

数字贸易对制造业出口企业全要素生产率的影响研究

张桂华¹, 张昌兵^{1,2*}, 李承泽¹, 魏周耘¹, 王宇罡¹

¹南京邮电大学经济学院, 江苏 南京

²南京邮电大学数字贸易研究中心, 江苏 南京

收稿日期: 2025年10月21日; 录用日期: 2025年11月5日; 发布日期: 2025年12月9日

摘要

本文基于2014~2023年中国省际面板数据以及A股上市制造业出口企业数据, 实证检验了数字贸易对制造业出口企业全要素生产率的影响。结果表明, 数字贸易显著促进了制造业出口企业全要素生产率水平的提升, 而这种正向促进作用在非国有企业、高市场竞争程度行业内的企业以及高科技行业内的企业最强, 国有企业、低市场竞争行业内的企业以及非高科技行业内的企业次之。数字贸易主要通过提升科技创新水平以及管理效率来提高制造业出口企业的全要素生产率水平。研究结果为促进制造业出口企业全要素生产率水平提升、数字贸易高质量发展提供有效的经验证据。

关键词

数字贸易, 制造业出口企业, 全要素生产率, 科技创新, 管理效率

A Study on the Impact of Digital Trade on the Total Factor Productivity of Manufacturing Export Enterprises

Guihua Zhang¹, Changbing Zhang^{1,2*}, Chengze Li¹, Zhouyun Wei¹, Yugang Wang¹

¹School of Economics, Nanjing University of Posts and Telecommunications, Nanjing Jiangsu

²Digital Trade Research Center, Nanjing University of Posts and Telecommunications, Nanjing Jiangsu

Received: October 21, 2025; accepted: November 5, 2025; published: December 9, 2025

Abstract

This study empirically examines the impact of digital trade on the total factor productivity (TFP) of

*通讯作者。

文章引用: 张桂华, 张昌兵, 李承泽, 魏周耘, 王宇罡. 数字贸易对制造业出口企业全要素生产率的影响研究[J]. 电子商务评论, 2025, 14(12): 1072-1087. DOI: 10.12677/ecl.2025.14123961

manufacturing export enterprises in China. Based on inter-provincial panel data from 2014 to 2023 and data from A-share listed manufacturing export enterprises, the findings reveal that digital trade significantly enhances the TFP levels of manufacturing export enterprises. This positive promotion effect is strongest in non-state-owned enterprises, enterprises in industries with high market competition, and enterprises in high-tech industries, followed by state-owned enterprises, enterprises in industries with low market competition, and enterprises in non-high-tech industries. Digital trade primarily enhances TFP by elevating technological innovation levels and management efficiency. The findings provide valuable empirical evidence for boosting TFP in manufacturing export enterprises and fostering high-quality development of digital trade.

Keywords

Digital Trade, Manufacturing Export Enterprises, Total Factor Productivity, Technological Innovation, Management Efficiency

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

党的二十届三中全会《决定》提出，“健全相关规则和政策，加快形成同新质生产力更相适应的生产关系，促进各类先进生产要素向发展新质生产力集聚，大幅提升全要素生产率”。从微观层面来看，全要素生产率水平直观反映了企业资源配置的合理性与高效性，同时也是企业技术创新活力、管理水平优劣等综合能力的集中彰显。从宏观层面来看，作为提升新质生产力的核心标识，提升全要素生产率是促进经济高质量发展、实现经济增长方式转型的必然要求，更是培育和发展新质生产力的重要基石。中国作为制造业大国和贸易大国，其制造业出口企业全要素生产率的提升对经济的高质量发展发挥着重要作用。受到国际贸易保护主义抬头、国际政治格局演变以及国内正面临的经济结构转型升级的双重影响，目前我国制造业出口企业全要素生产率的提升面临着多重挑战。而数字贸易的快速发展为制造业出口企业全要素生产率的发展提供了新思路。2025年《政府工作报告》提出要培育绿色贸易、数字贸易等新增长点。近年来，数字贸易的发展呈现强劲的增长势头。据商务部数据显示，2024年，我国跨境电商进出口规模达2.63万亿元，同比增长10.8%，而数字经济核心产业增加值占国内生产总值比重达10%。此外，跨境电子商务、数字服务外包等数字贸易业态也不断涌现新模式、新业态。数字贸易可以依托数字科技赋能，通过提升创新水平、优化产业结构以及提高资源配置效率来助力制造业出口企业全要素生产率实现跃升。为探讨数字贸易对制造业出口企业全要素生产率的具体作用效果，本文基于2014~2023年中国制造业出口上市公司面板数据，实证检验数字贸易对制造业出口企业全要素生产率的影响。

2. 文献综述

关于全要素生产率的概念研究，最早是由Solow(1957)提出的，其认为全要素生产率就是技术进步对于经济增长的贡献[1]。国内学者也有对此有所研究，鲁晓东和连玉君(2012)指出，全要素生产率可以理解为非生产性投入对于产出增长的贡献[2]。而数字技术创新[3][4]、数据要素[5]、ESG表现[6][7]、耐心资本[8][9]以及人力资本[10]等都是影响企业全要素生产率的因素。数字技术创新能通过降低内部管理成本、提升营运效率来提升企业全要素生产率，而数据要素则能提升企业创新能力和技术吸收能力，从而提升企业全要素生产率[3][5]；ESG建设则能从多个方面释放企业创新效能、改善投资效率，进而改善企业全

要素生产率[6][7]；耐心资本的出现和发展能降低企业不确定感知、缓解信息不对称，从而对企业全要素生产率产生积极作用[8][9]；人力资本高级化能提升企业吸收和应用科技创新的能力，从而提升企业全要素生产率[10]。此外，环境规制有助于制造业企业转型升级，对制造业绿色全要素生产率产生促进作用[11][12]。

关于数字贸易，目前国内外还没有其统一的定义，大多数学者认为数字贸易与数字经济有着密切联系，而且数字贸易还与电子商务密切相关，跨境电商是数字技术重塑传统外贸的重要表现形式之一。马述忠等(2018)提出，数字贸易是以信息通信技术为支撑的产品与数字高效交换的新型贸易模式，是传统贸易方式在当今数字经济时代的一种拓展和新发展[13]。数字贸易发展带来的影响，可以分为宏观微观两个方面。宏观层面，数字贸易促进了多种产业的融合发展，推动了贸易新业态和新模式的出现和发展，而且减少了中间环节，促进了中小企业迈入国际市场[13]。数字贸易还能通过提高信息化水平以及劳动生产率来提升中国的出口技术复杂度[14]。此外，数字贸易对于国家全球价值链的地位也有重要影响[15]。在微观层面，数字贸易的发展不仅可以通过激发数字产业联动效应来提升企业创新质量[16]，还能通过提升出口多样性以及降低依赖度来增强企业的出口韧性[17]。

数字贸易的发展为全要素生产率的提升提供了现实路径。王珊珊等(2024)发现发展数字贸易能显著提升地区全要素生产率[18]。胡德龙和石满珍(2023)从城市层面实证数字经济对企业全要素生产率有积极作用[19]。刘海云等(2024)认为，跨境电商能通过发挥资源再配置效应提高企业的全要素生产率[20]。也有学者发现，数字贸易与企业全要素生产率之间可能不是简单的线性关系。数字贸易的发展在初期可能因企业适应成本较高而对全要素生产率产生抑制作用，但随着企业数字化转型的深入，其正向促进作用逐渐增强[21]。

综上，现有的文献广泛研究数字贸易和企业全要素生产率，但是大都局限在宏观国家地区以及中观产业方面，直接研究数字贸易对制造业出口企业全要素生产率的文献较少，对两者之间的微观机制探讨不够深入。本文以此为切入点，可能的边际贡献有：一是聚焦于制造业出口企业微观角度，系统深入探究数字贸易与制造业出口企业全要素生产率两者之间的作用机制。二是从市场竞争程度等方面考察数字贸易对制造业出口企业的全要素生产率的异质性，创新了研究视角，为制造业出口企业不同市场下充分提升全要素生产率水平提供启示。三是借鉴数字经济的测度体系，尝试构建测度省际数字贸易发展水平的指标体系，以期弥补现有研究中对数字贸易发展水平测度方面的不足。

3. 理论分析与研究假设

3.1. 数字贸易对制造业出口企业全要素生产率的直接效应分析

数字贸易作为一种对外贸易的新业态，借助目前快速发展的信息通信技术工具，将对外贸易对象数字化和贸易方式数字化，在传统外贸中发展成了一种新的形式。为了满足市场需求，制造业出口企业加强相关领域的人才培养，进而推动了其人力资本的升级和转型。再者，数字贸易打破了地域限制，使得制造业出口企业可以实现市场的扩张和多元化，同时拓宽出口市场的广度和深度、提高企业对外投资的可能性[22][23]。此外，数字贸易对产业结构升级存在直接作用和“倒逼效应”。一方面，数字自由流动的过程打破了信息垄断，降低了数字贸易的市场进入门槛，由此吸引了更多的企业涌入该市场，竞争变得越来越激烈，而现有的企业为了维持其目前在数字贸易市场中的地位和利润，就会主动进行创新创造，打造新的竞争优势，由此推动制造业出口企业的结构优化升级；另一方面，数字贸易的发展也依靠完善的现代信息技术基础，不仅企业需要转型，社会也需要向数字化方向前进，由此推动产业的合理化和高级化方向升级，从而为制造业出口企业全要素生产率的提升创造了有利条件。基于此，本文提出假设 H1。

H1: 数字贸易能够有效提升制造业出口企业的全要素生产率。

3.2. 数字贸易对制造业出口企业全要素生产率的异质性分析

数字贸易对制造业出口企业全要素生产率的作用依赖企业快速响应市场需求。在企业产权方面, 国有企业通常面临着多元化的目标, 而且决策流程更长, 层级制度较为僵化, 对于数字贸易带来的市场变化和技术机遇, 其反应速度和调整灵活性较差。而非国有企业机制灵活, 能够快速调整组织架构和商业模式以抓住数字贸易带来的机会。同时, 非国有企业以盈利最大化为核心目标, 更愿意投入资源推动数字技术与出口业务融合。

此外, 在行业竞争程度高低方面, 高竞争程度行业的市场趋于饱和, 利润空间薄, 企业面临着巨大的生存压力。因此, 高竞争程度行业内的企业会更积极主动地应用数字贸易技术平台和模式。而且, 在竞争激烈的市场中, 数字贸易的技术和信息会传播得更快, 由此带来的信息溢出和学习效应会进一步放大数字贸易的生产率效应。

此外, 在高科技行业内, 制造业出口企业本身具备较好的技术研发基础, 能更好吸收数字贸易带来的跨境技术溢出, 同时, 数字贸易的核心技术与高科技行业的知识密集型生产活动具有天然的互补性, 这种技术上的匹配使得数字贸易的引入能产生“ $1 + 1 > 2$ ”的协同效应。而且高科技产品通常更新迭代快, 需要大量的售前和售后服务, 而数字贸易平台能更好地满足这类产品的交易需求, 从而更有效地促进其出口, 并通过出口学习效应反馈提升全要素生产率。

基于以上分析, 本文提出假设 H2、H3、H4。

H2: 数字贸易对制造业出口企业全要素生产率的提升效应, 在非国有企业中更显著。

H3: 数字贸易对制造业出口企业全要素生产率的提升效应, 在高竞争程度行业企业中更显著。

H4: 数字贸易对制造业出口企业全要素生产率的提升效应, 在高科技行业企业中更显著。

3.3. 数字贸易对制造业出口企业全要素生产率的机制效应分析

在制造业出口企业的生产经营活动中, 科技创新对于企业全要素生产率提升具有重要意义。而数字贸易的发展促进了数据、技术和人才等资源的流动和共享, 进一步激活了创新要素, 为制造业出口企业的创新注入了新动能, 尤其对绿色技术创新水平的提升效果更显著。此外, 企业间的信息共享也促进了产业链上下游的协同创新, 形成了良好的创新生态。而且, 数字贸易的发展不仅能直接激发企业创新, 还能通过促进产业结构转型升级、提升技术市场活跃度以及助力数字金融服务等路径间接驱动企业创新。总之, 数字贸易水平的提升有利于提升制造业出口企业的创新水平, 进而对企业的全要素生产率产生积极作用。因此, 本文提出假设 H5。

H5: 数字贸易能够通过提高企业创新水平来促进制造业出口企业的全要素生产率的提升。

数字贸易推动了制造业出口企业组织结构的扁平化变革和内外协同效率的提升, 而且数字贸易平台通过简化交易流程和自动化管理任务, 降低了企业内部与跨企业的交易成本。同时数字贸易的发展推动了更高效组织管理模式的兴起, 推动企业减少管理层级, 构建更加灵活、响应快速的网络化组织架构, 直接促进了制造业出口企业全要素生产率的提升。此外, 数字贸易还通过降低信息不对称性和优化企业决策流程直接提升管理效率, 进而促进全要素生产率增长。数字贸易平台通过提供实时、透明的全球市场信息, 显著降低了制造业出口企业获取与处理信息的成本。这种信息成本的降低使企业能够更准确地预测国内外市场需求、调整生产计划, 并优化库存管理, 从而减少资源错配和效率损失, 提升了制造业出口企业全要素生产率。因此, 本文提出假设 H6。

H6: 数字贸易能够通过提高管理效率来促进制造业出口企业的全要素生产率的提升。

4. 变量选取、数据来源和模型构建

4.1. 变量选取

制造业出口企业全要素生产率，记为 tfp_lp 。企业全要素生产率的估计方法可以大致分为参数法和非参数两类，现有的研究多采取 OP 法、LP 法、OLS 法或 GMM 法相结合，以此确保结果的可靠性和稳健性。本文借鉴鲁晓东和连玉君(2012)的做法，采用 LP 法来测度制造业出口企业的全要素生产率，以中间投入品作为代理变量，能够有效减少样本损失问题和估计过程中的联立问题[2]。此外，本文还利用 OP 法和 GMM 法来测量制造业出口企业全要素生产率，从而进行稳健性检验。本文采用构建以下模型来测算制造业出口企业的全要素生产率(tfp_lp)。

$$\ln Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln L_{i,t} + \beta_2 \ln K_{i,t} + \beta_3 \ln M_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

其中， Y 代表企业总产出，以企业营业收入的对数值来衡量；下标 i 代表研究样本， t 代表年份； L 是企业劳动投入，以员工人数的对数值来表示； K 代表资本投入，用企业固定资产净额的对数值来衡量； M 表示中间投入品，将其定义为营业成本、销售费用、管理费用与财务费用的总和，减去折旧摊销以及支付给职工的现金后的余额； $\varepsilon_{i,t}$ 为残差项。

数字贸易，记为 szmy 。现有的文献大都通过构建指标体系来测度数字贸易发展水平。本文借鉴张卫华与梁运文(2020) [24]和韩先锋等(2024) [25]的做法，构建数字贸易发展水平评价指标体系，并采用熵值法测算出各省的数字贸易水平，最后根据企业所在省份，将各省份的数字贸易发展水平与企业数据匹配。数字贸易具体测度指标体系见表 1。

Table 1. Evaluation indicator system for interprovincial digital trade development levels
表 1. 省际数字贸易发展水平评价指标体系

一级指标	二级指标	指标方向
数字基础设施	域名数量(万个)	正向
	移动电话交换机容量(万户)	正向
	互联网宽带接入端口(万个)	正向
	长途光缆线路长度(千米)	正向
数字技术水平	信息传输、软件和信息技术服务业从业人数(万人)	正向
	研究和开发经费投入(亿元)	正向
	专利申请数量(项)	正向
	移动互联网接入流量(万 GB)	正向
	每百人使用计算机数(台)	正向
数字产业化贸易	电子商务销售额(亿元)	正向
	电子商务采购额(亿元)	正向
	信息传输、软件和信息技术服务业固定资产投资总额(亿元)	正向
	电信业务总量(亿元)	正向
	软件业务收入(万元)	正向
数字贸易潜力	人均 GDP(元)	正向
	外贸开放度(%)	正向
	居民人均消费支出(元)	正向

本文选取以下机制变量：(1) 技术创新(grant)，参考杜晴和潘丹丹(2023)的做法，用专利申请数量加 1 的对数来衡量企业创新水平[26]；(2) 管理效率(mfr)，参考曾卓然等(2021)做法，以管理费用率(管理费用/营业收入)来衡量企业管理效率[27]。

本文选取以下控制变量：(1) 企业规模(size)，用企业总资产的对数来衡量；(2) 资本密集度(ci)，用固定资产与员工人数的比值表示；(3) 资产负债率(lev)，用总负债与总资产的比值表示；(4) 盈利能力(roe)，用净利润与总资产的比值表示；(5) 企业年龄(listage)，用企业上市年限加 1 的对数表示；(6) 托宾 Q 值(tobinq)，用市场价值与资产重置成本的比值表示；(7) 股权集中度(top1)，用企业第一大持股比例表示；(8) 员工规模(person)，用员工人数加 1 的对数表示；(9) 政府干预(gov)，用政府补助的对数表示。

4.2. 数据来源

企业原始数据主要来自国泰安数据库(CSMAR)以及上市公司年报。为确保所选样本的可靠性，本文对原始数据作了以下预处理：(1) 剔除金融类、房地产类企业；(2) 剔除 ST、*ST 以及在样本期间内退市的企业；(3) 剔除主要变量存在数据严重缺失的企业；(4) 对存在少量数据缺失的指标，借助线性插值法补齐。最终得到 2014~2023 年中国制造业 A 股上市出口企业 478 家，即 4780 个观测样本数据。

另外，本文收集了省域数据用于构建各省份的数字贸易水平的全面评估指标体系，原始数据主要来源于各省份和国家统计局发布的统计年鉴以及国泰安数据库。接着将收集到的数据通过熵值法测算出各个省份的数字贸易发展水平得分。最后，根据企业所在的省份和区域，将企业数据和省份数据匹配起来，得到一份包含解释变量、核心解释变量以及其他变量的完整数据。

4.3. 模型构建

4.3.1. 基准回归模型

为减少时间和企业个体差异对回归结果造成偏差影响，本文同时固定时间效应和个体效应，构建基准回归模型：

$$tfp_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 szmy_{i,t} + \sum \alpha_j controls_{i,t} + year_t + cp_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中，下标 i 代表各个研究样本企业，下标 t 代表年份，解释变量 $tfp_{i,t}$ 表示制造业出口企业 i 在第 t 年的全要素生产率水平，解释变量 $szmy_{i,t}$ 表示企业 i 所在省份在第 t 年的数字贸易发展水平， $controls_{i,t}$ 表示所有的控制变量， $year_t$ 代表时间固定效应， cp_i 代表个体固定效应， $\varepsilon_{i,t}$ 为残差项。 α_0 表示常数项， α_1 、 α_j 分别代表了数字贸易和控制变量对制造业出口企业全要素生产率的影响系数。

4.3.2. 机制回归模型

为了验证数字贸易影响制造业出口企业全要素生产率提升时是否存在技术创新及管理效率两条中介路径，本文参考江艇(2022) [28]提出的中介效应检验机制，构建了如下中介效应模型：

$$M_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 szmy_{i,t} + \sum \gamma_j controls_{i,t} + year_t + cp_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中， $M_{i,t}$ 代表中介变量，其余变量含义同基准模型。模型(3)中解释变量系数 γ_1 衡量了数字贸易对中介变量的影响程度， γ_j 表示控制变量对中介变量的影响程度。

5. 实证分析

5.1. 描述性统计

表 2 为本文主要变量的描述性统计，被解释变量制造业出口企业全要素生产率的标准差为 1.0304，最大值为 12.2136，最小值为 6.0504，这说明我国制造业出口企业之间的全要素生产率水平存在一定的差

距。数字贸易水平指数的均值为 0.3067，最大值为 0.7174，这表明我国数字贸易发展水平还有较大的提升空间。其余变量基本处于合理范围内。

Table 2. Descriptive statistics of key variables
表 2. 主要变量的描述性统计

变量符号	样本量	均值	标准差	最大值	最小值
tfp_lp	4780	9.0711	1.0304	12.2136	6.0504
szmy	4780	0.3067	0.1617	0.7174	0.0424
grant	4780	1.5538	5.4134	116.34	0
mfr	4780	0.0758	0.0580	1.2074	0.0047
size	4780	13.5080	1.2021	18.0344	10.7677
ci	4780	1.9720	1.1847	18.1798	0.2565
lev	4780	3.6783	0.4948	4.6038	0.8751
roa	4780	4.0949	5.4234	19.5764	-17.5884
listage	4780	13.6025	6.3430	32	3
tobinq	4780	2.0234	1.3238	21.2958	0.6873
topl	4780	3.2963	0.4947	4.4431	0.7524
person	4780	8.2621	1.1215	13.4638	4.3438
gov	4780	7.4063	1.8954	12.8955	0

5.2. 基准回归

本文的基准回归结果见表 3。表 3 中第(1)列是未纳入控制变量但控制个体效应和时间效应的结果，第(2)列是既纳入控制变量，又进行了双固定的回归结果。可以看到，无论是在哪种情况下，数字贸易的估计系数均在 1%的统计水平上显著为正，此结果说明，数字贸易对制造业出口企业全要素生产率的提升起正向作用，即制造业出口企业的全要素生产率会随着数字贸易的发展而不断提高。从而验证了本文的假设 H1。

Table 3. Baseline regression results
表 3. 基准回归结果

	(1) tfp_lp	(2) tfp_lp
szmy	1.436*** (0.330)	1.169*** (4.404)
size		0.244*** (5.109)
ci		-0.014 (-0.943)
lev		-0.087** (-2.538)

续表

roa		-0.010*** (-5.447)
listage		0.026*** (3.406)
tobinq		0.024** (2.269)
top1		-0.054 (-1.307)
person		0.148*** (3.982)
gov		0.023*** (4.911)
-cons		4.243*** (9.415)
N	4780	4780
R ²	0.536	0.611
个体效应	YES	YES
时间效应	YES	YES

注：括号内为标准误差值，***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著。

5.3. 稳健性检验

(1) 更换被解释变量

本文采用 OP 和 GMM 法重新测算制造业出口企业的全要素生产率水平，并对实证模型展开回归检验。具体结果见表 4 第(1)列和第(2)列。可以看出，数字贸易的估计系数均在 1%的水平上显著，这说明数字贸易确实能对制造业出口企业全要素生产率产生积极影响，从而验证了前文的结论。

Table 4. Robustness test results (1)

表 4. 稳健性检验结果(1)

	(1) tfp_op	(2) tfp_gmm	(3) tfp_lp
szmy	1.045*** (4.462)	0.989*** (4.172)	0.131*** (4.101)
size	0.231*** (6.170)	0.195*** (5.159)	0.243*** (5.075)
ci	-0.012 (-0.944)	-0.006 (-0.411)	-0.017 (-1.139)
lev	-0.083*** (-2.623)	-0.069** (-2.150)	-0.088** (-2.509)

续表

roa	-0.005*** (-3.455)	-0.004** (-2.521)	-0.010*** (-5.635)
listage	0.022*** (3.364)	0.015** (2.253)	0.031*** (4.353)
tobinq	0.022** (2.445)	0.020** (2.322)	0.023** (2.159)
top1	-0.034 (-0.971)	-0.035 (-0.979)	-0.051 (-1.240)
person	0.032 (1.025)	0.026 (0.816)	0.149*** (4.018)
gov	0.014*** (3.490)	0.011*** (2.750)	0.023*** (4.805)
-cons	3.064*** (8.650)	2.684*** (7.620)	4.323*** (9.603)
N	4780	4780	4780
R ²	0.560	0.479	0.610
个体效应	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES

注：括号内为标准误值，***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著。

(2) 更换解释变量

为了避免主观因素对数字贸易测度的影响，本文采用主成分分析法测算各个省份的数字贸易发展水平，将评价数字贸易发展水平的指标进行降维后提取主成分，并对其赋予权重得到综合评分，最后重新对实证模型进行回归，相应的回归结果见表 4 第(3)列。可以发现，核心解释变量的系数符号及相应的显著性水平均与前文保持一致，进一步验证了数字贸易对制造业出口企业全要素生产率的积极影响是稳定且可靠的。

(3) 剔除 2020~2022 年样本数据

公共卫生事件对全球经济产生了深远影响，制造业出口企业运营环境也发生了巨大变化，企业面临供应链中断、市场需求萎缩、远程办公等挑战，这些因素都会对制造业出口企业的全要素生产率产生短期冲击。因此，2020~2022 年的数据可能包含特殊的干扰因素，不能很好地揭示数字贸易对制造业出口企业全要素生产率的长期影响。借鉴宋佳等(2024)的做法，本文剔除 2020~2022 年的样本数据，重新进行实证[29]。表 5 的第(1)列为回归结果，可以看到，在排除公共卫生事件的影响后，数字贸易的系数仍在 1% 的水平上显著为正，验证了前文结论的稳健性。

(4) 剔除直辖市

直辖市(北京、天津、上海和重庆)在中国具有独特的地位和政策优势，其通常拥有更完善的数字基础设施、更丰富的技术资源和更开放的市场环境，数字贸易发展水平通常较高。为了排除这些直辖市所获取的优势可能带来的干扰，本文剔除了四个直辖市的样本，再重新进行实证分析，结果见表 5 的第(2)列。从回归结果中可以发现，数字贸易发展水平的估计系数在 1% 的统计水平上显著为正。验证了结论的稳健性。

Table 5. Robustness test results (2)
表 5. 稳健性检验结果(2)

	(1) tfp_lp	(2) tfp_lp	(3) tfp_lp
szmy	1.173*** (4.615)	1.277*** (4.099)	1.172*** (4.499)
size	0.290*** (7.135)	0.261*** (4.925)	0.261*** (5.119)
ci	-0.025 (-1.481)	-0.023 (-1.378)	-0.044*** (-3.001)
lev	-0.091*** (-2.593)	-0.108*** (-3.279)	-0.087** (-2.489)
roa	-0.010*** (-3.797)	-0.009*** (-5.377)	-0.011*** (-6.039)
listage	0.022*** (3.119)	0.022** (2.542)	0.109** (2.485)
tobinq	0.014 (1.443)	0.028** (2.386)	0.022* (1.872)
topl	-0.025 (-0.583)	-0.055 (-1.248)	-0.057 (-1.254)
person	0.108*** (2.921)	0.125*** (3.367)	0.135*** (3.457)
gov	0.027*** (4.525)	0.021*** (4.073)	0.022*** (4.552)
-cons	3.927*** (9.394)	4.353*** (8.698)	3.451*** (5.448)
N	3346	4170	4780
R ²	0.573	0.609	0.613
个体效应	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES

注：括号内为标准误值，***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著。

(5) 缩尾处理

为了减少异常值对回归结果的影响，本文对相关变量进行缩尾处理后重新进行回归，结果见表 5 第 (3)列。可见，数字贸易的估计系数仍在 1%的水平上显著，证明了本文研究结果的稳健性。

5.4. 内生性讨论

考虑到在构建双固定模型后依旧可能存在内生性问题，为了减少偏差，本文采用两阶段最小二乘法 (2SLS)，借鉴黄群慧等(2019)的做法，选取 1984 年每百万人固定电话数作为工具变量来检验内生性[30]。

再采用上一年全国信息技术服务收入与每百万人固定电话数相乘，得到了数字贸易发展水平的工具变量 *iv*，满足相关性和外生性要求，可以进行面板数据分析。表 6 第(1)列为第一阶段的回归结果，一阶段工具变量 *iv* 的回归系数在 1%的水平上显著，且 Kleibergen-Paap rk LM 统计量为 480.28，在 1%的水平显著，拒绝了原假设，即不存在工具变量识别不足问题。此外，Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量的值为 4200.923，远远大于显著性水平 10%的临界值 16.38，排除了弱工具变量问题。表 6 第(2)列为第二阶段的

Table 6. Endogeneity test results

表 6. 内生性检验结果

	(1) szmy	(2) tfp_lp
iv	0.000*** (19.110))	
szmy		1.518*** (2.593)
size	0.009* (1.887)	0.228*** (4.834)
ci	-0.001 (-0.970)	-0.015 (-0.970)
lev	0.005 (1.182)	-0.082** (-2.407)
roa	-0.001*** (-3.281)	-0.009*** (-4.990)
listage	0.018*** (24.376)	0.032** (2.134)
tobinq	-0.001 (-1.152)	0.028*** (3.117)
top1	-0.006 (-1.036)	-0.047 (-1.158)
person	-0.006 (-1.413)	0.143*** (3.862)
gov	0.001 (1.394)	0.021*** (4.351)
_cons	-0.036 (-0.763)	4.221*** (9.572)
N	4780	4780
R ²	0.875	0.592
个体效应	YES	YES
时间效应	YES	YES

注：括号内为标准误差值，***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著。

回归结果,结果显示,数字贸易对制造业出口企业全要素生产率的影响依旧在 1%的水平上显著。这说明,在控制了潜在的内生性问题后,数字贸易的发展依然对提升制造业出口企业的全要素生产率具有积极推动作用,增强了本文研究结论的说服力。

5.5. 异质性分析

5.5.1. 企业产权异质性分析

为了深入揭示数字贸易影响制造业出口企业全要素生产率的所有权异质性,本文将制造业出口企业样本分为国有企业和非国有企业两组分别进行回归,回归结果如表 7 第(1)第(2)列。可以看到,非国有

Table 7. Heterogeneity test results
表 7. 异质性检验结果

	(1) 国企 tfp_lp	(2) 非国企 tfp_lp	(3) 高市场竞争程度 tfp_lp	(4) 低市场竞争程度 tfp_lp	(5) 高科技行业 tfp_lp	(6) 非高科技行业 tfp_lp
szmy	1.061** (2.302)	1.093*** (3.114)	1.043*** (3.152)	1.027** (2.254)	1.198*** (4.101)	0.891 (1.370)
size	0.370*** (4.044)	0.213*** (3.946)	0.240*** (4.417)	0.224*** (2.906)	0.231*** (4.405)	0.360*** (3.398)
ci	-0.063* (-1.876)	-0.010 (-0.644)	0.005 (0.223)	-0.028 (-1.094)	-0.001 (-0.090)	-0.082*** (-2.890)
lev	-0.131 (-1.195)	-0.081** (-2.381)	-0.117*** (-3.203)	-0.025 (-0.365)	-0.095** (-2.458)	-0.071 (-1.034)
roa	-0.009** (-2.187)	-0.010*** (-5.204)	-0.012*** (-5.305)	-0.006** (-2.000)	-0.010*** (-5.362)	-0.007* (-1.770)
listage	0.012 (1.100)	0.032*** (3.283)	0.029*** (3.007)	0.025** (1.988)	0.026*** (3.273)	0.024 (1.265)
tobinq	0.029*** (3.084)	0.019 (1.315)	0.018 (1.502)	0.023** (2.097)	0.026** (2.246)	0.013 (0.901)
top1	-0.123 (-1.542)	-0.030 (-0.645)	-0.045 (-0.835)	-0.048 (-0.817)	-0.074 (-1.557)	0.118* (1.667)
person	0.217*** (2.717)	0.126*** (3.161)	0.114** (2.501)	0.183*** (3.130)	0.154*** (3.744)	0.030 (0.367)
gov	0.011* (1.851)	0.036*** (4.733)	0.024*** (3.375)	0.020*** (3.073)	0.024*** (4.478)	0.019* (1.841)
-cons	3.008*** (4.374)	4.458*** (8.662)	4.542*** (8.301)	4.158*** (6.204)	4.420*** (8.809)	3.264*** (3.363)
N	1500	3280	2388	2392	3886	894
R ²	0.587	0.630	0.577	0.559	0.605	0.619
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注: 括号内为标准误差, **、*、*分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著。

企业的系数为 1.093，大于国有企业的系数，且显著性水平达到 1%。可能原因在于，非国有企业决策更为灵活，能够根据数字贸易发展的趋势快速调整策略；而且非国有企业面临更强的盈利压力，更愿意投入数字技术以降低成本、提升全要素生产率。验证了假设 H2。

5.5.2. 市场竞争程度异质性分析

为了探讨探讨市场竞争程度对研究结果的影响差异，本文参考宋德勇和陈梁(2024)的做法，以赫芬达尔指数(HHI)来衡量市场竞争的程度，HHI 指数越高则市场竞争程度越低，接着以样本中位数来划分高市场竞争行业和低市场竞争行业[31]。回归结果如表 7 第(3)第(4)列所示。可以看到，高市场竞争行业和低市场竞争行业样本的数字贸易系数均显著为正，而高市场竞争行业的系数为 1.043，且显著性水平达到 1%。这说明数字贸易对高市场竞争行业内制造业出口企业的全要素生产率的促进作用更强。这是因为高竞争行业内企业面临较大压力，从而促使制造业出口企业不断优化生产流程、降低成本，以提高生产效率和降低产品价格，最终实现全要素生产率的提升。验证了假设 H3。

5.5.3. 行业科技水平异质性分析

为了进一步探讨数字贸易对制造业出口企业全要素生产率的影响异质性，本文将研究样本分为高科技行业内的企业和非高科技行业内的企业，再进行分样本回归，回归结果见表 7 第(5)列和第(6)列。可以看到，高科技行业内的样本系数显著为正，而非高科技行业的样本系数不显著。这是因为，高科技行业内的企业本身具备更强的技术基础，能更好地吸收数字贸易的技术溢出；而传统制造业技术门槛较低，数字贸易对企业的影响局限在线上接单层面，对全要素生产率的拉动作用有限。验证了假设 H4。

6. 机制分析

为了验证数字贸易是否通过促进企业创新、提升管理效率进而提升制造业出口企业全要素生产率，本文进行以下机制检验。本文以企业专利授权数量(grant)来衡量企业的科技创新水平[26]，同时用管理费用率(mfr)来衡量企业管理效率[27]，专利授权数量(grant)越多表明企业科技创新水平越高，管理费用率(mfr)的数值越大，则企业管理效率越低。机制检验结果见表 8。表 8 第(1)列是基准回归结果，第(2)列和第(3)列分别为科技创新和管理效率的机制检验结果，可以看到数字贸易的发展有效促进了制造业出口企业创新水平和管理效率的提升。同时，已有大量文献证明，科技创新水平[4] [32]-[34]和管理效率[35]-[37]的提升对制造业出口企业的全要素生产率具有显著的促进效果。因此验证了本文的假设 H5 和 H6。

Table 8. Mechanism analysis test results

表 8. 机制分析检验结果

	(1) tfp_lp	(2) grant	(3) mfr
szmy	1.169*** (4.404)	0.734** (2.352)	-0.070*** (-2.667)
size	0.244*** (5.109)	0.100*** (4.160)	-0.037*** (-4.093)
ci	-0.014 (-0.943)	0.004 (0.656)	0.031*** (4.199)
lev	-0.087** (-2.538)	-0.058*** (-2.595)	-0.005 (-1.069)

续表

roa	-0.010*** (-5.447)	-0.003*** (-3.478)	-0.000 (-0.806)
listage	0.026*** (3.406)	0.000 (.)	0.000 (.)
tobinq	0.024** (2.269)	0.016** (1.969)	0.001 (0.924)
top1	-0.054 (-1.307)	0.066* (1.952)	-0.002 (-0.429)
person	0.148*** (3.982)	0.023 (1.008)	0.016** (2.430)
gov	0.023*** (4.911)	-0.029** (-2.155)	0.000 (0.469)
-cons	4.243*** (9.415)	-1.428*** (-4.361)	0.425*** (5.380)
N	4780	4780	4780
R2	0.611	0.766	0.776
个体固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES

注：括号内为标准误差值，***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著。

7. 结论与政策建议

本文基于 2014~2023 年中国制造业出口企业样本，通过实证分析，探究了数字贸易对制造业出口企业全要素生产率的影响。研究结果表明：第一，数字贸易可以显著提升制造业出口企业的全要素生产率，且通过一系列稳健性检验后该结论依然成立。第二，数字贸易对制造业出口企业全要素生产率的促进作用存在显著的异质性，该促进作用在非国有企业、高市场竞争行业内企业以及高科技行业内的企业最强，国有企业、低竞争程度行业内的企业以及非高科技行业内的企业次之。第三，数字贸易可以通过提高科技创新水平以及管理效率来提升制造业出口企业的全要素生产率。

基于以上研究结论，为提高制造业出口企业的全要素生产率水平，增强其国际竞争力，现提出以下政策建议。第一，充分利用发展数字贸易的优势来提升制造业企业的全要素生产率，政府部门应该完善相关政策，鼓励企业采用和发展数字技术，同时加强数字基础设施建设，为数字贸易的进一步发展提供设备支持。第二，发挥国企和高科技企业的带头作用，激活民企数字贸易活力，由此扩大数字贸易对制造业出口企业全要素生产率的提升效应，同时通过政策引导低市场竞争行业逐步开放市场，从而增强数字贸易的作用。第三，大力提升科技创新水平和企业管理水平，企业应加大科技创新投入和全面人才建设，同时推动管理工具数字化升级，增加数字化技术和管理培训。

基金项目

教育部人文社会科学研究一般规划基金项目(20YJAGJW005)。

参考文献

- [1] Solow, R.M. (1957) Technical Change and the Aggregate Production Function. *The Review of Economics and Statistics*, 39, Article 312.
- [2] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999-2007 [J]. 经济学(季刊), 2012, 11(2): 541-558.
- [3] 黄勃, 李海彤, 刘俊岐, 等. 数字技术创新与中国企业高质量发展——来自企业数字专利的证据[J]. 经济研究, 2023, 58(3): 97-115.
- [4] 克彪, 徐宗文. 企业数字技术创新对全要素生产率的影响——基于要素结构优化和管理效率提升的双路径[J]. 西部论坛, 2024, 34(5): 50-64.
- [5] 叶璐, 潘宏亮, 李丛. 数据要素驱动企业全要素生产率的机制研究——基于市场环境与企业能力的机制检验[J]. 郑州大学学报(哲学社会科学版), 2025, 58(2): 59-68.
- [6] 王三兴, 王子明. 企业 ESG 表现、创新与全要素生产率[J]. 宏观经济研究, 2023(11): 62-74.
- [7] 葛格, 肖翔, 李珍珠. ESG 表现、投资效率与企业全要素生产率[J]. 企业经济, 2024, 43(8): 40-49.
- [8] 邱蓉, 田子豪, 买俊鹏, 等. 耐心资本与企业全要素生产率提升[J]. 证券市场导报, 2024(12): 3-12.
- [9] 强国令, 郑盼盼, 冯萧. 耐心资本与企业全要素生产率[J]. 金融与经济, 2025(2): 24-36.
- [10] 郭伟, 郭童, 耿晔强. 数字经济、人力资本结构高级化与企业全要素生产率[J]. 经济问题, 2023(11): 73-79+129.
- [11] 杨岚, 周亚虹. 环境规制与城市制造业转型升级——基于产业结构绿色转型和企业技术升级双视角分析[J]. 系统工程理论与实践, 2022, 42(6): 1616-1631.
- [12] 胡日东, 汤锦锋, 宋红艳. 环境规制、绿色技术创新与制造业绿色全要素生产率[J]. 工业技术经济, 2023, 42(7): 113-122.
- [13] 马述忠, 房超, 梁银锋. 数字贸易及其时代价值与研究展望[J]. 国际贸易问题, 2018(10): 16-30.
- [14] 姚战琪. 数字贸易、产业结构升级与出口技术复杂度——基于结构方程模型的多重中介效应[J]. 改革, 2021(1): 50-64.
- [15] 杨慧瀛, 杨宏举, 符建华. 数字贸易如何影响全球价值链位置攀升?——基于 RCEP 框架内国家的经验证据[J]. 国际经济合作, 2022(2): 76-87.
- [16] 方慧, 霍启欣, 李泽鑫. 数字服务进口贸易对企业创新质量的影响研究[J]. 上海财经大学学报, 2022, 24(6): 78-92.
- [17] 曹宇芙, 邓宗兵, 文江雪. 数字贸易如何影响企业出口韧性[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2024(2): 41-60.
- [18] 王姗姗, 翟永会, 刘满成. 数字贸易对地区绿色全要素生产率的影响与异质性分析[J]. 商业经济研究, 2024(20): 114-117.
- [19] 胡德龙, 石满珍. 数字经济对企业全要素生产率的影响研究[J]. 当代财经, 2023(12): 17-29.
- [20] 刘海云, 王利霞, 王雪峰. 跨境电子商务与出口企业全要素生产率[J]. 世界经济研究, 2024(7): 43-57+134-135.
- [21] 李平, 吴新琪, 党修宇. 数字服务贸易开放提升了制造业企业全要素生产率吗[J]. 国际经贸探索, 2024, 40(4): 69-85.
- [22] 余号, 殷凤. 贸易数字化与企业出口新空间——基于“多重平台”大数据的经验研究[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2025(1): 36-54.
- [23] 周经, 滕丰繁. 数字贸易发展如何赋能企业海外投资[J]. 世界经济与政治论坛, 2025(1): 104-123.
- [24] 张卫华, 梁运文. 中国数字贸易发展水平省域分异与空间效应[J]. 贵州社会科学, 2020(12): 129-138.
- [25] 韩先锋, 王红梅, 肖远飞. 数字贸易发展何以能激发企业创新[J]. 产业经济评论, 2024(5): 127-148.
- [26] 杜晴, 潘丹丹. 并购对企业创新能力的影响研究——基于实际吸收能力和潜在吸收能力的机制分析[J]. 兰州学刊, 2024(2): 33-47.
- [27] 曾卓然, 韩仁杰, 任跃文. 企业管理效率、政府补贴与技术创新[J]. 统计与决策, 2021, 37(2): 181-184.
- [28] 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.
- [29] 宋佳, 张金昌, 潘艺. ESG 发展对企业新质生产力影响的研究——来自中国 A 股上市企业的经验证据[J]. 当代经济管理, 2024(6): 1-11.

-
- [30] 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.
- [31] 宋德勇, 陈梁. 数字技术应用对企业全要素生产率的影响效应研究——兼论破解新“索洛悖论” [J]. 科研管理, 2024, 45(9): 33-42.
- [32] 李蕊, 周平. 科技创新的全要素生产率提高效应分析——基于政府和企业 R&D 投入的视角[J]. 现代管理科学, 2011(7): 54-56.
- [33] 李小青, 袁思秦, 徐允乐. 开放式创新如何影响企业全要素生产率?——动态能力的中介作用[J]. 管理现代化, 2024, 44(1): 149-159.
- [34] 刘立军, 郝佳一. 科技金融投入对科创企业全要素生产率的影响——关于 G60 科创走廊的实证分析[J]. 科技管理研究, 2025, 45(5): 76-85.
- [35] 程虹, 王明明, 李唐. 管理效率与全要素生产率——基于“中国企业-劳动力匹配调查”(CEES)的新证据[J]. 南方经济, 2018(9): 123-140.
- [36] 李唐, 董一鸣, 王泽宇. 管理效率、质量能力与企业全要素生产率——基于“中国企业——劳动力匹配调查”的实证研究[J]. 管理世界, 2018, 34(7): 86-99+184.
- [37] 屠新泉, 宋懿达, 李川川. 制造业投入服务化与企业稳出口关系研究——基于中国微观企业数据的经验分析[J]. 价格理论与实践, 2023(4): 67-72.