

金融支持与对外直接投资

——基于中资商业银行在“一带一路”国家设立分支机构的新证据

赵凌雪¹, 林发勤²

(1. 中央财经大学 国际经济与贸易学院, 北京 102206;

2. 中国农业大学 经济管理学院, 北京 100083)

摘要:为了探研金融支持促进对外直接投资的因素与路径等问题,利用2003—2018年中资商业银行在138个“一带一路”国家设立境外分支机构的数据、中国对外直接投资数据进行实证分析;借助异质性企业模型,分析外部融资约束、信息不对称等,是如何通过提升企业对外直接投资的临界生产率,进而影响企业对外投资决策;通过加入更多控制因素、重新进行OFDI测度、剔除“避税天堂”、运用PPML方法、滞后变量、异方差估计以及构造工具变量等论证了结论的可靠性。研究认为:中资商业银行境外机构的设立会显著促进中国对外直接投资,中资商业银行在东道国设立的分支机构数量每增加1个百分点,就会使得中国对该国的直接投资增加1.34个百分点;中资商业银行境外分支机构的设立将会通过增加外部融资可获得性、减少信息不对称来促进中国对外直接投资,这一促进作用对于收入水平较高的、政治稳定性程度、公民话语权以及政府效率较高的国家更强。研究表明,需要加快中资商业银行在“一带一路”国家的机构布局,构建完善的金融支持网络和东道国投资信息库;积极扩大业务范围,增加全方位多层次的金融服务供给,实现金融服务的供需匹配;提高金融系统的资源配置效率,增强对中小企业和民营企业的信贷支持和融资便利。

关键词:“一带一路”;对外直接投资;金融支持;外部融资可得性;信息不对称;中资商业银行

中图分类号:F125;F832

文献标志码:A

文章编号:1671-6248(2023)03-0035-20

收稿日期:2023-02-21

基金项目:国家社会科学基金重大项目(22&ZD086,22&ZD085);国家自然科学基金面上项目(72073128);国家自然科学基金国际(地区)合作与交流项目(72261147471,72061147002)

作者简介:赵凌雪(1996-),女,河南南阳人,经济学博士研究生。

通讯作者:林发勤(1982-),男,江苏南通人,教授,博士研究生导师,经济学博士。

**Financial support and outward financial direct investment:
based on the new evidence of Chinese commercial banks
setting up branches in “the Belt and Road” countries**

ZHAO Lingxue¹, LIN Faqin²

(1. School of International Trade and Economics, Central University of Finance and Economics,
Beijing 102206, China; 2. School of Economics and Management,
China Agricultural University, Beijing 100083, China)

Abstract: In order to explore the factors and paths of financial support in promoting outward foreign direct investment, this paper conducts empirical analysis using the data of Chinese commercial banks setting up overseas branches in 138 “the Belt and Road” countries from 2003 to 2018 and China’s outward foreign direct investment data. With the help of heterogeneous enterprise model, this paper analyzes how external financing constraints and information asymmetry affect the decision-making of enterprises’ foreign investment by improving the critical productivity of enterprises’ foreign direct investment. The reliability of the conclusion is demonstrated by adding more control factors, re-measuring OFDI, eliminating “tax haven”, using PPML method, lagged variables, heteroscedasticity estimation and constructing instrumental variables. The research shows that the establishment of overseas branches of Chinese commercial banks will significantly promote China’s foreign direct investment. For every 1 percentage point increase in the number of branches set up by Chinese commercial banks in the host country, China’s direct investment in that country will increase by 1.34 percentage points. The establishment of overseas branches of Chinese commercial banks will promote China’s outward foreign direct investment by enhancing the availability of external financing and reducing information asymmetry. This promotion effect is more prominently manifested in countries with higher income levels, higher political stability, stronger citizens’ discourse power and higher government efficiency. The study believes that it is necessary to speed up the institutional layout of Chinese commercial banks in “the Belt and Road” countries, and build a sound financial support network and host country investment information database; actively expand the scope of business, increase the supply of all-round and multi-level financial services, and realize the matching of supply and demand of financial services; improve the efficiency of resource allocation in the financial system, and enhance credit support and financing convenience for SMEs and private enterprises.

Key words: “the Belt and Road”; outward foreign direct investment; financial support; availability of external financing; information asymmetry; Chinese commercial bank

随着“走出去”战略的稳步推进,中国对外直接投资(OFDI)发展迅猛。根据商务部统计,2015年中国 OFDI 流量首次位列全球第二位,存量占世界当年存量的 4.4%,位居世界第八。截至 2021 年,中国 OFDI 流量稳居世界第二,存量上升至当年全球总存量的 6.7%,位居世界第三。各国经验表明,来自母国的金融支持对于企业“走出去”至关重要。在中国 OFDI 的发展实践当中,随着“一带一路”倡议的不断深入,中国向“一带一路”国家 OFDI 的规模和深度均有所发展,中国企业到当地投资发展势头良好^①。然而,由于“一带一路”国家金融发展水平差异较大,加之近年来民营企业在非金融类 OFDI 中的比重不断上升(图 1),来自母国的金融支持越来越成为帮助企业“走出去”的重要因素。在金融支持的众多种类中,中资商业银行在“一带一路”国家设立分支机构作为中国金融支持的新尝试和新实践,这一金融支持方式是否有效,对于中国 OFDI 具有重要意义。

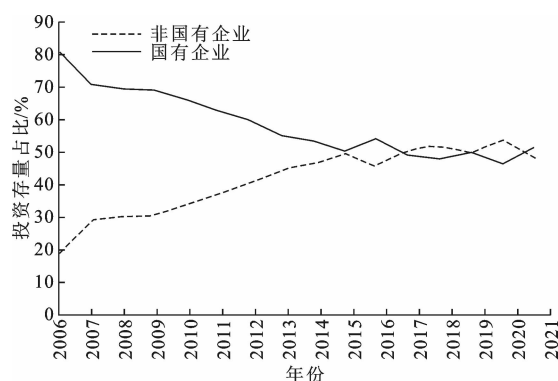


图1 随时间变化的中国非金融类投资存量结构变动

注:数据来源于商务部《2021年度中国对外直接投资统计公报》。

关于金融支持与 OFDI 的相关研究,学者主要从融资约束与 OFDI、金融发展与 OFDI 等宏观视角检验。

第一,在微观视角研究融资约束与企业 OFDI 之间的关系。受国际投资资金需求量大特性影响,企业 OFDI 依靠内部融资难以实现,企业面临着较大的外部融资需求。然而,MAESENEIRE et al. 认为,由于企业开展 OFDI 与进行研发活动(R&D)类似,均面临投资回报不确定和信息不对称的问题,国内投资者出于风险规避的倾向,更愿意投资本国企业,因此,OFDI 企业面临巨额融资需求和严重融资约束之间的冲突^[1]。随着中国 OFDI 的不断增加,学者开始着眼于融资约束对于中国企业 OFDI 的影响。刘莉亚等和王碧珺等发现企业的融资难易程度受到自身生产率、所有制和规模的影响,进而会对企业 OFDI 产生影响^[2-3]。除从微观层面考虑企业自身特征外,也有学者从宏观层面研究政策支持对于企业融资的作用。徐思等基于 A 股主板上市企业数据和双重差分法发现,受“一带一路”倡议支持的企业信贷担保预期上升,进而能获得更多的外源融资^[4]。以上文献表明企业的融资约束会影响 OFDI,并

① 本文中的“一带一路”国家,即截至 2020 年 1 月底与中国签订共建“一带一路”合作文件的 138 个国家,数据来自:中国一带一路网 <https://www.yidaiyilu.gov.cn/xwzx/roll/77298.htm>。截至到 2023 年 1 月,已有 151 个国家与中国签订共建“一带一路”合作文件。资料来源于商务部国际贸易经济合作研究院,2020 年 9 月发布的《中国“一带一路”贸易投资发展报告》,参见 https://www.caitec.org.cn/n5/sy_gzdt_xshd/json/5532.html。

从不同视角探讨了企业融资约束的来源。

第二,在宏观层面研究金融发展与 OFDI 的关系。由于企业面临不完善金融市场,融资成本会对企业国际化经营决策产生影响。学者们认为母国及东道国的金融发展水平能够缓解企业融资约束进而促进其 OFDI。杜思正等基于省级面板数据和主成分分析法构建金融发展指数,发现中国金融发展显著提高了其 OFDI 水平^[5]。吕越等发现东道国金融发展会吸引中国 OFDI,同时中国省份金融发展会与东道国金融发展相结合,对中国 OFDI 起到双重促进作用^[6]。DESBORDES et al. 认为,母国和东道国良好运行的金融体系都会对企业 OFDI 起到促进作用^[7]。然而,金融发展对于企业 OFDI 的作用也并非一成不变,余官胜从规模层面和结构层面论述东道国金融发展对于企业的异质性影响,发现只有当东道国结构层面金融发展程度较高时才会促进企业 OFDI,反之则阻碍^[8]。通过本文的研究测算,“一带一路”国家结构层面的金融发展水平普遍较低,在此背景下,中国向“一带一路”国家 OFDI 增加更能体现本国金融支持的力量。

第三,随着中国企业对“一带一路”国家 OFDI 规模和深度的不断加大,探究企业向“一带一路”国家 OFDI 决策的相关文献也在不断增加。吕越等采用双重差分法检验发现“一带一路”倡议本身即显著促进了企业向该地区的 OFDI^[9]。杨亚平等基于制度距离和海外华人网络视角研究发现,海外华人网络能够通过信息共享,帮助企业建立当地的人际网络、适应当地制度环境,从而促进中国企业向“一带一路”国家进行 OFDI^[10]。刘清

杰等从贸易角度发现中国向“一带一路”国家 OFDI 具有出口平台特征^[11]。贺娅萍等探讨了“一带一路”国家经济制度对于中国 OFDI 的影响,发现中国 OFDI 更倾向于货币自由度高的国家和地区^[12]。通过文献梳理发现,大多文献关注“一带一路”国家的制度、地理因素等对于中国企业 OFDI 的影响,少有文献关注“一带一路”国家的另一特性——金融发展欠发达,以及企业向金融发展欠发达的“一带一路”国家开展 OFDI 可能遇到的困难与风险。

民营企业的融资约束问题一直受到关注^[3,13],而 HU et al. 认为企业将资金投资到海外,面临比国内更为严重的信息不对称问题和投资风险,这导致企业面临的资金限制问题更为严峻,外部融资的可获得性对于企业开展 OFDI 至关重要^[14]。从图 2 可以看出,参与合作共建倡议的 138 个“一带一路”国家中,大多数“一带一路”国家的金融发展水平较低,整体中位数水平仅为 31%,而中国和美国的金融发展水平数值分别为 116% 和 180%^①。BILIR et al. 认为较低的东道国金融发展水平代表企业当地 OFDI 能够获得的融资资源和支持有限^[15]。这意味着在 95% 以上的“一带一路”国家,中国企业期冀通过东道国金融机构获得外部融资的难度较大,加之东道国金融机构与外来企业的信息不对称问题,中国企业在东道国融资的难度

① 本文参考文献[7]DESBORDES et al. 的研究方法,利用“私营企业获得金融机构贷款占 GDP 的比重”衡量“一带一路”国家金融发展水平。私营企业的贷款可获得性反映了外部融资在经济中的配置情况,数值较高则代表该国金融资源配置方式较为合理,对中小型企业融资友好。

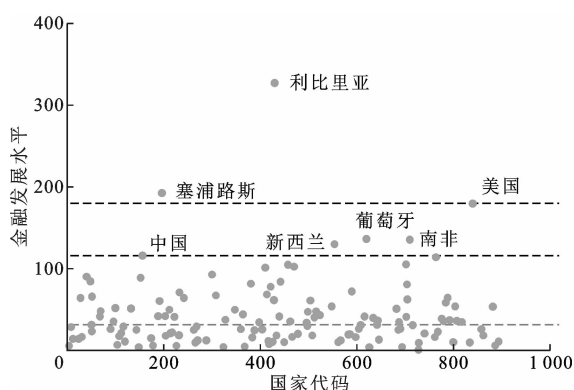


图 2 138 个“一带一路”国家金融发展水平

注:资料来源于世界银行全球金融发展数据库。

将进一步加大。根据 2019 年《中国企业对外投资现状及意向调查报告》显示,仅有 16.3% 的受访企业表示在向“一带一路”沿线国家投资时获得了金融机构的资金支持。

中资商业银行设立境外分支机构作为中国金融支持的一种新实践和新方式,“跟随”和“引领”并重,通过国际化经营助力企业走出去。除了最直接的收益——弥补东道国金融发展不足的缺陷之外,王允贵等认为商业银行国际化经营主要通过创新金融服务产品、拓展与境外银行的代理关系,为企业提供从前期调查到后期海外经营全方位的融资服务^[16];此外,张相伟等认为中资商业银行通过资源和信息整合,能够为企业提供更为高效的风险规避方案^[17]。现阶段伴随着人民币国际化,中国对外货币金融服务类直接投资的规模和金融机构“走出去”设置境外分支,呈现出蓬勃发展的趋势。截至 2020 年底,共有 11 家中资商业银行响应“一带一路”倡议,在 29 个“一带一路”国家设立分支机构推进银行国际化,中资商业银行通过加大对相关企业的信贷投放规模、融资成本优惠以及牵头倡导“一带一路”银行间常态化

合作机制(BRBR 机制),满足企业融资需求,为“一带一路”项目提供更为稳定、多元、可持续的金融服务。

本文认为,正是由于“一带一路”国家普遍面临着不甚发达的金融市场环境,不能有效地支持企业外部融资,才需要本国金融支持作为补充促进企业 OFDI。中资商业银行在“一带一路”国家设立分支机构作为中国金融支持的新尝试和新实践,这一金融支持方式是否有效对于中国 OFDI 具有重要意义。本文试图检验中资商业银行在“一带一路”国家设立分支机构、提供金融服务能否促进中国 OFDI? 如果对境外投资有促进作用,它的促进机制是什么? 以及是否对不同特征的国家促进效果不一样?

与现有研究相对比,本文的边际贡献主要体现在以下几个方面:其一,本文借助理论模型,将企业在不同国家进行外部融资的难易程度和面临的信息不对称问题,与对外直接投资决策联系在一起。模型通过引入外部融资成本和投资固定成本,刻画了不同国家融资成本和信息不对称问题对于企业 OFDI 生产率门槛的影响。理论模型指出了一国金融发展水平越低,企业利用东道国金融资源融资就越困难,进而阻碍了整体对东道国 OFDI 的机制。其二,在经验研究中,本文通过收集五大国有商业银行和以招商银行为代表的股份制商业银行在“一带一路”国家设置分支机构的数据,作为中国金融支持企业“走出去”的衡量,检验了本国金融支持对中国进行 OFDI 的影响。研究发现,来自本国的金融支持的确能够促进中国向“一带一

路”国家进行 OFDI;考虑到各国收入水平、制度水平差异,本文发现,金融支持进一步促进了中国向收入水平高、制度环境好的“一带一路”国家投资,本文还进一步验证了本国金融支持有助于减轻和弥补企业在金融市场不发达国家面临的外部融资困难和信息不对称问题,进而促进整体对外直接投资的理论机制。本文为新时代加强国家间经贸合作,促进金融机构“走出去”服务实体经济对外投资与发展,提供了新的研究证据。尤其是在现今世界经贸环境摩擦不断、投资政策趋严与中国全面开放新格局的综合背景下,具有很强的现实意义。

一、理论模型

本文参考了 HELPMAN et al. 关于企业生产率差异影响企业国际化经营模式选择的经典理论^[18],并参照了刘莉亚等将不完善金融市场因素引入模型用以分析企业面临融资约束时的对外直接投资决策的研究方法^[2]。本文所用的理论模型旨在说明 OFDI 企业在不同东道国面临融资约束和信息不对称风险时,将会通过增加融资成本 τ_i 和投资固定成本 f_i 来影响企业的生产函数和利润函数,抬高企业对外直接投资临界生产率门槛,进而影响其对外直接投资决策机制。

(一) 代表性消费者偏好

假设有 K 个国家,标号为 $i \in \{1, 2, \dots, K\}$, i 国代表性消费者的效用函数 U_i 可以表达为

$$U_i = \left(\int_0^n q_i(w)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} dw \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

式中:假设存在 n 家企业,每家企业生产不同的产品,则商品种类总量记为 n ; w 代表差异性的商品种类, $q_i(w)$ 则代表 i 国消费者对于商品 w 的需求函数; σ 表示不同商品种类之间的替代弹性。

根据式(1),可以得到 i 国消费者对于产品 ω 的需求函数 $q_i(w)$

$$q_i(w) = \frac{p_i(\omega)^{-\sigma} I_i}{P_i} \quad (2)$$

式中: $p_i(\omega)$ 表示 i 国商品 ω 的价格; I_i 表示 i 国代表性消费者的收入水平; P_i 则代表 i 国差异化商品的总体价格指数

$$P_i = \left(\int_0^n p_i(\omega)^{1-\sigma} d\omega \right)^{1/(1-\sigma)} \quad (3)$$

综合上述,本文对于 i 国代表性消费者在效用最大化条件下的需求函数 $q_i(w)$ 进行了刻画。

(二) 企业的投资行为决策

企业选择 OFDI 时面临的投资成本以及融资约束与企业生产率相关。考虑到各个企业的生产率有所不同,故此可用 β 表示企业生产率。因此,企业生产一单位产品所需要的成本为:一单位产品生产所需的生产要素投入 $1/\beta$ 与单位生产要素成本 c 的乘积,即 c/β 。

假定企业在不同国家开展 OFDI 时将面临不同的投资风险,因而需要支付的投资固定成本为 f_i 。企业 OFDI 所需的资金,既可源于自有资金,亦可通过外部融资获得。如果需要通过外部融资获得投资资金,那么企业每生产一单位商品,除了生产成本外,还需额外支付一单位资金使用机会成本。由于东道国金融发展水平各异,企业在不同国家融

资成本不同,可表示为 τ_i ,东道国金融发展水平越低,则企业的融资成本 τ_i 越高。整体而言,企业使用外部资金的融资成本 τ_i 大于1, τ_i 越大则表明融资约束越严重。

假设企业通过外部融资进行 OFDI 的概率为 π ,而通过自有资金进行投资的概率为 $1-\pi$ 。企业是否使用外部资金,通常与企业的自身特征以及所处行业有关。机会成本的存在使得企业运用自有资金或外部资金进行 OFDI 时,面临的成本和收益有所不同。因此,当企业以自有资金进行 OFDI 时,利润函数 R_1 可以表示为

$$R_1 = p_i(\omega)q_i(\omega) - \left[\frac{c}{\beta}q_i(\omega) + f_i \right] \quad (4)$$

式中: c 表示企业生产一单位产品所需要投入的生产要素成本; β 表示企业生产率; f_i 表示企业在不同国家开展 OFDI 时所需要支付的投资固定成本。

而当企业通过外部融资进行 OFDI 时,则利润函数 R_2 可以表示为

$$R_2 = p_i(\omega)q_i(\omega) - \tau_i \left[\frac{c}{\beta}q_i(\omega) + f_i \right] \quad (5)$$

根据企业利润最大化条件,在式(4)和式(5)的基础上代入消费者对于产品 ω 的需求函数式(2),即可得出企业在运用自有资金和通过外部融资进行 OFDI 的利润,分别为

$$R_1 = \frac{I_i}{\sigma} \left(\frac{c}{\beta P_i} \frac{\sigma}{\sigma-1} \right)^{1-\sigma} - f_i \quad (6)$$

$$R_2 = \frac{I_i}{\sigma} \left(\frac{\tau_i c}{\beta P_i} \frac{\sigma}{\sigma-1} \right)^{1-\sigma} - \tau_i f_i \quad (7)$$

由此可知,企业在两种资金来源状况下 OFDI 的期望收益 $E(R)$ 可表示为

$$E(R) = (1-\pi)R_1 + \pi R_2 \quad (8)$$

式中: $(1-\pi)$ 表示企业利用自有资金进行 OFDI 的概率, π 表示企业通过外部融资进行 OFDI 的概率。

当企业对外直接投资期望收益大于0,即式(8) $E(R) > 0$ 时,企业会进行 OFDI,企业进行 OFDI 的临界生产率 β^* 可以表示为

$$\beta^* = \{ \pi \tau_i + (1-\pi) \} f_i \left(\frac{I_i}{\sigma} \right)^{-1} \left(\frac{c}{P_i \sigma - 1} \right)^{\sigma-1} [\pi \tau_i^{(1-\sigma)} + (1-\pi)]^{-1} \}^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (9)$$

式(9)表明,当某一企业生产率 β 超过其 OFDI 临界生产率 β^* 时,企业会选择进行 OFDI。

为了进一步考察不同东道国金融发展水平(也即融资难易程度)对企业 OFDI 的影响,本文将式(9)对于外部融资成本 τ_i 求偏导数,可得

$$\begin{aligned} \frac{\partial \beta^*}{\partial \tau_i} &= \frac{1}{\sigma-1} \{ [\pi \tau_i + (1-\pi)] f_i \left(\frac{I_i}{\sigma} \right)^{-1} \left(\frac{c}{P_i \sigma - 1} \right)^{\sigma-1} [\pi \tau_i^{(1-\sigma)} + (1-\pi)]^{-1} \}^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \{ \pi f_i \left(\frac{I_i}{\sigma} \right)^{-1} \left(\frac{c}{P_i \sigma - 1} \right)^{\sigma-1} [\pi \tau_i^{(1-\sigma)} + (1-\pi)]^{-1} + [\pi \tau_i + (1-\pi)] f_i \left(\frac{I_i}{\sigma} \right)^{-1} \left(\frac{c}{P_i \sigma - 1} \right)^{\sigma-1} [\pi \tau_i^{1-\sigma} + (1-\pi)]^{-2} (\sigma-1) \pi^{(1-\sigma)} \tau_i^{-\sigma} \} \quad (10) \end{aligned}$$

式中:不同种类之间的替代弹性 $\sigma > 1$,因此

$\frac{\partial \beta^*}{\partial \tau_i} > 0$,由此可得出本文的如下推论。

推论 1:OFDI 东道国的金融发展程度越低,企业面临的融资约束程度越高,会使其

OFDI 需要克服的生产率临界值门槛越高。在此种情形下,源自本国的金融支持即可作为企业对东道国进行投资的有力补充,有助于减轻了企业的融资成本,促进其更加有效地开展 OFDI。

进一步地,由于企业向不同东道国进行 OFDI 所面临的信息不对称程度不一,故而其在进入东道国前需支付一定的投资固定成本 f_i ,用以获取东道国市场信息。在此,本文以式(9)对于投资固定成本 f_i 求偏导数,可得

$$\begin{aligned} \frac{\partial \beta^*}{\partial \tau_i} = \frac{1}{\sigma - 1} \{ & [\pi \tau_i + (1 - \pi)] \\ & f_i \left(\frac{I_i}{\sigma} \right)^{-1} \left(\frac{c}{P_i \sigma - 1} \right)^{\sigma-1} [\pi \tau_i^{(1-\sigma)} + \\ & (1 - \pi)]^{-1} \}^{\frac{-\sigma}{\sigma-1}} \{ [\pi \tau_i + \\ & (1 - \pi)] \left(\frac{I_i}{\sigma} \right)^{-1} \left(\frac{c}{P_i \sigma - 1} \right)^{\sigma-1} \\ & [\pi \tau_i^{(1-\sigma)} + (1 - \pi)]^{-1} \} \end{aligned} \quad (11)$$

式中:由于不同种类之间的替代弹性 $\sigma > 1$,企业进行外部融资的概率 $\pi < 1$,因此 $\frac{\partial \beta^*}{\partial f_i} > 0$,由此可得出推论 2。

推论 2:如果母国金融机构在东道国设置分支机构,将有助于 OFDI 企业抵御东道国金融市场借贷信息不完善与不对称风险,进而降低所需搜寻和进入成本,即投资固定成本 f_i ,使得企业 OFDI 面临的临界生产率门槛下降,促进其稳步拓展海外市场。

上述理论分析的基本结论是:其一,来自母国的政策鼓励和投资便利化支持,有助于缓解 OFDI 企业面临的海外市场资金限制;其二,母国金融机构率先开展跨国经营,为本国企业提供融资服务以及东道国信息,能够帮助企业迅速融入当地商业网络,降低搜寻成本,

促使企业 OFDI 的生产率门槛 β^* 下降。因此中资商业银行境外分支的设立,能够促进更多有能力和有意愿的企业进行对外直接投资,使得一国能够开展 OFDI 的企业数量增加,进而促进了整体国家层面的 OFDI 总量增加。

二、实证模型构建与数据来源

(一) 基准模型设定与变量说明

为了有效论证中资商业银行境外分支的设立对于中国 OFDI 的影响,本文将运用以下计量模型进行基础回归估计

$$\log OFDI_{c,t} = \beta_0 + \beta_1 \log branches_{c,t} + \beta_2 Z_{c,t} + \alpha_c + \gamma_t + \varepsilon_{c,t} \quad (12)$$

式中:下标 c 代表与中国签订“一带一路”合作文件的 138 个国家, t 代表年份,样本区间为 2003—2018 年。被解释变量 $\log OFDI_{c,t}$ 表示中国在 t 时期对于国家 c 的直接投资流量,以美元为计价单位。 β_0 是截距项, β_1, β_2 是相应的变量估计系数;核心解释变量 $\log branches_{c,t}$ 表示 t 时期中国在 c 国设立的中资商业银行境外分支总数量,取对数形式。在一系列控制变量 $Z_{c,t}$ 中, $\log gdp_{c,t}$ 代表东道国的市场规模; $\log pergdp_{c,t}$ 代表东道国的人均 GDP,用来衡量该国的经济发展水平; $\log distcap_c$ 衡量的是中国与东道国首都之间的地理距离,用以反映两国的信息不对称程度与距离成本;利用经济自由度指数中的税收负担指数 $\log tax_{c,t}$ 反映东道国的税负水平;由于信息化水平能够反映东道国的信息沟通便利程度,本文采用一国每百人拥有固定电话的数目比重 $fixed_tele_{c,t}$ 来表示这一状况;考虑到东道国的营商环境可能会对企业 OFDI

决策产生影响,因此本文采用东道国企业履行合同所需天数 $\log contract_{c,t}$ 进行衡量。由于以上回归方程包含了不随时间变化的地理距离因素,故本文利用最小二乘虚拟变量估计(Least Square Dummy Variable, LSDV)进行回归,同时考虑到中国对不同东道国的投资可能会受到某些不可观测因素的影响,因此本文加入国家固定效应 α_c ,用于控制各东道国的异质性因素,例如地理条件、文化和语言特征等; γ_t 为时间固定效应,用于控制不随个体变化而随时间变化的因素,例如全球性冲击; $\varepsilon_{c,t}$ 代表随机扰动项。

(二) 样本选择与数据来源说明

为考察中资商业银行境外分支设立对于中国 OFDI 的影响以及减少样本选择的偏误,本文收集了截至 2020 年 1 月底与中国签订共建“一带一路”合作文件的 138 个国家 2003—2018 年的经济数据、相应年份中国 OFDI 流量数据以及银行境外分支设立数据。具体变量描述性统计见表 1。

本文所用的数据主要来源于:

(1) 中国 OFDI 数据来源于商务部、国家统计局和国际外汇管理局联合发布的《中国

对外直接投资统计公报》;

(2) 中资商业银行境外分支机构数据来自于相关银行官方网站;

(3) 为减少遗漏变量偏误的影响,本文控制了一系列关于东道国的变量,主要包括国家市场规模、经济发展水平、东道国与中国地理距离、东道国税负水平、信息化水平、营商环境以及制度水平,其中反映国家市场规模和经济发展水平的国家 GDP 数据和人均 GDP 数据来自世界银行世界发展指标数据库(World Development Indicators, WDI),部分缺失的数据参照蒋冠宏等^[19]的数据处理方法,利用联合国国民账户(National Accounts Main Aggregates Database, AMA)数据库进行补全^①;两国地理距离数据来自 CEPII 数据库,本文选择该数据库提供的 4 种地理距离中的 $distcap$ 作为衡量指标;对于东道国税负水平的评价数据来自美国传统基金会发布的经济自由度指数年度报告;

(4) 其他衡量东道国信息化水平和企业营商环境的数据亦来自于世界银行的 WDI 数据库;

(5) 考虑到一国的制度环境是吸引外资

表 1 主要变量的描述性统计

变量名	变量定义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
$\log OFDI$	中国对外直接投资流量对数值/万美元	2 048	4.774 3	5.589 0	-13.951 2	13.859 8
$\log branches$	东道国境内中资商业银行的分支机构数量	2 208	0.223 9	0.645 4	0	4.779 1
$\log GDP$	东道国国内生产总值/万美元	2 129	23.967 0	1.933 0	18.820 6	28.435 0
$\log percap$	东道国人均 GDP/万美元	2 128	8.295 3	1.339 6	5.350 8	11.626 0
$\log dist$	中国与东道国的地理距离	2 128	8.977 6	0.510 2	6.862 4	9.861 4
$fixed_tele$	东道国每百人固定电话拥有量	2 159	14.707 5	14.495 9	0	60.249 6
$\log contract$	东道国企业执行合同需要的天数	2 137	6.370 0	0.456 0	4.787 5	7.495 5
$\log tax$	东道国税负评分	1 939	4.338 5	0.159 5	3.475 1	4.604 2
avg_WGI	东道国制度水平平均数值	2 137	-0.236 3	0.785 3	-2.450 0	1.861 7

① 数据来源于官方网站 <https://unstats.un.org/unsd/snaama/CountryProfile>。

的重要决定性因素之一^[20],因此本文衡量制度水平的数据来自世界银行全球治理指标数据库 (Worldwide Governance Indicators, WGI)。

三、实证结果分析

基于前文的理论分析和研究推论,本部分的实证回归试图验证的是:其一,在“一带一路”国家设立中资商业银行分支机构对于中国 OFDI 的影响效应;其二,基于理论模型研究推论,检验中资商业银行境外分支机构促进 OFDI 的作用渠道;其三,进一步考证中资商业银行境外分支机构对于企业在不同特征东道国进行 OFDI 的差异性影响;其四,针对计量模型可能存在的遗漏变量、反向因果、变量选择等问题进行稳健性检验。

(一) 基准回归

本文利用中国对 138 个“一带一路”国家的 OFDI 和设立商业银行境外分支机构的数据以及 LSDV 回归方法,检验境外分支机构数量与对外直接投资之间的因果关系,回归结果见表 2。

由表 2 各列回归结果可以看出,中资商业银行在东道国的境外分支机构数量对于中国 OFDI 的回归系数在 5% 的水平上显著为正,其中第 (1) 列只加入了主要解释变量——中资商业银行境外分支机构数量以及国家层面和时间层面的固定效应,回归结果显示,随着银行在东道国境外分支机构数量的增加,中国对该国的 OFDI 显著提升。在表 2 的第 (2)—(5) 列,本文根据已有研究依次加入了对数化处理后的国家控制变量,用

表 2 中资商业银行境外分支机构对
中国 OFDI 影响的基准检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>log branches</i>	1.411 9** (0.595 0)	1.431 5** (0.605 0)	1.521 0** (0.608 9)	1.472 1** (0.611 7)	1.340 2** (0.615 9)
<i>log GDP</i>		-0.686 0 (1.610 8)	-0.315 7 (1.672 6)	-0.682 8 (1.708 7)	-0.764 1 (1.708 7)
<i>log per GDP</i>		1.418 9 (1.798 9)	1.648 3 (1.833 2)	1.604 6 (1.847 2)	0.525 6 (1.875 5)
<i>log dist.</i>		0.586 5 (3.612 4)	-3.044 8 (3.644 3)	-4.222 5 (3.810 8)	-4.734 7 (3.771 3)
<i>Fixed_tele2</i>			-0.057 8 (0.0389)	-0.0743* (0.041 7)	-0.071 9* (0.041 6)
<i>log contract2</i>			2.667 4** (1.235 6)	2.621 8** (1.275 0)	2.880 3** (1.243 7)
<i>log tax2</i>				-4.419 8** (1.753 6)	-4.354 9** (1.742 8)
<i>Avg_WGI</i>					1.871 4* (0.985 8)
<i>Constant</i>	1.498 9 (1.267 1)	4.027 2 (51.945 3)	4.648 4 (52.483 6)	43.016 9 (56.124 0)	56.299 0 (56.239 5)
国家固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
样本量	2 048	1 936	1 913	1 836	1 836
拟合优度	0.346 6	0.331 3	0.337 4	0.342 1	0.343 6

注:模型采用 LSDV 方法进行估计。因变量为国家层面的中国 OFDI 流量数据,主要解释变量为对数化形式的中资商业银行境外分支数目 *log branches*;控制变量包括国家层面的总量 GDP、人均 GDP、中国与东道国之间的地理距离、东道国每百人拥有固定电话数量、东道国营商环境,东道国税负环境以及制度水平。括号中为异方差稳健标准误;***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著。

来减轻由于遗漏变量问题导致的估计误差,其中包括东道国市场规模、东道国经济发展水平、中国与东道国地理距离等,以及用来反映东道国信息化水平的固定电话每百人拥有量和企业营商环境的合同执行天数,同时也包括了东道国税负水平、东道国制度水平对于 OFDI 的影响。基准回归结果如第 (5) 列所示,在逐次加入控制变量以及个体、时间固定效应之后,中资商业银行境外分支机构数量对于 OFDI 直接投资的促进作用依然显著为正,东道国中资商业银行分支机构数量每

增加 1 个百分点,即可促进中国企业 OFDI 增加 1.34 个百分点。上述基准回归结果与现有经验研究相一致。ONGENA et al. 通过研究中国境内的外资银行存在与外资流入的关系发现,外资银行的存在促进了外国企业对中国的投资,这种促进作用在农业、制造业和运输业等部门显现的更为强烈^[21]。RAFF et al. 通过研究 1980—2000 年期间的日本微观数据发现,日本银行业受到的冲击会通过影响日本银行的借贷能力进而使得预期的日本 OFDI 下降 21%^[22]。这些经验证据都说明,母国银行在企业开展 OFDI 的过程中起到了重要的促进作用。

(二) 机制检验

1. 企业外部融资可获得性增强的机制检验

表 2 报告的基准回归结果验证了中资商业银行境外分支机构的设立对于中国 OFDI 的促进作用,基于本文第二部分的理论模型分析,本文认为这一促进作用的首要机制是,商业银行境外分支机构的设立缓解了企业在金融市场不发达国家开展 OFDI 时面临的融资困难,提高了企业外部融资的可获得性,进而促进了整体对外直接投资水平。对于东道国金融发展水平的衡量,本文借用 DESBORDES et al. 的方法,利用“私营企业在国内通过银行和其他金融机构获得信贷占本国 GDP 的比重”来衡量一国金融发展水平(FD_wei_{ct}),这一指标能够反映外部融资在经济中的使用情况^[7]。为了验证机制,本文借鉴了孙浦阳等关于机制检验的方法^[23]。中资商业银行境外分支机构对于

东道国金融发展水平的回归结果如表 3 第(2)列所示,中资商业银行境外分支机构的系数显著为正,说明中资商业银行东道国分支机构的设立能够促进东道国金融发展水平。进一步地,本文引入中资商业银行东道国分支机构数量与东道国金融发展水平的交互项来验证机制是否成立,并将交互项进行了中心化处理。表 3 第(3)列显示,交互项系数显著为正,说明中资商业银行东道国境外分支机构的设立通过改善东道国金融发展水平,进而促进了企业对东道国整体 OFDI 水平。当“一带一路”投资东道国当地没有中资商业银行时,东道国金融发展水平对于吸引中国企业 OFDI 的作用不强,甚至为负;而随着中资商业银行在该国设立分支机构的数量在两个或两个以上时,东道国的金融发展水平对于吸引中国 OFDI 的作用变为显著正向。

表 3 中资商业银行境外分支与对外直接投资关系的融资促进机制

变量	基准回归(1)	被解释变量 FD_wei_{ct} (2)	被解释变量 $\log OFDI_{ct}$ (3)
$\log branches$	1.340 2 ** (0.615 9)	0.126 0 *** (0.046 8)	
$\log FD_wei$			-1.123 9 *** (0.407 1)
$\log branches \times \log FD_wei$			3.073 0 ** (1.291 7)
控制变量	是	是	是
国家固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
观测值	1 836	1 533	1 533
拟合优度	0.343 6	0.916 0	0.424 1

注:采用 LSDV 方法进行估计。所有结果均控制了国家层面控制变量、国家固定效应以及时间固定效应。第(1)列为基准回归结果,第(2)列对金融发展的衡量指标借鉴了 DESBORDES et al. 的研究,利用私营企业在银行和其他金融机构获得的信贷占 GDP 的比重。括号中为异方差稳健标准误;***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著。

2. 信息不对称问题减弱的机制检验

本文通过理论模型研究提出了推论 2,即母国银行在东道国设立分支机构有助于降低 OFDI 企业面临的信息不对称风险,进而节约了投资搜寻和进入成本。有必要对这一推论进行检验,检验结果见表 4。

表 4 中资商业银行境外分支与对外直接投资关系的信息不对称减弱机制

变量	基准回归(1)	接壤(2)	不接壤(3)	全样本(4)
$\log branches$	1.340 2** (0.615 9)	3.129 9 (2.368 0)	1.440 9** (0.650 4)	-17.976 5** (8.269 0)
$\log branches \times \log dist.$				2.241 3** (0.981 1)
控制变量	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
观测值	1 836	169	1 667	1 836
拟合优度	0.343 6	0.324 4	0.342 7	0.345 1

注:采用 LSDV 方法进行估计。所有结果均控制了国家层面控制变量、国家固定效应以及时间固定效应。东道国与中国是否接壤的信息来自于 CEPII 数据库 $contig$ 变量,当投资东道国与中国接壤时取 1,否则取 0。括号中为异方差稳健标准误;***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著。

既有文献认为,地理距离对于国际贸易具有影响,即随着地理距离加大,两国之间的贸易会减少。POELHEKKE 指出,企业在进行远距离投资时,面对的信息不对称问题更加严重^[24]。考虑到地理距离的异质性影响,本文利用 CEPII distance 数据库对于中国与“一带一路”东道国之间的地理距离进行刻画。通过 CEPII 数据库中的 $contig$ 变量显示,与中国接壤的“一带一路”国家包括俄罗斯、吉尔吉斯斯坦、哈萨克斯坦、塔吉克斯坦、尼泊尔等 13 个国家。利用相关国家是否与中国接壤的信息,表 4 第(3)列结果表明,中资商业银行在非邻近“一带一路”国家的分支机构设立对于中国企业向该国投资的促进作用更为显著。表 4 第

(4)列运用了完整样本,并在回归中纳入中资商业银行境外分支机构数与地理距离之间的交互项,交互项的系数为 2.24,且在 5% 统计上显著。进一步分析系数大小还可发现,当东道国首都与中国首都地理距离超过 3 044.22 千米时,随着两国地理距离的增加,中资商业银行境外分支机构的设立对于 OFDI 的促进效果显著增强;通过分析样本国家的距离分布频率可知,90% 以上的“一带一路”国家与中国的首都地理距离在 3 896.40 千米以上,说明中资商业银行分支机构的设立对于中国向 90% 以上的“一带一路”国家的 OFDI 有益处,且对于与中国地理距离越远的国家促进效果越显著^①。这一结果进一步验证了上文的推论 2,即较之与中国较近或接壤的国家而言,中国企业在远距离国家开展 OFDI 时面临的信息不对称问题更加严重。有鉴于此,中资商业银行先行在当地设立分支机构并构建金融服务网络,既有助于当地现有中国企业实现更好的发展,更有利于潜在投资者降低信息不对称和投资风险,发挥了成本节约效应。

(三) 异质性分析

在上文基准回归分析的基础上,有必要针对“一带一路”国家的经济发展水平和制度特征,进一步考察其对于中国企业 OFDI 的异质性影响。

1. 东道国经济发展程度的异质性

按照世界银行全球金融发展数据库对于

① 当 $\log distance > 17.976/2.241 = 8.021$, 即当国家间地理距离大于 $e^{8.021} = 3\,044.22$ km 时,分支机构的促进作用会进一步随着地理距离的增加而增加。

国家收入水平的划分(高收入国家、中高收入国家、中低收入国家、低收入国家),本文将 138 个“一带一路”国家划分为中高收入水平和中低收入水平两个样本组,用以考虑收入水平对于中国企业 OFDI 的异质性影响。如表 5 所示,第(1)列为全样本下中资商业银行在“一带一路”国家设立分支机构对于中国企业 OFDI 的促进作用;第(2)列和第(3)列的分样本回归结果表明,在中高收入“一带一路”国家,中资商业银行在当地设立分支机构对于中国企业 OFDI 的促进作用更加明显。由于人均 GDP 能够反映一国的收入水平,表 5 第(4)列加入了中心化处理后的人均 GDP 与中资商业银行分支机构数量的交互项,以验证分组回归系数的组间系数差异是否显著。第(4)列结果显示 $\log branches \times \log pergdp$ 回归系数正向显著,表明对于人均收入水平越高的“一带一路”国家,中资商业银行境外分支机构对于中国企业 OFDI 的促进作用越显著,国家经济发展水平每增加 1 个百分点,中资商业银行境外分支机构的设立对于企业 OFDI 的促进作用就会增加 1.56 个百分点。

2. 东道国制度水平的异质性

东道国的制度性因素对于中国企业 OFDI 的区位选择和流向具有重要意义。鉴于单一维度衡量一国制度水平的局限性,本文借用了王永钦等的分析方法,运用世界银行全球治理指标数据库(WGI)中的 6 项指标:国家政治稳定性、公民话语权、政府公共服务效率、监管水平、法律对合同执行和产权保护的有效性水平以及对于公权力贪腐的控制程度,考察研究多维制度性因素对于中国企业

表 5 异质性检验 区分“一带一路”国家经济发展水平

变量	基准回归 (1)	中高收入 国家(2)	中低收入 国家(3)	交互项(4)
$\log branches$	1.340 2 ** (0.615 9)	2.880 7 *** (1.044 4)	0.907 4 (0.742 6)	0.725 6 (0.571 8)
$\log branches \times$ $\log dist.$				0.836 9 * (0.472 5)
控制变量	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
观测值	1 836	958	878	1 836
拟合优度	0.343 6	0.380 5	0.323 2	0.345 3

注:采用 LSDV 方法进行估计。所有结果均控制了国家层面控制变量、国家固定效应以及时间固定效应。对于经济体收入水平的划分依据来自世界银行全球金融发展数据库,括号中为异方差稳健标准误;***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著。

在“一带一路”国家开展 OFDI 的影响^[20]。上述各项指标的数值均在 -2.5 到 2.5 之间,随着数值的增大,由该项指标代表的制度水平由弱到强。如表 6 所示,本文以 138 个“一带一路”国家各项指标的中位数作为划分标准,若高于指标中位数,即表示该国在此项指标上具有较强的治理水平。

表 6 的第(1)列报告了基准回归结果。

表 6 异质性检验 区分“一带一路”国家
不同维度的制度水平

变量	基准 回归 (1)	政治稳定性 强弱		公民话语权		政府公共服务 效率	
		弱稳定 性(2)	强稳定 性(3)	参与度 低(4)	参与度 高(5)	效率低 (6)	效率高 (7)
$\log branches$	1.340 2 ** (0.615 9)	0.421 3 (2.107 1)	1.533 9 ** (0.700 6)	0.272 8 (0.851 3)	2.482 5 ** (0.974 9)	0.048 1 (1.137 3)	1.678 4 * (0.871 9)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	1 836	497	1 339	927	909	924	912
拟合优度	0.343 6	0.334 1	0.384 0	0.289 7	0.417 8	0.334 7	0.421 6

注:采用 LSDV 方法进行估计。所有结果均控制了国家层面控制变量、国家固定效应以及时间固定效应。对于制度水平的不同维度衡量数值来自世界银行全球治理指标数据库(WGI),制度的强弱划分标准按照全样本下国家中位数水平。括号中为异方差稳健标准误;***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著。

其一,政治稳定性指标反映了政府动荡和被推翻的可能性,表6的第(2)列和第(3)列结果可知,在政治稳定性越高的“一带一路”国家,中资商业银行分支机构的设立对于中国企业 OFDI 的促进作用越明显,因为东道国政治环境的稳定有助于降低企业当地生产经营面临的国家风险,进而增加投资稳定性预期;反之亦然。其二,公民话语权指标反映了一国民主政治和公民参与国家事务的程度,这一指标数值越高,则代表当地信息沟通越流畅,开放程度越高。表6第(4)列和第(5)列的回归结果表明,在公民话语权指标数值越高的“一带一路”国家,中资商业银行在当地设立分支机构越有助于鼓励中国企业开展 OFDI。其三,表6第(6)和第(7)列反映的是东道国政府公共服务效率对于企业 OFDI 的影响。检验结果说明,在政府效率越高的“一带一路”国家,中资商业银行分支的存在有助于潜在投资者进入,这是由于高效能的政府能够提供更为完善的公共服务。最后,有鉴于监管水平、法律有效性以及对于公权力贪腐的控制程度这3项指标的强弱影响效应并不明显,所以本文未将其列出。

(四)进一步的稳健性检验

为了进一步验证以上回归结果的稳健性,本文拟进行不同方式的稳健性检验。其一,加入更多影响因素以减弱遗漏变量偏差。其二,对因变量进行变量替代性检验,剔除“避税天堂”国家样本。其三,更换估计方法,采用泊松伪最大似然估计(Poisson Pseudo Maximum Likelihood, PPML)方法以减轻企业 OFDI 零值偏误问题。其四,考虑到母国银行在东道国设立分支机构与企业 OFDI

之间可能存在的反向因果关系,本文将所有解释变量进行滞后1期处理,通过异方差估计方法以及工具变量构造进一步进行稳健性检验。各种稳健性检验的结果表明,中资商业银行在“一带一路”国家设立分支机构对于中国企业 OFDI 的作用显著为正,本文结论成立。

1. 加入其他影响因素减弱遗漏变量偏差

为了进一步证实基础回归分析的稳健性,本文拟将东道国经济增速、资源禀赋、关税以及东道国是否与中国签订双边投资协定等因素纳入分析框架,以便减弱遗漏变量偏误。其一,经济增速因素。考虑到经济增长潜力大的国家创造商业机会的可能性更大,进而更有可能吸引境外企业投资^[6],本文进一步将 GDP 增长率纳入基准模型。如表7第(2)列所示,在加入经济增速 *GDP growth* 这一控制变量后,中资商业银行境外分支机构对于东道国企业的对外投资促进作用结果显著。其二,资源禀赋因素。考虑到对外投资的资源寻求特性,本文在加入其他影响因素减弱遗漏变量偏差的检验中,借鉴闫雪凌等的研究方法,即以矿石和金属出口占商品总出口的百分比来衡量东道国自然资源禀赋^[25],如表7第(3)列所示,在加入自然资源禀赋 *Resource* 后,结果依然稳健。其三,关税因素。吕越等在探讨企业 OFDI 行为的横向动机时认为,在关税较高的东道国地区,企业有动机通过 OFDI 绕过出口市场的高关税壁垒^[6]。本文利用 WDI 数据库提供的所有商品加权平均使用税率来衡量东道国关税水平,其结果如表7第(4)列所示,关税 *tariff* 对

于企业 OFDI 有着显著的负向效应,且东道国关税水平与中资商业银行分支机构的交叉项系数并不显著,说明东道国高关税对于企业 OFDI、绕过关税壁垒的影响作用并不明显。其四,双边投资协定因素。宗芳宇等讨论了中国与东道国签订双边投资协定(BIT)通过明确权责,保护并促进了企业向制度环境较差的签约国投资^[26]。本文利用 UNCTAD 的 BIT 数据库,将与中国签订 BIT 的“一带一路”国家记为 1,反之则为 0,回归结果如表 7 第(5)列所示,在将东道国是否与中国签订 BIT 纳入后,结果依然稳健。此外,在同时考虑经济增速、自然资源禀赋、关税因素和是否签订 BIT 后,中资商业银行境外分支机构促进企业 OFDI 的作用依然显著且稳健,见表 7 第(6)列。

2. 变量的替代性检验

考虑到变量衡量方式、样本选择问题以及回归方法选择可能会对上文的基准回归估计结果产生影响,因而有必要进行变量的替代性检验(表 8)。其一,考虑到中国 OFDI 流量数据波动性较大,本文借鉴 BUSSE et al. 的方法,对于中国 OFDI 流量数据按照 $\ln OFDI = \ln(OFDI + \sqrt{(OFDI^2 + 1)})$ 进行处理^[27],其结果见表 8 第(2)列,其与基准回归结果保持一致,中资商业银行境外分支机构数量系数显著为正。其二,MORCK et al. 提出中国早期 OFDI 多由大型国有基础设施建设企业主导并具有避税特性^[28],本文借鉴 LANE et al. 列出的“避税天堂”型小型离岸金融中心^[29],剔除了基准回归样本中的卢森堡、瓦努阿图、新加坡、巴林、塞浦路斯、黎巴嫩、马耳他、巴拿马、文莱的国家样本,结果如表 8

表 7 加入不同控制变量减少遗漏变量误差

变量	基准回归 (1)	经济增速 (2)	资源禀赋 (3)	关税因素 (4)	双边投资协定 (5)	控制所有变量 (6)
log branches	1.340 2 ** (0.615 9)	1.314 9 ** (0.614 0)	1.290 3 * (0.662 2)	1.547 3 * (0.847 6)	1.294 9 ** (0.617 4)	1.158 3 * (0.672 2)
GDP growth		0.026 8 (0.038 2)	0.024 9 (0.027 6)			0.104 4 *** (0.039 7)
Resource				-0.835 4 ** (0.369 5)		0.020 7 (0.028 8)
log tariff				-0.348 0 (0.469 1)		-0.816 1 ** (0.416 0)
log branches × log tariff						
BIT					-0.761 8 (0.757 3)	-0.158 2 (0.680 0)
控制变量	是	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	1 836	1 829	1 505	1 796	1 836	1 494
拟合优度	0.343 6	0.347 8	0.394 0	0.352 3	0.343 9	0.400 7

注:采用 LSDV 方法进行估计。表内所有回归结果控制了国家层面控制变量、国家固定效应以及时间固定效应。资源禀赋以矿石和金属出口占商品出口的百分比来衡量,东道国关税利用国家层面的所有商品加权平均使用税率来衡量,所用数据来源于 WDI 数据库;东道国是否与中国签订 BIT,所用国家列表来自 UNCTAD。括号中为异方差稳健标准误;***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著。

表 8 更换因变量计算方式、改变样本范围与
更换回归方法的稳健性检验

变量	基准回归 (1)	更换因变量 计算方法(2)	删除避税 天堂样本(3)	利用 PPML 方 法回归(4)
log branches	1.340 2 ** (0.615 9)	1.368 4 ** (0.663 1)	1.203 2 ** (0.569 8)	0.251 8 * (0.162 9)
控制变量	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本量	1 836	1 836	1 732	1 550
拟合优度	0.343 6	0.333 2	0.341 6	0.734 9

注:除第(4)列以外,均采用 LSDV 方法进行估计。表内所有结果均控制了国家层面控制变量、国家固定效应以及时间固定效应。中国 OFDI 流量的调整方法按照 BUSSE et al. 进行;“避税天堂”国家列表来源于 LANE et al.;括号中为异方差稳健标准误;***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著。

第(3)列所表明,中资商业银行境外分支机构的设立对于企业 OFDI 的促进作用依旧显著。其三,考虑到中国 OFDI 流量中存在部分 0 值,表 8 第(4)列利用泊松伪最大似然估计(PPML)方法进行稳健性检验,回归结果在 10% 水平显著。

3. 对于潜在的反向因果问题进行处理

在相关研究中也有一些关于金融支持与对外直接投资的文献认为,母国金融机构存在追随本国企业国际化经营的现象,即中国企业 OFDI 反向促进了中资商业银行境外分支的设立。因此中资商业银行境外分支的设立与企业 OFDI 可能存在互为因果关系,进而会对系数估计产生影响。出于中国 OFDI 的发展实际考虑,中国 OFDI 大幅增长主要在 2000 年之后,而 1979 年中国银行卢森堡分行作为中资商业银行首个海外分行成立,说明中资商业银行国际化早于中国 OFDI。此外,正如 HU et al. 提到,中资银行跨省分支机构的设立,需经由中国银行保险监督管理委员会^①批准,因此中资商业银行分支机构的设立很大程度上受中国银行保险监督管理委员会管理的^[14]。本文认为,在境外申请设立中资商业银行分支机构,面临比国内更为严苛的条件。因为这一行为不仅受中国银行保险监督管理委员会的管理,同时也需经过东道国当局审批同意方可进入。因此,中资商业银行境外分支的设立及由此带来的东道国信贷条件改善对于企业 OFDI 决策较为外生。

为了验证这一问题,本文先对于所有解释变量取一阶滞后。由此,上一期在东道国设立的中资商业银行分支机构不会受到本期

中国 OFDI 的影响。据此,表 9 第(2)列的结果表明,中资商业银行境外分支机构的设立对于中国企业 OFDI 的促进作用依旧显著且稳健。进一步地,本文借助 LEWBEL 的异方差识别方法^[30],分两阶段构造了工具变量用以解决模型可能存在的内生性问题,这一方法曾在 LIN 关于信贷约束影响企业出口模式选择和企业绩效的研究中,用于解释潜在的反向因果问题^[31]。具体验证思路如下:在第一阶段,以中资商业银行境外分支机构数量 $\log branches$ 作为外生变量 z ,并对其他控制变量进行回归后得到残差 ε 用以构造第二阶段的工具变量,其中残差 ε 需通过异方差 Breusch - Pagan 检验。在第二阶段,本文使得第一阶段获得的残差 ε 与中资商业银行境外分支机构 z 相乘,利用 $(z - \bar{z})\varepsilon$ 作为构造的工具变量,用来估计中资商业银行境外分支机构数量对中国 OFDI 的影响, \bar{z} 为外生变量的均值。在利用异方差识别方法得到以上第一、第二阶段估计结果的基础上,表 9 第(3)列所示,中资商业银行境外分支机构数量对于中国 OFDI 的促进作用仍维持在 5% 的水平上显著。

本文借鉴 LIN 解决反向因果问题的思路和方法,构造被解释变量 $\log OFDI_{c,t}$ 的工具变量 $\log OFDI_{IV_{c,t}}$ 以获得主要解释变量中资商业银行境外分支 $\log branches_{c,t}$ 的工具变量^[32]。关于被解释变量 $\log OFDI_{c,t}$ 工具变量

① 2023 年 3 月,中共中央、国务院印发《党和国家机构改革方案》,在中国银行保险监督管理委员会基础上组建国家金融监督管理总局,不再保留中国银行保险监督管理委员会。但在论文撰写期间以及引用论文中,还是保留“中国银行保险监督管理委员会”的写法,在此进行说明,以免引起歧义。

的构造,本文参照 NUNN et al. 在讨论美国食物援助如何影响受援国冲突的研究中的方法^[33],利用中国 $t-1$ 期世界范围内的对外投资流量总量 $\log OFDI_{t-1}$ 与中国在 2003—2018 年向东道国 c 开展 OFDI 的频率 $\bar{D}_c = \frac{1}{16} \sum_{t=2003}^{2018} D_{c,t}$ 相乘,得到能够刻画中国与东道国投资关系,同时与中资商业银行当地分支机构设立数量不相关的工具变量 $\log OFDI_{IV_{c,t}}$ (即 $\log OFDI_{IV_{c,t}} = \log OFDI_{t-1} \times \bar{D}_c$)。进而,本文基于式(14),利用 $\log OFDI_{c,t}$ 的工具变量 $\log OFDI_{IV_{c,t}}$ 来估计中国向 c 国 OFDI 对于中资商业银行在 c 国设立分支机构的因果影响 α_1 ,进而利用式(14)的回归残差 $\log branches_{c,t}^*$ 作为中资商业银行在东道国分支机构 $\log branches$ 的工具变量,结合式(13)以估计其对中国 OFDI 的影响 β_1 ,此外,式(13)和式(14)中的 σ_c 、 σ_t 依次为国家固定效应和时间固定效应, $\varepsilon_{c,t}$ 和 $\vartheta_{c,t}$ 则代表随机扰动项。这一工具变量的构造消除了潜在的由于中国 OFDI 反向促进中资商业银行境外分支设立而产生的估计偏差。在利用 OFDI 工具变量获得中资商业银行境外分支工具变量的基础上,如表 9 第(4)列所示,中资商业银行境外分支机构数量对于中国 OFDI 的促进作用在 1% 水平上显著。

$$\log OFDI_{c,t} = \beta_0 + \beta_1 \log branches_{c,t} + \sigma_c + \sigma_t + \varepsilon_{c,t} \quad (13)$$

$$\log branches_{c,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \log OFDI_{c,t} + \sigma_c + \sigma_t + \vartheta_{c,t} \quad (14)$$

四、结论与建议

金融支持如何促进对外直接投资? 本文

表 9 对潜在的反向因果问题进行检验

变量	基准回归(1)	对所有解释变量滞后一期(2)	利用异方差识别方法(3)	两阶段残差IV(4)
$\log branches$	1.340 ** (0.616)		1.019 ** (0.493)	0.775 *** (0.084)
$\log branches_{lag}$		1.221 * (0.670)		
异方差检验 (Breusch-Pagan 检验)			Chi(2) = 1 277.99; p=0.000 0	
一阶段 $\log branches_{c,t}^*$ 对 $\log branches$ 回归结果				0.083 *** (0.009)
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计值				92.895
控制变量	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
Observations	1 836	1 720	1 836	1 836
R-Squared	0.344	0.335	0.343	

注:采用 LSDV 方法进行估计。所有结果都控制了国家层面控制变量、国家固定效应以及时间固定效应。为验证可能存在的反向因果关系会不会对系数估计产生影响,本文将解释变量进行滞后一期处理。异方差识别方法参考文献[30][31],第4列IV构造方法参考文献[32][33]。括号中为异方差稳健标准误;***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著。

通过利用国有五大商业银行以及其他股份制商业银行在138个“一带一路”国家设置境外分支的数据,结合 2003—2018 年中国对外直接投资流量数据,构建了跨国面板数据,借助模型和实证研究分析发现,得出如下研究结论。

第一,中资商业银行“走出去”显著地促进了中国 OFDI,具体作用机制是中资商业银行境外分支机构的设立将会通过减少信息不对称和减缓企业外部融资约束来促进中国企业 OFDI。这一实证结果在加入更多影响因素、改变变量衡量方式以及考虑反向因果问题的条件下依旧成立。

第二,中资商业银行境外分支机构设立

对于中国 OFDI 的促进,受到目标市场异质性的影响。通过异质性分析可以发现,这一促进作用在收入水平较高的国家更加明显,这体现了 OFDI 的市场寻求型动机;在与中国地理距离较远的国家更明显,这主要是因为地理距离会使得信息的搜寻成本更大,银行“走出去”后的信息共享有助于减少投资者面临的信息不对称问题;在制度水平尤其是公民话语权较强、政治稳定性较强、政府效率较高的东道国,中资商业银行分支机构促进投资的作用更强。

基于上述研究结论,本文提出如下相关建议。

第一,进一步加快中资商业银行在“一带一路”国家的机构布局,构建完善的金融支持网络和东道国投资信息库,为 OFDI 企业提供投资信息咨询,降低企业投资与后期经营风险。作为中国对外直接投资的区域新重点,在金融发展水平较差的“一带一路”国家,中国商业银行境外分支的设置能够为走出去的企业提供有力的金融支持,进而促进更多有能力的企业对外直接投资,实现生产经营全球化。

第二,进一步鼓励中资商业银行增加多层次金融服务供给,完善金融配套服务。企业国际化经营的各阶段都离不开专业金融机构的服务与支持。随着企业境外业务的不断扩展和深化,将对母国金融服务提出更高层次的要求,因此中资商业银行要进一步积极开发非传统业务,扩大业务范围,增加全方位多层次的金融服务供给,实现金融服务的供需匹配。

第三,结合民营企业在非金融类 OFDI

中比重不断上升的趋势,需要进一步提高金融系统的资源配置效率,增强对中小企业和民营企业的信贷支持和融资便利,从而使得民营企业 OFDI 更多的从中国金融支持中获益。

五、结语

本文利用中资商业银行在“一带一路”国家设立分支机构的数据,对于金融支持如何影响对外直接投资进行研究分析,探讨了二者之间的关系并验证了主要的作用机制,这对于当前加强国家间经贸合作,促进金融机构走出去服务实体经济对外投资与发展具有重要意义。本文在研究视角、研究对象以及对于内生性问题的处理方面具有一定创新性,但不可否认的是,研究仍然存在一定的局限性:其一,本文仅是在宏观层面分析境外分支机构的设立对于中国向“一带一路”国家对外直接投资的影响,未能更为细致地利用企业对外直接投资数据来研究境外分支机构设立对于中国企业 OFDI 的影响及作用机制;其二,利用企业对外直接投资数据,能够更为细致地分析企业所有制特征、企业所属行业特征差异会如何对金融支持影响 OFDI 产生影响;其三,基于现有回归结果,在“一带一路”国家设立分支机构对本国 OFDI 的作用,似乎是对于经济发展水平更高以及制度更好的国家作用更强,而对于经济发展以及制度水平较差的国家,本国金融支持如何起到雪中送炭的作用仍旧需要进一步思考的问题。

参考文献:

- [1] MAESENEIRE W D, CLAEYS T. SMEs, foreign direct investment and financial constraints: the case of Belgium[J]. International business review, 2012, 21(3): 408-424.
- [2] 刘莉亚, 何彦林, 王照飞, 等. 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.
- [3] 王碧珺, 谭语嫣, 余淼杰, 等. 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.
- [4] 徐思, 何晓怡, 钟凯. “一带一路”倡议与中国企业融资约束[J]. 中国工业经济, 2019(7): 155-173.
- [5] 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.
- [6] 吕越, 娄承蓉, 吕云龙, 等. 金融发展与“一带一路”沿线国家绿地投资——基于母国和目标市场特征的异质性分析[J]. 世界经济文汇, 2019(2): 37-55.
- [7] DESBORDES R, WEI S J. The effects of financial development on foreign direct investment[J]. Journal of development economics, 2017(127): 153-168.
- [8] 余官胜. 东道国金融发展和中国企业对外直接投资——基于动机异质性视角的实证研究[J]. 国际贸易问题, 2015(3): 138-145.
- [9] 吕越, 陆毅, 吴嵩博, 等. “一带一路”倡议的对外投资促进效应——基于 2005—2016 年中国企业绿地投资的双重差分检验[J]. 经济研究, 2019, 54(9): 187-202.
- [10] 杨亚平, 高玥. “一带一路”沿线国家的投资选址——制度距离与海外华人网络的视角[J]. 经济学动态, 2017(4): 41-52.
- [11] 刘清杰, 刘倩, 任德孝. 中国对“一带一路”沿线国家投资倾向于出口平台型吗[J]. 财贸经济, 2019, 40(6): 101-116.
- [12] 贺娅萍, 徐康宁. “一带一路”沿线国家的经济制度对中国 OFDI 的影响研究[J]. 国际贸易问题, 2018(1): 92-100.
- [13] 宫旭红, 任颀. 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.
- [14] HU Y, LI C, QIN C. The impact of regional financial depth on outbound cross-border mergers and acquisitions[J]. Journal of international money and finance, 2020(104): 102181.
- [15] BILIR L K, CHOR D, MANOVA K. Host-country financial development and multinational activity[J]. European economic review, 2019(115): 192-220.
- [16] 王允贵, 林艳红. 中国企业“走出去”金融支持研究[J]. 经济研究参考, 2017(39): 63-86.
- [17] 张相伟, 龙小宁. 中国境外金融机构促进了对外直接投资吗[J]. 国际贸易问题, 2018(9): 108-120.
- [18] HELPMAN E, MELITZ M J, YEAPLE S R. Export versus FDI with heterogeneous firms[J]. American economic review, 2004, 94(1): 300-316.
- [19] 蒋冠宏, 蒋殿春. 中国对发展中国家的投资——东道国制度重要吗?[J]. 管理世界, 2012(11): 45-56.
- [20] 王永钦, 杜巨澜, 王凯. 中国对外直接投资区位选择的决定因素: 制度、税负和资源禀赋[J]. 经济研究, 2014, 49(12): 126-142.
- [21] ONGENA S, QI S, QIN F. Impact of foreign bank presence on foreign direct investment in China

- [J]. China & world economy, 2015, 23 (4): 40-59.
- [22] RAFF H, RYAN M, STAHLER F. Financial frictions and foreign direct investment: evidence from Japanese microdata[J]. Journal of international economics, 2018(112):109-122.
- [23] 孙浦阳,陈璐瑶,刘伊黎. 服务技术前沿化与对外直接投资:基于服务企业的研究[J]. 世界经济, 2020, 43(8):148-169.
- [24] POELHEKKE S. Do global banks facilitate foreign direct investment? [J]. European economic review, 2015(76):25-46.
- [25] 闫雪凌,林建浩. 领导人访问与中国对外直接投资[J]. 世界经济, 2019, 42(2):147-169.
- [26] 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.
- [27] BUSSE M, HEFEKER C. Political risk, institutions and foreign direct investment[J]. European journal of political economy, 2007, 23(2):397-415.
- [28] MORCK R, YEUNG B, ZHAO M. Perspectives on China's outward foreign direct investment[J]. Journal of international business studies, 2008, 39(3):337-350.
- [29] LANE P R, MILESI-FERRETTI G M. International investment patterns[J]. The review of economics and statistics, 2008, 90(3):538-549.
- [30] LEWBEL A. Using heteroscedasticity to identify and estimate mismeasured and endogenous regressor models[J]. Journal of business & economic statistics, 2012, 30(1):67-80.
- [31] LIN F Q. Credit constraints, export mode and firm performance: an investigation of China's private enterprises[J]. Pacific economic review, 2017, 22(1):123-143.
- [32] LIN F Q. Trade openness and air pollution: city-level empirical evidence from China[J]. China economic review, 2017(45):78-88.
- [33] NUNN N, QIAN N. US food aid and civil conflict[J]. American economic review, 2014, 104(6):1630-1666.

(责任编辑:杨南熙)