

跨境电商能否突破地理距离的限制^{*}

马述忠 房超 张洪胜

内容提要:本文基于我国跨境电商蓬勃发展的崭新事实,重新审视地理距离与贸易规模这一国际贸易经典理论命题,并进一步探讨了互联网弱化地理距离负面影响的理论机制。基于跨境电商物流数据和传统贸易出口数据的研究表明:(1)与传统贸易出口相比,跨境电商出口受地理距离的负面影响较小;(2)贸易伙伴国互联网的发展能够在一定程度上弱化地理距离的负面影响,促进跨境电商出口的增长;(3)从个体层面看,地理距离的负面影响以及互联网的弱化作用,同样会作用于跨境电商企业出口的扩展边际和集约边际,而且二者的作用对于大、中型规模的跨境电商企业而言更加明显。这些结论为我国政府促进跨境电商发展的诸多政策措施、“互联网+外贸”战略以及“网上丝绸之路”建设提供了有力的经验证据支撑。

关键词:跨境电商 地理距离 互联网 引力模型

作者简介:马述忠,浙江大学中国跨境电子商务研究院院长、教授,310027;

房超(通讯作者),浙江大学中国跨境电子商务研究院博士研究生,310027;

张洪胜,浙江大学中国跨境电子商务研究院博士后,310027。

中图分类号:F752.62 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2019)08-0116-16

一、引言

传统国际贸易研究已经对“引力法则”达成了基本共识,即一国与距离较近且经济规模较大的国家有更多的贸易往来,而与距离较远、经济规模较小的国家有较少的贸易往来(Blum 和 Goldfarb, 2006)。基于“引力法则”的国际贸易引力模型形式虽然非常简单,但已在涉及国际贸易、区域和空间经济、跨国投资等多个经济学领域得到了印证,被形容为“经济学中仅有的明了而且又显著的实证发现之一”。

^{*} 基金项目:国家重点研发计划“现代服务业共性关键技术研发及应用示范”重点专项“新一代多模式一体化跨境电商模式创新与云服务平台”(2018YFB1403200);国家自然科学基金青年项目“跨境电商推动全球价值链地位提升研究”(71803173);教育部人文社会科学研究青年基金项目“基于跨境电商的贸易成本演化研究”(18YJC790215)。作者感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

20 世纪 90 年代以来,随着信息和通信技术的飞速发展,互联网走进千家万户。《中国互联网络发展状况统计报告》显示,截至 2018 年 12 月,我国网民规模为 8.29 亿人,互联网普及率达到 59.6%。互联网时代,经济社会各个层面高度联通,交易成本和资源配置成本降低(江小涓,2017)。人们不仅能够以更低的成本进行原有的商业活动,而且可以凭借这些技术颠覆原有的商业活动,创造崭新的商业活动(Borenstein 和 Saloner,2001)。国际贸易领域,互联网同样带来了革命性的影响。互联网技术被广泛应用于国际贸易中,各类贸易成本大大降低,国际贸易中距离效应是否会消失成为学术研究的一个热点。国外学者常以“the Death of Distance”(Lendle 等,2016)、“Does Distance Still Matter”(Petersen 和 Rajan,2002)、“Defy the Law of Gravity”(Blum 和 Goldfarb,2006)等词来描述这一现象。大部分研究认为,以互联网为代表的信息通信技术能够通过降低搜寻成本、减少信息不对称等渠道降低国际贸易成本,从而促进国家间贸易的增长(Freund 和 Weinhold,2004;Blum 和 Goldfarb,2006;Hortaçsu 等,2009;Lendle 等,2016;施炳展,2016)。但也有部分研究发现线上交易增加的包裹寄送成本和线上支付成本,会阻碍贸易规模的扩大(Gomez-Herrera 等,2014)。

跨境电商作为一种贸易新业态、新模式,是国际贸易与互联网技术结合的产物,是“互联网+外贸”的典型代表。跨境电商已经成为我国企业开展国际贸易的重要手段,成为当前我国外贸稳增长、调结构的推动力量(杨坚争等,2014)。据海关总署统计,2018 年通过海关跨境电子商务管理平台零售进出口商品的总额达 1347 亿元,相比 2017 年增长 50%。在传统竞争优势削弱的背景下,跨境电商作为一种贸易新业态、新模式,日渐成为我国外贸新的增长点,对于推动形成全面开放新格局具有重要意义。跨境电商能否突破“引力法则”中地理距离的限制呢?

本文重新审视地理距离与贸易规模这一传统理论命题,并进一步探讨了互联网弱化地理距离负面影响的传导机制。本文可能的创新之处主要有如下几点:(1)借鉴 Lendle 等(2016)的研究,首次运用我国跨境电商出口物流数据,并结合传统贸易出口数据,对比分析了跨境电商与传统贸易出口中地理距离的限制作用;(2)探讨了跨境电商出口中互联网弱化地理距离负面影响的理论机制,为跨境电商中“距离效应消失”提供了一种解释;(3)从贸易增长二元边际的角度,考察了地理距离、互联网等因素对跨境电商企业出口扩展边际和集约边际的影响,并分析了这些因素对不同规模跨境电商影响的异质性。

二、文献回顾

(一)地理距离与国际贸易的相关研究

Tinbergen(1962)和 Pöyhönen(1963)最早将物理学领域中的引力模型应用到国际贸易领域,此后,有大量学者就“地理距离如何影响国际贸易”这一问题展开了研究。Disdier 和 Head(2008)对 103 篇论文中的 1467 个距离效应进行分析发现,距离的负面效应发生于 20 世纪中期并一直持续到现在,而且这一结果在不同的样本和不同的分析方法中十分稳健。前期研究中,贸易距离仅仅指代地理距离,随着引力模型在国际贸易领域的广泛运用,贸易距离逐渐拥有了广泛的内涵,包括语言、文化、制度等诸多主观的因素,很好地解释了国际贸易领域的诸多问题。后续研究也逐渐从单一地研究地理距离与贸易总额之间的关系,转向关注地理距离与贸易广度、贸易价格、贸易数量等的关系(施炳展等,2012)。

(二)互联网与国际贸易的相关研究

自 Freund 和 Weinhold(2002)开创性地研究互联网与国际贸易以来,国外学者已经从多个方面

论证了互联网对国际贸易的促进作用。Freund 和 Weinhold(2004)的研究发现,一个国家网络主机数量每增长 10%,其出口贸易额会增长 0.2%。Lin(2015)的实证研究则发现,网民人数增长 10%,国际贸易额会增长 0.2%~0.4%。Clarke 和 Wallsten(2006)考虑到互联网变量的内生性问题,以国家对互联网的管制作为互联网接入的工具变量,发现互联网接入会显著提升发展中国家的出口绩效。Meijers(2014)的研究进一步发现,互联网的普及会通过影响贸易扩张促进国家经济增长。国内的研究主要集中在互联网对企业出口的影响,施炳展(2016)、李兵和李柔(2017)基于中国工业企业数据的分析均认为互联网显著促进了企业出口,主要表现为增加企业出口概率,促进企业持续出口,提高企业出口密集度等;岳云嵩等(2016)研究发现互联网显著促进了我国企业进口技术复杂度的提升,而且这种效应在企业使用互联网之初最为显著。

(三)跨境电商与地理距离的相关研究

跨境电商与传统国际贸易最大的不同在于其能够依托互联网,突破空间地理的限制,实现买方与卖方零距离的沟通与交易(Kim 等,2017)。国外已经有相当多的研究聚焦于跨境电商贸易与地理距离之间的关系。Hortaçsu 等(2009)使用两大线上拍卖网站 eBay 和 MercadoLibre 的交易数据研究发现,地理距离仍然是制约贸易的重要因素,但与线下贸易相比,制约的程度相对较低。Lendle 等(2016)基于 eBay 平台交易数据和传统贸易数据的实证对比分析认为,eBay 平台贸易受到的地理距离的限制作用仅为传统贸易的 35%。Gomez-Herrera 等(2014)基于欧盟 27 国线上消费者调查数据的研究发现,与线下交易相比,线上交易中距离相关成本大大减小了,但语言沟通、包裹寄送、线上支付系统等相关贸易成本有所增加。

总结以上文献可知,学界已经就地理距离对国际贸易的限制作用以及互联网对国际贸易的促进作用达成了共识,跨境电商能够在一定程度上突破地理距离的限制也被大部分学者所认同。但现有研究也存在一些不足:(1)我国跨境电商的发展在世界范围内处于领先地位,取得的成就有目共睹,但国内相关研究尚处在起步阶段;(2)大部分实证研究均发现了跨境电商贸易中地理距离限制作用弱化这一现象,但鲜有文献更进一步地探讨地理距离限制作用为何会弱化;(3)现有文献主要基于宏观贸易流分析地理距离的限制作用,而忽视了跨境电商企业的异质性。

三、理论分析与模型推导

(一)理论分析

地理距离之所以会对国际贸易产生负面影响,不仅与运输成本效应有关,还与陌生效应密切相关(Huang,2007)。运输成本效应是指两国之间地理距离增加,而直接导致运输货物物流成本的提高和运输时间的增加;而陌生效应是因为两国之间地理距离增加,而间接引致的信息扭曲(Anderson 和 Van Wincoop,2004)。信息扭曲主要表现在以下三个方面:(1)搜寻成本,即买家与卖家之间实现匹配所需的成本,地理距离越远的交易双方的搜寻成本越高;(2)沟通障碍,包括语言障碍、文化差异等,地理距离越远,交易双方之间的沟通障碍越大;(3)合同成本,即在签订和执行合同过程中,由信息不对称而产生的成本,地理距离越远的交易,双方实施监督的成本越高。

跨境电商贸易中,地理距离带来的最直接的效应——运输成本上升和运输时间增加,仍然无法避免。事实上,与传统贸易的大批量运输方式不同,跨境电商物流主要采取邮政、快递等运输方式,其平均运输成本相对传统贸易更高。Gomez-Herrera 等(2014)基于欧盟跨境电商数据的实证分

析认为,跨境电商引入了新的贸易成本,即包裹的寄送费用。目前,我国跨境电商出口物流主要有邮政快递、国际快递、海外仓、跨境专线物流、国内快递国际化服务五种模式,邮政快递份额超过 50%。这些模式分别应用于不同的场景,具有各自的优势,但是都存在运输成本高、运输时间长、丢包率高等问题(庞燕,2015)。与传统贸易相比,用户在跨境电商平台上购物时,对物流成本、时间、丢包率等因素更加敏感,更有可能选择从地理距离较近的商家处购买商品。从这一角度看,与传统贸易相比,跨境电商受到地理距离的直接影响可能更加明显。但是,地理距离所间接引致的信息扭曲,在跨境电商交易中却大幅降低。这是跨境电商区别于传统贸易的一个重要特征,有必要进行详尽分析。基于前文提供的视角,我们依次从搜寻成本、沟通障碍、合同成本三个角度展开分析。

第一,互联网降低了搜寻成本。传统贸易中,由于买方和卖方位于世界各地,双方交易达成困难。跨境电商将多个商家的多个产品汇集于一个互联网平台,提供差异化的商品供买家选择,大大降低了搜寻成本(Lendle 等,2016)。此外,跨境电商平台为用户提供了强大的检索服务,部分平台基于用户画像等技术为用户提供精准的产品和服务。这些技术缩短了用户的搜寻时间,提高了交易效率(Chen 等,2004;Ellison 和 Ellison,2009)。

第二,互联网减少了沟通障碍。由于不同区域语言、文化等因素的不同,传统国际贸易中买卖双方沟通困难,交易成本高(Melitz,2008)。跨境电商交易中,互联网平台提供了多种语言的服务支持,有助于降低沟通成本,提高交易效率。以我国两大跨境出口电商平台为例,阿里巴巴全球速卖通和敦煌网为外国用户提供了英语、西班牙语、葡萄牙语等多语言网站版本,语言沟通障碍大大降低。此外,用户还可以通过跨境电商平台提供的沟通工具与商家进行实时交流,以便更充分地了解商品信息。

第三,互联网降低了合同成本。传统贸易中,由于交易双方距离远,买方无法对卖方实施有效的监督,信息不对称情况较为普遍。而跨境电商中的很多机制设计,比如店铺信用评级机制、产品照片和相关信息的披露机制、用户评分评论机制等为买方提供了充分的交易信息,减少了交易中的逆向选择风险,从而大大降低了合同成本(Lewis,2011;Lendle 等,2016)。

(二)理论模型

为了更好地说明本文的理论机制,我们参照 Freund 和 Weinhold(2004)的做法,构造了分割市场的不完全竞争模型。考虑这个世界上有 I 个国家,每个国家有 m_i 家企业。这些企业都生产一种同质的产品,市场是古诺竞争的。 j 国商品的需求如下:

$$P_j = K_j - Q_j \quad (1)$$

其中, P_j 表示价格, K_j 表示常数。显然,若 j 国的市场越大,则 K_j 越大。每个企业按照不变的边际成本 c 从事生产。假定市场是分割的,国家间的横向贸易是非常昂贵的。

基于上述理论分析,假设地理距离效应 t_{ij} 可以表示为:

$$t_{ij} = \alpha d_{ij} + \beta \left(\frac{d_{ij}}{e_j} \right) \quad (2)$$

其中, d_{ij} 表示 i 国与 j 国之间的地理距离, e_j 表示 j 国互联网普及率。 $\alpha > 0$ 表示运输成本效应系数, $\beta > 0$ 表示信息扭曲效应系数。地理距离 d_{ij} 越远,运输成本效应 αd_{ij} 越大,信息扭曲效应 $\beta(d_{ij}/e_j)$ 同样也越大;互联网普及率 e_j 越高,信息扭曲效应 $\beta(d_{ij}/e_j)$ 越小。

企业进入每一个国外市场还需要支付特定的市场进入成本 F_{ij} 。我们假定 i 国企业进入 j 国市场所需支付的固定成本服从 $0 - F_{ij}^{\max}$ 的均匀分布。企业的优化问题也就是实现利润最大化:

$$\max_{q_{ij}} \left[K_j - q_j^* - q_{ij} - c - \alpha d_{ij} - \beta \left(\frac{d_{ij}}{e_j} \right) \right] - F_{ij} \quad (3)$$

其中, q_{ij} 是 i 国某一企业向 j 国市场出口产品的数量, q_j^* 是 j 国市场上其他企业产品的总数。通过求解, 我们可以得到企业出口的数量:

$$q_{ij} = \frac{K_j - c - \left(\alpha + \frac{\beta}{e_j} \right) \bar{d}_j}{n_j + 1} + \frac{n_j \left(\alpha + \frac{\beta}{e_j} \right) (\bar{d}_j - d_{ij})}{n_j + 1} \quad (4)$$

其中, n_j 是 j 国市场上竞争的企业的总数, \bar{d}_j 是出口商到 j 国的平均距离, $\sum_{i \neq k} d_{kj} \approx (n_j - 1) \bar{d}_j$ 。式(4)意味着地理距离 d_{ij} 越小, 出口规模越大。等号右边的第一项表示, 如果所有企业都是对称的, 古诺均衡情形下 i 国企业会从事出口。产出随着市场规模的增加而增加, 随着成本的增加而减少, 随着市场中企业数量的增加而减少。第二项表示由地理距离而导致出口规模差异的程度。由于企业间的出口是相互替代的, 当其他企业的出口减少, i 国企业的出口会增加。这意味着企业的出口除了与自身的运输成本相关, 还与其他企业的运输成本相关; 而且如果 i 国与 j 国的距离小于平均距离, i 国企业的出口规模会超出平均出口规模。

企业获得的利润 π_{ij} 可以表示为:

$$\pi_{ij} = q_{ij}^2 \quad (5)$$

由于出口固定成本的存在, 只有当企业获得的利润超过固定成本时, 企业才会从事出口。假设 F_{ij}^* 是企业愿意进入特定国家固定成本的临界点, 也就是 $\pi_{ij} - F_{ij}^* = 0$ 。这意味着 i 国出口到 j 国的企业占全部企业的比重, 正好等于进入 j 国市场企业能够实现的总利润与最大固定成本的比值 (π_{ij}/F_{ij}^{\max})。那么, i 国向 j 国出口的总规模 X_{ij} 取决于出口企业所占的比重, 每家企业出口的数量以及总的企业数量用式(6)表示:

$$X_{ij} = \frac{\pi_{ij}}{F_{ij}^{\max}} q_{ij} m_i = \frac{q_{ij}^3}{F_{ij}^{\max}} m_i \quad (6)$$

为了考察地理距离对出口总额的影响, 我们将出口总额 X_{ij} 对地理距离 d_{ij} 求偏导:

$$\frac{\partial X_{ij}}{\partial d_{ij}} = \frac{3q_{ij}^2 m_i}{F_{ij}^{\max}} \frac{\partial q_{ij}}{\partial d_{ij}} = - \frac{3q_{ij}^2 m_i}{F_{ij}^{\max}} \frac{\left(\alpha + \frac{\beta}{e_j} \right)}{n_j + 1} \quad (7)$$

显然, 导数为负, 这意味着地理距离会对企业出口产生负面影响。这一结论的经济含义如下: 地理距离效应表现为运输成本效应和信息扭曲效应, 随着地理距离的增加, 运输成本效应和信息扭曲效应对出口规模的负面影响会增大。基于此, 我们可以提出假说1。

假说1: 地理距离会负面影响跨境电商出口。贸易伙伴国距离越远, 跨境电商对其出口的规模越小。

进一步可以看到, 随着互联网普及率 e_j 的提高, 导数的绝对值逐渐减小。这一结果的经济含义同样非常直观: 互联网的普及有利于弱化信息扭曲效应。基于此, 我们可以提出假说2。

假说 2:互联网能够弱化地理距离引致的信息扭曲,促进跨境电商出口的增长。贸易伙伴国互联网普及率越高,地理距离对跨境电商出口的负面影响越小。

四、实证模型、变量与数据

(一)模型设定

参考 Kim 等(2017)构建的计量模型以及上文中的理论模型,我们构建了计量模型(8)和(9)。模型(8)用以检验地理距离是否对跨境电商出口和传统贸易出口存在负面影响。

$$\ln Q_i = \beta_0 + \beta_1 \ln_dist_i + \beta_2 \ln_gdp_i + \beta_3 X_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

其中, Q_i 表示中国对*i*国的出口贸易额,分为跨境电商出口和一般贸易出口。 $dist_i$ 表示中国与*i*国之间的地理距离。 net_i 表示贸易伙伴国*i*的互联网普及率。 gdp_i 表示贸易伙伴国*i*的总收入水平。 X_i 表示贸易伙伴国*i*的其他控制变量,包括人均 GDP、共同语言、自由贸易协定等。 ε_i 是随机误差项。为了进一步考察跨境电商出口中,互联网是否在一定程度上弱化了地理距离的负面影响,我们在模型(8)的基础上引入互联网普及率与地理距离的交互项 $\ln dist_i \times net_i$ 。

$$\ln Q_i = \beta_0 + \beta_1 \ln_dist_i + \beta_2 net_i + \beta_3 \ln_dist_i \times net_i + \beta_4 \ln_gdp_i + \beta_5 X_i + \varepsilon_i \quad (9)$$

为了从个体层面检验地理距离、互联网等因素是否会影响跨境电商企业出口的二元边际,我们构建模型(10)和(11),分别用以检验地理距离、互联网等因素是否会显著影响跨境电商*p*进入*i*国市场(扩展边际)以及是否会显著影响跨境电商*p*向*i*国出口的规模(集约边际)。

$$Dummy_{ip} = \beta_0 + \beta_1 \ln_dist_i + \beta_2 net_i + \beta_3 \ln_dist_i \times net_i + \beta_4 \ln_gdp_i + \beta_5 X_i + u_p + \varepsilon_i \quad (10)$$

$$\ln Q_{ip} = \beta_0 + \beta_1 \ln_dist_i + \beta_2 net_i + \beta_3 \ln_dist_i \times net_i + \beta_4 \ln_gdp_i + \beta_5 X_i + u_p + \varepsilon_i \quad (11)$$

其中, $Dummy_{ip}$ 表示跨境电商*p*向*i*国出口的虚拟变量,若出口则取 1,否则取 0。 Q_{ip} 表示跨境电商*p*对*i*国的出口额, $p=1,2,3,\dots,N$ 。 u_p 表示跨境电商个体固定效应。

(二)变量与数据说明

本文所使用的跨境电商出口数据来自深圳市顺友物流有限公司,公司业务范围包括顺邮宝专线、顺友通小包、顺速宝专线、全球速递以及仓储订单处理服务,日均处理国际包裹达数十万件,累计服务超过 10000 家跨境电商企业,是目前 eBay、Aliexpress、Amazon、Wish、Joom、Vova、MyMall、Lazada 卖家主要选择的物流服务之一。顺友物流的订单物流数据库规模庞大,辐射国家多,剪表性强,为研究我国跨境电商出口行为提供了重要的数据支撑。具体而言,该数据库主要包括跨境电商(寄件人)信息、客户(收件人)信息、订单信息以及物流信息等内容。可惜的是,由于跨境电商行业发展时间短,该数据库时间跨度较短,考虑到模型检验中与其他数据(GDP、人均 GDP 等)在时间上的匹配,我们仅能使用 2017 年的订单数据作为本文研究使用的样本数据。首先将所有订单按照国别进行分类汇总,得到加总层面我国向世界各国出口的数据;其次,将所有订单按跨境电商企业和国别分类汇总,得到个体层面各个跨境电商向世界各国出口的数据。需要说明的是,由于数据库中部分跨境电商并不报告订单金额,我们在分类汇总时选取了出口金额和出口单数两个变量,以弥补部分跨境电商出口金额数据缺失的不足。

本文所使用的传统贸易出口数据来自 UN Comtrade 数据库,时间为 2017 年。值得注意的是,如果简单地比较跨境电商出口金额与传统贸易出口金额,显然是不合理的。因为跨境电商出口的

商品主要以个人消费品为主,这与传统贸易出口全品类商品存在明显的差异。为了提高可比性,我们借鉴 Lendle 等(2016)的做法,将传统贸易中与跨境电商相关的类别筛选出来,再进行加总得到传统贸易中跨境电商相关类别的出口金额。^①

地理距离 \ln_dist 表示两国最大城市之间的地理距离取对数,数据来自 CEPII 的 GeoDist 数据库。互联网普及率 net ,即网民人口占总人口的比重,数据来自世界银行的世界发展指标数据库,时间为 2017 年。其他控制变量如下: \ln_gdp 和 \ln_gdpp 分别表示国内生产总值和人均国内生产总值的对数值,数据均来自世界银行的世界发展指标数据库,时间为 2017 年; $comlang$ 表示共同语言,贸易伙伴国官方语言包括中文则为 1,否则为 0; fia 表示自由贸易协定,贸易伙伴国与我国签署自由贸易协定则为 1,否则为 0。这两个变量来自 CEPII 的 GeoDist、Gravity 数据库。

经整理,剔除变量缺失样本后得到三个数据集:加总层面,我国向 180 个国家和地区出口的数据,分为跨境电商出口金额、跨境电商出口单数、传统贸易出口金额和传统贸易跨境电商相关类别出口金额(金额和单数均取对数值,下同);个体层面,我国 447 家跨境电商向 180 个国家和地区出口的金额数据,共 80460 个样本(包括零贸易流^②);个体层面,我国 1011 家跨境电商企业向 180 个国家和地区出口的单数数据,共 181980 个样本(包括零贸易流)。

(三)特征性事实

在实证分析前,通过可视化的方法寻找传统贸易出口与跨境电商出口的典型特征。首先,以地理距离为横坐标,出口金额为纵坐标,绘制散点图并添加线性拟合曲线,如图 1 所示。可以看到,传统贸易出口金额和跨境电商出口金额,均与地理距离呈负相关关系。需要注意的是,地理距离与传统贸易出口之间的相关系数为 -0.317 ,与传统贸易跨境电商相关类别出口之间的相关系数为 -0.286 。而地理距离与跨境电商出口之间的相关系数为 -0.238 ,负相关关系较弱。这在一定程度上说明,与传统贸易相比,跨境电商出口贸易受地理距离的制约较小。

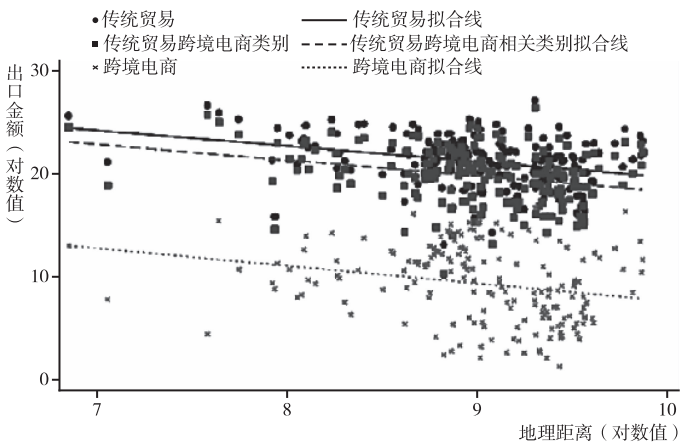


图 1 地理距离与出口贸易

资料来源:作者根据相关数据整理加工而得。

① 跨境电商相关类别通过以下方式进行筛选:首先在多个跨境电商平台的商品导航板块获得主要商品类别,如运动装备、手机等,然后在 HS4 分位编码中寻找与之相对应的商品类别,如运动装备对应的 HS4 分位编码是 9506,手机的对应编码是 8517。具体的跨境电商相关 HS 类别表格可向作者索要。

② 参考 Silva 和 Tenreyro (2006) 的做法,在考虑零贸易流时,原始出口数据加 1 后再取对数。

其次,我们以互联网普及率为横坐标,出口金额为纵坐标,绘制散点图并添加线性拟合曲线,如图 2 所示。可以看到,出口金额均与互联网普及率呈正相关关系。进一步计算相关系数,互联网普及率与传统贸易出口金额的相关系数为 0.286,与传统贸易中跨境电商相关类别出口金额的相关系数为 0.329,而与跨境电商出口金额的相关系数为 0.656。互联网普及率与跨境电商出口的正相关关系更强,这在一定程度上说明,贸易伙伴国互联网普及率的提高对我国跨境电商出口的正面影响相对较大,但对传统贸易出口的正面影响相对较小。

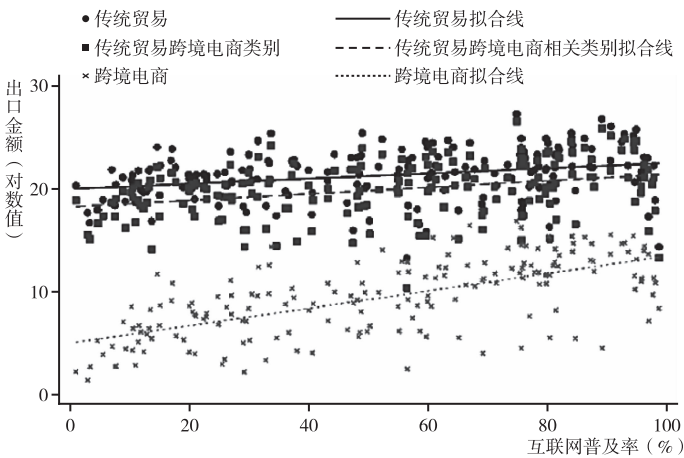


图 2 互联网与出口贸易

资料来源:作者根据相关资料整理加工而得。

五、实证结果与分析

(一) 基准检验

本部分实证分析跨境电商能否突破地理距离的限制,即检验假说 1。使用跨境电商加总后的数据,基于模型(8)使用最小二乘方法进行估计,结果见表 1。考虑到模型可能存在的异方差问题,汇报异方差稳健的标准误。列(1)和(2)、列(3)和(4)分别以跨境电商出口金额和出口单数作为被解释变量。作为对照,列(5)和(6)、列(7)和(8)分别以传统贸易出口金额和传统贸易跨境电商相关类别出口金额作为被解释变量。

表 1 基准检验:地理距离的限制作用

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|---------|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
| | 跨境电商出口金额 | | 跨境电商出口单数 | | 传统贸易出口金额 | | 传统贸易跨境电商相关类别出口金额 | |
| ln_dist | -1.693 *** (-3.47) | -0.430 (-1.56) | -1.647 *** (-3.58) | -0.398 (-1.27) | -1.693 *** (-3.47) | -0.387 ** (-2.32) | -1.518 *** (-3.85) | -0.254 (-1.53) |
| net | | 0.062 *** (5.63) | | 0.065 *** (5.81) | | -0.000 (-0.08) | | 0.004 (0.65) |
| ln_gdp | | 0.995 *** (16.56) | | 0.954 *** (14.90) | | 0.972 *** (16.60) | | 1.110 *** (25.61) |

续表 1

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|-----------------------|-------------------------|-----------------------------|-------------------------|-----------------------------|-------------------------|---------------------------|-------------------------|---------------------------|
| | 跨境电商出口金额 | | 跨境电商出口单数 | | 传统贸易出口金额 | | 传统贸易跨境电商 相关类别出口金额 | |
| <i>ln_gdpp</i> | | - 0. 290 (- 1. 35) | | - 0. 291 (- 1. 37) | | - 0. 277 ** (- 2. 04) | | - 0. 332 ** (- 2. 46) |
| <i>comlang</i> | | - 4. 267 * (- 1. 74) | | - 3. 706 * (- 1. 95) | | 1. 868 *** (3. 50) | | 1. 977 *** (2. 88) |
| <i>fta</i> | | 0. 446 (1. 28) | | 0. 323 (0. 83) | | 0. 357 (1. 65) | | 0. 136 (0. 62) |
| 常数项 | 24. 492 *** (5. 59) | - 11. 849 *** (- 3. 91) | 23. 311 *** (5. 65) | - 12. 060 *** (- 3. 72) | 24. 492 *** (5. 59) | 3. 167 (1. 27) | 33. 235 *** (9. 33) | - 2. 526 (- 1. 09) |
| <i>N</i> | 180 | 180 | 180 | 180 | 180 | 180 | 180 | 180 |
| <i>R</i> ² | 0. 057 | 0. 780 | 0. 053 | 0. 753 | 0. 057 | 0. 826 | 0. 082 | 0. 861 |

注:(1)括号内为 t 统计量;(2)***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。下同。

列(1)和(2)、列(3)和(4)中分别以出口金额和出口单数作为被解释变量的估计结果基本一致。仅将地理距离作为解释变量时,地理距离的估计系数分别为 - 1. 693 和 - 1. 647,且在 1% 的水平下显著。但是将 *net*、*gdp*、*gdpp* 等其他控制变量引入后,地理距离的估计系数虽然为负但并不显著。以传统贸易出口金额作为被解释变量的列(5)和(6),无论是否加入其他控制变量,地理距离的估计系数均显著为负。以传统贸易中跨境电商相关类别出口金额作为被解释变量的列(7)中,地理距离的估计系数显著为负,但在加入其他控制变量之后,地理距离的估计系数不再显著。总体来看,本文的回归结果与引力模型的假设仍然是一致的。但我们也注意到,与传统贸易相比,跨境电商出口中,地理距离的负面影响似乎不再那么大。一方面,这可能与跨境电商出口商品的品类相关。传统贸易中,与全品类的出口商品列(6)相比,跨境电商相关类别列(8)受到地理距离的负面影响较小。另一方面,可能是因为互联网弱化了跨境电商出口中的信息扭曲,这是本文研究的重点,机制分析部分将进行详细阐述。

列(2)和(4)中互联网普及率的估计系数显著为正,而列(6)和(8)中则不显著。这意味着贸易伙伴国互联网发展水平越高,中国对其跨境电商出口规模越大,互联网发展对传统贸易的影响较为有限。GDP 的估计系数均为正且在 1% 的水平下显著,经济规模越大的国家之间的贸易额越大。人均 GDP 的估计系数呈现不同的特征,列(2)和(4)中不显著,但列(6)和(8)中显著为负。这意味着贸易伙伴国的人均 GDP 越高,我国传统贸易对其出口额越小。根据需求相似理论,人均 GDP 较低的发展中国家与我国的代表性需求更为相似,可能会从我国进口更多的传统商品。共同语言变量的估计系数呈现不同的特点,列(2)和(4)在 10% 的水平下显著为负,而列(6)和(8)在 1% 的水平下显著为正。两国拥有相同语言有利于贸易的开展是容易理解的,跨境电商中相同语言反而会对贸易产生负面影响,可能是因为跨境电商平台主要是面向跨语言用户的。自由贸易协定的估计系数均不显著。

(二)机制分析

基准检验的回归结果印证了假说 1,跨境电商仍然受到地理距离的负面影响,但是与传统贸易

相比,跨境电商出口受地理距离的负面影响较小。本文在理论部分详细论述了可能的机制(假说 2),互联网能够降低跨境交易中的搜寻成本,减少沟通障碍以及降低合同成本,从而帮助跨境电商突破地理距离的限制。本节对这一传导机制进行实证分析,参考模型(9),在基准检验的基础上加入地理距离和互联网的交互项,^①结果如表 2 所示。

表 2

机制分析:互联网的弱化作用

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------------------------|----------------------------|----------------------------|------------------------|------------------------|
| | 跨境电商出口金额 | 跨境电商出口单数 | 传统贸易出口金额 | 传统贸易跨境电商 相关类别出口金额 |
| \ln_dist | - 1. 646 *** (- 3. 69) | - 1. 547 *** (- 3. 10) | - 0. 263 (- 0. 80) | 0. 021 (0. 06) |
| net | 0. 065 *** (5. 90) | 0. 067 *** (6. 00) | - 0. 001 (- 0. 11) | 0. 004 (0. 56) |
| $\ln_dist \times net$ | 0. 023 *** (2. 73) | 0. 021 ** (2. 17) | - 0. 002 (- 0. 56) | - 0. 005 (- 1. 10) |
| 其他控制变量 | YES | YES | YES | YES |
| N | 180 | 180 | 180 | 180 |
| R^2 | 0. 786 | 0. 759 | 0. 826 | 0. 862 |

观察表 2 列(1)和(2),地理距离的估计系数均在 1% 的水平下显著为负。如果剔除掉互联网的偏效应,地理距离对跨境电商出口的负面影响仍然是显著的。互联网普及率的估计系数均在 1% 的水平下显著为正。列(1)和(2)中交互项的估计系数为 0. 023 和 0. 021,二者均较为显著。这意味着地理距离对跨境电商出口的负面影响随着伙伴国互联网普及率的提高而减弱,互联网能够在一定程度上弱化地理距离的负面影响。表 2 列(3)和(4)中,传统贸易出口金额和传统贸易中跨境电商相关类别出口金额作为被解释变量的模型在加入交互项后,地理距离、互联网以及交互项均不再显著,这意味着传统贸易出口中地理距离与互联网不存在显著的交互作用。

(三)进一步分析

基准检验与机制分析的结果表明:与传统贸易相比,跨境电商出口受地理距离的限制作用较小,贸易伙伴国互联网的发展能够弱化地理距离的负面影响。本部分进一步从二元边际的角度探讨地理距离、互联网对跨境电商出口的影响。传统国际贸易理论认为,出口的增长主要是沿着扩展边际和集约边际实现的,而以地理距离为代表的贸易成本会对扩展边际和集约边际产生负面影响(Andersson,2007;Lawless,2010;钱学锋、熊平,2010)。

现有文献对贸易的二元边际没有一个统一的定义和标准(陈勇兵、陈宇媚,2011),就本文所使用的数据而言,从企业层面分析跨境电商出口的二元边际较为恰当。本文将扩展边际定义为跨境电商进入某国市场,可以理解为理论模型中 $m_i\pi_{ij}/F_{ij}^{\max}$ 的增加。假设企业数量 m_i 和最大固定成本

① 如果不进行任何处理而直接加入交互项,互联网普及率的估计系数表示的是地理距离为零的情况下,互联网对跨境电商出口的偏效应。本文参考 Wooldridge(2015)的处理方法,先从地理距离变量中减去其均值再与互联网相乘。这样处理后,互联网普及率原始变量的系数具有经济意义的解释,表示的是平均距离情况下,互联网对跨境电商出口的偏效应。这一处理方法并不会改变其他变量的估计系数与显著性。

F_{ij}^{max} 不变,①地理距离 d_{ij} 的增加会降低出口利润 π_{ij} ,而互联网普及率 e_j 的提升则能在一定程度上弱化地理距离的负面影响。本文将集约边际定义为跨境电商对某国出口额增加,可以理解为理论模型中 q_{ij} 的增加。地理距离 d_{ij} 的增加会减小单个企业的出口规模 q_{ij} ,而互联网普及率 e_j 的提升则能弱化地理距离的负面影响。

1. 跨境电商出口的扩展边际

首先,考察地理距离、互联网等因素是否会影响跨境电商出口的拓展边际。本文使用个体层面的数据进行检验。考虑到被解释变量为二值变量,使用定性响应模型进行估计,结果如表 3 所示。列(1)~(3)逐步引入变量以及固定效应并使用线性概率模型(LPM)进行估计,列(4)和(5)分别使用 Logit 和 Probit 定性响应模型进行估计。由于无法获得跨境电商的生产率、融资能力等数据,我们退而求其次,加入电商固定效应,以控制个体层面的未观测因素。

从表 3 可以看到,LPM、Logit 以及 Probit 模型的估计结果中,地理距离的估计系数均显著为负,这意味着贸易伙伴国距离越远,我国跨境电商对其出口的可能性越低。而互联网普及率的估计系数则显著为正,贸易伙伴国互联网普及率的提高会增加我国跨境电商对其出口的可能性。地理距离与互联网普及率交互项的估计系数显著为正,表明地理距离对我国跨境电商出口可能性的抑制作用随着贸易伙伴国互联网的发展而降低。

表 3 跨境电商出口的拓展边际

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|------------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | LPM | LPM | LPM | Logit | Probit |
| \ln_dist | -0.053 *** (-29.46) | -0.023 *** (-6.10) | -0.023 *** (-7.48) | -1.261 *** (-24.67) | -0.666 *** (-23.58) |
| net | | 0.001 *** (18.24) | 0.001 *** (22.36) | 0.038 *** (42.25) | 0.021 *** (43.11) |
| $\ln_dist \times net$ | | 0.001 *** (8.10) | 0.001 *** (9.92) | 0.022 *** (30.09) | 0.012 *** (28.87) |
| 其他控制变量 | NO | YES | YES | YES | YES |
| 电商固定效应 | NO | NO | YES | YES | YES |
| N | 181980 | 181980 | 181980 | 181980 | 181980 |
| $R^2/Pseudo\ R^2$ | 0.005 | 0.175 | 0.454 | 0.597 | 0.596 |

2. 跨境电商出口的集约边际

再考察地理距离、互联网等因素是否会影响跨境电商出口的集约边际。在以出口规模作为被解释变量的实证检验中,要特别注意跨境电商出口中广泛存在的零贸易流现象,若仅仅考虑非零贸易流,可能存在样本选择偏差,这在扩展边际的分析中已经得到印证。基于此,本文在估计时使用剔除零贸易流和保留零贸易流两套数据,并分别采用 OLS 和 Heckman 估计方法,使用出口金额和出口单数作为跨境电商出口规模的两种度量,回归结果如表 4 所示。

① 也有研究认为互联网能够降低企业进入市场的固定成本,本文为了简化分析并没有考虑这一因素。若在模型中加入互联网的固定成本降低作用,显然,互联网发展对贸易的促进作用将更强。

无论是剔除还是保留零贸易流,以及采用不同的估计方法,核心解释变量估计系数的符号和显著性均一致。地理距离的估计系数为负,贸易伙伴国的地理距离越远,我国跨境电商对其出口规模越小。贸易伙伴国互联网普及率越高,我国跨境电商对其出口规模越大。贸易伙伴国互联网普及率的提高有利于弱化地理距离的负面影响,促进贸易规模的扩大。

表 4

跨境电商出口的集约边际

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | 出口金额剔除 零贸易 OLS | 出口金额保留 零贸易 Heckman | 出口单数剔除 零贸易 OLS | 出口单数保留 零贸易 Heckman |
| \ln_dist | -0.868 *** (-11.79) | -0.889 *** (-9.27) | -0.811 *** (-18.50) | -1.146 *** (-22.83) |
| net | 0.031 *** (22.05) | 0.031 *** (14.30) | 0.029 *** (34.28) | 0.040 *** (44.51) |
| $\ln_dist \times net$ | 0.019 *** (17.48) | 0.019 *** (13.14) | 0.018 *** (28.33) | 0.023 *** (32.05) |
| 其他控制变量 | YES | YES | YES | YES |
| 电商固定效应 | YES | YES | YES | YES |
| N | 13620 | 181980 | 34321 | 181980 |
| R^2 | 0.664 | | 0.641 | |

3. 跨境电商规模与出口二元边际

对于跨境电商个体层面的分析,有必要进一步探讨跨境电商的个体异质性。受限于本文所使用的数据,无法从生产率、融资能力等角度探讨跨境电商的出口行为,本文仅从跨境电商规模角度展开分析。本节将跨境电商按照样本期间内的订单总数划分为三类:小型跨境电商,订单数 < 10000,共 797 家;中型跨境电商,10000 ≤ 订单数 < 100000,共 151 家;大型跨境电商,订单数 > 100000,共 63 家。参照上文中的方法,对三类跨境电商进行分样本估计,结果如表 5 所示。

表 5

跨境电商规模与出口二元边际

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|------------------------|----------------------|-------------------------|--------------------------|---------------------|-------------------------|-------------------------|
| | 扩展边际 LPM | | | 集约边际 OLS | | |
| | 小型跨境电商 | 中型跨境电商 | 大型跨境电商 | 小型跨境电商 | 中型跨境电商 | 大型跨境电商 |
| \ln_dist | -0.0004 (-0.13) | -0.085 *** (-9.02) | -0.166 *** (-11.24) | -0.152 (-0.99) | -1.042 *** (-8.20) | -0.839 *** (-6.25) |
| net | 0.0003 *** (6.32) | 0.004 *** (25.07) | 0.005 *** (19.99) | 0.015 *** (6.75) | 0.023 *** (10.56) | 0.035 *** (14.48) |
| $\ln_dist \times net$ | 0.0003 *** (5.45) | 0.001 *** (6.31) | 0.002 *** (8.83) | 0.009 *** (4.58) | 0.020 *** (10.88) | 0.019 *** (8.97) |

续表 5

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-----------------------|----------|--------|--------|----------|--------|--------|
| | 扩展边际 LPM | | | 集约边际 OLS | | |
| | 小型跨境电商 | 中型跨境电商 | 大型跨境电商 | 小型跨境电商 | 中型跨境电商 | 大型跨境电商 |
| 其他控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 电商固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| <i>N</i> | 143460 | 27180 | 11340 | 4729 | 5055 | 3836 |
| <i>R</i> ² | 0. 333 | 0. 520 | 0. 521 | 0. 586 | 0. 562 | 0. 703 |

注:为了方便比较回归系数的大小,扩展边际的检验使用 LPM 模型。篇幅限制,集约边际的检验中,仅列示了出口金额作为被解释变量且剔除零贸易流,使用 OLS 方法估计的结果。

观察表 5 列(1)~(3)的估计结果,小型、中型以及大型跨境电商地理距离的估计系数分别是-0.0004、-0.085 和-0.166,列(1)不显著,列(2)和(3)在 1% 的水平下显著。基于似无相关回归模型(以下简称为 SUR)的检验认为,小型跨境电商与中型、大型跨境电商地理距离的估计系数存在显著差异,这意味着与小规模的跨境电商相比,中型、大型的跨境电商出口扩展边际受到地理距离的负面影响更大。这可能是因为,规模大的跨境电商所服务的境外客户的分布范围更广,其出口过程中受到地理距离的限制作用也更加突出。地理距离与互联网普及率交互项的估计系数均显著为正,SUR 检验认为对于规模较大的跨境电商而言,互联网弱化地理距离负面影响的作用更明显。前文理论部分提到跨境电商中的个性推荐、客户评分、信用评级等技术可以降低交易成本,此处的回归结果意味着规模更大的跨境电商更有可能利用这些技术与机制,这与经验直觉相符。列(4)~(6)估计结果的解释与列(1)~(3)基本一致,此处不再赘述。

(四)稳健性检验

上文的分析中,已经使用了多种方法检验回归结果的稳健性,本部分我们替换核心解释变量,对变量进行缩尾处理,考虑内生性问题,以进一步检验回归结果是否稳健。

1. 替换变量

本文中的两个核心解释变量分别是地理距离和互联网。除了表示两国人口最多城市之间距离的 *dist* 数据,GeoDist 数据库还提供了两国首都的距离 *distcap*、考虑了两国各大城市人口比重的加权平均距离 *distw* 和 *distwces*。我们使用这三个变量作为 *dist* 的替换。此外,使用每百户宽带接入人数 *broadband* 作为互联网普及率变量的一个替换,数据来自国际电信联盟(ITU)。替换变量后,核心解释变量的符号和显著性都没有发生实质性的改变。^①

2. 缩尾处理

考虑到离群值对回归结果的影响,我们对核心变量进行了双侧缩尾处理,将出口金额、出口单数、地理距离、互联网变量中小于其第 1 百分位的数值替换为其第 1 百分位的数值;将大于其第 99 百分位的数值替换为其第 99 百分位的数值。进行缩尾处理后,加总层面和个体层面核心解释变量的正负号和显著性均没有实质性改变。

3. 内生性处理

本文的两个核心解释变量地理距离和互联网普及率,一般认为地理距离是严格外生的变量,而互

^① 篇幅原因,稳健性检验的部分估计结果未在文中展示,感兴趣的读者可以向作者索取。

联网普及率则可能是内生的。遗漏重要解释变量是内生性问题的一个重要来源。Clarke 和 Wallsten (2006)在研究互联网与国际贸易关系的文章中,使用国家对数据服务的管制作为工具变量。这是因为国家对数据的管制与互联网使用率之间是负相关关系,但与国际贸易之间没有直接的联系。本文借鉴这一思路,使用 Freedom on the Net 2017 报告中互联网访问障碍指标(Obstacles to Access)作为互联网普及率的工具变量,进行两阶段最小二乘估计。遗憾的是,该报告只包括 65 个国家和地区的数据,进一步与本文数据集匹配之后,样本仅剩 62 个。加总和个体层面的工具变量回归结果如表 6 所示。地理距离、互联网普及率以及两者交互项的估计系数的正负号、显著性均与前文一致。

| | 工具变量回归结果 | | | | | |
|----------------|----------------------|----------------------|-----------------------|-------------------------------|-----------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| | 加总层面 | | | | 个体层面 | |
| | 跨境电商 出口金额 2SLS | 跨境电商 出口单数 2SLS | 传统贸易 出口金额 2SLS | 传统贸易跨境 电商相关类别 出口金额 2SLS | 扩展边际 2SLS | 集约边际 2SLS |
| ln_dist | -3.232 ** (-2.36) | -3.883 ** (-2.45) | -1.428 *** (-2.70) | -0.955 (-1.49) | -0.069 *** (-9.80) | -1.875 *** (-13.08) |
| net | 0.108 *** (4.22) | 0.123 *** (4.00) | -0.005 (-0.53) | 0.006 (0.56) | 0.007 *** (60.42) | 0.064 *** (29.16) |
| ln_dist × net | 0.052 *** (2.64) | 0.067 *** (2.87) | 0.009 (1.22) | 0.004 (0.51) | 0.002 *** (19.39) | 0.036 *** (18.07) |
| 电商固定效应 | | | | | YES | YES |
| N | 62 | 62 | 62 | 62 | 62682 | 6531 |
| R ² | 0.594 | 0.477 | 0.867 | 0.832 | 0.466 | 0.647 |

注:由于样本量太少,加总层面的工具变量回归中仅引入了地理距离、互联网以及两者的交互项。

双向因果关系是内生性问题的另一重要来源。本文中,双向因果关系具体表现为我国的跨境电商出口可能会反过来影响贸易伙伴国的互联网普及率。出于稳健性的考虑,本文使用 2016 年互联网普及率作为 2017 年互联网普及率的代理变量和工具变量,这样互联网相当于前定变量,双向因果关系较弱。地理距离、互联网普及率以及两者交互项的估计系数的正负号、显著性均与前文一致。综合上述结果,在考虑了遗漏变量、双向因果可能产生的内生性问题后,本文的核心结论依然稳健。

六、结论与建议

2008 年金融危机后,由于全球经济复苏缓慢,外需低迷,我国出口贸易增长乏力。特别是 2016 年以来,“逆全球化”浪潮不断涌现,各类贸易摩擦屡见不鲜,我国对外贸易面临严峻挑战。跨境电商作为一种贸易新业态、新模式,对于推动形成全面开放新格局具有重要意义。

本文基于我国跨境电商蓬勃发展的崭新事实,重新审视地理距离与贸易规模这一国际贸易经典命题,从理论和实证两个角度探讨了互联网弱化地理距离负面影响的作用机制。研究结论如下:其一,与传统贸易出口相比,跨境电商出口受地理距离的负面影响较小;其二,贸易伙伴国互联网的发展能够在一定程度上弱化地理距离的负面影响,促进我国跨境电商出口的增长;其三,从个体层面看,地理距离会负面影响跨境电商出口的扩展边际与集约边际,但贸易伙伴国互联网的发展能够弱化这一

负面影响。对于大、中型规模的跨境电商而言,其受地理距离的负面影响大,互联网的弱化作用也更加明显。这些结论在替换核心解释变量、进行缩尾处理、考虑内生性问题等情况下依然稳健。

本文的研究结论为政府部门出台的“互联网+外贸”战略以及促进跨境电商快速发展的若干政策措施,提供了有力的经验证据。在未来,政府部门应当继续推动互联网与对外贸易相融合,为跨境电商产业的发展提供配套的政策支持,提升我国跨境电商产业的全球竞争力。传统贸易增长乏力的背景下,跨境电商的持续健康发展,有助于拓展我国外贸发展新渠道,形成新的贸易增长点,推动开放型经济转型升级。

此外,本文的研究结论也为“一带一路”倡议的实施提供了一种思考。互联网的发展有助于降低交易成本,提升交易效率,推动实现更广泛、更深入的交流和合作。“一带一路”倡议中,除了传统基础设施的建设之外,“网上丝绸之路”的建设同样是至关重要的。互联网产业的发展,将使沿线国家之间的合作突破时间与空间的限制,各类商品与服务在沿线国家间更高效率地流通,人力、资本、信息等各类资源在更合理的结构上得到利用。

参考文献:

1. 陈勇兵、陈宇媚:《贸易增长的二元边际:一个文献综述》,《国际贸易问题》2011年第9期。
2. 江小涓:《高度联通社会中的资源重组与服务业增长》,《经济研究》2017年第3期。
3. 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》,《世界经济》2017年第7期。
4. 庞燕:《跨境电商环境下国际物流模式研究》,《中国流通经济》2015年第10期。
5. 钱学锋、熊平:《中国出口增长的二元边际及其因素决定》,《经济研究》2010年第1期。
6. 施炳展、冼国明、逯建:《地理距离通过何种途径减少了贸易流量》,《世界经济》2012年第7期。
7. 施炳展:《互联网与国际贸易——基于双边双向网址链接数据的经验分析》,《经济研究》2016年第5期。
8. 岳云嵩、李兵、李柔:《互联网会提高企业进口技术复杂度吗——基于倍差匹配的经验研究》,《国际贸易问题》2016年第12期。
9. 杨坚争、郑碧霞、杨立钊:《基于因子分析的跨境电子商务评价指标体系研究》,《财贸经济》2014年第9期。
10. Anderson, J. E., & Van Wincoop, E., Trade Costs. *Journal of Economic Literature*, Vol. 42, No. 3, 2004, pp. 691–751.
11. Andersson, M., Entry Costs and Adjustments on the Extensive Margin-an Analysis of How Familiarity Breeds Exports, Royal Institute of Technology. CESIS-Centre of Excellence for Science and Innovation Studies, 2007.
12. Blum, B. S., & Goldfarb, A., Does the Internet Defy the Law of Gravity?. *Journal of International Economics*, Vol. 70, No. 2, 2006, pp. 384–405.
13. Borenstein, S., & Saloner, G., Economics and Electronic Commerce. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, No. 1, 2001, pp. 3–12.
14. Chen, P. Y., Wu, S. Y., & Yoon, J., The Impact of Online Recommendations and Consumer Feedback on Sales. *ICIS 2004 Proceedings*, 2004, p. 58.
15. Clarke, G. R., & Wallsten, S. J., Has the Internet Increased Trade? Developed and Developing Country Evidence. *Economic Inquiry*, Vol. 44, No. 3, 2006, pp. 465–484.
16. Disdier, A. C., & Head, K., The Puzzling Persistence of the Distance Effect on Bilateral Trade. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 90, No. 1, 2008, pp. 37–48.
17. Ellison, G., & Ellison, S. F., Search, Obfuscation, and Price Elasticities on the Internet. *Econometrica*, Vol. 77, No. 2, 2009, pp. 427–452.
18. Freund, C. L., & Weinhold, D., The Internet and International Trade in Services. *American Economic Review*, Vol. 92, No. 2, 2002, pp. 236–240.
19. Freund, C. L., & Weinhold, D., The Effect of the Internet on International Trade. *Journal of International Economics*, Vol. 62, No. 1, 2004, pp. 171–189.
20. Gomez-Herrera, E., Martens, B., & Turlea, G., The Drivers and Impediments for Cross-border E-commerce in the EU. *Information*

Economics and Policy, Vol. 28, No. 7, 2014, pp. 83 – 96.

21. Hortaçsu, A. , Martínez-Jerez, F. , & Douglas, J. , The Geography of Trade in Online Transactions: Evidence from eBay and Mercadolibre. *Microeconomics*, Vol. 1, No. 1, 2009, pp. 53 – 74.

22. Huang, R. R. , Distance and Trade: Disentangling Unfamiliarity Effects and Transport Cost Effects. *European Economic Review*, Vol. 51, No. 1, 2007, pp. 161 – 181.

23. Kim, T. Y. , Dekker, R. , & Heij, C. , Cross-border Electronic Commerce: Distance Effects and Express Delivery in European Union Markets. *International Journal of Electronic Commerce*, Vol. 21, No. 2, 2017, pp. 184 – 218.

24. Lawless, M. , Deconstructing Gravity: Trade Costs and Extensive and Intensive Margins. *Canadian Journal of Economics/Revue Canadienne D'économie*, Vol. 43, No. 4, 2010, pp. 1149 – 1172.

25. Lendle, A. , Olarreaga, M. , Schropp, S. , & Vézina, P. L. , There Goes Gravity: eBay and the Death of Distance. *The Economic Journal*, Vol. 126, No. 591, 2016, pp. 406 – 441.

26. Lewis, G. , Asymmetric Information, Adverse Selection and Online Disclosure: The Case of eBay Motors. *American Economic Review*, Vol. 101, No. 4, 2011, pp. 1535 – 1546.

27. Lin, F. , Estimating the Effect of the Internet on International Trade. *The Journal of International Trade & Economic Development*, Vol. 24, No. 3, 2015, pp. 409 – 428.

28. Meijers, H. , Does the Internet Generate Economic Growth, International Trade, or Both?. *International Economics and Economic Policy*, Vol. 11, No. 1 – 2, 2014, pp. 137 – 163.

29. Melitz, J. , Language and Foreign Trade. *European Economic Review*, Vol. 52, No. 4, 2008, pp. 667 – 699.

30. Petersen, M. A. , & Rajan, R. G. , Does Distance Still Matter? The Information Revolution in Small Business Lending. *The Journal of Finance*, Vol. 57, No. 6, 2002, pp. 2533 – 2570.

31. Pöyhönen, P. , A Tentative Model for the Volume of Trade between Countries. *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 90, No. 6, 1963, pp. 93 – 100.

32. Silva, J. S. , & Tenreyro, S. , The Log of Gravity. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 88, No. 4, 2006, pp. 641 – 658.

33. Tinbergen, J. J. , Shaping the World Economy; Suggestions for an International Economic Policy. New York: The Twentieth Century Fund, 1962.

34. Wooldridge, J. M. , *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Toronto: Nelson Education, 2015.

Can Cross-border E-commerce Declare the Death of Distance

MA Shuzhong, FANG Chao & ZHANG Hongsheng (Zhejiang University, 310027)

Abstract: Based on the rapid development of China's cross-border e-commerce, we re-examine the relationship between geographical distance and trade scale, and further explore the mechanism of how the internet weakens the negative impact of geographical distance. We arrive at the following conclusions through empirical tests: compared with traditional trade, cross-border e-commerce export is less affected by geographical distance; the development of internet can weaken the negative impact of geographical distance and promote the growth of cross-border e-commerce exports; from a micro perspective, the negative impact of geographical distance and the weakening effect of the internet will work on the extensive margin and the intensive margin of cross-border e-commerce exports, and especially so for large- and medium-sized companies. These results provide strong evidence for the government's promotion of cross-border e-commerce, the implementation of the "internet + foreign trade" and the construction of the internet silk road.

Keywords: Cross-border E-commerce, Geographic Distance, Internet, Gravity Model

JEL: L81, F14, F15