

数字化转型重塑了企业地理格局吗?

——基于上市公司异地投资的研究

马为彪 吴玉鸣*

摘要: 本文基于2007—2020年A股上市公司及其子公司数据,实证分析了数字化转型对企业异地投资的影响及其机制。研究发现:(1)数字化转型提升了上市公司异地投资数量和投资距离,该结论在考虑内生性问题和一系列稳健性检验的条件下依然成立。(2)数字化转型对非国有企业、制造业和规模较大的上市公司异地投资促进作用更明显。(3)数字化转型通过缓解企业信息不对称和提高企业专业化分工水平,促进企业异地投资。(4)数字化转型对企业异地投资的影响与空间距离存在先增后减的倒“U”型关系。数字化转型对企业异省的异地投资促进作用大于同省的异地投资;中心城市相较于外围城市更易在企业数字化转型的过程中获得投资机会。本研究在微观层面为数字经济发展重塑区域经济地理格局提供了新的视角和证据。

关键词: 数字化转型;企业地理格局;上市公司;异地投资

中图分类号: F272

一、引言与文献综述

党的十九大报告提出,推动互联网、大数据、人工智能和实体经济深度融合,为建设数字中国、智慧社会提供有力支撑。党的十九届五中全会提出,发展数字经济,推进数字产业化和产业数字化,推动数字经济和实体经济深度融合,打造具有国际竞争力的数字产业集群。党的二十大报告再次强调要加快建设网络强国、数字中国。数字经济正以前所未有的发展速度、辐射范围和影响程度重塑着经济结构(张可云等,2022年)。中国信息通信研究院发布的《中国数字经济发展白皮书(2022年)》数据显示,2011年我国数字经济规模仅9.5万亿元,到2021年这一数字达到45.5万亿元,增长近4倍,已成为推动经济高质量发展的核心动力。

数字技术的快速发展改变了生产、流通和消费方式,在很大程度上对经济地理空间格局产生了影响。经济地理格局的空间变化一般可理解为企业、劳动力等经济主体在经济空间

* 马为彪(通讯作者),安徽工业大学商学院,邮政编码:243032,电子信箱:biaoym@163.com;吴玉鸣,华东理工大学商学院,邮政编码:200237,电子信箱:wuyuming@ecust.edu.cn。

本文获得国家自然科学基金面上项目“区域经济多极网络空间组织理论与实证研究”(批准号:72073045)、重庆市社会科学规划英才计划项目“成渝地区双城经济圈融入双循环价值链的机制与路径研究”(批准号:2022YC016)、重庆市教委科技项目“‘双碳’战略下长江经济带城市群产业基础能力评价与产业链空间布局优化研究”(批准号:KJZD-K202200801)的资助。感谢匿名评审专家的宝贵建议,作者文责自负。

中集聚与分散的动态演化(安同良、杨晨,2020)。当前,受原材料和用工成本上升、行业竞争加剧、市场需求萎缩等外部环境影响,企业成长面临的挑战不断加大。企业数字化转型成为其可持续发展的必由之路。企业数字化转型的过程是企业通过运用以大数据、人工智能、云计算、工业互联网为代表的数字技术改善自身管理模式,简化运营流程,创建新的核心业务模式的过程(张欣、董竹,2023)。不少研究发现企业数字化转型可以提升企业全要素生产率、治理效率和赋能企业实业发展等(赵宸宇等,2021;吴非等,2021;李万利等,2022)。随着数字技术与传统企业的深度融合,要素自然禀赋和地理位置对企业区位选择的约束不断弱化,推动企业实现跨区域投资、流动和迁移,并形成新的经济地理格局。在这一背景下,研究企业数字化转型对企业跨地区投资的影响和内在机制,对于优化区域经济地理布局,实现区域经济协调发展具有重要作用。

企业区位空间的变化是导致经济地理格局发生转变的微观表征。从传统的古典区位论到新经济地理学,空间要素逐渐被引入经典经济学的研究范式中,企业区位的空间变化所导致的经济地理格局的改变引起学者们的广泛关注。基础设施、集聚经济以及市场潜力被认为是影响企业区位选择的重要因素。信息基础设施是基础设施的重要组成部分,自20世纪90年代以来,随着信息技术的高速发展与广泛应用,信息基础设施不断迭代升级,改变了信息传播和知识扩散的方式,极大影响了微观主体行为。国内外学者普遍开始关注信息技术发展对经济活动产生的影响。信息技术大幅度降低了信息和知识传播的空间阻碍,压缩了时空距离,强化了时间因素的重要性,进而影响企业的区位选择(宋周莺、刘卫东,2012)。不少实证研究发现互联网技术能够重塑经济地理格局(安同良、杨晨,2020;Tranos and Ioannides,2020;Zhang et al.,2022)。近些年来,随着新基建的提速,以5G、工业互联网、大数据、云计算等为代表的新一代信息技术逐渐成为推动区域经济形成新格局的新动能。在宏观层面:潘彪和黄征学(2022)基于地级市层面的经验证据,研究了数字经济发展对制造业空间区位变革的影响,发现数字经济推动了制造业空间布局的分散化发展。纪玉俊和韦晨怡(2023)考察了省域数字经济发展对服务业集聚空间格局的重塑效应,发现数字经济显著提升了东部地区服务业集聚水平。在微观层面:王林辉等(2022)考察了工业智能化对企业地理格局的影响,认为工业智能化促进了人工智能企业集聚,而使传统企业分散。熊督闻和曾湘泉(2022)利用2015年国务院发布的《中国制造2025》作为外生冲击,并结合上市公司是否经历数字化转型构建双重差分模型,检验了数字化转型对制造企业跨地区投资的影响,发现数字化转型促进了制造企业异地投资。孔东民和陶云清(2023)利用“宽带中国”外生政策冲击,探讨了信息基础设施建设对企业投资的影响,发现信息基础设施建设有利于提升企业投资水平。

通过对以往的文献回顾,不难发现,多数研究从城市、省域等宏观层面探讨互联网等新兴技术对产业转移与布局的影响。虽有少量文献从外生政策冲击的角度,采用“01”虚拟变量的形式研究企业数字技术应用对企业投资的影响,但这种方法忽略了企业数字化转型的“强度”,并未考虑企业数字化转型的程度如何影响企业区位的选择。因此,与已有文献相比,本文可能的边际贡献在于以下三点:第一,本文将视角聚焦于微观层面的上市公司及其子公司数据,研究企业数字化转型对企业异地投资的影响及其内在机制,在微观层面提供了数字经济发展重塑区域经济空间格局的经验证据。这不仅丰富了企业投资影响因素的相关研究,而且为推进企业数字化转型,助力企业高质量发展提供了一定的参考价值。第二,本

文在研究数字化转型与企业异地投资直接关系的基础上,进一步讨论了地理距离的摩擦效应,证实了企业数字化转型对上市公司异地投资存在地理边界,地理距离依然是企业异地投资需要考虑的重要因素之一。第三,本文根据上市公司母公司和子公司所在区位,从微观企业投资流向的视角,不仅证实了企业数字化转型有利于突破行政边界,推动企业异地发展,而且发现在企业数字化转型的过程中,中心城市相较于外围城市更易吸引外来投资。

二、理论机制与研究假说

企业异地投资作为企业扩张的主要微观表象之一,在经济中普遍存在且频繁发生。从世界范围看,子公司化经营是企业集团进行扩张的主要特征。这是因为本地市场容量有限,企业为扩大市场规模,通常会积极拓展外地市场,进行异地投资。然而,异地投资因距离遥远,信息不能及时交流,通常面临着较高的不确定性(倪克金、刘修岩,2021)和进入成本。这导致企业难以进行远距离的跨区域投资。数字技术的广泛应用与发展优化了企业间的信息环境,促进企业向更为偏远的地区开拓市场。一方面,数字化转型降低了通信成本并扩大了通信范围,增强了网络的连通性(Lyytinen et al.,2016)。企业与数字技术的深度融合催生出网络协同制造模式,可以实现企业内部、企业间、行业内和行业间跨地区的信息交流与互动,极大地强化了企业的信息获取和检索能力,有效解决了距离所导致的信息沟通不畅和信息不对称等问题,降低了空间距离对企业区位选址的制约效应,使得企业的选址和迁移有了更多的选择。另一方面,企业通过数字技术应用,大幅度降低了信息获取成本,并利用大数据等手段从海量信息中提取有效信息,为企业拓展外地市场提供投资决策。这不仅减小了企业进行远距离或异地投资的风险,还提升了异地投资的准度和效率。此外,数字技术的快速发展,在很大程度上将受制于自然因素限制的企业区位选择变得更加多元化。企业通过大数据、云计算、区块链、工业互联网等新技术的应用实现了传统制造向智能制造的转型,技术环境发生较为明显的变化,进而逐步削弱了企业对传统生产要素的依赖(Prettner and Strulik,2017),为适应新技术的变化和新技术环境的要求,企业将会重新改变自身的区位(王林辉等,2022)。因此,本文提出:

H1:数字化转型有利于促进企业异地投资,能够重塑企业地理格局。

数字化转型主要通过缓解企业信息不对称、降低企业成本和提高企业专业化分工水平,影响企业异地投资。在缓解信息不对称方面:异地投资有利于企业的扩张,但也对母公司和子公司间的信息沟通提出了更高要求。由于异地子公司在地理空间上远离母公司,这导致公司股东需要通过当地的实际经营者掌握异地子公司的相关信息。在公司股东与实际经营者的管理和经营模式出现冲突的情况下,往往会导致信息沟通障碍,降低信息共享的意愿。数字化转型的企业可以依托数字技术获取子公司的生产、经营和管理的海量数据,并通过建立信息共享平台缓解企业间的信息不对称(董松柯等,2023)。此外,数字技术的应用,提升了企业信息披露质量,降低了金融机构和投资者对企业违约风险的担忧,从而缓解了由信息不对称所产生的企业投资资金不足的问题(孔东民、陶云清,2023),由此促进企业异地投资。在降低企业成本方面:企业数字化转型不仅能够优化企业组织内外部流程和资源配置(叶永卫等,2023),还能够通过赋能企业组织管理系统,提高企业内部信息分享的透明化,从而降低企业成本。企业利用数字平台,不仅可以实现企业销售管理、财务管理、设备管理等各业务模块和信息系统的数据和流程共享,从而提高多部门协同工作效率,降低管理成本,也可

以通过构建产品“数字孪生”模型,模拟产品研发过程,降低试错成本,提高产品合格率,从而降低企业研发成本(倪克金、刘修岩,2021),成本的降低加大了企业异地投资的概率。在加强企业专业化分工方面:交易费用理论认为,企业间的交易存在交易费用,当市场外部的交易成本较低时,企业更倾向于专业化发展。施炳展和李建桐(2020)认为,互联网技术的发展提升了企业外部信息沟通效率,降低了企业间协调成本,拓展了企业发展的范围,从而提升了企业专业化分工程度。袁淳等(2021)研究表明数字技术通过降低企业搜寻成本、谈判成本、监督成本以及违约风险等外部成本,促进企业专业化分工。企业专业化分工水平的提升,能够提高企业的市场竞争力,有利于企业扩大市场份额,从而促进企业异地投资。因此,本文提出:

H2:企业数字化转型主要通过缓解企业信息不对称、降低企业成本和提高企业专业化分工水平,影响企业异地投资。

数字化空间具有“零”距离的特征,在很大程度上克服了经济活动的时空限制和物质障碍(李万利等,2022),推动了企业实现跨区域投资和区位选择。那么,在数字经济发展的背景下,地理距离的空间限制真的消失了吗?黄鑫楠等(2020)指出,互联网的广泛应用极大降低了信息传输与交流成本,但网络信息的传播依然受地理距离的限制,人们往往与邻近地区的友人保持密切的交流与联系。企业进行异地投资的关键在于信息传递的畅通性。但地理距离的增加,在一定程度上降低了信息传递的及时性,不仅会产生委托代理和道德风险等问题,也增加了企业的管控难度和管理成本(刘秉镰等,2022)。此外,企业数字化转型使得企业跨区域的线上交流变得更加频繁与简便,促进了知识的溢出范围和效应。知识溢出包含显性知识溢出和隐性知识溢出(Panahi et al., 2013),尤其对于需要面对面交流的隐性知识而言,由于其包含了大量不可编码的信息,需要传播者和接受者近距离接触,这也导致地理因素的重要性不能完全被忽略(Leamer and Storper, 2001)。因此,本文提出:

H3:数字化转型对企业异地投资的影响受地理距离的限制,即存在最优距离。

数字技术的发展加强了区域、产业和企业跨地区交流的便利性,降低了信息交流成本,加速了要素跨区域流动。但由于中心城市与外围城市无论是经济发展水平还是发展环境均存在较大差异,因此,随着企业数字化转型程度的提升,企业的区位选择可能更加多元化。新古典经济学理论指出资本具有边际递减的规律,这意味着中心城市相较于外围城市具有更低的资本回报率。企业数字化转型很大程度上降低了跨地区交流的信息不对称问题,可能导致企业投资更加倾向于资本回报率更高的外围城市。此外,由于中心城市具有更高的拥挤成本(高企的房价和高昂的劳动力),互联网的发展放大了拥挤成本的分散力(安同良、杨晨,2020)。同时,企业利用数字平台所产生的“虚拟集聚”亦可在偏离中心城市的外围城市享受集聚效应。这意味着随着企业数字化水平的提升,企业可能偏向投资于外围城市。然而,也有文献指出,中心城市由于具有更大的市场规模和更强的集聚经济,能够实现规模报酬递增(马光荣等,2020)。因此,中心城市可能具有更高的资本回报率。同时,由于中心城市分布更多的知识密集型企业 and 创新性人才,创新活动更加频繁。而创新活动一般包含着更多隐性知识,需要面对面交流,导致相同的线上交流可能引发更多的线下接触(吴思栩等,2022),企业数字技术的应用与线下交流形成互补。这意味着在数字化发展的背景下,企业可能更倾向投资于中心城市。因此,本文提出:

H4a:数字化转型更有利于企业异地投资偏向中心城市。

H4b:数字化转型更有利于企业异地投资偏向外围城市。

三、研究设计

(一) 模型设定

企业作为经济活动的主体,尤其是上市公司更是优秀企业的代表,其跨地区投资、经营和布局对推动区域均衡发展,缩小贫富差距意义重大(李彬等,2022)。本文主要以上市公司子公司跨区域投资为研究对象,从微观层面揭示数字化转型对企业地理格局的影响。构建基准模型如下:

$$\ln firm_{i,j,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln dig_{i,j,t} + \sum \alpha_n controls + enterprise_i + city_j + year_t + pro_l \times year_t + ind_k \times year_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (1)$$

(1)式中: $\ln firm_{i,j,t}$ 为被解释变量, $\ln dig_{i,j,t}$ 为核心解释变量, $controls$ 为可能影响上市公司子公司异地投资的控制变量,包括企业层面和城市层面的控制变量。 $enterprise_i$ 、 $city_j$ 和 $year_t$ 分别为公司固定效应、城市固定效应和时间固定效应, $\varepsilon_{i,j,t}$ 为随机误差项。同时,考虑到不同地区、行业在不同年度的企业可能受到宏观政策的影响而产生异质性,为进一步减小宏观大环境所引起的偏误,本文还控制了省份和时间交互项($pro_l \times year_t$)及行业和时间交互项($ind_k \times year_t$)。

(二) 变量选择

被解释变量。 $firm_{i,j,t}$ 表示上市公司异地子公司数量,使用总部位于 j 城市 i 上市公司 t 时期内在非总部城市投资的子公司数量表示,这里将其加1后进行对数化处理。

核心解释变量。 $dig_{i,j,t}$ 表示企业数字化转型程度,主要参考袁淳等(2021)、吴非等(2021),基于机器学习的文本分析法,从人工智能、云计算、区块链、大数据和数字技术应用等五个方面构建上市公司企业数字化转型的指标体系。具体步骤包括三步:第一,通过对中央人民政府、工业和信息化部等网站进行搜索,筛选国家层面关于数字经济相关政策文件为企业数字化提供主要关键词^①。第二,对上市公司年报进行文本分析,并基于国家政策中出现的数字化关键词,统计企业数字化转型的相关词汇在年报中出现的频率。第三,对提取到上市公司年报中出现的数字化转型的相关词频进行统计并加总,词频数越多,说明企业数字化转型程度越高。但该数据具有典型的“右偏性”特征,故对其加1后进行对数化处理。

控制变量。本文参考曹春方等(2015)、安同良和杨晨(2020),选取以下可能影响企业异地投资的控制变量。企业层面控制变量包括:第一大股东持股占比($largest$);净资产收益率(roe),采用净利润与净资产总额的比值表示;独立董事占比(ind);企业规模($size$),采用总资产的对数表示;企业年龄(age),采用企业经营年数的对数衡量;资产负债率($debt$),采用总负债与总资产的比值表示。城市层面控制变量包括:金融发展程度(fin),采用年末贷款余额占GDP比重表示;城市人口规模($scale$),采用城市常住人口的对数表示;政府支出(gov),采用政府财政支出占GDP比重表示;地区经济发展水平($rgdp$),采用地区人均GDP的对数表示;产业结构($second$),采用第二产业增加值占GDP比重表示;交通基础设施(hsr),采用城市是否开通高铁的二元变量表示,开通设置为1,否则为0。

①考虑到文章篇幅有限,正文中并未提供关于政策文件和数字经济的相关词汇,留存备索。

(三)数据来源与变量描述

本文使用的上市公司及其子公司的数据主要来源于国泰安数据库。子公司所在城市主要根据子公司名称通过百度搜索引擎和爱企查网站进行手动搜索和整理得到。样本区间为2007—2020年,对子公司数据的筛选主要包括以下三个部分:(1)仅保留A股上市公司子公司样本;(2)删除所属地在港澳台地区以及国外的子公司样本;(3)删除名称信息缺失的子公司样本。从上市公司异地子公司数量来看(如图1所示),2007—2020年期间,上市公司异地子公司数量呈现不断上升的趋势,2020年异地子公司数量约为54 000家,占子公司数量超过65.2%。

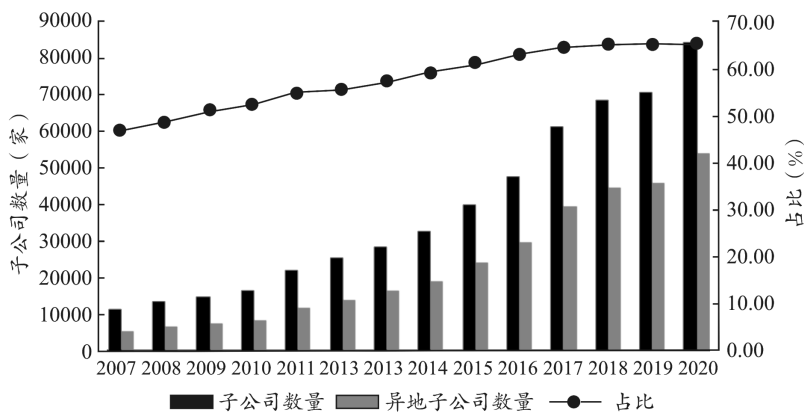


图1 2007—2020年上市公司子公司数量、异地子公司数量以及占比情况

除上述对子公司数据的处理外,本文对上市公司数据还进行了以下筛选:(1)仅保留A股正常上市的上市公司样本;(2)剔除金融行业样本;(3)剔除资不抵债样本;(4)剔除相关变量缺失样本。城市层面数据来源于历年《中国城市统计年鉴》以及各地级市统计年鉴,并对所有连续变量进行了1%的缩尾处理。

表1给出了各变量的描述性统计。

表 1		变量的描述性统计					
类型	含义	符号	均值	标准差	最小值	最大值	观测值
被解释变量	异地子公司数量	lnfirm	1.7603	1.1139	0	4.7274	31 900
核心解释变量	数字化转型程度	lnDIG	2.7640	1.1575	0	5.3613	31 900
公司层面控制变量	第一大股东持股占比	largest	0.3518	0.1505	0.0894	0.7496	31 900
	净资产收益率	roe	0.0623	0.1355	-0.7648	0.3471	31 900
	独立董事占比	ind	0.3735	0.0528	0.3077	0.5714	31 900
	资产负债率	debt	0.4293	0.2076	0.0530	0.8913	31 900
	企业规模	size	21.7461	1.2836	19.3067	25.7141	31 700
	企业年龄	age	2.7998	0.3511	1.7918	3.5264	31 800
城市层面控制变量	金融发展程度	fin	1.5555	0.6306	0.4050	3.2882	31 300
	城市人口规模	scale	6.7179	0.7130	4.8379	7.9963	31 300
	政府支出	gov	0.1510	0.0521	0.0695	0.3109	31 300
	地区经济发展水平	rgdp	11.0182	0.5504	9.4205	11.8967	31 300
	产业结构	second	0.4227	0.1101	0.1583	0.6518	31 300
	交通基础设施	hsr	0.7678	0.4222	0	1	31 300

四、实证回归分析

(一) 基准回归结果分析

为进一步检验企业数字化转型对企业异地投资的影响,对(1)式进行回归,表 2 给出了基准回归结果。

表 2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	lnfirm	lnfirm	lnfirm	lnfirm	lnfirm
Indig	0.068 *** (0.011)	0.040 *** (0.009)	0.039 *** (0.009)	0.041 *** (0.008)	0.044 *** (0.008)
largest		-0.559 *** (0.115)	-0.560 *** (0.117)	-0.483 *** (0.110)	-0.499 *** (0.109)
roe		-0.050 (0.036)	-0.040 (0.035)	-0.041 (0.034)	-0.045 (0.034)
ind		-0.002 (0.144)	-0.035 (0.144)	0.042 (0.139)	0.052 (0.138)
debt		0.280 *** (0.060)	0.247 *** (0.061)	0.239 *** (0.058)	0.232 *** (0.058)
size		0.506 *** (0.020)	0.512 *** (0.020)	0.496 *** (0.018)	0.494 *** (0.018)
age		0.598 *** (0.112)	0.578 *** (0.113)	0.612 *** (0.114)	0.618 *** (0.116)
fin			-0.031 (0.035)	-0.008 (0.034)	-0.072 (0.049)
scale			-0.022 (0.137)	-0.019 (0.139)	-0.045 (0.185)
gov			-0.226 (0.310)	-0.343 (0.312)	-0.306 (0.454)
rgdp			-0.199 * (0.117)	-0.205 * (0.114)	-0.052 (0.153)
second			0.015 (0.211)	-0.011 (0.207)	-0.644 ** (0.299)
hsr			0.007 (0.018)	0.005 (0.018)	0.022 (0.023)
cons	1.581 *** (0.031)	-10.938 *** (0.483)	-8.581 *** (2.133)	-8.350 *** (2.117)	-9.485 *** (2.790)
公司固定	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是
行业-时间固定	否	否	否	是	是
省份-时间固定	否	否	否	否	是
R ²	0.808	0.853	0.856	0.866	0.869
N	31 398	31 242	30 874	30 800	30 800

注:括号内为企业层面的聚类标准误;*表示 $p<0.1$, **表示 $p<0.05$, ***表示 $p<0.01$ 。下表同。

表 2 第(1)—(3)列分别是不加入任何控制变量、加入企业层面控制变量以及加入企业和城市层面控制变量的回归结果。同时,为进一步缓解宏观大环境所引起的内生性问题,第(4)列和第(5)列逐步控制了行业和时间交互项、省份和时间交互项。从回归结果看,企业数字化转型(*Indig*)系数均在 1%的水平上显著为正,说明数字化转型确实能够促进企业异地投资,对企业地理格局存在着重塑效应。从控制变量的回归结果看(表 2 第(5)列),企业规模和企业年龄能够显著促进企业异地投资,说明企业发展规模越大、发展越成熟,越倾向于异地投资。资产负债率(*debt*)系数在 1%的水平上显著为正,说明企业资产负债率越高,企

业异地投资数量越多。可能的原因在于,企业增加借贷用以建立更多的子公司,达到进一步拓展外地市场,扩大经营范围的目的。而第一大股东投资比例(*largest*)系数在 1%的水平上显著为负,说明第一大股东持股比例越高,企业异地投资数量越少。可能的原因在于,股东多元化的背景更易使得企业进入更多的地区。产业结构(*second*)系数在 5%的水平上显著为负,说明城市第二产业越发达,企业异地投资数量越少。可能原因在于,城市工业发展水平越高,制造业产业集群能力越强,越有利于吸引企业投资。其他控制变量结果均不显著。

(二) 稳健性检验

1.排除企业策略性行为的解释

尽管基于机器学习的文本分析法构建的企业数字化转型指标能够较为全面地捕捉企业数字化水平,但也可能受到企业策略性信息披露行为的影响。为排除企业可能夸大信息披露的行为,本文参考袁淳等(2021),做了以下四种尝试:(1)剔除数字化水平为 0 的公司样本;(2)通过模型估计企业数字化相关词汇披露次数,并剔除夸大嫌疑较高的观测值,这里剔除残差值高于 80%分位数的公司样本;(3)剔除因信息披露等问题受中国证券监督管理委员会和深圳证券交易所处罚的公司样本;(4)保留信息披露考评结果为优良的公司样本。回归结果见表 3,所得结果与基准回归结果基本保持一致,说明基准回归结果具有稳健性。

表 3 排除企业策略性行为的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	剔除数字化水平为 0 的公司样本	剔除数字化词频残差值高于 80% 分位数的公司样本	剔除因信息披露等问题受处罚的公司样本	保留信息披露考评结果为优良的公司样本
	lnfirm	lnfirm	lnfirm	lnfirm
Indig	0.046*** (0.009)	0.025** (0.010)	0.042*** (0.010)	0.045*** (0.012)
cons	-9.421*** (2.809)	-8.282*** (2.793)	-10.255*** (3.065)	-8.662** (3.811)
控制变量	是	是	是	是
公司固定	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
行业-时间固定	是	是	是	是
省份-时间固定	是	是	是	是
R ²	0.871	0.884	0.879	0.893
N	29 892	24 604	22 397	14 124

2.其他稳健性检验

为进一步检验模型结果的稳健性,本文做了以下四种尝试:(1)替换被解释变量。将被解释变量替换为上市公司母公司与其异地子公司的平均距离的对数(ln*dis*)和异地子公司数量占子公司总数量的比重的对数(ln*rate*),回归结果分别见表 4 第(1)—(2)列。(2)替换核心解释变量。将核心解释变量替换为企业数字化词频数占上市公司年报总词频数的比重的对数(ln*digrate*),回归结果见表 4 第(3)列。同时,使用企业年末无形资产明细项中与数字经济相关部分的金额占无形资产总额的比重的对数(ln*digassert*)进行替换,回归结果见表 4 第(4)列。(3)为进一步缓解逆向因果可能带来的内生性问题,将核心解释变量和控制变量均滞后 1 期^①,

①本文也将滞后期选择 2 期和 3 期,回归结果依然保持稳健,留存备索。

回归结果见表 4 第(5)列。(4)考虑到直辖市在全国政治、经济、文化、科技和交通等方面具有引领作用,更易吸引外地公司的投资,可能会导致结果的有偏性,故删除直辖市的影响,回归结果见表 4 第(6)列。从以上回归结果看,数字化转型系数均显著为正,再次说明数字化转型促进企业异地投资这一结论具有稳健性。

表 4	其他稳健性检验结果					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Indis	lnrate	lnfirm	lnfirm	1.lnfirm	lnfirm
Indig	0.071 *** (0.026)	0.008 *** (0.003)				
Indigrate			0.027 *** (0.007)			
Indigassert				0.009 * (0.005)		
L.lndig					0.041 *** (0.009)	
Indigdel						0.050 *** (0.009)
cons	5.772 (9.370)	-0.311 (1.065)	-9.543 *** (2.780)	-6.427 * (3.599)	-8.375 *** (1.085)	-10.068 *** (2.732)
控制变量	是	是	是	是	是	是
公司固定	是	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
行业-时间固定	是	是	是	是	是	是
省份-时间固定	是	是	是	是	是	是
R ²	0.677	0.809	0.869	0.867	0.868	0.873
N	30 800	30 800	30 800	23 414	26 526	24 447

(三) 外生政策冲击检验

2013 年 8 月,《国务院关于印发“宽带中国”战略及实施方案的通知》(国发〔2013〕31 号)指出,加快构建宽带、融合、安全、泛在的下一代国家信息基础设施,全面支撑经济发展和服务社会民生。在此战略的推动下,国家发展改革委和工信部在 2014—2016 年期间,共选择了 117 个城市(城市群)作为“宽带中国”的试点城市。新一代网络基础设施的建设是数字经济发展的前提。“宽带中国”试点政策的重点任务包括加快试点城市宽带网络优化升级,提升当地宽带覆盖范围、速度等,这将促进试点城市企业的数字化转型(肖土盛等,2022)。目前,不少研究已将“宽带中国”试点政策代表数字经济发展,利用外生政策冲击,以此来缓解模型的内生性问题(赵涛等,2020)。本文将“宽带中国”试点政策作为准自然实验,采用双重差分(DID)法,从外生政策冲击的角度分析数字化转型对企业地理格局的影响。具体而言,将国家发展改革委和工信部于 2014 年、2015 年和 2016 年分别遴选的“宽带中国”试点城市作为处理组($treat = 1$),样本期间内其他城市作为对照组($treat = 0$)。同时,将城市获批“宽带中国”试点政策的当年及之后年份作为政策实施后记为 $dummy = 1$,否则为 0。构建双重差分模型如下:

$$lnfirm_{i,j,t} = \beta_0 + \beta_1 did_{j,t} + \sum \beta_n controls + enterprise_i + city_j + year_t + pro_l \times year_t + ind_k \times year_t + \varepsilon_{i,j,t}$$

(2)

(2)式中: $did_{i,t}$ 为试点城市 $treat_j$ 和政策实施时间 $dummy_t$ 的交互项,即“宽带中国”试点政策的虚拟变量。控制变量与基准模型保持一致,不再赘述。回归结果如表 5 所示。表 5 第(1)列和第(2)列分别是被解释变量为异地投资数量和异地投资平均距离的回归结果。从回归

结果看,“宽带中国”试点政策(*did*)系数均显著为正,说明“宽带中国”试点政策的实施不仅促进了企业异地投资,而且增加了企业异地投资距离,重塑了企业地理格局。

表 5 外生政策冲击回归结果

	(1)	(2)
	<i>lnfirm</i>	<i>lndis</i>
<i>did</i>	0.049** (0.023)	0.244*** (0.080)
<i>cons</i>	-8.068*** (2.131)	7.692 (9.337)
公司控制变量	是	是
城市控制变量	是	是
公司固定	是	是
城市固定	是	是
时间固定	是	是
行业-时间固定	是	是
省份-时间固定	是	是
<i>R</i> ²	0.866	0.677
N	30 800	30 800

平行趋势检验是使用双重差分的重要前提,为进一步检验“宽带中国”试点政策实施前后处理组和对照组上市公司异地子公司数量是否具有平行趋势与动态效应^①,借用 Beck 等(2010)的事件分析法,构建模型如下:

$$\ln firm_{i,j,t} = \lambda_0 + \sum_{s=-9}^5 \lambda_s D_s + \sum \lambda_n controls + enterprise_i + city_j + year_t + pro_l \times year_t + ind_k \times year_t + \varepsilon_{i,j,t}$$

(3)

(3)式中:*D*为实施“宽带中国”政策的年份哑变量,当*s*<0时,表示“宽带中国”政策实施前*s*期;当*s*=0时,表示“宽带中国”政策实施的当年;当*s*>0时,表示“宽带中国”政策实施后*s*期。图2给出了平行趋势检验的结果。

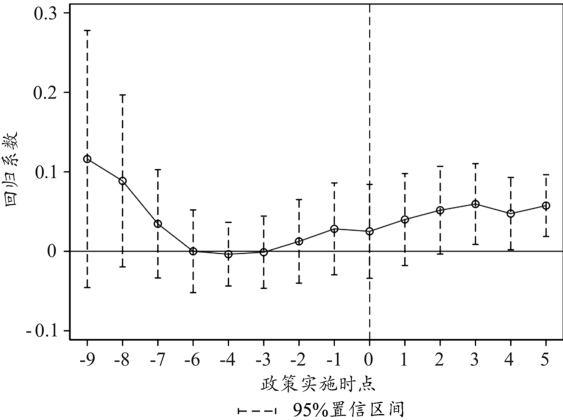


图 2 平行趋势检验

①本文也给出了“宽带中国”试点政策实施前后处理组和对照组异地子公司数量的变化趋势。结果显示,试点城市与非试点城市的异地子公司数量均在增加,但试点城市的异地子公司数量明显高于非试点城市;且两者的差距在2014年之前保持了相对稳定,但在2014年之后明显加大。这在一定程度上说明“宽带中国”试点政策的实施促进了企业的异地投资。受限于文章篇幅,未给出结果,留存备案。

从图 2 的结果看,在“宽带中国”试点政策实施前系数估计值均不显著;在试点政策实施后,系数在第 3 期开始显著,说明本文的研究结果通过了平行趋势检验,但具有一定的时滞性。

(四) 工具变量检验

企业数字化转型能够促进企业异地投资,但随着异地投资的增加,信息交流成本更加昂贵,倒逼企业进行数字化转型,两者可能存在互为因果的关系。为进一步缓解模型的内生性问题,参照倪克金和刘修岩(2021),本文构建数字化转型的行业均值,即同一城市、同一行业内,除本企业外其他所有企业数字化转型的均值(*iv1*),作为数字化转型的工具变量。理由在于:第一,企业数字化转型与同一行业和同一城市数字化水平相关,满足相关性。第二,数字化转型的行业均值与单独某个企业异地投资的关联性较小,满足外生性要求。同时,本文也借鉴董松柯等(2023),构建异方差的工具变量。具体而言,采用数字化转型与按省份和行业分类的数字化转型均值差值的三次方(*iv2*)作为工具变量。回归结果如表 6 所示。表 6 第(1)—(2)列分别是 *iv1* 和 *iv2* 作为工具变量的回归结果。从第一阶段回归结果看,工具变量系数均在 1%水平上显著为正,说明工具变量与企业数字化转型具有相关性。第二阶段回归结果显示,企业数字化转型(*Indig*)系数均显著为正,说明模型结果具有较好的稳健性^①。工具变量的可识别检验(K-Paap rk LM statistic)和弱工具变量检验(Kleibergen-Paap rk Wald F statistic)均通过检验,说明工具变量具有一定的合理性。工具变量的结果大于基准回归结果,说明基准回归结果低估了企业数字化转型对企业异地投资的影响,主要研究结论依然成立。

表 6 工具变量检验结果

	第一阶段回归结果	
	(1) <i>Indig</i>	(2) <i>Indig</i>
<i>iv1</i>	0.451 *** (0.014)	
<i>iv2</i>		0.008 *** (0.000)
	第二阶段回归结果	
	(1) <i>lnfirm</i>	(2) <i>lnfirm</i>
<i>Indig</i>	0.068 *** (0.020)	0.086 *** (0.020)
控制变量	是	是
公司固定	是	是
城市固定	是	是
时间固定	是	是
行业-时间固定	是	是
省份-时间固定	是	是
可识别检验	605.12	204.88
[<i>p</i> 值]	[0.000]	[0.000]
弱 <i>iv</i> 检验	1099.68	461.68
<i>R</i> ²	0.213	0.212
N	30 800	30 800

注:可识别检验采用 K-Paap rk LM statistic 进行检验,中括号内为相应 *p* 值;弱 *iv* 检验采用 Kleibergen-Paap rk Wald F statistic 进行检验。表 8 同。

①本文也将被解释变量上市公司异地投资数量替换为异地投资平均距离,工具变量结果依然通过检验。

(五) 异质性分析

1. 股权性质异质性

数字化转型促进了企业异地投资在很大程度上是因为数字化便利了母公司与子公司间的信息交流和知识传递。马光荣等(2020)认为国有企业的异地并购决策对信息交流成本的敏感性较低,相较于民营企业,国有企业的异地投资更少。本文根据股权性质将上市公司分为国有企业和非国有企业两个子样本分别进行回归,回归结果见表7第(1)―(2)列。从回归结果看,非国有企业的数字化转型系数要大于国有企业,说明数字化转型更能推动非国有企业的异地投资。

2. 产业异质性

不同产业数字化发展水平不同,且由于不同产业的产业链特征存在较大差异,数字化转型对企业异地投资的影响是否存在产业异质性? 本文根据产业属性将总样本划分为制造业和服务业两个子样本,回归结果见表7第(3)―(4)列。从回归结果看,数字化转型对制造业企业异地投资的影响要高于其对服务业企业异地投资的影响。可能的原因在于,随着数字化水平的提升,制造业依托工业互联网平台能够显著提升供应链管理效率,降低集聚选址的需求(潘彪、黄征学,2022)。同时,袁淳等(2021)认为,制造业企业边界的调整对内外部环境更为敏感,企业数字化转型更能促进制造业企业的专业化分工。这意味着数字化转型对制造业的影响更大。

3. 企业规模异质性

一般而言,企业规模越大,越有能力进行数字化转型。同时,企业规模越大,也越能够促进企业进行更大范围的扩张。为进一步分析数字化转型对企业异地投资的影响是否存在企业规模的异质性,本文根据企业规模的中位数,将大于中位数的样本赋值为 $dum = 1$,反之则为0,并生成与企业数字化转型的交互项,回归结果见表7第(5)列。从回归结果看,交互项系数显著为正,说明企业规模越大,数字化转型对企业异地投资的影响越明显。

表 7 异质性分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	国有企业	非国有企业	制造业	服务业	企业规模
	$\ln firm$	$\ln firm$	$\ln firm$	$\ln firm$	$\ln firm$
$\ln dig$	0.038 *** (0.013)	0.044 *** (0.011)	0.047 *** (0.010)	0.028 ** (0.014)	0.038 *** (0.009)
$\ln dig \times dum$					0.010 * (0.006)
$cons$	-10.738 *** (3.965)	-9.194 ** (3.768)	-8.571 *** (2.871)	-12.385 (10.709)	-9.298 *** (2.782)
控制变量	是	是	是	是	是
公司固定	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是
行业-时间固定	是	是	是	是	是
省份-时间固定	是	是	是	是	是
R^2	0.879	0.889	0.869	0.901	0.869
N	11 932	18 576	22 367	7 964	30 800

五、影响机制分析

前文的实证研究表明,数字化转型显著增加了企业异地投资的数量和距离,重塑企业地理格局。那么,数字化转型以何种渠道影响企业异地投资?前文的理论分析认为,数字化转型通过缓解企业信息不对称、降低企业成本和提升企业专业化分工水平,影响企业异地投资。接下来,本文对此进行检验。

(一)缓解企业信息不对称

企业数字化转型能够提升企业间沟通效率和信息透明度,从而缓解企业在异地投资中面临的信息不对称,达到提高异地投资效率的目的。本文参照方明月等(2023),采用分析师盈余预测偏差(*ferror*)来表示企业面临的信息不对称程度,分析师盈余预测偏差越小,说明企业面临的信息不对称程度越低。回归结果见表8第(1)列。回归结果表明,企业数字化转型(*Indig*)系数在1%的水平上显著为负,说明数字化转型能够缓解企业的信息不对称。同时,为进一步减小模型内生性带来的偏误,采用行业数字化转型的均值(前文的*iv1*)作为工具变量。回归结果见表8第(2)列,从工具变量的回归结果看,企业数字化转型(*Indig*)系数在5%的水平上显著为负,说明在考虑内生性的情况下,回归结果具有一定的稳健性。且工具变量的可识别检验和弱工具变量检验均通过检验,说明选择的工具变量具有一定的合理性。企业数字化转型通过缓解企业间的信息不对称,提升信息透明度和沟通效率,从而促进企业异地投资。

(二)降低企业成本

企业通过运用数字技术为自身建立起智能管理体系,不仅提升了产业链的管理效率,还降低了企业的运营成本,从而影响企业投资效率。在衡量企业成本方面,主要参考赵宸宇等(2021),采用成本费用率(*cost*)表示。其中,成本费用率=(主营业务成本+管理费用)/主营业务收入。回归结果见表8第(3)列。从回归结果看,数字化转型显著降低了企业成本费用率。这意味着数字技术与传统企业的深度融合,可以显著降低企业的成本费用,从而促进企业异地投资。同时,为进一步降低模型因内生性导致的偏误,这里参照上文的做法,使用工具变量进行回归,回归结果见表8第(4)列。从回归结果看,企业数字化转型对企业成本的影响并不显著,说明数字化转型与企业成本具有一定的内生性。企业数字化转型对降低企业成本这一机制的回归结果并不很稳健。

(三)提升企业专业化分工水平

企业数字化转型影响企业异地投资的第三条路径是:企业数字化转型通过提升外部沟通效率,降低交易成本,从而促进企业的专业化分工,助力企业拓展外地市场。遵循这一逻辑,本文参照袁淳等(2021)、张虎等(2023),采用修正的价值增值法^①对企业专业化分工水

^①价值增值法主要通过企业微观数据反映企业专业化分工水平。本文采用修正的价值增值法测度企业专业化分工水平。具体公式如下:企业专业化分工水平=采购额/(主营业务收入-净利润+正常利润)=采购额/(主营业务收入-净利润+净资产×平均净资产收益率)。其中,采购额=(购买商品、接受劳务支付的现金+期初预付款-期末预付款+期末应付款-期初应付款+期末应付票据-期初应付票据)/(1+增值税率)+期初存货-期末存货;增值税率取17%;平均净资产收益率采用企业所在行业近三年净资产收益率的均值表示。

平(*sdl*)进行测度。回归结果见表 8 第(5)列。从回归结果看,数字化转型系数显著为正。同时,采用工具变量进行回归,从表 8 第(6)列结果可以看到,数字化转型系数也显著为正,说明在考虑内生性的情况下,回归结果具有稳健性。数字技术与传统企业的深度融合,能够降低交易成本,促进企业专业化分工,在同等情况下,企业更有能力进行异地投资。

表 8 影响机制分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>ferror</i>	<i>ferror(iv1)</i>	<i>cost</i>	<i>cost(iv1)</i>	<i>sdl</i>	<i>sdl(iv1)</i>
<i>Indig</i>	-0.244 *** (0.076)	-0.442 ** (0.175)	-0.003 *** (0.001)	-0.001 (0.003)	0.007 ** (0.003)	0.011 * (0.006)
<i>cons</i>	40.006 * (21.968)		0.702 * (0.365)		0.137 (0.702)	
控制变量	是	是	是	是	是	是
公司固定	是	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
行业-时间固定	是	是	是	是	是	是
省份-时间固定	是	是	是	是	是	是
可识别检验		535.01		605.29		503.58
[<i>p</i> 值]		[0.000]		[0.000]		[0.000]
弱 <i>iv</i> 检验		886.04		1097.50		910.41
<i>R</i> ²	0.291	0.007	0.869	0.124	0.423	0.095
N	25 461	25 461	30 786	30 786	26 040	26 040

六、进一步分析

(一) 数字化转型对母子公司异地空间距离的影响

前文的实证分析证实了数字化转型不仅能够促进企业异地投资,而且增加了企业异地投资的距离,从而重塑了企业地理格局。数字化转型使得企业间的信息交流变得更加高效和顺畅,即时通讯、视频会议、云平台等数字技术的应用更加便利了企业间的知识、数据和思想的共享,这在很大程度上削弱了时空距离对经济活动产生的空间束缚。在数字化转型的背景下,地理距离真的“消亡”了吗?接下来,本文将对 H3 进行检验。

本文根据上市公司母子公司的异地平均距离(*dis*)的中位数,将大于中位数的样本取*dumdis*=1,反之则为0,并生成与数字化转型(*Indig*)的交互项。表 9 第(1)列回归结果显示,数字化转型与异地空间距离虚拟变量的交互项系数显著为正,说明随着母子公司异地距离的增加,数字化转型更能促进企业异地投资。进一步的,通过引入母子公司异地平均距离(*dis*)与数字化转型(*Indig*)的交互项,检验数字化转型对企业异地投资的距离效应。表 9 第(2)列回归结果显示,当引入距离的一次交互项时,数字化转型(*Indig*)与距离的一次交互项系数显著为正,这与表 9 第(1)列结论保持一致。这是否意味着母子公司空间距离越远越能发挥数字化转型对企业异地投资的提升效应呢?接着,引入数字化转型(*Indig*)与距离的二次交互项。表 9 第(3)列回归结果显示,二次交互项系数显著为负,说明数字化转型对企业异地投资的影响效应与距离呈现倒“U”型关系。

为更加直观地表现数字化转型对企业异地投资的影响与空间距离的关系,本文基于表 9

第(3)列回归结果,描绘了图 3。图 3 结果显示,随着母子公司异地空间距离的增加,数字化转型对企业异地投资的提升效应逐渐增大,并在距离约 1500 公里左右达到最大。此后,随着距离的增加,数字化转型对企业异地投资的提升效应逐渐减小。这说明数字化转型对企业异地投资的影响存在最佳距离,并不是距离越远越好。

为进一步检验数字化转型对企业异地投资影响的距离效应,根据母子公司异地平均距离(*dis*),将总体样本划分为 500 公里以内、500~1500 公里以及 1500 公里以上三个区间段进行分段回归。回归结果见表 9 第(4)一(6)列。从回归结果看,数字化转型系数仅在 500~1500 公里显著为正,且在 1500 公里以后变为负的不显著,进一步证实了数字化转型对企业异地投资的影响存在有效范围,空间距离对经济活动的限制依然存在。

表 9 母子公司异地空间距离的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	中位数以上	一次交互项	二次交互项	<500km	500km~1500km	≥1500km
	lnfirm	lnfirm	lnfirm	lnfirm	lnfirm	lnfirm
Indig	-0.017* (0.009)	-0.063*** (0.009)	-0.150*** (0.010)	0.015 (0.011)	0.030*** (0.009)	-0.050 (0.032)
Indig×dumdis	0.112*** (0.006)					
Indig×dis		1.42e-04*** (7.42e-06)	4.27e-04*** (1.90e-05)			
Indig×dis2			-1.52e-07*** (1.11e-08)			
cons	-8.164*** (2.673)	-8.605*** (2.618)	-6.615*** (2.501)	-1.329 (3.921)	-12.510*** (3.421)	-18.207* (9.604)
控制变量	是	是	是	是	是	是
公司固定	是	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
行业-时间固定	是	是	是	是	是	是
省份-时间固定	是	是	是	是	是	是
R ²	0.876	0.880	0.890	0.908	0.894	0.957
N	30 800	30 800	30 800	11 126	16 987	1 611

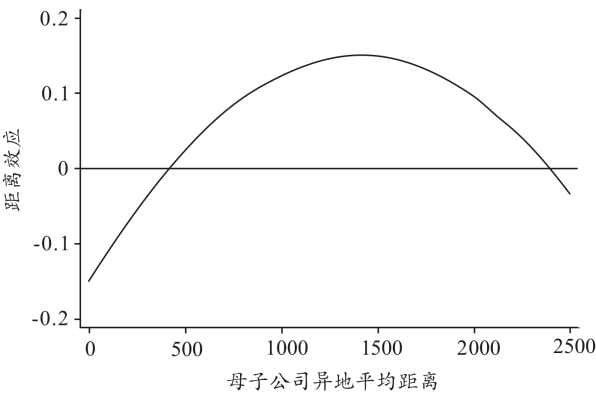


图 3 数字化转型对企业异地投资影响的距离效应

(二)数字化转型对母子公司区位选择的影响

上文的实证结果表明数字化转型显著促进了企业异地投资,且增加了企业异地投资的距离,但对于企业异地投资的区位选择并未有清晰判断。随着企业数字化水平的提升,企业更倾向投资于中心城市还是外围城市?企业数字化转型能否助力企业投资突破省际边界?

为进一步验证数字化转型对企业异地投资区位选择的影响,本文首先将地级市划分为中心城市和外围城市,将中心城市定义为直辖市、省会城市以及副省级城市,其余为外围城市。其次,根据上市公司母子公司所在区位将地级市划分为母子公司均在中心城市、母公司在中心城市-子公司在外围城市、母公司在外围城市-子公司在中心城市以及母子公司均在外围城市四组。

表 10 给出了 2007—2020 年上市公司母公司及其子公司在中心城市和外围城市的数量分布。通过计算得到,母公司分布在中心城市数量约占 60%,高于母公司分布在外围城市的数量。子公司分布在中心城市数量约占 45%,低于子公司分布在外围城市的数量。接下来,进一步验证企业数字化转型对企业异地投资区位选择的影响。表 11 给出了相应的结果。

表 10 2007—2020 年上市公司母公司及其子公司在中心和外围城市的数量分布

	子公司在中心城市	子公司在外围城市
母公司在中心城市(2 337家)	104 847家(31.85%)	118 398家(35.97%)
母公司在外围城市(1 609家)	45 435家(13.80%)	60 516家(18.38%)

表 11 企业数字化转型对企业异地投资区位选择的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	母子公司均在中心城市	母公司在中心城市-子公司在外围城市	母公司在外围城市-子公司在中心城市	母子公司均在外围城市	同省异地子公司	异省异地子公司
	lnfirm	lnfirm	lnfirm	lnfirm	lnsamepro	lnheterpro
Indig	0.042 *** (0.011)	0.020 * (0.010)	0.039 *** (0.014)	0.022 * (0.013)	0.002 (0.006)	0.049 *** (0.009)
cons	0.741 (15.826)	16.655 (14.776)	-9.933 *** (3.352)	-9.534 *** (3.311)	-2.035 (2.394)	-10.170 *** (3.115)
控制变量	是	是	是	是	是	是
公司固定	是	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
行业-时间固定	是	是	是	是	是	是
省份-时间固定	是	是	是	是	是	是
R ²	0.862	0.869	0.849	0.868	0.872	0.864
N	18 308	12 583	7 687	11 530	30 800	30 800

从表 11 第(1)—(2)列回归结果看,当母公司在中心城市时,数字化转型更加推动了上市公司将子公司区位选择在中心城市。同理,表 11 第(3)—(4)列回归结果也表明,当母公司在外围城市时,从数字化转型的系数比较来看,子公司区位选择在中心城市的系数大于子公司区位选择在外围城市的系数,这意味着中心城市依然是吸引外来投资的重要区位

选择。可能的原因在于,中心城市拥有更大的市场规模和更强的集聚经济,更容易吸引外来资本。

本文还统计了上市公司子公司所在同省和异省的异地投资数量,并将其与企业数字化转型进行回归,回归结果见表11第(5)—(6)列。回归结果表明,企业数字化转型显著提高了上市公司异省异地的投资数量,但对同省异地的影响并不显著,这意味着数字化转型在一定程度上打破了行政边界所带来的区域壁垒,促进了经济活动向外省的扩散。

七、结论与政策建议

以数字化的知识和信息为核心的数字经济正成为区域经济发展的新动力,对构建区域经济新发展格局具有重要推动作用。本文以2007—2020年A股上市公司及其子公司为研究对象,实证研究了数字化转型对企业异地投资的影响,在微观层面为数字经济发展重塑区域经济地理格局提供了新的视角和证据。实证研究发现:企业数字化转型对企业异地投资数量和投资距离具有显著的正向影响,企业数字化水平越高,越能促进企业异地投资。基于股权性质、产业类型和规模大小的异质性分析表明,数字化转型对企业异地投资的正向影响在非国有企业、制造业和规模较大的企业中更加显著。影响机制表明,缓解企业信息不对称和提高企业专业化分工水平是数字化转型促进企业异地投资的有效路径。进一步研究表明,在企业数字化转型的背景下,空间距离依然是制约企业异地投资的重要因素,上市公司异地母子公司距离在1500公里以上时,数字化转型对企业异地投资的提升效应随距离的增加而减小。此外,数字化转型能够助力企业突破省级行政边界进行异地投资,但也促进更多投资机会流向中心城市。

根据以上结论,本文提出以下政策建议:

第一,加快推动企业数字化转型,助力企业跨区域投资。研究结果表明,数字化转型促进了企业异地投资并增加了企业异地投资距离。这意味着随着数字化水平的不断提升,企业之间“数字桥梁”的搭建正在逐步削弱地区间的地理边界,降低企业跨地区投资的障碍,促进要素的跨区域流动,对建立国内统一大市场具有重要推动作用。因此,对于企业而言,要紧紧抓住数字经济发展的机遇,积极推进工业互联网、大数据、云计算等数字技术的应用,为传统业务插上“云翅膀”,持续为企业的成长提供新动能,助力企业高质量发展。

第二,紧紧抓住数字经济发展的浪潮,把数字技术打造成为区域经济发展新格局的核心动能。研究结果表明,数字化转型在一定程度上打破了地理距离的限制,但空间摩擦依然存在。数字化转型依赖于良好的软硬件数字基础设施,但由于地区间数字经济发展存在差距,“数字鸿沟”导致数字经济不能完全发挥网络效应、规模效应和范围经济。因此,对于政府而言,要加快5G网络、数据中心等新型基础设施建设,弥补区域间数字基础设施的差距,并通过出台相关支持政策和完善知识产权保护制度,为企业数字化转型营造良好的外部环境,降低企业数字化转型成本,鼓励企业主动进行数字化转型。

第三,兼顾效率和公平,既要“做大蛋糕”也要“分好蛋糕”。研究结果表明,数字化转型在促进企业异省异地投资的同时,也促使更多投资流向中心城市。这说明数字化发展在一定程度上打破了行政边界的分割,促进了一体化发展,但也导致资本从外围城市流向中心城

市。这就要求中心城市在吸引外来优质资源发展自身的同时,也要避免过度拥挤,适当向外围城市转移与中心城市不相容的产业,积极发挥引领和带头作用,推动新型数字基础设施互联互通,打破信息孤岛。外围城市要找准自身产业定位,主动承接中心城市的产业转移,积极发挥比较优势,优化数字经济营商环境,以此吸引外来资本的流入。

参考文献:

- 1.安同良、杨晨,2020:《互联网重塑中国经济地理格局:微观机制与宏观效应》,《经济研究》第2期。
- 2.曹春方、周大伟、吴澄澄、张婷婷,2015:《市场分割与异地子公司分布》,《管理世界》第9期。
- 3.董松柯、刘希章、李娜,2023:《数字化转型是否降低企业研发操纵?》,《数量经济技术经济研究》第4期。
- 4.方明月、聂辉华、阮睿、沈昕毅,2023:《企业数字化转型与经济政策不确定性感知》,《金融研究》第2期。
- 5.黄鑫楠、孙斌栋、张婷麟,2020:《地理距离对互联网社会中网络信息传播的影响》,《地理学报》第4期。
- 6.纪玉俊、韦晨怡,2023:《数字经济对我国服务业集聚空间格局的重塑——基于区域与行业异质性的分析》,《西安交通大学学报(社会科学版)》第1期。
- 7.孔东民、陶云清,2023:《信息基础设施建设与企业投资——基于“宽带中国”试点政策的准自然实验》,《经济科学》第2期。
- 8.李彬、李海霞、梁艺蓝,2022:《母子公司距离对企业税收激进的影响——激励还是抑制?》,《经济管理》第2期。
- 9.李万利、潘文东、袁凯彬,2022:《企业数字化转型与中国实体经济发展》,《数量经济技术经济研究》第9期。
- 10.刘秉镰、张伟静、刘玉海,2022:《地方经济政策不确定性与企业扩张选址——基于上市公司设立子公司的证据》,《经济地理》第5期。
- 11.马光荣、程小萌、杨恩艳,2020:《交通基础设施如何促进资本流动——基于高铁开通和上市公司异地投资的研究》,《中国工业经济》第6期。
- 12.倪克金、刘修岩,2021:《数字化转型与企业成长:理论逻辑与中国实践》,《经济管理》第12期。
- 13.潘彪、黄征学,2022:《数字经济时代制造业转型与空间区位变革》,《改革》第10期。
- 14.施炳展、李建桐,2020:《互联网是否促进了分工:来自中国制造业企业的证据》,《管理世界》第4期。
- 15.宋周莺、刘卫东,2012:《信息时代的企业区位研究》,《地理学报》第4期。
- 16.王林辉、姜昊、董直庆,2022:《工业智能化会重塑企业地理格局吗?》,《中国工业经济》第2期。
- 17.吴非、胡慧芷、林慧妍、任晓怡,2021:《企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据》,《管理世界》第7期。
- 18.吴思栩、孙斌栋、张婷麟,2022:《互联网对中国城市内部就业分布的动态影响》,《地理学报》第6期。
- 19.肖土盛、孙瑞琦、袁淳、孙健,2022:《企业数字化转型、人力资本结构调整与劳动收入份额》,《管理世界》第12期。
- 20.熊督闻、曾湘泉,2022:《数字化转型对制造企业跨地区投资的影响研究》,《北京师范大学学报(社会科学版)》第5期。
- 21.叶永卫、李鑫、郭飞、邵传林,2023:《数字化转型与企业经营成本变动》,《世界经济文汇》第2期。
- 22.袁淳、肖土盛、耿春晓、盛誉,2021:《数字化转型与企业分工:专业化还是纵向一体化》,《中国工业经济》第9期。
- 23.张虎、高子恒、韩爱华,2023:《企业数字化转型赋能产业链关联:理论与经验证据》,《数量经济技术经济研究》第5期。
- 24.张可云、杨丹辉、赵红军、陈晓东、汤正仁,2022:《数字经济是推动区域经济发展的新动力》,《区域经济评论》第3期。
- 25.张欣、董竹,2023:《数字化转型与企业技术创新——机制识别、保障条件分析与异质性检验》,《经济评论》第1期。

- 26.赵宸宇、王文春、李雪松,2021:《数字化转型如何影响企业全要素生产率》,《财贸经济》第7期。
- 27.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》,《管理世界》第10期。
- 28.Beck, T., R. Levine, and A. Levkov. 2010. "Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States." *The Journal of Finance* 65(5): 1637-1667.
- 29.Leamer, E., and M. Storper. 2001. "The Economic Geography of the Internet Age." *Journal of International Business Studies* 32(4): 641-665.
- 30.Lyytinen, K., Y. Yoo, and R. J. Boland. 2016. "Digital Product Innovation within Four Classes of Innovation Networks." *Information Systems Journal* 26(1): 47-75.
- 31.Panahi, S., J. Watson, and H. Partridge. 2013. "Towards Tacit Knowledge Sharing over Social Web Tools." *Journal of Knowledge Management* 17(3): 379-397.
- 32.Prettner, K., and H. Strulik. 2017. "The Lost Race Against the Machine: Automation, Education and Inequality in an R&D-Based Growth Model." CEGE Discussion Papers, No.329-November.
- 33.Tranos, E., and Y. M. Ioannides. 2020. "ICT and Cities Revisited." *Telematics and Informatics* 55, 101439. DOI:org/10.1016/j.tele.2020.101439.
- 34.Zhang, T. L., B. D. Sun, W. Li, and H. M. Zhou. 2022. "Information Communication Technology and Manufacturing Decentralisation in China." *Papers in Regional Science* 101(3): 619-637.

Does Digital Transformation Reshape the Geography of Companies: Research on Trans-regional Investment of Listed Companies

Ma Weibiao¹ and Wu Yuming²

(1: School of Business, Anhui University of Technology;

2: School of Business, East China University of Science and Technology)

Abstract: This paper takes A-share listed companies and their subsidiaries from 2007 to 2020 as the research object, and empirically analyzes the impact of digital transformation on companies' trans-regional investment and its mechanism. The study finds that, first, digital transformation significantly increases the numbers and the distances of trans-regional investment of listed companies. This conclusion is still valid in consideration of endogenous issues and a series of robustness tests. Second, the promotional effect of digital transformation on non state-owned enterprises, manufacturing industry and large-scale listed companies' trans-regional investment is more obvious. Third, the digital transformation promotes enterprises' trans-regional investment by alleviating enterprise information asymmetries, and improving the level of specialized division of labor of enterprises. Fourth, there is an inverted "U" relationship between the impact of digital transformation on enterprises' trans-regional investment and the spatial distance. In addition, the research results also show that the role of digital transformation in promoting enterprises' trans-regional investment in different provinces is greater than that in the same province; Compared with peripheral cities, central cities are more likely to obtain investment opportunities in the process of enterprise digitalization. This study provides a new perspective and evidence for the development of digital economy to reshape the geography of regional economy at the micro level.

Keywords: Digital Transformation, The Geography of Companies, Listed Companies, Trans-regional Investment

JEL Classification: D21, M00, R12

(责任编辑:陈永清)