

制造业数字化、数字贸易壁垒与出口企业影响力^{*}

梁昊光 秦清华

摘要:数字化转型已经成为制造业重塑出口竞争优势,实现新旧动能转换的重要路径。本文使用中国制造业企业微观数据,考察数字化水平对制造业出口企业市场势力的影响。研究发现:(1)制造业数字化总体上提高了出口企业的市场势力,但其提升机制随企业的出口产品性质而有所不同。对于同质化产品出口导向型企业,数字化能显著降低其生产成本和产品价格,从而获得价格优势;对于异质化产品出口导向型企业,数字化有助于提升其出口产品质量和产品定价,从而扩大质量优势。数字化推动企业调整其产品布局,生产更多异质化产品。(2)数字化与数字贸易壁垒之间的交互作用是限制制造业出口企业市场势力提升的结构性因素,行业数字化水平越高,数字贸易壁垒对企业市场势力的抑制效应就越强,且主要通过提高企业的管理成本和冰山成本抑制企业出口竞争力的提升。(3)从市场结构看,制造业数字化提高了存续出口企业的市场势力,扩大了高盈利能力企业的市场份额,促进了低竞争力企业的有效退出,推动制造业市场整合和集中,但并没有改善出口企业之间的资源配置。本文对于制造业数字化转型升级、破解出口企业的“低加成率”难题具有启发意义。

关键词:制造业数字化 数字化转型 数字贸易壁垒 市场势力 资源配置

一、引言

随着互联网、物联网、大数据、人工智能等数字信息技术的快速发展,国际贸易的方式和对象朝着高度数字化的方向转变。数字信息技术也与制造业的各个领域深度渗透融合,推动全球制造业价值链和供应链的变革。在此背景下,研究制造业数字化转型升级的贸易绩效及其微观作用机制,对于提高中国制造业的国际竞争力,助力国内国际双循环良性互动发展具有重要的现实意义和战略意义。

在国际贸易领域,出口企业的市场势力一直是学界关注的话题。企业的市场势力(market power)是指企业在市场中的盈利能力和垄断地位,通常用企业产品价格与边际成本的比值(markup,也称为加成率、成本加成或势力溢价)来衡量(De Loecker et al, 2016)。早期研究表明,中国制造业出口企业普遍存在产品溢价率低、盈利能力差、在国际市场上被锁定在价值链低端的状况,面临“低加成率陷阱”(盛丹、王永进, 2012)的难题。而随着制造业数字化转型升级和贸易数字化变革的脚步不断加快,中国出口企业能否走出“低加成率陷阱”,提高盈利能力和市场地位?更具体一点,数字化转型会对出口企业的盈利能力和绩效产生哪些影响?又是通过何种渠道产生影响?

目前,学界主要关注制造业数字化转型对企业创新行为、生产率、生产成本以及产品质量的影响(孟夏、董文婷, 2022;洪俊杰等, 2022),但关于数字化和数字贸易壁垒对出口企业盈利能力和竞争优势影响的探讨,还缺乏细致和深入的研究,也未得出一致的结论。要全面探讨这一话题,首先应当理

^{*} 梁昊光,中国科学院中国现代化研究中心,邮政编码:100190,电子邮箱 lianghg@mail.las.ac.cn;秦清华(通讯作者),中国科学院大学,邮政编码:100190,电子邮箱:tsinghuaqin@pku.org.cn。感谢美国田纳西大学王汀丝博士、中国科学院大学经济与管理学院孙毅教授以及匿名评审专家的宝贵意见,文责自负。

解数字化影响出口贸易的内在机制和增长来源。一方面,对于数字化和数字贸易壁垒影响出口贸易的内在机制,可以从企业参与出口贸易的竞争方式入手。基于此,本文构建了多产品异质性企业模型,将数字要素投入和数字贸易壁垒纳入理论分析框架。与已有文献相比,本文认为并不能简单地认为数字化一定能够提高企业的产品质量或降低企业的成本。企业出口行为不仅仅取决于企业的生产率、产品质量和成本等因素,还需要考虑企业的出口产品性质、产品价格以及对不同因素之间的权衡,为此,本文引入“质量调整成本”来揭示数字化和数字贸易壁垒对制造业企业盈利能力的影响,提供了一个创新性的分析视角。

另一方面,从企业的产品溢价看,企业在出口同质化产品和异质化产品时,往往采用不同的竞争模式(刘啟仁等,2023)。随着企业参与国际竞争,生产成本和出口产品质量是企业产品在国际市场是否具有竞争优势的两个重要因素,但二者对企业参与出口竞争的作用有所不同:单位生产成本较低的企业,能够以较低价格出口产品并获得价格优势(Mayer et al,2014),即价格竞争的模式,采取这类模式的企业生产的产品在技术、外观、性能等方面几乎是无差异的(同质化产品);而生产高质量产品的企业,通常能够以更高的价格出口产品(Kugler & Verhoogen,2012),即采取质量竞争的模式,这种模式下企业生产的产品与竞争对手生产的同类产品往往有所差异(异质化产品)。当面临纷繁复杂的市场环境和不断变化的市场需求时,不同的企业在数字化转型过程中往往具有不同的目标和愿景。因此,在讨论数字化和数字贸易壁垒影响企业的出口贸易行为时,也应该考虑企业不同的竞争模式。

本文在多产品企业贸易理论模型的基础上内生企业的出口产品质量、产品价格以及生产成本,将制造业的数字化进程、数字贸易壁垒与出口产品的质量和价格变化联系起来,并利用细化的企业—产品—目的国层面的数据考察数字化转型和数字贸易壁垒对出口企业的影响。本文发现,数字化和数字贸易壁垒对制造业出口企业竞争优势的影响存在不同的途径:对于同质化产品出口导向型的企业,数字化并不能显著改善其产品质量,但能有效降低企业的生产成本,有利于企业压低产品价格,以获得价格优势。并且,数字化带来的成本节约效应能够补偿其产品价格下降所产生的损失,从而提高企业产品的加成本;而对于异质化产品出口导向型企业来说,数字化显著提升了其异质化产品的质量和价格,使其产品质量优势有所扩大。因此,数字化对于出口企业盈利能力的影响,依赖于企业在“质量—成本—价格”之间的权衡。此外,数字化还使得企业调整其产品的定位和布局,生产更多的异质化产品,更多地采用质量竞争模式而非价格竞争模式。而出口目的国数字贸易壁垒的存在,提高了企业的冰山成本和管理成本,同时也不利于企业的产品质量升级,从而削弱了企业的产品溢价能力和竞争力。此外,本文还将分析视角扩展到行业层面,分析了数字化对出口企业之间资源配置的影响。结果发现,数字化有助于制造业中的龙头企业整合市场,改善存续企业的盈利能力,并能促进低市场势力企业的有效退出。这导致行业整体市场势力和市场集中度都有所提升,但并没有改善出口企业之间的资源配置,这与已有研究的结论也有所区别。

本文的边际贡献主要体现在以下几个方面:第一,对于企业数字化转型和数字贸易壁垒对出口贸易的影响,多数研究已证实数字化对出口贸易产生的积极作用,但尚未有文献专门就影响出口贸易的竞争机制进行详细探讨。与这些研究不同,本文着重讨论数字化影响企业出口贸易的竞争机制,重点分析企业出口同质化产品和异质化产品背景下的不同竞争模式,在理论分析和定量检验两个层面系统评估数字化和数字贸易壁垒对出口贸易的内在影响机制。第二,本文将数字要素投入和数字贸易壁垒引入多产品异质性企业贸易模型,并将模型中的生产成本,产品质量和产品价格因素内生,从理论上分析了制造业数字化和数字贸易壁垒对企业出口竞争机制的作用,拓宽了研究思路。第三,本文在数据处理以及指标测算方面也做了一些创新性的尝试,在已有的研究和数据集的基础上,创新了企业层面投入数字化水平以及数字贸易壁垒的测算方法。此外,本文还优化了对数字要素范围的界定。第四,本文从“企业—产品—行业”等多维度的层面开展研究和分析。在微观视角上,使用细化到产品层面的数据讨论了制造业数字化和数字贸易壁垒对出口企业贸易行为模式的

影响;在宏观视角上,使用行业层面的数据考察了制造业数字化对出口企业间资源配置的影响,拓宽了研究的深度和政策内涵。

二、文献综述

与本文密切相关的研究主要有以下几类:第一类是对制造业数字化的概念界定和数字化水平的测度研究。从概念界定上来看,制造业数字化是指制造业企业将数字技术与其生产经营全过程进行深度融合,充分利用数据、信息等各类数字要素,实现设计、研发、制造、管理、营销和交易等环节的数字化(肖旭、戚聿东,2019)。更进一步的,制造业数字化可以分为投入数字化和产出数字化。制造业投入数字化指的是制造业中间投入逐渐由传统生产要素投入(如劳动、资本)转向数字要素投入,如企业在生产经营过程中使用的各类数字设备设施和数字化服务,以及通过互联网、电子出版物、社交媒体、软件服务、云端技术等各种数字形式传输的数据流、信息流和数字产品。制造业产出数字化指的是制造业产出逐渐由实物类产品转向可数字化交付或呈现的产品。制造业投入数字化更加关注企业数字化转型的中间过程,反映了企业为数字化转型付出的努力,因此本文主要是基于制造业投入数字化的视角开展研究。而从制造业数字化投入水平的测度上来看,目前还没有十分准确的测算方法,目前常用的方法主要有两种:一是利用投入产出分析的方法进行测算(张晴、于津平,2020;许宪春、张美慧,2020);二是利用企业与数字化相关的软硬件投资进行测算(庞瑞芝等,2022)。

第二类是制造业数字化对贸易活动和企业绩效的影响研究。早期的研究较多地从宏观层面进行考察。从现有文献来看,随着信息通信技术和数字化服务的广泛应用,制造业产品的生产和贸易方式发生了巨大变化,传统交易中的时空约束被打破,贸易的中间过程被压缩,贸易摩擦有所减少(Lendle,2016)。因此,贸易的数字化能够降低贸易成本,提高贸易效率,使得小批量的产品也能够参与到进出口贸易中来,扩大了贸易品的范围(Fort,2017;Brynjolfsson et al,2019)。与此同时,产业数字化也能促进产业结构优化和产品种类创新,从而改变产品的国际分工和生产协作模式(Meltzer,2019)。近些年来,相关研究逐渐转向微观领域,开始探究数字化变革对企业出口活动的影响。多数研究表明,数字化变革能够提升企业的运营效率,创造更高价值的产品(陈剑等,2020;谢康等,2020),提高企业的创新能力,扩大企业的出口规模,开拓新市场(Meijers,2014),同时还能够促进企业出口扩展边际和集约边际的提升(施炳展,2016),提高企业的出口产品质量(洪俊杰等,2022),推动企业向价值链高端攀升(张晴、于津平,2021)。

第三类是数字贸易壁垒对出口企业数字化发展的影响研究。当前,世界经济正向着数字化和信息化转变,与传统企业相比,数字化企业能够更快地进入全球市场,但这也加剧了国家之间发展不平衡的问题,给世界各国监管带来了新的挑战。出于保护本地企业、防止数据泄露、维护国家数字主权等一系列目的,各国纷纷制定出台了一系列具有壁垒性质的数字贸易限制措施,如数据本地化要求、电子支付交易限制、个人信息和知识产权保护条例、市场准入限制等(王岚,2021)。现有文献显示,数字贸易壁垒的存在会造成国家间的贸易摩擦,提高企业进出口的合规成本(Ahmed,2019),同时会损害外贸企业的创新积极性,降低其生产率和贸易效率(Kim et al,2017;Ferracane et al,2020),抑制出口技术的提升(张国峰等,2022),进而阻碍贸易的数字化发展。

三、理论分析

本文借鉴 Fan et al(2020)的异质性贸易理论模型,将数字要素投入和数字贸易壁垒引入到制造业企业的生产函数,利用改进的模型分析企业数字化水平和数字贸易壁垒对市场势力的微观影响机制。模型的具体设定如下:

(一)消费者行为

在垄断竞争框架下的国际贸易模型中,假设出口目的国 j 的典型消费者的效用函数为下述形式:

$$U_j = \int_{\omega \in \Omega_j} \ln[\lambda_{ij}(\omega) x_{ij}(\omega) + \bar{x}] d\omega \quad (1)$$

其中,下标 i 代表出口来源国的企业, ω 表示企业 i 出口到目的国 j 的产品,不同企业之间生产的产品是差异化的,用产品质量 $\lambda_{ij}(\omega)$ 表示;下标 j 代表出口目的国,拥有消费者群体 L_j ,这些消费者可购买的消费集或产品集为 Ω_j ; $x_{ij}(\omega)$ 表示 j 国消费者对企业 i 的产品 ω 的消费量; \bar{x} 为大于 0 的常数,表示 j 国消费者对非进口产品的初始消费。给定预算约束求解效用最大化,可以得到目的国消费者对产品 ω 的需求函数:

$$x_{ij}(\omega) = L_j \left[\frac{E_j + \bar{x} P_j}{N_j p_{ij}(\omega)} - \frac{\bar{x}}{\lambda_{ij}(\omega)} \right] \quad (2)$$

其中, $p_{ij}(\omega)$ 代表企业 i 出口到目的国 j 的产品 ω 的价格水平; E_j 代表 j 国消费者对所有产品的总预算支出; N_j 表示目的国 j 消费的产品种类总数; P_j 表示 j 国全体进口产品的加总价格指数,即:

$$P_j = \int_{\omega \in \Omega_j} \frac{p_{ij}(\omega)}{\lambda_{ij}(\omega)} d\omega \quad (3)$$

本文假设 \bar{x} 、 L_j 、 E_j 、 N_j 和 P_j 为给定的外生变量。

(二) 生产者行为

式(2)的需求函数给定后,企业 i 出口到目的国 j 的产品利润函数为:

$$\pi_{ij}(\omega) = L_j [p_{ij}(\omega) - c_{ij}(\omega)] \left[\frac{E_j + \bar{x} P_j}{N_j p_{ij}(\omega)} - \frac{\bar{x}}{\lambda_{ij}(\omega)} \right] \quad (4)$$

其中, $c_{ij}(\omega)$ 表示企业 i 生产产品 ω 的边际成本。企业进行价格决策以使利润最大化,因此,在式(4)中对 $p_{ij}(\omega)$ 求导,利用利润最大化的一阶条件得到:

$$p_{ij}(\omega) = B_j \sqrt{c_{ij}(\omega) \lambda_{ij}(\omega)} \quad (5)$$

其中, $B_j = \sqrt{\frac{E_j + \bar{x} P_j}{N_j \bar{x}}}$ 为常数。为简化运算,假设 \bar{x} 等于 1。联立式(4)和式(5),可以得到:

$$\pi_{ij}(\omega) = L_j \left[B_j - \sqrt{\frac{c_{ij}(\omega)}{\lambda_{ij}(\omega)}} \right]^2 \quad (6)$$

由式(6)可知,企业利润只与边际成本和产品质量的比值有关,根据 Feenstra & Romalis(2014),将边际成本和产品质量的比值 $c_{ij}(\omega)/\lambda_{ij}(\omega)$ 定义为“质量调整成本”,则企业利润最大化问题等价于质量调整后的边际成本最小化问题。

(三) 数字要素投入与生产技术

在垄断竞争市场中,假设企业 i 生产质量为 $\lambda_{ij}(\omega)$ 的一单位产品 ω 时采用如下形式的生产技术(为精简符号,下文略去企业和目的国下标):

$$\lambda(\phi, \alpha, \beta) = \left[\phi \left(\frac{\beta D}{\alpha} \right)^\alpha \left(\frac{X}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \right]^{\frac{1}{\varphi}} \quad (7)$$

其中, D 代表企业生产所需的数字要素投入, X 代表除数字要素以外的其他生产要素,包括劳动力、资本、非数字化的中间品等; α 表示企业产品生产中数字要素的投入份额或密集度, $\alpha \in (0, 1)$, 可以衡量企业投入的数字化水平, α 越大,表示企业投入数字化水平越高。本文主要研究多产品企业,参考 Mayer et al(2014),用 ϕ 表示企业的生产率,其分布函数为 $G(\phi)$, 区间为 $(\phi_{min}, +\infty)$ 。 $\varphi > 1$ 度量产品质量的差异化程度, φ 越大表明产品质量差异化程度越小。 β 表示数字要素 D 的创新效率

①当然也可以采用 Cobb—Douglas 的形式将这些要素分别列出,但这并不影响后续的演算和模型求解。

($\beta > 1$), β 越大意味着一单位数字要素投入能够转化为更多的创新收益。首先,从企业生产环节看,数字化要素投入能够挖掘企业数据的价值,将生产环节中的自动化生产和信息化管理相融合,实现基于数据平台的产品全生命周期的智能化管理,并且企业也能够迅速获取生产经营和市场行情的相关信息,增强内部控制,提高决策效率,降低运营风险,因而能够提高创新效率和生产率(谢康等, 2020)。其次,数字要素投入能够提高企业创新成功的概率,促进了企业创新(唐要家等, 2022),进而提高了企业的生产率。因此,考虑到式(7)中数字要素投入的创新效应对生产率的增进作用,企业最终的生产率为 $\Phi = \phi\beta^\alpha$, 其中 β 表示企业数字化转型的效率提升。

假设在要素市场上,企业是生产要素价格的接受者,且数字要素和非数字要素的价格水平分别为 p_D 和 p_X 。而对于企业的数字要素投入(D)来说,又可以进一步细分为国内来源的数字要素投入(D_d)和国外来源的数字要素投入(D_f)。由于存在数字贸易壁垒,企业在进口国外来源的数字中间品时,需要支付额外的加价,因此,国外来源的数字中间品投入的实际价格由其生产成本(p_D)和数字贸易壁垒(τ')两部分构成,即 $\tau'p_D$,其在数字要素上所支出的实际价格为 $(D_d + \tau'D_f)p_D/D$ 。不妨设 $\tau = (D_d + \tau'D_f)/D$ 。那么,企业要进行数字化转型,应当满足以下参与约束条件:

$$\beta > \frac{p_D\tau}{p_X} = \beta_0 \quad (8)$$

其中, $p_D\tau/p_X$ 表示数字要素和非数字要素之间的价格扭曲程度, β_0 为数字要素的临界使用效率。上式的含义是,数字要素投入的使用效率应该高于要素的价格扭曲,否则企业进行数字化转型的成本和代价过高,投入产出不对等,永远无法收回成本。假设企业满足该条件,在给定产品质量 $\lambda(\phi, \alpha, \beta)$ 的条件下,求解企业生产过程的要素投入最小化,可以解出企业的边际生产成本 c_P , 如下:

$$c_P(\phi, \alpha, \beta) = \frac{p_D^\alpha \tau^\alpha p_X^{1-\alpha} \lambda(\phi, \alpha, \beta)^\varphi}{\phi \beta^\alpha} \quad (9)$$

另外,企业在向国外出口产品时,每单位产品还需要支付一个冰山型可变成本 γ , 且 $\gamma > 1$, 表示企业出口需要支付的运输或分销等费用。因此,企业的边际成本 c 可以写成边际生产成本和冰山成本之和,即 $c = c_P + \gamma$ 。因此,可以得到质量调整后的边际成本为:

$$\frac{c}{\lambda}(\phi, \alpha, \beta) = \frac{p_D^\alpha \tau^\alpha p_X^{1-\alpha} \lambda(\phi, \alpha, \beta)^{\varphi-1}}{\phi \beta^\alpha} + \frac{\gamma}{\lambda} \quad (10)$$

由上文可知企业利润最大化要求企业选择最优产品质量,以使得质量调整后的边际成本最小,因此对式(10)右侧产品质量 λ 求导,根据一阶条件可得最优产品质量为:

$$\lambda(\phi, \alpha, \beta) = \left(\frac{\gamma \phi \beta^\alpha}{(\varphi - 1) p_D^\alpha \tau^\alpha p_X^{1-\alpha}} \right)^{\frac{1}{\varphi}} \quad (11)$$

将式(11)代入式(5)和式(9),可以求出企业的最优定价和最优边际成本:

$$c(\phi, \alpha, \beta) = \frac{\varphi}{\varphi - 1} \gamma \quad (12)$$

$$p(\phi, \alpha, \beta) = B \sqrt[\varphi]{\varphi \left(\frac{\gamma}{\varphi - 1} \right)^{\frac{1}{\varphi} + 1} \left(\frac{\phi \beta^\alpha}{p_D^\alpha \tau^\alpha p_X^{1-\alpha}} \right)^{\frac{1}{\varphi}}} \quad (13)$$

联立式(12)和式(13),得到均衡时企业的市场势力为:

$$Markup(\phi, \alpha, \beta) = \frac{p}{c} = B \sqrt[\varphi]{\varphi^{-1} \left(\frac{\varphi - 1}{\gamma} \right)^{1 - \frac{1}{\varphi}} \left(\frac{\phi \beta^\alpha}{p_D^\alpha \tau^\alpha p_X^{1-\alpha}} \right)^{\frac{1}{\varphi}}} \quad (14)$$

(四) 均衡结果分析

为了考察数字化对出口企业市场势力的影响,在式(14)两侧同时对 α 进行对数求导,进而得到:

$$\frac{\partial \ln \text{Markup}}{\partial \alpha} = \frac{1}{2\varphi} \ln \left(\frac{\beta p_X}{p_D \tau} \right) > 0 \quad (15)$$

上式表明,数字化能够提高企业的市场势力。因此,本文提出以下假说:

假说1:在其他条件不变的情况下,制造业数字化对出口企业市场势力有正向促进作用。

根据式(11)–(14),可以得到:

$$\frac{\partial \text{Markup}}{\partial (c/\lambda)} = -\frac{B}{2} \left[\varphi \left(\frac{\varphi-1}{\gamma} \right)^{\frac{1}{\varphi}-1} \left(\frac{\phi \beta^\alpha}{p_D^\alpha \tau^\alpha p_X^{1-\alpha}} \right)^{-\frac{1}{\varphi}} \right]^{-\frac{3}{2}} < 0, \quad \frac{\partial \ln(c/\lambda)}{\partial \alpha} = -\frac{1}{\varphi} \ln \left(\frac{\beta p_X}{p_D \tau} \right) < 0 \quad (16)$$

式(16)表明,数字化主要通过影响质量调整的边际成本来对企业市场势力起作用。数字化水平越高,企业质量调整的边际成本就越低,其市场势力就越大。根据已有文献,随着大数据、人工智能等数字技术的应用,数字化能够提高企业快速获取市场信息、充分吸收先进技术和有效应用数字服务的能力,有利于提高企业的创新积极性和研发能力,促使企业加速产品迭代更新和产品品质提升(施炳展,2016;陈剑等,2020)。其次,数字化能够降低企业生产单位质量产品的边际成本,生产成本的下降一方面来源于企业生产协作能力和运营管理效率的提升,另一方面来源于企业资源整合能力和采购水平的提高。需要注意的是,理论模型将企业出口贸易的冰山成本视为固定,但目前多数研究都表明企业数字化水平的提升能够显著降低出口销售的冰山成本,主要是由于数字化缓解了市场中的信息不对称,降低了交易双方的信息搜寻成本、信息匹配成本和沟通成本,提高了交易的沟通效率,缩短了交易中间流程,并且企业也可以通过建设海外网站、数字营销等渠道有效地降低海外的代理和分销成本(Lendle,2016)。据此,本文提出假说2:

假说2:在其他条件不变的情况下,制造业数字化能够降低出口企业的质量调整成本,进而提高企业市场势力。

接下来,本文区分同质化产品和异质化产品来进一步分析。由式(5)可知,出口产品价格取决于生产成本与出口产品质量的乘积,当保持成本不变时,出口产品质量越高,企业越能以更高的价格出口产品,此时企业的竞争模式为“质量竞争”。随着出口产品质量的提高,其成本加成也随之增加。当保持出口产品质量不变时,企业生产的边际成本越低,其产品价格就越低,此时企业的竞争模式为“价格竞争”。尽管此时企业的边际成本和产品价格都下降了,但是由于其质量调整的边际成本也下降,因此其市场势力也有所增加。将以上分析应用于同质化产品和异质化产品的分析,可以得出以下结论:

首先,由于 $\partial^2 \ln \lambda / (\partial \alpha \partial \varphi) = -\ln[(\beta p_X)/(p_D \tau)]/\varphi^2 < 0$,这说明随着产品差异化程度不断减小(φ 增加),数字化对出口产品质量的提升作用也越小。这主要是由于同质化产品在外观、性能、生产技术等方面高度趋同,在市场上容易被替代,面临高度竞争的市场环境,消费者对其价格变化更为敏感。因此,提升同质化产品的质量所带来的成本压力和提价压力较大,质量提升所带来的边际增益有限。因此,数字化水平的提高,对于同质化产品的质量提升效果相对有限。

其次,对于异质化产品,由于 $\partial^2 \ln(c/\lambda) / (\partial \alpha \partial \varphi) = \ln[(\beta p_X)/(p_D \tau)]/\varphi^2 > 0$,说明随着产品差异化程度不断增加(φ 减小),数字化对于出口产品“质量调整成本”的降低效应也越大,从而更加有利于企业市场势力的提升。这是由于“质量调整成本”对异质化产品的生产技术变化更加敏感。此时,企业可以利用数字技术大幅提升其产品质量,与此同时生产成本又不会同步增加,从而降低了质量调整成本,提升了产品的盈利能力。因此,相对于同质化产品,企业数字化水平的提高更有利于异质化产品的质量提升;相对于异质化产品,企业数字化水平的提高,更有利于同质化产品的成本节约。综上所述,本文提出假说3:

假说3:对于以出口同质化产品为主的制造业企业,数字化能显著降低其生产成本,从而压低产品价格,以获得价格优势,且由于数字化带来的成本节约效应能够补偿其产品价格下降所产生的损失,企业的市场势力有所提升;而对于以出口异质化产品为主的制造业企业,数字化有利于异质化产

品的质量提升,从而提高出口产品定价以扩大质量优势,市场势力也有所提升。

更进一步地,考察数字贸易壁垒 τ 的影响,通过式(15)对 τ 求偏导,得到:

$$\frac{\partial^2 \ln Markup}{\partial \alpha \partial \tau} = -\frac{1}{2\varphi\tau} < 0 \quad (17)$$

式(17)表明,数字贸易壁垒限制了数字化对企业市场势力的促进作用。也就是说,对数字化水平越高的企业,数字贸易壁垒对其市场势力提升的抑制作用越强。从式(10)来看,数字贸易壁垒主要是提高了数字要素投入的边际生产成本和冰山成本,降低了企业的质量调整成本,进而抑制了数字化对企业市场地位的促进作用。从已有文献来看,严格的数字贸易监管措施会阻碍企业获取市场信息和数据,降低企业数字要素的配置效率,妨碍市场竞争,抑制企业技术创新能力的提升(齐俊妍、强华俊,2021)。同时,烦琐的审查措施和贸易条件限制也增加了企业的合规成本,限制了企业产品的销售渠道(Gonzalez & Ferencz,2018)。据此提出假说4:

假说4:在其他条件不变的情况下,数字贸易壁垒的存在限制了出口企业市场势力的提升。数字化程度越高的企业,数字贸易壁垒对其市场势力的抑制作用越强。

四、模型设定与数据来源

(一)模型设定

为检验假说,本文基准回归模型设定如下:

$$\ln Markup_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 Dig_{jt} + \beta_2 X + \varphi_i + \varphi_j + \varphi_t + \varepsilon_{ijt} \quad (18)$$

$$\ln Markup_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 Dig_{jt} + \beta_2 DTRI_{ijt} + \beta_3 Dig_{jt} \cdot DTRI_{ijt} + \beta_4 X + \varphi_i + \varphi_j + \varphi_t + \varepsilon_{ijt} \quad (19)$$

以上各式中,下标 i, j, t 分别表示企业、行业和年份。主要被解释变量 $Markup_{ijt}$ 表示行业 j 的企业 i 在第 t 年的市场势力或加成率。主要解释变量 Dig_{jt} 表示行业 j 第 t 年的数字化水平, $DTRI_{ijt}$ 表示企业 i 第 t 年出口目的国的数字贸易壁垒。 X 表示企业、行业和地区层面的一系列控制变量, $\varphi_i, \varphi_j, \varphi_t$ 分别表示企业、行业、年份固定效应, ε_{ijt} 为随机扰动项。^① 在模型(18)的基础上,加入数字贸易壁垒 ($DTRI$),以及数字化水平与数字贸易壁垒的交互项 ($Dig \cdot DTRI$),以考察数字贸易壁垒、数字化水平对企业市场势力的综合影响,由此得到模型(19)。为降低变量之间的异方差性,对比例变量和虚拟变量之外的各控制变量采用对数形式。

(二)核心指标构建与变量定义

1. 市场势力。本文沿用 De Loecker et al(2016)的基本方法,使用加成率 ($Markup$) 来度量企业层面的市场势力。该方法可以计算企业层面的异质性市场势力,且假设条件较少,具体计算方法为:

$$Markup_{it} = \theta_{it}^m (\alpha_{it}^m)^{-1} \quad (20)$$

其中, θ_{it}^m 是企业可变要素投入的产出弹性, α_{it}^m 表示该要素投入的支出份额。Lu & Yu(2015)指出,中国企业劳动力和资本投入的流动性相比中间品投入更弱。因此,本文选取中间品投入作为企业最优生产决策的自由选择要素,设定生产函数为超越对数形式,并估计行业层面的生产函数和企业市场势力。

2. 数字化水平 (Dig)。本文采用投入产出法度量制造业的投入数字化水平。使用世界投入产出数据库(WIOD),以制造业中来自数字经济部门的投入与总投入的比值和制造业对数字经济部门的直接消耗和完全消耗作为制造业各行业投入数字化的衡量指标。然后,参考王永钦和董雯(2020)的

^①考虑到研究窗口期内有样本企业在二位码层面变更过行业,因此在控制企业固定效应的基础上,仍然控制行业固定效应。

思路,测算企业层面的数字化水平:

首先,需要先界定与数字经济和数字要素相关的行业及部门。本文参考联合国贸发会(UNCTAD, 2019)的数字经济行业分类标准,从世界投入产出表数据库(WIOD)中筛选与数字经济相关的依托行业作为制造业投入数字化的来源行业,见表1。其中,G46、G47、J58行业中仅有部分内容属于数字经济活动,不能直接用于数字化水平的测算,因此借鉴相关文献(许宪春、张美慧,2020;张晴、于津平,2020)的做法,引入行业数字经济调整系数,从中拆分出数字经济相关部门。

表1 数字要素投入的来源行业分类

数字要素投入来源	内容	WIOD中对应的行业代码(ISIC Rev 4.0标准)
数字设备设施	计算机、通讯设备、智能设备、数字媒体设备、电子元器件的制造、批发、零售	C26 计算机、电子元件、电子板的制造;计算机和周边设备、通信设备、电子消费品的制造;测量、检验、导航和控制设备的制造
		G46 批发贸易*(计算机、计算机周边设备及软件批发;电子电信设备及零件批发;互联网批发)
		G47 零售贸易*(信息和通信设备的零售;计算机、周边部件、软件和电信设备的零售;音像设备的零售;互联网零售)
数字技术应用	软件开发、电信、广播电视和卫星传输服务、互联网相关服务、信息技术服务	J61 有线、无线、卫星及其他电信活动
		J62 计算机软件开发、程序设计;计算机咨询服务及设施管理活动
		J63 数据信息的处理、储存及有关活动;门户网站及其他信息服务活动
数字要素驱动	互联网平台、数字内容与媒体、数字化服务	J58 出版活动*(数字内容出版)
		J59 电视、录像和电影节目的制作;录音及音乐作品的出版
		J60 网络、电视、电台广播和节目制作活动
		M73 网络调研服务和广告

注:*表示该行业中只有部分活动属于数字经济的内容,需要进行拆分再计入数字要素的投入来源。

使用投入产出法测度数字化水平时主要有两类指标:直接消耗系数和完全消耗系数。直接消耗系数是生产一单位产成品所直接消耗的来自数字经济部门的投入量,计算公式为:

$$Dig_j^{direct} = \sum_d D_{dj} / T_j \tag{21}$$

其中, Dig_j^{direct} 表示由直接消耗系数衡量的制造业j的投入数字化水平, D_{dj} 代表制造业j的单位产出中来自数字经济部门d的投入额, T_j 表示制造业j来自所有行业的总投入。直接消耗系数只考虑了生产过程中来自各个部门的直接投入,而完全消耗系数则考察了数字经济部门通过直接和间接关联效应对制造业部门的全面影响,计算公式为:

$$Dig_j^{complete} = \sum_d (a_{dj} + \sum_{k=1}^n a_{dk} a_{kj} + \sum_{l=1}^n \sum_{k=1}^n a_{dl} a_{lk} a_{kj} + \dots) \tag{22}$$

其中, $Dig_j^{complete}$ 是完全消耗系数计算的制造业j的投入数字化水平,上式右边第一项为制造业j对数字经济部门d的直接消耗,第二项为制造业j通过k部门对d部门的第一次间接消耗,第三项为制造业j通过k和l部门对d部门的第二次间接消耗……依次累加到第n轮。本文采用完全消耗系数进行基准回归,直接消耗系数则用于稳健性检验。

其次,在得到行业层面的数字化水平之后,借鉴王永钦和董雯(2020)的方法,测算企业层面工业机器人渗透度的思路,构造企业层面数字化水平指标:

$$Dig_{ijt}^{complete} = \frac{PC_{ij,2004} / FA_{ij,2004}}{PC_{j,2004} / FA_{j,2004}} Dig_{jt}^{direct} \tag{23}$$

其中, $PC_{ij,2004} / FA_{ij,2004}$ 表示制造业j行业i企业2004年期末在用计算机数量与其固定资产的比值,反映企业基期的数字化投入水平; $PC_{j,2004} / FA_{j,2004}$ 表示2004年制造业j行业所有企业期末在用计算机数量与其固定资产比值的中位数。

最后,利用同时期日本行业层面的数字化投入的完全消耗系数,构造中国企业数字化水平的工具变量:

$$Dig_JP_{ijt}^{complete} = \frac{PC_{ij,2004}/FA_{ij,2004}}{PC_{j,2004}/FA_{j,2004}} Dig_JP_{jt}^{direct} \quad (24)$$

图 1 描述了 2005—2013 年样本企业数字化水平与市场势力均值的变化趋势。如图 1(A)所示,在样本区间内,企业市场势力的分布随时间推移而表现出逐渐右偏的趋势。与此同时,图 1(B)显示制造业数字化水平均值在整体上呈不断上升的趋势。特别是在 2008 年之后,制造业出口企业的数字化水平和市场势力迅速增长。

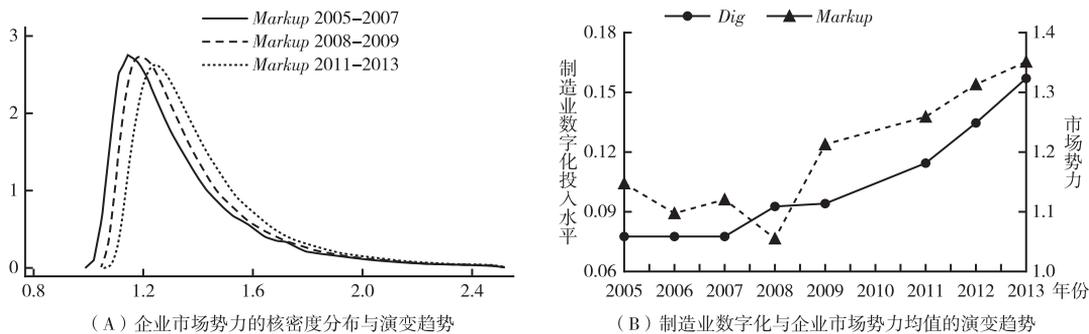


图 1 制造业数字化与出口企业市场势力的特征事实

3. 数字贸易壁垒(DTRI)。本文使用经合组织(OECD)公布的数字贸易限制指数(digital services trade restrictiveness index, DSTRI)来度量企业出口目的国的数字贸易壁垒水平。该指数聚焦各国的数字贸易监管政策,从基础设施和连通性、电子交易、支付体系、知识产权以及其他领域(主要包括数据跨境流动限制、数据下载限制、在线广告限制、强制技术转让等准入标准或经营标准)五个方面建立评估框架,使用频度分析法量化各国影响数字贸易的监管壁垒。DSTRI 指数的数值位于 0 到 1 之间,数值越接近 1 意味着限制程度越高。OECD 数据库提供了世界主要贸易对象国和经济体的数字贸易壁垒的可比信息,时间跨度为 2014—2022 年。但仅以监管政策为出发点评估数字贸易的限制情况,会在一定程度上忽视不同国家数字经济水平、贸易发展环境和监管治理能力的现实差异(王岚,2021)。为此,本文借鉴刘斌和赵晓斐(2020)用量差法测度贸易壁垒的思路,对该指数进行调整,具体计算方法为:

$$DTRI_{e,t} = \frac{(Digital_{mt}/GDP_{mt}) - (Digital_{et}/GDP_{et})}{Digital_{mt}/GDP_{mt}} \quad (25)$$

$$DTRI_{et} = \frac{DTRI_{e,t}}{DTRI_{e,2014}} DSTRI_{e,2014} \quad (26)$$

其中, $DTRI_{e,t}$ 代表量差法计算的各目的国历年数字贸易壁垒水平,其中 $Digital_{et}$ 代表目的国 e 第 t 年的数字贸易额, GDP_{et} 代表目的国 e 第 t 年的 GDP 水平,二者比值 $Digital_{et}/GDP_{et}$ 表示数字贸易自由化水平,下标 m 表示第 t 年所有目的国中数字贸易自由化水平最高的国家。本文以 2014 年为基准期,使用量差法对各目的国的 DSTRI 指数进行逐年换算调整,进而得到最终的数字贸易壁垒指标 $DTRI_{et}$ 。然后再以企业每年出口至不同目的国的出口份额为权重,计算加权均值 $DTRI_{ijt}$ 作为企业面临的数字贸易壁垒水平。

4. 控制变量。本文还控制了一系列控制变量,具体包括:(1)企业规模($scale$),采用企业从业人员数表示;(2)企业年龄(age),采用样本当年年份与成立年份差值表示;(3)资本密集度($capital$),采用企业人均资本存量表示;(4)政府补贴($subsidy$),反映企业是否获取政府补贴,若获得政府补贴则取值为 1,否则取值为 0;(5)融资约束($finance$),采用企业利息支出与固定资产的比值表示;(6)企业

出口比率(*exp_rat*),使用企业出口交货值除以工业总产值来表示;(7)企业所在地区的经济发展水平(*gdp*),采用城市层面 GDP 表示;(8)企业所在地区的数字基础设施水平(*dig_inf*),借鉴赵涛等(2020)的做法,选取企业所在城市的互联网普及率、移动电话普及率、人均电信业务总量以及计算机服务和软件业从业人员占城镇单位从业人员比重四个指标,使用主成分分析法构建得到。

(三)数据来源与说明

本文核心变量构建使用的数据主要包括五大类:(1)计算市场势力所用的企业层面的数据来自2005—2013年中国工业企业数据库(简称工企库),沿用 Brandt et al(2012)的方法对其进行匹配,并借鉴寇宗来和刘学悦(2020)、祝树金等(2021)的做法,对数据质量问题进行处理,剔除异常值,并补齐数据库中部分年份工业增加值、中间品投入、劳动力工资等关键指标缺失的数值。^①(2)企业贸易数据来自2005—2013年中国海关数据库,参照 Yu(2015)的做法将其与中国工业企业数据库进行匹配,得到合并数据库;并参考苏丹妮等(2018)的做法,剔除了不满足研究条件的样本。(3)投入产出数据来自2016版的WIOD数据库,由于该数据库采用国际行业分类标准ISIC Rev 4.0,本文将其在二位码行业层面与中国国民经济行业分类标准的四位码行业进行对应统一。(4)计算数字贸易壁垒所用的数据来自OECD—DSTRI数据库,数字贸易额的数据来自联合国贸发会(UNCTAD)的“数字交付服务贸易额”,对于少数出口目的国数据缺失的问题,使用与该目的国同属于同一自贸区,且地理位置、制度环境和数字贸易自由化程度最接近的国家数据予以替代。(5)计算行业和地区层面控制变量的数据来自国泰安(CSMAR)数据库和国家统计局。主要变量的描述统计如表2所示。

表2 变量选取与描述性统计量

变量符号	变量名称	观测值	平均值	标准差	最大值	最小值
<i>Markup</i>	市场势力/加成率	228936	1.2395	0.5710	2.2312	0.9716
<i>Dig</i>	投入数字化水平	228936	0.4533	0.1276	0.8321	0.0076
<i>DTRI</i>	数字贸易壁垒	228936	0.2210	0.1560	0.4550	0.0210
<i>scale</i>	企业规模	228936	9.6415	1.3825	17.7988	2.6376
<i>age</i>	企业年龄	228936	8.7876	6.5015	97	1
<i>capital</i>	资本密集度	228936	3.7844	1.2716	14.3191	-6.7567
<i>subsidy</i>	政府补贴	228936	0.3710	0.3356	1	0
<i>finance</i>	融资约束	228936	0.1437	0.1590	0.5999	0
<i>exp_rat</i>	出口比率	228936	0.5731	0.2001	0.9832	0.0576
<i>gdp</i>	经济发展水平	228936	11.0954	1.3895	18.3567	1.2765
<i>dig_inf</i>	数字基础设施	228936	0.2744	0.1487	0.9467	0.0423

五、实证结果与分析

(一)基准回归结果

表3汇报了基准模型的面板数据回归结果。模型(18)的结果展示在表3的Panel A中,为了保证回归结果的稳健性,列(1)—(3)分别汇报了不加控制变量的OLS回归、加控制变量的OLS回归,以及加控制变量的固定效应模型的回归结果。列(4)在列(3)的基础上修改了聚类稳健标准误的层级,使其聚类到二位码行业层面,以检验回归结果的稳定性。另外,考虑到数字化水平对企业出口绩效的影响可能存在滞后性,本文还使用数字化水平的滞后一期项替代列(3)中的当期项进行回归,结果如列(5)。从回归结果来看,在以上所有情形下,数字化水平*Dig*的回归系数均至少在5%水平上显著为正,说明数字化显著提高了制造业出口企业的市场势力,进而验证了假说1。从其经济显著性

^①其中,估计企业的劳动总成本的算式为:(企业各年应付工资额×该企业2005—2007年总劳动力成本)/应付工资总额的平均值;2008年和2009年的折旧值的算式为:(当年固定资产×该企业2005—2007年折旧)/固定资产合计的平均值;由于2010年数据存在较为严重的质量问题,本文将其从研究期中剔除。

来看,数字化水平(按照完全消耗系数计算)的绝对值每增加一个单位,对应的企业市场势力就上升59.4%。由此可见,在经济意义上,数字化对于企业的市场势力存在显著的正向影响。

表3的Panel B汇报了模型(19)的结果,在模型(18)的基础上进一步引入了数字贸易壁垒的作用及其交互效应($Dig \cdot DTRI$)。Panel B各列的结果均显示,数字化和数字贸易壁垒的交互项在1%水平上显著为负,说明数字贸易壁垒减弱抑制了数字化对企业市场势力的促进作用,且数字化程度越高的企业,数字贸易壁垒对其市场势力的抑制效应越强,该结果验证了本文的假说4。数字贸易壁垒提高了数字化企业参与数字贸易的市场门槛,导致其向国外提供产品或服务的成本有所增加,阻碍了企业向海外市场输出数字要素嵌入度高的高端产品,进而削弱了出口企业数字化转型的效果。

表3 基准回归结果

变量	ln(Markup)				
	OLS 回归	加控制变量	加固定效应	改标准误	解释变量滞后
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel A: 模型(18)					
Dig	0.655*** (0.146)	0.560*** (0.170)	0.594*** (0.114)	0.594** (0.236)	0.702** (0.311)
控制变量	否	是	是	是	是
企业、行业、年份固定效应	否	否	是	是	是
观测值	228936	228936	228936	228936	149277
R ²	0.099	0.214	0.772	0.772	0.635
Panel B: 模型(19)					
Dig	0.670** (0.265)	0.580* (0.297)	0.601** (0.255)	0.601* (0.311)	0.421* (0.217)
$DTRI$	-0.151* (0.082)	-0.142** (0.072)	-0.110** (0.046)	-0.110 (0.099)	-0.170*** (0.042)
$Dig \cdot DTRI$	-0.055*** (0.010)	-0.057*** (0.013)	-0.068*** (0.014)	-0.068** (0.030)	-0.074*** (0.016)
控制变量	否	是	是	是	是
企业、行业、年份固定效应	否	否	是	是	是
观测值	228936	228936	228936	228936	149277
R ²	0.114	0.301	0.831	0.831	0.654

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著,括号中展示的是聚类稳健标准误,如无特殊说明,聚类到企业层面。下同。

(二) 稳健性检验

为了进一步检验结果的可靠性,本文使用多种方法对基准模型(19)的回归结果进行稳健性检验:

1. 替换被解释变量。在基准回归中,本文使用 De Loecker et al(2016)的方法来测算企业市场势力。此方法虽然严谨,但也存在不可避免的计量误差,且计算过程复杂,无形中降低了估计结果的准确性。为了检验结果的稳健性,本文采用会计方法计算企业的市场势力,测算策略主要利用 Domowitz(1986)提供的公式,即:市场势力=(企业当年工业增加值+净中间品投入)/(当年劳动力工资+净中间品投入)。其基本思想是用企业平均成本代替边际成本来计算市场势力,因此测度结果有一定偏差,但也可以作为市场势力的不完美替代指标,更换市场势力测度方式后的回归结果列示在表4的列(1)。结果显示,在替换被解释变量之后,核心解释变量和交互项的回归系数符号及其显著性并没有发生根本变化,表明基准回归的结论较为稳健。

2. 替换解释变量。第一,对于投入数字化水平,基准回归使用完全消耗系数进行计算,作为替代检验,本文使用直接消耗系数对其进行替换,回归结果见表4列(2)。第二,对于数字贸易壁垒,考虑到量差法潜在的计量误差以及 DSTRI 指数的稳定性,本文直接使用2014年各目的国的 DSTRI 指

数代替其他年份,并重新计算企业层面的数字贸易壁垒,更换指标后的回归结果见表4列(3)。根据表4结果来看,更换上述两种指标后解释变量和交互项的回归系数符号及其显著性并没有发生根本变化,依然支持之前的结论。

3. 样本选择偏差。基准回归中删除了出口额为零的企业样本,但企业是否存在出口行为可能并非随机分布的,通常只有部分企业能够满足出口的市场准入条件,因此直接剔除未出口企业样本可能会受到未观测因素的限制而产生内生性,从而导致样本选择偏差。为此,本文利用 Heckman 两步法对包括全部出口企业 and 非出口企业的样本进行了重新估计,采用 probit 模型分析企业参与出口的影响因素,由此获得逆米尔斯比率(IMR),然后将逆米尔斯比率加入基准回归方程。表4列(4)(5)分别汇报了两阶段的回归结果。可以看出,在考虑了潜在的样本选择偏差问题之后,核心解释变量和交互项的回归系数符号及其显著性并没有发生根本变化,这说明本文的核心研究结论是比较稳健的。且由于逆米尔斯比率的估计系数不显著,说明基准回归并不存在严重的样本选择偏差,这进一步佐证了基准回归的稳健性。

表4 稳健性检验

变量	替换变量			Heckman 两步法	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Dig</i>	0.931*** (0.281)	0.441** (0.183)	0.751** (0.377)	1.730*** (0.477)	0.582** (0.238)
<i>DTRI</i>	-0.260** (0.131)	-0.068* (0.040)	-0.646*** (0.120)	-0.376*** (0.118)	-0.119** (0.060)
<i>Dig · DTRI</i>	-0.126** (0.050)	-0.037*** (0.007)	-0.427*** (0.083)	-0.235*** (0.063)	-0.059*** (0.011)
<i>L_ExportDum</i>				1.713*** (0.013)	
<i>IMR</i>					-0.085 (0.276)
控制变量	是	是	是	是	是
企业、行业、年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	228936	228936	228936	1227828	183625
R ²	0.708	0.698	0.801	—	0.906

注:括号中展示的是回归系数的行业层面聚类稳健标准误;*L_ExportDum*表示企业滞后一期的出口虚拟变量。

4. 改变样本。本文使用的样本可能存在以下问题:第一,按照本文测算企业层面数字化投入的方法,会导致2004年新进入出口市场的企业无法被囊括在样本中,存在样本损失。为此,参考张晴和于津平(2021)的思路,采用一种相对粗糙的方法计算企业层面的数字化水平,以将2004年之后新进入的企业纳入样本之中。其计算思路是先计算行业层面的数字化水平,然后利用企业人均资本存量与其所处行业人均资本存量均值的比值作为换算系数,得到企业层面的数字化水平,补全样本之后再行回归。第二,样本期为2005—2013年,期间中国工业企业数据库对规模企业的统计口径进行了调整,2010年以前为规模500万元以上的企业,2010年之后为规模2000万元以上的企业,因此,本文删除2005—2009年间营业收入在2000万元以下的企业,统一口径之后再行回归。第三,样本期跨度较长可能会导致数字贸易壁垒的估计值出现较高偏差,因此本文使用样本期为2011—2013年的数据进行回归。结果显示^①,在经历一系列更换样本的操作后,解释变量和交互项的回归系数符号及其显著性并没有发生根本变化,说明本文基准回归的结论依旧稳健。

5. 更换研究数据和研究期间。由于本文基准回归使用的工业企业数据年份较早,可能存在一定的时效性问题。为此,本文将2005—2016年制造业上市公司数据与海关数据进行匹配,进行进一步检验。首先,按照企业名称、法定代表人、邮政编码和后7位电话号码将海关数据逐次匹配到上市公

①限于篇幅,本节部分回归结果未在正文中展示,感兴趣的读者可联系作者索取。

司面板数据中。其次,需要重新计算关键指标:一方面参考庞瑞芝等(2022)的做法,使用上市公司数字化的硬件和软件投资与其总资产之比表征企业投入数字化水平(Dig);另一方面,由于上市公司并不公布中间投入与工业增加值指标,本文按照公式“工业增加值=劳动者报酬+生产税净额+固定资产本年折旧+营业盈余”与“工业中间投入=工业总产值+本年应交增值税-劳动者报酬-生产税净额-固定资产本年折旧-营业盈余”进行计算。此外,为了剔除加成率测算过程中价格因素的影响,营业收入、中间投入和固定资产净额均以2005年为基年,分别按照国家统计局公布的工业品出厂价格指数、工业生产者购进价格指数和固定资产投资价格指数进行平减。除了以上过程之外,保持控制变量的选取与基准回归相一致。在改变研究数据以及研究期之后,本文对主要结果进行了回归,结果发现,核心结论保持不变。

(三)异质性分析

由于企业所在的行业特征不同,数字贸易壁垒也存在不同的政策领域,这些差异可能会导致投入数字化和数字贸易壁垒对企业绩效的影响存在异质性。为此,本文基于行业和政策层面的多个维度对基准模型的异质性开展讨论分析。

1. 行业要素密集型。不同类型要素密集型的行业对数字化的需求不同,因而数字贸易壁垒的交互效应也不同。本文将制造业行业按要素密集型分为资源密集型、劳动密集型、资本密集型和技术密集型,并对基准模型(19)进行分组回归。结果表明,数字要素投入对各要素密集型行业的企业市场势力均有显著提升作用,但资本密集型和技术密集型这类数字化水平较高的行业受到数字贸易壁垒的冲击和抑制作用更为突出。可能的原因在于:各国设立数字贸易壁垒的主要目的是防止数据侵犯和泄露,防范知识产权剽窃,保护国内企业的竞争优势以及维护国家数字主权等,因此政策工具主要针对资本运作、数据治理、知识产权保护、技术使用等领域进行限制(王岚,2021),因此数字贸易壁垒对资本密集型和技术密集型行业影响较大。

2. 数字贸易壁垒政策领域。不同政策领域对数字贸易的限制程度存在差异,为此,本文进一步考察基础设施联通、电子交易、支付体系、知识产权以及其他障碍这五类数字贸易限制政策对出口企业市场势力的影响,使用DSTRI数据库中各政策领域的细分指标重新计算各细分项目的数字贸易壁垒水平,并对基准模型(19)进行变量替换后做分组回归。结果显示,除了支付体系领域的数字贸易壁垒的影响不显著之外,其他四个领域的数字贸易壁垒均显著抑制了制造业数字化对市场势力的促进作用。原因在于,数字基础设施连通和数据跨境流动是开展数字化生产和贸易的基础(Ferencz, 2019),电子交易系统兼容性以及其他障碍领域的在线广告和流媒体的非限制性是促成数字贸易完成的必要条件(齐俊妍、强华俊,2021),知识产权则是增加高技术、高创新的数字产品出口的关键因素,因而各国在这些领域的限制措施范围最广且限制程度最高,对数字贸易和出口企业数字化转型产生了较大的负向影响。相比之下,各国在支付体系方面的开放程度则较高,对数字贸易的阻碍作用较小。

六、内生性处理

遗漏变量偏误和反向因果等问题可能会导致基准模型的估计偏差,本文分别从数字贸易壁垒和数字化水平两个角度进行考察。

1. 数字贸易壁垒。本文所使用的出口目的国的数字贸易壁垒是严格外生给定的,不受企业层面因素的影响。但贸易壁垒的存在可能会影响企业的出口贸易额,从而导致内生性问题。为此,本文借鉴Amiti & Konings(2007)的做法,使用企业出现在样本中的起始年份的出口额为权重重新计算企业出口目的地历年数字贸易壁垒的综合水平,这能有效规避企业出口额与数字贸易壁垒之间的相互干扰,回归结果见表5列(1),结果显示在考虑这一问题后,结论依然稳健。

2. 工具变量法。对于因企业数字化水平指标而可能导致的内生性问题,本文使用工具变量法(IV)予以缓解。其中工具变量的选取综合参考Acemoglu & Restrepo(2020)、王永钦和董雯(2020)、祝树金等(2021)的做法,使用同时期日本行业层面数字化投入的完全消耗系数构造中国企业数字化水平的

工具变量,具体计算方法在前文已经做了介绍。选取该工具变量的原因如下:第一,在样本期内日本制造业数字化水平领先于中国,但是其发展趋势与中国同时期比较接近。日本自2001年起实施“IT立国战略”,制定《e-JAPAN战略》,在此推动下,日本工业领域的信息化和数字化建设迎来了较快地发展。在同时期,中国也开始关注和推进工业信息化、数字化建设,在研究期间内,日本的工业信息化、数字化建设情况与中国的趋势基本类似(见图2)。第二,日本是在工业领域较早进行信息化、数字化建设和探索的国家,其发展趋势能够反映各工业行业的技术进步趋势。第三,日本的工业数字化水平较少受中国经济因素的影响,更不会直接影响中国企业的市场势力,该工具变量满足外生性假设。利用该工具变量并进行IV-2SLS回归,结果见表5列(2)-(4)。其中,第一阶段 Kleibergen-Paap rk LM 和 Kleibergen-Paap Wald rk F 检验拒绝了工具变量识别不足和弱识别的原假设,说明了工具变量选取的合理性,同时,第二阶段核心变量回归系数符号及其显著性并没有发生根本变化,再次说明本文核心结论是稳健的。

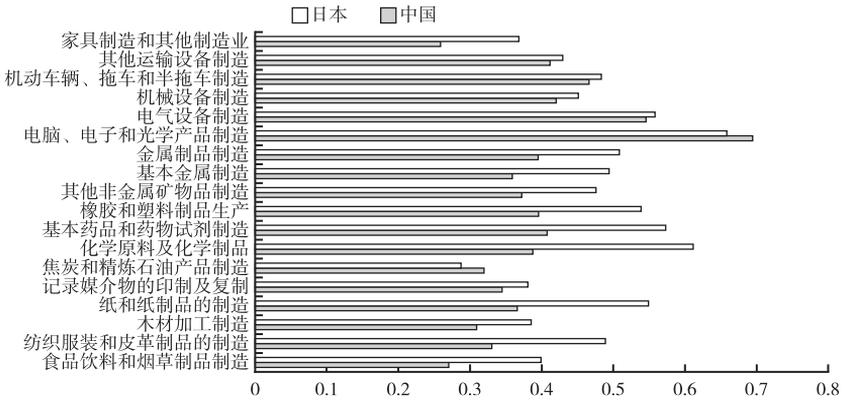


图2 中国与日本制造业分行业数字化投入水平情况对比(2005—2013年,完全消耗系数)

表5 内生性处理

变量	数字贸易壁垒	工具变量(IV-2SLS)			双重差分(DID)
	改变出口权重	一阶段	二阶段		TWFE-OLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Dig</i>	0.700** (0.275)		1.018*** (0.201)	1.100* (0.598)	
<i>Dig · DTRI</i>	-0.016** (0.007)			-0.203*** (0.077)	
<i>DTRI</i>	-0.134** (0.068)			-0.678* (0.376)	
<i>Dig_JP</i>		0.724*** (0.133)			
<i>Treat · Post</i>					0.318*** (0.059)
控制变量	是	是	是	是	是
企业、年份固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	否
Kleibergen-Paap rk LM 统计量		336.101 [0.0000]			
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量		273.332 {16.38}			
观测值	228936	227304	227304	227304	86474
R ²	0.802		0.721	0.765	0.653

注:Kleibergen-Paap 统计量中的中括号内是工具变量检验的 P 值,大括号内是 Stock-Yogo 检验 10%水平上的临界值。

3. 双重差分法。此外,本文还利用双重差分法(DID)进一步验证本文的结论。2007年,党的十七大提出“大力推进信息化和工业化融合”的发展战略,并于2008年成立工业和信息化部,负责实施和开展“两化融合试点示范工程”,在此背景下,先后批准了16个国家级“两化融合”试验区。^①“两化融合试点示范工程”旨在利用数字信息技术提升和改造传统制造业,推动制造业企业实现设计研发数字化、制造装备智能化、生产过程自动化以及经营管理网格化,并培育电子商务、数字医疗、软件信息服务等新兴业态。“两化融合试点示范工程”的实施,加快了试验区内制造业企业的数字化、信息化转型进程,大幅提高了试验区内企业的数字化投入水平,为本文模型中的内生性问题提供了一个良好的解决办法。本文将国家级“两化融合”试验区的设立作为制造业数字化水平提升的一次准自然实验,利用交错型双重差分法进一步验证制造业数字化对出口企业市场势力的影响,模型设定如下:

$$\ln Markup_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \cdot Post_{it} + [X \cdot f(t)]' \theta + \varphi Treat_i \cdot t + \phi_i + \phi_t + \varepsilon_{it} \quad (27)$$

$$\ln Markup_{it} = \beta_0 + \sum_{k=-4}^4 \beta_k \cdot Treat_i \cdot I_k + [X \cdot f(t)]' \theta + \varphi Treat_i \cdot t + \phi_i + \phi_t + \varepsilon_{it} \quad (28)$$

其中, $Treat_i \cdot Post_{it}$ 为核心自变量,具体来说, $Post_{it}$ 表示企业 i 所在城市在 t 年是否被评为国家级“两化融合”试验区城市,若是则数值为1,若不是则数值为0; $Treat_i$ 表示企业 i 所在城市是否为处理组样本,是则为1,不是则为0。对于处理组和对照组样本的选取,将研究窗口期内所在城市被评为国家级“两化融合”试验区的的企业设定为处理组,并以这些城市所在省份的未被评为国家级“两化融合”试验区的其他城市的企业为对照组。 $Treat_i \cdot t$ 表示处理组与时间趋势的交互项。 $f(t)$ 为时间趋势 t 的三次多项式,加入 $f(t)$ 与控制变量的交互项,能够控制可观测变量的变动趋势,更灵活地捕捉处理组与控制组之间在前定变量上的差异。 I_k 为哑变量,若年份 t 与入选国家级“两化融合”试验区的城市的年份之差为 k 时,则 I_k 赋值为1,否则取0,以 $k = -1$ (2008年)为基准组。其余各变量的含义与前文保持一致。式(27)为DID基准模型,式(28)则用于检验平行趋势^②。

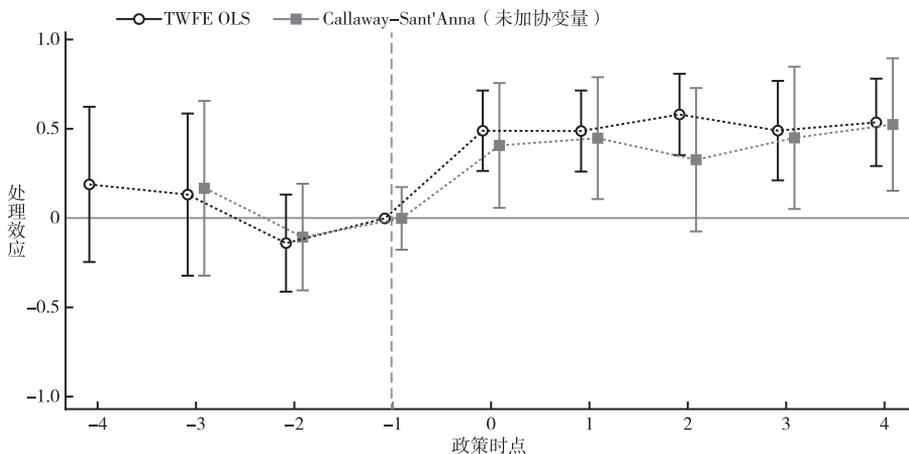


图3 平行趋势检验

模型(27)的回归结果如表5列(5)所示,其中核心自变量的回归系数约为0.318,且在1%水平上显著,说明在样本窗口期内,处理组样本的市场势力比对照组样本的市场势力高出37.4%。由于窗口期内国家级“两化融合”试验区的设立主要影响制造业企业的数字化转型和数字化投入,因此该

^①2009年,工信部批准上海市、重庆市、珠三角、广州市、内蒙古呼包鄂地区、南京市、青岛市、唐山暨曹妃甸地区8个地区为第一阶段国家级“两化融合”先行试验区;2011年,又批准沈阳市、广西柳(州)桂(林)、陕西西(安)咸(阳)、郑州市、合肥市、昆明市、兰州市、湖南长(沙)株(洲)(湘)潭城市群8个国家级“两化融合”试验区。在2005—2013年间,共批准了16个国家级“两化融合”试验区。

^②为便于分析和检验,本文在进行双重差分回归时,根据移动平均法利用前三年数据补齐了2010年缺失的数据。

双重差分的设计再次验证了本文假说1的结论。使用双重差分法需要满足平行趋势假设和政策外生性假设,本文使用式(28)进行平行趋势检验,如图3所示,其中,政策前系数均不显著,而从政策实施当年起,各交互项系数均显著。可知平行趋势假设成立,说明该政策满足差分意义上的外生性,因此可以使用双重差分法(黄炜等,2022)。此外,根据 Baker et al(2022),当处理组样本受到处理的开始时间不同时,传统的交错型 DID 的估计系数存在估计偏差,可能会与真实的平均处理效应方向相反。为此,本文参考 Callaway & Sant'Anna(2021)提出的稳健估计量,在考虑多期双重差分法处理异质性的基础上重新修正了平行趋势(见图3),修正后的结果依然稳健。

七、机制分析与拓展分析

(一)作用机制分析

根据理论分析,制造业数字化对于出口企业的同质化产品和异质化产品的影响可能有所不同。为了检验上述命题,首先,借鉴 Rauch(1999)的研究将企业的出口产品划分为同质化产品和异质化产品。Rauch(1999)将在交易所交易的贸易产品和有参考价格的贸易产品划分为同质化产品,将其其他无参考价格的贸易产品归为异质化产品。本文依据其思路,将 Rauch(1999)划分的两类产品相对应的 SITC 编码与海关库中出口产品的 HS6 位编码相匹配,进而将样本分为同质化产品和异质化产品进行检验。

其次,借鉴 De Loecker et al(2020)的研究思路计算出口企业的成本指标,具体是计算企业的管理成本(管理费用/销售收入, adm_cost)、冰山成本(销售费用/销售收入, ice_cost)和劳动力成本(应付工资薪酬总额/销售收入, lab_cost),三者加总得到企业的总成本($cost$)。

然后,根据苏丹妮等(2018)的方法估算企业一产品层面的出口产品质量($quality$)。该方法利用事后推理的思路并假设消费效用函数为 CES 形式,通过计量回归得到。虽然其测算所依据的数学模型与本文的模型形式略有不同,但不妨碍本文使用该方法计算企业的出口产品质量。在估计时,产品之间的替代弹性取固定值为 3。HS6 位码层面的出口产品质量是由其对应的 HS8 位码层面的出口产品质量按照出口份额加权得到。

最后,计算企业出口产品在 HS6 位码层面的出口产品价格($price$)。海关数据中涵盖了企业 HS8 位码层面的出口产品总额和出口数量,将其分别加总对应到 HS6 位码层面,并用出口额除以出口数量得到单位产品价格,用以衡量出口产品价格。

为检验上述机制,基于模型(18)和模型(19),将被解释变量替换为企业出口产品质量和出口产品价格的对数值进行回归。为了便于对比和分析,将同质化产品和异质化产品两类样本分开进行机制检验,得到表 6。并且,将每个企业按照其同质化产品出口额和异质化产品出口额的相对大小,分成同质化产品出口导向型企业和异质化产品出口导向型企业两大类,进行分组检验,得到表 7 和表 8。

1. 同质化产品。表 6 的列(1)(3)展示了同质化产品的回归结果。根据回归结果来看,数字化并没有显著提高同质化产品的出口产品质量,但却降低了其出口产品价格。表 7 的回归结果显示,对于同质化产品出口导向型企业来说,数字化能够大幅降低这些企业的生产成本,为企业提供成本优势。而由于成本的节约,同质化产品的出口价格也有所下降,从而能够发挥价格优势,提高出口数量。并且,对于同质化产品出口导向型企业,数字化也最终提高了其加成率,这表明对于这些企业,数字化的成本节约效应要高于出口产品价格的下调幅度,最终导致其成本加成定价能力有所提升。根据表 8 可以看出,数字贸易壁垒导致以出口同质化产品为主的企业的管理成本和冰山成本有所上升,从而削弱了上述过程,阻碍了这些企业市场势力的提升。

2. 异质化产品。类似地对异质化产品的样本进行分析。不难发现,数字化显著促进了异质化产品的质量升级,从而提高了其产品的出口价格。并且,对于异质化产品出口导向型企业来说,数字化也使得其管理成本和冰山成本有所下降,但作用效果没有同质化产品那么明显。因此,对于异质化产品出口导向型企业,数字化可以通过成本节约效应和产品质量升级效应,使企业质量调整的成本

明显下降,并且产品定价有所上升,从而有利于企业巩固质量优势以提高市场势力。而数字贸易壁垒的存在,导致企业管理成本和冰山成本有所提升,并且不利于企业产品质量的改进,使得出口产品价格提升受到抑制,导致企业在出口市场上的议价能力有所下降。以上结果验证了假说2和假说3。

表6 作用机制分析(一)

变量	ln(price)		ln(quality)		异质出口/同质出口
	同质	异质	同质	异质	
	(1)	(2)	(3)	(4)	
<i>Dig</i>	-0.003*** (0.001)	0.006*** (0.002)	0.001 (0.001)	0.032*** (0.007)	0.016*** (0.002)
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	否	否	否	否	是
企业—产品固定效应	是	是	是	是	否
行业、年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	1041664	2232120	1041664	2232120	228936
R ²	0.775	0.832	0.749	0.808	0.831

表7 作用机制分析(二)

变量	同质化产品出口导向			异质化产品出口导向		
	ln(quality)	ln(cost)	ln(Markup)	ln(quality)	ln(cost)	ln(Markup)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Dig</i>	0.004 (0.003)	0.010*** (0.003)	0.451** (0.205)	0.012*** (0.002)	-0.005* (0.03)	0.633*** (0.200)
<i>Dig</i> · <i>DTRI</i>	-0.001 (0.002)	0.006*** (0.002)	-0.017** (0.008)	-0.002** (0.001)	0.007*** (0.002)	-0.036** (0.007)
<i>DTRI</i>	0.000 (0.000)	0.011** (0.005)	-0.136* (0.075)	-0.004** (0.002)	0.003 (0.002)	-0.156* (0.091)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业、行业、年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	80128	80128	80128	148808	148808	148808
R ²	0.654	0.721	0.809	0.734	0.790	0.851

表8 作用机制分析(三)

变量	同质化产品出口导向			异质化产品出口导向		
	ln(adm_cost)	ln(ice_cost)	ln(lab_cost)	ln(adm_cost)	ln(ice_cost)	ln(lab_cost)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Dig</i>	-0.033*** (0.004)	-0.012*** (0.003)	0.002* (0.001)	-0.045* (0.025)	-0.034** (0.015)	-0.001 (0.000)
<i>Dig</i> · <i>DTRI</i>	0.005** (0.002)	0.016*** (0.004)	0.003* (0.002)	0.015** (0.006)	0.007** (0.003)	0.018* (0.010)
<i>DTRI</i>	0.006 (0.004)	0.003* (0.002)	0.002 (0.002)	0.055 (0.045)	0.014* (0.008)	0.021 (0.017)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业、行业、年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	80128	80128	80128	148808	148808	148808
R ²	0.673	0.700	0.705	0.876	0.901	0.835

另外,表6列(5)利用企业层面的数字化水平对企业出口产品中异质化产品的出口比重进行回归,结果发现回归系数显著为正,这说明数字化水平的提升提高了企业产品布局中异质化产品的比重。数字化水平的提升,降低了国际市场上企业产品的“搜索成本”,并使得消费者更容易进行“比价”,进而对同质及相似的产品价格产生了压力。同时,较低的“搜索成本”也意味着,消费者可以更容易搜索到稀缺和利基产品,从而产生“长尾效应”(金祥义、施炳展,2022)。因此,数字化使得企业有动机生产更多的异质化产品,以培育质量优势。

(二)拓展分析:数字化、市场结构与资源配置

上文从企业视角检验了制造业数字化和数字贸易壁垒对企业市场势力的影响及其作用渠道,但数字化对于行业之内、企业之间的市场势力分布和资源配置又存在何种影响?对此,本文从市场结构和资源配置的角度进行讨论分析,研究制造业数字化对出口企业所处的行业特征的影响。

1. 市场结构和市场势力分布。本文从两个方面检验制造业数字化对行业市场结构和市场势力分布的影响:一是行业集中度,用以考察行业层面的市场整合,使用各行业的赫芬达尔指数(HHI)来表示,即计算各行业中每个企业的出口额占该行业总出口额比重的平方和;二是各行业的市场势力分布,用以考察行业内不同企业之间市场势力的离散度和市场势力不平衡程度,使用泰尔指数(Theil Index)来计算,具体计算方法为:

$$Markup_Theil_{jt} = \frac{1}{n_{jt}} \sum_{i=1}^n \frac{Markup_{ijt}}{\overline{Markup}_{jt}} \ln \left(\frac{Markup_{ijt}}{\overline{Markup}_{jt}} \right) \quad (29)$$

其中,Markup_Theil_{jt}表示第t年行业j市场势力的泰尔指数,n_{jt}表示第t年行业j的企业数量, \overline{Markup}_{jt} 表示第t年行业j的平均市场势力。企业间市场势力的离散度反映了行业资源配置情况,只有当生产同类产品的企业市场势力一致时,行业资源配置才是最优的,否则意味着市场势力高的企业可以用较少的资源进行生产。本文计算了各省份各四位数行业层面的上述各个指标,取对数后作为被解释变量进行静态面板回归,计量模型如下:

$$\ln Y_{jpt} = \alpha_0 + \alpha_1 Dig_{jpt} + \alpha_3 X + \varphi_j + \varphi_p + \varphi_t + \epsilon_{jpt} \quad (30)$$

其中,下标j、p、t表示行业、省份和年份,解释变量Dig使用制造业行业层面数字化水平的完全消耗系数,控制变量包括:各地区经济发展水平、各地区数字基础设施水平、行业中国有企业比重、行业从业人员数量、行业人均固定资产、行业平均年龄。回归结果见表9列(1)(2),结果显示,制造业数字化提高了各行业的市场集中度,重塑了市场结构,但是对于企业之间的市场势力分布(离散度)并没有明显的影响。对于前者,回归结果表明数字化促进了市场集中,那些具备成本优势、资金优势以及技术优势的行业龙头企业将能够脱颖而出,通过整合市场来扩大市场份额和垄断势力,从而推动行业整体的垄断势力上升。

2. 资源配置。为了进一步解释和考察数字化对制造业资源配置的具体影响,借鉴祝树金等(2021)的方法对行业整体市场势力的时间序列变化进行动态分解,分解方法如下:

$$\begin{aligned} \Delta \overline{Markup}_{jt} &= \overline{Markup}_{jt} - \overline{Markup}_{j,t-1} \\ &= \sum_{i \in (SU, EN)} s_{it} Markup_{it} - \sum_{i \in (SU, EX)} s_{i,t-1} Markup_{i,t-1} \\ &= \underbrace{\sum_{i \in SU} \tilde{s}_{it} (Markup_{it} - Markup_{i,t-1})}_{\text{企业内效应}} + \underbrace{\sum_{i \in SU} (s_{it} - s_{i,t-1}) (\overline{Markup}_{it} - \overline{Markup}_{jt})}_{\text{企业间效应}} \\ &\quad + \underbrace{\sum_{i \in EN} s_{it} (Markup_{it} - \overline{Markup}_{jt})}_{\text{进入效应}} - \underbrace{\sum_{i \in EX} s_{i,t-1} (Markup_{i,t-1} - \overline{Markup}_{jt})}_{\text{退出效应}} \end{aligned} \quad (31)$$

其中,s_{it}表示行业j中企业i在第t年的出口份额;SU表示持续出口企业,EN表示新进入企业,EX表示退出企业;上波浪线表示相邻两期的平均值,如 $\tilde{s}_{it} = (s_{it} + s_{i,t-1})/2$, \overline{Markup}_{it} 和 \overline{Markup}_{jt} 同

理。式(31)等号左边表示四位码层面行业整体市场势力在相邻两年内的变化,等号右边内容分别表示:(1)企业内效应,表示由存续企业的市场势力变动引致的行业整体市场势力变化;(2)企业间效应,表示由存续企业的市场份额变动引致的行业整体市场势力变化;(3)进入效应,表示由新企业进入引致的行业整体市场势力的变化;(4)退出效应,表示由企业退出引致的行业整体市场势力变化。企业内效应和企业间效应反映集约边际下的资源配置,进入退出效应反映扩展边际下的资源配置。本文使用行业整体市场势力变动和各个分项效应作为模型(30)的被解释变量进行回归,结果见表9列(3)一(7)。

表9列(3)显示,制造业数字化对行业总体市场势力的跨期提升有着显著的促进作用。列(4)(5)显示,制造业数字化对企业内效应和企业间效应(集约边际下的资源配置)具有显著的促进作用,说明制造业数字化显著提高了存续企业的整体市场势力水平,并且扩大了存续企业中高市场势力企业的市场份额,降低了低市场势力企业的市场份额,推动了行业市场份额向龙头企业和高市场势力企业整合。以上结果佐证了列(1)的结果。列(6)(7)展示了制造业数字化对扩展边际下行业资源配置的影响,其中制造业数字化对进入效应的影响不显著,而对退出效应的影响显著为负,这说明数字化能促进低市场势力企业的有效退出,从而将资源转移至高市场势力的企业。综上所述,制造业数字化提高了存续企业的市场势力,并且扩大了高市场势力企业的市场份额,促进了低市场势力企业的有效退出。但就资源配置而言,制造业数字化并没有降低行业内市场势力的离散度和企业间势力的不平衡程度。这是由于数字化具有强垄断和强竞争的双重属性。一方面,数字化的“虹吸效应”能使领先企业整合市场,获得更多的资源,进而扩大垄断势力和市场支配地位,实现“赢者通吃”,这会扩大企业间的势力不平衡,降低资源配置效率。另一方面,数字化的网络效应和集约效应又能促进企业之间的相互竞争,淘汰低竞争力的企业,进而改善资源配置效率(柏培文、喻理,2021)。在以上两种不同效应的推动下,制造业数字化对资源配置效率的作用方向是不明确的。就出口企业之间的市场势力分布而言,本文没有发现数字化能够显著改善制造业出口企业之间资源配置的事实证据。

表9 制造业数字化对市场结构和资源配置的影响

变量	HHI	Markup_Theil	行业市场势力变动分解				
			总效应	企业内效应	企业间效应	进入效应	退出效应
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Dig	0.952*** (0.177)	-0.238 (0.251)	0.342** (0.129)	0.736*** (0.130)	0.615** (0.298)	-0.401 (0.257)	-0.606** (0.256)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
省份、行业、年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	129447	129447	110672	110672	110672	110672	110672
R ²	0.694	0.713	0.702	0.675	0.712	0.634	0.652

八、研究结论与政策建议

把握数字经济发展机遇,加快制造业数字化转型,有利于中国出口企业破除“低加成率陷阱”的难题,构建“中国制造”的出口新优势,推动中国贸易结构升级和经济高质量发展。本文基于2005—2016年中国工业企业数据、中国上市公司数据库、中国海关数据、世界投入产出数据以及OECD数字贸易壁垒数据,考察了制造业数字化对出口企业市场势力的影响及其作用机制,还兼顾分析了数字贸易壁垒的交互作用。

本文主要结论如下:第一,制造业数字化显著提高了出口企业总体的市场势力,且主要通过降低出口企业“质量调整成本”发挥作用。第二,制造业数字化水平与数字贸易壁垒之间的交互作用是限制出口企业市场势力提升的结构性因素,对于数字化水平越高的行业,数字贸易壁垒对企业市场势力的抑制效应会越强。而且,这种效应在资本和技术密集型的行业,以及基础设施联通、电子交易、

知识产权、数据跨境流动等贸易壁垒的政策领域表现得较为突出。第三,数字化和数字贸易壁垒对制造业出口企业竞争优势的影响存在不同的途径。对于同质化产品出口导向型企业,数字化并不能显著改善其产品质量,但能降低企业的生产成本,有利于企业压低产品价格,且数字化带来的成本节约效应能够补偿其产品价格下降所产生的损失,从而提高企业产品的成本加成率。对于异质化产品出口导向型企业,数字化显著促进了异质化产品的质量提升,有利于企业提高产品定价。此外,数字化还使得企业调整其核心产品的定位,生产更多的异质化产品,更多地采用质量竞争模式而非价格竞争模式。而出口目的国数字贸易壁垒的存在,提高了企业的冰山成本和管理成本,同时也不利于企业的产品质量升级,从而削弱了企业的产品溢价能力和竞争能力。第四,从行业层面看,制造业数字化促进了制造业各行业的市场整合和市场集中,有利于高市场势力的企业提高出口份额,促进了低市场势力企业的有效退出,提高了存续企业的整体市场势力水平,进而重塑了市场结构。但在“虹吸效应”和竞争效应的双重作用下,制造业数字化并没有提高资源配置效率。根据上述研究结论,本文提出以下几点政策建议:

第一,企业应该把握数字化转型机遇,果断调整战略方向,根据自身情况合理地增加数字要素投入,提高生产经营过程的数字化和信息化水平。应充分挖掘数字技术、数字服务和数据要素的价值,提高研发效率、创新产品和服务、积极开发异质化产品、发掘质量优势,更好地在国际市场上参与质量竞争,努力培育企业产品在国际市场上新的竞争优势。

第二,政府应主动参与国际数字贸易规则的制定,加强中国与贸易伙伴国在数字基础设施联通、贸易便利化、知识产权保护、数据跨境流动等重点领域的交流合作,努力降低中国出口企业面临的数字贸易壁垒。同时应加强应对国外数字贸易壁垒的支撑体系建设,成立一批高水平和专业化的服务机构,使企业在遇到问题时能获得专业的援助和支持,解决企业在海外市场遭遇的困难和问题,例如歧视性监管和不公平待遇。

第三,政府应该发挥其市场资源配置中的调节作用,实现数字要素在不同地区、不同行业、不同企业之间的自由流动和合理分配,激发市场竞争活力。同时要避免资源向头部企业和发达地区过度集中,防止企业和地区的过度垄断行为,实现区域间协调发展和良性互动。

参考文献:

- 柏培文 喻理,2021:《数字经济发展与企业价格加成:理论机制与经验事实》,《中国工业经济》第11期。
- 陈剑 黄朔 刘运辉,2020:《从赋能到使能——数字化环境下的企业运营管理》,《管理世界》第2期。
- 洪俊杰 蒋慕超 张宸妍,2022:《数字化转型、创新与企业出口质量提升》,《国际贸易问题》第3期。
- 黄炜 张子尧 刘安然,2022:《从双重差分法到事件研究法》,《产业经济评论》第2期。
- 金祥义 施炳展,2022:《互联网搜索、信息成本与出口产品质量》,《中国工业经济》第8期。
- 寇宗来 刘学悦,2020:《中国企业的专利行为:特征事实以及来自创新政策的影响》,《经济研究》第3期。
- 刘斌 赵晓斐,2020:《制造业投入服务化、服务贸易壁垒与全球价值链分工》,《经济研究》第7期。
- 刘啟仁 袁劲 黄建忠 冯桂媚,2023:《产品竞争模式、税收调整与企业核心竞争力》,《世界经济》第2期。
- 孟夏 董文婷,2022:《企业数字化转型与出口竞争力提升——来自中国上市公司的证据》,《国际贸易问题》第10期。
- 庞瑞芝 刘东阁,2022:《数字化与创新之悖论:数字化是否促进了企业创新——基于开放式创新理论的解释》,《南方经济》第9期。
- 齐俊妍 强华俊,2021:《数字服务贸易壁垒影响服务出口复杂度吗——基于OECD-DSTRI数据库的实证分析》,《国际商务(对外经济贸易大学学报)》第4期。
- 沈国兵 袁征宇,2020:《企业互联网化对中国企业创新及出口的影响》,《经济研究》第1期。
- 盛丹 王永进,2012:《中国企业低价出口之谜——基于企业加成率的视角》,《管理世界》第5期。
- 施炳展,2016:《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》第5期。
- 苏丹妮 盛斌 邵朝对,2018:《产业集聚与企业出口产品质量升级》,《中国工业经济》第11期。
- 唐要家 王钰 唐春晖,2022:《数字经济、市场结构与创新绩效》,《中国工业经济》第10期。
- 王岚,2021:《数字贸易壁垒的内涵、测度与国际治理》,《国际经贸探索》第11期。
- 王永钦 董雯,2020:《机器人的兴起如何影响中国劳动力市场?——来自制造业上市公司的证据》,《经济研究》第10期。

- 肖旭 戚聿东,2019:《产业数字化转型的价值维度与理论逻辑》,《改革》第8期。
- 谢康 夏正豪 肖静华,2020:《大数据成为现实生产要素的企业实现机制:产品创新视角》,《中国工业经济》第5期。
- 许宪春 张美慧,2020:《中国数字经济规模测算研究——基于国际比较的视角》,《中国工业经济》第5期。
- 张国峰 蒋灵多 刘双双,2022:《数字贸易壁垒是否抑制了出口产品质量升级》,《财贸经济》第12期。
- 张晴 于津平,2020:《投入数字化与全球价值链高端攀升——来自中国制造业企业的微观证据》,《经济评论》第6期。
- 张晴 于津平,2021:《制造业投入数字化与全球价值链中高端跃升——基于投入来源差异的再检验》,《财经研究》第9期。
- 赵涛 张智 梁上坤,2020:《数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据》,《管理世界》第10期。
- 祝树金 罗彦 段文静,2021:《服务型制造、加成率分布与资源配置效率》,《中国工业经济》第4期。
- Acemoglu, D. & P. Restrepo(2020), “Robots and jobs: Evidence from US labor markets”, *Journal of Political Economy* 128(6):2188–2244.
- Ahmed, U. (2019), “The importance of cross-border regulatory cooperation in an era of digital trade”, *World Trade Review* 18(S1):99–120.
- Amiti, M. & J. Konings(2007), “Trade liberalization, intermediate inputs, and productivity: evidence from Indonesia”, *American Economic Review* 97(5):1611–1638.
- Arnold, J. M. et al(2011), “Does services liberalization benefit manufacturing firms? Evidence from the Czech Republic”, *Journal of International Economics* 85(1):136–146.
- Baker, A. C. et al(2022), “How much should we trust staggered difference-in-differences estimates?”, *Journal of Financial Economics* 144(2):370–395.
- Baldwin, R. & J. Z. Harrigan(2011), “Zeros, quality, and space: Trade theory and trade evidence”, *American Economic Journal: Microeconomics* 3(2):60–88.
- Brandt, L. et al(2012), “Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing”, *Journal of Development Economics* 97(2):339–351.
- Brynjolfsson, E. et al(2019), “Does machine translation affect international trade? Evidence from a large digital platform”, *Management Science* 65(12):5449–5460.
- Callaway, B. & P. H. Sant’Anna(2021), “Difference-in-differences with multiple time periods”, *Journal of Econometrics* 225(2):200–230.
- De Loecker, J. et al(2016), “Prices, markups and trade reform”, *Econometrica* 84(2):445–510.
- De Loecker, J. et al(2020), “The rise of market power and the macroeconomic implications”, *Quarterly Journal of Economics* 135(2):561–644.
- Domowitz, I. et al(1986), “Business cycles and the relationship between concentration and price cost margins”, *Rand Journal of Economics* 17(1):1–17.
- Fan, H. C. et al(2020), “Quality, variable markups, and welfare: A quantitative general equilibrium analysis of export prices”, *Journal of International Economics* 125(C), no. 103327.
- Feenstra, R. C. & J. Romalis(2014), “International prices and endogenous quality”, *Quarterly Journal of Economics* 129(2):477–527.
- Ferencz, J. (2019), “The OECD digital services trade restrictiveness index”, OECD Trade Policy Paper, No. 221.
- Ferracane, M. et al(2020), “Digital innovation in East Asia: Do restrictive data policies matter?”, World Bank Policy Research Working Paper, No. 9124.
- Fort, T. C. (2017), “Technology and production fragmentation: Domestic versus foreign sourcing”, *Review of Economic Studies* 84(2):65–87.
- Gonzalez, J. L. & J. Ferencz(2018), “Digital trade and market openness”, OECD Trade Policy Paper, No. 217.
- Hellmanzik, C. & M. Schmitz(2015), “Virtual proximity and audiovisual service trade”, *European Economic Review* 77(7):82–101.
- Johnson, R. C. (2012), “Trade and prices with heterogeneous firms”, *Journal of International Economics* 86(1):43–56.
- Kim, T. Y. et al(2017), “Cross-border electronic commerce: Distance effects and express delivery in European Union markets”, *International Journal of Electronic Commerce* 21(2):184–218.
- Kugler, M. & E. Verhoogen(2012), “Prices, plant size, and product quality”, *Review of Economic Studies* 79(1):307–339.

- Lendle, A. et al(2016), "There goes gravity: eBay and the death of distance", *Economic Journal* 126(591):406—411.
- Lu, Y. & L. Yu(2015), "Trade liberalization and markup dispersion: Evidence from China's WTO accession", *American Economic Journal: Applied Economics* 7(4):221—253.
- Mayer, T. et al(2014), "Market size, competition, and the product mix of exporters", *American Economic Review* 104(2):495—536.
- Meijers, H. (2014), "Does the internet generate economic growth, international trade, or both?", *International Economics and Economic Policy* 11(1):137—163.
- Meltzer, J. P. (2019), "Governing digital trade", *World Trade Review* 18(S1):1—26.
- Rauch, J. E. (1999), "Networks versus markets in international trade", *Journal of International Economics* 48(1):7—35.
- UNCTAD(2019), *Digital Economy Report 2019: Value Creation and Capture, Implication for Developing Countries*, New York: United Nations Publishing.
- Yu, M. J. (2015), "Processing trade, tariff reductions and firm productivity: Evidence from Chinese firms", *Economic Journal* 125(585):943—988.

Digitalization of Manufacturing Industry, Digital Trade Barriers and Market Power of Export Firms

LIANG Haoguang QIN Qinghua

(University of Chinese Academy of Sciences, Beijing, China)

Abstract: Under the new development paradigm, digital transformation has become an important path for Chinese manufacturing industry to reshape its export competitive advantages and achieve the transition from the old to new economic engines. Based on the microdata of Chinese manufacturing firms, this paper examines the impact of digitalization on the market power of manufacturing export firms. The findings are as follows: (a) Overall, digitalization enhances the market power of exporting firms, but the mechanisms differ depending on the nature of the firms' export products. For firms oriented towards homogeneous product exports, digitalization facilitates cost reduction, enabling them to lower export product prices and gain a price advantage. For firms oriented towards heterogeneous product exports, digitalization helps improve the quality of their export products, allowing them to increase product pricing and expand their quality advantage. Digitalization also encourages firms to adjust their product portfolios and produce more heterogeneous products. (b) The interaction between digitalization in the manufacturing industry and digital trade barriers acts as a structural factor limiting the rise of firms' market power. As the digitalization level in the industry increases, digital trade barriers exert a stronger inhibitory effect on firms' market power. Digital trade barriers primarily impede the enhancement of firms' export competitiveness by increasing management costs and hidden costs. (c) From a market structure perspective, digitalization in the manufacturing industry increases the market power of existing exporting firms, expands the market share of highly profitable firms, facilitates the effective exit of low competitiveness firms, and promotes market consolidation and concentration within the manufacturing industry. However, it does not improve resource allocation among exporting firms. This study provides valuable insights into the digital transformation and upgrading of the manufacturing industry, as well as the resolution of the "low-markup" challenge faced by exporting firms.

Keywords: Digitalization of Manufacturing Industry; Digital Transformation; Digital Trade Barriers; Market Power; Resource Allocation

(责任编辑:刘洪愧)

(校对:刘新波)