

制造业行业数字化转型与其出口技术复杂度提升

党琳 李雪松 申烁

摘要：数字化转型是推动制造业升级的重要动力，不断提升制造业行业出口技术复杂度是加快建设制造业强国的重要抓手。本文基于2008—2015年49个国家的网络就绪指数和这些国家15个制造业行业投入产出数据以及通过产品层面计算得到的行业国际贸易数据，构建了可用于国际比较的行业数字化转型指标。运用国家、行业、时间多维固定效应模型研究了制造业行业数字化转型对其出口技术复杂度提升的效应，并进行了稳健性检验和内生性检验。通过识别国家网络就绪指数的门槛效应，证明了制造业行业数字化转型对其出口技术复杂度的影响具有显著的非线性特征，如果一国网络就绪指数高于5.14，则提升效应会明显加大；分位数回归模型的估计结果表明，制造业行业数字化转型对出口技术复杂度较高的行业具有更大的正向提升效应；行业异质性检验结果表明，该提升效应仅存在于那些具有中高研发密度或资本密集型的行业；通过区分同一行业内中间品与最终品的结果显示，制造业行业数字化转型对中间品出口技术复杂度的提升效应明显高于最终品。

关键词：网络就绪指数；制造业行业数字化转型；出口技术复杂度

[中图分类号] F41 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2021) 06-0032-16

一、引言及文献综述

为了巩固本国制造业在全球范围内的竞争优势并进一步建立新的优势，发达国家纷纷强调大数据、人工智能、工业互联网等高端信息技术与平台在制造业领域的应用（何小钢等，2019）^[1]。2011年美国开始实施“先进制造伙伴关系”（AMP）计划，旨在促使社会各界广泛投资信息技术、纳米技术、生物技术等能够驱动美国竞争力提升并创造高品质制造业就业机会的新兴技术研发活动。2013年德国在汉诺威工业博览会上正式提出“工业4.0”的概念，强调通过制造业技术和信息与通信技术（ICT）的融合，维持并提升德国在制造业领域的既有优势，并克服较高的

[收稿日期] 2020-10-22

[作者信息] 党琳：中国社会科学院大学商学院博士研究生；李雪松（通讯作者）：中国社会科学院工业经济研究所研究员、博士生导师，电子信箱 xsl@cass.org.cn；申烁：中国社会科学院大学商学院博士研究生

劳动力成本对制造业国际竞争力提升的不利影响,从而使德国制造业能够在新工业革命中占据一席之地(黄群慧,2015)^[2]。近年来,我国也高度重视数字经济在产业结构升级、制造业强国建设方面的巨大推动作用,并做出了重要部署。2016年5月,国务院印发《关于深化制造业与互联网融合发展的指导意见》,2017年10月党的十九大提出“推动互联网、大数据、人工智能和实体经济深度融合”,2019年10月,党的十九届四中全会确立了数据的生产要素地位。各国政府对数字经济发展的重视说明了数字化转型对于制造业技术升级的重大现实意义。

中国制造业正处于由大转强的攻坚时期,要突破全球价值链的低端锁定,必须从以模仿为主走向以自主创新为主的新路径,从而实现经济增长的新旧动能转换。而凭借多样化的信息技术手段与商业模式,数字经济正是推动制造业转型升级的新动能。同时,互联网技术向制造业领域的渗透,也在很大程度上冲击了企业原有的价值创造模式,全球生产组织与分工体系有望再次重构,小米的崛起与诺基亚的衰落,阿里巴巴与eBay在平台经济领域的平分秋色表明,发达国家的跨国公司在数字经济时代的全球竞争中也未必有完全的胜算(吴义爽等,2016)^[3]。把握数字红利,走上制造业高端发展道路是中国在新一轮国际竞争中“变道超车”的重大历史机遇。

本文在已有文献的基础上,深入考察了制造业行业数字化转型与其出口技术复杂度之间的关系。本文的边际贡献有以下三个方面:(1)有关ICT与制造业转型升级的实证研究,国内学者多以微观企业为分析对象,其中涉及一部分行业异质性研究(卢福财和金环,2020^[4];耿伟和杨晓亮,2019^[5];何小钢等,2019;沈国兵和袁征宇,2020^[6];吕越等,2020)^[7])。本文则以制造业行业为分析对象,更为深入地揭示制造业行业数字化转型在其技术升级中的行业异质性规律。同时,考虑到“数字鸿沟”以及数字经济的网络效应,本文将制造业行业数字化转型研究置于国际比较的框架内进行,以探寻包括中国在内的发展中国家在数字经济时代的全球生产体系中所面临的机遇和挑战。(2)已有文献在分析信息技术对企业经营绩效、研发创新绩效的影响时,多以企业层面的互联网使用行为(王可和李连燕,2018^[8];卢福财和金环,2020;何小钢等,2019)或企业所在地区的互联网发展水平(黄群慧等,2019)^[9]作为核心解释变量。本文则以制造业行业数字化投入程度与所在国家数字经济发展水平的交乘项作为数字化转型的衡量指标,从而将数字经济的网络效应考虑在内,更为全面、准确地度量制造业行业的数字化转型程度。(3)赵涛等(2020)^[10]、郭家堂和骆品亮(2016)^[11]证实了数字经济在促进区域经济发展、产业技术升级等过程中所存在的非线性特征。但是,鲜有文献在全球“数字鸿沟”的背景下,探讨数字经济发展水平对制造业数字化转型效果的差异化影响。对此,本文通过识别经济体网络就绪指数的门槛效应,分析制造业行业数字化投入在推动其出口技术复杂度提升过程中的非线性特征。

二、制造业行业数字化转型提升其出口技术复杂度的分析框架

(一) 制造业行业数字化转型提升其出口技术复杂度的基本逻辑

基于微观视角,数字化转型可以降低企业交易成本,提升供应链协同水平,发挥数据要素的生产率促进效应,为研发创新提供更多支持。互联网时代的巨型平台促进了企业间横跨线上线下的合作,使企业可以轻松获取外部要素资源,放松了资产专用性约束(肖旭和戚聿东,2019)^[12],再加上网络营销渠道的快速普及,企业的交易成本趋于下降。互联网技术的应用还增加了制造业企业与上下游参与者进行信息沟通的能力与意愿,加之数据采集、存储、传输技术的进步和算力的不断提升,企业得以获取并分析海量半结构化、非结构化产品运行数据,经营重心开始由供给端向需求端转移,敏捷的供应链反应能力与高协同性成为可能。此外,数据与劳动、技术和管理要素等相结合,使其具备了现实生产要素特征,作为生产要素的数据,既可以提升企业运行体系中原有要素的价值转化效率,同时又能通过内部加工过程实现自身价值创造(谢康等,2020)^[13]。

基于数字化转型的上述优势,企业可以将更多的人力、财力、物力集中在研发创新环节。首先,企业借助信息技术手段增加了自身知识存量,为创新做好了充分的知识积累,同时,互联网还加速了知识在企业内部的扩散,知识向创新成果的转化效率得以提升(王可和李连燕,2018);其次,较高的供应链协同度能够将消费者纳入产品设计、研发环节,在增强用户粘性的同时,便于企业掌握更多有关消费者需求的信息,甚至通过与消费者的紧密互动直击市场痛点与热点,提高研发效率;最后,实体经济与网络虚拟经济间的正向反馈循环有助于强化互联网对于实体企业生产效率、产品技术复杂度的提升作用。大量经验研究结果表明,企业进行互联网转型显著提升了自身的研发创新能力(王可和李连燕,2018;卢福财和金环,2020;顾国达等,2017^[14];黄群慧等,2019;Bertschek et al., 2013^[15]),相较于成本领先战略,技术创新是信息技术帮助企业实现产品升级、掌握竞争优势更为关键的中间变量(卢福财和金环,2020)。

基于行业视角,互联网的正外部性与创新的示范效应有利于形成行业创新氛围,而且,数字经济时代不断强化的市场竞争机制也会倒逼创新并优化资源配置,从而推动产业升级。作为信息、知识高效传递与交流的平台,互联网使创新主体的思路与成果实现最大程度的分享与碰撞,而网络外部性的存在又使任一节点的创新收益与边界都得到极大扩张。而且,制造业企业更为普遍地采用互联网技术反过来也会推动信息技术行业的不断创新,从而在互联网技术创新与制造业产品创新间形成良好的互动关系,助力制造业转型升级(王可和李连燕,2018)。数字经济时代,迅速变化的外部环境使企业很难保持自身的竞争优势。一方面,互联网为企业提供了更高质量和更透明的信息,这些信息结合数字化连接,极大地淡化了产业边界、降低了行业进入壁垒、加快了要素流通,使高效率的资源向高效率的行业集中,传统行业出现了大量跨界竞争者,在位企业的市场地位面临被颠覆的可能,在位优势的丧失会倒逼企业进行技术创新,最终推动产业结构升级(肖旭和戚聿东,

2019);另一方面,先进的信息技术增强了新兴企业的学习、模仿能力,为维持自身市场地位,企业必须在技术和管理模式层面进行不间断的更新,即行业内竞争程度的提升进一步优化了资源配置效果(踪家峰和周亮,2013)^[16]。在数字经济时代,资源配置拥有了一双“看得见的手”(裴长洪等,2018)^[17]，“看得见的手”打破了传统在位企业的垄断优势。小企业一旦建立起自己的数据储备并为此提供充足资金,便有机会在竞争中击败规模更大、数据效率更低的企业(Farboodi et al., 2019)^[18]。但是,对于具有较强数据管理能力的企业而言,竞争优势与规模经济优势反而更为显著(李唐等,2020)^[19]。

综上所述,制造业行业的数字化转型能够促进其技术升级,并且,这一促进效应更有可能发生在研发密度较高的制造业行业。

(二) 制造业行业数字化转型提升其出口技术复杂度的网络效应

宏观层面,Dewan和Kraemer(2000)^[20]依据36个国家的面板数据研究发现,ICT投资对发达国家生产率的影响显著,对发展中国家则不然;微观层面,以大数据为例,60%以上企业的大数据项目因无法跨越实验与融合阶段而被最终放弃(谢康等,2020)。可见,尽管大量研究已证实了大数据在企业生产运营中的潜在好处,但不少企业仍无法因其提高创新绩效(Wu et al., 2020)^[21]。是什么因素导致了发达国家与发展中国家间的差异以及异质性企业的不同表现?国家间电信与信息化水平的显著差距催生了“数字鸿沟”,而“数字鸿沟”在网络效应的作用下,极有可能演变为国家间非平衡发展的重要来源。何谓网络效应?梅特卡夫定律(Metcalfe Law)认为网络的价值随着用户数量的平方速度增长。而且,互联网的聚合行为还会令市场产生自我放大机制,例如,一种新的商业模式在短时间内就可以聚合起海量用户,从而引发巨大的市场效应(江小涓,2017)^[22]。

本文从大数据需求预测的角度来分析数字经济的网络效应。首先,在数据体量的层面,消费终端数量与现存数据空间规模间存在正向反馈关系,即累积性自组织式互动机制,而且存在于消费者之间的社群连带关系等因素还会令消费者显示信息和生产者收集、处理信息的成本在长期动态意义上趋于降低(吴义爽等,2016);其次,在数据来源与维度的层面,多源数据有助于降低处理结果误差,多维数据有助于扩大分析视角,数据价值因此得到更有效的发挥(肖旭和戚聿东,2019)。此外,根据社交网络上的用户数据分析顾客的网络效应,不仅便于企业洞察消费者需求、发现商机,同时还为企业创造需求、引导需求提供了新的工具,从而为新的商务模式的出现创造可能性(Liu et al., 2017)^[23]。

接着从企业竞争的角度来分析数字经济的网络效应。不同于供给方规模经济,网络经济不会因为规模扩大所引致的企业内部交易成本和管理难度上升而出现规模不经济,反倒是接入平台的用户数量越多,平台的价值则越高,并呈非线性增长趋势(裴长洪等,2018)。换言之,数字经济时代企业追求的规模经济,是以扩大网络用户规模为前提的(李晓华,2019)^[24]。Dunnewijk和Hultén(2007)^[25]发现使用互联网的企业数量增加后,互联网加速了信息和技术在更广范围内的传播和扩散,进而促进了企业的技术进步。

工业互联网的网络效应与上述消费互联网情境下的网络效应既有共性又有差异。首先,工业互联网能否做大做强,关键在于是否可以吸引到足以触发平台自我增长机制的企业用户数量,从而形成平台发展的良性循环(李燕,2019)^[26]。其次,工业互联网还对企业用户自身的资源要素支撑保障能力有一定要求,对于中小企业或广大发展中经济体的企业而言,通过工业互联网实现绩效增长的门槛高于消费互联网。另外,全社会的ICT基础设施也是触发工业互联网网络效应的必要条件,ICT基础设施水平的提升令市场和技术信息更透明、知识扩散的速度更快,创新的示范效应与竞争效应因此得以强化,而企业间更为广泛、深入的社会网络连接也增加了全社会创新交汇发生的数量与速度。可见,在数字经济发展相对领先的国家,制造业行业的数字化转型对其技术升级的提升效应更大。

三、模型设定与变量选择

(一) 关键指标度量

本文在选取出口技术复杂度指标时,将衡量出口获益能力的出口国内附加值率考虑在内,以反映不同国家在全球化生产网络下的制造业国际分工地位。不同于大多数学者将企业或地区设定为研究对象,本文旨在探索制造业行业数字化转型对其出口技术复杂度的影响。Hausmann等(2007)^[27]在成本发现模型基础上提出的产品出口技术复杂度指数是相关领域国内外学者采用较多的指标。然而,对该指数的计算并未考虑经济体间的垂直化专业分工,即未剔除出口品中包含的进口中间投入品的技术含量(刘琳和盛斌,2017)^[28],这在全球价值链分工时代显然是不合时宜的。姚洋和张晔(2008)^[29]基于中国的投入产出技术数据,考虑产品生产过程中投入品的技术含量及其投入比例,得出了经中间投入与进口调整的产品复合技术含量。但是在本文的研究框架下,单国的投入产出技术数据不便于展开跨国比较,对此,借鉴苏庆义(2016)^[30]构建经济体分工地位指数的思路,计算经国内附加值率调整的制造业行业出口技术复杂度,综合反映行业的技术属性与增加值属性,公式如下:

$$Prody_{kt} = \frac{x_{ikt}/X_{it}}{\sum_i x_{ikt}/X_{it}} \cdot Y_{it} \quad (1)$$

$$Prody_ind_{ijt} = \sum_{k \in ind} \frac{x_{ikt}}{X_{ijt}} \cdot Prody_{kt} \quad (2)$$

$$APrody_ind_{ijt} = Prody_ind_{ijt} \cdot Dvash_{ijt} \quad (3)$$

其中, x_{ikt} 是*i*国*k*产品*t*年的出口额, X_{it} 是*i*国*t*年的总出口额, Y_{it} 是*i*国*t*年的人均GDP, $Prody_{kt}$ 是*t*年*k*产品的技术复杂度; $Prody_{kt}$ 以*k*产品*t*年在*i*国所属行业的出口比例为权重,加总得到整个行业的技术复杂度 $Prody_ind_{ijt}$,反映行业的技术属性; $Dvash_{ijt}$ 是*i*国*j*行业*t*年的国内附加值率,反映行业的增加值属性; $APrody_ind_{ijt}$ 则是*i*国*j*行业*t*年的经国内附加值率调整的出口技术复杂度^①。

①为简洁起见,后文将“经国内附加值率调整的出口技术复杂度”表述为“出口技术复杂度”。

企业的数字化转型程度受两方面因素的影响：一是企业自身所投入的数字化产品或服务。投入的数字技术手段越多，购买的信息技术服务越多，对数字经济时代新型商业模式的使用越充分，企业的生产运营效率与创新效率就越高。而在行业层面，被数字技术强化的市场竞争机制，通过资源配置为行业筛选出最具竞争力的企业与产品，并对所有市场主体施加倒逼其研发创新的压力，从而促使整个行业的产品技术复杂度与附加值率提升。本文基于投入产出数据，计算各个经济体、各个制造业行业在计算机、电子产品和光学产品制造，通讯，IT与其他信息服务业三个行业的中间投入之和占其总中间投入的比重，以此作为行业在数字化转型方面的投入程度 (*Input*)。二是国家数字经济发展水平。网络效应表明，企业所处环境的ICT基础设施水平、平台企业的用户规模以及政府的信息化水平等都会影响企业数字化转型的实施效果。为最大限度反映数字经济发展的实际含义，有效捕捉数字经济的内核与外延，本文选取世界经济论坛发布的网络就绪指数 (Networked Readiness Index, NRI)。NRI 总体的测算框架由三级指标构成，在动力机制方面，由信息化就绪程度、使用状况与外部环境共同构成了数字经济发展的驱动力，并在此基础上对整体的经济社会运行产生影响。核心解释变量数字化转型的构造方式如下：

$$Digital_{ijt} = Input_{ijt} \cdot Nri_{it} \quad (4)$$

$Input_{ijt}$ 是 i 国 j 行业 t 年的数字化投入程度， Nri_{it} 是 i 国 t 年的网络就绪指数，表示 i 国 t 年的数字经济发展水平。

(二) 模型设定与变量的描述性统计

考虑到本文采用的是基于国家、行业、年份三个维度的数据，为了降低遗漏变量所导致的估计偏误，保证回归结果的稳健性，采用多维面板固定效应模型，具体形式如下：

$$APrody_ind_{ijt} = \beta \cdot Digital_{ijt} + \gamma \cdot Control_t + \mu_i + \nu_j + \delta_t + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

其中， $APrody_ind_{ijt}$ 表示 i 国 j 行业 t 年的出口技术复杂度， $Digital_{ijt}$ 表示 i 国 j 行业 t 年的数字化转型程度， $Control_t$ 是控制变量集合，包括 $Size_{jt}$ 、 $Labor_{jt}$ 、 $Centr_{jt}$ ，分别代表 i 国 j 行业 t 年的行业规模（以出口行业就业人数衡量）、行业劳动力成本（以出口行业劳动力价值补偿数据衡量）， j 行业 t 年的出口市场集中度（以行业出口市场 HHI 指数衡量）， μ_i 、 ν_j 、 δ_t 分别指国家、行业、时间固定效应， ε_{ijt} 为随机误差项。

本文的数据主要来自 CEPII BACI 数据库、世界银行 WDI 数据库、OECD STAN 数据库、OECD TiVA 数据库^①。时间跨度为 2008—2015 年，含 49 个国家^②的 15 个

①CEPII BACI 数据库的国际贸易统计基于 HS2002 产品编码体系，而 OECD STAN 数据库与 OECD TiVA 数据库提供的各项数据基于 ISIC Rev4 行业分类标准，HS2002 与 ISIC Rev4 的具体匹配方式可登录对外经济贸易大学学术刊物编辑部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

②49 个国家包括：澳大利亚、奥地利、比利时、保加利亚、巴西、加拿大、瑞士、智利、中国、哥伦比亚、哥斯达黎加、塞浦路斯、捷克、德国、丹麦、西班牙、爱沙尼亚、芬兰、法国、英国、希腊、克罗地亚、匈牙利、印度尼西亚、印度、爱尔兰、冰岛、以色列、意大利、日本、韩国、立陶宛、拉脱维亚、墨西哥、马耳他、荷兰、挪威、新西兰、波兰、葡萄牙、罗马尼亚、俄罗斯、沙特阿拉伯、斯洛伐克、斯洛文尼亚、瑞典、土耳其、美国、南非。

制造业行业。在平衡面板样本下，对所有变量取值做上下1%的缩尾处理。为控制异方差，行业出口技术复杂度、行业规模、行业劳动力成本均采用取对数形式。描述性统计见表1，制造业行业出口技术复杂度在样本期内的变化如图1所示。

表1 主要变量描述性统计

变量类别	变量名称		均值	标准差	最小值	最大值
解释变量	行业数字化投入	<i>Digital_ind</i>	0.0194	0.0184	0.0007	0.1101
	行业数字化转型	<i>Digital</i>	0.0929	0.0906	0.0027	0.5347
被解释变量	行业出口技术复杂度	<i>APrody_ind</i>	9.7465	0.3032	8.5009	10.3025
	行业内中间品出口技术复杂度	<i>APrody_ind_int</i>	9.7950	0.3564	8.4902	10.4561
	行业内最终品出口技术复杂度	<i>APrody_ind_fnl</i>	9.7378	0.3089	8.4134	10.2967
控制变量	行业出口市场集中度	<i>Centr</i>	0.0706	0.0301	0.0317	0.1581
	行业规模	<i>Size</i>	3.8863	2.0255	-1.2040	9.1386
	行业劳动力成本	<i>Labor</i>	3.3880	0.7194	1.2189	5.0721

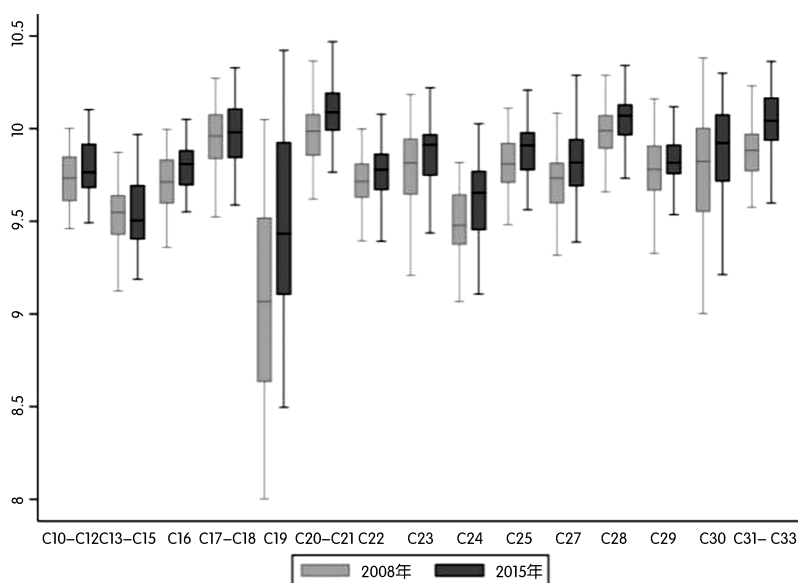


图1 制造业行业出口技术复杂度变化 (2008—2015年)①

①C10-C12: 食品的制造、饮料的制造、烟草制品的制造, C13-C15: 纺织品的制造、服装的制造、皮革和相关产品的制造, C16: 木材、木材制品及软木制品的制造(家具除外)、草编制品及编织材料物品的制造, C17-C18: 纸和纸制品的制造、记录媒介物的印制及复制, C19: 焦炭和精炼石油产品的制造, C20-C21: 化学品及化学制品的制造、基本医药产品和医药制剂的制造, C22: 橡胶和塑料制品的制造, C23: 其他非金属矿物制品的制造, C24: 基本金属的制造, C25: 金属制品的制造但机械设备除外, C27: 电力设备的制造, C28: 未另分类的机械和设备的制造, C29: 汽车、挂车和半挂车的制造, C30: 其他运输设备的制造, C31-C33: 家具的制造、其他制造业、机械和设备的修理和安装。

四、制造业行业数字化转型对其出口技术复杂度影响的实证检验

(一) 基准回归

表2证实了制造业行业数字化转型对其出口技术复杂度的正向提升效应。如第(4)列所示,在1%的显著性水平下,制造业行业数字化转型程度每增加一个单位,其出口技术复杂度相应提升0.1327%。

制造业行业规模的扩大显著带动了其出口技术复杂度的提升。行业规模越大,该行业内的市场竞争主体也就越多。一方面,行业内部的竞争效应倒逼企业不断加大研发投入;另一方面,根据Hausmann的成本发现模型,从事成本发现的企业数量的增加,也会提高经济系统接近生产前沿的可能性。

制造业行业劳动力成本与其技术升级间的关系尚不明确。较低的劳动力成本降低了企业的生产运营成本,进而为研发创新提供了更大的资金空间,并且对发展中国家而言,廉价劳动力还有助于其融入全球价值链,吸收来自发达国家的技术扩散。但是,高素质劳动力也是开展技术研发的先决条件,而此类群体的雇佣成本往往也相对较高。本文基准模型的回归结果证实了第二种可能性。

出口市场集中度对制造业行业出口技术复杂度存在明显的正向提升效应。当市场仍处在完全竞争或垄断竞争状态时,行业集中度的适当提升有助于提高市场竞争主体的研发积极性,进而更有可能带动行业的技术升级。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Digital</i>	0.1440*** (0.0392)	0.1495*** (0.0388)	0.1310*** (0.0387)	0.1327*** (0.0385)
<i>Size</i>		0.0256*** (0.0049)	0.0335*** (0.0052)	0.0336*** (0.0052)
<i>Labor</i>			0.0567*** (0.0119)	0.0565*** (0.0119)
<i>Centr</i>				1.6830*** (0.6146)
国家固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
R ²	0.648	0.651	0.654	0.655
N	5 584	5 584	5 584	5 584

注:***表示1%的显著性水平;括号内数值为稳健标准误。

(二) 稳健性检验

排除网络效应的因素,本文考察了制造业行业自身在数字化建设方面的投入对其技术升级的影响。如表3的第(1)列所示,在1%的显著性水平下,制造业行业数字化投入对其出口技术复杂度具有正向提升效应。尽管网络效应放大了制造业行业数字化投入推动其技术升级的成效,但是对于一些数字经济发展相对滞后的新

兴经济体，通过增加制造业行业数字化投入实现转型升级的机会依然存在。

替换样本与模型的稳健性检验。表3第(2)列汇报了对占比较高的高收入及中高收入经济体子样本^①单独进行回归的结果，第(3) — (5)列汇报了固定效应(FE)、随机效应(RE)、混合最小二乘(POLS)估计下的结果。以上稳健性回归均证实了基本结论的可靠性。

表3 稳健性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	替换 X	替换样本	FE	RE	POLS
<i>Digital</i>		0.1588*** (0.0388)	0.1166** (0.0504)	0.1684*** (0.0509)	0.1327*** (0.0385)
<i>Digital_ind</i>	0.6210*** (0.1834)				
控制变量	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
R ²	0.655	0.657	0.172	/	0.655
N	5 584	5 352	5 584	5 584	5 584

注：**、***表示5%、1%的显著性水平；括号内数值为稳健标准误。

此外，本文还区分了NRI四个分指数，分析制造业行业数字化转型对其出口技术复杂度的提升效应。为确保指数的跨时可比性，NRI的测算框架始终保持稳定，但为了更加确切地反映科技领域的动态趋势并及时捕捉数字经济发展的最新模式，每年都会在过去年份的基础上进行细化层面的微调^②。表4的结果在证实基本结论稳健性的同时也表明，为充分发挥数字经济在制造业转型升级中的网络效应，ICT基础设施建设、技术运行环境、使用者技能、综合社会影响等任何一个维度的提升，都不容忽视。

表4 NRI分指数回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	环境	就绪	使用	影响
<i>Digital_subindex</i>	0.1249** (0.0536)	0.1067** (0.0469)	0.1222** (0.0559)	0.1332** (0.0586)
控制变量	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
R ²	0.654	0.654	0.654	0.654
N	3 490	3 490	3 490	3 490

注：**表示5%的显著性水平；括号内数值为稳健标准误。

①参照世界银行的分类标准。

②为了最大限度确保NRI四个分指数的跨时可比性，此处将样本期限设定为2011—2015年。

(三) 内生性分析

考虑到潜在的内生性问题,本文借鉴李唐等(2020)构造企业数据管理能力工具变量与铁瑛和何欢浪(2018)^[31]构造城市服务业发展工具变量的做法,引入Lewbel(1997)^[32]的工具变量构造方法——采用同一年度内每个国家每个制造业行业数字化转型与该年度该制造业行业全球平均数字化转型离差的三次方作为工具变量,对模型进行两阶段最小二乘法(2SLS)估计。表5第(1)列汇报了Lewbel IV的2SLS结果,核心解释变量、控制变量的系数符号和显著性水平与基准模型保持一致,且C-D Wald F、K-P rk Wald F检验结果证明了Lewbel IV并非弱工具变量^①。而表5第(2) — (4)列则汇报了Lewbel IV的外生性检验结果。首先,借鉴李唐等(2020)的做法将Lewbel IV加入基准计量模型进行回归,第(2)列的回归结果表明Lewbel IV满足工具变量的排他性约束要求,换言之,该变量除通过影响制造业行业数字化转型而对其出口技术复杂度存在作用外,并不存在影响出口技术复杂度的其他路径;其次,参考Angrist(1990)^[33]、Nunn和Wantchekon(2011)^[34]的做法,通过证伪机制来验证工具变量的外生性。样本中一些国家的部分制造业行业数字化转型程度极低,如果Lewbel IV仅通过数字化转型这一渠道影响制造业行业的出口技术复杂度,那么,当某经济体某个制造业行业数字化转型程度维持在很低的水平时,其自身对于外部数字化转型实践的敏感性相应也很低,因而Lewbel IV与出口技术复杂度便不存在相关关系。表5第(3) — (4)列分别报告了数字化转型程度在q10以下、以上子样本的回归结果,很显然,Lewbel IV的系数在q10以下子样本中并不显著,而在q10以上子样本中显著为正,此结果进一步表明了Lewbel IV的外生性。

表5 内生性分析回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	2SLS		Digital < q (10)	Digital ≥ q (10)
<i>Lewbel IV</i>		-1.0736 (1.0039)	-206.6339 (130.3466)	1.5097*** (0.5314)
<i>Digital</i>	0.1030*** (0.0389)	0.1775*** (0.0659)		
控制变量	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
R ²	0.655	0.655	0.786	0.693
N	5 584	5 584	556	5 026

注:***表示1%的显著性水平;括号内数值为稳健标准误。

此外,本文借鉴已有文献的做法,将解释变量滞后一阶作为代理变量进行回归,并将解释变量的滞后一阶作为工具变量进行2SLS回归。最后,还参照耿伟和杨晓亮(2019)的处理,在控制不同维度固定效应的同时,加入了对交叉固定效

^①限于篇幅,具体检验结果可登录对外经济贸易大学学术刊物编辑部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

应的控制，以缓解由遗漏变量所导致的内生性问题。以上结果均证实了基本结论的可靠性^①。

五、门槛效应与异质性分析

(一) 门槛效应分析

为进一步验证数字经济网络效应对制造业行业技术升级的影响，并探究制造业行业的数字化投入在推动其出口技术复杂度提升过程中的非线性效应，本文采用面板门槛回归模型进行检验，具体形式如下：

$$APrody_ind_{ijt} = \varphi_0 + \varphi_1 \cdot Digital_ind_{ijt} \cdot I(Nri \leq \theta) + \varphi_2 \cdot Digital_ind_{ijt} \cdot I(Nri > \theta) + \gamma \cdot Control_t + \mu_i + \nu_j + \delta_t + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

其中，*NRI* 为制造业行业数字化投入的门槛变量，*I* (.) 为取值 1 或 0 的指示函数，满足括号内条件则取 1，反之取 0。

表 6 第 (1)、(3) 列与第 (2)、(4) 列分别汇报了单门槛和双门槛下的结果，其中第 (2)、(4) 列为稳健标准误结果。无论是否采取稳健标准误形式，单一门槛检验均在 1% 的显著性水平下拒绝了不存在门槛（线性模型）的原假设，而双门槛检验的 P 值均大于 10%，接受单一门槛的原假设。因此，制造业行业数字化投入与其出口技术复杂度间的非线性关系表现为单一门槛形式。如第 (3) 列所示，制

表 6 门槛回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Digital_ind</i> : (<i>Th</i> ≤ <i>q</i>)	0.3979** (0.1664)		0.3979* (0.2356)	
<i>Digital_ind</i> : (<i>Th</i> > <i>q</i>)	1.1529*** (0.2065)		1.1529*** (0.2407)	
<i>Digital_ind</i> : (<i>Th</i> ≤ <i>q</i> 1)		0.8187*** (0.2291)		0.8187*** (0.2709)
<i>Digital_ind</i> : (<i>q</i> 1 < <i>Th</i> ≤ <i>q</i> 2)		0.3376** (0.1678)		0.3376 (0.2397)
<i>Digital_ind</i> : (<i>Th</i> > <i>q</i> 2)		1.0734*** (0.2085)		1.0734*** (0.2456)
控制变量	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
单门槛检验	5.1400 [0.0033]	5.1400 [0.0033]	5.1400 [0.0033]	5.1400 [0.0033]
双门槛检验		3.9400 [0.4400]		3.9400 [0.4400]
R ²	0.176	0.178	0.176	0.178
N	5 584	5 584	5 584	5 584

注：方括号内数值为 P 值，是采用“自抽样法”（bootstrap）反复抽样 300 次得到的结果；*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著；括号内数据为稳健标准误。

①限于篇幅，具体回归结果可登录对外经济贸易大学学术刊物编辑部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

制造业行业的数字化投入每提高一个单位,如果所在经济体的 NRI 低于 5.14,在 10% 的显著性水平下,行业出口技术复杂度相应提升 0.3979%,而如果 NRI 高于 5.14,在 1% 的显著性水平下,行业出口技术复杂度则相应提升 1.1529%,即后者的影响是前者的 2.9 倍。这一结果进一步印证了制造业行业数字化转型对其出口技术复杂度的影响存在着由数字经济网络效应所产生的调节效应。

随着 ICT 的迭代式演进,数字经济赋能制造业技术升级的潜力还将进一步释放。而网络效应叠加“数字鸿沟”,则极有可能演变为国家间非平衡发展的重要来源。上述结果表明,尽管对于数字经济发展相对滞后的发展中国家,数字化转型仍为其制造业的技术升级带来了重大机遇,但是,数字经济网络效应的非线性影响特征意味着如果当前的“数字鸿沟”未能加以弥合,发达国家与发展中国家的制造业技术差距将不存在收敛的可能。

(二) 分位数回归

本文通过分位数回归考察了制造业行业数字化转型对不同技术复杂度行业的异质性影响。如表 7 所示,核心解释变量的回归系数随着分位数 q 的增加而增加,当 $q=0.25$ 时,制造业行业数字化转型对其出口技术复杂度无显著影响。一方面,相较于低技术复杂度行业,高技术复杂度的制造业行业往往以较高的劳动力素质、资本密集度、研发密度等为特征,数字化转型与高技能劳动力的互补效应、与普通资本的替代效应、对创新活动的激励效应均得到了充分发挥;另一方面,在当今的全球生产格局下,高技术复杂度的制造业行业集中分布在发达经济体,低技术复杂度的制造业行业则广泛布局在发展中经济体。因此,行业自身特性与经济体间的网络效应差异共同导致了不同技术复杂度的制造业行业在数字化转型中的异质性表现。

表 7 分位数回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	q25	q50	q75
<i>Digital</i>	0.0965 (0.0883)	0.1161** (0.0562)	0.1371** (0.0600)
控制变量	是	是	是
国家固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
N	5 584	5 584	5 584

注:**表示 5% 的显著性水平;括号内数值为稳健标准误。

(三) 异质性分析

研发创新是制造业行业数字化转型提升其出口技术复杂度的重要机制。本文借鉴《OECD Taxonomy of Economic Activities Based On R&D Intensity》的分类方式,根据研发密度将行业分成三类^①,表 8 第 (1) - (3) 列汇报了相应的结果,即制

^①中高研发密度行业包括 C20-C21、C27、C28、C29、C30;中研发密度行业包括 C22、C23、C24、C31-C33;中低研发密度行业包括 C10-C12、C13-C15、C16、C17-C18、C19、C25。

制造业行业数字化转型对其出口技术复杂度的提升效应仅存在于那些具有中高研发密度的行业。

制造业行业数字化转型对其出口技术复杂度的提升效应也因行业的要素密集形式而异。参照韩燕和钱春海（2008）^[35]、赵文军和于津平（2012）^[36]的分类方式，将样本范围内的15个制造业行业区分为资本密集型与劳动密集型两个类别^①。如表8第（4）、（5）列所示，制造业行业数字化转型显著提升了资本密集型行业的出口技术复杂度，在劳动密集型行业却收效甚微。数字化转型与普通资本的替代效应、与高技能劳动力的互补效应或许是导致这一行业异质性的原因，一方面，ICT资本替代效应的发挥基于一个关键前提——ICT资本深化程度，只有当企业或行业层面的ICT资本积累到一定规模，才有可能触发替代效应，相较于劳动密集型行业，资本密集型行业存在着大量可被ICT资本所替代的机器设备；另一方面，数字化转型为生产运营赋能的一个重要机制在于ICT替代劳动力完成了更多的程序化任务，从而使之有更多精力专注于非程序化任务并基于新的流程和组织模式产生协同创新（Krueger and Kumar, 2004）^[37]。因此，劳动力素质相对较高的资本密集型行业也更易于获取ICT劳动力互补效应所带来的好处。

表8 行业异质性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	中高研发	中研发	低研发	资本密集型	劳动密集型	中间品	最终品
<i>Digital</i>	0.1815*** (0.0435)	0.0454 (0.1113)	0.1893 (0.1384)	0.2591*** (0.0478)	0.1229 (0.0864)	0.1916*** (0.0407)	0.1112*** (0.0406)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.632	0.747	0.661	0.668	0.761	0.657	0.643
N	1952	1376	2256	3304	2280	5584	5584

注：***表示1%的显著性水平；括号内数值为稳健标准误。

本文接着考察在不同类别产品口径下，制造业行业数字化转型对其出口技术复杂度的提升效应。全球化生产网络的发展演进促使跨国公司在全球范围内配置生产资源，中国、印度等凭借廉价劳动力优势与市场规模优势较多地参与了产品制造的加工装配环节，而渗透了更多研发密度并包含更多附加值的中间品，比如芯片，则主要来自发达经济体。在此背景下，本文区分中间品与最终品，考察制造业行业的数字化转型对其出口技术复杂度的提升效应。如表8第（6）、（7）列所示，中间品类别下的提升效应大约是最终品的1.7倍。可见，数字化转型为中国在基础工业领域内补足短板、在高科技领域内开展技术攻关提供了重要机遇，而且，在当前全

^①资本密集型行业包括C19、C20-C21、C22、C24、C27、C28、C29、C30、C31-C33；劳动力密集型行业包括C10-C12、C13-C15、C16、C17-C18、C23、C25。

球贸易保护主义抬头、新冠疫情冲击的背景下，数字化转型也是实现产业链本地化、加强产业链控制力的一条重要路径。

六、结论与启示

制造业行业数字化转型提升了其出口技术复杂度，数字技术的迭代式演进令互联网时代的发展重心逐渐由消费端向供给端转移，“工业4.0”时代正在缓缓拉开帷幕，工业互联网也正在悄然重塑着全球化生产网络。这一趋势于中国制造业而言，可谓机遇与挑战并存。高效、完善的工业互联网平台的搭建，对传感器、数据存储设施以及数据分析能力等都有更高的要求，而这些都是近些年才兴起的数字技术与设备，成本高昂且进步空间巨大，加之企业在数字化转型的初始阶段，往往要经历漫长的周期才能实现利润增长甚至盈亏平衡，通过工业互联网实现绩效增长的门槛远高于消费互联网。此外，同一行业内部的企业在数字化转型方面的巨大差异也制约了数据要素在产业链上下游间的流动和分享，供应链的协同与集中缺乏必要的实现条件。我国要从制造大国迈向制造强国，必须充分挖掘数字化转型所蕴含的潜能，面对种种挑战，政府与企业都应迎难而上，破除工业互联网发展的阻力。对于企业而言，应积极拥抱新一代信息技术与平台，将数字技术与实际生产场景有机结合，实现数字化转型重心由消费端策略向供给端策略的转移。政府则应在税收、补贴、土地等方面出台相应优惠政策，缓解制造业企业在数字化转型过程中所面临的成本压力，并且注重为互联网企业与制造业企业搭建交流、融合的平台，让制造业企业充分享受信息技术行业的技术溢出。

制造业行业数字化转型对其出口技术复杂度的提升效应不但取决于企业、行业层面的数字化建设，宏观层面的数字经济发展环境也发挥着至关重要的作用。数字经济的网络效应决定了制造业行业数字化投入在其技术升级的过程中存在非线性特征。受益于庞大的人口基数所衍生的信息要素与市场规模，加之政府的大力支持，中国在数字经济发展方面的优势显而易见，但是，在工业互联网领域，中国却尚未取得优势。放眼全球，包括美国、德国等在内的制造强国，其工业互联网平台建设已具备一定的先发优势，扎实的工业基础、先进的工业软件研发能力、前瞻性的战略布局等都是先发优势的重要来源，而这些也恰恰是中国在现阶段所亟需补足的短板。对此，在“新基建”浪潮下，应继续加大对ICT基础设施建设的投资，为企业的数字化转型创造良好的外部生态，并且，在工业领域注重补短板、强弱项、固优势，令数字经济的网络效应得到最大程度的发挥。

[参考文献]

- [1] 何小钢, 梁权熙, 王善骞. 信息技术、劳动力结构与企业生产率——破解“信息技术生产率悖论”之谜 [J]. 管理世界, 2019, 35 (9): 65-80.
- [2] 黄群慧, 贺俊, 等. 真实的产业政策——发达国家促进工业发展的历史经验与最新实践 [M]. 北京: 经济管理出版社, 2015: 142-143.

- [3] 吴义爽, 盛亚, 蔡宁. 基于互联网+的大规模智能定制研究——青岛红领服饰与佛山维尚家具案例 [J]. 中国工业经济, 2016 (4): 127-143.
- [4] 卢福财, 金环. 互联网是否促进了制造业产品升级——基于技术复杂度的分析 [J]. 财贸经济, 2020, 41 (5): 99-115.
- [5] 耿伟, 杨晓亮. 互联网与企业出口国内增加值率: 理论和来自中国的经验证据 [J]. 国际经贸探索, 2019, 35 (10): 16-35.
- [6] 沈国兵, 袁征宇. 企业互联网化对中国企业创新及出口的影响 [J]. 经济研究, 2020, 55 (1): 33-48.
- [7] 吕越, 谷玮, 包群. 人工智能与中国企业参与全球价值链分工 [J]. 中国工业经济, 2020 (5): 80-98.
- [8] 王可, 李连燕. “互联网+”对中国制造业发展影响的实证研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2018, 35 (6): 3-20.
- [9] 黄群慧, 余冰泽, 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.
- [10] 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 [J]. 管理世界, 2020, 36 (10): 65-76.
- [11] 郭家堂, 骆品亮. 互联网对中国全要素生产率有促进作用吗? [J]. 管理世界, 2016 (10): 34-49.
- [12] 肖旭, 戚聿东. 产业数字化转型的价值维度与理论逻辑 [J]. 改革, 2019 (8): 61-70.
- [13] 谢康, 夏正豪, 肖静华. 大数据成为现实生产要素的企业实现机制: 产品创新视角 [J]. 中国工业经济, 2020 (5): 42-60.
- [14] 顾国达, 李金城, 张洪胜. 信息化能否增进一国高技术产业的比较优势——基于1995—2011年39国信息化和附加值贸易数据的实证研究 [J]. 浙江大学学报 (人文社会科学版), 2017, 47 (3): 202-216.
- [15] BERTSCHEK I, CERQUERA D, KLEIN G J. More Bits—more bucks? Measuring the Impact of Broadband Internet on Firm Performance [J]. Information Economics and Policy, 2013, 25 (3): 190-203.
- [16] 踪家峰, 周亮. 市场分割、要素扭曲与产业升级——来自中国的证据 (1998~2007) [J]. 经济管理, 2013, 35 (1): 23-33.
- [17] 裴长洪, 倪江飞, 李越. 数字经济的政治经济学分析 [J]. 财贸经济, 2018, 39 (9): 5-22.
- [18] FARBOODI M, MIHET R, PHILIPPON T, et al. Big Data and Firm Dynamics [C]. //AEA Papers and Proceedings. 2019 (109): 38-42.
- [19] 李唐, 李青, 陈楚霞. 数据管理能力对企业生产率的影响效应——来自中国企业—劳动力匹配调查的新发现 [J]. 中国工业经济, 2020 (6): 174-192.
- [20] DEWAN S, KRAEMER K L. Information Technology and Productivity: Evidence from Country-Level Data [J]. Management Science, 2000, 46 (4): 548-562.
- [21] WU L, HITT L, LOU B. Data Analytics, Innovation and Firm Productivity [J]. Management Science, 2020, 66 (5): 2017-2039.
- [22] 江小涓. 高度联通社会中的资源重组与服务业增长 [J]. 经济研究, 2017, 52 (3): 4-17.
- [23] LIU H, WU J, LIU T, et al. Spectral Ensemble Clustering Via Weighted K-means: Theoretical and Practical Evidence [J]. IEEE Transactions on Knowledge and Data Engineering, 2017, 29 (5): 1129-1143.
- [24] 李晓华. 数字经济新特征与数字经济新动能的形成机制 [J]. 改革, 2019 (11): 40-51.
- [25] DUNNEWIJK T, HULTÉN S. A Brief History of Mobile Communication in Europe [J]. Telematics and Informatics, 2007, 24 (3): 164-179.
- [26] 李燕. 工业互联网平台发展的制约因素与推进策略 [J]. 改革, 2019 (10): 35-44.
- [27] HAUSMANN R, HWANG J, RODRIK D. What You Export Matters [J]. Journal of Economic Growth, 2007, 12 (1): 1-25.
- [28] 刘琳, 盛斌. 全球价值链和出口的国内技术复杂度——基于中国制造业行业数据的实证检验 [J]. 国际贸易问题, 2017 (3): 3-13.
- [29] 姚洋, 张晔. 中国出口品国内技术含量升级的动态研究——来自全国及江苏省、广东省的证据 [J]. 中国社会科学, 2008 (2): 67-82+205-206.

- [30] 苏庆义. 中国国际分工地位的再评估——基于出口技术复杂度与国内增加值双重视角的分析 [J]. 财经研究, 2016, 42 (6): 40-51.
- [31] 铁瑛, 何欢浪. 城市服务业发展、企业出口与加工贸易转型 [J]. 财经研究, 2018, 44 (3): 97-111.
- [32] LEWBEL A. Constructing Instruments for Regressions with Measurement Error When No Additional Data are Available, With An Application to Patents and R&D [J]. *Econometrica*, 1997, 65 (5): 1201-1213.
- [33] ANGRIST J D. Lifetime Earnings and the Vietnam Era Draft Lottery: Evidence from Social Security [J]. *The American Economic Review*, 1990, 80 (3): 313-336.
- [34] NUNN N, WANTCHEKON L. The Slave Trade and the Origins of Mistrust in Africa [J]. *American Economic Review*, 2011, 101 (7): 3221-3252.
- [35] 韩燕, 钱春海. FDI对我国工业部门经济增长影响的差异性——基于要素密集度的行业分类研究 [J]. 南开经济研究, 2008 (5): 143-152.
- [36] 赵文军, 于津平. 贸易开放、FDI与中国工业经济增长方式——基于30个工业行业数据的实证研究 [J]. 经济研究, 2012, 47 (8): 18-31.
- [37] KRUEGER D, KUMAR K B. Skill-specific Rather than General Education: A Reason for U.S.—Europe Growth Differences? [J]. *Journal of Economic Growth*, 2004, 9 (2): 167-207.

(责任编辑 王 瀛)

Manufacturing Digital Transformation and Its Export Technological Sophistication

DANG Lin LI Xuesong SHEN Shuo

Abstract: Using the Networked Readiness Index (NRI) of 49 countries, the input-output data of 15 manufacturing industries of the 49 countries, and the industrial international trade data calculated at the product level from 2008 to 2015, this paper constructed an index of industrial digital transformation for international comparison, and studied the effect on export technological sophistication based on the multi-way fixed effects model of country, industry and time. The result shows that the impact of the digital transformation of manufacturing on export technological sophistication has significant non-linear characteristics. If the Networked Readiness Index of a country is higher than 5.14, the promotion effect will be significantly increased. The estimated results of quantile regression model show that the digital transformation of manufacturing has a greater positive effect on the industries with higher export technological sophistication. The industrial heterogeneity test shows that this enhancement effect only exists in those industries with medium-high R&D intensity or capital-intensive industry. By distinguishing intermediate goods and final goods within the same industry, it is found that the effect of the digital transformation of manufacturing on export technological sophistication on intermediate goods export is significantly higher than that of final goods.

Keywords: Networked Readiness Index; Manufacturing Digital Transformation; Export Technological Sophistication