

互联网、产品差异化与企业出口定价

顾国达 周咪咪 郭爱美

摘要：本文将互联网引入垄断竞争模型，纳入产品质量和生产率双重异质性，从微观角度研究了互联网对企业出口定价的影响。总体上，互联网对企业出口定价具有正向影响。区分产品差异化程度后，发现当产品具有同质性时，互联网与出口价格负相关；当产品具有异质性时，互联网与出口价格正相关。机制检验发现，互联网对企业出口定价的“成本节约效应”显著，而对“质量升级效应”的发挥存在门槛值；对低质量样本，互联网的质量升级效应表现显著，这可能与互联网指标的选取有关。异质性分析表明，互联网对企业出口定价的积极影响具有普遍性，尤其是对国有企业、西部地区企业、高技术行业企业、高行业集中度和高产品集中度企业。本文指出，应进一步推进中国制造业企业的信息化建设和应用，提升企业互联网应用水平，以实现我国制造业升级和对外贸易高质量发展。

关键词：互联网；产品差异化；出口定价；产品质量

[中图分类号] F74 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2023) 2-0057-73

引言

互联网技术是信息化高度发展的产物，是推动传统产业转型升级的重要技术基础。互联网的普及不仅促进了经济增长（韩宝国和朱平芳，2014^[1]；Bertschek et al., 2016^[2]；Lapatinas, 2019^[3]；Asongu and Odhiambo, 2020^[4]），也改变了传统的贸易模式，推动了对外贸易的扩张（Yadav, 2014^[5]）。Freund 和 Weinhold (2004)^[6]较早指出互联网通过降低市场进入成本促进了货物贸易，通过摆脱距离约束创造了新的服务贸易，使原本没有贸易联系或贸易联系很少的国家（地区）间有了更多的贸易机会（韩会朝，2019）^[7]。Lin (2015)^[8]使用近 200 个国家（地区）的双边贸易数据发现，互联网用户每增加 10%，国际贸易总额将增加 0.2% ~ 0.4%。Visser (2019)^[9]对 162 个出口国家（地区）的研究表明，互联网渗透率的提升对总体出口的扩展边际和集约边际均有显著的促进作用。在对微观企业的研究上，国外学者当中，Hagsten 和 Kotnik (2017)^[10]发现企业的信息化水平对企业出

[收稿日期] 2022-05-16

[基金项目] 国家自然科学基金项目：“数字化变革、数据要素化与经济高质量发展”（72141305）；浙江省教育厅一般科研项目：“软信息服务提升浙江智造生产效率的机理与路径研究”（Y202147137）

[作者信息] 顾国达：浙江大学经济学院教授；周咪咪（通讯作者）：浙江大学经济学院博士研究生，电子邮箱：zhoumimi@zju.edu.cn；郭爱美：杭州电子科技大学经济学院讲师

口决策具有积极影响,使用互联网的企业出口概率更大,出口表现也更佳(Ricci and Trionfetti, 2012)^[11]。Yadav (2014)认为互联网降低了企业进入国际市场的成本,对企业出口具有积极影响。国内学者当中,李坤望等(2015)^[12]、施炳展(2016)^[13]、李兵和李柔(2017)^[14]、韩会朝(2019)、成德宁和金旻(2020)^[15]以及沈国兵和袁征宇(2020a)^[16]均肯定了互联网具有提升企业出口倾向及出口规模的作用。此外,李兵和岳云嵩(2020)^[17]、刘金焕和陈丽珍(2021)^[18]指出互联网能够促进企业出口产品质量的提升,刘海洋等(2019)^[19]、胡馨月等(2021)^[20]从互联网降低出口企业退出风险、促进出口模式变革方面论证了互联网能够延续企业出口持续时间,茹玉聪和李燕(2014)^[21]、李泽鑫等(2021)^[22]则着眼于互联网技术更具体的应用,即电子商务平台对企业出口的积极影响。

尽管研究互联网与企业出口的文献颇为丰富,但多集中于对企业出口倾向、出口规模等“数量型”的研究。2021年11月23日,商务部印发的《“十四五”对外贸易高质量发展规划》指出要紧紧抓住全球数字经济快速发展机遇,促进数字技术与贸易发展深度融合,推动对外贸易高质量发展^①。为此,互联网的出口效应也亟需从“数量型”向“质量型”研究转型。本文对互联网与企业出口定价关系的研究即是对这一转型的积极实践。出口价格是对外贸易获利的关键变量,可以客观评价和反映一国参与国际分工的地位(杨连星等,2016)^[23],在微观上更关系到企业出口利润与要素收入的多寡(李秀芳和施炳展,2012)^[24]。研究互联网对企业出口定价的影响及其作用机理,具有理论和现实意义。

本文的边际贡献在于:第一,在传统垄断竞争模型基础上引入互联网变量及产品质量,使企业间的生产率差异内生化的;构建互联网影响企业出口定价的理论模型,通过数理模型推导互联网影响企业出口定价的内在机理,丰富了互联网与企业出口的“质量型”研究。第二,从理论和实证两方面论证了互联网对同质性和异质性产品定价的差异化影响,发现当产品具有同质性时,互联网与出口价格负相关;当产品具有异质性时,互联网与出口价格正相关。第三,构建中介效应模型检验互联网影响企业出口定价的机制,证实了“成本节约效应”和“质量升级效应”是其中可能的渠道;同时发现质量中介效应的发挥存在质量门槛,并对其原因提出了猜想。

一、理论模型与研究假说

本文基于传统垄断竞争模型,借鉴李坤望等(2015)的逻辑,将互联网变量引入模型,使企业间生产率差异内生化的,同时纳入出口产品质量,探讨互联网对企业出口定价的影响。

(一) 消费者偏好

代表性消费者的效用函数具有CES形式,并且假定消费者的效用同时取决于产品消费的数量 $x(\omega)$ 和产品的质量 $q(\omega)$:

^①资料来源: <http://wms.mofcom.gov.cn/article/xxfb/202111/20211103220081.shtml> 网页下方的“‘十四五’对外贸易高质量发展规划.pdf”标签。

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

$\sigma > 1$ 表示不同产品之间的替代弹性。通过构造拉格朗日方程, 求解消费者效用最大化问题, 可得消费者对产品 ω 的需求满足:

$$x(\omega) = \frac{q(\omega)^{\sigma-1} p(\omega)^{-\sigma}}{P^{1-\sigma}} I \quad (2)$$

其中, $p(\omega)$ 是 ω 的价格, $P = \left\{ \int_{\omega \in \Omega} [p(\omega)/q(\omega)]^{1-\sigma} \right\}^{\frac{1}{1-\sigma}}$ 是总体价格指数, $I = \int_{\omega \in \Omega} p(\omega)x(\omega) d\omega$ 是总支出。由需求函数可知, 产品的需求取决于产品的价格和质量, 同等情况下价格越低或者质量越高, 则需求越大。

(二) 生产者行为

Johnson (2012)^[25]、樊海潮和郭光远 (2015)^[26] 指出当企业试图生产高质量的产品时, 它所面临的边际生产成本也会更高, 同时产品质量的升级往往涉及较为先进的工艺流程, 需要相应的生产设备, 这意味着高质量产品的生产还需要投入相应的固定成本。假设代表性企业的成本函数^①为:

$$TC = x(\omega)q(\omega)^{\alpha}/\theta(e) + \delta q(\omega)^{\beta} \quad (3)$$

其中, $q(\omega)^{\alpha}/\theta(e)$ 为产品边际生产成本, $0 < \alpha < 1$ 表示边际生产成本对产品质量的弹性, $\theta(e)$ 表示企业的生产率函数, 企业的生产率越高则其生产的边际成本就越低。互联网可以降低企业内部的通讯和协调成本以推动企业生产和管理模式的创新, 从而提升企业的组织生产效率 (杨德明和刘泳文, 2018^[27]; 包耀东和李晏墅, 2020^[28])。同时互联网还可以拓宽数据、信息和知识的来源渠道 (Dong and Netten, 2017^[29]), 降低信息获取成本、加快信息的“交配”速率、加速企业的工艺流程创新, 进而促进企业的生产效率。Oliner 等 (2008)^[30] 指出, 美国 1995 年后生产率的提升主要由信息资本投入推动。王娟 (2016)^[31] 也认为, “互联网+”通过降低交易成本、改造供应链和培养人力资本等显著促进了中国制造业企业的劳动生产率。由此可知, $\partial\theta/\partial e > 0$, 即企业的互联网水平越高, 则企业的生产效率越高, 生产的边际成本越低。 $\delta q(\omega)^{\beta}$ 表示质量升级所需的固定成本, 典型如研发投入、设备投入, $\delta > 0$ 为质量升级系数。 $\beta > 0$ 表示固定生产成本对产品质量的弹性。企业利润最大化决策为:

$$\max_{p(\omega), q(\omega)} \left\{ [p(\omega) - \tau q(\omega)^{\alpha}/\theta(e)] \frac{q(\omega)^{\sigma-1} p(\omega)^{-\sigma}}{P^{1-\sigma}} I - \delta q(\omega)^{\beta} - f_x \right\} \quad (4)$$

其中, τ 表示冰山成本, f_x 表示出口进入成本。对 $p(\omega)$, $q(\omega)$ 一阶求导可得:

$$p(\omega) = \frac{\sigma\tau q(\omega)^{\alpha}}{(\sigma-1)\theta(e)} \quad (5)$$

^①为了方便分析, 本文假设企业使用互联网会降低企业的边际生产成本, 而生产的固定成本和出口进入成本则不受其影响。

$$\frac{(\sigma - 1)(1 - \alpha)}{\sigma P^{1-\sigma}} p(\omega)^{1-\sigma} q(\omega)^{\sigma-2} I = \delta \beta q(\omega)^{\beta-1} \quad (6)$$

进一步整理式 (5) 和式 (6), 可得,

$$q(\omega)\beta - (1 - \alpha)(\sigma - 1) = \frac{(1 - \alpha)(\sigma - 1)I}{\sigma \delta \beta} \left[\frac{\sigma \tau}{(\sigma - 1)\theta(e)} \right]^{1-\sigma} \frac{1}{P^{1-\sigma}} \quad (7)$$

由式 (7) 可知, 为了保证产品质量最优解的存在, $\beta > (1 - \alpha)(\sigma - 1)$, 此时企业生产率与产品质量正相关; 否则, 产品质量将无穷大 (樊海潮和郭光远, 2015)。将式 (7) 两边对 e 求导, 则:

$$\begin{aligned} [\beta - (1 - \alpha)(\sigma - 1)] q(\omega)^{\beta-(1-\alpha)(\sigma-1)-1} \times \frac{\partial q}{\partial e} &= \frac{(1 - \alpha)(\sigma - 1)^2 I}{\sigma \delta \beta} \\ &\left[\frac{\sigma \tau}{(\sigma - 1)\theta(e)} \right]^{1-\sigma} \frac{\theta(e)^{\sigma-2}}{P^{1-\sigma}} \times \frac{\partial \theta}{\partial e} \end{aligned} \quad (8)$$

结合式 (5) 和式 (7) 式:

$$p(\omega) = \left[\frac{(\sigma - 1)I}{\sigma \delta \beta P^{1-\sigma}} \right]^{\frac{\alpha}{\beta-(1-\alpha)(\sigma-1)}} \left[\frac{\sigma \tau}{(\sigma - 1)\theta(e)} \right]^{\frac{\beta-(\sigma-1)}{\beta-(1-\alpha)(\sigma-1)}} \quad (9)$$

(三) 互联网的差异化效应

为了考察互联网对企业出口价格的影响, 将式 (9) 两边对 e 求导, 得:

$$\begin{aligned} \frac{\partial p(\omega)}{\partial e} &= \frac{\partial p(\omega)}{\partial \theta} \times \frac{\partial \theta}{\partial e} = \left[\frac{(\sigma - 1) - \beta}{\beta - (1 - \alpha)(\sigma - 1)} \right] \left[\frac{(\sigma - 1)I}{\sigma \delta \beta P^{1-\sigma}} \right]^{\frac{\alpha}{\beta-(1-\alpha)(\sigma-1)}} \\ &\left[\frac{\sigma \tau}{(\sigma - 1)} \right]^{\frac{\beta-(\sigma-1)}{\beta-(1-\alpha)(\sigma-1)}} [\theta(e)]^{\frac{(\sigma-1)-\beta}{\beta-(1-\alpha)(\sigma-1)-1}} \times \frac{\partial \theta}{\partial e} \end{aligned} \quad (10)$$

由于 $\partial \theta / \partial e > 0$, 因此式 (10) 的符号取决于 $(\sigma - 1) - \beta$ 。 β 表示固定成本对产品质量的弹性。当 β 较大时, 说明进一步提高产品质量所需投入的固定成本也越高, 即提高产品质量的难度较大, 产品的异质性较小, 本文称其为同质性产品; 相反, 当 β 较小时, 说明进一步提高产品质量所需投入的固定成本也越低, 即提高产品质量的难度较小, 产品的异质性较大, 本文称其为异质性产品。根据式 (10), 当 $\beta > \sigma - 1$ 时, $\partial p(\omega) / \partial e < 0$, 互联网与企业出口价格负相关; 当 $\beta < \sigma - 1$ 时, $\partial p(\omega) / \partial e > 0$, 互联网与企业出口价格正相关。因此, 本文提出以下假说。

假说: 当产品具有同质性时, 互联网与企业出口价格负相关; 当产品具有异质性时, 互联网与企业出口价格正相关。

理论模型指出, 互联网可以通过提高企业的生产率降低企业生产的边际成本, 而边际成本的下降意味着企业能以更低的价格出售, 本文称其为互联网的“成本节约效应” (樊海潮和郭光远, 2015; 李兵和李柔, 2017; 卢福财和金环, 2020^[32])。此外, 由 (8) 式可知, 企业出口产品质量与互联网变量正相关, 这意味着互联网可以通过提高企业的出口产品质量来提高企业的出口定价。这不仅源于互联网降低了信息成本, 加速了企业的产品创新 (Acemoglu et al., 2018)^[33], 还得益于互联网大大减弱了交易双方的信息不对称性, 潜在买家能有效识别产品质量

信息,使得企业具有提高产品质量的动力 (Fishman and Levy, 2015)^[34],本文称其为互联网的“质量升级效应”。同时,已有研究表明,同质性和异质性产品的质量升级空间不同 (樊海潮和郭光远, 2015; 祝树金等, 2019^[35]), 异质性产品较同质性产品的质量升级空间更大,企业能够更多地通过产品质量升级应对竞争。因此,当产品具有同质性时,互联网的“成本节约效应”占优,互联网与企业出口价格呈负相关关系;当产品具有异质性时,互联网的“质量升级效应”占优,互联网与企业出口价格呈正相关关系。

二、研究设计

(一) 模型设定

为了考察互联网对企业出口定价的整体影响,拟采用如下计量模型:

$$p_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 inter_{it} + \theta X_{i(j)t} + \gamma_h + \gamma_r + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中,下标 i 、 j 、 t 分别代表企业、产品和年份。被解释变量 p_{ijt} 表示企业 i 在 t 年出口 HS6 位码上的产品 j 的价格。关键解释变量 $inter$ 代表企业的互联网水平。 X 代表的是企业和产品层面的控制变量:企业层面包含企业规模 ($scale$)、企业年龄 (age)、企业资本劳动比 ($capital$)、企业平均工资 ($wage$)、企业出口密度 ($ex-density$)、企业全要素生产率 (tfp);产品层面包含产品内资本劳动比 ($capital_HS6$)、产品内平均工资 ($wage_HS6$)、产品内赫芬达尔指数 (HHI_HS6)。 γ_h 、 γ_r 和 γ_t 分别表示企业所属行业、所有制和年份固定效应, ε 为随机误差项。

参考祝树金等 (2019),进一步引入互联网和产品差异化程度的交互项,研究互联网对异质性大小不同的企业产品的出口定价的影响,建立如下计量模型:

$$p_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 inter_{it} + \beta_2 inter_{it} \times diff_i + \theta X_{i(j)t} + \gamma_h + \gamma_r + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

其中, $diff_i$ 表示产品差异化程度,当产品具有同质性时, $diff_i = 0$;当产品具有异质性时, $diff_i = 1$ 。根据理论分析,互联网对同质性产品的出口价格具有负向效应,预期 β_1 为负;对异质性产品的出口价格具有正向效应,预期 β_2 为正,且 $\beta_1 + \beta_2 > 0$ 。由于互联网对同质性产品和异质性产品的影响存在差异,因此无法确定互联网对全部产品出口价格的影响系数 α_1 的符号。

(二) 数据来源及变量说明

本文采用的企业层面的特征数据及生产数据主要来源于中国工业企业数据库,企业层面的出口数据主要来源于中国海关数据库。对工业企业数据库的处理,参照 Brandt 等 (2012)^[36]的方法;对海关数据库的处理,参照施炳展和邵文波 (2014)^[37]的方法;对两大数据库的合并,参照田巍和余森杰 (2013)^[38]的方法。考虑到数据质量及关键变量如职工人数、应付职工薪酬等数据的可得性,本文研究的样本为 2000—2007 年工业企业数据库和海关数据库的合并数据,包括以下几个方面:

1. 企业出口产品价格 (p_{ijt})。用 HS6 位码的出口价格的对数形式表示,其由 HS8 位码的价格按出口份额加成得到。

2. 企业互联网水平 ($inter$)。已有研究多将企业网页 (web) 和企业邮箱 ($email$) 作为衡量企业互联网水平的两个独立代理变量 (李兵和李柔, 2017; 胡馨

月等, 2021; Yadav, 2014; Huang et al., 2018^[39]; 刘海洋等, 2019)。在本文当中, 如果企业在当年至少填报了企业网页或邮箱里面的一项, $inter_{it}$ 为 1。原因在于, 企业对邮箱或网页的使用均能体现企业对互联网的应用, 并且使用综合指标能避免实际填报过程中邮箱和网址混填的情况。对邮箱和网址的识别方面, 本文在李兵和李柔 (2017) 的基础上排除 *web* 和 *email* 的字符数少于 6 位的样本, 将只填写前后缀的企业排除在外。

3. 控制变量。企业规模 (*scale*) 用企业员工数取对数得到; 企业年龄 (*age*) 用企业所在年份减去开业年份得到, 并参照沈国兵和袁征宇 (2020) 将企业年龄为负的调整为 0, 大于 100 的调整为 100, 以消除异常记录, 并加 1 取对数; 企业资本劳动比 (*capital*) 用企业资本总额与员工数的比值取对数表示; 企业平均工资 (*wage*) 用企业应付工资总额与员工数的比值取对数表示; 企业出口密度 (*exdens*) 用企业出口额占当年工业总产值的比重表示; 企业全要素生产率 (*tfp*) 用 LP 法估计; 产品内资本劳动比 (*capital_HS6*) 用产品内企业的资本总额与员工人数总和之比取对数表示; 产品内平均工资 (*wage_HS6*) 用产品内企业应付工资总额与员工人数总和之比取对数表示; 产品内赫芬达尔指数 (*HHI_HS6*) 用产品内企业产出占产品内总产出份额的平方和表示。

4. 产品差异化程度 (*diff*)。樊海潮和郭光远 (2015) 提供了行业异质性的衡量方法, 本文根据苏丹妮等 (2018)^[40] 的方法计算 HS8 位码的出口产品质量^①, 计算每个 4 位码行业的产品质量方差, 定义大于产品质量方差均值的行业为异质性行业, 小于产品质量方差均值的行业为同质性行业, 来验证理论命题是否成立。

三、实证结果分析

(一) 基准回归结果

模型 (11) 考察的是互联网对企业出口定价的平均影响, 模型 (12) 考察的是互联网与企业出口定价的关系是否会受产品质量差异化的影响, 回归结果见表 1。其中第 (1) 列和第 (2) 列使用了混合最小二乘法 (POLS), 第 (3) 列和第 (4) 列使用了固定效应回归模型, 本文控制了行业、所有制和年份固定效应, 经过 Hausman 检验发现, 宜使用固定效应模型。

由于企业邮箱从 2001 年开始统计, 企业网页从 2004 年开始统计, 而 *inter* 为综合企业邮箱及网页使用情况得来, 因此基准回归的样本年份为 2001—2007 年。第 (3) 列互联网的系数为正且在 1% 的水平上显著, 说明在总样本中企业对互联网的应用能提升其出口价格水平。第 (4) 列中引入交互项后, 互联网的系数为负数, 互联网与产品差异化程度的交互项系数为正, 且均在 1% 的水平上显著, 二者的系数之和大于 0, 即 β_1 为负, β_2 为正, 且 $\beta_1 + \beta_2 > 0$, 这与理论预期一致。这表明互联网对同质性产品和异质性产品出口价格存在显著的差异化影响, 且显著提升

^①参照已有研究, 本文选取数值 5 作为产品的替代弹性 (Fan et al., 2015^[41]; 刘金焕和万广华, 2021^[42])。

了异质性产品的出口价格，理论假说得以验证。具体地，对于同质性产品，企业互联网水平每提升1%，会引起企业出口价格下降约0.0662个百分点，但可以使异质性产品的价格提升约0.2599个百分点。控制变量的估计结果与预期基本一致，其中需要特别说明的是 *lncapital* 的系数为正，而 *lncapital_hs6* 的系数为负。这是因为资本劳动比体现的是生产技术信息（樊海潮和郭光远，2015），即当产品内其他企业劳动资本比保持不变的情况下，单个企业的资本劳动比提高意味着企业竞争力提升，对企业产品出口价格有促进作用；但是当产品内所有企业的资本劳动比都提升时，则意味着产品内的生产技术较为成熟，生产成本进一步降低，产品内的竞争变大，反而不利于企业产品出口价格的提升。

表1 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	POLS	POLS	FE	FE
<i>inter</i>	0.0834 *** (0.0043)	-0.1111 *** (0.0052)	0.0544 *** (0.0042)	-0.0662 *** (0.0050)
<i>inter</i> × <i>diff</i>		0.5200 *** (0.0077)		0.3261 *** (0.0076)
<i>lnscale</i>	0.1031 *** (0.0015)	0.0960 *** (0.0015)	0.0703 *** (0.0015)	0.0672 *** (0.0015)
<i>lncapital</i>	0.1305 *** (0.0020)	0.1211 *** (0.0020)	0.1346 *** (0.0020)	0.1319 *** (0.0020)
<i>lnage</i>	-0.0157 *** (0.0029)	-0.0144 *** (0.0029)	0.0169 *** (0.0029)	0.0169 *** (0.0029)
<i>lnwage</i>	0.4111 *** (0.0034)	0.4024 *** (0.0034)	0.3109 *** (0.0034)	0.3068 *** (0.0034)
<i>lnfjp</i>	-0.1961 *** (0.0092)	-0.1703 *** (0.0092)	-0.1174 *** (0.0095)	-0.1052 *** (0.0095)
<i>ex-dens</i>	0.0314 *** (0.0012)	0.0316 *** (0.0011)	0.0169 *** (0.0011)	0.0172 *** (0.0011)
<i>lncapital_hs6</i>	-0.2159 *** (0.0041)	-0.2428 *** (0.0042)	-0.1935 *** (0.0047)	-0.1980 *** (0.0047)
<i>lnwage_hs6</i>	0.6647 *** (0.0065)	0.6600 *** (0.0065)	0.4327 *** (0.0086)	0.4325 *** (0.0086)
<i>HHI_hs6</i>	0.6475 *** (0.0110)	0.6499 *** (0.0110)	0.7203 *** (0.0107)	0.7210 *** (0.0107)
常数项	1.7272 *** (0.0577)	1.8368 *** (0.0576)	2.1854 *** (0.0635)	2.1758 *** (0.0635)
行业/年份/所有制	否	否	是	是
样本量	1 280 669	1 280 669	1 280 669	1 280 669
A-R ²	0.0605	0.0638	0.1481	0.1493

注：括号内报告的数值为估计系数的标准误，***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著，A-R²表示调整后的R²。下表同。

(二) 稳健性检验

前文综合了企业对 *email* 和 *web* 的使用情况来衡量企业的互联网水平，虽然理论上能更全面评估企业的互联网水平，但也有可能会夸大企业对互联网的实际应用

情况,尤其是报告的数据中很多邮箱以@163、@126等结尾,会存在非企业专用的可能性。为此,本文分别以 *email* 和 *web* 来进行回归,结果见表2的第(1)列—第(4)列。其次,企业对产品的出口定价有可能是企业的综合决策,单个产品之间的决策逻辑可能会存在较大差异,例如基础款产品的利润率通常较低,其售价可能与成本持平甚至低于成本,而升级款产品的利润率通常较高,但企业在总体层面会保证其合理利润,因此采用企业层面的加权价格 ($\ln p_c$) 来代替 HS6 位码产品的价格进行稳健性检验,结果见表2的第(5)列和第(6)列。最后,在区分同质性产品和异质性产品的过程中,也会因产品差异化程度指标的测算方法不同而使结果产生较大差异。为此,本文通过以产品质量方差中位数替换产品质量方差均值的方法重新区分同质性产品和异质性产品,结果如第(7)列所示。并使用 Broda 和 Weinstein (2006)^[43] 提供的非统一产品替代弹性来计算出口产品质量^①,进一步计算产品差异化程度^②,结果如第(8)列所示。从回归结果可以看出,各列中关键变量系数的符号均与基准回归一致,且均在1%的水平上显著。虽然数值的绝对大小有变化,但不改变互联网对企业出口定价影响的关键结论,说明本文结论具有稳健性。

表2 稳健性检验回归结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>email</i>		<i>web</i>		$\ln p_c$		<i>diff_p50</i>	<i>diff_bw</i>
<i>inter</i>	0.052*** (0.004)	-0.064*** (0.005)	0.062*** (0.005)	-0.083*** (0.007)	0.075*** (0.004)	-0.148*** (0.005)	-0.036*** (0.005)	-0.103*** (0.006)
<i>inter</i> × <i>diff</i>		0.319*** (0.008)		0.350*** (0.010)		0.604*** (0.007)	0.291*** (0.008)	0.403*** (0.008)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
行业/年份/ 所有制	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	1 280 669	1 280 669	891 655	891 655	1 280 669	1 280 669	1 280 669	1 090 501
A-R ²	0.1481	0.1491	0.1493	0.1505	0.3063	0.3103	0.1491	0.1530

(三) 内生性检验

实证分析中往往会存在由多种因素引起的内生性问题,本文主要就遗漏变量和反向因果这两方面进行内生性检验。

1. 遗漏变量。在基准回归中,本文通过加入行业、时间和所有制固定效应可

①樊海潮和郭光远(2015)以及祝树金等(2019)为了不损失样本数量,均将其加总到HS2位码层面对替代弹性加以利用,本文采用HS6位码价格数据,将其加总到HS6位码层面虽会损失一定的数据量,但也能充分利用数据。

②本文还根据Rauch(1999)^[44],分别在保守估计法和自由估计法下将HS6位码产品按同质性产品和异质性产品分类,但是结果并不显著,可能的原因正如宗慧隽和范爱军(2018)^[45]提到的,Rauch(1999)的分类方法主要体现产品水平差异化,并非严格的质量差异。

减轻遗漏变量问题，但企业的出口价格仍可能受到其他遗漏变量的影响。本文将政府补贴 (*sub*) 加入回归以控制补贴政策对企业出口价格的影响，具体用企业获得的政府补贴金额同其销售额之比加 1 的对数形式测得 (沈国兵和袁征宇, 2020a)，结果见表 3 的第 (1)、(2) 列。在基准回归中未考虑企业所在地区的特征，因此进一步加入企业所在省份的互联网普及率 (*net_p*) 和各省人均 GDP (*gdp_p*) 情况以衡量企业所在地区的互联网环境和经济发展水平，结果见表 3 的第 (3) — (6) 列。第 (7)、(8) 列是同时加入三个遗漏变量后的回归结果。从结果看，在加入对应控制变量后，互联网及其与产品差异化程度的交叉项的符号及其显著性依然与基准回归一致，即回归结果依然稳健。

表 3 内生性回归结果 (一)

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>lnsub</i>		<i>net_p</i>		<i>lngdp_p</i>		<i>lnsub&net_p&lngdp_p</i>	
<i>inter</i>	0.054 *** (0.004)	-0.067 *** (0.005)	0.045 *** (0.004)	-0.075 *** (0.005)	0.047 *** (0.004)	-0.073 *** (0.005)	0.044 *** (0.004)	-0.075 *** (0.005)
<i>inter</i> × <i>diff</i>		0.325 *** (0.008)		0.324 *** (0.008)		0.324 *** (0.008)		0.323 *** (0.008)
<i>lnsub</i>	2.479 *** (0.167)	2.435 *** (0.167)					2.535 *** (0.167)	2.491 *** (0.167)
<i>net_p</i>			0.009 *** (0.0003)	0.009 *** (0.0003)			0.006 *** (0.0004)	0.006 *** (0.0004)
<i>lngdp_p</i>					0.179 *** (0.005)	0.178 *** (0.005)	0.082 *** (0.009)	0.082 *** (0.009)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
行业/年份/ 所有制	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	1 280 647	1 280 647	1 280 665	1 280 665	1 280 669	1 280 669	1 280 643	1 280 643
A-R ²	0.1483	0.1495	0.1490	0.1503	0.1490	0.1502	0.1493	0.1505

2. 反向因果。企业对互联网的应用和出口定价都属于自身的决策行为，可能存在内生性问题。为此，本文首先将解释变量 *inter* 的一期滞后项代入回归，以降低反向因果带来的影响，结果见表 4 的第 (1)、(2) 列。同时将 *inter* 的一期滞后项作为工具变量进行两阶段最小二乘 (2SLS) 回归，结果见表 4 的第 (3)、(4) 列，回归结果显著，LM 统计量和 Wald F 统计量也通过检验，但可能损失了部分当期信息。因此，本文继续使用 Bartik 方法构建的变量 (*IV_B*) 作为互联网的工具变量。Bartik 方法构建的工具变量参照沈国兵和袁征宇 (2020b)^[46]：

$$net_{it} = \sum_{j=1}^n \omega_{pj}^{2004} Gate_{pt} \quad (13)$$

其中，*i*、*j*、*p* 和 *t* 分别表示企业、二位码行业、省份和时间。 ω_{pj}^{2004} 是基于 2004 年各企业的计算机微机数量除以省份—二位码行业的总产出后得到的省份—二位码行业层面的信息投资权重指数。*Gate_{pt}* 是各省每年网民数量的增长率。将 2004 年

作为基期，样本年份为2004—2007年，采用2SLS回归。结果见表4的第(5)—(7)列。为使结果更加直观，此处基于 $diff$ 的值将总样本分为异质性样本和同质性样本。从回归结果看，对总样本 (all) 和异质性样本 ($diff=1$) 互联网的系数为正，对同质性样本 ($diff=0$) 互联网的系数为负，且均在1%的水平上显著；LM统计量的P值均为0，显著拒绝了识别不足的原假设；Wald F统计量大于 Stock-Yogo弱工具变量识别检验10%的临界值16.38，显著拒绝了弱工具变量的原假设。以上表明本文选取的工具变量具有合理性。

表4 内生性回归结果(二)

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	FE 滞后一期	FE 滞后一期	2SLS 滞后一期	2SLS 滞后一期	IV_B (all)	IV_B ($diff=1$)	IV_B ($diff=0$)
$inter$	0.054*** (0.006)	-0.092*** (0.007)	0.063*** (0.007)	-0.106*** (0.007)	29.059*** (4.541)	2.924*** (0.307)	-20.512*** (2.290)
$inter \times diff$		0.411*** (0.011)		0.409*** (0.013)			
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
LM 统计量			1.8e+05 (0.000)	1.1e+05 (0.000)	41.705 (0.000)	396.514 (0.000)	83.528 (0.000)
Wald F 统计量			9.3e+05 [16.38]	6.8e+05 [16.38]	41.701 [16.38]	397.664 [16.38]	83.587 [16.38]
行业/年份/ 所有制	是	是	是	是	是	是	是
样本量	550 336	550 336	550 336	550 336	891 653	299 024	592 629
A-R ²	0.1640	0.1662					

四、拓展分析与机制检验

(一) 异质性分析

1. 企业类型和所属地域异质性

不同类型及不同地区的企业是否会造成互联网对企业出口定价的差异化影响？为此，本文根据企业登记注册类型，选取国有、私营和外资企业进行分析；根据企业所在省份，将企业所属地域分为东部、中部和西部地区，结果如表5所示。奇数列和偶数列分别表示总效应和纳入产品差异化程度后的回归结果。总效应中国有企业和外资企业的互联网系数显著为正，私营企业的互联网系数为负但不显著；互联网对国有企业和外资企业的出口定价具有正向影响，其中对国有企业的促进作用更大，可能是因为国有企业的规模总体更大，业务流程更复杂，借助互联网对内部流程管理的帮助更大，而私营企业面临更加激烈的同质化竞争，更加开放的环境反而会迫使其为保住市场份额降低价格；纳入产品差异化程度后，互联网对私营企业和外资企业的同质性产品出口价格具有显著负向影响，对国有企业的同质性产品出口价格具有负向影响但不显著，可能的原因在于国有企业受政策倾斜及政府背书，即使在相对开放的竞争环境下，同质产品的价格所受到的影响较少；互联网对三类企

业异质性产品出口价格均具有显著正效应。区分企业所属地域后，总效应里边的东部和西部地区企业的互联网系数显著为正，而且从数值上看，西部地区要大于东部地区，中部地区互联网系数为正但不显著；纳入产品差异化程度后，互联网对三类企业同质性产品出口价格均具有显著负向影响，对三类企业异质性产品出口价格均具有显著正向影响，而且对异质性产品的影响要大于对同质性产品的影响。

表5 基于企业类型和企业地域异质性的回归结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有企业		私营企业		外资企业	
<i>inter</i>	0.0909** (0.0407)	-0.0508 (0.0529)	-0.0056 (0.0094)	-0.1006*** (0.0107)	0.0589*** (0.0068)	-0.0631*** (0.0086)
<i>inter</i> × <i>diff</i>		0.2816*** (0.0672)		0.3184*** (0.0175)		0.2855*** (0.0123)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业/年份/所有制	是	是	是	是	是	是
样本量	24 798	24 798	212 420	212 420	505 194	505 194
A-R ²	0.2266	0.2271	0.1463	0.1476	0.1340	0.1349
项目	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	东部地区		中部地区		西部地区	
<i>inter</i>	0.0539*** (0.0042)	-0.0602*** (0.0051)	0.0325 (0.0264)	-0.0961*** (0.0357)	0.1136*** (0.0353)	-0.2256*** (0.0491)
<i>inter</i> × <i>diff</i>		0.3172*** (0.0077)		0.2510*** (0.0469)		0.5990*** (0.0603)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业/年份/所有制	是	是	是	是	是	是
样本量	1 205 877	1 205 877	47 508	47 508	27 282	27 282
A-R ²	0.1450	0.1462	0.2056	0.2060	0.2441	0.2468

2. 企业所属行业技术水平异质性

本文按照国家统计局公布的《高技术产业（制造业）分类（2017）》将企业所属行业分为高技术行业和非高技术行业，结果如表6所示。高技术行业中互联网对总体及对异质性产品均有显著正向作用，对同质性产品的负向作用不显著。非高技术行业中互联网及互联网与产品差异化程度的交叉项系数均显著。第（2）列互联网的系数不显著，说明在高技术行业中互联网对同质性产品出口价格不具有显著的负向作用，这与非高技术行业具有明显差异。可能的原因在于，虽然根据本文同质性和异质性产品的判断标准将组内产品质量方差比较小的归为同质性产品，但对于高技术行业而言，行业技术及产品质量均处于较高水平，即使是质量方差较小的产品间也有很大的技术差异和壁垒，因此受市场竞争的影响较弱，表现出较强的市场势力。

表6 基于企业所属行业技术水平异质性的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	高技术行业		非高技术行业	
<i>inter</i>	0.0984 *** (0.0171)	-0.0238 (0.0219)	0.0475 *** (0.0043)	-0.0624 *** (0.0051)
<i>inter</i> × <i>diff</i>		0.2552 *** (0.0286)		0.3063 *** (0.0079)
控制变量	是	是	是	是
行业/年份/所有制	是	是	是	是
样本量	91 046	91 046	1 189 623	1 189 623
A-R ²	0.1080	0.1088	0.1544	0.1555

3. 行业市场和产品市场集中度异质性

市场集中度反映了市场竞争程度，高集中度市场内企业规模分布不均，市场竞争程度较弱；低集中度市场内企业规模分布相对均匀，市场竞争程度较强（祝树金等，2019）。参照钱学峰等（2016）^[47]，将4位数行业按行业市场集中度指数中位数为界，分为高集中度行业 and 低集中度行业；将HS6位码产品按产品市场集中度指数中位数为界，分为高集中度产品和低集中度产品，回归结果如表7所示。从结果看，无论是按行业集中度还是产品集中度区分，互联网变量及其与产品差异化程度的交叉项系数的符号及大小均显著且与理论预期相符。从系数的值来看，互联网对高集中度行业或产品的影响均大于对低集中度行业或产品的影响，这说明属于高集中度行业或产品市场的企业具有一定的垄断定价能力（祝树金等，2019）。

表7 基于行业市场和产品市场集中度异质性的回归结果

项目	高集中度行业		低集中度行业		高集中度产品		低集中度产品	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>inter</i>	0.065 *** (0.013)	-0.057 *** (0.020)	0.043 *** (0.004)	-0.043 *** (0.005)	0.076 *** (0.011)	-0.161 *** (0.015)	0.047 *** (0.004)	-0.041 *** (0.005)
<i>inter</i> × <i>diff</i>		0.175 *** (0.023)		0.295 *** (0.008)		0.497 *** (0.020)		0.259 *** (0.008)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
行业/年份/所有制	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	222 105	222 105	1 058 564	1 058 564	251 041	251 041	1 029 628	1 029 628
A-R ²	0.1572	0.1574	0.1357	0.1367	0.1953	0.1973	0.1348	0.1356

(二) 机制检验

理论分析指出，互联网可以通过“成本节约效应”和“质量升级效应”影响企业的出口定价。本文选取企业生产率 (*lnfp*)^① 和产品质量 (*quality*) 这两个指

①由理论模型可知，互联网能降低企业的边际成本，以边际成本作为成本节约效应的中介变量是最理想的，但限于边际成本难以获取，本文借鉴刘啟仁和黄建忠（2016）^[48]以及宗慧隽（2019）^[49]的做法，以企业生产率作为企业边际成本的代理变量，作为成本节约效应的渠道变量。

标作为中介变量，采用中介效应模型分别对这两个渠道进行机制检验。

参照卢福财和金环（2020）的做法，构建如下中介效应模型：

$$\ln p_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 inter_{it} + \theta X_{i(j)t} + \gamma_h + \gamma_r + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (14a)$$

$$Med_{it} = c_0 + c_1 inter_{it} + \theta X_{i(j)t} + \gamma_h + \gamma_r + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (14b)$$

$$\ln p_{ijt} = d_0 + d_1 inter_{it} + d_2 Med_{it} + \theta X_{i(j)t} + \gamma_h + \gamma_r + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (14c)$$

Med_{it} 指代中介变量 $\ln tfp$ 和 $quality$ 。企业生产率依旧采用 LP 法测算，产品质量仍参照苏丹妮等（2018）的方法测算；控制变量当中去掉了中介变量企业生产率，回归结果如表 8 所示。表 8 显示互联网的成本节约效应显著，企业生产率在企业互联网和出口价格之间起到了部分中介作用^①。对 $quality$ 的回归结果显示，互联网对企业出口质量具有负向效应，这与理论预期相反。可能的原因是互联网虽然能够降低信息获取成本，激发企业创新意愿，加速企业产品创新，但同时也降低了交易成本，为原本没有贸易联系或贸易联系很少的国家（地区）间创造了新的贸易机会，拓宽了贸易的二元边际。这意味着，低质量产品的供需主体进入市场，原本出口高质量产品到发达国家的企业也会发现新的市场机会，从而生产稍低质量的产品到更远的发展中国家，这些都会直接或间接降低总出口产品的质量。特别对生产高质量产品的企业而言，新市场若对低价产品有需求，企业就有动力生产低质量的产品，尤其是在贸易开放后，世界各国快速建立贸易联系的早期阶段，互联网对出口产品质量的负向影响可能会超过正向影响。

表 8 中介效应回归结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\ln p$	$\ln tfp$	$\ln p$	$quality$	$\ln p$
$inter$	0.0541 *** (0.0042)	0.0023 *** (0.0004)	0.0544 *** (0.0042)	-0.0056 ** (0.0003)	0.0572 *** (0.0042)
$\ln tfp$			-0.1174 *** (0.0095)		
$quality$					0.5483 *** (0.0107)
控制变量	是	是	是	是	是
行业/年份/所有制	是	是	是	是	是
样本量	1 280 669	1 280 669	1 280 669	1 280 669	1 280 669
A-R ²	0.1480	0.2580	0.1481	0.0593	0.1498

为此，本文将出口产品质量按 $[0, 0.5]$ 和 $[0.5, 1]$ 的区间分为两个样本，结果如表 9 所示。发现在低质量区间，互联网的质量升级效应在 5% 的水平上显著为正；而在高质量区间互联网的质量升级效应不显著^②，这正如和珊（2019）^[50] 发现邮箱的使用对企业出口质量的提升作用会呈现逐渐下降趋势，在 90% 分位数回

①也有研究将这种控制中介变量后自变量对因变量作用力变大的效应为遮掩效应。

②篇幅所限，回归结果不一列出，读者可登录对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

归中系数最小，且不显著。一方面可能是因为低质量样本的平均质量下降空间有限，互联网的正向效应更强；另一方面，企业邮箱及网页的使用是较为简易的互联网手段，对出口产品质量的影响存在门槛效应，当产品质量处于较低水平时，出口中学的效应明显，质量提升快，但随着产品质量的提升，企业信息渠道日趋完善，以企业邮箱及网页来衡量企业的互联网水平，其质量升级效应较弱。进一步缩小质量区间至 $[0, 0.3]$ ，互联网的质量升级效应表现更强。

表9 质量中介效应分区间回归结果

项目	质量升级效应 $[0, 0.5]$			质量升级效应 $[0, 0.3]$		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>lnp</i>	<i>quality</i>	<i>lnp</i>	<i>lnp</i>	<i>quality</i>	<i>lnp</i>
<i>inter</i>	0.0627*** (0.0082)	0.0008** (0.0004)	0.0601*** (0.0081)	0.0518*** (0.0186)	0.0016** (0.0007)	0.0441** (0.0048)
<i>quality</i>			3.1533*** (0.0326)			4.7791*** (0.1006)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业/年份/所有制	是	是	是	是	是	是
样本量	365 139	365 139	365 139	76 417	76 417	76 417
A-R ²	0.1138	0.0731	0.1360	0.0883	0.0578	0.1144

五、结论与政策启示

本文将互联网引入垄断竞争模型，纳入产品质量和生产率双重异质性，从微观角度分析了互联网对企业出口定价的影响及作用机理和异质性。研究发现，对总体样本而言，控制了产品和企业特征，以及行业、所有制和年份固定效应后，互联网对企业出口价格具有显著的正向影响。当产品具有同质性时，互联网与企业出口价格负相关；当产品具有异质性时，互联网与企业出口价格正相关，且显著提高了产品的出口价格。在改变关键解释变量、被解释变量及差异化程度的衡量方法后，结论依然稳健。进一步的机制检验表明，互联网的成本节约效应显著，而质量升级效应的发挥具有门槛值，当产品质量处于较低区间时，质量中介效应显著。这可能与互联网指标的选取有关，即以企业邮箱或网页衡量的企业互联网水平对处于较低水平的企业出口产品质量有快速提升作用。此外，互联网对国有企业、西部地区企业、高技术行业企业、高行业集中度和高产品集中度企业的出口价格具有更强的影响，在这些类别下即使对高技术行业的同质性产品也显示为正向影响。

本文的政策启示如下：第一，企业互联网水平的提升能显著提高我国总体出口价格水平、改善出口企业贸易条件，从而有利于提升我国出口企业在国际市场上的定价能力和市场势力。这一结论表明，我国应进一步推进中国制造业企业的信息化建设和应用，为企业提供良好的互联网基础设施，提升企业互联网水平，鼓励和支持制造业企业加强互联网应用。第二，企业互联网对同质性和异质性产品具有差异

化影响,能够显著提升异质性产品的出口价格。说明制造业企业应加强市场洞察,注重产品创新,降低同质化竞争,有效提升出口企业的市场竞争力,政府对提高异质性产品出口企业的互联网水平应给予更大的政策支持。第三,边际成本和产品质量是互联网影响企业出口定价的两个渠道,高生产率(低边际成本)是企业立足于出口市场、攀升价值链地位的前提条件,而高产品质量是企业赢得市场,获得更多贸易利益的关键。制造业企业要加强技术创新,提高制造业企业的技术水平,实现中国制造业企业产品质量升级和产业结构优化。第四,本文质量中介作用的发挥存在门槛效应,以企业网页或邮箱衡量的互联网水平对处于较低水平的企业出口产品质量有快速提升作用,而对处于较高水平的企业出口产品质量的提升作用不显著。这说明制造业企业应根据自身发展阶段,积极同互联网深度融合,响应国家对外贸易高质量发展号召,提升贸易数字化水平和智能制造水平。政府应积极贯彻落实推动贸易主体数字化转型,营造贸易数字化的良好政策环境,引导外贸企业提升信息化、智能化水平。

[参考文献]

- [1] 韩宝国,朱平芳.宽带基础设施与经济增长研究综述[J].上海经济研究,2014(1):29-35+49.
- [2] BERTSCHEK I, BRIGLAUER W, HÜSCHEL RATH K, et al. The Economic Impacts of Telecommunications Networks and Broadband Internet: A Survey [R]. Mannheim: ZEW Discussion Paper, 2016: 16-056.
- [3] LAPATINAS A. The Effect of the Internet on Economic Sophistication: an Empirical Analysis [J]. Economics Letters, 2019, 174 (C): 35-38.
- [4] ASONGU S A, ODHIAMBO N M. Foreign direct Investment, Information Technology, and Economic Growth Dynamics in Sub-Saharan Africa [J]. Telecommunications Policy, 2020, 44 (1): 101838.
- [5] YADAV N. The Role of Internet Use on International Trade: Evidence from Asian and Sub-Saharan African Enterprises. Global Economy Journal, 2014, 14 (2): 198-214.
- [6] FREUND CL, WEINHOLD D. The Effect of the Internet on International Trade [J]. Journal of International Economics, 2004, 62 (1): 171-189.
- [7] 韩会朝.互联网对中国企业出口的影响及效应分析[J].广东财经大学学报,2019,34(11):38-45+68.
- [8] LIN. Estimating the Effect of the Internet on International Trade [J]. The Journal of International Trade & Economic Development, 2015 (3): 409-428.
- [9] VISSER R. The Effect of the Internet on the Margins of Trade [J]. Information Economics and Policy, 2019 (46): 41-54.
- [10] HAGSTEN E, KOTNIK P. ICT as Facilitator of Internationalisation in Small- and Medium-sized Firms [J]. Small Business Economics, 2017 (2): 431-446.
- [11] RICCI L A, TRIONFETTI F. Productivity, Networks and Export Performance: Evidence from a Cross-country Firm Dataset [J]. Review of International Economics, 2012, 20 (3): 552-562.
- [12] 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[J].管理世界,2015(3):52-65.
- [13] 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[J].经济研究,2016(5):172-187.
- [14] 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数据[J].世界经济,2017(7):102-125.

- [15] 成德宁, 金旻. 信息化对中国制造业企业出口行为的影响机制 [J]. 河南社会科学, 2020, 28 (12): 71-83.
- [16] 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, 2020a (1): 33-48.
- [17] 李兵, 岳云嵩. 互联网与出口产品质量——基于中国微观企业数据的研究 [J]. 东南大学学报 (哲学社会科学版), 2020 (1): 60-70.
- [18] 刘金焕, 陈丽珍. 互联网、外资进入与中国内资企业出口产品质量 [J]. 国际经贸探索, 2021, 37 (7): 85-99.
- [19] 刘海洋, 高璐, 林令涛. 互联网、企业出口模式变革及其影响 [J]. 经济学 (季刊), 2019 (10): 261-280.
- [20] 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.
- [21] 茹玉聰, 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 [J]. 国际贸易问题, 2014 (12): 3-13.
- [22] 李泽鑫, 赵忠秀, 薛瑞. 电子商务平台应用与企业出口国内增加值率——基于 B2B 商业模式的经验分析 [J]. 国际贸易问题, 2021 (5): 49-63.
- [23] 杨连星, 刘晓光, 罗来军. 出口价格、出口品质与贸易联系持续期 [J]. 数量经济技术经济研究, 2016 (8): 80-96.
- [24] 李秀芳, 施炳展. 出口企业竞争强度是中国出口低价格的主要因素吗? [J]. 世界经济研究, 2012 (2): 39-44.
- [25] JOHNSON R C. Trade and Prices with Heterogeneous Firms [J]. Journal of International Economics, 2012, 86 (1): 43-56.
- [26] 樊海潮, 郭光远. 出口价格、出口质量与生产率间的关系: 中国的证据 [J]. 世界经济, 2015 (2): 58-85.
- [27] 杨德明, 刘泳文. “互联网+”为什么加出了业绩 [J]. 中国工业经济, 2018 (5): 80-98.
- [28] 包耀东, 李晏墅. 互联网对中国制造业经营绩效的影响及门槛效应检验 [J]. 统计与决策, 2020 (18): 99-103.
- [29] DONG J Q, NETTEN J. Information Technology and External Search in the Open Innovation Age: New Findings from Germany [J]. Technological Forecasting and Social Change, 2017, 120: 223-231.
- [30] OLINER S D, SICHEL D E, STIROH K J. Explaining a Productive Decade [J]. Journal of Policy Modeling, 2008, 30 (4): 633-673.
- [31] 王娟. “互联网+”与劳动生产率: 基于中国制造业的实证研究 [J]. 财经科学, 2016 (11): 91-98.
- [32] 卢福财, 金环. 互联网是否促进了制造业产品升级——基于技术复杂度的分析 [J]. 财贸经济, 2020 (5): 99-115.
- [33] ACEMOGLU D, AKCIGIT U, ALP H, et al. Innovation, Reallocation and Growth [J]. American Economic Review, 2018.
- [34] FISHMAN A, LEVY N. Search Costs and Investment in Quality [J]. The Journal of Industrial Economics, 2015 (4): 625-641.
- [35] 祝树金, 钟腾龙, 李仁宇. 进口竞争、产品差异化与企业产品出口加成率 [J]. 管理世界, 2019 (11): 52-71+231.
- [36] BRANDT L, BIESEBROECK J V, ZHANG Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. Journal of Development Economics, 2012, 97 (2): 339-351.
- [37] 施炳展, 邵文波. 中国企业出口产品质量测算及其决定因素——培育出口竞争新优势的微观视角 [J]. 管理世界, 2014 (9): 90-106.
- [38] 田巍, 余淼杰. 企业出口强度与进口中间品贸易自由化: 来自中国的实证研究 [J]. 管理世界, 2013 (1): 28-44.
- [39] HUANG X, SONG X, HU X. Does “Internet Plus” Promote New Export Space for Firms? Evidence from China [J]. China & World Economy, 2018, 26 (6): 50-71.

- [40] 苏丹妮, 盛斌, 邵朝对. 产业集聚与企业出口产品质量升级 [J]. 中国工业经济, 2018 (11): 117-135.
- [41] FAN H, LI Y A, YEAPLE S R. Trade Liberalization, Quality, and Export Prices [J]. Review of Economic and Statistics, 2015, 97 (5): 1033-1051.
- [42] 刘金焕, 万广华. 互联网、最低工资标准与中国企业出口产品质量提升 [J]. 经济评论, 2021 (4): 59-74.
- [43] BRODA C, WEINSTEIN D E. Globalization and the Gains from Variety [J]. Quarterly Journal of Economics, 2016, 121: 541-585.
- [44] RAUCH J E. Networks Versus Markets in International Trade [J]. Journal of International Economics, 1999, 48: 7-35.
- [45] 宗慧隽, 范爱军. 贸易自由化、行业质量差异化程度与企业加成率 [J]. 国际经贸探索, 2018, 34 (7): 4-20.
- [46] 沈国兵, 袁征宇. 互联网化、创新保护与中国企业出口产品质量提升 [J]. 世界经济, 2020b (11): 127-151.
- [47] 钱学锋, 范冬梅, 黄汉民. 进口竞争与中国制造业企业的成本加成 [J]. 世界经济, 2016 (3): 71-94.
- [48] 刘啟仁, 黄建忠. 产品创新如何影响企业加成率 [J]. 世界经济, 2016 (11): 28-53.
- [49] 宗慧隽. 中间品贸易自由化与企业加成率——基于中国制造业企业的研究 [D]. 山东大学, 2019.
- [50] 和珊. 互联网技术对出口产品质量的影响机理分析 [D]. 大连理工大学, 2019.

Internet, Product Differentiation and Enterprise Export Pricing

GU Guoda ZHOU Mimi GUO Aimei

Abstract: This paper discusses a monopoly competition model with the use of the internet and incorporates heterogeneity in product quality and productivity from a micro-perspective view to study the effects of the internet on enterprises' export pricing. According to the findings, the internet positively impacts enterprises' export pricing. After distinguishing the degree of differences in the products, the internet produces a negative correlation with export pricing when the products are homogeneous, but produces a positive correlation when the products are heterogeneous. The mechanism test reveals that the "cost-saving effect" of the internet on enterprises' export pricing is significant, whereas the "quality-upgrading effect" holds a threshold value. As far as the low-quality samples are concerned, the significance of the internet's "quality-upgrading effect" may be due to the selection of internet indicators. The analysis of heterogeneity indicates that the positive impact of the internet on enterprises' export pricing exists extensively, especially for state-owned enterprises, as well as enterprises in the western regions, high-tech industry enterprises and those with high industry concentration and product concentration. This paper reveals that Chinese manufacturing enterprises should further promote the construction and application of informatization, and enhance their internet application level to realize the upgrading of Chinese manufacturing industry and high-quality development of foreign trade.

Keywords: Internet; Product Differentiation; Export Pricing; Product Quality

(责任编辑 白光)