

# 东道国数字经济发展能否促进中国企业 对外直接投资

——基于微观企业的实证研究

孙 黎，常添惠

(吉林大学 经济学院, 吉林 长春 130012)

**摘要:** 本文基于BVD(Zephyr)与CGIT数据库,利用2009—2016年中国企业海外投资的微观数据,实证检验了东道国数字经济发展对中国企业对外直接投资二元边际的影响。研究发现,东道国数字经济发展能够显著促进中国企业对外直接投资二元边际的增长;数字经济的投资促进效应主要体现在跨国并购这一投资模式,且对非国有制企业的作用更为明显;东道国制度质量、文化距离与企业互联网化均对东道国数字经济发展水平与企业对外直接投资二元边际的关系产生影响。本文的结论不仅有助于更好地理解数字经济与对外直接投资结构性特征的关系,也为中国未来加强数字经济建设与实施“走出去”战略提供有益的政策启示。

**关键词:** 东道国数字经济发展水平; 对外直接投资; 集约边际; 扩展边际

[中图分类号] F49; F125 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4034(2023)03-0061-18

## 引 言

党的二十大就“加快构建新发展格局,着力推动高质量发展”做出了重要战略部署。跨国公司作为推动市场经济发展的关键微观主体,其对外直接投资的提升成为推动中国经济高质量发展的重要策略选择。自“走出去”战略提出以来,中国对外直接投资水平明显提升,投资模式不断创新。根据商务部、国家统计局和国家外汇管理局联合发布的《中国对外直接投资统计公报》统计,2016年中国对外直接投资流量为1961.5亿美元,首次超过引进外商投资金额,位列全球第二。然而,近年来全球经济环境不确定性导致贸易摩擦和出口壁垒不断增加,中国企业出口与国

[收稿日期] 2022-11-02

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“双重价值链互动中跨境电子商务促进国内双循环研究”(22BJL101)

[作者简介] 孙黎(1983—),男,吉林长春人,吉林大学经济学院教授、博士生导师,博士,研究方向:国际贸易与投资、数字贸易;常添惠(1994—),女,吉林长春人,吉林大学经济学院博士研究生,研究方向:国际投资、数字经济

际市场份额受到严重挤压(陈享光和汤龙, 2022)。在此背景下, 探究中国企业如何开展对外直接投资来扩展国际市场, 并缓解经济环境不确定性带来的不利影响, 成为现阶段亟待解决的重要问题。

目前, 关于企业参与国际市场的研究多数将新新贸易理论作为基础理论, 将是否具备生产率优势作为企业开展对外直接投资活动的根本动因(张本照等, 2022; Nocke 和 Yeaple, 2007)。然而, 随着国际投资范围的不断扩大, 东道国因素在影响企业国际投资中也扮演着至关重要的作用。已有研究基于国家层面关注东道国因素与国际投资之间的内在关联。例如, 东道国制度的优劣对中国对直接投资存在显著影响, 良好的腐败控制水平可以促进对外直接投资效率与规模的提升(Belgibayeva 和 Plekhanov, 2019)。与之相反, 宋利芳和武皖(2018)则认为中国对外直接投资主要流向了风险较高的国家, 尤其是国有企业表现出投资风险偏好特征。此外, 知识产权保护在客观上会降低投资产品被模仿的风险, 促使企业倾向于向知识产权保护更严格的东道国进行投资(Tanaka 和 Iwaisako, 2014)。黄友星等(2021)同样认为, 较强的东道国知识产权保护能够通过交易成本与投资失败风险渠道强化中国对外直接投资流入。考虑到以上研究局限于分析东道国自身因素对国际投资的影响, 也有部分学者将研究视角转向东道国与母国双边因素的投资影响效应。王光(2020)基于双边投资协定差异性视角, 采用倾向性得分匹配结合双差分模型, 证实了母国双边投资协定能够促进中国企业对外直接投资。基于东道国与母国之间的多维距离视角, 一些研究指出文化、地理、制度与经济距离会显著降低企业对“一带一路”沿线国家的投资绩效(张吉鹏等, 2020; 田毕飞和邓彩霞, 2021)。

尽管现有研究较为全面地探究了东道国因素对国际投资的影响, 但随着时代变迁和技术演变, 数字逐渐发展为全新的经济要素, 使得东道国数字经济成为影响企业对外直接投资决策的不可忽略因素之一(Backer 和 Flaig, 2017)。一方面, 依靠东道国的数字基础设施建设, 中国企业能够依托线上平台获取东道国投资企业信息, 加速推动线上资源的整合与共享, 降低国际投资的交易成本和调研成本; 另一方面, 数字经济发展水平的提升有助于东道国完善投资制度, 为中国企业提供公开透明的投资环境与较为完善的政策保障。

鉴于数字经济的上述优势, 已有文献着手从宏观层面考察东道国数字经济对中国国际投资的直接影响。董有德和米筱筱(2019)基于东道国网络就绪度指数的测算结果, 实证检验了东道国数字经济发展水平与中国投资规模的内在关联。针对该研究缺乏理论机制检验的问题, 齐俊妍和任奕达(2020)将研究对象聚焦于“一带一路”沿线国家, 证实数字经济存在贸易成本效应和制度质量效应, 且能够促进中国对外直接投资规模与区位选择。类似地, 周经和吴可心(2021)以欧洲为研究对象, 概括了发达国家数字经济投资促进效应的两条主要路径, 即数字经济能够增加东道国人力资本积累和创新能力, 进而促进中国对外直接投资规模。此外, 部分文献基于数字经济发展水平的异质性视角, 发现东南亚和西亚中东地区数字经济发展可以

显著促进中国对外投资区位的选择,尤其对南亚与中东欧地区有抑制作用(张明哲,2022)。

综上所述,以上文献有助于从整体上理解东道国数字经济与中国对外直接投资的相关性,但从宏观层面探究两者关系难以观察到数字经济对微观主体具体投资行为的影响,且缺乏企业财务层面相关信息可能会产生遗漏变量的问题。此外,现有研究视角仅局限于一元规模层面,虽然能够考察数字经济对母国对外直接投资总量的影响,但忽略企业对外直接投资的多元化程度特征,可能无法保证结论的准确性与细致性(陈培如等,2016)。针对上述研究的不足,本文利用2009—2016年BVD(Zephyr)与中国全球投资跟踪(CGIT)合并的相关数据,考察东道国数字经济发展对中国企业对外直接投资二元边际的影响。较之于现有研究,本文的边际贡献主要体现在:第一,借鉴异质性企业理论的思想,将对外直接投资指标从一元规模分析扩展到二元边际视角,分析企业投资行为的微观结构性特征,从而以更全面的视角探究东道国数字经济发展对中国企业对外直接投资的影响。第二,整理了企业微观层面对外直接投资模式数据,从跨国并购与绿地投资的异质性视角,剖析了数字经济对企业对外直接投资进入模式的影响。第三,聚焦109个东道国,采用熵权法测算其数字经济发展水平,扩展了数字经济投资促进效应的研究对象,有益于充分且全面地反映东道国数字经济与中国企业对外直接投资间的关系,弥补了现有文献将研究对象局限于“一带一路”沿线国家及欧洲地区的不足。

## 一、理论机制分析

### (一)数字经济发展水平与对外直接投资二元边际

东道国数字经济发展依托信息技术的应用,有效地降低了企业的交易成本,纾解外源融资困境,促进投资企业自身的技术进步,进而有助于提升企业对外直接投资的规模与范围。本文将从三个主要路径出发,详细分析东道国数字经济发展对中国企业对外直接投资二元边际的影响。

第一,数字经济发展有助于降低交易成本,从而促进企业对外直接投资二元边际的增长。在传统企业理论中,企业经营的关键目的是获取利润,而对外直接投资是实现利润最大化的重要途径(Friedman,1970)。但是,由于自然与人为阻力的存在,母国企业需要付出一定的交易成本,这影响了企业从国内经营向跨国投资转变的进程。理论和经验的证据表明,数字经济发展能够有效地提升市场信息的传播速度,使企业可以充分掌握海外市场信息,降低潜在的搜索成本(陈晓红,2018;Stigler,1961)。在投资关系建立初期,东道国数字经济发展优化了母国企业获取信息的方式,使其能够利用线上平台与大数据获取信息,扩大搜索范围与匹配效率,打破信息壁垒,弱化信息不对称的问题,减少搜寻成本与信息成本(Anderson和Wincoop,2003)。在投资关系建立后期,数字经济降低了投资双方面对面沟通的必要性,缓解了交易双方在投资履约期间的沟通难度(范鑫,2020)。通过上述分析可知,东道国数字经济发展节省了企业参与国际投资活动中的交易成

本(王青等, 2022), 增加了母国企业实现利润最大化的可能性。一方面有助于企业在既有投资的东道国或领域下追加投资金额, 促进集约边际的提升; 另一方面, 能够有助于企业在新目标国与行业开展对外直接投资活动, 推动扩展边际的增长(协天紫光等, 2020)。

第二, 数字经济发展有利于缓解母国企业的融资压力, 从而促进企业对外直接投资二元边际的提升。融资问题是企业“走出去”面临的重大挑战, 其能否筹集足够资金是影响投资项目的关键因素(Buch等, 2014)。Helpman等(2004)认为, 相对于内销企业, 跨国企业在进行海外经营活动时会对外部融资支持的需求更加强烈。从成本角度看, 投资前期需要对东道国企业的经营状况与盈亏预期进行充分调研, 企业不得不投入较高的决策成本与市场调研成本; 从投资环境角度看, 东道国投资环境不确定因素会加剧融资风险(Foley和Manova, 2015), 不完善的金融市场也会使企业陷入融资约束的困境。东道国数字经济发展则有助于缓解上述不利的投资特征。一方面, 数字经济能够有效提升东道国金融发展水平(Pradhan, 2016), 为外资企业提供便利的信贷支持和外币兑换服务, 提高借贷双方的沟通效率, 通过改善信息不对称问题来抑制融资约束的不利影响, 从而促进企业扩大投资规模, 即促进集约边际的增长(Alfaro等, 2008); 另一方面, 数字经济可以改善东道国的金融发展环境, 加速融资决策信息的传播速度, 提高企业获取外部融资效率, 降低融资风险, 从而扩大企业投资范围, 即促进扩展边际的增长。

第三, 东道国数字经济发展能够强化母国企业数字技术的应用, 通过逆向技术溢出效应驱动技术进步(Potterie和Lichtenberg, 2001), 对企业对外直接投资二元边际产生促进作用。东道国数字经济发展水平越高, 本国企业互联网和信息通信技术使用率越高, 使企业拥有技术研发的便利条件(Kafouros, 2006)。一方面, 东道国数字经济发展有利于母国企业扩展数字技术的吸收范围和渠道。在某一产业获取了东道国较为先进的技术知识后, 产业间的传导机制将逆向溢出效应扩散到其他产业, 促进母国企业整体技术水平的提升(尹东东和张建清, 2016)。较高的技术水平提高了企业内部人员的知识技能与研发意识, 使企业在既定的要素投入下提升生产率并缩短生产周期, 从而有利于扩大投资规模, 即促进集约边际的增长。另一方面, 东道国数字经济发展可以将母国企业需要投入的研发经费转移到目标国企业, 分散研发所需要的资金与时间成本, 促进企业投资范围从单一向多元化转变, 从而推动扩展边际的提升。基于以上分析, 本文提出如下假说:

假说1 东道国数字经济发展有利于企业对外直接投资二元边际的增长。

## (二) 东道国制度质量的调节作用

制度质量代表了东道国的市场环境, 决定了母国企业能否获取有效的制度保障, 是影响企业国际投资行为的关键因素(Daude和Stein, 2007)。在数字经济快速发展的背景下, 数字技术与数据资源成为驱动企业开展海外投资活动的双重要素, 同时对制度环境有着更高水平的适配性需要。从法治制度角度看, 较高的制度质量意味着东道国具有更加完备的法治制度, 可以提供相对完善的投资者产权保护

体系与严格的数据隐私保护机制,增强母国企业对高技术领域的投资信心,强化数字经济对初始投资行为的驱动作用,有助于促进企业扩展新的投资国或行业,即有利于扩展边际的增长。从政治制度角度看,制度质量越好,东道国政府效率越高,可以有效降低国际投资的不确定性,增强母国企业在数字领域投资的吸引力,持续强化数字经济对企业对外直接投资范围的促进作用(祝继高等,2020),即驱动扩展边际的提升。然而,对于企业是否有意愿在既有国家或行业追加投资金额,往往受企业自身投资经营状况和以往投资绩效等因素影响,故制度质量对企业对外直接投资集约边际的调节作用并不明显。由此,本文提出如下假说:

假说2 制度质量正向调节东道国数字经济发展对企业对外直接投资扩展边际的影响。

### (三)文化距离的调节作用

现有研究表明文化距离对企业国际投资存在负向影响,同时也强调了文化距离的投资促进效应。一方面,文化差距阻碍了信息与生产要素流动,跨国企业往往会选择文化距离较近的国家进行海外投资(Mohr和Batsakis,2018);另一方面,适度的文化差异可以避免产生同质性文化,投资企业通过获取差异化与不可模仿的技能来更好地发挥自身的竞争优势(Morosini等,1998)。然而,从实际情况来看,中国企业“走出去”仍需要考虑文化差异因素,且目标经济体主要集中于亚洲周边等文化差异较小的国家,以此规避文化距离的负面作用。由此,本文认为东道国数字经济发展的引资效果会受制于文化距离。当文化距离较大时,差异化价值观念和意识形态会增加搜索成本、沟通成本与经营成本,削弱数字经济带来的交易成本效应优势,对企业对外直接投资二元边际存在不利的影响。另外,文化距离会抑制数字经济对信息交换与传递的促进作用,导致信息披露的准确性、及时性与充分性不足,信息不对称问题凸显,从而弱化了数字经济对企业对外直接投资二元边际的积极影响。因此,本文提出如下假说:

假说3 文化距离负向调节东道国数字经济发展对企业对外直接投资二元边际的影响。

### (四)企业互联网化的调节作用

Dunning(1993)基于国际生产折衷理论(OLI)指出,企业对外直接投资存在差异化投资动机。其中,中国企业在海外投资活动中表现出强烈的技术寻求型动机,即通过并购、合资或设立研发机构的方式获取其技术优势(王恕立和向姣姣,2015)。互联网作为数字技术发展的关键组成部分,能够提升数字技术的应用与发展程度。根据上述逻辑,东道国数字经济发展对于以技术寻求型投资动机为主的中国企业,其技术吸引力会明显下降。一方面,企业互联网使用和发展程度高,其自身具备较强的科技创新能力(林峰等,2022),对数字经济水平较高的国家进行投资所产生的逆向技术溢出效应不明显;另一方面,使用互联网能够提高贸易效率,促使企业向价值链高端攀升,而处于价值链上游会降低企业开展技术寻求型对外直接投资的动机(Ghodsi等,2016)。换言之,较低的互联网使用率会驱使企业对数

字经济发展水平高的国家扩大投资规模,以吸取其先进的数字技术。但由于这类企业的信息搜索成本较高,信息匹配效率下降,对于扩展新的国家与行业意愿不高,对东道国数字经济发展与企业对外直接投资扩展边际关系的调节效应不明显。因此,本文提出如下假说:

假说4 企业互联网化负向调节东道国数字经济发展对企业对外直接投资集约边际的影响。

## 二、研究设计

### (一) 计量模型构建

在前文理论分析的基础上,本文构建多维固定效应回归模型,探究东道国数字经济发展对中国企业对外直接投资二元边际的影响。为了验证假说1,构建如下计量模型:

$$Merge_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 digital_{kt} + \sum \gamma CV_{ikt} + \mu_k + \mu_j + \delta_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

式(1)中, $i$ 、 $j$ 、 $k$ 和 $t$ 分别表示企业、行业、东道国与年份;被解释变量 $Merge_{ijt}$ 代表企业对外直接投资二元边际,即集约边际与扩展边际;核心解释变量 $digital_{kt}$ 表示东道国 $k$ 在 $t$ 年的数字经济发展水平; $CV_{ikt}$ 代表控制变量, $\mu_k$ 、 $\mu_j$ 和 $\delta_t$ 分别为国家、行业与年份的固定效应; $\varepsilon_{ijt}$ 为随机扰动项。本文在企业层面进行稳健标准误(cluster)。

为了验证假说2、假说3和假说4,本文在式(1)的基础上加入制度质量、文化距离和企业互联网化及其与东道国数字经济发展水平的交互项,以检验其对东道国数字经济发展影响中国企业对外直接投资二元边际的调节效应,计量模型设定如下:

$$Merge_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 digital_{kt} + \beta_2 adjust_{kit} + \beta_3 adjust_{kit} \times digital_{kt} + \sum \gamma CV_{ikt} + \mu_k + \mu_j + \delta_t + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

式(2)中, $adjust_{kit}$ 为调节变量, $adjust_{kit}$ 与 $digital_{kt}$ 的交互项表示当东道国数字经济发展水平提高或者降低时,调节变量对中国企业对外直接投资二元边际的调节作用。为缓解多重共线性的问题,本文借鉴郑航和韩剑(2020)的做法对交互项进行中心化处理。

### (二) 变量选取与数据来源

#### 1. 东道国数字经济发展水平指标构建

本文基于数字经济的基本概念,借鉴董有德(2019)与Nath和Liu(2017)的思路,从数字基础设施建设、数字制度环境与创新环境以及数字经济竞争力等3个维度进行考虑,选取7个二级指标、19个三级指标来构建能够衡量东道国数字经济发展水平的综合评价体系(表1)。数据来源为世界经济论坛的《全球信息技术报告》与世界银行的“世界发展指标WDI”数据库。首先,囿于《全球信息技术报告》时限,本文将时间跨度设定为2009—2016年;其次,为尽可能减少样本选择偏差,

本文采用线性插值法填补缺失数据；最后，利用熵值法计算 109 个东道国不同年份的数字经济发展综合指数，为后续实证分析奠定数据基础。

表 1 东道国数字经济发展水平综合评价指标体系

一级维度	二级维度	变量含义	数据来源
数字基础设施建设	可获得性	国际互联网带宽(每用户 kb/s)	WEF
		固定电话订阅数(每百人)	WDI
		安全互联网服务器(每百万人)	WDI
	使用情况	互联网使用人数	WDI
		移动蜂窝网络订阅数(每百人)	WDI
		固定宽带订阅数(每百万人)	WDI
	数字技能	高等教育入学率	WDI
		高等教育劳动力占比	WDI
数字制度环境与 创新环境	制度环境	ICT 相关法律制度	WEF
		法律制度解决纠纷的效率	WEF
		ICT 对政府愿景的重要性	WEF
	创新环境	知识产权保护	WEF
		最新技术可用度	WEF
		风险资本可用度	WEF
数字经济竞争力	数字技术相关贸易 开放程度	ICT 货物出口占比	WDI
		ICT 服务出口占比	WDI
		高科技出口占比	WDI
	数字技术国际竞争力	ICT 应用与政府服务效率	WEF
		企业层面的技术吸收	WEF

## 2. 中国企业对外直接投资二元边际

随着国际投资领域研究的不断深入，基于贸易二元边际的定义，与投资相关的研究已经从一元视角拓展到二元视角。目前，相关研究对于对外直接投资二元边际的界定主要为国家层面与企业层面。由于国家层面定义二元边际会产生在某一时

期某一国投资的国家数量减少而导致扩展边际为零的问题,多数研究从企业层面投资的二元边际视角展开研究。然而,既有研究使用的中国全球投资跟踪数据库(CGIT)不包含企业年龄、规模等相关信息,因此无法控制企业层面的变量,从而在实证分析中导致遗漏变量的偏差问题。此外,企业进入东道国市场的投资模式主要包含绿地投资与跨国并购两种形式,而CGIT数据库中无法识别跨国并购这一投资模式。由此,本文使用BVD(Zephyr)与CGIT合并数据库,获得2009—2016年绿地投资与跨国并购两种投资模式的投资数据,并将CGIT数据库与Orbis数据库通过企业ID与交易匹配,获取母国企业财务层面与行业层面的相关信息。将集约边际定义为某一时期企业向东道国所投资行业的平均投资额,扩展边际定义为某一时期企业对东道国直接投资的行业数量,并进行对数处理(耿伟和李亚楠,2020)。样本选择标准与处理方法如下:一是选取所有中国企业海外并购的样本,时间跨度为2009年1月至2016年12月;二是样本只包含已完成(completed)的并购交易;三是剔除企业员工总数少于10人的样本;四是将企业相关财务信息与投资金额严重缺失的样本予以剔除;五是剔除中国香港、中国台湾以及“避税天堂”的企业。以上样本与CGIT数据库合并后,最终获取1427条中国企业对外直接投资的交易信息。

### 3. 控制变量

本文从企业与国家两个层面选取控制变量。主要包括:①企业年龄(*age*),使用样本期与企业成立年份获得企业经营年限并取对数衡量;②企业规模(*size*),用员工人数的对数衡量;③利润率(*profit*),用 $\ln(\text{营业利润}/\text{营业收入}+1)$ 表示;④劳动生产率(*lp*),用 $\ln(\text{营业收入}/\text{员工人数}+1)$ 表示;⑤企业经营状况(*roa*),用企业净利润与总资产之比的对数衡量;⑥东道国市场潜力(*gdp*),利用东道国年度GDP同比增长率来衡量;⑦共同语言(*lang*),包括是否拥有共同官方语言和种族语言;⑧是否接壤(*contig*),若东道国与中国接壤则为“1”,反之为“0”;⑨双边距离(*distan*),用东道国首都与北京之间的距离计算;⑩是否为内陆国家(*land*),若东道国是内陆国取值为“1”,反之为“0”。其中,国家层面的数据来源于世界银行的WDI指标数据库与CEPII的Gravity数据库,企业层面的数据来源于Zephyr数据库与Orbis数据库。

### 4. 调节变量

第一,本文使用全球治理指数来衡量东道国的制度质量。该指数包含话语权和问责制、政治稳定性和无暴力/恐怖主义、政府效率、监管质量、法治法规与腐败控制制度等6个子指标,并借鉴Kolstad和Wiig(2012)的处理方法,将所有指标加总平均获得东道国制度质量。第二,借鉴Hofstede(1984)选取个人与集体主义、权力距离、不确定性规避、刚柔性、放纵与约束等6个维度度量东道国与母国的文化距离。第三,利用母国企业是否具备官方网址来衡量互联网化程度,当企业具备官方网址取值为“1”,反之为“0”,数据来源为Zephyr数据库与Orbis数据库。所有相关变量的描述性统计见表2。



表2 主要变量的描述性统计

变量	变量含义	样本数量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>digital</i>	数字经济发展水平	1 427	0.175	0.099	0.019	0.552
<i>extensive</i>	扩展边际	1 427	0.122	0.358	0	3.045
<i>intensive</i>	集约边际	1 427	0.578	0.126	0.055	0.988
<i>age</i>	企业年龄	1 427	1.083	0.328	0	2.033
<i>size</i>	企业规模	1 427	4.251	1.107	1	5.672
<i>profit</i>	利润率	1 427	0.591	1.417	0.002	5.562
<i>lp</i>	劳动生产率	1 427	0.725	1.105	0	5.193
<i>roa</i>	企业经营状况	1 427	4.948	4.493	0.003	42.844
<i>gdpg</i>	东道国GDP增长率	1 427	1.014	2.684	-5.602	19.680
<i>lang</i>	共同语言	1 427	0.031	0.173	0	1
<i>contig</i>	是否接壤	1 427	0.145	0.352	0	1
<i>distan</i>	双边距离	1 427	8.863	0.608	5.392	9.868
<i>land</i>	是否为内陆国家	1 427	0.136	0.343	0	1
<i>rol</i>	东道国制度质量	1 427	0.216	0.966	-1.394	1.829
<i>CD</i>	文化距离	1 427	3.450	1.660	0.268	14.495
<i>Internet</i>	企业互联网化	1 427	0.767	0.423	0	1

### 三、实证结果与分析

#### (一) 基准模型估计结果

基于前文的理论机制与计量模型,本文采用多维固定效应模型进行估计。在加入常规控制变量的基础上控制了国家、行业与年份固定效应,将被解释变量中对外直接投资的集约边际与扩展边际分别带入到计量模型进行回归。回归结果见表3。

首先考察东道国数字经济对企业对外直接投资集约边际的影响,估计结果如表3列(1)至列(3)所示。列(1)核心解释变量 *digital* 的回归系数为正但不显著。列(2)和列(3)在逐步加入相关控制变量和多维固定效应后, *digital* 的回归系数显著为正,且模型的拟合度  $R^2$  在逐渐得到改善,说明东道国数字经济发展对中国企业对外直接投资集约边际具有显著的促进作用。具体而言,其影响途径可能包括两个方面:其一,数字经济可以通过降低交易成本增加企业利润,促进企业在既有投资国别和行业追加投资金额;其二,东道国数字经济发展水平的提高能够使企业获得外部融资支持来缓解融资压力,从而促进企业对外直接投资规模的增长。

表3 基准回归结果

项目	集约边际			扩展边际		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>digital</i>	0.047 (1.17)	0.122 ** (2.16)	0.120 ** (2.13)	0.287 *** (4.44)	0.185 ** (2.59)	0.174 ** (2.31)
<i>age</i>	-0.003 (-0.29)	0.019 (0.88)	0.033 (0.87)	-0.006 (-0.37)	-0.010 (-1.18)	-0.094 * (-1.97)
<i>size</i>	0.035 *** (10.15)	1.842 (1.06)	2.106 * (1.16)	-0.017 *** (-3.04)	13.484 *** (2.69)	15.328 *** (3.41)
<i>profit</i>	0.006 ** (2.34)	1.315 ** (2.59)	1.205 ** (2.26)	0.004 (0.94)	3.982 *** (2.73)	4.495 *** (3.44)
<i>lp</i>	0.033 *** (9.69)	1.402 (1.07)	1.602 (1.17)	-0.018 *** (-3.27)	10.209 *** (2.70)	11.597 *** (3.42)
<i>roa</i>	-0.005 *** (-6.32)	-0.559 *** (-3.50)	-0.525 *** (-3.10)	-0.000 (-0.33)	-1.249 *** (-2.77)	-1.402 *** (-3.47)
<i>gdpg</i>	-0.000 (-0.15)	0.001 (0.56)	0.000 (0.19)	-0.004 * (-1.77)	-0.000 (-0.18)	-0.002 (-0.96)
<i>lang</i>	0.040 ** (2.11)	0.065 ** (2.10)	0.072 ** (2.32)	0.760 *** (24.58)	0.664 *** (5.31)	0.677 *** (5.61)
<i>contig</i>	0.037 *** (3.43)	0.017 * (1.94)	0.012 (1.20)	0.020 (1.17)	0.020 (1.33)	0.015 (1.01)
<i>distan</i>	0.015 ** (2.40)	0.018 *** (2.73)	0.016 ** (2.30)	0.080 *** (7.80)	0.061 *** (3.74)	0.062 *** (3.54)
<i>land</i>	-0.014 (-1.43)	-0.019 * (-1.90)	-0.022 ** (-2.26)	-0.069 *** (-4.28)	-0.057 *** (-4.73)	-0.058 *** (-4.45)
国家效应	否	是	是	否	是	是
年份效应	否	否	是	否	否	是
行业效应	否	否	是	否	否	是
常数项	0.278 *** (4.44)	-6.812 (-0.84)	-8.205 (-0.97)	0.091 (0.89)	-62.777 *** (-2.68)	-71.308 *** (-3.39)
观测值	1 427	1 427	1 427	1 427	1 427	1 427
R <sup>2</sup>	0.107	0.320	0.344	0.344	0.486	0.534

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示估计数值在10%、5%和1%的水平上显著；括号内为企业层面的稳健标准误。下表同。

表3列(4)至列(6)探讨了东道国数字经济对企业对外直接投资扩展边际的影响。估计结果表明，在加入相关控制变量并加入国家、行业 and 年份固定效应后，*digital* 的估计系数均在1%统计性水平上显著为正，说明东道国数字经济发展水平对企业对外直接投资扩展边际同样具有一定的促进效应。一方面，数字经济可以改善东道国不完善的金融市场环境，降低企业对外直接投资风险，进而推动企业投资范围的扩张；另一方面，较高的东道国数字经济发展水平有利于母国企业分散创新研发成本，促进企业对外直接投资从单一向多元化转变，从而促进扩展边际的提升。以上结果验证了假说1的成立，即东道国数字经济发展有利于企业对外直接投资二元边际的增长。

企业层面的控制变量方面,从对外投资二元边际的整体来看,企业利润率(*profit*)和企业规模(*size*)的估计系数均显著为正,上述变量结果基本与预期相符。企业经营状况(*roa*)的回归系数均显著为负,与李新春和肖宵(2017)的结论基本一致。企业年龄(*age*)估计系数的符号与显著性均不稳健。劳动生产率(*lp*)对扩展边际的影响显著为正,在集约边际模型中的系数为正但不显著,说明企业劳动生产率的提升可以有效促进中国企业投资范围的扩张,但是对于企业投资规模不存在明显影响。从国家层面的控制变量上看,东道国GDP增长率(*gdpg*)的影响为正但不显著,说明东道国市场潜力对中国企业对外直接投资二元边际的促进作用不明显,与刘青等(2017)的结论一致。共同语言(*lang*)和地理距离(*distan*)变量的系数均显著为正,证实冰山成本是企业对外直接投资二元边际的重要影响因素,同时共同语言能够通过降低文化距离带来的投资风险,促进企业对外直接投资规模与范围的增长。是否为内陆国家(*land*)的估计系数均显著为负,表明中国企业更倾向于向靠海的国家开展对外直接投资活动。是否接壤(*contig*)对企业对外直接投资二元边际的影响系数均不显著,说明中国企业“走出去”不存在接壤效应。

## (二) 稳健性检验

### 1. 剔除投资失败样本

CGIT数据库中包含投资失败样本,主要是由于投资企业错误的决断、东道国监管部门的制约以及投资资金问题,从而导致企业投资失败,估计结果产生偏误。因此本文剔除了“问题交易”(troubled transaction)样本,结果如表4列(1)和列(2)所示。

### 2. 替换核心解释变量

考虑到实证分析结果的稳健性,本文将进一步采用其他方法测度数字经济发展水平以对基准回归进行稳健性检验。参考党琳等(2021)对数字经济发展水平指标的构建办法,利用网络就绪数(NRI)作为替代指标,从环境、就绪度以及使用情况三个维度全面衡量了数字经济发展水平,数据来源于世界经济论坛。表4列(3)和列(4)估计结果表明替换核心解释变量后,显著性与方向依然显著为正,说明实证结论具有稳健性。

### 3. 更换扩展边际估计方法

企业对外直接投资的扩展边际为计数变量,是一个非负的整数值,本文在基准回归中采用的是取对数后的结果。对于非零整数变量可以使用泊松回归或负二项回归模型,但泊松回归需要满足平均值与方差相等的潜在假设,因此,本部分采用负二项估计模型进行回归更加合适(刘维刚,2022)。表4列(5)的结果显示核心解释变量的估计系数仍显著为正。

### 4. 考虑样本选择偏误问题

由于本文剔除了存在大量缺失值的样本,可能存在样本选择偏误。本文使用Heckman两步法来克服这一问题的影响(Heckman,1979)。参考Chatterjee等(2013)以及周杰琦和夏南新(2021)的研究思路并将东道国进入管制成本作为排他

性变量。表4列(6)至列(8)的结果表明,在考虑样本选择偏误问题后的回归结果与预期一致。

表4 稳健性检验的回归结果

项目	剔除投资失败		替换核心解释变量		更换模型	Heckman 两阶段		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际	扩展边际	$O\dot{d}i_{ij}$	集约边际	扩展边际
<i>digital</i>	0.114* (2.00)	0.154** (1.95)	0.013** (2.20)	0.015** (1.80)	0.218** (2.29)	4.617*** (6.80)	0.190*** (3.34)	0.292*** (3.26)
<i>imr</i>	—	—	—	—	—	0.192* (1.87)	0.035*** (2.56)	0.061** (2.21)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
国家/行业/ 年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	1 159	1 159	1 427	1 427	1 427	1 427	1 427	1 427
R <sup>2</sup> / 伪 R <sup>2</sup>	0.359	0.556	0.346	0.533	0.021	0.158	0.337	0.509

### 5. 考虑内生性问题

首先,本文考虑了企业层面和东道国层面的控制变量,同时控制了国家、行业与年份等固定效应,以减弱遗漏变量导致的内生性问题。其次,被解释变量对外直接投资属于企业层面的微观行为,而东道国数字经济发展水平为国家层面,微观个体对于宏观的逆向影响十分有限,因此存在双向因果关系导致的内生性问题较小。然而,本文测算的东道国数字经济发展水平的指标中,包含数字制度环境与创新环境子指标,该指标可能会与未加入模型中的其他市场环境因素相关。因此,出于稳健性的考虑,本文使用工具变量法 2SLS 进行回归,一定程度上解决可能存在的内生性问题。进一步采用东道国高等教育入学率和安全的网络服务器数量作为工具变量,并运用两阶段最小二乘法(2SLS)与最大似然法(LIML)回归。以上两个工具变量为衡量数字经济发展水平的子指标,与东道国数字经济发展水平具有较强的相关性,且不会对企业对外直接投资二元边际产生直接影响,因此满足工具变量的相关性与排他性要求。2SLS 回归结果如表5列(1)和列(2)所示,Kleibergen-Paap rk LM statistic 检验结果的P值均为0,说明拒绝了不可识别的原假设。弱工具变量检验中,Kleibergen-Paap rk Wald F statistic 的统计量均大于 Stock-Yogo 检验 10%水平的临界值,说明选取的工具变量是合理且有效的。同时,如表5列(3)和列(4)所示 LIML 的估计系数与 2SLS 接近一致,再次说明不存在弱工具变量。总体来看,在使用工具变量法解决内生性问题之后,回归结果依然稳健。

表5 工具变量的回归结果

项目	2SLS		LIML	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际
<i>digital</i>	0.142** (2.32)	0.179** (2.02)	0.142** (2.32)	0.179** (2.22)
控制变量	是	是	是	是
国家/行业/年份固定效应	是	是	是	是
Kleibergen-Paap rk LM statistic	285.588*** [0.000]	285.588*** [0.000]	285.588*** [0.000]	285.588*** [0.000]
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic	371.680 {19.93}	371.680 {19.93}	371.680 {8.68}	371.680 {8.68}
观测值	1 427	1 427	1 427	1 427

注：中括号内为相应统计量的P值；大括号内为 Stock-Yogo 检验 10%水平上的临界值。

## 四、机制检验与异质性分析

### (一) 机制检验

为了验证假说2、假说3和假说4，本文将制度质量、文化距离与企业使用互联网化作为调节变量，在模型中依次纳入上述变量及其东道国数字经济的交互项，以考察调节效应的影响。回归结果见表6列(1)至列(6)。

对于制度质量的调节效应检验，回归结果汇总于表6列(1)和列(2)。在集约边际与扩展边际模型中，制度质量对应的回归系数均显著为负，可能的原因是中国企业对外直接投资存在制度风险偏好特征，通过对非市场技能的依赖减少生产成本(刘凯和张文文，2018)，因而较好的制度质量对企业对外直接投资二元边际具有抑制效应。从交互项估计系数来看，在集约边际模型中的交互项系数为正但不显著，在扩展边际模型中交互项对应的系数为正，且在1%统计水平上显著。这说明制度质量越好，东道国数字经济发展对企业投资范围的促进作用越能够得以凸显，但制度质量并不会显著影响数字经济对企业投资规模的促进效应。原因在于，制度质量较高的东道国意味着其具有较为健全的法制制度与政治制度，不仅可以严格保护母国企业的数据隐私，还能够降低国际投资的不确定性，增强数字技术领域的吸引力，从而强化数字经济对企业对外直接投资范围的促进作用。然而，企业对外直接投资规模往往取决于其过往的投资绩效、财务状况与要素禀赋，因此东道国制度质量的正向调节效应会相对较弱。

文化距离的调节效应的检验结果汇报于表6列(3)和列(4)。回归结果显示，无论是集约边际还是扩展边际，文化距离的估计系数均显著为正，说明文化差异可以便于母国企业吸取更多的异质性资源，促进其获取新技术，驱动企业实施大规模的国际投资，扩展投资范围。在集约边际与扩展边际的模型中，文化距离与东道国

数字经济发展水平的交互项系数均显著为负,说明文化距离对东道国数字经济发展的投资二元边际促进效应起到了一定的负向调节作用,即文化距离越小,东道国数字经济发展对中国企业对外直接投资规模与范围的促进作用越大。一方面,文化距离会增加企业对外直接投资前期、中期与后期的搜索成本、沟通成本与经营成本,这将抑制数字经济产生成本效应,从而负向调节数字经济发展对企业对外投资二元边际的影响;另一方面,文化距离能够弱化数字经济对信息获取与流动效率的提升作用,加剧了信息不对称性,从而削弱东道国数字经济发展对企业对外直接投资二元边际的促进作用。

企业互联网化调节效应的检验结果汇报于表6列(5)和列(6)。回归结果表明,企业互联网化对集约边际的影响显著为正,但对扩展边际的影响为负且不显著,说明企业使用互联网可以扩大其对外直接投资的规模,但对投资范围的影响不明显。互联网有利于提高使用主体与投资目标国企业的信息匹配效率,减少信息搜索成本,但对于新的投资目标国与领域企业往往会更为谨慎。在集约边际模型中,企业互联网化与数字经济的交互项系数显著为负,但在扩展边际模型中,交互项系数不显著。这表明相对于使用互联网的企业,东道国数字经济发展对未使用互联网的企业对外直接投资规模促进效应有所提升,但对企业投资范围促进程度不明显。对于未进行互联网化的企业来说,数字经济发展水平较强的国家对其技术吸引力较高,可能会强化技术寻求动机,从而驱动企业对外直接投资规模的扩大。但这类企业投资新的国家和行业往往会对信息匹配效率和沟通效率提出更高的要求。

表6 调节变量的回归结果

项目	制度质量		文化距离		企业互联网化	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际
<i>digital</i>	0.164*** (2.96)	0.155 (1.50)	0.250*** (2.87)	0.461** (2.43)	0.513*** (4.39)	0.309 (1.08)
<i>adjust</i>	-0.019* (-0.193)	-0.040*** (-3.44)	0.077** (1.77)	0.102* (2.71)	0.027* (1.67)	-0.029 (-1.22)
<i>adjust×digital</i>	0.057 (1.14)	0.187*** (3.30)	-0.526** (-2.16)	-1.298* (-1.67)	-0.409*** (-3.07)	-0.029 (-0.12)
控制变量	是	是	是	是	是	是
国家/行业/年份 固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	1 427	1 427	1 427	1 427	1 427	1 427
R <sup>2</sup>	0.347	0.538	0.347	0.538	0.355	0.536

## (二) 异质性分析

### 1. 基于投资模式的差异性分析

跨国并购与绿地投资是企业对外直接投资的两种模式，本文根据“跨国并购还是绿地投资”考察东道国数字经济发展对不同投资模式对企业对外直接投资二元边际的影响。如表7列(1)至列(4)的回归结果所示，数字经济发展对企业对跨国并购二元边际的估计系数显著为正，对绿地投资二元边际的估计系数为正但不显著。这表明东道国数字经济发展对企业对外直接投资二元边际的促进作用主要体现在跨国并购这一投资模式上。相对于绿地投资，跨国并购这一进入模式可以使企业更加快速地进入东道国市场，更容易受到东道国制度环境的影响(王刚等，2021)。数字经济发展促进了产业与经济的转型升级，对数据隐私保护、市场监管机构审查与知识产权保护等制度提出了更高的要求，促进东道国制度质量不断提高。由此，东道国数字经济发展对企业跨国并购二元边际的影响效果更加明显。此外，通过跨国并购模式进入国际市场的目的是获取被并购企业先进技术、研发与品牌等资源，东道国数字经济发展成为企业对外直接投资的区位优势，对企业跨国并购二元边际具有显著的促进作用。

### 2. 基于企业所有制的差异性分析

不同所有制企业对数字经济发展水平提升的敏感度可能存在差异。本文参考丁一兵和刘紫薇(2020)的做法，根据企业第一控股人来区分企业的所有制性质。本部分尝试对企业所有制的异质性进行检验，表7列(5)至列(8)报告了企业所有制分样本的回归结果。从中可知，东道国数字经济发展对非国有企业对外直接投资二元边际的促进作用显著为正，而对国有制企业的投资促进效应较弱。具体而言，国有制企业与非国有制企业融资能力存在差异，而良好的政企关系可以促进企业获取政策红利，包括专项补贴与利息减免，从而有助于企业获取外部融资支持(卢盛峰和陈思霞，2017)。与非国有制企业相比，国有制企业与地方政府具备良好的政企关系，融资优势更大，面临的融资约束较小，受东道国数字经济发展带来的融资优势敏感度较低。

表7 异质性的回归结果

项目	跨国并购		绿地投资		非国有制企业		国有制企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际
<i>digital</i>	0.147 *** (3.09)	0.169 ** (2.04)	0.025 (0.15)	0.023 (0.17)	0.117 ** (2.24)	0.153 * (1.85)	0.131 (1.39)	0.260 (1.51)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
国家/行业/ 年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	1 221	1 221	206	206	973	973	454	454
R <sup>2</sup>	0.611	0.688	0.642	0.438	0.546	0.560	0.751	0.826

## 五、主要结论与政策建议

自“走出去”战略实施以来,如何实现中国企业对外直接投资的可持续性增长,成为国内外学者关注的重要问题。当前信息技术飞速发展,东道国数字经济这一宏观特征在企业的国际投资活动中显得尤为重要。本文从企业微观视角切入,探讨了东道国数字经济对中国企业对外直接投资二元边际的影响,研究发现:东道国数字经济发展显著促进了中国企业对外直接投资集约边际与扩展边际的增长,文化距离在一定程度上弱化了这一影响效果。东道国制度质量强化了数字经济发展对中国企业对外直接投资扩展边际的积极影响,而母国企业互联网化则会削弱数字经济的投资促进效应,具体表现为企业对外投资集约边际的减少。进一步异质性分析表明,投资模式与企业所有制性质对中国对外投资二元边际的促进作用存在差异,相对于跨国并购与非国有制企业,绿地投资和国有制企业对东道国数字经济发展的依赖程度较弱。

数字经济逐渐成为国际竞争优势的关键因素,上述分析结论为中国企业“走出去”战略的实施提供了理论基础,在厘清数字经济发展与国际投资互动机制的同时,为中国提高对外开放水平提供了理论支持。本文的政策建议有:第一,加快推进企业“走出去”和“引进来”,形成全面开放新格局。由本文研究结果可知,东道国数字经济发展能够促进中国企业对外直接投资二元边际的增长。一方面,加强与东道国在数字经济建设方面的共享与合作,营造更好的数字经济投资环境,以促进中国企业“走出去”;另一方面,通过数字基础设施建设、数字环境与数字经济竞争力三个方面提升自身数字经济发展水平,从而吸引高质量外资“引进来”。第二,企业在“走出去”的过程中,要正确地认识到东道国数字经济发展对不同所有制企业与投资模式的影响差异。由本文研究结果可知,东道国数字经济发展对中国企业对外直接投资的促进效应主要体现在跨国并购与非国有制企业上。因此,中国政府应重点支持非国有企业参与国际合作与交流。而企业在投资的模式选择问题上,中国政府应鼓励支持企业选择跨国并购这一投资模式,以充分利用东道国数字经济这一特定优势。第三,对于中国政府而言,在制定政策以鼓励企业“走出去”前应充分了解东道国制度环境质量,以降低东道国投资环境不确定性为企业投资带来风险。对于中国企业而言,应重视与东道国之间的文化差异对投资的影响,加速与目标国当地文化融合,削弱文化隔阂对企业投资产生的抑制作用。

### [参考文献]

- [1]陈培如,冼国明,胡雁斌. 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): 104-110.
- [2]陈享光,汤龙. 实体企业金融化对其 OFDI 的影响研究[J]. 世界经济研究, 2022(8): 10-25+135.
- [3]陈晓红. 数字经济时代的技术融合与应用创新趋势分析[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2018, 24(5): 1-8.



- [4]党琳,李雪松,申烁.制造业行业数字化转型与其出口技术复杂度提升[J].国际贸易问题,2021(6):32-47.
- [5]丁一兵,刘紫薇.中国人力资本的全球流动与企业“走出去”微观绩效[J].中国工业经济,2020(3):119-136.
- [6]董有德,米筱筱.互联网成熟度、数字经济与中国对外直接投资——基于2009—2016年面板数据的实证研究[J].上海经济研究,2019(3):65-74.
- [7]范鑫.数字经济发展、国际贸易效率与贸易不确定性[J].财贸经济,2020,41(8):145-160.
- [8]耿伟,李亚楠.东道国不确定性与中国ODI二元边际:兼论营商环境的调节效应[J].世界经济研究,2020(4):107-119+137.
- [9]黄友星,韩婷,赵艳平.东道国知识产权保护与中国对外直接投资:直接效应与空间溢出效应的分析[J].世界经济研究,2021(9):81-98+135-136.
- [10]李新春,肖肖.制度逃离还是创新驱动——制度约束与民营企业的对外直接投资[J].管理世界,2017(10):99-112+129+188.
- [11]林峰,林淑佳,李宏兵.互联网+、城市智能化与中国企业技术创新——来自腾讯研究院大数据与专利微观数据的分析[J].南方经济,2022(9):75-96.
- [12]刘凯,张文文.中国对外直接投资存在制度偏好吗——基于投资动机异质视角[J].宏观经济研究,2018(7):59-75.
- [13]刘青,陶攀,洪俊杰.中国海外并购的动因研究——基于广延边际与集约边际的视角[J].经济研究,2017(1):28-43.
- [14]刘维刚.生产投入结构变动与企业创新:基于生产网络内生化的分析[J].经济研究,2022,57(4):50-67.
- [15]卢盛峰,陈思霞.政府偏袒缓解了企业融资约束吗——来自中国的准自然实验[J].管理世界,2017(5):51-65.
- [16]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,2020,36(9):55-71.
- [17]宋利芳,武皖.东道国风险、自然资源与国有企业对外直接投资[J].国际贸易问题,2018(3):149-162.
- [18]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):48-64.
- [19]王刚,韦东明,王克明,等.营商环境便利化对“走出去”模式选择的作用机制与影响效应研究——基于中国企业大型投资数据库的经验证据[J].国际经贸探索,2021,37(8):83-98.
- [20]王光.双边投资协定促进中国对外直接投资了吗:打开双边投资协定的“黑箱”[J].世界经济研究,2020(11):75-86+136.
- [21]王青,刘思良,程思进.空间效应视角下数字经济对FDI区位选择的影响研究[J].工业技术经济,2022,41(9):54-60.
- [22]王恕立,向姣姣.制度质量、投资动机与中国对外直接投资的区位选择[J].财经研究,2015,41(5):134-144.
- [23]协天紫光,樊秀峰,黄光灿.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):120-134+137.
- [24]尹东东,张建清.我国对外直接投资逆向技术溢出效应研究——基于吸收能力视角的实证分析[J].国际贸易问题,2016(1):109-120.
- [25]张本照,杨园园,张燕.经济政策不确定性、对外直接投资和企业出口二元边际[J].国际商务——对外经济贸易大学学报,2022(4):71-87.
- [26]张吉鹏,衣长军,黄健.多维距离与中国企业对“一带一路”沿线国家直接投资绩效关系研究[J].亚太经济,2020(3):95-104+151.

- [27]张明哲. “一带一路”数字经济对中国对外直接投资区位选择的影响研究[J]. 当代财经, 2022(6): 111-122.
- [28]郑航, 韩剑. 自由贸易协定中贸易便利化规则对价值链贸易的影响[J]. 世界经济研究, 2022(2): 73-88+135-136.
- [29]中华人民共和国商务部. 2016年度中国对外直接投资统计公报[R/OL]. 中华人民共和国商务部网站, 2017-09-30[2022-11-01]. <http://hzs.mofcom.gov.cn/article/date/201803/20180302722851.shtml>.
- [30]周杰琦, 夏南新. “一带一路”沿线国家投资便利化与中国对外直接投资——基于对外投资广度、深度及绩效的视角[J]. 经济问题探索, 2021(11): 164-178.
- [31]周经, 吴可心. 东道国数字经济发展促进了中国对外直接投资吗[J]. 南京财经大学学报, 2021(2): 88-98.
- [32]祝继高, 梁晓琴, 王春飞. 信息透明度如何影响“一带一路”倡议下中国企业对外直接投资区位选择[J]. 国际商务——对外经济贸易大学学报, 2020(6): 46-61.
- [33]ALFARO L, KALEMLI-OZCAN S, VOLOSOVYCH V. Why doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries? An Empirical Investigation[J]. The Review of Economics and Statistics, 2008, 90(2): 347-368.
- [34]ANDERSON J E, VAN WINCOOP E. Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle[J]. American Economic Review, 2003, 93(1): 170-192.
- [35]BELGIBAYEVA A, PLEKHANOV A. Does Corruption Matter for Sources of Foreign Direct Investment[J]. Review of World Economics, 2019, 155(3): 487-510.
- [36]BUCH C M, KESTERNICH I, LIPPONER A. Financial Constraints and Foreign Direct Investment: Firm-level Evidence[J]. Review of World Economics, 2014, 150(2): 393-420.
- [37]CHATTERJEE A, DIX-CARNEIRO R, VICHYANOND J. Multi-product Firms and Exchange Rate Fluctuations [J]. American Economic Journal: Economic Policy, 2013, 5(2): 77-110.
- [38]DAUDE C, STEIN E. The Quality of Institutions and Foreign Direct Investment [J]. Economics & Politics, 2007, 19(3): 317-344.
- [39]DE BACKER K, FLAIG D. The Future of Global Value Chains: Business as Usual or “A New Normal” [R]. OECD Science, Technology and Industry Policy Papers, No. 41, 2017.
- [40]DUNNING J H, LUNDAN S M. Multinational Enterprises and the Global Economy [M]. Cheltenham: Edward Elgar Publishing, 2008.
- [41]FOLEY C F, MANOVA K. International Trade, Multinational Activity, and Corporate Finance [J]. Economics, 2015, 7(1): 119-146.
- [42]FRIEDMAN M. The Social Responsibility of Business is to Increase its Profits [M]//Corporate Ethics and Corporate Governance. Berlin: Springer, 2007: 173-178.
- [43]GHODSI M, GRUEBLER J, STEHRER R. Estimating Importer-specific Ad Valorem Equivalents of Non-tariff Measures [R]. The Vienna Institute for International Economic Studies Working Paper, No. 129, 2016.
- [44]HECKMAN J. Sample Selection Bias as a Specification Error [J]. Econometrica, 1979, 47(1): 153-161.
- [45]HELPMAN E, MELITZ M J, YEAPLE S R. Export Versus FDI with Heterogeneous Firms [J]. American Economic Review, 2004, 94(1): 300-316.
- [46]HOFSTEDE G. Culture's Consequences: International Differences in Work-related Values [M]. London: Sage Publications, Inc., 1984.
- [47]KAFOUROS M I. The Impact of the Internet on R&D Efficiency: Theory and Evidence [J]. Technovation, 2006, 26(7): 827-835.
- [48]KOLSTAD I, WIIG A. What Determines Chinese Outward FDI [J]. Journal of World Business, 2012, 47(1): 26-34.
- [49]MOHR A, BATSAKIS G. Firm Resources, Cultural Distance and Simultaneous International Expansion in the Retail Sector [J]. International Business Review, 2018, 27(1): 113-124.

- [50] MOROSINI P, SHANE S, SINGH H. National Cultural Distance and Cross-border Acquisition Performance[J]. *Journal of International Business Studies*, 1998, 29(1): 137-158.
- [51] NATH H K, LIU L. Information and Communications Technology (ICT) and Services Trade[J]. *Information Economics and Policy*, 2017, 41: 81-87.
- [52] NOCKE V, YEAPLE S. Cross-border Mergers and Acquisitions vs. Greenfield Foreign Direct Investment: The Role of Firm Heterogeneity[J]. *Journal of International Economics*, 2007, 72(2): 336-365.
- [53] POTTERIE B P, LICHTENBERG F. Does Foreign Direct Investment Transfer Technology Across Borders[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2001, 83(3): 490-497.
- [54] PRADHAN R P, ARVIN M B, HALL J H. Economic Growth, Development of Telecommunications Infrastructure, and Financial Development in Asia, 1991-2012 [J]. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 2016, 59: 25-38.
- [55] STIGLER G J. The Economics of Information[J]. *Journal of Political Economy*, 1961, 69(3): 213-225.
- [56] TANAKA H, IWASAKO T. Intellectual Property Rights and Foreign Direct Investment: A Welfare Analysis[J]. *European Economic Review*, 2014, 67: 107-124.

## Can Development Level of Host Country's Digital Economy Development Enhance Chinese Enterprises' OFDI —An Empirical Study Based on Micro-enterprises

Sun Li, CHANG Tianhui

(School of Economics, Jilin University, Changchun, Jilin, 130012)

**Abstract:** Based on the BVD-Zephyr and CGIT Database, this paper collected micro data of Chinese enterprises' OFDI during the period 2009-2016, empirically tested the impact of the host country's digital economy development on dual-margin of Chinese enterprises' OFDI. The result demonstrates that both extensive and intensive margins of China's OFDI are significant and steady promoted by host country's digital economy. Besides, this promotion effect is more obvious on cross-border M&A and private enterprises. The mechanism analyses show that institutional quality of host-country, culture distance and enterprise internetization all have significant moderating effect on the positive relationship. The findings of this paper contribute to a better understanding of the relationship between digital economy and structural characteristics of OFDI. Moreover, this study provides certain policy implications for further strengthening construction of digital economy and implementing China's going-out strategy.

**Keywords:** Development Level of Host Country's Digital Economy; OFDI; Intensive Margin; Extensive Margin

(责任编辑 刘建昌)