

“一带一路”倡议下中国企业对外投资的增长路径

刘春艳 赵 军

(新疆大学, 新疆 乌鲁木齐 830046)

摘 要: 本文使用中国企业对外投资数据,将对外投资总量分解为集约边际与扩展边际,以“一带一路”倡议为准自然实验,解释了中国企业在沿线国家投资增长的路径。研究发现:集约边际和扩展边际均是“一带一路”倡议促进中国企业在沿线国家投资总量增长的路径;从投资方式看,跨国并购的集约边际增长强于绿地投资,扩展边际增长弱于绿地投资;从投资方向看,对顺梯度国家的投资二元边际增长具有显著正向作用,但对逆梯度国家作用相反;从行业类别看,交通与能源行业的对外投资二元边际增长的提高作用更优。机制检验表明,增强中国企业对外投资增长的稳定性应进一步提高“一带一路”倡议互联互通建设对扩展边际的促进作用。

关键词: “一带一路”倡议; 对外直接投资; 集约边际; 扩展边际; 互联互通

中图分类号: F125

文献标识码: A

文章编号: 1006-1894 (2024) 01-0029-13

“一带一路”倡议为中国企业对外投资提供了更大的平台。从投资规模来看,2013~2021年,中国企业在“一带一路”沿线国家的投资总计8,539亿美元,占中国对外投资总额的56.1%;从投资次数来看,中国企业对沿线国家投资的总次数为1,709次,占中国对外投资总次数的62.1%,沿线国家已成为中国企业对外投资的首选目的地之一。^①那么,“一带一路”倡议如何促进中国对外直接投资总量增长?是通过集约边际增长还是扩展边际增长的?在不同的投资模式、投资方向及投资行业下,对中国企业对外投资二元边际增长的影响有何异同?对中国企业二元边际增长的可能影响机制是什么?回答这些问题,有助于揭示“一带一路”倡议对中国企业对外投资促进效应的二元结构特征,厘清影响中国企业对外投资增长路径的异质性效果,为服务中国企业更高质量“走出去”提供决策依据。

作者简介: 刘春艳,新疆大学经济与管理学院博士研究生,研究方向:国际投资;赵军,新疆大学经济与管理学院教授,博士生导师,研究方向:国际贸易理论与政策。

基金项目: 国家社会科学基金青年项目“中国对外承包工程的包容性增长效应及提升路径研究”(项目编号:23CGJ045);新疆维吾尔自治区社会科学基金青年项目“新疆推进内外贸一体化发展的路径与对策研究”(项目编号:2023CYJ041);新疆维吾尔自治区研究生创新项目“中国对外直接投资对工业绿色转型的影响研究”(项目编号:XJ2023G008)。

^① 数据来源于《中国全球投资跟踪》数据库,网址:<https://www.aei.org/china-global-investment-tracker/>。

一、文献综述

“一带一路”倡议与中国对外直接投资的文献可大致分为两类。一类文献研究了“一带一路”倡议的实施效果。孟醒（2021）研究发现，该倡议显著促进了中国企业对沿线国家的投资，但这种促进作用是逐渐显现的。吕越等（2019）认为，“一带一路”倡议对中国企业在沿线国家的绿地投资具有显著的促进效应。肖建忠等（2021）证明了该倡议促进了中国企业在沿线国家的直接投资。Liu等（2020）发现该倡议提出后，中国在沿线国家绿色能源领域的对外投资不断增加。另一类文献讨论了投资的影响因素。在“硬联通”方面，Du和Zhang（2018）认为沿线国家基础设施改善、贸易便利化会间接促进中国直接投资。熊彬和王梦娇（2018）发现，沿线国家的基础设施水平越高，就越促进中国对外直接投资流入。在“软联通”方面，何俊勇等（2021）发现，制度质量能够正向调节沿线国家金融开放对中国对外直接投资的促进作用。Chen等（2020）认为，提高投资便利化水平是消除投资壁垒的有效方法，并验证了沿线国家投资便利化水平提高对中国对外直接投资的促进作用。在“心联通”方面，林季红和刘莹（2020）发现，文化距离缩短有助于缓解沿线国家腐败控制制度对中国企业对外投资的负向影响。蒙奕铭等（2022）发现东道国的人力资本质量提升有助于提高中国对沿线国家直接投资的吸引力。

随着对外直接投资研究的深入，研究视角从传统的一元规模拓展到了二元结构。Razin等（2004）将二元边际概念引入国际投资分析，他们将对外直接投资数量的变化定义为集约边际，将是否进行对外投资定义为扩展边际。Eicher等（2012）在此基础上将对外投资的平均额定义为集约边际，将投资关系的数量定义为扩展边际。陈培如等（2016）提出扩展边际的增加是提高中国企业对外投资增长稳健性的主要路径。杨连星等（2020）和Zhao等（2020）认为，分析二元边际增长能够更全面地阐明中国企业对外投资变化的特征。因此，讨论“一带一路”倡议对中国企业对外投资二元边际增长的影响，有助于了解政策实施对中国企业对外投资的影响，然而既有文献尚未对此展开研究。基于此，本文使用《中国全球投资跟踪》数据库提供的数据，将对外投资总量分解为集约边际与扩展边际，讨论“一带一路”倡议促进中国企业对外投资增长的路径。本文可能的边际贡献是：从二元边际视角分析了“一带一路”倡议促进中国企业对外投资增长的结构特征，回答了中国企业在沿线国家投资增加的路径是既有投资规模增加还是新投资领域拓展；进一步分析了在不同的投资模式、投资方向及投资行业下“一带一路”倡议促进中国企业对外投资二元边际增长的异质性作用，多层次阐释了共建“一带一路”对中国企业投资“走出去”的持续性效果；探讨了互联互通建设在影响集约边际增长与扩展边际增长中催化作用的异同，使“硬联通”“软联通”与“心联通”对投资促进效应的影响得到更深入的阐释。

二、理论分析与研究假说

（一）“一带一路”倡议对中国企业二元边际增长的影响

自“一带一路”倡议落地以来,中国企业不断扩大在沿线国家的投资规模。一方面,该倡议旨在推动沿线国家互联互通建设。由于沿线国家多为发展中国家,经济水平较低、基础设施较差,但资源禀赋各有优势,因而成为中国企业在沿线国家的主要投资领域,随着在以上行业的对外投资不断增加,促进了对外投资的集约边际增加。另一方面,该倡议加强了中国与沿线国家的沟通,推进了沿线国家间的产业互补与全球价值链重构,因此,该倡议可能会推动中国企业增加在沿线国家的投资行业,进而促进对外投资总量增加。由此,提出如下假说:

H1: 集约边际和扩展边际是“一带一路”倡议促进中国企业对外投资总量增长的有效路径。

（二）“一带一路”倡议对中国企业二元边际增长的作用机制

“一带一路”倡议是中国向全球贡献的区域合作新模式,根据合作的重点内容,以基础设施为代表的“硬联通”是推动高质量合作的方向,以政策沟通、贸易畅通、资金融通为内容的制度规则的“软联通”是推动该倡议的支撑,“心联通”是协同构建利益共同体的基础。因此,本文认为,“一带一路”倡议在促进中国企业对外投资二元边际增长的过程中,互联互通建设具有催化作用。

1. “一带一路”倡议根据“硬联通”建设目标引领中国企业对外投资

设施联通有助于降低交易成本进而实现中国企业对外投资二元边际增长的促进作用。基础设施的互联互通能够促进要素在沿线国家的高效流动,有助于沿线国家更高水平发挥自身资源禀赋优势,融入全球产业链(董有德等,2020),从而在更大程度上为中国企业在沿线国家投资提供便利化。同时,数字丝绸之路的建设进程加快,加速了沿线数字资源整合,进一步提高了中国企业投资的便利化水平(齐俊妍和任奕达,2020)。由此带来的生产要素流动、信息不对称性缩小与生产成本降低,有助于促进中国企业对外投资二元边际增长。由此,提出如下假说:

H2a: “一带一路”倡议“硬联通”水平提高对促进中国企业对外投资二元边际增加具有正向催化作用。

2. “一带一路”倡议通过“软联通”制度保障激励中国企业对外投资

首先,政策沟通能够降低政策不确定性,增进“一带一路”倡议对二元边际增长的正向作用。与沿线国家构建友好的政治关系,能够为中国企业的投资活动提供稳定的制度规则,降低政策不确定性(潘镇和金中坤,2015),帮助企业规避相关风险,增强“走出去”企业的投资信心。其次,通过贸易畅通能够形成“累积效应”,更好地发挥该倡议对二元边际增长的促进作用。随着双边贸易额达到一定水平,企业会产生在东道国建厂以获得规模收益的投资意愿(田毕飞和邓彩霞,2021);同时,

随着双边贸易合作及产业合作得到加强,使得贸易成本降低,进而促进中国企业增加对外投资(刘洪铎等,2016)。最后,通过资金融通能够缓解中国企业对外投资面临的汇率风险,激发企业对外投资意愿。通过融通资金,加速推进人民币国际化,为中国与沿线国家的贸易和投资活动提供人民币结算支持,有助于缓解汇率变动带来的投资风险,激励更多企业在沿线国家投资,提高投资效率(李玲艳和王林彬,2023)。综上,本文提出如下假说:

H2b:“一带一路”倡议“软联通”水平提高有助于促进中国对外投资二元边际增长。

3.“一带一路”倡议借助“心联通”纽带作用促进中国企业对外投资

通过弥合“文化鸿沟”,民心相通有利于“一带一路”倡议促进中国企业对外投资二元边际增长。由于东道国和母国间存在文化与制度上的差异,企业对外投资时可能会面临更多生产经营方面的不确定性,不利于保障企业的利润获得,从而阻挡企业“走出去”的步伐(陈胤默等,2017)。沿线国家横跨欧亚大陆,文化和制度多样,通过共建能够促进沿线国家的交流。中国与沿线国家的文化距离缩小有助于强化企业对沿线国家的环境感知,同时保障生产经营所需的生产要素,进而抵消企业的“新进入者劣势”,促进企业对外投资。由此,本文提出如下假说:

H2c:“一带一路”倡议“心联通”有助于实现中国对外投资二元边际增长。

三、模型构建与变量选取

(一)模型构建

为了检验“一带一路”倡议是通过集约边际还是扩展边际实现对中国企业对外投资增加的促进作用,本文将该倡议视为一项准自然实验,借鉴吕越等(2019)的研究思路,构建如下双重差分模型:

$$ODI_{it}^{inten} = \alpha + \beta treat_{it} + \gamma_j control_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$ODI_{it}^{exten} = \alpha + \beta treat_{it} + \gamma_j control_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, i 表示“一带一路”沿线国家, t 表示年份; ODI_{it}^{inten} 和 ODI_{it}^{exten} 分别为中国企业对外投资的集约边际和扩展边际; $treat_{it}$ 为本文重点关注的双重差分变量; μ_i 为地区效应, v_t 为时间效应, ε_{it} 为随机误差项。

(二)变量选取

被解释变量为中国企业对外投资的集约边际与扩展边际。根据Eicher等(2012)、杨连星等(2016)的做法,将对外直接投资总额分解为集约边际和扩展边际,计算公式如下:

$$ODI_{it} = \sum_{m=1, n=1} o di_{imnt} = ODI_{it}^{inten} \times ODI_{it}^{exten} \quad (3)$$

其中, ODI_{it} 为中国企业 t 年在 i 国的投资总额, odi_{imnt} 为企业 m 在 i 国 n 行业 t

年的投资额，集约边际 ODI_{it}^{inten} 为中国企业 t 年在 i 国投资的行业平均额，扩展边际 ODI_{it}^{exten} 为中国企业 t 年在 i 国投资的行业数量。

核心解释变量为“一带一路”倡议的双重差分变量。首先，对于国家虚拟变量，将“一带一路”国家设置为“1”，非“一带一路”国家设置为“0”；其次，对于时间虚拟变量，将2013年及以后取值为“1”，2013年之前取值为“0”；最后生成国家与时间的双重差分变量 $treat_{it}$ 。此外，选取以下变量控制作为影响中国企业对沿线国家投资二元边际增长的其他因素：东道国市场潜力（ gdp ），运用东道国的GDP衡量；经济发展水平（ $pgdp$ ），运用东道国的人均GDP衡量；对外开放程度（ $open$ ），运用东道国进出口总额占GDP的比重衡量；产业结构（ $services$ ），运用东道国第三产业增加值占GDP比重衡量；在虚拟变量方面，选取是否与中国签署双边投资协定（ bit ），若签署记为“1”，否则记为“0”。

（三）数据说明

中国企业对外投资数据来自《中国全球投资跟踪》数据库，本文将研究期间设定为2005~2020年。东道国的市场潜力、经济发展水平、对外开放程度以及产业结构的原始数据来自世界银行数据库（WDI），中国与东道国的双边投资协定数据来自联合国贸易与发展会议数据库（UNCTAD）。需要说明的是，《中国全球投资跟踪》数据库涉及152个国家（地区），考虑到数据的完整性和研究结论的可信性，本文选取130个国家（地区）作为研究样本，其中“一带一路”沿线国家53个。^①

四、实证分析

（一）基准估计结果

基准回归结果见表1，列（1）和列（3）分别展示了未纳入控制变量时，“一带一路”倡议对中国企业对外投资二元边际增长的影响；列（2）和列（4）分别展示了纳入控制变量后的影响。结果表明，“一带一路”倡议促进了中国企业对外投资的集约边际增长与扩展边际增长，假说H1得到验证。具体来看，该倡议对集约边际增长的促进作用达到了30%、对扩展边际增长的促进作用在26%左右，说明该倡议

表1 基准回归

变量	集约边际		扩展边际	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$treat$	0.525*** (0.175)	0.301* (0.175)	0.338*** (0.099)	0.265*** (0.086)
常数项	1.743*** (0.171)	1.023** (0.501)	0.346*** (0.068)	-0.604*** (0.225)
控制变量	否	是	否	是
地区效应	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
观测值	2,080	2,080	2,080	2,080
R^2	0.054	0.230	0.068	0.280

注：括号内为稳健标准误；***表示 $p<0.01$ ，**表示 $p<0.05$ ，*表示 $p<0.1$ 。下表同。

① 本文选取的“一带一路”沿线国家包括：阿富汗、阿联酋、阿塞拜疆、孟加拉、保加利亚、巴林、波黑、白俄罗斯、文莱、塞浦路斯、捷克、埃及、格鲁吉亚、希腊、克罗地亚、匈牙利、印度尼西亚、伊朗、伊拉克、以色列、约旦、哈萨克斯坦、吉尔吉斯斯坦、柬埔寨、科威特、老挝、拉脱维亚、摩尔多瓦、马尔代夫、北马其顿、缅甸、黑山、蒙古国、马来西亚、尼泊尔、阿曼、巴基斯坦、菲律宾、波兰、卡塔尔、罗马尼亚、俄罗斯、沙特阿拉伯、新加坡、塞尔维亚、斯洛文尼亚、泰国、塔吉克斯坦、土耳其、乌克兰、乌兹别克斯坦、越南、也门。

增强了中国企业对沿线国家的投资信心，在推动现有投资领域规模扩大的同时，对进入新的投资行业也具有促进作用。这与中国企业在沿线国家的投资行业已由传统的能源和交通行业扩展到金融、技术等现代服务业，但在其他行业的投资规模还远低于传统行业的现实发展情况相吻合，意味着中国企业对在沿线国家投资的外部冲击抵御能力有所提高，但仍存在进一步扩展的空间。

（二）稳健性检验和内生性处理

1. 平行趋势检验

运用双重差分模型检验“一带一路”倡议如何影响中国企业对外投资二元边际增长的前提条件是满足平行趋势假设。平行趋势检验的结果见图1和图2。不难发现，无论是集约边际还是扩展边际，在“一带一路”倡议实施前，双重差分变量系数均不显著，符合平行趋势假设。“一带一路”倡议实施后，中国企业对外投资的集约边际增长呈现明显提升趋势，快速提升期约为5年，表明显著提振了中国企业的对外投资信心，随着与沿线国家合作深化，集约边际增长进入稳步发展阶段；对于扩展边际增长，同样发挥了显著促进作用，表明得到了越来越多国家的响应和支持，进入稳步发展期。综合来看，“一带一路”倡议对中国企业“走出去”产生了积极作用。

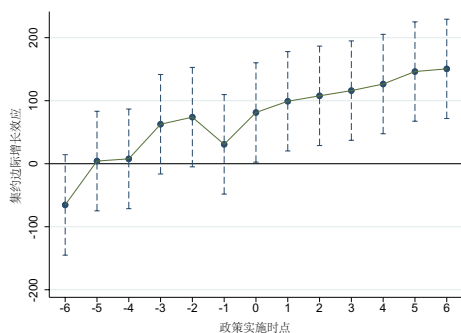


图1 集约边际的平行趋势

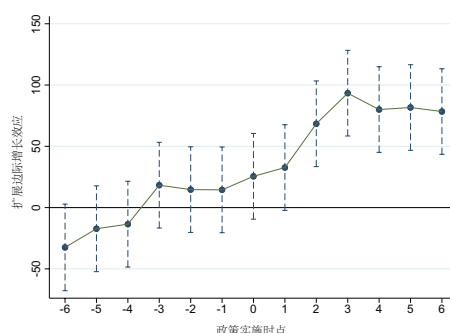


图2 扩展边际的平行趋势

2. 安慰剂检验

为进一步验证“一带一路”倡议对中国企业二元边际增长促进作用的有效性，借鉴Cai等（2016）的做法，随机抽取53个国家作为虚拟的“一带一路”国家，分别对集约边际和扩展边际进行500次回归，以检验该倡议的真实影响。图3和图4展示了基于随机样本得到的影响集约边际增长和扩展边际增长的估计系数与 p 值分部情况。如图所示，虚拟实验组的估计系数大多不显著，同时上文的估计系数在本次虚拟回归中是明显的异常值，证明了结果的有效性，即集约边际与扩展边际均是促进中国企业对外投资总量增长的有效路径。

3. 剔除异常值

为了避免异常值对估计结果的影响，对中国企业对外投资的集约边际和扩展边际进行前后1%的缩尾，再次检验“一带一路”倡议对二元边际增长路径的影响作用。

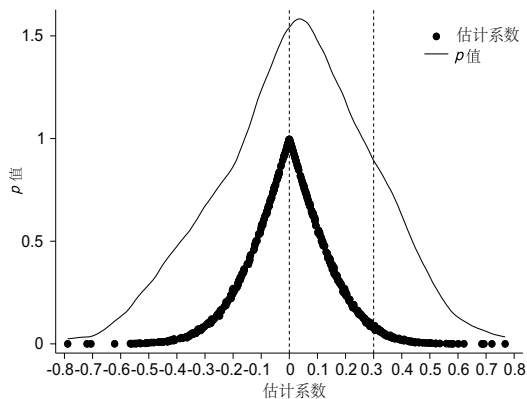


图3 集约边际增长的安慰剂检验

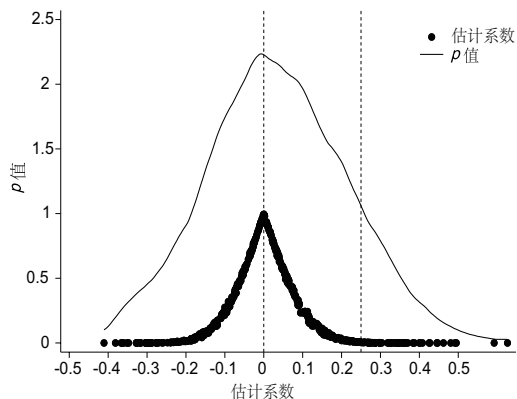


图4 扩展边际增长的安慰剂检验

估计结果如表2所示，剔除异常值之后，核心解释变量系数依然显著。

4. 替换被解释变量

考虑到估计结果的稳健性，借鉴杨连星等（2016）的做法，更换了二元边际的计算方法，以中国企业 t 年在 i 国投资的平均值衡量集约边际；以中国企业 t 年在 i 国投资的企业—行业关系数量衡量扩展边际。估计结果如表2所示，核心解释变量系数大小与显著性无实质性变化，表明上文所得结论稳健。

5. 将控制变量滞后一期

考虑到解释变量可能与被解释变量间存在反向因果关系，本文将模型（1）中的控制变量均滞后一期再次进行估计，结果如表3所示，核心解释变量系数与显著性水平与上文无显著差异。

6. 工具变量法

借鉴金刚和沈坤荣（2019）的做法，选取中国与东道国首都距离作为工具变量进行两阶段最小二乘法（2SLS）估计。如表3所示，“一带一路”倡议对集约边际增长和扩展边际增长的估计结果均在1%的水平上显著，说明在考虑内生性问题条件下，集约边际与扩展边际仍是促进中国企业对外投资总量增长的有效路径。

（三）异质性分析

考虑到中国“走出去”企业数目众

表2 稳健性检验

变量	剔除异常值		替换被解释变量	
	集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际
$treat$	0.303* (0.175)	0.272*** (0.081)	0.943*** (0.151)	0.473*** (0.158)
常数项	1.034** (0.499)	-0.411** (0.203)	2.232*** (0.469)	-1.697*** (0.568)
控制变量	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
观测值	2,080	2,080	2,080	2,080
R^2	0.230	0.281	0.184	0.231

表3 内生性检验

变量	控制变量滞后一期		工具变量法	
	集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际
$treat$	0.389** (0.177)	0.297*** (0.086)	2.606*** (0.597)	1.195*** (0.236)
常数项	1.783*** (0.528)	-0.357 (0.235)	1.291** (0.536)	-0.468* (0.241)
控制变量	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
观测值	1,950	1,950	2,016	2,016
R^2	0.215	0.270		
一阶段F值			313.940	

多，采用不同的投资方式，涉及不同的行业，加之沿线国家众多，发展程度参差不齐，本文进一步从投资方式、投资方向和投资行业等维度分析“一带一路”倡议对中国企业“走出去”的异质性影响特征。

1. 投资方式异质性

“一带一路”倡议对中国企业对外投资的促进作用可能会因为投资方式不同而产生差异。本文检验跨国并购与绿地投资方式下该倡议对二元边际增长的影响，估计结果如表 4 所示。由此可知，不论是跨国并购还是绿地投资，该倡议均有效促进了中国企业对外投资的二元边际增长，且集约边际增长比扩展边际增长更加显著。具体来看，在集约边际增长方面，跨国并购与绿地投资两种方式下核心解释变量的系数分别为 2.707 和 2.235，且均通过 1% 的显著性水平检验，表明跨国并购的集约边际增长优于绿地投资。可能的原因是，

当前中国企业对外投资主要采取跨国并购的方式，这种方式有利于跨国企业快速进入东道国市场，扩大市场份额。对于扩展边际增长，跨国并购与绿色投资两种方式下核心解释变量的系数分别为 1.146 和 1.851，且通过 1% 的显著性水平检验，表明绿地投资的扩展边际增长明显强于跨国并购。可能的原因是，相较于跨国并购，绿地投资对东道国生产、就业等方面的直接效应更凸显。

2. 投资方向异质性

考虑到沿线国家经济发展水平各异，本文从投资方向视角研究“一带一路”倡议在中国企业顺向投资和逆向投资中的异质性影响，估计结果如表 5 所示。由结果可知，在顺向投资方面，无论是集约边际还是扩展边际，核心解释变量系数均显著大于 0 且通过 1% 显著性水平检验，表明顺向投资具有显著的二元边际增长促进作用；在逆向投资方面，对于集约边际和扩展边际，核心变量的系数均显著小于 0 且通过 1% 显著性水平检验，表明集约边际与扩展边际均不是中国企业逆向投资的增长路径。可能的原因是，一方面，顺向投资的目的国多为发展中国家，经济发展水平相对较低，基础设施薄弱，对资本的需求更加迫切，成为中国企业投资的主要目的地之一；另一方面，逆向投资的目的国多为发达国家，资本相对丰裕，技术水平相对发达，在对这部分国家投资中可能表现出一定的逆向技术溢出效应。

表 4 投资方式的异质性检验结果

变量	集约边际		扩展边际	
	跨国并购	绿地投资	跨国并购	绿地投资
<i>treat</i>	2.707*** (0.133)	2.235*** (0.181)	1.146*** (0.101)	1.851*** (0.179)
常数项	1.216** (0.480)	0.951* (0.494)	-0.545** (0.220)	-0.666*** (0.218)
控制变量	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
观测值	2,080	2,080	2,080	2,080
<i>R</i> ²	0.295	0.248	0.332	0.339

表 5 投资方向的异质性检验结果

变量	集约边际		扩展边际	
	顺向投资	逆向投资	顺向投资	逆向投资
<i>treat</i>	0.814*** (0.179)	-1.436*** (0.297)	0.529*** (0.093)	-0.703*** (0.109)
常数项	0.935* (0.500)	0.665 (0.505)	-0.673*** (0.225)	-0.799*** (0.228)
控制变量	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
观测值	2,080	2,080	2,080	2,080
<i>R</i> ²	0.236	0.236	0.290	0.284

3. 投资行业异质性

中国与沿线国家投资合作涉及能源、交通、房地产和金属等多个行业，进一步考察“一带一路”倡议对中国企业二元投资效应的行业异质性影响。由表6可知，一方面，该倡议明显促进了中国企业在能源与交通行业的对外投资集约边际增长，对金属业和房地产业的影响尚未显现。可能的原因是，实现“设施联通”是推进沿线国家开展合作的基础和保障，为能源和交通行业投资提供了良好投资机遇。另一方面，该倡议对各行业的对外投资扩展边际增长均有促进作用。从系数大小看，交通行业的系数最大，房地产行业的系数最小。可能的原因是，中国近年来在交通基建领域走在世界前列，具有较强的国际竞争力，也得到了沿线国家的认可和信赖。

表6 投资行业的异质性检验结果

变量	集约边际		扩展边际	
	(1)	(2)	(3)	(4)
能源行业	2.374*** (0.145)	1.829*** (0.172)	0.952*** (0.107)	0.750*** (0.101)
交通行业	1.658*** (0.150)	1.544*** (0.181)	1.004*** (0.128)	0.953*** (0.119)
金属行业	0.397 (0.275)	-0.232 (0.335)	1.227*** (0.224)	0.933*** (0.220)
房地产业	0.889*** (0.223)	0.359 (0.233)	0.990*** (0.176)	0.737*** (0.163)
常数项	1.748*** (0.166)	1.010** (0.489)	0.361*** (0.062)	-0.595*** (0.215)
控制变量	否	是	否	是
地区效应	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
观测值	2,080	2,080	2,080	2,080
R^2	0.140	0.279	0.224	0.381

五、进一步讨论

前文已证实“一带一路”倡议显著促进了中国企业在沿线国家的投资二元边际增长。那么互联互通又是如何影响中国企业对外投资二元边际增长的促进作用？借鉴李蕊等（2021）的做法，本文进一步构造互联互通指标与双重差分变量的交乘项，探索“硬联通”“软联通”与“心联通”对促进中国企业二元边际增长的催化作用。计量模型如下所示：

$$ODI_{it}^{inten} = \alpha + \beta treat_{it} \times connec_{it} + \gamma_j control_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

$$ODI_{it}^{exten} = \alpha + \beta treat_{it} \times connec_{it} + \gamma_j control_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \tag{5}$$

其中， $connec_{it}$ 代表互联互通变量。以设施联通（*infra*）反映“硬联通”建设情况；从政策沟通（*policy*）、贸易畅通（*trade*）和资金融通（*money*）反映“软联通”建设情况；以民心相通（*culture*）反映“心联通”建设情况。其他变量与上文一致。

在互联互通变量的选取方面，借鉴张建红和姜建刚（2012）的做法，采用双边高级官员的互访次数作为政策沟通的代理变量；参照胡再勇等（2019）的做法，选取百人互联网用户数、百人固定电话拥有量以及百人移动电话拥有量的均值作为设施联通的代理变量；参考协天紫光等（2020）的做法，以双边贸易额与东道国 GDP 之比作为贸易畅通的代理变量；借鉴戴翔和宋婕（2021）的思路，构建是否与中国签订双边本币互换协定的虚拟变量作为资金融通代理变量；参照刘洪铎等（2016）的做法，测算中国与东道国间的文化交融程度作为民心相通的代理变量。互联互通的机制作用估计结果如表 7 所示。

表 7 互联互通的机制检验

变量	集约边际					扩展边际				
	“硬联通”	“软联通”			“心联通”	“硬联通”	“软联通”			“心联通”
$treat \times infra$	0.662** (0.319)					0.451*** (0.077)				
$treat \times policy$		0.616*** (0.114)					0.451*** (0.077)			
$treat \times trade$			2.230*** (0.811)					1.830*** (0.432)		
$treat \times money$				1.091*** (0.246)					0.871*** (0.179)	
$treat \times culture$					0.008 (0.006)					0.005* (0.003)
常数项	1.106** (0.504)	1.104** (0.496)	0.852* (0.501)	1.035** (0.499)	0.938* (0.500)	-0.552** (0.223)	-0.552** (0.223)	-0.747*** (0.224)	-0.598*** (0.223)	-0.687*** (0.225)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	2,080	2,080	2,080	2,080	2,080	2,080	2,080	2,080	2,080	2,080
R^2	0.230	0.237	0.232	0.234	0.231	0.296	0.296	0.287	0.292	0.278

从“硬联通”来看，随着通信基础设施网络升级，“一带一路”倡议对中国企业集约边际与扩展边际增长的促进作用均有所提升，假说 H2a 得到验证。一方面，随着通信基础设施联通水平的提升，中国企业在沿线国家投资的信息鸿沟被不断填平，推动中国企业扩大投资规模。另一方面，伴随数字丝绸之路建设，中国企业在沿线国家投资合作的领域不断拓展。

从“软联通”来看，通过政策沟通、贸易畅通与资金融通，中国与“一带一路”沿线国家规则标准的对接水平得以提高，中国企业的集约边际与扩展边际均显著增长，说明“软联通”是促进中国企业对外投资二元边际增长的有效渠道，假说 H2b 得到验证。具体来看，加强政策沟通有助于扩展合作平台、健全合作机制，为中国企业在沿线国家更深层次与更高水平进行生产活动提供保障，从而降低“新进入者劣势”。推动贸易畅通，意味着中国与沿线国家的双边贸易合作不断加深，贸易的先行作用加强了双边制度对接，给中国企业释放了积极的投资信号。深化资金融通，

实现本币互换,使中国企业在沿线国家投资面临的汇率不确定性降低。

从“心联通”来看,文化交融暂未对“一带一路”倡议的对外投资集约边际增长起到显著作用,但对扩展边际增长的促进作用显著为正,与假说 H2c 有一定的差异。可能的原因是,一方面,作为世界上跨度最大的经济走廊,“一带一路”倡议涵盖国家多、覆盖区域广,文化距离较大是民心相通面临的现实情况,要实现“心联通”对集约边际增长的催化作用还需要长时间的人文交流过程。另一方面,通过在沿线国家开办孔子学院、做好来华留学生教育等多元文化交流渠道,架设了中国与沿线国家文化对接的桥梁,降低了投资面临的文化壁垒,从而实现了投资扩展边际增长。因此,进一步加强与沿线国家间的“心联通”是亟需完成的要务(张相伟和龙小宁,2022)。

六、结论与启示

基于2005~2020年中国企业对外投资的数据,本文借助双重差分模型考察了“一带一路”倡议对中国企业对外投资二元边际增长的影响,讨论了在不同投资方式、投资方向和投资行业下影响的异质性,进而通过构建双重差分变量与互联互通的交互项,探析了“硬联通”“软联通”与“心联通”对中国企业二元边际增长中的催化作用。

(1) 集约边际与扩展边际均是“一带一路”倡议促进中国企业对外投资总量增加的有效路径。集约边际增长水平略大于扩展边际增长水平,意味着该倡议对中国企业“走出去”产生积极效应,提高了中国企业在沿线国家投资的外部冲击抵御能力,但仍存在进一步提升的空间。(2) “一带一路”倡议对中国企业对外投资二元边际增长的影响具有异质性。从投资方式看,跨国并购对集约边际增长的促进作用强于绿地投资,对扩展边际增长弱于绿地投资;从投资方向看,对顺梯度国家具有显著促进作用,对逆梯度国家表现出显著抑制作用;从投资行业看,有效促进了能源和交通行业的二元边际增长,对金属业和房地产业仅为扩展边际增长。(3) 夯实互联互通合作基础对促进二元边际增长具有催化作用。设施联通有效强化了对二元边际增长的影响程度,政策沟通、贸易畅通与资金融通同样有效促进了二元边际增长,民心相通仅提升了扩展边际增长的促进作用。

基于以上研究结论,得出如下启示。

(1) “一带一路”倡议同时促进了中国企业对外投资的集约边际和扩展边际增长,提高了中国在沿线国家对外投资增长的稳定性,因此,继续发挥“一带一路”倡议推动中国企业高质量“走出去”的促进效应,进一步鼓励和引导企业在沿线国家多元化投资以应对未知风险。(2) 鼓励企业因地制宜、审时度势地进行差异化投资活动。首先,鼓励企业结合自身优势对投资方式进行抉择。一方面可通过跨国并购带动沿线发展中国家掌握先进的技术和管理理念;另一方面可通过绿地投资规避相关风险,强化中国企业对外投资的稳定性。其次,在继续扩大对发展中国家投资规模的同时,加强与沿线发达国家的投资合作,积极进行创新合作,避免陷入价值链的低端锁定。

最后,继续坚持以交通和能源行业为先锋、以沿线各国优势产业为补充的投资行业选择导向,逐步优化中国企业对外投资结构。(3)深化与沿线国家的互联互通建设,为中国企业更深层次与更高质量“走进”沿线国家保驾护航。加强双边政策沟通,为企业对外投资提供良好的政策指导,避免企业对外投资面临沿线国家的制度风险;强化基础设施联通,降低企业对外投资面临的信息不对称风险;深化贸易畅通,拓展双边贸易网络,通过推进与沿线国家双边贸易便利化的建设步伐,助力企业更深入掌握沿线国家投资环境;加快推进人民币国际化进程,为企业对外投资提供资金保障,并降低企业对外经营时面临的汇率风险;深入推动中国与沿线国家的文化交流,鼓励企业吸收东道国劳动力,增强双方互信度。

参考文献:

- [1] 陈琳,袁志刚等.人民币汇率波动如何影响中国企业的对外直接投资?[J].金融研究,2020,(3).
- [2] 陈培如,冼国明等.中国 OFDI 的增长路径研究——基于二元边际的分析视角[J].亚太经济,2016,(4).
- [3] 陈胤默,孙乾坤等.孔子学院促进中国企业对外直接投资吗——基于“一带一路”沿线国家面板数据的分析[J].国际贸易问题,2017,(8).
- [4] 戴翔,宋婕.“一带一路”倡议的全球价值链优化效应——基于沿线参与国全球价值链分工地位提升的视角[J].中国工业经济,2021,(6).
- [5] 董有德,唐毅等.东道国腐败治理、基础设施建设与中国对外直接投资[J].上海经济研究,2020,(12).
- [6] 何俊勇,万黎等.东道国金融开放度、制度质量与中国对外直接投资:“一带一路”沿线国家的证据[J].国际金融研究,2021,(10).
- [7] 胡再勇,付韶军等.“一带一路”沿线国家基础设施的国际贸易效应研究[J].数量经济技术经济研究,2019,(2).
- [8] 金刚,沈坤荣.中国企业对“一带一路”沿线国家的交通投资效应:发展效应还是债务陷阱[J].中国工业经济,2019,(9).
- [9] 李玲艳,王林彬.“一带一路”背景下人民币跨境流通的 OFDI 效率提升效应[J].国际商务研究,2023,44(6).
- [10] 李蕊,敖泽雯等.自由贸易区设立对外商直接投资影响的准自然实验研究[J].世界经济研究,2021,(8).
- [11] 林季红,刘莹.制度、文化与中国的“一带一路”投资区位——基于面板门槛模型的检验[J].厦门大学学报(哲学社会科学版),2020,(3).
- [12] 刘洪铎,曹翔等.双边贸易成本与对外直接投资:抑制还是促进?——基于中国的经验证据[J].产业经济研究,2016,(2).
- [13] 刘洪铎,李文字等.文化交融如何影响中国与“一带一路”沿线国家的双边贸易往来——基于 1995~2013 年微观贸易数据的实证检验[J].国际贸易问题,2016,(2).
- [14] 吕越,陆毅等.“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,(9).
- [15] 孟醒.企业对外投资如何响应“一带一路”倡议:闻风而动还是谋定而后动?[J].世界经济研究,2021,(5).
- [16] 蒙奕铭,曲海慧等.“一带一路”倡议下东道国人力资本对中国 OFDI 的影响研究[J].中国软科学,2022,(10).
- [17] 潘镇,金中坤.双边政治关系、东道国制度风险与中国对外直接投资[J].财贸经济,2015,(6).
- [18] 齐俊妍,任奕达.东道国数字经济发展水平与中国对外直接投资——基于“一带一路”沿线 43 国的考察[J].国际经贸探索,2020,(9).
- [19] 田毕飞,邓彩霞.先行贸易能否调节制度距离对中国对外直接投资的影响——基于“一带一路”沿线国家的空间计量分析[J].国际商务(对外经济贸易大学学报),2021,(1).

- [20] 肖建忠,肖雨彤等. “一带一路”倡议对沿线国家能源投资的促进效应:基于中国企业对外投资数据的三重差分检验 [J]. 世界经济研究,2021,(7).
- [21] 协天紫光,樊秀峰等. 东道国投资便利化建设对中国企业对外直接投资二元边际的影响 [J]. 世界经济研究,2020,(4).
- [22] 熊彬,王梦娇. 基于空间视角的中国对“一带一路”沿线国家直接投资的影响因素研究 [J]. 国际贸易问题,2018,(2).
- [23] 杨连星,张方等. 融资约束与企业对外直接投资二元边际 [J]. 世界经济研究,2020,(2).
- [24] 杨连星,刘晓光等. 双边政治关系如何影响对外直接投资——基于二元边际和投资成败视角 [J]. 中国工业经济,2016,(11).
- [25] 张建红,姜建刚. 双边政治关系对中国对外直接投资的影响研究 [J]. 世界经济与政治,2012,(12).
- [26] 张相伟,龙小宁. “一带一路”倡议下境外经贸合作区和对外直接投资 [J]. 山东大学学报(哲学社会科学版),2022,(4).
- [27] Cai,X.,Lu,Y.,et al.Does Environmental Regulation Drive Away Inbound Foreign Direct Investment?Evidence from a Quasi-natural Experiment in China[J].Journal of Development Economics,2016,(123).
- [28] Chen,J.,Liu,Y.,et al.Investment Facilitation and China's Outward Foreign Direct Investment along the Belt and Road[J].China Economic Review,2020,(61).
- [29] Du,J.,Zhang,Y.Does One Belt One Road Initiative Promote Chinese Overseas Direct Investment?[J].China Economic Review,2018,(47).
- [30] Eicher,T.,Helfman,L.,et al.Robust FDI Determinants:Bayesian Model Averaging in the Presence of Selection Bias[J].Journal of Macroeconomics,2012,34(3).
- [31] Liu,H.,Wang,Y.,et al.How Green Is the Belt and Road Initiative?—Evidence from Chinese OFDI in the Energy Sector[J].Energy Policy,2020,(145).
- [32] Razin,A.,Rubinstein,Y.,et al.Fixed Costs and FDI:The Conflicting Effects of Productivity Shocks[R].NBER Working Paper,2004.
- [33] Zhao,C.,Liu,Z.,et al.How COVID-induced Uncertainty Influences Chinese Firms' OFDI Binary Margins[J].Emerging Markets Finance and Trade,2020,56(15).

The Growth Path of Chinese Enterprises' OFDI under the Belt and Road Initiative

LIU Chunyan ZHAO Jun

Abstract: Using data on Chinese enterprises' OFDI, this paper decomposes the total investment into the intensive margin and the expansion margin, then explains the growth path of Chinese enterprises' investment in BRI countries. The results show that both the intensive margin and the expansion margin are the paths for the Belt and Road Initiative to promote the growth of the total OFDI. In terms of investment method, the intensive margin in cross-border M&As is stronger than greenfield investment, while the expansion margin is weaker than greenfield investment. In terms of investment direction, the binary margin has a significant positive effect in forward investment, but the opposite effect for countries in reverse investment. In terms of industry category, the binary margin in the transport and energy sectors is better. The mechanism test suggests that improving the stability of Chinese enterprises' OFDI should further enhance the marginal contribution through the Belt and Road Initiative's connectivity building.

Keywords: the Belt and Road Initiative; OFDI; intensive margin; expansion margin; connectivity

(责任编辑: 张建华)