

收稿日期:2023-10-06

数字经济赋能高技术制造业出口技术复杂度

——基于2011—2020年中国30个省市的面板数据

周 经, 马 洋

(安徽财经大学 国际经济贸易学院, 安徽 蚌埠 233030)

摘要:基于2011—2020年30个省市的面板数据,从数字基础设施、数字发展环境和数字应用产出三个维度构建数字经济发展指标,运用中介和门槛效应模型实证检验了数字经济对中国高技术制造业出口技术复杂度的影响。结果表明,数字经济显著提升了高技术制造业出口技术复杂度,且影响具有非线性特征。进一步研究发现,数字经济对技术密集型制造业出口技术复杂度的影响更为显著,数字基础设施对资本密集型高技术制造业影响更显著。机制检验表明,数字经济提高了区域创新水平,降低了区域交易成本,进而促进了高技术制造业出口技术复杂度提升。

关键词:数字经济;高技术制造业;出口技术复杂度;门槛效应

中图分类号:F125;F752

文献标识码:A

文章编号:1003-6873(2024)02-0039-15

基金项目:国家社科基金一般项目“数字经济背景下中国对外投资理性增长与治理机制创新研究”(18BGJ011)。

作者简介:周经(1982—),男,安徽舒城人,安徽财经大学国际经济贸易学院教授,博士,主要从事数字经济、对外直接投资研究;马洋(1998—),男,安徽马鞍山人,安徽财经大学国际经济贸易学院硕士研究生,主要从事数字经济、对外直接投资研究。

DOI:10.16401/j.cnki.ysxb.1003-6873.2024.02.019

一、引言

自加入WTO以来,凭借低成本优势,中国制造业出口取得了巨大发展。然而,在逆全球化和低成本优势削弱的背景下,中国制造业面对激烈的国际竞争,容易陷入价值链“低端锁定”和“高端围堵”的两难境地^[1-2]。随着2015年实施供给侧结构性改革,中国的贸易结构逐渐发生了改变。根据海关总署的数据,我国出口贸易中一般贸易占比已经从2015年的53.41%上升到2022年的63.63%,加工贸易占比由35.09%下降至22.52%,一般贸易逐步替代加工贸易成为出口贸易的主要形式的结构转型趋势不断增强,然而高端产品依赖进口的局面并没有显著改善,制造业转型升级道路依然漫长。2020年新冠肺炎疫情在全球蔓延,数字经济异军突起,通过对传统产业的技术赋能,助力制造业出口率先复苏,强化了中国在全球数字经贸规则博弈中的话语

权^[3]。当今,中国外贸已进入调速换挡的新时代,迫切需提升高技术制造业出口质量,此时数字经济能否继续发挥作用?它的作用机制是什么?党的二十大报告指出,要打造具有国际竞争力的数字产业集群,夯实制造业发展基础。在举国体制提升贸易竞争力的大背景下,对上述问题的研究,不仅可以全面探究数字经济对中国高技术制造业的影响机制,还可以帮助企业充分利用数字化转型重构竞争优势,从而实现出口质量提升,助力中国外贸高质量发展。

近年来,中国数字经济规模迅速扩大,截至2022年,数字经济规模已达50.2万亿元,GDP占比达41.5%,已经成为推动经济增长的新引擎。随着数字技术不断突破,数字产业化和产业数字化协同发展,企业能最大程度享受到数字发展红利,进而为高技术制造业完成智能化升级、助力技术攻关提供了难得的机遇。“十四五”规划明确强调要加快数字化发展,建设数字中国。制造业的“数字赋能”,企业实施智慧决策与差异化竞争,能提升企业生产效率和创新能力,从而有效提升产品附加值和竞争力。此外,制造业企业通过数字化转型还可以降低信息搜索成本,优化创新资源配置,增强出口竞争优势^[4-5]。由此可见,数字经济已成为新时代推动中国制造业高质量走出去的重要影响因素。

由于数字经济正处于技术快速迭代、与实体经济产业全面融合的阶段,人们对数字经济的内涵界定难以统一,故不同国家的不同学者采用的测算方法也不尽相同。学者们更关注数字经济对社会发展的赋能作用,包括数字经济赋能产业结构升级^[6-7]、资源配置与效率提升^[8]、绿色发展^[9-10]和技术创新^[11-13]等方面。关于出口技术复杂度的研究,与本文关联度较高的文献主要考察技术进步和效率提升的影响。张兵兵等^[14]认为人工智能可促进企业创新,进而推动出口技术复杂度提升。陈晓华等^[15]研究发现,服务业开放可以通过提升企业技术创新水平,促进出口技术复杂度提升。关于数字经济对出口技术复杂度的影响,一些学者从数字经济整体发展水平的宏观视角出发,认为数字经济的发展能显著促进出口技术复杂度的提升^[6-8]。然而,数字经济的影响存在异质性,对不同国家、不同行业 and 不同地区出口技术复杂度的提升作用效果不一^[9-11]。在产业数字化大力推进的过程中,越来越多的学者开始关注制造业数字化转型对出口技术复杂度的影响及理论机制^[12-14]。制造业企业通过数字化转型可以扩大市场规模以及对产品进行数字赋能,从而提高其出口技术复杂度^[15]。与此同时,部分学者也从数字经济的细分角度考察了其对外出口技术复杂度的影响。以数字贸易视角来观察,数字产品的进口既可以提升企业的生产效率,又能够实现产品生产多样化,有利于出口技术复杂度的提升^[16-18]。此外,数字金融发展水平也对出口技术复杂度具有显著的正向影响,并且具有空间溢出效应^[19]。目前,鲜有文献将数字经济与高技术制造业出口技术复杂度二者联系起来并验证其影响机制。

梳理文献可知,已有文献虽为本研究奠定了坚实的理论基础,但仍需进一步深化。现有关于数字经济与出口技术复杂度的研究大多以数字经济整体发展水平和整个制造业大类为视角,鲜有文献讨论数字经济细分指标对高技术制造业出口技术复杂度的影响及其内在机制。因此,本研究的边际贡献可能有:

第一,细化数字经济和出口技术复杂度的研究。现有文献主要测算了区域整体的数字化水平,对构成数字经济的细分指标的研究深度略显不足,本文对出口技术复杂度的研究作进一步细分,探究数字经济及细分指标与高技术制造业出口技术复杂度的关系。第二,丰富了数字经济与高技术制造业出口技术复杂度的研究结论。本文基于2011—2020年省级面板数据,从数字基础设施、数字发展环境和数字应用产出三个维度测算数字经济发展水平,采用门槛效应模型等方法,实证检验了财政科技支出水平的异质性影响,为提升高技术制造业出口技术复杂度的政策制定提供参考。第三,拓宽了数字经济对高技术制造业出口技术复杂度的影响渠道,从创新水平和交易成本中介角度出发,探索数字经济影响高技术制造业出口技术复杂度的内在机理,通过多种

实证模型进行验证,为中国高技术制造业发展提供经验证据。

二、理论基础与研究假说

(一)数字经济对高技术制造业出口技术复杂度的影响分析

出口技术复杂度不仅是某一国家或地区出口产品技术含量的反映,也是生产效率和出口结构的重要体现。首先,数字经济助推传统制造业转型升级,通过数字化平台实现资源高效整合与共享,能够大大提高区域内企业的研发效率,从而提升出口产品的技术含量。企业和银行等金融机构间可以利用数字应用技术加强彼此的沟通交流,消除信息不对称,降低企业融资成本^[20]。由于数字经济的各个方面相互关联,企业可以使用数据进行决策和分析,极大提高了管理水平,经济活动趋于更加精细和高效,从而能够在一定程度上节约生产成本,提高生产效率。

其次,在国际贸易中,不同国家(地区)之间的交流成本对贸易规模的扩大影响深远,位于不同国家(地区)的交易双方,往往为寻找差异化产品不得不支付高昂的信息搜索成本。而数字技术的广泛应用一方面可以显著降低经济活动中的信息搜索和交流成本,提高市场主体的运作效率^[21],另一方面也提高了市场的透明度和竞争度,优化了贸易环境,促进了出口效率,也能够促进进出口技术复杂度提升。

最后,数字经济拓宽了国际贸易的范围,优化了出口结构。不同国家(地区)间数字基础设施的互联互通,突破了传统贸易的地理界限,摆脱了贸易时间的限制,扩大了国际贸易范围。此外,数字贸易(网络游戏、在线教育、智能语音助手、社交媒体等)基于互联网实现了全球范围内的交易,拓展了市场空间,推动了高附加值数字产品的出口,出口结构得以优化升级。

据此,本文提出如下假说:

H1:数字经济能够显著提升高技术制造业出口技术复杂度。

(二)数字经济对高技术制造业出口技术复杂度的影响机制分析

数字经济可以通过增强企业创新动力、传播创新创业思想、优化企业营商环境等方式培育更多创新主体,进而提高区域技术创新水平。第一,数字经济的发展激发了客户的多样性需求,企业以客户需求为导向,激发自身创新驱动动力。数字经济通过加强企业探索式和利用式创新,可以为企业的持续创新赋能^[32-33],还可以通过数字协同能力驱动商业模式的转变,提高企业创新能力^[34]。第二,数字经济为创业者提供了信息交流和搜索的平台,无论对创业商机的把握还是对创业信息的分享都具有重大推动作用^[35],加速了创新创业思想的传播。第三,数字技术通过互联网平台将政府主体与市场主体统一起来,政企之间可以实现双向信息流动,有助于减少制度性摩擦,优化企业营商环境^[36-37]。

区域创新水平的提高可促进高技术制造业出口技术复杂度提升。一方面,高技术制造业出口技术复杂度提升与企业创新高度相关,任何提高创新水平的因素都可能促进出口技术复杂度提升^[38]。另一方面,企业自主创新水平的提高不但能直接转化为先进的生产技术,而且可以增强企业对技术溢出的吸收能力,从而显著提升出口技术复杂度^[39-40]。据此,提出如下假说:

H2:数字经济可以通过提高区域创新水平促进高技术制造业出口技术复杂度提升。

数字经济可以通过加强交流协作、控制投资风险等方式降低区域交易成本。数字经济加强了位于不同国家(地区)、不同生产环节的企业间交流协作,降低了企业间的沟通成本,从而降低了制造业的交易成本。数字化时代,企业通过互相合作和信息共享,不仅可以提高生产效率,还可以打破传统经济条件下地方保护主义造成的区域垄断和封锁,提高市场化水平,进而促进区域

交易成本最小化^[41-42]。基于数字时代的海量数据,企业还可以借助数字技术进行项目的风险评估和发展趋势预测,控制投资风险,从而降低交易成本。

区域交易成本降低可以促进高技术制造业出口技术复杂度提升。技术含量越高的产品,出口面临的不确定性越大^[43]。区域交易成本的降低在一定程度上减轻了企业的经营压力,企业有更多精力关注出口业务,减少了出口活动的不确定性。因此,区域交易成本的降低有利于高技术制造业企业产品的出口技术复杂度提升。据此,本文提出如下假说:

H3:数字经济可以通过降低区域交易成本促进高技术制造业出口技术复杂度提升。

(三)数字经济对高技术制造业出口技术复杂度的非线性影响

数字经济的快速发展既是经济市场化的结果,也离不开政府这只“看得见”的手的驱动作用,尤其是政府对于科技领域的投入不仅影响着数字化进程,也与企业的技术创新密切相关。然而,政府的财政支出是有限的,在有限的财政科技支出资金约束下,政府投资于非数字科技领域的比例越多,势必会减少对数字科技领域的投资,从而制约数字经济的发展^[44]。另一方面,政府的财政科技支出方向给了市场具体的信号传递效应,获得政府支持的企业在一定程度上缓解了融资压力,激励企业加大研发和创新投入,进而促进了企业数字化转型^[45]。此外,大量研究发现,财政科技支出能够促进技术创新,推动全要素生产率提升^[46-47],进而促进高技术制造业企业出口技术复杂度提升。由上述分析可知,政府财政支出水平对数字经济与高技术制造业出口技术复杂度的影响可能存在一个门槛,当低于门槛值时,由于挤出效应,抑制了数字经济对高技术制造业出口技术复杂度的影响;当跨越门槛值后,强化了数字经济对高技术制造业出口技术复杂度的影响。据此,本文提出如下假说:

H4:当政府财政科技支出水平跨越门槛值后,数字经济对高技术制造业出口技术复杂度提升的促进作用增强。

数字经济促进高技术制造业出口技术复杂度提升的作用机制如图1所示。数字经济可以通过直接效应促进高技术制造业出口技术复杂提升,且影响具有非线性特征。此外,区域创新水平和区域交易成本在其中起中介作用。

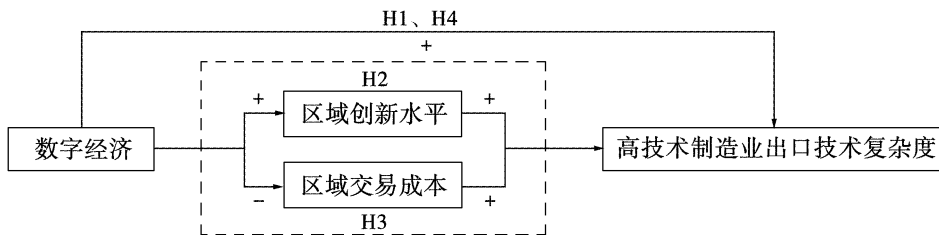


图1 数字经济促进高技术制造业出口技术复杂度提升的作用机制

三、研究设计

(一)模型设计

为了研究数字经济对中国高技术制造业出口技术复杂度的影响,基于数据的可得性,本文选取30个省市(西藏与港澳台除外)2011—2020年面板数据进行研究,并设计以下计量模型:

$$\ln High_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Dige_{it} + \alpha_2 Control_{it} + v_i + v_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 表示省市; t 表示年份; α_0 表示常数项; α_1 表示核心解释变量数字经济发展水平的估计系数; α_2 表示控制变量的系数; v_i 表示不随时间变化的省份固定效应; v_t 表示时间固定效应; ϵ_{it} 为模型的随机扰动项; $High_{it}$ 表示 i 省市 t 年的高技术制造业出口技术复杂度; $Dige_{it}$ 表示 i 省市 t 年的数字经济发展水平; $Control_{it}$ 表示一系列控制变量。

(二) 变量说明与测度

1. 被解释变量: 高技术制造业出口技术复杂度($\ln High$)

OECD 根据 ISIC Rev. 3 中不同行业的研发密度差异对制造业分类, 本文将其中的中高技术和高技术制造业合并, 并与出口数据匹配, 得到新的高技术制造业。文章参考 Xu and Lu^[48] 的做法, 使用省级出口数据替代 Hausmann 等人使用的国家层面数据^[49], 分别计算出各省市的高技术制造业出口技术复杂度。具体计算过程如下, 首先计算出产品层面的出口技术复杂度, 公式如下:

$$ETC_{jt} = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{x_{ijt}/X_{it}}{\sum_i (x_{ijt}/X_{it})} Y_{it}}{\sum_i (x_{ijt}/X_{it})} Y_{it} \quad (2)$$

在式(2)中, ETC_{jt} 表示 j 产品 t 年出口技术复杂度, x_{ijt} 表示 i 省市 j 产品 t 年的出口额, X_{it} 表示 i 省市 t 年高技术制造业的总出口额, Y_{it} 表示 i 省市 t 年的人均 GDP。

然后加总到产业层面, 即可得到省级高技术制造业出口技术复杂度, $High_{it}$:

$$High_{it} = \sum_j (x_{ijt}/X_{it}) ETC_{jt} \quad (3)$$

在式(3)中, $High_{it}$ 表示 i 省市 t 年高技术制造业出口技术复杂度, 出口数据来源于国研网。

2. 解释变量: 数字经济发展水平($Dige$)

本文从投入产出视角出发构建数字经济测算指标体系。数字投入从数字基础设施和数字发展环境两个方面构建, 其中数字基础设施反映了现实的数字化发展能力, 而数字发展环境体现了潜在的数字化发展能力。参考茶洪旺和左鹏飞^[50] 对信息化水平的测度指标, 选取了四个指标对数字化基础设施进行测度, 选取两个指标对数字发展环境进行测度。数字产出从数字应用产出方面构建, 反映了数字经济发展成果, 选取了三个指标进行衡量。相应指标见表 1, 其中二级指标 3 个、三级指标 9 个, 利用熵值法分别计算各二级指标得分和数字经济发展水平综合得分。

表 1 数字经济测算指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位	指标属性
数字经济发展水平	数字基础设施	光缆线路密度	公里/平方千米	正向
		移动电话基站数	万个	正向
		互联网宽带接入端口密度	个/平方千米	正向
	数字发展环境	互联网域名数	万个	正向
		人均受教育年限	年	正向
		人均教育经费支出	元	正向
	数字应用产出	软件业收入	万元	正向
		人均电信业务量	元	正向
		信息化从业人员占比	%	正向

参考王军等^[51] 的研究, 对三级指标进行如下处理:

首先,对所有三级指标进行标准化处理,以消除量纲的影响,增强估计结果的可信度。由于本文所有指标皆为正向指标,故只列出正向指标标准化公式:

$$Y_{in} = \frac{Y_{in} - \min\{Y_m\}}{\max\{Y_m\} - \min\{Y_m\}}$$

其中 Y_{in} 表示 i 省市 t 年第 n 个指标, $\max\{Y_m\}$ 和 $\min\{Y_m\}$ 分别表示第 n 个指标的最大值和最小值。

计算熵值: $E_n = -\frac{1}{\ln m} \sum_{t=1}^m \sum_{i=1}^k (\theta_{in} \ln \theta_{in})$, 其中 m 为年度跨度, k 为省份个数, θ_{in} 为 i 省市 t 年 n 指标权重。

计算指标冗余度: $H_n = 1 - E_n$ 。

$$\text{计算指标权重: } W_n = \frac{H_n}{\sum_{n=1}^m H_n}。$$

最后,计算出各省市数字经济发展水平综合得分 $Dige_i = \sum_{n=1}^m (W_n \theta_{in})$ 。

3. 控制变量

外商投资水平($\ln Fdi$): 外资凭借资本、技术、管理等优势,在中国对外贸易发展过程中发挥过积极作用,可能会影响高技术制造业产品出口。采用各省市实际利用外商直接投资额(亿美元)对数值来衡量。

对外开放水平($\ln Open$): 对外开放程度高的地区技术变革越快,对出口技术复杂度的影响通常越大。采用各省市进出口总额与 GDP 比值的对数值来衡量。

基础设施水平($\ln Infr$): 当地的基础设施建设也会影响高技术制造业产品的出口。采用各省市道路运输长度与常住人口比值对数值衡量。

固定资产投资水平($\ln Fixe$): 固定资产投资在一定程度上能够影响资本密集型制造业的发展,可能会对出口技术复杂产生影响。采用各省市固定资产投资额与 GDP 比值的对数值来衡量。

产业结构($\ln Inst$): 产业结构转型对于出口贸易转型升级具有重大意义,其对高技术制造业出口技术复杂度的影响不可忽视。采用各省市第三产业与第二产业比值的对数值衡量。

4. 中介变量和门槛变量

区域创新水平($\ln Innov$): 采用各省市国内专利申请数的对数值来衡量,国内专利申请数量综合反应了该地区的创新水平。

区域交易成本($\ln Male$): 采用市场化指数对数值来衡量。现有研究一般从微观和宏观两个层面研究交易成本,一是微观层面的财务费用和管理费用,二是宏观层面的制度性交易成本和市场分割成本。本文利用的是省级层面数据,采用微观层面的交易成本研究宏观数据已不太合适,因此本文参考杜传忠和管海锋^[11]的做法,选取市场化水平的对数值 $\ln Male$ 来刻画省级区域层面的交易成本,市场化水平越高的地区制度性交易成本和市场分割成本越低,故区域交易成本越低。市场化水平使用王小鲁等编写的《中国分省份市场化指数报告(2021)》中总体市场化指数表示。

政府财政科技支出水平($Tech$): 政府对科技领域的资金支持反映了国家意志,对数字经济和高技术制造业发展的影响不容忽视。采用科技支出占财政支出的比例来衡量。

各变量描述性统计见表2,控制变量和门槛变量数据来源于国家统计局。

表 2 变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln High$	300	10.200	0.532	8.158	11.113
$\ln Dige$	300	-2.140	0.697	-4.148	-0.387
$\ln Dige_inf$	300	-2.731	1.155	-8.350	-0.495
$\ln Dige_env$	300	-1.329	0.498	-3.894	-0.012
$\ln Dige_app$	300	-2.625	1.071	-5.716	0.000
$\ln Inno$	300	10.105	1.439	6.219	13.473
$\ln Male$	300	2.040	0.262	1.212	2.479
$Tech$	300	0.021	0.015	0.004	0.068
$\ln Fdi$	300	5.454	1.718	-1.220	7.722
$\ln Open$	300	-1.828	0.968	-4.943	2.377
$\ln Infr$	300	1.234	0.203	0.517	1.698
$\ln Fixe$	300	-0.313	0.420	-1.953	0.392
$\ln Inst$	300	0.095	0.416	-0.658	1.667

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

数字经济发展水平会影响高技术制造业的出口行为,进而对出口技术复杂度产生显著影响。基于省级面板数据,采用双固定效应模型考察数字经济对高技术制造业出口技术复杂度的作用效果,估计结果见表 3。

表 3(1)至(4)列,分别展示了整体数字经济发展水平($\ln Dige$)、数字基础设施($\ln Dige_inf$)、数字发展环境($\ln Dige_env$)和数字应用产出($\ln Dige_app$)对高技术制造业出口技术复杂度($\ln High$)的回归结果。结果显示,数字经济发展水平及各细分指标均对高技术制造业出口技术复杂度的提升具有显著正向影响,并通过了 1%水平下显著性检验,说明无论是数字经济的整体发展,还是对数字基础设施、数字发展环境和数字应用产出水平的提高,都能够促进高技术制造业出口技术复杂度的提升,假说 H1 得到验证。这一结论验证了中国通过发展数字经济为高技术制造业提供新动能、提升产品海外竞争力的政策可行性。随着数字技术的广泛应用和互联网的普及,中国的数字经济实现了跨越式发展,在规模、增速、应用场景等多个方面均达到世界领先水平,这为我国高技术制造业加快创新步伐、突破关键领域封锁带来了难得的机遇。

由第(1)列控制变量回归结果可知,对外开放水平($\ln Open$)和固定资产投资水平($\ln Fixe$)均在 5%水平下,对出口技术复杂度有显著正向影响,说明一个地区的经济基础和政府的政策导向对高技术制造业出口技术复杂度的提升具有重要影响。外商投资水平($\ln Fdi$)对高技术制造业出口技术复杂度的回归系数很小,且不显著,这在一定程度上说明单靠引进外资,难以提升中国高技术制造业出口技术复杂度,进而扭转全球价值链“低端锁定”和“高端围堵”的两难局面,需要企业充分把握数字发展红利,实现技术领域的弯道超车。基础设施水平($\ln Infr$)的系数为负,且数值很小,说明现阶段企图依靠大规模的基建投资提升高技术制造业企业的出口技术复杂度是不现实的,甚至会产生资源的浪费,从而抑制了高技术企业的技术进步。产业结构($\ln Inst$)的系数为正但不显著,表明通过盲目扩大第三产业占比进行的产业结构转型,并不一定能促进高

技术制造业出口技术复杂度的提升。

表3 基准回归结果

变量	(1) $\ln High$	(2) $\ln High$	(3) $\ln High$	(4) $\ln High$
$\ln Dige$	0.273*** (3.559)			
$\ln Dige_{inf}$		0.180*** (3.584)		
$\ln Dige_{env}$			0.285*** (4.046)	
$\ln Dige_{app}$				0.155*** (4.034)
$\ln Fdi$	0.011 (0.459)	0.035 (1.401)	0.018 (0.754)	0.008 (0.313)
$\ln Open$	0.153** (2.528)	0.167*** (2.752)	0.168*** (2.786)	0.146** (2.428)
$\ln Infr$	-0.002 (-0.006)	0.296 (0.800)	-0.003 (-0.009)	0.034 (0.091)
$\ln Fixe$	-0.115** (-2.348)	-0.115** (-2.346)	-0.119** (-2.442)	-0.101** (-2.100)
$\ln Inst$	0.146 (1.384)	0.055 (0.525)	0.193* (1.804)	0.062 (0.597)
常数项	10.751*** (18.715)	10.156*** (20.232)	10.485*** (20.099)	10.479*** (20.097)
省份固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
N	300	300	300	300
R^2	0.729	0.729	0.733	0.732

注: *、**和*** 分别表示在10%、5%和1%的显著性水平,括号内的值为 t 统计量,下同。

(二)异质性检验

为了更进一步考察数字经济及其各个维度对不同行业出口技术复杂度的异质性影响,根据OECD对中高技术和高技术制造业的划分标准,重新将上文定义的高技术制造业细分为技术密集型和资本密集型高技术制造业。技术密集型制造业为OECD标准下的高技术制造业,如航空航天、医药制造和计算机设备制造等;资本密集型高技术制造业为OECD标准下的中高技术制造业,如汽车制造、化学制品制造和通用设备制造等。回归结果见表4。

行业异质性检验结果表明(表4),数字经济($\ln Dige$)对技术密集型制造业出口技术复杂度的影响估计系数比对资本密集型高技术制造业更显著,且数字经济与各分维度的估计系数数值均大于资本密集型高技术制造业估计数值,表明数字经济对技术密集型制造业出口技术复杂度的促进作用更加明显。一方面,以汽车制造为代表的资本密集型高技术制造业,更多的是以规模化扩张来降低成本,在数字化转型过程中更可能以劳动替代为主而非技术创新,从而导致数字经济对其出口技术复杂度的提升作用偏低。另一方面,数字经济发展带来的数字技术变革与以计

算机制造为代表的技术密集型制造业联系更加密切,产业链重合度高,更容易率先应用和技术密集型制造业内,从而借助数字化优势,突破关键领域“卡脖子”技术,助力高质量发展。

表 4 异质性检验结果

变量	(1) 技术 密集型	(2) 资本 密集型	(3) 技术 密集型	(4) 资本 密集型	(5) 技术 密集型	(6) 资本 密集型	(7) 技术 密集型	(8) 资本 密集型
$\ln Dige$	0.663*** (3.314)	0.205** (2.434)						
$\ln Dige_{inf}$			0.325** (2.459)	0.149*** (2.705)				
$\ln Dige_{env}$					0.651*** (3.527)	0.225*** (2.907)		
$\ln Dige_{app}$							0.339*** (3.366)	0.123*** (2.923)
常数项	7.370*** (4.918)	10.534*** (16.706)	5.597*** (4.233)	10.128*** (18.422)	6.599*** (4.829)	10.369*** (18.069)	6.507*** (4.754)	10.370*** (18.085)
<i>Control</i>	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	300	300	300	300	300	300	300	300
<i>R</i> ²	0.245	0.709	0.231	0.711	0.250	0.712	0.246	0.712

(三)稳健性检验

基准回归结果表明,数字经济对高技术制造业出口技术复杂度的提升具有显著的促进作用。为了检验结论的准确性,进行以下四种稳健性检验,结果见表 5。

1. 替换解释变量

采用主成分分析法重新计算各省市数字经济发展水平,回归结果见表 5 第(1)列,核心解释变量的系数仍然在 1%水平上显著,说明基准模型结果稳健。

2. 调整估计方法

采用 OLS 估计和个体固定效应其结果依然通过了 1%显著性检验,数字经济对高技术制造业出口技术复杂度的提升有显著正向影响,基准模型结果稳健。

3. 增加控制变量

增加经济发展水平($\ln GDP$)、能源消耗水平($\ln Ener$)和金融发展水平($\ln Fina$)控制变量后,模型依然稳健。

4. 工具变量法

考虑到模型可能因遗漏变量及存在双向因果关系等导致内生性问题的产生,从而影响回归结果,因此,需要使用工具变量来解决模型的内生性问题。参考黄群慧等^[52]以及 Nunn 和

Qian^[53]的做法,选取各省市上一年移动电话普及率与1984年每百万人邮局数交互项,作为数字经济的工具变量。如表5(5)列所示,LM统计量为31.866,对应的 p 值为0.000,通过了工具变量识别不足检验;Wald F统计量为59.634,大于10%水平上的临界值16.380,拒绝了弱工具变量假设,工具变量选择合理。考虑内生性问题后,模型依然稳健。

表5 稳健性检验结果

变量	(1) 替换解释变量	(2) $\ln High$	(3) $\ln High$	(4) 增加控制变量	(5) 工具变量法
$\ln Dige$	0.268*** (3.704)	0.363*** (6.700)	0.385*** (9.456)	0.362*** (4.219)	0.490*** (4.298)
常数项	10.280*** (20.142)	10.883*** (31.819)	10.996*** (20.871)	10.491*** (3.634)	10.767*** (22.424)
Kleibergen-Paap rk LM statistic					31.866 [(0.000)]
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic					59.634 {16.380}
<i>Control</i>	是	是	是	是	是
省份固定	是	否	是	是	是
时间固定	是	否	否	是	是
N	300	300	300	300	300
R^2	0.730	0.435	0.716	0.743	0.912

注:[]中的值为 z 统计量。[()]内为 p 值,{ }内的值为Stock-Yogo弱识别检验10%水平上的临界值。

五、机制检验

(一)中介机制检验

为厘清数字经济促进高技术制造业出口技术复杂度提升的影响机制,有必要对影响机制进行中介效应检验。借鉴温忠麟和叶宝娟^[54]的逐步回归法构建中介效应模型,模型设定如下:

$$\ln High_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Dige_{it} + \alpha_2 Control_{it} + v_i + v_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln Inno_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln Dige_{it} + \beta_2 Control_{it} + v_i + v_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

$$\ln Male_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln Dige_{it} + \gamma_2 Control_{it} + v_i + v_t + \epsilon_{it} \quad (5)$$

$$\ln High_{it} = \delta_0 + \delta_1 \ln Dige_{it} + \delta_2 \ln Inno_{it} + \delta_3 Control_{it} + v_i + v_t + \epsilon_{it} \quad (6)$$

$$\ln High_{it} = \theta_0 + \theta_1 \ln Dige_{it} + \theta_2 \ln Male_{it} + \theta_3 Control_{it} + v_i + v_t + \epsilon_{it} \quad (7)$$

其中, $\ln Inno_{it}$ 和 $\ln Male_{it}$ 为中介变量,表示各省市创新水平和交易成本,其他变量与上文一致,回归结果见表6。

表6(1)至(5)列展示了区域创新水平中介效应的检验结果。(1)列报告了基准回归结果,未加入中介效应前数字经济对高技术制造业出口技术复杂度呈显著正向影响($\alpha_1 = 0.273$, $p < 0.01$)。(2)列表明数字经济显著提高了各省区域创新水平($\beta_1 = 0.429$, $p < 0.01$)。(3)列显示加入区域创新水平中介变量后,削弱了总效应,直接效应为0.228,间接效应为0.045,分别占总效应的83.516%和16.484%,存在部分中介效应。区域创新水平每提升1%,高技术制造业出口技术复杂度将提升0.188%。数字经济发展促进了区域创新水平提高,产生了技术溢出效应,使该地区高技术制造业企业的创新效率得以提升,进而增强了出口竞争力,提高了出口技术复杂

度, H2 得到验证。

表 6(4)(5) 两列报告了区域交易成本中介效应的检验结果。(4) 列显示数字经济显著降低了区域交易成本($\gamma_1 = 0.175, p < 0.01$)。(5) 列表明加入交易成本中介变量后, 总效应被削弱, 直接效应和间接效应在总效应中的占比分别为 73.260% 和 26.740%, 存在部分中介效应。交易成本每降低 1%, 高技术制造业出口技术复杂度将提升 0.419%。数字经济发展使线上业务办理比例增多、处理效率更高, 政府和企业的沟通也更便捷, 缩短了业务审批流程, 减少了制度性摩擦, 降低了交易成本。而企业可以从琐碎的信息搜寻、纠纷处理、项目报备与审批中脱身, 将更多精力投入到技术攻关和产品研发上, 从而提升出口技术复杂度。因此, H3 得到验证。

表 6 机制检验

变量	(1) ln High	(2) ln Inno	(3) ln High	(4) ln Male	(5) ln High
ln Dige	0.273*** (3.559)	0.429*** (4.716)	0.228*** (2.868)	0.175*** (5.625)	0.200** (2.487)
ln Inno			0.105** (1.996)		
ln Male					0.419*** (2.748)
常数项	10.751*** (18.715)	10.404*** (15.258)	9.661*** (12.232)	2.597*** (11.157)	9.662*** (13.964)
Control	是	是	是	是	是
省份固定	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是
N	300	300	300	300	300
R ²	0.729	0.881	0.733	0.600	0.737

(二) 门槛效应检验

门槛效应检验可进一步考察数字经济对高技术制造业出口技术复杂度的非线性作用, 借鉴 Hansen^[55] 的研究, 构建以下门槛回归计量模型:

$$\ln High_{it} = \omega_0 + \omega_1 \ln Dige_{it} \cdot \mathcal{O}(Tech_{it} \leq \tau) + \omega_2 \ln Dige_{it} \cdot \mathcal{O}(Tech_{it} > \tau) + \omega_3 Control_{it} + v_i + \epsilon_{it} \quad (8)$$

其中, $\mathcal{O}(\cdot)$ 表示指标函数, $Tech_{it}$ 表示门槛变量; τ 表示门槛值; ω_0 、 ω_1 、 ω_2 和 ω_3 表示回归系数; 其余变量与上文保持一致。检验结果见表 7。

表 7 门槛效应检验

行业	门槛数	F 值	P 值	10%	5%	1%	门槛值	95% 置信区间
总体	单一门槛	25.020	0.028	17.713	21.711	29.503	0.008	(0.007, 0.008)
技术密集型	单一门槛	17.010	0.124	17.926	22.438	30.635		
资本密集型	单一门槛	24.090	0.040	18.685	22.623	30.078	0.008	(0.007, 0.008)

首先, 对样本反复抽样 500 次, 所得的门槛数、F 值和 P 值等见表 7 所列。由表 7 可知, 当以政府财政科技支出水平作为门槛变量时, 高技术制造业出口技术复杂度的 F 值为 25.020, 资本

密集型高技术制造业出口技术复杂度的 F 值为 24.090,均通过了单一门槛 5%显著性检验,门槛值均为 0.008,落在 95%置信区间(0.007,0.008)内。而技术密集型制造业未通过单一门槛检验,可能在于技术密集型制造业对企业自身创新能力要求更加严苛,外部的财政科技支持力度对其出口技术复杂度的提升影响并不会持续提高。

使用单一门槛的回归结果见表 8。模型(1)的总体高技术制造业门槛效应显示,当政府财政科技支出水平低于 0.008 时,数字经济的估计系数为 0.285,在 1%水平下显著,表明数字经济能够促进高技术制造业出口技术复杂度的提升;当政府财政科技支出水平高于 0.008 时,数字经济的估计系数增加为 0.401,仍然通过 1%显著性检验。当政府财政科技支出水平跨越 0.008 的门槛值后,数字经济对高技术制造业出口技术复杂度提升的促进作用增强,H4 得到验证。同理,模型(2)结果显示,当跨越门槛值后,数字经济对资本密集型高技术制造业的促进作用也得到增强。其原因可能是财政科技支出对数字经济发展的正“U”型影响,在财政科技支出水平较低时,阻碍了数字经济的发展,抑制了出口技术复杂度的提高。随着财政科技支出水平的提高,数字经济的发展也加快,企业获得更多数字化红利,推动出口技术复杂度的提升。

表 8 门槛效应回归结果

变量	(1) 总体	(2) 资本密集型
$\ln Dige_u (Tech_u \leq 0.008)$	0.285*** (3.845)	
$\ln Dige_u (Tech_u > 0.008)$	0.401*** (6.656)	
$\ln Dige_u (Tech_u \leq 0.008)$		0.253*** (3.248)
$\ln Dige_u (Tech_u > 0.008)$		0.380*** (6.093)
常数项	11.374*** (26.394)	11.374*** (19.807)
Control	是	是
省份固定	是	是
时间固定	是	是
N	300	300
R^2	0.748	0.746

六、结论与建议

基于 2011—2020 年 30 个省市的面板数据,构建了数字经济测算指标体系,实证检验了数字经济对高技术制造业出口技术复杂度的影响效果,并进一步探讨了其中的影响机制。研究共得到三个方面的重要结论:

首先,数字经济发展显著促进了高技术制造业出口技术复杂度的提升,基准回归和行业异质性检验结果同时显示,数字基础设施、数字发展环境和数字应用产出水平对高技术制造业出口技术复杂度都具有显著正向影响,且数字经济对技术密集型制造业影响更加显著,数字基础设施对资本密集型高技术制造业影响更加显著。经过替换解释变量、更换估计方法、增加控制变量和工具变量法后基准回归结果依旧稳健。其次,中介效应检验结果表明,数字经济通过提升各省市创

新水平以及降低交易成本两个中介渠道,推动了高技术制造业出口技术复杂度提高。最后,单一门槛检验结果显示,数字经济对高技术制造业和资本密集型高技术制造业出口技术复杂度提升的促进作用均存在边际递增的非线性特征。

基于以上研究结论,为加快数字经济发展,促进高技术制造业出口技术复杂度提升,摆脱高技术制造业“卡脖子”现状,提出以下建议:

第一,要协调发展数字经济各细分维度,努力消除不同地区“数字鸿沟”,重视培育数字经济发展环境,增强数字化发展潜在动力。第二,要加大财政科技投入比例,保持财政科技支出大于门槛值。同时,要加强对资金流向的监管,对创新型企业要多给予支持鼓励,对“三高一剩”企业要零容忍,避免盲目扩大投资,造成财政科技资金的浪费。第三,完善数字治理体系,打造数字政府。一方面,要加强数字治理平台建设,提升政企平台沟通效率,减少制度性交易成本;另一方面,要加强知识产权保护,加大侵权惩罚力度,保护高技术制造业的创新意愿。第四,高技术制造业企业尤其是技术密集型制造业,更应该把握数字化赋能机遇,不断增强自身创新能力。企业在向智能制造转变过程中,不要急功近利、盲目攀比,要加强研发,高质量建设数字化企业,尽快实现关键领域的技术革新,打破国外的技术封锁。

参考文献

- [1] 王磊,魏龙.“低端锁定”还是“挤出效应”:来自中国制造业 GVCs 就业、工资方面的证据[J]. 国际贸易问题,2017(8):62-72.
- [2] 刘维林.产品架构与功能架构的双重嵌入:本土制造业突破 GVC 低端锁定的攀升途径[J]. 中国工业经济,2012(1):152-160.
- [3] 于立新,杨文秀.全球数字经贸规则博弈与中国对策选择[J]. 盐城师范学院学报(人文社会科学版),2023,43(2):18-28.
- [4] 肖静华,吴小龙,谢康,等.信息技术驱动中国制造转型升级:美的智能制造跨越式战略变革纵向案例研究[J]. 管理世界,2021,37(3):161-179.
- [5] 杜金柱,吴战勇,扈文秀,等.数字经济与制造业高质量发展:影响机制与经验证据[J]. 统计与决策,2023,39(7):5-10.
- [6] 唐红涛,陈欣如,张俊英.数字经济、流通效率与产业结构升级[J]. 商业经济与管理,2021(11):5-20.
- [7] 李春发,李冬冬,周驰.数字经济驱动制造业转型升级的作用机理:基于产业链视角的分析[J]. 商业研究,2020(2):73-82.
- [8] 王军,张毅,马骁.数字经济、资源错配与全要素生产率[J]. 财贸研究,2022,33(11):10-26.
- [9] 金飞.经济赶超、产业数字化与绿色发展:基于中国省级面板数据的实证分析[J]. 盐城师范学院学报(人文社会科学版),2023,43(6):35-47.
- [10] 孙文远,李琪.数字经济推动绿色高质量发展的实践路径探析[J]. 盐城师范学院学报(人文社会科学版),2023,43(6):48-56.
- [11] 郭本海,王梓兴,王菲.数字经济驱动下中国省域高技术制造业的创新效率评价研究[J]. 研究与发展管理,2023,35(4):65-79.
- [12] 徐胜,梁靓.数字经济对区域创新效率的空间溢出效应:基于创新价值链视角[J]. 中国流通经济,2023,37(2):55-67.
- [13] 董香书,王晋梅,肖翔.数字经济如何影响制造业企业技术创新:基于“数字鸿沟”的视角[J]. 经济学家,2022(11):62-73.
- [14] 张兵兵,陈静,朱晶,等.人工智能与企业出口技术复杂度提升[J]. 国际贸易问题,2023(8):143-157.
- [15] 陈晓华,邓贺,陈航宇.服务业开放与制造业出口技术复杂度[J]. 南京审计大学学报,2022,19(5):90-100.
- [16] 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,2020(1):50-64.

- [17] 刘志坚. 数字经济发展、科技创新与出口技术复杂度[J]. 统计与决策, 2021, 37(17): 29 - 34.
- [18] 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.
- [19] 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.
- [20] 余姗, 樊秀峰, 蒋皓文. 数字经济对我国制造业高质量走出去的影响: 基于出口技术复杂度提升视角[J]. 广东财经大学学报, 2021, 36(2): 16 - 27.
- [21] 杜传忠, 管海峰. 数字经济与我国制造业出口技术复杂度: 基于中介效应与门槛效应的检验[J]. 南方经济, 2021(12): 1 - 20.
- [22] 贺立龙, 张馨月. 数字经济发展与城市制造业技术升级: 影响机理与经验证据[J]. 当代经济研究, 2022(7): 99 - 112.
- [23] 徐晔, 朱婕, 陶长琪. 智能制造、劳动力技能结构与出口技术复杂度[J]. 财贸研究, 2022, 33(3): 16 - 27.
- [24] 齐俊妍, 强华俊. 跨境数据流动限制、数字服务投入与制造业出口技术复杂度[J]. 产业经济研究, 2022(1): 114 - 128.
- [25] 李宏, 乔越. 数字化转型提高了制造业出口技术复杂度吗?: 基于国家信息化发展战略的拟自然实验[J]. 山西大学学报(哲学社会科学版), 2021, 44(5): 108 - 118.
- [26] 于欢, 姚莉, 何欢浪. 数字产品进口如何影响中国企业出口技术复杂度[J]. 国际贸易问题, 2022(3): 35 - 50.
- [27] 张凯, 刘冬媛, 于世海. 数字贸易对出口技术复杂度的影响研究: 基于金融发展有调节的中介效应模型检验[J]. 经济问题探索, 2023(2): 144 - 159.
- [28] 任同莲. 数字化服务贸易与制造业出口技术复杂度: 基于贸易增加值视角[J]. 国际经贸探索, 2021, 37(4): 4 - 18.
- [29] 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.
- [30] 姜婷凤, 易洁菲. 数字经济时代降低小微企业融资成本的路径: 信息对称与风险分担[J]. 金融论坛, 2022, 27(5): 62 - 72.
- [31] 李三希, 王泰茗, 武珂璠. 数字经济的信息摩擦: 信息经济学视角的分析[J]. 北京交通大学学报(社会科学版), 2021, 20(4): 12 - 22.
- [32] 杜金柱, 扈文秀. 数字经济发展对企业创新持续性的影响[J]. 统计与决策, 2023, 39(3): 21 - 26.
- [33] 董香书, 王晋梅, 肖翔. 数字经济如何影响制造业企业技术创新: 基于“数字鸿沟”的视角[J]. 经济学家, 2022(11): 62 - 73.
- [34] 易加斌, 张梓仪, 杨小平, 等. 互联网企业组织惯性、数字化能力与商业模式创新[J]. 南开管理评论, 2022, 25(5): 29 - 42.
- [35] 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.
- [36] 范合君, 吴婷, 何思锦. “互联网+政务服务”平台如何优化城市营商环境?: 基于互动治理的视角[J]. 管理世界, 2022, 38(10): 126 - 153.
- [37] 邓慧慧, 刘宇佳, 王强. 中国数字技术城市网络的空间结构研究: 兼论网络型城市群建设[J]. 中国工业经济, 2022(9): 121 - 139.
- [38] 徐紫嫣, 姚战琪, 夏杰长. 协同集聚对出口技术复杂度的影响研究: 基于区域创新中介效应检验[J]. 经济纵横, 2021(9): 43 - 52.
- [39] 田晖, 刘梦蝶, 程倩, 等. 创新因子对出口技术复杂度的影响: 基于创新驱动发展战略的调节效应[J]. 中国科技论坛, 2021(11): 158 - 165.
- [40] 韩亚峰, 付芸嘉. 自主研发、中间品进口与制造业出口技术复杂度[J]. 经济经纬, 2018, 35(6): 73 - 79.
- [41] 黄鹏, 陈靓. 数字经济全球化下的世界经济运行机制与规则构建: 基于要素流动理论的视角[J]. 世界经济研究, 2021(3): 3 - 13.
- [42] 田晖, 韦志文, 宋清. 市场化进程、创新投入与出口技术复杂度: 基于省际面板数据的中介效应分析[J]. 河南师范大学学报(哲学社会科学版), 2022, 49(1): 82 - 89.
- [43] BERKOWITZ D, MOENIUS J, PISTOR K. Trade, law and product complexity [J]. The Review of Economics, 2006, 88(2): 363 - 373.

- [44] 张红伟,熊操,陈小辉,等. 财政科技投入对数字经济发展的影响[J]. 财经科学, 2022(5):135-148.
- [45] 吴非,常曦,任晓怡. 政府驱动型创新:财政科技支出与企业数字化转型[J]. 财政研究, 2021(1):102-115.
- [46] STIGLITZ J E. Leaders and followers: Perspectives on the Nordic model and the economics of innovation[J]. Journal of public economics, 2015, 127(C):3-16.
- [47] 邹建军,刘金山. 财政科技支出能否提振企业全要素生产率?:基于地方政府行为视角下的实证检验[J]. 西南民族大学学报(人文社科版), 2020, 41(3):92-104.
- [48] XU B, LU J. Foreign direct investment, processing trade, and the sophistication of China's exports. China Economic Review, 2009, 20(3):425-439.
- [49] HAUSMANN R, HWANG J, RODRIK D. What you export matters[J]. Journal of economic growth, 2007 (12):1-25.
- [50] 茶洪旺,左鹏飞. 中国区域信息化发展水平研究:基于动态多指标评价体系实证分析[J]. 财经科学, 2016(9):53-63.
- [51] 王军,朱杰,罗茜. 中国数字经济发展水平及演变测度[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(7):26-42.
- [52] 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.
- [53] NUNN N, QIAN N. US food aid and civil conflict [J]. American Economic Review, 2014, 104(6):1630-1666.
- [54] 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.
- [55] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. Journal of econometrics, 1999, 93(2):345-368.

The Impact of Digital Economy on the Export Technological Complexity of High-Tech Manufacturing Industries: Based on the Panel Data of 30 Provinces and Cities in China 2011-2020

ZHOU Jing, MA Yang

(School of International Economics and Trade, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu, Anhui, 233030, China)

Abstract: Based on the panel data of 30 provinces and cities in China from 2011 to 2020, the digital economy development indicators were constructed from three dimensions: digital infrastructure, digital development environment and digital application output. And the intermediary and threshold effect models were used to empirically examine the impact of digital economy on the export technological complexity of China's high-tech manufacturing industries. The results show that the digital economy significantly improves the export technological complexity of high-tech manufacturing industries, and the impact is non-linear. Digital economy has a significant impact on the export technological complexity of technology-intensive manufacturing industries, and digital infrastructure has a significant impact on that of capital-intensive high-tech manufacturing industries. The mechanism test shows that digital economy enhances the export technological complexity of high-tech manufacturing industries by improving regional innovation level and reducing regional transaction costs.

Key words: digital economy; high-tech manufacturing industry; export technological complexity; threshold effect

〔责任编辑:陈济平〕