

# 城市互联网发展对出口企业市场势力的影响研究

朱 勤

(浙江工商大学 经济学院, 浙江 杭州 310018)

**摘 要:** 基于城市互联网基础设施、网民规模及互联网应用能力,综合构建了城市互联网发展指数,并利用2013—2018年959家中国A股制造业出口企业数据,匹配并测度了161个城市的互联网发展水平。研究表明,城市互联网发展通过“创新效应”“成本效应”及两者的共同作用,显著提升了我国出口企业以价格加成衡量的市场势力,其中“创新效应”发挥的作用更大,进而开展了企业要素密集类型、所有制和所在地区的异质性检验。本文推进了对新型网络基础设施建设经济效应的理解,也为出口企业实现外贸高质量发展、加强互联网融合应用带来了启发。

**关键词:** 城市互联网;出口;市场势力;价格加成;创新

**中图分类号:** F752.62 **文献标志码:** A **文章编号:** 1000-2154(2021)07-0087-10

**DOI:** 10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2021.07.007

## Effect of Urban Internet Development on the Market Power of Export Enterprises

ZHU Qin

(School of Economics, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China)

**Abstract:** This paper studies the impact and mechanism of urban Internet development on the market power of export enterprises. Based on the urban Internet infrastructure, the scale of the Internet users and Internet application capacity, the urban Internet development index was comprehensively constructed, and the Internet development level of 161 cities was matched and measured by using the data of 959 Chinese A-share manufacturing export enterprises from 2013 to 2018. The research shows that the development of the urban Internet has significantly improved the market power of China's export enterprises measured by price addition through "innovation effect", "cost effect" and their joint action, in which "innovation effect" plays a greater role. Then this study carried out the heterogeneity test of enterprise factor intensive type, ownership and location. This paper not only promotes the understanding of the economic effects of the construction of new network infrastructure, but also brings inspiration for export enterprises to achieve high-quality development of foreign trade and strengthen the integrated application of the Internet.

**Key words:** the urban Internet; export; market power; price markup; innovation

## 一、引 言

根据十九届五中全会精神,“十四五”时期我国将统筹布局新型基础设施,大力推进5G网络、工业互联网、物联网、大数据中心等新型基础设施建设,互联网发展迎来了崭新的机遇和空间,将有力推动各个产业加快数字化转型,为我国构建“以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进”的新发展格局提供坚

**收稿日期:** 2021-06-09

**基金项目:** 国家社会科学基金重点项目“我国互联网平台型企业市场势力的形成、影响及规制研究”(17AJY014);教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“国内外市场一体化中的流通产业国际竞争力提升研究”(17JJD790020);浙江省软科学研究项目“浙江省互联网垂直平台成长路径与竞争优势构建研究”(2021C35034)

**作者简介:** 朱勤,女,教授,博士生导师,经济学博士,主要从事数字经济与贸易研究。

实的支撑。在国际贸易领域,互联网发展已然成为新形势下外贸高质量发展的重要助力,我国以数字平台贸易和数字服务贸易构成的数字贸易新业态、新模式不断涌现,依托互联网平台的跨境电子商务、信息技术和数字内容服务出口发展迅速。因此,互联网发展催生了数字贸易新生态的繁荣,极大促进了国际贸易中信息交流效率的提升,实现了供需的精准匹配,对我国传统国际贸易的转型升级产生了深远的影响。

近年来,互联网与国际贸易关系的研究方兴未艾,可划分为宏观国家层面、微观企业层面以及跨境电商平台应用三个层次:其一,从宏观的跨国层面考察各国互联网普及与整体贸易规模及结构关系,多采取出口国网址数<sup>[1]</sup>、互联网用户数<sup>[2]</sup>、互联网普及率<sup>[3]</sup>、国家网络基础设施<sup>[4]</sup>和各国百度搜索指数<sup>[5]</sup>等宏观数据。其二,微观层面衡量企业互联网应用水平对企业创新、贸易成本及出口量的影响,其中企业互联网应用水平往往通过双向链接网址<sup>[6]</sup>、企业邮箱或网站<sup>[7]</sup>,以及爬取企业社交网络数据<sup>[8]</sup>来表示。其三,研究跨境电商平台应用与国际贸易的关系,如鞠雪楠等<sup>[9]</sup>应用“敦煌网”平台数据所进行的研究。

现有研究为本文提供了重要基础,但仍存在以下两方面的问题:一方面,尚未有研究从城市层面衡量互联网发展,并以之应用于国际贸易问题的分析。事实上,我国各个城市互联网发展存在较大地区差异,以5G网络建设为例,5G中频段基站将率先建立在重点一二线城市,未来逐步向其他城市铺开,目前北京、上海、广州、深圳、成都已成为全国大数据中心节点城市、工业互联网标识解析国家节点,另有如杭州、无锡、贵阳等城市在智慧城市建设中表现卓越,城市空间已成为互联网发展的核心载体。另一方面,现有研究较多探讨互联网对出口贸易“数量”即贸易规模的影响,相比之下,对出口贸易“质量”的影响研究要少得多。出口企业的市场势力(market power)通常以价格加成(price markup)加以衡量,反映了企业在国际市场中的出口地位和控制力<sup>[10]</sup>,以及在贸易自由化中获取的利益<sup>[11]</sup>,因此是一个反映贸易“质量”的代表性指标。现有分析出口企业市场势力影响因素的多项研究,已有产品质量<sup>[12]</sup>、资源配置效率<sup>[13]</sup>、产品创新<sup>[14]</sup>、人口集聚<sup>[15]</sup>等方面的分析,但缺乏从互联网发展角度的影响研究。

本文从城市层面考察互联网发展对出口企业市场势力的影响及作用机制,可能的边际贡献包括:其一,综合构建了城市层面的互联网发展水平测度体系,并将其在国际贸易领域进行了创新应用;其二,建立城市互联网发展影响出口企业市场势力的分析框架,揭示了影响机制中的“创新效应”“成本效应”及两者的共同作用,从而丰富和深化了出口企业市场势力影响因素的研究;其三,本文结论为我国加快5G网络等新型基础设施建设、实施“互联网+”行动计划提供了理论支持,同时为出口企业实现对外贸易高质量发展带来启发。

## 二、理论机制和研究假设

### (一) 互联网发展对出口企业市场势力的影响

出口企业市场势力反映了企业在国际分工格局中利益分配状况,虽然现有研究尚未对互联网与出口企业市场势力之间的关系进行直接分析,但仍可基于相关研究及逻辑分析形成两者关系的初步假设。目前,信息通信技术(Information Communications Technology, ICT)在国际贸易中的广泛应用,业已成为各国比较优势的新来源<sup>[16]</sup>;互联网使信息分享、传播和整合的速度大大加快,也使企业的生产经营活动产生了深刻变革,实现了企业生产率的增进<sup>[17]</sup>。然而,市场势力与生产率内涵并不一样。市场势力通常表示为价格加成率,体现了企业的市场优势地位<sup>[10]</sup>,故有必要从出口企业与其利益相关者互动关系的层面来进行考察:第一,在出口企业与其消费者的关系层面,互联网有助于企业迅速地获取国际市场信息,提供更好地满足需求的产品和服务并锁定市场需求;第二,在出口企业与上下游分工合作者的关系层面,互联网可帮助出口企业与其合作者更高效地进行价值创造,并在价值分配中形成有利地位;第三,在出口企业与其竞争者的关系层面,互联网有利于出口企业在动态竞争中构筑竞争壁垒,形成不可替代的竞争优势。概言之,互联网使出口企业在国际竞争中更好地整合各种资源,形成相对于各利益相关者的优势地位,从而有利于国际市场势力的提升。因此本文进行以下假设:

假设1:互联网发展对出口企业市场势力具有促进作用。

## (二) 互联网发展对出口企业市场势力的作用机制

进一步考察互联网发展对出口企业市场势力影响的作用机制,具体理论机制阐释如下:

**1. 创新效应。**创新是出口企业在国际市场上取得产品价格控制力,形成优势市场地位的重要途径<sup>[18]</sup>,互联网发展对于出口企业创新效率和能力的作用具体表现为:首先,增进了出口企业对知识和经验的学习效率。互联网发展促进了大数据、云计算等技术发展,使企业基于数据等新生产要素进行知识获取和创新成为可能。其次,优化了组织经营各环节的创新流程。互联网与企业层面具体的经营活动相融合,优化了各环节流程并孕育了创新的商业模式。最后,有利于开放式创新生态的构建。互联网发展促进了创新主体之间的沟通效率,提高了创新主体之间开展研发合作的广度和深度,成为开放式创新生态必不可少的基础载体。从现实依据来看,国内外现有许多研究支持了互联网对企业创新活动及创新能力具有显著积极影响<sup>[19]</sup>,充分论证了互联网促进企业创新投入和创新效率的作用<sup>[20]</sup>。总结而言,互联网发展加强了出口企业对国内外创新资源进行整合的能力,而创新正是促进出口企业市场势力提升的重要渠道。基于以上论述,本文提出假设如下:

假设2:互联网发展通过促进创新提升了出口企业市场势力,即存在“创新效应”。

**2. 成本效应。**出口企业开展国际贸易的成本削减将转化为企业提升价格制定于边际成本之上的能力,即更高的成本加成<sup>[21]</sup>。互联网对出口企业降低贸易成本的主要表现有:其一,互联网发展降低了要素和资源的获取成本。通过提供出口企业信息搜寻和沟通的各类有效渠道,并通过互联网平台赋能,节约了出口企业获取各类要素和资源的成本。其二,互联网发展降低了国际贸易活动的组织成本。互联网融合应用重构了出口企业价值创造流程,使出口企业更有效地联结外部互补性资源,以协同效应的发挥降低贸易活动的组织成本。其三,互联网发展降低了国际市场推广的成本。通过互联网提供的供需匹配,出口企业将更精准定位并服务于目标市场,规避贸易壁垒并节约国际市场营销等成本。从现实依据来看,已有结合特定行业的研究<sup>[22]</sup>、针对特定地理区域的考察<sup>[23]</sup>,以及结合特定互联网电商平台的经验研究<sup>[9]</sup>均从不同角度支持了互联网降低出口贸易成本的作用。总结而言,出口企业借助区域互联网发展可以有效降低各类贸易成本,而成本领先有助于企业在价格竞争中保持较高的加成率,对于市场势力的提升至关重要。基于以上论述,本文提出假设如下:

假设3:互联网发展通过降低贸易成本提升了出口企业市场势力,即存在“成本效应”。

## 三、模型、变量设定和数据来源

### (一) 模型构建

考虑到可能存在的样本选择性偏差,本研究首先使用 Heckman 两步法进行检验,结果显示逆米尔斯(IMR)系数并不显著,因此有理由认为不存在样本选择性偏误。为了检验假设1,研究互联网发展对出口企业市场势力的影响,本文构建基准模型如下:

$$markup_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 inte_{it} + \alpha_3 C_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $markup_{it}$ 为以加成率来衡量的出口企业市场势力, $inte_{it}$ 表示企业*i*所在城市的互联网发展水平, $C_{it}$ 表示控制变量的合集,具体包括企业规模( $lnsize$ )、企业年龄( $age$ )、资本密集度( $lnklr$ )以及城市规模( $gdp$ )。 $u_i$ 和 $v_t$ 分别代表个体和时间固定效应。

如图1所示,为了研究城市互联网发展对出口企业市场势力的影响机制,本研究引入企业创新( $inno$ )和贸易成本( $cost$ )两个中介变量构建链式多重中介效应模型,以检验假设2和假设3。该机制

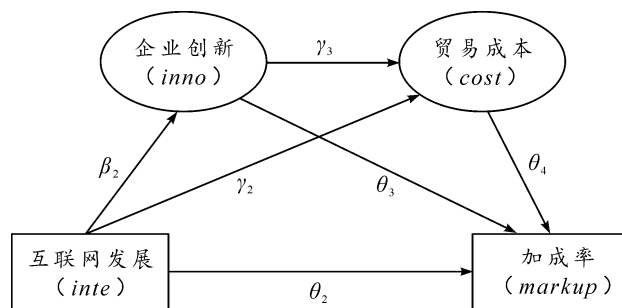


图1 链式多重中介效应模型

检验将包括四步:第一,将因变量对基本自变量进行回归,如式(1)所示;第二,中介变量企业创新(*inno*)对基本自变量进行回归,如式(2)所示;第三,中介变量贸易成本(*cost*)同时对企业创新(*inno*)和基本自变量进行回归,如式(3)所示;第四,因变量同时对基本自变量和中介变量进行回归,如式(4)所示。

$$inno_{it} = \beta_1 + \beta_2 inte_{it} + \beta_3 C_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$cost_{it} + \gamma_1 + \gamma_2 inte_{it} + \gamma_3 inno_{it} + \gamma_4 C_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$markup_{it} = \theta_1 + \theta_2 inte_{it} + \theta_3 inno_{it} + \theta_4 cost_{it} + \theta_5 C_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

## (二) 变量选择

**1. 被解释变量。**借鉴 De Loecker 和 Warzynski<sup>[10]</sup>以加成率(*markup*)测算企业市场势力的经典方法,以拉格朗日方程为基础,衡量某一可变要素产出弹性以及该要素投入占总产出份额之间的关系:

$$Q_{it} = Q_{it}(X_{it}^1, \dots, X_{it}^v, K_{it}, \omega_{it}) \quad (5)$$

式(5)中  $Q_{it}$  表示企业  $i$  在  $t$  时期的产出水平,  $X_{it}^1, \dots, X_{it}^v$  表示企业的可变要素投入,  $K_{it}$  表示企业的资本投入,  $\omega_{it}$  表示企业的生产率。假设生产函数  $Q_{it}(\cdot)$  连续且二阶可导,依据成本最小化原则构建拉格朗日函数,如式(6)所示,其中  $P_{it}^{X_v}$  为可变要素  $X_{it}^v$  的购买价格,  $\delta_{it}$  为资本的使用成本:

$$L_{it}(X_{it}^1, \dots, X_{it}^v, K_{it}, \delta_{it}) = \sum_{v=1}^V P_{it}^{X_v} X_{it}^v + \delta_{it} K_{it} + \delta_{it} [Q_{it} - Q_{it}(\cdot)] \quad (6)$$

被解释变量企业加成率可被表示为  $u_{it} = \frac{P_{it}}{\delta_{it}}$ ,由式(7)得到可变要素  $X_{it}^v$  的产出弹性,进而如式(8)所示,计算可得:

$$Q_{it}^{X_v} = \mu_{it} \frac{P_{it}^{X_v} X_{it}^v}{P_{it} Q_{it}} \quad (7)$$

$$\mu_{it} = Q_{it}^{X_v} (\delta_{it}^{X_v})^{-1} \quad (8)$$

式(8)中,  $\delta_{it}^{X_v}$  表示可变要素支出  $P_{it}^{X_v} X_{it}^v$  占企业总产出  $P_{it} Q_{it}$  的比值,可变要素产出弹性  $Q_{it}^{X_v}$  通过 Levinsohn 和 Petrin<sup>[24]</sup>的半参数估计(LP)法计算得到。可变要素支出从微观企业数据库获取,资本投入以企业固定资产净值表示;劳动要素投入以职工人数表示;总产出以营业收入对数值表示;劳动投入占总产出的份额用支付给职工的现金与销售商品与提供劳务收到的现金之比来表示;中间品投入使用倒算法,即用制造费用、管理费用、销售费用合计减去工资和福利费,再加上直接材料和利息支出计算得出,最后可得出企业加成率。

**2. 解释变量。**本研究关键解释变量为互联网发展(*inte*),根据选取的出口企业样本来匹配样本企业所在城市,借鉴韩先锋等<sup>[25]</sup>对互联网发展的测度,本文运用全局主成分分析(GPCA)来构建城市互联网发展的测度体系。如表1所示,该体系包含城市互联网基础设施、网民规模和互联网应用能力三个一级指标。其中,互联网基础设施为互联网宽带接入用户数;网民规模包含两个二级指标,分别为移动电话用户数和电信业务收入;互联网应用能力以计算机服务和软件业从业人员表示。为检验观测数据是否适合主成分分析法,对全部数据进行了 Bartlett 球形检验和 KMO 检验;对于因子个数的选取,采用前  $k$  个主成分的累计方差贡献率达到80%的方法进行确定,测算得到城市互联网发展水平指数,以之作为互联网发展的代理变量。

表1 城市互联网发展水平测度体系

一级指标	二级指标	指标解释
互联网基础设施	互联网宽带接入用户数(万户)	反映互联网宽带设施的建设情况
网民规模	移动电话用户数(万户)	反映移动端网民规模状况
	电信业务收入(万元)	
互联网应用能力	计算机服务和软件业从业人员(人)	反映地区互联网应用能力

**3. 中介变量。**本文以企业创新(*inno*)和贸易成本(*cost*)作为中介变量。其中,以企业全要素生产率来衡量企业创新,企业的创新投入最终会转化为企业的创新产出,尤其明显地表现为生产效率的提升,因此全要素生产率可以较好地衡量企业创新程度<sup>[26]</sup>。对于贸易成本的衡量,本文参考刘斌和王乃嘉<sup>[27]</sup>的做法,根据会计准则测算企业贸易总成本,并取其的对数值作为贸易成本的测度指标。

4. 控制变量。控制变量测度主要参考了诸竹君等<sup>[14]</sup>的做法,企业规模(*lnsize*)使用总资产的对数值衡量;企业年龄(*age*)用企业当年年份与成立年份的差值度量;资本密集度(*lnklr*)以固定资产与从业人员数的比值取对数来表示;同时,引入城市层面的控制变量城市规模(*gdp*),用各城市当年剔除通胀因素后的实际GDP总量(单位:千亿元)为代理变量。

### (三) 数据来源

本研究中测度城市互联网发展的相关数据,来源于中国各城市统计局、统计信息网、《中国城市统计年鉴》和各类公开信息;使用的中国A股制造业出口企业数据来源于BVD-OSIRIS数据库。出口企业样本筛选步骤如下:第一,初步选取了A股上市制造业企业2466家,选取原则是使估算尽可能反映全貌;第二,根据企业是否报告出口,进而筛选出口企业1013家;第三,考虑到信息技术企业本身就与互联网密不可分,不易观察互联网发展对其市场势力产生影响的动态过程,因此删除了这些特殊企业样本;第四,删除数据缺失的样本。最终得2013—2018年161个城市959家制造业A股出口企业的数据,共5754个观测值。

## 四、实证结果与分析

### (一) 描述性统计分析

表2显示了主要变量的描述性统计结果,包括主要变量名称及含义、均值、标准差、最小值和最大值。其中,出口企业加成率(*markup*)均值为1.167,数值相对较小,说明目前我国A股制造业出口企业的市场势力在总体上仍处于较低的水平。互联网发展(*inte*)的最小值为1.159,最大值为20.569,均值为3.802,说明虽然总体发展水平较高,但城市互联网发展呈现出明显的空间分异性。

表2 主要变量的描述性统计

变量名称	变量含义	均值	标准差	最小值	最大值
<i>markup</i>	企业加成率	1.167	0.281	0.284	15.913
<i>inte</i>	互联网发展	3.802	4.849	1.159	20.569
<i>lnsize</i>	企业规模	13.204	1.180	8.863	18.516
<i>age</i>	企业年龄	17.423	5.020	1	38
<i>lnklr</i>	资本密集度	1.503	0.206	0.533	2.290
<i>inno</i>	企业创新	1.319	0.317	-5.277	4.211
<i>cost</i>	贸易成本	0.669	0.219	-6.882	4.468
<i>gdp</i>	城市规模	10.512	86.141	49.071	32.680

### (二) 基准回归结果

表3说明了基准模型的回归结果,本文采用了不同的回归估计方法:第(1)列为普通面板混合回归,第(2)列为固定效应回归,第(3)列在第(2)列的基础上,进一步控制了年份和城市固定效应进行回归。(1)到(3)列结果显示,解释变量互联网发展(*inte*)的系数均显著为正,说明城市互联网发展水平越高,出口企业市场势力越高,假设1得到验证。控制变量的回归结果基本符合预期,企业资本密集度(*lnklr*)的系数显著为正,说明企业资本密集度越高,其市场势力也越高;企业规模(*lnsize*)的系数显著为正,说明企业规模越大,其市场势力越高;控制变量企业年龄(*age*)和城市规模

表3 互联网发展对出口企业加成率的影响

变量	(1) Pool	(2) FE	(3) FE	(4) IV	(5) DiffGMM	(6) SysGMM
<i>inte</i>	5.039*** (0.754)	5.039*** (0.690)	5.433*** (0.782)	11.024*** (1.092)	10.243* (6.036)	10.718*** (3.455)
<i>lnsize</i>	2.026*** (0.579)	2.026*** (0.607)	2.124*** (0.580)	2.070*** (0.583)	10.618*** (1.776)	11.433*** (1.776)
<i>lnklr</i>	81.528*** (3.265)	81.531*** (9.011)	82.064*** (3.275)	82.919*** (3.292)	111.013*** (6.467)	127.602*** (6.515)
<i>age</i>	0.189 (0.127)	0.189 (0.140)	0.266** (0.133)	0.255* (0.134)	-1.286 (1.268)	-0.806 (0.511)
<i>gdp</i>	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)
<i>Constant</i>	-147.613*** (8.302)	-147.602*** (14.080)	-153.086*** (8.772)	-185.021*** (9.813)	-312.032*** (36.276)	-364.176*** (23.303)
<i>L. markup</i>					0.037** (0.017)	0.172*** (0.013)
个体固定	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	No	No	Yes	Yes	No	No
Observations	5720	5720	5720	5720	3791	4754
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.136	0.136	0.132	0.125		
Sargan 检验					0.000	0.343

注:\*\*\*, \*\*, \*分别表示在1%, 5%和10%的水平上显著,括号内为标准差值,拟合优度均为调整后的*R*<sup>2</sup>

(*gdp*)的系数并不显著。

经过豪斯曼检验,结果拒绝原假设( $H_0$ ):所有解释变量均为外生变量。由于本研究中被解释变量为微观层面企业加成率数据,解释变量是宏观层面各城市互联网发展数据,前者对后者的影响有限;因此,除了已控制的非观测固定效应,还可能存在遗漏变量是引致内生性问题的主因。本文选用工具变量法和动态面板 GMM 法进行内生性处理。表3第(4)列是采用工具变量法的回归。借鉴黄群慧等<sup>[28]</sup>的做法,用各城市2000年每百人固定电话数量作为互联网发展(*inte*)的工具变量。一方面,该指标具备相关性的要求,历史上固定电话发展领先的城市极有可能也在互联网发展上领先;另一方面,该指标同时具备外生性要求,因随着技术变革,各城市历史上的固定电话数量并不会对目前出口企业市场势力产生影响。经过弱工具变量检验,2SLS 回归中第一阶段回归的 F 统计量等于215.492,远大于经验规则的10,结果显著拒绝原假设,说明以2000年每百人固定电话数量作为工具变量是合适的。表3的第(4)列中解释变量互联网发展(*inte*)的系数依旧显著为正。进而,本文利用动态面板 GMM 进行更有效的估计,表3的第(5)、(6)列分别汇报了差分 GMM 和系统 GMM 的估计结果,两次回归结果显示城市互联网发展(*inte*)的系数依旧显著为正。

(三) 机制检验

机制检验结果如表4所示,第(1)列呈现了基准模型的估计结果,第(2)列为城市互联网发展对企业创新影响的检验结果,结果显示互联网发展(*inte*)系数显著为正,说明城市互联网发展有助于企业与外界的知识交流、激发了企业创新活力,使出口企业更好地整合技术和人才等创新资源,从而整体上促进了企业创新。第(3)列为链式多重中介效应的检验,即互联网发展和企业创新是否对贸易成本有显著影响,互联网发展(*inte*)的系数在1%的水平上显著为负,说明互联网发展可以有效降低出口企业的贸易成本,包括贸易中发生的资源成本、贸易组织成本和开拓成本等。同时,企业创新(*inno*)对贸易成本(*cost*)的影响显著为负,表明存在链式多重中介效应。表4第(4)列将变量企业创新(*inno*)和贸易成本(*cost*)同时纳入模型中,企业创新(*inno*)的系数显著为正,说明有效促进了出口企业加成率的提升。贸易成本(*cost*)对出口企业加成率(*markup*)的影响系数在1%水平上显著为负,说明贸易成本下降可以在更大程度上提升出口企业的市场势力。

与第(1)列基准模型估计结果相比,在引入两个中介变量后,互联网发展(*inte*)的系数和显著性水平(*t*值)均有所下降,初步说明互联网发展提升出口企业市场势力的两个可能渠道,即“创新效应”和“成本效应”。进而,检验  $H_0:\beta_2 = 0, H_0:\beta_3 = 0, H_0:\theta = 0$  和  $H_0:\mu = 0$ ,如果原假设受到拒绝,表明中介效应显著,否则不显著。从表4的第(2)到第(6)列回归结果可判断原假设均不成立,说明了中介效应显著。

表4 机制检验结果

变量	(1) <i>markup</i>	(2) <i>inno</i>	(3) <i>cost</i>	(4) <i>markup</i>
<i>inte</i>	5.433*** (0.782)	0.060*** (0.009)	-0.011*** (0.003)	3.403*** (0.731)
<i>cost</i>				-14.610*** (3.289)
<i>inno</i>			-0.183*** (0.004)	33.721*** (1.214)
<i>lnsize</i>	2.124*** (0.580)	0.044*** (0.007)	0.039*** (0.002)	0.179 (0.557)
<i>lnklr</i>	82.062*** (3.275)	-0.117*** (0.038)	-0.154*** (0.012)	87.951*** (3.091)
<i>age</i>	0.266** (0.133)	-0.011*** (0.002)	0.001** (0.001)	0.582*** (0.124)
<i>gdp</i>	-1.610 (2.321)	0.027 (0.027)	0.005 (0.009)	-2.530 (2.160)
Constant	-153.103*** (8.772)	-0.561*** (0.102)	0.305*** (0.033)	-140.202*** (8.244)
个体固定	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES
N	5720	5720	5720	5720
R <sup>2</sup>	0.132	0.021	0.275	0.249

注:\*\*\*, \*\*, \*分别表示在1%, 5%和10%的水平上显著,括号内为标准差值,拟合优度均为调整后的 R<sup>2</sup>

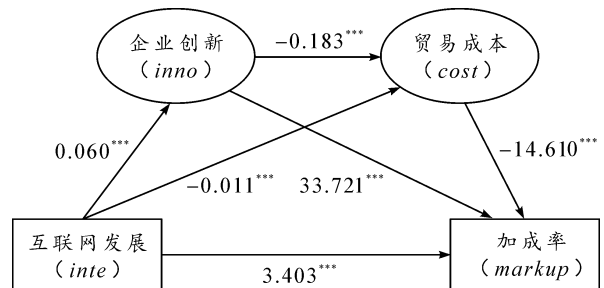


图2 链式多重中介效应的检验结果

鉴于文中的中介变量企业创新(*inno*)与贸易总成本(*cost*)相关性检验显著,且理论上企业的全要素生产率对其贸易总成本具有单向因果关系,这支持了图2所示链式多重中介效应模型的合理性,即城市互联网发展对出口企业市场势力的中介效应路径共有三条。各路径的影响系数为该路径上所有系数之乘积,路径一为互联网发展通过促进企业创新(*inno*)而提升出口企业市场势力,该路径的影响系数大小为2.023;路径二为互联网发展通过降低企业贸易成本(*cost*)而提升出口企业市场势力,该路径的影响系数大小为0.161;路径三为链式多重中介效应路径,即互联网发展通过促进企业创新(*inno*)以及降低贸易成本(*cost*),在两者共同作用下提升了出口企业市场势力,该路径的影响系数大小为0.160。

进一步对中介变量路径上的回归系数乘积项是否显著进行检验。以路径一为例,Sobel 检验统计量为  $z = \hat{\beta}_2 \hat{\gamma}_3 / s_{\beta_2 \gamma_3}$ ,其中  $s_{\beta_2 \gamma_3}$  是  $\hat{\beta}_2 \hat{\gamma}_3$  的标准差,原假设为  $H_0: \beta_2 \theta_3 = 0$ ,如果拒绝原假设,表明中介效应显著,否则不显著<sup>[29]</sup>。结合表4的数据,对三条路径乘积项  $\beta_2 \theta_3$ 、 $\gamma_2 \theta_4$  和  $\beta_2 \gamma_3 \theta_4$  对应的  $z$  统计量进行计算,分别得到 6.389、2.862 和 5.734,对应的  $p$  值均小于 0.01,即三条中介效应路径均在 1% 的水平上显著。证实了“创新效应”“成本效应”和两者的共同效应是城市互联网发展影响出口企业市场势力的三条中介效应路径,支持了前文假设 2 和假设 3。结果还表明,“创新效应”在三条中介效应路径中发挥的作用是最大的。

#### (四) 异质性分析

本研究进而从企业的要素密集型、所有制和所在地区三方面进行了异质性检验,主要研究结果如下:

第一,按照资本密集型企业 and 劳动密集型企业分类进行检验。区分方法借鉴黄先海等(2018)<sup>[18]</sup>的方法,在样本企业中将要素密集度位于前 50% 的企业归为资本密集型企业,后 50% 的则归为劳动密集型企业。表 5 的第(1)和第(2)列分别汇报了资本密集型企业的固定效应和系统 GMM 的回归结果。结果显示,变量互联网发展(*inte*)的系数均显著为正。第(3)和第(4)列显示了劳动密集型企业的固定效应和系统 GMM 的回归结果。结果显示,互联网发展(*inte*)的系数同样显著,但相对较小。以上结果说明,资本密集型企业在资金和技术方面都具有优势,对互联网技术的应用和融合较好,因而能获取互联网“发展红利”,借助互联网降费增效并提升市场势力;对比之下,目前互联网发展对劳动密集型企业市场势力的影响相对较小,后者在工业化和信息化两方面的发展更待加强。

第二,按照国有企业和非国有企业分类进行检验。表 6 的前两列和后两列分别显示了国有和民营出口企业的工具变量和系统 GMM 的回归结果,表明两种所有制性质的出口企业互联网发展(*inte*)的系数均在 1% 水平上显著为正,但互联网发展对国有出口企业的促进效应更大,原因可能是相对于非国有企业而言,国有企业早期对互联网应用更为系统,互联网发展对国有出口企业运营效率的提升明显,因此更大程度地促进了其市场势力的提升。

第三,按照东部地区、中部地区和西部地区的出口企业分类进行检验。表 7 呈现了区域异质性的回归结果,分别进行了工具变量和系统 GMM 两种估计。其中(1)、(2)列东部地区的企业检验结果显示,互联网发

表5 基于企业要素密集型异质性的回归结果

变量	资本密集型	资本密集型	劳动密集型	劳动密集型
	IV	SysGMM	IV	SysGMM
<i>inte</i>	10.130*** (1.826)	14.261** (6.202)	5.063*** (0.610)	8.453*** (1.801)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2857	2863	2033	1759
$R^2$	0.222	—	0.017	—

注:\*\*\*,\*\*,\*分别表示在1%,5%和10%的水平上显著,括号内为标准差值,拟合优度均为调整后的  $R^2$

表6 基于企业所有制异质性的回归结果

变量	国有企业	国有企业	民营企业	民营企业
	IV	SysGMM	IV	SysGMM
<i>inte</i>	20.491*** (2.495)	25.290*** (7.808)	9.309*** (1.137)	8.664* (4.432)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1686	1404	4034	3576
$R^2$	0.242	—	0.163	—

注:\*\*\*,\*\*,\*分别表示在1%,5%和10%的水平上显著,括号内为标准差值,拟合优度均为调整后的  $R^2$

展(*inte*)的系数均显著为正;(3)和(4)列中部地区企业的检验结果中,互联网发展(*inte*)的系数相对较小,且均不显著;(5)和(6)列西部地区企业的检验表明,互联网发展(*inte*)的系数为负值,且均不显著。分析以上结果,由于经济发展和互联网建设呈现的地区不均衡,以及出口企业应用互联网程度和能力的差异,互联网发展对不同地区出口企业市场势力的提升作用,在东部地区最为明显,而在中西部地区并不明显,呈现明显的区域异质性。

表7 基于区域异质性的回归结果

变量	东部地区	东部地区	中部地区	中部地区	西部地区	西部地区
	IV	SysGMM	IV	SysGMM	IV	SysGMM
<i>inte</i>	15.682*** (1.752)	11.371** (5.628)	1.952 (1.637)	5.184 (6.165)	-4.362 (3.258)	-7.793 (4.932)
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	4070	2704	979	648	655	555
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.119	—	0.207	—	0.173	—

注:\*\*\*, \*\*, \*分别表示在1%, 5%和10%的水平上显著,括号内为标准差值,拟合优度均为调整后的 *R*<sup>2</sup>

### (五) 稳健性检验

1. 替换加成率指标。加成率的测度主要有生产函数法和会计法两种。前文采用的方法是生产函数法,为了进行稳健性检验,此处运用会计法对企业成本加成率进行重新核算,会计法计算公式如式(9)所示:

$$\left(\frac{p-c}{p}\right)_{ii} = 1 - \frac{1}{markup_{ii}} = \left(\frac{va-pr}{va+ncm}\right)_{ii} \quad (9)$$

其中, $markup_{ii}$ 表示出口企业加成率, $p$ 为产品价格, $c$ 代表企业的边际成本, $va$ 为工业增加值, $pr$ 为本年工资额, $ncm$ 表示净中间投入要素成本。表8的(1)和(2)列显示了替换出口企业加成率( $markup$ )的代理指标进行再估计的结果,第(2)列报告的检验在第(1)列基础上加入了企业和年份固定效应。结果表明,虽然变量互联网发展(*inte*)的估计系数值有所下降,但仍显著为正,说明本文的核心结论是稳健的,即互联网发展显著促进了出口企业市场势力的提升。

2. 替换互联网发展指标。前文衡量各城市互联网发展水平,采用作者经主成分分析法构造的互联网综合发展指数。在稳健性检验中,选取腾讯研究院每年推出的“互联网+”指数作为互联网发展(*inte*)的替换指标。表8的(3)和(4)列显示了再估计的结果,第(4)列在第(3)列的基础上加入了企业和年份固定效应。结果显示,互联网发展仍显著地促进了出口企业市场势力的提升,表明核心结论依然稳健。

3. 分位数回归。前文回归分析采用的“均值回归”,其结果容易受到极端值的影响,而分位数回归能减弱极端值对结果的影响。表9进行了分位数回归,第(1)列到第(5)列分别汇报了出口企业加成率在10%、25%、50%、75%和90%分位数上的回归结果。结果表明,互联网发展对出口企业加成率的影响在10%、25%、50%等分位数上并不显著,而在75%和90%等高分位数上有显著的正向

表8 稳健性检验(替代变量结果)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	替换 <i>markup</i>	替换 <i>markup</i>	替换 <i>inte</i>	替换 <i>inte</i>
<i>inte</i>	7.922*** (0.650)	7.757*** (0.638)	0.508*** (0.134)	0.488*** (0.140)
<i>N</i>	5720	5720	2864	2864
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定	No	Yes	No	Yes
时间固定	No	Yes	No	Yes
年数	6	6	3	3
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.234	0.236	0.159	0.155

注:\*\*\*, \*\*, \*分别表示在1%, 5%和10%的水平上显著,括号内为标准差值,拟合优度均为调整后的 *R*<sup>2</sup>

表9 稳健性检验(分位数回归结果)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	10%	25%	50%	75%	90%
<i>inte</i>	6.106 (15.543)	7.574 (12.331)	9.568 (8.185)	12.821*** (4.286)	15.270** (7.447)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定	No	No	No	No	No
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	5723	5723	5723	5723	5723
Pseudo <i>R</i> <sup>2</sup>	0.030	0.021	0.013	0.012	0.251

注:\*\*\*, \*\*, \*分别表示在1%, 5%和10%的水平上显著,括号内为标准差值,拟合优度均为调整后的 *R*<sup>2</sup>



影响,这和表7中的区域异质性结果较为一致。

## 五、主要结论及政策启示

基于我国各城市互联网发展水平的空间差异,本文运用全局主成分分析法构建了城市层面互联网发展水平的测度体系,并以之实证分析了城市互联网发展对出口企业市场势力的影响及作用机制,得到了以下具体结论:

第一,城市互联网发展对我国出口企业的市场势力具有显著促进作用,这一结论在进行稳健性检验后仍然成立。表明城市互联网发展能够使出口企业在国际动态竞争中更好地整合资源,形成相对于各利益相关者的市场优势地位和影响力,从而转化为出口企业将价格制定于边际成本之上的能力即市场势力的提升。

第二,互联网发展对出口企业市场势力影响的路径有三条,分别是“创新效应”“成本效应”及两者共同效应。互联网发展驱动了产品创新、模式创新及生态创新,“创新效应”在三条路径中发挥了最重要的影响;同时,互联网发展降低了出口企业的资源获取成本、贸易组织成本及市场开拓成本,“成本效应”及“创新—成本效应”亦发挥了显著作用。

第三,互联网发展对出口企业市场势力的影响呈现异质性。互联网发展对资本和劳动密集型出口企业的市场势力提升均显著,但对资本密集型企业的提升作用更大;相对于非国有出口企业,互联网发展对国有出口企业市场势力的提升作用更大;最后,互联网发展对我国东部地区出口企业市场势力提升显著,对中西部地区出口企业市场势力的提升尚不显著。

在我国构建“双循环”新发展格局以及推进外贸高质量发展的新形势下,探讨提升城市互联网发展水平以及在国际贸易中充分融合互联网创新,从而助力于出口企业市场势力的提升,这对于增进我国企业的国际分工比较利益,更好地发挥国内国际循环相互促进的作用,具有重要的实践意义。本文得到的具体政策启示有:

第一,加强新型网络基础设施建设,以创新驱动传统贸易转型升级。在迈入以数字化生产力为特征的新阶段,我国各城市正积极推进5G网络、物联网、工业互联网等新一代网络基础设施建设,应通过系统有序规划和顶层设计,确保新型互联网基础设施建设有效对接市场终端需求,基于新技术和新模式融合的创新驱动来实现国际贸易高质量发展。

第二,打造产业互联网平台,实现跨境贸易产业链数字化重塑。针对我国跨境贸易行业产业链条长、行业跨度大及地域覆盖广等特点,运用大数据、云计算、人工智能、区块链等信息技术,加快推进产业互联网平台建设,实现产业链在研发、生产、营销等各环节的数字化重塑,以互联网融合应用来强化产业链运营效率及抗风险能力。

第三,深入赋能出口企业数字化转型,提升国际市场势力。国家发改委牵头制定发布的《数字化转型伙伴行动倡议》提出要以搭建中央部委、地方政府、平台企业、行业龙头企业、行业协会及服务机构协同推进的,精准赋能中小微企业数字化转型的帮扶体系。地方政府应针对出口企业数字化转型面临的突出问题,构建各方资源有效互补的市场机制,为出口企业提供专门的数字化技术及解决方案,从而有效提升出口企业加成率及国际市场地位。

### 参考文献:

- [1] FREUND C, WEINHOLD D. The internet and international trade in service[J]. The American Economic Review, 2002, 92(2): 236-240.
- [2] BOJNEC S, FERRO I. Impact of the internet on manufacturing trade[J]. Joint International Conference on Information Sciences, 2015, 50(1): 124-132.

- [3] CHOI C. The effect of the internet on service trade[J]. *Economics Letters*, 2010, 109(2): 102-104.
- [4] MALLICK H. Role of technological infrastructures in exports: evidence from a cross-country analysis[J]. *International Review of Applied Economics*, 2014, 28(5): 669-694.
- [5] 施炳展, 金祥义. 注意力配置、互联网搜索与国际贸易[J]. *经济研究*, 2019(11): 71-86.
- [6] HELLMANZIK C, SCHMITZ M. Virtual proximity audiovisual services trade[J]. *European Economic Review*, 2015, 77(3): 82-101.
- [7] 李兵, 李柔. 互联网与企业出口: 来自中国工业企业的微观经验证据[J]. *世界经济*, 2017(7): 102-125.
- [8] 沈国兵, 袁征宇. 企业互联网化对中国企业创新及出口的影响[J]. *经济研究*, 2020(1): 33-48.
- [9] 鞠雪楠, 赵宣凯, 孙宝文. 跨境电商平台克服了哪些贸易成本? ——来自“敦煌网”数据的经验证据[J]. *经济研究*, 2020(2): 181-196.
- [10] DE LOECKER J, WARZYNSKI F. Markups and firm-level export status[J]. *The American Economic Review*, 2012, 102(6): 2437-2471.
- [11] ARKOLAKIS C, COSTINOT A, DONALDSON D, RODRIGUEZ-CLARE A. The elusive pro-competitive effects of trade[J]. *The Review of Economic Studies*, 2018, 86(1): 46-80.
- [12] 诸竹君, 黄先海, 王煌. 房价上涨如何影响工业企业加成率: 事实与机制[J]. *商业经济与管理*, 2020(4): 88-100.
- [13] 蒲阿丽, 李平. 资本配置扭曲与民营企业出口生存[J]. *商业经济与管理*, 2020(6): 89-101.
- [14] 诸竹君, 黄先海, 王煌. 产品创新提升了出口企业加成率吗[J]. *国际贸易问题*, 2017(7): 17-26.
- [15] 黄先海, 王煌, 陈航宇. 人口集聚如何影响出口企业加成率: 理论机制与经验证据[J]. *国际贸易问题*, 2019(7): 1-18.
- [16] WANG Y, LI J. ICT's effect on trade: perspective of comparative advantage[J]. *Economics Letters*, 2017, 155(3): 96-99.
- [17] GRIMES A, REN C, STEVENS P. The need for speed: impacts of internet connectivity on firm productivity[J]. *Journal of Productivity Analysis*, 2012, 37(2): 187-201.
- [18] 黄先海, 金泽成, 余林徽. 出口、创新与企业加成率: 基于要素密集度的考量[J]. *世界经济*, 2018(5): 125-146.
- [19] PAUNOV C, ROLLO V. Has the internet fostered inclusive innovation in the developing world[J]. *World Development*, 2016, 78(84): 587-609.
- [20] 王金杰, 郭树龙, 张龙鹏. 互联网对企业创新绩效的影响及其机制研究——基于开放式创新的解释[J]. *南开经济研究*, 2018(6): 170-190.
- [21] 祝树金, 钟腾龙, 李仁宇. 进口竞争、产品差异化与企业产品出口加成率[J]. *管理世界*, 2019(11): 52-71, 231.
- [22] DANA J D, ORLOV E. Internet penetration and capacity utilization in the US airline industry[J]. *American Economic Journal: Microeconomics*, 2014, 6(4): 106-137.
- [23] YADAV N. The role of internet use on international trade: evidence from Asian and Sub-Saharan African enterprises[J]. *Global Economy Journal*, 2014, 14(2): 189-214.
- [24] LEVINSOHN J A, PETRIN A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. *The Review of Economic Studies*, 2003, 70(2): 317-341.
- [25] 韩先锋, 宋文飞, 李勃昕. 互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗[J]. *中国工业经济*, 2019(7): 119-136.
- [26] 安同良, 魏婕, 舒欣. 中国制造业企业创新测度——基于微观创新调查的跨期比较[J]. *中国社会科学*, 2020(3): 99-122, 206.
- [27] 刘斌, 王乃嘉. 制造业投入服务化与企业出口的二元边际——基于中国微观企业数据的经验研究[J]. *中国工业经济*, 2016(9): 59-74.
- [28] 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.
- [29] SOBEL M E. Direct and indirect effects in linear structural equation models[J]. *Sociological Methods & Research*, 1987, 16(1): 155-176.



(责任编辑 郭宝才 王 权)