

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

杜明威 耿景珠 刘文革

摘要：随着数字革命的发展，企业的数字化转型已经成为推动中国出口高质量发展的新引擎。本文基于2001—2016年中国上市公司年报文本数据，利用机器学习方法从微观层面测度了企业的数字化转型指数，并匹配了对应的上市公司经济数据以及中国海关数据，深入探讨了企业数字化转型对出口产品质量的影响效应及渠道机制。研究表明，企业数字化转型有利于推动出口产品质量升级，在经过一系列稳健性检验后仍然显著，并且存在持续的正向动态效应，且对于不同类型的省份、行业、企业和出口产品存在异质性影响。机制分析表明，企业数字化转型通过创新能力增强、出口产品转换和中间品投入质量提升三种渠道促进出口产品质量升级。进一步分析表明，数字化转型引致的资源再配置效应能够提高行业整体的出口产品质量。

关键词：数字化转型；上市公司年报文本；机器学习；出口产品质量

[中图分类号] F74 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2022) 6-0055-18

引言

近年来，全球疫情持续蔓延且反复不断，经济全球化陷入逆流，国际贸易摩擦愈演愈烈，中国的外贸环境面临着前所未有的风险和挑战。与此同时，随着国内劳动要素成本的不断提高，其他发展中国家在全球价值链上“低端嵌入”，中国出口贸易的传统比较优势日趋势弱。在此背景下，加快培育出口贸易国际竞争新优势，积极提升出口产品质量，推动贸易高质量发展迈出新步伐，已经成为中国应对国际国内形势变化的重大决策部署。而随着全球“数字革命”的方兴未艾，中国外贸企业的数字化转型在推动贸易高质量发展中扮演着越来越重要的角色。2020年5月，国家发展改革委员会发布《数字化转型伙伴行动倡议》，旨在解决“不会转、不能转、不敢转”难题，为企业数字化转型和纾困发展保驾护航。2021年11月，商务部印发的

[收稿日期] 2022-02-19

[基金项目] 国家社会科学基金重大专项课题“完善社会主义市场经济体制研究”(18VJ024)；辽宁省兴辽英才计划项目“新国际政治经济学建设”(XLYC2002042)

[作者信息] 杜明威：辽宁大学国际经济政治学院博士研究生；耿景珠（通讯作者）：辽宁大学国际经济政治学院博士研究生 110036 电子信箱 lnugeng@163.com；刘文革：辽宁大学国际经济政治学院教授

《“十四五”对外贸易高质量发展规划》将“数字强贸”列为“十四五”对外贸易重点工程,并提出“坚持数字赋能,加快数字化转型,促进数字技术与贸易发展深度融合,不断壮大外贸发展新引擎。”那么,亟需回答的重要问题是,中国企业的数字化转型究竟对出口产品质量产生怎样的影响?从长期来看,是否能够持续推动企业的出口产品质量升级?通过怎样的影响渠道促进出口产品质量升级?对于不同类型的企业是否存在异质性影响?是否能够引发资源的再配置效应并促进行业整体的出口产品质量升级?从微观层面回答上述问题无疑具有重要的理论价值和现实意义,这既有助于深刻理解数字化时代下企业出口产品质量升级新的动力机制,也为助力中国外贸企业踏浪“数字革命”,实现出口高质量发展提供有力的经验证据。

既有文献分别考察了企业出口产品质量的影响因素以及企业数字化转型的经济效应。就企业出口产品质量而言,众多学者分别探讨了贸易自由化(Amiti and Khandelwal, 2013^[1])、中间品投入(Bas and Strauss-Kahn, 2015^[2])、融资约束(许明, 2016^[3])、产业集聚(苏丹妮等, 2018^[4])、外商直接投资(Anwar and Sun, 2018^[5])、企业上市(祝树金和汤超, 2020^[6])、互联网化(沈国兵和袁征宇, 2020^[7])、政府补贴(胡国恒和岳巧钰, 2021^[8])工业机器人(蔡震坤和綦建红, 2021^[9]; DeStefano and Timmis, 2021^[10])等因素的影响效应及作用机制。在上述丰富的研究中,沈国兵和袁征宇(2020)、蔡震坤和綦建红(2021)以及DeStefano和Timmis(2021)的研究与本文联系较为紧密,其分别利用互联网普及率和工业机器人密度来衡量不同数字技术的指标,深入探讨了数字赋能对出口产品质量的影响及作用机制。但受限于数据的可得性,地区和行业维度的指标容易掩盖企业之间的异质性,并且特定的数字技术也无法全面客观地反映企业在不同生产经营环节中的数字化转型(李磊等, 2021^[11]; 袁淳等, 2021^[12])。因此,本文同时重点关注了有关企业数字化转型经济效应的研究文献。从此类文献来看,已有研究分别关注了企业数字化对全要素生产率(赵宸宇等, 2021^[13])、企业创新(Loebbecke and Picot, 2015^[14])、组织效率(Goldfarb and Tucker, 2019^[15])、资本市场表现(吴非等, 2021^[16])、投入产出效率(刘淑春等, 2021^[17])、专业化分工(袁淳等, 2021)的影响效应。其中,吴非等(2021)、赵宸宇等(2021)以及袁淳等(2021)与本文研究最为相关,均利用不同样本年份的中国上市公司年报,并基于机器学习下的词频统计法测度中国企业的数字化转型。但仍需说明的是,由于在等权重下测度指标,词频统计法通常会高估通用性数字技术在企业数字化中的作用,进而掩盖不同类型数字技术在企业数字化转型中的作用(Loughran and McDonald, 2014^[18])。此外,在既有研究中,尚缺少相关文献将上市公司年报文本数据与中国海关数据进行合并,并进一步考察企业数字化转型对出口产品质量的影响。

与已有文献相比,本文可能的边际贡献体现在如下三个方面:(1)在研究视角上,本文从微观层面首次聚焦了企业数字化转型对出口产品质量的影响,拓展了企业数字化转型经济效应的研究范畴,并结合既有相关文献深入探讨了其内在的影响机制问题,为评估企业数字化对中国外贸高质量发展奠定了良好基础。(2)在指标构建上,本文丰富了既有研究通过词频统计构建企业数字化转型指标的测算方法,在利用上市公司年报文本大数据和数字化转型“词典”进行词频统计的基础

上,将 Loughran 和 McDonald (2014) 以及 Acemoglu 等 (2021)^[19] 两种机器学习方法下的词频—逆文本频率 (TF-IDF) 构建思路纳入到测算框架中,完善并拓展了企业的数字化转型指数的微观测度范式,提供了更为严谨的企业数字化转型指标。(3) 在内生性问题的处理上,本文将省份层面的长途光缆线路长度以及互联网接入端口数量作为企业数字化转型的工具变量,并综合利用 Bartik IV、渐进式 DID 和事件研究法等多种方法进行因果推断,降低可能存在的内生性问题。

一、理论机制分析

在中国外贸发展由“大进大出”转向“优进优出”的关键时期,中国企业也顺势搭上了“数字革命”的时代浪潮,企业数字化转型成为了推动中国外贸高质量发展迈上新台阶的重要驱动因素。那么,企业数字化转型究竟通过怎样的渠道机制来影响出口产品质量的升级?结合既有相关文献,本文认为主要通过“创新能力增强”“出口产品转换”和“中间投入品质量提升”三种机制影响出口产品质量。

(一) 创新能力提升渠道

坚持数字赋能,加快数字化转型,将创新作为推动外贸质量变革的第一动力,已经成为了中国“十四五”阶段的重要发展原则。在既有的研究文献中,企业创新能力的增强为出口产品质量的升级提供了必要的知识驱动和效率改进基础(施炳展和邵文波,2014^[20])。一方面,创新效应来自于企业自身的数字化转型;另一方面,创新效应来自于大量企业数字化转型所引致的虚拟集聚。随着数字技术逐渐被赋能到企业的诸多生产环节,企业数字化转型成为知识“低枝果实”被采摘殆尽背景下的企业创新能力升级新引擎。

从企业自身的数字化转型来看,由于数字技术的投入本身具有高创新密集度特征,因而有利于推动生产流程或生产模式的优化,进而促进企业创新能力提升。更为重要的是,数字化转型推动了研发端与消费端的紧密结合。由于数字技术的投入提升了企业的要素获取及整合能力,如云技术、大数据和数字平台的应用,能够有利于企业精准定位消费者的需求偏好,从而在降低有效信息获取成本的同时优化企业的研发模式和提高创新投入效率(Loebbecke and Picot, 2015)。

从虚拟集聚的正外部性效应来看,大量企业的数字化转型有利于企业之间在信息网络空间形成交叉的耦合关联,降低缄默知识的不可编译性,推动数据要素转化为无限重复使用的新知识(Cong et al., 2021^[21])。在此基础上,由于知识的非竞争性特征和互联网的知识溢出效应,由数据要素所转化的新知识能够迅速传递至虚拟集聚企业集群,从而催化集群内创新链条的形成,突破企业的创新能力瓶颈。

(二) 出口产品转换渠道

在 Manova 和 Yu (2017)^[22] 的研究框架下,多产品企业会通过出口产品的转换调节企业内部的资源配置状况,通过放弃低质量的出口产品选择,强化对高质量产品的生产要素投入,进而推动出口产品质量升级。事实上,对于多产品企业而言,由于外部冲击或企业自身经营决策变革所引致的出口产品转换行为在国际市场当中也较为

普遍 (Bernard et al., 2010^[23])。近年来,中国外贸企业竞相追逐“数字革命”浪潮,数字化转型已然成为众多企业的重要经营战略。结合既有研究,本文认为企业的数字化转型能够通过推动出口产品转换进而实现出口产品质量升级。

一方面,由于数字技术使用所引致的技能偏向性技术进步,数字技能要素正日益替代劳动要素成为企业生产和出口的主要驱动 (Acemoglu and Restrepo, 2020^[24])。对于数字化转型的企业而言,人工智能、物联网以及大数据分析等诸多数字技术的有机结合能够优化企业内部各阶段的生产任务,推动企业向智能化、自动化生产模式变革 (DeStefano and Timmis, 2021)。在生产模式上“机器换人”的变革则会带来对企业生产线的调整或升级,丰富并改善企业的出口选择,从而通过转换出口产品实现质量的升级。并且,在数字化转型的背景之下,与需求端更为紧密且直接的联系也培育和激活了大规模定制化生产和柔性生产,从而最大限度地发挥数字技术的智能属性,延展企业的出口范围并实现质量升级 (Gomez-Herrera et al., 2014^[25])。

另一方面,由于数字技术的自学习性、自我指涉性和可重编译性,数字化企业能够在较低的边际成本下革新自身的生产技术 (Nambisan et al., 2017^[26])。因此,企业能够通过数字技术实现出口产品的快速迭代升级,及时调整出口产品范围,出口适配国际市场需求的高质量产品。与此同时,在互联网思维的酝酿下,消费端对跨界产品的需求也日益旺盛,如智能家居、智能汽车、智能医疗等智慧终端设备已经成为社会生活中较为普及的数字跨界产品。那么数字技术与传统产业模式的跨界结合便成为数字化企业拓展多元化出口边界的重要切入点,重塑企业原有的工业化生产体系,提升出口产品质量 (刘淑春等, 2021)。

(三) 中间品投入质量渠道

正如 Bas 和 Strauss-Kahn (2015) 以及 Fan 等 (2015)^[27] 所指出,企业通过使用高质量的进口中间产品能够生产差异化程度更大的最终品,且有利于企业建立满足国际市场高标准要求的生产工序,从而提升企业的出口产品质量。聚焦中国企业,张杰等 (2015)^[28] 和许家云等 (2017)^[29] 的研究均指出高质量的进口中间品投入是中国企业实现出口产品质量升级的重要渠道。在进行数字化转型后,企业的生产和经营模式均发生重大变革,信息搜寻能力的跃升和智能化生产流程的改进提高了企业对高质量中间产品的需求偏好,从而提升企业自身的出口产品质量。

就信息搜寻能力而言,数字化转型企业能够更为有效地利用大数据技术、人工智能技术和跨境数字平台对跨境数据要素的流动进行分析整合,从而降低企业在海外市场的信息不对称性 (Jones and Tonetti, 2020^[30])。而在国际市场上,信息搜寻能力的增强提高了企业的议价能力,企业也因此能够更为有效地匹配到契合自身生产的高质量中间品。并且,企业数字化转型对需求端的高效对接也降低了企业的搜寻成本和营销成本 (Goldfarb and Tucker, 2019),从而有利于企业将更多的资金投入进口高质量的中间品当中。

就智能化生产流程而言,数字化转型企业能够更为灵活地调整企业的生产工序,从而引进国外高质量中间品。在工业化生产体系下,替换或改善原有的生产线需要付出较高的沉没成本,因此在面临资金约束的情况下,企业很难及时匹配国外

最新研发的高质量中间产品，从而抑制企业自身的出口产品质量（许家云等，2017）。但在数字化的生产模式下，数字技术的可重编译性使得企业能够以较低的沉没成本调整生产工序（Nambisan et al., 2017），从而有利于企业及时匹配国际市场上最新研发的高质量中间产品，优化自身的出口产品质量，实现“优胜优出”。

二、研究设计

（一）计量模型设定

为了考察中国企业的数字化转型是否能够有效推动出口高质量发展，本文设定如下基准回归模型：

$$quality_{ihct} = \alpha + \beta \ln DCG_{it} + \sum control + \lambda_i + \eta_t + \gamma_j + \theta_r + \varphi_{ihc} + \varepsilon_{ihcirt} \quad (1)$$

上式中，下标 i 、 h 、 c 、 t 、 j 、 r 分别代表企业、HS-6 位码产品、出口目的国、年份、所属行业以及省份。被解释变量 $quality$ 代表企业 i 在第 t 年出口到 c 国的产品 h 的质量；核心解释变量 $\ln DCG$ 为企业 i 在第 t 年的数字化转型指数； $control$ 代表控制变量集合。此外， λ_i 、 η_t 、 γ_j 、 θ_r 、分别代表企业、年份、行业和省份固定效应， φ_{ihc} 代表企业—产品—出口目的国固定效应， ε_{ihcirt} 代表随机扰动项。

对于被解释变量（ $quality$ ）而言，本文借鉴 Khandelwal 等（2013）^[31]、施炳展和邵文波（2014）和 Fan 等（2015）的需求信息推测法，从企业—产品—国家—年份维度测算 HS-6 位码层面的出口产品质量。为此，构建如下计量模型：

$$\ln q_{icht} + \sigma \ln p_{icht} = \psi_{ct} + \psi_h + \nu_{icht} \quad (2)$$

上式中， q_{icht} 表示企业—产品—国家—年份维度的出口贸易量， p_{icht} 即为对应产品的出口贸易价格。 $\nu_{icht} = (\sigma - 1) \ln \lambda_{icht}$ 为随机扰动项，其中包含了出口产品质量 λ_{icht} 这一重要信息。 σ 使用 Broda 和 Weinstein（2006）^[32] 提供的 HS-2 位码层面的替代弹性。^① 此外， ψ_h 为产品固定效应， ψ_{ct} 为出口目的国—年份固定效应。有鉴于产品价格与质量高度相关，OLS 方法估计会导致估算结果偏误。为此，本文参考许和连和王海成（2016）^[33] 的方法利用运输成本作为产品价格的工具变量，选取企业所属城市到最近大港口的直线距离作为运输成本的代理变量^②，并对上式进行 2SLS 估计：

$$\ln \hat{\lambda}_{icht} = \hat{\nu}_{icht} / (\sigma - 1) \quad (3)$$

式（3）中， $\ln \hat{\lambda}_{icht}$ 即为企业—产品—国家—年份维度的出口产品质量。借鉴施炳展和邵文波（2014）的方法，在 HS-6 位码产品层面进行标准化处理：

$$quality_{icht} = \frac{\ln \hat{\lambda}_{icht} - \min(\ln \hat{\lambda}_{icht})}{\max(\ln \hat{\lambda}_{icht}) - \min(\ln \hat{\lambda}_{icht})} \quad (4)$$

对于核心解释变量（ $\ln DCG$ ）而言，本文首先参考吴非等（2021）和袁淳等（2021）的方法，基于 Python 语言提供的爬虫功能，批量搜集了中国沪深 A 股

①选择 HS-2 位码层面的替代弹性是为了尽可能避免样本的损失。替代弹性的数据下载地址为：<http://www.columbia.edu/~dew35/TradeElasticities/TradeElasticities.html>。

②最大港口的选取详细请参考许和连和王海成（2016）的研究。直线距离的测度数据来自于 Google 地图。

2001—2016年期间的上市公司年度报告（简称“年报”）。为了便于文本分析以及规避文本中的乱码，本文利用Java PDFbox类库进行了文本转换，将默认的STSong-Light字体映射到可供识别的中文字体，并提取年报中的文本内容。其次，在综合参考《“十四五”规划和2035年远景目标纲要》《数字化转型指数报告2021》以及近年《政府工作报告》等重要政策文件及研究报告的基础上，结合戚聿东和肖旭（2020）^[34]、吴非等（2021）和赵宸宇等（2021）的相关研究，构建以企业数字化转型为关键词的“结巴”（Jieba）中文分词特征词库。在此基础上，将特征词库划分为“底层技术架构”和“数字技术应用”两类词库：其中，“底层技术架构”是指包含人工智能（Artificial Intelligence）、区块链（Blockchain）、云计算（Cloud Computing）、大数据（Big Data）在内的“ABCD”数字技术，此类技术是数字革命下推动数字技术高速迭代和发展的重要“基石”，是企业研发设计、经营逻辑或管理模式等后端业务中数字化转型的重要表征；相应地，“数字技术应用”则是以“ABCD”技术为研发基础，此类技术聚焦企业所处的市场环境，为企业生产及销售等前端业务提供数字化转型支撑。在此分类规则下，分别获得90个“底层技术架构”关键词和99个“数字技术应用”关键词。再次，按照Brown和Tucker（2011）^[35]的做法删除年报中的停用词，借鉴吴非等（2021）利用词频统计法计算特征词库中的数字化关键词词频。最后，综合参考Loughran和McDonald（2014）和Acemoglu等（2021）的方法，基于机器学习下的词频—逆文本频率（Term Frequency-Inverse Document Frequency, TF-IDF）方法计算中国上市企业的数字化转型指数。测算公式如下：

$$\ln DCG_{it} = \sum_w \left\{ \underbrace{\ln[tf_{it}(w) + 1]}_{TF} \times \underbrace{\ln[N_t / (n_t(w) + 1)]}_{IDF} \right\} \quad (5)$$

其中， $\ln[tf_{it}(w) + 1]$ 即为上市企业*i*在第*t*年的年报中出现的数字化关键词*w*的统计词频（Term Frequency, TF）； $\ln[N_t / (n_t(w) + 1)]$ 则为包含关键词*w*的逆文本频率（Inverse Document Frequency, IDF）， N_t 代表在第*t*年中获取的上市公司年报总数， $n_t(w)$ 表示第*t*年中包含关键词*w*的年报数量。为了避免数量级差异悬殊，将数字化转型指数 $\ln DCG$ 除以100。需要说明的是，利用TF-IDF方法测算的企业数字化指数能够提高数字化关键词*w*在文本分析中的类别区分能力，有效减少因文本中的通用词汇过多所导致的对关键词*w*的低估（Loughra and McDonald, 2014）。此外，在本文稳健性检验中剔除了测算IDF的时间维度，利用全样本的年报数量*N*和关键词年报数量*n(w)*测算关键词*w*的逆文本频率，并重新计算了企业的数字化转型指数。

其他控制变量包括：①企业年龄（*lnage*），当年年份与企业成立年份之差并加1后取自然对数衡量；②企业平均工资（*lnwage*），采用企业应付职工薪酬与员工人数之比的自然对数衡量；③企业规模（*sacle*），采用企业资产总额与企业所在行业的资产总额之比来衡量；④资本密集度（*lnkl*），采用企业固定资产净额与员工人数之比的自然对数衡量；⑤营业利润率（*profit*），采用企业营业利润与营业收入之比来衡量；⑥资产负债率（*leverage*），采用企业负债总额与资产总额之比来衡

量；⑦资产周转率 (*turnover*)，采用企业营业收入与企业资产总额之比来衡量；⑧赫芬达尔指数 (*hhi*)，计算公式为： $hhi = \sum_{i=1}^n (total_sale_{ij} / \sum_{i=1}^n total_sale_{ij})^2$ ，其中 $total_sale_{ij}$ 表示 j 行业中企业 i 的主营业务收入；⑨市场化指数 (*market*)，采用王小鲁等 (2018)^[36] 计算的中国省份层面的市场化总指数衡量。

(二) 数据说明与描述性统计

本文实证分析主要基于如下三类微观数据：第一类数据为 2001—2016 年中国上市公司年报文本数据，利用 Python 语言的爬虫功能从上海证券交易所和深圳证券交易所官方网站批量搜集整理获得；第二类数据为对应年份的沪深 A 股上市公司经济数据，原始数据来源于国泰安数据库 (CSMAR) 和万德数据库 (Wind)；第三类数据为中国海关数据库，该数据库记录了中国进出口企业所有产品的贸易信息。^①

进一步地，将上述观数据进行整理和匹配。首先，按照股票代码将企业数字化转型指数匹配到上市公司面板数据集中；其次，参考 Yu (2015)^[37] 的做法清洗各微观数据库中的企业名称^②；最后，借鉴金祥义和戴金平 (2019)^[38] 递进合并的思路，依次按照企业名称、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司面板数据集中。此外，对合并后的数据进行如下处理：①仅保留样本数据中的制造业行业；②仅保留一般贸易出口数据；③剔除贸易信息损失以及中间贸易代理商的样本；④剔除样本期间内退市企业；⑤剔除 AB 股同时上市的企业；⑥剔除在样本期间内的 ST 企业或 *ST 企业；⑦剔除样本期间内企业年龄为负的样本；⑧剔除资不抵债的企业样本；⑨剔除转换上市公司年报格式后乱码的企业样本；⑩对所有连续变量进行 1% 水平的缩尾处理。在经过系列处理后，最终获得可用于分析的 778 个上市出口企业，57582 个企业—出口目的国—HS8 位码产品对，以及 202612 个企业—出口目的国—产品—年份有效样本量。表 1 报告了主要变量的描述性统计。

表 1 描述性统计

变量	变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>quality</i>	出口产品质量	202 612	0.4908	0.1859	0.0927	0.9182
<i>lnDCG</i>	数字化转型	202 612	0.0798	0.1044	0.0000	0.4894
<i>lnage</i>	企业年龄	202 612	2.5948	0.4763	1.0986	3.3322
<i>sacle</i>	企业规模	202 612	0.0005	0.0011	0.0000	0.0076
<i>lnwage</i>	企业平均工资	202 612	9.0233	1.0959	5.6078	11.0554
<i>profit</i>	营业利润率	202 612	0.0883	0.0905	-0.3085	0.3230
<i>lnkl</i>	资本密集度	202 612	12.1968	0.7799	10.3311	14.5044
<i>turnover</i>	资产周转率	202 612	0.7279	0.3300	0.1936	1.9830
<i>leverage</i>	资产负债率	202 612	0.4082	0.1929	0.0612	0.8201
<i>hhi</i>	赫芬达尔指数	202 612	0.1233	0.0993	0.0327	0.5889
<i>market</i>	市场化指数	202 612	8.2133	1.4873	4.6500	10.8000

①本文将不同年份的海关 HS-6 位码统一到 HS1996 版本。

②详细的清洗和整理步骤参考 Yu (2015) 的研究。

三、实证结果分析

(一) 基准回归

表2报告了本文基准回归结果。第(1)列中控制了企业固定效应、年份固定效应和企业—产品—国家固定效应。在此基础上,第(2)列增加了企业层面的控制变量。第(3)列进一步增加了行业层面的控制变量及固定效应。第(4)列增加了省份层面控制变量及固定效应。从上述估计中能够发现,lnDCG的估计系数均在1%的水平上显著为正,表明中国企业数字化转型能够显著促进出口产品质量的提升。

(二) 内生性问题

(1) 工具变量法。本文基准回归检验了企业数字化转型对出口产品质量的影响,但这一结果可能由于企业自身的经营决策而存在内生性问题。例如,出口产品质量较高的企业可能更具有数字化转型偏好,进而通过数字技术赋能实现产品质量的进一步升级。为此,构建如下工具变量并利用两阶段最小二乘法(2SLS)进行再估计。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
lnDCG	0.0173*** (0.0052)	0.0162*** (0.0052)	0.0163*** (0.0052)	0.0171*** (0.0053)
lnage		-0.0376*** (0.0044)	-0.0369*** (0.0044)	-0.0368*** (0.0044)
sacle		-0.0894 (0.1968)	-0.1017 (0.1997)	-0.1020 (0.1995)
lnwage		0.0000 (0.0008)	0.0000 (0.0008)	0.0000 (0.0008)
profit		0.0216*** (0.0045)	0.0216*** (0.0045)	0.0214*** (0.0045)
lnkl		0.0004 (0.0008)	0.0004 (0.0008)	0.0006 (0.0008)
leverage		-0.0043* (0.0025)	-0.0044* (0.0026)	-0.0039 (0.0026)
turnover		-0.0004 (0.0049)	-0.0001 (0.0049)	0.0005 (0.0049)
hhi			0.0072 (0.0074)	0.0073 (0.0074)
market				-0.0019 (0.0012)
cons	0.5170*** (0.0004)	0.6107*** (0.0162)	0.6081*** (0.0166)	0.6211*** (0.0189)
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业—产品—国家固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	否	否	是	是
省份固定效应	否	否	否	是
样本量	202 612	202 612	202 572	202 572
R ²	0.7541	0.7545	0.7544	0.7544

注:括号内为聚类到企业—产品—出口目的国层面的稳健标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。如无特殊说明,以下各表同。

第一,参考 Goldsmith-Pinkham 等 (2020)^[39] 份额移动法的思路,构建企业数字化的 Bartik 工具变量^①。有鉴于 Barik 工具变量是通过省份层面的数字化转型指数以及实际增长率交乘得到,因此与企业所属省份的实际数字化转型指数高度相关;在充分控制多维度的固定效应后,该工具变量与其他影响企业出口产品质量的随机扰动项不相关。第二,本文选取企业所在省份的长途光缆线路长度作为数字化转型指数的工具变量。^②选择该工具变量的主要原因如下:一方面,长途光缆具有网络带宽大、信号密度分布均匀的特征,在数字信息传输中承担着“高速公路”的作用,是数字化时代中最为重要的“数字基础设施”。长途光缆线路长度代表着该省份能够高速稳定接受的数字信息承载量,数字化转型企业所占据的网络带宽越大,则该省份所需的光缆线路越长,在通过省份固定效应控制了省际间居民网络带宽消耗差异等不可观察因素后,企业数字化转型与其所在省份的长途光缆线路长度密切相关。另一方面,由于中国的长途光缆线路主要由四大国有网络运营商控制和维护,因此该工具变量无法直接影响各省份内企业的出口产品质量,且与其他影响本文被解释变量的随机扰动项不相关。第三,本文进一步选取企业所在省份的互联网接入端口数量作为数字化转型指数的工具变量。^③选择该工具变量的主要原因如下:一方面,在“宽带中国”“互联网+”和“数字中国”等战略的稳步推进下,互联网的深度普及已经成为数字经济时代重要的战略资源。作为网络覆盖能力的体现,互联网接入端口数量反映了各省份内居民对拥抱“数字化”的消费偏好,因此良好的互联网氛围或文化也有利于推动当地企业的数字化转型动机。另一方面,由于接入互联网端口主要表现在各省份居民的消费行为上,因此该工具变量同样无法直接影响各省份企业的出口产品质量,即可以说明满足工具变量的外生性假设。

从表3中能够看到^④, $\ln DCG$ 的估计系数均显著为正,说明在通过工具变量法处理内生性问题后,本文估计结果依然稳健。此外, Kleibergen-Paap rk LM 统计量均在1%水平显著拒绝原假设,表明工具变量选择通过识别不足检验; Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量也均大于10%水平上的临界值,表明弱识别检验通过。

(2) 双重差分与事件研究法。在数字技术快速迭代更新的趋势下,企业会在不同时间点选择更契合自身发展模式的数字技术进行数字化转型。因此,不同企业分批次地实现数字化转型为本文提供了一个理想的“准自然实验”机会。因此,借鉴 Beck 等 (2010)^[40] 的方法建立如下多时点的渐进式双重差分 (Time-varying DID) 模型:

①由于篇幅所限, Bartik 工具变量构建方法留存备案。

②数据来源为中国国家统计局 <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>。本文所使用的长途光缆线路长度单位为百万公里。

③数据来源为中国国家统计局 <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>。本文所使用的互联网接入端口数量单位为百万个。此外,由于该工具变量在部分年份的统计数据缺失,本文仅利用了2007—2016年期间的样本进行了2SLS估计。

④由于篇幅所限,仅报告第二阶段估计结果,第一阶段估计结果留存备案。从本文第一阶段估计结果可知,本文选取的工具变量均满足与内生变量之间的相关性假设。

$$quality_{iht} = \alpha + \beta Dtrans \times After_{it} + \sum control + \lambda_i + \gamma_j + \theta_r + \eta_t + \varphi_h + \varepsilon_{iht} \quad (6)$$

上式中, $Dtrans$ 代表组别虚拟变量, 若企业在样本期间内进行数字化转型, 则进入处理组 ($Dtrans = 1$), 反之则进入对照组 ($Dtrans = 0$)。需要说明的是, 为保证在冲击前后均有足够的观察样本, 本文分别借鉴吴非等 (2021) 和余静文等 (2021)^[41] 的做法, 将数字化转型不足两年的企业剔出处理组, 并且删除样本期间内出口少于 3 期的企业—国家—产品对样本。 $After$ 代表时间虚拟变量, 在企业进行数字化转型决策之前 $After$ 取 0, 企业数字化转型之后及转型当年 $After$ 取 1。此外, 其他控制变量设定与基准回归相同。在本文样本期间内, 企业进行数字化转型的决策 (即进入处理组) 是随机的, 因此双重差分设定不存在统一冲击时点, $Dtrans \times After$ 为渐进式 DID 交互项, 其估计系数 β 表示企业数字化转型对出口产品质量的影响效应。

表 3 工具变量法估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
lnDCG	0.1567*** (0.0227)	0.3432*** (0.0685)	0.1475*** (0.0363)
Kleibergen-Paap rk LM	1615.168 [0.0000]	635.155 [0.0000]	1390.908 [0.0000]
Kleibergen-Paap rk Wald F	2690.253 {16.38}	551.947 {16.38}	1665.213 {16.38}
控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
样本量	201854	202572	187289

注: Kleibergen-Paap rk LM 统计量用以检验工具变量是否为识别不足 (under identification), 中括号内为该统计量的 P 值; Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量用以检验工具变量是否为弱识别 (weak identification), 大括号 {} 内为 Stock-Yogo 检验在 10% 水平上的临界值。表 3 和表 6 中所有回归均控制了企业固定效应、年份固定效应、行业固定效应、省份固定效应以及企业—产品—出口目的国固定效应。

在此基础上, 本文进一步参考 Borusyak 和 Jaravel (2017)^[42] 构建事件分析法的思路对式 (6) 进行拓展, 进而检验处理组与对照组的平行趋势, 并考察企业数字化转型与出口产品质量之间的动态效应。具体设定模型如下:

$$quality_{iht} = \alpha + \beta \sum_{p=-6}^{p=8} Dtrans \times After_{it} + \sum control + \lambda_i + \gamma_j + \theta_r + \eta_t + \varphi_h + \varepsilon_{iht} \quad (7)$$

其中, p 代表企业实施数字化决策的相对期数, 当 $p \geq 0$ 时, 代表企业进行数字化转型当年以及转型之后的年份; 反之, 当 $p < 0$ 时, 则代表企业数字化转型之前的年份。为了避免多重共线性, 按照 Beck 等 (2010) 的做法删除第一期样本 (即 $p = -7$), 以此作为基准组。

双重差分模型估计结果报告在表 4 当中, 能够看到 $Dtrans \times After$ 的估计系数均显著为正, 再次说明企业进行数字化转型能够有效促进其出口产品质量的升级。平行趋势检验及动态效应估计结果绘制在图 1 当中。从中能够看到, 本文双重差分设

定满足平行趋势假设,且企业的数字化转型对出口产品质量存在长期持续性的动态影响。此外,从企业数字化转型前一期的估计结果中能够看到, $Dtrans \times After$ 的估计系数同样显著为正,说明存在预期效应。这可能与上市公司年报文本的数据特征有关,由于《股票发行与交易管理暂行条例》规定上市公司年报需要向全社会进行信息披露,企业可能选择在其数字化转型取得阶段性进展后将有关内容写入年报,因此使得本文估计结果呈现提前一期的预期效应。

表4 双重差分估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$Dtrans \times After$	0.0027** (0.0014)	0.0030** (0.0014)	0.0029** (0.0014)	0.0029** (0.0014)
hhi			0.0137 (0.0108)	0.0140 (0.0108)
$market$				-0.0020 (0.0017)
$cons$	0.5463*** (0.0013)	0.5795*** (0.0286)	0.5762*** (0.0287)	0.5880*** (0.0313)
企业控制变量	否	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
产品固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	否	否	是	是
省份固定效应	否	否	否	是
样本量	101 156	101 156	101 150	101 150
R^2	0.2517	0.2519	0.2519	0.2519

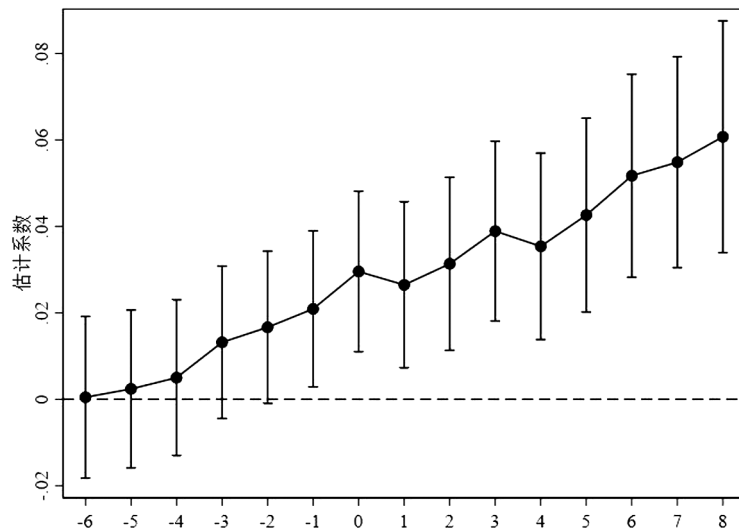


图1 平行趋势检验和动态效应估计

（三）更多稳健性检验

为了验证估计结果的稳健性，本文分别利用 OLS 方法估计得到的出口产品质量进行了替换、利用剔除时间维度的 IDF 作为权重计算企业数字化转型指数、基于“底层技术架构”和“数字技术应用”两类数字化转型特征词库重新测算企业数字化转型指数，并再次进行估计。此外，考虑到本文样本考察期较长，在此期间存在其他外生冲击可能对估计结果产生重要影响，本文通过剔除异常期间样本和增加外生冲击虚拟变量两种方式控制了金融危机、“一带一路”、营改增、高新区设立和国有企业改制等外生冲击的可能影响。上述估计均表明，本文基准回归结果稳健^①。

四、作用机制检验与异质性分析

（一）理论机制检验

本文核心结论表明企业数字化转型能够有效推动出口产品质量升级。在此基础上，本文进一步实证检验企业数字化转型影响出口产品质量的创新能力提升渠道、出口产品转换渠道和中间投入品质量渠道。此外，考虑到核心解释变量 $\ln DCG$ 与机制变量之间的反向因果关系，本文利用 Bartik 工具变量对内生性问题进行处理^②。

1. 创新能力提升渠道

本文利用企业当年发明专利授权总量衡量企业的创新能力，并对其加 1 后取自然对数。在此基础上，利用两阶段最小二乘法（IV-2SLS）实证检验企业数字化转型对创新能力的影响效应。估计结果报告在表 5 第（1）列当中。能够发现，企业的数字化转型对企业创新能力的提升具有显著的正向影响，这也与 Loebbecke 和 Picot（2015）的研究结论相符。因此，企业数字化转型通过推动创新能力增强促进进出口产品质量升级的渠道机制得以验证。

2. 出口产品转换渠道

多产品企业的出口产品转换反映了企业内部通过资源的重新配置调整出口产品范围的重要经营决策。本文沿袭 Bernard 等（2010）的方法，利用多产品企业当期 HS-6 位码层面的产品种类数量变化与上一期的产品种类数量之比来衡量出口产品转换^③。通过工具变量法和 2SLS 实证检验企业数字化转型对出口产品转换的影响效应。从表 5 第（2）列中的估计结果可知，数字化转型能够有效推动多产品企业的出口产品转换，从而验证了渠道机制：企业数字化转型通过出口产品转换渠道促进了出口产品质量升级。

3. 中间投入品质量渠道

此处借鉴祝树金和汤超（2020）利用企业进口中间品质量作为中间投入品质

^①由于篇幅所限，估计结果留存备案。

^②Bartik 工具变量构建方法与前文相同，此处不再赘述。

^③此处剔除了单一产品出口企业样本。

量的代理变量。与前文类似，此处同样利用运输成本作为产品价格的工具变量估计了企业—产品—目的国层面的中间品进口产品质量^①，并基于施炳展和邵文波（2014）的方法将其加总到企业层面。进一步地，利用2SLS方法实证检验企业数字化转型对进口中间品质量的影响效应。根据表5第（3）列的估计结果，企业数字化转型对中间品投入质量存在显著的正向影响。据此，证明了企业数字化转型通过中间投入品质量升级渠道促进了出口产品质量升级。

表5 作用机制检验

变量	(1)	(2)	(3)
	创新能力	出口产品转换	中间投入品质量
<i>lnDCG</i>	0.0605*** (0.0118)	0.0146*** (0.0051)	0.0044** (0.0021)
Kleibergen-Paap rk LM	51.003 [0.0000]	241.643 [0.0000]	351.895 [0.0000]
Kleibergen-Paap rk Wald F	57.077 {16.38}	210.494 {16.38}	314.564 {16.38}
控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
样本量	15 700	4 899	6 989

注：表中所有回归均控制了企业、年份、行业和省份固定效应。

（二）异质性分析

（1）基于企业所有制的异质性分析。由于本土企业和外资企业的出口产品质量本身存在着较为显著的差异（施炳展和邵文波，2014），那么企业的数字化转型是否也会因企业所有制的不同而对出口产品质量产生异质性影响？为此，本文构建企业所有制虚拟变量 *owner* 以及交互项 $\ln DCG \times owner$ 进行检验^②。从表6的第（1）列中能够看到， $\ln DCG \times owner$ 的估计系数显著为正，这说明数字化转型对外资企业的出口产品质量影响效应更大。

（2）基于地区“数字鸿沟”的异质性分析。现阶段，中国各地区之间仍存在信息化发展水平差异较大的“数字鸿沟”问题，那么本文实证结果是否会因此而产生异质性影响？为此，本文构建“数字鸿沟”虚拟变量 *inter* 以及交互项 $\ln DCG \times inter$ 进行检验。研究发现，企业所在省份的信息化水平越高，则企业数字化转型对出口产品质量的影响效应越大。

（3）基于产品差异性的异质性分析。在国际市场当中，差异产品和同质产品往往面对不同的需求弹性，那么本文实证结果是否会因出口产品的类型不同而存在异质性影响？为此，本文构建产品虚拟变量 *hetero* 及交互项 $\ln DCG \times hetero$ 进行检验。研究发现，企业的数字化转型更有利于其生产的差异性产品实现质量的提升。

（4）基于行业技术密集度的异质性分析。在数字技术和数据要素迅速渗透至

^①此处基于联合国 BEC 分类标准识别了企业进口产品中的中间品。

^②由于篇幅所限，虚拟变量的构建方式留存备索。下文同。

全产业部门的背景下 (Jones and Tonetti, 2020), 行业的技术水平差异是否会影响数字化转型的效果, 进而使得企业数字化转型对出口产品质量产生异质性影响? 为此, 本文构建行业虚拟变量 $tech$ 及交互项 $\ln DCG \times tech$ 进行检验。研究发现, 所属行业为技术密集型企业进行数字化转型更有利于出口产品质量升级。

表6 异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln DCG$	0.0109** (0.0054)	-0.1015*** (0.0254)	-0.0508*** (0.0189)	-0.0129 (0.0105)
$\ln DCG \times owner$	0.0876*** (0.0181)			
$\ln DCG \times inter$		0.2085*** (0.0445)		
$\ln DCG \times hetero$			0.0726*** (0.0194)	
$\ln DCG \times tech$				0.0356*** (0.0112)
$cons$	0.6209*** (0.0189)	0.6295*** (0.0191)	0.6236*** (0.0189)	0.6185*** (0.0189)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
样本量	202 572	202 572	202 572	202 572
R^2	0.7545	0.7545	0.7545	0.7545

五、进一步分析：基于资源再配置视角

前文从微观层面实证检验了企业数字化转型对出口产品质量的影响。在此基础上, 数字化转型是否会通过资源再配置效应推动行业总体出口产品质量升级?

首先, 由于前文所使用的出口产品质量为企业—国家—产品层面, 为了便于后续的测算和分解, 本文借鉴施炳展和邵文波 (2014) 的做法分别将出口产品质量加总到企业层面和行业层面。其次, 参照 Melitz 和 Polanec (2015)^[43] 拓展的 DOP 模型将行业层面的出口产品质量变动进行动态分解。将行业内企业划分为存活、进入和退出三种状态, 并将行业出口产品质量 Q 的变动分解为如下 4 项: 存活企业水平效应、存活企业再配置效应、进入效应和退出效应。具体分解如下:

$$\begin{aligned} \Delta Q_t &= (Q_{St} - Q_{St-1}) + \kappa_{Et}(Q_{Et} - Q_{St}) + \kappa_{Xt-1}(Q_{St-1} - Q_{Xt-1}) \\ &= \underbrace{\Delta \bar{q}_S}_{\Delta \bar{q}_S} + \underbrace{\Delta cov_S}_{\Delta cov_S} + \underbrace{\kappa_{Et}(Q_{Et} - Q_{St})}_{\kappa_{Et}(Q_{Et} - Q_{St})} + \underbrace{\kappa_{Xt-1}(Q_{St-1} - Q_{Xt-1})}_{\kappa_{Xt-1}(Q_{St-1} - Q_{Xt-1})} \end{aligned} \quad (8)$$

上式中, 下标 S 、 E 和 X 分别表示存活企业、进入企业以及退出企业; 下标 t 和 $t-1$ 分别表示当期和上一期; κ 表示利用对应企业集合出口额计算的权重。进一步地, $\Delta \bar{q}_S = \bar{q}_{St} - \bar{q}_{St-1}$ 表示存活企业水平效应, 即为行业内存活企业出口产品质量的前后两期算数平均之差, 代表存活企业自身出口产品质量的提升; $\Delta cov_S = cov_{St} -$

$cov_{S_{t-1}}$ 为前后两期行业内存活企业出口产品质量与出口市场份额协方差的变动, 代表行业内存活企业间的资源再配置效应, 即在存活企业间, 资源由出口低质量产品的企业转向出口高质量产品企业; $\kappa_{Et}(Q_{Et} - Q_{St})$ 表示进入效应, 即由企业进入所导致的所属行业的出口产品质量变动; $\kappa_{Xt-1}(Q_{St-1} - Q_{Xt-1})$ 表示退出效应, 即由企业退出所导致的所属行业的出口产品质量变动。根据 Griliches 和 Regev (1995)^[44] 将存活企业再配置效应、进入效应和退出效应之和定义为资源再配置效应。

最后, 基于上述分解, 本文实证检验数字化转型对于行业总体出口产品质量的影响, 以及资源再配置效应在行业出口产品质量升级中的作用^①。估计结果报告在表 7 当中。从第 (1) 列中可以看到, $\ln DCG$ 的估计系数显著为正, 表明数字化转型能够促进行业总体出口产品质量的升级。从第 (2) 列中可见, $\ln DCG$ 的估计系数同样显著为正, 说明数字化转型通过资源再配置效应促进了行业总体的出口产品质量升级。进一步地, 第 (3) — (5) 列分别报告了存活企业资源再配置效应、进入效应和退出效应的估计结果, 研究发现数字化转型所引致的资源再配置主要表现在企业资源再配置效应和进入效应中。也就是说, 数字化转型推动了行业中出口份额由出口低质量产品的企业转向出口高质量产品的企业, 并且促进了出口高质量产品的企业有效进入, 进而实现了行业总体出口产品质量的升级。

表 7 进一步分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	总体	资源再配置效应	存活企业资源再配置	进入效应	退出效应
$\ln DCG$	0.0231*** (0.0069)	0.0120*** (0.0038)	0.0099*** (0.0034)	0.0040* (0.0021)	-0.0007 (0.0005)
$cons$	-0.3776 (0.7241)	-0.4708 (0.4288)	0.0367 (0.3515)	-0.3714 (0.2860)	-0.0819** (0.0395)
控制变量	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是
样本量	414	414	414	414	414
R^2	0.2604	0.2586	0.2654	0.2876	0.2345

注: 表中所有回归均控制了行业固定效应和年份固定效应。

六、结论与政策建议

在全面建设数字中国和加快迈向贸易强国的双重背景下, 企业的数字化转型对于中国出口的高质量发展起到了重要的推动作用。本文匹配了 2001—2016 年的中国海关数据、上市公司年报文本数据以及上市公司经济数据, 基于机器学习下的文本分析法测度了中国上市公司的数字化转型指数, 并实证检验了企业数字化转型对出口产品质量的影响。研究结论表明, 企业的数字化转型能够有效促进出口产品质

^①由于篇幅所限, 计量模型的构建及控制变量的选择留存备案。

量的升级,该结论在经系列稳健性检验后仍然成立。为有效克服内生性问题,本文将企业所在省份的长途光缆线路长度和互联网接入端口数量作为数字化转型的工具变量,估计结果依然稳健。基于事件研究法的动态效应结果表明,企业数字化转型对出口产品质量的促进作用具有长期的可持续的影响。机制分析表明,企业的数字化转型通过创新能力增强、出口产品转换和中间品投入质量提升三种渠道促进出口产品质量升级。异质性分析表明,数字化转型因企业所有制、地区“数字鸿沟”、出口产品性质以及行业类型的不同而对出口产品质量产生差异性影响。进一步分析发现,数字化转型能够通过资源再配置效应促进行业总体层面的出口产品质量升级。

总体而言,本文研究证实了企业数字化转型可以为中国企业出口产品质量升级提供核心动力,这为中国由贸易大国转向贸易强国、实现数字强贸战略提供重要的政策启示:其一,在新一轮科技革命和产业变革的趋势下,中国应加速推进数字技术与外贸实体企业深度融合,进一步加大对外贸企业数字化转型的扶持力度,鼓励外贸企业利用新一代数字技术,对传统的生产技术、组织流程及管理方式进行优化升级,提高企业出口产品质量。其二,在推动企业数字化转型及相关政策制定过程中,应该因企施策、循序渐进,优先支持技术密集型企业、经验丰富资金充裕的外资企业及产业链“链主”企业展开数字化转型,使其数字转型经验成果及外溢效应惠及并带动其他民营企业 and 中小企业,逐步实现全产业链现代化升级,培育中国外贸企业高质量出口新优势。其三,政府应进一步加快数字基础设施建设,及时弱化数字鸿沟,积极开展5G、工业互联网及大数据中心等新型基础设施投资建设,同时加强数据、系统及平台等安全管理,完善相关法律法规,为外贸企业拥抱数字化实现出口高质量发展提供有力支撑。

[参考文献]

- [1] AMITI M, KHANDELWAL A K. Import Competition and Quality Upgrading [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2013, 95 (2): 476-490.
- [2] BAS M, STRAUSS-KAHN V. Input-trade Liberalization, Export Prices and Quality Upgrading [J]. *Journal of International Economics*, 2015, 95 (2): 250-262.
- [3] 许明. 市场竞争、融资约束与中国企业出口产品质量提升 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2016, 33 (09): 40-57.
- [4] 苏丹妮, 盛斌, 邵朝对. 产业集聚与企业出口产品质量升级 [J]. *中国工业经济*, 2018 (11): 117-135.
- [5] ANWAR S, SUN S. Foreign Direct Investment and Export Quality Upgrading in China's Manufacturing Sector [J]. *International Review of Economics & Finance*, 2018, 54: 289-298.
- [6] 祝树金, 汤超. 企业上市对出口产品质量升级的影响——基于中国制造业企业的实证研究 [J]. *中国工业经济*, 2020 (02): 117-135+1-8.
- [7] 沈国兵, 袁征宇. 互联网化、创新保护与中国企业出口产品质量提升 [J]. *世界经济*, 2020, 43 (11): 127-151.
- [8] 胡国恒, 岳巧钰. 政府补贴、产品转换与出口质量 [J]. *国际商务——对外经济贸易大学学报*, 2021 (03): 1-16.
- [9] 蔡震坤, 綦建红. 工业机器人的应用是否提升了企业出口产品质量——来自中国企业数据的证据 [J]. *国际贸易问题*, 2021 (10): 17-33.

- [10] DESTEFANO T, TIMMIS J D. Robots and Export Quality [R]. World Bank Working Paper, 2021, No. 9678.
- [11] 李磊, 王小霞, 包群. 机器人的就业效应: 机制与中国经验 [J]. 管理世界, 2021, 37 (09): 104-119.
- [12] 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 (09): 137-155.
- [13] 赵宸宇, 王文春, 李雪松. 数字化转型如何影响企业全要素生产率 [J]. 财贸经济, 2021, 42 (07): 114-129.
- [14] LOEBBECKE C, PICOT A. Reflections on Societal and Business Model Transformation Arising from Digitization and Big Data Analytics: A Research Agenda [J]. The Journal of Strategic Information Systems, 2015, 24 (3): 149-157.
- [15] GOLDFARB A, TUCKER C. Digital Economics [J]. Journal of Economic Literature, 2019, 57 (1): 3-43.
- [16] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 任晓怡. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据 [J]. 管理世界, 2021, 37 (07): 130-144.
- [17] 刘淑春, 闫津臣, 张思雪, 林汉川. 企业管理数字化变革能提升投入产出效率吗 [J]. 管理世界, 2021, 37 (05): 170-190.
- [18] LOUGHRAN T, MCDONALD B. Measuring Readability in Financial Disclosures [J]. The Journal of Finance, 2014, 69 (4): 1643-1671.
- [19] ACEMOGLU D, YANG D Y, ZHOU J. Political Pressure and the Direction of Research: Evidence from Chinas Academia [R]. Working paper, 2021.
- [20] 施炳展, 邵文波. 中国企业出口产品质量测算及其决定因素——培育出口竞争新优势的微观视角 [J]. 管理世界, 2014 (09): 90-106.
- [21] CONG L W, XIE D, ZHANG L. Knowledge Accumulation, Privacy, and Growth in a Data Economy [J]. Management Science, 2021, 67 (10): 6480-6492.
- [22] MANOVA K, YU Z. Multi-product Firms and Product Quality [J]. Journal of International Economics, 2017, 109: 116-137.
- [23] BERNARD A B, REDDING S J, SCHOTT P K. Multiple-product Firms and Product Switching [J]. American Economic Review, 2010, 100 (1): 70-97.
- [24] ACEMOGLU D, RESTREPO P. Unpacking Skill Bias: Automation and New Tasks. In Aea Papers and Proceedings [R]. NBER Working Paper, 2020. No. 26681.
- [25] GOMEZ-HERRERA E, MARTENS B, TURLEA G. The Drivers and Impediments for Cross-border E-commerce in the EU [J]. Information Economics and Policy, 2014, 28: 83-96.
- [26] NAMBISAN S, LYYTINEN K, MAJCHRZAK A, SONG M. Digital Innovation Management: Reinventing Innovation Management Research in a Digital World [J]. MIS Quarterly, 2017, 41 (1): 223-238.
- [27] FAN H, Li Y A, YEAPLE S R. Trade Liberalization, Quality, and Export Prices [J]. Review of Economics and Statistics, 2015, 97 (5), pp. 1033-1051.
- [28] 张杰, 郑文平, 陈志远. 进口与企业生产率——中国的经验证据 [J]. 经济学 (季刊), 2015, 14 (03): 1029-1052.
- [29] 许家云, 毛其淋, 胡鞍钢. 中间品进口与企业出口产品质量升级: 基于中国证据的研究 [J]. 世界经济, 2017, 40 (03): 52-75.
- [30] JONES C I, TONETTI C. Nonrivalry and the Economics of Data [J]. American Economic Review, 2020, 110 (9): 2819-58.
- [31] KHANDELWAL A K, SCHOTT P K, WEI S J. Trade Liberalization and Embedded Institutional Reform: Evidence from Chinese Exporters [J]. American Economic Review, 2013, 103 (6): 2169-95.
- [32] BRODA C, WEINSTEIN D E. Globalization and the Gains from Variety [J]. The Quarterly journal of Economics, 2006, 121 (2): 541-585.
- [33] 许和连, 王海成. 最低工资标准对企业出口产品质量的影响研究 [J]. 世界经济, 2016, 39 (07): 73-96.
- [34] 戚聿东, 肖旭. 数字经济时代的企业管理变革 [J]. 管理世界, 2020, 36 (06): 135-152+250.

- [35] BROWN S V, TUCKER J W. Large - sample Evidence on Firms' year - over - year MD&A Modifications [J]. *Journal of Accounting Research*, 2011, 49 (2): 309-346.
- [36] 王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告(2018) [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019.
- [37] YU M. Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms [J]. *The Economic Journal*, 2015, 125 (585): 943-988.
- [38] 金祥义, 戴金平. 有效信息披露与企业出口表现 [J]. *世界经济*, 2019, 42 (05): 99-122.
- [39] GOLDSMITH-PINKHAM P, SORKIN I, SWIFT H. Bartik Instruments: What, When, Why, and How [J]. *American Economic Review*, 2020, 110 (8): 2586-2624.
- [40] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States [J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65 (5): 1637-1667.
- [41] 余静文, 彭红枫, 李濛西. 对外直接投资与出口产品质量升级: 来自中国的经验证据 [J]. *世界经济*, 2021, 44 (01): 54-80.
- [42] BORUSYAK K, JARAVEL X. Revisiting Event Study Designs [R]. SSRN Working Paper, 2017, No. 2826228.
- [43] MELITZ M J, POLANEC S. Dynamic Olley-Pakes Productivity Decomposition with Entry and Exit [J]. *The Rand Journal of Economics*, 2015, 46 (2): 362-375.
- [44] GRILICHES Z, REGEV H. Firm Productivity in Israeli Industry 1979-1988 [J]. *Journal of Econometrics*, 1995, 65 (1): 175-203.

Enterprises' Digital Transformation and Quality Upgrading in Chinese Export Products: Micro-evidence from Listed Companies

DU Mingwei GENG Jingzhu LIU Wenge

Abstract: In digital revolution, enterprises' digital transformation is becoming a new engine in promoting Chinese export quality. Based on Chinese listed companies annual reports from 2001 to 2016, this paper applies machine-learning to measure enterprises' digital transformation indices and matching them with Chinese customs data, finding that enterprises' digital transformation improves the quality of export products. The result is still significant under robust tests, and holding a positive dynamic effect which is heterogeneous in different provinces, industries, enterprises, and products. Besides, mechanism analyses indicate that the upgrading driven by digital transformation is realized by three channels: innovation capability enhancing, export products converting, and intermediate inputs' quality improving. This paper also finds the export quality in industry can be improved by resource reallocation effect in digital transformation.

Keywords: Digital Transformation; Annual Reports of Listed Companies; Machine Learning; Export Product Quality

(责任编辑 于友伟)