

互联网、企业出口模式变革及其影响

刘海洋 高璐 林令涛*

摘 要 互联网便于买卖双方直接联系,因而可能会促使企业摆脱贸易中介,从间接出口变为直接出口,实现出口模式变革。本文首先从理论层面证明了这一机制,进而运用中国企业出口数据进行研究,结果发现:使用互联网能促进企业转向直接出口;出口模式变革会提高企业的出口规模和利润,并拓延在国外市场的生存时间。本研究揭示了互联网引发的出口模式变革及影响,同时为“互联网+”战略的贯彻实施提供了决策依据。

关键词 互联网, 出口模式, 变革

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2019.04.12

一、引 言

如果没有互联网,国际贸易会怎么样?卖家可能不知道如何让国外消费者知道他们的产品,也不知道在哪里可以找到他们的客户群;即使联系到了客户,跨国沟通的成本也是非常昂贵的¹。而与此同时,国外的买家也为找不到合适的卖家而苦恼;生活在不同国家的买方和卖方很难发生交集,也很少有渠道把他们连接在一起。在这种情况下,贸易中介由此而生,他们掌握着一部分买家的信息,同时也掌握着一部分卖家的信息,虽然他们不从事生产,但依靠将卖方产品倒手到买方就可能获取丰厚的利润。

有了互联网,买卖双方的贸易模式可能会发生深刻改变:只需要进行简单的网络搜索,成千上万的客户信息就出现在眼前;而只需要给他们发个电子邮件,就可以进行询价、发价和讨价还价,所用的成本极低;而且这些信息能够以极快的速度传递给对方,只需要点击鼠标,远在大洋彼岸另一端的

* 刘海洋,西南财经大学国际商学院;高璐、林令涛,大连理工大学管理与经济学部。通信作者及地址:刘海洋,四川省成都市温江区柳台大道555号西南财经大学通博楼国际商学院,611130;电话:18340816485, E-mail: 516haiyang@163.com。本文感谢国家社会科学基金(15BJL010)和辽宁省社会科学基金(L11BJY007)的资助。感谢匿名审稿专家的建设性意见,当然文责自负。

¹ 即使经过多次资费下调,国际长途通话仍然费用昂贵,以2018年中国联通的国际业务为例,长途直拨通话资费标准为每6秒0.80元, <http://infq.10010.com/database/roaming/page.html>, 访问时间:2019年7月15日。

客户就可以实时收到消息。因此,互联网的出现,可能会引发国际贸易领域在两个方面的改变:一是,由于互联网的快速和便捷,提高了交易效率,贸易规模有所上升;二是,既然买卖双方能够如此容易地建立联系,如此低成本、如此高速度地进行沟通,原先依靠信息优势处于买卖双方之间的贸易中介,介入其中“低买高卖”的机会大大减少,因而互联网可能会诱发企业实现出口模式(export mode)变革²:摆脱贸易中介,从间接出口变为直接出口。

当前国内学术界对互联网的第一种作用已经有所研究(茹玉骢和李燕,2014;李坤望等,2015;施炳展,2016),发现互联网能显著促进国际贸易规模的增长。但是对于互联网的第二种作用,即促使企业转变贸易模式的功能,国内和国外学者还没有予以充分重视。但本文发现,随着互联网的普及,越来越多的中国企业从间接出口转变为直接出口:在中国工业企业数据库中,直接出口的企业数量占比从2000年的36%增加到2005年的48%,直接出口企业的出口份额占比从2000年的65%增加到2005年的78%。因而与先前研究的视角不同,本文提出并验证的命题是:互联网技术可能会促进企业从间接出口向直接出口转变。

出口模式变革对企业来说具有深远影响:①由于避免了贸易中介转手推高价格,因而企业的出口规模和出口利润都会有较大程度的提高。Feenstra and Hanson(2004)发现,1988—1998年间中国内地53%的出口经由香港,而香港再出口之后的平均加成率(average markup)高达24%,这意味着如果企业直接出口,利润率将会大幅增加;②同时,转型后的企业由于掌握了销售渠道直接面向国际市场,因而能够学到更多的先进技术、生产出更适合消费者需要的产品,在国际市场拥有更强的竞争力。陈勇兵等(2012)发现中国企业出口持续时间过短,平均仅为1.6年,中位值仅为3年,这成为制约中国企业国际竞争力的主要因素之一;显然互联网引发的出口模式改变,可能会成为解决这一问题的重要途径。

从宏观层面而言,本文的研究也能为国家“互联网+”战略的贯彻实施提供政策启示。“互联网+”是中国的重要发展战略和赶超机会,2015年3月第十二届全国人民代表大会第三次会议上,李克强总理明确提出了“互联网+”行动计划,以信息化促进工业化,力争将其打造成为中国经济新的增长引擎。“互联网+”战略的实质,不仅仅要求有量的增加,更注重结构和模式方面的质的提升,因而本文揭示的互联网对贸易模式的变革作用,从内涵层次上呼应了“互联网+”战略,并为“互联网+”战略的贯彻实施提供了决策依据。

文章接下来的部分安排如下:第二部分为文献综述,讨论了互联网对国

² 参照 Bai *et al.* (2017) 的提法,本文将出口的“去中介化”称为出口模式变革,该文发现出口模式对企业长远发展来说是极为重要的,较之于间接出口,直接出口企业的生产率和出口规模增长更快。

际贸易的作用机制，以及互联网与出口模式变革的相关研究；第三部分在异质企业贸易理论经典模型基础上，研究开放条件下互联网对企业出口模式选择的影响；第四部分检验了互联网对贸易模式的变革作用；第五部分研究了出口模式变革对企业利润和国际生存时间的影响；最后是全文的结论和政策启示。

二、互联网引发出口模式变革的原因及相关研究

现有文献认为，贸易中介的存在至少有两方面的价值：一是搜寻和发现买卖双方的供求信息，进而通过商品转卖来提高交易效率（Rubinstein and Wolinsky, 1987；Rauch and Watson, 2004），因而在那些地理位置偏远、普通企业难以渗透的市场上，贸易中介的作用显得尤为重要（Ahn *et al.*, 2011）。二是贸易中介可以依靠自己的专业知识和在行业中的地位，为产品提供质量保证，缓解买卖双方的逆向选择问题（Biglaiser, 1993；Spulber, 1996），典型的例子是，Feenstra and Hanson（2004）发现香港中间商利用信息优势促成中国内地与其他国家的贸易，并且在贸易中发挥着质量筛选（quality sorting）的作用；Terjesen *et al.*（2008）也发现中小企业寻找中间商出口的重要原因就是为了克服国外市场的信息不对称。

从以上分析可以发现，贸易中介的存在，很大程度上源于信息匮乏和信息不对称问题。而在一个以互联网为代表的信息时代，以上状况可能在很大程度上被改变，互联网可能在部分领域内对贸易中介起到一定的替代作用。原因在于，互联网具有如下几个方面的优势：一是高速度，当前的互联网技术可以实时处理数以亿兆的信息，实现沟通的“秒传播”和“秒回复”。二是低成本，在互联网出现之前，买卖双方跨国交流往往采用电话或电报等形式，信息维度较低而且费用相对高昂；互联网出现后网络沟通的费用非常低廉。三是，也是最重要的，互联网具有极为强大的信息搜索功能，买卖双方运用搜索引擎或专业交易平台，只需输入目标产品名称，就可以找到全世界范围成千上万家企业的供求信息，因而互联网可能会在很大程度上替代贸易中介。

当前国内外已经有部分学者注意到互联网对国际贸易的促进作用，但这些研究主要集中在贸易规模层面。Freund and Weinhold（2004）发现由于网络的发展，供应商能够方便地向潜在买家发布信息，因而促进了贸易的提升。他们的估计结果显示，网络主机每增长10%，出口量会增加0.2%。Vemuri and Siddiqi（2009）运用1985—2005年间64个国家的面板数据，发现互联网的商业化普及对进口和出口同时产生了显著正向的影响。Bojnec and Ferto（2009）发现互联网使用人数的增加减轻了物理距离对出口贸易的负面影响。Miraskari *et al.*（2011）考察了2001—2008年30个国家互联网的使用对贸易的影响，发现互联网使用人数增加1倍，出口数量至少增加5%。此外，还有

部分学者研究了互联网对服务贸易的影响: Freund and Weinhold (2002) 发现互联网渗透率每增加 10%, 服务业出口增加 1.7%, 进口增加 1.1%。Choi (2010) 也考察了互联网对服务贸易的影响, 发现互联网的使用量每增加 1 倍, 出口增加 3.7%, 进口增加 1.8%。

国内研究方面, 茹玉骢和李燕 (2014) 基于世界银行对中国企业的调查数据发现, 互联网显著提高了企业参与出口的可能性和企业出口密集度。李坤望等 (2015) 基于中国 1 万多家企业 2002—2004 年的调查数据发现, 互联网等信息基础设施的改善不仅提升了整体出口绩效, 而且使信息化密度较高的企业具有更高的出口倾向。施炳展 (2016) 利用双边双向网址链接数量作为互联网的代理变量来考察互联网对贸易的促进作用, 发现互联网对中国企业出口价值量有显著的提升作用。但以上文章均没有考察互联网对贸易模式的影响。

需要说明的是, 本文的研究视角受益于如下两篇文献, 这两篇文献虽然没有讨论互联网的作用, 但对本文思路的形成有直接启发。一是 Ahn *et al.* (2011) 对出口贸易中介的研究, 他们发现贸易中介促进了企业出口, 尤其是在距离遥远难以渗透的市场上, 这种作用更为重要。二是 Bai *et al.* (2017) 对不同贸易模式的研究, 他们发现直接贸易比间接贸易更容易促进出口规模和生产率的增长。以上两篇文章的思想结合在一起, 可以发现贸易中介虽然重要, 但只是企业不得已而为之的次优选择: 如果有合适的技术解决出口固定成本等问题, 企业可能更愿意直接出口。本文发现互联网具有这一功能, 可以视为对该问题的延伸思考和回答。

与先前文献相比, 本文所做的主要工作是提出了一个相对新颖的问题: 互联网能否在一定程度上替代贸易中介, 帮助间接出口企业实现直接出口? 据我们所知的文献而言, 本文是国内外第一篇探讨互联网与出口模式变革的文章。虽然先前有一些文章研究了互联网对国际贸易的影响, 如 Freund and Weinhold (2002, 2004)、Vemuri and Siddiqi (2009)、茹玉骢和李燕 (2014)、李坤望等 (2015) 以及施炳展 (2016), 但他们研究的命题主要聚焦于互联网对出口规模的影响, 并没有考察对出口模式的改变问题。除此之外, 本文还发现出口模式的变革对企业来说极其重要, 会给企业带来更高的销售规模、销售利润和更长的出口持续期。

三、理论模型

本文在 Melitz (2003) 异质企业贸易理论经典模型基础上, 嵌入互联网对贸易的影响, 研究开放条件下互联网的使用对企业出口模式选择的作用。

（一）消费者行为

本文假定消费者喜欢产品的多样性 (love of variety)，并用 CES 型效用函数来刻画这种偏好特征：

$$U = \left[\int_{\omega \in \Omega} c(\omega)^\rho d\omega \right]^{1/\rho}, \quad (1)$$

其中， Ω 代表市场上所有差异化产品的集合， $\omega \in \Omega$ 为具体的产品种类；产品间的替代弹性为 $\sigma = 1/(1-\rho) > 1$ ； $c(\omega)$ 为消费者对 ω 产品的消费数量。令 $p(\omega)$ 表示产品 ω 的价格， P 表示加总的价格指数，对效用函数进行优化可以得到产品 ω 的市场需求 $c(\omega)$ 、消费支出 e 及消费总支出 E 的关系如下：

$$c(\omega) = C \left[\frac{p(\omega)}{P} \right]^{-\sigma}, \quad e(\omega) = E \left[\frac{p(\omega)}{P} \right]^{1-\sigma}, \quad E = PC = \int_{\omega \in \Omega} e(\omega) d\omega. \quad (2)$$

（二）内销企业

假定劳动是唯一投入要素，且工资单位化为 1。生产所需要的固定成本为 f_d ，则生产率水平为 φ 的企业生产 c 单位产品的成本（用劳动投入量表示）为 $l = f_d + c/\varphi$ 。基于利润最大化条件可以得到最优的销售价格为 $p(\varphi) = 1/\rho\varphi$ ，代入公式 (2) 可以得到仅在国内销售的内销企业的利润为：

$$\pi_d(\varphi) = E(P\rho\varphi)^{\sigma-1}/\sigma - f_d. \quad (3)$$

（三）直接出口企业

直接出口企业需要支付进入国外市场的固定成本 f_e ，这部分成本包括开展国外市场调研、在国外市场开设营销渠道等费用。除此之外，产品运输到国外市场，还需要支付比国内更高的运输费用，本文引入冰山运输成本 $\tau > 1$ 。此时企业在国外市场的最优定价、出口数量以及企业利润分别为：

$$p_e(\varphi) = \tau/\rho\varphi, \quad c_e(\omega) = C(P\rho\varphi/\tau)^\sigma, \quad (4)$$

$$\pi_e(\varphi) = E(P\rho\varphi/\tau)^{\sigma-1}/\sigma - f_e.$$

由此可以得到直接出口企业的临界生产率，即最低生产率进入门槛为：

$$\varphi_e^* = \tau(\sigma f_e/E)^{1/(\sigma-1)}/P\rho. \quad (5)$$

（四）间接出口企业

一方面，企业通过贸易中介进行间接出口时，能够极大缓解出口所需要的固定成本 f_m ，使出口变得相对容易，因而本文假定 $f_m < f_e$ 。同时令 $f_m > 0$ ，因为并非所有企业都会间接出口。另一方面，企业间接出口的不足在于：贸易中介在国外销售时，销售价格要比转手前高 $m > 1$ 的比例，价格提高会减少

国外需求,由此导致出口数量和企业利润下降:

$$\begin{aligned} p_m(\varphi) &= \tau m / \rho \varphi, \quad c_m(\omega) = C(P\rho\varphi / \tau m)^\sigma, \\ \pi_m(\varphi) &= \frac{E}{\sigma} \left(\frac{P\rho\varphi}{\tau m} \right)^{\sigma-1} - f_m. \end{aligned} \quad (6)$$

从公式(6)中可以看到企业间接出口的收益与损失:更低的固定成本 f_m , 但有更高的可变成本 $m > 1$ 。不同生产率的企业在较高固定成本和较高可变成本之间权衡取舍(tradeoff)。根据公式(6)可以得到间接出口企业的最低生产率:

$$\varphi_m^* = \tau m (\sigma f_m / E)^{1/(\sigma-1)} / P\rho. \quad (7)$$

(五) 互联网技术出现之后的企业行为

互联网对企业的影响体现在多个方面。一方面,企业的互联网建设需要固定成本 F , 同时互联网的使用会增加可变成本 $\theta > 1$, 但这种成本要低于中间商的价格加成, 即 $\theta < m$ 。另一方面, 使用互联网可以减少企业出口的固定成本, 用 Δf 表示企业因使用互联网而节约的成本。因此企业使用互联网的最终固定成本为 $f_{net} = f_e + (F - \Delta f)$ 。可以发现 f_{net} 和 f_e 的关系取决于 F 和 Δf 的关系, 当 $F \geq \Delta f$ 时, 理性的生产者不会使用互联网; 当 $F < \Delta f$ 时, 企业才使用互联网, 由此可得 $f_{net} < f_e$ 。互联网使用背景下的产品定价、销售数量和企业利润为:

$$\begin{aligned} p_{net}(\varphi) &= \tau \theta / \rho \varphi, \quad c_{net}(\omega) = C(P\rho\varphi / \tau \theta)^\sigma, \\ \pi_{net}(\varphi) &= E(P\rho\varphi / \tau \theta)^{\sigma-1} / \sigma - f_{net}. \end{aligned} \quad (8)$$

与公式(5)和(7)类似, 可以得到使用互联网背景下企业出口的临界生产率:

$$\varphi_{net}^* = \tau \theta (\sigma f_{net} / E)^{1/(\sigma-1)} / P\rho. \quad (9)$$

(六) 企业对贸易模式的选择

公式(5)、(7)和(9)中的三个临界生产率构成了企业出口模式选择的临界生产率区间。本文将三个利润函数同时表示在图1中, 横轴为企业生产率, 纵轴为企业所获利润。其中 $\bar{\varphi}_{net}^*$ 是利润 π_{net} 和 π_m 的交点, $\bar{\varphi}_e^*$ 是 π_e 和 π_m 的交点, $\bar{\varphi}_e^*$ 是 π_e 和 π_{net} 的交点。

图1中, 企业直接出口的典型特征是固定成本 f_e 的截距最大, 利润曲线 π_e 的斜率最大; 间接出口的特征是固定成本 f_m 的截距最小, 利润曲线 π_m 的斜率也最小; 使用互联网出口的截距和斜率均介于两者之间。通过比较不同贸易模式下企业的利润情况可以得到不同生产率企业对贸易模式的选择。

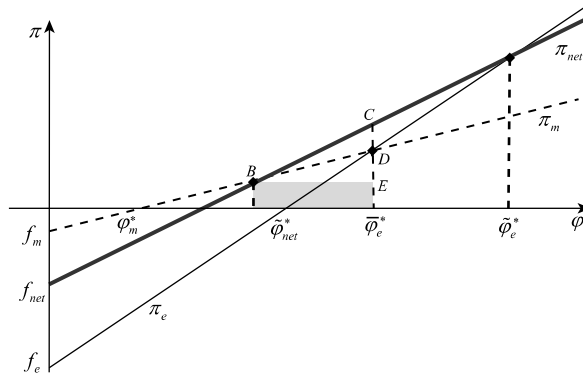


图 1 互联网使用条件下企业出口模式选择

使用互联网前，企业的出口决策为：

- (1) 生产率在 $[0, \varphi_m^*)$ 的企业不选择出口；
- (2) 生产率在 $[\varphi_m^*, \bar{\varphi}_e^*)$ 的企业选择间接出口；
- (3) 生产率在 $[\bar{\varphi}_e^*, +\infty)$ 的企业选择直接出口；

使用互联网后，企业的出口决策为：

- (4) 生产率在 $[0, \varphi_m^*)$ 的企业不选择出口；
- (5) 生产率在 $[\varphi_m^*, \bar{\varphi}_{net}^*)$ 的企业选择间接出口；
- (6) 生产率在 $[\bar{\varphi}_{net}^*, \bar{\varphi}_e^*)$ 的企业通过互联网选择直接出口；
- (7) 生产率在 $[\bar{\varphi}_e^*, +\infty)$ 的企业选择直接出口。

比较上述条件可以发现，使用互联网后生产率在 $[\bar{\varphi}_{net}^*, \bar{\varphi}_e^*)$ 的企业，从间接出口变为直接出口。由此得到：

命题 1：互联网的使用降低了企业出口的固定成本，使生产率在 $[\bar{\varphi}_{net}^*, \bar{\varphi}_e^*)$ 的企业由间接出口变为直接出口，实现出口模式变革。

从图 1 中还可以看出，生产率在 $[\bar{\varphi}_{net}^*, \bar{\varphi}_e^*)$ 的企业由间接出口变为直接出口后，在国际市场上的利润增加，转型企业增加的利润之和为 $\triangle BCD$ 的面积³。发生这种现象的原因是，由于企业没有贸易中介推高销售价格，因而产品在海外市场的销售数量增加、销售收入增加、利润增加，由于 $\theta < m$ ，根据公式 (3)、(6) 和 (8) 可以得到：

$$\frac{c_{net}(\omega)}{c_m(\omega)} = \frac{C(P\rho\varphi/\tau\theta)^\sigma}{C(P\rho\varphi/\tau m)^\sigma} = (m/\theta)^\sigma > 1,$$

$$\frac{e_{net}(\omega)}{e_m(\omega)} = \frac{E(P\rho\varphi/\tau\theta)^{\sigma-1}}{E(P\rho\varphi/\tau m)^{\sigma-1}} = (m/\theta)^{\sigma-1} > 1.$$
(10)

命题 2：生产率在 $[\bar{\varphi}_{net}^*, \bar{\varphi}_e^*]$ 的企业由间接出口变为直接出口后，出口利润增加，同时销售数量增长 $(m/\theta)^\sigma$ 倍，销售收入增加 $(m/\theta)^{\sigma-1}$ 倍。

³ 图 1 中 $\triangle BDE$ 为该区间的间接出口的企业利润之和， $\triangle BCE$ 为该区间通过互联网出口的企业利润之和，因而 $\triangle BCD$ 是因为贸易模式变革增加的企业利润之和。

接下来本文分析企业出口模式变革对国际化生存的影响。企业在国际市场上生存,除了产品质量和价格等影响因素外,还会受到意外事件的冲击 $\xi \sim N(0, \zeta^2)$, 这里我们假定冲击服从正态分布。在有风险的情况下,企业获得的利润为 $\pi - \xi$, 其中 π 为无风险状态下企业的利润; 如果出口利润为负则该企业停止出口。因而企业出口后继续存在于国际市场的概率为

$$\Pr(\pi - \xi \geq 0) = \Pr(\xi \leq \pi) = \Phi(\pi/\zeta), \quad (11)$$

其中 $\Phi(\cdot)$ 为标准正态分布。互联网的使用提高了企业利润,因而与未使用互联网相比,使用互联网的企业在国际市场上的生存概率更高:

$$\Pr(\xi \leq \pi_{net}) - \Pr(\xi \leq \pi_m) = \Phi\left(\frac{\pi_{net}}{\zeta}\right) - \Phi\left(\frac{\pi_m}{\zeta}\right) > 0. \quad (12)$$

公式(12)中,若已知市场风险 $\xi \sim N(0, \zeta^2)$ 的分布,又由于 $\pi_{net} > \pi_m$, 所以两种状态下企业的生存概率之差是确定的,大小为 $\Phi(\pi_{net}/\zeta) - \Phi(\pi_m/\zeta)$ 。

命题3: 出口模式变革导致的利润增加,提高了企业在国际市场上的生存概率,增加幅度为 $\Phi(\pi_{net}/\zeta) - \Phi(\pi_m/\zeta)$ 。

四、初步实证检验: 互联网对企业出口模式变革的影响

(一) 特征事实分析

1. 数据来源

本文所使用的数据主要有两个来源。一是国家统计局的《中国工业企业数据库》,选取的时间跨度为2001—2006年,其统计调查对象涵盖了全部国有工业企业以及规模以上(销售额大于500万元)非国有企业,是目前国内可获得的最为庞大的微观企业数据库之一。但仅用该数据库不能有效识别企业出口模式,因而本文还使用了《中国海关进出口贸易数据库》来判断企业是否直接出口。本文首先参照 Brandt *et al.* (2012) 的处理方法对工业企业数据库中的历年数据进行了整理,并参照 Yu (2015) 的方法匹配两套数据。

2. 对互联网使用情况和出口模式的识别

在研究企业使用互联网情况时, Ferro (2011)、Ricci and Trionfetti (2012) 以及 Yadav (2016) 等人使用企业邮箱 (Email) 或官方网站 (Website) 作为企业使用互联网状况的代理变量,本文借鉴了这一标准,将拥有邮箱或官方网站的企业视为互联网使用企业。

在出口模式的识别问题上,本文参照 Bai *et al.* (2017) 的标准,将工业企业数据库中出口交货值大于0的企业定义为出口企业,出口交货值等于0的企业定义为非出口企业;将《中国工业企业数据库》和《中国海关进出口

贸易数据库》匹配成功的出口企业定义为直接出口企业，因为企业出现在海关进出口交易记录中说明该企业进行了直接出口；工业企业数据库中有出口但海关数据中没有出口记录的企业视为间接出口企业。

3. 互联网促进企业出口模式变革的特征事实

在 2001—2006 年的样本研究期内，直接出口企业的绝对数量和相对数量均呈现递增的趋势，而间接出口企业的绝对数量虽呈递增的趋势，但相对比重却呈现递减的趋势。据表 1 数据显示，直接出口企业数量占比从 2001 年的 42.24% 增加到 2006 年的 52.47%，间接出口企业数量占比从 2001 年的 57.76% 下降到 2006 年的 47.53%。这说明越来越多的企业从事直接出口已经成为国际贸易发展的重要趋势。

表 1 2001—2006 年直接出口企业与间接出口企业

年份	出口企业数	直接出口企业		间接出口企业	
		数量	占比 (%)	数量	占比 (%)
2001	42 971	18 152	42.24	24 819	57.76
2002	47 446	20 794	43.83	26 652	56.17
2003	54 462	24 952	45.82	29510	54.18
2004	78 295	37 924	48.44	40 371	51.56
2005	81 259	39 259	48.31	42 000	51.69
2006	87 192	45 751	52.47	41 441	47.53

注：根据《中国工业企业数据库》和《中国海关进出口贸易数据库》合并、整理、计算得到。

但是我们不能据此简单得出，直接出口企业数量和比例的增加是互联网导致的，很重要的原因在于中国 2001 年加入 WTO 前后逐步放开企业的自由贸易权，使得原来必须挂靠其他企业进行的间接出口变为直接出口，因而本文接下来考察互联网与出口模式之间的关系。

从表 2 中可以发现，两类企业中使用互联网企业的数量均呈现出递增的趋势。其中使用互联网的直接出口企业的绝对数量由 2001 年的 2 332 家增加至 2006 年的 13 722 家，相对数量由 2001 年的 12.85% 上升至 30.00%；使用互联网的间接出口企业的绝对数量由 2 151 家增加至 9071 家，相对数量由 8.67% 上升至 21.89%。但直接出口企业中，使用互联网的比例要远高于间接出口企业，而且这一比例之差总体上呈逐年递增趋势，2001 年和 2002 年这一比例之差略高于 4%，到了 2005 年和 2006 年，这一比例之差扩大到了 8% 以上。

表2 互联网在直接出口企业和间接出口企业应用情况统计

年份	直接出口企业			间接出口企业			两类企业使用 互联网比例之 差(%)
	总数量	使用互联网 数量	使用互联网 比例(%)	总数量	使用互联网 数量	使用互联网 比例(%)	
2001	18 152	2 332	12.85	24 819	2 151	8.67	4.18
2002	20 794	2 935	14.61	26 652	2 565	9.62	4.99
2003	24 952	3 665	14.69	29 512	2 948	9.99	4.70
2004	37 924	11 727	30.92	40 371	9 595	23.77	7.15
2005	39 259	12 824	32.67	42 000	9 705	23.11	9.56
2006	45 751	13 722	30.00	41 441	9 071	21.89	8.11

注：根据《中国工业企业数据库》和《中国海关进出口贸易数据库》合并、整理、计算得到。

(二) 模型构建

本文的研究重点是互联网对企业出口模式选择的影响。企业在实际生产中主要面临三种模式选择：不出口、间接出口和直接出口，我们分别用数字1、2、3表示。显然对企业来说这是一个有序变量，为此本文分别采用Ordered Probit和Ordered Logit模型估计互联网对企业出口模式选择的影响。具体模型设定如下。

$$\text{Mode}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Net}_{it} + \alpha_2 \text{Control}_{it} + \text{ind}_j + \text{region}_k + \text{year}_t + \varepsilon_{it}, \quad (13)$$

其中，下标*i*、*j*、*k*和*t*分别表示企业、行业、地区和年份；本文的被解释变量为企业出口模式(Mode)，如上文所述，是取值为1—3的有序变量。Net是本文的核心解释变量，为企业是否使用互联网的虚拟变量，当企业使用互联网时取值为1，否则取值为0。在对互联网的界定中，本文借鉴Ferro(2011)、Ricci and Trionfetti(2012)以及Yadav(2016)等人的处理方式，使用企业邮箱(Email)或官方网站(Website)作为企业使用互联网状况的代理变量，考虑到现实中网站具有更强的信息宣传作用，而邮箱主要作为沟通手段给企业带来便利，因而本文将企业是否拥有自己的网站作为广义互联网的虚拟变量，而将企业是否使用邮箱作为狭义互联网的虚拟变量。

Control为本文的其他控制变量，主要有企业全要素生产率(TFP，采用LP半参数方法获得，以控制微观计量中常遇到的同时性偏误和样本选择偏误)、企业规模(Scale，用企业年均雇佣人数的对数值表示)、企业年龄(Age，用“调查年份—企业成立年份+1”表示)、资本密集度(K/L，用固定资产总额与雇佣人数比值的对数来表示)、企业平均工资(Wage，用企业支付工资总额与雇佣人数比值的对数来表示)、技术创新(Tech，用新产品产值表示，若新产品产值大于0则取值为1，否则为0)、是否为国有企业(State，是则为1，否则为0)。其中，固定资产使用以2001年为基期的固定

资产投资价格指数进行平减处理，企业支付工资总额采用 2001 年为基期的居民消费价格指数进行平减处理。除此之外，本文还加入了 2 位码的行业特征 (ind)、31 个省份的地区特征 (region) 和年份特征 (year)，用来控制行业、地区和年份的固定效应。

(三) 对命题 1 的实证检验：互联网是否促进了企业出口模式变革

我们用公式 (13) 估算互联网对企业出口模式变革的影响。若 Net 的估计系数大于 0，表明互联网的使用会提高企业进行直接出口的概率，使更多的企业选择以直接出口的方式进入国际市场，各因素的估计结果如表 3 所示。

表 3 互联网对企业出口模式变革的影响

	狭义互联网		广义互联网		广义互联网滞后一期	
	Ordered Probit	Ordered Logit	Ordered Probit	Ordered Logit	Ordered Probit	Ordered Logit
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Net	0.2217*** (79.57)	0.3879*** (77.57)	0.2426*** (55.16)	0.4000*** (52.95)	0.0662*** (12.09)	0.1103*** (11.74)
TFP	0.0192*** (11.40)	0.0253*** (8.55)	0.0187*** (11.08)	0.0240*** (8.10)	0.0135*** (6.55)	0.0146*** (4.03)
Scale	0.3645*** (269.74)	0.6304*** (265.23)	0.3672*** (271.84)	0.6352*** (267.43)	0.3756*** (227.32)	0.6480*** (223.27)
Age	0.0091*** (5.44)	0.0195*** (6.73)	0.0106*** (6.29)	0.0221*** (7.63)	0.0248*** (11.73)	0.0458*** (12.55)
K/L	0.0302*** (25.05)	0.0440*** (20.85)	0.0307*** (25.48)	0.0450*** (21.35)	0.0345*** (23.43)	0.0522*** (20.31)
Wage	0.3309*** (113.09)	0.0575*** (111.40)	0.3392*** (116.09)	0.5897*** (114.37)	0.3556*** (99.41)	0.6187*** (98.21)
Tech	0.4941*** (101.59)	0.8744*** (105.66)	0.5031*** (103.52)	0.8883*** (107.51)	0.5161*** (86.39)	0.9075*** (89.46)
State	-0.4385*** (-78.43)	-0.7772*** (-76.99)	-0.4291*** (-76.90)	-0.7592*** (-75.46)	-0.4594*** (-65.46)	-0.8125*** (-64.24)
ind/region/ year	是	是	是	是	是	是
N	1 149 876	1 149 876	1 149 876	1 149 876	761 486	761 486
loglikelihood	-760 192.84	-757 756.51	-761 821.66	-759 332.04	-511 366.61	-509 731.82

注：括号内为 z 值。*、**和***分别代表 10%、5%和 1%的显著性水平。

表3分别报告了使用Ordered Probit模型和Ordered Logit模型的估计结果,核心解释变量Net的系数为正且通过1%的显著性水平检验,表明企业使用互联网确实能够增加企业进行直接出口的概率;进一步,考虑到互联网的使用对企业出口模式变革可能存在滞后效应,为此本文考察了广义互联网(Website)的1期滞后变量,从表3第(5)和第(6)列可以看出,互联网对企业出口模式变革的滞后效应是显著的,但从回归的系数来看,企业使用互联网对当期的影响更大,表明企业能够很快将互联网应用到直接出口业务中。

此外,鉴于互联网的使用具有外溢性和互动性,因而互联网的作用受所属地区互联网整体发展的影响,还会受到出口目的国互联网基础设施建设情况的影响。为此,本文按照企业所属地区和出口目的国的经济发展水平划分不同网络基础设施建设情况,来研究互联网在不同样本中对企业出口模式变革的影响差异,对发达国家的界定根据国际货币基金组织(IMF)2014年公布的国家名单。估计结果如表4所示。

表4 互联网出口模式变革效应的分样本检验

	东部地区	中部地区	西部地区	发达国家	不发达国家
Net	0.2671*** (56.02)	0.2342*** (17.10)	0.4297*** (24.18)	0.0178*** (32.13)	0.0127* (1.83)
TFP	0.0092*** (4.88)	0.0578*** (13.23)	0.1250*** (18.31)	0.0065*** (3.56)	0.0037*** (2.79)
Scale	0.3799*** (253.06)	0.2800*** (77.67)	0.3401*** (65.75)	0.2356*** (67.89)	0.2132*** (34.76)
Age	0.0145*** (7.58)	0.0169*** (4.07)	0.0105* (1.70)	0.0231*** (3.60)	0.0321*** (3.21)
K/L	0.0303*** (22.88)	0.0091*** (2.64)	0.0152*** (3.09)	0.0054*** (4.23)	0.0012*** (3.21)
Wage	0.4268*** (137.60)	0.1724*** (22.18)	0.1453*** (12.27)	0.3416*** (34.67)	0.2653*** (31.42)
Tech	0.2725*** (45.77)	1.2739*** (135.46)	0.4026*** (24.14)	0.4589*** (20.34)	0.3479*** (19.83)
State	-0.5807*** (-83.14)	-0.2429*** (-20.32)	-0.1409*** (-9.33)	-0.3467*** (-45.56)	-0.2746*** (-32.38)
ind/region/year	是	是	是	是	是
N	818 614	202 605	128 657	54 678	32 924
loglikelihood	632 180.80	-87 124.02	-40 166.51	-25 144.75	-20 267.32

注:括号内为z值。*、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平。

从表 4 的估计结果中可以看出，首先，无论东部、中部还是西部，互联网（Net）的估计系数都在 1% 的水平上显著为正，这表明互联网的使用均能促进企业从间接出口转为直接出口，但互联网对西部地区的影响高于东部地区，东部地区高于中部地区。其次，我们分析互联网对不同出口目的国的影响，但由于只有直接出口的企业才有对应出口目的国的信息，为此本文保留了一开始就为间接出口的企业；表 4 最后两列结果显示，使用互联网对不同目的国企业出口模式变革均有积极的正面影响，但对出口到发达国家的企业的负面影响更为显著。

（四）基于倾向匹配得分方法的进一步分析

上述结果验证了本文对命题 1 的猜测：互联网能显著促进企业出口模式变革。但我们尚不知道这种促进作用大致有多强。同时对是否使用互联网的两组样本的分析，必须考虑样本选择偏差问题：现实中使用互联网的企业特别是拥有自己网站的企业，在技术水平、生产率、企业规模等方面可能要比未使用互联网的企业更高，进而造成出口模式变革的概率也较高，但这不仅仅是互联网的作用，所以两组样本直接相减得到的直接出口比例的差异，可能过高估计了互联网的作用。

为此本文使用倾向得分匹配方法（Propensity Score Matching, PSM）解决这一问题，其基本思路是，让使用互联网与未使用互联网的两组企业其他特征尽可能一致，仅在是否使用互联网这一个特征上存在差别，这样如果两组企业发生出口模式变革的比例不一致，则这种差异就应当是使用互联网造成的。

首先本文需要界定实验组和控制组企业。设在样本观察期内使用互联网的企业为实验组，未使用互联网的企业为处理组。并定义一个分组变量 $Net_{it} \in \{0, 1\}$ ，其值为 1 表明企业 i 在 t 时期使用互联网，其值为 0 表示未使用互联网。假定企业 i 在 t 时期使用互联网，用 $\Pr(\text{Mode}_{it}^1 = 3)$ 表示企业 i 在 t 时期使用互联网发生出口模式变革的概率， $\Pr(\text{Mode}_{it}^0 = 3)$ 表示该企业如果不使用互联网发生出口模式变革的概率。将两组企业的概率相减就可以得到互联网对企业出口模式变革的影响，即互联网对企业出口模式变革的平均处理效应（Average Treatment Effect on the Treated, 简称 ATT）：

$$\begin{aligned} \text{ATT} &= E[\Pr(\text{Mode}_{it}^1 = 3) - \Pr(\text{Mode}_{it}^0 = 3) | \text{Net}_{it} = 1] \\ &= E[\Pr(\text{Mode}_{it}^1 = 3) | \text{Net}_{it} = 1] - E[\Pr(\text{Mode}_{it}^0 = 3) | \text{Net}_{it} = 1]. \end{aligned} \quad (14)$$

然而事实是，我们无法得知一家企业在使用互联网的条件下“如果不使用互联网”的情况，即式（14）中 $E[\Pr(\text{Mode}_{it}^0 = 3) | \text{Net}_{it} = 1]$ 是一个不可观测变量，表明无法获得处理组中间接出口企业 i 在 t 时期使用互联网发生出口模式变革的概率。为此，本文借鉴 Rosenbaum and Rubin（1985）的方法构建一个“反事实”观测值，用那些与使用互联网的间接出口企业“相仿”的未使

用互联网的间接出口企业来代替,即用 $E[\Pr(\text{Mode}_{it}^0=3) | \text{Net}_{it}=0]$ 代替。这样就可以通过观察未使用互联网的间接出口企业来判断使用互联网的间接出口企业转为直接出口的概率是否得到提高,此时重新定义 ATT' 为:

$$\begin{aligned} \text{ATT}' &= E[\Pr(\text{Mode}_{it}^1=3) - \Pr(\text{Mode}_{it}^0=3) | \text{Net}_{it}=1] \\ &= E[\Pr(\text{Mode}_{it}^1=3) | \text{Net}_{it}=1] - E[\Pr(\text{Mode}_{it}^0=3) | \text{Net}_{it}=0]. \end{aligned} \quad (15)$$

接下来根据 Rosenbaum and Rubin (1985) 的模型估计各企业的倾向得分 $P(X_i)$, 即在一系列控制变量 X 给定的情况下, 企业 i 选择直接出口的预测概率, 在该部分控制变量的选取与上文相同。进而借鉴 Abadie *et al.* (2004) 采用“K 近邻匹配”(K-Nearest Neighbor Matching) 中的一对四匹配方式以达到最小化均方差的效果。根据 Rosenbaum and Rubin (1985), 匹配后若各特征变量标准差的绝对值大于 20%, 则认为匹配效果不好; 若各特征变量标准差的绝对值小于 5%, 则认为匹配效果好。检验结果显示: 对比匹配前结果, 所有变量的标准化偏差都大幅度减小, 且匹配后所有特征变量的标准化偏差的绝对值都小于 2%。因此可认为匹配变量设定合理, 匹配后使用互联网的间接出口企业和未使用互联网的间接出口企业基本一致。限于篇幅, 这里未具体列出匹配前后各特征变量的差异, 如需备索。接下来计算匹配后样本的平均处理效应, 估计结果详见表 5。

表 5 企业发生出口模式变革概率匹配后差异

	总体估计		分年度估计				
	2002—2006 年	2001 年	2002 年	2003 年	2004 年	2005 年	2006 年
处理组	0.2600	0.2239	0.2513	0.2567	0.2650	0.2648	0.2792
对照组	0.1901	0.1776	0.1861	0.1921	0.1976	0.2018	0.2086
ATT	0.0699***	0.0463***	0.0652***	0.0646***	0.0674***	0.0630***	0.0706***
t 统计量	51.90	9.53	13.70	19.76	25.37	24.34	27.16

注: 表中统计了处理组和对照组企业平均直接出口的概率, *、**和***分别代表 10%、5%和 1% 的显著性水平。

从表 5 总体估计结果来看, 匹配后的 ATT 值显著大于 0, 表明互联网确实能够提高企业发生出口模式变革的概率, 两者的概率差异为 6.99%, 说明即使在剔除其他因素的影响后, 使用互联网的企业仍然要比未使用互联网的企业直接出口的概率要高。进一步, 从历年分样本的估计结果来看, 匹配后 ATT 值整体呈现出递增的趋势, 表明互联网不仅提高了企业选择直接出口的概率, 而且这种促进作用有随时间增强的趋势。

五、互联网引致企业出口模式变革之后的绩效提升

上一部分中, 本文系统评估了互联网对企业出口模式变革的影响, 发现

使用互联网的企业进行直接出口的概率比未使用互联网的企业高 6.99%。但出口模式变革的意义不仅仅在于变革本身，而且在于这种变革所带来的动态影响：由于避免了贸易中介转手推高价格，因而企业的出口收入、出口利润、企业在国际市场上的生存时间都会有较大程度的提高，本文的命题 2 和命题 3 已经对此作了证明。为了对这一现象有直观了解，在进行实证检验之前，本文首先对两组企业的绩效特征做描述性统计，具体结果如表 6 所示。观察表 6，可以发现使用互联网发生直接出口企业的各绩效指标要明显高于未使用互联网的企业。

表 6 使用互联网发生出口模式变革的企业和其他企业的绩效比较

特征变量	使用互联网企业		未使用互联网企业		均值差
	均值	标准差	均值	标准差	
劳动生产率（千元/人）	5.40	0.97	5.26	1.01	0.14
企业出口额（千元）	99 020.13	992 904.90	83 071.47	756 696.50	15 948.66
营业利润（千元）	20 839.56	841 300.80	6 464.13	85 717.57	14 375.43
国际市场生存时间（年）	4.49	1.30	4.03	1.45	0.46

注：根据《中国工业企业数据库》和《中国海关进出口贸易数据库》合并、整理、计算得到。

（一）对命题 2 的检验：互联网引致的企业出口模式变革增进了企业出口绩效

接下来考察互联网应用背景下的出口模式变革对企业出口绩效的影响。根据命题 2，本文预测企业出口模式变革会提升企业的出口数量（quantity，以企业出口数量的对数值表示）、出口收益（revenue，以企业出口额的对数值表示）、出口利润（profit，以企业利润的对数值表示）。同时，这里的企业出口规模和出口利润采用以 2001 年为基期的工业品出厂价格指数进行平减。但由于本文仅能在海关出口交易记录中观察到直接出口企业的数量，无法观察到间接出口企业的出口数量多寡，因此本文仅对出口额和利润进行检验。

$$\begin{aligned}
 \text{Revenue}_{it} &= \beta_0 + \beta_1 (\text{Mode}_{it} = 3) + \beta_2 \text{Net}_{it} + \beta_3 (\text{Mode}_{it} = 3) \times \text{Net}_{it} \\
 &\quad + \beta_4 \text{Controls}_{it} + \text{ind}_j + \text{region}_k + \text{year}_t + \mu_{ijkt}, \\
 \text{Profit}_{it} &= \gamma_0 + \gamma_1 (\text{Mode}_{it} = 3) + \gamma_2 \text{Net}_{it} + \gamma_3 (\text{Mode}_{it} = 3) \times \text{Net}_{it} \\
 &\quad + \gamma_4 \text{Controls}_{it} + \text{ind}_j + \text{region}_k + \text{year}_t + \mu_{ijkt}.
 \end{aligned} \tag{16}$$

在公式（16）中，Mode=3 表示选择直接出口的企业，Net 表示企业是否使用互联网。估计系数 β_3 和 γ_3 分别衡量了互联网引致的企业出口模式变革对企业出口规模和出口利润的影响。从表 7 的估计结果可以发现：首先，解释变量（Mode=3）对企业出口规模和出口利润的估计系数均显著为正，表明企业选择直接出口更有利于企业出口绩效的提升；其次，企业是否使用互联网变量（Net）的影响同样显著为正，意味着互联网的使用能够提高企业的

出口绩效;最后,交互项(Mode=3)×Net的回归结果也显著为正,表明互联网引发的企业出口模式变革不仅提高了企业的出口收益,而且也提高了企业的出口利润。需要引起注意的是,《中国工业企业数据库》中的企业利润包含了国内销售利润和国外销售利润两部分,为了避免在计算企业出口利润时受国内销售的影响,造成互联网影响企业出口模式转变对出口利润的干扰,为此,本文保留了仅进行出口而不内销的企业样本进行稳健性检验,结果见表7的第(3)列和第(6)列,得到的结论是一致的。

表7 互联网引致的企业出口模式变革对企业出口绩效的影响

	狭义互联网			广义互联网		
	出口收益 (1)	利润 (2)	稳健性检验 (3)	出口收益 (4)	利润 (5)	稳健性检验 (6)
(Mode=3)	1.1692*** (88.35)	0.0054*** (3.55)	0.0574*** (4.26)	1.1434*** (88.72)	0.0163*** (2.82)	0.0820* (1.91)
Net	0.0683*** (5.77)	0.0257*** (5.80)	0.0944*** (4.96)	0.1390*** (9.77)	0.01998** (2.07)	0.1218** (2.01)
(Mode=3)×Net	0.3064*** (14.63)	0.0018*** (10.78)	0.0151*** (4.23)	0.5532*** (23.06)	0.0559*** (3.46)	0.2907*** (2.58)
N	1149789	939385	34545	1149789	939381	34546
R ²	0.0986	0.2864	0.2711	0.1062	0.2658	0.2694

注:括号内为z值。*、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平。为了节约篇幅,这里没有报告控制变量的估计结果,如需备索。

(二)对命题3的检验:互联网引致的企业出口模式变革对出口持续时间的影

表7的分析发现互联网引致的企业出口模式变革对企业出口绩效具有显著的提升作用,那么绩效提升后的企业,是否会在国际市场上有更长的出口持续期呢?本文的命题3对此作了证明。接下来本文利用生存分析的Cox比例风险模型(Proportional Hazard Model)进行量化分析,首先定义企业的生存时间为某个企业从出现于数据库中到退出市场所经历的时间长度,企业退出市场被称为“失败事件”。但在研究企业的生存问题时,一方面,对于在研究区间之前就已经存在的企业,我们无法观察其在本文研究区间之前的生存状况,即出现统计上的“左删失”问题。另一方面,如果在样本观察期结束时某些企业仍未退出市场则会出现统计上的“右删失”问题。为此,本文仅保留了2001年之后成立的企业,解决样本数据的“左删失”问题;并在此基础上采用生存分析方法,将2006年仍然存活的企业结局变量设定为1,退出海外市场的企业设定为0,来解决样本数据中存在的“右删失”问题。

表 8 报告了基于比例风险模型的估计结果，为了节约空间，我们仅在表中列出了主要变量的估计值。首先，从总体回归结果来看， $(\text{Mode}=3) \times \text{Net}$ 的系数显著为负，说明互联网引致的企业出口模式可以显著降低企业的生存风险，延长转型企业的生存寿命。进一步，为了考察互联网引致的企业出口模式变革对企业生存时间的稳健性和差异性，本文又进行了分样本回归。表 8 第 (2) 列和第 (3) 列的回归结果表明，互联网引致的企业出口模式变革对不同所有制性质企业的影响存在显著差异，可以显著提高非国有企业的生存时间，而对国有企业的影响不显著，这可能是由于国有企业有各种政策优惠，对互联网带来的技术优势并不敏感。

此外，本文还考察了企业出口模式变革对国际化生存影响的地区差异，结果如表 8 后三列所示。由交互项 $(\text{Mode}=3) \times \text{Net}$ 的系数可以看出，互联网引致的企业出口模式变革可以显著减小东部和中部地区企业的国际化生存风险，并且这种影响在东部地区更大，而对西部地区的影响不显著；其中的原因可能是东部地区的经济较发达，互联网基础设施较完善。

表 8 互联网引致的企业出口模式变革对企业国际化生存的影响

	总体回归 (1)	国有企业 (2)	非国有企业 (3)	东部地区 (4)	中部地区 (5)	西部地区 (6)
$(\text{Mode}=3)$	-0.2087*** (-9.36)	-0.2580 (-1.62)	-0.2040*** (-9.05)	-0.2087*** (-9.36)	-0.1459 (-1.06)	-0.2580 (-0.79)
Net	-0.1635*** (-6.67)	-0.0207 (-0.21)	-0.1718*** (-6.76)	-0.1635 (-6.67)	-0.3360*** (-3.16)	-0.0207 (-0.21)
$(\text{Mode}=3) \times \text{Net}$	-0.0955*** (-3.46)	0.1244*** (0.42)	-0.1006*** (-2.74)	-0.0955*** (-3.25)	-0.0395*** (-3.74)	-0.1244 (-0.42)
N	367 608	11 660	355 948	367 608	27 377	11 660
loglikelihood	-406 410.45	-13 752.32	-385 915.26	-406 410.45	-25 788.71	-13 752.32

注：括号内为 z 值。*、**和*** 分别代表 10%、5%和 1%的显著性水平。为了节约篇幅，这里没有报告控制变量的估计结果，如需备索。

六、简要结论

互联网是当今世界影响深远的重要技术，极大地降低了信息搜索成本，提高了信息传播效率，对社会各领域、各层次都产生了广泛影响。就本文的研究内容而言，较之于国内贸易，国际贸易的信息搜集更加困难、信息沟通成本更加昂贵，而互联网能够大幅减少信息搜索成本和沟通成本，实现了全球范围内快速交流信息，因而互联网对国际贸易的影响尤为巨大。

但先前关于互联网与贸易的研究，主要聚焦于互联网对贸易数量的促进

作用上,没有注意到互联网可能引发的贸易模式改变。本文在异质企业贸易理论经典模型基础上,嵌入互联网对贸易的影响,研究开放条件下互联网的使用对企业出口模式的影响。本文研究结论总结如下:第一,互联网有效促进了企业出口模式从间接出口向直接出口的变革;第二,互联网引致的企业出口模式变革提升了企业出口规模和利润水平;第三,互联网引致的企业出口模式变革还延长了企业在国际市场上的生存时间。

本文的发现可以为“互联网+”战略的实施提供决策支持。“互联网+”是当前中国正在推广的重大发展战略,本文的研究表明“互联网+贸易”能引发企业出口模式的深层变革,说明互联网作为一项通用技术(general purpose technology)对社会生活的影响和改变是方方面面的,而不仅仅局限于信息产业领域本身。但当前我国的互联网建设存在“网络速率相对国际先进水平仍然较低,人均网费支出占收入的比重仍然较高”等情况⁴,因而我国应该加快互联网基础设施建设,提高电信企业运营效率,有序开放电信市场,推进互联网“提速降费”,以充分利用互联网带来的发展机遇。

本文的研究同时意味着,互联网技术的普及会引发“创造性破坏”,使经济利益发生重新分配。与企业利用互联网实现直接出口相对应的,是传统贸易中介企业的式微。当今世界,互联网技术的进步日新月异,功能越来越完善,贸易中介未来能否继续存在、应该寻求何种市场定位、贸易中介的从业人员应该何去何从,都是值得社会各界思考的问题。

参考文献

- [1] Ahn, J. B., A. K. Khandelwal, and S. J. Wei, “The Role of Intermediaries in Facilitating Trade”, *Journal of Exportational Economics*, 2011, 84 (1), 73-85.
- [2] Abadie, A., D. Drukker, and J. L. Herr, *et al.*, “Implementing Matching Estimators for Average Treatment Effects in Stata”, *Stata Journal*, 2004, 4 (3), 290-311.
- [3] Biglaiser, G., “Middlemen as Experts”, *RAND Journal of Economics*, 1993, 24 (2), 212-223.
- [4] Bojnec, Š., and I. Fertoe, “Impact of the Internet on Manufacturing Trade”, *Journal of Computer Information Systems*, 2009, 50 (1), 124-132.
- [5] Bai, X., K. Krishna, and H. Ma, “How You Export Matters: Export Mode, Learning and Productivity in China”, *Journal of International Economics*, 2017, 104, 122-137.
- [6] Brandt L., J. V. Biesebroeck, and Y. Zhang, “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing”, *Journal of Development Economics*, 2012, 197 (2), 339-351.
- [7] 陈勇兵、李燕、周世民,“中国企业出口持续时间及其决定因素”,《经济研究》,2012年第7期,第48—61页。
- [8] Choi, C., “The Effect of the Internet on Service Trade”, *Economics Letters*, 2010, 109 (2),

⁴ 2015年国务院办公厅《关于加快高速宽带网络建设推进网络提速降费的指导意见》。

- 102-104.
- [9] Freund, C. L., and D. Weihold, "The Internet and International Trade in Services", *American Economic Review*, 2002, 92 (2), 236-240.
- [10] Freund, C. L., and D. Weihold, "The Effect of the International Trade", *Journal of International Economics*, 2004, 62 (1), 171-189.
- [11] Feenstra, M. L., and G. H. Hanson, "Intermediaries in Entrepôt Trade: Hong Kong Re-Exports of Chinese Goods", *Journal of Economics and Management Strategy*, 2004, 13 (1), 3-35.
- [12] Ferro, E., "Signaling and Technological Marketing Tools for Exporters", World Bank Policy Research Working Paper, 2011, No. 5547.
- [13] 李坤望、邵文波、王永进, "信息化密度、信息基础设施与企业出口绩效——基于企业异质性的理论与实证分析", 《管理世界》, 2015 年第 4 期, 第 52—65 页。
- [14] Melitz, M., "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity", *Econometrica*, 2003, 71 (6), 1695-1725.
- [15] Miraskari, S. R., S. Asfiji, and A. Siadat, "The Effect of the Internet on Trade Flows", *Economics and Finance Review*, 2011, 1 (6), 100-106.
- [16] Rauch, J. E., and J. Watson, "Network Intermediaries in Exportational Trade", *Journal of Economics and Management Strategy*, 2004, 13 (1), 69-93.
- [17] Ricci, L. A., and F. Trionfetti, "Productivity, Networks, and Export Performance: Evidence from a Cross-Country Firm Dataset", *Review of International Economics*, 2012, 20 (3), 552-562.
- [18] Rosenbaum, P. R., and B. Rubin, "Constructing a Group Using Multivariate Matched Sampling Method that Incorporate Propensity Score", *American Statistician*, 1985, 39 (1), 33-38.
- [19] 茹玉骢、李燕, "电子商务与中国企业出口行为: 基于世界银行微观数据的分析", 《国际贸易问题》, 2014 年第 12 期, 第 3—13 页。
- [20] Rubinstein, A., and A. Wolinsky, "Middlemen", *Quarterly Journal of Economics*, 1987, 102 (3), 581-593.
- [21] 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, 第 172—187 页。
- [22] Spulber, D. F., "Market Microstructure and Intermediation", *The Journal of Economic Perspectives*, 1996, 10 (3), 135-152.
- [23] Terjesen, S., C. O'Gorman, and Z. J. Acs, "Intermediated Mode of Internationalization: New Software Ventures in Ireland and India", *Entrepreneurship and Regional Development*, 2008, 20 (1), 89-109.
- [24] Vemuri, V. K., and S. Siddiqi, "Impact of Commercialization of the Internet on International Trade: A Panel Study Using the Extended Gravity Model", *The International Trade Journal*, 2009, 23 (4), 458-484.
- [25] Yadav, N., "The Role of Internet Use on International Trade: Evidence from Asian and Sub-Saharan African Enterprises", *Global Economy Journal*, 2016, 14 (2), 189-214.
- [26] Yu, M., "Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms", *The Economic Journal*, 2015, 125 (585), 943-988.

Internet and the Transformation of Export Mode

HAIYANG LIU*

(Southwestern University of Finance and Economics)

LU GAO LINGTAO LIN

(Dalian University of Technology)

Abstract The internet facilitates the direct connection between buyers and sellers, which may prompt enterprises to cast off intermediaries, and shift from indirect export to direct export. We develop a theoretical model to illustrate the mechanism. Using the export data of Chinese firms, we find that the internet will increase the probability of the transformation from indirect export into direct exports. This transformation will improve the export scale and profit, and extend the survival time in foreign markets.

Key Words internet, export mode, transformation

JEL Classification F12, F13, L63

* Corresponding Author: Haiyang Liu, School of International Business, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu, Sichuan, 611130, China; Tel: 86-18340816485; E-mail: 516haiyang@163.com.