

华人移民对中国对外直接投资的影响研究

时保国, 朱 薇, 乌仁图雅

【摘 要】 基于 2003—2022 年中国对外直接投资金额存量数据, 本文运用面板固定效应模型, 探究华人移民对中国对外直接投资的影响。研究发现: 华人移民对中国对外直接投资具有正向促进作用; 当东道国具有较低的不确定性规避指数、较长的长期取向指数、属于发达国家或非“一带一路”沿线国家时, 促进作用更强; 该促进作用还受到制度距离和贸易开放度的调节, 东道国与中国的制度距离越远, 促进作用越弱, 东道国贸易开放程度越高, 促进作用越强。

【关键词】 对外直接投资; 华人移民; 调节机制

【中图分类号】 F125; D634.3 【文献标识码】 A 【文章编号】 1001-7623(2025)05-0054-15

DOI: 10.3969/j.issn.1001-7623.2025.05.005

【基金项目】 国家社科基金一般项目“全球价值链动态演进框架下两岸产业融合关系测度及深度合作研究”(20BGJ026)。

【作者简介】 时保国, 中央民族大学知行特聘教授(培育), 博士研究生导师, 研究方向: 经济地理、两岸经贸; 朱薇, 中央民族大学经济学院硕士研究生, 研究方向: 对外直接投资; 乌仁图雅, 通信作者, 中央民族大学期刊社编辑, 研究方向: 法律、社会与经济。

自 2001 年加入世界贸易组织以来, 特别是 2013 年“一带一路”倡议提出之后, 中国对外直接投资 (Outward Foreign Direct Investment, 简称 OFDI) 步入了快速发展阶段。根据商务部发布的《2023 年度中国对外直接投资统计公报》, 截至 2023 年年末, 中国 OFDI 存量达 2.96 万亿美元, 连续七年排名全球前三^①。中国对外直接投资在经历多年快速发展后, 已成为全球对外投资的重要力量之一。中国海外移民数量呈现快速增长态势。根据联合国移民署公布的《2022 年世界移民报告》, 目前中国海外移民存量超过 1 000 万人, 中国已经成为世界第四大移民国家^②。纵观中国 OFDI 和华人移民的整体发展趋势, 发现两者的主要目的地存在重合之处。2020 年, 亚洲是中国的第一大投资目的地, 也是华人移民的第一大目的地; 欧洲是中国的第三大投资目的地, 也是华人移民的第三大目的地; 而非洲在投资目的地中处于末位, 华人移民存量同样最少^③。由此可见, 中国 OFDI 存量和华人移民存量之间可能存在某种程度上的相关关系。华人移民作为一种社会网络资源, 对东道国当地的经济、文化、政治、法律等方面较为了解, 可能对推动中国对外直接投资具有重要作用, 这值得深入探究。因此, 本文提出以下研究问题: 华人移民能否对中国对外直接投资产生正向的促进作用? 对于这一问题的探索, 不仅有助于我国对外投资企业汲取经验、获取启示, 进而推动中国对外直接投资的持续扩张, 同时也对深入了解华人移民群体现状并充分发挥其积极效能, 具有深远的意义。

① 中华人民共和国商务部:《2023 年度中国对外直接投资统计公报》, 2024 年 9 月 24 日, <https://com.gd.gov.cn/attachment/0/560/560981/4500580.pdf>, 访问日期: 2025 年 6 月 3 日。

② 联合国移民署(IOM):《2022 年世界移民报告》, 2022 年 11 月 2 日, <http://www.ccg.org.cn/archives/73027>, 访问日期: 2025 年 6 月 5 日。

③ 中华人民共和国商务部、国家统计局、国家外汇管理局:《2020 年度中国对外直接投资统计公报》, 2021 年 9 月 29 日, <https://www.gov.cn/xinwen/2021-09/29/5639984/files/a3015be4dc1f45458513ab39691d37dd>, 访问日期: 2025 年 6 月 7 日。

一、文献综述

中国对外直接投资的研究始于改革开放之后,随着中国经济的快速发展以及国际化进程的加速,中国 OFDI 规模不断扩大,引起了学术界和政策制定者的广泛关注。早期中国对外直接投资理论的发展,是在借鉴西方理论的基础上,充分结合中国实际情况进行适应性调整的,主要聚焦于中国对外直接投资的动机。1960年,Stephen Hymer提出的垄断优势假说间接影响了中国对外直接投资动机的研究。该假设指出,企业正是凭借特定优势,克服外来者劣势,击败东道国本土企业,从而在跨国经营中获取利润^①。该假说进而强调了企业在市场不完全条件下的垄断优势是对外直接投资的重要动因,将国内学术研究方向引向了中国企业和行业的特定因素等方面。Dunning^②随后提出的折中范式也对中国对外直接投资的理论发展产生了深远影响。该范式提出,决定企业国际化行为和国际直接投资的三个最基本要素是所有权优势、市场化优势和区位优势。只有当企业同时具备这三种优势时,才会选择对外直接投资。在后续的中国 OFDI 研究中,所有权优势、市场化优势,以及区位优势在中国企业对外投资中的重要性愈发凸显。作为折中范式在宏观层面的拓展,投资发展路径理论进一步将中国 OFDI 的研究视角延伸至经济发展水平,也就是研究人均国内生产总值(GDP)与 OFDI 定位的关系。

随着该研究领域的深入拓展,有关中国对外直接投资的研究呈现出更加多元化的态势。国外部分学者针对中国 OFDI 的未来趋势^③、投资动机^④、政策演化^⑤等主题开展研究。其中,影响因素和机制研究备受国内外学者的关注。研究发现,中国 OFDI 受到产业集聚、贸易网络、东道国营商环境等经济因素的影响^⑥,同时也受到政府政策^⑦、东道国政治稳定性^⑧,以及政治制度质量^⑨等政治因素的影响。在影响机制方面,中国 OFDI 会受到一些特定机制的影响,如“一带一路”倡议的“五通”作用机制^⑩,以及对外援助^⑪。国内部分学者还从企业、行业和东道国视角展开了异质性分析。蒋冠宏和蒋殿春^⑫发现,生

① 吴先明:《跨国企业:自 Hymer 以来的研究轨迹》,《外国经济与管理》2019 年第 12 期。

② DUNNING J H: *Trade, Location of Economic Activity and the MNE: A Search for an Eclectic Approach*. The International Allocation of Economic Activity, 1977, pp. 395 – 418.

③ DUNNING J H: *Trade, Location of Economic Activity and the MNE: A Search for an Eclectic Approach*.

④ LU J, LIU X, WANG H: *Motives for Outward FDI of Chinese Private Firms Firm Resources, Industry Dynamics, and Government Policies*. Management and Organization Review, 2011, 7(2); CAI K G: Outward Foreign Direct Investment: A Novel Dimension of China's Integration into the Regional and Global Economy. The China Quarterly, 1999, (160).

⑤ LUO Y, XUE Q, HAN B: *How emerging market governments promote outward FDI: Experience from China*. Journal of World Business, 2010, 45(1).

⑥ 孟寒、严兵:《产业集聚对中国企业对外直接投资的影响》,《世界经济研究》2020 年第 4 期;方慧、张潇叶、赵胜立:《“一带一路”制造业增加值贸易网络对中国企业对外直接投资的影响研究》,《南开经济研究》2024 年第 4 期;陈升、过勇:《东道国营商环境与母国对外直接投资——基于中国对“一带一路”沿线国家 OFDI 的实证研究》,《世界经济与政治论坛》2021 年第 3 期。

⑦ LU J, LIU X, WANG H: *Motives for Outward FDI of Chinese Private Firms Firm Resources, Industry Dynamics, and Government Policies*. Management and Organization Review, 2011, 7(2); BUCKLEY P J, CLEGG L J, CROSS A R, et al: *The determinants of Chinese outward foreign direct investment*. Journal of International Business Studies, 2007, 38(4).

⑧ DENG X, TANG W, ZHU H, et al: *Influencing factors of China's direct investment in RCEP countries: evidence from panel quantile regression*. Applied Economics, 2023, 55(29).

⑨ 韦倩青、石青云:《RCEP 东道国政治制度质量对中国 OFDI 的影响》,《经济论坛》2024 年第 6 期。

⑩ 戴翔、王如雪:《“一带一路”倡议与对外直接投资:“五通”作用机制分析》,《财经研究》2022 年第 4 期。

⑪ 王海军、杨虎、李丰雅等:《对外援助促进了对外直接投资吗?——基于国家风险视角》,《南开经济研究》2023 年第 1 期。

⑫ 蒋冠宏、蒋殿春:《绿地投资还是跨国并购:中国企业对外直接投资方式的选择》,《世界经济》2017 年第 7 期。

产效率高、资本密集、规模大、研发密度高且流动资产比重高的中国企业更倾向于选择跨国并购的方式。与多数聚焦于国家宏观层面和企业微观层面的研究不同,部分学者还将中观层面纳入考量,从行业视角开展异质性分析,以辨别行业层面中国企业的投资动机和部门特征^①。

综合来看,目前关于中国对外直接投资(OFDI)的研究大多聚焦于经济、政治、制度等因素,而针对包括移民在内的社会性因素的研究则相对较少。在现有的关于华人移民与对外直接投资的研究中,国内学者主要选取“一带一路”沿线国家、经济合作与发展组织(OECD)国家、区域全面经济伙伴关系协定(RCEP)国家,以及东盟国家等的数据开展研究^②。也有部分学者专注于单一国家或地区展开研究。例如,梁育填等^③人聚焦东南亚华人华侨网络,探究其对中国企业海外投资区位选择的影响。陈瑛等^④基于中国对美国各州的移民和直接投资数据开展了相关研究。在移民的命名方式方面,学术界目前尚未形成统一规范。基于移民网络理论和社会关系网络资源配置理论,国内外部分学者把移民群体视为一种社会网络效应因素,分别将其称作华裔网络、海外华人网络、华人华侨网络或移民网络^⑤。部分学者关注移民中的商人群体对国际投资的影响,将其称为华商网络^⑥。还有部分学者直接称之为海外移民或华人移民。

作为一种社会关系网络资源,华人移民在对外直接投资中究竟发挥了哪些作用,学术界已开展了一些研究。研究表明,海外华人网络能够助力中国企业“走出去”,对中国对外直接投资产生积极效应^⑦。此外,在新型冠状病毒感染疫情的冲击下,这一促进作用依旧显著^⑧。同时,这一促进作用存在东道国、企业以及移民方面的异质性。在东道国异质性方面,华人网络在中国投资水平较高的国家所发挥的边际影响,相对低于其在中国投资水平较低的国家所发挥的边际影响^⑨。在经合组织(OECD)国家,华人网络对中国对外直接投资的影响更为显著,并且华人网络的促进作用在与中国制度距离更远的东道国更为突出^⑩。东道国异质性不仅体现在制度距离方面,还涵盖地理距离^⑪和文化距离^⑫。

① LV P, CURRAN L, SPIGARELLI, et al: *One country, many industries: Heterogeneity of Chinese OFDI motivations at meso level*. China Economic Review, 2021, 69.

② 沈琳、彭冬冬:《华人移民网络与中国对外直接投资——基于“一带一路”沿线国家数据的分析》,《当代经济》2021年第2期;李晓峰、李士华:《文化距离、海外移民网络与对外直接投资——基于OECD和RCEP共建“一带一路”国家数据的实证研究》,《学术研究》2022年第3期。

③ 梁育填、周政可、刘逸:《东南亚华人华侨网络与中国企业华人投资的区位选择关系研究》,《地理学报》2018年第8期。

④ 陈瑛、李芬英、马斌:《移民对中国在美国直接投资的影响研究》,《地理科学》2018年第9期。

⑤ GAO T: *Ethnic Chinese networks and international investment: evidence from inward FDI in China*. Journal of Asian Economics, 2003, 14(4); 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》,《南开经济研究》2013年第2期;梁育填、周政可、刘逸:《东南亚华人华侨网络与中国企业华人投资的区位选择关系研究》;顾露露、陆伟桢、陈漪澜:《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》,《国际商务(对外经济贸易大学学报)》2022年第1期。

⑥ 贺书锋、郭羽诞:《对外直接投资、信息不对称与华商网络》,《山西财经大学学报》2010年第2期。

⑦ 吴群峰、蒋为:《全球华人网络如何促进中国对外直接投资?》,《财经研究》2015年第12期;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》,《国际商务(对外经济贸易大学学报)》2016年第6期。

⑧ 贾益民、庄国土:《华人华侨研究报告(2022)》,北京:社会科学文献出版社,2023年,第160—190页。

⑨ 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》,《南开经济研究》2013年第2期。

⑩ 吴群峰、蒋为:《全球华人网络如何促进中国对外直接投资?》。

⑪ 范兆斌、杨俊:《海外移民网络、交易成本与外向型直接投资》,《财贸经济》2015年第4期。

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》,《国际商务(对外经济贸易大学学报)》2017年第5期。

在企业异质性分析中,发现非国有企业在开展对外直接投资时,会更依赖华人移民^①。在移民异质性分析中,发现高技能移民相较于低技能移民,所起到的促进作用更为显著^②。

上述研究分析了华人移民对OFDI产生的影响,那么华人移民是通过何种路径或机制来施加这种影响的呢?国外研究表明,华人移民能够助力中国企业打破非正式壁垒,通过提供配对和转介服务,传递市场信息,推动中国企业同海外市场构建良好关系,进而激发对外直接投资^③。此外,借助发挥网络连接,华人移民可以减少中国企业对外投资时面临的商业风险,并降低交易成本^④。国内学者发现,海外华人移民通过缩小东道国与中国之间的非正式制度距离、降低交易成本、消除信息不对称,以及缩小文化距离等机制,来推动企业对外直接投资^⑤。尽管已有研究证实,华人网络可通过降低交易成本来促进投资,但当网络关系过于紧密时,就会出现“过犹不及”的情况。企业不仅要付出高昂成本来维系这种关系,而且不利于与华人网络外部进行交流与沟通^⑥。

尽管已有的研究相对较为翔实,但仍存在进一步拓展的空间。一方面,在已有研究中,选取东道国样本时大多围绕“一带一路”沿线国家、OECD国家、RCEP国家等国家集群展开,或是仅聚焦于某一国家或地区,国家样本选取范围仍有待进一步扩大。另一方面,虽然已有文献已从宏观、中观和微观角度开展了华人移民对中国对外直接投资的异质性分析,但从宏观分析的角度仍有进一步探讨的空间。本文的拓展主要体现在以下方面:第一,在全球范围内选取东道国样本,使样本数据更为丰富,同时在一定程度上避免国家间共性对研究结果产生干扰;第二,进一步检验制度距离与贸易开放度对华人移民影响中国对外直接投资的调节作用;第三,结合霍夫斯泰德文化维度指数对东道国开展异质性分析,在一定程度上开阔了异质性分析的研究视角。

二、理论分析与研究假设

(一)华人移民与中国对外直接投资

华人移民能够发挥网络连接的作用。此处提及的网络,指的是海外移民之间的关系网络,是存在于海外移民社会与故乡,以及归国移民与其亲友同胞之间的各类纽带关系。华人移民能够借助这一社会关系网络资源,通过以下三种途径促进中国对外直接投资。(1)借助信息传递机制,有效促进中国企业对外直接投资。相较于国内投资者,华人移民掌握着更为丰富的东道国市场信息,对当地的商业、文化与政治环境更为熟稔,能够为有意开展海外投资的亲友同胞提供真实有效的海外市场投资资讯,降低信息不对称程度。(2)华人社会格外重视关系网络,且善于构建社会关系网络。国际生产折中理论表明,华人华侨所发挥的网络连接作用可被视作一种关系资产。(3)交易成本理论显示,成本可分为事前的签约、谈判、保障契约等成本,以及事后的适应、讨价还价、运作管理和保证成本。同时,华人移民可

① 陈初昇、李丹阳、李楚薇等:《华侨华人网络、企业战略激进度与对外直接投资》,《华侨大学学报(哲学社会科学版)》2023年第4期。

② 吴群锋、蒋为:《全球华人网络如何促进中国对外直接投资?》。

③ RAUCH J E and TRINDADE V: *Ethnic Chinese Networks in International Trade*. The Review of Economics and Statistics, 2002, 84(1).

④ BUCKLEY P J: *Asian Network Firms: An Analytical Framework*. Asia Pacific Business Review, 2004, 10(3).

⑤ 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》;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》;贾益民、庄国土:《华人华侨研究报告(2022)》。

⑥ 陈初昇、王玉敏、衣长军:《海外华侨华人网络、组织学习与企业对外直接投资逆向技术创新效应》,《国际贸易问题》2020年第4期。

作为合同担保的第三方,或借助社区制裁等方式保障合同执行。

基于上述分析,本文提出假说1:华人移民对中国对外直接投资具有促进作用。

(二)制度距离的调节作用

华人移民对中国对外直接投资的促进作用可能会受到东道国制度距离的影响。参考李晓峰和李士华^①的做法,本文选取“政治稳定与杜绝暴恐”,以及“法治水平”这两个指标来衡量制度距离。“政治稳定与杜绝暴恐”,以及“法治水平”这两个方面体现了一个国家的综合治理能力。在政治稳定与杜绝暴恐方面,中国政权和制度坚实稳固,政府制定了具有长远意义的发展规划和战略,确保了政策的连续性与稳定性。此外,政府重视社会治理,社会大局稳定。当东道国与中国的制度距离较大时,不利于华人移民在海外市场获取各类社会资本,以及稳定有效的政策信息,也不利于华人移民在海外构建稳定持久的社会关系,进而难以在中国企业与东道国当地之间发挥“桥梁”与“润滑剂”的作用。同时,这也加大了华人移民保障合同执行的难度,最终不利于推动中国对外直接投资。

基于上述分析,本文提出假说2:在制度距离更大的东道国,华人移民对中国对外直接投资的促进作用更弱。

(三)贸易开放度的调节作用

华人移民对中国对外直接投资的促进作用,可能会受到贸易开放度的影响。贸易开放度对华人移民促进中国对外直接投资的影响,主要体现在以下三个方面。(1)华人移民的非正式联系,在市场运作方面成效显著,尤其在贸易开放度高的国家。这些联系有助于弥补市场机制的缺陷,减少信息不对称、文化沟通障碍等非关税壁垒,为中国企业的对外直接投资提供有力支持。(2)贸易开放程度较高的国家通常更具包容性,对外来文化的接纳程度也更高,这有利于华人移民缩短中国与各国之间的文化距离。在这样的环境中,华人移民能够更充分地发挥“桥梁”作用,协助中国企业更深入地理解并适应目标国家的市场与文化环境。(3)市场信息的流动与传递和东道国的贸易开放度密切相关。贸易开放度较高的国家,往往具备更为开放、透明的市场环境,这有助于华人移民传递市场信息,使信息流动更为顺畅,进而大幅提升决策效率。

基于上述分析,本文提出假说3:当向贸易开放度更高的东道国进行直接投资时,华人移民对中国对外直接投资的促进作用更强。

三、数据阐释与计量模型构建

(一)数据阐释

本文使用的华人移民^②存量数据,源自联合国经济与社会事务部发布的全球迁移存量数据库(International Migration Stock Database)。鉴于部分国家的华人移民存量数据是以所属洲或地区的形式呈现,并未进行单独统计,故而最终选取了92个国家作为统计样本。中国对外直接投资数据来源于商务部发布的《中国对外直接投资统计公报》,共选取了2003—2022年共20年的对外直接投资存量数据,

① 李晓峰、李士华:《文化距离、华人移民网络与对外直接投资—基于OECD和RCEP共建“一带一路”国家数据的实证研究》。

② 本文的华人移民定义与联合国经济和社会事务部保持一致,是指来源国是中国及目的国是除中国外其他国家的移民,该移民在过去一年里将中国视为通常居住国,并计划在将来一年及以上的时间内将目的国视作通常居住国。可参考 United Nations. *Handbook on Measuring International Migration through Population Censuses*, 2024-07-26, <https://unstats.un.org/unsd/statcom/48th-session/documents/BG-4a-Migration-Handbook-E.pdf>.

依据东道国对应年份的可获得数据,将华人移民数据与中国对外直接投资数据^①合并后,最终得到92个东道国在2003—2022年的数据,共计1 681个观测值。为避免异常值对研究结果产生影响,本文对所有连续变量进行了上下1%的缩尾处理。

(二) 计量模型构建

为了实现研究目标,本文借鉴了顾露露等^②的做法,构建如下计量模型:

$$\text{LnOFDI}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{LnMigration}_{it-1} + \alpha_2 X_{it-1} + \varepsilon_{it} + \mu_i + \gamma_t \quad (1)$$

在式(1)中, i 和 t 分别表示投资东道国和年份。 LnOFDI_{it} 表示中国在 t 年对 i 国的直接投资金额的对数。 $\text{LnMigration}_{it-1}$ 是东道国的华人移民存量的对数值。 X_{it-1} 是东道国层面的控制变量。考虑到华人移民对中国对外直接投资产生的影响需要一定的时间才能显现,本文对解释变量和所有控制变量均进行滞后一期的处理。 ε_{it} 是随机误差项。 μ_i 和 γ_t 分别表示国家固定效应和年份固定效应。

为了验证制度距离、贸易开放度的调节作用,在式(1)的基础上,分别添加了调节变量及解释变量与调节变量的交互项,具体如下:

$$\text{LnOFDI}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{LnMigration}_{it-1} + \beta_2 \text{SD}_{it-1} + \beta_3 \text{SD}_{it-1} \text{LnMigration}_{it-1} + \beta_4 X_{it-1} + \varepsilon_{it} + \mu_i + \gamma_t \quad (2)$$

$$\text{LnOFDI}_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{LnMigration}_{it-1} + \gamma_2 \text{TRADE}_{it-1} + \gamma_3 \text{TRADE}_{it-1} \text{LnMigration}_{it-1} + \gamma_4 X_{it-1} + \varepsilon_{it} + \mu_i + \gamma_t \quad (3)$$

制度距离的计算数据来源于世界银行世界治理指标数据库。制度距离分为六个指标,分别为话语权和问责制(Voice and Accountability, VA)、政治稳定与杜绝暴恐(Political Stability and Absence of Violence/Terrorism, PS)、政府施政效率(Government Effectiveness, GE)、监管质量(Regulatory Quality, RQ)、法治水平(Rule of Law, RL)、腐败控制(Control of Corruption, CC)。参考李晓峰等^③的做法,本文采取欧式距离的计算方法,测算东道国与中国在“政治稳定与杜绝暴恐”,以及“法治水平”这两项指标上的差异,以此衡量东道国与中国的制度距离。具体而言,首先计算东道国与中国在上述两项指标上的差值,其次再求平方和,最后开方得制度距离。

(三) 变量选取与数据处理

1. 解释变量。本文选取华人移民存量作为核心解释变量,用以衡量华人移民数量,并对移民存量取对数。华人移民存量数据涵盖了中国移民到92个东道国的总移民存量数据。

2. 控制变量。本文从东道国层面出发,选取了相关控制变量。其中,东道国国内生产总值(HGDP)、中国国内生产总值(CGDP),以及东道国与中国的人均国内生产总值差值(GDPERDIFF),可用于衡量东道国和中国的经济发展状况,以及东道国与中国国民收入水平的差距,这三个指标数据均来源于世界发展指标数据库。此外,本文采用东道国首都与北京的距离(LnDISTCAP)来描绘东道国与中国的地理距离,该指标来源于法国国际前景研究与信息中心(Centre d'études prospectives et d'informations internationales,简称CEPII)数据库。东道国人口规模(LnPOP)的数据来源于联合国人口司,联合国统计司,以及各国统计局发布的人口调查报告等渠道。资源禀赋变量(RES)源自世界发展指标数据库,其表示东道国燃料、矿石和金属的出口额在商品出口额中所占的百分比。技术禀赋变量(TECH)同样源自世界发展指标数据库,用于表示高科技出口在制成品出口中所占的百

① 本文的华人移民与中国对外直接投资数据均为存量数据。

② 顾露露、陆伟桢、陈漪澜:《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》。

③ 李晓峰、李士华:《文化距离、华人移民网络与对外直接投资——基于OECD和RCEP共建“一带一路”国家数据的实证研究》。

分比。

3. 调节变量。本文选取了东道国制度距离(SD)与贸易依存度(TRADE)作为调节变量。华人移民对中国对外直接投资的影响会受到东道国贸易开放度的影响。在衡量贸易开放度的众多指标和方法中,贸易依存度是学者们常用的指标之一。它测算的是东道国商品和服务进出口额在该国GDP中所占的比例,是一种较为有效的衡量标准,其数据来源于世界发展指标数据库。

4. 工具变量。为规避内生性问题,本文选用1961—1980年中国在东道国的历史移民数据(HistoryMig)作为工具变量,此数据源自世界银行的全球双边移民数据库。早期华人移民较早地迁移至东道国,部分移民在当地拥有一定的社会地位,对东道国了解颇深,能够充当“信息桥”,传递关于东道国的资源与信息,协助其亲友后代移民至该国,进而大幅增加该国的华人移民数量。此外,历史移民的发生时间较为久远,与近期中国对外直接投资并无直接关联,符合工具变量的选取要求。表1展示了上述所有变量的描述性统计结果。其中,中国对外直接投资存量的最大值和最小值之间差距明显,这意味着不同中国企业的海外投资决策存在较大差异。华人移民存量的最大值与最小值之间的差距同样悬殊,这表明东道国所处的非正式制度环境存在较大差异,其所拥有的社会关系网络资源也有显著不同。

表1 变量描述性统计

| 类型 | 变量名称 | 样本量 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-------|------------------|-------|--------|--------|--------|---------|
| 被解释变量 | 中国对外直接投资存量 | 1 681 | 9.129 | 2.830 | 0.000 | 14.290 |
| 解释变量 | 华人移民存量 | 1 681 | 7.614 | 2.350 | 3.570 | 13.420 |
| | 东道国国内生产总值 | 1 681 | 24.390 | 2.334 | 19.070 | 29.120 |
| | 中国国内生产总值 | 1 681 | 29.560 | 0.716 | 28.140 | 30.510 |
| | 东道国与中国人均国内生产总值差值 | 1 681 | 8.536 | 1.375 | 4.921 | 11.660 |
| 控制变量 | 东道国首都与北京距离 | 1 681 | 8.992 | 0.533 | 7.062 | 9.868 |
| | 东道国人口规模 | 1 681 | 15.650 | 2.214 | 9.858 | 20.850 |
| | 东道国资源禀赋 | 1 681 | 9.171 | 15.570 | 0.000 | 74.510 |
| | 东道国技术禀赋 | 1 681 | 10.140 | 12.310 | 0.004 | 60.710 |
| 调节变量 | 制度距离 | 1 681 | 1.289 | 0.774 | 0.124 | 3.056 |
| | 贸易依存度 | 1 681 | 95.340 | 64.720 | 24.390 | 370.000 |
| 工具变量 | 历史移民数据 | 1 681 | 5.355 | 3.351 | 0.000 | 13.200 |

四、实证分析与检验

(一)基准回归结果

表2呈现了华人移民存量对中国对外直接投资的基准回归结果。结果显示,东道国华人移民存量与中国对外直接投资之间存在正向且显著的关联。列(1)是控制了国家及年份的固定效应模型的回归结果。从中可以看出,华人移民存量的系数在5%的水平上显著为正。列(2)、列(3)、列(4)和列(5)是在列(1)的基础上,分别加入东道国层面控制变量后的结果。结果显示,不论是否加入控制变量,华人移民存量系数均在5%的水平上显著呈正,与列(1)相比,仅在幅度上存在变化。由此可见,东道国的华人移民存量对中国的对外直接投资具有显著的促进作用。换言之,东道国的华人移民存量越高,中国对该国的对外直接投资就越多。

表2 华人移民存量对中国对外直接投资的回归结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|----------------------|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 中国对外直接 投资存量 | 中国对外直接 投资存量 | 中国对外直接 投资存量 | 中国对外直接 投资存量 | 中国对外直接 投资存量 |
| 华人移民存量 | 0.289** (0.095) | 0.303** (0.095) | 0.283** (0.095) | 0.276** (0.095) | 0.276** (0.096) |
| 东道国国内生产总值 | | 0.141 (0.114) | 0.330** (0.124) | 0.330** (0.125) | 0.330** (0.125) |
| 中国国内生产总值 | | 1.819*** (0.089) | 1.800*** (0.088) | 1.798*** (0.089) | 1.798*** (0.089) |
| 东道国与中国人均 国内生产总值差值 | | | -0.137*** (0.036) | -0.136*** (0.036) | -0.136*** (0.036) |
| 东道国首都与北京距离 | | | -15.768*** (2.309) | -15.827*** (2.517) | -15.831*** (2.520) |
| 东道国人口规模 | | | | -0.020 (0.193) | -0.020 (0.193) |
| 东道国资源禀赋 | | | | 0.006 (0.004) | 0.006 (0.004) |
| 东道国技术禀赋 | | | | | 0.000 (0.005) |
| 常数项 | 1.730** (0.669) | -52.354*** (1.985) | 81.292*** (19.353) | 82.188*** (20.422) | 82.219*** (20.445) |
| N | 1 681 | 1 681 | 1 681 | 1 681 | 1 681 |
| R-squared | 0.892 | 0.892 | 0.893 | 0.893 | 0.893 |
| 国家固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |

说明:括号内数值是标准误,***、**和*分别代表在1%、5%和10%的水平上显著。

(二)内生性检验

为解决内生性问题,在将解释变量与所有控制变量滞后一期的基础上,本文还运用了工具变量法,以及对变量进行滞后两期处理的方式,以消除内生性问题。

1. 工具变量法。参考顾露露等^①的做法,本文选取历史移民数据作为工具变量,进行两阶段最小二乘估计。各国的历史华人移民数据与当前的华人移民存量存在紧密且显著的关联性。从移民发展的理论视角分析,若历史上某国华人移民数量已处于较高水平,会受诸多因素推动进一步增长。首先,是出于家族团聚的原因。早期华人移民在移民国家立足之后,出于维系亲情的本能,会积极带动国内亲属一同移民,以实现家人团圆。其次,出于家族发展的考量。为进一步拓展家族事业版图、探寻更广阔的发展机遇,已定居的华人会引导家族中的年轻一代移民至该国,借助当地资源和市场实现家族财富的进一步积累。再者,出于传承文化的目的。华人对自身文化怀有强烈的认同感和传承使命感,在异国他乡希望通过家族成员的聚集来延续和弘扬中华文化,这种文化驱动也促使更多华人移民至先辈所在国家。因此,历史华人移民数据与当下的华人移民存量紧密相关。并且,历史移民所处时代距今久远,当时的移民决策往往在特定的历史背景下做出,诸如爆发战争、政治动荡和经济凋敝等因素促使这部分华人群体背井离乡前往他国。这些移民决策更多地受到当时复杂历史环境的影响,而非由当前

① 顾露露、陆伟桢、陈漪澜:《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》。

影响中国对外直接投资的经济、政治等因素所决定,具有相对外生性。从现实逻辑来看,过去华人群体移民至他国的行为,主要基于当时自身生存与发展的需求,并非着眼于对现今中国对外直接投资的考量,因此与当前的中国对外直接投资并无直接的因果联系。综合上述两方面,历史移民数据指标作为衡量东道国华人移民存量的工具变量,能够较好地满足相关性和外生性要求,为后续精准估计华人移民对中国对外直接投资的影响奠定了坚实基础。

表3呈现了运用工具变量后的回归结果。列(1)与列(2)是未加入工具变量时的基准回归结果,其显示核心解释变量华人移民存量对中国 OFDI 的影响显著为正。列(3)是使用工具变量后的一阶段回归结果,工具变量系数显著。列(4)是使用工具变量后的二阶段回归结果。在二阶段回归结果中,华人移民存量的估计系数在 1% 的水平上显著为正,这表明在考虑内生因素之后,核心解释变量华人移民存量对被解释变量中国 OFDI 的影响仍然显著为正,华人移民对中国 OFDI 具有促进作用这一结论依然稳健。可识别检验采用 Kleibergen-Paap LM 统计量,弱工具检验运用 Cragg-Donald Wald F 统计量,结果表明均在 1% 的水平上拒绝原假设,通过了弱工具变量检验,满足工具变量的可识别性要求,这说明本文选取历史移民数据作为工具变量是合理的。

表 3 工具变量法回归结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-------------------------|--------------------|---------------------|---------------------|------------------------|
| | 基准回归 | 基准回归 | 一阶段回归 | 二阶段回归 |
| 华人移民存量 | 0.298*** (3.15) | 0.281*** (2.95) | | 0.548*** (8.07) |
| 历史移民数据 | | | 0.243*** (21.37) | |
| 常数项 | 1.678** (2.51) | 80.391*** (3.76) | 6.331*** (4.11) | -47.422*** (-21.14) |
| Kleibergen-Paap LM 值 | | | | 15.76*** |
| Cragg-Donald Wald F 值 | | | | 456.69*** |
| N | 1 681 | 1 681 | 1 681 | 1 681 |
| R -squared | 0.891 | 0.892 | 0.663 | 0.507 |
| 控制变量 | 否 | 是 | 是 | 是 |
| 国家固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |

说明:括号内为 t 统计值,*、**、***分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。

2. 变量滞后两期处理。在上述基础回归中,本文对解释变量和控制变量均做了滞后一期处理。为检验回归结果的稳健性,现将变量进行滞后两期处理后再进行基准回归。表4显示,在滞后两期的情形下,核心解释变量华人移民存量对中国对外直接投资的估计系数仍在 5% 的水平上显著为正。这表明华人移民对中国 OFDI 具有促进作用这一结论依旧稳健。

(三)稳健性检验

为确保回归结果的稳健性,本文通过更换回归模型、剔除特殊年份样本以及控制其他影响因素的方式开展稳健性检验。

1. 替换模型。在上述基准回归中,本文采用了固定效应模型。为检验回归结果的稳健性,本文进一步运用混合 OLS 模型对其进行重新回归。结果如表5所示,替换回归模型后,核心解释变量华人移民存量对中国 OFDI 的估计系数依旧显著为正。这表明本文的结论不受回归方法的影响,进一步证实

了回归结果的稳健性。

表 4 变量滞后两期的回归结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|----------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| | 中国对外直接 投资存量 | 中国对外直接 投资存量 | 中国对外直接 投资存量 | 中国对外直接 投资存量 | 中国对外直接 投资存量 |
| 华人移民存量 | 0.258** (0.094) | 0.261** (0.095) | 0.251** (0.095) | 0.248** (0.095) | 0.247** (0.096) |
| 东道国国内生产总值 | | 0.029 (0.116) | 0.170 (0.128) | 0.184 (0.131) | 0.185 (0.131) |
| 中国国内生产总值 | | 1.708*** (0.091) | 1.694*** (0.091) | 1.697*** (0.091) | 1.697*** (0.091) |
| 东道国与中国人均 国内生产总值差值 | | | -0.101** (0.039) | -0.099* (0.039) | -0.099* (0.039) |
| 东道国首都与北京距离 | | | -13.374*** (2.399) | -12.774*** (2.762) | -2.749*** (2.767) |
| 东道国人口规模 | | | | -0.152 (0.274) | -0.155 (0.274) |
| 东道国资源禀赋 | | | | 0.005 (0.004) | 0.005 (0.004) |
| 东道国技术禀赋 | | | | | -0.001 (0.006) |
| 常数项 | 2.738*** (0.665) | -45.908*** (2.069) | 67.608*** (20.042) | 64.188** (21.901) | 63.988** (21.942) |
| N | 1 602 | 1 602 | 1 602 | 1 602 | 1 602 |
| R-squared | 0.895 | 0.895 | 0.895 | 0.895 | 0.895 |
| 国家固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |

说明:括号内数值是标准误,*、**、***分别代表10%、5%、1%的显著性水平。

2. 剔除特殊年份。样本的时间跨度为2003—2022年,在此期间暴发了新冠疫情。通过观察样本数据,我们发现2020年多个国家的投资存量数据存在异常,明显高于或低于上一年数据。为了避免特殊年份对回归结果产生影响,本文剔除了2020年的数据后再次进行回归。表6的结果表明,华人移民存量的估计系数仍然显著为正,这说明上述基准回归结果不受到特殊年份的影响,结论依然成立。

3. 控制其他影响因素。根据已有的研究成果,东道国的贸易开放度同样会对中国对外直接投资产生重要影响。因此在稳健性检验环节,将这一因素纳入模型开展检验。结果如表7所示,华人移民系数仍在5%的水平上呈现显著特征,假说1仍然成立,这进一步表明结论的稳健性。

五、异质性分析

(一)基于东道国的异质性分析:对霍夫斯泰德文化维度得分进行区分
文化是一种集体思维编程,它能够将一个群体或类别与其他群体或类别区分开来^①。霍夫斯泰德

① MINKOV M and HOFSTEDE G: *The evolution of Hofstede's doctrine*. Cross Cultural Management: An International Journal, 2011, 18(1).

文化维度理论把文化分成六个维度,包括权力距离(Power Distance)、个人主义(Individualism versus Collectivism)、男性化与女性化^①(Masculinity versus Femininity)、不确定性规避(Uncertainty Avoidance)、长期取向与短期取向(Long-term versus Short-term)、自身放纵与约束(Indulgence versus Restraint)。已有文献大多基于霍夫斯泰德六个文化维度的得分进行计算,从而获取文化距离这一指标数据,并将其纳入东道国层面的控制变量。然而,鉴于本文中部分国家的文化维度数据难以获取,无法测算出所有的文化距离得分。因此,在异质性分析部分,本文借助霍夫斯泰德文化维度得分,对中国对外直接投资(OFDI)目的国进行分组,从更微观的视角比较东道国在多个文化维度上的相对差异,进而剖析东道国异质性对华人移民促进中国对外直接投资(OFDI)的影响。

表 5 替换模型后的回归结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|----------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 中国对外直接 投资存量 | 中国对外直接 投资存量 | 中国对外直接 投资存量 | 中国对外直接 投资存量 | 中国对外直接 投资存量 |
| 华人移民存量 | 0.566*** (0.026) | 0.345*** (0.032) | 0.259*** (0.033) | 0.294*** (0.031) | 0.295*** (0.031) |
| 东道国国内生产总值 | | 0.284*** (0.032) | 0.360*** (0.032) | 0.049 (0.048) | 0.034 (0.051) |
| 中国国内生产总值 | | 1.654*** (0.073) | 1.741*** (0.072) | 1.761*** (0.068) | 1.767*** (0.069) |
| 东道国与中国人均国内生产 总值差值 | | | -0.237*** (0.039) | 0.013 (0.045) | 0.014 (0.045) |
| 东道国首都与北京距离 | | | -0.792*** (0.102) | -0.669*** (0.098) | -0.640*** (0.103) |
| 东道国人口规模 | | | | 0.347*** (0.043) | 0.360*** (0.046) |
| 东道国资源禀赋 | | | | 0.032*** (0.003) | 0.032*** (0.003) |
| 东道国技术禀赋 | | | | | 0.004 (0.004) |
| 常数项 | 4.820*** (0.207) | -49.308*** (2.165) | -43.934*** (2.275) | -46.202*** (2.165) | -46.519*** (2.195) |
| N | 1 681 | 1 681 | 1 681 | 1 681 | 1 681 |
| R-squared | 0.221 | 0.440 | 0.468 | 0.526 | 0.526 |
| F 值 | 475.999 | 438.687 | 294.159 | 265.346 | 232.242 |
| P 值 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |

说明:括号内数值是标准误,*、**、***分别代表10%、5%、1%的显著性水平。

在细分维度上,“不确定性规避”和“长期取向与短期取向”这两个文化维度,对中国对外直接投资的影响相较于其他细分维度更为显著,因此应特别关注文化距离中这两个特定维度的投资效应^②。基于此,本文依据上述两个细分维度,对东道国样本进行分组,并依次进行回归。根据霍夫斯泰德官网信息,各国的六个文化维度得分源自各类研究项目,部分国家因未被纳入任何研究项目而无相关数据。

① 现已改为“寻求成就和成功的动机(Motivation towards Achievement and Success)”,本文采用最新名称。

② MOHSIN A K M, LEI H, TUSHAR H, et al: *Cultural and Institutional Distance of China's Outward Foreign Direct Investment toward the 'Belt and Road' Countries*. *Chinese Economy*, 2021, 54(3).

鉴于部分国家数据缺失,本文从92个东道国中选取了数据可得61个国家进行分组,具体回归过程及结果如下。

表6 剔除特殊年份后的回归结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|----------------------|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 中国对外直接 投资存量 | 中国对外直接 投资存量 | 中国对外直接 投资存量 | 中国对外直接 投资存量 | 中国对外直接 投资存量 |
| 华人移民存量 | 0.290** (0.100) | 0.299** (0.100) | 0.286** (0.100) | 0.283** (0.101) | 0.282** (0.101) |
| 东道国国内生产总值 | | 0.094 (0.121) | 0.259 (0.133) | 0.268* (0.135) | 0.270* (0.135) |
| 中国国内生产总值 | | 1.836*** (0.091) | 1.821*** (0.090) | 1.823*** (0.091) | 1.823*** (0.091) |
| 东道国与中国人均国内生产 总值差值 | | | -0.121** (0.041) | -0.119** (0.041) | -0.119** (0.041) |
| 东道国首都与北京距离 | | | -13.499*** (2.482) | -12.968*** (2.882) | -12.929*** (2.887) |
| 东道国人口规模 | | | | -0.128 (0.289) | -0.131 (0.289) |
| 东道国资源禀赋 | | | | 0.005 (0.004) | 0.004 (0.004) |
| 东道国技术禀赋 | | | | | -0.002 (0.006) |
| 常数项 | 1.597* (0.706) | -51.998*** (1.982) | 62.319** (20.756) | 59.290** (22.808) | 58.978** (22.847) |
| N | 1498 | 1498 | 1498 | 1498 | 1498 |
| R-squared | 0.895 | 0.895 | 0.896 | 0.896 | 0.896 |
| 国家固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |

说明:括号内数值是标准误,*、**、***分别代表10%、5%、1%的显著性水平。

1. 不确定性规避指数UAI。UAI用于衡量一个社会对于不确定性和未知事物的容忍程度。具有较高UAI值的文化倾向于制定严格的法律和规则,以减少不确定性,而UAI值较低的文化则更加开放和宽容。本文基于文化维度的分数范围界定,将总样本分为UAI高于50分和低于50分的两组样本。其中,冰岛、洪都拉斯、塞拉利昂和赞比亚的UAI分数均为50分,其中三个国家划分到UAI低于50的分组中^①。表8列(1)和列(2)结果显示,UAI低于50的样本系数在1%的水平上显著,UAI高于50的样本系数在10%的水平上显著,前者系数要高于后者,这表明在UAI低于50分的国家,华人移民对中国对外直接投资的促进作用更明显。可能的原因在于,在高不确定性规避的文化氛围中,人们更愿意与熟悉且信任的人做生意,华人移民需要花费更长的时间来与他人建立足够的信任和关系,这加大了华人移民与当地社会成员或企业建立商业关系的难度,进而削弱了华人移民为中国投资者提供有效信息和资源的能力。此外,在不确定性规避指数高的国家,社会成员和企业往往更加谨慎和保守,对风险的容忍

^① 冰岛、洪都拉斯、塞拉利昂和赞比亚的UAI分数均为50分,冰岛、洪都拉斯、塞拉利昂的社会文化更具有不确定性规避程度低的特征,以上三个国家划分到UAI低于50分的样本。赞比亚则无法预测不确定性规避的偏好,在该维度未采用赞比亚数据。

度较低。在这样的环境下,即使有华人移民的存在,中国投资者也可能面临更多的质疑和审查,从而限制了移民在促进 OFDI 方面的作用。

表 7 控制其他影响因素后的回归结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|----------------------|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 中国对外直接 投资存量 | 中国对外直接 投资存量 | 中国对外直接 投资存量 | 中国对外直接 投资存量 | 中国对外直接 投资存量 |
| 华人移民存量 | 0.298** (0.094) | 0.311** (0.095) | 0.287** (0.095) | 0.283** (0.095) | 0.278** (0.095) |
| 东道国国内生产总值 | | 0.137 (0.113) | 0.341** (0.123) | 0.350** (0.126) | 0.344** (0.126) |
| 中国国内生产总值 | | 1.808*** (0.088) | 1.793*** (0.088) | 1.792*** (0.088) | 1.778*** (0.088) |
| 东道国与中国人均国内生产 总值差值 | | | -0.152*** (0.038) | -0.150*** (0.038) | -0.147*** (0.038) |
| 东道国首都与北京距离 | | | -15.949*** (2.298) | -15.531*** (2.701) | -15.543*** (2.704) |
| 东道国人口规模 | | | | -0.117 (0.275) | -0.068 (0.277) |
| 东道国资源禀赋 | | | | 0.006 (0.004) | 0.006 (0.004) |
| 东道国技术禀赋 | | | | | -0.002 (0.006) |
| 贸易开放度 | | | | | 0.002 (0.001) |
| 常数项 | 1.678* (0.668) | -52.021*** (1.985) | 82.921*** (19.244) | 80.791*** (21.330) | 80.590*** (21.356) |
| N | 1 681 | 1 681 | 1 681 | 1 681 | 1 681 |
| R-squared | 0.891 | 0.891 | 0.892 | 0.892 | 0.892 |
| 国家固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |

说明:括号内数值是标准误,*、**、***分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。

2. 长期取向指数 LTO。LTO 指数可用于衡量一个社会对于传统、未来,以及持久成就的重视程度。具有长期取向的文化强调坚持、耐心,以及对未来的规划,而短期取向的文化则更侧重于即时结果和快速满足。本文依据文化维度的分数范围界定,将总样本分为 LTO 指数高于 50 分和低于 50 分的两组样本^①。回归结果如表 8 的列(3)和列(4)所示,LTO 指数高于 50 的样本系数在 1% 的水平上显著,而 LTO 指数低于 50 的样本系数则不显著。这是由于,具有长期取向的文化倡导人们进行长远规划,并构建持久的关系。在这样的文化环境中,华人移民更易于与当地商业伙伴建立长期合作关系,从而为中国投资者提供稳定的投资机遇和持续的支持。此外,在具有长期取向的国家,居民更重视未来规划与长期布局。中国企业的对外投资效应能够推动当地经济的未来发展,东道国政府和居民或许会对中国对外直接投资持更为欢迎的态度。在这种文化环境下,移民更有机会获取有关投资的信息,进而促进中国 OFDI 的发展。

① 巴基斯坦和蒙古国的 LTO 指数得分均为 50 分,巴基斯坦社会文化具有强烈规范性,为未来做储蓄准备的倾向较小,更倾向于短期取向。据此,将巴基斯坦划分到 LTO 指数低于 50 的分组中。蒙古国当前个人债务和资源使用水平不断提高,社会担忧在未来难以获得资源,更倾向于长期取向。据此,将蒙古国划分到 LTO 指数高于 50 的分组中。

表 8 Hofstede 文化维度指数分组回归

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-----------|------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 不确定性规避指数(UAI)低 于 50 | 不确定性规避指数(UAI)高 于 50 | 长期取向指数(LTO)低 于 50 | 长期取向指数(LTO)高 于 50 |
| 华人移民存量 | 0.525*** (0.111) | 0.120* (0.055) | 0.056 (0.055) | 0.552*** (0.125) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 常数项 | -30.929** (10.005) | -51.618*** (7.151) | -60.342*** (6.920) | -34.965** (11.059) |
| N | 254 | 625 | 472 | 330 |
| R-squared | 0.569 | 0.415 | 0.536 | 0.429 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |

说明:括号内数值是标准误,***、**和*分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

(二)基于东道国的异质性分析:区分国家类别

表 9 的列(1)和列(2)呈现的是将东道国划分为发达国家与非发达国家的样本后进行分组回归结果。结果显示,当投资东道国为发达国家时,华人移民对中国 OFDI 的促进作用更为显著。一方面,发达国家通常具备更为成熟的市场和更为稳定的商业环境,华人移民能够更高效地为中国投资者提供市场准入机会、对接商业伙伴以及分享本地市场知识。另一方面,移民至发达国家的华人群体通常拥有较高的经济地位和社会影响力,更易于获取海外市场的有效信息并建立社会关系,从而对中国 OFDI 发挥更大的促进作用。表 9 的列(3)和列(4)是依据东道国是否为“一带一路”沿线国家进行分组的回归结果。结果表明,“一带一路”沿线国家和非“一带一路”沿线国家样本的系数均在 1% 水平上显著,且非“一带一路”沿线国家样本的系数要高于“一带一路”沿线国家。可能的原因在于,中国企业在向“一带一路”沿线国家投资时,可能会享受到中国政府提供的特定政策支持和优惠措施,进而降低了对华人移民作为中间人和桥梁的依赖。而在非“一带一路”沿线国家,中国投资者可能更依赖华人移民的网络和资源来获取市场信息和商业机会。此外,这可能也因为非“一带一路”沿线国家与中国在制度和文化方面的“距离”通常更大,导致通过正式渠道投资的阻力较高。此时,华人移民能够充当“桥梁”,帮助中国投资者理解和适应当地商业习惯和社会规范,对中国对外直接投资起到一定的促进作用,更加凸显了作为非正式渠道的移民网络价值。

表 9 东道国国家类别分组回归

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-----------|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 发达国家 | 非发达国家 | “一带一路”沿线国家 | 非“一带一路”沿线国家 |
| 华人移民存量 | 0.295** (0.094) | 0.046 (0.042) | 0.168*** (0.042) | 0.451*** (0.082) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 常数项 | -46.838*** (12.151) | -36.806*** (5.013) | -33.484*** (5.581) | -49.280*** (8.796) |
| N | 313 | 984 | 948 | 349 |
| R-squared | 0.548 | 0.446 | 0.392 | 0.568 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |

说明:括号内数值是标准误,*、**、***分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。。

六、调节机制分析

上文验证了华人移民对中国对外直接投资的正向促进作用。在该部分,本文将继续探究东道国与中

国的制度距离,以及东道国的贸易开放度是否具有调节作用。回归结果如表 10 所示,列(1)呈现了东道国与中国的制度距离对华人移民促进中国对外直接投资的影响结果。华人移民存量和制度距离交互项的系数为 -0.045,且在 5% 的水平上显著,这表明东道国与中国的制度距离每增加 1 个单位,华人移民对中国对外直接投资的促进作用将降低 0.045 个单位,从而验证了假说 2。列(2)呈现了东道国贸易开放度对华人移民促进中国对外直接投资的影响结果。华人移民存量与贸易开放度交互性的系数为 0.001,这表明东道国贸易开放度每提升 1 个单位,华人移民对中国对外直接投资的促进作用会增强 0.001 个单位。此结果验证了假说 3,表明东道国贸易越开放,华人移民对中国 OFDI 的促进作用就越强。

表 10 调节作用回归结果

| | (1) | (2) |
|--------------|-----------------------|-----------------------|
| | 中国对外直接投资存量 | 中国对外直接投资存量 |
| 华人移民存量×制度距离 | -0.045** (0.017) | |
| 华人移民存量×贸易开放度 | | 0.001* (0.000) |
| 华人移民存量 | 0.295** (0.097) | 0.179 (0.104) |
| 控制变量 | 是 | 是 |
| 常数项 | 87.307*** (21.202) | 80.056*** (21.324) |
| N | 1681 | 1681 |
| R-squared | 0.895 | 0.893 |
| 国家固定效应 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 |

说明:括号内数值是标准误,*、**和***分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

七、结论与建议

(一)研究结论

本文的主要结论如下。一是华人移民对中国 OFDI 具有积极的促进作用。通过基准回归分析,研究发现华人移民存量每增加 1 个单位,中国 OFDI 存量就相应增加 0.276 个单位。二是华人移民对中国 OFDI 的促进作用会受到制度距离和贸易开放度的调节。东道国与中国的制度距离越远,其促进作用越弱;东道国贸易开放程度越高,促进作用越强。

(二)政策启示

一是政府层面,通过积极搭建企业和华人移民交流沟通的平台,助力企业与华人移民搭建信息传递的桥梁;加强与移民东道国的政策沟通,为华人移民这一获取信息的非正式渠道提供正式制度保障,双方协商制定华人移民对接中国企业的政策;此外,实施相关政策激发华人移民推动中国企业对外投资的积极性与意愿。二是企业层面,积极搭建并拓展华人移民网络;密切关注中国与东道国协商制定华人移民相关政策的进展,主动利用官方平台或项目,争取政策与信息方面的支持;在投资区位的选择上,优先考虑华人移民存量较多、不确定性规避指数 UAI 较低且长期取向指数 LTO 较高的东道国,充分发挥华人移民的投资促进效应。

【责任编辑 沈新乐】

Influence of Chinese Immigrants on China's Outward Foreign Direct Investment

SHI Baoguo, ZHU Wei, Wuren Tuya

Abstract: Based on the stock data of China's outward foreign direct investment (OFDI) from 2003 to 2022, this paper uses a panel fixed effects model to explore the influence of Chinese immigrants on China's OFDI. The study finds that Chinese immigrants have a positive promoting effect on China's outward foreign direct investment. This effect is stronger when the host country has a lower uncertainty avoidance index, a longer-term orientation index, and is either a developed country or not located along the "Belt and Road" initiative. The promoting effect is also moderated by institutional distance and trade openness: as the institutional distance between the host country and China is greater, the promoting effect is weaker, while the trade openness of the host country is higher, and the promoting effect is stronger.

Keywords: outward foreign direct investment; Chinese immigrant; moderating mechanism

Cognitive Empowerment and Psychological Adjustment: Influence of Social Participation on Aging Attitudes among Older Adults

LIU Yuping, PANG Hui

Abstract: In the face of the increasingly severe aging situation, older adults cultivating positive aging attitudes through social participation will be an important driving force in building a society of active aging. To further understand the influence of social participation on aging attitudes, this paper empirically examines the influence of social participation on aging attitudes using data from the 2020 China Longitudinal Aging Social Survey (CLASS) and applies methods such as multiple regression and instrumental variables. It also explores the possible mechanisms underlying this effect. The research findings show that the level of social participation significantly affects the aging attitudes of older adults. After addressing endogeneity issues using instrumental variables, the estimated results remain significant. When looking at different groups, the influence of social participation on aging attitudes varies across factors such as pension insurance, retirement status, and gender. From a mechanism perspective, social participation mainly exerts a positive influence on aging attitudes through cognitive empowerment and psychological adjustment. Based on these findings, it is important to improve mechanisms for social participation among the elderly, actively create a positive social participation atmosphere, and build an age-friendly environment to promote the transformation of older adults from "passive aging" to "active enjoyment of aging."

Keywords: aging attitude; social participation; aging society

Opportunities, Risks, and Responses to Empowerment of Generative AI in Text-to-Video in Development of Ideological and Political Education Discourse

HE Wuhua, XU Rongpeng

Abstract: The core technologies embedded in text-to-video generative AI can transform the discourse subject from "traditional and singular" to "emerging and diverse," shift the discourse content from "abstract and static" to "visual and dynamic," and change the discourse experience from "superficial participation" to "adaptive immersion." These three transformations can empower the development of ideological and political education discourse but also give rise to potential risks such as "intelligent dependence," "media distortion,"