国正式制度相对我国弱势的负向制度距离^⑤)和幅度,考察制度距离对我国企业 OFDI 的“非对称性效应”;(3)利用微观 OFDI 数据,区分商贸服务型、当地生产型、技术研发型三种投资动机,考察企业 OFDI 选址对制度距离的“异质性偏好”。

二、理论分析与研究假说

跨国公司在跨国经营过程中不可避免地存在“外来者劣势”(Zaheer, 1995)。它包括跨国公司的跨国经营成本和东道国的竞争劣势。制度距离的存在使得跨国公司在东道国市场运营时难以移植母公司战略惯例,难以形成组织内部一致性。当制度距离较大时,这种外部合法性的建立比形成组织内部一致性显得更重要(Xu et al, 2004)。

东道国恶劣的制度环境提高了跨国公司投资资产被剥夺的风险(如产权制度缺失可能导致当地政府

非法侵占投资企业资产),腐败、寻租等行为增加跨国公司的投资成本,政府监管、司法体制等公共产品供给不足影响投资者的投资收益(Blonigen, 2005)。而相对较熟悉的制度环境能弱化由制度距离所导致的投资风险,降低跨国公司额外的市场交易成本,减少跨国公司面临的不确定性因素,提高跨国公司的预期收益率。在熟悉的正式制度环境和融洽的文化制度情境下,跨国公司较容易把母公司的企业文化、惯例、规范等软性制度应用到东道国子公司或分支机构,形成跨国公司母子公司的内部一致性,从而提高母子公司协同运作能力。基于这些观点, Habib & Zurawicki(2002)、Bénassy-Quéré et al(2007)等提出了“制度接近性”理论。但他们是基于发达国家 OFDI 的实践提出的,未考虑制度距离的方向。制度距离会带来额外的制度成本,但投资于制度完善的国家能获得一定的制度红利。东道国制度完善、产权保护健全、契约执行有效、监管到位、制度透明和官员清廉等能减少跨国公司的经营不确定性和风险,从而使跨国公司获得制度红利。

Witt & Lewin(2007)的“制度逃逸理论”也认为,由于发展中国家的制度质量不高,其企业倾向于在成长初期就开展国际化以逃离制度约束。所以,发展中国家的 OFDI 倾向于选址强效制度国家,以制度红利抵消部分制度成本。当投资于弱势制度国家时,跨国公司不仅不能获得制度红利,对东道国制度的不熟悉和东道国制度建设的不完善等都会加重制度成本。发展中国家的 OFDI 选址也就表现出规避弱势制度国家的倾向。Aleksynska & Havrylychuk(2013)的研究也发现,发展中国家的跨国公司当投资于比母国制度环境好的东道国时,会选择制度距离更大的国家;当投资于比母国制度环境较差的东道国时,更喜欢投资于制度距离相近国家,从而提出制度距离对发展中国家的 OFDI 具有“非对称性效应”的观点。“一带一路”沿线既包括正式制度较完善、制度强效的发达国家和新兴市场国家和地区,也包括制度质量低、法制不完善的国家。我国企业 OFDI 对“一带一路”沿线国家选址时会权衡制度距离带来的“非对称性效应”。基于此,本文提出假说 1。

假说 1:制度距离对我国企业的 OFDI 选址具有“非对称性效应”,企业 OFDI 倾向于正向制度距离越大和负向制度距离接近的“一带一路”沿线国家。

不同动机的 OFDI 对正式制度距离带来的制度

风险会表现出不同的敏感度。企业进行 OFDI 决策时,会考虑东道国与母国正式制度差异带来的制度风险。企业 OFDI 的投资动机不同,在不同制度环境下,所需东道国生产者和消费者的相关信息有差别,生产成本、信息成本等投入成本差异较大,企业与东道国政府、客户以及供应商的关系处理带来的交易成本也会存在较大差异。

商贸服务型 OFDI 通过设立销售中心或办事处达到促进母公司对东道国出口的主要目的。商贸服务型 OFDI 需要相对少的东道国信息,所需生产和运营成本也较低。将弱势制度国家和强效制度国家的投资风险进行比较,两者存在的制度距离都带来额外的制度成本,但前者由于官员腐败、法律制度不健全、政府监管不力等还可能使得已有投资达不到预期收益,甚至投资失败。所以,商贸服务型 OFDI 会表现出明显的弱势制度规避倾向。

与之相比,当地生产型 OFDI 需要收集更全面的东道国消费者和供应商信息、法律法规和政策信息,还包括人才信息等,也需要投入更多沉没成本,包括购入机器设备、采购原材料以及雇用人员。同样,对弱势制度国家投资,制度距离不仅带来额外制度成本,还可能使得已有巨额投资受损。制度风险越小,越有利于减少投资损失。所以,当地生产型 OFDI 也会规避弱势制度国家。另外,与商贸服务型 OFDI 比较,当地生产型 OFDI 对弱势制度国家的规避倾向会更明显。

技术研发型 OFDI 进入的国家主要为技术先进、研发资源雄厚的国家,同时也是强势制度国家。但技术研发型 OFDI 进入东道国后,专利技术和设备的购买、高素质专业技术人员的聘用等对应大量投资和开支(杨亚平、吴祝红,2016)。制度距离同样带来额外的制度成本。但对政治越稳定、政府效率越高、监管越到位、法制规则越强、腐败控制越好的国家的技术研发型 OFDI,能获得强有力的知识产权制度等的保护,不仅能有效降低研发创新的不确定性和风险,还能促进研发投资的成果产出。制度红利越多,越能减少制度风险带来的投资损失。所以,技术研发型 OFDI 不仅偏好强势制度,而且偏好正向制度距离的幅度。基于此,本文提出假说 2。

假说 2:我国企业对“一带一路”沿线国家的 OFDI 选址表现出对制度距离的“异质性偏好”,商贸服务型 OFDI 及当地生产型 OFDI 倾向于规避弱势制度国家,而且负向距离越大越不利于其进入;技术研发型 OFDI 偏好强势制度,而且正向制度距离

越大越有利于其进入。

海外华人网络是由海外华人依据亲密的血缘关系(同一祖籍地)建成的正式或非正式的联盟网络,是全球众多移民网络中必不可少的组成部分之一(阎大颖等,2013)。早期的文献主要关注移民网络对国际贸易的促进作用。Rauch & Casella(2003)利用理论模型分析了社会和伦理网络通过促进资源分配和信息流动,有利于国际贸易发展。Peng(2000)认为华人网络建立了伦理纽带和强有力的跨国商业联系,能突破多元化的地区间隔,比正式制度更有效地促进东亚地区经济一体化。

在经验研究方面,Head et al(1997)发现移民能极大地促进加拿大和来源国的贸易。Rauch & Trindade(2002)认为华人网络自发形成的内部惩戒机制可以防止交易双方可能的机会主义行为,从而有助于我国对外贸易的发展。随着国际直接投资流入我国的规模不断扩大,相关研究开始关注海外华人网络对流入我国的直接投资的影响。Gao(2003)利用 68 个国家对我国的直接投资数据,发现海外华人网络促进了外商直接投资流入我国。阎大颖等(2013)的经验研究认为海外华人网络对我国吸引外商直接投资有显著的促进作用。Javorcik et al(2006)、Murat & Pistorresi(2009)分别利用美国、意大利数据发现国际移民和移民对象国的 FDI 流入存在正向关系。吴群锋、蒋为(2015)的实证研究认为,华人分布密集的地区更容易实现中国对其的 OFDI。但关于移民网络对母国 OFDI 影响的实证研究还相当少,特别是较少有文献将海外华人网络与制度距离结合起来考察两者对 OFDI 的影响。

借助海外华人网络,跨国公司通过适应东道国制度环境、商业实践以及文化认同,获得东道国利益相关者的认同,形成外部合法性,从而建立起其在东道国的竞争优势。

第一,通过正式和非正式的联系,海外华人网络通过促进信息分享帮助跨国公司寻找东道国供应商,定位东道国消费者需求偏好。这将直接减少跨国公司海外经营的进入成本、生产成本和交易成本。不论哪种投资动机,不论进入强效还是弱势制度国家,进入东道国都需要收集相关信息,移民网络作为跨国信息传导的管道,能减少信息获得成本,有效降低企业对外直接投资的固定成本。

第二,政治不稳定、政府效率低、缺乏监管、法制规则弱、腐败控制差等正式制度距离被认为是获得

外部合法性的主要障碍。在存在“制度黑洞”情况下,海外华人机构或组织有助于防止机会主义行为,为跨国公司 OFDI 提供契约保障。在进行对外直接投资的区位决策时,潜在的投资者希望在跨国经营过程中东道国的供应商和买家不会违反合同或协定,投资者的法律权利能得到保护。当东道国为法律制度环境相对弱的国家时,通过政府渠道进行的信息交换反应迟滞,将带来较高的投资障碍。海外华人机构或组织通过团体强制制裁等防止违反合同的机会主义行为发生,通过司法纠纷解决协调等降低正式制度差异形成的风险,有效地发挥协调作用。这对于商贸服务型 OFDI 和当地生产型 OFDI 特别重要。

第三,东道国严格的法律制度、严密的监管措施,以及对国家安全、产业安全等的审查制度,也会给我国跨国公司带来额外的制度成本。如北美洲、欧洲等地区的发达国家针对我国企业的并购行为进行的多起干预,增加了并购成本甚至直接导致并购失败。借助东道国华人网络,我国跨国公司可以在进入前事先了解东道国法律法规制度,避免不必要的投资损失;进入后也可以尽快适应强效制度安排,严格遵守东道国法律规则,接受政府监管,减少违法成本和交易成本等。

基于此,本文提出假说 3。

假说 3:不论哪种投资动机,东道国华人网络的活跃都能促进我国企业的 OFDI。

三、研究设计

(一)数据说明

本文数据主要来源于五个数据库:(1)商务部《境外投资企业(机构)名录》;(2)商务部等多部门公布的相应年份《中国对外直接投资统计公报》;(3)国家统计局相应年份《中国贸易外经统计年鉴》;(4)世界银行的世界发展指标数据库(World Development Indicators, WDI);(5)世界银行的“全球治理指数”(Worldwide Governance Indicators, WGI)数据库等。

大多数实证研究的 OFDI 数据为宏观数据,来自相应年份《中国对外直接投资统计公报》(简称《公报》),而本文利用商务部的《境外投资企业(机构)名录》(简称《名录》)来获取微观数据。这样做的好处是:相比《公报》,《名录》提供了更长年限的我国对“一带一路”沿线国家地区的 OFDI 数据;另外,根据《名录》中对经营范围的描述,本文可以识别商贸服务型、当地生产型、技术研发型 OFDI,考察异质性

投资动机下制度距离、海外华人网络与 OFDI 的差异化关系。本文研究样本的数据年限为 2003—2014 年,样本范围包括“一带一路”沿线涉及的 65 个国家和地区^⑥。

(二)变量定义

1. 因变量。因变量为我国企业 OFDI 的选址决策,以我国对“一带一路”沿线国家的 OFDI 项目数表示。采用投资项目数相比投资存量和流量能更好地反映企业对某地区的直接投资决策。

2. 自变量。(1)正式制度距离(*dis_insti*)。Kostova(1996)在 Scott(1995)提出的“制度三支柱”基础上,认为制度距离是母国和东道国在管制、规范和认知三个制度层面上的制度环境差异或相似程度。这个定义得到了学者们的广泛认同。但在实证研究中,关于制度距离的测量指标不尽相同。本文参照 Estrin et al(2009)的方法,将制度距离分为正式制度距离和非正式制度距离。本文采用得到了学者们(Slangen & Beugelsdijk, 2010; Pogrebnyakov & Maitland, 2011; Hernandez & Nieto, 2015)广泛应用的“全球治理指数”(WGI)^⑦来衡量东道国的正式制度质量。其包括政治稳定性(Political Stability)、政府效率(Government Effectiveness)、监管质量(Regulatory Quality)、法制规则(Rule of Law)、话语权与问责制(Voice and Accountability)以及腐败控制(Control of Corruption),依次反映了东道国公共服务效率和政策有效性、对企业监管的强度和公正性、公民的政治话语权和公共事务参与度、政府的清廉以及对腐败的控制,涉及政治、法律和经济制度的管制和规范等。本文参考 Habib & Zurawicki(2002)、Xu et al(2004)的做法,通过因子分析和主成分分析法,获得东道国的正式制度质量综合指标得分,利用东道国的制度变量得分与我国的制度变量得分之差得到两国间的正式制度距离。不考虑制度距离的方向时,我们利用东道国与我国制度质量指标之差的绝对值表示制度距离;区分制度距离方向时,利用东道国与我国制度质量指标之差是否大于零来分别表示正向制度距离(大于零)和负向制度距离(小于零)。

(2)文化距离(*dis_c*)。非正式制度距离常常利用文化距离作为代理变量。文化是非正式制度(包括文化、价值观和传统等)中最重要的方面,母国和东道国的文化距离是跨国公司在东道国获得社会合法性的主要障碍(Yiu & Makino, 2002)。国内学者的研究结果(李阳等,2013;蒋冠宏,2015)也表明

文化作为非正式制度对我国企业 OFDI 区位决策存在显著影响。Hofstede(2005)在 Kogut & Singh(1988)的文化理论模型基础上,综合权力距离、不确定性规避、个人主义与集体主义、男性化与女性化四个维度,提出得到广泛应用的文化距离测算指数(KSI)。考虑到我国与“一带一路”沿线国家建交后进行的国事访问、文化交流、贸易往来和投资联系等能逐步缩短国家间文化距离,本文在 KSI 测算公式上加上我国与“一带一路”沿线国家建交时间的倒数,来测算文化距离变量。其计算公式为:

$$dis_c_j = \frac{\sum_{i=1}^4 \left[\frac{(I_{ij} - I_k)^2}{V_i} \right]}{4} + \frac{1}{T_j} \quad (1)$$

其中, dis_c_j 为我国与第j个国家的文化距离, I_{ij} 为第j个国家的第i个文化维度指标值, I_k 为我国第i个文化维度指标值, V_i 为第i个文化维度指标的方差, T_j 为我国与第j个国家的建交时间。 $1/T_j$ 表示随建交时间增长,文化距离缩减,同时文化距离缩减的速度边际递减。另外,考虑到文化距离与OFDI可能的非线性关系(殷华方、鲁明泓,2011),本文在回归模型中同时加入文化距离的平方项。文化维度数据来自霍夫斯泰德个人网站^⑧。

(3) 海外华人网络(ecn)。本文参考 Gao(2003)、阎大颖等(2013)的方法,利用华裔人口占该国人口的百分比作为海外华人网络的代理变量。东道国的华人华侨比例越大,华商网络、华人华侨团体组织可能越活跃,越有利于我国企业对东道国进行OFDI。海外华人数据^⑨来自 Ohio 大学图书馆的专项数据库、《华人经济年鉴》、暨南大学华人华侨数据

库以及相关报纸报道等。

3. 控制变量。(1)参考已有国际直接投资引力模型的研究,模型中包括的基本变量包括:东道国和我国的经济规模(分别为 $lngdp$ 和 $lncgdp$),以及我国与东道国的地理距离($lndist$)。经济规模利用国内生产总值(GDP)表示,数据来自世界银行的世界发展指标数据库(WDI),利用2005年美元价格作为基期的数据。回归过程中对GDP取对数。地理距离以东道国首都到北京的球面距离表示,单位为公里,取对数加入模型。北京与各个国家首都之间的距离来源于 CEPII GeoDist 数据库。

(2)与四种投资动机相关的基本变量。第一,我国对东道国的出口($lnex$)。王方方、扶涛(2013)和张先锋等(2016)的经验研究表明,我国企业对东道国的出口会带动企业对该东道国的对外直接投资。本文加入我国对东道国历年的出口额对数的滞后一期($lnex1$)作为控制变量。数据来源于2002—2013年《中国统计年鉴》。第二,东道国工资水平($lnpgdp$)。利用人均国民收入作为劳动力成本的替代变量。数据来源于世界发展指标数据库(WDI)。第三,东道国资源禀赋(re)。以东道国历年的矿石、金属和燃料出口在GDP中所占的百分比作为代理变量。数据来自世界发展指标数据库(WDI)。第四,东道国技术水平($highex$)。该变量使用高技术产品出口在GDP所占的比重作为代理变量。数据来自世界发展指标数据库(WDI)。

(3)控制年份差异的影响,加入了时间虚拟变量(yr_dum)表示投资的年份。

变量的描述性统计见表1。

表1 变量的描述性统计

变量	观察数	平均值	标准差	最小值	最大值
投资项目数($invest$)	780	12.486	25.693	0.000	212
制度距离($dist_insti$)	780	0.858	0.627	0.002	2.397
华人网络(ecn)	780	1.769	3.689	0.000	28.382
地理距离($lndist$)	780	8.540	0.456	6.863	9.253
东道国经济规模($lngdp$)	780	24.342	1.811	19.946	29.196
我国经济规模($lncgdp$)	780	10.834	0.337	10.272	11.318
文化距离($dist_c$)	780	2.653	1.726	0.493	8.333
东道国工资水平($lnhgdp$)	780	8.161	1.342	5.481	11.038
东道国技术水平($highex$)	780	8.482	13.090	0.000	73.637
东道国资源禀赋(re)	780	31.433	32.677	0.000	99.791
我国对外出口($lnex$)	780	12.188	2.382	2.773	17.350

(三) 模型构建和回归方法

根据本文的理论假设,构建基本模型:

$$\begin{aligned} invest_{it} = & \exp(\alpha_i + \beta_1 dist_insti_{it} + \beta_2 dist_c_{it} \\ & + \beta_3 dist_c_{it}^2 + \beta_4 ecn_{it} + \beta_5 X_{it} + \epsilon_{it}) \end{aligned} \quad (2)$$

其中, i 和 t 分别代表个体和年度。 ϵ_{it} 表示随机误差项; $invest_{it}$ 代表我国企业对“一带一路”沿线国家的投资项目数; α_i 为常数,表示国别差异; dis_insti_{it} 表示制度距离; ecn_{it} 表示海外华人网络; dis_c_{it} 、 $dis_c_{it}^2$ 分别为文化距离一次项以及平方项; X_{it} 为相应的控制变量。

本文所选取的被解释变量是一个非负整数的离散变量。对于这种离散计数数据通常使用泊松回归模型。但泊松回归模型的主要缺点是分布的期望和方差必须相等。经过计算,本文投资项目数($invest$)的方差约为 365.96,而期望值只有 9.46,方差远大于期望,存在过度分散的现象。如果此时仍然采用泊松回归,会造成较大的误差,所以采用负二项回归模型:

$$\lambda_{it} = \exp(\beta_i x_{it} + \mu_{it}) \quad (3)$$

其中, μ_{it} 为没有观测到的个体效应,假设 $\exp(\mu_{it})$ 服从参数为 $(1, \delta)$ 的 Gamma 分布,且独立同分布,那么 y_{it} 服从负二项分布:

$$\begin{aligned} \text{Prob}(Y_{it} = y_{it} | x_{it}) \\ = \frac{\Gamma(\lambda_{it} + y_{it}) [\delta]^{\lambda_{it}}}{\Gamma(\lambda_{it}) \Gamma(y_{it} + 1) [1 + \delta]^{\lambda_{it} + y_{it}}} \end{aligned} \quad (4)$$

均值和方差分别为 $E(Y_{it} | x_{it}) = \lambda_{it}$ 和 $\text{Var}(Y_{it} | x_{it}) = \lambda_{it} (1 + \frac{1}{\delta} \lambda_{it})$ 。当 δ 为任意非零常数时,条件方差大于条件均值;而当 δ 趋向于无穷时,负二项分布模型收敛于泊松分布模型,故泊松分布模型是负二项分布模型的一个特例。参数 β 和 δ 的估计值,可通过负二项极大对数似然函数求得:

$$\begin{aligned} \ln L(\beta) = & \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T [\Gamma(\lambda_{it} + y_{it}) - \ln \Gamma(\lambda_{it}) \\ & - \ln \Gamma(y_{it} + 1) + \lambda_{it} \ln(\delta) \\ & - (\lambda_{it} + y_{it}) \ln(1 + \delta)] \end{aligned} \quad (5)$$

另外,由于样本中被解释变量存在较多的零值,这很可能会影响估计结果,还需要在零膨胀负二项模型和标准负二项模型中进行选择。

四、实证结果

(一) 基本回归结果分析

为了验证制度距离的“非对称性效应”观点,本文首先对全部样本进行回归(表 2 的回归(1)~(3)),再分

别对负向制度距离样本(回归(4)(5))和正向制度距离样本(回归(6)(7))进行回归。值得说明的是,由于文化制度不存在强弱、高低之分,本文主要考察文化距离带来的非线性影响,并不根据文化距离的方向来分组考察。

本文先利用零膨胀泊松(ZIP)回归模型对全部样本进行回归(回归(1))。log likelihood 的 p 值显著,说明模型整体显著;Vuong 统计量均为远大于 1.96 的正数,比该统计量更大的概率均为 0,故拒绝标准泊松回归,应使用零膨胀泊松回归。

回归(2)(4)(6)利用零膨胀负二项回归模型进行回归。LR 检验结果显示为过度分散严重,拒绝泊松分布,应采用负二项分布;而 Vuong 检验的 p 值不显著,拒绝零膨胀模型。

回归(3)(5)(7)为聚类稳健标准误的负二项回归(NB)模型结果,alpha 值显示存在过度分散,拒绝泊松回归,使用负二项回归可以提高效率。

结合这些信息,应采用负二项回归模型进行回归。另外,考虑到样本数据为长样本数据,我们采用聚类稳健标准误的负二项回归模型进行回归,这在一定程度上能纠正异方差和自相关问题。本文主要解释采用聚类稳健标准误的负二项回归模型结果(回归(3)(5)(7)以及接下来的回归)。

从全部样本来看(回归(3)),制度距离(dis_insti_{it})的系数显著为负,表明“一带一路”沿线国家与我国的制度距离会抑制我国企业对其的 OFDI,我国企业更倾向于投资与本国制度距离较小的“一带一路”沿线国家和地区。这与 Habib & Zurawicki (2002)的研究结果相同。接近的制度有相似的交易规则,从而有助于跨国公司把母公司的战略惯例应用到东道国的子公司中去,易于形成跨国公司母子公司的内部一致性;相近的制度环境更有利于我国企业融入东道国环境,发挥自身优势,降低因为环境陌生而带来的成本风险,从而增加对外投资。

分组回归检验结果显示了不同的结论。回归(5)进一步验证了“制度接近性”结论,但说明的是我国企业的 OFDI 倾向于回避弱势制度国家。即当选址比我国正式制度弱的国家时,投资倾向是选择负向制度距离越小越好的国家。在回归(7)中,制度距离的系数变为正数,但并不显著。这说明当选址比我国正式制度强势的国家时,投资倾向不再是制度距离临近。综合回归(3)(5)(7)的结论,制度距离对我国企业的 OFDI 选址具有“非对称性效应”,企业 OFDI 倾向于负向制度距离接近的“一带一路”沿线国家,对正向制度距离不具有“制度接近性”倾向。这部分验证了假说 1。

表2 基本回归结果

解释变量	ZIP	ZINB	NB	ZINB	NB	ZINB	NB
	全部样本	全部样本	全部样本	负向距离	负向距离	正向距离	正向距离
	回归(1)	回归(2)	回归(3)	回归(4)	回归(5)	回归(6)	回归(7)
<i>dist_insti</i>	-0.435*** (0.030)	-0.399*** (0.112)	-0.399*** (0.098)	-0.734*** (0.222)	-0.726*** (0.191)	0.096 (0.169)	0.064 (0.157)
<i>Ecn</i>	0.043*** (0.002)	0.038*** (0.006)	0.038*** (0.005)	0.232*** (0.060)	0.311*** (0.086)	0.023*** (0.006)	0.025*** (0.005)
<i>dist_c</i>	0.056* (0.029)	0.405*** (0.118)	0.405*** (0.087)	-0.125 (0.548)	0.692 (0.460)	-0.107 (0.158)	-0.107 (0.144)
<i>dist_c²</i>	0.008* (0.005)	-0.045*** (0.014)	-0.045*** (0.011)	0.096 (0.112)	-0.065 (0.094)	-0.001 (0.017)	0.000 (0.015)
<i>Lndist</i>	-0.826*** (0.033)	-1.013*** (0.145)	-1.013*** (0.146)	-1.993*** (0.340)	-1.674*** (0.333)	-0.468*** (0.134)	-0.540*** (0.132)
<i>Lngdp</i>	-0.072*** (0.019)	-0.334*** (0.085)	-0.334*** (0.089)	0.076 (0.125)	-0.080 (0.123)	-0.350*** (0.098)	-0.295*** (0.103)
<i>Lnhgdp</i>	-0.115*** (0.017)	-0.175*** (0.059)	-0.175*** (0.057)	-0.132 (0.167)	0.012 (0.165)	-0.213** (0.104)	-0.220* (0.115)
<i>Highex</i>	-0.038*** (0.002)	-0.032*** (0.004)	-0.032*** (0.004)	-0.021*** (0.008)	-0.013* (0.007)	-0.048*** (0.006)	-0.048*** (0.006)
<i>Re</i>	0.000 (0.001)	-0.004** (0.002)	-0.004** (0.002)	-0.000 (0.004)	-0.004 (0.003)	-0.006* (0.003)	-0.006* (0.004)
<i>Lncgdp</i>	0.143 (0.555)	0.713*** (0.105)	1.776 (2.443)	1.132*** (0.239)	2.572 (3.757)	0.282*** (0.106)	3.063 (2.482)
<i>Lnex1</i>	0.636*** (0.023)	0.945*** (0.080)	0.945*** (0.086)	0.434*** (0.109)	0.546*** (0.102)	1.071*** (0.097)	1.022*** (0.104)
<i>yr_dum</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Vuong 检验	3.91	0		0.48		0.70	
LR 检验/alpha		0.932***	0.932 (0.60 1.44)	0.637***	0.852 (0.52 1.39)	0.434***	0.519 (0.26 1.05)
Log likelihood	-3075.264***	-1723.638***	-1723.638***	-746.252***	-747.348***	-907.167***	-908.9725***
样本数	715	715	715	274	274	441	441

注:括号内数值为聚类稳健标准误,*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上显著。

在回归(3)中,文化距离(*dis_c_{it}*)的系数显著为正,其平方项显著为负。这说明从全部样本来看,文化距离与我国企业 OFDI 选址存在“倒 U”型关系,我国跨国公司倾向于进入双边文化距离适度的“一带一路”沿线国家。这与蒋冠宏(2015)的结论相近。适度的双边文化距离有利于跨国公司营造多元化的文化环境,从而增强跨国公司企业竞争力。在制度距离方向的分组回归(回归(5)(7))中,文化距离系数变得不显著。

在回归(3)(5)(7)中,无论是全部样本,还是区分正负向制度距离的样本,海外华人网络(*ecn*)系数均显著为正。这部分验证了假说3。正如 Kolstad & Wiig(2012)的研究,我国企业善于利用熟悉的非市场技巧,建立关系网络代替正式制度为自身提供便利。

海外华人网络使得企业可以花费较少的精力去熟悉当地市场、搜寻人际关系行为和市场信息、建立当地人际网络,这无疑起到良好的润滑剂的功效,能减少我国跨国公司进入东道国的进入成本。华人网络在东道国的活跃可以削弱负向制度距离对我国企业“走出去”的负面影响,也能增强正向制度距离对我国企业“走出去”的积极影响。

在控制变量方面,在聚类稳健标准误负二项回归中,地理距离(*Lndist*)的系数均显著为负,说明地理距离仍然是阻碍我国企业对“一带一路”沿线国家投资的重要因素之一,我国企业对这些国家的投资仍然更倾向于地理临近地区;东道国滞后一期的出口(*lnex1*)系数均显著为正,这表明我国对东道国的

出口能促进企业对该地区进行直接投资;东道国技术水平(*highex*)系数显著为负,表明技术水平不高的“一带一路”沿线国家成为我国企业 OFDI 区位选择的目标国。在回归(3)(7)中,工资水平(*lnhgdp*)的系数显著为负,说明东道国低廉的劳动力成本是我国企业 OFDI 进行区位决策时重点考虑的因素;自然资源(*re*)的系数显著为负,说明针对“一带一路”沿线国家的我国 OFDI 并不以资源获取作为主要投资动机。东道国经济规模(*lngdp*)的系数显著为负,表明我国企业 OFDI 总体上投向了经济规模不大的国家。这与理论预期相反,可能的原因是全部样本的检验难以区分异质性投资动机的影响,需要在下文区分投资动机的检验中进一步确定其影响。

(二) 区分投资动机的检验

针对东道国的正式制度和非正式制度距离不

同,差异化的投资动机表现出 OFDI 选址的差异。区分投资动机的负二项回归检验结果见表 3 和表 4。

根据表 3,与全部样本结果一致,在回归(8)中,商贸服务型 OFDI 的制度距离变量系数显著为负,在分组检验(回归(9)(10))中,商贸服务型 OFDI 的制度距离变量系数分别显著为负和为正但不显著。这说明商贸服务型 OFDI 选址主要表现为对弱势制度国家的规避。究其原因,商贸服务型 OFDI 尽量避免对负向制度距离大国家进行投资,以减少制度风险带来的投资成本。回归(7)~(9)中,海外华人网络系数仍然显著为正。商贸服务型 OFDI 的主要目的是促进母公司对东道国的出口,海外华人网络提供的信息和销售网络有助于其拓展东道国市场,减弱制度距离带来的不利影响。

表 3 商贸服务和当地生产型 OFDI 的检验

解释变量	商贸服务			当地生产		
	不分方向	负向距离	正向距离	不分方向	负向距离	正向距离
	回归(8)	回归(9)	回归(10)	回归(11)	回归(12)	回归(13)
<i>dist_insti</i>	-0.323*** (0.099)	-0.823*** (0.180)	0.033 (0.170)	-0.914*** (0.120)	-1.182*** (0.252)	-0.142 (0.173)
<i>Ecn</i>	0.032*** (0.006)	0.169*** (0.054)	0.022*** (0.006)	0.065*** (0.007)	0.488*** (0.127)	0.030*** (0.006)
<i>dist_c</i>	0.381*** (0.093)	0.549 (0.430)	-0.238 (0.172)	0.769*** (0.126)	1.822*** (0.613)	0.532** (0.218)
<i>dist_c²</i>	-0.046*** (0.013)	-0.043 (0.088)	0.012 (0.018)	-0.080*** (0.017)	-0.249** (0.126)	-0.070*** (0.025)
<i>Lndist</i>	-0.712*** (0.133)	-1.545*** (0.278)	-0.382*** (0.142)	-1.318*** (0.188)	-1.934*** (0.439)	-0.414*** (0.149)
<i>Lngdp</i>	-0.251*** (0.085)	0.057 (0.098)	-0.257** (0.108)	-0.168 (0.116)	0.133 (0.177)	-0.396*** (0.122)
<i>lnhgdp</i>	-0.019 (0.059)	0.027 (0.143)	0.001 (0.115)	-0.450*** (0.069)	-0.194 (0.246)	-0.520*** (0.134)
<i>Highex</i>	-0.027*** (0.004)	-0.012* (0.006)	-0.051*** (0.007)	-0.040*** (0.005)	-0.021** (0.010)	-0.034*** (0.009)
<i>Re</i>	-0.003** (0.002)	-0.002 (0.003)	-0.010*** (0.004)	-0.005** (0.002)	-0.008 (0.005)	-0.005 (0.004)
<i>Lncgdp</i>	2.472 (2.441)	2.223 (3.202)	4.350 (3.062)	-2.284 (3.398)	2.189 (5.291)	-1.370 (2.512)
<i>lnex1</i>	0.843*** (0.085)	0.379*** (0.083)	0.984*** (0.117)	0.828*** (0.114)	0.481*** (0.149)	1.092*** (0.137)
常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>yr_dum</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Alpha	0.772 (0.458 1.302)	0.464 (0.243 0.889)	0.617 (0.315 1.210)	1.258 (0.811 1.953)	1.442 (1.016 2.049)	0.215 (0.080 0.593)
Log likelihood	-1408.41***	-567.13***	-783.69***	-1059.87***	-517.92***	-469.82***
样本数	715	274	441	715	274	441

注:括号内数值为聚类稳健标准误,*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上显著。各回归的alpha值均处于95%置信区间内,在5%显著性水平下拒绝过度分散参数“alpha=0”的原假设,应使用负二项回归。

对当地生产型 OFDI 负向距离样本的检验结果显示(回归(12)),制度距离系数显著为负,并且该系数绝对值(1.182)大于商贸服务型 OFDI 的系数绝对值(0.823),这说明当地生产型 OFDI 对负向制度距离带来的风险更敏感,更倾向于投资与我国制度距离相近的国家。究其原因,相比较商贸服务型 OFDI 而言,当地生产型 OFDI 具有更高的进入成本和沉没成本,其选址更倾向于制度风险小的国家。回归(11)~(13)中,海外华人网络系数仍然显著为正,表明其对当地生产型 OFDI 具有正向促进作用。

对技术研发型 OFDI 的检验结果如表 4 所示。在回归(14)中,制度距离系数变成正数(不显著),但在制度距离分组结果(回归(16))中,正式制度距离显著为正。这说明对于“一带一路”沿线国家的直接投资,我国的技术研发型 OFDI 选址表现出强效制度倾向,并且制度距离越大越有利于 OFDI 进入。

表 4 技术研发型 OFDI 检验

解释变量	不分方向	负向距离	正向距离
	回归(14)	回归(15)	回归(16)
<i>dist_insti</i>	0.179 (0.154)	-0.762 (0.570)	0.712*** (0.274)
<i>Ecn</i>	0.028*** (0.007)	0.140*** (0.054)	0.016* (0.009)
<i>dist_c</i>	-0.067 (0.162)	0.557 (0.692)	-0.353 (0.410)
<i>dist_c²</i>	0.020 (0.019)	-0.088 (0.151)	0.043 (0.040)
<i>Lndist</i>	-0.638*** (0.198)	-1.063* (0.561)	-0.329 (0.235)
<i>Lngdp</i>	-0.065 (0.108)	-0.043 (0.165)	-0.032 (0.195)
<i>Lnhgdp</i>	-0.138 (0.101)	-0.017 (0.367)	-0.247 (0.225)
<i>Highex</i>	-0.032*** (0.010)	-0.024 (0.016)	-0.038*** (0.014)
<i>Re</i>	-0.004 (0.003)	-0.005 (0.008)	-0.004 (0.007)
<i>Lncgdp</i>	0.308 (2.834)	1.194 (4.744)	1.237 (2.742)
<i>Lnex1</i>	0.946*** (0.130)	0.722*** (0.177)	1.026*** (0.236)
常数项	控制	控制	控制
<i>yr_dum</i>	控制	控制	控制
Alpha	0.344 (0.144 0.823)	0.453 (0.111 1.853)	0.172 (0.059 0.499)
Log likelihood	-455.41***	-167.04***	-264.68***
样本数	715	274	441

注:括号内数值为聚类稳健标准误,*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上显著。各回归的alpha值均处于95%置信区间内,在5%显著性水平下拒绝过度分散参数“alpha=0”的原假设,应使用负二项回归。

同时,回归(15)中,制度距离虽为负但不显著,说明其不存在弱势制度规避寻求动机。另外,在回归(16)中,海外华人网络正向促进作用仍然明显。这说明,在市场经济较发达、正式制度较完善的强势制度区域,移民网络对母国技术研发型 OFDI 仍有一定的促进作用。文化距离系数在回归(14)~(16)中均不显著,其对 OFDI 选址的作用不明显。

综合表 3 和表 4 的回归结果,我国企业的 OFDI 选址表现出对制度距离的“异质性偏好”,技术研发型 OFDI 具有强势制度倾向,正向制度距离越大越有利于其进入;商贸服务型 OFDI 和当地生产型 OFDI 则倾向于规避弱势制度国家,负向制度距离越大越不利于其进入,这验证了假说 2。此外,表 3 和表 4 的结果也验证了假说 3,即不论哪种投资动机,东道国华人网络的活跃都能促进我国企业 OFDI 的进入。在控制变量方面,地理距离系数仍然显著为负,对东道国滞后期一的出口仍显著为正。与回归(10)(13)不同,在回归(9)(12)中,东道国经济规模系数变为正(但不显著)。这表明针对弱势制度国家,商贸服务型 OFDI 和当地生产型 OFDI 并不偏好经济规模小的国家。

(三)内生性检验和稳健性检验

在基本回归和区分投资动机的检验中,制度距离指标采用的是基于六个维度子指标通过主成分分析获得的总指标。在稳健性检验中,我们依次使用政治稳定、政府效率、监管质量、法制规则、话语权与问责制和腐败控制(清廉程度)这六个制度质量分维度指标来衡量制度距离。表 5 的回归结果中,政治稳定、监管质量、法制规则、话语权与问责制这四个制度距离系数均显著为负,政府效率距离的系数为负但不显著,但在进一步的检验中政府效率分维度的负向制度距离显著为负,说明我国企业 OFDI 选址规避政府效率差的国家,并且政府效率距离越小越好。

与其他分维度回归结果不同,腐败控制距离的系数为正(不显著)。在正向制度距离的进一步回归检验中,腐败控制距离系数显著为正,表明我国企业的 OFDI 选址偏好政府清廉的“一带一路”沿线国家,并且清廉程度越高越好。这与 Habib & Zurawicki (2002)关于 OFDI 选址倾向于腐败控制距离临近地区的观点不一致。究其原因,虽然腐败控制的国家间差异会给我国 OFDI 企业跨国经营带来额外成本,但东道国的政府清廉使跨国企业节约的经营成本更可观,在考虑东道国的自然资源、地理距离和文

化距离等因素后,我国企业 OFDI 倾向政府清廉、腐败控制程度高的国家。另外,表 5 的各回归中,海外华人网络系数均显著为正,表现出很好的稳健性。因此,我国企业 OFDI 的选址与主流国际资本流动一样倾向于规避不同形式制度距离带来的制度风险。

另外,我们利用《公报》的 OFDI 流量数据做了进一步的稳健性分析^①。基于全部样本和正向制度距离样本数据的检验结果显示,制度距离系数仍然显著为负。正向制度距离样本数据的制度距离系数不显著。不论是全部样本还是分组样本的检验结果都表明海外华人网络显著促进我国企业向“一带一路”沿线国家的直接投资。

我国与东道国的制度距离会影响我国企业对“一带一路”沿线国家的投资选址,我国流入这些东道国的 OFDI 也会通过影响东道国制度环境来影响制度距离。同样,海外华人网络与我国企业 OFDI 选址之间也可能存在这种潜在的双向关系。由于当期的 OFDI 流入不会影响上期的制度距离等变量,本文对所有因变量取滞后一期进行回归,来解决内生性问题。表 6 中,对滞后一期的全部样本检验,制度距离变量系数依然显著为负,海外华人网络系数仍然显著为正。在滞后一期的负向制度距离样本检验中,制度距离变量系数也依然显著为负;在商贸服务和当地生产型投资动机的样本检验中,制度距离

变量系数也仍然显著为负。滞后一期的正向制度距离样本检验中,制度距离变量系数不显著。但滞后一期的技术研发投资动机的样本检验,与表 4 的回归(15)相同,制度距离系数显著为正。这说明在考虑制度距离内生性的情况下,商贸服务和当地生产型 OFDI 选址依然表现为对弱势制度国家的规避;技术研发型 OFDI 同样具有强势制度倾向,正向制度距离越大越有利于其进入;东道国海外华人网络的活跃有利于我国 OFDI 进入。

五、结论和启示

本文基于 2003—2014 年我国企业对“一带一路”沿线国家的 OFDI 项目数据,利用负二项回归方法,基于异质性投资动机分析制度距离对我国企业 OFDI 选址的“非对称性效应”和“异质性偏好”,同时分析海外华人网络对 OFDI 选址的影响。研究发现:区分制度距离方向的检验发现,制度距离对我国企业的 OFDI 选址具有“非对称性效应”,企业 OFDI 倾向于负向制度距离接近的“一带一路”沿线国家;区分投资动机的检验发现,商务服务型 OFDI 和当地生产型 OFDI 规避负向制度距离大的“一带一路”沿线国家,技术研发型 OFDI 则偏好正向制度距离大的“一带一路”沿线国家;不论哪种投资动机,海外华人网络都正向地促进国内企业的 OFDI。

表 5 制度距离分维度指标的稳健性检验

解释变量	政治稳定 (全部样本)	政府效率 (全部样本)	政府效率 (负向距离)	监管质量 (全部样本)	法制规制 (全部样本)	话语权与问责制 (全部样本)	腐败控制 (全部样本)	腐败控制 (正向距离)
<i>dist_insti</i>	-0.556*** (0.088)	-0.061 (0.129)	-0.431* (0.229)	-0.275*** (0.104)	-0.671*** (0.126)	-0.542*** (0.083)	0.185 (0.131)	0.615*** (0.150)
<i>Ecn</i>	0.031*** (0.004)	0.030*** (0.069)	0.315*** (0.069)	0.036*** (0.084)	0.042*** (0.005)	0.023*** (0.004)	0.025*** (0.005)	0.016** (0.006)
Log likelihood	-1714.78***	-1730.45***	-870.75***	-1727.35***	-1719.64	-1706.59***	-1729.51	-791.93***
样本数	715	715	715	715	715	715	715	715

注:括号内数值为聚类稳健标准误,*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平上显著。篇幅限制,未列出所有变量回归结果。

表 6 滞后一期的内生性检验

解释变量	全部样本	负向距离	正向距离	商贸服务	当地生产	技术研发
<i>L. dist_insti</i>	-0.383*** (0.098)	-0.482*** (0.173)	-0.109 (0.168)	-0.324*** (0.099)	-0.885*** (0.122)	0.725** (0.292)
<i>L. ecn</i>	0.038*** (0.005)	0.336*** (0.076)	0.033*** (0.005)	0.032*** (0.006)	0.065*** (0.007)	0.118 (0.010)
Log likelihood	-1724.45***	-868.92***	-797.84***	-1408.44***	1061.88***	-279.19***
样本数	715	323	392	715	715	715

注:括号内数值为聚类稳健标准误,*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平上显著。篇幅限制,未列出所有变量回归结果。

针对“一带一路”沿线国家的直接投资可能面临的制度风险,应充分考虑制度距离的“非对称效应”及投资动机的差异性。对于商贸服务型 OFDI 及当地生产型 OFDI,选择负向制度距离接近的国家输出产能,可以减少制度距离较大形成的制度风险,有效降低投资成本,有效推动装备、技术、标准、服务走出去,实现产能优势互补。对于技术研发型 OFDI,选择正式制度高效、强势的国家开展技术并购、设立海外研发中心和孵化器、共建实验室和技术转移中心等,以获得制度红利并减少制度风险带来的投资损失,实现与“一带一路”沿线国家的技术合作和协同创新。

对于正式制度距离较大的“一带一路”沿线目标国,可以从非正式制度的角度进行弥补。当目标国区位优势明显,但与我国正式制度差异较大时,可以把当地华人华侨人数占比作为重要决策因素。另外,我国企业在进入与我国制度差异较大的“一带一路”沿线东道国后,不仅要积极利用东道国华人商会、协会等组织提供的信息资源,还要及时与东道国的供应商、客户、行业组织以及政府等建立社会网络,以更好地克服“外来者劣势”,降低跨国经营成本。

在政策层面,加强“一带一路”顶层设计和布局优化,强化与“一带一路”沿线国家的“政策沟通”和文化共识,提升对外直接投资的制度环境;协助企业了解东道国的政治、经济、法律、文化和社会状况,建立风险预警机制,防范各类制度风险;鼓励东道国华人网络的发展,促进华人商会、华人投资促进会等参与“一带一路”投资建设项目,充分发挥广大海外侨胞和归侨侨眷的桥梁纽带作用。

注:

- ①大多数学者考察的制度距离为正式制度距离。
- ②Meyer et al(2009)认为东道国如具有促进市场经济运行的强有力的制度环境可称为强效制度国家。此处,我们所指的强势制度国家为相对概念。我们利用世界治理指数计算东道国正式制度质量综合指标得分。东道国正式制度质量得分高于我国时,该东道国被称为强效制度国家。
- ③我们把东道国正式制度质量得分低于我国的东道国称为弱势制度国家。
- ④利用东道国与我国的正式制度质量得分之差来表示制度距离。制度距离为正时,即东道国正式制度相对我国强效,我们称为正向制度距离。
- ⑤制度距离为负时,即东道国正式制度相对我国弱势,我们称为负向制度距离。
- ⑥包括东北亚 4 国:蒙古、俄罗斯、日本、韩国;东南亚 11 国:印度尼西亚、泰国、马来西亚、越南、新加坡、菲律宾、缅甸、柬埔寨

寨、老挝、文莱、东帝汶;南亚 8 国:印度、巴基斯坦、孟加拉国、斯里兰卡、阿富汗、尼泊尔、马尔代夫、不丹;西亚北非 16 国:沙特阿拉伯、阿联酋、阿曼、伊朗、土耳其、以色列、埃及、科威特、伊拉克、卡塔尔、约旦、黎巴嫩、巴林、也门共和国、叙利亚、巴勒斯坦;独联体其他 6 国:乌克兰、白俄罗斯、格鲁吉亚、阿塞拜疆、亚美尼亚、摩尔多瓦;中东欧 16 国:波兰、罗马尼亚、捷克共和国、斯洛伐克、保加利亚、匈牙利、拉脱维亚、立陶宛、斯洛文尼亚、爱沙尼亚、克罗地亚、阿尔巴尼亚、塞尔维亚、马其顿、波黑、黑山;中亚 5 国:哈萨克斯坦、乌兹别克斯坦、土库曼斯坦、吉尔吉斯斯坦、塔吉克斯坦。

⑦WGI 指数的六个指标的赋值区间为 $-2.5 \sim 2.5$,正值得分越高,说明政府治理水平越好,制度质量越高;而负值则意味着较差的制度质量。

⑧<https://geert-hofstede.com>。

⑨华人占比排前五位(平均值在 10% 以上)的国家和地区为新加坡、马来西亚、泰国、文莱和缅甸;阿尔巴尼亚、阿富汗、阿曼、阿塞拜疆、爱沙尼亚、巴林、白俄罗斯、波黑、不丹、格鲁吉亚、黑山、科威特、拉脱维亚、立陶宛、马尔代夫、马其顿、摩尔多瓦、尼泊尔、斯洛伐克、土库曼斯坦、塔吉克斯坦、叙利亚、亚美尼亚、也门共和国、伊拉克等国家和地区的华人占比的平均值在 0.01% 以下。

⑩由于篇幅限制,检验结果没有列出。

参考文献:

- 杜江 宋跃刚,2014:《制度距离、要素禀赋与我国 OFDI 区位选择偏好——基于动态面板数据模型的实证研究》,《世界经济研究》第 12 期。
- 蒋冠宏,2015:《制度差异、文化距离与中国企业对外直接投资风险》,《世界经济研究》第 8 期。
- 蒋冠宏 蒋殿春,2012:《中国对发展中国家的投资——东道国制度重要吗?》,《管理世界》第 11 期。
- 李晓敏 李春梅,2016:《“一带一路”沿线国家的制度风险与中国企业“走出去”的经济逻辑》,《当代经济管理》第 3 期。
- 李阳 臧新 薛漫天,2013:《经济资源、文化制度与对外直接投资的区位选择——基于江苏省面板数据的实证研究》,《国际贸易问题》第 4 期。
- 祁春凌 邹超,2013:《东道国制度质量、制度距离与中国的对外直接投资区位》,《当代财经》第 7 期。
- 王恕立 向姣姣,2015:《制度质量、投资动机与中国对外直接投资的区位选择》,《财经研究》第 4 期。
- 吴群锋 蒋为,2015:《全球华人网络如何促进中国对外直接投资?》,《财经研究》第 12 期。
- 阎大颖等,2013:《海外华人网络如何影响中国引进外商直接投资:一个经验研究》,《南开经济研究》第 2 期。
- 杨亚平 吴祝红,2016:《中国制造业企业 OFDI 带来“去制造业”吗——基于微观数据和投资动机的实证研究》,《国际贸易问题》第 8 期。
- 殷华方 鲁明泓,2011:《文化距离和国际直接投资流向:S 型曲线假说》,《南方经济》第 1 期。

- 张先锋 张杰 刘晓斐, 2016:《出口学习效应促进 OFDI: 理论机制与经验证据》,《国际贸易问题》第 4 期。
- 王方方 扶涛, 2013:《中国对外直接投资的贸易因素——基于出口引致与出口平台的双重考察》,《财经研究》第 4 期。
- Aleksynska, M. & O. Havrylych (2013), “FDI from the south: The role of institutional distance and natural resources”, *European Journal of Political Economy* 29(284):38—53.
- Bénassy-Quéré, A. et al (2007), “Institutional determinants of foreign direct investment”, *World Economy* 30(5):764—782.
- Blonigen, B. A. (2005), “A review of the empirical literature on FDI determinants”, *Atlantic Economic Journal* 33(4):383—403.
- Buckley, P. J. et al (2007), “The determinants of Chinese outward foreign direct investment”, *Journal of International Business Studies* 38(4):499—518.
- Estrin, S. et al (2009), “The impact of institutional and human resource distance on international entry strategies”, *Journal of Management Studies* 46(7):1171—1196.
- Gao, T. (2003), “Ethnic Chinese networks and international investment: Evidence from inward FDI in China”, *Journal of Asian Economics* 14(4):611—629.
- Habib, M. & L. Zurawicki (2002), “Corruption and foreign direct investment”, *Journal of International Business Studies* 33(2):291—307.
- Head, K. et al (1997), “Immigrants as trade catalysts”, in: A. E. Safarian & W. Dobson (eds.), *The People Link: Human Resource Linkages Across the Pacific*, University of Toronto Press.
- Hernandez, V. & M. J. Nieto (2015), “The effect of the magnitude and direction of institutional distance on the choice of international entry modes”, *Journal of World Business* 50(1):122—132.
- Hofstede, G. (2005), *Cultures and Organizations: Software of the Mind*, McGraw-Hill.
- Javorcik, B. S. et al (2006), “Migrant networks and foreign direct investment”, *Journal of Development Economics* 94(2):231—241.
- Kogut, B. & H. Singh (1988), “The effect of national culture on the choice of entry mode”, *Journal of International Business Studies* 19(3):411—432.
- Kostova, T. (1996), *Success of the Transnational Transfer of Organizational Practices within Multinational Companies*, Minneapolis: University of Minnesota.
- Kolstad, I. & A. Wiig (2012), “What determines Chinese outward FDI?”, *Journal of World Business* 47(1):26—34.
- Meyer, K. E. et al (2009), “Institutions, resources and entry strategies in emerging economies”, *Strategic Management Journal* 30(1):61—80.
- Murat, M. & B. Pistori (2009), “Emigrant and immigrant networks in FDI”, *Applied Economics Letters* 16(12):1261—1264.
- Peng, D. (2000), “Ethnic Chinese business networks and the Asia-Pacific economic integration”, *Journal of Asian and African Studies* 35(2):229—250.
- Pogrebnjakov, N. & C. F. Maitland (2011) “Institutional distance and the internationalization process: The case of mobile operators”, *Journal of International Management* 17(1):68—82.
- Rauch, J. E. & V. Trindade (2002), “Ethnic Chinese networks in international trade”, *Review of Economics and Statistics* 84(1):116—130.
- Rauch, J. E. & A. Casella (2003), “Overcoming informational barriers to international resource allocation: Prices and ties”, *Economic Journal* 113(484):21—42.
- Scott, W. R. (1995), *Institutions and Organizations*, Thousand Oaks: Sage Publications.
- Slangen, A. & S. Beugelsdijk (2010), “The impact of institutional hazards on foreign multinational activity: A contingency perspective”, *Journal of International Business Studies* 41(6):980—995.
- Witt, M. A. & A. Y. Lewin (2007), “Outward foreign direct investment as escape response to home country institutional constraints”, *Journal of International Business Studies* 38(4):579—594.
- Xu, D. et al (2004), “The effect of regulative and normative distances on MNE ownership and expatriate strategies”, *Mir Management International Review* 44(3):285—307.
- Yiu, D. & S. Makino (2002), “The choice between joint venture and wholly owned subsidiary: An institutional perspective”, *Organization Science* 13(6):667—683.
- Zaheer, S. (1995), “Overcoming the liability of foreignness”, *Academy of Management Journal* 38(2):341—363.

(责任编辑:何伟)

(校对:孙志超)