

数据赋能出口技术复杂度提升的机制与路径研究

何琨玟, 马莉莉, 任玥萱

(西北大学经济管理学院, 陕西 西安 710127)

摘要: 随全球新一轮技术革命的发展, 数据要素已成为赋能我国出口技术复杂度提升、构建双循环新发展格局的关键所在。探讨数据要素对出口技术复杂度的影响及其作用机制, 实证分析市场一体化的中介效应以及人才聚集和金融发展的调节效应, 研究发现: (1) 出口技术复杂度的提升得益于数据要素的赋能作用, 其 3 个子维度中, 数据赋能创造的作用最明显。 (2) 提高市场一体化程度是数据赋能出口技术复杂度提升的重要渠道。 (3) 人才聚集与金融发展正向调节数据赋能出口技术复杂度的提升效应, 同时对市场一体化的中介作用有正向调节作用。从数据赋能视角为提升我国出口技术复杂度、助力外贸高质量发展提供政策启示。

关键词: 数据赋能; 出口技术复杂度; 市场一体化; 人才聚集; 金融发展

中图分类号: F742

文献标识码: A

文章编号: 1005-0566(2023)04-0054-12

Research on the mechanism and path of data empowerment to enhance the complexity of export technology

HE Kunwen, MA Lili, REN Yuexuan

(School of Economics and Management, Northwest University, Xi'an 710127, China)

Abstract: With the development of the new round of global technological revolution, data elements have become the key to enhance the technical complexity of Chinese export and build a new development pattern of double cycle. In this paper, the influence of data elements on export technology complexity and its mechanism are discussed in depth, and the intermediary effect of market integration and the moderating effect of talent aggregation and financial development are analyzed empirically. The research findings are as follows: (1) The enhancement of export technical complexity is due to the enabling effect of data elements. Among the three sub-dimensions, data enabling application plays the most obvious role. (2) Improving the degree of market integration is an important channel to improve the technical complexity of data enabling export. (3) Talent aggregation and financial development positively moderated the enhancement effect of data enabling export technology complexity, and had a positive moderating effect on the mediating effect of market integration. From the perspective of data empowerment, this study provides policy enlightenment to improve the complexity of Chinese export technology and to promote the high-quality development of foreign trade.

Key words: data empowerment; export technology complexity; market integration; talent gathering; financial development

收稿日期: 2022-10-11 修回日期: 2023-02-21

基金项目: 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“丝绸之路经济带经贸合作的战略选择、体系构建与发展机制研究”(15JJD790025); 国家社会科学基金后期资助项目“新贸易保护下中国对外贸易高质量发展的产业逻辑”(20FJLB008)。

作者简介: 何琨玟(1992—), 女, 陕西西安人, 西北大学经济管理学院博士生, 研究方向为世界经济、区域经济。

自入世以来,中国凭借劳动力资源禀赋优势,迅速嵌入国际分工体系,依托“两头在外、大进大出”的外循环发展模式,促进了经济持续快速增长,但与此同时也造成了出口产业长期处于国际价值链中低端位置的状况,面临“低端锁定”风险^[1]。党的十九届六中全会在深刻总结党百年经验的基础上重申了构建“以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局”对经济高质量发展的战略意义。党的二十大报告进一步强调稳步扩大制度型开放,构建互利共赢、多元平衡、安全高效的开放型经济体系的重要性。提升出口技术复杂度是中国实现贸易高质量发展的重要目标,也是构建更高水平、更可持续循环格局的重要一环。数据作为新一轮科技革命的关键生产要素,已成为各国保持全球竞争力的核心内涵。数据赋能与传统出口产业深度融合正逐渐显现新的竞争优势,为我国有效缓解高端制造“功能不足”与低端制造“严重过剩”的双重压力,逆转“微笑曲线”,推动出口产业转型升级和全球价值链攀升提供了重要契机。在国际贸易分工日趋复杂化的背景下,提升出口技术复杂度是我国对外贸易从数量到质量深刻转变的重要途径。那么,数据要素是否可以赋能出口技术复杂度提升?数据赋能出口技术复杂度提升的增效机制是什么?如何更加有效地发挥数据赋能出口技术复杂度提升的增效机制?本文旨在回答上述问题,助力我国对外贸易实现高质量发展。

一、文献综述

数据要素是产业数字化与数字产业化的重要推动力,既有文献关于数据赋能的研究主要有两类:①数据赋能的内涵解析。Sambit 等^[2]认为智能能力、连接能力和分析能力共同构成企业数据赋能能力。孙新波等^[3]对数据赋能进行定义,认为数据赋能是对数据运用场景的创新以及使用数据进行价值实现的过程。②数据赋能的影响效应研究。数据赋能作为新兴研究话题,研究视角始于一国内部封闭环境的经济效应。焦勇^[4]从数据要素对制造业长期冲击与短期冲击两个视角研究数据赋能对制造业转型的影响。刘静等^[5]运用省

级面板数据,考察数据赋能对文化产业创新效率的影响。葛和平等^[6]基于改进的 Feder 两部门模型,讨论数字经济如何赋能经济高质量发展。刘启雷等^[7]利用智能制造企业数据,从供需双侧探讨数字化赋能的产生条件、实现企业创新并进行价值创造的作用机制。余菲菲等^[8]界定了数字技术赋能制造业企业的内涵,认为产品智能化是数据赋能的重要路径。随着研究阶段的深入,有学者开始关注数据要素对出口贸易发展的影响。主要包括以下两类:一是数据要素对出口竞争力的影响。Humphrey 等^[9]认为数据要素的引入可以加快制造业企业的新产品开发并提升出口竞争力。姚战琪^[10]认为人力资本投入是影响数字经济与我国外贸竞争力的重要途径。二是产业数字化对出口升级的影响。从贸易不确定性角度出发,范鑫^[11]研究了数字经济对我国出口贸易效率的影响。徐慧超等^[12]从生产效率和贸易成本的视角研究产业数字化对贸易升级与高质量发展的驱动作用。钟敏等^[13]基于城市与海关数据库进行实证分析,认为数字化有助于低价产品的贸易方式转型升级。傅晓冬等^[14]通过构建扩展的引力模型,对数字经济与文化产品出口贸易升级之间的关系进行了实证分析。

出口技术复杂度作为反映出口贸易发展与升级的重要指标^[15],既有研究较为丰富,集中体现在以下两方面。①出口技术复杂度的测算。研究者基于不同角度,对出口技术复杂度的测算指标进行不断改进,但均以 Hausmann 等^[16]的计算方法为基础。②出口技术复杂度的影响因素,主要集中在金融发展、人力资本、知识产权等方面。黄永明等^[17]在最终产品、服务性资本与生产性资本部门的基础上,引入金融部门,对金融发展水平与出口技术复杂度之间的关系进行实证检验。赵红等^[18]认为劳动力、资本与知识产权因素是影响出口技术复杂度的重要因素。洪世勤等^[19]认为制造业出口技术复杂度受到资本密集度、研发密度与人力资本等因素的多重影响。

关于数据赋能出口技术复杂度提升的作用机制研究相对较少。相关研究有:姚战琪^[20]运用结

构方程模型,对数字贸易竞争力与出口技术复杂度之间的关系进行分析。党琳等^[21]认为数字化转型促进制造业出口技术复杂度升高的核心指示变量之一是网络就绪指数。夏杰长等^[22]认为数字经济影响出口技术复杂度的过程中存在“数字经济—人力资本—R&D 经费投入强度—出口技术复杂度”的链式中介效应。

梳理已有文献发现,在数字经济背景下,数据要素提升了产业数字化能力,进而促进出口贸易转型升级。以往学者关于出口技术复杂度提升的研究虽然较为丰富,但尚未涉及数据赋能出口技术复杂度提升的机制与影响效应研究。有鉴于此,本文构建数据赋能出口技术复杂度提升的理论框架,基于 2008—2018 年中国 30 个省份(不含港澳台及西藏)面板数据,实证检验数据赋能出口技术复杂度提升的直接效应、间接效应与有调节的中介效应。

二、理论分析与研究假设

(一)直接机制分析

出口技术复杂度反映了地区出口商品结构,体现了出口产品技术含量与国际分工地位,地区出口产品结构或技术变动都会影响出口技术复杂度。在数字经济背景下,数据赋能以数字技术为基础,以数字化应用赋能为主要媒介,通过数字技术与传统生产要素深度融合,创造性地产生“动能倍增效应”,推动传统产业向数字化、自动化、智能化转型升级^[23]。在出口产品结构方面,数据技术通过信息的计算、连接与处理,带动了“ABCD”技术等软硬件信息产业发展^[24],在推动地区产业数字化与数字产业化的基础上,通过优化出口产品结构,达成提高出口技术复杂度的目的。在出口产品技术方面,数据赋能主要表现为 3 点:一是员工赋能,计算机技术是员工获取知识信息的重要途径,帮助员工向技术型工人转型,提升生产质量。二是产品赋能,数字技术的互联网应用推动贸易数字化,跨境电商平台成为重要贸易枢纽,促使外贸企业更注重产品的生产与研发,推动产品技术的提升。三是消费者赋能,数字技术的广泛运用使得消费者与企业之间的沟通距离缩短,企

业能够利用消费者数据定向生产更适合消费者的产品,实现技术升级。据此,提出假设 H1:数据赋能可显著提升出口技术复杂度。

(二)间接机制分析

数据作为智能化、物联化世界的微观构成,凭借时效性强、渗透性高、共享成本低等特点,提高了国内市场一体化程度,为提升出口技术复杂度奠定了重要基础条件。数据作为数字经济时代的新质生产要素,在价值创造过程中展现了不可估量的资源配置能力和要素效率提升能力,极大地开拓了资源要素的交流范围,重置生产要素的地位序列^[25],通过长尾经济效应突破传统生产要素供给约束,提升了企业的供给能力,在数字化平台经济和大数据技术创新的加持下,促进市场需求与企业供给的动态精准匹配,有效缓解信息摩擦和供需矛盾^[26],降低了市场进入壁垒和交易成本,进而引导更多企业和生产资源进入统一市场。与此同时,大数据的协同性、网络性和交互性,促进了生产要素跨行业、跨组织、跨时空的自由流动与共享,改善了地方保护主义和区域间垄断壁垒导致的制度性、技术性市场分割现状,提升市场一体化程度。作为地区间生产要素流通的关键因素,市场一体化促进出口技术复杂度的提升主要表现在以下 3 个方面:一是市场一体化促使区域间要素流动更加充分、自由、迅速,企业据此可以准确高效地依据市场需求变动及时调整供给策略,进而形成规模经济,降低生产成本,使企业将更多的资金用于研发产品技术,借助扩大的市场需求,对企业研发成本进行均摊,同时激发科研人员的创新动力,进而提升出口技术复杂度;二是市场一体化消除了区域行政垄断和市场分割,依托市场的资源配置效应推动生产要素向高边际收益率地区转移集聚,从而促使区域间形成更加合理高效的分工协作体系,必将带动企业生产效率的提高,进而提升企业的出口技术复杂度;三是市场一体化增强了区域间技术溢出效应,先进地区借助交流合作将科技创新资源向邻近地区扩散,带动其技术进步。同时,拥有高端技术企业地区通过产业转移和直接投资能够对邻近地区带来前沿科技和管

理经验,弥补企业的资金、技术缺口,降低其独立研发成本和创新风险,进而缩短新产品研发周期并推动企业出口技术复杂度的提升^[27]。据此,提出研究假设 H2:数据赋能可通过提高市场一体化程度促进出口技术复杂度提升。

(三)调节机制分析

1. 人才聚集的调节作用

数据赋能出口技术复杂度尤其体现在技术密集型产品和智力密集型产品上。人才是数据要素实现赋能作用的先决条件与基础,成为出口产业数字化转型最为关键的稀缺资源。高科技人才对数据的采集、挖掘与应用能力反映了地区创新水平,人才聚集可通过正式或非正式的交流降低创新主体之间的搜寻成本,增强创新人才合作,提高企业对数据要素的利用程度^[28]。同时,大量的人才聚集强化了创新人才之间的竞争机制,为保持竞争优势,地区创新人才会持续提升自身知识储备与能力^[29],这将为数据要素参与产业数字化转型提供坚实的人才支撑。在此环境下,数据赋能可持续释放人才红利,通过提升人才的集聚和辐射能力,加快出口产业技术研发的创新溢出及成果转化^[30],实现地区出口技术复杂度的提升。人才聚集不仅对数据赋能提升出口技术复杂度的直接效应具有调节作用,而且对市场一体化的中介效应也可能存在调节作用。一方面,发挥创新人才的集聚效应会提升区域间资源要素自由流动速度,推动资源有效配置,此时各地区可依据自身禀赋优势进行差异化产业分工,提高生产效率和供给质量,促进区域产业分化、融合及协同发展,通过提升产业专业化程度与分工一体化程度,实现市场一体化发展^[31]。另一方面,创新人才的辐射效应可形成有效的沟通网络,促进技术、信息等跨区域流动,实现相邻地区资源要素的良性互补,通过发挥中心地区对外围地区的溢出效应或示范效应,推动区域市场关联性不断提升,从而促进市场一体化发展^[32]。随着市场一体化进程的不断深入,各地区在市场力量引导下将形成更加合理的协同生产体系,提升资源配置效率进而带动区域出口技术复杂度的提升。据此,提出研究假设 H3:

人才聚集有利于增强数据赋能对出口技术复杂度的提升效果,且人才聚集可正向调节市场一体化在数据赋能与出口技术复杂度间的中介作用。

2. 金融发展的调节作用

企业数字化的创新活动具有高投资、高风险与经济效益滞后等特征,是否能获取充足、稳定的金融资源直接影响数据要素的赋能效果^[33]。提升地区金融发展水平可以扩展企业外部融资渠道,解决企业数字研发过程中面临的融资约束问题,在一定程度上解决在数字创新过程中的融资风险,推动了企业数据要素赋能作用的发挥。同时,在数字化的过程中,金融发展缓解了企业融资过程中信息不对称,进一步提升了企业资金利用效率,激发了数据要素的创新活力。此外,数字经济背景下金融发展助推数字金融的包容性增长,数字金融可凭借低成本优势,辐射到传统金融业薄弱的地区,广泛地利用网络化与数字化推动各行各业资金管理难题,展现更强的技术提升效应^[34],提升地区出口技术复杂度。随着金融发展水平的提高,数据赋能不仅对出口技术复杂度的提升效果持续增强,还可能对市场一体化的市场溢出效应产生影响。我国金融改革不断深入,国内金融市场一体化进程的推进对我国资本与技术的要素流动的流速与流量产生深远影响,市场一体化对技术复杂度的提升效应有赖于金融市场发展。一方面,金融发展通过提升资本形成能力,进而优化区域金融结构、加快区域经济一体化发展。同时,地区资金要素流动速度较快时,将激发市场活力提升全要素生产率,对推动区域差异化分工、实现产业融合发展具有积极作用,进而提升出口技术复杂度。另一方面,金融发展提升资本配置效率,地区间产业配置不断合理,进而促进区际产业梯度转移,对于转出地区,本地淘汰缺乏比较优势的夕阳产业为高技术产业提供发展机会,对于转入地区具有技术溢出效应,提升产品中的技术含量。据此,提出假设 H4:提高金融发展水平有助于提升数据赋能对出口技术复杂度的影响作用,且金融发展对市场一体化的中介效应起到正向调节作用。

三、模型设计与变量说明

(一) 模型设计

1. 直接效应模型

本文采用 2008—2018 年我国省际层面面板数据,构建二者关系的线性面板模型。对数据赋能影响出口技术复杂度的影响机理进行实证检验,基准回归采用固定效应模型,回归模型设定如式(1)所示。

$$expy_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 data_{it} + \gamma_2 X_{it} + u_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, i 表示地区, t 表示时间。 $expy_{it}$ 为 i 地区 t 年份的出口技术复杂度的对数值; $data$ 代表数据赋能发展水平,包括数据赋能基础($dataa$)、数据赋能应用($atab$)和数据赋能创造($atac$); X_{it} 代表一系列控制变量,包括物流基础设施(inf)、政府行为(gov)、贸易开放程度($open$)、外商直接投资水平(fdi)。 γ_0 为常数项, u_i 为个体固定效应, u_t 为时间固定效应, ε_{it} 为随机误差项。 γ_1 是本文主要关注的系数,衡量了数据赋能发展水平增加 1 单位,出口技术复杂度变化的百分比。

2. 间接效应模型

正如前文的理论分析,数据赋能通过促进市场一体化程度(mit)实现出口技术复杂度提升。本文借鉴温忠麟等^[35]的研究,采用中介效应模型进一步验证这种作用渠道是否存在,具体模型如下:

$$expy_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 data_{it} + \gamma_2 X_{it} + u_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$mit_{it} = \beta_0 + \beta_1 data_{it} + \beta_2 X_{it} + u_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$expy_{it} = \delta_0 + \delta_1 data_{it} + \delta_2 mit_{it} + \delta_3 X_{it} + u_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中, mit_{it} 为中介变量市场一体化程度。针对本文建立的间接效应模型,将进行以下检验:第一步,对式(2)中 γ_1 的显著性进行检验,若显著,则存在中介效应,否则为遮掩效应;第二步,对式(3)、式(4)中 β_1 和 δ_2 进行显著性检验,若均显著则进行第四步,否则进行第三步;第三步,用 Bootstrap 法对假设 $\beta_1\delta_2 = 0$ 进行检验,若显著则进

行第四步,否则停止检验;第四步,对式(4)中 δ_1 进行显著性检验,若显著进行第五步,若不显著说明只存在中介效应;第五步,对 δ_1 和 $\beta_1\delta_2$ 的符号进行比较,若同号则为部分中介效应,若异号则为遮掩效应。

3. 有调节的中介效应模型

有调节的中介效应模型的估计方法主要包括 Sobel 法、逐步检验法、Bootstrap 法等。Sobel 法的检验力强于逐步检验法,但是缺陷在于要求 β_1 、 δ_2 与 $\beta_1\delta_2$ 均为正态分布;逐步检验法的优点在于结果准确、包含的信息量丰富、可解释性强,但是要求 β_1 、 δ_2 显著,否则无法进行;Bootstrap 法的优势在于即使 β_1 、 δ_2 至少有一个不显著时,也可以检验中介效应。因此,在检验有调节的中介效应模型时优先采用逐步检验法,当 β_1 、 δ_2 不显著时,采用 Bootstrap 法作为替补。

本文采用逐步检验法对调节效应进行检验。首先,检验调节变量是否调节了解释变量(数据赋能)与被解释变量(出口技术复杂度)的直接关系。因此,构建如下回归模型:

$$expy_{it} = c_0 + c_1 data_{it} + c_2 U_{it} + c_3 U \cdot data_{it} + c_4 X_{it} + e_1 \quad (5)$$

式中, U 为调节变量,包括人才聚集($human$)和金融发展(fin)两个方面,其他变量与式(1)相同。若 c_3 显著,则说明调节变量(人才聚集或金融发展)调节了直接效应模型。

接下来,将检验调节变量(人才聚集或金融发展)是否调节了“市场一体化—出口技术复杂度”中介路径,建立如下方程:

$$expy_{it} = c_0' + c_1' data_{it} + c_2' U_{it} + b_1 mit_{it} + b_2 U \cdot mit_{it} + c_4 X_{it} + u_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$expy_{it} = c_0' + c_1' data_{it} + c_2' U_{it} + c_3' U \cdot data_{it} + b_1 mit_{it} + b_2 U \cdot mit_{it} + c_4 X_{it} + u_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

在 c_3 显著的前提下,若式(6)调节变量与市场一体化的交互项 b_2 显著,则说明调节变量可以强化市场一体化对出口技术复杂度的作用;反之,则弱化这种作用。式(7)在式(6)的基础上添加调节变量与数据赋能的交互项,目的在于可以同时检验调节变量是否调节中介路径与直接路径。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

出口技术复杂度 (*expy*)。出口技术复杂度的测算大致分为两个方面:一是测量最终产品的出口竞争力,二是测量一国出口产业的全球价值链地位。本文借鉴 Hausmann 等^[36]计算方法,计算 j 商品的技术复杂度:

$$PRODY_j = \sum_{i=1}^n \frac{(x_{ij}/x_i)}{\sum_{j=1}^n (x_{ij}/x_i)} Y_i \quad (8)$$

式中, i 代表地区, j 代表产品, Y_i 代表 i 区域的人均 GDP, x_{ij} 则表示 i 地区 j 产品的出口额, x_i 表示 i 地区出口总额, $PRODY_j$ 表示 j 产品的技术复杂度。在式(8)的基础上可得各省的出口技术复杂度水平测算公式为:

$$expy_i = \sum_{j=1}^n (x_{ij}/x_i) PRODY_j \quad (9)$$

式中, $expy_i$ 表示 i 地区的出口技术复杂度,在此基础上,进行对数化处理。

2. 核心解释变量

数据赋能发展水平 (*data*)。借鉴何琨琰等^[37]的研究成果,从数据赋能基础、数据赋能应用、数据赋能创造 3 个一级指标 13 个二级指标衡量地区数据赋能水平,采用主成分分析法对指标进行赋权,得到地区数据赋能水平综合值。

3. 中介变量

市场一体化 (*mit*)。借鉴盛斌等^[38]的做法,首先采用商品价格比的一阶差分形式计算相对价格,进而根据地区间价格波动方差并按省市合并得出市场分割指数 $var(q_{it}) = [\sum_{i \neq j} var(q_{ijt})]/N$,其中, n 为地区, N 为组合数目, q 为相对价格变动。计算市场一体化程度为: $mit_{it} = \sqrt{1/var(q_{it})}$ 。

4. 调节变量

本文涉及两个调节变量:①人才聚集 (*human*)。选取平均每万人口中大学生人数表示。②金融发展水平 (*fin*)。选取股票市场交易额占 GDP 比重来表示。

5. 控制变量

除数据赋能外,其他因素也会影响地区出口技术复杂度。借鉴已有研究^[39-40],本文选取相关

控制变量:①物流基础设施 (*inf*)。采用地区高速公路里程数与铁路运营里程之和与地区面积的比值来表示。②政府行为 (*gov*)。政府财政支出额占地区国民总值的比重衡量各地区政府对经济的干预力度。③贸易开放程度 (*open*)。贸易开放程度是衡量地区参与国际分工程度的重要指标,采用进出口贸易总额与 GDP 总额的比重表示。④外商直接投资水平 (*fdi*)。用实际利用外资额占地区生产总值的比重表示。

本文的数据来源于《中国统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《高技术产业统计年鉴》《中国贸易外经统计年鉴》以及国研网数据库与各省市统计公报。主要变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 描述性统计

变量类型	变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>expy</i>	330	10.610 1	0.316 0	9.878 7	11.130 8
解释变量	<i>data</i>	330	0.162 1	0.083 6	0.042 7	0.532 1
控制变量	<i>inf</i>	330	0.059 0	0.068 2	0.002 1	0.723 9
	<i>gov</i>	330	0.258 6	0.175 8	0.086 7	1.476 7
	<i>open</i>	330	0.274 6	0.302 9	0.011 5	1.591 4
	<i>fdi</i>	330	0.022 7	0.025 4	0.000 0	0.193 8
中介变量	<i>mit</i>	330	4.175 6	0.662 0	2.358 0	5.569 2
调节变量	<i>human</i>	330	185.295 5	54.913 3	74.395 4	378.415 8
	<i>fin</i>	330	1.570 3	1.898 2	0.125 7	17.418 3

四、实证分析

(一) 直接效应检验

表 2 报告了模型(1)的回归结果。列(1)为只包含核心解释变量数据赋能发展水平的固定效应回归,结果在 1% 水平上显著为正,数据赋能提高 1 单位,出口技术复杂度提高 5.685 9 个单位。列(2)在列(1)的基础上,添加包括物流基础设施、政府行为、贸易开放程度和外商直接投资水平在内的控制变量,结果同样在 1% 水平上显著为正。证实了数据赋能对出口技术复杂度的提升效应,假设 H1 得到验证。列(3)~列(5)分别考察了数据赋能分项指标对出口技术复杂度的影响。回归结果显示,反映数据赋能发展水平的 3 个指标系数均在 1% 水平下显著为正,表明数据赋能基础、数据赋能应用、数据赋能创造均有助于提升出口技术复杂度。其中,列(5)数据赋能创造对出口技术复杂度的促进作用为 11.314 4,略高于列(4)数据赋能应用对出口技术复杂度的促进作用 10.402 9,列(3)数据赋能基础对出口技术复杂度的系数最小,仅为

10.2023。作为地区数据赋能发展与创新能力的体现,数据赋能创造的提升降低了产品的生产成本,高技能的人才有助于产品技术升级从而提升出口技术复杂度。而数据赋能应用是在数据赋能基础要素的支撑下形成的一种以促进经济增长、社会管理、公共服务以及促进地区数据赋能发展为目标的重要过程,反映了一个地区在数据化基础要素支撑下具备的发展能力。因此,数据赋能应用的提高增加了数据赋能基础要素数据化的成功率,从而有效缩短了产品创新研发周期。但由于其存在基础数据要素转化周期长、实施难度大等特点,数据赋能应用对出口技术复杂度的提升只起到辅助作用。数据赋能基础是发展数据赋能所需各种基础建设要素现状的综合体现,所含有的数据化程度较低,因此其对出口技术复杂度的提升作用较小。

表 2 数据赋能出口技术复杂度提升的直接效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>data</i>	5.685 9 *** (0.574 4)	5.384 8 *** (0.495 5)	—	—	—
<i>dataa</i>	—	—	10.202 3 *** (2.157 1)	—	—
<i>datab</i>	—	—	—	10.402 9 *** (2.258 4)	—
<i>datac</i>	—	—	—	—	11.314 4 *** (2.271 6)
<i>inf</i>	—	0.062 9 (0.130 1)	0.672 5 ** (0.269 7)	0.442 0 (0.288 1)	0.320 6 (0.234 8)
<i>fdi</i>	—	-6.111 4 *** (1.329 6)	-8.534 7 *** (2.193 4)	-11.187 8 *** (2.426 3)	-7.822 5 *** (1.849 6)
<i>open</i>	—	0.307 6 (0.225 1)	-0.327 3 (0.202 5)	-0.841 0 *** (0.293 0)	0.209 4 (0.272 1)
<i>gov</i>	—	0.645 9 *** (0.189 3)	0.836 2 *** (0.292 9)	1.123 0 *** (0.345 3)	0.861 2 *** (0.272 5)
常数项	9.688 6 *** (0.093 1)	9.621 0 *** (0.101 4)	10.216 3 *** (0.127 5)	10.589 2 *** (0.113 1)	9.825 6 *** (0.145 9)
地区效应	Y	Y	Y	Y	Y
时间效应	Y	Y	Y	Y	Y
<i>R</i> ²	0.737 3	0.771 0	0.594 5	0.471 2	0.629 8
观测值	330	330	330	330	330

注: *、** 和 *** 分别表示在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 时有统计学意义;括号内为稳健标准误。下同。

(二)间接效应检验

前文的结果已经验证了数据赋能可以提升出口技术复杂度,接下来为考察市场一体化的中介效应是否存在,对模型(2)~模型(4)进行估计,结果如表 3 所示。列(1)表明数据赋能对出口技术复杂度的直接效应存在,中介检验第一步得到验证。列(2)中数据赋能发展对市场一体化的影响

系数显著为正,说明数据赋能对市场一体化的提升存在积极影响,中介检验第二步得到验证。列(3)的结果显示,在同时加入数据赋能与市场一体化的情况下,数据赋能的系数降低为 1.428 0 并在 1% 的水平下显著,市场一体化对出口技术复杂度的影响作用显著为正,中介检验第三步得到验证。因此,数据赋能可以通过提高市场一体化水平促进地区出口技术复杂度的提升,假设 H2 得到验证。从影响的总效应、直接效应与间接效应的数值看,市场一体化起到了部分中介的效果。数据赋能影响出口技术复杂度的总效应为 5.384 8,直接效应为 1.428 0,由市场一体化所致的间接效应为 3.956 8,中介效应占总效应比为 73.48%。

表 3 中介效应检验

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>expy</i>	<i>mit</i>	<i>expy</i>
<i>data</i>	5.384 8 *** (0.495 5)	4.954 0 *** (0.487 1)	1.428 0 *** (0.354 9)
<i>mit</i>	—	—	0.798 7 *** (0.064 6)
常数项	9.621 0 *** (0.101 4)	3.217 6 *** (0.115 9)	7.051 0 *** (0.228 9)
控制变量	Y	Y	Y
地区效应	Y	Y	Y
时间效应	Y	Y	Y
<i>R</i> ²	0.771 0	0.720 7	0.920 5
观测值	330	330	330

(三)有调节的中介效应检验

采用逐步检验法对式(5)~式(7)进行有调节的中介效应检验,结果如表 4 所示。列(1)~列(3)展示了人才聚集的调节效应,列(1)中数据赋能、人才聚集、人才聚集与数据赋能交互项的估计系数均显著为正,说明人才聚集对出口技术复杂度具有正向影响,并对直接效应存在显著的正向调节效应。列(2)~列(3)对人才聚集的有调节的中介作用进行检验,列(2)的结果显示,人才聚集与市场一体化对出口技术复杂度均有正向促进作用,二者交互项的系数显著为正,说明人才聚集正向调节了“市场一体化—出口技术复杂度”路径。列(3)的结果显示,人才聚集与市场一体化的交互项系数显著为正,同时人才聚集与数据赋能的交互项系数显著为正,表明人才聚集正向调节了市

场一体化与出口技术复杂度的关系。假设 H3 得到验证。列(4)~列(6)展示了金融发展对市场一体化中介效应的调节作用结果,列(4)中数据赋能、金融发展与数据赋能的交互项均对出口技术复杂度有显著的正向作用,表明金融发展会促进出口技术复杂度的提升,并且金融发展水平高的地区数据赋能对出口技术复杂度的促进作用更明显。列(5)的结果显示,金融发展和市场一体化的

交互项对出口技术复杂度具有显著的正向影响,说明金融发展正向调节了“市场一体化—出口技术复杂度”这一路径。列(6)的结果显示,市场一体化与数据赋能、金融发展与市场一体化交互项的回归系数显著为正,可知在市场一体化影响出口技术复杂度的过程中,金融发展调节了直接路径并调节了后半段中介效应。假设 H4 得到验证。

表 4 有调节的中介效应检验

变量	<i>human</i> 的调节作用			<i>fin</i> 的调节作用		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>data</i>	4.926 0 *** (1.665 0)	1.514 8 *** (0.364 9)	0.098 4 (1.950 3)	5.147 1 *** (0.251 4)	1.404 5 *** (0.354 3)	1.435 7 *** (0.229 3)
<i>mit</i>	— —	0.777 6 *** (0.088 5)	0.890 9 *** (0.159 5)	— —	0.774 2 *** (0.065 4)	0.770 5 *** (0.036 0)
<i>human</i>	0.008 5 *** (0.001 3)	0.007 3 *** (0.001 8)	0.009 0 *** (0.002 5)	— —	— —	— —
<i>human</i> × <i>data</i>	0.009 1 *** (0.002 1)	— —	0.007 5 *** (0.002 6)	— —	— —	— —
<i>human</i> × <i>mit</i>	— —	0.001 0 *** (0.000 4)	0.001 7 ** (0.000 8)	— —	— —	— —
<i>fin</i>	— —	— —	— —	-0.034 5 * (0.018 2)	-0.060 5 ** (0.029 3)	-0.069 1 ** (0.032 2)
<i>fin</i> × <i>data</i>	— —	— —	— —	0.076 8 * (0.045 7)	— —	0.018 6 * (0.010 0)
<i>fin</i> × <i>mit</i>	— —	— —	— —	— —	0.011 6 * (0.006 3)	0.014 6 ** (0.006 9)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
常数项	8.628 3 *** (0.172 0)	6.650 0 *** (0.242 9)	6.355 2 *** (0.440 8)	9.672 4 *** (0.070 5)	7.164 3 *** (0.232 9)	7.175 6 *** (0.124 6)
<i>R</i> ²	0.883 1	0.937 2	0.937 8	0.777 2	0.923 3	0.923 3
观测值	330	330	330	330	330	330

在加入调节变量后,本文进一步对市场一体化的中介路径做整体效应分析。在“数据赋能—出口技术复杂度”的作用路径中,人才聚集调节的中介效应为 4.926 0 + 0.009 1 *human*,金融发展调节的中介效应为 5.147 1 + 0.076 8 *fin*;在“市场一

体化—出口技术复杂度”的作用路径中,人才聚集调节的中介效应为 0.890 9 + 0.001 7 *human*,金融发展调节的中介效应为 0.770 5 + 0.014 6 *fin*,因此,市场一体化的中介效应为: 4.413 5 + 0.008 4 *human* 和 3.817 1 + 0.072 3 *fin*。具体如图 1 所示。

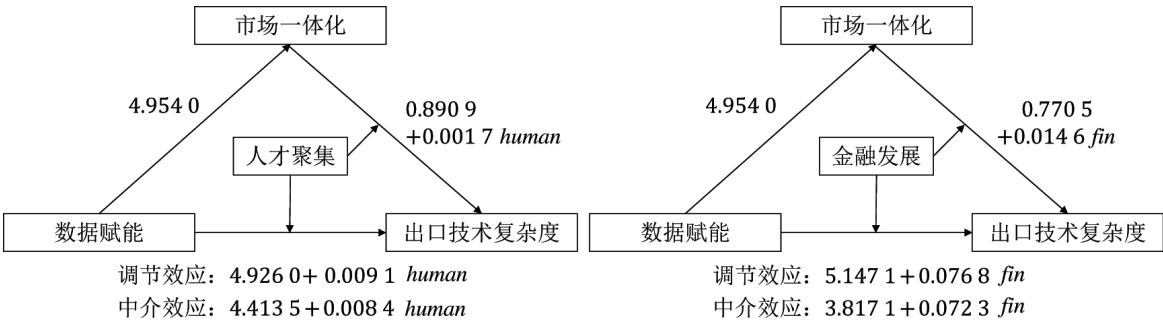


图 1 有调节的中介效应模型

(四) 稳健性检验

1. 内生性分析。下面我们将考虑数据赋能出口技术复杂度提升的影响效应模型中潜在的内生性问题。一方面,由于出口技术复杂度更高的地区可能在技术创新、新型基础设施建设等方面更加领先,因此该地区可能拥有更高的数据赋能发展水平,这将导致数据赋能与出口技术复杂度之间存在一定的因果内生关系;另一方面,影响出口技术复杂度的因素较为复杂,本文所选取的控制变量难以全部涵盖,可能会存在遗漏变量所导致的内生性问题。工具变量的选择借鉴黄群慧等(2019)^[41]、张岳等^[42]的做法,选取人均邮电业务(*pcpt*)和移动电话普及率(*tpr*)的自然对数作为数据赋能的工具变量,既满足工具变量与解释变量“相关性”要求,又满足工具变量与其他变量“排他性”要求,结果见表5。可以看到,工具变量人均邮电业务和移动电话普及率的 $K-P rk LM$ 统计量均在1%的水平下拒绝原假设,说明工具变量能够被有效识别; $A-R Wald F$ 统计量均在1%的显著性水平下通过内生回归元联合显著性检验; $C-D Wald F$ 统计量均大于1%显著性水平的临界值,说明拒绝工具变量弱识别检验。因此,在使用不同

工具变量进行估计的结果中,数据赋能发展依然表现出对出口技术复杂度的正向促进作用,这进一步佐证了前文得出的结论。

2. 替换关键变量。第一,替换核心解释变量。基准回归中数据赋能是基于主成分分析法测算的结果,为消除测度方法可能存在的偏误,将使用熵权法重新测算数据赋能(*tata*)。表6列(1)显示,在更换核心解释变量后,数据赋能对出口技术复杂度的正向影响在1%的水平上显著。第二,替换被解释变量。一方面,为避免极端值造成估计结果偏误,对被解释变量进行1%的截尾处理,估计结果如表6列(2)所示。另一方面,制造业为推动我国工业发展具有重要支撑作用,本文将使用各地区制造业行业产品出口值重新计算制造业出口技术复杂度(*mec*),列(3)使用制造业出口技术复杂度对模型进行重新估计,可以看到,核心解释变量数据赋能的回归系数仍在1%的水平下显著,说明结果稳健。

3. 缩短回归样本时间维度。将实证回归的样本时间维度缩短至最近5年(即2014—2018年),估计结果见表6列(4)。数据赋能发展的系数在1%水平下显著为正,说明结果稳健。

表5 内生性检验

变量	工具变量(<i>pcpt</i>)		工具变量(<i>tpr</i>)		同时加入 <i>pcpt</i> 与 <i>tpr</i>	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>data</i>	—	6.191 4 *** (0.310 0)	—	8.234 0 *** (0.412 9)	—	6.921 5 *** (0.331 9)
<i>pcpt</i>	0.062 8 *** (0.002 6)	—	—	—	0.044 5 *** (0.003 6)	—
<i>tpr</i>	—	—	0.119 6 *** (0.010 2)	—	0.056 7 *** (0.008 9)	—
地区效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
$K-P rk LM$ 值	78.533 [0.000 0]		89.850 [0.000 0]		91.240 [0.000 0]	
$C-D Wald F$ 值	659.518 {16.38}		396.066 {16.38}		468.148 {19.93}	
$A-R Wald F$ 值	540.03 [0.000 0]		360.48 [0.000 0]		901.04 [0.000 0]	
R^2	0.940 0	0.770 5	0.917 2	0.669 1	0.953 6	0.747 3
观测值	330	330	330	330	330	330

注: $K-P rk LM$ 值是工具变量识别不足检验统计量; $C-D Wald F$ 值是工具变量弱识别检验; $A-R Wald F$ 值为内生回归元联合显著性检验;[]中数值是对应统计量的 p 值;{ }中数值为对应统计量在10%统计水平下的临界值。

4. 控制固定效应。出口技术复杂度较高的地区,互联网也会得到优先发展,进而在数据赋能的应用上也有着“先发优势”,使得本文实证部分的因果关系判断面临内生问题。对此,参照赵涛等^[43]的方法,加入省份所在地区^①与年份的交乘项重新回归,以缓解数据赋能广泛发展可能带来宏观系统性环境的变化。表6列(5)和列(6)结果表明,在控制了区域经济因素对结果的影响后,研

究结论仍然是稳健的。

5. Bootstrap 方法。采用偏差纠正的非参数百分位 Bootstrap 法验证中介效应的存在,将抽样次数设定为5 000次与1 000次,从表7的结果中可以看到,市场一体化的中介效应系数显著为正,95%的置信区间与偏差纠正95%置信区间内均不包含0,因此市场一体化的中介效应显著。

表6 其他稳健性检验

变量	替换 <i>data</i>	剔除异常值	替换 <i>mec</i>	缩短时间	控制固定效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>data</i>	— —	5.376 9 *** (0.500 7)	5.384 8 *** (0.495 5)	3.116 9 *** (0.347 3)	6.107 0 *** (0.022 8)	6.107 0 *** (0.020 2)
<i>tata</i>	6.473 4 *** (0.789 3)	— —	— —	— —	— —	— —
常数项	9.710 5 *** (0.111 4)	9.640 4 *** (0.101 4)	9.621 0 *** (0.101 4)	9.889 6 *** (0.087 5)	5.758 3 *** (0.092 8)	5.744 8 *** (0.082 2)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
地区效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
区域效应	N	N	N	N	Y	Y
区域×年份	N	N	N	N	N	Y
<i>R</i> ²	0.754 7	0.766 1	0.771 0	0.802 9	0.827 1	0.924 2
观测值	330	323	330	150	330	330

表7 Bootstrap 方法检验

抽样次数	效应类型	估计系数	标准差	<i>z</i> 值	百分位 95%置信区间	偏差纠正 95%置信区间
5 000 次	中介效应	3.956 8	0.260 5	15.18 ***	[3.446 0,4.486 1]	[3.458 4,4.502 1]
	直接效应	1.428 0	0.270 2	5.28 ***	[0.919 7,1.966 9]	[0.946 9,2.007 0]
1 000 次	中介效应	3.956 8	0.249 2	15.87 ***	[3.513 1,4.496 4]	[3.527 3,4.553 8]
	直接效应	1.428 0	0.267 4	5.35 ***	[0.928 5,1.974 4]	[0.951 7,1.978 6]

六、结论与政策建议

(一) 结论

数据赋能是进一步推动出口技术复杂度的强大动力。本文从数据赋能基础、数据赋能应用和数据赋能创造3个维度构建数据赋能指标体系,并从市场一体化的中介效应角度以及人才聚集和金融发展的调节效应角度全面厘清数据赋能影响出口技术复杂度的作用机理。基于2008—2018年中国30个省份(除港澳台及西藏外)的面板数据,对数据赋能影响出口技术复杂度的直接效应、间接效应与有调节的中介效应进行了实证检验。研究发现:

①数据赋能对出口技术复杂度具有显著的正向促进作用,其3个子维度对出口技术复杂度的影响均显著为正,其中,数据赋能作用最明显。②市场一体化是数据赋能推动地区出口技术复杂度提升的重要机制。③人才聚集和金融发展可以调节数据赋能对出口技术复杂度的影响作用,人才聚集和金融发展水平高的地区,数据赋能对出口技术复杂度的作用更明显。④人才聚集和金融发展可以调节市场一体化的中介效应,在“市场一体化—出口技术复杂度”路径中,人才聚集和金融发展存在正向调节效应。

① 本文对中国(除港澳台及西藏外)30个省份的区域划分参照国家统计局:东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南共11个省份;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南共8个省份;西部地区包括广西、内蒙古、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆共11个省份。

(二) 政策建议

第一,在数据赋能驱动出口技术复杂度的现实之下,应加大对数据基础设施的建设、推广数据要素的应用、充分发挥数据要素的创造性价值。一方面,大力推进数字技术产业化进程,加快 5G、数据中心等新型基础设施的建设工作,重点突破关键核心技术,包括大数据、人工智能及云计算等多项数字技术的应用。另一方面,大力推进产业数字化进程,重视数据要素在传统产业中的运用,推动传统产业数字化发展,实现数据技术与实体经济的深度融合,优化出口产品结构,促进出口技术复杂度提升。

第二,市场一体化在数据赋能影响出口技术复杂度的过程中起到不可忽视的中介作用,发挥好数据赋能服务市场一体化进程,对于促进地区出口技术复杂度具有深远意义。数据要素具有跨地域、跨时空的特殊优势,因此要鼓励数据要素在地区间、市场间充分流动,打破妨碍要素自由流动的制度壁垒,以数字经济为抓手建设全国统一大市场,实现全国经济协同发展。此外,要深度挖掘数据要素,提升区域间、市场间生产与消费过程的透明度,打通供需缓解,进一步统筹国内大市场,做到“以内促外”与“内外并举”,提升地区出口技术复杂度。

第三,鉴于人才聚集和金融发展的直接调解作用与对中介路径的调节作用,一方面,应将人才聚集作为推动地区数据赋能发展的重要抓手,创造创新人才环境、培养数字型人才。另一方面,应将金融发展作为地区数据赋能发展的重要基础,加强地区金融业发展,深化金融市场化改革,缓解企业“融资难”,进一步提升地区出口技术复杂度。

参考文献:

- [1] 郝凤霞,张璘. 低端锁定对全球价值链中本土产业升级的影响[J]. 科研管理,2016,37(S1):131-141.
- [2] SAMBIT, LENKA, VINIT, et al. Digitalization capabilities as enablers of value Co-creation in Servitizing Firms[J]. Psychology & marketing, 2017,34(1):92-100.
- [3] 孙新波,苏钟海. 数据赋能驱动制造业企业实现敏捷制造案例研究[J]. 管理科学,2018,31(5):117-130.
- [4] 焦勇. 数字经济赋能制造业转型:从价值重塑到价值创造[J]. 经济学家,2020(6):87-94.
- [5] 刘静,惠宁. 数据赋能驱动文化产品创新效率研究——基于中国省域面板数据的实证检验[J]. 华中师范大学学报(人文社会科学版),2020,59(4):87-97.
- [6] 葛和平,吴福象. 数字经济赋能经济高质量发展:理论机制与经验证据[J]. 南京社会科学,2021(1):24-33.
- [7] 刘启雷,张媛,雷雨嫣,等. 数字化赋能企业创新的过程、逻辑及机制研究[J]. 科学学研究,2022,40(1):150-159.
- [8] 余菲菲,王丽婷. 数字技术赋能我国制造企业技术创新路径研究[J]. 科研管理,2022,43(4):11-19.
- [9] HUMPHREY J S. Governance and upgrading: linking industrial cluster and global value chain research, IDS Working Paper,2000,120.
- [10] 姚战琪. 数字经济对中国对外贸易竞争力的多重影响[J]. 财经问题研究,2022,458(1):110-119.
- [11] 范鑫. 数字经济发展、国际贸易效率与贸易不确定性[J]. 财贸经济,2020,41(8):145-160.
- [12] 徐慧超,张曼芮,陆香怡,等. 数字化对于国际贸易发展及竞争格局的影响[J]. 调研世界,2022(6):11-22.
- [13] 钟敏,王增涛. 数字经济与出口增长——基于中国城市 and 海关数据的研究[J]. 国际经贸探索,2022,38(9):21-37.
- [14] 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[J]. 宏观经济研究,2022(3):82-93.
- [15] 毛其淋. 人力资本推动中国加工贸易升级了吗?[J]. 经济研究,2019,54(1):52-67.
- [16] HAUSMANN R, HWANG J, RODRIK D. What you export matters[J]. Journal of economic growth, 2007,12(1):1-25.
- [17] 黄永明,张文洁. 中国出口技术复杂度的演进机理——四部门模型及对出口产品的实证检验[J]. 数量经济技术经济研究,2012,29(3):49-62,89.
- [18] 赵红,彭馨. 中国出口技术复杂度测算及影响因素研究[J]. 中国软科学,2014(11):183-192.
- [19] 洪世勤,刘厚俊. 中国制造业出口技术结构的测度及影响因素研究[J]. 数量经济技术经济研究,2015,32(3):77-93.
- [20] 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.
- [21] 党琳,李雪松,申烁. 制造业行业数字化转型与其出口技术复杂度提升[J]. 国际贸易问题,2021(6):32-47.
- [22] 夏杰长,徐紫嫣,姚战琪. 数字经济对中国出口技术

复杂度的影响研究[J]. 社会科学战线,2022(2):65-75.

[23] KOHLI R, MELVILLE N P. Digital innovation: a review and synthesis[J]. Information systems journal, 2019, 29(1): 200-223.

[24] 韩璐, 陈松, 梁玲玲. 数字经济, 创新环境与城市创新能力[J]. 科研管理, 2021(4):11.

[25] 王谦, 付晓东. 数据要素赋能经济增长机制探究[J]. 上海经济研究, 2021(4):55-66.

[26] 祝合良, 李晓婉. 数字经济驱动强大国内市场形成的机理、动力与对策——基于我国强大国内市场形成基本条件与所面临困境[J]. 中国流通经济, 2022, 36(6):25-36.

[27] 雷娜, 郎丽华. 国内市场一体化对出口技术复杂度的影响及作用机制[J]. 统计研究, 2020, 37(2):52-64.

[28] 曹威麟, 姚静静, 余玲玲, 等. 我国人才集聚与三次产业集聚关系研究[J]. 科研管, 2015, 36(12):172-179.

[29] 裴玲玲. 科技人才集聚与高技术产业发展的互动关系[J]. 科学学研究, 2018, 36(5):813-824.

[30] MÄNNASOO K, HEIN H, RUUBEL R. The contributions of human capital, R&D spending and convergence to total factor productivity growth[J]. Regional studies, 2018, 52(12): 1598-1611.

[31] 谢非, 袁露航, 傅炜. 长三角区域何以实现高质量市场一体化? ——基于对外开放、产业结构升级、金融发展视角[J]. 改革, 2021(6):112-124.

[32] 周正柱, 李瑶瑶. 市场一体化与经济增长——基于长三角城市群面板数据的空间计量分析[J]. 华东经济管理, 2022, 36(4):19-30.

[33] 唐松, 伍旭川, 祝佳. 数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]. 管理世

界, 2020, 36(5):52-66, 9.

[34] 王智新, 韩承斌, 朱文卿. 数字金融发展对出口技术复杂度的影响研究[J]. 世界经济研究, 2022(8):26-42, 135-136.

[35] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5):731-745.

[36] RICARDO H, JASON H, DANI R. What you export matters[J]. Journal of economic growth, 2007, 12(1): 1-25.

[37] 何琨玟, 赵景峰. 供给侧结构性改革背景下数据赋能驱动产业结构升级的机制与效应[J]. 经济体制改革, 2022(4):95-103.

[38] 盛斌, 毛其淋. 贸易开放、国内市场一体化与中国省际经济增长: 1985—2008 年[J]. 世界经济, 2011(11): 44-66.

[39] 刘维林, 李兰冰, 刘玉海. 全球价值链嵌入对中国出口技术复杂度的影响[J]. 中国工业经济, 2014(6):83-95.

[40] 王永进, 盛丹, 施炳展, 等. 基础设施如何提升了出口技术复杂度? [J]. 经济研究, 2010, 45(7):103-115.

[41] 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.

[42] 张岳, 周应恒. 数字普惠金融、传统金融竞争与农村产业融合[J]. 农业技术经济, 2021(9):68-82.

[43] 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.

(本文责编: 海洋)