

中国境外金融机构促进了对外直接投资吗

张相伟 龙小宁

摘要：“资金融通”和“贸易畅通”作为“一带一路”建设的重要组成部分，前者是否对后者具有促进作用？本文分别以中国金融机构境外布点和对外直接投资为例进行研究，认为母国金融机构境外布点有助于跨国企业克服信息不对称问题，通过降低企业海外经营风险、减少交易成本和缓解融资约束，以及促进企业研发创新与提高生产率等途径，促进母国企业对东道国的直接投资；本文基于中国2003—2014年对147个国家和地区的对外直接投资数据和境外金融机构布点数据研究发现：中国金融机构境外布点不仅显著地促进了中国对东道国的直接投资规模，还促进了投资的企业数量；而且，其促进作用具有异质性，主要促进了中国对发展中国家的直接投资。

关键词：融资约束；境外金融机构；对外直接投资

DOI:10.13510/j.cnki.jit.2018.09.009

一、引言及文献综述

随着中国经济实力的稳步提升和“走出去”战略的深入实施，近年来中国企业对外直接投资规模迅猛增长。从2002年的27亿美元到2016年的1961.5亿美元，短短10多年增长了数十倍。中国对外直接投资虽然增速较快，但全球占比仍不高，仍有较大的提升潜力。

海外投资是一项资金需求多、期限长和风险高的活动，对企业在全球范围内配置金融资源的能力提出了更高的要求。因此，完善的金融体系和金融市场是企业进行境外投资活动的必要保障。在中国企业普遍面临融资约束的情况下，为了向中国企业“走出去”提供更好的融资服务和支持，在金融全球化的浪潮下，伴随着中国“走出去”战略的实施和中国金融业整体实力的不断增强，中国金融业也开启了国际化进程，开始倡导和鼓励有条件的中资金融机构开展适度的国际化，试图使中国金融机构的国际化与中国企业“走出去”并驾齐驱。近年来，中国金

[基金项目] 国家自然科学基金应急管理项目“中国应对‘双反’调查的策略研究与政策建议”(71741001)；中央高校基本科研业务费“大数据时代知识产权与创新研究”(2072015100)；马克思主义理论研究和建设工程重大项目“中国特色社会主义政治经济学研究”(2015MZD006)；国家自然科学基金面上项目“产业政策的微观基础和我国产业结构转型研究：基于产品空间理论的考察”(71273217)。

[作者信息] 张相伟：河南财经政法大学国际经济与贸易学院讲师；龙小宁（通讯作者）：厦门大学经济学院、王亚南经济研究院，教授、博士生导师 361005 电子信箱：cxlong@xmu.edu.cn。

融机构“走出去”的步伐不断加快，特别是自2008年以来，中资金融机构积极实施跟随客户的国际化战略，在中国境外投资比较多的地区，通过建立分支机构、参股或并购等方式，开展跨国经营，为中国“走出去”企业提供境外融资等金融服务。目前，中国金融机构国际化主要以银行业为主^①，根据《中国银行业监督管理委员会年报（2016）》统计，截至2016年底，已有22家中资银行业金融机构在海外63个国家和地区设立了1353家分支机构。

同时，“一带一路”倡议的官方文件《推动共建丝绸之路经济带和21世纪海上丝绸之路的愿景与行动》中明确指出，“一带一路”建设的合作重点为“政策沟通、设施联通、贸易畅通、资金融通、民心相通”。“资金融通”是否对“贸易畅通”具有促进作用？而中国金融机构境外布点和对外直接投资则分别属于“资金融通”和“贸易畅通”中重要的组成部分。因此，探究中国金融机构境外布点对境外直接投资的影响具有重要的意义。

现有关于资金融通对中国企业对外直接投资影响的研究主要集中于企业融资约束、母国和东道国金融发展等因素的作用，也有少量文献描述性分析了中资金融机构海外布局的影响。

关于融资约束对企业“走出去”的研究，现有研究基于企业异质性理论，实证研究发现企业融资约束是阻碍中国企业“走出去”的重要因素，而且，其影响与企业所有制、生产率、资本密集度和行业外源融资依赖度相关。融资约束对民营企业 and 资本密集度高的企业抑制作用更大；然而，关于融资约束与企业生产率、行业外源融资依赖度对企业对外直接投资影响的研究并未达成一致结论。部分学者认为企业的生产率越高，融资约束变量在企业对外投资决策中产生的影响越大（王碧珺等，2015；严兵和张禹，2016；宫旭红和任颀，2017），在融资依赖度低的行业中，融资能力更有可能影响企业的对外直接投资行为（李磊和包群，2015）；刘莉亚等（2015）则认为融资约束对外源融资依赖度较高行业的影响更为严重，企业在生产率方面的优势，可以在一定程度上缓解融资约束的这种负面作用。也有研究发现融资约束限制了企业对外直接投资中东道国的选择，融资约束较高的企业更倾向于到汇率风险高、经济发展水平低和技术水平落后的国家投资（余官胜和都斌，2016；余官胜，2017）。

一些学者认为母国和东道国金融发展也是影响中国企业“走出去”的重要因素。母国金融发展通过提高企业融资便利性等途径促进了各地区的对外直接投资水平（黄志勇等，2015；杜思正，2016），而且，其影响具有异质性，与母国经济发展水平（蒋冠宏和张馨月，2016）、金融规模和金融效率（徐清，2015）有关；在我国国内金融发展比较滞后的情况下，东道国金融发展是中国企业“走出去”的有效补充，其作用与企业生产率（王忠诚等，2016）和东道国制度（王昱和成力为，2014）相关。

^①“中国金融40人论坛”研究部第154期CF40要报指出，“银行业是中国金融业的主体，金融机构‘走出去’就是银行业‘走出去’”，<http://www.cf40.org.cn/plus/view.php?id=5516>（访问时间2017-06-03）。

现有关于金融机构海外布局和企业“走出去”关系的研究,主要采用案例分析和国别比较的分析方法,描述性分析国内金融机构为支持企业“走出去”而进行海外布局的现状,以及发达国家跨国金融机构服务本国企业“走出去”的经验和教训。例如,李桂芳和于泓珺(2016)在分析中国主要商业银行和政策性金融机构服务中国企业“走出去”现状的基础上,提出了中资银行银企合作和国际化战略的政策建议;卓丽洪等(2016)和王是业(2017)在比较美国、德国、日本和韩国等发达国家政策性金融机构支持国内企业“走出去”经验和教训的基础上,提出了“一带一路”背景下中资金融机构支持中国企业“走出去”的策略。这方面的实证分析则较少, Poelhekke(2015)基于荷兰的数据,分析了银行业境外投资对实体经济对外投资的影响。

通过上述简要梳理发现,现有文献关于母国金融机构境外布点对企业“走出去”影响的研究较为匮乏,少量此方面的研究多为简单的描述性分析,缺乏系统的理论与实证分析。Hale(2012)认为母国境外金融机构网络有助于跨国企业克服信息不对称问题,减少企业境外投资的障碍。因此,在近年来中国金融机构和实体企业“走出去”步伐共同加快的背景下,本文认为中国金融机构境外布点可能也是近年来中国对外直接投资迅速增长背后的主要驱动因素之一。

为了弥补现有文献的空白,本文在阐述金融机构境外布点影响企业对外直接投资影响机制的基础上,实证分析了中国金融机构境外布点对境外直接投资的影响。与已有文献相比,本文具有以下贡献:一是在详细阐述金融机构境外布点影响对外直接投资理论机制的基础上,结合三个相关的数据库,首次实证分析了中国金融机构境外布点对境外直接投资的影响;二是考察了中国金融机构境外布点对境外投资的异质性影响;三是不仅利用解释变量滞后一期来解决本文由于因变量和自变量互为因果关系而造成的内生性问题,还尝试采用工具变量克服由其他因素而导致模型的内生性问题。

二、作用机制分析

中国金融机构境外布点对企业对外直接投资具有直接和间接两方面的影响。直接影响主要是为企业提供东道国经营信息而降低企业的投融资风险和融资成本,进而为企业提供融资服务而缓解企业融资约束;间接影响为使企业获得充足的资金,促进企业技术创新和提高生产率。

(一) 直接影响

Levine(1997)认为金融系统主要有五大功能:一是有效分散风险,便利风险管理;二是获取资源配置与投资信息,将金融资源配置到社会回报率最高的投资项目当中,从而取得最大化投资效率;三是监控管理者和实施公司控制,保障投资效率;四是动员和运用储蓄,增加社会投资水平;五是减少交易成本,便利投融资等金融、经济交易。因此,金融系统能够通过降低风险、促进融资和减少交易成本三条途径直接促进企业投资。企业境外直接投资是一项资金需求多、期限长和风险高的活动,相对于国内投资,企业面临的风险更为复杂、信息不对称性

更为严重,融资的条件也更为苛刻,资金需求量大且回报期较长,交易过程更加繁琐。因此,根据金融功能理论,企业境外投资对金融系统的功能的要求更高,完善的金融体系和金融市场无疑是企业进行境外投资活动的必要保障。

影响企业跨国直接投资的主要因素包括投资保护的不确定性(Antràs, 2009)、潜在子公司区位选择的搜寻成本(Grossman and Helpman, 2002)以及当地的金融摩擦和东道国的市场风险等(Desai et al., 2008)。其根源在于东道国与母国公司之间的信息不对称,金融机构网络通过搜集和处理信息,有助于跨国企业克服境外投资的进入障碍(Hale, 2012)。尽管东道国金融机构也可以为“走出去”企业提供融资服务,但这种方式不仅要面临交易费用高、法律和语言不熟悉等问题,而且,许多国家和地区对外来投资者的融资支持条件苛刻,往往设有各种政策和法律的障碍。而母国境外金融分支机构在为本国的跨国企业提供融资服务时则具有信息提供方面的独特竞争优势。首先,一方面,母国金融机构在东道国设立分支机构以及为境外投资企业提供融资服务时,会收集与投资相关的东道国的投资环境、制度风险等信息,并与所服务的企业进行信息共享,起到信息中介的作用。最终,通过其完善的信息披露和专业的人才团队,帮助企业有效分析投资活动的可行性,通过信息传递和运用金融工具分散企业的投资风险,从而通过项目筛选,将资金配置到获利可能性大、投资回报率高的项目当中(Rajan et al., 2000)。另一方面,尽管金融机构竞争性贷款的利润非常小,但是广大金融机构通常会利用打包贷款业务,进行更有利可图的费用生成服务,比如涉及到外商直接投资,金融机构一般不仅为其客户提供单一的融资服务,还通过大使馆、当地的商业会所和政府机构、法律机构为其客户提供关于当地的法律管制、税收、经济发展、经济数据和投资机会等信息服务,确保其客户融入到当地的商业网络(De La Torre et al., 2010)^①。尽管东道国本地金融机构也可以为企业提供类似的信息服务,但由于信息的专有性,以及之前与企业母公司没有融资方面的业务关系,不大可能与企业充分共享信息。因此,外资企业倾向于利用母国跨国金融机构进行融资(Giannetti and Ongena, 2012)。

此外,与发达国家相比,发展中国家的经济发展水平比较落后,经济、法律、文化、金融和社会制度水平不健全,政治稳定性较低,企业所面临的信息不对称程度更加严重,风险水平也更为复杂。故母国境外金融分支机构对企业“走出去”的促进作用在发展中国家可能更为显著。

(二) 间接影响

根据新新贸易理论,企业跨国投资决策存在生产率的“门槛效应”。同一行业内生产率最高和较高的企业分别以境外直接投资和出口的方式服务国际市场,生产率最低的企业则仅在国内生产和销售,甚至退出市场(Melitz, 2003; Helpman et al., 2004)。Buch等(2014)将企业融资约束的异质性引入该理论,认为现实

^①Spence (1976) 认为这些费用生成服务可能是借贷的策略补充,能够增加金融机构的收益。

中企业往往面临融资困难，企业对外直接投资也存在融资约束的“门槛效应”。如果企业不能顺利获取足够的生产投资资金，即使企业的生产率很高，投资有利可图，但若没有足够的资金支付在东道国建厂或并购伊始所需的固定成本，同样不能够实现对外直接投资的目的。因此，企业对外直接投资也需要融资约束的门槛。而企业无论是通过提高生产率，还是进行融资而缓解融资约束，均需要高效的金融系统和中介作保障。尤其是，人力资本和研发投入是企业生产率提高的重要条件，这些活动都需要雄厚的资金支持，而企业本身的自有资金往往难以满足这些需求。企业母国境外金融机构的建立则能更好地满足企业的融资需求，帮助企业克服融资困难，保证企业拥有充足的资金用于研发，进而提高企业生产率，顺利实现企业对外直接投资的决策。

综上所述，基于金融功能理论和新新贸易理论，母国境外金融分支机构的建立使金融服务深入到企业境外投资的前期考察、项目评估、融资安排、组织实施、海外经营发展等一系列环节当中，从而有助于降低企业风险和交易成本以及优化资源配置，打破企业投资的资金瓶颈，促进企业技术创新，从而提高企业对外投资的成功概率。具体影响机制如图1所示。

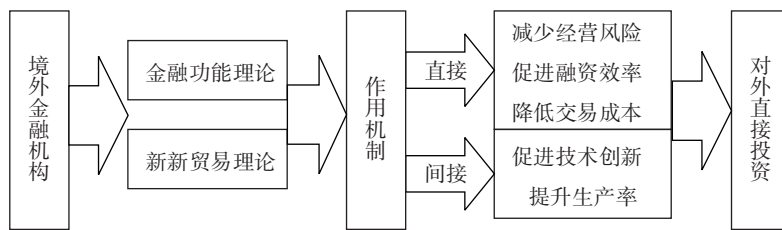


图1 境外金融机构布点影响企业对外直接投资的理论机制

三、模型、变量及数据

(一) 模型设定与变量说明

基于贸易引力模型，本文构建如下回归模型：

$$\ln ofdi_{it} = C + \alpha \ln GDP_{it} + \beta Bank_{it-1} + \gamma \ln Dis_i + \theta X_{it} + \eta_j + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， $\ln ofdi_{it}$ 为本文的因变量，采用中国每年在东道国直接投资的流量和所建立的企业数量来衡量； $Bank_{it-1}$ 为自变量，由于目前中国的境外金融机构以银行为主，本文采用中国每年在东道国所建立的境外银行数量的存量来表示。同时，考虑到中国在东道国设立的金融分支机构对企业境外直接投资的影响可能存在滞后性，也为了缓解由于两者之间可能存在反向因果关系而导致模型的内生性问题，将该变量滞后一期。 X_{it} 为其他控制变量，主要控制了东道国的市场特征、自然资源出口占比、高科技产品的出口占比、法律制度质量、中国与东道国之间的法律制度距离以及两国之间所签订的双边投资协定和自由贸易协定；同时本文还控制了地区固定效应 η_j （东亚与太平洋，欧洲与中亚，拉丁美洲与加勒比海，中东与北

非、北美、南亚、撒哈拉沙漠以南的非洲) 和时间固定效应 μ_i ^①。

(二) 样本区间选择与数据来源

考虑到企业在避税天堂国家和地区投资的特殊性, 本文将该地区的样本予以剔除。基于数据的可得性, 最终选取了 2003—2014 年间中国进行对外直接投资的 147 个国家或地区为样本。变量的描述性统计详见表 1。

主要变量的数据来源如下: 中国企业对外直接投资的流量和企业数量数据分别来源于历年《中国对外直接投资统计公报》和商务部的《境外投资企业(机构)名录》; 境外银行数量数据来自历年《中国金融年鉴》《中国银行业监督管理委员会年报》以及各大银行官网; 双边投资协定数据来自联合国贸发会议(UNCTAD)的 BIT 数据库, 并与中国外交部公布的 BIT 一览表进行逐一核对; 自由贸易协定数据来源于中国自由贸易服务区官网; 东道国 GDP、GDP 增长率、人均 GDP、高科技产品出口占比、矿石和燃料出口占比资源储备数据来源于世界发展指数数据库(WDI); 地理距离数据来自 CEPII 数据库; 东道国法律制度质量数据来源于世界银行的全球治理指标(WGI), 并根据 Kogut (1988) 提出的方法计算出中国与东道国之间的法律制度距离。

表 1 主要变量定义和描述性统计

变量名	变量含义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>lnofdi</i>	中国对东道国对外直接投资流量对数值(万美元)	1 334	7. 106	2. 515	-0. 116	13. 374
<i>lnfirm</i>	中国在东道国投资企业数量对数值(个)	1 166	1. 689	1. 351	0	6. 905
<i>bank</i>	境外银行数量(个)	1 764	0. 552	1. 522	0	13
<i>lndist</i>	两国之间的距离成本	1 704	8. 953	0. 556	6. 696	9. 868
<i>lngdp</i>	东道国 GDP(万美元)	1 570	24. 110	2. 307	18. 569	30. 305
<i>gdpgrowth</i>	东道国 GDP 增长率(%)	1 578	4. 384	5. 761	-62. 077	104. 485
<i>lnpgdp</i>	东道国人均 GDP 对数值(万美元)	1 563	8. 081	1. 662	4. 910	11. 674
<i>tech</i>	东道国高科技产品出口占其总出口的比重	1 259	9. 493	11. 754	0	73. 637
<i>resource</i>	东道国矿石和燃料占总出口比重(%)	1 277	9. 035	14. 880	0	85. 973
<i>BIT</i>	双边投资协定	1 764	0. 567	0. 496	0	1
<i>FTA</i>	自由贸易协定	1 764	0. 083	0. 276	0	1
<i>rl</i>	东道国法律质量	1 764	-0. 134	1. 004	-1. 956	2. 121
<i>rl_dis</i>	中国与东道国之间的法律制度距离	1 764	1. 095	1. 537	0	6. 416

注: 具体计算中各绝对变量均剔除了价格因素。

四、实证结果与分析

(一) 初始检验

基本回归结果报告于表 2。在全样本中, 本文发现在已经考虑了中国金融机构

①对于东道国而言, 中国每年的 GDP 变量相同, 在年份上的差异亦被年份固定效应所控制, 故略去。

境外布点对境外直接投资影响的滞后性和模型可能存在的内生性问题后,中国境外金融机构境外布点显著促进了中国对东道国直接投资的规模和企业数量。证实了中国境外金融机构能够通过为企业提供融资服务以及与跨国经营相关的信息,增加中国企业对外直接投资的成功概率和投资规模。其他控制变量的结果也与现有文献的发现基本一致。其中,东道国与中国之间的距离显著为负,表明地理距离增加了企业境外直接投资的成本;东道国的自然资源、GDP 规模和 GDP 增长率的系数显著为正,表明中国对外直接投资存在自然资源和市场寻求的动机;双边投资协定的系数为正,但不显著,其原因可能在于双边投资协定对境外投资的影响具有异质性,与东道国的经济和制度特征有关(宗芳宇等,2012)^①。

表2 中国境外金融机构对对外直接投资影响的基本回归结果

变量	全样本		发展中国家		发达国家	
	<i>lnofdi</i>	<i>lnfirm</i>	<i>lnofdi</i>	<i>lnfirm</i>	<i>lnofdi</i>	<i>lnfirm</i>
<i>bank</i>	0.147 ** (0.074)	0.090 *** (0.033)	0.241 * (0.126)	0.192 ** (0.095)	0.102 (0.147)	0.068 * (0.039)
<i>lndist</i>	-1.095 ** (0.534)	-0.718 *** (0.256)	-2.267 *** (0.680)	-1.216 *** (0.233)	0.424 (0.785)	-0.156 (0.173)
<i>lngdp</i>	0.614 *** (0.102)	0.451 *** (0.046)	0.657 *** (0.125)	0.429 *** (0.053)	0.686 (0.483)	0.749 *** (0.120)
<i>gdpgrowth</i>	0.036 ** (0.017)	0.018 *** (0.006)	0.031 (0.023)	0.012 * (0.006)	0.075 (0.065)	0.063 ** (0.025)
<i>lnpgdp</i>	-0.097 (0.211)	-0.235 ** (0.099)	-0.005 (0.221)	-0.181 * (0.099)	0.273 (1.365)	0.127 (0.322)
<i>tech</i>	-0.012 (0.009)	-0.002 (0.005)	-0.017 (0.013)	-0.005 (0.006)	0.012 (0.030)	-0.004 (0.012)
<i>resource</i>	0.014 * (0.008)	0.003 (0.003)	0.015 * (0.009)	0.001 (0.003)	0.017 (0.040)	0.028 *** (0.006)
<i>BIT</i>	0.125 (0.271)	-0.002 (0.126)	0.358 (0.287)	0.088 (0.139)	-1.856 *** (0.519)	-0.267 (0.320)
<i>FTA</i>	0.373 (0.396)	0.022 (0.147)	0.437 (0.425)	-0.190 (0.186)	-0.285 (0.646)	0.137 (0.125)
<i>rl</i>	-0.324 (0.261)	0.086 (0.110)	-0.347 (0.309)	0.114 (0.108)	0.621 (2.548)	0.413 (0.767)
<i>rl_dis</i>	0.196 (0.131)	-0.033 (0.055)	0.171 (0.312)	-0.056 (0.094)	-0.023 (0.838)	-0.122 (0.261)
<i>Constant</i>	0.276 (4.966)	-2.638 (2.578)	8.312 (6.049)	1.794 (2.138)	-17.901 (12.164)	-19.518 *** (3.061)
<i>Region Effects</i>	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>Year Effects</i>	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	860	781	637	571	223	210

注:括号内为稳健性标准误,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平显著;后表同。

①后文的分析也证实了双边投资协定的签订主要促进了中国对发展中国家的境外直接投资。

在发展中国家和发达国家样本中,本文发现,第一,中国境外金融机构境外布点显著促进了中国对发展中国家对外直接投资的流量和企业数量;第二,中国金融机构境外布点仅对中国对发达国家投资的企业数量具有显著的促进作用,对投资规模的促进作用不显著;第三,中国金融机构境外布点对发展中国家的促进作用大于发达国家。因此,上述结果证实了中国在发展中国家建立金融机构网络更有助于解决企业所面临的信息不对称问题而促进企业对外直接投资;此外,由于中国对外直接投资的企业数量以非国有企业为主,而且,由于中国存在严重的信贷融资歧视,相对于国有企业,非国有中小企业所面临的融资约束更为严重(Claessens and Tzioumis, 2006)。而以中国对东道国对外直接投资的企业数量作为因变量时,更能体现出中国金融机构境外布点对非国有中小企业“走出去”的影响。因此,在发达国家样本中,以境外直接投资的数量为因变量时其系数更为显著。关于其他控制变量,双边投资协定主要促进了中国对发展中国家的投资,可能是因为发展中国家投资风险更大,双边间的制度安排能够起到更大的作用(宗芳宇等, 2012)。

(二) 工具变量检验

尽管前文已采用自变量的滞后一期,以缓解模型中境外金融机构布点和对外直接投资之间的反向因果而可能造成的内生性,但其内生性还存在第二种可能,即共识性。因为中国金融机构境外设立分支机构和中国企业“走出去”均具有销售产品与服务当地客户的动机,影响东道国投资环境和市场特征的遗漏变量可能同时影响中国金融机构的境外布点和实体企业的境外投资,从而造成模型的内生性。因此,本文尝试采用东道国的法律起源作为中国境外金融机构布点的工具变量,来更好地解决其内生性问题。

首先,一国的法律起源一般诞生于殖民地时期或者其建国时期等,因此,过去的法律制度起源和现代的对外直接投资不大可能有直接的联系,具有较好的外生性。其次,La Porta等(1998)认为一国法律制度的起源和法制制度对其金融市场的发展具有直接影响。而目前中国金融机构“走出去”还处于初步阶段,主要是学习发达国家金融市场的发展经验,因此,东道国的法律起源与中国金融机构境外布点具有较高的相关性^①。最后,为检验工具变量的有效性,本文报告了第一阶段估计结果的F值,如表3所示。第一阶段估计结果的F值均大于10,表明不存在工具变量的弱识别问题。估计结果进一步表明,即使控制了模型中可能存在的内生性,中国境外金融机构的建立仍然显著促进了中国对东道国的直接投资,并对不同国家的影响具有异质性,主要促进了中国在发展中国家的境外直接投资。其他控制变量的估计结果也与现有文献基本一致。双边投资协定的促进作用主要体现在发展中国家,中国对外直接投资具有市场和资源寻求的动机,在发展中国家主要是利用自身的技术,在发达国家则主要是为了寻求技术。

^①国内文献,蒋冠宏和张馨月(2016)也采用一国法律起源作为该国金融发展的工具变量,研究了东道国金融发展对企业对外直接投资的影响。

表3 中国境外金融机构对外直接投资的影响：基于工具变量的检验

变量	全样本		发展中国家		发达国家	
	<i>lnofdi</i>	<i>lnfirm</i>	<i>lnofdi</i>	<i>lnfirm</i>	<i>lnofdi</i>	<i>lnfirm</i>
<i>bank</i>	0.547 *** (0.209)	0.339 *** (0.062)	1.125 *** (0.374)	0.859 *** (0.172)	0.069 (0.130)	-0.058 (0.049)
<i>lndist</i>	0.011 (0.260)	-0.184 (0.113)	-1.007 *** (0.268)	-0.836 *** (0.158)	0.502 (0.319)	-0.002 (0.140)
<i>lngdp</i>	0.410 *** (0.109)	0.383 *** (0.034)	0.411 *** (0.102)	0.290 *** (0.049)	1.277 *** (0.278)	1.030 *** (0.113)
<i>gdpgrowth</i>	0.053 *** (0.019)	0.040 *** (0.009)	0.010 (0.020)	0.029 *** (0.010)	0.120 * (0.065)	0.069 *** (0.023)
<i>lnpgdp</i>	0.027 (0.090)	-0.223 *** (0.053)	0.047 (0.102)	-0.183 *** (0.063)	-1.760 *** (0.584)	-0.476 ** (0.241)
<i>tech</i>	-0.025 *** (0.007)	-0.014 *** (0.003)	-0.035 *** (0.008)	-0.010 *** (0.003)	0.047 ** (0.021)	0.017 * (0.011)
<i>resource</i>	0.014 *** (0.004)	0.004 * (0.002)	0.013 *** (0.005)	-0.002 (0.003)	0.065 *** (0.017)	0.023 ** (0.010)
<i>BIT</i>	0.349 (0.163)	0.071 (0.075)	0.587 *** (0.171)	0.111 (0.084)	-1.454 ** (0.570)	-0.087 (0.208)
<i>FTA</i>	0.785 *** (0.292)	0.333 *** (0.126)	-0.267 (0.391)	-0.561 *** (0.161)	-0.192 (0.375)	-0.277 (0.329)
<i>rl</i>	-0.802 *** (0.141)	-0.084 (0.068)	-0.701 *** (0.179)	-0.182 ** (0.088)	-1.216 (1.847)	-0.422 (0.663)
<i>rl_dis</i>	0.230 *** (0.079)	-0.009 (0.032)	0.028 (0.222)	-0.298 ** (0.119)	0.805 (0.617)	0.243 (0.218)
<i>Constant</i>	-5.917 ** (2.457)	-6.272 *** (1.132)	6.179 * (3.267)	3.788 * (1.934)	-12.129 ** (6.071)	-19.976 *** (2.322)
<i>First-F</i>	22.207 5	22.207 5	12.658 5	12.658 5	26.815 2	21.287 2
<i>Region Effects</i>	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>Year Effects</i>	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	822	724	592	510	230	214

(三) 稳健性检验

引力方程在对数线性化的过程中，由于 Jensen 不等式的存在，可能会导致随机扰动项的零均值假定难以满足而导致模型中的内生性问题。因此，采用普通最小二乘法 (OLS) 进行估计的结果可能有偏。为此，Silva 和 Tenreyro (2006) 建议采用泊松伪最大似然估计 (Poisson Pseudo Maximum Likelihood, PPML)，从而得到一致的估计结果。由于 PPML 与以往的引力模型估计方法 (OLS, NLS 等) 相比，估计偏误最小 (郝景芳和马弘，2012)。该方法目前已被广泛应用于引力方程的估计 (Gil-Pareja et al., 2013)。

因此，为了检验估计结果的稳健性，本文采用 PPML 估计方法重新对本文样本

进行了估计,估计结果如表4所示^①。由表4中可知,中国境外金融机构的建立显著促进了中国对东道国的直接投资,并具有异质性影响,主要促进了中国对发展中国家国家的对外直接投资。因此,整体而言,本文的估计结果具有稳健性。

表4 中国境外金融机构对对外直接投资的影响:基于不同估计方法的检验

变量	全样本		发展中国家		发达国家	
	<i>lnofdi</i>	<i>lnfirm</i>	<i>lnofdi</i>	<i>lnfirm</i>	<i>lnofdi</i>	<i>lnfirm</i>
<i>bank</i>	0.046*** (0.006)	0.042*** (0.012)	0.072*** (0.013)	0.080*** (0.027)	0.039*** (0.009)	-0.011 (0.018)
<i>Indist</i>	-0.068** (0.029)	-0.231*** (0.060)	-0.262*** (0.040)	-0.762*** (0.096)	0.038 (0.049)	-0.212 (0.138)
<i>lngdp</i>	0.063*** (0.008)	0.307*** (0.018)	0.077*** (0.010)	0.333*** (0.021)	0.053** (0.022)	0.405*** (0.064)
<i>gdpgrowth</i>	0.009*** (0.003)	0.021*** (0.007)	0.003 (0.003)	0.009 (0.006)	0.027*** (0.009)	0.028 (0.020)
<i>lnpgdp</i>	-0.003 (0.014)	-0.173*** (0.040)	-0.007 (0.015)	-0.175*** (0.045)	0.119* (0.068)	0.122 (0.179)
<i>tech</i>	-0.002* (0.001)	-0.002 (0.002)	-0.004*** (0.001)	-0.006*** (0.002)	0.002 (0.003)	0.009* (0.005)
<i>resource</i>	0.003*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.005*** (0.002)	0.006** (0.003)	0.026*** (0.009)
<i>BIT</i>	0.059** (0.026)	0.063 (0.061)	0.088*** (0.027)	0.031 (0.059)	-0.067 (0.080)	0.748** (0.328)
<i>FTA</i>	0.094*** (0.034)	0.260*** (0.075)	-0.021 (0.049)	-0.078 (0.109)	0.078 (0.078)	0.606** (0.292)
<i>rl</i>	-0.127*** (0.020)	-0.116** (0.049)	-0.092*** (0.023)	-0.012 (0.052)	0.354 (0.321)	0.019 (0.539)
<i>rl_dis</i>	0.058*** (0.011)	0.065*** (0.022)	0.059*** (0.018)	0.115*** (0.035)	-0.100 (0.105)	0.006 (0.184)
<i>Constant</i>	0.728** (0.314)	-3.687*** (0.650)	2.187*** (0.361)	0.520 (0.750)	-1.510* (0.799)	-10.631*** (1.435)
<i>Region Effects</i>	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>Year Effects</i>	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	856	781	635	571	221	210

^①由于利用PPML方法进行估计时,因变量必须大于等于0,而本文在以消除价格因素影响后的中国对各东道国对外直接投资流量的对数值作为因变量时,有6个样本值小于0,故本文将此予以了剔除。同时,本文还分别直接以中国对各东道国对外直接投资流量的对数值和将消除价格因素影响后小于0的对数值替换为0作为因变量,估计结果仍然支持本文的结论。

五、结论与启示

互联互通被“一带一路”的官方文件称为“一带一路”建设的合作重点，“资金融通”和“贸易畅通”作为互联互通的重要组成部分，“资金融通”是否对“贸易畅通”具有促进作用？在近年来中国金融机构和实体企业同时加快“走出去”步伐的背景下，本文分别以中国金融机构境外布点和对外直接投资作为“资金融通”和“贸易畅通”的代理变量，考察了中国金融机构境外布点对中国对外直接投资的影响。理论分析表明母国金融机构境外布点有助于跨国企业克服信息不对称问题，通过降低企业海外经营风险、减少交易成本和缓解融资约束，以及促进企业研发创新与提高生产率等途径，促进母国企业对东道国的直接投资。本文基于中国2003—2014年对147个国家和地区的境外金融机构布点数据和对外直接投资数据以及《境外投资企业（机构）名录》数据进行研究，结果显示：中国金融机构境外布点不仅显著促进了中国对东道国的直接投资规模，还促进了投资的企业数量；金融机构境外布点对境外直接投资的促进作用具有异质性，主要促进了对中国在发展中国家的投资。即使克服了模型中可能存在的内生性问题之后，上述结果依然成立。因此，本文的结果具有可靠性。

目前，无论是中国的金融类直接投资规模还是金融机构境外布点的覆盖率，均表明中国金融机构“走出去”的步伐远远落后于实体经济，金融市场发展的滞后，有效金融服务的缺失，很可能会阻碍中国境外投资的持续发展。因此，中国境外金融机构海外布局需要选择一套合理的策略，从区位上入手，结合“走出去”的区域特点，选择合适的战略模式，把握机遇，适时“走出去”；同时，吸取美、英、日、德等国家金融机构境外布局战略的经验与教训，围绕中资企业跨国经营的金融服务需求，通过多种途径完善海外机构布局，提高国际化金融服务的深度和广度，实现中国金融机构与实体企业“走出去”并驾齐驱，为中国企业“走出去”插上金融的翅膀。

[参考文献]

- [1] 杜思正, 冼国明, 冷艳丽. 中国金融发展、资本效率与对外投资水平 [J]. 数量经济技术经济研究, 2016, 33 (10): 17-36.
- [2] 宫旭红, 任颖. 融资约束、信贷支持与民营企业对外直接投资 [J]. 产业经济研究, 2017 (5): 25-37.
- [3] 郝景芳, 马弘. 引力模型的新进展及对中国对外贸易的检验 [J]. 数量经济技术经济研究, 2012 (10): 52-58.
- [4] 黄志勇, 万祥龙, 许承明. 金融发展对我国对外直接投资的影响——基于省级面板数据的实证分析 [J]. 世界经济与政治论坛, 2015 (1): 122-135.
- [5] 蒋冠宏, 张馨月. 金融发展与对外直接投资——来自跨国的证据 [J]. 国际贸易问题, 2016 (1): 166-176.
- [6] 李桂芳, 于泓珺. 商业银行国际化与助力企业“走出去”研究——以中国银行支持双汇国际收购史密斯菲尔德案为例 [J]. 经济体制改革, 2016 (4): 157-160.
- [7] 李磊, 包群. 融资约束制约了中国工业企业的对外直接投资吗? [J]. 财经研究, 2015, 41 (6): 120-131.

- [8] 刘莉亚, 何彦林, 王照飞, 程天笑. 融资约束会影响中国企业对外直接投资吗? ——基于微观视角的理论和实证分析 [J]. 金融研究, 2015 (8): 124-140.
- [9] 王碧珺, 谭语嫣, 余森杰, 黄益平. 融资约束是否抑制了中国民营企业对外直接投资 [J]. 世界经济, 2015, 38 (12): 54-78.
- [10] 王是业. 政策性金融机构支持企业“走出去”模式探析——来自欧美国家的经验 [J]. 现代经济探讨, 2017 (1): 88-92.
- [11] 王昱, 成力为. 制度门槛、金融发展与对外直接投资 [J]. 世界经济研究, 2014 (5): 66-73.
- [12] 王忠诚, 薛新红, 张建民. 东道国金融发展对中国企业对外直接投资的影响: 二元边际与生产率门槛 [J]. 南方经济, 2018 (3): 1-18.
- [13] 徐清. 金融发展、生产率与中国企业对外直接投资——基于大样本企业数据的 Logit 模型分析 [J]. 投资研究, 2015, 34 (11): 53-63.
- [14] 严兵, 张禹. 生产率、融资约束与对外直接投资 [J]. 世界经济研究, 2016 (9): 86-96.
- [15] 余官胜, 都斌. 企业融资约束与对外直接投资国别区位选择——基于微观数据排序模型的实证研究 [J]. 国际经贸探索, 2016, 32 (1): 95-104.
- [16] 余官胜. 融资约束、东道国汇率风险与企业对外直接投资区位选择——基于浙江省微观企业层面数据的实证研究 [J]. 浙江工商大学学报, 2017 (6): 87-96.
- [17] 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.
- [18] 卓丽洪, 郑联盛, 胡滨. “一带一路”战略下政策性金融机构支持企业“走出去”研究 [J]. 经济纵横, 2016 (4): 82-87.
- [19] ANTRÀS P, DESAI M A, FOLEY C F. Multinational Firms, FDI Flows, and Imperfect Capital Markets [J]. Quarterly Journal of Economics, 2009, 124 (3), 1171-1219.
- [20] BUCH C M, KESTERNICH I, LIPPONER A, et al. Financial Constraints and Foreign Direct Investment: Firm-Level Evidence [J]. Review of World Economics, 2014, 150 (2): 393-420.
- [21] CLAESSENS S, TZIOUMIS K. Measuring Firms' Access to Finance [R]. World Bank, 2006: 1-25.
- [22] DESAI M A, FOLEY C F, HINES JR J R. Capital Structure with Risky Foreign Investment [J]. Journal of Financial Economics, 2008, 88 (3): 534-553.
- [23] DE LA TORRE A, PERÍA M S M, SCHMUKLER S L. Bank Involvement with SMEs: Beyond Relationship Lending [J]. Journal of Banking & Finance, 2010, 34 (9): 2280-2293.
- [24] GIANNETTI M, ONGENA S. Lending by Example: Direct and Indirect Effects of Foreign Banks in Emerging Markets [J]. Journal of International Economics, 2012, 86 (1), 167-180.
- [25] GIL-PAREJA S, VIVERO R L, PANIAGUA J. The Effect of the Great Recession on Foreign Direct Investment: Global Empirical Evidence with A Gravity Approach [J]. Applied Economics Letters, 2013, 20 (13): 1244-1248.
- [26] GROSSMAN G M, HELPMAN E. Integration versus Outsourcing in Industry Equilibrium [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2002, 117 (1), 85-120.
- [27] HALE G, Bank Relationships, Business Cycles, and Financial Crises [J]. Journal of International Economics, 2012, 88 (2): 312-325.
- [28] HELPMAN E, MELITZ M J, YEAPLE S R. Export versus FDI with Heterogeneous Firms [J]. American Economic Review, 2004, 94 (1): 300-316.
- [29] KOGUT B, SINGH H. The Effect of National Culture on the Choice of Entry Mode [J]. Journal of International Business Studies, 1988, 19 (3): 411-432.
- [30] LA PORTA R, LOPEZ-DE-SILANES F, SHLEIFER A, et al. Law and Finance [J]. Journal of Political Economy, 1998, 106 (6): 1113-1155.
- [31] LEVINE R. Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda [J]. Journal of Economic Litera-

- ture, 1997, 35 (2): 688-726.
- [32] MELITZ M J. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003, 71 (6): 1695-1725.
- [33] POELHEKKE S. Do Global Banks Facilitate Foreign Direct Investment? [J]. *European Economic Review*, 2015, 76, 25-46.
- [34] RAJAN R, SERVAES H, ZINGALES L. The Cost of Diversity: The Diversification Discount and Inefficient Investment [J]. *The Journal of Finance*, 2000, 55 (1): 35-80.
- [35] SILVA J M C S, TENREYRO S. The Log of Gravity [J]. *The Review of Economics and statistics*, 2006, 88 (4): 641-658.
- [36] SPENCE M. Product Selection, Fixed Costs, and Monopolistic Competition [J]. *The Review of Economic Studies*, 1976, 43 (2): 217-235.

(责任编辑 武 齐)

Do Foreign Financial Institutions of China Facilitate Outward Foreign Direct Investment

ZHANG Xiangwei LONG Xiaoning

Abstract: The “financial integration” and “unimpeded trade” are important components for the “Belt and Road” Initiative. However, does the former have a facilitation effect on the latter? Based on the examples of the overseas branches of China’s financial institutions and outward foreign direct investment, the following conclusions are drawn in this paper. First, the overseas branches of financial institutions of home country can promote foreign direct investment of enterprises in host countries by overcoming information asymmetry. Second, it can reduce the risk of overseas business operations and transaction costs and ease financing constraints. The third positive effect is promoting enterprises to innovate and improving productivity, and increasing the direct investment of home country enterprises in the host country. Using a panel data of China’s outward foreign direct investment and foreign financial institutions in 147 countries over the period 2003-2014, we find that overseas branches of China’s financial institutions significantly facilitate China’s outward foreign direct investment in the host countries, and meanwhile increase the number of enterprises that directly invested in the host country. Moreover, the effects are heterogeneous, which mainly stimulate China’s direct investment in developing countries.

Keywords: Financing Constraints; Foreign Financial Institutions; Outward Foreign Direct Investment