

城市数字经济发展能够影响FDI区位选择吗？

鲁玉秀，方行明

（西南财经大学 经济学院，成都611130）

摘要：在理论分析数字经济影响FDI区位选择的内在机理基础上，采用中国2011—2018年284个地级城市作为研究样本，构建数字经济指数，运用双向固定效应模型实证分析数字经济对FDI区位选择的影响，并进一步检验数字经济影响FDI的间接作用机制和系列异质性特征。结果显示，数字经济发展促进了城市FDI的流入，并以间接影响制造业发展加速FDI流入，经过各种稳健性检验后结论依然成立；异质性分析表明，在实施宽带中国的城市、东部地区和数字经济发展水平高的城市，数字经济对强化FDI区位选择的影响更加显著；机制分析表明，数字经济通过推动数字金融、刺激居民创业渠道影响FDI。这些发现为新时期中国夯实数字经济发展，扩大对外开放并稳定外资找到了新思路并提供了实证依据。

关键词：数字经济；城市；FDI；对外开放

中图分类号：F49；F29 **文献标志码：**A **文章编号：**1002—980X(2022)2—0119—10

一、引言

吸引外商直接投资(foreign direct investment, FDI)一直以来都是我国扩大对外开放、融入全球价值链分工体系的重要内容之一，拥有国际先进技术和管理经验的外商直接投资不仅解决了中国在经济中所短缺的外汇资金，也是发展中国家应用世界先进技术，优化资源配置效率，从而提升国家核心竞争力的重要途径。根据联合国贸易和发展大会(UNCTAD)公布的《2021世界投资报告》数据显示，2020年中国利用外商投资金额达到1490亿美元，同比增速6%，为全球第二大外资流入国。中国相对宽松的政策环境和巨大的市场规模潜力吸引着外资源源不断的流入。然而，当下严峻的全球经济形势和国内逐渐上升的要素成本压力，也加剧了国际引资竞争，中国在扩大对外开放中面临着“外资是否会逃离中国”的挑战，如何稳定FDI、特别是高质量FDI是各级政府实现经济提速增效目标、落实“六稳”工作部署亟需解决的问题之一。

新时期，基于新一轮科技革命下的数字经济这一新型经济形态蓬勃发展。在国际公认的二十国集团(G20)(2016)杭州峰会发布的《二十国集团数字经济发展与合作倡议》中，将数字经济界定为“以使用数字化的知识和信息作为关键生产要素，以现代信息网络为重要载体，以信息通信技术的有效使用作为效率提升和经济结构优化的重要推动力的一系列经济活动”。《数字经济蓝皮书：中国数字经济前沿(2021)》数据显示，2020年中国数字经济增加值规模超过19万亿元，占GDP的比值为18.84%，2015—2020年数字经济平均增速为10.1%^①，高于同时期GDP约8%的名义增速。数字经济的强劲发展是我国坚持自主创新和颠覆传统生产方式的重大变革，也为对外开放注入了新的正向动力；尽管我国已经能够在国内形成比较完整的生产体系，但是，积极融入全球价值链分工体系仍然是紧随世界先进技术潮流、创造产品多样化并共享全球化福利的必要途径。改革开放四十多年的实践表明，我国利用外商投资正从规模导向、效率导向阶段转向高质量发展阶段(刘建丽，2019)，数字技术进步也为FDI提供了重要机遇。那么，数字经济发展是否能够成为中国扩大对外开放、稳定FDI的新力量？是“抑制”还是“推动”了外资进入？其传导机制是什么？这是当下培育数字经济新动能、扩大对外开放新格局需要研究的重要问题。

二、文献综述

从现有研究来看，和本文相关的文献主要涉及以下两个方面：

收稿日期：2021-08-06

基金项目：中央高校基本科研业务基金项目“数字经济能促进城市生产性服务业空间集聚吗”(JBK2107125)

作者简介：鲁玉秀，西南财经大学经济学院博士研究生，副教授，研究方向：城市经济；方行明，西南财经大学经济学院研究员，博士研究生导师，研究方向：国民经济。

① 数据来源：《数字经济蓝皮书：中国数字经济前沿(2021)》。

一是有关外商直接投资区位选择的影响因素:该研究起始于20世纪60年代,在比较优势理论、国际生产折衷理论和新经济地理学中对FDI的区位选择都进行了相关的解释,具体来看可以分为“硬”条件和“软”环境,“硬条件”即东道国的劳动力和土地成本、市场规模、基础设施、产业集聚水平及积累下来的外商投资基础等,均对吸引外商投资产生影响(Sun et al, 2002;魏后凯等,2001;孙浦阳等,2012;黄肖琦和柴敏,2006),研究的区别就在于考察的是多因素影响还是单因素影响;从“软环境”来看,强调投资国家的营商环境对吸引外商投资的影响(张应武和刘凌博,2020),具体涉及地区优惠政策(Cheng和Kwan,2000)、市场化程度和开放水平(胡志强等,2018)、政治稳定(Lü和Spigarelli,2016)、契约制度(盛丹和王永进,2010)、知识产权保护(黄弢和陈薇,2021)等。结合以上研究文献可以看出,针对影响外商投资区位选择的研究已经相对全面,这些研究在扩大东道国对外开放、提升经济增长中起到了积极作用;当然,部分学者也有一些不一样的结论,Corcoran和Gillanders(2015)认为在落后国家和经济合作与发展组织(OECD)国家,营商环境并未表现出对吸引FDI的积极作用;曲金艺等(2021)研究发现技术进步对外资进入具有抑制作用;Fung et al(2005)实证得出一国在引进FDI中软基础设施的作用优于硬基础设施。

二是围绕数字经济这一新型经济形态的研究,重点关注:数字经济的内涵本质、规模测算(康铁祥,2008;张鹏,2019),以及数字经济产生的经济效应,其在提升全要素生产率(邱子迅和周亚虹,2021)、优化产业结构(任保平和豆渊博,2021)、推动企业技术创新能力(Cardona et al, 2013)及提升城市生态效率(梁琦等,2021)方面作用显著,并通过提升城市创业活跃度(赵涛等,2020)、优化要素配置效率(李宗显和杨千帆,2021)、实现规模经济、创新网络效应和提升产业集聚(李辉,2019;鲁玉秀等,2021)的具体路径,带动经济高质量发展。然而数字经济在发展中存在的一些平台垄断风险(唐要家,2021;李凯和樊明太,2021)也需要加以监管。

综合以上研究来看,针对FDI区位选择的研究已经相对全面,国内外学者也基本认同数字经济成为经济发展的新动能,然而,数字经济作为新型经济形态,鲜有学者研究其对东道国稳定FDI的经济效应影响,而外商投资在区位选择上也愈发重视投资国的技术接收水平和知识能力,则数字技术创新有可能对稳定吸引FDI产生积极作用。基于此,本文采用2011—2018年全国284个城市作为样本,以双向固定效应模型实证研究数字经济发展对FDI的影响,剖析其作用机制,并进一步检验数字经济影响FDI的间接作用机制,探讨宽带中国、区域和数字经济基础等方面的异质性,以便为中国扩大对外开放找到新思路,并提供实证依据和相关的政策建议。本文的贡献在于:首先,本文从直接和间接两个维度,理论分析数字经济影响外商直接投资的机理,有利于全面剖析数字经济影响外商投资的具体路径,丰富了现有数字经济的经济效应和外商投资区位选择的相关内容;其次,有关数字经济是否可以提升城市外商直接投资的实证研究成果尚未出现,本文在该领域的研究具有开创性;再次,从城市是否实施宽带中国政策、区位差异和数字经济发展的异质性视角分析了数字经济对外商投资的不同影响。

三、理论分析和研究假说

(一)数字经济直接影响FDI的机理分析

首先,数字经济降低了企业主体的信息搜集、传播、协作成本,加速技术扩散,在固定成本一定的情况下,数字技术的网络外部性以规模经济优势降低其可变成本,在很大程度上抵消了要素成本上升引发的中间品价格上升而带来的负面影响,而经典区位理论和新经济地理理论都强调外商投资更倾向于选择贸易成本较低的地区。

其次,外资企业相对于本土企业需要克服跨地区带来的距离、制度、文化习俗等方面的障碍,这也导致外资企业的经营往往伴随较高的信息成本,而数字技术应用能够帮助企业克服空间上的语言交流等信息成本障碍,加速和本土企业的要素融合、知识流动,这也使得外资企业能够快捷的熟悉东道国的市场和社会情况,并依托数字平台高效找到合作伙伴(高敬峰和王彬,2020),新贸易理论强调集聚经济引发的信息优势对FDI区位选择产生的影响。再次,伴随中国经济高质量发展,廉价要素资源优势在逐渐丧失,而外资企业进入中国也不单纯是为了获得廉价要素资源(Narayan和Sun,2007),其更希望能够与相关企业建立跨行业大规模的协作和实时化联动,嵌入东道国企业生产的社会网络。人工智能、5G、区块链等数字技术的发展能够高效替代低端劳动力要素(Frey和Osborne,2017),由此导致的要素成本上升恰是劳动力素质和生产效率提升的

反映,具备高生产效率和人力资本的企业吸收先进技术的能力较强,能够缓解要素成本上升对FDI的负面影响(马双和赖漫桐,2020),吸收能力的提升也更有利于新经济企业参与FDI(Yang et al, 2014),这为数字化企业快速展开FDI提供了契机;外商投资企业要应对来自国内企业的激烈竞争,必须使用高于东道国的更为先进的技术,否则很难在市场中立足和获胜(江小涓,2019),由此可见,自主创新的技术进步依然能够稳定FDI进入,且是更为高端的技术引入。

综上所述,数字经济降低的交易成本、信息成本,强化的知识和技术集聚均有利于吸引外商投资流入。由此,提出假设1:数字经济发展有利于吸引FDI的流入。

(二)数字经济间接影响FDI的路径分析

第一,从数字金融来看。人工智能、物联网、大数据等信息技术是数字经济发展的基础,新技术在金融领域的延伸形成了数字金融。数字金融主要表现为传统金融机构的数字化和金融平台公司数字化的发展(李牧辰和封思贤,2020),一方面,数字技术的“鲶鱼效应”加剧了整个金融系统的竞争,倒逼传统金融机构提升服务的数字化能力;另一方面,数字技术进步推动金融平台公司高效智能化的进行数据搜集、处理和共享,完善信用评级体系,提升借贷双方的信息透明度。因此,金融机构的数字化过程都离不开数字技术的支撑。而数字化使得金融服务突破了时空限制(Lu, 2018),低成本、多渠道的资金供给保障着企业融资的可得性,其长尾效应也不断扩大金融公司的服务规模,弥补了传统金融服务的缺失问题,刺激东道国金融市场的发展;发达的金融市场体系,能够缓解FDI企业在东道国生产过程中面临的金融摩擦,提升外部融资可得性,降低FDI的成本,引发外商投资流入(吕朝凤和黄梅波,2018),金融发展水平高才能较好的吸收跨国企业带来的资本和技术(周兵等,2014)。按照产业组织理论学派的观点,外商投资也更倾向于流向拥有发达资本市场和银行体系的国家。

第二,从创业活动来看。数字经济发展创造新产品、新模式和新业态,满足并刺激居民的多样化需求,网络直播、共享经济等线上经济的迅速发展,给予包括农民在内的个体以自主创业和脱贫致富的机会(刘亚军和储新民,2017);互联网平台提供了高效的信息交流媒介,满足着创业群体的信息获取需求,对创业者在创业决策前判断商机、创业过程中信息沟通交流,都起着重要的作用。创业活动增加,意味着城市的市场化程度较高,资源配置效率提升,经济行为人的交易成本降低,则投资更加便利,FDI倾向于投资于自由化、市场化程度较高的地区。

第三,从制造业发展角度来看。制造业是数字经济渗透的主战场,数字要素引领生产各环节为制造业发展注入新动力。从生产企业来看,企业设备数字化率和联网率稳步提升,便利了制造业企业对生产各环节的实时动态监督,强化了企业对产品质量的把控,降低产品不良率,从而以数据流、信息流提升资源统筹规划和配置水平;从消费者的角度来看,利用智能制造系统收集的大数据能够吸引消费者参与到产品的研发设计中去,获知消费者的个性化需求,要求制造业企业以创新避免产品同质化,实现从规模化、标准化向个性化、智能化的生产转型;供需高效对接能够降低商品错配率,减少商品积压和库存。因此,数字经济能够强化制造业发展,并实现制造业价值链攀升(石喜爱等,2018);而工业特别是制造业一直是外商投资的首选,制造业规模、质量的提升在很大程度上也决定着城市生产性服务业的发展水平,由数字经济发展助推的智能制造和服务型制造的发展,加速了中低端制造业外资的撤离,外商投资向高端技术领域集中,直接优化了外商投资的结构,也推动着中国产业结构的升级。可见,数字经济强化的制造业发展将有利于吸引外商投资。

由此,提出假设2:城市数字金融发展和创业活跃性是数字经济吸引外商投资的传导路径,且强化的制造业发展扩大着城市对外资的吸引力。

四、研究设计

(一)模型构建

本文设定以下方程作为基准计量模型:

$$\ln fdi_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 dig_{it} + \alpha_j X_{jit} + \sigma_t + \theta_i + \xi_{it} \quad (1)$$

其中: i 、 t 分别代表城市个体、时间;被解释变量 $\ln fdi_{it}$ 代表城市吸引外商直接投资值; dig_{it} 代表核心解释变量,反映城市数字经济发展水平; X_{jit} 代表城市层面影响外商投资的一系列控制变量,包括产业结构(ind)、经济规

模(gdp)、居民生活水平(inc)、固定资产投资(inv)、科技水平(sci)、财政分权(fis)和就业状况($lnemp$)。为避免城市异质性及不可观测的时间效应对数字经济产生影响,本文同时控制时间固定效应 σ_t 、城市固定效应 θ_i ; ξ_{it} 代表随机误差项。本文关注的核心系数为 α_1 ,如果 α_1 显著大于0,则表示城市数字经济发展有利于吸引外商直接投资;如果 α_1 显著小于0,则表示城市数字经济发展抑制了外商直接投资;如果 α_1 不显著,则表明数字经济发展并未对外商直接投资产生明显的作用。

(二)数据来源

本文选取2011—2018年中国284个地级城市面板数据,在样本选择中,剔除了整体样本数据缺失较多及发生过行政区划调整的毕节、中卫、铜仁、巢湖等城市,相关数据主要来自于历年《中国城市统计年鉴》、各省、地级市统计年鉴。考虑到城市数字金融自2011年开始统计。因此本文确定2011—2018年为研究周期,文中对所有涉及的所有价格总量指标均以2011年为基期,采用各省份相对应年份的CPI指数进行去价格化处理。

(三)变量描述

1. 被解释变量

$\ln fdi_{it}$ 为本文的被解释变量,采用取对数的城市人均实际使用外商直接投资表示,其中外商投资数额按照当年汇率折算为人民币,并进行去价格化处理。从表1来看,外商直接投资($\ln fdi_{it}$)平均值为5.976,标准差为1.668,反映出城市间吸引外商直接投资并不均衡;而按照2011—2018年东部、中部、西部城市平均使用外资总额来看,东部地区吸引FDI金额最多,为95亿人民币,其次为中部42亿人民币,最少的为西部地区24亿人民币^②;外商投资的行业分布并不均衡,主要集中于制造业和房地产业,2019年制造业吸收外商投资金额占总投资的26%,房地产业占17%^③,二者集中使用了43%的外资。

表1 变量描述性统计结果

变量	变量说明	变量符号	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	外商直接投资	$\ln fdi$	2158	5.976	1.668	-1.799	9.77
核心解释变量	数字经济	dig	2272	1	0.841	0.081	10.741
控制变量	产业结构	ind	2272	47.715	10.636	0	89.34
	经济规模	gdp	2272	226.794	300.916	0	2771.066
	居民生活水平	inc	2272	25.279	7.008	8.785	58.166
	固定资产投资	inv	2271	11.365	8.422	0	107.073
	科技水平	sci	2271	1.61	1.607	0.067	20.683
	财政分权	fis	2271	47.298	22.402	7.174	154.126
	就业状况	$lnemp$	2188	12.834	0.965	9.516	16.069
中介变量	数字金融	fin	2272	155.585	62.022	17.02	302.983
	创业	cre	2232	52.014	27.980	2.048	100

2. 核心解释变量

dig_{it} 数字经济为本文的核心解释变量,该指标采用赵涛等(2020)基于城市层面构建的相关指标,考虑到数据可得性和城市年鉴的相关数据,从互联网发展和数字金融(fin)两个维度综合衡量城市数字经济发展,其中,互联网发展采用互联网普及率、移动互联使用户数、相关从业人数和相关产出4个方面指标。数字金融选用学术界普遍采用的《北京大学数字普惠金融指数(2011—2018年)》衡量,其由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服合作编制,基于蚂蚁金服真实的海量交易数据编制。

在具体计算中,本文采用客观赋权的熵值法,对所有指标按照均值无量纲的标准化处理方式,最终计算出城市数字经济指数。从2011—2018年数字经济平均值来看,东部地区最高为1.37,其次为西部地区平均达到0.83,最低为中部地区0.76,总体呈现“东-西-中”区域梯度递减的差异性,东部数字经济发展水平领先于中部和西部地区,西部又领先于中部地区,表明长期以来西部地区基础设施落后的现象在逐步改善,西部城市正在强化利用数字技术发展的新机遇进行赶超;但总体来看,区域间数字经济发展不平衡现象仍然存在,需要警惕“数字鸿沟”而扩大收入差距。

② 数据来源:根据《2012—2019年城市统计年鉴》城市相关数据计算。

③ 数据来源:《2020年中国统计年鉴》。

3. 控制变量和其他变量

控制变量:为更加准确的衡量数字经济对吸引外商直接投资的影响,本文确定以下变量作为控制变量,以尽可能缓解模型遗漏变量带来的内生性问题,具体包括以下变量:①产业结构(*ind*),采用城市第二产业增加值占GDP的比重表示;②经济规模(*gdp*),采用去价格化的实际GDP总量表示;③居民生活水平(*inc*),采用去价格化的城镇居民人均可支配收入表示;④固定资产投资(*inv*),采用城市房地产投资占GDP比重表示;⑤科技水平(*sci*),采用预算内科技支出占财政支出的比重表示;⑥财政分权(*fis*),以财政预算内收入占预算支出的比重表示;⑦就业状况(*lnemp*),采用取对数的城镇私营和个体从业人员数表示。

其他变量:创业(*cre*)和创新指数:选择北京大学国家发展研究院张晓波(2019)开发的“中国区域创新创业”指数,衡量地区创业和创新活力情况,该指数采用微观企业层面的全量数据,从范围上涵盖了内陆全行业、全规模的企业,特别是将在城市内创新活跃度较高的初创期企业、中小微企业也包括在内,较为全面的体现了城市企业创业精神;数字技术发展的低门槛特征能刺激社会形成“大众创业、万众创新”的高潮,城市新建企业的数量能够较好的表现当地的创业活跃状态,在此,选用城市历年“新建企业”数量衡量城市居民的创业积极性;创新指标选用发明专利授权数衡量。

五、实证分析

(一)基准回归

实证分析前,本文首先进行了Hausman检验,结果显示 P 值为0.03,则拒绝了随机效应,为此,确定采用式(1)的双向固定效应进行实证回归,以评估城市数字经济对吸引外商直接投资的直接影响,回归结果见表2。列(1)为只控制城市个体固定效应的回归结果,结果显示数字经济的系数为0.1243,通过了5%显著性检验;列(2)同时控制年份和城市固定效应,数字经济系数显示为0.1236,通过5%显著性检验,从列(3)~列(5)采用逐步加入控制变量的做法,结果表明数字经济系数均显著为正,且从列(5)来看,数字经济回归系数为0.1278,系数值最小,在1%显著性水平下显著为正,表明选择加入控制变量的合理性,否则会高估城市数字经济发展对吸引外商直接投资的作用。证明了假设1,即数字经济对吸引外商投资有推进作用。数字经济发展不仅以强化网络新基建降低企业生产成本直接吸引外商投资,而且数字经济还将引发社会生产方式、管理模式和营商环境的重大变革,包括生产效率提升、政府制度创新、市场化管理、城市空间拓展等,从而缓解外资企业进入市场的不确定性与门槛,提升贸易便利化,有利于吸引外商投资的长期流入。

接下来对控制变量的回归结果做出解释:

(1)产业结构回归系数为0.0167,通过了10%显著性检验,表明城市工业规模壮大对吸引外商投资有显著的推动作用,原因在于,地区工业发展直接影响到企业生产中对中间投入品的供应能力和服务能力,考虑到FDI一般集中于第二和第三产业,特别是中国FDI的投向集中于制造业和房地产业,则第二产业配套能力越强,对外商投资的吸引力越强。

(2)经济规模回归系数为0.0013,通过1%显著性检验,表明其对吸引外商投资有显著的正向推动作用。反映城市经济发达程度的GDP和FDI关系密切正相关,对吸引FDI起着重要作用(张长春,2002);另外,中国

表2 基准回归

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>dig</i>	0.1243** (0.0485)	0.1236** (0.0503)	0.1530*** (0.0522)	0.1381*** (0.0518)	0.1278*** (0.0491)
<i>ind</i>			0.0229** (0.0094)	0.0236** (0.0092)	0.0167* (0.0089)
<i>gdp</i>			0.0020*** (0.0004)	0.0015*** (0.0004)	0.0013*** (0.0004)
<i>inc</i>				0.0413*** (0.0156)	0.0288* (0.0156)
<i>inv</i>				0.0146** (0.0064)	0.0109* (0.0058)
<i>sci</i>					0.0896*** (0.0296)
<i>fis</i>					0.0229*** (0.0051)
<i>lnemp</i>					0.1147* (0.0620)
常数项	5.8501*** (0.0491)	5.8547*** (0.0599)	4.2678*** (0.5058)	3.3479*** (0.5780)	1.3118 (0.9572)
时间固定	无	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是
<i>N</i>	2158	2158	2158	2158	2080
R^2	0.194	0.111	0.299	0.369	0.477

注:*,**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著;括号内的数字为稳健标准误。

国内市场存在较为严重的地方保护主义,由此导致国内市场条块分割现象严重,则一个城市经济总规模越高,则对外商直接投资越具有吸引力。

(3)居民生活水平系数显著为正,表明居民收入提升有利于吸引外商投资;原因在于居民可支配收入的提升会引发城市消费市场规模扩大并催生新的商业模式,这为新企业的成立包括外资企业进入提供契机。

(4)固定资产投资回归系数显著为正,表面强化固定投资引发的基础设施完善是形成产业集聚,提升贸易便利化,进而影响外商投资区位选择的重要因素。

(5)科技水平回归系数在 1% 显著性水平上显著为正,表面科技创新投入提升着城市整体创新环境和技术水平,这也成为吸引 FDI 的重要影响因素。

(6)财政分权回归系数在 1% 显著性水平上显著为正,表明政府集中的财政收入有利于提升政府的现代化治理能力,并且在更大规模上支持区域创新体系建设(余泳泽,2011),现代化、智能化政府往往意味着城市拥有较高的政策透明度,市场化水平也较高,这有利于提升资源配置效率,降低外资企业进入门槛,扩大对外商投资的吸引力。

(7)私营经济发展水平系数显著为正,创业型经济代表着地区较为宽松和自由的营商环境,市场化程度较高,则能够避免制度性扭曲的影响,降低交易成本,吸引企业参与竞争,助推城市繁荣和企业创新,则对吸引 FDI 有积极作用。

(二)稳健性检验

本文进行了以下稳健性检验:

一是更换被解释变量。在此采用取对数的外商投资占 GDP 比重衡量,回归结果见表 3 列(1),从结果来看,数字经济系数在 5% 显著性水平上显著为正,和基准回归结果一致。

二是考虑到直辖市数字经济发展水平和一般城市存在一定差异,则去除直辖市以缓解极端值的影响,结果见表 3 列(2),结果显示数字经济系数显著为正,和基准回归结果一致。

三是采用更换核心解释变量的做法,以腾讯研究院发布的城市数字经济指数作为核心解释变量,并取对数,该变量自 2015 年开始统计。因此数据周期为 2015—2018 年,从表 3 列(3)可以看出,数字经济系数依然显著为正。另外,数字经济发展从根本上体现了地区技术创新,在此,采用一般文献中常用的发明专利授权数目代替核心解释变量,回归结果见表 3 列(4),其中,从发明专利系数来看,其系数依然显著为正,由此可见,数字技术进步直接提升了劳动力的技术能力和知识水平等综合素养,而外商企业相对于内资企业通常更重视员工的软实力(宋维佳,2013)。因此,技术进步的地区更容易形成外商投资的集聚地。

四是改变估计方法,采用面板广义矩估计(GMM)工具变量方法对方程(1)进行回归,并将城市人均固定电话用户数作为数字经济的工具变量,得到结果见表 3 列(5),结果显示,数字经济系数依然显著为正。此外,对于“工具变量识别不足”检验,K-P LM 统计量 p 值为 0.000,则显著拒绝原假设;K-P Wald F 统计量大于 10% 水平上的临界值,拒绝了工具变量弱识别检验。

以上检验均证明了假设 1 的稳健可靠性。

表 3 稳健性检验

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	更换被解释变量	去除直辖市	更换核心解释变量	更换核心解释变量	改变方法
<i>dig</i>	0.1032** (0.0450)	0.1395** (0.0555)	0.4385* (0.2369)	0.0068* (0.0035)	0.3437* (0.1809)
<i>ind</i>	0.0038 (0.0084)	0.0154* (0.0088)	0.0310*** (0.0119)	0.0148* (0.0089)	0.0230*** (0.0050)
<i>gdp</i>	0.0011*** (0.0004)	0.0019*** (0.0006)	0.0008 (0.0007)	0.0017*** (0.0007)	0.0016*** (0.0004)
<i>inc</i>	0.0224 (0.0156)	0.0274* (0.0162)	0.0590 (0.0486)	0.0280* (0.0162)	-0.0040 (0.0078)
<i>inv</i>	0.0096* (0.0055)	0.0108* (0.0058)	0.0107 (0.0079)	0.0106* (0.0056)	0.0110*** (0.0040)
<i>sci</i>	0.0817*** (0.0280)	0.0823*** (0.0289)	0.1314*** (0.0287)	0.0778*** (0.0297)	0.0931*** (0.0223)
<i>fis</i>	0.0185*** (0.0048)	0.0228*** (0.0051)	0.0003 (0.0064)	0.0227*** (0.0051)	0.0268*** (0.0032)
<i>lnemp</i>	0.1088* (0.0614)	0.1124* (0.0628)	0.0578 (0.0956)	0.1102* (0.0626)	0.0560 (0.0578)
常数项	-7.9025*** (0.9398)	1.3568 (0.9616)	2.4935 (1.8657)	1.2268 (0.9539)	
时间固定	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是
<i>N</i>	2081	2048	1002	2041	2075
<i>R</i> ²	0.219	0.456	0.388	0.458	0.109

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著;括号内的数字为稳健标准误。

六、进一步分析

(一)机制分析

根据理论分析,数字经济以推动数字金融发展、刺激社会创业氛围的形成,进而吸引FDI的流入,接下来对这两方面机制进行检验:

从表4模型(2)可以看出,数字经济系数在10%显著性水平上显著为正,表明数字经济发展刺激了居民创业活动的增加;模型(3)加入数字经济变量以后,相比较模型(1)的基准回归,数字经济系数显著性下降,创业活动系数在1%显著性水平下显著为正,由此可见,创业活动的增加是数字经济发展吸引外商直接投资的中介途径。

数字经济指标构建和测度中本身包含了数字金融的内容,因而数字经济发展必然引发数字金融发展,将基准方程中数字经济替换为数字金融变量以后,从表4模型(4)可以看出,数字金融系数在1%显著性水平上显著为正,表明数字金融作为中介变量能够扩大外商直接投资。“互联网+”行业的兴起源自于技术,但是其规模扩大离不开金融资本的助推,数字金融发展缓解了资源错配,提升了金融服务效率和金融的可得性,降低交易成本,必将对外商投资产生吸引力。验证了假设2。

(二)加入数字经济与产业结构的交互项

考虑到我国城市制造业发展更容易吸引外商投资;那么数字经济是否会强化城市制造业发展从而吸引更多的外商投资呢?为验证理论假设2提到的该问题,本文采用在基准方程中引入数字经济与产业结构交互项,构建如下回归方程(2)的方式,其中, α_2 为关注的核心系数,代表的涵义是:数字经济是否能够影响城市制造业发展进而作用于外商投资,如果系数 α_2 显著为正,表明数字经济能够强化制造业发展,进而吸引外商直接投资。

$$\ln fdi_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 dig_{it} + \alpha_2 dig_{it} \times ind_{it} + \alpha_j X_{jit} + \sigma_i + \theta_i + \xi_{it} \quad (2)$$

回归结果见表4列(5),其中,交互项的系数在5%显著性水平上显著为正,说明数字经济确实能够促进制造业发展,进而吸引外商投资。由此可以看出,数字经济发展不仅直接吸引外商投资,而且还通过影响产业结构变动和产业规模等间接方式吸引外商投资。

(三)异质性分析

1. 是否实施“宽带中国”

城市信息通信基础设施是触发数字经济网络效应的必要条件,知识溢出与产业渗透都依赖于网络基础设施的升级,基础设施是影响FDI技术溢出效应发挥的门槛(何兴强等,2014),则数字基础设施的异质性有可能对FDI流入产生不同的影响。本文根据《国务院关于印发“宽带中国”战略及实施方案的通知》,按照工业和信息化部分别于2014年、2015年和2016年分批次遴选出的120个城市(群)作为“宽带中国”示范点,其他城市为“非宽带中国”城市,示范城市(群)发展定位于:提升宽带网络能力、增加网络覆盖范围、积极支撑服务智能制造,则实施该政策的城市更能强化数字基础设施的网络支撑,对城市吸引外商投资,发挥技术溢出效应将会产生影响。

从表5列(1)和列(2)的回归结果来看,实施宽带中国的城市,数字经济系数在1%显著性水平上显著为正,表明数字经济大发展吸引着外商直接投资;而未实施宽带中国的城市,数字经济系数虽然为正,但是并不显著,由此可见,网络化硬件基础设施的完善程度仍然是影响外商投资的重要因素。原因在于:实施宽带中国的城市,信息基础设施更加完善则能加快地区间的信息传播速度和网络应用在产业中的渗透性,技术信息

表4 中介传导机制和交互项回归

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\ln fdi$	cre	$\ln fdi$	$\ln fdi$	$\ln fdi$
dig	0.1278*** (0.0491)	0.8307* (0.4399)	0.1286** (0.0552)		-0.6246** (0.3131)
cre			0.0160*** (0.0042)		
fin				0.0140*** (0.0045)	
ind	0.0167* (0.0089)	-0.0316 (0.0527)	0.0156* (0.0088)	0.0163* (0.0088)	0.0028 (0.0101)
gdp	0.0013*** (0.0004)	0.0064* (0.0034)	0.0018*** (0.0006)	0.0010** (0.0004)	0.0017*** (0.0005)
inc	0.0288* (0.0156)	-0.2206** (0.1115)	0.0327** (0.0159)	0.0264* (0.0151)	0.0343** (0.0150)
inv	0.0109* (0.0058)	0.0736 (0.0570)	0.0098* (0.0055)	0.0099* (0.0058)	0.0109* (0.0057)
sci	0.0896*** (0.0296)	0.1654 (0.1499)	0.0811*** (0.0285)	0.0807*** (0.0279)	0.0880*** (0.0293)
fis	0.0229*** (0.0051)	0.2184*** (0.0455)	0.0192*** (0.0048)	0.0229*** (0.0052)	0.0221*** (0.0051)
$\ln emp$	0.1147* (0.0620)	1.3033** (0.5117)	0.0922 (0.0616)	0.1009 (0.0615)	0.1101* (0.0613)
$dig \times ind$					0.0167** (0.0068)
常数项	1.3118 (0.9572)	28.7169*** (7.0040)	0.8516 (0.9597)	1.0454 (0.9647)	1.8501* (0.9640)
时间固定	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是
N	2080	2149	2041	2080	2080
R^2	0.477	0.552	0.432	0.494	0.471

注:*,**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著;括号内的数字为稳健标准误。

的透明性打通了信息孤岛导致的壁垒,壮大了产业规模,推动了当地经济发展,从而能够吸引更多的外商投资。未实施宽带中国的城市基础设施并不完善,则在城市竞争中处于劣势地位,面临优势资源的流失,进而丧失了对外商投资的吸引力。

2. 区域异质性

鉴于中国区域间存在的数字鸿沟和开放程度的不同,则有必要研究不同区域城市数字经济发展对外商投资带来的影响。本文将全国 284 个地级市划分为 101 个东部城市,183 个中西部城市,分别进行实证回归,结果见表 5 列(3)和列(4),从结果可以看出,数字经济系数在东部地区显著为正,在中西部地区为正,但是不显著,可见,数字经济发展对东部地区吸引外商投资表现出积极的推动作用,在中西部地区并未产生显著的影响。这有可能是东部地区相对中西部地区具有地理位置、市场潜力和政策倾斜优势,形成了高端要素和高技术企业的集聚,由集聚产生的规模经济效应不断吸引新企业进入,包括外商投资的增加和外资企业入驻,尤其利好以开拓市场的市场导向外商投资的进入,且 FDI 的区位分布存在明显的路径依赖(Markusen, 1990),东部地区已有的 FDI 积累会在员工培训、开拓市场及创造专业化服务中产生自我强化效应,增强对外商直接投资的吸引力。而中西部地区吸引外商投资的优势集中于低成本的土地、劳动力等,对一般的成本驱动型外商直接投资更有吸引力。因此,数字技术进步并未在中西部地区表现出对外商投资的较为明显的作用。总体来看,外商投资正从传统要素成本优势转向先进的技术优势,更加重视投资地的知识吸纳能力。

3. 数字经济发展水平异质性

数字经济发展水平不同,则自主创新能力存在差别,有可能对吸引 FDI 产生异质性影响。为此,本文按照 50% 分位数点将城市数字经济发展分为发展水平高的地区和发展水平低的地区,回归结果见表 5 列(5)和列(6),从结果来看,数字经济发展水平高的地区数字经济系数在 1% 水平上显著为正,而数字经济发展水平低的地区,数字经济系数为负且不显著,表明:先进数字经济城市有利于吸引外商直接投资,落后数字经济发展地区并未能够有效吸收外商投资。原因在于:数字经济发达的地区往往具备较为先进的生产要素,包括高技能人才、先进技术和较为充足的社会资本,支撑着其丰厚的知识存量、强大的知识吸纳能力,而这些因素都更有利于吸引外商投资,推动 FDI 技术溢出与管理经验的本地化;而数字经济发展水平低的地区,相应技术创新水平也比较低,不利于外商投资集聚化的形成,即便凭借要素成本优势引入外资,在当地也难以消化吸收,进一步创新也较难。由此可见,地区技术创新水平的提升和其吸收的外商直接投资存在正相关关系,这与 Barrell 和 Pain(1999)的研究结论一致。

表 5 异质性回归

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	实施	未实施	东部	中西部	数字经济高	数字经济低
<i>dig</i>	0.2354*** (0.0865)	0.0503 (0.0545)	0.0770** (0.0363)	0.2769 (0.1719)	0.1111*** (0.0424)	-0.2044 (0.5286)
<i>ind</i>	0.0345** (0.0164)	0.0034 (0.0102)	0.0345*** (0.0125)	0.0088 (0.0114)	0.0177 (0.0149)	0.0015 (0.0100)
<i>gdp</i>	0.0012** (0.0004)	0.0044*** (0.0015)	0.0012** (0.0005)	0.0019** (0.0008)	0.0014*** (0.0004)	0.0093*** (0.0028)
<i>inc</i>	0.0309 (0.0271)	0.0244 (0.0208)	0.0331** (0.0151)	0.0201 (0.0320)	0.0295 (0.0195)	0.0559*** (0.0185)
<i>inv</i>	0.0044 (0.0111)	0.0113* (0.0066)	0.0099 (0.0121)	0.0117* (0.0066)	0.0055 (0.0088)	0.0093 (0.0067)
<i>sci</i>	0.0838** (0.0354)	0.0806* (0.0459)	0.0365 (0.0242)	0.1198*** (0.0452)	0.0761** (0.0354)	0.1196** (0.0462)
<i>fis</i>	0.0186*** (0.0066)	0.0268*** (0.0076)	0.0411*** (0.0060)	0.0059 (0.0048)	0.0228*** (0.0072)	0.0186*** (0.0064)
<i>lnemp</i>	0.1241 (0.1016)	0.1014 (0.0755)	0.0586 (0.0879)	0.1246 (0.0798)	0.1390 (0.1055)	0.0639 (0.0808)
常数项	0.4695 (1.6275)	1.7333 (1.1544)	0.0545 (1.4285)	2.2217* (1.2569)	1.1353 (1.6216)	1.6597 (1.1436)
时间固定	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	787	1293	778	1302	1043	1037
<i>R</i> ²	0.549	0.320	0.605	0.320	0.500	0.198

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著;括号内的数字为稳健标准误。

七、结论和启示

(一) 结论

本文阐明了数字经济影响城市 FDI 的内在理论机理,并采用中国 2011—2018 年 284 个地级市层面数据,以双向固定效应模型实证检验数字经济对外商投资流入的影响、作用机制和空间异质性特征。结果表明,数字经济发展有利于城市 FDI 的增加,经过各种稳健性检验后结论依然成立;机制分析表明,数字经济通过带动数字金融、刺激居民创业渠道影响 FDI,数字经济强化的城市制造业发展,也有利于扩大 FDI 的流入。异质性分析表明,在实施宽带中国的城市、东部地区和数字经济发展水平高的城市,数字经济对强化 FDI 区位选

择的影响更加明显。

(二) 启示

鉴于数字经济在扩大对外开放中的积极作用,各城市应该抓住数字经济发展带来的新机遇,全方位提升网络基础设施建设水平和服务能力,进一步融入“双循环”新发展格局,引导企业将数字化改革的重点放在提升企业核心技术研发能力上,将目前主要依赖于“网民红利”“人口红利”“市场红利”及“应用端”发展起来的数字经济转向自主创新,加速以高精尖为导向的重大科技成果的突破;坚持长期扩大对外开放的战略方针,努力从“引资”转向“引智”,高质量引进外资,提升国内数字技术发展,保障国内大循环需要的人才、技术和服务,加快融入全球产业链、价值链的步伐。

从影响机制来看,首先,应用人工智能、大数据、物联网等信息技术支持制造业企业的数字化发展,以制造业企业的核心零部件、关键设备、中间产品生产作为创新突破口,构建在国际市场有竞争力的现代制造业生产体系,自主研发在新兴产业中成长起来的相关核心技术,并创新生产企业的数字化管理,实现由“中国制造”转向“中国创造”,突破在全球价值链的低端锁定困境,引进高质量FDI,弥补中国在制造业发展中的困境,赢得开放竞争新优势;其次,有效协调政府和市场的关系,相关部门要强化监管抑制互联网垄断,制定开放、包容的数字经济发展政策,营造公平、有秩序的营商环境,培育健全市场经济体制,以数字经济发展和市场制度的协同融合汇聚吸引外商投资新动能。

从区域发展角度来看,东部地区应该严格把控引进外商投资的质量,要以数字经济为着力点加快FDI在产业升级中的积极作用,引导外商投资转向高技术领域,增强与世界各国间的联系,以数字技术的协同渗透带动中西部地区发展;中西部地区应该在“一带一路”倡议下,结合当地资源禀赋找准定位谋划对接,积极承接东部地区产业、外资撤离的转移,抓住数字技术发展机遇,不能过多寄希望于廉价要素资源、相关优惠政策等传统因素,要致力于从改善基础设施、调整产业结构、完善市场经济体制等角度,构建当地产业支撑体系,增强知识存量和技术水平,拓宽引进外资的渠道,缩小和东部地区在利用外资上的差距。

参考文献

- [1] 高敬峰,王彬,2020.数字技术提升了中国全球价值链地位吗[J].国际经贸探索,36(11):35-51.
- [2] 何兴强,欧燕,史卫,等,2014.FDI技术溢出与中国吸收能力门槛研究[J].世界经济,37(10):52-76.
- [3] 胡志强,苗长虹,华明芳,等,2018.中国外商投资区位选择的时空格局与影响因素[J].人文地理,33(5):88-96.
- [4] 黄戮,陈薇,2021.知识产权保护与贸易开放度对外资引进的影响[J].技术经济,40(1):82-90.
- [5] 黄肖琦,柴敏,2006.新经济地理学视角下的FDI区位选择——基于中国省际面板数据的实证分析[J].管理世界,(10):7-13,26,171.
- [6] 江小涓,2019.新中国对外开放70年:赋能增长与改革[J].管理世界,35(12):1-16,103,214.
- [7] 康铁祥,2008.中国数字经济规模测算研究[J].当代财经,(3):118-121.
- [8] 李辉,2019.大数据推动我国经济高质量发展的理论机理、实践基础与政策选择[J].经济学家,(3):52-59.
- [9] 李凯,樊明太,2021.我国平台经济反垄断监管的新问题、新特征与路径选择[J].改革,(3):56-65.
- [10] 李牧辰,封思贤,2020.数字普惠金融与城乡收入差距——基于文献的分析[J].当代经济管理,42(10):84-91.
- [11] 李宗显,杨千帆,2021.数字经济如何影响中国经济高质量发展?[J].现代经济探讨,(7):10-19.
- [12] 梁琦,肖素萍,李梦欣,2021.数字经济发展提升了城市生态效率吗?——基于产业结构升级视角[J].经济问题探索,(6):82-92.
- [13] 刘建丽,2019.新中国利用外资70年:历程、效应与主要经验[J].管理世界,35(11):19-37.
- [14] 刘亚军,储新民,2017.中国“淘宝村”的产业演化研究[J].中国软科学,(2):29-36.
- [15] 鲁玉秀,方行明,张安全,2021.数字经济、空间溢出与城市经济高质量发展[J].经济经纬,38(6):21-31.
- [16] 吕朝凤,黄梅波,2018.金融发展能够影响FDI的区位选择吗[J].金融研究,(8):137-154.
- [17] 马双,赖漫桐,2020.劳动力成本外生上涨与FDI进入:基于最低工资视角[J].中国工业经济,(6):81-99.
- [18] 邱子迅,周亚虹,2021.数字经济发展与地区全要素生产率——基于国家级大数据综合试验区的分析[J].财经研究,47(7):4-17.
- [19] 曲金艺,李伟,曲智,2021.技术进步对外资进入影响的实证分析[J].技术经济,40(5):10-15.
- [20] 任保平,豆渊博,2021.“十四五”时期新经济推进我国产业结构升级的路径与政策[J].经济与管理评论,37(1):10-22.
- [21] 盛丹,王永进,2010.契约执行效率能够影响FDI的区位分布吗?[J].经济学(季刊),9(4):1239-1260.
- [22] 石喜爱,李廉水,程中华,等,2018.“互联网+”对中国制造业价值链攀升的影响分析[J].科学学研究,36(8):1384-1394.

- [23] 宋维佳, 2013. 工资水平与外商直接投资区位变动研究[J]. 财经问题研究, (10): 48-54.
- [24] 孙浦阳, 韩帅, 靳舒晶, 2012. 产业集聚对外商直接投资的影响分析——基于服务业与制造业的比较研究[J]. 数量经济技术经济研究, 29(9): 40-57.
- [25] 唐要家, 2021. 数字平台反垄断的基本导向与体系创新[J]. 经济学家, (5): 83-92.
- [26] 魏后凯, 贺灿飞, 王新, 2001. 外商在华直接投资动机与区位因素分析——对秦皇岛市外商直接投资的实证研究[J]. 经济研究, (2): 67-76, 94.
- [27] 余泳泽, 2011. 政府支持、制度环境、FDI与我国区域创新体系建设[J]. 产业经济研究, (1): 47-55.
- [28] 张长春, 2002. 影响 FDI 的投资环境因子分析[J]. 管理世界, (11): 32-41.
- [29] 张鹏, 2019. 数字经济的本质及其发展逻辑[J]. 经济学家, (2): 25-33.
- [30] 张晓波, 2019. 中国区域创新创业指数[EB/OL]. 北京大学开放研究数据平台, <https://doi.org/10.18170/DVN/PEFDAS>.
- [31] 张应武, 刘凌博, 2020. 营商环境改善能否促进外商直接投资[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), (1): 59-70.
- [32] 赵涛, 张智, 梁上坤, 2020. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界, 36(10): 65-76.
- [33] 周兵, 梁松, 邓庆宏, 2014. 金融环境视角下 FDI 流入与产业集聚效应的双门槛检验[J]. 中国软科学, (1): 148-159.
- [34] BARRELL R, PAIN N, 1999. Domestic institutions, agglomerations and foreign direct investment in Europe[J]. European Economic Review, 43(4): 925-934.
- [35] CARDONA M, KRETSCHMER T, STROBEL T, 2013. ICT and productivity: Conclusions from the empirical literature[J]. Information Economics and Policy, 25(3): 109-125.
- [36] CHENG L K, KWAN Y K, 2000. What are the determinants of the location of foreign direct investment? The Chinese experience[J]. Journal of International Economics, 51(2): 379-400.
- [37] CORCORAN A, GILLANDERS R, 2015. Foreign direct investment and the ease of doing business[J]. Review of World Economics, 151(1): 103-126.
- [38] FREY C B, OSBORNE M A, 2017. The future of employment: How susceptible are jobs to computerisation? [J]. Technological Forecasting and Social Change, 114: 254-280.
- [39] FUNG K C, GARCIA -HERRERO A, IIZAKA H, et al, 2005. Hard or soft? Institutional reforms and infrastructure spending as determinants of foreign direct investment in China[J]. Japanese Economic Review, 56(4): 408-416.
- [40] LU L, 2018. Promoting SME finance in the context of the fintech revolution: A case study of the UK's practice and regulation [J]. Banking and Finance Law Review, 33: 317-343.
- [41] LÜ P, SPIGARELLI F, 2016. The determinants of location choice: Chinese foreign direct investments in the European renewable energy sector[J]. International Journal of Emerging Markets, 11(3): 333-356.
- [42] MARKUSEN R, 1990. First mover advantages, blockaded entry, and the economics of uneven development [J]. NBER Working Paper No, 3284.
- [43] NARAYAN P K, SUN G Z. 2007. The division of labor, capital, communication technology and economic growth: The case of China 1952—1999[J]. Review of Development Economics, 11(4): 645-664.
- [44] SUN Q, TONG W, YU Q, 2002. Determinants of foreign direct investment across China[J]. Journal of International Money and Finance, 21(1): 79-113.
- [45] YANG Y, YANG X H, CHEN R X, et al, 2014. What drives emerging-economy outbound FDI decisions to obtain strategic assets?[J]. Asian Business and Management, 13(5): 379-410.

Does Digital Economy Affect the Location Choice of FDI?

Lu Yuxiu, Fang Xingming

(School of Economics, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China)

Abstract: The inner mechanism of digital economy on the FDI location choice is theoretically analyzed. Based on the data of China's 284 prefecture-level cities from 2011 to 2018, the index of digital economy was built to empirically measure its impacts on the location choice of FDI by using the dual-way fixed effects model. In addition, the indirect influence mechanism and series of heterogeneity characteristics of digital economy were further examined. The results indicate that the development of digital economy promotes urban FDI inflows, and indirectly improves manufacturing industry to strengthen its function. The conclusion is still valid after various robust tests. Furthermore, in view of the heterogeneity, the positive effect is more significant in cities with "Broadband China", the eastern cities and high level of digital economy. Mechanism analysis shows that digital economy affects FDI by improving Fintech and stimulating resident's entrepreneurial channels. These findings provide new thought and empirical basis for China to consolidate the development of digital economy, expand opening up and stabilize the foreign capital in the new era.

Keywords: digital economy; city; FDI; trade openness