

# “互联网+”促进了中国城市 对外贸易发展吗

——来自 290 个地级市的经验证据

林 峰，林淑佳

(华南理工大学 经济与金融学院, 广东 广州 510006)

**摘要:** 随着新一代互联网技术的加速应用,“互联网+”为中国对外贸易发展注入了新动能。本文采用腾讯研究院大数据测算的中国“互联网+”指数和 290 个地级市数据,实证考察了“互联网+”对中国城市对外贸易发展的影响。研究结果显示:“互联网+”显著促进了中国城市对外贸易发展;在克服潜在的内生性问题后,“互联网+”指数每提高 1%,城市对外贸易总额将会增加 2.522%;数字经济、数字政务和数字生活能够促进中国城市对外贸易发展,其中数字生活的推动作用最为明显;“互联网+”对中国城市对外贸易发展的影响具有显著的条件性和空间外溢性特征。

**关键词:** 互联网+; 对外贸易; 空间外溢

[中图分类号] F752.8 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4034(2022)02-0016-17

## 引 言

当前以互联网为核心的信息技术产业正蓬勃发展,互联网经济与实体经济的深度融合从根本上改变了中国的经济发展模式。2015年3月李克强总理在《政府工作报告》中首次提出要制定“互联网+”行动计划,意味着“互联网+”概念上升为国家战略。2015年7月国务院发布了《关于积极推进“互联网+”行动的指导意见》,进一步推动互联网由消费领域向生产领域扩展,提升互联网在经济、文化、产业等方面的渗透融合作用。过去六年,中国的数字经济与实体经济逐步迈向

[收稿日期] 2021-10-09

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“破解中国财政支出的贸易收支效应悖论:考虑居民消费习惯因素的理论解释、实证识别与政策设计”(71903057),教育部人文社会科学研究青年基金项目“中国扩张性财政政策的贸易收支效应悖论:考虑居民消费习惯因素的机理研究”(19YJC790073)

[作者简介] 林峰(1986—),男,江西景德镇人,华南理工大学经济与金融学院副教授、博士生导师。研究方向:国际贸易与国际金融;林淑佳(1997—),女,广东揭阳人,华南理工大学经济与金融学院硕士研究生,研究方向:国际贸易

深度融合，这不仅推动了传统生产方式和商业模式变革，也构筑了居民消费的新模式和新业态。根据信息通信技术研究院发布的2020年《中国数字经济发展白皮书》，中国数字经济总量已跃居世界第二，数字经济规模占GDP的比重达到38.6%。移动支付、电子政务、网约车等新业态的兴起以及社群、公众号等信息共享方式的推广，也在潜移默化地改变着居民的消费方式和文化生活。与此同时，随着逆全球化思潮的涌动和贸易保护主义的抬头，中国对外贸易面临的挑战日益严峻，突如其来的新冠肺炎疫情更是给国际贸易环境带来了不稳定性和不确定性。2021年国务院发布的《关于加快发展外贸新业态新模式的意见》明确指出“要提升传统外贸数字化水平，支持传统外贸企业运用云计算、人工智能、虚拟现实等先进技术”。由此可见，“互联网+”等数字化新业态将成为中国对外贸易发展的重要支撑。如何依靠“互联网+”来推动中国对外贸易持续快速发展因而成为政府和学界日益关注的重要议题。

既有文献主要聚焦于互联网发展与对外贸易的相关性研究。在国家层面，Freund和Weinhold（2004）的经验分析表明，1995年和1996年互联网建设对国际贸易的影响并不明晰，但自1997年开始，互联网建设对国际贸易表现出显著的促进作用。Meltzer（2014）指出，互联网发展使得传统国际贸易的局限得以突破，为发展中国家的出口贸易提供了机会。Takkur和Sharma（2021）的经验数据证明，互联网建设显著推进了全球贸易自由化。此外，互联网引致的贸易效应也存在明显的异质性。Kurihara和Fukushima（2013）基于互联网普及率的异质性分析发现，与发达国家相比，发展中国家的互联网建设对本地贸易开放与贸易发展的推动作用更为显著。Yadav（2014）发现互联网普及率的提升对亚洲和撒哈拉以南的非洲国家会产生更强的贸易促进效应。潘家栋和肖文（2018）基于出口目的国的证据表明，互联网建设会显著促进中国对发达国家和地区的出口贸易。范鑫（2020）的经验数据显示，互联网对高收入国家出口贸易的作用会更加显著，这是由于中低收入国家的经济建设水平尚不能与互联网的功能需求相匹配。而在企业层面，沈国兵和袁征宇（2020）指出，在网络化和数字化成为全球经济增长新动力的背景下，传统企业的生产、运营、销售和贸易都越来越依赖于互联网。一方面，互联网的快速应用不仅提高了中国企业开展出口贸易的概率（李兵和李柔，2017），还推动了中国企业出口的二元边际增长（胡馨月和宋学印，2020）；另一方面，互联网的广泛普及提升了中国企业的进口概率和进口产品质量（岳云嵩等，2017；佟家栋和杨俊，2019），并通过网络外溢效应提高了企业的进口绩效（谭用等，2019）。

但是，上述研究存在以下两点局限性：一是在研究对象上，现有研究大多聚焦于国家或企业层面的互联网发展，从城市层面展开的经验论证较少，关于如何促进中国城市对外贸易发展的研究命题已受到学术界的广泛关注（孙楚仁等，2019；史恩义等，2021）；二是在研究指标上，互联网普及率的提升并不能全面揭示“互联网+”的发展内涵。“互联网+”的本质是要求实体企业与互联网企业建立紧密联盟来进行互联网技术渗透，核心内涵体现在实体经济与互联网虚拟经济相融合的“跨界经营”过程（赵振，2015）。鉴于此，本文尝试从“互联网+”的

跨界经营内涵揭示中国城市对外贸易发展的内在动能，这是对现有研究的有益补充。

与既有研究相比，本文边际贡献有：（1）国内学者大都采用互联网普及率来衡量“互联网+”水平（石喜爱等，2018；肖利平，2018），但该指标仅能反映中国“互联网+”发展的局部事实，并不能全面揭示“互联网+”的综合特征。基于腾讯研究院大数据测算的“互联网+”指数充分度量了互联网与经济、生活和产业融合的程度，能够较好地体现“互联网+”跨界经营的内涵（姜松和孙玉鑫，2020），因此本文采用大数据测算的“互联网+”指数，真实刻画了城市“互联网+”发展的特征与维度；（2）在充分考虑内生性问题后，本文引入行政区域土地面积和历史上各城市的移动电话数作为“互联网+”的有效工具变量，实证揭示了“互联网+”对中国城市对外贸易发展的促进作用；（3）不拘于总体效应的经验评估，本文还采用分位数回归刻画了“互联网+”影响城市对外贸易发展的条件性特征，并借助空间杜宾模型评估了“互联网+”的空间外溢性影响。

## 一、理论机制与研究假说

“互联网+”本质上是实体经济与互联网虚拟经济相融合的跨界经营现象，因此本文立足于“互联网+”的跨界经营内涵，从交易成本效应、社群效应和辐射效应这三个方面来分析“互联网+”驱动城市对外贸易发展的逻辑机制。

第一，“互联网+”跨界经营降低了城市进出口的交易成本。进出口交易的参与者借助互联网搜索和可视化通讯，便可即时获取进出口商品的市场偏好、汇率水平、关税壁垒等确切信息，从而降低市场调研的成本（Ma和Fang，2021）。尤其是在“互联网+”渗透程度较高的城市，进出口交易的参与者能够迅捷地捕捉到有效的进出口信息，降低对外贸易的不确定性（施炳展和金祥义，2019）。总体而言，“互联网+”跨界融合会产生降低交易成本的外部经济效应，增强外贸市场的交易意愿，主要体现在：（1）“互联网+”降低了进出口贸易的市场准入门槛。城市“互联网+交通物流”打破了地理障碍和准入限制，使得进出口参与者能够更加便利地处理外贸订单，充分激发进口需求和出口潜力（王贵东和杨德林，2021）。此外，原本被高昂启动成本拦截在外的中小微企业也可借助“互联网+”降低融资门槛，并享受专业物流、通关、保险等服务，使得进出口交易更加便利化（刘满凤和赵珑，2019）。（2）“互联网+”降低了交付成本和监管成本。伴随着“互联网+”战略的落地，跨境支付和跨境融资在进出口交易中的接受度和便利度显著提升，这有利于推动城市普惠金融体系的建设，并且灵活精准地降低外贸企业的资金周转压力，助力对外贸易焕发新活力。随着城市政务互联网的升级，企业在通关、纳税等环节也节约了大量时间和成本，加快了对外贸易交易的流速。（3）“互联网+”降低了进出口交易的风险。出口方可以通过产品多样化或市场多元化的方式分散出口风险，进口方也能通过低成本购置样品、“货比三家”、享受退换货服务等方式，降低进口交易的风险（胡馨月等，2021）。

第二,“互联网+”跨界经营丰富了城市进出口交易的社群。传统进出口交易往往依赖于单向投放的广告或者中间商对接,且形式上大多是面对面沟通的合作关系(Lendle等,2016)。而在“互联网+”背景下,庞大的用户群体和海量的网络社群得以凝聚,进出口双方能够以形式丰富的虚拟社交渠道进行远程互动、建立信任并达成合作(Huang和Song,2019)。移动互联网使进出口交易向“微市场”化迈进,“互联网+”跨界经营有利于培育顾客社群。一方面,进口方可以通过社群特色鲜明的点评渠道全面了解海外商品的品质和用户体验,明晰进口需求的意向;另一方面,出口商也可以在跨境电商平台上向海外消费者展示商品,并借助直播间、粉丝群等平台与海外客户形成双向互动,以社群化传播的形式提高出口绩效(Haini,2021)。赵振和彭毫(2018)指出,依靠“互联网+”的“场景+产品”策略,这种跨界经营形式有助于扩大以虚拟网络维系共同情感的、对实体产品有购买力的海外顾客社群。此外,“互联网+”打造的社群网络能显著提高进出口交易的信任水平,这既是在线支付等环节的有力保障,也是触发社群对进出口商品的自我传播路径的重要基础(Ma等,2020)。由此可见,社群生态的构筑实现了城市个性化生产和场景化销售,加快了城市贸易数字化发展。

第三,“互联网+”跨界经营强化了城市进出口贸易的辐射效应。互联网虚拟经济与实体经济存在强互补性,互联网经济可突破实体经济的空间限制,容纳超大规模的贸易活动,为城市对外贸易发展提供可行性条件。一方面,“互联网+”跨界融合有助于打破城市间的市场分割和行业垄断,重构规范化的外贸规则,推动国内市场一体化(关利欣等,2015)。邻近城市往往具有出口结构相似、出口市场趋同的特点,产业之间也存在同构现象,因而随着“互联网+”深入发展,本地区可以通过学习效应和示范效应带动邻近城市的出口质量升级(强永昌和杨航英,2021)。“互联网+”也带来了医疗、教育等方面的普惠性支持政策,这有利于促进外贸人才在经济发达城市之间的流动,同时带动经济落后城市特色产业的外贸发展(刘娟等,2018)。另一方面,“互联网+”增强了产业链协同和贸易辐射效应。城市“互联网+”的发展不仅为下游企业提供了更优质的中间品,从而扩大了下游企业所在城市的出口规模,同时也为上游企业提供了数字化和信息化革新的动能,这有利于提升上游企业所在城市的外贸能力(龚强等,2021)。通常而言,互联网虚拟经济与实体经济的融合程度越高,越有助于打造成熟的分工网络和高度协同的基础设施,通过辐射作用带动城市群进出口贸易的联动发展(安同良和杨晨,2020)。

因此,基于上述理论分析,本文提出可供检验的研究假说:“互联网+”能够显著促进城市的对外贸易发展。

## 二、计量模型设计

### (一) 计量模型设定

本文首先考察“互联网+”对中国城市对外贸易发展的影响,基准计量模型设定如式(1):

$$trade_i = \beta_0 + \beta_1 internet\ plus_i + \theta Z_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

式(1)中, $i$ 代表城市。 $trade_i$ 为对外贸易变量,反映 $i$ 城市的对外贸易发展规模,以各城市进出口总额的对数来衡量。 $internet\ plus_i$ 为“互联网+”变量,反映 $i$ 城市的“互联网+”发展水平。 $Z_i$ 表示控制变量, $\varepsilon_i$ 表示随机误差项。

对于“互联网+”变量,本文采用腾讯研究院编制的“互联网+”指数来表示。与宽带接入用户数、互联网普及率等指标相比,“互联网+”指数汇总了腾讯、京东、携程等互联网公司的全样本大数据,指标的统计范围更加系统全面。“互联网+”指数通过数据标准化、专家评分确定权重等方法,计算数字经济、数字政务、数字文化和数字生活这四个分指数,再对四个分指数加权平均而得。其中,数字经济指数评估了云计算、大数据、移动互联与各个经济部门的融合发展情况;数字政务指数综合考察了互联网城市服务平台的使用情况、专业程度和服务效益;数字文化指数从资讯、文学、影视、游戏类等方面评价了互联网在文化领域的应用情况;数字生活指数则从微信社交指数和社交支付两方面度量了互联网与居民日常生活的交融程度。各分指数是由原始值按百分比形式进行标准化后的数值,权重指标采用专家背对背评分的方法得出。“互联网+”指数越大,表示“互联网+”发展水平越高。

借鉴已有研究文献,本文选取地区经济规模( $gdp$ )、财政收支( $fe$ )、外商直接投资( $fr$ )和劳动力资源( $labor$ )作为控制变量。经济规模越大的城市,往往拥有更强的进出口需求,因而对外贸易活动会更加活跃,为此本文用城市的国内生产总值表示经济规模。财政能力更强的城市,能够调动更多的资源助力地区对外贸易发展,本文引入财政支出和财政收入来衡量财政能力,分别以地方一般公共预算收入和公共预算支出表示。外商直接投资通过贸易创造、技术溢出等渠道能够促进对外贸易发展(柴庆春和胡添雨,2012),本文选取城市实际使用外资金额进行测度,并以人民币对美元的年均汇率进行计价调整。考虑到劳动力资源会影响城市的要素禀赋和进出口竞争力,本文采用城镇单位从业人员期末人数来衡量劳动力资源。

## (二) 数据来源与统计特征

腾讯研究院已发布2015年和2017年的中国“互联网+”指数,但由于统计口径和构造方法存在较大差异<sup>①</sup>,本文并未将这两年的指数进行综合考察。囿于2015年城市对外贸易数据的不可获得性,本文选取2017年290个地级市的数据作为研究样本。“互联网+”指数来自腾讯研究院编制的《中国“互联网+”指数报告》,城市对外贸易额、经济规模、财政收支、外商直接投资和劳动力资源的数据来源于《中国城市统计年鉴》。由于城市的对外贸易额采用美元计算,本文采用2017年人民币对美元的年均汇率进行了计价调整。为了保证口径和量纲上的一致性,本文对模型(1)中的各变量进行了自然对数处理。表1显示了主要变量的描述性统计。

<sup>①</sup>例如,2015年的“互联网+”指数是由“互联网+基础”、“互联网+产业”等四个分指数构成,而2017年的“互联网+”指数则由数字经济、数字政务等四个分指数构成。

表1 主要变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值	观测值
<i>trade</i>	13.897	2.249	5.277	19.644	290
<i>internet plus</i>	-0.362	0.874	-1.935	3.347	290
<i>gdp</i>	15.809	1.170	12.764	19.540	287
<i>fe</i>	15.040	0.721	12.533	18.139	290
<i>fr</i>	14.063	1.069	11.773	18.012	290
<i>fdi</i>	11.918	2.063	3.008	16.614	266
<i>labor</i>	12.851	0.892	10.159	15.911	290

### 三、实证结果分析

#### (一) 基准回归分析

表2呈现了模型(1)的基准回归结果。表2列(1)和列(2)中,“互联网+”变量在1%的水平下均显著为正,表明“互联网+”显著驱动了中国城市的对外贸易发展。在加入控制变量的情况下,“互联网+”指数每提高1%,城市对外贸易总额将会增加0.953%。这与本文的研究假说相一致,即“互联网+”在促进城市对外贸易发展方面发挥了显著且积极的作用。考虑到北京、上海、广州和深圳(简称“北上广深”)这四个一线城市的“互联网+”水平远高于其他城市,本文在列(3)中剔除了这四个城市样本。估计结果显示,“互联网+”变量仍然在1%的水平下显著为正,说明“互联网+”是推动城市对外贸易发展的重要动能。在剔除一线城市样本的情况下,“互联网+”指数每提高1%,城市对外贸易额将会增加1.008%。因此,以上回归结果也验证了研究假说的成立。

表2 基准回归结果

项目	(1)	(2)	(3)
<i>internet plus</i>	1.945 <sup>***</sup> (4.646)	0.953 <sup>***</sup> (21.242)	1.008 <sup>***</sup> (4.619)
<i>gdp</i>	—	0.328 <sup>**</sup> (2.138)	0.333 <sup>**</sup> (2.177)
<i>fe</i>	—	-0.868 <sup>**</sup> (-2.403)	-0.835 <sup>**</sup> (-2.191)
<i>fr</i>	—	1.129 <sup>***</sup> (4.359)	1.104 <sup>***</sup> (4.244)
<i>fdi</i>	—	0.246 <sup>**</sup> (2.369)	0.245 <sup>**</sup> (2.375)
<i>labor</i>	—	-0.401 (-1.648)	-0.420 <sup>*</sup> (-1.696)
常数项	14.600 <sup>***</sup> (176.105)	8.486 <sup>**</sup> (2.186)	8.520 <sup>**</sup> (2.091)
样本量	290	263	259
R <sup>2</sup>	0.572	0.680	0.651

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示估计系数在1%、5%和10%的水平上显著,括号中的值为稳健性t统计量。下表同。

在控制变量中,经济规模变量、财政收入变量和外商直接投资变量均显著为正,表明城市的地区生产总值和财政收入越高、实际利用外资额越多,能为对外贸易注入更丰富的要素资源和技术源泉,将有利于提高该城市的对外贸易规模。财政支出变量在5%的水平下显著为负,表明财政支出扩张会降低该城市的对外贸易总额。这可能是由于财政支出增加会加剧地方政府财政压力和晋升压力(曹春方等,2014),进而导致地方企业的过度投资和对外贸资源的掠夺。劳动力资源的系数均未通过显著性检验,表明科技创新主导的全球化进程中,劳动力禀赋不再是中国城市对外贸易发展的主要影响因素。

## (二) 内生性问题与工具变量回归

除了“互联网+”影响对外贸易发展的单向因果关系,还可能存在对外贸易影响“互联网+”的单向因果关系。显然,对外贸易发展水平越高的城市,越倾向于使用互联网技术开展跨境电商业务,进而深化“互联网+”的推广应用。鉴于此,本文引入行政区域土地面积和历史上各城市的移动电话数作为“互联网+”的工具变量,以解决潜在的内生性问题。工具变量必须满足相关性和外生性这两个基本条件。一方面,海拔高度、气候条件等地理因素固然存在外生属性,但从国际贸易角度看,海拔、气候、地理位置等自然条件也会影响一国的对外贸易状况(Daumal,2008)。而土地面积不仅会直接影响互联网的覆盖范围和应用节点分布,即具备了相关性条件,同时它也不是国际贸易的直接决定因素(Enikolopov和Zhuravskaya,2007),即满足了外生性条件。因此,本文采用行政区域土地面积(取对数)作为“互联网+”的工具变量。另一方面,电话用户数代表了城市电信基础设施的发展水平,也必将对城市的互联网发展产生影响。借鉴陈维涛等(2019)的研究,本文选取2001年城市的移动电话用户总量(取对数)作为“互联网+”的工具变量,这是因为滞后期的历史数据不会对2017年的中国对外贸易发展产生重要影响。从表3的检验结果可以发现,模型不仅拒绝了Kleibergen-Paap rk LM检验的“不可识别”原假设和Kleibergen-Paap rk Wald检验的“弱工具变量”原假设,还接受了Hansen J检验的“工具变量外生”原假设。检验结果表明,本文的工具变量满足了相关性和外生性的基本要求,是合理的工具变量。

表3呈现了两阶段最小二乘法(Two Stage Least Square, 2SLS)的估计结果。在不加入控制变量的情况下,表3列(1)中“互联网+”变量的估计系数为2.114,且通过了1%的显著性检验。在加入控制变量的情况下,列(2)中“互联网+”变量在1%的水平下均显著为正,表明“互联网+”显著促进了中国城市对外贸易发展。尤其是在克服内生性问题后,“互联网+”变量的系数值显著增大,“互联网+”指数每提高1%,城市对外贸易总额将会增加2.522%。这说明在控制内生性问题后,“互联网+”对城市对外贸易的推动作用体现得更为明显。列(3)是剔除“北上广深”城市样本的回归结果,“互联网+”变量的估计系数依然显著为正。其他控制变量的估计结果也与表2的普通最小二乘法(Ordinary Least Square, OLS)回归基本一致。因此,工具变量的回归结果验证了基准回归结果是有效且稳健的。

表3 工具变量回归结果

项目	(1)	(2)	(3)
<i>internet plus</i>	2.114 *** (18.290)	2.522 *** (4.729)	2.890 *** (4.864)
<i>gdp</i>	—	-0.131 (-0.680)	-0.168 (-0.825)
<i>fe</i>	—	-1.359 *** (-3.643)	-1.353 *** (-3.368)
<i>fr</i>	—	0.988 *** (3.344)	0.893 *** (2.913)
<i>fdi</i>	—	0.248 ** (2.248)	0.250 ** (2.296)
<i>labor</i>	—	-0.788 ** (-2.568)	-0.882 *** (-2.626)
常数项	14.764 *** (171.944)	30.676 *** (3.987)	33.841 *** (4.024)
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	54.948 [0.000]	24.769 [0.000]	23.391 [0.000]
Kleibergen-Paap rk WaldF 统计量	275.255 {19.93}	22.345 {19.93}	21.398 {19.93}
Hansen J 统计量	10.384 [0.001]	0.763 [0.382]	0.247 [0.620]
样本量	264	248	244
R <sup>2</sup>	0.577	0.626	0.561

注：小括号中的值为t统计量，中括号中的值为P值，大括号中的值为Stock-Yogo弱识别检验的10%临界值。

### (三) 稳健性检验

为进一步保证回归结果的可靠性，本文在表4中进行了一系列的稳健性检验。首先，尽管基准模型已经采取稳健标准误进行了异方差纠正<sup>①</sup>，但为了保证检验结果的有效性，本文对基准模型采用加权最小二乘法（Weighted Least Square, WLS）进行估计。其次，考虑到城市的经济枢纽性或贸易自由化程度可能会影响“互联网+”战略的试点和推广，本文引入以下三类城市层面的虚拟变量：（1）东部地区城市的虚拟变量（*eastern dummy*）（2）沿海沿边城市的虚拟变量（*coastal dummy*）；（3）一线城市的虚拟变量（*first-tier dummy*）。一线城市不仅包含“北上广深”这四个城市，还涵盖了成都、杭州、武汉、天津、南京、重庆、西安、长沙、青岛、沈阳、大连、厦门、苏州、宁波、无锡这15个准一线城市。

表4列（1）和列（2）的WLS估计结果显示，“互联网+”变量在1%的水平下依然显著为正，表明“互联网+”显著提高了中国城市的对外贸易规模。在加入三类城市虚拟变量后，列（3）至列（5）中的“互联网+”变量仍然在1%的水平

<sup>①</sup>本文采用的BP检验（使用解释变量和使用全部变量检验的P值分别为0.069和0.001）和White检验（P值为0.001）均表明，模型存在异方差问题。

下显著为正,表明“互联网+”有利于中国城市的对外贸易发展,这与基准模型的回归结果相一致。此外,东部地区城市和沿海沿边城市的虚拟变量均显著为正,表明与中西部地区城市或内陆城市相比,这些城市凭借优越的行政红利、地理位置和港口条件,进出口贸易更加活跃。一线城市的虚拟变量并未通过显著性检验,表明人口集聚和城市枢纽性在对外贸易发展方面的优势并未显现。以上结果进一步支持了基准模型的分析结论。

表4 稳健性检验结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>internet plus</i>	1.897*** (20.644)	0.936*** (4.653)	0.559*** (3.120)	0.488*** (2.762)	0.507*** (2.803)
<i>gdp</i>	—	0.297* (1.929)	0.330** (2.328)	0.265* (1.923)	0.276** (2.022)
<i>fe</i>	—	-0.946*** (-2.747)	-0.536 (-1.509)	-0.485 (-1.413)	-0.460 (-1.307)
<i>fr</i>	—	1.195*** (4.616)	0.926*** (3.789)	0.997*** (4.264)	0.999*** (4.267)
<i>fdi</i>	—	0.238** (2.346)	0.238** (2.351)	0.237** (2.440)	0.237** (2.443)
<i>labor</i>	—	-0.370 (-1.563)	-0.316 (-1.395)	-0.283 (-1.331)	-0.297 (-1.369)
<i>eastern dummy</i>	—	—	1.105*** (8.191)	0.775*** (5.355)	0.756*** (5.011)
<i>coastal dummy</i>	—	—	—	0.910*** (4.867)	0.921*** (4.839)
<i>first-tier dummy</i>	—	—	—	—	-0.178 (-0.585)
常数项	14.590*** (174.836)	8.918** (2.379)	4.812 (1.377)	3.529 (1.026)	3.153 (0.901)
样本量	290	263	263	263	263
R <sup>2</sup>	0.617	0.709	0.720	0.746	0.746

#### (四) 异质性检验

本文选取的“互联网+”指数不仅涵盖了290个地级市的总指标,还报告了数字经济、数字政务、数字文化和数字生活四个分指数的百强城市,有助于探讨互联网在经济、政务、文化和生活领域的应用对中国城市对外贸易发展的异质性影响。

“互联网+”分指数的度量说明如下:(1)数字经济指数(*internet plus\_e*)。由机构微信公众号指标、支付和理财类指标、商品和服务交易类指标、云计算指标等指标进行加权平均得到,以评估云计算、大数据、移动互联与各个经济部门的融合发展情况。其中,支付和理财类指标包括目标城市微信支付、理财通等用户数量和金额,商品和服务交易类指标包括京东商城、滴滴出行、携程和美团四个平台的用户、订单量等。(2)数字政务指数(*internet plus\_p*)。由服务质量星级、月活

跃用户数、重点行业丰富度等指标构成,反映了城市政府政务服务数字化的情况。其中,服务质量星级评价了访问速度、客服帮助等服务,重点行业丰富度包含了交管、车管、公积金、社保、医疗等五个重点行业的政务指标。(3)数字文化指数(*internet plus\_c*)。基于腾讯新闻客户端、视频、在线文字、网游等数字文化产品的使用数据,由新闻评论量、点击量、视频点击量、游戏次数和时长等指标构成,反映了互联网在文化和休闲领域的应用情况。(4)数字生活指数(*internet plus\_l*)。由微信社交指数和社交支付两类指标加权得到,涵盖了微信好友数、群数、评论数、点赞数、红包转账等指标,充分体现了互联网与居民日常生活中的交融程度。

表5的OLS检验结果表明,数字经济变量、数字政务变量和数字生活变量均在5%的水平下显著为正,表明互联网在经济、政务和生活领域的融合对扩大外贸规模具有重要作用。数字文化变量的系数也为正,但并未通过显著性检验,说明数字文化在引领对外贸易发展方面缺乏显著的带动作用。

表5 异质性检验结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>internet plus_e</i>	0.551** (2.389)	—	—	—
<i>internet plus_p</i>	—	0.683** (2.499)	—	—
<i>internet plus_c</i>	—	—	0.528 (1.338)	—
<i>internet plus_l</i>	—	—	—	0.724** (2.591)
<i>gdp</i>	0.028 (0.105)	-0.162 (-0.487)	0.119 (0.552)	0.129 (0.556)
<i>fe</i>	-1.192*** (-2.936)	-0.871* (-1.849)	-1.837*** (-4.179)	-1.423*** (-3.770)
<i>fr</i>	1.947*** (4.696)	1.495*** (2.709)	2.363*** (5.933)	1.811*** (4.227)
<i>fdi</i>	-0.002 (-0.019)	0.002 (0.015)	0.063 (0.645)	0.098 (1.159)
<i>labor</i>	-0.201 (-0.529)	0.708 (1.294)	-0.098 (-0.281)	0.000 (0.002)
常数项	7.447 (1.380)	-0.224 (-0.052)	8.096 (1.175)	7.253* (1.743)
样本量	96	96	95	96
R <sup>2</sup>	0.720	0.753	0.776	0.770

从估计系数来看,数字生活对城市对外贸易发展的推动作用最为明显,数字生活指数每提高1%,城市对外贸易总额将会增加0.724%,其次为数字政务(0.683%)和数字经济(0.551%)。这一结果与现实直觉相吻合,其原因在于数字生活指数中以微信为平台的社交互动能够刺激消费者对于海外商品和服务的购买

意愿。微信好友数和群数越多,朋友圈的评论数和点赞数越多,越能加速国内外商品信息的传播,这会导致生产者和消费者对于出口产品和进口产品需求的提升。微信红包和转账等社交支付也大大缩短了外贸订单的周期,进而加快了货物和服务的国际流通。数字经济的功能在于为外贸商流、资金流和物流提供了云计算、大数据等前沿技术的支撑,而数字政务水平的提高为生产者和消费者提供了行政审批、报关和通关的便捷,提升了外贸政务的服务质量和反馈速度。相较于数字经济和数字政务,由社交指数和社交支付这两类指标加权得到的数字生活指数体现了互联网与居民日常生活的深度融合,其数字化应用的群体显然更多,应用的频率和持续性也更高,因此数字生活对城市外贸的赋能作用会相对更强。

#### 四、“互联网+”的条件性与空间外溢性特征

##### (一)“互联网+”的条件性特征

对于处在不同对外贸易发展状态的城市,“互联网+”的促进作用是否存在差异呢?为了进一步解答这一问题,本文构建分位数回归模型来考察“互联网+”对中国城市对外贸易发展的条件性影响。回归结果如表6所示。

表6 “互联网+”的条件性影响

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	10%	25%	50%	75%	90%
<i>internet plus</i>	0.325 (0.680)	0.536 (1.561)	0.823*** (4.033)	0.861*** (3.351)	1.006*** (2.679)
<i>gdp</i>	0.800** (2.247)	0.374 (1.460)	0.143 (0.940)	0.177 (0.926)	0.249 (0.890)
<i>fe</i>	-0.812 (-1.284)	-0.968** (-2.127)	-0.947*** (-3.504)	-1.346*** (-3.958)	-1.362*** (-2.739)
<i>fr</i>	0.641 (1.184)	1.577*** (4.053)	1.465*** (6.335)	1.872*** (6.435)	1.838*** (4.322)
<i>fdi</i>	0.418*** (3.528)	0.189** (2.224)	0.164*** (3.246)	0.081 (1.277)	-0.051 (-0.551)
<i>labor</i>	0.128 (0.255)	-0.342 (-0.949)	-0.284 (-1.325)	-0.573** (-2.125)	-0.602 (-1.529)
常数项	-3.509 (-0.424)	2.125 (0.357)	7.364** (2.079)	12.471*** (2.799)	14.583** (2.239)
样本量	263	263	263	263	263
R <sup>2</sup>	0.425	0.451	0.490	0.519	0.533

表6的估计结果显示,“互联网+”变量在50%、75%和90%的分位数与城市对外贸易总量均呈现显著正相关,但在10%和25%的分位数并未通过显著性检验,表明城市外贸发展水平较低时,“互联网+”对外贸发展并无显著影响。随着分位数的增加,“互联网+”变量的估计系数呈现出边际递增规律。这意味着,随着城市对外贸易规模的扩大,“互联网+”的助推作用逐步凸显。此外,控制变量的系数符号也与基准模型相一致。但需要注意的是,在不同对外贸易发展水平下,财政

收入和财政支出的影响强度呈现出边际递增特征，而外商直接投资的影响效应则表现为边际递减趋势。这可能是由于在外向型水平较高的城市中，财政政策的灵活性和传导性相对较强，而外商直接投资的替代效应则更易显现。

从图1中“互联网+”变量的分位数回归趋势也可以看出，在城市对外贸易变量处于低分位时，分位数估计结果与OLS回归结果差异较大，但在城市对外贸易变量处于高分位时，两者的估计结果趋于一致。因此，分位数回归结果揭示了“互联网+”对中国城市对外贸易发展的条件性影响，即“互联网+”的外贸赋能效应主要体现在对外贸易相对发达的城市。可能的原因在于互联网在电商平台、智能物流等领域的应用，有效提升了贸易信息沟通和处理、货物调配和监管等方面的效率。由于对外贸易较发达城市的贸易效率诉求往往较高，因此“互联网+”对外贸的赋能作用也会相对较大。

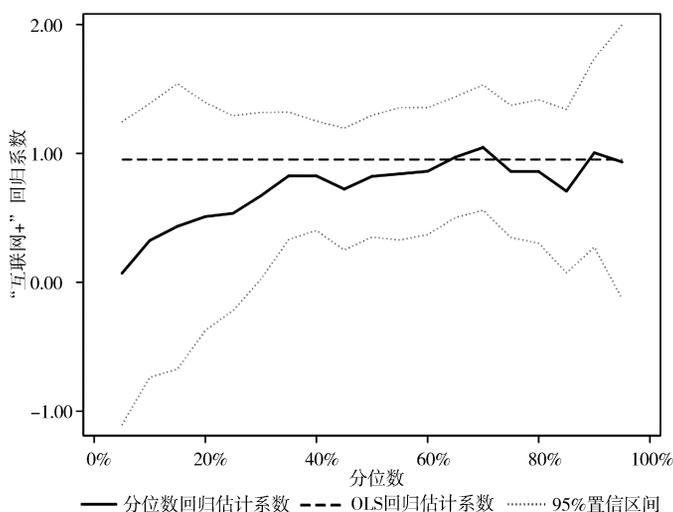


图1 “互联网+”的分位数回归趋势

## (二) “互联网+”的空间外溢性特征

互联互通是城市网络建设的重要体现，因而“互联网+”本身就具有空间扩散和辐射带动的特征（安同良和杨晨，2020）。城市对外贸易发展不仅受本地“互联网+”发展的影响，还可能受惠于邻近城市的“互联网+”建设。为此，本文进一步构建空间杜宾模型（Spatial Dubin Model, SDM），以考察“互联网+”与对外贸易发展的空间联动效应。城市层面的空间杜宾模型构建如下：

$$trade_i = \alpha_0 + \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij} trade_j + \alpha_1 internet\ plus_i + \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} internet\ plus_j + \alpha_2 Z_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

式（2）中， $w_{ij}$ 为权重矩阵 $W$ 中的元素。参照钞小静等（2020）的做法，本文对于权重矩阵 $W$ 分别选取邻接矩阵、反距离矩阵和经济地理距离矩阵来表示。其中，邻接矩阵（ $W_1$ ）将两城市具有共同的边或顶点视为相邻区域，反距离矩阵（ $W_2$ ）

为各城市地图质心地理距离的倒数，而经济地理矩阵( $W_3$ )则构建反映经济距离和地理距离的矩阵，以2017年各城市的人均地区生产总值进行经济距离的衡量。其他变量的含义与基准模型一致。

本文采用LM检验和稳健LM检验对空间杜宾模型进行选择(LeSage和Pace, 2008)。首先,利用LM统计量显著性来判断是否保留空间滞后项(即权重矩阵和对外贸易变量相乘)或空间误差项。倘若统计量不显著,则不保留相应的滞后项或残差项。其后,对LM检验后保留下来的滞后项或残差项进行稳健LM检验,若检验结果仍然显著则保留,否则不保留。基于矩阵 $W_1$ 、 $W_2$ 和 $W_3$ 空间误差项的LM检验和稳健LM检验发现,模型应包含空间滞后项。为此,本文采用包含空间滞后项( $W.trade$ )的空间杜宾模型进行估计。

在对模型(2)进行计量分析之前,本文利用Moran's I指数和Geary's C指数对空间权重矩阵中的对外贸易额( $trade$ )进行空间相关性检验。全局Moran's I指数的取值区间为 $[-1, 1]$ ,Moran's I指数大于零表示邻近城市的对外贸易发展存在正向空间相关性,小于零则表示邻近城市的对外贸易发展存在负向空间相关性。Geary's C指数的取值区间为 $[0, 2]$ ,Geary's C指数小于1表示邻近城市的对外贸易发展存在正向空间相关性,反之亦然。全局自相关检验的结果见表7。可以看出,Moran's I指数和Geary's C指数均在1%的显著水平下证实了对外贸易额存在正向空间相关性。图2是基于三个权重矩阵绘制的局部Moran's I指数的散点图(对290个城市进行编号)。可以发现,绝大多数的城市都分布在第一象限和第三象限,表明对外贸易发展水平在空间上呈现高-高集聚和低-低集聚的正向自相关特征,即对外贸易规模高的城市,邻近城市的对外贸易额也会较高。因此,对模型(2)进行空间计量分析就具备了统计上的合理性。

表7 Moran's I和Geary's C指数的检验结果

项目	$W_1$	$W_2$	$W_3$
Moran's I 指数	0.252 *** (5.931)	0.063 *** (12.166)	0.487 *** (11.898)
Geary's C 指数	0.792 *** (-3.985)	0.941 *** (-4.984)	0.446 *** (-11.357)

注: 括号中的值为z统计量。

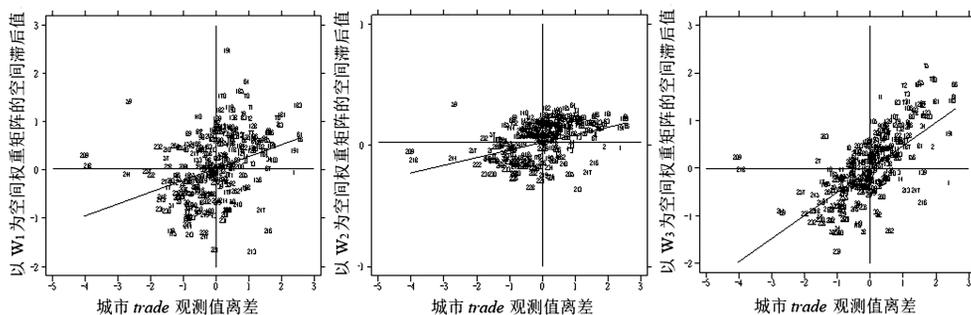


图2 局部Moran's I指数的散点图

空间杜宾模型的回归结果如表8所示。可以发现,表8列(1)至列(3)中对外贸易额的空间滞后项(*W. trade*)系数均显著为正,表明邻近城市的对外贸易发展也会带动本地区的对外贸易发展。在邻接矩阵和经济距离矩阵中,“互联网+”变量与对外贸易变量显著正相关,这与基准模型的结论相一致。而在邻接矩阵和反距离矩阵中,“互联网+”的空间滞后项(*W. internet plus*)系数在1%的水平下显著为正,表明本城市的对外贸易扩张不仅受本地“互联网+”的影响,还会受到邻近城市“互联网+”的影响,因而存在显著的正向空间外溢特征。只有在列(1)的空间邻接矩阵中,“互联网+”变量及其空间滞后项的系数均显著为正,说明空间外溢效应在地理邻接的城市群更加显著。地理邻接城市“互联网+”发展水平的提升,不仅有利于本地区对外贸易规模的扩张,还会推动邻近城市的对外贸易发展。

表8 “互联网+”的空间外溢性影响

项目	(1)	(2)	(3)
	$W_1$	$W_2$	$W_3$
<i>internet plus</i>	0.672*** (3.020)	0.330 (1.446)	1.053*** (4.884)
<i>W. internet plus</i>	0.872*** (3.952)	5.244*** (6.243)	-0.114 (-0.373)
<i>W. trade</i>	0.031* (1.750)	0.101*** (3.683)	0.294** (2.202)
<i>gdp</i>	0.462*** (2.777)	0.443*** (2.885)	0.320** (2.013)
<i>fe</i>	-0.575** (-1.974)	-0.399 (-1.412)	-0.823*** (-2.895)
<i>fr</i>	0.921*** (3.765)	0.883*** (3.748)	0.922*** (3.690)
<i>fdi</i>	0.227*** (4.236)	0.202*** (3.662)	0.241*** (4.535)
<i>labor</i>	-0.369* (-1.666)	-0.158 (-0.713)	-0.367 (-1.643)
常数项	4.437 (1.167)	0.202 (0.054)	6.359 (1.601)
样本量	263	263	263
R <sup>2</sup>	0.670	0.722	0.692

因此,空间杜宾模型的回归结果揭示了“互联网+”对中国城市对外贸易发展的空间外溢性影响,亦表明城市间信息技术的互联互通,能够有效实现信息与资源的有效配置,有利于促进对外贸易发展,从而带来正向的空间外溢效应。以“互联网+”指数排名前两位的深圳和广州为例,如果能够充分发挥“互联网+”的空间扩散和辐射带动作用,促进互联网在经济、政务、文化和生活领域的信息优化和集成<sup>①</sup>,将有效带动粤港澳大湾区城市群的外贸发展。

<sup>①</sup>例如广州、深圳、佛山等城市已实现了公交地铁电子支付的互通和“数字政府”业务的联通。

## 五、结论与政策建议

本文采用腾讯研究院大数据测算的中国“互联网+”指数和290个地级市数据,实证考察了“互联网+”对中国城市对外贸易发展的影响,并利用分位数回归模型和空间杜宾模型揭示了“互联网+”的条件性和空间外溢性特征。本文的研究表明:(1)“互联网+”显著促进了中国城市对外贸易发展;在克服潜在的内生性问题后,“互联网+”指数每提高1%,城市对外贸易总额将会增加2.522%。(2)数字经济、数字政务和数字生活有助于促进中国城市对外贸易发展,其中数字生活的推动作用最为明显。(3)“互联网+”对中国城市对外贸易发展具有显著的条件性和空间外溢性影响。一方面,“互联网+”的分位数估计系数呈现边际递增规律,说明“互联网+”在对外贸易发展水平较高的城市能够充分激发外贸活力;另一方面,“互联网+”也存在正向的空间外溢效应。这意味着“互联网+”不仅有利于本地区对外贸易发展,还会推动邻近城市的对外贸易发展。本文的研究结论为深入推进“互联网+外贸”新模式提供了政策启示。

第一,要创新“互联网+外贸”模式,发挥“互联网+”在外贸发展水平较高城市的赋能作用。互联网已渗入到与海内外消费者密切相关的经济、政治、文化和生活领域,尤其对于外贸发展水平较高的城市,“互联网+”应用的范围和渗透率都在不断加大。因此,深入推进“互联网+外贸”建设,需要把握新经济时代的外贸转型特征,不断创新“互联网+”在外贸领域的试点和应用,例如跨境电商业务、海淘平台联盟等,对赋能对外贸易发展尤为重要。同时,需要重视并挖掘“互联网+”对中西部等对外贸易发展较慢城市的带动作用。本文研究亦表明,当外贸发展水平较低时,“互联网+”对外贸发展并无显著影响。因此,对于对外贸易发展水平较低的城市,应积极探索“互联网+外贸”的协同创新模式,利用“互联网+”降低贸易信息成本,克服地缘上的外贸发展劣势,构建城市资源与外贸资源融合的新模式,积极推动对外贸易发展。

第二,继续加强数字经济、数字政务和数字生活建设,挖掘数字文化对外贸发展的赋能潜力。在数字经济方面,不仅要关注互联网带来的横向商业模式创新,更要关注互联网在产业链和创新链的纵深应用,在技术和质量上钻研攻坚,以数字经济赋能对外贸易;在数字政务方面,要不断优化数字政务系统,提高数字政务管理的灵活度和智慧度,提高进出口事务的办理效率和监管能力;在数字生活方面,要继续挖掘社交网络和社交支付带来的对外贸易活力,让更多有创意、有技术、高质量的产品走进人民生活;在数字文化方面,尽管数字文化对外贸发展的推动效力尚未显现,但文化交流仍然是未来缩短进出口双方心理距离、促进多元产品贸易的重要推动力。因此,需要重视数字文化建设,为开发文化产品、融入全球经济培育软实力。

第三,要鼓励城市间信息技术的互联互通,提高城市间“互联网+”的兼容性。“互联网+”存在显著的空间外溢效应,使得城市的对外贸易发展不仅受惠于本地区的“互联网+”发展,还受惠于邻近城市的“互联网+”建设。由于邻近城市的消费者、生产者和监管者在经济、生活等领域的信息技术共享更为密切,因而

在数字经济、数字政务、数字生活和数字文化等方面需要重视与邻近城市的信息沟通、经验借鉴与技术合作,有利于化解城市群外贸发展不平衡的障碍,构建城市间更加便利、高效和协同的外贸环境。

### [参考文献]

- [1]安同良,杨晨.互联网重塑中国经济地理格局:微观机制与宏观效应[J].经济研究,2020(2):4-19.
- [2]曹春方,马连福,沈小秀.财政压力、晋升压力、官员任期与地方国企过度投资[J].经济学(季刊),2014(4):1415-1436.
- [3]柴庆春,胡添雨.中国对外直接投资的贸易效应研究——基于对东盟和欧盟投资的差异性的考察[J].世界经济研究,2012(6):64-69.
- [4]钞小静,薛志欣,孙艺鸣.新型数字基础设施如何影响对外贸易升级——来自中国地级及以上城市的经验证据[J].经济科学,2020(3):46-59.
- [5]陈维涛,韩峰,张国峰.互联网电子商务、企业研发与全要素生产率[J].南开经济研究,2019(5):41-59.
- [6]范鑫.数字经济发展、国际贸易效率与贸易不确定性[J].财贸经济,2020(8):145-160.
- [7]龚强,班铭媛,张一林.区块链、企业数字化与供应链金融创新[J].管理世界,2021(2):22-34.
- [8]关利欣,宋思源,孙继勇.“互联网+”对内外贸市场一体化的影响与对策[J].国际贸易,2015(12):20-25.
- [9]胡馨月,宋学印.互联网与中国出口集合扩张——搜寻效应及其双面性[J].国际商务——对外经济贸易大学学报,2020(3):53-70.
- [10]胡馨月,宋学印,陈晓华.不确定性、互联网与出口持续时间[J].国际贸易问题,2021(4):62-77.
- [11]姜松,孙玉鑫.数字经济对实体经济影响效应的实证研究[J].科研管理,2020(5):32-39.
- [12]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.
- [13]刘娟,王维薇,冯利.普惠贸易视角下小额跨境电子商务对国际贸易影响的实证分析[J].国际商务——对外经济贸易大学学报,2018(05):49-60.
- [14]刘满凤,赵珑.互联网金融视角下小微企业融资约束问题的破解[J].管理评论,2019(3):39-49.
- [15]潘家栋,肖文.互联网发展对我国出口贸易的影响研究[J].国际贸易问题,2018(12):16-26.
- [16]强永昌,杨航英.市场一体化、空间溢出与区域出口质量升级——基于长三角市场一体化的经验分析[J].国际贸易问题,2021(10):1-16.
- [17]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.
- [18]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.
- [19]史恩义,郭凯悦,魏雪靖.贸易开放、人力资本与就业质量[J].国际商务——对外经济贸易大学学报,2021(5):46-62.
- [20]石喜爱,李廉水,程中华,等.“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,2018(8):1384-1394.
- [21]孙楚仁,王松,陈瑾.贸易开放、城市制度改进与经济增长[J].科研管理,2019(8):43-52.
- [22]佟家栋,杨俊.互联网对中国制造业进口企业创新的影响[J].国际贸易问题,2019(11):1-15.
- [23]谭用,孙浦阳,胡雪波,等.互联网、信息外溢与进口绩效:理论分析与经验研究[J].世界经济,2019(12):77-98.
- [24]王贵东,杨德林.“互联网+交通物流”与人口城镇化:基于“两新一重”融合模型[J].经济学报,2021(1):129-158.
- [25]肖利平.“互联网+”提升了我国装备制造业的全要素生产率吗[J].经济学家,2018(12):38-46.
- [26]岳云嵩,李兵,李柔.互联网对企业进口的影响——来自中国制造业企业的经验分析[J].国际经贸探索,2017(3):57-69.
- [27]赵振.“互联网+”跨界经营:创造性破坏视角[J].中国工业经济,2015(10):146-160.
- [28]赵振,彭毫.“互联网+”跨界经营——基于价值创造的理论构建[J].科研管理,2018(9):121-133.
- [29]DAUMAL M. Federalism, Separatism and International Trade[J]. European Journal of Political Economy, 2008, 24(3): 675-687.
- [30]ENIKOLOPOV R, ZHURAVSKAYA E. Decentralization and Political Institutions[J]. Journal of Public Economics, 2007, 91(11-12): 2261-2290.

- [31] FREUND C L, WEINHOLD D. The Effect of the Internet on International Trade[J]. *Journal of International Economics*, 2004, 62(1): 171-189.
- [32] HAINI H. ICT, Innovation and SME Export Likelihood: Evidence from SMEs in the ASEAN Economies[J]. *The Singapore Economic Review*, 2021: 1-20.
- [33] HUANG X, SONG X. Internet Use and Export Upgrading: Firm-level Evidence from China[J]. *Review of International Economics*, 2019, 27(4): 1126-1147.
- [34] KURIHARA Y, FUKUSHIMA A. Impact of the Prevailing Internet on International Trade in Asia[J]. *Journal of Sustainable Development Studies*, 2013, 3(1): 1-13.
- [35] LENDLE A, OLARREAGA M, SCHROPP S, et al. There Goes Gravity: eBay and the Death of Distance[J]. *The Economic Journal*, 2016, 126(591): 406-441.
- [36] LESAGE J P, PACE R K. Spatial Econometric Modeling of Origin-destination Flows[J]. *Journal of Regional Science*, 2008, 48(5): 941-967.
- [37] MA S, FANG C. The Effect of Online Search on International Trade[J]. *Applied Economics*, 2021: 1-16.
- [38] MA W, NIE P, ZHANG P, et al. Impact of Internet Use on Economic Well-being of Rural Households: Evidence from China[J]. *Review of Development Economics*, 2020, 24(2): 503-523.
- [39] MELTZER J. Supporting the Internet as a Platform for International Trade: Opportunities for Small and Medium-sized Enterprises and Developing Countries[R]. SSRN Working Paper No. 2400578, 2014.
- [40] TAKKAR I, SHARMA S. Impact of E-commerce on India's Exports and Investment[J]. *International Journal of Economics and Business Research*, 2021, 21(2): 206-222.
- [41] 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.

## Does “Internet Plus” Promote China’s Foreign Trade —Evidence from 290 Prefecture-level Cities

LIN Feng, LIN Shujia

(School of Economics and Finance, South China University of Technology, Guangzhou, Guangdong, 510006)

**Abstract:** As the new generation of internet technology applications are widely spreading, “Internet plus” has injected new driving forces to the development of China’s foreign trade. This paper empirically analyzed the effect of “Internet plus” on foreign trade by using the “Internet plus” index calculated by the Tencent Research Institute and the data of China’s 290 prefecture-level cities. The results show that: (1) “Internet plus” significantly promotes China’s foreign trade. After overcoming potential endogenous problems, a 1% increase in the “Internet plus” index leads to a 2.522% rise in the foreign trade. (2) Digital economy, digital government and digital life promote China’s foreign trade. Among these factors, digital life plays the most prominent role. (3) The impact of “Internet plus” on China’s foreign trade has significant conditional effect and spatial spillover effect. This paper provides policy implications for further promoting the new mode of “Internet Plus Foreign Trade” .

**Keywords:** Internet Plus; Foreign Trade; Spatial Spillover

(责任编辑 刘建昌)