

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

蒋 为， 李行云， 宋易珈

[摘要] 本文从路径、社群与邻伴的角度出发，提出出口网络联结下企业对外直接投资决策的理论假设，利用 2000—2011 年 CEPII-BACI 数据库、中国海关数据库与对外直接投资企业目录，采用网络分析方法构建计量模型对研究假设进行检验。本文从地理联结与经济联结的角度对企业及其邻伴出口网络进行刻画，采用社群分析方法将全球 196 个经济体划分为 45 个社群，分别识别了出口网络对中国企业对外直接投资区位选择的路径效应、社群效应与邻伴效应。本文研究发现：①中国企业对外直接投资的区位选择依赖于出口网络结构，趋向于选择经济临近、社群内地理临近地区作为东道国；②企业对外直接投资决策依赖于出口网络的社群分布，企业向出口网络社群内地区对外直接投资所存在的路径效应显著大于社群外地区，更趋向于选择社群内地区进行对外直接投资；③邻伴企业的出口网络显著影响企业对外直接投资决策，邻伴企业出口网络的社群同样是决定企业对外直接投资决策的重要因素。本文的研究表明，出口网络联结是中国企业对外直接投资迅速扩张的重要原因，是中国企业对外直接投资过程中的重要资源与国家优势。

[关键词] 出口网络联结； 对外直接投资； 路径效应； 社群效应； 邻伴效应

[中图分类号]F270 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2019)03-0062-19

一、问题提出

改革开放以来，中国对外贸易经历了四十年的高速发展，2013 年中国货物进出口总额突破了 4 万亿美元大关，首次成为世界第一大货物贸易国，逐步由市场单一的贸易小国成长为贸易网络覆盖全球的世界工厂。2002 年以来，中国企业走出去成为了新的亮点，2016 年中国对外直接投资流量达到近 2000 亿美元，成为仅次于美国的第二大直接投资国，中国在开放型经济新体制建设中取得了历史性突破。然而，如何协调中国出口与对外直接投资之间的关系，形成贸易与投资相互促进的国

[收稿日期] 2018-07-23

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“财政政策波动的资源误置效应及其微观机制研究”(批准号 71703129)；国家自然科学基金重点项目“中国企业国际化与制度演进”(批准号 71832012)；西南财经大学“中央高校基本科研业务费专项资金”年度培育项目“出口网络联结下的中国企业对外直接投资扩张——基于路径、社群与邻伴的视角”(批准号 JBK1902015)。

[作者简介] 蒋为，西南财经大学国际商学院副教授，经济学博士；李行云，西南财经大学国际商学院博士研究生；宋易珈，西南财经大学国际商学院博士研究生。通讯作者：李行云，电子邮箱：xyun156@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见，当然文责自负。

际经贸网络,成为构建新时代全面开放新格局的关键。党的十九大报告明确指出:推动形成全面开放新格局,要坚持“引进来”和“走出去”并重,形成面向全球的贸易、投融资、生产、服务网络,加快培育国际经济合作和竞争新优势。这一指导思想明确了中国对外贸易与投资发展的新方向,尤其是对构建协同的贸易与投资网络提出了更高的要求。因此,本文从出口网络联结的角度出发,探讨出口网络联结对中国企业对外直接投资决策的影响,具有重要现实意义。

中国企业的对外直接投资用十余年的时间走完了欧美发达国家的百年道路,其国际化进程也远超日韩,涌现出大量具有中国特色的“中国故事”。很难解释为何中国作为发展中国家在缺乏经验的情况下却实现了对外直接投资的高速增长。围绕中国企业走出去的典型特征,大量研究从中国企业对外直接投资的驱动机制与经济绩效入手,进行了深入的探讨(Lu et al.,2014)。但是,这些研究却均忽视了中国出口企业已构建的海外市场网络对其对外直接投资决策及区位选择所带来的影响。如果割裂地看待出口市场网络与投资市场网络,就无法理解中国企业对外直接投资的高速增长之谜。正是中国出口企业在过去四十年来所构建的出口市场网络,为中国企业对外直接投资奠定了坚实的基础,中国企业近年来才能够凭借与已构建的出口网络联结,逐步成为全球最具影响力的对外直接投资国,创造了中国企业对外投资的奇迹。

传统的对外直接投资理论将战略行为、产品生命周期以及区位优势作为解释对外直接投资的关键,他们认为要素禀赋、腐败与制度环境、第三国竞争以及跨国公司集聚是影响企业对外投资区位选择的重要因素(Eaton and Tamura,1994;Wei,2000;Eichengreen and Tong,2007)。随着异质性贸易理论不断发展,研究者们逐步开始从生产率异质性角度考察企业在出口与对外直接投资两种国际化方式上的选择。研究发现对外直接投资将付出更高的沉没成本,具有更高生产率的企业将进行对外直接投资(Helpman et al.,2004)。然而,Armenter and Koren(2014)的研究却发现生产率异质性仅能解释企业国际化的一部分特征,沉没成本、固定成本以及可变成本的差异性也是解释企业出口与投资行为的重要因素。Chaney(2014)从贸易网络的角度出发,在异质性贸易理论的基础上考察了企业已有出口网络所形成的信息机制对未来出口市场区位选择的影响,从而解释了企业出口市场网络扩张的理论机理。在此基础上,Xie et al.(2016)着重考察了跨国公司已构建的对外投资市场网络对其未来投资市场区位选择的影响,发现企业更倾向于向其已有投资市场地理距离与经济距离更近的地区进行投资。这些研究为本文提供了重要的研究基础,但是忽视了企业出口行为对投资所带来的影响,尤其是出口市场网络在企业投资决策中的作用。

中国企业出口与对外直接投资在新世纪以来均呈现出高速增长态势,但对外直接投资的增长却滞后于出口的高速增长,因此出口网络的形成为企业对外直接投资扩张提供了重要资源优势。企业出口所形成的市场网络将有效降低对外投资中所支付的沉没成本,具体而言,其不仅可以通过已有海外市场经验以及已构建的销售网络有效降低海外市场渠道构建成本,而且可以利用出口网络中获得的信息优势降低对外直接投资的信息搜寻成本。由于东道国在经济、文化、制度等方面的差异,企业在对不同东道国投资时所面临的沉没成本存在着显著的异质性,企业将更趋向于向沉没成本更低的市场进行对外直接投资,因此,企业已经构建的出口市场网络将显著影响未来的对外直接投资决策。本文在Chaney(2014)、Xie et al.(2016)的基础之上,从地理联结与经济联结两个角度对出口网络进行识别,通过构造计量模型检验了企业已构建的出口网络对企业对外直接投资决策所造成的影响,以考察中国企业对外直接投资扩张中是否对出口网络存在路径依赖。进一步,本文通过识别出口网络中的社群结构,考察了对中国企业对外直接投资扩张是否在出口网络存在社群集中的效应。本文在考察了企业自身出口网络的路径效益以及社群效应的基础上,检验了邻伴企业

出口网络对其对外直接投资所带来的影响。企业对外直接投资的市场信息不仅来源于自身的出口经验,还来源于邻伴企业的出口市场网络,邻伴企业已经获得的市场信息同样能够对企业投资产生溢出效应,从而造成邻伴企业在出口与对外直接投资决策上存在趋同特征与邻伴效应。本文的研究表明:已构建的出口网络联结是中国企业对外直接投资迅速扩张的重要原因,是中国企业对外直接投资过程中的重要资源与国家优势。

二、文献综述

对外直接投资与母国出口之间的关系是国际经济学长期关注的重要问题之一,围绕二者间替代与促进的关系展开过系统的讨论,但根据不同国家与层面数据所得到的结论却相去甚远。传统国际经济学理论研究发现出口与水平型对外直接投资之间呈替代关系,而与垂直型对外直接投资呈现互相促进的关系(Lipse y and Sjöholm, 2005; Blonigen, 2005)。基于此,一些学者利用跨国层面的数据进行实证检验,研究发现母国出口与对外直接投资之间呈现显著的替代关系(Grubert and Mutti, 1991; 谢杰和刘任余, 2011)。然而, Lipsey and Weiss(1981)利用美国 OFDI 和出口数据对传统理论进行检验发现:美国 OFDI 与出口间呈现显著的促进关系。Grubert and Mutti (1991)认为 Lipsey and Weiss(1981)的研究存在严重内生性问题,在控制内生性问题后,发现美国 OFDI 与出口贸易呈现负向的替代关系。

随着微观数据的可得,许多学者通过国家、行业与企业层面的数据检验发现,国际贸易与 OFDI 之间并不是替代关系,而是相互促进的关系(Mucchielli and Soubaya, 2002; 项本武, 2008; 蒋冠宏和蒋殿春, 2014)。Blonigen and Tomlin(2001)利用日本在美国行业层面 OFDI 和出口的数据,研究发现出口显著提升了日本对美国的对外直接投资。Blonigen(2005)的研究则发现中间品出口与最终品出口对直接投资所造成的影响是不同的,中间品出口能够促进对外直接投资,但最终品出口却与对外直接投资呈现互相替代的关系。对于中国出口与对外直接投资之间的关系,谢杰和刘任余(2011)基于空间视角利用中国对外直接投资数据检验了其贸易效应,发现中国对外直接投资与出口间存在互补关系,但并没有检验其内在的理论机理。随着异质性贸易理论不断发展,越来越多的研究者开始关注企业出口与对外直接投资之间的关系。蒋冠宏和蒋殿春(2014)使用 2005—2007 年 1498 家对外直接投资数据,采用双重差分法从企业投资动机角度研究了中国企业对外直接投资的出口促进效应,发现中国企业对外直接投资在集约边际和扩展边际上都显著促进了企业出口,但并没有阐述企业出口行为对其对外直接投资的影响。基于此,本文从已构建的出口网络联结角度出发,检验出口对中国企业对外直接投资的影响,并对其机制进行分析。

近年来,越来越多的研究开始关注中国企业对外直接投资高速增长的成因与驱动因素。在异质性贸易理论基础上,现有对中国企业对外直接投资的研究大都聚焦于生产率异质性,将其视为决定企业对外投资的关键因素(田巍和余淼杰, 2012; 蒋冠宏, 2015)。此外,现有研究还关注于国家特定优势对企业对外投资所带来的影响(裴长洪和樊瑛, 2010)。这些研究分别从双边政治关系、双边投资协定、全球华人网络与母国制度环境等角度出发,对中国企业对外直接投资的快速增长进行了解读(Lu et al., 2014; 吴群锋和蒋为, 2015; 杨宏恩等, 2016)。Lu et al.(2014)尤其强调了政府支持政策促使中国企业在走出去过程中不断积累投资经验,从而推动了中国企业的对外直接投资,凸显了经验与信息溢出在企业对外投资中起到的重要作用。然而,企业关于对外直接投资的信息来源不仅来自政府与正式制度安排,还可能来自于企业已构建的出口网络,本文基于此讨论了出口网络的信息溢出与渠道构建对中国企业对外直接投资决策与路径的影响。

企业历史经验信息是企业出口与投资的重要依据,现有大量文献针对企业自身出口经验的积累与企业的出口与投资之间的关系进行了检验与分析 (Iacovone and Javorcik, 2010; Aroui et al., 2012), 他们从理论或经验角度证实了企业自身出口经验的积累对其经营与出口的影响。随着异质性贸易理论的发展,有部分学者发现贸易网络所形成的信息机制也是企业异质性的重要来源之一。Chaney (2014) 在动态模型的基础上讨论了企业出口网络的形成机制,研究发现企业在出口时不仅需要支付一定的固定成本以进入市场,且在某些特定市场还需克服信息壁垒等其他因素的阻碍。这些信息壁垒并非简单依赖企业生产率的提高就能克服,企业可以利用构建贸易关系网络以及社会网络的方式,通过信息共享降低其进入新市场的信息搜寻成本,以克服硬性的贸易壁垒。与企业出口行为类似,企业在对外直接投资之前同样需要支付前期的沉没成本,不仅包括市场调研、广告投入以及分销网络构建等方面的市场成本,还包括目的国政治关系、管制措施等所带来的信息成本 (Helpman et al., 2004; Desbordes and Wei, 2017)。基于此,孙天阳等 (2018) 通过引入产品空间的概念,检验了中国企业出口在产品与地理空间中的扩张机制,发现中国企业倾向于对在产品与地理上更为临近的市场进行扩张。Xie et al. (2016) 考察了企业已构建的对外直接投资网络对企业未来投资决策的影响,发现既有投资网络同样具有信息溢出机制并影响着企业未来的投资市场扩张。现有文献为本文奠定了坚实的基础,却忽视了企业既有出口市场网络对中国企业对外直接投资市场扩张的影响,本文将从这一角度扩展现有研究的结论。

与此同时,企业出口与投资的信息不仅来源于自身的历史经验,越来越多的研究发现邻伴企业的经验同样非常重要。Hausmann and Rodrik (2003) 认为企业自身经验积累的代价往往极为高昂,企业在风险投资之前通常将从市场中的其他厂商处获取相关的生产与商业信息,从而消除自身经营中的不确定性。Cadot et al. (2013) 采用非洲国家的数据,从企业间信息传递的角度,就协同效应对企业出口关系生存率的影响进行了研究,研究发现协同效应显著提升了非洲国家出口关系的生存率。Fernandes and Tang (2014) 则采用了中国出口数据就企业从其邻伴企业处获取的信息与经验,影响企业经营与出口的机制进行了研究。然而,现有对邻伴效应的研究仅限于邻伴企业对企业自身出口绩效以及生存的影响,并未关注到邻伴企业出口网络同样将会产生影响,而本文将从邻伴企业出口网络的角度,研究其对企业出口对外投资的影响以扩展已有文献的研究。

三、理论框架与研究假说

对外直接投资的知识依赖理论认为:知识和信息是企业不确定环境下对东道国进行对外直接投资的关键因素,这不仅包括正式书面形式的知识与信息,还包括非正式的经验性信息以及组织能力 (Grant, 1996; Lu et al., 2014)。对东道国知识与信息的获取将大大降低企业跨国经营过程中的风险与不确定性,决定着企业对外直接投资的最终区位选择决策 (Kogut and Zander, 2003; Martin and Salomon, 2003)。现有大量研究已经证实了企业自身跨国经营经验对其后续对外直接投资有着重要的影响,对外直接投资经验的积累是企业获取东道国信息的重要渠道 (Pedersen and Shaver, 2011)。然而,这些理论很难解释为什么近些年来以中国为代表的新兴市场国家在缺乏经验的情况下却实现了快速的对外直接投资扩张。这是由于现有研究忽视了出口网络在企业获取东道国知识与信息,以及决定企业对外直接投资问题上的作用。

传统的乌普萨拉模型 (The Uppsala Model) 将企业国际化的过程划分为偶然出口、代理出口、建立海外销售机构、海外直接生产,并认为企业的国际化是一个逐步发展的过程。企业出口能够为将来的对外直接投资提供充分的市场知识积累,并降低其在东道国进行投资的信息不确定性,有效降

低风险以及心理距离。乌普萨拉模型虽然较好刻画了企业的国际化历程,但是现实世界却出现了越来越多超出乌普萨拉模型解释范围的案例。一方面,乌普萨拉模型仅仅关注了企业出口经验的积累,却忽视了知识和信息可能在出口网络的层面进一步传播,从而很难预测企业未来对外直接投资的扩张路径;另一方面,乌普萨拉模型很难解释“天生国际化”现象的成因,这是由于其忽视了企业可能以其他方式获取东道国信息,从而直接实现对外直接投资。本文在现有研究基础上提出了基于企业已构建的出口网络对企业对外直接投资的路径、社群与邻伴效应假设。

伴随出口网络的知识与信息传递,企业对外直接投资的区位选择存在着路径依赖、社群集中与邻伴跟随三个重要的特征。图 1 将企业的出口行为与对外投资决策划分为两个时期, $t-1$ 期为企业的出口行为, t 期则为企业的对外投资行为,根据投资决策发生的可能性,投资决策又分为优先投资行为与次优先投资行为。根据路径效应、社群效应与邻伴效应三种不同的情形,图 1 分析了两个时期内企业对外直接投资区位选择的动态扩张,从而提出本文的三个研究假说。

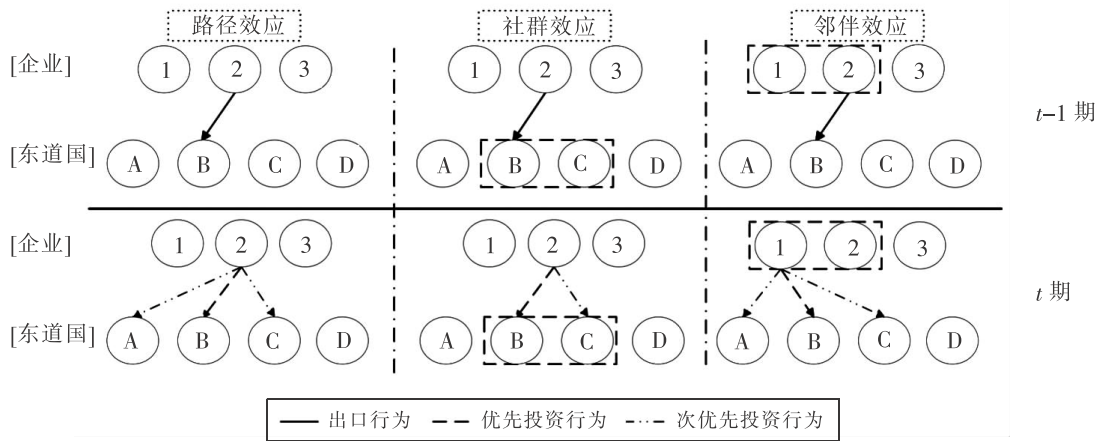


图 1 出口网络联结下中国企业对外直接投资区位选择的理论框架

企业对外直接投资的区位选择呈现显著的路径效应。根据图 1 左侧第一列所示,在 $t-1$ 期企业 2 对国家 B 进行了出口,为潜在的对外直接投资企业。在第 t 期企业 2 将以三种方式搜索国外潜在投资东道国:①企业随机在所有潜在投资东道国中搜寻投资项目,由于上一期已构建了与国家 B 之间的贸易联系,企业在获取其政府制度、营商环境以及投资机会等知识和信息上具有竞争优势,从而促进企业更趋向于优先选择国家 B 作为对外直接投资的东道国;②随着企业与国家 B 已建立贸易联系,企业将以国家 B 为基础搜索其他投资市场的知识与信息,信息伴随地理距离扩散而不断衰减,促使企业趋向于选择与国家 B 地理距离更为临近的地区进行对外直接投资,从而进一步选择国家 A 或 C 作为下一期投资东道国;③企业通过与国家 B 建立贸易联系后,以国家 B 为基础搜索其他投资市场信息的过程同样取决于国家 B 与其他国家的经济联系紧密程度,两国经济联系越密切,其信息来源就越充分,从而导致企业更偏向于选取与国家 B 经济联系更为紧密的国家进行对外直接投资,趋向于进一步选取国家 A 或 C 作为下一期投资东道国。因此,出口网络从地理临近与经济联系上影响着企业对外直接投资扩张的路径。故提出:

假说 1:企业所构建的出口网络是决定其对外直接投资的重要因素,其趋向于选取已出口目的地或与出口目的地地理临近、经济联系紧密的地区进行投资,存在显著的路径效应。

企业对外直接投资的区位选择呈现显著的社群集中效应。在总体的出口网络中,企业选择出口市场的组合并不是随机的,社会网络分析中将联系更加紧密的市场组合视为同一个社群,企业对外直接投资在社群内与社群外存在显著差异(Lucio et al.,2016)。根据图1中间第二列所示,国家B与C存在更为紧密的联系,在出口网络中被识别为同一社群。在 $t-1$ 期企业2对国家B进行出口,在第 t 期为潜在的对外直接投资企业。由于企业已经建立了与国家B的贸易联系,在 t 期的对外直接投资决策中企业将以国家B为基础,进一步搜索选择地理临近或经济联系紧密的A国或C国作为投资东道国。但由于国家B与C同属一个社群网络,企业通过国家B获取国家C市场信息的可达程度远远高于国家A。在此基础上,企业更趋向于将社群内地理临近或经济联系更加紧密的C国作为其对外直接投资的东道国。企业的对外直接投资依赖于出口网络的社群分布,趋向于在社群内实现对外直接投资的扩张,形成社群内集中的趋势。故提出:

假说2:企业对外直接投资决策将基于其已构建出口网络的社群特征,趋向于社群内集中的对外直接投资策略,根据地理临近和经济联系紧密程度在社群内实现扩张。

企业对外直接投资的区位选择呈现显著的邻伴效应。企业将在母国市场下与地理集中且产品相似的企业形成邻伴企业关系(Fernands and Tang,2014)。企业所获取的东道国市场知识与信息不仅来源于自身的出口网络,还来源于邻伴企业的出口网络(Cadot et al.,2013)。根据图1右侧第3列所示,企业1与企业2在母国处于临近的地理位置、且生产同一种产品,为彼此的邻伴企业。由于企业2在 $t-1$ 期已经建立了与国家B的贸易联系,在第 t 期企业1能够通过邻伴企业2知识和信息的溢出,获取更多关于国家B的投资信息,间接存在对国家B对外直接投资的路径依赖效应,并优先对国家B进行投资。进一步,由于国家A和C是国家B地理临近或经济联系紧密的国家,企业1将以国家B为基础,搜寻国家A和C的投资市场信息,从而向国家A和C进行投资扩张,将其作为进一步的投资东道国。企业对外直接投资取决于邻伴企业的出口网络,并在社群内按照地理临近与经济联系进行扩张,体现出邻伴效应的特征。故提出:

假说3:企业对外直接投资决策将基于邻伴企业已构建的出口网络,趋向于将邻伴出口网络的社群内国家作为投资东道国,从地理临近与经济联系紧密两个方式形成扩张路径。

四、数据说明和计量模型建立

1. 数据说明

为了刻画中国企业的出口网络特征,本文所采用的企业数据来自于2000—2011年高度细分的中国海关分类统计进出口贸易数据与BACI全球双边贸易数据。①中国海关统计数据库由中国海关按月度对企业的进出口信息进行统计。本文将原始的月度数据按照年份加总成为年度数据,得到本文所使用的数据集。基于海关数据中存在的问题以及与本文研究主体不符之处,本文对海关数据进行如下处理:本文删除了企业名称为缺失值的企业;删除了企业名称为数字字符串的错误信息;由于贸易中间商与制造业企业的特征有着显著的差异性,本文借鉴Ahn et al.(2011)的识别方式,根据企业名称是否含有“进出口”、“国际贸易”、“商贸”、“国际运输”、“外贸”等字样判别企业是否为贸易中间商。②本文采用由CEPII整理得到的BACI全球双边贸易数据以及双边距离数据,构建出口目的地市场间的地理联系与经济联系,并结合中国海关数据构建企业的出口市场网络特征。根据BACI全球双边贸易数据库与中国海关数据库,本文对中国企业的出口网络特征及其扩展路径进行刻画,从而检验出口网络联结对企业对外直接投资决策的影响。

本文利用2011年BACI全球双边贸易数据,识别了每个经济体前两大出口目的地,从而构建了

不同经济体间的贸易网络关系^①。本文所使用的企业对外直接投资数据来源于 2000—2011 年商务部统计的中国对外直接投资企业名录。该数据库主要包含了投资目标地、证书号、境内投资主体(企业名称)、境外投资主体、所在省市、企业经营范围、投资核准日期等信息。本文利用该数据对企业对外直接投资目的地市场分布与扩展路径进行刻画。在此基础上,本文借鉴蒋冠宏和蒋殿春(2014)、毛其淋和许家云(2014)等研究所采用的方法,将对外直接投资企业名录与中国海关数据库进行匹配。本文使用两个数据库的企业名称进行匹配,完全匹配上 5726 家企业。在此基础上,本文通过计算两个数据库中企业中文名称的相似度,进而采用人工核对的方式,从样本中匹配上了 1443 家企业。因此,本文最终得到 6981 家企业向 196 个经济体对外直接投资的样本,作为本文分析的基础。

2. 计量模型构建

本文利用 2000—2011 年 CEPII-BACI 数据库、中国海关数据库与对外直接投资企业目录,分别从路径效应、社群效应与邻伴效应的角度出发,对出口网络联结下中国企业对外直接投资的区位选择进行检验与分析。对于出口网络的路径效应,本文借鉴 Chaney(2014)、Xie et al.(2016)对贸易与投资网络的刻画,从地理网络与经济网络两个角度,对计量模型进行设定:

$$\Pr(OFDI_{f,c,t+1} > 0) = F \left(\frac{\beta_1 \mathbb{I}[Export_{f,c,t} > 0] + \beta_2 \frac{\sum_{c' \neq c} \mathbb{I}[Export_{f,c',t} > 0] g(d_{c',c})}{\sum_{c' \neq c} \mathbb{I}[Export_{f,c',t} > 0]} + \beta_3 \frac{\sum_{c' \neq c} \mathbb{I}[Export_{f,c',t} > 0] \frac{Export_{c',c,t}}{GDP_{c'}}}{\sum_{c' \neq c} \mathbb{I}[Export_{f,c',t} > 0]} + \gamma Control + \mu_{f,c,t+1} \right) \quad (1)$$

其中, f, c, t 分别为企业、国家与年份,被解释变量为企业 f 在 $t+1$ 年到国家 c 进行对外直接投资的概率,即 OFDI 大于 0 的概率。 $F(\cdot)$ 为 CDF 的标准正态分布,分布函数的形态由一系列解释变量与参数所决定。 $Export_{f,c,t}$ 为企业 f 在 t 年份对国家 c 的出口额; $\mathbb{I}[\cdot]$ 为一个示性函数,当条件成立时取 1,否则取 0; $d_{c,c'}$ 为国家 c 到 c' 的地理距离, $g(\cdot)$ 为地理距离的单调递减函数,即地理距离越远,则 $g(d_{c,c'})$ 越小。借鉴 Chaney(2014)的设定,本文将该函数设定为如下形式:

$$g(d_{c,c'}) = e^{-d_{c,c'}^{1/3.5}} \quad (2)$$

在公式(1)的分布函数中,第一项表示企业上期是否出口的虚拟变量,即企业 f 在 t 年是否向国

① 因篇幅所限,请登陆《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载公开附件,参见全球经济体间前两大贸易伙伴间的网络关系图,网络关系图刻画了全球经济体前两大双边贸易关系,展示了全球经济体的贸易网络特征。从图中能够发现,全球不同经济体能够从地理与经济联系两个角度嵌入到全球贸易网络当中。一方面,全球不同经济体间的地理距离存在着巨大差异,地理距离是影响信息传递最重要因素之一,决定着企业对外直接投资的序贯性以及路径特征;另一方面,不同经济体间经济联系的紧密程度存在着显著的差异,经济联系的强弱同样是决定企业对外直接投资区位选择的重要因素。中国、美国、德国、日本等国家在贸易网络中的密集程度是最高的,这些经济体往往会因为在贸易网络中的紧密联系,从而更有可能成为企业对外直接投资的集聚地。企业通过贸易网络构建起了经济体间的经济联系,从而影响着企业的对外直接投资决策。

家 c 出口的虚拟变量,用于检验企业在 t 年对国家 c 出口的经验是否有助于其在 $t+1$ 年对国家 c 进行对外直接投资,若估计系数 β_1 大于 0,则表明企业对国家 c 的出口经验将会促进企业在未来对该国进行对外直接投资;第二项表示企业的地理网络扩展效应,即潜在的投资东道国与企业当年所有出口目的地的平均地理距离,用以检验企业未来投资东道国的选择是否倾向于距离已有出口目的地更临近的国家,若估计系数 β_2 大于 0,则表明企业倾向于选择地理距离更临近已有出口目的地的国家进行直接投资;第三项表示企业的经济网络扩展效应,即潜在的投资东道国与企业当年所有出口目的地的平均贸易联系程度,若估计系数 β_3 大于 0,则表明企业倾向于与出口目的地经济联系更紧密的国家进行直接投资。本文通过这三项对路径效应假设进行检验。

企业的出口网络还存在其他方面的特征,而忽略了这些因素则很有可能无法准确刻画出口网络的特征,进而导致遗漏重要解释变量的问题。借鉴 Chaney(2014)、Xie et al.(2016)对出口与投资网络特征刻画的设定,进一步从节点数、地理网络以及经济网络等其他特征对出口网络特征进行刻画^①,并将其引入到回归方程之中:①上期贸易连接个数,是指企业上期对全球出口的目的地数量,用以刻画出口网络中的网络节点数,贸易连接数的增加将会提高企业获取海外市场信息的整体能力从而降低其信息成本;②地理搜索效应,用以刻画中国与潜在投资东道国的地理距离,距离的降低将减少企业进行跨国投资时的搜寻成本,从而提高企业的投资倾向;③地理偏远度效应,是指潜在投资东道国与全球其他国家的平均地理距离,从地理网络的角度刻画了潜在投资东道国在网络中偏离中心的程度。潜在投资东道国的地理偏远度越低将提升企业信息的可获得性,从而提升企业对其进行对外直接投资的倾向;④经济偏远度效应,是指潜在投资东道国与全球其他国家的经济联系紧密程度,从经济网络的角度刻画了潜在投资东道国在网络中偏离中心的程度,潜在投资东道国经济偏远度的降低也将提升企业对其信息的可获得性。

为了避免遗漏重要解释变量的问题,本文进一步控制企业与目的国层面的其他控制变量,具体对变量的设定为:①对外直接投资经验变量。本文从上期是否投资与历史上是否存在投资经验两个方面对投资经验进行刻画。对于上期是否投资,若企业上一期对潜在东道国进行了直接投资则取 1,否则取 0;对于历史是否投资变量,若企业在历史时期内对潜在投资东道国进行了直接投资则取 1,否则取 0;②企业所有制,1 代表国有企业,0 代表非国有企业。③加工贸易,若企业出口额中包含加工贸易则取 1,否则取 0。④潜在东道国经济规模,本文采用潜在投资东道国 GDP 的对数值进行刻画;⑤潜在投资东道国的经济发展水平,本文采用潜在投资东道国的人均 GDP 来进行度量。此外,为了避免其他无法观测因素对估计的影响,本文在方程中加入了年份、省份、行业、企业层面的固定效应,以控制不随年份、省份、行业、企业变化的不可观测因素的影响。

基于社群效应分析的关键在于对社群的界定与识别,对此本文借鉴 Lucio et al.(2016)对出口网络社群效应刻画的方式,采用复杂网络的识别策略,利用 2000 年中国海关数据对企业出口网络中的国家进行社群识别与划分。Lucio et al.(2016)采用如下思路对出口网络社群进行识别:①根据企业出口至不同目的地的数据形成企业—目的地层面上的出口网络;②利用所构建的企业—目的地出口网络,识别出任意随机企业向 A 地区出口的同时,又以最高概率向哪些其他地区出口的目的地集合。本文识别的出口网络社群反映了企业同时出口概率最大化时的目的地组合,这种社群组合方式取决于地理距离、经济联系、文化习俗以及法律制度等因素,是一种综合形成的结果。本文参考 Newman(2006)的方法定义以下模块函数,作为社群识别的基础:

① 出口网络相关变量的测度以及定义请见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件。

$$Q = \frac{1}{2m} \sum_{ij} \left[A_{ij} - \frac{k_i k_j}{2m} \right] \delta(c_i, c_j) \quad (3)$$

其中, Q 是一个模块函数指数, m 为网络中边的数量, A_{ij} 是贸易网络中节点 i 与节点 j 间边的数量, k_i 和 k_j 为节点 i 与节点 j 在网络中的中心度, $\delta(\cdot)$ 为一个示性函数, c_i 和 c_j 为 i 国与 j 国所处的社群, 当两国处于同一个社群则取 1, 否则取 0。Newman 算法是一种基于最优模块度的贪心合并聚类算法, 该算法的基本思想是: 中国任意随机的一个出口企业以及其目的地市场构成了网络中的节点, 在每一阶段节点群组都被成功合并为更大规模的社群, 每一次合并后网络划分的模块度都能得到提升。简单来看, 社群分析是根据中国企业向全球不同目的地出口所形成的出口网络, 通过模块最优化, 获取被企业同时最大概率出口的出口目的地集合的社群划分。基于此, 本文将中国企业的 196 个出口目的地划分为 45 个社群并进行分析^①。

为了检验出口网络联结对中国企业对外直接投资的社群效应, 本文构建了社群联系变量纳入回归方程对企业对外直接投资决策是否存在社群内偏好进行了检验。衡量企业与社群内经济体联系的紧密程度直接与社群内部与企业具有出口关系的经济体数量有关。因此, 本文从绝对数量与相对数量两个角度出发, 对企业的社群联系密度进行度量。本文构建计量模型如下:

$$\Pr(OFDI_{f,c,t+1} > 0) = F \left(\begin{array}{l} \beta_1 I[Export_{f,c,t} > 0] + \beta_2 \frac{\sum_{c' \neq c} I[Export_{f,c',t} > 0] g(d_{c',c})}{\sum_{c' \neq c} I[Export_{f,c',t} > 0]} + \\ \beta_3 \frac{\sum_{c' \neq c} I[Export_{f,c',t} > 0] \frac{Export_{c',c,t}}{GDP_{c'}}}{\sum_{c' \neq c} I[Export_{f,c',t} > 0]} + \beta_4 CM_{f,c,t} + \gamma Control + \mu_{f,c,t+1} \end{array} \right) \quad (4)$$

其中, 本文在公式(1)的基础上进一步加入了社群变量 CM_{fct} , 表示 t 年企业 f 在经济体 c 所属划分的社群中与其存在出口关系的出口目的地数量, 或者表示为与企业存在出口关系的出口目的地数量占社群内经济体总数的比重。前者被定义为社群特征的绝对量, 后者被定义为社群特征的相对量。社群变量的估计系数检验了社群关系对企业对外直接投资区位选择的影响, 若估计结果显著为正, 则表明随着企业与某一社群内经济体所构建的出口网络越紧密, 则企业越倾向于向社群内经济体进行对外直接投资, 企业对外投资行为存在向出口网络的社群内集中的特征。

在对企业对外直接投资的社群内集中特征进行检验后, 本文进一步从出口网络联结在社群内与社群外的异质性进行检验。基于此, 本文根据经济体间是否属于同一个社群, 将企业的出口网络划分为社群内网络与社群外网络, 通过回归比较不同网络边际效应的大小, 从而对社群内与社群外网络联结对企业对外直接投资区位选择的异质性影响进行推断。具体计量模型如下:

$$\Pr(OFDI_{f,c,t+1} > 0) = F \left(\begin{array}{l} \beta_1 I[Export_{f,c,t} > 0] + \beta_2 \frac{\sum_{c' \neq c} I[Export_{f,c',t} > 0] I[M_{c'} = M_c] g(d_{c',c})}{\sum_{c' \neq c} I[Export_{f,c',t} > 0]} + \end{array} \right)$$

^① 社群网络的划分与分布情况请登陆《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)下载公开附件。

$$\beta_3 \frac{\sum_{c' \neq c} \mathbb{I}[\text{Export}_{f,c',t} > 0] \mathbb{I}[M_{c'} = M_c] \frac{\text{Export}_{c',c,t}}{\text{GDP}_{c'}}}{\sum_{c' \neq c} \mathbb{I}[\text{Export}_{f,c',t} > 0]} + \beta_4 \frac{\sum_{c' \neq c} \mathbb{I}[\text{Export}_{f,c',t} > 0] \mathbb{I}[M_{c'} \neq M_c] g(d_{c',c})}{\sum_{c' \neq c} \mathbb{I}[\text{Export}_{f,c',t} > 0]} + \beta_5 \frac{\sum_{c' \neq c} \mathbb{I}[\text{Export}_{f,c',t} > 0] \mathbb{I}[M_{c'} \neq M_c] \frac{\text{Export}_{c',c,t}}{\text{GDP}_{c'}}}{\sum_{c' \neq c} \mathbb{I}[\text{Export}_{f,c',t} > 0]} + \gamma \text{Control} + \mu_{f,c,t+1} \quad (5)$$

其中, M_c 表示经济体 c 所属的社群种类, $\mathbb{I}[M_{c'} = M_c]$ 表示经济体 c' 在社群内, $\mathbb{I}[M_{c'} \neq M_c]$ 则表示经济体 c' 在社群外。公式(5)中, β_2, β_3 衡量了社群内的地理扩展效应与经济扩展效应; β_4, β_5 衡量了社群外的地理扩展效应与经济扩展效应。根据本文的理论假设, 社群内出口网络对企业对外直接投资的影响要大于社群外网络, 从而导致了企业对外直接投资呈现社群内集中的现象。因此, 本文预测公式(5)中社群内网络的估计系数大于社群外网络的估计系数。

为了对出口网络联结下企业对外直接投资的邻伴效应进行检验, 本文进一步参考 Fernandes and Tang(2014)的研究, 将邻伴企业定义为在地理位置与出口产品上与该企业具有相似性的企业集合。基于此, 本文将企业的邻伴企业限定为相同城市内出口相同 HS4 位产品的企业, 在公式(1)的基础上, 加入邻伴企业网络的代理变量, 计量模型如下:

$$\Pr(\text{OFDI}_{f,c,t+1} > 0) = F \left(\begin{aligned} & \beta_1 \frac{\sum_{i=1}^{N_{f'}} \mathbb{I}[\text{Export}_{f_i',c,t} > 0] + \beta_2 \frac{\sum_{i=1}^{N_{f'}} \sum_{c' \neq c} \mathbb{I}[\text{Export}_{f_i',c',t} > 0] g(d_{c',c})}{\sum_{i=1}^{N_{f'}} \sum_{c' \neq c} \mathbb{I}[\text{Export}_{f_i',c',t} > 0]} + \\ & \beta_3 \frac{\sum_{i=1}^{N_{f'}} \sum_{c' \neq c} \mathbb{I}[\text{Export}_{f_i',c',t} > 0] \frac{\text{Export}_{c',c,t}}{\text{GDP}_{c'}}}{\sum_{i=1}^{N_{f'}} \sum_{c' \neq c} \mathbb{I}[\text{Export}_{f_i',c',t} > 0]} + \gamma \text{Control} + \mu_{f,c,t+1} \end{aligned} \right) \quad (6)$$

其中, f_i' 为企业 f 的邻伴企业, $N_{f'}$ 为邻伴企业的数量, 方程右侧的三个变量分别表示: 上期对潜在投资东道国出口的邻伴企业数量、邻伴企业的地理网络扩展效应、邻伴企业的经济网络扩展效应。在此基础上, 本文在模型中仍然加入了其他刻画网络的变量, 包括地理搜索效应、地理偏远度效应、经济偏远度效应以及企业自身网络的地理网络扩展效应、经济网络扩展效应以及企业自身上期是否出口的虚拟变量。通过对 $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ 变量进行估计, 本文能够在控制自身出口网络影响后, 检验邻伴企业出口网络联结对企业对外直接投资决策的影响。

五、计量结果检验与分析

1. 出口网络联结的路径效应

企业未来对外直接投资的区位选择取决于其既有的出口网络结构, 从而体现出企业对外直接投资依赖于出口网络的路径效应。为了对路径效应进行检验, 本文分别从直接的路径效应、地理网络扩展效应与经济网络扩展效应角度出发, 采用 probit 模型对公式(1)进行估计与检验, 具体估计结果如表 1 所示。表 1 的第(1)—(7)列采取逐步回归的方式, 对上期是否出口、地理网络扩展效应

与经济网络扩展效应的估计系数进行检验。为了避免遗漏解释变量问题,本文在计量方程的估计中加入了年份、省份、行业和企业层面的固定效应。

表 1 出口网络联结对企业对外直接投资的路径效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
上期是否出口	42.1093*** (1.1352)	22.0493*** (0.6594)	21.4027*** (0.6522)	20.9788*** (0.6554)	19.4549*** (0.6792)	19.9875*** (0.6896)	19.4109*** (0.6788)
地理网络扩展效应			-0.0108*** (0.0036)	-0.0069** (0.0035)	-0.0059* (0.0031)	-0.0075** (0.0031)	-0.0058* (0.0030)
经济网络扩展效应				0.0643*** (0.0093)	0.0574*** (0.0083)	0.0573*** (0.0083)	0.0575*** (0.0083)
上期贸易连接个数		0.0491*** (0.0018)	0.0486*** (0.0018)	0.0477*** (0.0018)	0.0417*** (0.0019)	0.0415*** (0.0019)	0.0417*** (0.0019)
地理搜索效应			0.7749*** (0.0606)	0.6405*** (0.0618)	0.5701*** (0.0574)	0.5841*** (0.0575)	0.5685*** (0.0575)
地理偏远度效应			0.5843 (0.6302)	-0.0864 (0.6177)	-0.0896 (0.5446)	0.1884 (0.5449)	-0.1119 (0.5393)
经济偏远度效应				0.1053** (0.0499)	0.0552 (0.0453)	0.0566 (0.0455)	0.0549 (0.0454)
上期是否投资						-0.5327*** (0.0518)	
历史是否投资							0.0581 (0.1277)
控制变量	否	否	否	否	控制	控制	控制
Pseudo R ²	0.4448	0.4905	0.4927	0.4941	0.5005	0.5008	0.5005
样本量	814905	814905	810617	810617	810617	810617	810617

注:①*、**、*** 分别代表 10%、5%与 1%的显著性水平;②括号内为估计系数的聚类稳健标准差;③估计系数均为边际效应。以下各表同。

表 1 展示了公式(1)的回归结果,第(1)—(4)列在未加入相关企业与潜在投资东道国控制变量的情形下检验了出口网络结构对企业对外直接投资区位选择的影响。第(1)列加入了企业上期是否对潜在投资东道国出口的虚拟变量,估计系数在 1%的显著性水平下显著为正,这表明企业上期对潜在投资东道国出口提高了企业在当期对该国进行对外直接投资的概率,企业对外直接投资对企业的出口地存在跟随策略的特征。第(2)列在第(1)列基础上加入了上期贸易联结个数的变量,以控制企业出口目的地数量对企业对外直接投资决策的影响,变量估计结果显著为正,且上期是否出口变量仍然显著为正,其估计结果在控制这一效应后仍然是显著的。表 1 的第(3)列考察了地理网络扩展效应对企业对外直接投资区位选择的影响,其估计结果在 1%的显著性水平下显著为负,这表明企业对外直接投资并不会简单地选取与出口目的地地理距离临近的国家作为东道国,即中国企业的对外直接投资并不符合地理网络扩展效应假设^①。第(4)列加入了经济扩展效应变量,结果显著

① 因篇幅所限,从社群内外关系型与战略型联系角度出发对该结果进行了理论诠释、中国企业对外直接投资的间断性投资特征对前一期投资系数进行解读,请见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

为正,表明中国企业对外直接投资符合经济扩展效应。

2. 出口网络联结的社群效应

本文进一步对企业对投资东道国的选择是否存在社群内集中的特征进行了检验,具体的估计结果展示在表2中。本文在第(1)一(3)列加入了社群内目的地的数量作为潜在投资东道国的社群特征代理变量,并采用逐步回归的方式进行检验与分析。在第(1)列中,本文仅加入了路径效应变量与社群特征变量,社群特征变量的估计系数虽然为正,但却并不显著。本文在第(2)、(3)列分别加入了出口贸易网络的其他特征变量以及投资经验变量,社群内目的地的数量的估计系数均在1%或10%的统计水平下显著为正,这表明在其他因素不变的情况下,企业倾向于向已出口的目的地所属社群内部的其他地区进行对外直接投资,存在显著的社群内集中的现象。由于不同社群的规模可能存在显著的差异性,本文在第(4)一(6)列改变了绝对量对社群特征进行度量的方式,采用相对比重的方式去除规模效应对社群特征变量进行度量。本文采用在社群内部与企业存在出口关系的目的地数量占该社群总经济体数量的比重作为代理变量,并对其系数进行估计与检验。表2的第(4)一(6)列采用社群内目的地占比对社群特征进行度量,第(4)列本文加入了路径效应变量与社群特征变量,采用相对数量度量的社群变量并不显著,但在进一步加入了其他出口网络特征变量以及投资经验后,社群变量的估计系数均在10%或1%的显著性水平下显著为正,这同样证实了企业对外直接投资扩张存在着显著的社群内集中的效应。

表2 出口网络联结对企业对外直接投资的社群效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
上期是否出口	37.5895*** (1.2507)	19.3842*** (0.6755)	19.9789*** (0.6884)	37.6416*** (1.2555)	19.3349*** (0.6713)	19.9079*** (0.6923)
地理网络扩展效应	-0.0108*** (0.0020)	-0.0053* (0.0031)	-0.0068** (0.0031)	-0.0110** (0.0020)	-0.0051* (0.0031)	-0.0065** (0.0031)
贸易网络扩展效应	0.0888*** (0.0116)	0.0556*** (0.0083)	0.0540*** (0.0084)	0.0900*** (0.0116)	0.0564*** (0.0083)	0.0550*** (0.0083)
上期贸易连接个数		0.0419*** (0.0019)	0.0418*** (0.0019)		0.0418*** (0.0019)	0.0416*** (0.0019)
地理搜索效应		0.5249*** (0.0586)	0.5102*** (0.0582)		0.5459*** (0.0580)	0.5370*** (0.0578)
地理偏远度效应		-0.1745 (0.5491)	0.1033 (0.5514)		-0.2212 (0.5517)	-0.0003 (0.5522)
贸易偏远度效应		0.0557 (0.0453)	0.0577 (0.0455)		0.0550 (0.0452)	0.0566 (0.0454)
上期是否投资			-0.5852*** (0.0416)			-0.6048*** (0.0360)
社群内目的地数量	0.0424 (0.0455)	0.0925** (0.0375)	0.1568*** (0.0326)			
社群内目的地占比				-0.1082 (0.5137)	0.7722* (0.4575)	1.6291*** (0.4005)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Pseudo R ²	0.4585	0.5005	0.5011	0.4585	0.5005	0.5011
样本量	814905	810617	810617	814905	810617	810617

表 2 的检验结果证实了中国企业对外直接投资的区位选择存在显著的社群内集中趋势,这种集中趋势产生的一个重要原因在于:社群内地区产生的路径效应大于社群外,从而导致企业对外直接投资的潜在投资东道国更趋向于社群内地区。本文对公式(5)进行回归,并分析社群内与社群外的路径效应,具体估计结果如表 3 所示。表 3 采取了逐步回归的方式集中对社群内与社群外的地理网络扩张效应与经济网络扩展效应进行检验与分析。表 3 的第(1)列加入了社群内与社群外地理网络扩展效应变量,表中的估计结果显示:社群内地理网络扩展效应变量的估计系数为 0.03,且在 1% 的显著性水平下显著为正,但社群外地理网络扩展效应变量的估计系数却为-0.01,且在 1% 的显著性水平下显著为负。这一估计结果表明:企业对外直接投资的区位选择在社群内存在显著的地理路径效应,但在社群外却并不存在路径依赖。社群内与社群外地理网络扩展效应充分展示了社群内与社群外企业对外直接投资决策机制的差异性。表 3 的第(2)列进一步加入了社群内与社群外的经济网络扩展效应变量,其估计结果分别为 0.10 和 0.08,且在 1% 的显著性水平下显著为正,社群内经济网络扩展效应变量的估计系数显著大于社群外变量,这也表明企业更趋向于向社群内经济网络联系更为紧密的地区进行对外直接投资,导致企业对外直接投资呈现社群内集中的现象。最后,本文在表 3 中加入了社群内与社群外上一期是否投资的虚拟变量,并在第(3)列中加入了其他社群内与社群外的控制变量后,估计结果仍然是稳健的。表 3 的结果表明:出口网络对中国企业对外直接投资产生的社群效应源于社群内与社群外地区在地理网络扩展与经济网络扩展上路径效应的显著差异性,导致中国企业对外直接投资向社群内集中。

表 3 出口网络联结在社群内与社群外的异质效应

	(1)		(2)		(3)	
	系数	标准差	系数	标准差	系数	标准差
上期是否出口	38.0200***	(1.2373)	37.2188***	(1.2486)	37.2634***	(1.2433)
地理搜索效应	0.4956***	(0.0704)	0.3009***	(0.0732)	0.3617***	(0.0699)
社群内地理网络扩展效应	0.0269***	(0.0087)	0.0191**	(0.0087)	0.0281***	(0.0083)
社群外地理网络扩展效应	-0.0147***	(0.0020)	-0.0119***	(0.0019)	-0.0256***	(0.0057)
社群内贸易网络扩展效应			0.1019***	(0.0122)	0.1471***	(0.0176)
社群外贸易网络扩展效应			0.0845***	(0.0118)	0.0749***	(0.0114)
社群内上期贸易连接个数					0.3809***	(0.1307)
社群外上期贸易连接个数					0.0478	(0.0653)
社群内地理偏远度效应					2.9962***	(0.9697)
社群外地理偏远度效应					2.9229***	(0.9808)
社群内贸易偏远度效应					0.0534	(0.0536)
社群外贸易偏远度效应					0.0676	(0.0540)
社群内上期是否投资					0.7135	(0.5948)
社群外上期是否投资					-0.0962	(0.0665)
控制变量	控制		控制		控制	
Pseudo R ²	0.4580		0.4601		0.4609	
样本量	805936		805936		805936	

3. 出口网络联结的邻伴效应

在对路径效应与社群效应进行检验后,本文进一步对公式(6)进行估计,以对企业出口网络的邻伴效应进行检验与分析。企业对外直接投资的信息不仅来源于自身的出口网络,还可能通过邻伴企业的出口网络获得,从而表现出对邻伴企业出口网络的路径效应。在此基础上,本文采用 probit 模型对公式(6)进行估计,估计结果如表4所示。表4的第(1)列加入了邻伴企业中潜在投资东道国出口的数量,从而检验邻伴出口网络的路径效应,其估计结果在1%的显著性水平下显著为正,这表明邻伴企业越集中出口的地区,企业也更趋向于向这些地区进行对外直接投资,存在显著的邻伴效应现象。表4的第(2)列加入了邻伴企业的地理网络扩展效应,以检验邻伴企业出口网络的地理网络扩展特征对企业对外直接投资区位选择的影响,其估计系数为负但却并不显著,这一问题的产生同样源自于地理网络特征的社群依赖问题,从而导致整体的路径效应并不显著。表4的第(2)列同样在回归中加入了邻伴出口网络的经济网络扩展效应变量,其估计系数在1%的显著性水平下显著为正,这表明企业对外直接投资东道国的选择同样取决于邻伴企业的经济网络扩展效应,趋向于向邻伴企业出口网络中经济联系更为紧密的地区进行对外直接投资,邻伴企业能够通过出口网络为企业对外直接投资提供重要的信息溢出。最后,本文在表4第(3)列中加入了社群内邻伴企业的出口目的地占比变量,检验了邻伴企业出口网络的社群效应,其估计系数在1%的显著性水平下显

表4 出口网络联结对企业对外直接投资的邻伴效应

	(1)		(2)		(3)	
	系数	标准差	系数	标准差	系数	标准差
上期是否出口	2005.2670***	(68.5540)	1926.2970***	(68.0420)	1892.9920***	(66.9690)
邻伴出口企业数量	0.0013***	(0.0004)	0.0016***	(0.0003)	0.0017***	(0.0003)
地理网络扩展效应			-0.7970***	(0.2880)	-0.6910**	(0.2870)
邻伴地理网络扩展效应			-0.9770	(0.8000)	-0.7560	(0.7920)
经济网络扩展效应			5.4370***	(0.8090)	5.0620***	(0.8000)
邻伴经济网络扩展效应			7.2810***	(0.8300)	6.3700***	(0.8220)
上期贸易连接个数	3.9650***	(0.1900)	3.9270**	(0.1880)	3.8910***	(0.1890)
邻伴上期贸易连接个数	0.2690***	(0.0590)	-0.1410**	(0.0715)	-0.4490***	(0.0798)
地理搜索效应	67.5120***	(5.5760)	51.6340***	(5.6270)	47.5810***	(5.6150)
地理偏远度效应	-111.0160***	(12.7250)	20.6390	(51.6930)	-8.3160	(51.5590)
贸易偏远度效应	7.2140	(4.4240)	1.2790	(4.4630)	1.0750	(4.4270)
上期是否投资	-47.2110***	(6.0540)	-51.4270***	(5.1930)	-57.7200***	(3.4830)
邻伴上期投资企业数量	-2.2540*	(1.1730)	-1.3550	(0.9940)	-1.3140	(0.9820)
社群内目的地占比					160.6030***	(41.8250)
社群内邻伴目的地占比					54.0140***	(4.8420)
控制变量	控制		控制		控制	
Pseudo R ²	0.5023		0.5071		0.5085	
样本量	812874		812874		812874	

著为正,表明企业趋向于向邻伴企业出口网络中的社群内部地区进行对外直接投资,邻伴企业出口网络对企业对外直接投资的影响同样存在着显著的社群效应。

根据表4的研究结果,中国企业对外直接投资的区位选择同样随邻伴出口网络呈现出社群内集中的特征。基于此,本文进一步区分了企业自身出口网络与邻伴出口网络在社群内与社群外的路径效应,并对其进行估计与检验。采用可视化方式展示的估计结果显示,点表示对不同变量的点估计量,而区间则表示对其区间估计,各变量经过t检验均在显著性水平下显著。对于邻伴出口网络,社群内的地理网络扩展效应估计系数显著为正,而社群外地理网络扩展效应却显著为负,这表明邻伴出口网络对企业对外直接投资的地理网络扩展效应同样表现出社群内与社群外的不同特征,社群内集中的现象主要是由社群内的路径效应造成的。社群内与社群外经济网络扩展效应的估计系数均显著为正,而且社群内经济网络扩展效应的估计系数大于社群外的估计系数,社群内经济网络的扩展效应同样导致了企业对外直接投资的社群内集中。

4. 稳健性分析与检验^①

(1)样本的稳健性检验与分析。为了处理估计中的极端值、避税港、经济特区、加工贸易、所有制问题所带来的影响,本文在本小节分别针对这些问题展开样本稳健性分析。具体操作如下:①极端值剔除。为了处理可能带来的极端值问题,本文在1%的水平上对样本进行了双边缩尾和截尾的处理,对样本的极端值进行了剔除。②剔除对避税港投资。本文在基准回归的基础上,剔除了对18个避税港国家与地区进行对外直接投资的样本^②。③剔除经济特区。本文按照海关数据中报告的企业地点,剔除了位于经济特区、经济技术开发区、高新技术产业开发区以及出口加工区的样本。④剔除加工贸易企业。本文在基准回归的基础上剔除了从事加工贸易的企业。⑤所有制差异。本文在基准回归基础上分别对国有企业、民营企业回归结果仍然成立。因此,本文在考虑了样本稳健性后,基准回归的估计结果具有稳健性。

(2)样本的稳健性检验与分析。本文考察了出口网络对企业未来对外直接投资的影响,虽然在计量模型中控制了企业对外直接投资经验的变量,然而初次投资企业与历史投资企业在分别利用出口网络效应时可能存在一定的差异性。本文根据企业是否是第一次进行对外直接投资,将所有样本划分为初次投资企业与历史投资企业。本文估计结果表明:历史投资企业从出口网络中所体现的路径效应显著大于初次投资企业。本文检验了两类企业在社群效应与邻伴效应上表现的差异性,同样发现:历史投资企业从出口网络中所获取的社群效应与邻伴效应均显著大于初次投资企业,历史投资企业的投资经验在出口网络效应中发挥了重要作用。

(3)金融危机前后的稳健性分析。本文考察出口网络对中国企业对外直接投资影响的研究是基于2000—2011年的数据进行的,然而,2008年爆发的金融危机导致不同时间段所受到的宏观政策冲击表现出巨大的差异性。根据2008年前后对金融危机进行划分,本文分别对金融危机前后的出口网络效应进行了检验。在金融危机后,上期是否出口以及经济网络扩展效应变量显著为正,但社群效应以及邻伴效应变量均不显著,金融危机前上期是否出口以及经济网络扩展效应变量的估计系数显著大于金融危机后的估计结果。估计结果表明:金融危机后,大量的宏观政策冲击以及经济不确定性极大削弱了出口网络对企业对外直接投资所带来的信息溢出效应。

① 完整的稳健性分析请见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

② 本文剔除的避税港国家与地区包括:安道尔、阿拉伯联合酋长国、贝宁、百慕大、巴西、巴哈马、瑞士、直布罗陀、中国香港、开曼群岛、中国澳门、沙特阿拉伯、塞舌尔、圣马力诺、特克斯和凯科斯群岛、多哥、瓦努阿图和英属维尔京群岛。

(4)出口网络累积性的稳健性分析。对外直接投资企业所能够利用的出口网络信息可能存在累积效应,即信息来源于过去几年的出口网络。基于此,本文在基准回归的基础上,通过考察过去两年的出口网络以及过去三年的出口网络,进而考察企业出口网络效应的稳健性。在考虑了出口网络累积性问题后,估计结果是稳健的。

(5)内生性问题的稳健性分析。本文对计量方程中所有的解释变量滞后一期作为其代理变量,这样就有效避免了企业对外直接投资决策对其出口网络所带来的逆向因果问题。即使采用滞后一期的做法,本文仍然存在造成残差项与内生性变量相关的潜在因素。为了解决内生性问题对本文结果的影响,本文从以下六个方面对内生性问题进行了检验与分析:①初次出口网络变量作为工具变量。本文采用企业在初次出口时的出口网络变量作为滞后一期出口网络变量的工具变量,估计结果仍然保持稳健。②滞后二期变量作为工具变量。本文采用计量方程中网络指标的滞后二期变量作为滞后一期变量的工具变量,进一步采取二阶段方式对参数进行估计,估计结果仍然保持稳健。③1992年出口产品网络作为工具变量。本文选择1992年中国出口产品数据构造每一种HS6位产品的出口网络指标,采用海关数据库中企业滞后一期HS6位产品出口占其总出口比重作为权重,进而加权得到企业出口网络指标,将其作为工具变量,估计结果仍然保持稳健。④殖民、语言与战争网络作为工具变量。本文基于二战前不同经济体间的殖民关系、任意两个国家是否采用共同的官方语言、任意两个国家是否发生战争,分别构建经济体间的网络联系,采用经济网络扩展效应的形式构造了内生性变量的工具变量,估计结果仍然保持稳健。⑤工具外生性条件的检验。本文借鉴林建浩和赵子乐(2017)对工具外生性条件的检验方法,采用局部零近似法对工具外生性条件进行检验,估计均与基准估计结果保持一致。⑥系统GMM估计。本文将所有刻画网络特征的变量设定为内生变量,采用系统GMM方式进行估计,所得到的估计结果与基准回归结果保持一致且稳健。

(6)对外直接投资动机的稳健性分析。本文进一步根据中国对外直接投资企业名录中企业对外直接投资的经营范围信息,将对外直接投资项目划分为商贸、生产、研发和资源开发四大类,进而对不同样本进行回归分析。估计结果显示:商贸和生产领域的企业对外直接投资严重依赖于出口网络,呈现典型的路径效应、社群效应与邻伴效应,但研发和资源开发类的对外直接投资却并不依赖于出口网络。

六、结论与启示

2002年以来,中国企业对外直接投资呈现高速增长的趋势,越来越多的中国企业开始在缺乏海外投资经验的情况下开展跨国生产与经营活动。本文在这样的现实背景下从出口网络的角度破解中国企业对外直接投资的高速增长之谜。从历史的角度来看,中国企业对外直接投资的增长滞后于出口,对外贸易高速增长所形成的出口网络为中国企业对外直接投资扩张提供了重要的信息资源优势。基于此,本文分别从路径效应、社群效应与邻伴效应的角度出发,提出了出口网络联结下企业对外直接投资决策的理论假设,利用2000—2011年CEPII-BACI数据库、中国海关数据库与对外直接投资企业目录,通过构建计量模型对出口网络的对外直接投资效应进行分析。本文研究发现:①中国企业对外直接投资的区位选择依赖于出口网络结构,趋向于选择经济临近、社群内地理临近地区作为东道国;②企业对外直接投资决策依赖于出口网络的社群分布,企业向出口网络社群内地区对外直接投资的路径效应显著大于社群外地区,故更趋向于选择社群内地区进行对外直接投资;③邻伴企业的出口网络显著影响了企业对外直接投资决策,邻伴企业出口网络的社群同样是决定企业对外直接投资决策的重要因素。本文的研究表明,出口网络联结是中国企业对外直接投资迅速

扩张的重要原因,是中国企业对外直接投资过程中的重要资源与国家优势。

本文的研究结论对中国企业走出去,形成面向全球的贸易、生产和服务网络,构建全面对外开放新格局具有重要的政策含义。为了将中国的出口网络转化为企业对外直接投资的优势,应当从企业与政府两个层面,共同推进贸易与投资相互促进的网络体系建设。

(1)中国企业应构建以出口网络与投资网络为基础的动态战略体系。在现实中,中国大量企业内部的出口运营往往归于市场部门决策,而对外投资则归于投资战略部门决策。根据本文的结论,企业需要意识到企业营销部门与投资战略部门不应是相互割裂的,营销部门在海外交易中积累经验、搜寻市场信息,对海外市场的政策、文化、管制以及上下游产业都有更为成熟的理解,企业在制定对外投资战略决策时应形成企业投资战略与出口战略的有效组合,以提高企业对外投资的成功率。但另一方面企业国际化阶段又是动态变化的,企业的投资战略决策不仅仅要依赖于企业已构建的成熟出口网络,还需要根据不同的国际化阶段进行动态调整。企业在经历初期的国际化阶段后,不仅应当形成出口网络社群内的关系型联系,而且应当逐步建立起社群外的战略型联系,如果不根据国际化的动态阶段调整,路径依赖将成为企业实现进一步国际化战略的陷阱。此外,企业战略风险的管理同样需要企业通过不同的国际化路径对冲风险,过于集中的企业对外投资分布将导致企业面临更高的国际化风险。

(2)政府机构应积极与商会、协会合作构建信息网络交流平台,打造企业间的信息集成生态体系。根据企业出口网络的邻伴效应,邻伴企业的出口信息也在企业的对外投资中起到至关重要的作用,而现实中本地企业间联系却是分散的,难以形成有效的信息网络。因此,地方政府、行业协会、商会等机构应发挥主导作用,并建立全面的合作机制。一方面,地方政府应统筹发展与改革委员会、商务部门以及国际贸易促进委员会等官方机构搭建官方平台,利用地方政府的本地市场信息优势,构建企业出口网络信息的集成平台,及时发布重要的政策信息并组织商业活动。另一方面,行业协会、商会等民间主体发挥信息汇集的功能,形成企业间的信息网络机制,通过网站、报告以及培训会的方式实现信息的有效传播,增强信息的利用效率。此外,地方政府的官方平台与行业协会、商会同样可以加强信息合作,共同构建系统的商业信息网络。

[参考文献]

- [1]蒋冠宏. 企业异质性和对外直接投资——基于中国企业的检验证据[J]. 金融研究, 2015, (12):81-96.
- [2]蒋冠宏,蒋殿春. 中国企业对外直接投资的“出口效应”[J]. 经济研究, 2014, (5):160-173.
- [3]林建浩,赵子乐. 均衡发展的隐形壁垒:方言、制度与技术扩散[J]. 经济研究, 2017, (9):182-197.
- [4]毛其淋,许家云. 中国对外直接投资促进抑或抑制了企业出口[J]. 数量经济技术经济研究, 2014, (9):3-21.
- [5]裴长洪,樊瑛. 中国企业对外直接投资的国家特定优势[J]. 中国工业经济, 2010, (7):45-54.
- [6]孙天阳,成丽红,许和连. 出口边际网络特征及国家二元身份匹配适度区间研究[J]. 统计研究, 2018, (5):88-98.
- [7]田巍,余淼杰. 企业生产率和企业“走出去”对外直接投资:基于企业层面数据的实证研究[J]. 经济学(季刊), 2012, (11):383-408.
- [8]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, (12):95-106.
- [9]项本武. 对外直接投资经济效应实证研究进展[J]. 经济学动态, 2008, (2):111-115.
- [10]谢杰,刘任余. 基于空间视角的中国对外直接投资的影响因素与贸易效应研究[J]. 国际贸易问题, 2011, (6):66-74.
- [11]杨宏恩,孟庆强,王晶,李浩. 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.
- [12]Ahn J. B., A. K. Khandelwal, and S. J. Wei. The Role of Intermediaries in Facilitating Trade [J]. Journal of

- International Economics, 2011,84(1):1-85.
- [13]Armenter, R., and M. Koren. Economies of Scale and the Size of Exporters [J]. Journal of the European Economic Association, 2014,13(3):482-511.
- [14]Arouri, M. E. H., S. Hammoudeh, A. Lahiani, and D. K. Nguyen. Long Memory and Structural Breaks in Modeling the Return and Volatility Dynamics of Precious Metals [J]. Quarterly Review of Economics and Finance, 2012,52(2):207-218.
- [15]Blonigen, B. A Review of the Empirical Literature on FDI Determinants [J]. Atlantic Economic Journal, 2005, 33(4):383-403.
- [16]Blonigen, B. A., and K. Tomlin. Size and Growth of Japanese Plants in the United States [J]. International Journal of Industrial Organization, 2001,19(6):931-952.
- [17]Cadot, O., L. Iacovone, M. Pierola, and F. Rauch. Success and Failure of African Exporters [J]. Journal of Development Economics, 2013,(101):284-296.
- [18]Chaney,T. The Network Structure of International Trade[J]. American Economic Review, 2014,104(11): 3600-3634.
- [19]Desbordes, R., and S. J. Wei. The Effects of Financial Development on Foreign Direct Investment [J]. Journal of Development Economics, 2017,(127):153-168.
- [20]Eaton, J.,and A. Tamura. Bilateralism and Regionalism in Japanese and U.S. Trade and Direct Foreign Investment Patterns[J]. Journal of the Japanese and International Economies, 1994,8(4):478-510.
- [21]Eichengreen, B., and H. Tong. Is China's FDI Coming at the Expense of Other Countries [J]. Journal of the Japanese and International Economies, 2007,21(2):153-172.
- [22]Fernandes, A. P., and H. Tang. Learning to Export from Neighbors [J]. Journal of International Economics, 2014,94(1):67-84.
- [23]Grant, R. M. Toward a Knowledge-Based Theory of the Firm [J]. Strategic Management Journal, 1996, 17(S):109-122.
- [24]Grubert, H., and J. Mutti. Taxes, Tariffs and Transfer Pricing in Multinational Corporate Decision Making[J]. Review of Economics and Statistics, 1991,73(2):285-293.
- [25]Hausmann, R., and D. Rodrik. Economic Development as Self-Discovery [J]. Journal of Development Economics, 2003,72(2),603-633.
- [26]Helpman, E., M. J. Melitz, and S. R. Yeaple. Export Versus FDI with Heterogeneous Firms [J]. American Economic Review, 2004,94(1):300-316.
- [27]Iacovone, L., and B. S. Javorcik. Multi-Product Exporters: Product Churning, Uncertainty and Export Discoveries[J]. Economic Journal, 2010,120(544):481-499.
- [28]Kogut, B., and U. Zander. Knowledge of the Firm and the Evolutionary Theory of the Multinational Corporation[J]. Journal of International Business Studies, 2003,34(6):516-529.
- [29]Lipsey R. E., and F. Sjöholm. The Impact of Inward FDI on Host Countries: Why Such Different Answers[A]. A. E. Safarian. Does Foreign Direct Investment Promote Development [C]. Canadian Public Administration, Peterson Institute for International Economics,2005.
- [30]Lipsey, R. E., and M. Y. Weiss. Foreign Production and Exports in Manufacturing Industries [J]. Review of Economics and Statistics, 1981,63(4):448-493.
- [31]Lu, J., X. Liu, M. Wright, and I. Filatotchev. International Experience and FDI Location Choices of Chinese Firms: The Moderating Effects of Home Country Government Support and Host Country Institutions [J]. Journal of International Business Studies, 2014,45(4):428-449.
- [32]Lucio, J., R. Minguez, A. Minondo, and F. Requena. Networks and the Dynamics of Firms' Export Portfolio;

- Evidence for Mexico[J]. *World Economy*, 2016,39(5):708–736.
- [33]Martin, X., and R. Salomon. Tacitness, Learning, and International Expansion: A Study of Foreign Direct Investment in a Knowledge-Intensive Industry[J]. *Organization Science*, 2003,14(3):297–311.
- [34]Mucchielli, J. L., and I. Soubaya. Intra-Firm Trade and Foreign Investment: An Empirical Analysis of French Firms[J]. *Multinational Firms and Impacts on Employment, Trade and Technology*, 2002,32(6):43–83.
- [35]Newman, M. E. J. Modularity and Community Structure in Networks [J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2006,103(23):8577–8582.
- [36]Pedersen, T., and J. M. Shaver. Internationalization Revisited: The Big Step Hypothesis [J]. *Global Strategy Journal*, 2011,1(3–4):263–274.
- [37]Wei, S. J. How Taxing is Corruption on International Investors [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2000, 82(1):1–11.
- [38]Xie, Y., Y. Zhou, and X. Yu. The Evolving Network of Chinese Multinational Firms[R]. School of Economics, Fudan University Working Papers, 2016.

The New Explanation on the Speedy Expansion of Chinese Enterprises' OFDI ——Based on the Perspective of Path, Community and Neighboring Effect

JIANG Wei, LI Xing-yun, SONG Yi-jia

(International Business School of SWUFE, Chengdu 610074, China)

Abstract: From the perspective of path, community and neighbors, this paper puts forward the theoretical hypothesis of enterprises' decision on OFDI under export network. With CEPII-BACI database, China Customs database and OFDI enterprise catalogue from 2000–2011, this paper constructs the econometric model to test the hypothesis by adopting the network analysis method. This paper captures the export network of enterprises and their neighbors from the perspective of geographic and economic connections. Using community analysis method to divide 196 economies into 45 communities, which respectively identifies the path effects, community effects, and neighbor effects of export network on Chinese enterprises' decision on OFDI location. This paper finds that: ①The Chinese enterprises' decision on OFDI location depends on the structure of export network, tending to choose the regions with economical and the geographical proximity within community as the host countries. ②The enterprises' decision on OFDI depends on the social distribution of the export network. The path effect of OFDI within the export network community is significantly larger than that outside the community, and they tend to make OFDI within the community. ③The community of export network of neighboring enterprises significantly affects enterprises' decision on OFDI. The community of neighboring companies is also an important factor that determines the enterprises' decision-making on OFDI. For Chinese enterprises, the research shows that the connection of export network is not only an important reason for the rapid expansion but also an essential resource and advantage of their OFDI.

Key Words: export network linkage; outward foreign direct investment; path effects; community effects; neighboring effects

JEL Classification: F23 F11 F14

[责任编辑:姚鹏]