

【数字经济】

数字经济赋能中国企业出口产品质量升级： 理论机制与经验证据

丁国宁 凌文波 董程慧

摘要：促进实体经济和数字经济深度融合是把握新一轮科技革命和产业变革新机遇的战略选择。数字经济发展为提升中国企业出口产品质量赋能增效。文章通过测算中国城市发展水平，并匹配上市公司数据库与中国海关进出口数据库，考察了数字经济发展对中国企业出口产品质量升级的潜在影响及其内在机制。研究发现，数字经济发展显著推动了中国企业出口产品质量升级，经过一系列稳健性检验结论依然成立。机制检验表明，数字经济发展通过技术创新促进效应和贸易方式转型效应推动企业出口产品质量升级。异质性分析发现，数字经济发展对出口产品质量的提升效应在东部地区企业、全球价值链嵌入程度较深的行业和小企业中的表现更强；而在中西部地区企业、全球价值链嵌入程度不深的行业和大企业中的促进作用不明显。文章在一定程度上为数字经济发展推动企业实现贸易方式转型和出口产品质量升级提供了经验证据和可行路径。

关键词：数字经济；出口产品质量；贸易转型；技术创新

作者简介：丁国宁，博士，中共浙江省委党校工商管理教研部讲师，（杭州 311121）；凌文波，中共杭州市委党校余杭区分校讲师（杭州 311121）；董程慧（通讯作者），中共浙江省委党校经济学教研部博士后（杭州 311121）

基金项目：浙江省软科学研究计划项目“智能制造驱动下浙江‘新三样’产品出口韧性提升机制与路径研究”（2025C35041）

DOI 编码：10.19941/j.cnki.CN31-1957/F.2025.05.003

一、引言与文献评述

改革开放以来，中国依托较为低廉的成本优势和相对完整的工业体系嵌入全球价值链分工体系之中，实现了出口规模的“爆炸式”增长，“中国制造”席卷全球。^①在出口数量上，2009 年中国一跃成为全球货物贸易第一大出口国，2024 年出口总额高达 25.45 万亿元。^②然而，在出口产品质量上，中国远低于美国等发达国家。哈佛大学发展实验室

① 李坤望、蒋为、宋立刚：《中国出口产品品质变动之谜：基于市场进入的微观解释》，《中国社会科学》2014 年第 3 期，第 80—103+206 页。

② 资料来源：国家统计局，海关总署。https://www.stats.gov.cn/sj/sjjd/202409/t20240918_1956552.html。

(Harvard Growth Lab) 数据显示，2019 年中国出口产品复杂度全球排名第 16 位，美国则排在第 11 位。^① 中国出口贸易“大而不强”，出口产品质量总体不高、附加值较低，存在全球价值链低端锁定的风险。^② 党的二十届三中全会明确指出“高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务”，要加快建设贸易强国。在由贸易大国向贸易强国迈进的攻坚期，企业出口如何从“量的增长”转为“质的提升”成为中国培育出口竞争新优势的关键，更是成为加快建设贸易强国的题中要义。2025 年《政府工作报告》进一步强调，要“扩大高水平对外开放，积极稳外贸稳外资”。^③ 寻求出口高质量发展的驱动力量是当前中国推进高水平对外开放的重要内容。数字经济作为新一轮科技革命和产业变革的先机，是未来世界经济发展的制高点，成为新发展格局下中国对外贸易高质量发展的重要抓手。而出口产品质量作为外贸增长方式转变和出口结构优化的关键，关系到中国能否实现贸易强国的目标。鉴于此，探究数字经济如何影响企业出口产品质量具有理论和实践意义，不仅可以推动中国在科技革命新浪潮中实现后发赶超、突破低端锁定，而且有助于深刻理解数字经济的政策意涵和探索中国出口高质量发展的实现路径。

近年来，越来越多的学者聚焦数字经济领域展开研究。与本文相关的研究主要包括以下两类。第一类是数字经济发展效应的相关研究。基于微观企业视角，现有研究表明数字经济能够有效挖掘和捕获用户信息，显著降低了企业交易成本，提高了生产效率。^④ 随着数字经济与社会发展融合程度不断加深，数字经济能够促进创新要素、创新主体和创新环节之间的有效衔接，激励企业不断收获新知识与新信息，助力企业研发新产品，进而提高企业生存发展的整体效能。^⑤ 基于中观产业转型视角，数字经济对产业结构优化与升级产生积极作用，并且推动我国制造业转型从价值重塑走向价值创造。^⑥ 数字化转型有利于促进要素充分流动，解决产业链“卡脖子”等难题。^⑦ 基于宏观资源配置视角，数字经济提升了数据要素的利用效率，在优化地区资源配置、提高地区资源利用效率中发挥重要作用。^⑧

① 资料来源：中国国际商会。<http://ccoic.cn/cms/content/30411>。

② 刘啟仁、铁瑛：《企业雇佣结构、中间投入与出口产品质量变动之谜》，《管理世界》2020 年第 3 期，第 1—23 页。

③ 李强：《政府工作报告》，《人民日报》2025 年 3 月 13 日，第 1 版。

④ 徐兰、吴超林：《数字经济赋能制造业价值链攀升：影响机理、现实因素与靶向路径》，《经济学家》2022 年第 7 期，第 76—86 页。

⑤ Tan K H, Zhan Y Z, Ji G, et al, “Harvesting Big Data to Enhance Supply Chain Innovation Capabilities: An Analytic Infrastructure Based on Deduction Graph”, in *International Journal of Production Economics*, 2015, Vol.165, pp.223—233.

⑥ 焦勇：《数字经济赋能制造业转型：从价值重塑到价值创造》，《经济学家》2020 年第 6 期，第 87—94 页。

⑦ 傅晓冬、杜琼：《数字经济对中国文化产品出口贸易的影响研究》，《宏观经济研究》2022 年第 3 期，第 82—93 页。

⑧ Abouzeedan A, Klofsten M, Hedner T, “Internetization Management as a Facilitator for Managing Innovation in High-Technology Smaller Firms”, in *Global Business Review*, 2013, Vol.14, No.1, pp.121—136.

第二类是数字经济影响企业出口的相关研究。基于出口规模视角，既有研究发现数字经济通过精确捕捉消费者需求、加快供需双方匹配速度和提高交易效率，^①进而扩大了企业出口规模。^②同时，数字经济通过降低出口成本和优化地区资源配置效率进而提高出口效率，能够防范贸易政策不确定带来的出口风险。^③基于出口产品质量视角，研究表明数字经济显著促进了中国企业出口产品质量升级，并且目的国信息搜寻成本越低，数字经济的质量升级效应越强。^④数字化转型推动了企业出口“增量提质”，并且其主要通过促进企业创新、提高企业出口技术复杂度实现出口产品质量升级。^⑤也有学者基于省级面板数据，研究发现数字经济对贸易高质量发展具有显著的正向空间溢出效应。^⑥数字经济主要通过产品内质量升级效应和产品再配置效应促进出口质量升级。^⑦然而，也有学者通过拓展异质性企业模型，研究发现数字经济通过创新促进效应和竞争抑制效应两个方面影响企业出口产品质量，创新促进效应提高了出口产品质量，竞争抑制效应则降低了出口产品质量。^⑧

与既有文献相比，本文的边际贡献体现在以下三个方面：第一，研究测度上，本文立足于数字经济权威标准界定^⑨采用主成分分析方法构建多维度指标体系，较为全面地测算城市发展水平，拓展了数字经济发展水平的测度方法。第二，研究视角上，本文着重探讨数字经济发展影响企业出口产品质量的微观机制，研究发现数字经济发展主要通过技术创新促进效应和贸易方式转型效应促进了企业出口产品质量升级。这为中国企业出口产品质量升级增添了极为重要的经验证据，有助于出口企业实现以质取胜的贸易发展道路。第三，政策优化上，本文提出构建“促进数字经济发展、强化企业科技创新、推动出口方式转型”的企业出口产品质量升级路径。本文为阐释中国情境下数字经济的出口产品质量升级效应提供理论支撑和经验依据，对数智化时代实施创新驱动发展战略和推动贸易高质量发展具有重要参考价值。

-
- ① 陈晓红、李杨扬、宋丽洁等：《数字经济理论体系与研究展望》，《管理世界》2022年第2期，第208—224+13—16页。
 - ② Liu L, Nath H K, “Information and Communications Technology and Trade in Emerging Market Economies”, in *Emerging Markets Finance and Trade*, 2013, Vol.49, No.6, pp.67—87.
 - ③ 范鑫：《数字经济与出口：基于异质性随机前沿模型的分析》，《世界经济研究》2021年第2期，第64—76+135页。
 - ④ 王瀚迪、袁逸铭：《数字经济、目的国搜寻成本和企业出口产品质量》，《国际经贸探索》2022年第1期，第4—20页。
 - ⑤ 李俊久、张朝帅：《数字化转型与企业出口“提质增量”》，《世界经济研究》2023年第5期，第17—31+135页。
 - ⑥ 包振山、韩剑、翁梅等：《数字经济如何促进对外贸易高质量发展》，《国际经贸探索》2023年第2期，第4—20页。
 - ⑦ 李亚波、崔洁：《数字经济的出口质量效应研究》，《世界经济研究》2022年第3期，第17—32+134页。
 - ⑧ 张春媛、顾国达、张川川等：《数字经济与中国企业出口产品质量：理论机制与经验事实》，《浙江社会科学》2024年第5期，第4—19+156页。
 - ⑨ 国家统计局发布的《数字经济及其核心产业统计分类（2021）》，为中国数字经济产业发展水平的度量提供了权威统计标准。

二、理论分析与研究假说

互联网、大数据、云计算、人工智能、区块链等技术加速创新，不断促使生产商通过数字化技术打破与消费者之间的信息屏障。大力发展战略经济，推进数字产业化和产业数字化，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，从而提升出口产品质量成为中国出口贸易高质量发展的题中应有之义。数字经济不断融入城市建设的全过程，为差异化的企业出口提供了新的发展契机。从供给侧来看，出口企业运用数字要素以缩短地理距离对出口贸易的负向作用，减少贸易的中间环节。数字经济能够提高信息交流的效率，降低企业交易成本，增强企业市场信息的获取能力，有效防范出口风险。推动企业自主可控产品设计、制造以及销售的各环节，打破国外技术封锁和壁垒，从而提升出口产品质量。从需求侧来看，出口企业运用数字技术不仅能够提升搜寻目标客户的效率，而且有利于通过数据驱动把握国内外贸易环境新动态，从而能根据国际市场需求和产品反馈信息更新企业出口的产品组合，精准优化升级产品，进而提升出口产品质量。学者们研究发现，数字技术为企业出口转型提供了数字化支撑，^①进而有利于促进企业出口产品质量升级。^②基于上述理论分析，本文提出：

假说1：数字经济发展促进了中国企业出口产品质量升级。

（一）技术创新促进效应

技术创新是出口企业持续发展壮大的内生动力，而数字经济的高创新性为企业出口带来新的机会。高创新性是指数字经济能够激发企业发展的创新活力，创造新的产品和服务，形成加倍的产出效果。数字经济发展赋能企业创新，而企业创新水平的提升可以加快核心产品的技术攻关，扩大企业出口产品的范围与质量。一方面，数字经济能够帮助企业多维统计国际客户消费特征，充分挖掘消费者需求偏好，并通过产品种类差异化和生产程序智能化，不断满足消费者价值诉求，提升消费者满意度。另一方面，数字经济通过加强技术驱动，可以更好地通过终端需求大数据引领产品研发、加快生产的智慧化改造、监测产品价格信息，帮助企业实现精准研发、精准生产及精准定价。同时，数字经济广泛渗透到生产、分配、交换和消费的各个环节，数字经济与企业出口的深度融合，能够持续赋能和扩展出口贸易的增长空间。出口企业依靠数字经济获取核心技术，提高数字技术基础研发能力，借助数字技术加速产品和服务迭代，催生企业新产品的研发与创造，鼓励企业从战略规划、创新体系、产品生产等维度不断完善数字经济发展环境，形成了企业特有的创新优势。^③而企业创新水平的提升必然

① 杜明威、耿景珠、刘文革：《企业数字化转型与中国出口产品质量升级：来自上市公司的微观证据》，《国际贸易问题》2022年第6期，第55—72页。

② 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》，《国际贸易问题》2022年第3期，第1—15页。

③ Carboni O A, Medda G, “Linkages between R&D, Innovation, Investment and Export Performance: Evidence from European Manufacturing Firms”, in *Technology Analysis & Strategic Management*, 2020, Vol.32, No.12, pp. 1379—1392.

会促进产品质量升级。^① 基于此，本文提出：

假说 2：数字经济发展通过提升技术创新水平促进中国企业出口产品质量升级。

（二）贸易方式转型效应

数字经济在提升企业创新能力的过程中能够倒逼企业实现出口贸易方式转型，通过促进企业的贸易方式由加工贸易向一般贸易转变，不断增加出口产品附加值以促进产品质量升级。我国出口企业中大量存在的加工贸易企业是制约贸易高质量发展的重要因素。^② 当前，加工贸易企业在全球价值链中往往处于中间制造环节，其具体表现在组装加工等方面，存在产品附加值低、产业结构层次不高、品牌效应较差等问题。加工贸易企业要着力推动转型升级，以出口市场为导向，发挥企业主体作用，通过贸易方式转型升级，增强企业可持续发展的能力，进而提升出口产品质量。而数字经济发展为加工贸易企业提供增强竞争力的契机，数字经济通过创新贸易发展方式，促进加工贸易企业与贸易新模式新业态相融合，增强企业发展的内生动力，加快促进向一般贸易方式转变，提升产品技术含量和附加值，增加企业核心竞争力。基于此，本文提出：

假说 3：数字经济发展通过推动贸易方式转型促进中国企业出口产品质量升级。

三、研究设计与数据来源

（一）模型设定

为了更好地检验数字经济发展对企业出口产品质量的影响，本文设定如下基准回归模型：

$$Quality_{fpdt} = \alpha + \beta DE_{ct} + \gamma Xf_{(c)(i)t} + \nu_{cpd} + \nu_{dy} + \varepsilon_{fpdt} \quad (1)$$

其中，下标 f 、 p 、 d 、 c 、 i 、 t 分别表示企业、产品、目的国、城市、行业以及年份， $Quality_{fpdt}$ 为企业出口到目的国的产品质量， DE_{ct} 为城市数字经济发展水平。 $Xf_{(c)(i)t}$ 为一系列控制变量集合，控制了省份、城市、行业以及企业层面随时间变化的趋势。另外，在基准回归模型中加入的 ν_{cpd} 为城市 - 产品 - 目的国交互的固定效应，用来控制城市 - 产品层面的供给冲击对出口产品质量造成的影响； ν_{dy} 为目的国 - 年份交互的固定效应，以此控制目的国层面随年份变化的因素（如目的国需求偏好转移）可能带来的影响； ε_{fpdt} 为随机误差项。

（二）变量定义

1. 被解释变量

出口产品质量：本文借鉴既有研究衡量出口产品质量的方法，^③ 同时也考虑到出口价

① 鄢萍、殷戈、袁锡林等：《创造性破坏、开发全新产品还是产品质量提升？——中国出口企业的创新维度核算》，《经济科学》2022 年第 4 期，第 34—49 页。

② 戴觅、余森杰、M：《中国出口企业生产率之谜：加工贸易的作用》，《经济学（季刊）》2014 年第 2 期，第 675—698 页。

③ Khandelwal A K, Schott P K, Wei S J, "Trade Liberalization and Embedded Institutional Reform: Evidence from Chinese Exporters" , in *American Economic Review*, 2013, Vol.103, No.6, pp.2169—2195.

格回归在出口数量上可能存在内生性的问题，因此在测度出口产品质量上做了两方面改进。第一，在测度产品质量的回归方程中控制了二位产品码所计算的赫芬达尔指数（HHI）与市场化指数，分别用以表征不同企业在市场中定价能力的强弱和地区制度水平异质性。第二，采用进口国汇率水平高低作为出口价格的工具变量，一定程度上缓解了关于测度产品质量中出口价格与数量互为因果的担忧。根据下述公式进行估计：

$$\ln(x_{fpdt}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(P_{fpdt}) + \alpha_2 \ln(HHI) + \alpha_3 \ln(market) + v_p + v_{dt} + \varepsilon_{fpdt} \quad (2)$$

$$\ln(x_{fpdt}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\overline{rate}_{fpdt}) + \alpha_2 \ln(HHI) + \alpha_3 \ln(market) + v_p + v_{dt} + \varepsilon_{fpdt} \quad (3)$$

其中， $\ln(x_{fpdt})$ 、 $\ln(P_{fpdt})$ 分别表示企业出口六位码产品的数量与价格， $\ln(\overline{rate}_{fpdt})$ 表示企业 f 在 t 年出口产品 p 时目的国 d 的平均汇率水平， $\ln(HHI)$ 表示出口企业的市场势力的强弱， $\ln(market)$ 用于代表企业 f 在 t 年所在地区制度水平异质性。通过对公式（2）与公式（3）进行回归，其残差 ε_{fpdt} 即为出口产品质量，为了更好地对产品质量进行比较，本文基准回归中采用标准化处理，具体表达式如下：

$$Quality_{fpdt} = \frac{\varepsilon_{fpdt} - \varepsilon_{fpdt,\min}}{\varepsilon_{fpdt,\max} - \varepsilon_{fpdt,\min}} \quad (4)$$

其中， $\varepsilon_{fpdt,\min}$ 、 $\varepsilon_{fpdt,\max}$ 分别表示企业 f 在 t 年出口HS六位产品 p 到目的国 d 的产品质量的最小值与最大值，通过标准化处理后即可得到处于0—1水平上的产品质量值，有助于后文进行产品质量大小的横向比较与实证检验。

在稳健性检验中也更换了产品质量的度量方式，根据下述需求方程求解残差项进而估计：

$$\ln(x_{fpdt}) + \sigma \ln(p_{fpdt}) = \phi_h + \phi_{dt} + \varepsilon_{fpdt} \quad (5)$$

其中， $\ln(x_{fpdt})$ 为企业 f 的产品 p 在 t 年出口到目的国 d 的出口数量，而 $\ln(p_{fpdt})$ 则为企业 f 的产品 p 在 t 年出口到目的国 d 的出口价格，出口产品质量作为产品的不可观测的特质部分由 ε_{fpdt} 表示，固定效应则分别固定了产品 p 自身的异质性以及国家、时间交互的固定效应。根据既往研究，产品的替代弹性通常在5—10之间，不同行业之间有不同的替代弹性，在估计出口产品质量时将替代弹性代入公式（5）进行估计，通过得到残差项 ε_{fpdt} ，即为出口产品质量的估计结果。

2. 核心解释变量

数字经济发展水平：构建城市数字经济发展水平指标体系时，以《网络强国战略实施纲要》与《数字经济发展战略》为纲领，并结合我国城市间经济发展的实际情况，构建一套既符合国际通用惯例又满足国际标准的城市数字经济指标评价体系。本文在赵涛等、^①杨慧梅等^②学者构建数字经济指标评价的指引下，遵循指标体系的科学性、系统性、完整性等原则，基于数字产业化（含计算机通信制造业、电信传输服务等，指标如电信

^① 赵涛、张智、梁上坤：《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》2020年第10期，第65—76页。

^② 杨慧梅、江璐：《数字经济、空间效应与全要素生产率》，《统计研究》2021年第4期，第3—15页。

业务收入、移动电话用户数)与产业数字化(覆盖第一、二、三产业数字化及基础设施投资等,指标如农林牧渔业从业人员数、工业固定资产投资总额)双维度,形成“目标-维度-指标”三层架构,兼顾数字技术产业价值与对传统产业的赋能效应,同时通过数字治理与生态维度(如信息技术服务业、数字人才占比)完善体系完整性。基于数字产业化与产业数字化两大方面构建城市数字经济指标体系,将九个二级指标聚焦到34个细化指标上(见表1),其中各个细化指标来源包括统计部门数据(如《中国城市统计年鉴》)、行业报告(如北京大学数字普惠金融)以及微观数据库(如中国专利数据库等),通过线性变换标准化消除量纲差异,主成分分析法降维保留关键信息,熵权法按变异程度赋权(数字产业化权重0.3812、产业数字化权重0.6188)后加权合成综合指数,缺失数据以增长率插值法填补,实现多源数据的兼容整合,为实证研究提供可靠基础。

表1 城市数字经济发展水平指标体系结构表

一级指标	二级指标	变量说明	指标来源
数字产业化 (0.3812)	计算机通信和其他电子设备制造业 (0.1700)	电信业务收入	《中国工业统计年鉴》
		交通仓储邮电通信业从业人员数	《中国城市统计年鉴》
		电信业务总量	国家统计局
	电信广播电视和卫星传输服务 (0.0562)	信息传输计算机服务和软件业从业人员数	《中国城市统计年鉴》
		移动电话用户数	
	互联网及相关服务 (0.0966)	互联网宽带进入用户数	
		零售贸易业从业人员数	
	信息技术服务业 (0.0585)	邮政局数	
		教育业从业人员数	
		居民服务和其他服务业从业人员数	
产业数字化 (0.6188)	第一产业 (0.0791)	第一产业增加值	《中国城市统计年鉴》
		农林牧渔业从业人员数	
		粮食产量	
	第二产业 (0.2281)	第二产业增加值	
		制造业从业人员数	
		工业固定资产投资总额	
		外商投资企业工业总产值	国家统计局
		内资企业工业总产值	《中国城市统计年鉴》
		规模以上工业企业数	
		规模以上工业总产值	
	第三产业 (0.1368)	社会消费品零售总额	国家统计局
		数字普惠金融指数	北京大学数字金融研究中心
		保险费用	国家统计局
		第三产业增加值	《中国城市统计年鉴》
		剧场影剧院数	

(续表1)

一级指标	二级指标	变量说明	指标来源
产业数字化 (0.618 8)	基础建设投资 (0.098 0)	新企业注册数目	中国工商数据库 中国专利数据库 中国城市统计年鉴
		城市专利拥有量	
		公路货运量	
		铁路货物运量	
		邮政业务总量	
	数字化人才 (0.076 7)	科学支出费用总计	
		普通高等学校在校学生数	
		每百人公共图书馆藏书	
		科研技术服务人员数	

注：城市数字经济指标体系中的变量存在个别年份的缺失情况，本文采用计算增长率的方式进行填补。

为更好地比较城市间数字经济发展的差异，本文采用线性代数中正交变换的方法，将彼此之间相关性较强的变量通过降维的方式转换成几个相关性较弱的变量，且这几个彼此不相关的变量可以代表所研究问题的主要信息。同时，本文通过标准化处理以消除其对城市数字经济水平测度偏差所造成的潜在影响。标准化后的城市数字经济水平介于0—1之间，具体的标准化公式如下所示：

$$DE_{ct} = \frac{\text{Begin}_DE_{ct} - \text{Begin}_DE_{ct,\min}}{\text{Begin}_DE_{ct,\max} - \text{Begin}_DE_{ct,\min}} \quad (6)$$

其中，式(6)中的 c 表示城市， t 表示年份， Begin_DE_{ct} 、 $\text{Begin}_DE_{ct,\min}$ 、 $\text{Begin}_DE_{ct,\max}$ 分别表示主成分分析方法测度的城市数字经济发展水平、样本年度内城市数字经济发展水平的最小值与最大值， DE_{ct} 为标准化后的城市数字经济发展水平值。

3. 控制变量

结合已有研究，为了控制企业、城市和行业层面特征对出口产品质量的影响，本文选取的控制变量 $Xf_{(c)(i)t}$ 主要有：上市公司营业总收入($lnsize$)，以上市公司年营业额取对数得到，代表企业的规模水平；上市公司生存年龄($lnage$)，以上市公司当年年份与成立年份做差获得，以往研究认为企业年龄的增加会使得企业出口学习机会增加，用来表征企业出口活动中的“出口中学习”效应；高学历从业人员比重($lntrate$)，以上市公司中本科及以上学历占总员工人数的比重进行衡量，用来表征员工技能水平对产品质量的潜在影响；要素密集度($lnendow$)，采用上市公司固定资产净值与总员工人数之比取对数获得，用以反映企业自身要素水平的能力大小。城市层面因素：城市人均GDP($lnpergdp$)，以地级市人均GDP取对数得到，代表经济发展水平；第二产业占比($Manuratio$)，以第二产业增加值占地级市GDP比重计算，用来表征城市工业结构变化；行业竞争因素，采用勒纳指数($lerner$)度量，以此衡量市场竞争力量的强弱；众多研究认为地区间的制度化水平与出口存在密切的关联，本文在基准回归方程中加入市场化进程指数($marketprocess$)，采用市场化指数进行度量，用以反映各省份市场化变革趋势，用以控制省级层面的市场化水平对出口产品质量的

潜在影响。为避免时间、城市、产品、目的国等特征潜在干扰实证结果，在实证分析模型中还引入城市-产品-目的国交互的固定效应以及目的国-时间交互的固定效应。为验证本文实证结果的稳健性，本文还考虑了企业-目的国固定效应和产品-目的国-时间固定效应等，以控制各维度的异质性对出口产品质量的影响。本文所涉及主要变量的含义解释与描述性统计如表 2 所示。

表 2 变量含义及描述统计

变量符号	平均值	标准差	最小值	最大值	观测值
<i>Quality</i> : 标准化的六位产品质量	0.520	0.104	0.000	1.000	362 544
<i>DE</i> : 归一化的城市数字经济指数	0.188	0.134	0.008	0.565	362 544
<i>lnsize</i> : 上市公司营业总收入	21.845	1.605	17.616	27.504	362 544
<i>lnage</i> : 上市公司生存年龄	2.677	0.409	1.099	3.892	362 544
<i>lntech ratio</i> : 高学历从业人员比重	0.690	0.077	0.031	3.669	362 544
<i>lnendow</i> : 要素密集度	0.730	0.069	0.467	1.847	362 544
<i>lnpergdp</i> : 城市人均 GDP	2.763	0.315	1.985	4.809	362 520
<i>Manuratio</i> : 第二产业占比	3.843	0.220	2.518	4.492	362 524
<i>lerner</i> : 企业所在行业勒纳指数	0.020	0.298	-1.909	0.439	352 538
<i>marketprocess</i> : 市场化进程指数	8.145	1.473	-0.230	10.000	362 544

（三）数据来源及处理

本文使用 2011—2015 年上市公司与中国海关匹配后的面板数据作为研究样本，主要基于数字经济发展阶段性特征与数据可得性的双重考量。从数字经济发展来看，2011 年“十二五”规划对信息化与工业化融合的战略部署，中国数字经济进入加速发展期，互联网普及率、电子商务交易额等关键指标实现跨越式增长，同时企业数字化转型的微观基础逐步形成，如供应链数字化管理等实践开始推广，为研究数字经济对企业出口产品质量的影响提供了合适的时间起点；在样本终止年选择上，2015 年作为截止时点主要受制于数据约束——出口产品质量测算依赖企业层面的产品价格、数量等微观信息，而 2016 年后中国海关进出口数据库不再完整记录企业与产品对应关系，相关价格和数量字段因统计口径调整缺失，无法沿用既有方法测算后续年份产品质量，且 2015 年作为“十二五”规划收官之年，也为评估数字经济在特定政策周期内的作用提供了完整观察窗口。综上，该样本区间既契合数字经济从起步到快速发展的阶段性特征，又能在数据约束下确保出口产品质量测算的准确性，为研究奠定科学合理的经验基础。数据主要来源于中国海关进出口数据库、《中国城市统计年鉴》、《中国工业统计年鉴》。本文在跨库匹配上市公司和中国海关数据库时参考田巍和余森杰跨库匹配中国工业企业数据与中国海关数据的思想，^①首先通过企业名称进行匹配，其次使

^① 田巍、余森杰：《企业出口强度与进口中间品贸易自由化：来自中国企业的实证研究》，《管理世界》2013 年第 1 期，第 28—44 页。

用公司传真后七位和邮编匹配，最后使用电子邮箱进行匹配。本文将匹配后的结果进一步剔除了金融类、ST 以及 *ST 的企业，仅保留 A 股上市公司，与此同时也删除了企业总资产、收入、员工人数等关键指标值缺失或不符合会计规则的数据，最终得到 1151 家 A 股上市公司的非平衡面板数据。

（四）内生性问题讨论

根据本文的基准回归设定，内生性可能来源以下两个方面：第一，数字经济发展水平与出口产品质量之间可能存在逆向因果关系，即可能由于该地区的出口能力较高，该地区数字经济水平更发达。第二，遗漏关键变量，比如企业 - 时间或城市 - 时间等同期其他因素变化所导致的内生性问题。对于第一种可能的内生性问题，首先，数字经济水平是受城市固有经济发展水平与政府治理水平等综合影响的，与出口产品质量并没有直接关联；其次，为避免可能的双向因果问题，本文将数字经济水平滞后一期作为核心解释变量，实证检验后发现，滞后一期的数字经济水平对出口产品质量的影响依旧是显著的促进作用。再次，本文将数字经济水平按数值大小划分为十分位，在时间跨度范围内随机置换除自身数字经济水平之外的能力进行了反事实分析作为本文的稳健性检验之一，得到的回归结果依然稳健。对于第二种可能的内生性问题，在计量方程中已控制既有文献所强调的影响企业 - 目的国、产品 - 时间层面的一系列因素，也控制企业 - 目的国、产品 - 目的国 - 时间交互的固定效应以及更为严格的目的国 - 时间、城市 - 产品 - 目的国交互的固定效应，为剥离同期其他可能政策对出口产品质量的影响，本文也加入市场化进程指数作为时间趋势项，以此来缓解遗漏变量可能导致的内生性问题。

四、实证结果与相关分析

（一）基准结果与分析

表 3 报告了数字经济发展对出口产品质量影响的回归结果。研究发现，第（1）列加入了上市公司营业总收入、上市公司生存年龄、高学历从业人员比重、要素密集度等企业层面随时间变动的自身特征、城市人均国内生产总值和第二产业占比等城市随时间变动的因素、勒纳指数等行业因素以及市场化指数，第（2）列引入了企业固定效应，第（3）列同时引入了企业固定效应和产品 - 目的国固定效应，第（4）列在加入控制变量的基础上同时引入企业固定效应、产品 - 目的国固定效应和目的国 - 年份固定效应，以控制企业层面、表征距离、产品等特征因素所反映的贸易成本以及目的国随时间变化的因素（如移民）等对出口产品质量可能造成的潜在影响。无论如何变换固定效应，核心系数依然显著为正。这说明数字经济发展企业对出口产品质量提升具有促进作用，此结果为假说 1 提供了有效的支持证据。

表 3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Quality	Quality	Quality	Quality
DE	0.101 5*** (0.017 6)	0.091 9*** (0.024 9)	0.121 1*** (0.027 0)	0.054 2*** (0.012 5)
lnsize	0.005 2*** (0.001 2)	0.006 4*** (0.001 6)	0.008 1*** (0.001 7)	0.006 4*** (0.000 8)
lnage	0.023 3*** (0.005 7)	0.018 4** (0.008 1)	0.018 6** (0.008 8)	-0.012 6*** (0.002 3)
lntech ratio	0.007 6* (0.004 1)	0.009 7* (0.005 8)	0.006 4 (0.005 8)	-0.005 7* (0.003 0)
lnendow	0.019 8** (0.007 9)	0.005 8 (0.011 2)	0.027 5** (0.011 9)	0.031 1*** (0.006 3)
marketprocess	0.000 4 (0.001 0)	0.000 3 (0.001 5)	0.001 2 (0.001 5)	0.001 3** (0.000 6)
Manuratio	0.000 3** (0.000 1)	0.000 2 (0.000 2)	0.000 4* (0.000 2)	0.000 2** (0.000 1)
lerner	0.004 9*** (0.000 9)	0.002 3 (0.001 4)	0.005 9*** (0.001 5)	0.004 6*** (0.000 6)
lnpergdp	0.030 4** (0.012 8)	0.025 7 (0.018 0)	0.049 4** (0.019 4)	-0.014 8* (0.007 9)
常数项	0.202 8*** (0.046 2)	0.223 9*** (0.065 6)	0.080 8 (0.071 3)	0.441 7*** (0.029 5)
企业固定效应	否	是	是	是
产品 - 目的国固定效应	否	否	是	是
目的国 - 年份固定效应	否	否	否	是
观测值	320 700	316 708	307 227	265 658
R ²	0.441	0.484	0.643	0.739

注：括号内为聚类到城市层面的标准误；*、**、*** 分别表示回归系数在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

（二）稳健性检验

1. 被解释变量的测量误差

通过更换产品质量的衡量方式，在一定程度上缓解了由于被解释变量测量偏差而造成的担忧问题。表 4 中的第 (1) — (2) 是使用公式 (5) 测度产品质量的结果，在估计出口产品质量时参照现有文献中替代弹性取值的方法，分别取值为 5 和 10 重新对出口产品质量进行估计。同样分别控制了企业固定效应、产品 - 目的国交互的固定效应和目的国 - 年份的固定效应来避免遗漏变量所造成的内生性问题。对比观察针对这两种不同衡量方法得到的出口产品质量作为因变量的估计结果，主要解释变量以及控制变量系数的显著性均未发生本质性变化，由此进一步验证了本文核心结果的稳健性。

2. 解释变量的测量误差

考虑到数字经济水平的衡量方式不同造成测量偏差而使得估计结果的有偏，借鉴赵

涛等测度数字经济发展水平的方法，^①将其衡量的数字经济指数（Indigital_eco）作为核心解释变量，表4中的第（3）列同样分别控制了企业固定效应、产品-目的国交互的固定效应和目的国-年份的固定效应，替换核心解释变量后的结果和之前结果保持一致。由于本文的核心解释变量采用指标合成的方式进行衡量，我们在稳健性检验中也采用了相对客观的方式衡量数字经济发展水平。表4中的第（4）列通过对上市公司的年报进行文本分析，将与数字经济相关的关键词词频（DEtimes）作为其代理变量。第（5）列是将上市公司年报中的数字经济相关词频数量除以总文字数量构建数字经济词频占比变量（frequency_ratio），将其作为数字经济发展水平的代理变量，用以衡量数字经济发展水平在企业发展中的重要程度。第（4）—（5）列的回归结果表明，本文的核心结果不变，即数字经济发展水平高的企业更倾向于出口高质量的产品。

表4 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Quality_data5	Quality_data10	Quality	Quality	Quality
DE	0.309 7*** (0.083 6)	0.137 6*** (0.037 2)	—	—	—
代表数字经济核心指数	—	—	0.007 5*** (0.001 2)	—	—
代表数字经济相关的关键词词频	—	—	—	0.000 1*** (0.000 0)	—
代表数字经济词频占比变量	—	—	—	—	1.422 9*** (0.294 1)
常数项	-1.011 8*** (0.200 7)	-0.449 7*** (0.089 2)	0.397 9*** (0.032 8)	0.486 5*** (0.028 8)	0.490 7*** (0.028 9)
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
产品-目的国固定效应	是	是	是	是	是
目的国-年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	269 973	269 973	268 755	245 470	245 470
R ²	0.705	0.705	0.747	0.739	0.739

注：同表3。

3. 样本选择性偏差

本研究的时间跨度为2011—2015年，由于企业在所考察样本期内会出现存续时间不连续问题，企业选择进入或退出出口市场是其自主选择的结果。如果在回归时不考虑企业的存续期问题，也会造成样本自选择偏差，使其结果有偏。因此，采用两阶段方法进行样本自选择问题估计。在第一步骤中，使用Probit模型计算企业是否出口的概率；在

① 赵涛、张智、梁上坤：《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》2020年第10期，第65—76页。

第二步骤中,将这些被预测的概率合并为一个额外的解释变量,即为逆米尔斯比率(*IMR*),与其他控制变量等一起来矫正自选择问题。表 5 中的第(1)列为 Heckman 的检验结果,结果发现数字经济发展水平对出口产品质量的影响依然正向显著,而 *IMR* 变量在 1% 的置信区间内统计显著。我们有充分理由说明考虑到样本存在的自选择偏差问题,数字经济水平的提升对企业出口产品质量的影响与前述分析结果保持一致,本文核心结论具有较强稳健性。

4. 解释变量的滞后性

基于上文分析,数字经济水平对企业出口产品质量的影响是正向显著的,但数字经济在时间上的滞后性是否影响本文的核心结果。因此,我们将数字经济发展水平滞后一期作为核心解释变量,得到的回归结果的影响效果与基准回归相比明显变大,表明滞后一期的数字经济水平对产品质量的影响效应依然起到显著的促进作用,从另一方面也说明数字经济发展水平与出口产品质量之间不存在反向因果关系造成的内生性问题。

5. 模型设定的稳健性

由于出口产品质量测度结果的取值范围为 0—1 之间,我们担心被解释变量的数据分布可能造成回归结果有偏,因此在稳健性分析中采用面板 Tobit 的估计方法对模型设定重新进行回归。表 5 中的第(3)列为采用 bootstrap 方法进行受限因变量模型的估计结果,其结果表明本文的基准回归模型设定较稳健。

6. 基于“宽带中国”战略的准自然实验检验

2013 年,国务院发布了《“宽带中国”战略及实施方案》,^①作为一项基础设施建设,其出台正处于加快转变经济发展方式和全面建成小康社会的关键时期。值得注意的是,宽带建设愈来愈在经济、社会、科技发展中发挥着重要的作用。在战略出台后,不同城市的政策落地效果执行力度不同,共 78 个城市(群)分别于 2014 年、2015 年分两批次被认定为“宽带中国”战略试点城市。这使得我们可以通过将其按照试点城市的先后顺序确定实验组和对照组,识别数字经济背景下的“宽带中国”战略对企业产品质量的影响程度。因此,我们的双重差分的估计模型设定为:

$$Quality_{fpdt} = \alpha_0 + \alpha_1 Post13_t \times Treat13_c + \beta X_{f(c)(i)t} + \nu_{pd} + \nu_{dy} + \varepsilon_{fpdt} \quad (7)$$

回归方法同样选择高维的面板估计方法,其中下表各字母所包括的含义与基准回归保持一致。*Post13_t* 定义为“宽带中国”战略出台后取值为 1,而 2013 年之前为 0。*Treat13_c* 为“宽带中国”战略试点城市所确定的实验组,城市确定为该战略的试点城市则取值 1,反之取值为 0。*X_{f(c)(i)t}* 为控制变量; *ν_{pd}* 为产品 - 目的国交互的固定效应, *ν_{dy}* 为目的国 - 年份的固定效应,表示与年份和城市、产品与目的国相关的未被观察的因素; *ε_{fpdt}* 表示随机扰动项。

表 5 中的第(4)和(5)列是两阶段最小二乘方法(2SLS)的估计结果,第(4)列为第一阶段回归结果,其中, *DID-IV* 对数字经济发展水平回归的系数显著为正,在 1% 的置

^① 资料来源:《国务院关于印发“宽带中国”战略及实施方案的通知》,中国政府网 2013 年 8 月 17 日,
https://www.gov.cn/zwgk/2013-08/17/content_2468348.htm。

信区间内符合检验标准，表明工具变量选择合理。列(5)中，Kleibergen – Paap rk LM 检验（识别不足检验）和 Kleibergen – Paap rk Wald F 检验（弱识别检验）均在 1% 的水平上拒绝原假设，证明了工具变量的有效性。利用工具变量处理内生性问题后，与基准结果中核心解释变量的系数与显著性相比，DE 对出口产品质量的系数估计值在 1% 的水平上显著为正，表明数字经济水平提升仍旧对企业出口产品质量表现出明显的促进效应。

表 5 其他稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Quality</i>	<i>Quality</i>	<i>Quality</i>	<i>DE</i>	<i>Quality</i>
<i>DE</i>	0.450 9*** (0.086 6)	—	0.017 5*** (0.002 0)	—	0.116 0*** (4.240 0)
<i>IMR</i>	-9.949 7*** (2.144 2)	—	—	—	—
<i>L.DE</i>	—	0.095 5*** (0.016 8)	—	—	—
<i>DID-IV</i>	—	—	—	0.023 0*** (129.980 0)	—
常数项	7.701 4*** (1.562 9)	0.406 3*** (0.045 8)	0.470 1*** (0.005 6)	0.612 0*** (76.420 0)	—
Kleibergen–Paap rk LM 统计量	—	—	—	—	8 492.311 0
Kleibergen–Paap rk Wald F 统计量	—	—	—	—	16.38
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
产品 – 目的国 F 固定效应	是	是	是	是	是
目的国 – 年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	245 658	116 761	352 534	249 452	245 658
<i>R</i> ²	0.739	0.784	0.747	0.994	—

注：同表 3。

(三) 机制检验

1. 技术创新促进效应的机制检验

在企业创新水平的经济学测度方面，学术界形成了多维度的科学度量体系，各类方法从创新投入、产出及其市场价值等层面构建了较为完整的测度框架。创新投入往往以研发经费、研发人员占比等投入端变量衡量创新潜力，遵循熊彼特创新理论中“资源配置驱动创新”的逻辑，反映企业在技术研发中的要素投入力度。创新产出的核心表征主要涵盖专利数量（如申请数、授权数）、质量（被引频次、权利要求数）及类型（发明专利、实用新型与外观设计专利）。其中，发明专利因体现核心技术突破被视为实质性创新，后两类则归为策略性创新，^①该指标体系通过区分创新层次捕捉企业技术突破能力。

^① 黎文靖、郑曼妮：《实质性创新还是策略性创新？——宏观产业政策对微观企业创新的影响》，《经济研究》2016 年第 4 期，第 60—73 页。

创新价值实现指标主要采用新产品销售收入占比、产品技术复杂度等变量，从市场价值维度刻画创新实效。尽管企业全要素生产率包含管理效率、规模经济等非创新因素，通过 LP 方法估计并控制资本、劳动等要素投入后，可剥离出技术进步与创新贡献。本文将其作为企业创新水平的代理变量，并结合专利指标（含发明专利与策略性专利）综合进行企业创新水平衡量（采用 *TFP* 与专利数量共同验证创新效应），通过多维度测度确保结论的严谨性。

为了检验数字经济发展对企业创新水平的影响效果，以 LP 方法衡量企业的全要素生产率，将其作为创新水平的代理变量。表 6 第（1）列中将数字经济发展水平与企业的全要素生产率进行回归，在加入控制变量、产品 - 目的国以及目的国 - 年份交互的固定效应后，数字经济发展水平可以显著提升企业的全要素生产率，说明数字经济发展水平通过提升企业创新能力进而促进出口产品质量升级，这一结果进一步验证了本文的假说 2。同样的思路，由于全要素生产率估计方式的内生性造成估计结果的偏误。因此，采用企业专利数量这一外生产出结果作为衡量企业创新能力的代理变量。参考黎文靖和郑曼妮进行专利类型划分的研究结果，^① 将专利类型划分为实质性创新和策略性创新两大类，其中，实质性创新单指发明创新型专利类型，而策略性创新包括实用新型专利以及外观设计专利类型。表 6 的第（2）—（4）列代表数字经济发展水平分别与专利总数、实质性创新以及策略性创新的回归结果，回归结果显示与第（1）列保持一致，从而验证了本文提出的假说 2。

表 6 技术创新促进效应的机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>TFP_LP</i>	<i>Inpatent</i>	<i>InA</i>	<i>Inclcx</i>
<i>DE</i>	0.536 2*** (0.033 7)	0.956 2*** (0.148 4)	2.271 5*** (0.106 5)	0.726 9*** (0.134 4)
常数项	6.219 7*** (0.072 7)	1.856 6*** (0.483 1)	-5.632 5*** (0.314 8)	-2.131 1*** (0.421 0)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
产品 - 目的国固定效应	是	是	是	是
目的国 - 年份固定效应	是	是	是	是
观测值	272 894	272 894	272 894	272 894
<i>R</i> ²	0.918	0.921	0.924	0.922

注：同表 3。被解释变量分别为上市公司的全要素生产率、上市公司总专利数、上市公司发明专利数、上市公司的实用新型专利与外观设计专利之和。

^① 黎文靖、郑曼妮：《实质性创新还是策略性创新？——宏观产业政策对微观企业创新的影响》，《经济研究》2016 年第 4 期，第 60—73 页。

2. 贸易方式转型效应的机制检验

考虑数字经济发展对出口企业转型的影响，我们构建了贸易方式 ($D_{shipment}$) 这一虚拟变量，取一般贸易为 1，加工贸易为 0。其回归结果展示在表 7 的第 (1) 列中，核心解释变量的系数显著为正。这表明数字经济发展显著提高了企业采用一般贸易方式进行出口的概率，而企业采用一般贸易方式进行产品生产的比重越高，对企业产品质量升级的正向促进作用越大。值得注意的是，为了更清晰地说明企业出口转型对产品质量升级的影响，我们采用 Probit 模型计算数字经济对出口企业贸易方式转变的概率，并将该概率合并为一个额外的解释变量 $probability_{shipment}$ 。在基准回归中加入贸易方式转变概率与企业创新的交互项，其回归结果展示在表 7 的第 (2) 列中，结果表明，企业创新能力与贸易方式转变为一般贸易的概率倾向越大，对产品质量升级的促进作用越大，即企业的创新水平会显著提升企业的贸易方式由加工贸易转为一般贸易的概率，采用一般贸易方式的企业出口学习动能较强，企业的创新水平拥有更大的发挥空间，其生产的产品附加值较高，有利于产品质量的提升。与此同时，进一步检验了企业创新能力与企业出口转型概率的交互项对加成率的影响程度。表 7 第 (3) 列表明，企业创新水平的提升有助于增强贸易方式转变为一般贸易的概率倾向，而数字经济会提升企业出口贸易方式转型的概率，并显著提高企业的加成率，从而对产品质量升级产生积极的推动作用。这一结果也证实了本文的假说 3。

表 7 贸易方式转型效应的机制检验

	(1)	(2)	(3)
	$D_{shipment}$	$Quality$	$Inmarkup$
DE	0.405 7*** (0.086 7)	0.071 1*** (0.013 4)	0.178 0*** (0.012 7)
$probability_{shipment}$	—	0.455 5*** (0.049 9)	0.479 7*** (0.045 4)
TFP_LP	—	0.004 0*** (0.001 2)	0.004 2*** (0.000 9)
$probability_{shipment} \times TFP_LP$	—	0.245 1*** (0.075 7)	0.566 6*** (0.069 6)
常数项	4.571 6*** (0.243 3)	0.399 5*** (0.031 9)	0.285 3*** (0.031 5)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
产品 - 目的国固定效应	否	是	是
目的国 - 年份固定效应	否	是	是
观测值	357 721	268 990	230 479
R^2	0.701	0.747	0.943

注：同表 3。被解释变量分别为上市公司的出口贸易方式、出口产品质量、上市公司的加成率以及专利质量。其中第 (1) 列采用 Probit 回归。企业加成率主要借鉴 De Loecker J 和 Warzynski F 的方法进行衡量。在衡量企业创新时采用上市公司的全要素生产率作为代理变量。限于篇幅，部分具体估计结果未做展示，如读者感兴趣欢迎向作者索取。

（四）异质性检验

1. 区域异质性

受限于地理位置的差异性，资源禀赋、地理优势以及营商环境政策等差异性是否会影响到城市数字经济对产品质量的促进作用？本文将区域划分为东部地区与非东部地区，并生成 D_{region} 这一虚拟变量，回归结果如表 8 第（1）列显示，数字经济对出口产品质量的促进作用在东部地区的影响程度更大，主要原因在于东部地区加工贸易的外部条件相较于非东部地区而言更具优势，其基础设施建设更完善，外部政策扶持力度更大。因此，数字经济在东部地区拥有更大的动力推动贸易转型，对产品质量的提升效应更强。

2. 全球价值链嵌入程度异质性

不同行业受到数字经济的影响程度不尽相同。全球价值链嵌入程度深的行业往往伴随着政府更大范围的研发投入、政策激励等，^① 但数字经济密集行业的竞争加剧，要素投入冗余，资源配置不充分，从而使得规模经济动能不足，创新效率存在下降的趋势。^② 考虑到各行业融入全球价值链的程度会影响数字经济水平对出口产品质量影响的差异性，借鉴 Koopman 等的研究，^③ 衡量各行业的全球价值链地位指数作为全球价值链嵌入程度的代理变量。将城市数字经济水平与全球价值链地位指数进行交互，回归结果如表 8 第（2）列显示，全球价值链地位指数越高，即全球价值链嵌入程度越深，则越易受到发达国家技术水平掣肘，采用加工贸易方式的企业在产品生产的过程中也越易产生路径依赖，受制于委托方的产品需求，较难进行产品质量的革新突破，而这一结果也与吕越等学者的研究发现保持一致。^④

3. 企业规模异质性

企业规模的不同会使得企业的基础贸易条件、政策扶持力度以及风险抵御能力存在明显的差异性。因此，考虑到企业规模会影响数字经济水平对出口产品质量的促进作用，将核心解释变量与代表企业规模的虚拟变量进行交互，其回归结果展示在表 8 第（3）列中。研究表明，数字经济发展水平对小企业出口产品质量的提升作用更大，主要原因在于小企业的产品质量提升空间更大，亟待通过数字经济作用提高企业出口能力，即数字经济水平对出口产品质量的促进作用在企业规模上存在扶弱效应。

① 张杰、毕钰、金岳：《中国高新区“以升促建”政策对企业创新的激励效应》，《管理世界》2021 年第 7 期，第 76—91+6 页。

② 罗雨泽、罗来军、陈衍泰：《高新技术产业 TFP 由何而定？——基于微观数据的实证分析》，《管理世界》2016 年第 2 期，第 8—18 页。

③ Koopman R, Powers W, Wang Z, et al, “Give Credit Where Credit is Due: Tracing Value Added in Global Production Chains”, in *National Bureau of Economic Research*, 2010.

④ 吕越、陈帅、盛斌：《嵌入全球价值链会导致中国制造的“低端锁定”吗？》，《管理世界》2018 年第 8 期，第 11—29 页。

表 8 异质性检验结果

	(1)	(2)	(3)
	<i>Quality</i>	<i>Quality</i>	<i>Quality</i>
<i>DE</i>	0.053 2*** (0.013 7)	0.063 2*** (0.013 4)	0.077 2*** (0.014 3)
<i>DE</i> × <i>D_region</i>	0.115 8*** (0.018 9)	—	—
<i>GVC</i>	—	0.120 3*** (0.024 7)	—
<i>DE</i> × <i>GVC</i>	—	-1.850 4*** (0.338 3)	—
<i>D_size</i>	—	—	0.007 1*** (0.001 7)
<i>DE</i> × <i>D_size</i>	—	—	-0.016 0** (0.007 9)
常数项	0.448 5*** (0.031 5)	0.429 3*** (0.031 3)	0.432 5*** (0.032 0)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
产品-目的国固定效应	否	是	是
目的国-年份固定效应	否	是	是
观测值	268 990	267 068	268 990
<i>R</i> ²	0.747	0.747	0.747

注：同表3。被解释变量为六位码产品质量。异质性检验中第（1）列东部地区取值为1，非东部地区取值为0；第（2）列为全球价值链地位指数；第（3）列大企业取值为1，小企业取值为0。

五、结论与政策建议

本文基于数字产业化与产业数字化两个层面测算我国数字经济发展水平，采用主成分分析方法将9个二级指标聚焦到34个细化指标上构建了城市数字经济水平的指标体系。通过匹配2011年至2015年中国上市公司数据库与相关数据库，深入探究了数字经济发展水平对企业出口产品质量的影响和作用机制。本文的核心结论如下：第一，数字经济发展水平对企业出口产品质量的提升产生显著的促进作用。第二，机制检验发现，数字经济发展影响企业出口产品质量的微观机制主要表现在创新促进效应和出口转型效应上，数字经济发展可以提高企业出口贸易方式转型的倾向，且该倾向程度越大，对企业产品质量升级的促进作用越大。第三，异质性分析表明，数字经济发展水平对东部地区和全球价值链嵌入程度越深，行业的出口产品质量升级的促进作用越强，同时，数字经济发展对小规模企业的出口产品质量升级存在一定的扶弱效应。

基于研究结论，本文提出如下政策建议：第一，加速推进人工智能、云计算等数字技术与外贸企业融合，构建数字贸易格局以帮助加工贸易企业出口方式转型升级，提升出口企业的国际竞争力和抗风险能力，进而提升企业出口产品质量。第二，激励企业依

托数字产业增加研发投入，提升创新水平，提升制造环节与工序的数字化水平，充分发挥“大国效应”“规模效应”，以数字化推进生产智能化和产业高端化，补齐我国关键核心技术和产业短板，尽快解决关键技术、零部件和设备的“卡脖子”问题，为推进贸易方式转型培育新动能。第三，加强数字基础设施建设，进一步夯实和推进以信息基础设施、融合基础设施和创新基础设施为主的新型基础设施建设，延伸数字产业链，提供新产品、新应用与新产业，为小企业的发展提供数字化转型空间。第四，推动各类数字要素快速流动，注重东部与非东部地区间的数字要素协同联动，鼓励非东部地区利用数字要素进行贸易方式升级，优化产品质量升级。第五，积极稳妥推进数据开放共享，推动数字商品的跨境流动，充分发挥数字经济在扩大开放中的关键引领作用，尽快提出数字贸易规则的“中国方案”，以期推动我国实现出口贸易高质量发展。

Digital Economy Empowers the Quality Upgrading of Chinese Enterprises' Export Products: Theoretical Mechanism and Empirical Evidence

DING Guoning, LING Wenbo, DONG Chenghui

Abstract: Promoting the deep integration of the real economy and the digital economy is a strategic choice to seize the new opportunities of the new round of technological revolution and industrial transformation. The development of the digital economy empowers and enhances the quality of Chinese enterprises' export products. This paper measures the level of digital economic development in Chinese cities and matches the listed company database with the China Customs import and export database to examine the potential impact of digital economic development on the quality upgrading of Chinese enterprises' export products and its underlying mechanism. The research finds that the development of the digital economy significantly promotes the quality upgrading of Chinese enterprises' export products, and the conclusion remains valid after a series of robustness tests. Mechanism tests show that the development of the digital economy promotes the quality upgrading of enterprises' export products through the effects of technological innovation and trade mode transformation. Heterogeneity analysis reveals that the effect of digital economic development on the quality improvement of export products is stronger in enterprises in the eastern region, industries with a deeper degree of global value chain embedding, and small enterprises; while the promoting effect is not obvious in enterprises in the central and western regions, industries with a lower degree of global value chain embedding, and large enterprises. This paper provides empirical evidence and feasible paths to a certain extent for the digital economy to promote enterprises to achieve trade mode transformation and quality upgrading of export products.

Keywords: Digital economy; Export product quality; Trade transformation; Technology innovation

(责任编辑: 陈彬)