

互联网化对中国企业出口国内增加值提升的影响^{*}

沈国兵 袁征宇

内容提要: 本文大量研究讨论了企业出口增加值的影响因素。我们基于 Melitz (2003) 模型, 对企业互联网化进行了扩展, 认为随着企业互联网化程度的提高, 企业会更更多地使用国内中间投入。基于中国海关数据库、中国工业企业数据库以及新浪微博的数据匹配, 研究表明: (1) 从贸易方式来看, 企业互联网化程度的提高有助于提升一般贸易企业的出口国内增加值率; (2) 区分企业所有制、所在省域和企业出口持续时间, 发现企业增强互联网化程度对提升国内中间投入使用的促进作用会因企业所有制、所在省域和参与全球生产网络稳定性的不同而异, 互联网化对非国有企业、东部省份企业和持续出口企业的促进作用更加显著; (3) 中介效应检验结果显示, 企业互联网化主要通过提高国内中间投入的使用这一渠道提升了中国企业出口国内增加值率。据此, 在数字经济背景下, 企业通过加强自身业务同互联网的融合, 提高了国内中间投入的使用, 有助于提升本国企业出口竞争力。

关键词: 互联网化 出口国内增加值 国内中间投入

作者简介: 沈国兵, 复旦大学世界经济研究所副所长、经济学院教授, 上海国际金融与经济研究院研究员, 200433;

袁征宇, 复旦大学经济学院博士研究生, 200433。

中图分类号: F420 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-8102(2020)07-0130-17

一、问题提出及文献综述

20 世纪 90 年代以来, 以互联网为代表的信息技术开始兴起, 催生出大量崭新的生产和经济形态, 传统企业的生产、运营和销售越来越依赖互联网。据《2017 中国数字经济发展报告》统计, 2017 年中国数字经济规模达 27.2 万亿元, 占国内生产总值(GDP)比重达到 32.9%。其中, 基础型数字经济占数字经济比重逐年下降, 而融合型数字经济占比不断攀升, 对数字经济规模增长的贡献最

^{*} 基金项目: 国家社会科学基金重点项目“我国拓展对外贸易行业产品多元化研究”(20AZD048); 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“行业生产网络下创新保护与中国企业外贸竞争力提升研究”(17JJD790002)。作者感谢匿名审稿人的宝贵建议, 文责自负。沈国兵电子邮箱: guobingshen@fudan.edu.cn。

大。国家也适时推出了一系列政策支持互联网发展。2017 年 11 月,国务院印发《关于深化“互联网+先进制造业”发展工业互联网的指导意见》指出,“推动互联网、大数据、人工智能和实体经济深度融合,发展先进制造业,支持传统产业优化升级”。互联网数字经济蓬勃发展的同时,国际分工也在不断深化和重塑。在传统国际分工体系下,跨国企业一般占主导地位,发展中国家的企业容易被海外跨国企业俘获和控制,形成低附加值产品生产和中间产品加工的低端锁定(刘志彪、张杰,2007)。而互联网等信息技术作为生产性服务投入的重要内容在降低交易成本、加强企业沟通以及提高组织效率等方面有着重要作用,将进一步推动国际分工产生深刻变革。

从文献来看,与本文相关的研究主要有三支。

第一,有关互联网化的界定研究。Abouzeedan 和 Busler(2007)、Etemad 等(2010)较早提出了互联网化的概念,认为互联网化是指企业更多地应用、扩散和部署基于互联网的技术和流程。本文借用该概念,结合研究内容,将互联网化界定为企业应用互联网降低信息搜寻和匹配成本,提高企业内部协调和外部沟通能力的过程。企业互联网化程度的提高有助于企业优化生产布局,提高运营管理效率,加速定制化制造,提高产品的增加值。

第二,有关互联网化对全球价值链影响的直接效应研究。Foster 和 Graham(2017)研究认为,互联网等数字技术放大了跨国企业的文化输出,改变了国际分工下的经济价值分配,重塑了全球生产网络下的权力组织结构。具体来看,主要有两个方面。一是互联网等数字技术改变了国际分工下企业的价值创造模式。王欠欠和夏杰长(2018)发现,互联网有效降低了协调和沟通成本,使得国际分工模式发生深刻变化,对中间产品的跨国出口有着显著的正向影响。Karishma(2019)认为,数字化可以成为全球价值链升级的驱动力,有助于发展中国家参与高附加值的生产活动,企业的数字化能力对产品复杂度有着显著的正向影响。Szalavetz(2019)认为,部分数字技术可以帮助依附于全球价值链分工的子制造企业转向知识密集型的生产活动,促进价值的创造。二是互联网等数字技术增强了企业参与全球价值链分工的意愿。Lanz 等(2018)研究发现,无论是基于前向联系还是后向联系,数字化互联(宽带接入、网站建设)有助于制造业中小企业参与全球价值链分工。韩剑等(2018)认为,互联网的使用可能从专业化分工、服务嵌入以及价值链竞争优势三种途径影响一国参与全球价值链分工的模式。Foster 等(2018)基于非洲小企业的调查数据发现,如果缺少企业自身能力和治理政策的补充配合,互联网不一定会使企业在全球价值链中受益。

第三,有关互联网化对全球价值链影响的间接效应研究。互联网还可能通过改变企业的生产组织布局、优化交易环节来间接影响企业参与全球价值链分工的模式。一是互联网对企业内部协调和外部组织行为的影响研究。Litan 和 Rivlin(2001)认为互联网对企业在产品开发、供应链管理和商业运作方面的协调效率都有极大提升。进一步地,Liang 等(2010)从资源管理视角研究发现,互联网等信息技术能够加强企业的组织能力和财务能力,进而提高企业绩效。运作效率的提高间接推动企业融入全球价值链的分工体系。二是互联网降低交易和信息成本对企业出口行为影响研究。Choi(2010)基于服务贸易数据研究发现,随着互联网的普及,企业进入市场需要支付的进入成本大幅下降,促进了出口。施炳展(2016)研究发现,互联网等信息技术可以降低企业的固定出口成本,让企业更容易出口。岳云嵩和李兵(2018)认为,电子商务平台主要通过提高生产效率、交易匹配效率和降低出口门槛三条路径促进出口。

从上述文献研究来看,基于增加值视角探究互联网与企业参与全球价值链分工行为的研究仍不多。出口国内增加值率反映了企业参与国际分工的实际贸易利得和竞争力水平(罗长远、张军,2014;王直等,2015;Kee 和 Tang,2016)。同时,企业可以通过互联网等数字技术优化生产布局,提高

出口企业的价值创造能力。具体来说,企业使用互联网使得出口企业更多地采用国内中间投入,提高了国内增加值含量。基于此,本文研究的意义在于探究互联网化提升出口企业和国内中间投入供应商获取对方潜在信息的能力,进而提高中国出口企业的实际贸易利得,并揭示其内在的逻辑机制。

本文主要有以下贡献。(1)在异质性企业框架下引入互联网化和国内中间投入的非对称信息市场,进而揭示出企业互联网化对企业出口国内增加值率的影响。(2)使用企业层面数据实证发现,互联网化对一般贸易企业出口的国内增加值率有着显著的促进作用,这种促进作用因企业的所有制结构、企业所处省域以及企业连续出口期限的不同而存在差异。同时,企业互联网化主要通过提高国内中间投入的使用这一中介渠道间接提升了中国企业出口的国内增加值率。(3)已有文献多使用宽带接入(Bertschek 等,2013)、企业邮箱和网址(李兵、李柔,2017)等指标来衡量企业的互联网应用水平。本文从社交媒体、邮箱以及主页三个维度通过打分来构建企业互联网化程度的指数,是对已有互联网化指标的一个完善和补充。

二、理论模型

基于 Melitz(2003)模型框架,我们做出了两个改进:(1)建立国内市场的信息匹配结构,引入差异化的国内中间投入和进口中间投入,进而探究企业使用国内中间投入的微观机制;(2)将企业的互联网应用水平同国内市场的信息不对称联系起来,进而探究企业出口国内增加值率与企业互联网化之间的关系。

(一)消费者

基于 D-S(Dixit 和 Stiglitz,1977)的消费者框架,假设典型的消费者对异质性产品的效用函数 U 满足不变替代弹性效用函数(CES)形式:

$$U = \left[\int_{\omega \in \Omega} q(\omega)^\rho d\omega \right]^{\frac{1}{\rho}}, \rho = \frac{\sigma - 1}{\sigma} \quad (1)$$

其中, $q(\omega)$ 表示产品 ω 的消费量, σ 为产品 ω 的替代弹性,模型中 $\sigma > 1$ 。
价格指数设定为:

$$P \equiv \left[\int_{\omega \in \Omega} p(\omega)^{1-\sigma} d\omega \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (2)$$

消费者的总收入设定为:

$$R \equiv \int_{\omega \in \Omega} r(\omega) d\omega, Q = \frac{R}{P} \quad (3)$$

其中, Q 表示总消费量水平。

据此,消费者对产品 ω 的消费量和支出水平可以分别表示为:

$$q(\omega) = Q \left[\frac{p(\omega)}{P} \right]^{-\sigma} \quad (4)$$

$$r(\omega) = R \left[\frac{p(\omega)}{P} \right]^{1-\sigma} \quad (5)$$

其中, $p(\omega)$ 表示产品 ω 的价格。

(二) 厂商

企业的生产需要两种投入:劳动力投入(l)和中间投入(m)。劳动力投入完全由国内劳动力市场提供;中间投入既可以由国内厂商提供,也可以由企业通过进口从国外厂商获得(下标 D 表示本国、下标 F 表示外国)。参考 Chen 等(2017)的研究,一单位国内中间投入由一单位国内劳动力投入生产得到,即 $m_D = l_D$;而一单位进口中间投入由一单位国外劳动力投入得到,即 $m_F = l_F$ 。我们将单位劳动力投入成本标准化为 1,则 $p_D^l = p_F^l = p_D^m = 1$ 。考虑到跨国运输成本,假设一单位进口中间投入的成本为 τp_F^l ,即 $p_F^m = \tau$,其中, τ 表示贸易的冰山成本, $\tau > 1$ 。

进一步地,我们将国内中间投入和进口中间投入的差异进行了区分。

第一,企业互联网化推动了企业更多使用国内中间投入。在早期,我国的贸易结构中加工贸易占比大,国产中间品规格、质量不稳定,因而大量进口中间投入通过替代来满足参与全球价值链分工的需要(廖涵,2003)。随着一般贸易占比上升以及国内中间投入网络的日趋成熟,中国企业逐步采购更多的国内中间投入(Kee 和 Tang,2016)。彭支伟和张伯伟(2018)测算发现,2006 年以后国内生产网络不断发展成熟,使得国产中间品在国内生产网络中的前、后关联效应增强,推动了 2009 年后进口中间投入数量的下降。这同本文实证分析的样本时间区间(2010—2013 年)是一致的。据此,我们认为企业互联网化在推动国内生产网络完善的过程中可能发挥了积极的促进作用。

第二,企业互联网化的差异化作用。加工贸易企业是国际分工的被动参与者,而一般贸易企业是国际分工的主动参与者。因此,一般贸易企业在客观上存在动态调整中间投入使用的意愿。不考虑现实背景,企业互联网化提高了外贸企业在全世界配置中间投入的能力,理论上对国内信息能力和国外信息能力的提升是无差异的。但是,现实中,国内信息能力和国外信息能力的提升引起的结果却是有差异的。一方面,企业对进口中间投入的成本是高度敏感的,大量文献讨论了中间品贸易自由化带来的成本下降对进口中间投入的促进作用(张杰等,2014;余森杰、李乐融,2016)。岳云嵩等(2017)探讨了互联网对企业进口的影响,认为互联网会使企业从更加集中的来源国进口中间投入,但对进口产品种类没有明显影响。另一方面,国内中间品生产配套能力的成熟扩大了企业采购国内中间品的可选集,互联网化带来的信息交互能力的提高客观上撮合了更多交易。赵璨等(2020)研究发现,“互联网+”对企业成本粘性具有抑制效应,且这种抑制效应在不确定性较大的环境中比较显著。相比于进口中间投入市场,国内中间投入市场的不确定性要更强。据此,企业互联网化对国内中间投入市场的影响要更强。因此,我们认为企业互联网化对国内中间投入和国外中间投入使用会产生差异性结果。

基于上述典型事实和理论逻辑,我们在模型中设定企业互联网化存在不对称影响。这种非对称性是由国内中间投入市场的发展程度和进口中间投入的成本特征决定的。我们将企业生产函数设定为:

$$q = \varphi \left\{ [h(e)m_D]^{\frac{\theta-1}{\theta}} + m_F^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right\}^{\frac{\theta\alpha}{\theta-1}} l^{1-\alpha}, \alpha \in (0,1) \quad (6)$$

其中, q 表示企业产量; φ 表示企业自身生产率; m_D 表示企业使用的国内中间投入量, m_F 表示企业使用的进口中间投入量; l 表示企业使用的劳动力投入量; $h(e)$ 表示国内中间投入的生产贡献函数, e 表示企业和国内供应商获取对方潜在信息的能力,信息匹配度越高,则国内中间投入对生产的贡献就越大。这里满足 $h \in (0,1]$, $h'(\cdot) > 0$, $h''(\cdot) < 0$, $0 < e \leq 1$; θ 表示国内中间投入和进口中间投入之间的替代弹性,满足 $\theta > 1$; $1 - \alpha$ 表示劳动力要素的产出弹性,是一个常数系数。

(三) 企业互联网化

互联网媒介极大地降低了信息复制和传播的成本,互联网接入使得企业有效获取信息的能力大大提高。具体来说,通过特定的信息交互平台,企业可用较低的成本及时获取潜在客户和潜在供应商的信息,也可以向外界展示潜在的产品定位和需求信息。我们假设企业进行互联网化达到 e 水平的信息获取能力时,需要付出的可变成本 $C(e)$ 为:

$$C(e) = \frac{e}{INT}, INT > 0 \quad (7)$$

其中, INT 表示企业互联网化程度。

此外,企业应用互联网的意愿很大程度上受到企业所处的互联网发展环境以及行业特征等因素影响。据此,我们假设企业应用互联网化的程度 INT 是由企业所处的互联网发展环境及行业特征外生决定,即 $INT = H(I_d)$, $H'(\cdot) > 0$, $H''(\cdot) < 0$, I_d 表示企业所处的互联网发展环境及行业特征。

(四) 出口增加值率

不失一般性,我们假设 $h(e) = e$ 。由生产函数式(6)以及对偶性,可得到总的可变成本表达式为:

$$TC = \frac{q\bar{R}}{\varphi} [1 + (e\tau)^{\theta-1}]^{\frac{\alpha}{1-\theta}} \quad (8)$$

其中, $\bar{R} = [1 + (\tau - 1)\alpha] \left(\frac{1}{\alpha}\right)^{\alpha} \left(\frac{1}{1-\alpha}\right)^{1-\alpha}$ 。

垄断竞争条件下的产品定价为: $p = MC \times \frac{\sigma}{\sigma - 1} = \frac{\sigma \bar{R}}{\varphi(\sigma - 1)} [1 + (e\tau)^{\theta-1}]^{\frac{\alpha}{1-\theta}}$ 。

根据 Kee 和 Tang(2016)的研究,企业出口国内增加值率可以表示为:

$$DVAR = 1 - \frac{p_F^m m_F}{pq} = 1 - \frac{\tau(\sigma - 1)}{\sigma [1 + (e\tau)^{\theta-1}] [1 + (\tau - 1)\alpha]} \quad (9)$$

据此,可以得到:

$$\frac{\partial DVAR}{\partial e} = \frac{\tau(\sigma - 1)}{\sigma [1 + (\tau - 1)\alpha]} \times \frac{\tau(\theta - 1)}{[1 + (e\tau)^{\theta-1}]^2} \times (e\tau)^{\theta-2} \quad (10)$$

由于 $\sigma > 1$, $\tau > 1$, $\theta > 1$, $\alpha \in (0, 1)$, 可得到: $\frac{\partial DVAR}{\partial e} > 0$ 。据此,企业同国内中间投入供应商之间信息互通水平的提高有助于企业出口国内增加值率的提高。

(五) 利润最大化条件

根据上述假设条件,我们可以得到出口企业的利润函数:

$$\pi = \frac{R}{\sigma} \left(\frac{p}{P}\right)^{1-\sigma} - f - f_x - C(e) \quad (11)$$

其中, f 表示生产固定成本, f_x 表示出口固定成本, R 表示消费者的总收入, σ 表示产品 ω 的替代弹性,均为外生决定。

对方程(11)中产品价格 p 和可变成本 $C(e)$ 求关于 e 的一阶条件,可以得到:

$$\frac{RP^{\sigma-1}p^{-\sigma}}{\sigma}(1-\sigma)\frac{\partial p}{\partial e} = \frac{1}{INT} \quad (12)$$

其中, $p = MC \times \frac{\sigma}{\sigma-1} = \frac{\sigma \bar{R}}{\varphi(\sigma-1)} [1 + (e\tau)^{\theta-1}]^{\frac{\alpha}{1-\theta}}$, $\bar{R} = [1 + (\tau-1)\alpha] \left(\frac{1}{\alpha}\right)^{\alpha} \left(\frac{1}{1-\alpha}\right)^{1-\alpha}$ 。

对式(12)两边关于 INT 求偏导, 合并同类项可以得到:

$$\frac{\partial e}{\partial INT} = \frac{P^{1-\sigma} p^{\sigma} \sigma}{INT^2 R(\sigma-1) \times \left[\frac{\partial^2 p}{\partial e^2} - \frac{\sigma}{p} \left(\frac{\partial p}{\partial e} \right)^2 \right]} \quad (13)$$

进一步地, 我们对 $\frac{\partial p}{\partial e}$ 进行求解, 可以得到:

$$\frac{\partial p}{\partial e} = \frac{\frac{\partial}{\partial e} \frac{\sigma \bar{R}}{\varphi(\sigma-1)} [1 + (e\tau)^{\theta-1}]^{\frac{\alpha}{1-\theta}}}{\frac{\partial e}{\partial e}} = p \times \frac{-\alpha\tau(e\tau)^{\theta-2}}{1 + (e\tau)^{\theta-1}} = p \times \eta(e) < 0 \quad (14)$$

其中, $\eta(e) = \frac{-\alpha\tau(e\tau)^{\theta-2}}{1 + (e\tau)^{\theta-1}} < 0$ 。由此, $\frac{\partial^2 p}{\partial e^2} - \frac{\sigma}{p} \left(\frac{\partial p}{\partial e} \right)^2$ 可以变形为:

$$\frac{\partial^2 p}{\partial e^2} - \frac{\sigma}{p} \left(\frac{\partial p}{\partial e} \right)^2 = \frac{\partial p}{\partial e} \times \eta(e) \times (1-\sigma) + p \times \frac{\partial \eta(e)}{\partial e} \quad (15)$$

由于 $\frac{\partial p}{\partial e} < 0$, $\sigma > 1$, $\eta(e) < 0$, $\frac{\partial \eta(e)}{\partial e} > 0$, 当满足 $(e\tau)^{\theta-1} > \theta-2$ 时, 可得到:

$$\frac{\partial^2 p}{\partial e^2} - \frac{\sigma}{p} \left(\frac{\partial p}{\partial e} \right)^2 > 0 \quad (16)$$

综合式(13)和式(16), 可以得到 $\frac{\partial e}{\partial INT} > 0$; 并且, 由式(10)得到 $\frac{\partial DVAR}{\partial e} > 0$ 。

据此, 可得到:

$$\frac{\partial DVAR}{\partial INT} = \frac{\partial DVAR}{\partial e} \cdot \frac{\partial e}{\partial INT} > 0 \quad (17)$$

根据式(17), 可以推论出命题: 企业加强互联网化有利于提高中国企业的出口国内增加值率。

三、模型构建及变量数据说明

(一) 计量模型构建

1. 基准回归计量模型

企业互联网化会降低企业生产经营过程中的信息成本匹配和获取成本。从国际分工的角度来看, 信息成本的降低对培育国内厂商的生产配套能力有着重要作用。通过互联网化降低信息不对称, 通过国内企业之间的相互合作以及供应链体系的逐步建立, 中国出口企业有可能降低对进口中间投入的依赖, 进而提高中国出口企业的实际贸易利得和竞争力水平。

据此, 根据上述命题和式(17), 我们将计量模型设定如下:

$$DVAR_{jt} = \beta_0 + \beta_1 INT_{jt} + W_{ijpt} \beta_2 + \varepsilon_p + \varepsilon_i + \varepsilon_j + \varepsilon_t + \varepsilon_{jt} \quad (18)$$

其中, p 代表省份, i 代表行业(CIC 2 分位层面), j 代表企业, t 代表年份。 $DVAR_{jt}$ 表示企业出口增加值率; INT_{jt} 表示企业 j 在 t 年的互联网化程度, 从社交媒体、邮箱、主页三个维度对企业进行打分得到。 W_{ijpt} 表示行业企业和省级层面的相关控制变量向量, 包括省级互联网发展水平、行业集中度、企业规模、企业生产率、企业年龄、企业资本密集度等变量。 β_0 是常数项, β_1 是变量系数; β_2 是变量向量的系数。 ε_p 、 ε_i 、 ε_j 、 ε_t 分别表示省级、行业、企业固定效应和年份固定效应。 ε_{jt} 为随机扰动项。

2. 中介效应回归计量模型

理论模型指出, 企业互联网化会提高国内中间投入与进口中间投入之间的替代性, 增加企业对国内中间投入的使用程度。参考 Kee 和 Tang(2016) 的策略, 将中介效应计量模型设定如下:

$$IMP_{jt} = \gamma_0 + \gamma_1 INT_{jt} + W_{ijpt} \gamma_2 + \gamma_p + \gamma_i + \gamma_j + \gamma_t + \gamma_{jt} \quad (19)$$

$$DVAR_{jt} = \xi_0 + \xi_1 INT_{jt} + \xi_2 IMP_{jt} + W_{ijpt} \xi_3 + \xi_p + \xi_i + \xi_j + \xi_t + \xi_{jt} \quad (20)$$

其中, IMP_{jt} 表示企业使用的进口中间投入份额(在实证分析中, 将以企业使用的进口中间投入占总中间投入的比重测度); W_{ijpt} 表示省级层面和行业企业的相关控制变量向量, 包括省级互联网发展水平、行业集中度、企业规模、企业生产率、企业年龄、企业资本密集度等变量; γ_0 和 ξ_0 是常数项; γ_1 、 ξ_1 和 ξ_2 是变量系数; γ_2 和 ξ_3 是变量向量的系数; γ_p 、 ξ_p 、 γ_i 、 ξ_i 、 γ_j 、 ξ_j 、 γ_t 、 ξ_t 分别表示省级、行业、企业固定效应和年份固定效应; γ_{jt} 、 ξ_{jt} 为随机扰动项。若 γ_1 和 ξ_2 在统计上均显著, 则表明存在中介效应。

(二) 变量数据来源和处理

本文的数据来源主要有三个。

第一, 企业出口增加值率($DVAR_{jt}$)。我们参考张杰等(2013)、吕越等(2015)、Kee 和 Tang(2016) 的研究, 测度出 2010—2013 年中国企业出口增加值率。为了将中国海关数据库与中国工业企业数据库进行匹配, 我们先按照 Brandt 等(2012) 的方法将原始的工业企业数据进行匹配, 形成面板数据结构。进一步地, 我们参考聂辉华等(2012) 的方法剔除明显无效的观察数据。在此基础上, 再将 2010—2013 年中国工业企业数据库和中国海关数据库按照田巍和余森杰的(2013) 方法逐年进行匹配, 最终形成回归时所需的面板数据。

第二, 企业互联网化程度(INT_{jt}), 以企业是否拥有微博以及是否拥有邮箱和主页来综合衡量, 来源于爬取自新浪微博的企业社交网络相关数据, 以及中国工业企业数据库。^① 新浪微博于 2009 年 8 月 14 日正式上线内测, 是中国最重要的互联网社交平台之一, 包括大量政府机构、官员、企业、个人认证账号。可以说新浪微博是企业与市场、企业与政府、企业与企业进行信息交互的重要渠道之一。我们以最终得到的中国工业企业面板数据中出现的 477503 家企业的名称为搜索列表, 逐一在新浪微博进行搜索, 将搜索页得到的相关结果进行爬取, 包括微博 ID、微博发布数、微博主页地址、粉丝数、关注数、微博简介、是否认证等一系列信息。对于微博搜索存在返回结果的企业, 我们要对返回列表的信息进行识别和匹配, 因为返回列表中只有一部分结果代表真实企业的官方微

① 统计数据显示, 2010—2013 年出口企业中, 平均有 81.7% 的企业没有使用微博、邮箱和主页等互联网应用, 9.6% 的企业仅使用了其中一类互联网应用, 8.4% 的企业使用了其中两类互联网应用, 使用这三类互联网应用的企业仅占 0.27%。这说明在样本期内使用这三类互联网应用的企业并不多, 因而本文测度企业互联网化的指标具有一定的代表性和可靠性。

博。我们利用微博简介、微博名称等信息同工业库企业进行匹配。

第三,相关控制变量向量指标(W_{ijpt})。省级层面的控制变量主要是:省级互联网普及率等,由 2010—2013 年《中国互联网络发展状况调查统计报告》中的相关数据计算得到。行业层面的控制变量主要是:行业市场集中度等,由 2010—2013 年中国工业企业数据库中的相关数据计算得到。企业层面的控制变量包括企业规模、企业生产率、企业年龄、企业资本密集度以及企业所有制等,这些指标也是由 2010—2013 年中国工业企业数据库中的相关数据计算得到。

(三)核心变量说明和测度

1. 企业出口增加值率($DVAR_{jt}$)

以 Hummels 等(2001)、Koopman 等(2012)为代表的方法利用行业层面的投入产出数据从宏观层面来测算出口增加值率,但宏观层面的测算无法区分进口产品中的中间投入信息。Upward 等(2013)利用中国海关数据库和中国工业企业数据库的信息首次测算了企业层面的出口增加值率。我们在其基础上主要基于两种改进方法来测算企业出口增加值率。

测算方法一:参考张杰等(2013)的方法对贸易代理商问题进行修正。在中国,囿于自身条件,许多企业实际上是通过中间贸易商间接进行进出口活动,企业的进出口额存在被低估的情况。具体地,我们参考 Ahn 等(2011)的识别策略,将中国海关数据库中包含“贸易”“经贸”“进出口”“科贸”“外经”字样的企业识别为中间贸易商,然后计算 HS6 位层面的中间贸易商进口总额占总进口的占比。假设该占比同时也是其他企业进口总额中通过中间贸易商进口的比重,因此,企业出口国内增加值率可以表示为:

$$DVAR1 = 1 - \frac{V_F}{X} = 1 - \frac{M^{pt} + X^{ot} \left[\frac{M_m^{ot}}{S_D + X^{ot}} \right]}{X} \quad (21)$$

其中,上标 pt 和 ot 分别代表加工贸易和一般贸易, m 代表中间投入, V_F 表示国外增加值, X 表示企业出口总额, M 代表企业进口总额, S_D 表示企业国内销售总额。

加工贸易进口和一般贸易进口的修正可以表示为:

$$M^{pt} = \sum_a \frac{M_a^{pt}}{1 - r_a} \quad (22)$$

$$M_m^{ot} = \sum_b \frac{M_{mb}^{ot}}{1 - r_b} \quad (23)$$

其中, a 和 b 分别表示企业通过加工贸易进口的产品类别(HS6)和企业通过一般贸易进口中间投入的产品类别(HS6), r_a 和 r_b 分别表示中国海关数据库全库中,特定产品 a 和特定产品 b 类目下中间贸易商累积进口占总进口的份额。

测算方法二:参考吕越等(2015)的方法对国内投入中的海外附加值进行修正。我们参考 Koopman 等(2012)的研究,假设企业使用的国内投入中所占的国外附加值比重大概在 5% 左右。因此,企业出口国内增加值率可以表达为:

$$DVAR2 = 1 - \frac{V_F}{X} = 1 - \frac{M^{pt} + X^{ot} \left[\frac{M_m^{ot}}{S_D + X^{ot}} \right] + 0.05 \times \left[m^T - M^{pt} - X^{ot} \left(\frac{M_m^{ot}}{S_D + X^{ot}} \right) \right]}{X} \quad (24)$$

其中, m^T 表示企业使用的中间投入总额。

2. 企业互联网化程度 (INT_{jt})

从文献来看,许多研究探讨了以互联网为代表的信息技术进步对企业经营和商业战略的影响。这些研究使用了宽带接入、信息设备投资等指标来度量企业自身业务同互联网技术的结合程度。Cusolito 等(2016)指出,在中等收入国家,许多中小企业有互联网接入,但他们往往对互联网的理解有限,或者没有能力将互联网应用到其商业战略计划中。据此,本文基于企业在经营活动中对互联网技术的应用程度来度量企业互联网化程度。具体来看,我们从社交媒体、企业邮箱和企业主页三个维度进行考虑。社交媒体是企业搜寻和匹配市场信息、同(潜在)客户进行双向交流的有效途径,反映企业有意识地将互联网同经营战略进行结合,可以有效降低企业在市场扩张和产品升级中的盲目性。企业邮箱是企业内部运营和企业外部商务合作的重要沟通工具,是互联网等信息技术提高企业信息扩散效率的直接体现。企业主页作为企业展示企业相关信息的正式平台,有助于向潜在的客户展示企业的实力,从而吸引定制化的产品需求并建立技术供给。因此,我们对企业在社交媒体、邮箱和主页^①三个分项的应用情况进行打分,就单个分项而言,若企业存在相关应用就计 1 分,总分为 3 分。

(四)控制变量说明和测度

我们还控制了一些其他变量。(1)省级互联网普及率(IGR_{pt})。中国互联网络信息中心自 1997 年开始发布《中国互联网络发展状况调查统计报告》,我们从 2010—2013 年的报告中,摘录各省份的互联网普及率作为企业所在地区的互联网环境控制变量。(2)行业市场集中度(HHI_u)。企业所处的行业竞争环境是影响企业出口行为的重要因素。我们利用企业的总产出占企业所在行业的比重作为基础权重计算企业所在行业的赫芬达尔指数,该指标越大,则代表市场垄断程度越高。(3)企业规模(SIZ_{jt})。企业规模的异质性会显著影响企业的出口行为,我们将企业员工人数取对数后计算得到。(4)企业生产率(TFP_{jt})。我们选择使用 OP 法进行企业全要素生产率的计算。(5)企业年龄(AGE_{jt})。我们将企业所在年份减去企业开业年份得到。此外,我们还将企业年龄为负的调整 0,将企业年龄超过 100 的调整 100,以消除异常记录。(6)企业资本密集度(CAP_{jt})。采用固定资产与企业从业人数的比值得到,并加 1 取自然对数进入模型。(7)企业所有制(OWP_{jt})。按照聂辉华等(2012)的建议,我们定义国有及集体资本金占比大于等于 50% 的企业是国有企业,法人及个人资本金占比大于等于 50% 的企业是民营企业,港澳台资本金占比大于等于 50% 的是港澳台企业,外商资本金占比大于等于 25% 的是外资企业。

四、经验结果分析

(一)基准回归检验

参照前述命题和计量模型(18),我们在全样本以及分样本下进行回归。按照企业出口的贸易类型,将子样本分为一般贸易(仅存在一般贸易出口企业)、混合贸易(同时进行一般贸易出口

① 参考审稿人的意见,我们从 2010—2013 年中国工业企业数据库中随机抽取了 1000 家企业,手动检查了这些企业主页网站的建设情况,结果发现,这 1000 家企业中 130 家企业在样本期间(2010—2013 年)拥有企业主页,占比 13%。据此,我们认为中国工业企业数据库对企业主页等信息记录是可靠的,并不存在极大的偏误。此外,据阿里研究院发布的《2019 企业数智化转型发展报告》统计显示,制造业企业中实现业务在线协同的比率只有 13.7%。因此,2010—2013 年,我国企业互联网化水平应该是更低的。

和加工贸易出口企业),以及加工贸易(仅存在加工贸易出口企业)样本。具体回归结果如表 1 所示。

表 1		基准回归检验						
变量	DVAR1				DVAR2			
	(1) 全样本	(2) 一般贸易	(3) 混合贸易	(4) 加工贸易	(5) 全样本	(6) 一般贸易	(7) 混合贸易	(8) 加工贸易
INT	0.003 (0.004)	0.008 * (0.004)	-0.003 (-0.010)	-0.018 (-0.028)	0.001 (0.004)	0.009 ** (0.005)	-0.006 (-0.011)	0.005 (0.018)
IGR	-0.077 (0.056)	-0.067 (0.059)	-0.142 (-0.158)	0.475 (0.556)	-0.099 (0.060)	-0.097 (0.060)	-0.043 (0.178)	0.271 (0.555)
SIZ	-0.005 *** (-0.002)	-0.002 (0.002)	-0.003 (0.006)	-0.016 (0.014)	-0.004 * (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.006)	-0.026 ** (0.014)
TFP	0.001 (0.002)	0.003 (0.002)	-0.007 (0.005)	0.011 (0.010)	0.001 (0.002)	0.003 * (0.002)	-0.008 (0.005)	0.008 (0.009)
AGE	0.082 ** (0.041)	0.002 (0.001)	0.164 ** (0.076)	0.018 (0.016)	0.101 ** (0.048)	0.002 (0.001)	0.165 ** (0.087)	0.023 (0.016)
CAP	-0.004 *** (0.001)	-0.002 ** (-0.001)	-0.005 (0.003)	-0.013 ** (0.006)	-0.004 *** (0.001)	-0.002 * (0.001)	-0.004 (0.003)	-0.012 * (0.006)
HHI	-0.241 * (0.139)	-0.126 (0.095)	1.816 *** (0.669)	-2.044 *** (0.687)	-0.286 (0.191)	-0.245 (0.168)	2.411 *** (0.853)	-0.560 (1.189)
OWP	0.005 (0.005)	-0.001 (0.006)	0.015 * (0.008)	0.026 (0.031)	0.003 (0.005)	-0.007 (0.007)	0.014 * (0.008)	0.033 (0.030)
省级固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观察数	87985	61024	20630	6331	82576	57241	19322	6013

注:(1)***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著;(2)括号内是回归标准误;(3)参考马述忠等(2017),我们在回归过程中均在企业层面进行了聚类。下同。

表 1 是基准回归的结果。其中,列(1)~(4)是以测算方法一计算的企业出口国内增加值率作为因变量的回归结果;列(5)~(8)是以测算方法二计算的企业出口国内增加值率作为因变量的回归结果。全样本、一般贸易、混合贸易以及加工贸易样本的回归结果显示,企业加强互联网化仅对一般贸易企业出口国内增加值率存在统计上显著的提升作用。这可能是因为,一般贸易企业在参与全球价值链分工过程中,不仅参与研发设计,同时也参与生产销售等多个价值增值环节(许和连等,2017),具有一定的主动选择能力。而混合贸易企业和加工贸易企业相对更加被动地参与全球

价值链的分工体系。据此,一般贸易企业更符合我们在理论模型中对企业行为的假设;并且基准回归结果也表明,一般贸易企业加强互联网化有利于提高企业出口的国内增加值率。这证实了本文理论模型推论的命题。

(二)区分企业所有制、所在省域和企业出口持续时间分析

表 1 的回归结果证明了互联网化能提升一般贸易企业出口国内增加值率。为了厘清互联网化对企业出口国内增加值率的异质性影响,我们在一般贸易样本下,进一步区分企业的所有制类型、企业所处地区的发展程度以及企业出口的持续时间,进行回归检验。我们按照所有制将企业分为国有企业和非国有企业样本(包括私营企业、外资企业和港澳台企业);按照企业所处地区分为东部省份、中部省份和西部省份样本;按照企业出口持续时间分为连续出口两年及以下样本和连续出口两年以上样本。

1. 基于企业所有制的回归分析

我们区分企业所有制类型分样本进行回归,具体回归结果如表 2 所示。其中,列(1)、(2)是以测算方法一计算的企业出口国内增加值率作为因变量的回归结果;列(3)、(4)是以测算方法二计算的企业出口国内增加值率作为因变量的回归结果。国有企业样本和非国有企业样本的回归结果显示,互联网化仅对非国有企业出口国内增加值率存在显著的提升作用。这可能是因为国企的生产网络比较稳定,不轻易变化供应商。而非国有企业的市场化程度更高,对供应链网络的选择完全服务于产品利润最大化的战略。这说明市场化程度高的企业能充分利用互联网等信息技术带来便利,完善供应网络布局,降低中间投入成本。

表 2 基于企业所有制的回归结果

变量	DVAR1		DVAR2	
	(1) 国有企业	(2) 非国有企业	(3) 国有企业	(4) 非国有企业
INT	0.015 (0.013)	0.008 * (0.004)	0.016 (0.015)	0.009 * (0.005)
控制变量	是	是	是	是
省级固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观察数	766	60258	715	56526

2. 基于省域发展水平的回归分析

我们区分企业所处的省域发展水平分样本进行回归,具体回归结果如表 3 所示。其中,列(1)~(3)是以测算方法一计算的企业出口国内增加值率作为因变量的回归结果;列(4)~(6)是以测算方法二计算的企业出口国内增加值率作为因变量的回归结果。东部省份、中部省份和西部省份企业的样本回归结果显示,互联网化仅对东部省份企业出口国内增加值率存在显著的提升作用。这可能是因为东部地区的产业更加集聚,要素流动充分,容易形成高质量和高效率的本地价值链分工体系。而中部省份和西部省份本地企业的配套生产能力较差,市场自由化程度也较低,不具备

形成本地价值链分工体系的条件。这说明需要发挥互联网化对企业出口国内增加值率的提升作用,它是建立在一定的客观条件和制度基础之上的。

表 3 基于省域发展水平的回归结果

变量	DVAR1			DVAR2		
	(1) 东部省份	(2) 中部省份	(3) 西部省份	(4) 东部省份	(5) 中部省份	(6) 西部省份
INT	0.010 ** (0.005)	-0.005 (0.013)	0.009 (0.007)	0.011 ** (0.005)	-0.006 (0.014)	0.006 (0.006)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省级固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观察数	52954	5426	2456	49612	5172	2284

3. 基于企业出口持续时间的扩展分析

我们再区分企业的出口持续时间分样本进行回归,具体回归结果如表 4 所示。其中,列(1)、(2)是以测算方法一计算的企业出口国内增加值率作为因变量的回归结果;列(3)、(4)是以测算方法二计算的企业出口国内增加值率作为因变量的回归结果。长时间连续出口和短时间出口样本的回归结果显示,互联网化仅对长时间连续出口企业的出口国内增加值率产生显著的提升作用。这是因为短时间出口的企业可能是偶然参与全球价值链的分工体系,没有稳定的市场需求,可替代性较高。而长时间连续出口的企业,已经建立了相当程度的贸易伙伴关系。为了保持长期的合作关系,这些企业有动力去改善产品的供应链体系。而寻求国内价值链分工体系的合作能有效建立企业的出口竞争优势,减少对进口中间投入的依赖。这说明持续稳定参与全球价值链分工是发挥互联网等服务要素的必要条件之一。

表 4 基于企业出口持续时间的回归结果

变量	DVAR1		DVAR2	
	(1)连续出口 两年及以下	(2)连续出口 两年以上	(3)连续出口 两年及以下	(4)连续出口 两年以上
INT	0.012 (0.010)	0.007 * (0.005)	0.010 (0.011)	0.009 * (0.005)
控制变量	是	是	是	是
省级固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观察数	12687	48337	12063	45178

(三)内生性检验回归分析

企业出口国内增加值率与企业互联网化的回归可能存在一定的内生性问题。第一,可能存在同时影响企业出口国内增加值率和企业互联网化水平的不可观测因素。比如,企业所在行业的产业结构调整,引起企业出口国内增加值率和企业互联网化水平同方向变化。第二,出口国内增加值率高的企业可能更有动机去进行互联网化的相关活动,存在反向因果问题。据此,我们采用两种方法来解决内生性问题。

第一,采用自变量滞后一期以及 Bartik 方法构建的变量作为两类工具变量,进行两阶段最小二乘法(2SLS)估计。依据 Goldsmith-Pinkham 等(2018)、周茂等(2018)构建工具变量的方法,我们以2004 年作为基期来设置外生权重对企业所在省域的互联网发展水平进行加权,构建出企业互联网化的工具变量(IV),具体如下:

$$IV_{ipt} = \sum_{j=1}^n \lambda_{pj}^{2004} Grate_{pt}$$

(25)

其中, p 代表省份, i 代表行业(CIC 2 分位层面), j 代表企业, t 代表年份。 λ_{pj}^{2004} 表示初始权重, $①Grate_{pt}$ 表示各省份每年网民数量的增长率。该工具变量既不受国内产业链调整的影响,也不受企业自身商业选择行为的影响,能较好地缓和遗漏变量和逆向因果的问题。

第二,采用 Lewbel(2012)的方法直接进行内生变量回归。Lewbel(2012)认为,在缺少外生工具变量以及识别信息的情况下,通过识别结构参数对含有内生变量的方程进行估计能够在一定程度上消除内生性偏差。在具体操作过程中,我们主要是用 Stata 的 ivreg2h 命令进行估计。

表 5 是使用工具变量进行回归的结果。其中,列(1)、(2)是基于两阶段最小二乘工具变量估计的结果,列(3)、(4)是基于 Lewbel(2012)方法估计的结果。回归结果显示,无论是采用 2SLS 方法还是使用 Lewbel(2012)方法,企业加强互联网化对提高企业出口国内增加值率始终存在统计上显著的正向影响。这进一步支撑了前述的基准回归结果和扩展回归结果是稳健的,由此证实了理论模型推论的命题是可靠的。

表 5 工具变量回归结果

变量	2SLS		Lewbel	
	(1) $DVAR1$	(2) $DVAR2$	(3) $DVAR1$	(4) $DVAR2$
INT	0.003 ** (0.001)	0.003 * (0.002)	0.008 * (0.004)	0.008 * (0.005)
控制变量	是	是	是	是
省级固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是

① 中国工业企业数据库在 2004 年提供了企业计算机微机数量的相关统计,该指标可以反映企业在信息通信技术(ICT)相关方面的投资(早期计算机微机产品的异质性不强,功能相对单一,价格差异有限)。我们在各省份 CIC 2 分位层面进行加总并去规模化(除以省份 - CIC 2 分位层面的总产出),得到省份 - CIC 2 分位层面 ICT 投资权重指数。考虑到中国工业企业库样本的广泛性和代表性,我们认为该权重反映了各省份 CIC 2 分位行业层面的互联网使用状况。

续表 5

变量	2SLS		Lewbel	
	(1) <i>DVAR1</i>	(2) <i>DVAR2</i>	(3) <i>DVAR1</i>	(4) <i>DVAR2</i>
LM 统计量	5170. 047 ***	4903. 429 ***		
Wald F 统计量	4. 4e + 05 ***	4. 0e + 05 ***		
观察数	62913	57562	61024	57241

(四)中介效应检验

前述理论模型推理指出,企业加强互联网化活动会增强国内中间投入与进口中间投入的替代性。为了进一步检验企业互联网化引致的这一替代效应,我们参考 Kee 和 Tang(2016)的策略,采用企业总中间投入中所使用的进口中间投入比重(*IMP*)作为中介变量来进行中介效应检验。具体地,我们将进口中间投入比重(*IMP*)定义为企业使用进口中间投入占总中间投入的比重。根据中介效应模型中的式(19)(即表6的中介效应1)、式(20)(即表6的中介效应2),回归结果如表6所示。

表 6 中介效应回归结果

变量	(1)中介效应 1	(2)中介效应 2	(3)中介效应 1	(4)中介效应 2
	<i>IMP</i>	<i>DVAR1</i>	<i>IMP</i>	<i>DVAR2</i>
<i>INT</i>	- 0. 002 * (0. 001)	- 0. 001 (0. 001)	- 0. 002 * (0. 001)	- 0. 001 (0. 001)
<i>IMP</i>		- 2. 696 *** (0. 054)		- 2. 288 *** (0. 049)
控制变量	是	是	是	是
省级固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观察数	81848	81848	81848	81848

表6是中介效应的回归结果。其中,列(1)、(2)是以*IMP*和*DVAR1*作为因变量所做的中介效应回归结果,列(3)、(4)是以*IMP*和*DVAR2*作为因变量所做的中介效应回归结果。研究发现,企业加强互联网化显著地降低了出口企业对进口中间投入的依赖;并且,企业通过降低进口中间投入比重显著地促进了中国企业出口的国内增加值率提高。这进一步证实了本文理论模型推论的命题。

五、结论及建议

本文基于 Melitz(2003)的理论框架进行扩展,数理模型揭示出互联网化影响企业出口国内增加值的微观机制。基于模型推论的命题,我们使用中国海关数据库、中国工业企业数据库以及新浪微博数据等匹配的数据样本进行回归检验,研究得出以下主要结论。

第一,从基准回归来看,企业加强互联网化有利于提高一般贸易企业出口的国内增加值率,但对加工贸易企业和混合贸易企业的作用在统计上不显著。这说明一般贸易企业更为主动地参与全球价值链分工,参与产品研发设计的同时也参与产品生产销售等多个价值增值环节,更有主动选择能力去调整中间投入的供应网络。这证实了本文理论模型推论的命题。

第二,从企业所有制、所在省域和企业出口持续时间来看,企业加强互联网化对提升企业国内中间投入使用的积极作用受到企业所有制结构、所处省域市场发展程度,以及企业参与国际分工网络稳定性的影响,对非国有企业、东部省份企业以及持续出口企业的提升作用更加显著。这说明要发挥互联网技术同企业业务融合的优势,除了要激发企业主动参与市场竞争的意愿之外,国内市场经济生产发展的程度和稳定的出口商业环境也起到了至关重要的作用。

第三,克服内生性问题后,基于 Bartik 方法构建的工具变量的两阶段最小二乘回归和 Lewbel (2012) 方法回归结果都表明,企业加强互联网化对提高中国企业出口的国内增加值率有着显著的促进作用。因此,克服内生性问题的回归结果进一步支撑了基准回归和扩展回归的结果是稳健的,这进一步证实了本文理论模型推论的命题是可靠的。

第四,从中介效应回归结果来看,企业加强互联网化主要通过降低国内供应链网络的信息不对称、提高国内中间投入与进口中间投入之间的替代程度,降低出口企业对进口中间投入的依赖程度,从而促进中国企业出口国内增加值率的提高。这进一步支撑了理论模型推论的命题。

基于上述研究结论,本文提出以下具体政策建议。

第一,基于基准回归和稳健性检验结果,我国需要加快推进传统制造业出口企业同互联网等信息技术的融合。互联网等信息技术极大地降低了信息成本和交易成本,传统出口企业尤其是一般贸易企业可以通过将互联网技术同自身业务融合,构建高效、灵活的生产网络和销售网络体系。广义上,互联网可以帮助企业打破国内市场低效、分散的配套供应体系,使要素供给集中于附加值更高的产品和服务,形成集聚和规模经济的同时,参与更强的国际分工优势环节。数字红利是继人口红利之后,推动我国外贸高质量发展的重要因素。

第二,基于企业异质性回归结果,需要完善省域市场环境,建立企业稳定的国际贸易网络。健全的国内市场环境是促进国内出口企业完成全球价值链分工的必要客观条件。在全面开放格局下,国内市场要积极引进先进技术和管理经验,同时加强行业内部有序竞争,培育具有一定核心竞争力的特色企业以满足国内出口企业的配套生产和服务需要。稳定的国际营商网络是国内出口企业实现转型和升级的另一个重要条件。稳定的国际分工网络有助于企业从长远着手制定发展战略,企业有更强的主观能动性去优化产品和服务,减少进口依赖的同时创造更多的附加值。

参考文献:

1. 韩剑、冯帆、姜晓运:《互联网发展与全球价值链嵌入——基于 GVC 指数的跨国经验研究》,《南开经济研究》2018 年第 4 期。
2. 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。
3. 廖涵:《论我国加工贸易的中间品进口替代》,《管理世界》2003 年第 1 期。
4. 刘志彪、张杰:《全球代工体系下发展中国家俘获型网络的形成、突破与对策——基于 GVC 与 NVC 的比较视角》,《中国工业经济》2007 年第 5 期。
5. 罗长远、张军:《附加值贸易:基于中国的实证分析》,《经济研究》2014 年第 6 期。
6. 吕越、罗伟、刘斌:《异质性企业与全球价值链嵌入:基于效率和融资的视角》,《世界经济》2015 年第 8 期。
7. 马述忠、张洪胜、王笑笑:《融资约束与全球价值链地位提升——来自中国加工贸易企业的理论与证据》,《中国社会科学》

2017 年第 1 期。

8. 聂辉华、江艇、杨汝岱:《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》2012 年第 5 期。
9. 彭支伟、张伯伟:《中国国际分工收益的演变及其决定因素分解》,《中国工业经济》2018 年第 6 期。
10. 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。
11. 田巍、余森杰:《企业出口强度与进口中间品贸易自由化:来自中国企业的实证研究》,《管理世界》2013 年第 1 期。
12. 王欠欠、夏杰长:《互联网发展对全球价值链贸易的影响评估》,《改革》2018 年第 9 期。
13. 王直、魏尚进、祝坤福:《总贸易核算法:官方贸易统计与全球价值链的度量》,《中国社会科学》2015 年第 9 期。
14. 许和连、成丽红、孙天阳:《制造业投入服务化对企业出口国内增加值的提升效应——基于中国制造业微观企业的经验研究》,《中国工业经济》2017 年第 10 期。
15. 余森杰、李乐融:《贸易自由化与进口中间品质量升级——来自中国海关产品层面的证据》,《经济学(季刊)》2016 年第 3 期。
16. 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》,《国际经贸探索》2017 年第 3 期。
17. 岳云嵩、李兵:《电子商务平台应用与中国制造业企业出口绩效——基于“阿里巴巴”大数据的经验研究》,《中国工业经济》2018 年第 8 期。
18. 张杰、陈志远、刘元春:《中国出口国内附加值的测算与变化机制》,《经济研究》2013 年第 10 期。
19. 张杰、郑文平、翟福昕:《中国出口产品质量得到提升了么?》,《经济研究》2014 年第 10 期。
20. 赵璨、曹伟、姚振晔、王竹泉:《“互联网+”有利于降低企业成本粘性吗?》,《财经研究》2020 年第 4 期。
21. 周茂、陆毅、李雨浓:《地区产业升级与劳动收入份额:基于合成工具变量的估计》,《经济研究》2018 年第 11 期。
22. Abouzeedan, A. , & Busler, M. , “Internetization Management” the Way to Run the Strategic Alliances in the E-globalization Age. *Global Business Review* , Vol. 8 , No. 2 , 2007 , pp. 303 – 321.
23. Ahn, J. , Khandelwal, A. K. , & Wei, S. J. , The Role of Intermediaries in Facilitating Trade. *Journal of International Economics* , Vol. 84 , No. 1 , 2011 , pp. 73 – 85.
24. Bertschek, I. , Cerquera, D. , & Klein, G. J. , More Bits-More Bucks? Measuring the Impact of Broadband Internet on Firm Performance. *Information Economics and Policy* , Vol. 25 , No. 3 , 2013 , pp. 190 – 203.
25. Brandt, L. , Van Biesebroeck, J. , & Zhang, Y. , Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing. *Journal of Development Economics* , Vol. 97 , No. 2 , 2012 , pp. 339 – 351.
26. Chen, Z. , Zhang, J. , & Zheng, W. , Import and Innovation: Evidence from Chinese Firms. *European Economic Review* , Vol. 94 , 2017 , pp. 205 – 220.
27. Choi, C. , The Effect of the Internet on Service Trade. *Economics Letters* , Vol. 109 , No. 2 , 2010 , pp. 102 – 104.
28. Cusolito, A. P. , Safadi, R. , & Taglioni, D. , *Inclusive Global Value Chains: Policy Options for Small and Medium Enterprises and Low-Income Countries*. Washington, D. C. : World Bank Group, 2016.
29. Dixit, A. K. , & Stiglitz, J. E. , Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity. *American Economic Review* , Vol. 67 , No. 3 , 1977 , pp. 297 – 308.
30. Etemad, H. , Wilkinson, I. , & Dana, L. P. , Internetization as the Necessary Condition for Internationalization in the Newly Emerging Economy. *Journal of International Entrepreneurship* , Vol. 8 , No. 4 , 2010 , pp. 319 – 342.
31. Foster, C. , & Graham, M. , Reconsidering the Role of the Digital in Global Production Networks. *Global Networks* , Vol. 17 , No. 1 , 2017 , pp. 68 – 88.
32. Foster, C. , Graham, M. , Mann, L. , Waema, T. , & Friederici, N. , Digital Control in Value Chains: Challenges of Connectivity for East African Firms. *Economic Geography* , Vol. 94 , No. 1 , 2018 , pp. 68 – 86.
33. Goldsmith-Pinkham, P. , Sorkin, I. , & Swift, H. , Bartik Instruments: What, When, Why, and How. NBER Working Paper, No. 24408, 2018.
34. Hummels, D. , Ishii, J. , & Yi, K. M. , The Nature and Growth of Vertical Specialization in World Trade. *Journal of International Economics* , Vol. 54 , No. 1 , 2001 , pp. 75 – 96.
35. Karishma, B. , Digital Technologies and “Value” Capture in Global Value Chains: Empirical Evidence from Indian Manufacturing Firms. WIDER Working Paper, 2019.
36. Kee, H. L. , & Tang, H. , Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China. *American Economic Review* ,

Vol. 106, No. 6, 2016, pp. 1402 – 1436.

37. Koopman, R. , Wang, Z. , & Wei, S. J. , Estimating Domestic Content in Exports When Processing Trade Is Pervasive. *Journal of Development Economics*, Vol. 99, No. 1, 2012, pp. 178 – 189.

38. Lanz, R. , Lundquist, K. , Mansio, G. , Maurer, A. , & Teh, R. , E-commerce and Developing Country-SME Participation in Global Value Chains. WTO Staff Working Paper, 2018.

39. Lewbel, A. , Using Heteroscedasticity to Identify and Estimate Mismeasured and Endogenous Regressor Models. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 30, No. 1, 2012, pp. 67 – 80.

40. Liang, T. P. , You, J. J. , & Liu, C. C. , A Resource-based Perspective on Information Technology and Firm Performance: A Meta-Analysis. *Industrial Management & Data Systems*, Vol. 110, No. 8, 2010, pp. 1138 – 1158.

41. Litan, R. E. , & Rivlin, A. M. , Projecting the Economic Impact of the Internet. *The American Economic Review*, Vol. 91, No. 2, 2001, pp. 313 – 317.

42. Melitz, M. J. , The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity. *Econometrica*, Vol. 71, No. 6, 2003, pp. 1695 – 1725.

43. Szalavetz, A. , Digitalisation, Automation and Upgrading in Global Value Chains-factory Economy Actors versus Lead Companies. *Post-Communist Economies*, Vol. 31, No. 5, 2019, pp. 646 – 670.

44. Upward, R. , Wang, Z. , & Zheng, J. , Weighing China's Export Basket: The Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports. *Journal of Comparative Economics*, Vol. 41, No. 2, 2013, pp. 527 – 543.

The Impact of Internetization on the Increase of Chinese Domestic Value Added in Exports

SHEN Guobing, YUAN Zhengyu (Fudan University, 200433)

Abstract: A large number of studies have discussed the factors affecting the value added in exports. Based on the model of Melitz (2003), we introduce the internetization of enterprises for expansion, and find that with the increase in the degree of internetization, enterprises will use more domestic intermediate input. Based on the matching data of China Customs Database, China Industrial Enterprise Database and Sina Weibo data, our study shows that: (1) from the perspective of trade mode, a higher degree of internetization helps to increase the ratio of domestic value added in exports for ordinary trade enterprises. (2) By looking at the enterprises' ownership, provincial region and export duration, it is found that the internetization's effect on increasing the use of domestic intermediate input varies with the enterprise' ownership, provincial region and stability of participating in the global production network; this effect is more significant on non-state-owned enterprises, enterprises in eastern China and enterprises of sustainable export. (3) The results of the mediation effect test show that internetization mainly increases the ratio of Chinese domestic value added in exports by increasing the use of domestic intermediate input. Accordingly, in the digital economy, enterprises increase the use of domestic intermediate input by strengthening the integration of their own business with the Internet, which helps to enhance the competitiveness of Chinese exporters.

Keywords: Internetization, Domestic Value Added in Exports, Domestic Intermediate Input

JEL: D21, F12, L86

责任编辑:原 宏