

# 移民网络是否促进中国企业对外直接投资

——以中国A股上市公司为例

顾露露<sup>1</sup>，陆伟桢<sup>1</sup>，陈漪澜<sup>2</sup>

(1. 中南财经政法大学 金融学院, 湖北 武汉 430073;

2. 云南农业大学 经济管理学院, 云南 昆明 650051)

**摘要:** 基于2008—2019年中国A股上市公司对外直接投资微观数据, 本文运用混合最小二乘法研究移民网络对中国企业对外直接投资的影响。研究发现: 中国移民网络对中国上市公司对外直接投资起到了显著的促进作用; 企业为非国有控股企业、采用绿地投资方式、投资东道国为发达国家时, 促进作用更明显。调节机制检验表明: 东道国制度质量与制度距离的提升增强了移民网络的促进效应; 东道国与中国签订双边投资协定, 则会减弱移民网络的促进效应。进一步研究发现: 移民网络对中国上市公司对外直接投资的促进效应主要是通过男性移民来起作用; 如果考虑中国移民和东道国移民的共同作用, 则移民网络对中国上市公司对外直接投资的促进效应更大。

**关键词:** 移民网络; 对外直接投资; 制度质量; 制度距离; 双边投资协定

[中图分类号] F113 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4034(2022)01-0069-18

## 引言

近年来, 中国对外直接投资 (Outward Foreign Direct Investment, OFDI)<sup>①</sup> 取得了巨大成就。根据2019年商务部发布的《中国对外直接投资统计公报》记载, 目前共有2.75万家境内投资者在国(境)外设立对外直接投资企业4.4万家, 分布在全球188个国家和地区。现有主流理论认为, 企业在对外直接投资时面临“外

[投稿日期] 2021-07-23

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“海外投资集群化、外部化与‘逆向技术溢出’效应研究——基于信息科技企业的全球价值链分析”(71472187), 国家自然科学基金面上项目“中美科技战与企业创新研究: 基于被制裁企业的国内供应商的视角”(72172158), 中南财经政法大学研究生科研创新项目“全球化风险溢价——以中国市场为例”(202010600)

[作者简介] 顾露露(1972—), 女, 湖北黄石人, 中南财经政法大学金融学院教授、博士生导师、文澜青年学者, 研究方向: 对外直接投资; 陆伟桢(1996—), 男, 江苏南通人, 中南财经政法大学金融学院硕士研究生, 研究方向: 对外直接投资; 通讯作者: 陈漪澜(1997—), 女, 浙江金华人, 云南农业大学经济管理学院硕士研究生, 研究方向: 对外直接投资

①为了方便起见, 在本文中混合使用“对外直接投资”与“OFDI”两种表述。

来者劣势” (Liability of Foreignness, LOF), 应基于特定的竞争优势开展 OFDI 活动, 但新兴国家和发展中国家企业在对外直接投资时往往缺乏竞争优势 (Zaheer, 1995; Gu 等, 2021)。因此, 研究哪些因素影响中国企业对外直接投资成为国际经济学讨论的热点话题。

有关影响中国企业对外直接投资方面的研究, 目前学界主要从正式制度的角度展开分析, 但对社会网络等非正式制度的关注稍显不足。非正式制度更侧重于行为主体长期的不成文规定和约束, 这些规定和约束往往从价值观念、文化习俗、社会关系等多方面嵌入行为人主体的思想中, 从而影响企业决策 (刘晓丹和张兵, 2019)。Michailova 和 Hutchings (2006) 研究认为, 东道国的非正式制度会影响企业对外直接投资, 其原因是两国非正式制度差异带来的巨大信息不对称。

中国海外移民在过去几十年快速增长。截至 2019 年, 已有近 1 073 万中国移民在海外生活<sup>①</sup>。作为非正式制度的重要表现形式, 海外移民具备本土化和国际化的双重特征, 海外移民网络不仅形成民族产品 (如旗袍、中餐) 的有效海外需求市场, 而且还能成为中国与东道国政府和民众信息沟通的桥梁和纽带。但是目前鲜有文献从“外来者劣势”这一视角出发, 研究海外移民对中国企业对外直接投资的影响。本文创新性地在中国企业 OFDI 投资行为体系中纳入移民网络这一非正式制度, 基于 Gao (2003) 的研究, 分析移民网络对中国上市公司对外直接投资的影响, 同时检验了在企业异质性和东道国异质性下移民网络对企业 OFDI 的不同影响, 为理解和发展中国企业 OFDI 提供了新的思路。

## 一、文献综述

“外来者劣势”是指由于企业不熟悉东道国环境而需要额外支付的异国经营成本 (Zaheer, 1995), 它主要体现为企业跨国经营的合法性缺失和信息不对称 (杜晓君等, 2014)。一方面, 企业进入海外市场, 缺乏对当地法律环境、制度规范的认识和适应, 并且东道国的利益相关者一时难以接纳“外来者”, 因此 OFDI 企业需要花费额外成本搭建关系网络和销售网络。另一方面, 企业在东道国获取有效信息的渠道有限, 无法及时了解东道国真实的营商环境, 这又造成了企业的额外成本。现有学者认为只要 OFDI 企业面临与母国不同的投资环境, “外来者劣势”必然存在, 企业只能通过 OFDI 活动获取利润来弥补由“外来者劣势”引起的额外成本。所以, 企业如何克服“外来者劣势”成为广泛讨论的话题。目前, 学术界认为有两种方法能够有效降低 OFDI 企业的“外来者劣势”, 分别是加强企业特定优势和提升对东道国的熟悉程度 (Gaur 等, 2018)。因此, 在中国企业普遍缺乏特定优势的情况下, 如何促进中国企业对外直接投资是一个值得探讨的话题。

现有研究主要从东道国制度、双边外交关系等方面考察哪些因素可以促进企业对外直接投资。在东道国制度方面, 完善的东道国制度意味着更高的市场有序

<sup>①</sup>该数据来自联合国经济与社会事务部。

性,这将更好地保护投资者权益和提高对外直接投资的便利性,进而鼓励企业对其开展对外直接投资(祁春凌和邹超,2013)。但也有文献认为对外直接投资取决于两国制度背景的相似程度,其原因在于:两国制度背景相似,给OFDI企业提供了与本土相似的经营环境,更有利于其开展OFDI活动,提高适应性(Cuervo-Cazurra和Genc,2008)。在双边投资协定方面,现有文献认为双边投资协定的签订预示着两国经济互动的良好前景,降低了交易成本和不确定性(Zhang,2005;杨连星等,2016)。此外,领导人访问等此类短期的外交活动有助于提高双方政治互信,为企业OFDI提供强大的政治保障和安全的投资环境(Nigh和Schollhammer,1987)。

上述研究均是关注影响OFDI的“硬变量”,而忽略了移民网络等“软变量”(衣长军等,2016)。作为一种重要的社会资源,移民网络在国际投资中究竟发挥了何种作用,学术界已展开一些初步的研究。吴群锋和蒋为(2015)基于中国对外直接投资和华人分布数据,研究发现了两者的正向关系。陈瑛等(2018)基于中国在美国各州的移民人数和对外直接投资金额数据,发现移民对中国在美国的对外直接投资有显著的正向影响。类似地,王疆和陈俊甫(2014)从社会因素角度出发,采用2000—2013年数据就中国对美国的对外直接投资区位选择问题展开研究,同样发现华人移民网络是影响中国企业对美国直接投资区位选择的重要因素。

上述文献在一定程度上表明了移民网络对企业对外直接投资的促进作用,那么其影响机制是什么?首先,移民网络可以为OFDI企业提供有效的东道国市场信息,降低信息不对称(Anwar和Mughal,2013;阎大颖等,2013)。Portes和Rey(2005)利用1989—1996年14个国家双边电话流量和跨国银行分支机构数据作为信息传递的代理变量,研究发现信息壁垒在决定跨国资本流动方面起着非常重要的作用。Rauch(2001)研究发现移民网络能提供无法通过公开渠道获得的潜在合作伙伴的信息。类似地,Murat和Pistoresi(2009)的研究也表明海外移民提供了有关东道国未来投资机会的信息,且主要通过降低信息滞后程度来促进企业对外直接投资。进一步地,Baghdadi和Cheptea(2010)基于1998—2003年法国与23个国家的双边国际投资和国际贸易数据,同时研究移民网络对国际投资和国际贸易的影响,在区分有组织移民网络和无组织移民网络的基础上,发现信息传递作用主要由有组织的移民网络来发挥。其次,移民网络有助于打破两国由于不同制度和文化造成的非正式壁垒(袁海东和朱敏,2017)。吴群锋和蒋为(2015)发现母国和东道国的制度差异越大,华人网络发挥的作用越显著。袁海东和朱敏(2017)从东道国异质性角度出发,发现海外华人网络会通过加强两国文化沟通和交流的方式间接促进中国对外直接投资。此外,衣长军和徐雪玉(2016)利用中国OFDI面板数据分析海外华人网络和中国OFDI空间格局时发现,移民网络有助于克服非正式壁垒,对促进中国对外直接投资起到关键作用。最后,移民网络提升了母国企业商业谈判能力和合同执行效率(Greif,1993;杨汝岱和李艳,2016)。范兆斌和杨俊(2015)发现在正式制度不完善的情况下,移民网络有助于提高国际交易合同的执行效率。阎大颖等(2013)指出向国际法律不健全的国家投资时,移民网络可以

抑制东道国市场的机会主义行为，提高跨国交易的谈判效率。

纵观现有文献，国内外学者对移民网络与对外直接投资的关系进行了考察，但仍有进一步拓展的空间。一方面，以往学者对 OFDI 的衡量大多是基于对外直接投资流量和存量等国家层面的宏观数据，鲜有学者关注移民网络对企业对外直接投资的微观影响。另一方面，学者们在研究移民网络对 OFDI 的影响时，往往只讨论移民网络与 OFDI 的关系，而对异质性分析与内在机制探讨不足。本文的拓展主要体现在：（1）详细研究企业异质性和东道国异质性条件下移民网络对中国企业对外直接投资的不同影响；（2）深入检验制度质量、制度距离和双边投资协定如何调节移民网络对企业 OFDI 的影响；（3）探究了何种移民主要发挥“移民网络”的功能；（4）不同于以往文献基于国家层面数据研究对外直接投资问题，使用微观企业对外直接投资数据来研究企业对外直接投资问题，有助于提升研究结论的可信度。

## 二、理论分析与研究假设

### （一）移民网络与企业对外直接投资

中国海外移民历史悠久，自鸦片战争以来，中国共出现三次海外移民浪潮。目前，中国在世界各地的移民人数达千万之巨，这些移民基于相同的血缘关系，在东道国当地建立了一种独特的人际网络——移民网络（阎大颖等，2013），移民网络的建立和扩张可能会影响中国企业对外直接投资。

作为一种非正式制度安排，移民网络在中国企业对外直接投资的过程中主要发挥三项功能：传递东道国市场的有效信息、减少由于中国与东道国的制度和差异导致的不良影响以及增强合同执行力。（1）由于“外来者劣势”，中国企业在对外直接投资过程中难以获取东道国市场真实有效的信息。而海外华人对东道国市场已经积累一定的了解，所以中国企业可以通过移民网络的信息传递机制减少信息壁垒带来的不良影响。（2）由于中国和东道国在制度、文化等方面的差异，中国企业与东道国利益相关者可能会在商业谈判和后续合作中产生理解偏差。而海外华人对母国和东道国的制度、文化都有深入的了解，可以在其中起到润滑剂的作用，减少双方在合作过程中不必要的摩擦，推进投资项目的进度。（3）海外中国移民网络还可以作为鼓励商业信任的第三方，增强合同执行力（Gao，2003）。投资项目能取得成功的一个重要保证是合约双方不违反投资协议，如果东道国利益方违反投资协议，对外直接投资企业前期的高昂成本将难以收回，这将给企业造成巨额损失。在此情况下，企业可以引入在东道国具有社会影响力的本国移民作为第三方参与到项目中，如果投资者或者被投资者在非正常情况下出现毁约行为，那么其声誉将在整个移民网络内严重受损，这对违约方后续在东道国开展经济活动将产生不利影响。在此声誉约束机制下，投资双方不敢轻易违约，由此确保了合约的顺利执行，并且由于第三方的存在，投资双方的信任程度显著提高，项目进度也会加快。

基于上述分析,本文提出假说1:

假说1 移民网络对中国企业对外直接投资有促进作用。

## (二) 制度质量的调节作用

制度质量较高的国家往往是科技发展、教育水平、医疗设施较好的发达国家。一方面,向这些国家移居需要支付更高的移民成本和生活成本,因此移居到制度质量较高国家的移民拥有更雄厚的经济实力,这就决定了在制度质量更高的东道国,中国移民可以建立更优质的人脉关系,从而更能发挥移民网络的功能。另一方面,制度质量更高的国家,往往对来自中国的投资表现出较强的警惕性,这导致在向这些国家投资时,中国企业将面临更多来自东道国的尽职调查,因此企业更需要借助移民网络来减少投资过程中来自东道国的阻力。基于上述分析,本文提出假说2:

假说2 在向制度质量更高的东道国进行投资时,移民网络对中国企业对外直接投资的促进作用更强。

## (三) 制度距离的调节作用

移民网络对企业对外直接投资的促进效应可能会受到制度距离的影响。原因在于:一方面,当面临制度差异更大的东道国市场时,对外直接投资企业需要花费更多的时间去适应。在此情况下,对外直接投资企业可以依赖移民网络提供东道国有效信息的功能来减少适应时间,因此制度距离越大,企业对移民网络的依赖程度越高。另一方面,在制度距离更大的东道国,投资企业与东道国合作方在商业思维、文化习俗等方面存在的差异更大,这种差异可能会阻碍商业谈判。此时需要移民网络来发挥“润滑剂”的功能,准确表达谈判双方的真实意图,推进谈判的进展,这种需求感随着制度距离的扩大而提升。基于上述分析,本文提出假说3:

假说3 在向制度距离更大的东道国进行投资时,移民网络对中国企业对外直接投资的促进作用更强。

## (四) 是否有双边投资协定的调节作用

作为一种正式的经济外交关系安排,双边投资协定在对外直接投资中发挥的促进作用得到了学术界的一致认可(宗芳宇等,2012;杨宏恩等,2016)。如果对外直接投资企业来自于签订双边投资协定的国家,东道国政府会按照协议的内容,更好地保护投资企业在东道国的合法权益,并给予一定的资源支持,减少对外直接投资企业在投资过程中可能遇到的信息不对称、合同执行不力等问题,进而降低对外直接投资企业对当地移民网络的依赖。另外,双边投资协定的签署往往释放出两国经济交往前景良好的信息,这有助于提升投资者信心,促进双边直接投资的发展。基于上述分析,本文提出假说4:

假说4 双边投资协定的签订会减弱移民网络对中国企业对外直接投资的促进作用。

### 三、数据说明和计量模型构建

#### (一) 数据来源

本文使用的中国上市公司对外直接投资微观数据来自于英国《金融时报》下的 fDi Markets 数据库、中国全球投资跟踪数据、Zephyr 全球并购数据库、SDC 并购数据库和清科研究数据库。具体数据清洗与匹配过程如下：首先，由于各个数据库的货币单位不统一，所以在处理时将货币单位统一为美元；其次，通过识别英文名称、对比所属行业、查明成立时间是否早于投资时间等方法，将企业名称是英文的投资记录匹配中文名称和上市公司六位数代码；再次，将企业名称相同、投资年份相同、投资国家相同、投资金额误差小于 1% 的投资记录看作相同的投资记录并删除；最后，将数据按照“企业—国家—年份”维度进行合并整理。

根据“上市公司六位数代码—年份”与国泰安数据库进行匹配，根据“东道国—年份”与世界银行数据库进行匹配，并删除投资于“避税天堂”<sup>①</sup>、主要变量有缺失的样本。为消除极端值对回归结果的影响，本文对所有连续变量做上下 1% 的缩尾处理。经过上述处理，本文最终获得 2008—2019 年共 2 447 个观测值，涵盖 904 个企业和 79 个国家。需要说明的是，为了消除通货膨胀的影响，本文统一将有关金额的变量按照美国消费者价格指数折算到 2010 年。

#### (二) 计量模型构建

为实现研究目的，本文借鉴蒋为等（2019）的做法，结合上文的理论分析，构建如下计量模型：

$$\ln(ofdi)_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln migration_{jt-1} + \alpha_2 X_{it-1} + \alpha_3 X_{jt-1} + \eta_i + \lambda_j + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

在式（1）中， $i$ 、 $j$  和  $t$  分别表示企业、投资东道国和年份。 $\ln(ofdi)_{ijt}$  表示  $i$  企业在  $t$  年对  $j$  国投资金额的对数。 $\ln migration$  为衡量东道国移民网络的变量，在主回归部分，本文采用在东道国的中国移民存量的对数值来衡量移民网络的大小， $X_{it-1}$  和  $X_{jt-1}$  分别为企业层面的控制变量和东道国层面的控制变量。考虑到移民网络对企业对外直接投资产生的影响可能需要一定时间，本文对解释变量和控制变量均做滞后一期处理。 $\eta_i$ 、 $\lambda_j$  和  $\mu_t$  分别表示行业固定效应、省份固定效应和年份固定效应。 $\varepsilon_{ijt}$  为标准误，考虑到向同一个东道国投资的企业具有一定的相关性，本文的标准误在国家层面进行聚类。具体变量说明见表 1。

为了验证制度质量、制度距离和双边投资协定的调节作用，在式（1）的基础上分别加入调节变量、解释变量与调节变量的交互项，具体如下：

$$\begin{aligned} \ln(ofdi)_{ijt} = & \beta_0 + \beta_1 \ln migration_{jt-1} + \beta_2 institutionalquality_{jt-1} + \\ & \beta_3 institutionalquality_{jt-1} \times \ln migration_{jt-1} + \beta_4 X_{it-1} + \\ & \beta_5 X_{jt-1} + \eta_i + \lambda_j + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (2)$$

<sup>①</sup>关于“避税天堂”国家（地区）的认定，国际上并没有统一的标准，本文采用经济合作发展组织、国际货币基金组织的标准。

表1 变量定义和数据来源

变量类型	变量符号	变量名称	变量解释	数据来源
被解释变量	<i>lnofdi</i>	对外直接投资金额	对外直接投资金额的对数	fDi Markets 数据库; 中国全球投资跟踪数据; Zephyr 全球并购数据库; SDC 并购数据库; 清科研究数据库
解释变量	<i>lnmigration</i>	移民网络	中国移民存量的对数值	联合国经济与社会事务部
调节变量	<i>institutionalquality</i>	制度质量	投资东道国的制度质量	世界银行
	<i>institutionaldistance</i>	制度距离	根据式(5)计算得出	世界银行
	<i>term</i>	是否签订双边投资协定	签订双边投资协定取“1”, 否则取“0”	中华人民共和国商务部
企业层面的控制变量	<i>lev</i>	资产负债率	总负债除以总资产	国泰安数据库
	<i>lnnumber</i>	企业员工人数	企业员工总数的对数	国泰安数据库
	<i>cflow</i>	现金流量占比	企业现金流除以总资产	国泰安数据库
	<i>tobinq</i>	托宾 Q	企业市场价值除以资产重置成本	国泰安数据库
	<i>age</i>	企业年龄	企业对外直接投资年份减去上市年份的差额	国泰安数据库
	<i>capital</i>	资本密集度	总资产除以营业收入	国泰安数据库
	<i>experience</i>	对外直接投资经验	企业在过去是否对该东道国开展对外直接投资, 是取“1”, 否则取“0”	fDi Markets 数据库; 中国全球投资跟踪数据; Zephyr 全球并购数据库; SDC 并购数据库; 清科研究数据库
东道国层面的控制变量	<i>gdpgrowth</i>	国内生产总值增长率	基于不变价本币计算	世界银行
	<i>gdpage</i>	人均国内生产总值	等于国内生产总值除以年终人口数的对数值	世界银行
	<i>distcap</i>	东道国首都到北京距离	东道国首都到北京的距离乘以当年的布伦特油价并取对数	法国展望中心与国际信息中心
	<i>inflationrate</i>	通货膨胀率	GDP 隐含价格平减指数年增长率	世界银行
	<i>resource</i>	东道国资源禀赋	矿石和金属出口占商品出口的百分比	世界银行
	<i>rd</i>	东道国技术禀赋	高科技出口占制成品出口的百分比	世界银行

$$\begin{aligned} \ln(ofdi)_{ijt} = & \gamma_0 + \gamma_1 \lnmigration_{jt-1} + \gamma_2 institutionaldistance_{jt-1} + \\ & \gamma_3 institutionaldistance_{jt-1} \times \lnmigration_{jt-1} + \gamma_4 X_{it-1} + \\ & \gamma_5 X_{jt-1} + \eta_i + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \ln(ofdi)_{ijt} = & \delta_0 + \delta_1 \lnmigration_{jt-1} + \delta_2 term_{jt-1} + \delta_3 term_{jt-1} \times \lnmigration_{jt-1} + \\ & \delta_4 X_{it-1} + \delta_5 X_{jt-1} + \eta_i + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (4)$$

制度质量和制度距离的计算数据来自世界银行全球治理指数。其中，制度质量具体有六个指标，分别是腐败控制（*Control of Corruption*, *CC*）、政府施政效率（*Government Effectiveness*, *GE*）、监管质量（*Regulatory Quality*, *RQ*）、法治水平（*Rule of Law*, *RL*）、话语权和问责制（*Voice and Accountability*, *VA*）、政治稳定与杜绝暴恐（*Political Stability and Absence of Violence/Terrorism*, *PS*）。在检验制度质量的调节作用时，首先将六个指标分别作为制度质量的代理变量，其次取这六个指标的平均值重新衡量制度质量。有关东道国与中国之间制度距离的计算，本文借鉴 Habib 和 Zurawicki（2002）的研究，用中国与东道国制度差异的绝对值来衡量双边制度距离。具体计算公式如下，其中，*c*、*j* 和 *t* 分别表示母国（即中国）、投资东道国和年份：

$$institutionaldistance_{jt} = \sqrt{(CC_{jt} - CC_{ct})^2 + (GE_{jt} - GE_{ct})^2 + (RQ_{jt} - RQ_{ct})^2 + (RL_{jt} - RL_{ct})^2 + (VA_{jt} - VA_{ct})^2 + (PS_{jt} - PS_{ct})^2} \quad (5)$$

另外，如果两国签订双边投资协定，则 *term* 记为“1”，否则为“0”。

### （三）描述性统计

变量的描述性统计结果显示<sup>①</sup>，在样本期内，被解释变量（*lnofdi*）的最小值为 11.700，最大值为 21.800，标准差为 2.110，这反映出中国不同上市公司的对外直接投资金额存在较大差异；被解释变量的均值为 16.790，表明中国上市公司对外直接投资金额的平均值为 1 958 万美元。解释变量移民网络（*lnmigration*）的平均值为 12，表明在有中国移民居住的东道国，东道国的保有移民存量平均为 16 万人，移民网络的标准差为 2.346，表明各国保有的中国移民存量存在显著差异。其他变量的数值均在合理范围内，不存在极端异常值<sup>②</sup>。

## 四、实证分析与检验

### （一）主回归

表 2 报告了主回归的结果，综合对比各列可以发现，无论是否加入企业层面或者东道国层面的控制变量，是否控制年份、省份和行业固定效应，本文关注的核心解释变量移民网络（*lnmigration*）的系数均在 1% 的水平上显著为正，假说 1 得证<sup>③</sup>。

<sup>①</sup>限于篇幅，描述性统计结果留存备案。凡备案资料均可登录对外经济贸易大学学术刊物编辑部网站“刊文补充数据查阅”栏目查询、下载。

<sup>②</sup>考虑到变量之间可能存在多重共线性问题，本文做了变量的相关性检验和方差膨胀因子检验，结果均通过检验，限于篇幅，检验结果留存备案。

<sup>③</sup>限于篇幅，主回归中控制变量的回归结果留存备案。



表2 主回归结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Inmigration</i>	0.140*** (3.800)	0.191*** (4.810)	0.181*** (4.614)	0.171*** (4.214)	0.170*** (4.356)	0.172*** (4.314)
企业层面控制变量	是	否	是	是	是	是
东道国层面控制变量	否	是	是	是	是	是
常数项	13.299*** (14.936)	14.352*** (6.649)	12.619*** (9.606)	11.970*** (6.073)	12.211*** (6.169)	13.097*** (5.837)
年份固定效应	是	是	否	是	是	是
省份固定效应	是	是	否	否	是	是
行业固定效应	是	是	否	否	否	是
R <sup>2</sup>	0.149	0.148	0.137	0.146	0.165	0.185
样本量	2 447	2 447	2 447	2 447	2 447	2 447

注：括号内为t统计量，\*、\*\*和\*\*\*分别标示估计系数在10%、5%和1%的水平上显著。下表同。

## (二) 克服内生性问题

在主回归部分，本文对解释变量和控制变量均做滞后一期处理，这在一定程度上缓解了可能存在的逆向因果问题<sup>①</sup>。为了进一步克服内生性问题，本文在此部分采用工具变量法和变量滞后两期处理。

### 1. 工具变量法

本文借鉴 Javorcik 等 (2011) 的研究，采用中国在东道国的历史移民数据作为第一个工具变量<sup>②</sup>。历史移民可以通过信息传递机制加深后续移民对东道国的了解，帮助后续民众移民到东道国，并且历史移民的后代也可能出于家人团聚的原因移居东道国，但历史移民数据与企业对外直接投资没有直接关系，因此该变量满足工具变量的选取标准。

第二个工具变量是东道国与美国的地理距离。选取该变量作为工具变量的理由是：观察样本数据，我们发现美国是全球中国移民人数最多的国家。以美国为中心

<sup>①</sup>一般而言，宏观变量会对微观变量产生影响，但是微观变量难以对宏观变量产生影响。本文模型的被解释变量对外直接投资金额属于微观变量，而解释变量移民网络属于宏观变量，所以本文的内生性问题并不严重。谨慎起见，本文仍做了内生性检验。

<sup>②</sup>有关历史移民数据，联合国经济与社会事务部提供的最早年份为1990年，世界银行提供的历史移民数据最早年份为1960年，本文同时采用这两个数据来源，其区别在于滞后期不同，联合国经济与社会事务部中的历史移民数据滞后期约为15年，世界银行中的历史移民数据滞后期约为40年。联合国经济与社会事务部汇报了1990年、1995年、2000年和2005年的历史移民数据，本文将1990年的历史移民数据对应2007—2009年的中国移民数据，将1995年的历史移民数据对应2010—2012年的中国移民数据、将2000年的历史移民数据对应2013—2015年的中国移民数据，将2005年的历史移民数据对应于2016—2018年的历史移民数据。世界银行汇报了1960年、1970年、1980年和1990年的历史移民数据，本文将1960年的历史移民数据对应2007—2009年的中国移民数据，将1970年的历史移民数据对应2010—2012年的中国移民数据、将1980年的历史移民数据对应2013—2015年的中国移民数据，将1990年的历史移民数据对应2016—2018年的历史移民数据。

向外扩散,东道国对中国移民的吸引力依次减弱。上述典型性事实表明,东道国到美国的距离负向影响中国海外移民决策。然而东道国到美国的距离与中国企业对外直接投资是相互独立的,因此该变量满足工具变量的选取标准。

第三个工具变量是孔子学院数量。选取该变量的理由是:在该国开办的孔子学院数量越多,表明中国文化在该国的文化嵌入越深,该国对中国移民更有可能持欢迎态度。在东道国教授汉语的中方人员,也可能由于熟悉东道国的社会环境而选择移民东道国。因此,东道国的孔子学院数量会影响中国民众的移民决策,但是建立孔子学院属于政府行为,这与中国企业对外直接投资决策并没有直接关系,因此该变量满足工具变量的选取标准。

表3报告了使用工具变量法的回归结果。列(1)和列(4)的工具变量是历史移民数据和东道国与美国距离,列(2)和列(5)的工具变量是历史移民数据与孔子学院数量,列(3)和列(6)的工具变量是历史移民数据、东道国与美国距离和孔子学院数量。其中,列(1)至列(3)的历史移民数据来自世界银行,列(4)至列(6)的历史移民数据来自于联合国社会与经济事务部。由表3的回归结果可知,不管采用何种数据来源、何种工具变量组合,核心解释变量都对被解释变量产生显著的正向影响。

表3 克服内生性问题:工具变量法

项目	世界银行历史移民数据		联合国历史移民数据			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Inmigration	0.222 *** (4.713)	0.189 *** (4.028)	0.194 *** (4.170)	0.194 *** (5.157)	0.174 *** (4.694)	0.174 *** (4.687)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
识别不足检验	13.744 (0.001 0)	14.346 (0.000 8)	14.361 (0.002 5)	15.780 (0.000 4)	15.678 (0.000 4)	15.743 (0.001 3)
过度识别检验	1.090 (0.296 4)	1.203 (0.272 8)	1.486 (0.475 7)	1.398 (0.237 0)	1.061 (0.303 0)	1.411 (0.493 8)
R <sup>2</sup>	0.137	0.123	0.123	0.139	0.124	0.124
样本量	2 447	2 074	2 074	2 447	2 074	2 074

## 2. 变量滞后两期处理

本文将解释变量和控制变量滞后两期后重新代入模型回归,估计结果显示,移民网络的系数仍在1%的水平上显著为正,且回归结果与主回归的检验结果相比无明显变化<sup>①</sup>。

<sup>①</sup>限于篇幅,变量滞后两期的回归结果留存备索。

### （三）稳健性检验

在此部分，本文分别使用更换解释变量的衡量方式和更换数据来源两种方法进行稳健性检验<sup>①</sup>。

#### 1. 更换解释变量的衡量方式

在式（1）中，本文采用在东道国的中国移民人数来衡量解释变量。在稳健性检验部分，选用中国在东道国的移民人数占东道国总人数的比重（*rate*）重新衡量移民网络的大小。检验结果表明，无论采用何种指标衡量解释变量，移民网络的系数均显著为正，这表明更换解释变量的衡量方式不会影响本文结论。此外，考虑到不同企业对外直接投资金额相差较大，可能会造成回归结果的偏差，因此本文还采用投资项目数量的对数作为被解释变量重新代入模型回归。根据回归结果，移民网络对企业对外直接投资具有促进作用这一结论依然稳健。

#### 2. 更换数据来源

由于数据获取途径限制，本文采用 OECD 国家统计数据 and 我国台湾地区侨务统计年鉴进行更换数据来源的稳健性检验<sup>②</sup>。回归结果表明，无论采用哪种数据，移民网络均对中国企业对外直接投资起到促进作用，并在 1% 水平上显著，表明本文的结论是稳健的。值得注意的是，与主回归的检验结果相比，当采用我国台湾地区侨务统计年鉴作为数据来源时，移民网络的系数显著增大，造成这种情况的原因可能是两者对于移民的统计口径不同。联合国经济与社会事务部关于移民的定义是“在国外出生或者已经取得外国公民身份”。我国台湾地区侨务统计年鉴主要按照血缘关系作为移民的判别标准，将第一代移民及其后代均算入移民，在这种情况下，尽管第二代移民是在东道国出生，仍然被当作“外来移民”处理。因此，在以我国台湾地区侨务统计年鉴数据为样本的回归中，移民网络的系数更大。

### （四）异质性分析

在异质性分析部分，本文将从企业异质性和东道国异质性两方面进行分样本检验<sup>③</sup>。具体实证结果见表 4。

#### 1. 基于企业异质性

表 4 列（1）至列（6）（Panel A）是基于企业异质性的分组检验结果。结果表明，移民网络促进了非国有控股企业的对外直接投资，但在国有控股企业的对外直接投资中却没有发挥作用。其可能的原因是：国有控股企业在获取对外直接投资所需的政府支持方面具有一定的优势，而非国有控股企业在缺乏上述优势的情况下只能积极寻求东道国移民的帮助。

从企业对外直接投资方式来看，当企业采用绿地投资方式时，移民网络的促进作用更大。其可能的原因是：不同于跨国并购企业可以直接利用被并购企业的销售

<sup>①</sup>限于篇幅，稳健性检验的回归结果留存备案。

<sup>②</sup>由于 2007 年之前我国台湾地区侨务统计年鉴数据不完整，2013 年之后该年鉴只提供了少量国家的移民人数信息，因此，本文仅采用 2007—2013 年我国台湾地区统计的各东道国移民存量的信息进行稳健性检验。

<sup>③</sup>本文的异质性分析均通过了组间系数差异检验。

网络和人际网络，绿地投资企业需要自主建立上述网络。这就决定了绿地投资企业需要依靠移民的帮助，以多渠道获取有效资源。

从投资时间上来看，2013年之后中国企业在对外直接投资中对移民网络的依赖作用有所减弱。其可能的原因是：2013年后中国更关注开放型经济的建设，出台了一系列政策鼓励对外直接投资，例如共建“一带一路”倡议、签署《区域全面经济伙伴关系协定》、推进亚太自由贸易区建设等，这些政策有利于进一步提高双边开放水平，为中国企业“走出去”提供更多支持。

表4 异质性分析：分组检验

项目	Panel A					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	非国有控股	国有控股	绿地投资	跨国并购	2013年之后	2013年之前
<i>Inmigration</i>	0.192 <sup>***</sup> (4.681)	0.0653 (1.034)	0.170 <sup>**</sup> (2.176)	0.104 <sup>***</sup> (3.608)	0.136 <sup>***</sup> (3.294)	0.265 <sup>***</sup> (4.057)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	11.602 <sup>***</sup> (5.354)	16.212 <sup>***</sup> (5.489)	12.233 <sup>**</sup> (2.592)	9.306 <sup>***</sup> (4.273)	14.256 <sup>***</sup> (5.275)	11.166 <sup>***</sup> (6.037)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.195	0.294	0.258	0.283	0.173	0.292
N	2042	405	1139	1308	1544	903
项目	Panel B					
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	非发达国家	发达国家	非“一带一路” 国家	“一带一路” 国家	非接壤国家	接壤国家
<i>Inmigration</i>	0.108 <sup>**</sup> (2.113)	0.207 <sup>***</sup> (3.815)	0.287 <sup>***</sup> (6.541)	0.0450 (0.746)	0.169 <sup>***</sup> (3.969)	0.0239 (0.600)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	10.336 <sup>***</sup> (2.911)	14.634 <sup>***</sup> (4.838)	11.169 (5.575)	16.805 <sup>***</sup> (5.445)	9.924 <sup>***</sup> (3.890)	9.206 <sup>**</sup> (2.309)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.225	0.226	0.242	0.188	0.180	0.267
N	599	1848	1923	524	1795	652

## 2. 基于东道国异质性

表4列(7)至列(12)(Panel B)是基于东道国异质性的分组检验结果。结果显示,当企业投资的东道国是发达国家时,移民网络对OFDI的促进作用更大。一方面,由于移民成本,居住在发达国家的中国移民具有更高的经济地位和社会影响力,能够更好地发挥移民网络的促进作用。另一方面,非发达国家对来自中国的投资往往持欢迎态度,企业向非发达国家投资时遇到的障碍更少,这减弱了企业对移民网络的依赖。

当中国企业向“一带一路”国家投资时,移民网络并没有发挥对企业OFDI的促进效应。对此可能的解释是:一方面,签署协议属于国家间的正式制度安排,这有助于减少双边政治冲突和偏见带给企业的威胁,降低企业的对外直接投资风险;另一方面,丝绸之路历史悠久,国内投资者对“一带一路”沿线国家的商业规则掌握程度较高,这减少了对移民网络的依赖程度。

在中国企业向接壤国家投资时,移民网络并未发挥作用。对此可能的解释是:第一,由于地理距离和历史背景,接壤国家与中国在文化上有更多的相似性,两国的文化距离和心理距离更小,语言沟通更便利;第二,与非接壤国家相比,前往接壤国家的成本更低,中国投资者可以频繁前往东道国进行实地市场调研,而不必借助移民网络获取信息;第三,接壤的东道国境内生活着大量与中国有相同民族的群众,这部分东道国群众在一定程度上也发挥着移民网络的作用,但不在移民的统计范围内<sup>①</sup>。

## 五、调节作用检验

前文验证了移民网络对企业对外直接投资的促进作用,在此部分,本文将依次检验制度质量、制度距离和是否有双边投资协定的调节作用,回归结果见表5。

首先,本文重点考察制度质量的调节作用。在主回归的基础上分别加入腐败控制(CC)、政府施政效率(GE)、监管质量(RQ)、法治水平(RL)、话语权和问责制(VA)、政治稳定与杜绝暴恐(PS)和制度质量(*institutionalquality*),以及它们和移民网络的交互项。估计结果显示:制度质量(包括其子指标)和移民网络的交互项均显著为正,表明东道国制度质量的提升增强了移民网络对企业OFDI的促进效应,验证了假说2<sup>②</sup>。其次,为考察制度距离在移民网络影响企业OFDI中的调节作用,在公式中引入制度距离(*institutionaldistance*)、制度距离和移民网络的交互项(*institutionaldistance*×*lnmigration*),估计结果见表5列(2)。列(2)显示,制度距离与移民网络交互项的估计系数在5%的水平上显著为正,验证了假说3,表明两国制度距离越大,移民网络对企业OFDI的促进作用越强。最后,本文在模型中加入双边投资协定(*term*)、双边投资协定和移民网络的交互项(*term*×*lnmigration*)来考察是否有双边投资协定的调节作用,回归结果见表5列(3)。结

<sup>①</sup>例如,在我国云南边境,存在一个村庄的民众按照国界分属两个国家,但是一个民族的现象。

<sup>②</sup>限于篇幅,制度质量中六个子指标的回归结果留存备案。

果显示，双边投资协定和移民网络交互项的估计系数为负，且满足5%的显著性检验，验证了假说4。

表5 调节作用回归结果

项目	(1)	(2)	(3)
<i>lnmigration</i>	0.117 <sup>***</sup> (2.929)	0.000 210 (0.002)	0.188 <sup>***</sup> (4.422)
<i>Institutionalquality</i> × <i>lnmigration</i>	0.072 1 <sup>**</sup> (2.304)	—	—
<i>institutionaldistance</i> × <i>lnmigration</i>	—	0.046 9 <sup>**</sup> (2.029)	—
<i>term</i> × <i>lnmigration</i>	—	—	-0.127 <sup>**</sup> (-2.572)
控制变量	是	是	是
常数项	11.537 <sup>***</sup> (5.469)	13.824 <sup>***</sup> (6.597)	13.107 <sup>***</sup> (9.689)
年份固定效应	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.191	0.190	0.196
N	2 447	2 447	2 447

## 六、进一步讨论

### (一) 男性移民、女性移民的作用差异

通过前文详尽的实证，本文得出中国海外移民促进中国企业对外直接投资的结论。在此部分，本文拟证明的一个问题是：性别差异对中国移民网络发挥的作用是否有影响？对该问题的回答有助于更好地理解哪部分中国移民在中国企业对外直接投资中发挥主要作用。在前文研究的基础上，本文将中国男性移民 (*lnmigration\_male*) 和女性移民 (*lnmigration\_female*) 作为解释变量，具体模型见式 (6)。

$$\ln(ofdi)_{ijt} = \theta_0 + \theta_1 lnmigration\_male_{jt-1} + \theta_2 lnmigration\_female_{jt-1} + \theta_3 X_{it-1} + \theta_4 X_{jt-1} + \eta_i + \lambda_j + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

在表6中，列(1)的估计结果显示，男性移民的系数在10%的水平上显著为正，而女性移民的系数不显著，该结果表明移民网络对企业OFDI的促进作用主要由男性移民来发挥。对此可能的解释是：根据中国传统的“男主外、女主内”的家庭分工模式，在所移居的东道国，女性移民可能会把更多的精力放在家庭事务上，而男性移民则承担着更多的家庭经济责任，在社会上“抛头露面”的机会更

多。因此男性移民能掌握更多有关东道国市场的有效信息，从而在中国企业向东道国投资的过程中提供帮助。

## (二) 中国移民网络与东道国移民网络<sup>①</sup>的共同作用

在严格意义上，移民网络应包含中国移民网络与东道国移民网络<sup>②</sup>，但因为其他国家在中国的移民保有量数据严重缺失，所以在前文部分，本文只将移民网络狭义地限定为中国移民网络。实际上，东道国在中国的移民是否也起到促进中国企业对外直接投资的作用同样是值得思考的，因此文章进一步考察两国移民总数对企业OFDI的影响。在式(1)的基础上，将解释变量更换为两国移民总数(*lntotalmigration*)，以在东道国的中国移民和在中国的东道国移民总数的对数衡量<sup>③</sup>，其他控制变量不变，详见式(7)。

$$\ln(ofdi)_{ijt} = \rho_0 + \rho_1 \ln total migration_{jt-1} + \rho_2 X_{it-1} + \rho_3 X_{jt-1} + \eta_i + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (7)$$

表6列(2)的回归结果表明，两国移民总数的系数在1%的水平上显著为正，系数为0.355，大于表2中移民网络的系数。这表明当同时考虑双边移民人数时，移民网络对企业OFDI的促进效应更大。对此可能的解释是：一方面，与中国移

表6 进一步讨论的回归结果

项目	(1)	(2)
<i>lnmigration_male</i>	0.322* (1.767)	—
<i>lnmigration_female</i>	-0.147 (-0.815)	—
<i>ln total migration</i>	—	0.355*** (3.548)
控制变量	是	是
常数项	12.834*** (5.839)	9.114*** (3.015)
年份固定效应	是	是
省份固定效应	是	是
行业固定效应	是	是
R <sup>2</sup>	0.186	0.240
N	2447	660

①东道国移民网络是指在中国的东道国移民构成的网络。

②中国移民指的是中国在其他东道国的移民；东道国移民指的是在中国的东道国移民。

③在联合国社会与经济部的统计数据中，有关其他国家在中国的移民数据严重缺失，因此这里的回归样本中只有美国等二十多个东道国。

民相似,东道国移民同样可以发挥提供东道国有效信息、降低制度和文化距离带来的不利影响和增强合同执行力等功能,促进了中国企业对东道国的投资。另一方面,人口流动的规模在一定程度上反映了双边政治关系的好坏,双边移民规模越大,国家间双边政治关系越好,越能给投资者传达了积极的投资信号,进而促进中国企业对东道国的直接投资。

## 七、研究结论与政策启示

### (一) 研究结论

本文主要结论如下:(1)移民网络对中国上市公司对外直接投资有显著的正向影响,即在东道国的中国移民数量越多,中国企业的对外直接投资金额越大。(2)基于企业异质性,企业为非国有控股、采用绿地投资或投资年份在2013年之前时,移民网络对企业OFDI的促进效应更强;基于东道国异质性,东道国为发达国家、非“一带一路”沿线国家或不与中国接壤时,移民网络对企业OFDI的促进作用更明显。(3)制度质量和制度距离的提升,增强了移民网络对企业OFDI的正向影响;东道国与中国签订双边投资协定,则会减弱移民网络对中国企业对外直接投资的促进效应。(4)移民网络对企业OFDI的促进作用主要是通过男性移民来起作用。如果考虑中国移民和东道国移民的共同作用,则移民网络对企业OFDI的促进作用更明显。

### (二) 政策启示

对企业而言,第一,在“走出去”过程中,尤其是开展绿地投资时,可以寻求中国海外移民的帮助来适应东道国的法律制度和习俗,通过多种形式的交流网络来减少投资成本,进而降低OFDI企业的“外来者劣势”。第二,在对发达国家、非“一带一路”沿线国家和与中国不接壤国家投资时,更应充分认识到中国移民的信息传导作用,增强与当地中国移民的沟通。第三,为了更好地借助移民网络提供东道国有效信息、提升合同执行力的功能,企业应以男性移民为突破口来嵌入移民网络,从而提高获取市场信息的效率。

对政府而言,第一,应重视移民网络的作用,积极组织成立海外华人商会,主动营造更开放的外部环境,打造企业间商业信息畅通的生态体系,并发挥领导和指导作用,为企业和中国移民的沟通建立桥梁,以此加深OFDI企业对东道国的了解。第二,进一步加大对企业“走出去”的政策支持,有针对性地为非国有控股企业和向中国移民较少国家投资的企业提供政策保障,从而提升OFDI企业的投资信心。第三,双边投资协定的签署会减弱OFDI企业对移民网络的依赖,这意味着双边政治互信能更好地保护投资企业在东道国的合法权益,因此应积极与各国建立友好的双边政治关系,从而更好地为企业对外直接投资保驾护航。

### [参考文献]

[1]陈瑛,李芬英,马斌.移民对中国在美国直接投资的影响研究[J].地理科学,2018,38(9):1483-1490.



- [2] 祁春凌, 邹超. 东道国制度质量、制度距离与中国的对外直接投资区位[J]. 当代财经, 2013(7): 100-110.
- [3] 杜晓君, 蔡灵莎, 史艳华. 外来者劣势与国际并购绩效研究[J]. 管理科学, 2014, 27(2): 48-59.
- [4] 范兆斌, 杨俊. 海外移民网络、交易成本与外向型直接投资[J]. 财贸经济, 2015(4): 96-108.
- [5] 蒋为, 李行云, 宋易珈. 中国企业对外直接投资快速扩张的新解释——基于路径、社群与邻伴的视角[J]. 中国工业经济, 2019(3): 62-80.
- [6] 刘晓丹, 张兵. 非正式制度与新兴经济体企业 OFDI 学习效应: 基于 PSM-DID 的分析方法[J]. 世界经济研究, 2019(11): 80-93+135-136.
- [7] 吴群锋, 蒋为. 全球华人网络如何促进中国对外直接投资[J]. 财经研究, 2015, 41(12): 95-106.
- [8] 王疆, 陈俊甫. 移民网络、组织间模仿与中国企业对美国直接投资区位选择[J]. 当代财经, 2014(11): 69-78.
- [9] 杨连星, 刘晓光, 张杰. 双边政治关系如何影响对外直接投资——基于二元边际和投资成败视角[J]. 中国工业经济, 2016(11): 56-72.
- [10] 衣长军, 刘晓丹, 陈初昇. 海外华商网络、多维距离对我国企业 OFDI 区位选择的影响研究[J]. 国际商务——对外经济贸易大学学报, 2016(6): 97-107+136.
- [11] 阎大颖, 孙黎, 谢盈莹, 等. 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[J]. 南开经济研究, 2013(2): 20-43.
- [12] 袁海东, 朱敏. 海外华人网络对中国对外投资的影响研究——基于东道国异质性的视角[J]. 国际商务——对外经济贸易大学学报, 2017(5): 79-89.
- [13] 衣长军, 徐雪玉. 海外华人网络、双边伙伴关系与中国 OFDI 空间格局[J]. 华侨大学学报(哲学社会科学版), 2016(3): 116-125.
- [14] 杨汝岱, 李艳. 移民网络与企业出口边界动态演变[J]. 经济研究, 2016, 51(3): 163-175.
- [15] 杨宏恩, 孟庆强, 王晶, 等. 双边投资协定对中国对外直接投资的影响: 基于投资协定异质性的视角[J]. 管理世界, 2016(4): 24-36.
- [16] 宗芳宇, 路江涌, 武常岐. 双边投资协定、制度环境和企业对外直接投资区位选择[J]. 经济研究, 2012, 47(5): 71-82+146.
- [17] ANWAR A, MUGHAL M. The Role of Diaspora in Attracting Indian Outward FDI[J]. International Journal of Social Economics, 2013, 40(11): 944-955.
- [18] BAGHDADI L, CHEPTEA A. Migrant Associations, Trade and FDI[J]. Annals of Economics and Statistics, 2010(97/98): 71-101.
- [19] CUERVO-CAZURRA A, GENC M. Transforming Disadvantages into Advantages: Developing-country MNEs in the Least Developed Countries[J]. Journal of International Business Studies, 2008, 39(6): 957-979.
- [20] GU L, YANG G, ZUO R. Dual Liability and the Moderating Effect of Corporate Social Responsibility—Evidence from Belt & Road Investment of Chinese Firm[J]. Emerging Markets Review, 2021. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2021.100833>.
- [21] GAO T. Ethnic Chinese Networks and International Investment: Evidence from Inward FDI in China[J]. Journal of Asian Economics, 2003, 14(4): 611-629.
- [22] GAUR A S, MA X, DING Z. Home Country Supportiveness/Unfavorableness and Outward Foreign Direct Investment from China[J]. Journal of International Business Studies, 2018, 49(3): 324-345.
- [23] GREIF A. Contract Enforceability and Economic Institutions in Early Trade: The Maghribi Traders' Coalition[J]. The American Economic Review, 1993, 83(3): 525-548.
- [24] HABIB M, ZURAWICKI L. Corruption and Foreign Direct Investment[J]. Journal of International Business Studies, 2002, 33(2): 291-307.
- [25] JAVORCIK B S, ÖZDEN C, SPATAREANU M, et al. Migrant Networks and Foreign Direct Investment[J]. Journal of Development Economics, 2011, 94(2): 231-241.
- [26] MICHAILOVA S, HUTCHINGS K. National Cultural Influences on Knowledge Sharing: A Comparison of China

- and Russia[J]. *Journal of Management Studies*, 2006, 43(3): 383-405.
- [27] MURAT M, PISTORESI B. Migrant Networks: Empirical Implications for the Italian Bilateral Trade[J]. *International Economic Journal*, 2009, 23(3): 371-390.
- [28] NIGH D, SCHOLLHAMMER H. Foreign Direct Investment, Political Conflict and Co-operation: The Asymmetric Response Hypothesis[J]. *Managerial and Decision Economics*, 1987, 8(4): 307-312.
- [29] PORTES R, REY H. The Determinants of Cross-border Equity Flows[J]. *Journal of International Economics*, 2005, 65(2): 269-296.
- [30] RAUCH J E. Business and Social Networks in International Trade[J]. *Journal of Economic Literature*, 2001, 39(4): 1177-1203.
- [31] ZAHEER S. Overcoming the Liability of Foreignness[J]. *The Academy of Management Journal*, 1995, 38(2): 1948-1989.
- [32] ZHANG J. An Explanatory Study of Bilateral FDI Relations: The Case of China[J]. *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 2005, 3(2): 133-150.

## Does Immigration Network Promote Chinese Enterprises' Outward Foreign Direct Investment — Evidence from China A-Shares Listed Companies

GU Lulu<sup>1</sup>, LU Weizhen<sup>1</sup>, CHEN Yilan<sup>2</sup>

- (1. School of Finance, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan, Hubei, 430073;  
2. School of Economics and Management, Yunnan Agricultural University, Kunming, Yunnan, 650051)

**Abstract:** Based on the micro data of China A-shares listed companies' outward foreign direct investment from 2008 to 2019, this study identified the influence of immigration network on Chinese enterprises' outward foreign direct investment by using the pooled ordinary least squares. The results show that Chinese immigration network plays a significant role in promoting Chinese listed companies' outward foreign direct investment. When the enterprise is a non-state holding enterprise, adopts greenfield investment mode or the host country of investment is a developed country, the promotion effect is more obvious. The moderating mechanism test shows that the improvement of the host country's institutional quality and institutional distance enhances the promotion effect of immigration network. If the host country signs a bilateral investment agreement with China, it will weaken the promotion effect of immigration network. It is further found that the promotion effect of immigration network on Chinese listed companies' outward foreign direct investment is mainly through male immigration. If we consider the joint action of Chinese immigrants and host country immigrants, the immigration network will have a greater promoting effect on Chinese listed companies' outward foreign direct investment.

**Keywords:** Immigration Network; Outward Foreign Direct Investment; Institutional Quality; Institutional Distance; Bilateral Investment Agreement

(责任编辑 武 齐)