

# 信息通信基础设施建设与 FDI 增长

——国际和国内的经验证据

杨栋旭<sup>1</sup>，于津平<sup>2</sup>

(1. 河北经贸大学 商学院, 河北 石家庄 050061; 2. 南京大学 商学院, 江苏 南京 210093)

**摘要:** 本文在阐述信息通信基础设施建设促进 FDI 增长的理论机制的基础上, 利用国际和国内两个层面的面板数据, 实证检验信息通信基础设施建设对 FDI 的影响。研究表明: 国际层面看, 信息通信基础设施建设有助于促进一国 FDI 增长, 信息通信基础设施建设对发展中国家 FDI 的促进作用大于发达国家, 金融危机后信息通信基础设施建设对各国 FDI 的促进作用大于金融危机前; 国内层面看, 信息通信基础设施建设能够促进中国城市 FDI 增长, 信息通信基础设施建设对东部地区城市、中小规模城市以及信息通信基础设施建设重点城市 FDI 流入的促进作用更明显。机制检验发现, 信息通信基础设施建设产生的成本节约效应、市场扩大效应和技术进步效应是推动一国 FDI 增长的重要渠道。

**关键词:** 信息通信技术; 基础设施; FDI; 信息成本; 技术进步

[中图分类号] F49; F113.4 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4034(2022)03-0051-17

## 引言

随着经济全球化的深入发展, 国际直接投资 (Foreign Direct Investment, FDI) 及其载体——跨国公司对世界经济发展的作用与日俱增。然而, 2008 年金融危机爆发后, 受全球经济复苏缓慢和逆全球化等因素的影响, 国际投资增长乏力。2019 年后新型冠状病毒疫情的大流行进一步影响了原本低迷的全球 FDI。据《2021 年世界投资报告》数据显示, 2020 年全球 FDI 流量由 2019 年的 1.5 万亿美元降至 1 万亿美元, 下降幅度达 35%, 成为自 2005 年以来的最低值, 甚至比全球金融危

[收稿日期] 2020-01-05

[基金项目] 国家社会科学基金重大研究专项“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), 河北省教育厅重点项目“自贸试验区建设中河北省国际直接投资经济效应研究”(SD2021018), 河北经贸大学社科青年项目“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, 山西晋城人, 河北经贸大学商学院讲师, 博士, 研究方向: 国际直接投资; 于津平 (1964—), 男, 江苏南通人, 南京大学商学院教授、博士生导师, 研究方向: 国际贸易理论与政策

机后的2009年低谷还低了近20%。与此同时,为加快经济复苏和推动可持续发展,欧美等发达国家和地区相继发布了各自的数字战略规划,纷纷加大对信息通信基础设施领域的投资。同样,为加快经济发展、改善民生以及提高生产力,越来越多的发展中国家也日益重视信息通信基础设施的布局与建设。例如,中国与“一带一路”沿线国家将基础设施互联互通作为双方合作的优先领域和重点方向,并提出共建“网上丝绸之路”。非洲各国也在深入推进电信和网络领域的基础设施发展规划。

自20世纪70年代以来,已有大量文献指出,基础设施、人力资本、自然资源、廉价劳动力、稳定的政治环境等是影响FDI的重要因素。但伴随着全球经济的新变化,尤其是近20多年信息通信技术(ICT)的发展和应用及其对人类经济社会的影响与日俱增,以往吸引FDI的相关因素在今天已大不相同。部分研究认为,成功实施新ICT的经济体可能会克服诸如偏远的地理位置和不利的天气等障碍,进而为全球贸易做出贡献(Addison和Rahman,2005)。互联网的迅速普及使人们有可能获得以前无法获得的商业和政治信息,特别是ICT通过企业对企业之间的互动,降低了参与分包的诸多交易成本,并促进了发展中国家低成本IT服务供应商的运作(Matambalya和Wolf,2001)。因此,在解释FDI流动时有必要考虑信息通信技术的影响。然而,面对信息通信技术对国际分工的深刻影响,以及越来越多的国家将信息通信基础设施建设作为推动经济发展的重要手段,理论和经验层面对信息通信基础设施与FDI关系的探讨则相对不足。

基于此,本文在阐述信息通信基础设施建设对FDI的作用机理的基础上,利用国际和国内两个层面的面板数据,实证检验信息通信基础设施对FDI的具体效应和影响机制,以期各国通过推进信息通信基础设施建设促进经济发展和FDI增长提供理论依据和经验支撑。本文边际贡献有:第一,研究视角方面,重点研究信息通信基础设施建设对FDI的具体效应,拓展了当前信息全球化深入发展背景下有关FDI影响因素的研究视野。第二,研究内容方面,在进一步完善现有信息通信基础设施影响FDI理论机制的基础上,实证检验了相关作用机制,并进行了更多拓展性分析。第三,数据方面,同时使用国际和国内两个层面的数据分析信息通信基础设施与FDI的内在关系,可以得到更加全面和可靠的研究结论。

## 一、文献综述

与本文研究主题相关的文献主要包括三类:(1)关于互联网对FDI影响的研究。Choi(2003)较早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等(2005)的研究也得到了类似的结论,还发现经济合作与发展组织(OECD)成员信息技术对FDI流入的促进作用更明显。Ko(2007)研究发现,发展中国家互联网的负外部性阻碍了FDI流入,而发达国家互联网的正外部性则促进了FDI流入。Economou(2008)的研究也发现,对跨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。Choi等(2014)进一步研究发现,互联网可以有效缓解国家间的信息不对

称,进而促进跨境证券投资增加。(2)关于信息成本与FDI区位选择的研究。He (2002)研究发现,外国投资者更倾向于在可以将信息成本降至最低的城市开展FDI。朱鸿伟(2004)认为外资的空间分布会受到信息成本的显著影响,因此跨国企业在进行对外投资区位决策时,已由单纯注重降低生产成本向更有利于降低信息成本转变。张战仁和方文君(2015)的研究也表明,由于对东道国了解甚少以及对东道国信息处理缺乏经验,因此信息成本成为阻碍新晋企业投资区位选择的重要因素。此外,Kachwamba(2011)、Kachwamba和Sæbø(2012)认为,电子政务可以通过降低信息不对称带来的交易成本进而促进FDI增长。贺书锋和郭羽诞(2010)、钟慧中(2013)、蒋为等(2019)研究发现,华商网络、具有集聚功能的贸易平台以及出口网络等均可以有效降低跨国投资面临的信息不对称和交易成本,进而促进企业对外投资。(3)关于基础设施对FDI影响的研究。赵春明和吕洋(2011)直接关注通信基础设施对FDI的影响,并通过实证研究发现通信基础设施发展水平是中国对东盟开展FDI的重要因素。姜巍和陈万灵(2016)、王翠和甘小军(2014)研究发现,包含信息通信基础设施在内的基础设施对FDI存在显著促进作用。

通过以上梳理不难发现,大多数文献认同信息通信基础设施对FDI的积极影响,但相关理论机制的阐述重点主要集中于信息通信基础设施对信息成本的影响。事实上,信息通信基础设施除了可以降低与信息传递和沟通相关的交易成本外,还有助于推动经济增长和技术进步,进而对以寻求市场和技术等为首要目标的跨国资本产生吸引。因此,接下来本文将在现有研究的基础上,尝试从理论层面更为全面地阐明信息通信基础设施建设对FDI的作用机理,并进行相关经验分析。

## 二、理论分析与研究假说

本文立足于企业开展FDI的动机和信息通信基础设施的经济效应,将信息通信基础设施建设促进FDI增长的影响机制归纳为成本节约效应、市场扩大效应以及技术进步效应三个方面。

首先,信息通信基础设施建设可以通过成本节约效应促进FDI增长。主要表现为:(1)受空间距离的影响,投资国与东道国之间存在明显的信息不对称(Hymer, 1960),在进行跨国投资之前,投资国企业需要搜集东道国的各类市场信息,并为信息搜集和交流支付相应的沉没成本(Choi, 2003),而以互联网为代表的信息通信技术通过加快信息的传播效率和扩大信息的传播范围,可以有效降低企业跨国投资活动所需支付的信息成本(Addison和Heshmati, 2003; Lozada和Fishler, 2005)。(2)在当今数字经济大发展的背景下,一国物流和营销体系的运营效率往往与当地互联网为代表的信息通信技术发展水平密切相关,且信息技术的应用有利于构建更加高效的物流和营销信息处理系统(Kraemer等, 2000; Li等, 2009),降低运输和营销等环节的成本。(3)以互联网为代表的现代信息通信技术,还可以有效减少市场参与主体间的交流障碍和不确定性,利于实现市场信息的公开透明化(韩先锋等, 2014),促进营商环境的改善,进而降低企业从事经济活动的各类

交易成本和风险。由此，一国信息基础设施发展水平提升有助于降低企业开展对外投资的多种成本，进而增加跨国资本流入的概率。

其次，信息通信基础设施建设可以通过市场扩大效应促进 FDI 增长。主要原因在于，开拓海外市场是跨国企业开展海外投资的重要目的之一（Buckley 等，2007；蒋冠宏和蒋殿春，2012），而信息通信基础设施建设有助于一国市场规模的扩大。具体而言，根据传统经济增长理论，信息通信基础设施投资作为一种要素投入，对经济增长的促进作用更多是短期效应。但是，信息通信基础设施作为一种公共品，在长期依然对经济增长存在重要促进作用。具体表现为：一是信息通信基础设施投资作为公共资本，在与私人资本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与经济增长；二是信息通信基础设施改善最为直接的作用是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。具体到企业，信息通信基础设施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，从而加速市场规模的扩张。对于消费者来说，信息通信基础设施的改善有利于其以更低的成本和更快的速度获取所需商品的相关信息，从而使一些原本处于“长尾”的市场得到开发，整体市场规模由此扩大。可见，一国信息通信基础设施的不断完善，可以通过促进经济增长，产生新的投资机会，推动本土市场规模扩大，进而吸引具备投资需求（特别是市场寻求型）的跨国资本进入。

最后，信息通信基础设施建设可以通过技术进步效应促进 FDI 增长。除了拓展市场外，获取技术也是企业开展对外投资的重要动机之一，而一国推进信息通信基础设施建设，可以加快国内科技创新和技术进步。具体体现为：（1）信息通信技术本身就代表创新和技术进步。随着知识经济时代的快速发展，以互联网为代表的信息通信基础设施作为一种技术性资源，不仅仅是现实世界中的信息传播媒介，更是人们改造客观世界的方法、手段和生产力（侯汉坡等，2010），也是推动经济增长和效率提升的重要投入要素（Datta 和 Agarwal，2004；刘生龙和胡鞍钢，2010）。（2）互联网等信息通信技术作为公众可广泛参与的平台，不仅有利于企业内部制度体系和管理体系的创新（程立茹，2013），还有利于促进客户与企业的协同创新（Sawhney 等，2005；Yi 和 Gong，2013），以及推动产学研深度合作，最终提高创新速度和成功率（郭家堂和骆品亮，2016）。（3）以互联网为核心的信息通信技术通过不断与其他产业融合，有利于优化产业结构和推动技术进步。在大数据、云计算等信息技术的快速发展下，传统的产业价值链和格局不断被解构，相应的生产方式、生产关系以及生产要素也面临重新组合，新的产业生态和商业模式便应运而生（何军，2015）。同时，信息通信技术对单个企业创新和技术进步的积极作用通过企业间的经济联系，加速扩散到整个产业乃至其他关联产业（Melville 和 Ramirez，2008），使价值链的前端、中端和后端连接更为紧密（卢福财和徐远彬，2019）。由此，信息通信基础设施的不断完善，对一国的技术进步存在诸多积极作用，而这对于跨国企业，尤其是技术寻求型跨国企业的进入无疑存在巨大吸引力。

综上所述,本文提出如下研究假说:

假说1 信息通信基础设施建设能够通过成本节约效应、市场扩大效应以及技术进步效应等渠道促进 FDI 增长。

### 三、模型、变量与数据

#### (一) 模型设定

首先,本文从国家层面检验信息通信基础设施建设对 FDI 的影响,借鉴相关研究 (Blonigen, 2005; Vijayakumar 等, 2010), 计量模型构建如下:

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

式 (1) 中, 下标  $i$  和  $t$  分别表示国家和年份,  $FDI$  代表外商直接投资流入水平,  $ICT$  表示信息通信基础设施发展水平,  $X$  表示国家层面的控制变量,  $\xi$  和  $\lambda$  分别表示国家和年份固定效应,  $\varepsilon$  为随机扰动项。

其次, 本文将进一步利用中国城市层面的数据, 再次检验信息通信基础设施对 FDI 的影响效应, 计量模型如下:

$$fdi_{jt} = \gamma_0 + \gamma_1 ict_{jt} + \gamma_2 Z_{jt} + \nu_j + \eta_t + \mu_{jt} \quad (2)$$

式 (2) 中, 下标  $j$  和  $t$  分别表示城市和年份,  $fdi$  代表外商直接投资水平,  $ict$  表示信息通信基础设施发展水平,  $Z$  代表城市层面的控制变量,  $\nu$  和  $\eta$  分别表示城市 and 年份固定效应,  $\mu$  为随机扰动项。

#### (二) 变量选取

##### 1. 国家层面

(1) 外商直接投资 ( $FDI$ )。用各国 FDI 流入存量的自然对数衡量。(2) 信息通信基础设施 ( $ICT$ )。现有文献中, 通常使用信息通信资源或其利用水平衡量国家或地区的信息通信基础设施发展水平。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, 且这些信息通信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建设水平。基于 Asiedu (2006)、Vijayakumar 等 (2010) 的做法, 为尽可能全面地反映一国信息通信基础设施整体发展水平, 选取每百人固定宽带订阅数 ( $FBS$ )、每百人固定电话订阅数 ( $FTS$ ) 和每百人移动蜂窝电话订阅数 ( $MTS$ ) 三者之和的自然对数来衡量。(3) 控制变量。经济发展程度 ( $Ecodev$ ), 用各国人均 GDP 的自然对数衡量; 劳动力禀赋 ( $Labor$ ), 用各国劳动力人口 (15~64 岁) 总数的自然对数衡量; 自然资源禀赋 ( $Reso$ ), 用各国矿物和燃料出口额占本国出口总额的比重衡量; 制度质量 ( $Inst$ ), 用全球治理指标数据库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衡量, 其中每个指标取值范围为  $-2.5 \sim 2.5$ , 数值越大表示制度质量越高; 贸易开放度 ( $Trade$ ), 用各国进出口总额占 GDP 的比重衡量; 税负水平 ( $Tax$ ), 用各国企业所缴税款占商业利润的比重衡量; WTO 成员方 ( $WTO$ ), 用各成员是否加入 WTO 的虚拟变量衡量, 加入取值为“1”, 未加入则为“0”。

## 2. 城市层面

(1) 外商直接投资 (*fdi*), 用各城市外商实际投资额的自然对数衡量, 取对数之前根据各年汇率中间价调整为人民币计价。(2) 信息通信基础设施 (*ict*), 同国家层面的测度方法保持一致, 仍使用每百人国际互联网用户数 (*ict\_internet*)、每百人固定电话用户数 (*ict\_fixed*) 和每百人移动电话用户数 (*ict\_mobile*) 三者之和的自然对数衡量。(3) 控制变量。市场规模 (*mark*), 用各城市实际 GDP 的自然对数衡量; 经济增长潜力 (*growth*), 用各城市 GDP 的年增长率衡量; 劳动生产率 (*labor*), 用各城市 GDP 与从业人员总数比值的自然对数衡量; 自然资源禀赋 (*reso*), 用采掘业从业人数占全市从业人数总数的比重作为代理变量; 交通基础设施 (*infra*), 用人均道路面积的自然对数衡量; 政府支持力度 (*gov*), 用各城市财政预算支出占 GDP 的比重衡量; 产业结构 (*stru*), 用三次产业加权法测度, 具体公式为:  $stru = y_1 + 2 \times y_2 + 3 \times y_3$ , 其中  $y_1$ 、 $y_2$  和  $y_3$  分别为第一产业、第二产业和第三产业产值占 GDP 的比重。

### (三) 数据来源

国家层面的数据中, FDI 数据来源于联合国贸发会议数据库, 信息通信基础设施发展水平数据来源于国际电信联合会统计数据库, 制度质量数据来源于全球治理指标数据库, 其他控制变量数据均来源于世界发展指标数据库和世界贸易组织官网。基于数据可得性, 最终获得 102 个经济体 2005—2016 年的非平衡面板数据作为研究样本。为消除价格因素的影响, 国家层面的数据均以 2010 年不变价美元计价折算。城市层面的数据中, 所有指标均来源于历年《中国城市统计年鉴》。根据数据可得性, 最终获得 285 个城市 2003—2015 年的非平衡面板数据。为消除价格影响, 各城市 GDP 以 2000 年为基期进行了平减处理。

## 四、国际层面的经验分析

### (一) 基准回归

根据 Hausman 检验结果, 本文选择固定效应模型进行基准估计。表 1 第 (1) 列中, 信息通信基础设施的估计系数显著为正, 表明一国信息通信基础设施发展水平与本国 FDI 流入之间存在显著的正相关关系, 假说 1 得到证实。考虑到固定宽带、固定电话和移动电话所代表的不同通信技术的问世时间存在先后, 各自承载的服务功能不尽相同, 因而对 FDI 的经济效应也可能存在一定差异。故本文进一步估计了三种信息通信设施对 FDI 的影响, 结果依次汇报于表 1 第 (2) 至第 (4) 列。可以看到, 固定宽带设施和移动电话设施的完善对一国 FDI 增长存在显著促进作用, 而固定电话设施改善对 FDI 的正向影响不显著。可能的原因在于, 随着移动互联网技术的不断发展, 移动电话相较于固定电话所承载的服务功能愈发强大, 更多用户便由使用传统的固定电话设备转向使用移动电话设备, 固定电话用户数量不断减少, 固定电话基础设施便出现闲置现象 (郑世林等, 2014), 从而导致固定电话通信设施对 FDI 的影响日益降低, 甚至不再显著。各控制变量的估计结果同现有研究结论基本一致, 限于篇幅不再赘述。

表1 基准回归结果

| 项目             | (1)                               | (2)                               | (3)                               | (4)                               |
|----------------|-----------------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|
| <i>ICT</i>     | 0.449 <sup>***</sup><br>(10.06)   | —                                 | —                                 | —                                 |
| <i>lnFBS</i>   | —                                 | 0.066 <sup>***</sup><br>(3.53)    | —                                 | —                                 |
| <i>lnFTS</i>   | —                                 | —                                 | 0.057<br>(1.03)                   | —                                 |
| <i>lnMTS</i>   | —                                 | —                                 | —                                 | 0.373 <sup>***</sup><br>(9.31)    |
| <i>Ecodev</i>  | 1.187 <sup>***</sup><br>(8.31)    | 1.653 <sup>***</sup><br>(11.72)   | 1.811 <sup>***</sup><br>(12.86)   | 1.253 <sup>***</sup><br>(8.75)    |
| <i>Labor</i>   | 1.271 <sup>***</sup><br>(6.37)    | 1.725 <sup>***</sup><br>(8.41)    | 1.686 <sup>***</sup><br>(8.02)    | 1.321 <sup>***</sup><br>(6.57)    |
| <i>Reso</i>    | 0.003<br>(1.85)                   | 0.003<br>(1.55)                   | 0.003<br>(1.58)                   | 0.004 <sup>*</sup><br>(2.11)      |
| <i>Inst</i>    | 0.182 <sup>*</sup><br>(2.02)      | -0.011<br>(-0.13)                 | -0.038<br>(-0.40)                 | 0.146<br>(1.61)                   |
| <i>Trade</i>   | 0.003 <sup>*</sup><br>(2.26)      | 0.002<br>(1.65)                   | 0.001<br>(1.07)                   | 0.003 <sup>*</sup><br>(2.56)      |
| <i>Tax</i>     | -0.007 <sup>***</sup><br>(-4.29)  | -0.007 <sup>***</sup><br>(-3.89)  | -0.007 <sup>***</sup><br>(-3.98)  | -0.007 <sup>***</sup><br>(-3.98)  |
| <i>WTO</i>     | 0.375 <sup>***</sup><br>(4.18)    | 0.331 <sup>***</sup><br>(3.51)    | 0.387 <sup>***</sup><br>(3.98)    | 0.388 <sup>***</sup><br>(4.27)    |
| 常数项            | -29.061 <sup>***</sup><br>(-6.85) | -40.563 <sup>***</sup><br>(-9.59) | -41.361 <sup>***</sup><br>(-9.45) | -30.267 <sup>***</sup><br>(-7.08) |
| 国家/年份固定效应      | 是                                 | 是                                 | 是                                 | 是                                 |
| R <sup>2</sup> | 0.713                             | 0.679                             | 0.666                             | 0.707                             |
| 样本量            | 740                               | 740                               | 740                               | 740                               |

注：括号内为t统计量；\*、\*\*和\*\*\*分别表示估计系数在10%、5%和1%的水平上显著。下表同。

## (二) 稳健性检验

### 1. 内生性处理

通常来说，遗漏变量和反向因果关系是导致模型产生内生性问题的主要原因。首先，为了尽可能避免遗漏关键变量，本文在基准模型上加入宏观经济稳定性 (*Macro*) 和实际汇率 (*Exch*) 两个变量。其中，宏观经济稳定性 (*Macro*) 用各国的通货膨胀率衡量，实际汇率 (*Exch*) 用各国的实际有效汇率 (REER) 衡量，数据均来源于世界发展指标数据库。从表2第(1)列中可以看到，信息通信基础设施的估计系数依然显著为正。

其次，信息通信基础设施与FDI之间可能存在互为因果的内生关系。原因在于，部分国家开放通信等领域的基础设施市场后，大量跨国资本便会流入这些领域开展投资活动，进而对这些国家的信息通信基础设施发展水平造成一定的影响。为

此, 本文使用公民预期寿命 (*life\_exp*) 作为信息通信基础设施的工具变量, 并使用面板两阶段最小二乘法 (2SLS) 进行估计<sup>①</sup>。选取该工具变量的主要原因在于, 信息通信基础设施属于社会公共品, 其发展水平越高, 代表一国对社会公共服务的重视程度越高, 而一国社会公共服务水平越高, 通常表明该国在医疗卫生、健康等关乎公民社会福利等领域的支出也越高; 由于可以享受到良好的医疗卫生和健康保障服务, 该国公民的预期寿命便越高。另一方面, 一国公民的预期寿命对 FDI 并不存在明显影响。因此, 该变量满足工具变量选取的相关性和外生性要求。此外, 本文还使用信息通信基础设施的滞后 1 期值作为其自身的工具变量进行估计。表 2 第 (2) 和第 (3) 列的估计结果显示, 信息通信基础设施建设依然能显著促进 FDI 的增长。

### 2. 替换 ICT 的衡量方法

出于稳健性考虑, 本文还使用各国互联网使用人数的自然对数 (*lnusers*) 对核心解释变量 *ICT* 进行了替换。原因在于, 互联网使用人数越多的国家, 以互联网为代表的各类信息通信基础设施的完善程度也越高。根据表 2 第 (4) 列, *ICT* 的估计系数依然显著为正, 同基准回归结果一致。

### 3. 剔除“避税天堂”样本

为了规避税收负担, 部分跨国企业会优先选择那些“避税天堂”国家或地区进行对外投资, 而此时信息通信基础设施对其对外投资行为的影响可能非常有限, 故为避免此类投资目的对整体估计结果的影响, 本文将样本中为传统“避税天堂”的样本予以剔除。从表 2 第 (5) 列的估计结果可以看到, 信息通信基础设施对 FDI 的影响依然显著为正, 同基准回归相同。

表 2 稳健性检验结果

| 项目             | (1)                | (2)                  | (3)                | (4)                         | (5)                 |
|----------------|--------------------|----------------------|--------------------|-----------------------------|---------------------|
|                | 遗漏变量               | IV = <i>life_exp</i> | IV = <i>L. ICT</i> | <i>ICT</i> = <i>lnusers</i> | 剔除避税地               |
| <i>ICT</i>     | 0.129**<br>(2.21)  | 0.732***<br>(6.66)   | 0.568***<br>(9.07) | 0.192***<br>(6.78)          | 0.450***<br>(10.02) |
| <i>Macro</i>   | -0.000<br>(-0.02)  | —                    | —                  | —                           | —                   |
| <i>Exch</i>    | 0.006***<br>(5.35) | —                    | —                  | —                           | —                   |
| 其他控制变量         | 是                  | 是                    | 是                  | 是                           | 是                   |
| 国家/年份固定效应      | 是                  | 是                    | 是                  | 是                           | 是                   |
| R <sup>2</sup> | 0.802              | 0.553                | 0.763              | 0.792                       | 0.830               |
| 样本量            | 534                | 740                  | 578                | 740                         | 728                 |

<sup>①</sup>考虑到弱工具变量和异方差会使估计结果发生偏倚, 出于稳健性考虑, 本文还使用面板 LIML 和面板 GMM 两种方法进行了再估计, 结果同面板 2SLS 方法完全一致, 故不予汇报。限于篇幅, 工具变量的相关检验结果不再汇报。

### (三) 异质性分析

#### 1. 区分经济发展阶段

一般而言,不同经济发展阶段的国家在国民收入水平、劳动力成本以及投资环境等方面都存在较大差异,对FDI的引进重点也各不相同。为此,本文将考察信息通信基础设施建设对FDI的影响在不同经济发展阶段的国家间的异质性。按照是否属于OECD成员和是否属于高收入经济体划分经济发展阶段<sup>①</sup>,并以加入虚拟变量(其中 $oecd=1$ 代表OECD成员, $high=1$ 表示高收入经济体)与信息通信基础设施交互项的形式进行异质性分析。从表3第(1)和第(2)列中可以看到,交互项的估计系数均显著为负,这表明信息通信基础设施建设对经济发展阶段较低的非OECD成员(中低收入经济体)FDI增长的促进作用,要明显大于经济发展阶段更高的OECD成员(高收入经济体)。可能的原因是发展中国家基础设施较为落后,信息通信基础设施建设空间远大于发达国家,从而导致其信息通信基础设施建设对FDI的边际促进效应更大。该结论为广大发展中国家积极推进信息通信基础设施建设提供了有力的经验支持。

表3 区分经济发展阶段和金融危机前后的异质性检验结果

| 项目                  | 经济发展阶段               |                     | 金融危机                |
|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
|                     | (1)                  | (2)                 | (3)                 |
| <i>ICT</i>          | 0.415***<br>(9.28)   | 0.427***<br>(9.43)  | 0.586***<br>(12.27) |
| <i>ICT × oecd</i>   | -0.664***<br>(-4.16) | —                   | —                   |
| <i>ICT × high</i>   | —                    | -0.362**<br>(-2.53) | —                   |
| <i>ICT × crisis</i> | —                    | —                   | 0.102***<br>(2.70)  |
| 控制变量                | 是                    | 是                   | 是                   |
| 国家/年份固定效应           | 是                    | 是                   | 是                   |
| R <sup>2</sup>      | 0.380                | 0.626               | 0.808               |
| 样本量                 | 740                  | 740                 | 740                 |

<sup>①</sup>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1 006~3 975美元之间,上中等收入经济体在3 976~12 275美元之间,高收入经济体为12 276美元或以上。具体检验中,本文将前三组合并为中低收入组,然后和高收入组做比较。

## 2. 区分金融危机爆发前后

2008年金融危机爆发后,全球投资受到巨大冲击。为了刺激经济快速复苏,美欧等发达国家和地区纷纷将信息技术产业发展上升为国家战略,并加快信息通信技术领域的投资。与此同时,许多发展中国家为了满足国内经济增长和改善民生的需求,也日益重视信息通信基础设施的建设。另一方面,金融危机爆发后,跨国企业面临的国际投资环境更加复杂,进而对东道国市场环境的信息需求更高,而东道国良好的信息通信基础设施有利于减少跨国企业面临的信息不对称,降低其开展FDI的信息成本。由此,金融危机爆发前后信息通信基础设施建设对FDI的拉动作用可能存在明显差异。为此,仍以加入金融危机虚拟变量(其中 $crisis = 1$ 表示危机爆发后)与信息通信基础设施交互项的形式进行分时期估计,结果如表3第(3)列所示。可以看到,交互项的估计系数显著为正,表明2008年金融危机爆发后信息通信基础设施建设对各国FDI流入的促进作用更加明显,这反映出在后金融危机时代信息通信基础设施建设对拉动全球FDI增长的重要作用。

### (四) 机制检验

为考察信息通信基础设施建设对FDI的影响机制,本文参考中介效应经典三步检验方法(温忠麟等,2004)进行机制分析。结合式(1),设定如下中介效应模型:

$$Med_{it} = \beta_0 + \beta_1 ICT_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$FDI_{it} = \beta_0 + \beta_1 ICT_{it} + \delta Med_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(3)和式(4)中, $Med$ 表示中介变量,包括投资成本、市场规模和技术水平三个变量,分别用于测度成本节约效应、市场扩大效应和技术进步效应。其中,投资成本选取《营商环境报告》中的各国营商环境总指数( $busi$ )作为逆向代理变量。原因主要是国家层面可用于直接测度跨国企业投资成本的变量很难获取,而营商环境很大程度上决定了企业从设立到生产经营等各个环节所需支付的成本,且营商环境越好,企业投资活动的成本越低。市场规模选取各国GDP( $\ln GDP$ )作为代理变量,取自然对数进入模型。技术水平选取各国全要素生产率( $tfp$ )作为代理变量,取自然对数进入模型。全要素生产率( $tfp$ )根据包含资本存量 $K$ 、劳动投入 $L$ 和产出 $Y$ 的C-D生产函数反解出,即 $tfp = Y/K^{1-\alpha}L^\alpha$ ,其中, $1-\alpha$ 是资本收入份额, $\alpha$ 是劳动收入份额。参考经验分析中的常用做法(Gollin, 2002), $\alpha$ 设定为 $2/3$ ,资本存量 $K$ 、劳动投入 $L$ 和产出 $Y$ 的数据均来源于最新版的佩恩世界表(Penn World Table, PWT)。

表4汇报了信息通信基础设施建设对FDI影响机制的检验结果。其中,第(1)列是投资成本( $busi$ )为被解释变量的估计结果,信息通信基础设施的估计系数显著为正;第(2)列在加入中介变量投资成本后,不仅中介变量的估计系数显著为正,信息通信基础设施的估计系数也依然显著为正,且其估计系数和显著性(表现为 $t$ 值)相较于表1基准回归结果出现明显下降。因此,一国通过完善信息通信基础设施,可以有效降低跨国企业在当地开展投资的成本,进而间接促进该国

FDI 增长。同理,表 4 第 (3) 至第 (6) 列的估计结果表明,信息通信基础设施建设可以通过促进市场规模扩大和技术水平进步,对 FDI 流入产生间接促进作用。此外,本文还进一步计算出三种中介效应的大小和占比。结果显示,市场扩大效应的促进作用最大,成本节约效应次之,技术进步效应最小。综上,中介效应模型证实一国推进信息通信基础设施建设,可以通过成本节约效应、市场扩大效应以及技术进步效应三个渠道促进本国 FDI 的增长。

表 4 中介效应检验结果

| 项目             | 成本节约效应                          |                                | 市场扩大效应                         |                                | 技术进步效应                         |                                |
|----------------|---------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
|                | (1)                             | (2)                            | (3)                            | (4)                            | (5)                            | (6)                            |
| <i>ICT</i>     | 11.414 <sup>***</sup><br>(8.71) | 0.419 <sup>***</sup><br>(8.81) | 0.041 <sup>***</sup><br>(9.43) | 0.371 <sup>***</sup><br>(7.91) | 0.049 <sup>***</sup><br>(3.06) | 0.437 <sup>***</sup><br>(9.75) |
| <i>Med</i>     | —                               | 0.003 <sup>**</sup><br>(2.48)  | —                              | 1.889 <sup>***</sup><br>(4.67) | —                              | 0.241 <sup>**</sup><br>(2.17)  |
| 控制变量           | 是                               | 是                              | 是                              | 是                              | 是                              | 是                              |
| 国家/年份固定效应      | 是                               | 是                              | 是                              | 是                              | 是                              | 是                              |
| R <sup>2</sup> | 0.052                           | 0.829                          | 0.971                          | 0.748                          | 0.543                          | 0.797                          |
| 样本量            | 740                             | 740                            | 740                            | 740                            | 740                            | 740                            |
| Sobel 检验       | —                               | 4.902 <sup>***</sup>           | —                              | 1.475                          | —                              | 3.114 <sup>***</sup>           |
| 中介效应           | —                               | 0.039                          | —                              | 0.078                          | —                              | 0.012                          |
| 中介效应占比 (%)     | —                               | 8.78                           | —                              | 17.32                          | —                              | 2.64                           |

## 五、国内层面的经验分析

### (一) 基准回归

上文在国际层面的经验分析发现,一国信息通信基础设施建设对吸引 FDI 流入具有显著的促进作用。那么,对于中国国内而言,这一结论是否也成立呢?为此,本文将利用中国城市层面的面板数据,进一步考察信息通信基础设施建设对 FDI 的影响效应。根据 Hausman 检验结果,本文使用固定效应模型进行基准回归,结果汇报于表 5。根据表 5 第 (1) 列,信息通信基础设施建设能够显著地促进各市 FDI 的增长,假说 1 再次得到验证。此外,本文还进一步估计了国际互联网、固定电话和移动电话三种不同信息通信设施对 FDI 的影响,结果依次汇报于表 5 第 (2) 至第 (4) 列。结果显示,三种信息通信基础设施的估计系数均显著为正,表明三种不同类型的通信设施水平提升,均有助于促进各市 FDI 流入。其余控制变量的回归结果同已有研究基本一致,限于篇幅不再赘述。

表5 基准回归结果

| 项目                    | (1)                              | (2)                              | (3)                              | (4)                              |
|-----------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
| <i>ict</i>            | 0.186 <sup>***</sup><br>(2.70)   | —                                | —                                | —                                |
| <i>lnict_internet</i> | —                                | 0.072 <sup>**</sup><br>(2.04)    | —                                | —                                |
| <i>lnict_fixed</i>    | —                                | —                                | 0.213 <sup>***</sup><br>(2.80)   | —                                |
| <i>lnict_mobile</i>   | —                                | —                                | —                                | 0.092 <sup>**</sup><br>(2.16)    |
| <i>mark</i>           | 0.446 <sup>***</sup><br>(3.92)   | 0.407 <sup>***</sup><br>(3.65)   | 0.398 <sup>***</sup><br>(3.58)   | 0.399 <sup>***</sup><br>(3.58)   |
| <i>growth</i>         | 0.009 <sup>***</sup><br>(2.64)   | 0.009 <sup>**</sup><br>(2.48)    | 0.009 <sup>***</sup><br>(2.67)   | 0.009 <sup>***</sup><br>(2.58)   |
| <i>labor</i>          | 0.443 <sup>***</sup><br>(5.72)   | 0.464 <sup>***</sup><br>(6.11)   | 0.489 <sup>***</sup><br>(6.48)   | 0.479 <sup>***</sup><br>(6.33)   |
| <i>reso</i>           | 1.827 <sup>***</sup><br>(2.84)   | 1.734 <sup>***</sup><br>(2.70)   | 1.740 <sup>***</sup><br>(2.71)   | 1.656 <sup>**</sup><br>(2.58)    |
| <i>infra</i>          | -0.034<br>(-1.21)                | -0.031<br>(-1.13)                | -0.025<br>(-0.92)                | -0.026<br>(-0.93)                |
| <i>gov</i>            | 1.780 <sup>***</sup><br>(6.46)   | 1.774 <sup>***</sup><br>(6.44)   | 1.816 <sup>***</sup><br>(6.59)   | 1.752 <sup>***</sup><br>(6.34)   |
| <i>stru</i>           | -0.009 <sup>***</sup><br>(-2.80) | -0.009 <sup>***</sup><br>(-2.68) | -0.008 <sup>***</sup><br>(-2.52) | -0.009 <sup>***</sup><br>(-2.76) |
| 常数项                   | 1.131<br>(0.73)                  | 1.609<br>(1.05)                  | 0.820<br>(0.53)                  | 1.386<br>(0.90)                  |
| 城市/年份固定效应             | 是                                | 是                                | 是                                | 是                                |
| R <sup>2</sup>        | 0.867                            | 0.867                            | 0.867                            | 0.867                            |
| 样本量                   | 3 305                            | 3 303                            | 3 305                            | 3 305                            |

## (二) 稳健性检验

### 1. 内生性处理

首先,为尽可能避免遗漏变量的问题,本文在基准模型中添加了教育水平(*edu*)和固定资产投资(*asset*)两个对FDI存在重要影响的变量,相应回归结果见表6第(1)列,可见信息通信基础设施的估计系数依然显著为正。其次,由于中国基础设施建设往往都由政府统一规划和推进,因此FDI与中国各市信息通信基础设施建设存在反向因果关系的可能性很低。但出于稳健性考虑,参考黄群慧等(2019)的做法,选取每万人邮局数量(*postoff*)和人均邮政业务量(*postinco*)两个变量作为工具变量,进行两阶段最小二乘法(2SLS)回归。选取这两个变量作为工具变量的主要原因在于,在固定电话普及之前,通过邮局系统传递信件是人们更为主流的通信方式,同时邮局也是固定电话铺设的执行部门,邮局的分布在一定程度上对后期固定电话的布局以及互联网的先期接入都存在重要影响;而FDI对各市邮局数量和邮政业务几乎不存在任何逆向影响。由此,所选工具变量同时满足相关性和外生性的前提假设。表6第(2)列的估计结果显示,信息通信基础设施的估计系数依然显著为正,表明结果稳健。

## 2. 更换变量测度指标和估计方法

首先,本文用每万人外资企业数量 (*foreign*) 和每万人港澳台企业数量 (*gat*) 替换因变量外商直接投资的衡量方法,相应回归结果如表6第(3)和第(4)列所示,可见信息通信基础设施的估计结果仍然同基准回归一致。其次,考虑到FDI活动具有明显的持续性特征,故选择构建动态面板模型,使用系统GMM方法进行估计。根据表6第(5)列,信息通信基础设施建设对各城市FDI的促进作用依然显著。

表6 稳健性检验结果

| 项目             | (1)                  | (2)               | (3)                 | (4)                 | (5)                  |
|----------------|----------------------|-------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
|                | 遗漏变量                 | IV-2SLS           | <i>fdi=foreign</i>  | <i>fdi=gat</i>      | 系统GMM                |
| <i>L.fdi</i>   | —                    | —                 | —                   | —                   | 0.591***<br>(889.45) |
| <i>ict</i>     | 0.164**<br>(2.35)    | 0.579**<br>(2.04) | 0.310***<br>(10.33) | 0.787***<br>(23.30) | 0.066***<br>(33.23)  |
| <i>edu</i>     | 0.592***<br>(6.25)   | —                 | —                   | —                   | —                    |
| <i>asset</i>   | -5.725***<br>(-2.59) | —                 | —                   | —                   | —                    |
| 其他控制变量         | 是                    | 是                 | 是                   | 是                   | 是                    |
| 城市/年份固定效应      | 是                    | 是                 | 是                   | 是                   | 是                    |
| R <sup>2</sup> | 0.869                | 0.395             | 0.960               | 0.883               | —                    |
| 样本量            | 3 249                | 3 293             | 3 178               | 3 191               | 2 922                |

## (三) 异质性分析

### 1. 区分地理区域

相较于中西部地区而言,东部地区在吸引外资方面存在明显的地理位置优势。那么不同地区的城市,信息通信基础设施建设对FDI的影响也可能存在差异。为此,本文将所有城市按照所处地理区域划分为东部、中部和西部三类进行分组回归,结果依次汇报于表7第(1)至第(3)列。可见,信息通信基础设施建设对东部城市吸引外资具有显著正向作用,而对中西部城市外资进入无明显影响。可能的原因在于,相较于中西部城市来说,东部地区的城市整体上实行对外开放的时间更早,在经过多年发展后,经济效率和经济实力更强,人力资本积累也更丰厚,因此信息通信基础设施建设带来的成本节约效应、市场扩大效应和技术进步效应更为显著,由此更容易吸引外资进入。

### 2. 区分城市规模

本文还按照城市常住人口数量将全样本划分为中小城市(人口小于100万)、大城市(人口介于100万~500万之间)和特大城市(人口大于500万)三组,分样本回归结果如表7第(4)至第(6)列所示。可以看到,信息通信基础设施建设对中小城市FDI增长的促进作用更加明显,对大城市和特大城市FDI的增长则无

明显影响。其主要原因在于,劳动力的比较优势是中国吸引外资流入最为重要的因素之一,即相较于世界其他国家而言,中国国内劳动力在保持成本优势的同时还具备较高的生产效率。因此,尽管大城市的信息通信基础设施更为完善,但其继续改善带来的经济效应终究难逃边际递减的规律。反观中小城市,信息通信基础设施完善的空间依然很大,推动信息通信基础设施建设将对当地市场规模扩大、生产效率提升以及交易成本降低等方面产生更为显著的促进作用,由此对当地FDI增长的正向作用也更明显。

### 3. 区分信息通信基础设施建设力度

由于不同城市在信息通信基础设施的建设力度上存在差异,因此其信息通信基础设施建设的经济效应不尽相同,进而对外资流入的影响也存在一定区别。为此,本文以是否为下一代互联网示范城市为划分依据<sup>①</sup>,将所有城市分为两组回归,用以比较不同信息通信基础设施建设力度的城市,其信息通信基础设施建设对FDI影响的差异性。对比表7第(7)和第(8)列的估计系数不难发现,作为下一代互联网建设的示范城市,其信息通信基础设施建设对FDI的正向作用要大于非示范城市。该结果表明,信息通信基础设施建设力度越大的城市,其信息通信基础设施建设对FDI增长的促进作用越大,这也说明国家支持信息通信基础设施建设将有助于吸引FDI的流入。

表7 区分城市类型的异质性检验结果

| 项目             | (1)                | (2)               | (3)               | (4)               | (5)             | (6)               | (7)                | (8)               |
|----------------|--------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-----------------|-------------------|--------------------|-------------------|
|                | 东部                 | 中部                | 西部                | 中小城市              | 大城市             | 特大城市              | 示范市                | 非示范市              |
| <i>ict</i>     | 0.404***<br>(4.58) | -0.123<br>(-0.87) | -0.191<br>(-1.20) | 0.285**<br>(2.53) | 0.001<br>(0.01) | -2.641<br>(-1.27) | 0.432***<br>(3.24) | 0.178**<br>(2.39) |
| 控制变量           | 是                  | 是                 | 是                 | 是                 | 是               | 是                 | 是                  | 是                 |
| 城市/年份固定效应      | 是                  | 是                 | 是                 | 是                 | 是               | 是                 | 是                  | 是                 |
| R <sup>2</sup> | 0.886              | 0.840             | 0.790             | 0.801             | 0.885           | 0.926             | 0.942              | 0.843             |
| 样本量            | 1 419              | 980               | 906               | 1 846             | 1 312           | 128               | 200                | 3 105             |

## 六、结论与启示

### (一) 结论

本文在阐明信息通信基础设施影响FDI增长的理论机制的基础上,使用国际和国内两个层面的面板数据,实证分析了信息通信基础设施对FDI的影响效应和作用机制。国际层面的研究表明,信息通信基础设施建设有助于促进一国FDI增长,且这一结论在解决模型内生性问题和其他稳健性处理后依然成立。相较于高经济发展

<sup>①</sup>下一代互联网示范城市试点名单包括北京、上海、南京、苏州、无锡、杭州、郑州、武汉、广州、成都、西安、克拉玛依、厦门、青岛、深圳、长沙、株洲和湘潭共18个城市。

阶段的国家而言,信息通信基础设施建设对低经济发展阶段的国家 FDI 增长的促进作用更大;2008 年金融危机爆发后,信息通信基础设施建设对各国 FDI 的促进作用明显增大。国内层面的研究表明,信息通信基础设施建设能够促进中国各市 FDI 增长。分样本来看,信息通信基础设施建设对东部地区城市、中小规模城市以及信息通信基础设施建设重点城市 FDI 流入的促进作用更明显。中介效应检验表明,信息通信基础设施建设可以通过成本节约效应、市场扩大效应和技术进步效应推动一国 FDI 增长。

## (二) 启示

第一,加快信息通信基础设施的建设和应用,对推动全球 FDI 和经济增长存在重要作用。各个国家(尤其是广大发展中国家)应加大投资力度,加快传统信息通信基础设施建设,不断完善信息通信设施网络,为经济社会发展提供信息支撑。同时,还应加快 5G、大数据、物联网、云计算等新一代信息通信技术的创新和应用,通过对传统社会的信息化、智能化改造,不断优化市场环境,推动产业转型升级和技术进步,进而为全球 FDI 和经济增长提供源源不断的新动能。

第二,着力解决制约发展中国家信息通信基础设施建设的发展瓶颈。当前,亚洲、非洲以及拉丁美洲等地区的广大发展中国家信息通信基础设施领域的投资需求旺盛,但在资金、技术和人才等方面的不足严重制约了其信息通信基础设施的建设进程。为此,广大发展中国家需在以下几点着力:一是要想方设法利用国内国外各类资金,弥补国内信息通信基础设施建设的资金缺口;二是要加大对科技和教育领域的投资,重视人才培养;三是应继续扩大开放水平,积极引进技术和人才。

第三,中国在加快信息通信基础设施建设的同时,应注重区域发展平衡和明确建设重点。研究结论表明,信息通信基础设施建设对不同类型的城市吸引外资存在差异性影响。因此,中国相关部门在积极推进信息基础设施示范城市建设的同时,还应注重稳步推进其他城市,尤其是中西部城市信息通信基础设施的建设,充分发挥信息通信基础设施对当地经济发展的积极效应,进而带动当地 FDI 的增长。

## [参考文献]

- [1]程立茹. 互联网经济下企业价值网络创新研究[J]. 中国工业经济, 2013(9): 82-94.
- [2]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.
- [3]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.
- [4]何军. 互联网化助力产业转型升级[J]. 信息化建设, 2015(1): 60-62.
- [5]贺书锋, 郭羽颀. 对外直接投资、信息不对称与华商网络[J]. 山西财经大学学报, 2010(2): 15-21.
- [6]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.
- [7]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.
- [8]姜巍, 陈万灵. 东盟基础设施发展与 FDI 流入的区位选择: 机理与实证[J]. 经济问题探索, 2016(1): 132-139.
- [9]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.

- [10] 蒋为, 李行云, 宋易珈. 中国企业对外直接投资快速扩张的新解释——基于路径、社群与邻伴的视角[J]. 中国工业经济, 2019(3): 62-80.
- [11] 刘生龙, 胡鞍钢. 基础设施的外部性在中国的检验: 1988-2007[J]. 经济研究, 2010(3): 4-15.
- [12] 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.
- [13] 王翠, 甘小军. 官方发展援助影响 FDI 的理论分析与实证检验——基于结构视角[J]. 国际经贸探索, 2014(3): 32-43.
- [14] 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.
- [15] 张战仁, 方文君. 信息成本、集聚经济与新晋对外投资企业区位[J]. 世界经济研究, 2015(12): 112-123.
- [16] 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.
- [17] 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.
- [18] 钟慧中. 中国贸易型对外直接投资的方式选择——基于交易治理与集聚理论的研究[J]. 国际贸易问题, 2013(2): 132-142.
- [19] 朱鸿伟. 跨国公司对外直接投资区位决策因素的变化及其启示[J]. 暨南学报(人文科学与社会科学版), 2004(5): 42-45.
- [20] ADDISON T, RAHMAN A. Capacities to Globalize: Why are Some Countries More Globalized than Others[M]. In Kolodko, G. W (GC), Globalization and Social Stress. Hauppauge, NY: Nova Science, 2005.
- [21] 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.
- [22] BLONIGEN B A. A Review of the Empirical Literature on FDI Determinants[J]. Atlantic Economic Journal, 2005, 33(4): 383-403.
- [23] BUCKLEY P J, CLEGG L J, CROSS A R, et al. The Determinants of Chinese Outward Foreign Direct Investment[J]. Journal of International Business Studies, 2007, 38(4): 499-518.
- [24] CHOI C, RHEE D E, OH Y. Information and Capital Flows Revisited: The Internet as A Determinant of Transactions in Financial Assets[J]. Economic Modelling, 2014, 40: 191-198.
- [25] CHOI C. Does the Internet Stimulate Inward Foreign Direct Investment[J]. Journal of Policy Modeling, 2003, 25(4): 319-326.
- [26] DATTA A, AGARWAL S. Telecommunications and Economic Growth: A Panel Data Approach[J]. Applied Economics, 2004, 36(15): 1649-1654.
- [27] ECONOMOU P. Harnessing ICT for FDI and Development[C]. Global Forum on International Investment III, March, 2008: 27-28.
- [28] GOLLIN D. Getting Income Shares Right[J]. Journal of political Economy, 2002, 110(2): 458-474.
- [29] HE C. Information Costs, Agglomeration Economies and the Location of Foreign Direct Investment in China[J]. Regional Studies, 2002, 36(9): 1029-1036.
- [30] HYMER S H. The International Operations of National Firms: A Study of Direct Foreign Investment[D]. 1960, PhD Dissertation, MIT.
- [31] 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.
- [32] KACHWAMBA M, SæBø Ø. 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.
- [33] KACHWAMBA M. Impact of E-government on Transaction Cost and FDI Inflows: A Proposed Conceptual Framework[J]. International Journal of Business and Management, 2011, 6(11): 285-296.
- [34] 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.
- [35] KRAEMER K L, DEDRICK J. Refining and Extending the Business Model with Information Technology: Dell Computer Corporation[J]. Information Society, 2000, 16(1): 5-21.
- [36] LI G, YANG H, SUN L, et al. The Impact of IT Implementation on Supply Chain Integration and Performance[J]. International Journal of Production Economics, 2009, 120(1): 125-138.

- [37] LOZADA H R, FISHLER R. Marketing a Country: Investment Promotion Agencies and the WWW[J]. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 2005, 1(1): 20-32.
- [38] MATAMBALYA F, WOLF S. Performance of SMEs in East Africa: Case Studies from Kenya and Tanzania[R]. Bonn: Center for Development Research, ZEF Discussion Papers on Development Policy, No. 42, 2001.
- [39] MELVILLE N, RAMIREZ R. Information Technology Innovation Diffusion: An Information Requirements Paradigms[J]. *Information Systems Journal*, 2008, 18(3): 247-273.
- [40] SAWHNEY M, VERONA G, PRANDELLI E. Collaborating to Create: The Internet as A Platform for Customer Engagement in Product Innovation[J]. *Journal of Interactive Marketing*, 2005, 19(4): 4-17.
- [41] 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.
- [42] YI Y, GONG T. Customer Value Co-creation Behavior: Scale Development and Validation[J]. *Journal of Business Research*, 2013, 66(9): 1279-1284.

## Can Information and Communication Infrastructure Construction Promote FDI Growth —International and Domestic Empirical Evidence

YANG Dongxu<sup>1</sup>, YU Jinping<sup>2</sup>

(1. School of Business, Hebei University of Economics and Business, Shijiazhuang, Hebei, 050061;

2. School of Business, Nanjing University, Nanjing, Jiangsu, 210093)

**Abstract:** On the basis of explaining the theoretical mechanism of information and communication infrastructure construction promoting FDI growth, this paper empirically examined the impact of information and communication infrastructure construction on FDI by using international and domestic panel data. Research using country-level data shows that the information and communication infrastructure construction can boost the growth of domestic FDI. Information and communication infrastructure construction plays a greater role in promoting FDI in developing countries than developed countries. After the financial crisis, the promoting effect of the information and communication infrastructure construction on FDI is more obvious than before. Research using Chinese city-level data finds that the conclusion that information and communication infrastructure construction can promote domestic FDI growth is still valid. Information and communication infrastructure construction plays a more significant role in promoting FDI inflow in cities in eastern regions, small and medium-sized cities and key cities of information and communication infrastructure construction. The mechanism test shows that the cost saving effect, market expansion effect and technological progress effect generated by the information and communication infrastructure construction are important channels to promote the growth of FDI in a country.

**Keywords:** Information and Communication Technology; Infrastructure; FDI; Information Cost; Technological Progress

(责任编辑 刘建昌)