

东道国信息通信基础设施建设促进中国 对外直接投资了吗?

杨栋旭

(河北经贸大学 商学院,河北 石家庄 050061)

摘要:随着数字经济的深入发展,信息通信基础设施对国际直接投资的影响日益凸显。基于2006—2017年中国对外直接投资的跨国面板数据,实证检验了东道国信息通信基础设施建设对中国对外直接投资的影响效应与作用机制。研究发现:东道国信息通信基础设施建设对中国对外直接投资具有显著的促进作用;分国家来看,相较于低收入国家,中、高收入国家信息通信基础设施建设对中国对外直接投资的促进作用更显著;机制检验表明,东道国信息通信基础设施通过扩大投资需求和降低投资成本两个渠道,间接促进了中国对外直接投资的增长;门槛模型检验表明,当东道国信息通信基础设施发展水平跨越特定门槛值后,其对中国对外直接投资的促进作用将进一步增大。深入推进与“一带一路”沿线国家的基础设施互联互通,加快企业信息化改造和升级,有助于中国对外直接投资的持续增长。

关键词:基础设施;信息通信;对外直接投资;中介效应

中图分类号:F125.4;F49 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-6049(2022)02-0086-11

一、引言与文献综述

进入21世纪,尤其是加入WTO之后,中国在对外直接投资(Outward Foreign Direct Investment, OFDI)方面取得了迅猛发展,并快速成长为全球对外投资大国。自2013年“一带一路”倡议提出后,中国将与沿线国家共同推进基础设施互联互通建设作为倡议推进的重要内容,认为沿线国家基础设施的改善有助于促进国内企业的对外直接投资活动,以及增强自身与沿线各国的产能合作。但遗憾的是,关于东道国开展基础设施建设是否有助于母国OFDI增长这一现实问题,在学术层面的论证和检验依然不足。而且,现有研究更多关注的是东道国总体基础设施发展水平对母国OFDI的影响,明显缺乏对信息通信基础设施与OFDI关系的专门和深入探讨。事实上,伴随着经济全球化和全球信息化趋势的深入发展,信息通信技术(Information and Communication Technology, ICT)对人类经济社会的影响越来越大。信息通信技术不仅可以降低市场交易成本,提升经济社会的整体生产效率,还有助于促进新产品、新业态以及新模式的不断涌现,推动产业结构变革和升级,对个人生活方式、政府行为方式乃至国际分工等都产生了诸多深刻影响。近年来,随着云计算、大数据、移动互联网、智能终端、物联网等为代表的新一代信息通信技术的创新、应用和融合,世界正在进入以信息产业为主导的经济发

收稿日期:2021-12-24;修回日期:2022-03-13

基金项目:国家社会科学基金重大研究专项项目“推动‘一带一路’贸易和投资自由化便利化研究:量化评价与推进战略”(18VDL014);河北省高等学校人文社会科学研究项目“自贸试验区建设中河北省国际直接投资经济效应研究”(SD2021018);河北经贸大学社会科学研究青年项目“自贸试验区对中国经济高质量发展的影响研究”(2021QN10)

作者简介:杨栋旭(1992—),男,山西陵川人,经济学博士,河北经贸大学商学院讲师,研究方向为对外直接投资。

展时期。同时,数字化的信息和知识越来越成为新的生产要素,数字技术及基础设施的重要性不断凸显,土地、人力和资金等传统生产要素对投资区位的决定作用相对下降^[1]。由此,在信息通信技术和数字经济飞速发展的背景下,探究东道国信息通信基础设施对中国对外直接投资的影响效应及其背后的机制,不仅可以丰富以中国为代表的广大发展中国家的对外直接投资理论,还能为中国优化对外直接投资战略布局,以及当前中国支持“一带一路”沿线等发展中国家推进基础设施建设提供理论基础和经验支撑。

回顾既有文献,国外学者更早探究了信息通信技术对国际直接投资的影响。Choi^[2]基于引力模型实证检验了互联网对 FDI 的影响,发现东道国互联网用户每增加 10%,FDI 流入额大约增加 2%。Jeon *et al.*^[3]的研究结果也表明,信息技术的发展可以通过降低沟通成本显著促进 FDI 的流入。Economou^[4]研究发现,对外国投资者最具吸引力的国家通常也是信息通信技术发展水平较高的国家。Ko^[5]通过考察互联网外部性对 FDI 区位选择的影响发现,发展中国家互联网的负外部性会阻碍 FDI 的流入,而发达国家互联网的正外部性可以促进 FDI 的流入。这些研究为我们理解信息通信基础设施对国际直接投资的影响奠定了重要基础,但遗憾的是,均缺乏对中国 OFDI 现实情况的关注与分析。国内方面,关于中国 OFDI 区位选择动因的研究已经非常丰富,且大量文献考察了东道国制度水平以及市场、资源、避税等利益驱动因素等对中国 OFDI 的影响^[6-9]。然而,重点探究东道国基础设施对中国 OFDI 经济效应的文献并不多见。其中,董艳等^[10]、赵春明和吕洋^[11]、崔岩和于津平^[12]分别考察了中国对非洲、东盟以及“一带一路”沿线国家进行直接投资的影响因素,发现基础设施是中国 OFDI 的决定因素之一。尽管此类文献涉及信息通信基础设施的少量内容,但分析重点依然是交通和电力等传统基础设施的经济效应。近年来,部分文献开始关注数字经济与中国 OFDI 区位选择的关系。董有德和米筱筱^[13]、齐俊妍和任奕达^[14]、周经和吴可心^[15]通过构建数字经济发展水平指标体系,考察了东道国数字经济发展对中国 OFDI 的影响,均发现东道国数字经济发展能够显著促进中国 OFDI 规模的增长。不同于上述文献,本文重点且专门探究东道国信息通信基础设施建设对中国 OFDI 的影响效应及背后的作用机制。

相较于现有文献,本文的边际贡献为:第一,研究视角方面,立足数字技术及基础设施对投资区位决定作用日益提升的现实背景,重点考察了东道国信息通信基础设施建设对中国 OFDI 的作用机制及影响效应;第二,理论机制方面,根据企业对外直接投资的动机,将东道国信息通信基础设施影响母国 OFDI 的作用机制归纳为“投资需求效应”和“投资成本效应”;第三,经验分析方面,不仅检验了东道国信息通信基础设施对中国 OFDI 的线性影响,还进一步探究了东道国信息通信基础设施建设与中国 OFDI 之间的非线性关系。

二、理论机制分析

通常情况下,母国企业开展 OFDI 的目的主要有两种:一是为了利用东道国的市场,以实现自身经营规模的扩张;二是为了获取自然资源、劳动力、技术以及品牌等要素与战略资产^[6]。东道国信息通信基础设施建设通过推动当地经济增长,促进投资需求扩大,以及削减信息不对称,降低企业投资成本,进而影响市场寻求型和要素寻求型的外商直接投资。

(一) 东道国信息通信基础设施对市场寻求型 OFDI 的影响

东道国信息通信基础设施建设可以通过推动当地经济增长,促进市场规模扩大,引致投资需求上升,进而吸引市场寻求型的外资进入(简称为“投资需求效应”)。具体而言,东道国信息通信基础设施建设引发的投资需求效应包含短期效应和长期效应。短期效应主要体现为:作为一种要素投入,信息通信基础设施投资既可以直接促进经济总产出的增长,又可以通过乘数效应带动社会总需求增长和推动国民收入水平提升,由此市场规模进一步扩大,投资需求也随之增长。长期效应主要表现为:一方面,作为公共资本,信息通信基础设施投资在与私人资本长期竞争稀缺资源的过程中,有利于促进私人资本生产能力的提升,进而推动社会整体生产效率提升和经济增长,市场规模和投资需求便随之扩大;另一方面,信息通信基础设施的改善还可以缩短不同区域之间信息沟通和交流的时间,加快信

息在不同市场主体间的传播效率,间接促进社会生产效率的提升和经济增长^[16],进而产生新的投资需求。其中,从企业角度来看,信息通信基础设施条件的改善有利于其及时获取供销两头的市场信息,迅速调整生产和营销计划,减少产品库存,提高销售效率^[17],从而加速市场规模的扩张和投资机会的产生。从消费者角度来看,信息通信基础设施改善有利于他们以更低的成本和更快的速度获取所需商品的相关信息,这样一些原本处于“长尾”的市场得以开发,市场规模得到进一步发掘和拓展,投资需求也随之增加。由此,东道国信息通信基础设施建设通过促进经济增长引致的“投资需求效应”将吸引市场寻求型直接投资的流入。

(二) 东道国信息通信基础设施对要素寻求型 OFDI 的影响

东道国信息通信基础设施还可以通过减少母国企业在对外投资过程中面临的信息不对称,降低企业投资成本,进而促进要素寻求型的外资流入(简称为“投资成本效应”)。根据企业投资阶段,可以从以下两方面进行具体分析:首先,母国与东道国之间通常存在明显的信息不对称^[18],因此母国企业在进入东道国开展直接投资之前,需要对东道国的市场信息进行搜集,并支付相应的信息搜寻成本和交流成本^[2]。而以互联网为代表的信息通信技术可以显著缩短现实世界中的空间距离,有效降低企业在跨国投资初期面临的信息成本^[19]。其次,当母国企业成功进入东道国开展生产经营后,为构建组织架构,布局生产、物流和营销网络还会产生相应可变成本^[20]。此时,东道国良好的信息通信基础设施有助于母国企业利用互联网等信息通信技术实现信息化改造和智能化生产,使其能够及时获取内外部信息,减少生产错误率和缓冲性存货,同时降低用于采购、营销、管理和劳动等各经营环节的成本支出,提高决策有效性和节约成本^[17],还可以使母国企业与其合作伙伴以更低的成本、更快的速度、更全面的认知获取彼此达成交易所需的相关信息,促成交易双方合约的缔结,从而降低因市场信息不对称和契约不完善带来的交易成本^[21]。此外,东道国良好的信息通信基础设施可以减少市场参与主体间的交流障碍和不确定性,增强市场信息的公开透明化^[22],大幅提升政务信息的透明度和辐射能力^[23],推动当地营商环境改善,从而进一步降低母国企业在当地开展投资经营活动的各种制度性成本。由此可见,东道国信息通信基础设施建设通过减少与信息相关的交易成本所带来的“投资成本效应”将促进要素寻求型外商直接投资的增多。

综上所述,本文提出如下研究假说:

假说 1: 东道国信息通信基础设施建设可以通过“投资需求效应”和“投资成本效应”两个渠道间接促进中国 OFDI 增长。

三、模型、变量和数据

(一) 模型设定

为考察东道国信息通信基础设施对中国 OFDI 的影响,借鉴相关研究的做法^[8,24-25],构建如下计量模型:

$$OFDI_{it} = \beta_0 + \beta_1 ICT_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标 i 、 t 分别表示东道国和年份,被解释变量 $OFDI$ 为中国对各东道国的对外直接投资规模,核心解释变量 ICT 为东道国的信息通信基础设施发展水平, X 为东道国国家层面的控制变量, μ 为国家固定效应, λ 为年份固定效应, ε 为随机扰动项。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

对外直接投资($OFDI$)。为了尽可能保留更多的样本观测值,本文选取中国对外直接投资存量来表示对各国的直接投资水平,取自然对数进入模型。出于稳健性,本文在后文稳健性检验中也使用流量数据测度中国的对外直接投资水平。

2. 核心解释变量

信息通信基础设施发展水平(ICT)。现有研究中,通常使用信息通信资源或其利用水平衡量一个国

家或地区的信息通信基础设施发展水平。这是因为现实生活中信息通信基础设施更多由固定电话、移动电话和互联网等通信设备构成,且这些设备的使用情况可以较好地反映出一个国家或地区的信息通信基础设施发展水平。参考相关研究的做法^[26-27],为尽可能全面反映东道国信息通信基础设施的总体发展水平,本文选取以下指标:每百人固定电话订阅数(*ICT_FT*)、每百人移动蜂窝电话订阅数(*ICT_MT*)、每百人固定宽带订阅数(*ICT_FB*)。按照年份对以上3个指标采用熵值法进行测算,得到年度信息通信基础设施发展水平值^①。该指标数值越大,表明信息通信基础设施发展水平越高,反之则越低。

3. 其他控制变量

(1) 市场规模(*MARKET*),选取东道国实际GDP的自然对数衡量。(2) 制度质量(*INST*),选取全球治理指标数据库(WGI)中的话语权与问责制、政治稳定与杜绝暴力/恐怖主义、政府效率、监管质量、法治水平及腐败控制6个制度指标的平均值来衡量,其中每个指标取值范围为-2.5~2.5,数值越大,表示制度质量越高。(3) 劳动力成本(*LABOR*),用东道国人均GDP作为劳动力成本的代理指标,取自然对数进入模型。(4) 自然资源禀赋(*RESO*),选取金属、矿物和燃料出口额占本国出口总额的比重衡量。(5) 贸易开放度(*OPEN*),选取东道国进出口总额占本国GDP的比重衡量。(6) 税负水平(*TAX*),选取企业所缴税款占商业利润的比重衡量。(7) 双边投资协定(*BIT*),选取东道国是否与中国签订双边投资协定的虚拟变量衡量,若签订取值为1,否则为0。(8) 距离成本(*DIST*),选取中国与东道国的双边距离乘以国际油价的自然对数衡量两国间的地理距离成本。以上涉及价格因素的变量均以2010年为基期进行了折算。

(三) 数据说明

本文所用数据涉及多个数据源,时间跨度为2006—2017年。其中,中国OFDI数据来源于历年《中国对外直接投资统计公报》;信息通信基础设施各指标数据来源于国际电信联合会(ITU)统计数据库;制度质量数据来源于全球治理指标(WGI)数据库;东道国的市场规模、劳动力禀赋、自然资源禀赋、贸易开放度、税负水平等数据均来源于世界银行WDI数据库;双边投资协定数据来源于UNCTAD的BIT数据库;双边距离数据来源于CEPII数据库。由于部分指标观测值存在缺失情况,经过剔除后,最终得到包含52个国家和地区的平衡面板数据,共计624个观测值。需要说明的是,尽管本文所选样本中涉及的投资东道国个数不多,但经过计算发现,这52个投资目的地每年吸收来自中国OFDI存量的总和占当年中国OFDI存量总额的比重接近70%,因此在统计上具备较好的代表性。

四、经验分析

(一) 基准回归

根据Hausman检验结果,本文采用固定效应模型进行基准回归,相应结果汇报于表1。从第(1)列的结果不难发现,东道国信息通信基础设施的系数显著为正,表明东道国信息通信基础设施发展水平与中国OFDI之间存在显著正相关关系,即东道国信息通信基础设施的改善有利于促进中国OFDI增长,与理论预期相一致。同时,我们还进一步考察3个分指标变量对中国OFDI的影响,结果依次汇报于表1第(2)列至第(4)列,由结果可知,除了固定电话基础设施与中国OFDI显著负相关外,其余分指标的估计系数均显著为正。固定电话设施估计系

表1 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ICT</i>	11.382*** (13.42)			
<i>ICT_FT</i>		-1.264*** (-5.41)		
<i>ICT_MT</i>			0.726*** (2.63)	
<i>ICT_FB</i>				0.588*** (6.54)
控制变量	yes	yes	yes	yes
固定效应	yes	yes	yes	yes
R ²	0.887	0.858	0.853	0.862
N	624	624	624	624

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为*t*值。

①限于篇幅,关于使用熵值法计算各国信息通信基础设施发展水平的详细步骤不再汇报,留存备索。

数为负的原因可能在于,随着互联网和移动通信技术的快速发展,传统固定电话设施的闲置和淘汰现象越来越明显^[28],对经济社会的影响力日益降低,从而造成与中国 OFDI 负相关的结果。同时该结论也表明,传统的固定电话设施越来越不足以代表一国信息通信基础设施的整体发展水平,而需更多考虑以互联网和移动通信等为代表的信息通信基础设施。

(二) 分经济发展水平的异质性分析

本文使用人均收入水平来衡量东道国的经济发展水平,按照 2010 年世界银行公布的对世界各国和地区收入水平的划分标准^①,将样本中所有经济体划分为高收入、中等收入和低收入三组进行异质性分析^②。表 2 中第(1)列至第(3)列的检验结果显示,高收入和中等收入国家推进信息通信基础设施建设对中国 OFDI 规模增长的促进作用明显,而低收入国家则不显著。这表明经济发展水平越高的东道国,其信息通信基础设施建设越能促进中国 OFDI 的增长。可能的原因是,经济发展水平更高的东道国,市场体系更为完备,信息通信基础设施建设对经济增长短期和长期效应更能得到充分发挥,由此创造的投资需求也更多;加之本身信息通信基础设施条件已经较为完善,继续推进信息通信基础设施投资将更有利于削减市场信息流动的相关交易成本,进而对中国市场寻求型和要素寻求型 OFDI 产生更为显著的促进作用。

(三) 内生性处理

本文的核心解释变量信息通信基础设施可能与中国 OFDI 存在互为因果的内生性关系,原因是中国部分企业(如信息通信类企业)通过对东道国开展直接投资,可能会改善东道国当地信息通信基础设施的条件。例如,“一带一路”倡议提出后,中国加快与沿线国家基础设施的互联互通建设,大大改善了沿线国家的交通、电力以及通信等基础设施条件。因此,为了尽可能减少内生性对估计结果的影响,我们选取如下工具变量进行解决。首先,选取东道国出生时的人均预期寿命(*Life_exp*)作为信息通信基础设施的工具变量。选取该工具变量的原因在于:一方面,信息通信基础设施越完善的国家通常代表该国越重视公共设施的建设,而公共设施的完善有利于提高社会福利水平,社会福利水平越高,意味着公民可以拥有更好的医疗卫生服务,公民的预期寿命便越长,由此公民的预期寿命与该信息通信基础设施之间便存在较高的相关性;另一方面,东道国公民的预期寿命并不是跨国资本所重点考虑的因素,满足工具变量外生性的要求。其次,通常来说,同一区域的国家间信息通信基础设施的连通更加便捷,信息交流更加频繁,经济发展形态也更为相似,因此信息通信基础设施发展水平可能更加接近,故选取各国所在地区的信信息通信基础设施平均发展水平(*ICT_region*)作为工具变量^③。最后,借鉴 Desbordes and Vicard^[29]的做法,使用各国信息通信基础设施的滞后 1 期值作为其自身的工具变量。

表 3 为使用面板固定效应的工具变量两阶段最小二乘法(2SLS)的估计结果。根据第(1)列至第

表 2 分经济发展水平的异质性检验结果

变量	(1) 高收入	(2) 中等收入	(3) 低收入
<i>ICT</i>	12.168*** (7.56)	9.132*** (8.73)	-27.012 (-1.06)
控制变量	yes	yes	yes
固定效应	yes	yes	yes
R ²	0.871	0.927	0.954
N	288	300	36

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著,括号内为 *t* 值。

①世界银行按人均国民收入(GNI)将各国划分为以下组别:低收入经济体为 1 005 美元或以下,下中等收入经济体在 1 006 美元至 3 975 美元之间,上中等收入经济体在 3 976 美元至 12 275 美元之间,高收入经济体为 12 276 美元或以上。本文将下中等收入和上中等收入经济体合并为中等收入组进行检验。

②本文还将全样本区分为 OECD 国家和非 OECD 国家两组进行了再次检验,结果同样表明,经济发展水平更高的 OECD 国家推进信息通信基础设施建设对中国 OFDI 的促进作用更明显。

③计算 *ICT_region* 指标时,各国按如下地区分组归类:东亚和太平洋地区,欧洲和中亚地区,经济合作与发展组织(OECD),拉丁美洲和加勒比地区,中东和北非,南亚,撒哈拉以南非洲。

(3)列,核心解释变量的估计系数均显著为正,表明东道国信息通信基础设施建设能够促进中国 OFDI 的基本结论依然成立。我们还可以发现,相较于固定效应模型,在使用工具变量控制内生性问题后,信息通信基础设施的估计系数值进一步变大,说明内生性问题会使估计结果发生向下偏倚,从而低估东道国信息通信基础设施对中国 OFDI 的正向促进作用。因此非常有必要采用工具变量 2SLS 进行估计。此外,考虑到弱工具变量和异方差会使估计结果发生偏倚,出于稳健性,本文还使用面板固定效应有限信息最大似然法(LIML)和广义矩估计(GMM)两种方法进行再

表 3 工具变量估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
	IV = <i>Life_exp</i>	IV = <i>ICT_region</i>	IV = <i>L. ICT</i>
<i>ICT</i>	33.183*** (3.69)	21.515*** (15.21)	12.431*** (13.53)
控制变量	yes	yes	yes
固定效应	yes	yes	yes
Anderson canon. corr. LM 统计量	11.082 [0.000]	257.774 [0.000]	474.855 [0.000]
Cragg-Donald Wald F 统计量	11.124 {16.38}	461.854 {16.38}	5374.958 {16.38}
Anderson-Rubin Wald 统计量	23.41 [0.000]	360.42 [0.000]	196.82 [0.000]
Sargan 检验	[0.000]	[0.000]	[0.000]
R ²	0.216	0.261	0.307
N	624	624	572

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为*t*值,中括号内为相应统计量的*p*值,大括号内为 Stock-Yogo 检验 10% 的临界值。

估计,结果同 2SLS 估计结果并无二致,故不再赘述。最后,为了检验工具变量的有效性,本文还采用多种统计检验进行判断,检验结果总体表明所选工具变量是合适的。

(四) 稳健性检验

1. 更换 OFDI 衡量指标

出于稳健性,本文还改用 OFDI 流量(*OFDI_flow*)衡量中国对各国的直接投资规模。对于流量数据中的负值和零值,根据 Busse and Hefeker^[30]的方法: $y = \ln(x + \sqrt{x^2 + 1})$,进行了相应处理。其中,*x*代表 OFDI 流量原始值,*y*为处理后的取值。表 4 中第(1)列的回归结果显示,东道国信息通信基础设施的估计系数依然显著为正。

2. 更换 ICT 衡量指标和测度方法

为保证估计结果的稳健性,本文对核心解释变量 *ICT* 进行如下处理:(1) 分别用东道国的互联网渗透率(*ICT_net*)、ICT 服务出口占总服务出口的比重(*ICT_exp*)、每百万人安全网络服务器数量的自然对数(*ICT_ser*)以及国际网络连接速度的自然对数(*ICT_spd*)4 个指标作为 *ICT* 的代理变量;(2) 更换 *ICT* 指数测度方法,即改用 3 个分指标 0 ~ 1 标准化后取值的平均值(*ICT_avg*)来测度。根据表 4 中第(2)列至第(6)列的回归结果显示,东道国信息通信基础设施的估计系数均显著为正。

3. 剔除避税天堂样本

考虑到部分企业出于避税动机会向“避税天堂”目的地进行直接投资,而该类型对外投资可能会对整体估计结果产生一定影响,故参考 Dharmapala and Hines^[31]的做法,对全样本中投资目的地为传统“避税天堂”的样本予以剔除,然后再进行检验。表 4 中第(7)列的回归结果显示,剔除“避税天堂”国家和地区后,东道国信息通信基础设施的估计系数仍然显著为正。

4. 剔除金融危机的影响

2008 年世界金融危机的爆发对全球投资产生了重大冲击,中国的对外直接投资也受到了严重影响。为验证结论的可靠性,本文参考 Hergueux^[32]的做法,用剔除金融危机时段(2007—2009 年)后的数据进行重新回归。表 4 中第(8)列的回归结果显示,在剔除金融危机时段数据后,东道国信息通信基础设施对中国 OFDI 仍存在显著正向影响,从而再次证实了前文结论的稳健性。

表4 稳健性检验结果

变量	(1) <i>OFDI_flow</i>	(2) <i>ICT_net</i>	(3) <i>ICT_exp</i>	(4) <i>ICT_ser</i>	(5) <i>ICT_spd</i>	(6) <i>ICT_avg</i>	(7) <i>no taxhaven</i>	(8) <i>no crisis</i>
<i>ICT</i>	9.535 *** (6.37)	0.049 *** (10.13)	0.138 *** (6.31)	0.308 *** (7.47)	0.253 *** (5.65)	7.263 *** (5.84)	11.630 *** (12.88)	11.705 *** (11.82)
控制变量	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
R ²	0.770	0.874	0.864	0.945	0.963	0.963	0.859	0.888
N	512	624	597	416	352	352	564	468

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为*t*值。

(五) 机制检验

为检验理论分析中东道国信息通信基础设施影响中国 OFDI 的作用机制,我们采用 Baron and Kenny^[33]提出的中介效应模型,并借鉴温忠麟等^[34]提出的检验程序,结合式(1)构建如下递推模型:

$$med_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 ICT_{it} + \gamma_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$OFDI_{it} = \delta_0 + \delta_1 ICT_{it} + \delta_2 med_{it} + \delta_3 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(2)中,*med*表示中介变量,包括投资需求(*Demand*)和投资成本(*Cost*),分别用于检验“投资需求效应”和“投资成本效应”。在选取投资需求指标时,考虑到资本总量可以较好地反映一国的投资规模,故中介变量投资需求采用东道国资本存量的自然对数衡量,数据来源于佩恩世界表。考虑到投资成本主要发生在跨国企业在东道国开展投资的不同环节中,而企业投资经营各环节的成本往往又与当地的营商环境密切相关。因此,本文采用世界银行发布的《营商环境报告》中各国企业契约执行所需时间的自然对数作为代理变量,企业契约执行时间越短,表明当地营商环境越好,跨国企业在当地开展投资的成本越低^①。

表5 中介效应检验结果

变量	(1) <i>OFDI</i>	(2) <i>Demand</i>	(3) <i>OFDI</i>	(4) <i>Cost</i>	(5) <i>OFDI</i>	(6) <i>OFDI</i>
<i>ICT</i>	11.382 *** (13.42)	1.051 *** (9.57)	8.028 *** (9.63)	-0.009 *** (-3.46)	10.885 *** (12.88)	7.686 *** (9.27)
<i>Demand</i>			3.192 *** (10.76)			3.119 *** (10.61)
<i>Cost</i>					-55.036 *** (-4.07)	-46.353 *** (-3.75)
控制变量	yes	yes	yes	yes	yes	yes
固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
R ²	0.887	0.994	0.906	0.943	0.890	0.909
N	624	624	624	624	624	624

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为*t*值。

表5汇报了中介效应的检验结果。其中,第(1)列是基准估计结果,第(2)列和第(3)列是 *Demand* 作为中介变量的估计结果。第(2)列中,东道国信息通信基础设施的估计系数显著为正,表明东道国信息通信基础设施的改善有助于推动本地市场规模扩大,促进国内投资需求增长;相较于第(1)列的基准估计结果,根据第(3)列可以发现,在加入中介变量后,东道国信息通信基础设施的估计系数

①出于稳健性,我们还使用东道国国民总收入的自然对数(*lnGNI*)和营商环境指数(*DBI*)两指标,分别衡量投资需求和投资成本两中介变量。中介效应检验结果再次表明,信息通信基础设施建设可以通过影响投资需求和投资成败两个渠道促进中国 OFDI 增长。相应估计结果未予汇报,留存备案。

和显著性水平(表现为 t 值)均出现显著下降,表明东道国信息通信基础设施的发展可以通过扩大国内市场规模,增加投资需求,进而对中国 OFDI 产生积极促进作用。第(4)列和第(5)列是 $Cost$ 作为中介变量的估计结果,第(4)列中东道国信息通信基础设施的估计系数显著为负,表明东道国信息通信基础设施改善有助于降低企业在当地的投资成本;相较于基准回归结果,第(5)列中加入中介变量后,东道国信息通信基础设施的估计系数和显著性水平也均出现明显下降,表明东道国信息通信基础设施改善有利于降低企业的投资经营成本,进而对中国 OFDI 产生积极影响。第(6)列为同时加入两个中介变量的估计结果,可以看到,信息通信基础设施的估计系数值和显著性也进一步下降。这再次表明,投资需求增长和投资成本降低是东道国信息通信基础设施建设促进中国 OFDI 增长的重要渠道。

五、进一步讨论:门槛效应分析

前文研究结论表明,东道国信息通信基础设施发展水平提升对中国 OFDI 存在正向促进作用。但是,东道国信息通信基础设施与中国 OFDI 之间仅仅是单纯的线性关系吗? 现有理论认为,信息高速公路与传统交通基础设施的重要区别在于,互联网具有显著的“网络效应”^[35],即在网络规模超过临界值后,它对经济系统的作用会在瞬间被放大。这一观点也得到了相关经验研究的支持^[36-39]。由此,本文推测东道国信息通信基础设施建设也可能与中国 OFDI 之间存在非线性的关系,并将通过构建面板门槛模型验证上述猜想。

(一) 门槛模型设定

基于此,本文选择 Hansen^[40]提出的门槛模型检验东道国信息通信基础设施与中国 OFDI 之间的非线性关系,在式(1)的基础上进一步构建如下门槛回归模型:

$$OFDI_{it} = \beta_0 + \beta_1 ICT_{it} \times I(q \leq \eta_1) + \beta_2 ICT_{it} \times I(q > \eta_1) + \beta_3 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, $I(\cdot)$ 为指示函数,括号中的条件满足时 $I = 1$,否则取 0 ; q 为门槛变量,参考相关文献^[36-37]的做法,本文选取东道国信息通信基础设施自身(ICT)和互联网渗透率(ICT_{net})两个变量进行衡量; η_1 为特定的门槛值;其他变量同基准模型式(1)含义相同。式(4)为存在单一门槛值的设定形式,如果存在更多门槛值,设定形式可类推。

(二) 门槛效应检验

本文通过设置 400 个网格搜寻点,并进行 300 次“Bootstrap 法”重复,对式(4)进行门槛效应检验。表 6 依次列出了单一门槛、双重门槛和三重门槛的估计值,以及 F 统计量和对应的 P 值。可以看到,当东道国信息通信基础设施自身作为门槛变量时,单一门槛的 F 统计量在 5% 的水平下显著,双重门槛和三重门槛的 F 统计量则不显著,表明东道国信息通信基础设施发展水平包含单个门槛值,此时适用单门槛模型。同样可以看出,互联网渗透率作为门槛变量时也适用单门槛模型。

表 6 门槛效应检验结果

门槛变量	门槛数	门槛值	F 统计量	P 值	不同显著性水平临界值		
					90%	95%	99%
ICT	单一	0.620	47.46	0.043	43.359	50.465	76.364
	双重	0.222	6.86	0.983	39.260	44.528	68.998
	三重	0.660	8.55	0.903	30.541	35.699	47.229
ICT_{net}	单一	87.420	35.83	0.087	34.1967	39.865	56.222
	双重	83.700	8.72	0.793	38.4233	47.154	63.180
	三重	47.690	9.44	0.633	21.5260	24.623	39.860

(三) 门槛模型估计结果

表 7 汇报了东道国信息通信基础设施和互联网渗透率作为门槛变量的门槛模型回归结果。从第(1)列的回归结果可以看到,当信息通信基础设施自身(ICT)为门槛变量时,在低于门槛值 0.620 时,其估计系数为 8.092,且在 1% 的水平上显著为正;而高于门槛值 0.620 时,其估计系数不仅变大为

10.872,且显著性水平进一步提升(表现为 t 值)。该结果的含义在于,东道国信息通信基础设施发展水平在跨越门槛值之前,对中国 $OFDI$ 的边际效应为8.092,而当其跨越门槛值后,对中国 $OFDI$ 的边际效应增至10.872,表明东道国信息通信基础设施与中国 $OFDI$ 之间确实存在非线性关系,即“网络效应”是存在的。同样,从第(2)列的回归结果可以看到,当互联网渗透率(ICT_{net})为门槛变量时,在互联网渗透率低于第一个门槛值87.42%时,东道国信息通信基础设施的估计系数为11.013;高于第二个门槛值87.42%时,回归系数上升为12.489,显著性也有所提升。表明东道国信息通信基础设施对中国 $OFDI$ 的积极作用会随互联网渗透率的提升而变大。综上可知,东道国信息通信基础设施与中国 $OFDI$ 之间还存在非线性的关系,即“网络效应”在东道国信息通信基础设施促进中国 $OFDI$ 的过程中是存在的。

六、结论与政策启示

本文使用2006—2017年多国面板数据考察东道国信息通信基础设施对中国 $OFDI$ 的作用机制和影响效应。在控制地理、制度、利益驱动等因素后,本文发现,东道国信息通信基础设施改善对中国 $OFDI$ 存在显著促进作用。异质性分析表明,相较于低收入的国家,中、高收入国家信息通信基础设施的改善对中国 $OFDI$ 的促进作用更大。机制检验表明,东道国信息通信基础设施能够通过“投资需求效应”和“投资成本效应”两个渠道间接促进中国 $OFDI$ 增长。进一步的门槛效应检验表明,东道国信息通信基础设施与中国 $OFDI$ 之间还存在非线性的关系,即东道国信息通信基础设施改善在促进中国 $OFDI$ 的过程中存在“网络效应”。

根据上述研究结论,本文的政策启示为:第一,研究表明,信息通信基础设施发展水平更高的国家对中国 $OFDI$ 的促进作用更加显著,因此中国企业在进行对外直接投资区位选择时,应优先考虑信息通信基础设施更加完善的国家和地区。第二,中国应继续加强与“一带一路”沿线国家的基础设施互联互通发展,优先加快与沿线中、高收入国家间的“网上丝绸之路”建设工作,进一步提升域内信息通信基础设施质量和联通水平,为促进双边投资合作提供更大空间。第三,对于中国跨国企业而言,应加快推进信息化改造和升级,充分利用好东道国信息通信基础设施发展带来的诸多积极效应,不断提高国际化经营能力。

参考文献:

- [1] 詹晓宁, 欧阳永福. 数字经济下全球投资的新趋势与中国利用外资的新战略[J]. 管理世界, 2018(3): 78-86.
- [2] CHOI C. Does the internet stimulate inward foreign direct investment? [J]. Journal of policy modeling, 2003, 25(4): 319-326.
- [3] JEON B N, TANG L, ZHU L. Information technology and bilateral FDI: theory and evidence[J]. Journal of economic integration, 2005, 20(4): 613-630.
- [4] ECONOMOU P. Harnessing ICT for FDI and development[R]. OEVD global forum on international investment, Paris: OECD investment division, 2008: 27-28.
- [5] KO K W. Internet externalities and location of foreign direct investment: a comparison between developed and developing countries[J]. Information economics and policy, 2007, 19(1): 1-23.
- [6] BUCKLEY P J, CLEGG L J, CROSS A R, et al. The determinants of Chinese outward foreign direct investment[J]. Jour-

表7 门槛变量的回归结果

变量	(1)	(2)
	$q = ICT$	$q = ICT_{net}$
ICT_1	8.092*** (8.44)	11.013*** (13.31)
ICT_2	10.872*** (13.23)	12.489*** (14.74)
控制变量	yes	yes
固定效应	yes	yes
R^2	0.604	0.597
N	624	624

注: ICT_1 、 ICT_2 分别为单门槛下两个区间内门槛变量对应的估计系数,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。

- nal of international business studies,2007,38(4):499-518.
- [7] CHENG L K, MA Z. China's outward foreign direct investment[J]. NBER Chapters,2010,51(6):485-491.
- [8] 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(2):147-169.
- [9] 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.
- [10] 董艳,张大永,蔡栋梁. 走进非洲——中国对非洲投资决定因素的实证研究[J]. 经济学(季刊),2011(2):675-690.
- [11] 赵春明,吕洋. 中国对东盟直接投资影响因素的实证分析[J]. 亚太经济,2011(1):113-118.
- [12] 崔岩,于津平. “一带一路”国家基础设施质量与中国对外直接投资——基于面板门槛模型的研究[J]. 世界经济与政治论坛,2017(5):135-152.
- [13] 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.
- [14] 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):55-71.
- [15] 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.
- [16] 黄群慧,余泳泽,张松林. 互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济,2019(8):5-23.
- [17] ARVANITIS S, LOUKIS E N. Information and communication technologies, human capital, workplace organization and labor productivity: a comparative study based on firm-level data for Greece and Switzerland [J]. Information economics and policy,2009,21(1):43-61.
- [18] HYMER S. The international operations of national firms: a study of direct investment[M]. Cambridge: The MIT Press, 1976.
- [19] ADDISON T, HESHMATI A. The new global determinants of FDI flows to developing countries: the importance of ICT and democratization[R]. WIDER discussion papers, No. 45, 2003.
- [20] HELPMAN E, YEAPLE M S R. Export versus FDI with heterogeneous firms[J]. American economic review, 2004,94(1):300-316.
- [21] KACHWAMBA M S B. Internet-based information and foreign direct investment (FDI) location decision making: an information cost perspective[J]. African journal of business management,2012,6(20):6137-6150.
- [22] 韩先锋,惠宁,宋文飞. 信息化能提高中国工业部门技术创新效率吗[J]. 中国工业经济,2014(12):70-82.
- [23] 侯汉坡,何明珂,庞毅,等. 互联网资源属性及经济影响分析[J]. 管理世界,2010(3):176-177.
- [24] KOLSTAD I, WIIG A. What determines Chinese outward FDI? [J]. Journal of world business,2012,47(1):26-34.
- [25] 蒋冠宏,蒋殿春. 中国对外投资的区位选择:基于投资引力模型的面板数据检验[J]. 世界经济,2012(9):21-40.
- [26] ASIEDU E. Foreign direct investment in Africa: the role of natural resources, market size, government policy, institutions and political instability[J]. World economy,2006,29(1):63-77.
- [27] VIJAYAKUMAR N, SRIDHARAN P, RAO K C S. Determinants of FDI in BRICS countries: a panel analysis[J]. International journal of business science & applied management,2010,5(3):1-13.
- [28] 郑世林,周黎安,何维达. 电信基础设施与中国经济增长[J]. 经济研究,2014(5):79-92.
- [29] DESBORDES R, VICARD V. Foreign direct investment and bilateral investment treaties: an international political perspective[J]. Journal of comparative economics,2009,37(3):372-386.
- [30] BUSSE M, HEFEKER C. Political risk, institutions and foreign direct investment[J]. European journal of political economy,2007,23(2):397-415.
- [31] DHARMAPALA D, HINES J R. Which countries become tax havens? [J]. Journal of public economics, 2009,93(9-10):1058-1068.
- [32] HERGUEUX J. How does religion bias the allocation of foreign direct investment? The role of institutions[J]. Interna-

- tional economics, 2011, 128: 53 – 76.
- [33] BARON R M, KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of personality and social psychology, 1986, 51(6): 1173.
- [34] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004(5): 614 – 620.
- [35] KATZ M L, SHAPIRO C. Network externalities, competition, and compatibility[J]. American economic review, 1985, 75(3): 424 – 440.
- [36] KOUTROUMPIS P. The economic impact of broadband on growth: a simultaneous approach[J]. Telecommunications policy, 2009, 33(9): 471 – 485.
- [37] 郭家堂, 骆品亮. 互联网对中国全要素生产率有促进作用吗? [J]. 管理世界, 2016(10): 34 – 49.
- [38] 徐映梅, 张雪婷. 中国数字经济产业关联网络结构分析[J]. 统计与信息论坛, 2021(8): 30 – 42.
- [39] 卢福财, 徐远彬. 互联网对制造业劳动生产率的影响研究[J]. 产业经济研究, 2019(4): 1 – 11.
- [40] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference[J]. Journal of econometrics, 1999, 93(2): 345 – 368.

(责任编辑:王顺善;英文校对:葛秋颖)

Does Construction of Host Country's Information and Communication Infrastructure Promote China's Outward Foreign Direct Investment?

YANG Dongxu

(School of Business, Hebei University of Economics and Business, Shijiazhuang 050061, China)

Abstract: With the in-depth development of digital economy, the influence of information and communication infrastructure on international direct investment is increasing. Using cross-country panel data of China's Outward Foreign Direct Investment (OFDI) from 2006 to 2017, this paper empirically examines impact effects and mechanisms of host country's information and communication infrastructure on China's OFDI. It is found that the construction of host country's information and communication infrastructure plays a significant role in promoting China's OFDI. In terms of countries, compared with low-income countries, the information and communication infrastructure construction in middle and high-income countries plays a more significant role in promoting China's OFDI. The mechanism test shows that the construction of host country's information and communication infrastructure indirectly promotes China's OFDI through expanding investment demand and reducing investment cost. The threshold model test shows that when the development level of host country's information and communication infrastructure crosses a specific threshold, its promoting effect on China's OFDI will further increase. Deepening the interconnection of infrastructure with countries along the "Belt and Road", and accelerating the transformation and upgrading of enterprise informatization will contribute to the sustained growth of China's OFDI.

Key words: infrastructure; information and communication; OFDI; mediation effect