

数字化转型及其技术类型与企业出口技术复杂度：非线性异质效应

王 昱，安浩楠，胡 腾

(大连理工大学 商学院, 辽宁 大连 116024)

摘要：在深入推进数实融合和经济转型背景下，研究数字化转型对企业出口技术复杂度的影响，对推动出口提质升级与贸易创新发展具有重要意义。本文基于上市公司和中国海关数据，采用B-样条非参数分位数模型，实证分析了数字化转型对企业出口技术复杂度的非线性异质性影响。研究发现：数字化转型对企业出口技术复杂度呈U型影响，且随着出口技术复杂度的提高，数字化技术的边际效应递减；底层数字技术对出口技术复杂度的促进作用大于应用层技术；数字化转型对国有企业、东部地区企业、和非制造业企业的提升效果显著高于非国有企业、中西部企业和制造业企业；数字化转型通过影响生产率和创新能力进而影响出口技术复杂度的变化。本文研究为企业根据出口技术复杂度制定数字化转型策略提供了理论支持。

关键词：数字化转型；出口技术复杂度；技术类型；非线性异质效应

[中图分类号]F41 [文献标识码]A [文章编号]1002-4034(2026)01-0078-19

引 言

受公共卫生事件、地缘政治冲突以及能源短缺等因素影响，全球经济面临衰退，同时中国经济正处于转型升级关键时期，经济高质量发展需要新引擎(田鸽和张勋，2022)。随着数字技术迅猛发展，通过多场景运用、全方面渗透，大大提高了工作效率和生活便利程度，数字经济逐渐成为引领经济发展的新动能(魏昀妍等，2022)，数字经济重要性也逐渐凸显。2020年，中国将数据列为第五大生产要素^①。

[收稿日期]2025-01-07

[基金项目]国家社会科学基金项目“互联网金融发展下金融部门与企业R&D投资的技术选择协同机制研究”(19CJL032)，辽宁省经济社会发展基金项目“辽宁省企业研发投入跳跃的时空演进特征及其影响研究”(2025lslybwzzkt-058)

[作者简介]王昱(1984—)，男，辽宁大连人，大连理工大学商学院副教授、硕士生导师，博士，研究方向：数字经济；安浩楠(2001—)，男，安徽淮南人，大连理工大学商学院硕士研究生，研究方向：数字经济；胡腾(1997—)，男，湖南长沙人，大连理工大学商学院硕士研究生，研究方向：国际贸易

^①资料来源：《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/2020-04/09/content_5500622.htm(访问日期2023-02-03)。

《中国数字经济发展研究报告(2023 年)》显示,2022 年中国数字经济规模达到 50.2 万亿元,占 GDP 比重达 41.5%^①。党的二十大报告指出,要促进数字经济和实体经济深度融合。2023 年印发的《数字中国建设整体布局规划》提出要使数字技术全面赋能经济社会发展。这说明企业进行数字化转型的重要意义,数字经济与实体经济深度融合有利于实体经济健康有序发展并推动经济高质量发展。然而,中国在出口竞争力方面存在自主创新能力较弱(赵宸宇等,2021),技术提升步伐缓慢(陈昌盛等,2022),面临“低端锁定”(党琳等,2021)等问题或困局。因此,在数字化方兴未艾的时代背景下,数字技术深刻影响着各行各业,带来各种机遇及挑战。企业为抢占市场份额、提高产品竞争力、占领技术高地,需要产业升级,提升出口技术复杂度,势必要进行数字化转型。

出口技术复杂度是近年来国际贸易领域研究热点。它最早由 Hausmann 等(2007)提出,用来衡量一国出口产品技术含量,该指标受到学者广泛使用。影响出口技术复杂度的因素,现有文献主要从宏观层面和微观企业层面来分析。在中观和宏观层面,学者使用国家层面或者省级层面出口技术复杂度数据,发现基础设施、资本深化、国家技术水平的发展、贸易自由化、人口老龄化、技术市场的发展、人力资本增加均对出口技术复杂度产生积极影响(王永进等,2010; Dong, 2016; Wu 等, 2022; 戴魁早, 2018; 周茂等, 2019)。微观企业层面,企业的技术水平提高、FDI 流入通过供应商联系产生的溢出效应、进口贸易自由化、产业政策、汇率上升、数字化转型均能提高企业的出口技术复杂度(盛斌和毛其淋, 2017; 张健和鲁晓东, 2018; 李宏和任家祺, 2020; 孟夏和董文婷, 2022)。同时,有学者关注到特定因素对出口技术复杂度存在非线性的影响机制。李磊等(2012)使用省级数据,发现地区专业化和出口技术复杂度之间呈倒 U 型关系;党琳等(2021)通过国家间数据比较,发现制造业行业进行数字化转型只有超过某一程度,促进作用才具有显著增强的非线性影响;王昱等(2022)使用企业数据,发现企业进行金融化可提供充足资本进行研发,但也可能促使企业逐利从而减少研发投入,从而导致金融化对出口技术复杂度呈非线性 U 型影响;王智新等(2022)使用省级数据,发现数字金融发展对于中国出口技术复杂度的作用效果显现出边际效应递增的非线性特征。

尽管已有少量文献探讨数字化转型与企业出口技术复杂度的关系,但大多数研究集中于线性影响,尚未全面分析其复杂性。研究出口技术复杂度不仅有助于提升企业技术水平,还能推动中国出口产品质量升级,进而为中国贸易逆势突围提供政策建议。本文可能的边际贡献主要体现在两方面:第一,理论层面,现有研究多集中于国家或省级层面,较少关注微观企业层面的动态。本文基于上市公司与海关数据匹配,研究数字化转型对出口技术复杂度的非线性影响,并借鉴隋静等(2016)非线性异质效应理论,剖析企业进行数字化转型的非线性影响及对不同出口技术复杂度企业带来的异质效应。第二,实证层面,本文采用基于 B-样条

^①资料来源:《中国数字经济发展研究报告(2023 年)》, <http://221.179.172.81/images/20230428/59511682646544744.pdf> (访问日期 2023-04-30)。

非参数分位数模型,分析数字化转型对出口技术复杂度的非线性异质性影响。此外,参考吴非等(2021)、赵宸宇等(2021)的做法,本文对数字化转型关键词进行调整及拓展,从上市公司年报爬取数字化转型关键词词频构建数字化转型指标,使其更趋近实际。

一、理论分析与研究假说

(一)数字化转型与企业出口技术复杂度

数字化转型对企业出口技术复杂度的正向影响包括几个方面。第一,数字技术(如大数据和人工智能)提升企业的数据收集、处理和分析能力,帮助企业提取、整理和分析企业内部各种数据资源,从而提高运营效率(周洲和吴馨童,2022)。第二,数字化推动企业组织架构升级,提升智能化水平,降低信息传递障碍,提高管理效率(戚聿东和肖旭,2020)。第三,数字技术打通部门间的信息流动,降低信息传递成本,促进协同工作(孙新波等,2019)。第四,数字化改善与外国消费者沟通,降低贸易成本,提升信息搜寻效率,并帮助企业利用长尾需求开拓新市场(施炳展和李建桐,2020)。第五,数字化助力企业获取市场信息,及时调整资源,减少信息不对称造成的资源错配(陈凤兰等,2022);第六,企业通过数字化与上下游企业、竞争对手和客户建立更多联系,降低搜寻及谈判成本(袁淳等,2021)。

然而,数字化转型对出口技术复杂度的正向影响是长期的、渐进的过程。第一,企业需要引入数字技术基础设施、软件,同时需要引进专业人才负责企业业务和数字技术之间的融合,使得企业打破传统业务模式下的路径依赖(黄群慧等,2019;肖静华,2020)。这可能存在新技术和新业务的要求与劳动力技能之间的不匹配(Acemoglu 和 Restrepo, 2018)。第二,数字化转型可能导致原有业务研发资金的减少,错失提升出口技术复杂度的机会。第三,数字化转型存在不确定性,从技术投入到最终收获需经历长期适应过程,因此初期可能面临资金投入巨大而收益有限的阵痛期,进而影响企业出口技术复杂度。数字化转型并非简单运用数字技术,而是数字技术对传统业务的深度整合,是业务数字化、管理数字化、技术数字化三者不断磨合、不断促进的过程(刘淑春等,2021)。因此,企业在数字化转型初期,将存在资金投入巨大、收益低下甚至降低的阵痛期。这对企业提升出口技术复杂度产生挤出效应。据此,本文提出如下假说:

假说1 数字化转型对企业的出口技术复杂度呈现U型影响。企业进行数字化转型初期主要对其产生挤出效应,但在跨越特定规模门槛后,随着数字化转型程度不断深入将对其产生促进影响。

出口技术复杂度水平较高的企业,通常其盈利能力更强,企业研发投入水平更高(戴魁早,2018)。这类企业的技术水平相对较高,企业职工多为高学历、高技能的顶尖人才,其从事的工作往往具有较高的不可替代性(蔡震坤和綦建红,2021)。这类企业在初始进行数字化转型时受到当前技术发展水平限制,数字技术供给与出口产品对关键核心技术需求难以实现有效匹配(徐晔等,2022),对高技

术人才未实现有效替代,进而需要对数字技术投入更大规模才能对出口技术复杂度产生促进作用。因此,对于出口技术复杂度水平较高的企业,由于其技术水平相对较高,需要更大的数字技术投入才能度过转型阵痛期,促进企业出口技术复杂度提升。

出口技术复杂度水平较低的企业,其技术水平相对较低,企业内部各部门间协调性相对较弱,缺乏创新活力。这类企业在进行数字化转型后,数字技术的运用较易解决自身问题,能够让数据成为企业重要生产要素,减少生产经营成本,为企业生产经营活动赋能,增加各部门间信息流动,提高专业化分工水平,从而大幅提高企业出口技术复杂度。因此,对于出口技术复杂度水平较低的企业,在经历转型阵痛期后,能够促进企业出口技术复杂度水平提高,且促进幅度高于出口技术复杂度高的企业。据此,本文提出如下假说:

假说2 数字化转型对不同出口技术复杂度企业存在异质性影响。随着企业的出口技术复杂度增加,数字技术投入规模门槛逐渐增大,边际促进作用逐渐减小。

(二)数字化转型对企业出口技术复杂度的影响路径

数字化转型对企业出口技术复杂度的影响主要通过两个渠道。

一是生产率影响效应,即数字化转型通过提高生产率进而影响出口技术复杂度。在转型初期,数字化转型可能导致生产率短期下降。根据路径依赖理论,企业引入新技术时经常面临技术适配问题,数字化转型与原有生产要素之间的协同问题使得新技术尚未充分发挥潜力,从而导致短期生产效率下降(Acemoglu 和 Restrepo, 2018)。此外,从技术创新理论角度,数字化转型不仅是技术引进,更是对创新能力的重塑。转型初期,企业尚未充分掌握新技术的应用,创新过程处于探索和试错阶段,创新投入难以迅速转化为生产率提升,甚至可能带来负面影响。同时,由于创新的前期投入较大,且成果具有时滞性,短期内企业难以通过创新活动提升效率,进一步强化了转型初期生产率的负面效应。

当企业充分地进行数字化转型即运用数字技术与自身业务深度融合后,数字技术能为企业的生产经营活动赋能,提供技术支持。第一,数字技术能够有效提取与分析企业面临的大量数据,进而为企业的生产决策提供支撑与预测,协助企业做出更优决策,提高生产效率(张叶青等, 2021)。第二,基于数字技术实现生产过程的自动化,如全自动化生产的“无人工厂”,从而实现大批量、快速的生产,不仅提高产品的良品率,还能提高专业化分工水平(袁淳等, 2021),同时还能替代部分劳动力,降低企业的劳动力成本,实现企业生产率提高(刘淑春等, 2021)。第三,数字技术能够帮助企业找到以往隐匿在各个生产环节中的异常生产方式和混乱衔接路径,通过发挥技术优势对其进行改进,减少人工出错成本,改善生产衔接过程中的管理(金祥义和施炳展, 2022),推动企业生产率提高。第四,数字技术可为企业内部管理提供技术支持,增加各部门间信息流动,促进企业各生产要素之间的协调流动,降低管理成本,促进企业生产率提高。

二是创新效应。数字化转型对企业创新能力的初期影响可能呈现抑制效应,可

以通过路径依赖理论和技术创新理论加以解释。从路径依赖角度,企业在转型初期面临显著的组织惯性和创新路径阻力,原有创新体系和技术路径与新技术之间可能存在适配问题,导致短期内难以调整创新流程。按照技术创新理论,企业的创新活动在初期往往处于探索阶段,伴随较高的不确定性和试错成本,短期内难以实现突破。员工对新技术的掌握不足、对设施整合以及管理协调能力的不足,均可能制约创新能力提升。此外,创新投入与产出之间存在滞后效应,短期内难以直接转化为创新成果,甚至可能带来负效应。

当数字化转型达到一定水平后,企业通过数字技术有效抓取与分析经营活动中产生的大量数据,利用大数据和智能系统反馈,及时发现问题并分析出影响产品质量的关键因素,从而降低研发失败的风险。数字技术还能够提高研发创新效率,通过与消费者有效沟通,使得研发创新更贴近用户需求,并通过及时反馈(沈国兵和袁征宇,2020),减少企业“闭门造车”的试错成本,使得企业产品技术更快地改进升级。此外,数字技术通过降低边际成本,增加盈利水平,进而提升创新投入,同时丰富企业获取外部信息的深度和广度,促进创新能力提升。数字技术与企业业务深度融合,不仅推动新生产工艺的产生,提高智能化水平,还能节省人力资源,提升研发投入(陈凤兰等,2022),并通过提高市场预测能力,减少研发过程中的不确定性和成本(张叶青等,2021)。据此,本文提出如下假说:

假说3 数字化转型通过影响企业生产效率与创新能力水平,对出口技术复杂度产生非线性影响。

二、研究设计

(一) 参数分位数模型构建

为了研究数字化转型对企业出口技术复杂度的影响,本文使用线性函数和二次函数设定参数分位数回归模型,形式如下:

$$Q_{EXP_i}(\tau) = \alpha_0(\tau) + \alpha_1(\tau)dig_i + \sum_{n=1}^N \beta_n(\tau)X_{n,i} \quad (1)$$

$$Q_{EXP_i}(\tau) = \alpha_2(\tau) + \alpha_3(\tau)dig_i + \alpha_4(\tau)dig_i^2 + \sum_{n=1}^N \beta_n(\tau)X_{n,i} \quad (2)$$

式(1)用来阐述数字化转型对企业出口技术复杂度的线性影响、式(2)表示数字化转型对企业出口技术复杂度的非线性影响。式(2)仅展示U型或倒U型影响,若存在其他非线性关系时,将无法说明,因此将进一步选择非参数分位数回归模型进行检验。

(二) 非参数分位数模型构建

为了研究数字化转型对企业出口技术复杂度的非线性影响,引入B-样条基函数来平滑非线性函数,设定计量模型如下:

$$Q_{EXP_i}(\tau) = \sum_{m=1}^{M+1} \alpha_m(\tau)B_{m,p}(dig_i) + \sum_{n=1}^N \beta_n(\tau)X_{n,i} \quad (3)$$

式(3)中, $\alpha_m(\tau)$ 与 $\beta_n(\tau)$ 为待估参数, $m=1, 2, \dots, M+1$; $n=1, 2, \dots, N$; $B_{m,p}(\text{dig}_i)$ 为第 m 个分段多项式阶为 p 的 B-样条基函数。本文使用赤池信息准则检验, 发现 $p=3$ 时, AIC 值最小, 与 Rossi 和 Harvey(2009)的结论一致。因而, 本文也选取 $p=3$ 的 B-样条基函数检验数字化转型对企业出口技术复杂度的非线性影响。

三、样本选取与变量说明

(一) 样本选取和数据来源

本文选取 2007—2016 年中国上市公司和中国海关数据库匹配数据为研究对象。企业数字化转型指标通过统计巨潮资讯网中上市公司年报并通过文本分析法计算得出^①。有关出口数据来源于两处, 其中中国海关数据库提供详细的企业出口数据, 而 HS6 编码产品复杂度数据则通过 CEPII-BACI 数据库(Centre d'Études Prospectives et d'Informations Internationales-Base Pour l'Analyse du Commerce International, 国际前瞻性研究与信息中心—国际贸易分析数据库)计算得来。其余数据均来自 CSMAR 数据库(China Stock Market & Accounting Research Database, 中国经济金融研究数据库)^②。同时, 参照王昱等(2022)的方法对上市公司和中国海关数据库进行匹配。首先, 统计各上市公司在 2016 年之前曾用过的全称。其次, 将两个数据库以企业名称为标识进行匹配。剔除数据缺失企业和 ST、*ST 类财务状况不稳定的企业, 本文最终获得 7 012 个观测值, 并对连续变量进行上下 1% 缩尾处理。

(二) 变量设定

1. 被解释变量

企业出口技术复杂度 $EXPY$ 。本文使用 Hidalgo 和 Hausmann(2009)提出的反射迭代法对出口技术复杂度进行估算^③。首先通过 2007—2016 年 CEPII-BACI 的进出口数据计算出 HS6 编码下各产品的复杂度, 然后对产品复杂度进行标准化后, 再利用中国海关数据库计算出企业出口技术复杂度。

2. 解释变量

本文采用文本分析法测算企业数字化转型指标(dig)。第一, 使用 Python 收集 2007—2016 年巨潮资讯网上市公司年报, 将其转换为文本格式, 并排除 ST、*ST 及金融类企业年报。第二, 构造数字化转型词典, 借鉴戚聿东和肖旭(2020)、吴非等(2021)构建的词典, 将数字化转型所涵盖的技术类型分为底层数字技术及实践层数字技术, 并借鉴《国家信息化发展战略纲要》《“十三五”国家科技创新规划》报告内容, 对数字化转型关键词进行调整补充。本文主要参考吴非等(2021)构建底层数字技术关键词频并进行改进, 再借鉴赵宸宇等(2021)及相关政策文件, 人工

①巨潮资讯网: <https://www.cninfo.com.cn/new/index.jsp>(访问日期 2023-02-10)。

②资料来源: CSMAR 数据库, <https://data.csmar.com/>(访问日期 2023-02-10); CEPII-BACI 数据库, https://www.cepii.fr/CEPII/en/bdd_modele/bdd_modele_item.asp?id=37(访问日期 2023-02-10)。

③已有文献多使用 Hausmann 等(2007)方法, 但该方法通过人均 GDP 计算得出, 可能会产生高收入国家(地区)生产高出口技术复杂度产品的内生性问题。

筛选并补充实践层数字技术关键词，如智能制造、智能工厂等新兴词汇，从而更准确地反映企业数字化转型程度。本文最终构建包含人工智能、云计算、大数据、区块链及实践层数字技术的数字化转型关键词词典。第三，利用文本分析法，根据词典对上市公司年报进行提取、统计，并对总词频数加 1 后进行对数化处理，得出企业数字化转型指标。

3. 控制变量

选择以下变量作为控制变量。(1)企业存续时间(*age*)：当年年份减去成立年份+1。(2)企业规模(*size*)：企业期末总资产额的自然对数。(3)企业赋税(*tax*)：应交税费除以营业收入。(4)营业额(*revenue*)：营业收入的对数值。(5)企业利润率(*roa*)：净利润除以企业营业收入。(6)财务费用率(*fer*)：财务费用与营业收入的比值。(7)研发投入(*rd*)：研发费用与营业收入的比值。(8)出口目的地多样性(*lndd*)：出口国家数量的对数值。(9)出口产品多样性(*ln dp*)：出口产品数量的对数值。(10)独董比例(*ln db*)：独董人数除以董事会人数。此外，本文还控制了年份固定效应。

四、实证研究

(一)描述性统计

表 1 为本文研究的全样本描述性统计结果。在全样本中，企业出口技术复杂度最小值为-1.643，最大值为 1.724，说明企业的出口技术复杂度存在明显差异。数字化转型程度最小值为 0，最大值为 4.369，标准差为 1.115，表明样本企业在数字化转型方面同样存在较大差异；均值为 0.980，说明大部分上市企业均有意提高自身的数字化水平。

表 1 描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>EXPY</i>	7 012	0.404	0.684	-1.643	1.724
<i>dig</i>	7 012	0.980	1.115	0.000	4.369
<i>age</i>	7 012	14.530	5.281	1.000	49.000
<i>size</i>	7 012	21.730	1.119	19.810	25.350
<i>tax</i>	7 012	0.011	0.023	-0.061	0.109
<i>revenue</i>	7 012	21.210	1.309	18.820	25.190
<i>roa</i>	7 012	0.079	0.100	-0.311	0.409
<i>fer</i>	7 012	0.010	0.024	-0.070	0.093
<i>rd</i>	7 012	0.004	0.012	0.000	0.085
<i>lndd</i>	7 012	1.992	1.412	0.000	6.045
<i>ln dp</i>	7 012	2.532	1.274	0.000	4.710
<i>ln db</i>	7 012	0.368	0.051	0.300	0.571

(二) 实证分析

1. 基准回归分析

表 2 报告了全样本在不同分位点的回归结果, 图 1 展示了全样本的散点图及 B-样条拟合曲线。根据表 2 的回归结果, 在不同分位点下, 三种模型中各变量的回归系数存在显著差异。具体分析数字化转型对企业出口技术复杂度的影响, 列(1)结果显示, 在低分位点, 数字化转型系数为正, 表明企业在初期投入数字技术能提升出口技术复杂度, 但影响不显著。原因可能是对于出口技术复杂度较低的企业, 数字化转型更多体现在生产力提升、成本降低和流程优化, 而非直接推动技术创新。随着分位数增大, 回归系数变为负值, 且绝对值增大, 表明数字化转型对出口技术复杂度的负向效应随技术复杂度的提升而加强。列(2)中, 数字化转型的二次项系数为正且显著, 表明数字化转型对出口技术复杂度的影响呈 U 型非线性关系。同时, 随着分位点增大二次项系数逐渐减小, 列(2)显示出边际效应递减的趋势。列(3)使用 B-样条拟合曲线, 进一步验证了数字化转型对出口技术复杂度的非线性异质效应(见图 1), 得出类似结论。

表 2 全样本基准回归结果

项目	(1)			(2)			(3)		
	$\tau=0.25$	$\tau=0.5$	$\tau=0.75$	$\tau=0.25$	$\tau=0.5$	$\tau=0.75$	$\tau=0.25$	$\tau=0.5$	$\tau=0.75$
<i>dig</i>	0.020	-0.025 ***	-0.054 ***	-0.039	-0.078 ***	-0.091 ***	—	—	—
<i>dig</i> ²	—	—	—	0.017 *	0.017 ***	0.012 **	—	—	—
<i>age</i>	-0.018 ***	-0.010 ***	-0.007 ***	-0.019 ***	-0.011 ***	-0.006 ***	-0.019 ***	-0.010 ***	-0.007 ***
<i>size</i>	0.160 ***	0.075 ***	0.062 ***	0.150 ***	0.080 ***	0.061 ***	0.159 ***	0.077 ***	0.064 ***
<i>roa</i>	0.150	0.201 **	0.320 ***	0.113	0.201 *	0.311 ***	0.116	0.203 **	0.326 ***
<i>revenue</i>	-0.153 ***	-0.090 ***	-0.080 ***	-0.143 ***	-0.091 ***	-0.080 ***	-0.149 ***	-0.088 ***	-0.083 ***
<i>tax</i>	-2.747 ***	-1.348 ***	-0.874 **	-2.678 ***	-1.393 ***	-0.970 ***	-2.750 ***	-1.436 ***	-0.990 ***
<i>fer</i>	-2.903 ***	-1.695 ***	-0.960 ***	-2.895 ***	-1.745 ***	-1.035 ***	-2.844 ***	-1.821 ***	-1.022 ***
<i>rd</i>	3.008 ***	1.645 **	1.100 *	3.319 ***	1.437 **	1.369 **	3.090 ***	1.435 **	1.344 **
<i>lndd</i>	-0.080 ***	-0.063 ***	-0.072 ***	-0.080 ***	-0.065 ***	-0.072 ***	-0.080 ***	-0.063 ***	-0.072 ***
<i>ln dp</i>	0.050 ***	0.030 ***	0.026 ***	0.052 ***	0.029 ***	0.026 ***	0.051 ***	0.027 ***	0.026 ***
<i>ln db</i>	-0.752 ***	-0.327 *	-0.166	-0.614 **	-0.384 **	-0.179	-0.752 ***	-0.395 **	-0.200
常数项	0.163	0.943 ***	1.255 ***	0.151	0.905 ***	1.302 ***	0.565 **	1.249 ***	1.661 ***
年份	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	7 012	7 012	7 012	7 012	7 012	7 012	7 012	7 012	7 012
Wald 检验	Pro=0			Pro=0			Pro=0		

注: *、** 和 *** 分别表示估计系数在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。下表同。列(3) *dig* 贡献见图 1。

图 1 为数字化转型与出口技术复杂度关系的散点图及拟合曲线。图 1(a) 显示样本点分布较为分散，表现出明显的差异性。图 1(b) 放大后，拟合曲线呈 U 型，表明数字化转型初期可能对出口技术复杂度产生挤出效应，但随着技术突破的实现，转型对复杂度的影响转为正向，符合假说 1。由图 1(b) 可以看出，不同分位点对应的拟合曲线存在差异。较高分位点(对应高出口技术复杂度)拟合曲线开口更大。分位点越低拟合曲线开口越小，曲线更加陡峭，说明数字化转型对不同分位企业的出口技术复杂度存在异质性影响。不同出口技术复杂度企业，对数字技术投入均存在阵痛期，当数字化转型到达拐点后，数字化转型开始促进企业的出口技术复杂度。同时，低、中、高分位企业拐点分别为 2.710、2.765、3.042，即各分位企业拐点随着分位点的提高而逐渐增加。这说明出口技术复杂度越高的企业技术含量相对更高，需要数字技术投入更高才能实现技术突破，进而对企业出口技术复杂度产生正向效应。

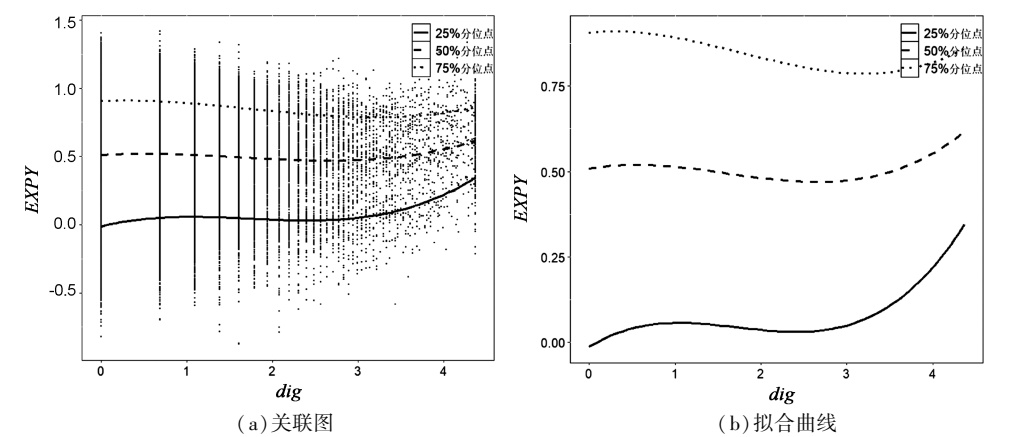


图 1 非参数分位数回归全样本回归结果

2. 不同技术类型的回归分析

前文对于数字化转型的技术关键词进行了分类，将其划分为底层技术和实践层技术(吴非等，2021)。底层技术通常是构成数字化转型基础架构的核心技术，具有跨行业的适应性，广泛应用于多种行业，如关键词中的人工智能、大数据、云计算和区块链四个子类。实践层技术是基于底层技术的应用，通常指针对具体业务场景或产业需求的技术。这些技术直接服务于企业的运营、产品、服务等，其应用通常是特定行业或领域的，提供支持技术。

图 2 和图 3 表示企业在进行数字化转型时，底层数字技术和实践层面数字技术投入对企业出口技术复杂度的影响，两者具有明显差异。企业对底层数字技术投入时，各分位企业的拟合曲线表现出明显的 U 型特征。当底层数字技术投入到达拐点时，量变引起质变，企业成功实现技术突破，进而能够大幅提高企业出口技术复杂度。从图 2 可知，企业在拐点后(低、中、高分位拐点分别为 2.388、2.291、2.437)，拟合曲线弯曲程度变大。随着分位点的提高，数字技术投入规模门槛逐渐增大。

从实践层面数字技术投入角度(图3),各分位点企业拟合曲线呈现U型,拐点处数字化转型程度分别为2.271、2.886、3.217。但随着分位点的提高,数字技术对出口技术复杂度的促进作用逐渐变得不明显。原因是实践层数字技术属于利用式技术,花费较低,前期投入成本即可产生促进作用。低分位点企业在应用实践层数字技术后,所能提高的出口技术复杂度更大。而中、高分位点企业曲线开口较大,较为平缓,说明随着企业出口技术复杂度不断提高,仅通过实践层数字技术难以产生显著促进作用,挤出效应更明显。

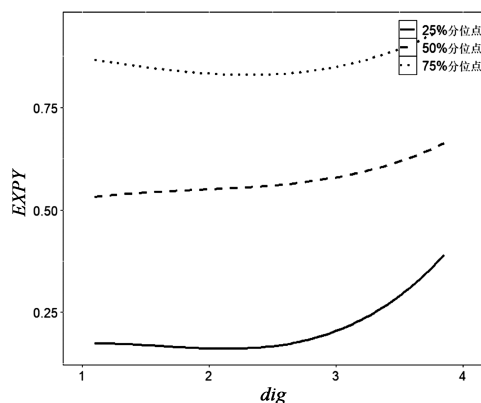


图2 底层数字技术投入对企业出口复杂度的影响

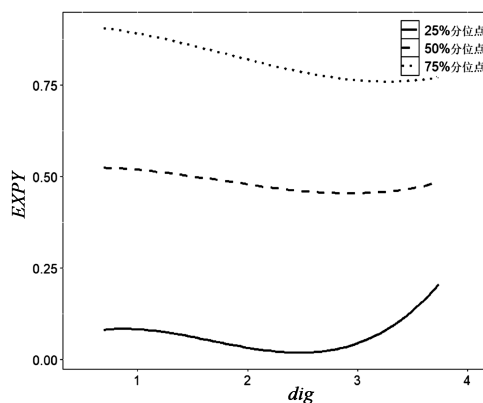


图3 实践层面技术投入对企业出口复杂度的影响

3. 产权性质区分的回归分析

图4和图5分别表示数字化转型对国有企业和非国有企业出口技术复杂度的影响。由图4可知,各分位的拟合曲线基本呈U型,且各分位的国有企业在经过拐点后,数字化转型对国有企业的出口技术复杂度的促进效应更加明显,低、中、高分位的国有企业拐点分别为0.885、2.378、2.876。图5显示,非国有企业拟合线基本呈U型,并且分位点较低企业的数字化转型对企业出口技术复杂度的影响更大;拟合曲线开口越小,拐点右端越陡峭。低、中、高分位点企业拐点分别为2.821、2.931、3.263,呈现逐渐上升趋势。

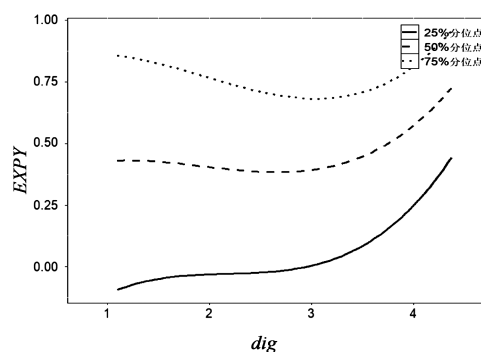


图4 数字化转型对国有企业出口技术复杂度的影响

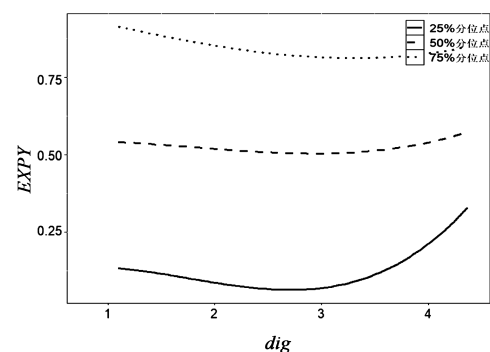


图5 数字化转型对非国有企业出口技术复杂度的影响

综合分析图4和图5,各分位点国有企业对数字化转型投入达到拐点后,出口技术复杂度对数字技术的敏感度比非国有企业敏感度更高,并且非国有企业需要投入更多资源进行数字化转型才能对出口技术复杂度产生促进作用。这可能是由于技术投入是一项风险行为,国有企业资金雄厚,能够保证对数字技术持续投入。同时,国有企业规模更大,在数字技术投入初期积累大量数据资源,更容易达到规模门槛,使得数字化转型对国企出口技术复杂度的促进作用更大。

4. 地区分样本回归分析

图6和图7表示数字化转型对不同地区企业出口技术复杂度的影响。由图6可知,在东部地区中,数字化转型对企业出口技术复杂度的拟合曲线均呈U型,在分位拐点之后(低、中、高分位的拐点分别为2.765、2.820、2.931),随着分位点的提高,企业需要更多数字化投入才能对出口技术复杂度产生正向影响。

在中部和西部地区,数字鸿沟的存在使得企业在数字化转型过程中面临较大风险,尤其是高技术复杂度企业,过度投入数字技术未必能提升出口技术复杂度。如图7所示,中、高分位企业在数字技术投入后,出口技术复杂度主要呈负向影响,原因在于数字基础设施的不足。第一,宽带覆盖率和互联网连接的缺乏限制了企业接入和应用先进数字技术的能力。第二,人才短缺是中部和西部企业数字化转型的另一瓶颈,高技术人才的不足使得新技术与现有劳动力技能不匹配,增加了转型中的人力资源适应成本。第三,企业地理位置远离沿海地区,导致出口贸易成本较高,产业链和供应链未能深度融合,数字化转型的溢出效应较弱。第四,市场发展滞后、制度环境不完善及政府服务不足等问题,进一步限制了企业获得有效支持,难以突破技术壁垒,从而无法充分发挥数字化转型潜力。

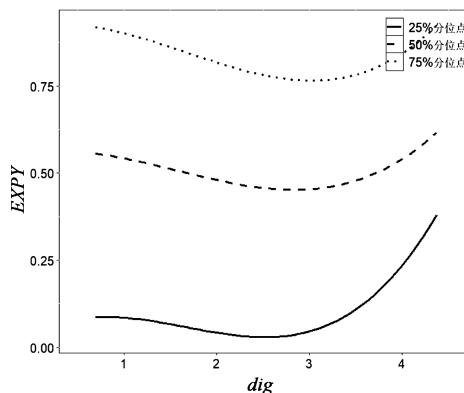


图6 数字化转型对东部地区出口技术复杂度的影响

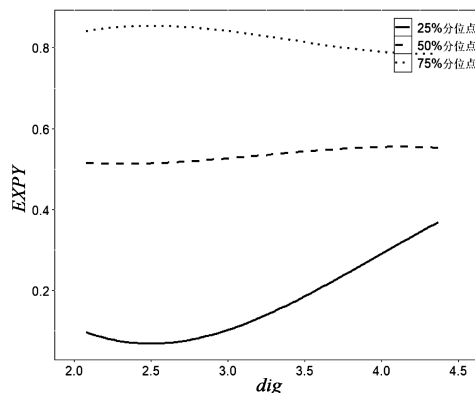


图7 数字化转型对中西部地区出口技术复杂度的影响

5. 区分行业类型的回归分析

图8和图9分别表示数字化转型对制造业企业与非制造业企业出口技术复杂度的影响。制造业企业进行数字化转型时,各分位点企业拟合曲线呈U型。其中,不同分位点拟合曲线拐点分别为2.876、3.042、3.208,随着分位点提高,拐点增大,说明出口技术复杂度较高的企业需要更大的投入才能发挥促进效用。

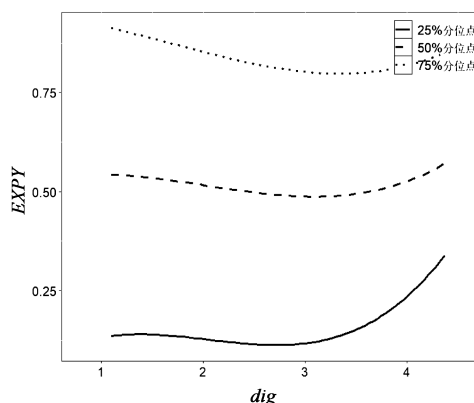


图8 数字化转型对制造业企业出口技术复杂度的影响

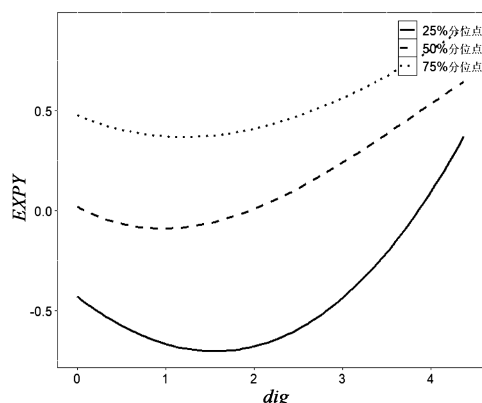


图9 数字化转型对非制造业企业出口技术复杂度的影响

非制造业企业拟合曲线同样为U型,但与制造业企业相比,其拐点处的数字化转型投入更小,分别为1.438、1.051、1.051,说明非制造业企业仅需要投入较少的资源进行数字化转型便能对其出口技术复杂度产生较大促进作用。曲线弯曲程度较大,敏感度较高。

(三) 机制检验

1. 非线性中介效应模型设定

为了验证企业数字化转型能否通过生产率提升效应、创新效应机制影响出口技术复杂度,借鉴林伟鹏和冯保艺(2022)的做法,设定计量模型形式如下:

$$EXPY = \gamma_0 + \gamma_1 dig_{it} + \gamma_2 dig_{it}^2 + \sum_{n=1}^N \gamma_n X_{n, it} + \gamma_t \quad (4)$$

$$M = \gamma_3 + \gamma_4 dig_{it} + \gamma_5 dig_{it}^2 + \sum_{n=1}^N \gamma_n X_{n, it} + \gamma_t \quad (5)$$

$$EXPY = \gamma_6 + \gamma_7 dig_{it} + \gamma_8 dig_{it}^2 + \gamma_9 M_{it} + \gamma_{10} M_{it}^2 + \sum_{n=1}^N \gamma_n X_{n, it} + \gamma_t \quad (6)$$

式(5)中, M 表示中介变量,为两种中介效应代理变量。根据非线性中介效应的检验方法:第一,对式(4)进行回归,检验数字化转型的二次项系数是否显著,若显著,则说明数字化转型对企业出口技术复杂度存在非线性影响;第二,对式(5)进行回归,检验数字化转型与中介变量之间是否存在线性或非线性关系,其系数是否显著;第三,对式(6)进行回归,若 γ_5 显著不为0且 γ_9 显著不为0,或若 γ_5 显著不为0且 γ_{10} 显著不为0,则验证生产率提升效应、创新效应存在非线性中介效应。

2. 生产率影响效应

本文采用 LP 方法估计企业全要素生产率。借鉴张叶青等(2021)的做法,使用营业收入、员工数量、固定资产、中间投入等指标测算生产率(TFP_LP)。中介效应检验结果见表3列(1)至列(3)。在列(1)中, dig 的二次项估计系数为0.014,在5%的水平上显著,说明数字化转型对企业出口技术复杂度的影响呈U型。在列(2)中, dig 的二次项估计系数为0.009,在1%的水平上显著,说明数字化转型对 TFP_LP 的影响呈U型。列(3)中, TFP_LP 估计系数为-0.328, TFP_LP 二次项估计系数为0.012且均显著,说明 TFP_LP 对企业出口技术复杂度影响呈U型影响。列(3)与列(1)相比, R^2 有所提高,验证全要素生产率起到非线性中介变量作用。

3. 创新效应

本文借鉴陈德球等(2021)采用发明专利申请数加1取对数替代创新效应($Innovate$)。中介效应检验结果见表3列(4)和列(5)。列(4)中, dig 二次项估计系数为0.036且在1%的水平上显著,说明数字化转型对创新效应的影响呈U型。列(5)中, $Innovate$ 的一次项系数显著。列(5)与列(1)相比, R^2 有所提高,同样证明创新效应起到非线性中介变量作用,验证本文假说3。

表3 中介效应检验结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	$EXPY$	TFP_LP	$EXPY$	$Innovate$	$EXPY$	$I \times T$	$EXPY$
dig	-0.063 ***	-0.012 **	-0.065 ***	0.068 *	-0.071 ***	-0.034	-0.024
dig^2	0.014 **	0.009 ***	0.015 ***	0.036 ***	0.010 *	0.030 **	0.010 **
TFP_LP	—	—	-0.328 ***	—	—	—	—
TFP_LP^2	—	—	0.012 **	—	—	—	—
$Innovate$	—	—	—	—	0.128 ***	—	—
$Innovate^2$	—	—	—	—	-0.004	—	—
$I \times T$	—	—	—	—	—	—	0.090 ***
$I \times T^2$	—	—	—	—	—	—	-0.002
常数项	0.520 ***	-6.442 ***	1.012	-11.318 ***	1.794 ***	-4.279 ***	3.137 ***
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是	是
观测值	7 012	6 999	6 999	7 012	7 012	6 999	6 999
R^2	0.082 2	0.974 4	0.083 6	0.317 5	0.123 2	0.816 1	0.108 2

为了进一步验证数字化转型对企业出口技术复杂度的影响机制,本文补充加入了生产率和创新能力之间交互作用的回归分析。具体而言,构建包含数字化转型以及二者交互项的模型,旨在检验其对出口技术复杂度的协同效应,结果见表3列(6)和列(7),其中 $I \times T$ 代表的是生产率和创新能力的交互项。从列(6)结果可以看出,数字化转型对创新能力和生产率协同效应产生了非线性影响。列(7)回归结果说明,协同效应同样能够对出口技术复杂度产生非线性影响。

五、稳健性检验

(一) 更换被解释变量

本文被解释变量是根据Hidalgo和Hausmann(2009)提出的反射迭代法进行测量,可能存在测量误差。因此,借鉴Hausmann等(2007)测量方法并进行对数化处理,对出口技术复杂度进行重新估计,结果见图10(a),表明回归结果稳健。

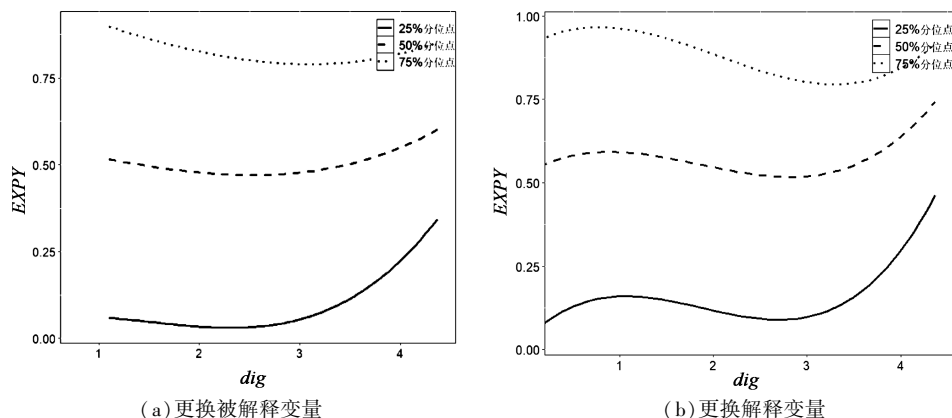


图10 稳健性检验(一)

(二) 更换解释变量

考虑到文本分析方法可能无法完全反映企业技术投入实际效果,为了进一步提高研究结果稳健性,本文采用企业数字化相关的无形资产占总资产比例这一指标作为数字化转型替代变量。具体而言,数字化无形资产包括企业拥有的、与数字化相关的软件、专利等无形资产,体现了企业在数字化转型方面的实际投入强度,相较于关键词法能够更直接、准确地反映企业在数字技术上的投入与积累。采用该替代变量进行重新回归后发现,数字化转型对企业出口技术复杂度的非线性效应仍然显著,见图10(b),研究结果具有稳健性。

(三) 更换样本区间

本文全样本研究区间为2007—2016年,其中包括2008年金融危机,为了避免金融危机可能通过影响企业出口从而影响到出口技术复杂度,本文重新选择2010—2016年样本企业进行稳健性检验(含5 690个观测值),检验结果如图11(a)

所示,且与本文全样本回归图形基本保持一致,说明本文实证结果不受样本研究区间影响。

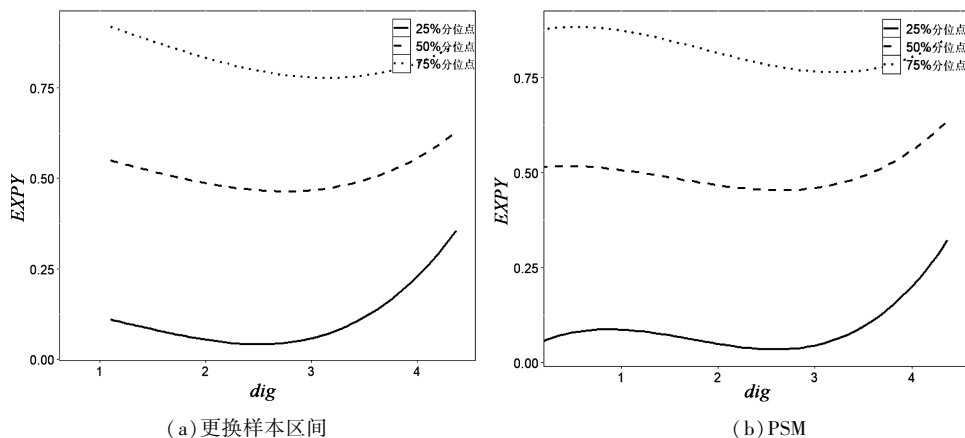


图 11 稳健性检验(二)

(四)PSM 方法

为了进一步缓解内生性问题,本文引入倾向得分匹配方法进行稳健性检验。具体而言,以企业数字化转型强度的平均值作为划分依据,将大于平均值的样本作为处理组,小于平均值的样本作为对照组;以本文使用的控制变量作为协变量,采用 Logit 模型估计企业实施数字化转型的倾向得分,并使用最近邻 1:1 匹配方法,在共同支撑域内寻找与处理组企业相似的对照组企业。经过匹配后,本文保留了匹配成功的样本重新进行估计,见图 11(b)。结果显示,经过 PSM 方法的重新匹配和估计后,数字化转型对企业出口技术复杂度的非线性影响依然成立且与本文基准回归结果保持一致,表明本文主要结论具有稳健性。同时,采用 PSM 方法进一步降低了模型可能存在的选择偏误和内生性问题,增强了研究结论的稳健性。

(五)拓展性分析

数据样本时间的选择不仅直接影响研究结论的解释力,更关乎分析结果的现实政策指向。2016 年以后,伴随《“十三五”国家信息化规划》以及“新基建”等政策集中出台,数字化转型被纳入国家战略层面,政策力度显著增强。同时,中国数字化转型由探索起步阶段进入系统性、战略性、创新性的新阶段。因此,为了进一步验证研究结论的稳健性,本文拓展了样本时间区间进行实证检验。

本部分采用城市层面数据进行拓展性测算分析,鉴于数据可得性,样本时间范围为 2011—2021 年(李俊久等, 2024)的做法。其中,数字经济水平衡量参考赵涛等(2020)的做法,利用熵值法对城市数字经济指数进行测算。各地区出口技术复杂度参考钞小静等(2020)测算方法进行计算。控制变量方面,参考李俊久等(2024)的做法,选取变量如下:(1)城市产业结构(*struc*):使用城市第二、第三产业产值之和占 GDP 比重衡量。(2)城市经济发展(*gdp*):采用城市人均 GDP 衡量。

(3)城市科教投入水平(*sci*):使用科教支出占GDP比重衡量。(4)城市金融发展水平(*finance*):使用金融机构各项贷款余额占GDP比重衡量。(5)城市就业结构(*job*),使用第三产业就业人数占比衡量。检验结果见图12,结果表明本文研究结论依然稳健。

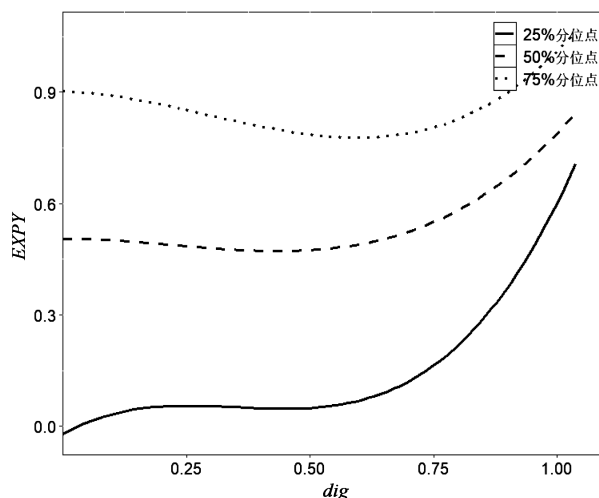


图12 拓展时间范围检验结果

六、结论与启示

(一) 研究结论

本文实证检验数字化转型对企业出口技术复杂度的非线性异质性影响。研究发现:(1)数字化转型影响企业出口技术复杂度表现为U型特征,且伴随出口技术复杂度提高,数字技术规模门槛增大、边际促进作用减小。(2)不同技术类型对企业出口技术复杂度影响不同,底层数字技术促进作用大于实践层面数字技术促进的影响。(3)相比非国有企业,数字化转型对国有企业提升效果更大。相比中西部地区企业,数字化转型对东部地区企业促进效果更大。相比制造业企业,数字化转型对非制造业企业影响更大且规模门槛更低。(4)非线性传导机制表明,数字化转型通过提高企业全要素生产率及创新水平,影响企业出口技术复杂度。本结论为企业结合自身出口技术复杂度实际情况,合理实施数字化转型策略提供理论指导和实证依据。

(二) 政策启示

从政府角度,第一,加大对前沿数字技术支持,特别是基础框架和底层算法的研发支持,促进数字技术在各领域的溢出效应,以满足出口产品对关键核心技术的需求,推动产品升级。同时,制定技术标准,引导企业加大对底层数字技术的投入,帮助企业突破核心技术,摆脱“低价低质”的困境。第二,制定政策,鼓励企业加大数字化转型力度,减轻前期投入压力;加强数字化相关人才的培养,推动产学研深度融合,加速企业与数字技术的结合。完善信息平台建设,促进信息共享,

为中小企业和非国有企业提供转型升级服务,推动数字经济长远发展。第三,加大中西部地区的数字技术基础设施投资,提升当地人才培养水平,打通信息流通渠道,为非国有企业提供更多融资支持,解决资金短缺问题;完善数据要素市场建设,健全法律制度,确保数字经济健康发展。

从企业角度,企业应深刻认识到数字化转型的重要性,推动业务与数字技术深度融合,利用数字技术的特点对各部门进行全面改造,加快数字化转型,抓住数字化发展的机遇。同时,企业可根据自身发展阶段适当超前布局,采用“学习并吸收—整合与应用—迭代与创新”的步骤,结合数字技术与业务特点,开辟未来产业发展新方向。企业可根据自身能力和业务特点,选择合适的数字技术进行投入,避免盲目投入不匹配的技术(宋丹霞和施然,2025)。针对非制造业企业,应抓住数字化发展机遇进行转型升级,打造品牌优势;国有企业则应积极承担国家数字化转型的责任,推动实体经济与数字经济深度融合,提升出口技术复杂度。

[参考文献]

- [1]蔡震坤,基建红. 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.
- [2]钞小静,薛志欣,孙艺鸣. 新型数字基础设施如何影响对外贸易升级——来自中国地级及以上城市的经验证据[J]. 经济科学, 2020(3): 46-59.
- [3]陈昌盛,胡翠,许伟. 我国出口竞争力评估与结构性挑战——2012年以来我国商品国际竞争力研究[J]. 管理世界, 2022, 38(12): 26-38.
- [4]陈德球,孙颖,王丹. 关系网络嵌入、联合创业投资与企业创新效率[J]. 经济研究, 2021, 56(11): 67-83.
- [5]陈凤兰,武力超,戴翔. 制造业数字化转型与出口贸易优化[J]. 国际贸易问题, 2022(12): 70-89.
- [6]戴魁早. 技术市场发展对出口技术复杂度的影响及其作用机制[J]. 中国工业经济, 2018(7): 117-135.
- [7]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.
- [8]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.
- [9]金祥义,施炳展. 互联网搜索、信息成本与出口产品质量[J]. 中国工业经济, 2022(8): 99-117.
- [10]李宏,任家祺. 汇率变动对中国制造业进出口技术复杂度的影响分析[J]. 世界经济研究, 2020(3): 3-15+135.
- [11]李俊久,姜美旭,张朝帅. 数字经济发展如何影响城市出口技术复杂度——理论模型与经验证据[J]. 国际经贸探索, 2024, 40(11): 57-73.
- [12]李磊,刘斌,郑昭阳,等. 地区专业化能否提高我国的出口贸易技术复杂度[J]. 世界经济研究, 2012(6): 30-37.
- [13]林伟鹏,冯保艺. 管理学领域的曲线效应及统计检验方法[J]. 南开管理评论, 2022, 25(1): 155-166.
- [14]刘淑春,闫津臣,张思雪. 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(5): 170-190.
- [15]孟夏,董文婷. 企业数字化转型与出口竞争力提升[J]. 国际贸易问题, 2022(10): 73-89.
- [16]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(6): 135-152+250.
- [17]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.

- [18] 盛斌, 毛其淋. 进口贸易自由化是否影响了中国制造业出口技术复杂度[J]. 世界经济, 2017, 40(12): 52-75.
- [19] 施炳展, 李建桐. 互联网是否促进了分工: 来自中国制造业企业的证据[J]. 管理世界, 2020, 36(4): 130-149.
- [20] 宋丹霞, 施然. 动态环境下企业数字韧性培育机制及演化过程——基于管理认知视角的单案例研究[J]. 管理案例研究与评论, 2025, 18(4): 461-477.
- [21] 隋静, 蒋翠侠, 许启发. 股权制衡与公司价值非线性异质关系研究——来自中国A股上市公司的证据[J]. 南开管理评论, 2016, 19(1): 70-83.
- [22] 孙新波, 钱雨, 张明超. 大数据驱动企业供应链敏捷性的实现机理研究[J]. 管理世界, 2019, 35(9): 133-151+200.
- [23] 田鸽, 张勋. 数字经济、非农就业与社会分工[J]. 管理世界, 2022, 38(5): 72-84.
- [24] 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.
- [25] 王昱, 邱涌钦, 武玮. 金融化对企业出口产品复杂度影响研究[J]. 运筹与管理, 2022, 31(5): 143-149.
- [26] 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.
- [27] 魏昀妍, 龚星宇, 柳春. 数字化转型能否提升企业出口韧性[J]. 国际贸易问题, 2022(10): 56-72.
- [28] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 等. 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(7): 130-144+10.
- [29] 肖静华. 企业跨体系数字化转型与管理适应性变革[J]. 改革, 2020(4): 37-49.
- [30] 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.
- [31] 袁淳, 肖土盛, 耿春晓, 等. 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(9): 137-155.
- [32] 张健, 鲁晓东. 产业政策是否促进了中国企业出口转型升级[J]. 国际贸易问题, 2018(5): 39-53.
- [33] 张叶青, 陆瑶, 李乐芸. 大数据应用对中国企业市场价值的影响——来自中国上市公司年报文本分析的证据[J]. 经济研究, 2021, 56(12): 42-59.
- [34] 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(7): 114-129.
- [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] 周茂, 李雨浓, 姚星, 等. 人力资本扩张与中国城市制造业出口升级[J]. 管理世界, 2019, 35(5): 64-77.
- [37] 周洲, 吴馨童. 数字技术应用对企业产品成本优势的影响[J]. 管理学报, 2022, 19(6): 910-918+937.
- [38] ACEMOGLU D, RESTREPO P. Artificial Intelligence, Automation, and Work[R]. NBER Working Paper, 2018, No. 24196.
- [39] DONG X N. Trade Liberalization and Export Sophistication in Vietnam[J]. Journal of International Trade & Economic Development, 2016, 25(8): 1071-1089.
- [40] HAUSMANN R, JASON H, DANI R. What You Export Matters[J]. Journal of Economic Growth, 2007, 12(1): 1-25.
- [41] HIDALGO C A, HAUSMANN R. The Building Blocks of Economic Complexity[J]. Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, 2009, 106(26): 10570-10575.
- [42] ROSSI G D, HARVEY A. Quantiles, Expectiles and Splines[J]. Journal of Econometrics, 2009, 152(2): 179-185.
- [43] WU K, TANG Z W, ZHANG L P. Population Aging, Industrial Intelligence and Export Technology Complexity[J]. Sustainability, 2022, 14(20): 13600.

Digital Transformation and Its Technology Types and Enterprises' Export Technical Sophistication: Nonlinear Heterogeneous Effects

WANG Yu, AN Haonan, HU Teng

(School of Business, Dalian University of Technology, Dalian, Liaoning, 116024)

Abstract: In the backdrop of advancing the integration of digital and real economies and economic transformation, exploring the impact of digital transformation on enterprises' export technical sophistication is of great significance for promoting the quality upgrading of exports and the innovative development of trade. Based on data from listed companies and China Customs, this paper employed a B-spline non-parametric quantile model to empirically analyze the nonlinear and heterogeneous effects of digital transformation on enterprises' export technical sophistication. The findings reveal that digital transformation has a U-shaped impact on enterprises' export technical sophistication, with the marginal effect of digital technology diminishing as export technical sophistication increases; underlying digital technologies exert a stronger promoting effect on export technical sophistication than application-layer technologies; the upgrading effect of digital transformation is significantly more pronounced for state-owned enterprises, enterprises in eastern China, and non-manufacturing enterprises compared to non-state-owned enterprises, enterprises in central and western China, and manufacturing enterprises; digital transformation affects changes in export technical sophistication by influencing productivity and innovation capabilities. This study provides theoretical support for enterprises to formulate digital transformation strategies based on their export technical sophistication.

Keywords: Digital Transformation; Export Technical Sophistication; Technology Types; Nonlinear Heterogeneous Effects

(责任编辑 祝子白 白光)