

doi:10.16060/j.cnki.issn2095-8072.2024.05.001

数字经济发展与出口企业加成率 ——兼论对资源配置效率的影响^{*}

袁瀚坤¹ 岳明阳² 韩民春³

(1. 中共江苏省委党校世界经济与政治教研部, 南京 210009; 2. 中共江苏省委党校经济学教研部, 南京 210009; 3. 华中科技大学经济学院, 武汉 430074)

摘要: 数字经济发展正深刻改变当下的全球贸易格局, 对提升出口企业乃至整个产业国际竞争力有着重要意义。本文基于异质性企业模型并使用 2004~2013 年中国工业企业数据库和海关数据库匹配的样本, 从理论与实证两方面研究数字经济发展对出口企业加成率以及资源配置效率的影响。研究发现: 数字经济发展显著提升出口企业加成率, 该结论在经过内生性问题处理和一系列稳健性检验后依然成立。机制检验表明, 生产成本和生产率是数字经济发挥作用的两条重要渠道。异质性分析表明, 数字经济发展提升了东部地区、资本密集型、技术密集型、非国有出口企业和低制度壁垒地区出口企业加成率。进一步分析表明, 数字经济发展降低了出口企业加成率离散度, 显著优化了资源配置效率。本文的研究结论对推动对外贸易高质量发展有着重要启示。

关键词: 数字经济; 出口企业; 加成率; 资源配置

中图分类号: F740/F06

文献标识码: A

文章编号: 2095-8072(2024)05-0005-17

一、引言与文献综述

党的二十大报告提出要建设数字中国, 加快发展数字经济, 促进数字经济和实体经济深度融合, 打造具有国际竞争力的数字产业集群。数字经济日益成为改变各国经济格局不可忽视的重要力量。因此, 有必要深入考察数字经济发展对实体经济的影响。

自2001年加入WTO以来, 我国对外贸易高速增长, 贸易大国地位逐渐形成。与之形成鲜明对比的是我国出口“大而不强”, 与传统贸易强国相比, 我国对外贸易依然存在出口产品质量低、出口盈利能力弱以及全球价值链“低端锁定”等问题。究其本质, 是由于我国出口企业市场势力弱以及资源配置效率低下所导致。出口企业加成率是衡量出口企业绩效的重要指标, 其大小反映了出口企业的盈利能力与市场垄断地位, 而其离散度则反映了行业内企业间资源配置效率。以出口企业加成率及其离散度为切入点, 探究数字经济发展如何促进对外贸易高质量发展是新时期亟待研究的重要课题。在大国博弈的现实背景下, 我国为建设贸易强国, 有必要回答下述问题: 数字经济发展能否提升出口企业加成率? 能否优化资源配置效率? 其中是否存在不同的作

^{*}基金项目: 本文受江苏省社科应用研究精品工程课题“价值链视角下数字化转型赋能江苏制造业偏向型技术进步的机制与对策研究”(项目编号: 23SYB-085)和江苏省社会科学基金青年项目“以服务业扩大开放提升江苏出口企业国际竞争力研究”(项目编号: 23EYC019)的共同资助。

用机制？

数字经济发展的效应受到了学界和政府部门的持续关注，关于本文研究主题的文献主要集中在以下三方面：

第一类文献是数字经济发展对企业绩效的影响研究。数字经济以信息网络为载体，深刻改变了当前的经济活动，也势必对企业绩效产生影响（柏培文和喻理，2021；洪俊杰等，2022；袁淳等，2021）。具体而言，数字经济发展提高企业出口规模（Liu & Nath, 2014）、提升产品质量（金祥义和戴金平，2019；洪俊杰等，2022）、激发企业创新活动（Porter & Heppelmann, 2014）以及优化企业专业化分工（袁淳等，2021）。除此之外，随着中间品贸易的兴起，全球价值链的研究也进入学者视野，数字经济正凭借其颠覆性创新改变全球生产网络，提高企业和行业在全球价值链中的地位（齐俊妍和任奕达，2022）、增强企业参与全球价值链分工的意愿（Lanz et al., 2018）以及提升全球价值链的嵌入程度（韩剑等，2018；高敬峰和王彬，2020）。与本文研究最相近的一篇文献是Lashkari et al.（2020）的研究，他们发现，进入21世纪后，全球IT技术价格迅速下降，并且IT技术重塑企业在市场中的份额。该篇文章初步考察了数字经济对企业市场势力的影响，但未直接将数字经济发展与企业加成率建立联系，且忽略了对资源配置效率的影响。

第二类文献是关于企业加成率计算方法以及影响因素的讨论。企业加成率是反映企业市场势力和垄断地位的重要指标。早期的相关研究普遍认为企业加成率是外生不变的（Melitz, 2003），但这一假设严重偏离实际。Melitz & Ottaviano（2008）创新性地引入拟线性效用函数将企业加成率内生化。之后，研究者分别用直接法（Atkeson & Burstein, 2008）、会计法（盛丹和王永进，2012）以及生产函数法（Edmond et al., 2015；De Loecker & Warzynski, 2012）对企业加成率进行测算。当前研究普遍采用De Loecker & Warzynski（2012）的方法（以下简称DLW法）测算加成率。在解决企业加成率的计算方法后，何种因素影响企业加成率成为学界关注热点，研究发现市场竞争（Atkeson & Burstein, 2008）、贸易自由化（Yu, 2015）以及生产率（Melitz, 2003）都是影响企业加成率的重要因素。盛丹和王永进（2012）利用中国工业企业数据库和海关数据库匹配的样本发现我国出口企业加成率低于非出口企业加成率这一有悖于主流观点的现象，提出了颇具中国特色的学术命题——中国出口企业“低加成率陷阱”（刘啟仁和黄建忠，2015；诸竹君和黄先海，2020），并认为是我国早期偏向性的贸易政策导致该现象的出现。

第三类文献是关于提升资源配置效率的相关研究。资源配置效率是经济增长的长期动力（Melitz & Polanec, 2015），而加成率离散度程度是衡量资源配置效率的重要指标（Lu & Yu, 2015；祝树金等，2018）。贸易自由化、贸易成本、企业税负和制造业服务化都是影响资源配置效率的重要因素（De Loecker et al., 2016；钱学锋等，2016；蒋为，2016；祝树金等，2021）。钟腾龙（2021）以企业内多产品间加成率离散度作为衡量资源配置效率的指标，研究贸易自由化对资源配置效率的影响，发现中间品与最终品贸易自由化都能显著改善多产品出口企业的内部资源配置效率。

以上文献大多从宏观政策层面考虑对资源配置效率的影响，而未涉及数字经济发展对资源配置效率的影响。

本文利用2004~2013年中国工业企业数据库和海关数据库匹配的样本，研究数字经济发展对出口企业加成率以及资源配置效率的影响。相比现有研究，本文的创新之处主要在于：第一，从数字经济发展的视角出发，考察其对出口企业加成率以及资源配置效率的影响，为数字经济发展影响企业绩效提供微观证据。第二，丰富了相关理论研究。在异质性企业理论中引入数字经济发展因素，通过构建内生企业加成率模型，从一般均衡角度讨论数字经济对企业加成率以及资源配置效率的影响机理，丰富了相关研究。第三，本文不仅考察了数字经济发展对出口企业加成率以及资源配置效率的直接影响，还考察了数字经济发展对不同地区、性质、要素密集度出口企业的差异化影响，得到的研究结论可为政府制定精细化政策提供决策参考。

二、理论建模与研究假设

本文主要考察数字经济发展对出口企业加成率以及资源配置效率的影响，参考Melitz & Ottaviano（2008）的做法构建内生加成率的异质性企业模型，并在此基础上引入数字经济发展要素，通过产业关联研究数字经济发展与出口企业加成率和资源配置效率之间的关系。具体模型设定如下：

（一）消费者需求与偏好

参考Melitz & Ottaviano（2008）的做法，在两国模型中（D：本国；F：外国）存在一个代表性的消费者效用函数，具体形式如下：

$$U^l = q_0^l + \alpha \int_{i \in \Omega} q_i^l di - \frac{1}{2} \gamma \int_{i \in \Omega} (q_i^l)^2 di - \frac{1}{2} \eta \left(\int_{i \in \Omega} q_i^l di \right)^2 \quad (1)$$

其中， $l=D$ 或者 F ，用以区分本国和外国； q_0^l 代表计数品，价格为1； q_i^l 代表一系列异质性产品；参数 α 和 η 代表同质性产品与异质性产品间的替代弹性；参数 γ 代表异质性产品间的替代弹性；参数 α 、 γ 和 η 均大于0。此外，若 $\gamma=0$ ，则意味着产品皆为同质性产品； Ω 代表所有产品的集合。

根据效用最大化原则可得反需求函数为：

$$p_i^l = \alpha - \gamma q_i^l - \eta Q^l \quad (2)$$

其中， $Q^l = \int_{i \in \Omega} q_i^l di$ ，之后为了保证需求始终为正（即 $q_i^l > 0$ ），可得到关于市场规模的线性产品需求函数：

$$L q_i^l = \frac{\alpha L}{\eta N + \gamma} - \frac{L}{\gamma} p_i^l + \frac{\eta N}{\eta N + \gamma} \frac{L}{\gamma} \bar{p}^l \quad (3)$$

其中， L 代表市场规模； N 代表产品种类； $\bar{p}^l = (1/N) \int_{i \in \Omega} p_i^l di$ ；其余变量和参数的定义与前文一致。根据利润最大化原理（MR=MC）并结合式（3）可得到企业生产的一系列绩效指标：^①

① 由于本文的研究对象是出口企业，因此之后各变量上标 l 均用 F 进行替代。

$$p^F(c) = \frac{1}{2}(c_D + c^F) \quad (4)$$

$$q^F(c) = \frac{L}{2\gamma}(c_D - c^F) \quad (5)$$

$$\mu^F(c) = \frac{1}{2}(c_D - c^F) \quad (6)$$

其中, c^F 代表出口企业的边际成本; p^F 、 q^F 和 μ^F 分别代表出口企业的价格、产量与加成率; $c_D = \frac{1}{\eta N + \gamma}(\alpha\gamma + \eta N \bar{p}^l)$ 代表企业的临界成本, 其经济学意义在于只有当企业生产的边际成本低于临界成本时, 企业才会继续选择生产, 否则意味着企业退出市场。式(6)代表了本文核心变量(出口企业加成率)的表达式。

(二) 生产者行为

不同于MO模型中假设企业只采用劳动力一种生产要素进行生产, 且企业边际成本服从于帕累托分布, 本文认为企业生产需要劳动力(l)、资本(k)和数字技术(s)三种要素。需要说明的是本文将数字技术视为生产要素的一种, 其原因在于信息技术、数据已成为新型生产要素, 帮助数字经济与实体经济深度融合(洪银兴和任保平, 2023)。2019年党的十九届四中全会首次明确提出数据成为生产要素, 习近平总书记也指出: “要构建以数据为关键要素的数字经济。”

本文假定企业采用CES形式生产函数, 具体设定如下:

$$y(\varphi) = \varphi l^{\alpha_l} k^{\alpha_k} s^{\alpha_s} \quad (7)$$

其中, l 、 k 和 s 分别代表劳动力、资本和数字技术; φ 代表企业生产率; α_l 、 α_k 和 α_s 分别代表三种要素的投入比重, 且 $\alpha_l + \alpha_k + \alpha_s = 1$, 意味着企业以规模报酬不变进行生产。根据成本最小化原理, 可得到出口企业边际成本为:

$$c^F(\varphi) = \frac{1}{\varphi} \left(\frac{w}{\alpha_l}\right)^{\alpha_l} \left(\frac{r}{\alpha_k}\right)^{\alpha_k} \left(\frac{p_s}{\alpha_s}\right)^{\alpha_s} \quad (8)$$

其中, w 、 r 和 p_s 分别代表劳动力、资本和数字技术的价格。式(8)反映出企业的边际成本与要素价格呈反向关系, 即要素价格越低, 出口企业边际成本也越低。

(三) 数字经济发展与出口企业加成率

随着全球化与数字经济的崛起, 以人工智能、大数据、物联网为代表的信息技术日益发展, 且不断渗透到现实生活的方方面面。本文用 λ 代表地区数字经济的发展程度。直观上看, 数字经济发展至少在以下两个方面发挥效应。第一是溢出效应, 随着地区数字经济的不断发展, 数字基础设施建设不断完善, 信息技术服务价格也不断下降, 加强了同区域内企业的相互协作, 并通过企业间的学习效应对出口企业的加成率造成正向溢出。第二是成本效应, 出口企业在决定生产决策前受到两类成本的影响, 即固定成本和可变成本。数字经济发展对两类成本都会产生明显的影响, 出口企业在决定出口前需要获得出口目的地的市场信息, 数字技术通过发达的信息网络帮助出口企业获取相关信息, 减少固定成本。此外, 数字基础设施的建设减少了企业的运输与信息成本, 进而减少可变成本。因此, 本文假设数字经济发展(λ)与数字技术价格呈反向关系(即 $\partial p_s / \partial \lambda < 0$)。

结合式(6)和式(8)可得到数字经济发展与出口企业加成率之间关系为:

$$\frac{\partial \mu^F}{\partial \lambda} = \underbrace{\frac{\partial \mu^F}{\partial c^F}}_{-} * \underbrace{\frac{\partial c^F}{\partial p_s}}_{+} * \underbrace{\frac{\partial p_s}{\partial \lambda}}_{-} > 0 \quad (9)$$

根据式(9)可以发现,随着数字经济发展,出口企业加成率得到了提升。于是得到本文的第一个理论命题:

命题1:数字经济发展提升了出口企业加成率。

在明晰地区数字经济发展与出口企业加成率之间的关系后,数字经济发展通过何种渠道影响出口企业加成率是本文关心的另一重点问题。在式(9)中已体现出数字经济发展通过降低企业生产成本(包括固定与可变成本)提升出口企业加成率,即成本渠道是数字经济发展发挥作用的重要渠道。除此之外,生产率渠道也是重要的影响渠道,根据MO模型的假设,企业生产率可以看成是边际成本的倒数(1/c),数字经济发展降低了企业成本的同时也间接提升了企业生产率,进而促进出口企业加成率。由此得到本文如下两个命题:

命题2:数字经济发展通过降低生产成本促进出口企业加成率。

命题3:数字经济发展通过提升生产率促进出口企业加成率。

(四) 数字经济发展与资源配置效率

前文已说明企业加成率离散度可以反映出资源配置效率。从定义上看,企业加成率离散度可以看成企业加成率对行业平均加成率的偏离程度($\mu^F - \bar{\mu}$)。

参考Peters(2020)的做法,本文将数字技术边际产出(MPS)、数字技术价格(p_s)和企业加成率(μ^F)三者之间的关系进行如下表示:

$$MPS = p_s * \mu^F \quad (10)$$

从式(10)可知,出口企业加成率不等于1时($\mu^F \neq 1$),数字信息技术边际产出与数字信息技术价格也不相等。加成率(markup)表示为价格与边际成本之比,是衡量企业产品是否具有垄断定价能力的重要指标。企业产品之间加成率相等时,资源配置效率最优,这是因为每一组企业产品之间的价格比与边际成本比相等,价格能够反映有效边际成本(Lipsey & Lancaster, 1956)。进一步,斯托珀—萨缪尔森定理指出,一产品相对价格上升会导致该产品密集使用的生产要素价格上升,而另一种生产要素价格下降。要素价格的上升会导致该要素供给增加,根据要素报酬递减规律,该要素的边际产出会下降,而另一种要素边际产出会上升,直到两种产品分别密集使用的生产要素的边际产出相等时,实现要素使用均衡和资源最优配置。因此,均衡状态下,产品价格比等于产品边际成本比(亦即要素价格比),两种产品加成率相等。故根据要素边际报酬递减规律,加成率高的出口企业使用数字技术要素低于行业最优水平,而加成率低的出口企业则高于行业平均水平,从而造成数字技术要素资源的错配。但随着数字经济的发展,这一错配程度将得到有效改善,因为数字经济发展减少了企业生产成本,提高了企业生产率,并通过“投入—产出”关系产生广泛的“涟漪效应”,能够帮助出口企业完善自身创新体系,提供更多差异化产品的供给(刘斌等,2016),

进而加深行业内竞争程度（祝树金等，2020）。与此同时，激烈的行业竞争通过优胜劣汰使加成率高的企业扩大生产，而加成率低的企业退出市场，造成行业内出口加成率离散度的减少，进而优化了行业内整体资源配置效率。由此得到本文理论命题4：

命题4：数字经济发展减少出口企业加成率离散度进而提升资源配置效率。

三、数据说明与研究设计

（一）数据说明

本文使用的主要数据来自两个层面：一是地区层面数据，二是企业层面数据。地区数据来自《中国城市统计年鉴》和《中国区域统计年鉴》，企业层面数据主要采用中国工业企业数据库和海关数据库匹配的数据，样本期间为2004~2013年，选择该期间的原因是，自进入21世纪我国数字经济发展呈现迅速增长的态势，特别是在2003年后，我国数字经济步入高速增长期。^①因此，选择此样本期体现出我国数字经济发展的时代特征，具有一定的现实参考意义。本文首先参考Brandt et al. (2012)的做法，对中国工业企业数据库中的样本进行初步整理。之后参考Yu（2015）的两步匹配法，将中国工业企业数据库和海关数据库进行合并，并剔除不符合常识逻辑的样本。此外，由于2008~2010年中国工业企业数据库中部分数据缺失，故本文使用会计法进行补齐。

（二）变量计算

1. 核心被解释变量：企业加成率

本文采用DLW法计算出口企业加成率，为保证结论的稳健性，在稳健性检验中使用会计法重新计算出口企业加成率。DLW法的基本原理是从生产端构造成本最小化问题，求解企业层面加成率，具体表达式为：

$$markup_{ijt} = \theta_{ijt}^X * (\varphi_{ijt}^X)^{-1} \quad (11)$$

其中， i 、 j 、 t 分别代表企业、行业和年份， θ_{ijt}^X 代表X要素的产出弹性， φ_{ijt}^X 代表X要素占总产出的比重。X要素占总产出的比重可以直接从工业企业数据中计算得到，因此计算企业层面加成率只需要计算X要素的产出弹性，按照DLW法的思路，将中间投入作为企业产出弹性的投入要素，之后使用超越对数生产函数对企业生产函数进行估计，其优点在于保证估计参数有良好的柔性（De Loecker & Warzynski, 2012）。具体函数如下：

$$y_{ijt} = \beta_l l_{ijt} + \beta_k k_{ijt} + \beta_m m_{ijt} + \beta_{ll}(l_{ijt})^2 + \beta_{kk}(k_{ijt})^2 + \beta_{mm}(m_{ijt})^2 + \beta_{lk} l_{ijt} k_{ijt} + \beta_{lm} l_{ijt} m_{ijt} + \beta_{km} k_{ijt} m_{ijt} + \beta_{lkm} l_{ijt} k_{ijt} m_{ijt} + \omega_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (12)$$

其中 y 、 l 、 k 、 m 分别代表产值、劳动力、资本和中间投入，以上变量都采用对数形式， ω_{ijt} 代表企业层面生产率， ε_{ijt} 代表随机扰动项。之后，采用DLW的两步估计

① 中国数字经济发展回顾与展望[EB/OL]. (2018-08-16). <http://theory.people.com.cn/n1/2018/0816/c40531-30232681.html>.

法：第一步，采用生产率的替代变量进行估计，得到被解释变量的估计值；第二步，采用GMM对式（12）进行估计，最后得到中间投入产出弹性为：

$$\theta_{ijt}^m = \beta_m + 2\beta_{mm}m_{ijt} + \beta_{lm}l_{ijt} + \beta_{km}k_{ijt} + \beta_{lkm}l_{ijt}k_{ijt} \quad (13)$$

需要说明的是，由于数据质量问题，工业企业数据库自2008年后就没有公布企业中间投入数值，因此本文参考诸竹君（2020）的做法，通过放宽对DLW法的基本假设，尝试估计出2008~2013年企业加成率。由于2008~2013工业数据库给出了从业人数和应付职工薪酬的数据，可通过劳动力作为投入要素解决成本最小化问题，最终得到加成率的估计值。

2. 核心解释变量：数字经济发展

本文的核心解释变量是地区层面数字经济发展水平，因此主要使用《中国城市统计年鉴》以及企业工商登记信息构建评价体系。参考Bukht & Heeks（2017）以及柏培文和喻理（2021）的做法，本文在城市层面从数字用户、数字企业、数字平台、数字产出四大维度共9个指标对地区数字经济发展程度进行度量（见表1）。构建数字经济发展水平评价体系的另一难点在于识别各地区企业是否从事与数字经济相关的业务，为此本文使用2004~2013年全国企业工商登记信息，对各地区企业经营范围进行分类整理，将经营范围包含“数字”“信息”“计算机”以及“电子商务”等20多个关键词在企业层面进行分词处理，在模糊匹配后打分，涉及上述关键词记1分，分数越高说明企业与数字经济业务联系越紧密。之后将企业的数字化水平在地区层面汇总，计算数字企业规模等指标变量。最后，使用主成分分析法得到地区数字经济发展的指标（*index*）。

表 1 地区数字经济发展评价体系

一级指标	二级指标	计算方法
数字用户	通讯用户数	每百人中移动电话用户数量
	潜在通讯用户数	每百人中固定电话用户数量
	互联网用户数	每百人中互联网用户数量
数字企业	数字经济企业	各地区与数字经济相关的企业数量
	数字经济企业规模	各地区与数字经济相关的企业注册资本
数字平台	数字平台数量	各地区域名、网站汇总数
	电子商务数量	各地区电子商务交易额
数字产出	数字经济产出	各地区人均电信业务量
	数字经济从业人员	数字经济相关从业人数占地区总就业人数比重

3. 控制变量

为保证结论的稳健性，本文加入如下控制变量。企业层面控制变量包括：资本劳动比（*kl*），用人均固定资产表示；资本产出比（*kc*），用固定资产与总产值的比表示；企业性质（*soe*），用国有资产占比表示；企业年龄（*age*），用企业成立时间取对数表示；企业工资（*wage*），用人均工资取对数表示。城市层面控制变量包括：城市人均GDP（*GDP*），用地区人均GDP取对数表示；外商投资水平（*FDI*），用外商投资占地区生产总值的比重表示；财政自主度（*finance*），用地区一般公共预算收入与一般公共预算支出的比值表示。

（三）模型设定

为了验证数字经济发展对出口企业加成率的影响，本文构建双向固定效应模型，具体设定形式如下：

$$markup_{fgt} = \alpha_0 + \alpha_1 index_{gt} + \alpha_2 controls_{fgt} + \beta_f + v_t + \mu_j v_t + \epsilon_{fgt} \quad (14)$$

其中， $markup_{fgt}$ 代表出口企业 f 在地区 g 和年份 t 时的加成率； $index_{gt}$ 代表地区 g 在年份 t 时的数字经济发展水平； $controls_{kfgt}$ 代表一系列控制变量； β_f 代表企业固定效应，用以控制企业、行业和地区的特征； v_t 代表时间固定效应； $\mu_j v_t$ 代表行业和时间的交互固定效应，用以控制行业随时间变化的特征； ϵ_{fgt} 代表随机扰动项。

四、实证结果

（一）基准回归结果

表2汇报了数字经济发展（ $index$ ）对出口企业加成率影响的基准回归结果。第（1）列仅考虑数字经济发展单一变量对出口企业加成率的影响，数字经济发展系数在1%的显著性水平下显著为正，说明随着地区数字经济的发展，出口企业加成率也随之提高，其市场

势力也不断扩大。第（2）、（3）列是在第（1）列基础上进一步控制了企业层面控制变量以及企业和地区层面控制变量，数字经济发展系数依然在1%的显著性水平下显著为正。第（4）列进一步控制企业固定效应，数字经济发展系数依然显著为正，说明数字经济发展促进出口企业加成率的结论具有很好的稳定性。第（5）列是在第（1）~（4）列基础上进一步控制行

表2 数字经济发展对出口企业加成率的基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	FE	FE	FE	FE	FE
<i>index</i>	0.2652*** (0.0338)	0.2613*** (0.0344)	0.2284*** (0.0341)	0.3329*** (0.0330)	0.2602*** (0.0333)
<i>kl</i>		0.0292*** (0.0016)	0.0283*** (0.0016)	0.0863*** (0.0035)	0.0860*** (0.0034)
<i>kc</i>		-0.0773*** (0.00647)	-0.0737*** (0.00650)	-0.6467*** (0.0176)	-0.6502*** (0.0176)
<i>soe</i>		0.0026 (0.0052)	0.0083 (0.0052)	0.0471*** (0.0083)	0.0514*** (0.0082)
<i>age</i>		-0.0006*** (0.0001)	-0.0006*** (0.0001)	0.0001 (0.0001)	0.0001 (0.0000)
<i>wage</i>		-0.0417*** (0.0013)	-0.0413*** (0.0013)	-0.0175*** (0.0020)	-0.0167*** (0.0020)
<i>FDI</i>			-0.1263*** (0.0196)	-0.1115*** (0.0204)	-0.1001*** (0.0206)
<i>GDP</i>			0.0771*** (0.0055)	0.0610*** (0.0062)	0.0567*** (0.0062)
<i>finance</i>			0.0142 (0.0216)	-0.0588** (0.0240)	-0.0383 (0.0241)
常数项	0.696*** (0.0012)	0.675*** (0.0017)	0.592*** (0.0214)	0.679*** (0.0183)	0.676*** (0.0184)
地区固定效应	是	是	是	否	否
企业固定效应	否	否	否	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
行业—年份 固定效应	否	否	否	否	是
N	241829	233899	233075	218648	218628
R ²	0.088	0.097	0.099	0.535	0.539

注：***、**、*分别代表在1%、5%和10%的显著性水平下显著，括号内的数字代表稳健标准误，标准误聚类在地区层面，以下各表相同。

业一年份交互固定效应，以控制行业随时间的变化趋势，结果发现数字经济发展促进出口企业加成率的结论依然成立。在稳健标准误方面，本文所有回归结果都聚类在地区层面。

此外，本文的控制变量也基本符合预期。以表2第（4）列为例，在企业层面的控制变量中，平均工资（*wage*）与资本产出比（*kc*）代表企业的生产成本，二者的系数都显著为负，说明随着企业生产成本的提高，出口企业加成率不断下降；资本劳动比（*kl*）系数显著为正，说明人均产出对出口企业加成率有显著的促进作用；企业年龄（*age*）系数没有统计意义上的显著性，说明企业成立时间对其出口加成率没有显著的影响。在地区层面的控制变量中，地区经济发展水平（*GDP*）系数显著为正，说明地区经济发展水平越高，所在的出口企业的加成率也越高；而外商直接投资（*FDI*）和财政自主权（*fianace*）对出口企业加成率没有促进作用。

（二）样本选择偏误与内生性处理

一般而言，内生性问题具体表现为遗漏变量和反向因果。在基准回归中，本文已从企业和地区层面加入了一系列控制变量缓解遗漏变量的问题。此外，本文反向因果问题具体表现为出口企业加成率对数字经济造成影响，加成率越高的企业往往意味着其市场垄断地位也更高，可能通过游说等方式影响政府政策（包括数字经济发展政策）的出台。因此，内生性问题是本文需要关注的重点。

1. 样本选择偏误

本文的研究对象是出口企业，所使用的数据是工企和海关匹配的样本，并在此基础上剔除了非出口企业，由于人为剔除样本以及两个数据库在统计口径上存在差异，可能产生潜在的样本选择偏误问题。本文选择Heckman两阶段法处理潜在的样本选择偏误问题。表3的第（1）和（2）列汇报了使用Heckman两阶段法的回归结果，发现在控制样本选择偏误后，数字经济发展促进出口企业加成率的结论依然成立。此外，逆米尔斯比率（*nivmillsss*）通过了显著性检验，说明本文存在样本选择性偏误的问题，这也进一步说明选择Heckman两阶段法的合理性。

2. 内生性问题处理

本文采用工具变量法处理潜在的内生性问题，参考黄群慧等（2019）以及柏培文和喻理（2021）的做法，采用1984年各地级市邮局数乘以全国互联网端口数作为工具变量。不同于采用1984年各地级市邮局数作为工具变量的做法，本文在此基础上还乘以全国互联网端口数，主要的原因有以下两点：第一，本文的被解释变量是时变变量，乘以各年全国互联网端口数是为了构造出时变变量；第二，Goldsmith-Pinkham et al.（2020）将这种形式的工具变量称为份额转移（Shift-Share），并认为这类工具变量的外生性主要由份额（Share）部分决定。在本文中，份额对应为1984年各地级市的邮局数，用以衡量历史上各城市数字基建的发展程度。由于份额部分不随时间变化，为在面板模型中使用该工具变量，本文的转移（Shift）部分使用

各年全国互联网端口数。从相关性上看,邮局早期承担了铺设固定电话线路的作用,且早期上网也主要通过拨号形式,所以邮局可以看成早期数字经济发展的典型;从外生性上看,1984年距离本文研究的样本期间相对较远。表3第(3)和第(4)列汇报了以1984年各地级市邮局数乘以全国互联网端口数为工具变量的两阶段最小二乘法(2SLS)估计结果,其显示工具变量系数在1%的显著性水平下显著为正,说明在处理潜在的内生性问题后,数字经济发展促进出口企业加成率的结论依然成立。此外,Kleibergen-Paap rk LM统计量在1%的显著性下拒绝原假设,说明不存在工具变量识别不足的问题。Cragg-Donald Wald F统计量和Kleibergen-Paap rk Wald F统计量都超过Stock-Yogo检验F统计量的临界值(16.38),说明不存在弱工具变量的问题。因此,本文选取的工具变量是合理的。

表3 内生性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Heckman两阶段法		2SLS	
	Probit		1984年各地区邮局数为工具变量	
<i>index</i>	0.2287*** (0.0402)	0.2518*** (0.0431)	0.9478*** (0.0413)	0.2138*** (0.0400)
<i>nivmillss</i>		0.0533*** (0.0095)		
控制变量	是	是	否	是
企业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
行业—年份固定效应	是	是	是	是
Kleibergen-Paap rk LM统计量			6953.056 [0.0000]	6503.417 [0.0000]
Cragg-Donald Wald F统计量			1.8e+05 {16.38}	1.8e+05 {16.38}
Kleibergen-Paap rk Wald F统计量			1.0e+05 {16.38}	9.8e+04 {16.38}
N	2117397	218628	218628	218628
R ²	0.825	0.834		
第一阶段回归结果				
<i>index_IV</i>			1.8165*** (0.0056)	2.0516*** (0.0066)

注: () 内数字代表稳健标准误; [] 内数字代表相应统计量的P值; { } 内数字代表10%显著性水平下弱工具变量F检验的临界值16.38。

(三) 稳健性检验

基准回归结果认为数字经济发展促进出口企业加成率,为了保证该结论的合理性,本文选取多种方法进行稳健性检验。首先是替换关键变量的检验,基准回归中的出口企业加成率采用DLW法进行测算,在稳健性检验中进一步使用会计法重新计算出口企业加成率。参考盛丹和王永进(2012)的思路,企业加成率与产品价格和边际成本之间的关系可以表示为:

$$\frac{p_{it}-c_{it}}{p_{it}} = 1 - \frac{1}{\text{markup}_{it}} = \frac{va_{it}-pr_{it}}{va_{it}+ncm_{it}} \quad (15)$$

其中, p_{it} 代表企业产品价格、 c_{it} 代表企业边际成本、 va_{it} 代表企业增加值、 pr_{it} 代表企业支付的劳动报酬以及 ncm_{it} 代表企业中间要素投入。上述变量的数值均可在中国工业企

业数据库中直接获取。表4第（1）列是用会计法计算出口企业加成率的回归结果，数字经济发展系数在1%的显著性水平下显著为正，验证了基准回归中的结论。基准回归中本文使用主成分分析法计算出地区数字经济发展水平，在稳健性检验中本文使用熵值法重新计算数字经济发展指标（*index_1*），表4第（2）列是使用熵值法计算数字经济发展的回归结果，结果依然显示，数字经济发展促进出口企业加成率。

表 4 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	替换被解释变量	替换解释变量	考虑金融危机	剔除异常值
<i>index</i>	0.1061*** (0.0123)		0.4038*** (0.0416)	0.2471*** (0.0303)
<i>index_1</i>		0.1363*** (0.0323)		
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
行业—年份固定效应	是	是	是	是
N	218628	218628	179473	218628
R ²	0.543	0.539	0.570	0.398

其次是考虑金融危机的冲击，在本文的样本期间（2004~2013年）内发生了全球性的金融危机，对我国出口也造成了一定冲击。出于稳健性的考虑，本文将样本中2008~2009年的样本剔除后重新进行回归分析。表4第（3）列汇报了考虑金融危机后的回归结果，数字经济发展系数依然在1%的显著性水平下显著为正。

最后是排除异常值的影响。参考刘永辉等（2023）的做法，将核心解释变量与被解释变量进行5%的缩尾处理。表4第（4）列汇报了剔除异常值影响后的回归结果，依然发现数字经济发展显著促进出口企业加成率。上述的稳健性检验都说明了本文基准回归结论具有很好的稳健性。

五、机制检验与异质性分析

（一）机制检验

前文的研究结论说明了数字经济发展促进出口企业加成率，那么，数字经济发展通过何种途径影响出口企业加成率也是本文关注的重点。理论部分已经说明数字经济发展主要通过成本渠道和生产率渠道影响出口企业加成率。关于机制检验方法的选择，在近几年中，中介效应模型在经济学研究中被广泛采用，但其本身也有遗漏变量和机制识别不清等弊端（江艇，2022）。因此，本文参考江艇（2022）的做法，使用核心解释变量对机制变量进行回归分析：

$$mech_{ijpt} = \alpha_0 + \alpha_1 index_{pt} + \alpha \sum control_{ijpt} + \gamma_i + \delta_{jt} + \theta_t + \varepsilon_{ijpt}$$

(16)

其中，*mech_{ijpt}*代表本文选取的机制变量，具体而言是生产成本和生产率；其余变量的定义与上文一致。

首先是对成本渠道的检验，理论分析中已经说明随着地区数字经济的发展，其网络基础设施建设和通讯建设日趋完善，有利于削减企业生产成本（特别是信息成本），使企业将更多资源投入到创新活动中，进而扩大其市场中的势力。除此之外，数字经济发展不仅可以通过企业的管理费用、营销费用等直接影响企业的固定生产成本，还可能通过技术服务影响企业无形资产摊销等可变成本。因此，本文参考符

大海和鲁成浩（2021）的做法，将企业生产成本划分为可变成本（*var_cost*）和固定成本（*fix_cost*）两部分，并参考许和连等（2017）的做法，将企业主营业务成本与主营业务收入的比值视为企业可变成本，将企业管理费用、营销费用以及销售费用之和视为固定成本。表5第（1）和第（2）列汇报了成本渠道的检验结果，发现无论是对可变成本还是固定成本，数字经济发展系数都在1%的显著性水平下显著为负，说明地区数字经济发展有利于降低出口企业的可变与固定成本，进而促进出口企业加成率。

其次是对生产率渠道（*tfp*）的检验，出口企业加成率从本质上看是衡量企业在出口市场中的势力以及垄断地位。

而企业市场势力的提升离不开企业生产率的提高。理论分析部分已经说明数字经济发展通过提升企业生产率进而促进出口企业加成率。表5第（3）~（4）列汇报了生产率渠道的检验结果，本文计算的企业层面生产率都是采用OP法进行，结果显示，无论是否考虑控制变量，数字经济发展系数始终显著为正，说明数字经济发展通过提升出口企业生产率进而促进加成率的提高。

表 5 机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	成本渠道		生产率渠道	
	<i>var_cost</i>	<i>fix_cost</i>	<i>tfp</i>	
<i>index</i>	-0.0076** (0.0034)	-0.1772*** (0.0359)	0.1916*** (0.0264)	0.1943*** (0.0242)
控制变量	是	是	否	是
企业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
行业—年份固定效应	是	是	是	是
N	218628	218628	218628	218628
R ²	0.642	0.900	0.602	0.663

（二）异质性分析

1. 区域异质性

由于我国区域间经济发展差异较大，数字基础设施在不同地区也出现明显的差异性。东部地区凭借先发优势，在数字经济、数字产业化和产业数字化等方面都占据优势，进而对该地区出口企业的市场势力产生影响。因此，本文按区域位置对样本进行了划分，共分为东部地区、中部地区和西部地区三个部分。表6第（1）~（3）列分别汇报了数字经济发展对东部地区、中部地区、西部地区出口企业加成率的影响，总体上看，数字经济发展仅促进了东部地区出口企业加成率的提升，对中西部地区出口企业没有明显促进作用，甚至对西部地区出口企业加成率有显著负向影响。该结果的原因可能在于：东部地区数字经济发展较早，数字基础设施、人工智能产业以及产业数字化程度相对完善，对地区出口企业的正向溢出效应更大。因此，数字经济发展对东部地区出口企业加成率促进更明显。而中西部

表 6 地区异质性分析

	东部 (1)	中部 (2)	西部 (3)
<i>index</i>	0.2234*** (0.0313)	-0.0700 (0.160)	-0.7033*** (0.220)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
行业—年份固定效应	是	是	是
N	199228	14648	4689
R ²	0.547	0.606	0.605

地区数字经济发展相对缓慢，所以数字经济发展对中西部地区出口企业加成率的促进作用有限。

2. 要素密集度异质性

本文采用的数据主要是制造业企业，自2001年加入WTO后，我国凭借廉价的劳动力与土地资源不断融入全球化的生产分工，这也造成不同产业在国际竞争中的地位不同。过去的发展过程中，我国主要凭借劳动力成本优势，在对外贸易中大力发展劳动密集型出口企业。但随着人口结构调整，我国劳动力成本优势正逐步衰退，在未来的国际贸易竞争中必须由“数量竞争”转向“质量竞争”。参考韩民春和袁瀚坤（2022）的做法，将样本企业划分为资本密集型、劳动密集型和技术密集型出口企业三种。表7第（1）~（3）列分别汇报了数字经济发展对三种要素密集型出口企业加成率的影响，研究发现，数字经济发展显著促进了资本密集型和技术密集型出口企业加成率，但对劳动密集型出口企业加成率没有统计意义上显著影响。从全球价值链位置上看，资本密集型和技术密集型出口企业位于价值链中上部，技术水平相对较高，而劳动密集型出口企业一般嵌入全球价值链低端位置，因此，数字经济发展对劳动密集型出口企业加成率的促进作用不明显。

表 7 要素密集度异质性

	资本密集型	劳动密集型	技术密集型
	(1)	(2)	(3)
<i>index</i>	0.1768*** (0.0469)	0.0111 (0.116)	0.3124*** (0.0451)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
行业—年份固定效应	是	是	是
N	82230	107918	18066
R ²	0.572	0.553	0.589

3. 企业异质性

不同出口企业按性质具有明显的异质性。尽管我国在2001年加入WTO，并且放开了对非国有企业的进入限制，但国有企业与非国有企业仍存在差别，如国有企业较容易获得外部融资，而特定行业存在进入门槛。除此之外，国有企业是地方政府财政收入的重要来源，因此，国有企业在政府支持和税收优惠等方面都享有较大优势。参考柏培文和喻理（2021）的做法，本文根据企业所有制性质将样本划分为国有与非国有出口企业。表8第（1）~（2）列汇报了数字经济发展对国有出口企业 and 非国有出口企业加成率的影响，结果发现，数字经济发展显著提升非国有出口企业加成率，但对国有出口企业加成率没有显著影响。原因可能是，国有企业相较于非国有企业具有较大的市场势力优势，更容易获得补贴、信贷等方面的资源，因此对数字经济发展的敏感性较弱。

表 8 所有制与制度壁垒异质性

	国有	非国有	高壁垒	低壁垒
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>index</i>	0.1412 (0.1334)	0.2528*** (0.0310)	0.0296 (0.0985)	0.2601*** (0.0316)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
行业—年份固定效应	是	是	是	是
N	7117	209810	101483	106804
R ²	0.647	0.557	0.541	0.554

由于各省市GDP发展竞争以及行政壁垒存在的缘故,各地区市场存在相互分割的情况,这进一步造成了各地区间存在一定的制度壁垒,阻碍要素在各区域间自由流通。本文参考齐俊妍和任奕达(2021)的做法,使用劳动力市场分割指数作为各地区制度成本的代理变量,劳动力市场分割指数越大说明地区的制度壁垒越高。表8第(3)~(4)列汇报了数字经济发展对高制度壁垒和低制度壁垒地区出口企业加成率的影响,结果显示,数字经济发展显著促进了低制度壁垒地区出口企业加成率。制度壁垒的存在会导致要素自由流通受阻,因此,低制度壁垒地区的出口企业更容易享受到先进要素的外溢效应,带来出口企业市场势力的提升。

六、数字经济发展对资源配置效率的影响

本文之前的理论部分已经说明数字经济发展不仅促进了出口企业加成率,还有利于提升资源配置效率。因此,本部分使用出口企业加成率离散度作为资源配置效率的代理变量,检验数字经济发展对资源配置效率的影响。首先需要明确的是企业加成率离散度是否可以衡量资源配置效率。从定义上看,企业加成率代表着价格对成本的偏离,而当所有企业加成率相同时,资源配置效率达到最优。从理论上讲,若生产相同产品的企业加成率不一致时,则资源配置没有达到最优,这是因为加成率较高的企业可以用较少的资源生产相同产品(刘竹青和盛丹,2017),造成加成率较低企业生产规模不经济,达不到最优状态。因此,本文使用出口加成率离散度作为资源配置效率的代理变量。

参考祝树金等(2021)的做法,使用泰尔指数(Theil)计算加成率离散度,具体指标计算如下:

$$Theil_{jpt} = \frac{1}{n_{jpt}} \sum_{i=1}^{n_{jpt}} \frac{\mu_{ijpt}}{\bar{\mu}_{jpt}} \log \left(\frac{\mu_{ijpt}}{\bar{\mu}_{jpt}} \right) \quad (17)$$

其中, $Theil_{jpt}$ 代表j行业在t时期p地区的泰尔指数,即衡量资源配置效率; n_{jpt} 代表j行业在t时期p地区的出口企业数量; μ_{ijpt} 代表t时期p地区j行业中i出口企业的加成率; $\bar{\mu}_{jpt}$ 代表j行业在t时期p地区加成率的均值。泰尔指数越小说明出口企业在地区和行业中加成率离散程度越小,资源配置效率越高。

此外,为使结论更加稳健,本文还使用三位码行业的相对平均离差(RMD)和变异系数(CV)作为资源配置效率的其余两个替代变量。具体公式如下:

$$RMD_{jpt} = \frac{1}{n_{jpt}} \sum_{i=1}^{n_{jpt}} \left| \frac{\mu_{ijpt}}{\bar{\mu}_{jpt}} - 1 \right| \quad (18)$$

$$CV_{jpt} = \frac{sd(\mu_{jpt})}{\bar{\mu}_{jpt}} \quad (19)$$

表9的第(1)~(4)列汇报了数字经济发展对资源配置影响的回归结果。研究发现,首先第(1)和第(2)列是使用泰尔指数作为资源配置效率替代变量的回归结果,无论是否考虑控制变量,数字经济发展系数都在1%的显著性水平下显著为负,说明数字经济发展显著减少出口企业加成率离散度。之后第(3)和第(4)列是分别

使用相对平均离差和变异系数作为资源配置效率替代变量的回归结果，数字经济发展系数和显著性没有发生根本改变，这进一步说明了随着数字经济发展，出口企业加成率离散度不断减少，进而优化了资源配置效率。

表 9 数字经济对资源配置效率的影响				
	Theil	Theil	InCV	InRMD
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>index</i>	-0.0713*** (0.0246)	-0.8140*** (0.1710)	-0.0664*** (0.0257)	-0.0894*** (0.0223)
控制变量	否	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
行业—省份 固定效应	是	是	是	是
N	38689	37906	37906	37886
R ²	0.633	0.366	0.631	0.907

七、结论与政策建议

有关出口企业加成率的研究日益兴起，但鲜有文献从数字经济发展视角出发考察其对出口企业加成率的直接影响。本文使用2004~2013年中国工业企业数据和海关数据库匹配的样本，在利用DLW法计算出企业加成率的基础上，从理论与实证两方面研究数字经济发展对出口加成率以及资源配置效率的影响。研究发现：第一，数字经济发展显著促进出口企业加成率，该结论在经过样本选择偏误、工具变量法、替换核心变量计算方法以及剔除异常值等一系列稳健性检验后依然成立。第二，数字经济发展主要通过减少企业固定与可变成本、提高企业生产率两条途径促进出口企业加成率。第三，数字经济发展对不同性质出口企业加成率有差异性影响，具体而言，促进了东部地区、资本密集型、技术密集型、非国有和低制度壁垒地区出口企业加成率的提升。第四，在使用泰尔指数计算出企业加成率离散度的基础上，研究发现数字经济发展显著降低了出口企业加成率离散度，优化了行业内资源配置效率。

根据研究结论，本文提出如下政策建议：第一，继续推动数字经济发展，完善数字基础设施建设。我国实证结果表明，数字经济发展显著促进了出口企业竞争力。过去我国凭借廉价的劳动力与土地资源优势不断融入全球化的生产分工，但随着时代发展这些原有优势逐渐丧失，而数字经济正以其独有优势助力对外贸易突破物理地域的束缚，推动出口企业在国际竞争中获得优势地位，最终实现对外贸易高质量发展。第二，政府在制定促进数字经济发展政策时应遵循差异化原则。本文异质性分析表明数字经济发展对不同区域以及不同性质出口企业加成率有着明显差异影响。因此，政府部门应因地制宜施策，如对东部地区应继续发挥先发优势，积极扩大研发创新力度；对中西部地区应加强数字设施建设，以备更好承接来自国外以及东部地区的产业转移。第三，打破地区间壁垒，构建全国统一大市场。数字信息、数据成为重要生产要素，不仅提升出口企业竞争力，更优化资源配置效率。前述研究结果表明，数字经济发展不仅能有效提升出口企业加成率，还能优化资源配置效率。因此，各地区要不断削减行政壁垒，帮助各类要素跨区域流通，利用流通中的再配置效应提升资源配置效率。

参考文献

[1] 柏培文,喻理.数字经济发展与企业价格加成:理论机制与经验事实[J].中国工业经济,2021(11):59-77.

- [2] 符大海,鲁成浩.服务业开放促进贸易方式转型——企业层面的理论和中国经验[J].中国工业经济,2021(7):156-174.
- [3] 高敬峰,王彬.数字技术提升了中国全球价值链地位吗[J].国际经贸探索,2020(11):35-51.
- [4] 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[J].南开经济研究,2018(4):21-35+52.
- [5] 韩民春,袁瀚坤.服务业对外开放、人民币实际汇率和出口企业加成率[J].国际贸易问题,2022(1):75-92.
- [6] 洪俊杰,蒋慕超,张宸妍.数字化转型、创新与企业出口质量提升[J].国际贸易问题,2022(3):1-15.
- [7] 黄群慧,余泳泽,张松林.互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J].中国工业经济,2019(8): 5-23.
- [8] 江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5): 100-120.
- [9] 蒋为.增值税扭曲、生产率分布与资源误置[J].世界经济,2016(5):54-77.
- [10] 刘斌,魏倩,吕越,等.制造业服务化与价值链升级[J].经济研究,2016(3):151-162.
- [11] 刘啟仁,黄建忠.异质出口倾向、学习效应与“低加成率陷阱”[J].经济研究,2015(12):143-157.
- [12] 刘永辉,王子萌,司继春.目的国数字经济、市场竞争与企业出口产品质量[J].经济与管理评论,2023(2):120-132.
- [13] 刘竹青,盛丹.人民币汇率、成本加成率分布与我国制造业的资源配置[J].金融研究,2017(7):1-15.
- [14] 齐俊妍,任奕达.数字经济发展、制度质量与全球价值链上游度[J].国际经贸探索,2022(1): 51-67.
- [15] 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.
- [16] 盛丹,王永进.中国企业低价出口之谜——基于企业加成率的视角[J].管理世界,2012(5):8-23.
- [17] 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[J].中国工业经济,2017(10):62-80.
- [18] 袁淳,肖土盛,耿春晓,盛誉.数字化转型与企业分工:专业化还是纵向一体化[J].中国工业经济,2021(9): 137-155.
- [19] 钟腾龙.贸易自由化与多产品企业内产品加成率离散度[J].国际贸易问题,2021(8):70-84.
- [20] 诸竹君,黄先海.中国出口跨越了“低加成率陷阱”吗[J].国际贸易问题,2020(5):14-27.
- [21] 祝树金,罗彦,段文静.服务型制造、加成率分布与资源配置效率[J].中国工业经济,2021(4):62-80.
- [22] 祝树金,谢煜,吴德胜.制造业服务化的节能效应及其中介机制研究[J].财贸经济,2020(11):126-140.
- [23] 祝树金,钟腾龙,李仁宇.中间品贸易自由化与多产品出口企业的产品加成率[J].中国工业经济,2018(1):41-59.
- [24] Atkeson, A., and A. Burstein, “Pricing-to-Market, Trade Costs, and International Relative Prices”, *American Economic Review*, 2008, 98(5): 1998-2031.
- [25] Atkeson, A., and A. Burstein, “Pricing-to-Market, Trade Costs, and International Relative Prices”, *American Economic Review*, 2008, 98(5): 1998-2031.
- [26] Brandt, L., J. V. Biesebroeck, and Y. Zhang, “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing”, *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2): 339-351.
- [27] Bukht, R., and R. Heeks, Defining, Conceptualising and Measuring the Digital Economy, Development Informatics Working Paper, 2017.
- [28] De Loecker, J., P. K. Goldberg, A. K. Khandelwal and P. N. Prices, “Markups and Trade Reform”, *Econometrica*, 2016, 84(2): 445-510.
- [29] De Loecker, J., and F. Warzynski, “Markups and Firm-level Export Status”, *American Economic Review*, 2012, 102(6): 2437-2471.
- [30] Edmond, C., V. Midrigan, and D. Y. Xu, “Competition, Markups, and the Gains from International Trade”, *American Economic Review*, 2015, 105(10): 3183-3221.
- [31] Lanz, R., K. Lundquist, G. Mansio, A. Maurer, and R. Teh, E-commerce and Developing Country-SME Participation in Global Value Chains, WTO Staff Working Paper, 2018.
- [32] Lashkari, D., A. Bauer, and J. Boussard, Information Technology and Returns to Scale, SSRN Working Paper, 2020.
- [33] Liu, L., and H. K. Nath, “Information and Communications Technology and Trade in Emerging Market

- Economics” , *Emerging Markets Finance and Trade*, 2013, 49(6):67–87.
- [34] Lu, Y., and L. H. Yu, “Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China’s WTO Accession” , *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015, 7(4): 221–253.
- [35] Melitz, M. J., and G. I. P. Ottaviano, “Market Size, Trade, and Productivity” , *Review of Economic Studies*, 2008, 75(1): 295–316.
- [36] Melitz, M. J., and S. Polanec, “Dynamic Olley–Pakes Productivity Decomposition with Entry and Exit” , *RAND Journal of Economics*, 2015, 46(2): 362–375.
- [37] Melitz, M. J., “The Impact of Trade on Intra–Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity” , *Econometrica*, 2003, 71(6): 1695–1725.
- [38] Peters, M., “Heterogeneous Markups, Growth, and Endogenous Misallocation” , *Econometrica*, 2020, 88(5): 2037–2073.
- [39] Porter, M. E., and J. E. Heppelmann, “How Smart, Connected Products Are Transforming Competition” , *Harvard Business Review*, 2014, 92(11):64–88.
- [40] Yu, M., “Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms” , *China Economic Quarterly*, 2015, 10(4): 1251–1280.

【作者简介】袁瀚坤：中共江苏省委党校世界经济与政治教研部讲师，江苏省习近平新时代中国特色社会主义思想研究中心省委党校基地研究员，经济学博士。研究方向：国际贸易、数字经济。

岳明阳（通信作者）：江苏省习近平新时代中国特色社会主义思想研究中心省委党校基地研究员，武汉大学政府和社会资本合作研究中心研究员，经济学博士。研究方向：投入产出分析、全球价值链。

韩民春：华中科技大学经济学院教授，博士生导师，全国政协委员，经济学博士。研究方向：国际贸易、国际贸易规则。

Digital Economy Development and Exporters’ Markups ——Also on the Impact on Resource Allocation Efficiency

YUAN Han-kun¹, YUE Ming-yang² & HAN Min-chun³

(1. Department of World Economy and Politics, Party School of C.P.C. Jiangsu Committee, Nanjing 210009, China;

2. Department of Economics, Party School of C.P.C. Jiangsu Committee, Nanjing 210009, China; 3. School of Economics,

Huazhong University of Science and Technology, Wuhan 430074, China)

Abstract: Digital economy development is profoundly changing the current global trade pattern, which is of great significance to enhance the international competitiveness of export enterprises and even the whole industry. This paper finds that digital economy development enhances exporters’ markups based on the theoretical model of heterogeneous firms, and further tests the hypotheses related to the theoretical model using matched samples from Chinese industrial enterprise database and customs database from 2004 to 2013. The empirical study finds that: digital economy development significantly enhances exporters’ markups, which is consistent with the theoretical model, and the finding still holds after endogeneity problem treatment and a series of robustness tests; mechanism tests show that production cost and productivity are two important channels through which the digital economy works. Heterogeneity analysis shows that digital economy development raises the markups of exporting firms in eastern, capital-intensive, technology-intensive, non-state, and low institutional barrier regions. Further analysis shows that digital economy development reduces the dispersion of exporters’ markups and significantly optimizes resource allocation efficiency. The findings of this paper have important implications for promoting high-quality development of foreign trade.

Keywords: digital economy; export enterprises; markups; resource allocation

（责任编辑：山草）