

企业数字化转型对出口技术复杂度的影响

陈怡,陈铖

(南京审计大学 经济学院,江苏 南京 211815)

摘要:作为推动数字化转型的微观主体,企业在贸易高质量发展中扮演着越来越重要的角色,基于2015—2021年国泰安数据库与中国海关数据库的匹配数据,从微观层面测度了企业的数字化转型程度以及出口技术复杂度,实证检验了企业数字化转型对出口技术复杂度的影响及其影响机制。研究表明:整体而言,企业数字化转型显著促进了出口技术复杂度的提升,在经过稳健性检验后仍然显著。企业全要素生产率渠道起到了部分中介作用,而运营成本渠道的中介作用不显著。进一步的异质性检验发现,对于民营企业、资本密集型企业以及处于东部和东北地区的企业来说,企业数字化转型对出口技术复杂度的作用效果更为显著。研究结果为企业数字化转型对出口技术复杂度的提升效应提供了微观层面的证据,并提出了有针对性的政策建议。

关键词:企业数字化转型;出口技术复杂度;贸易高质量发展

中图分类号:F425 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-6049(2024)04-0100-11

出口技术复杂度体现了一国出口贸易质量水平^[1],在逆全球化趋势更加明显,全球产业链、供应链面临重大冲击,风险加大,中国的出口贸易也遭受到了约束和挤压^[2]的背景之下,提升出口技术复杂度,有助于提升我国出口贸易国际竞争力,实现贸易高质量发展。2023年4月,国务院办公厅发布《关于推动外贸稳规模优结构的意见》,其中提到推进贸易数字化,支持大型外贸企业和中小微外贸企业的数字化。企业作为推动数字化转型的微观主体,在贸易高质量发展中扮演着越来越重要的角色,如何有效释放企业数字化转型对出口技术复杂度提升的效应意义重大。企业数字化转型究竟对出口技术复杂度能产生何种影响?其通过何种渠道机制来影响出口技术复杂度?何种类型的企业更能借助数字化转型来实现对出口技术复杂度的提升?本文将以此为出发点进行探讨。

一、文献综述

(一) 关于出口技术复杂度的相关研究

出口技术复杂度最早是由 Michael^[3]提出的贸易专业化指标,即将一国人均GDP与产品出口额占全球出口总额的比重进行赋权,来测算技术复杂度。该指标也丰富了对一个国家出口质量和出口竞争力的测度研究^[4]。Hausmann *et al.*^[5]在 Michael^[3]的基础上改变了指标的权重,提出出口技术复杂度指标即出口技术复杂度 PRODY 指数。Hausmann *et al.*^[5]将出口技术复杂度的计算分为两步,首先计算产品层面的出口技术复杂度 PRODY 指数,然后基于该指数计算研究对象的出口技术复杂度。近

收稿日期:2023-09-08;修回日期:2024-02-07

基金项目:国家社会科学基金一般项目“中国劳动力转移刚性对城乡融合发展影响的机理、效应与政策研究”(22BJL076);江苏省社会科学基金重大项目“共同富裕目标下劳动力流动推进江苏城乡融合机制研究”(22ZDA001)

作者简介:陈怡(1976—),女,江苏东台人,经济学博士,南京审计大学经济学院教授,研究方向为国际经济学;陈铖(1998—),女,江苏溧阳人,南京审计大学经济学院硕士研究生,研究方向为国际经济学。

年来,一些文献基于不同角度,对出口技术复杂度的测算指标进行修正,但均以 Hausmann *et al.*^[5] 的两步计算方法为基础。另外,出口技术复杂的测度方法还包括两类。第一类,Lall^[6] 基于产品层面先对产品进行分类,即根据产品的技术构成或官方公布的高技术产品目录进行分类,进而构建出口技术复杂度评分体系。第二类,Schott^[7] 将发展中国家的出口商品结构与 OECD 国家的出口商品结构进行比较,从而得到以国际市场占有率为基础的出口相似度指数来描述出口技术复杂度。

对出口技术复杂度影响因素的研究主要集中在对外直接投资、金融发展、政策制度、基础设施等因素上。虽然已有文献对于出口技术复杂度影响因素的解释已相对较为丰富,但仍缺乏对企业数字化转型这一重要因素及其对出口技术复杂度影响机制的相关研究。

(二) 关于企业数字化转型影响出口贸易的研究

通过梳理可以发现,已有关于企业数字化转型影响出口贸易的文献主要集中于探讨企业数字化转型对出口“量”的影响。多数研究支持企业数字化转型能提升出口规模。David and Atkinson^[8] 指出数字化转型为不同规模的企业提供了出口贸易的机会。Burri^[9] 也认为数字技术的应用为中小企业提供了参与国际贸易的机遇,催生了服务和货物贸易的新商业模式和跨境业务。易靖韬和王悦昊^[10] 认为数字化转型能促进企业出口,通过助力企业提高创新能力和创新效率,强化企业的出口意愿和出口强度。关于数字化转型对出口“质”的研究近年来也陆续出现,Sencer^[11] 基于跨国视角研究得出,随着数字化的推进,出口产品的技术复杂度越高。杜传忠和管海锋^[12] 发现数字经济的发展通过降低交易成本、促进技术溢出、推动产业融合,促进制造业出口技术复杂度。李宏和乔越^[13] 发现地区数字化转型通过扩大本地市场规模和对新产品进行赋能,从而提高了制造业出口技术复杂度;党琳等^[14] 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,发现制造业行业数字化转型显著促进其出口技术复杂度。

关于数字化促进出口的机制研究中,Strotmann^[15] 研究发现互联网技术的应用通过降低企业信息传输成本和信息搜集成本,促进“做中学”和“组织学习”,从而促进企业创新,进而有助于产品技术升级以及产品质量的提升。Jorgenson *et al.*^[16] 研究表明信息通信技术和计算机的使用促进企业生产率的提高,有利于提高贸易产品质量的改善。另外,数字化转型不仅有助于企业提高文化输出能力^[17],还能通过提高资源利用效率、降低劳动强度等方式提高贸易产品生产的质量和效率。

综上,可以看出已有文献集中讨论企业数字化转型对出口规模的作用效应,以及少量研究开始从宏观(如地区数字化转型)和中观层面(如行业数字化转型)研究数字化转型对出口技术复杂度的影响,但从企业层面深入分析数字化转型对出口技术复杂度影响的研究较少。本文将以此为出发点进行研究。本文的边际贡献在于:第一,构建了企业数字化转型影响出口技术复杂度的理论框架并提出相应理论假说,从企业微观层面对企业数字化转型影响出口技术复杂度的理论假说进行实证检验。第二,从企业异质性角度出发,分别通过企业股权性质、行业密集型及企业所处地区三个角度对样本进行分类回归,比较企业数字化转型对出口技术复杂度作用效果的差异性,以便就企业数字化转型更好地提升出口技术复杂度提出有针对性的政策建议。

二、理论机制与假说提出

(一) 企业数字化转型与出口技术复杂度

本文认为企业数字化转型通过运营成本和要素生产率两个渠道促进出口技术复杂度的提升。对于运营成本渠道,在信息成本方面,互联网平台以及大数据技术的运用,不仅帮助企业节省了信息搜寻等成本,而且能找到更合适的目标市场和供应链合作方,从而有助于产品的差异化生产和升级。在生产环节,企业生产流程中融入数字技术,提高了产品质量。企业云服务和数字平台的使用有助于企业员工的技能提高,进而有利于产品研发及升级。在服务目标市场时,不仅便利了企业服务消费市场,而且企业从中实现资源有效配置,进而促进企业产品出口以及产品升级。对于要素生产率渠道,主要体现在基础生产设施、生产流程、技术人员、资金投资等方面。伴随着企业数字化转型的深入,企业有效配置资源并投入更多资本在生产环节中,培养技术型人才,企业基础生产设

施得到技术升级,实现了自动化、智能化生产,进而使得产品技术升级和生产率提高,促进了出口技术复杂度提升。

1. 消费者效用

基于CES效用函数,假设有 n 个企业都出口该种同质产品,其中 i 国企业为出口企业, j 国企业为进口企业,对于 j 国国内的消费者效用 U 公式如下:

$$U = x_{1i} + x_{2i} + x_{3i} + \dots + x_{ni}$$

$$U = \left(\sum_{j=1}^n x_{ji}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

其中, x_{ji} 为 i 国企业出口至 j 国企业的商品。

2. 生产者利润

根据消费者效用最大化条件,消费者所购买的各种物品的边际效用之比等于它们的价格之比。 i 国企业出口至 j 国企业的商品 x 价格为 P ,价格函数可表示为:

$$P = \frac{x_{ji}^{\frac{-1}{\sigma}}}{\sum_{j=1}^n x_{ji}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}} \times w_j \quad (2)$$

其中, w_j 为 j 国国内消费者的收入预算。

根据柯布—道格拉斯生产函数, A 为企业生产技术水平, K 为资本投入, L 为劳动力投入, i 国企业的生产函数如下:

$$Q = AK^a L^{1-a} \quad (3)$$

根据式(2)、式(3), b 为 i 国劳动力工资, c 为资本要素价格, i 国企业的利润表达式如下:

$$Profit = Revenue - Cost = PQ - bL - cK \quad (4)$$

将式(3)代入式(4),并分别对 L 、 K 求偏导得:

$$\frac{\partial Profit}{\partial K} = aP_{ji}AK^a L^{1-a} - c = 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial Profit}{\partial L} = (1-a)P_{ji}AK^a L^{1-a} - b = 0 \quad (6)$$

根据式(5)、式(6)求得:

$$P_{ji} = A^{-1} a^{-a} (1-a)^{a-1} c^a b^{1-a} \quad (7)$$

又由于商品售价 = 生产者价格 × (1 + 成本加成率),假设 $f(x)$ 为 i 国企业出口产品时所产生的运营成本加成率,则商品的价格 P 为:

$$P = P_{ji} \times [1 + f(x)] \quad (8)$$

将式(2)和式(7)代入式(8)得到:

$$\frac{x_{ji}^{\frac{-1}{\sigma}}}{\sum_{j=1}^n x_{ji}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}} \times w_j = A^{-1} a^{-a} (1-a)^{a-1} c^a b^{1-a} [1 + f(x)] \quad (9)$$

两边取对数,求解全微分得:

$$\left[\frac{1}{\sigma x_{ji}} + \left(\frac{\sigma-1}{\sigma} \right)^2 \times \frac{x_{ji}^{\frac{-1}{\sigma}}}{\sum_{j=1}^n x_{ji}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}} \right] dx_{ji} = \frac{1}{w_j} dw_j - \frac{a}{c} dc - \frac{1-a}{w_i} dw_i + \frac{1}{A} dA - \frac{1}{1+f(x)} df(x) \quad (10)$$

由于左式 >0 ,根据右式对应单项式系数的正负关系,可知 $\frac{dx_{ji}}{dA} > 0$, $\frac{dx_{ji}}{df(x)} < 0$ 。由 $\frac{dx_{ji}}{dA} > 0$ 可以看出企业生产技术水平推动出口技术复杂度,又因为企业生产技术水平高也意味着企业全要素生产率高,企业全要素生产率正向促进 i 国企业产品出口。其次,企业全要素生产率受其数字化转型影响,数字化转型程度越高的企业全要素生产率也越高。最后, $\frac{dx_{ji}}{df(x)} < 0$ 显示企业运营成本加成率与产品出口之间存在负向

作用关系,企业数字化转型通过降低企业运营成本助力出口技术复杂度。由以上分析可见,降低运营成本以及提高企业全要素生产率有助于出口技术复杂度的提升。综上,本文提出假说1与假说2。

假说1:企业数字化转型有利于促进出口技术复杂度的提升。

假说2:企业数字化转型通过降低企业运营成本和提升企业全要素生产率影响出口技术复杂度。

(二) 异质性企业与出口技术复杂度

考虑到不同企业间在股权性质、行业密集型及所在地区等方面存在差异,这些差异在影响企业数字化转型进程的同时,还会影响企业数字化转型与出口技术复杂度二者的关系。

关于不同股权性质的企业,相较于民营与外资企业,国企在企业管理过程中受到政府的干预,企业的管理体制有所不同。面对相同的因素变化,民营企业反应更为灵敏,国企由于受政府保护且供应链非常稳定,受因素变化的影响小。本文认为在不同股权性质的企业间,其数字化转型对出口技术复杂度的作用效果受到影响,使得企业数字化转型对出口技术复杂度的作用效果呈现区别。对于不同行业密集型企业来说,根据韩燕和钱春海^[18]、赵文军和于津平^[19]的分类方式,企业可以分为劳动力密集型、资本密集型和资源密集型企业。相较于资本密集型行业的企业,资源密集型与劳动力密集型企业出口产品的技术含量相对较低。由于资本密集型行业具有资本、技术和知识密集等特点,资本密集型企业利用和研发新一代信息技术的需求更大,具有更好的技术吸收和消化能力,使得学习效应的正向作用最大化。因此,本文认为基于不同行业密集型企业,企业数字化转型对出口技术复杂度的作用效果也将不同。对于不同地区的企业,其发展环境如经济情况、营商环境、基础设施及自然禀赋等方面存在较大的差异性。在数字技术方面,关于大数据、人工智能等方面的技术发展,地区间差异较为显著。因此,地区差异性也将影响到企业数字化转型对出口技术复杂度的作用效果。戴美虹^[20]提出企业所在地区经济发展水平的不同使得其数字化基础设施建设存在差异性。由此,本文提出假说3。

假说3:企业数字化转型对企业出口技术复杂度的影响因企业的异质性而存在非对称性。

三、数据说明与计量模型

(一) 计量模型

1. 基准模型设计

根据假说1,本文构建面板数据计量模型进行实证分析,固定效应模型设定如式(11):

$$EXPY_{it} = \beta_0 + \beta_1 DIGI + \beta X_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中, $EXPY_{it}$ 表示*i*地区*t*时期的企业出口技术复杂度; $DIGI$ 表示企业数字化转型程度; X_{it} 向量代表一系列控制变量; μ_i 表示企业固定效应; μ_t 表示时间固定效应; ε_{it} 表示随机扰动项。

2. 机制检验模型设计

基于假说2,本文分别选取运营成本($COST$)与企业全要素生产率(TFP)作为中介变量。为检验假说2是否成立,这里利用中介效应对此展开进一步分析。

第一步,在不考虑中介变量的影响下验证企业数字化转型程度对出口技术复杂度的综合影响,将固定效应模型(11)转化为如下模型(12):

$$EXPY_{it} = C + \lambda DIGI + X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

第二步,先将运营成本与企业全要素生产率设为被解释变量,再将企业数字化转型程度设为核心解释变量,检验企业数字化转型程度对运营成本、企业全要素生产率的影响,建立如下模型(13)和模型(14):

$$COST_{it} = C + \alpha DIGI + X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

$$TFP_{it} = C + \alpha DIGI + X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

最后,检验运营成本与企业全要素生产率的中介效应是否完全,即企业数字化转型程度是否存在直接效应,构建如下模型(15)和模型(16):

$$EXPY_{it} = C + \theta DIGI + \eta COST + X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

$$EXPY_{it} = C + \theta DIGI + \eta TFP + X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

在以上模型中,系数 α 为企业数字化转型程度对中介变量的效应;系数 η 是控制了企业数字化转型程度的影响后,中介变量对被解释变量出口技术复杂度的影响效应, θ 为企业数字化转型对出口技术复杂度的直接作用。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

关于被解释变量企业出口技术复杂度 ($EXPY$) 的度量,本文基于 Hausmann *et al.* [5] 的两步计算方法,参考余娟娟和余东升[21]、高翔和袁凯华[22] 的做法,采用企业全要素生产率指标 (TFP) 对 $EXPY_j$ 指标进行调整,得到企业出口技术复杂度指标,首先测算行业层面的出口技术复杂度,测算公式如下:

$$EXPY_j = \sum_i \frac{X_{ij}/X_i}{\sum X_{ij}/X_i} \times Y_i \quad (17)$$

其中, i 代表企业所在地区, j 代表行业, X_{ij} 为 i 地区 j 行业的出口额, X_i 为 i 地区总出口额, Y_i 为 i 地区的人均 GDP。

其次,用企业全要素生产率对企业出口技术复杂度进行修正,以得到企业层面的出口技术复杂度,测算公式如下:

$$EXPY_n = \frac{TFP_n}{TFP_j} \times EXPY_j \quad (18)$$

其中, n 代表企业, TFP_n 为企业 n 的全要素生产率, TFP_j 为 j 行业的平均企业全要素生产率,其中 TFP 的具体测算过程在下文中进行描述。

2. 解释变量

本文的核心解释变量为企业数字化转型 ($DIGI$)。关于现有文献中对企业数字化转型的测度分为三类:第一种是将企业数字化转型相关的资产用来衡量企业数字化转型的程度[23];第二种是采用企业信息技术员工占比来度量企业数字化应用程度;第三种是根据企业年报中企业数字化转型相关的关键词词频来测度企业数字化转型的程度。基于数据的可得性,尽管第二种方法对于如何测度企业数字化转型给学者们提供了诸多借鉴意义,但该方法包含的企业数字化转型信息获取较为有限且获取困难。近年来,越来越多的学者通过第三种方法来分析企业年报中企业数字化转型的相关信息,并以此构建企业数字化转型的相关指标[24-25]。因此,本文将采取第三种方法度量解释变量,并在稳健性检验中借鉴第一种测度方法来替换解释变量。

3. 中介变量

关于运营成本 ($COST$) 的度量,运营成本为企业生产以及经营过程中所产生的成本,如生产成本、经营成本以及贸易成本等。借鉴李俊久和张朝帅[26] 的做法,将企业营业成本与营业收入的比值作为代理变量测度企业运营成本。关于企业全要素生产率 (TFP) 的测度,主要参考 Levinsohn and Petrin[27] 的方法即 LP 法进行测算,其中,为了能准确衡量企业产出,本文选取上市公司增加值来衡量企业产出,即企业的职工薪酬、固定资产折旧、营业利润以及税费之和,以上数据来源于国泰安数据库。

4. 控制变量

宏观控制变量:企业所在省市的贸易开放度 ($trade$),使用省市进出口贸易总额占该地区国民生产总值的比重表示,数值越大,地区开放程度越高;企业所在省市的外资开放程度 (fdi),其有利于国内企业通过学习效应提高技术水平和改善产业结构,从而提升企业出口技术复杂度,本文以外资依存度来度量外资开放程度,即当年该省市实际利用外资额占该地区 GDP 的比率;经济条件 (gdp) 用人均地区生产总值衡量;基础设施 ($facility$) 用人均宽带接入端口数衡量。

微观控制变量:企业规模 ($scale$) 使用企业总资产衡量;企业资本密集度 (cap) 采用企业总资产与企业营业收入的比值得到,并加 1 取自然对数进入模型;企业平均工资 ($wage$) 用企业员工工资总额与

职工人员数比值并取自然对数衡量;企业创新能力(*RD*)用企业每年专利数衡量。

(三) 数据描述

首先,从国泰安数据库中的公司研究系列获取上市公司基本信息并进行筛选处理,得到 608 家企业 2015—2021 年 4 256 个样本量。其次,根据国际通行的 HS 编码对不同行业公司的出口商品进行分类及筛选,从中国海关数据库中获取地区对应产品的出口交易数据,其中包含了出口到每个国家的月度商品总金额,最后将月度数据汇总成年度数据。最后,在使用海关贸易数据计算出企业各年的出口技术复杂度后,进行了企业数据匹配。

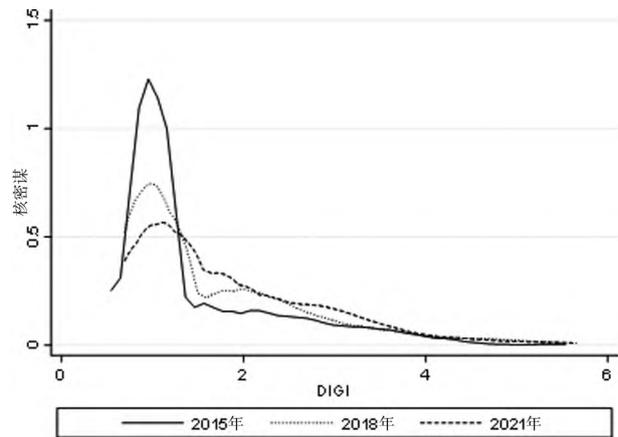


图 1 2015、2018、2021 年企业数字化转型核密度对比

(四) 企业数字化转型的特征事实

基于第三种企业数字化转型的测度方法,本文绘制了 2015 年、2018 年以及 2021 年企业数字化转型的核密度对比图,如图 1 所示。首先,从图 1 整体上看,核密度波形向左移动,即呈现右偏态分布。其中,三个年份的核密度估计曲线随着时间的推移整体逐年向右偏移,核密度估计曲线的峰值呈现显著下降,意味着中国整体的企业数字化转型程度逐年提升。其次,分别从三个时间节点上看,2015 年核密度估计曲线显示峰值较高,*DIGI* 指数大部分集中在 1 左右,且分布形态上右尾拉长,可见 2015 年我国企业的数字化转型程度存在较大差距。而 2018 和 2021 年的核密度估计曲线的峰值显著变小且曲线宽度变大,相应最为集中的 *DIGI* 指数逐年变大,说明企业数字化转型发展越来越成熟,企业间差距变小。

四、实证结果与分析

(一) 相关性与共线性分析

表 1 为本文主要变量的相关性检验分析结果,可以看出企业数字化转型程度与出口技术复杂度之间存在着显著的正相关性,初步验证了假说 1。另外,本文对主要变量进行共线性诊断,VIF 值均小于 10,表明变量之间没有严重的多重共线性,满足进一步实证分析的条件。

表 1 主要变量的相关性检验

变量	<i>EXPY</i>	<i>DIGI</i>	<i>scale</i>	<i>cap</i>	<i>wage</i>	<i>RD</i>	<i>fdi</i>	<i>trade</i>	<i>gdp</i>	<i>facility</i>
<i>EXPY</i>	1									
<i>DIGI</i>	0.127***	1								
<i>scale</i>	0.057***	0.035**	1							
<i>cap</i>	0.046***	0.038**	-0.112***	1						
<i>wage</i>	-0.036**	0.063***	0.116***	-0.023	1					
<i>RD</i>	0.066***	0.165***	0.221***	-0.013	0.022	1				
<i>fdi</i>	0.080***	0.151***	0.007	-0.033**	0.124***	0.006	1			
<i>trade</i>	0.071***	0.169***	-0.028*	-0.048***	0.101***	0.001	0.749***	1		
<i>gdp</i>	0.026*	0.149***	0.010	-0.055***	0.154***	-0.013	0.687***	0.789***	1	
<i>facility</i>	-0.026*	0.082***	0.044***	-0.039**	0.106***	0.011	-0.038**	0.134***	0.076***	1

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 及 10% 的显著性水平下显著。

(二) 基准回归结果分析

本文在进行基准回归前进行了模型选择检验以考察文章选用模型的适用性,豪斯曼检验结果验证了模型的稳健性。因此,企业数字化转型对出口技术复杂度影响的基准回归结果如表 2 所示。

表 2 中 *DIGI* 的系数始终显著为正,与理论预期相符且表现稳健,假说 1 初步得到验证。也就是

说,随着企业数字化转型的深入,企业互联网、人工智能、大数据等数字技术与企业生产经营过程深度融合,企业战略、组织结构、产品运营和商业模式随之产生巨大变化,进而促进出口技术复杂度。这一结论为企业数字化转型促进出口技术复杂度提升提供了依据,可以看出企业数字化转型促使出口技术复杂度得到了显著的提升,进而扩大了数字化转型程度不同的企业间出口技术复杂度差异。从控制变量来看,企业规模越大,所在地区经济越发达,企业出口技术复杂度越高。对于规模越大的企业,其出口市场的潜力也越大,有利于企业拓展其产品线以及目标市场。另外,企业所在地区的经济条件为企业数字化转型提供了支撑与保障。

表 2 企业数字化转型对出口技术复杂度影响的基准回归结果

变量	(1) <i>EXPY</i>	(2) <i>EXPY</i>	(3) <i>EXPY</i>	(4) <i>EXPY</i>	(5) <i>EXPY</i>	(6) <i>EXPY</i>	(7) <i>EXPY</i>	(8) <i>EXPY</i>	(9) <i>EXPY</i>
<i>DIGI</i>	0.006 (0.006)	0.011* (0.006)	0.012* (0.006)	0.012** (0.006)	0.013** (0.006)	0.014** (0.006)	0.013** (0.006)	0.019*** (0.006)	0.020*** (0.006)
<i>scale</i>		0.044*** (0.009)	0.044*** (0.009)	0.037*** (0.009)	0.035*** (0.009)	0.032*** (0.009)	0.036*** (0.009)	0.004 (0.010)	0.005 (0.010)
<i>cap</i>			0.023 (0.014)	0.018 (0.015)	0.019 (0.015)	0.018 (0.015)	0.014 (0.015)	-0.001 (0.015)	-0.000 (0.015)
<i>wage</i>				-0.014*** (0.005)	-0.014*** (0.005)	-0.012** (0.005)	-0.013** (0.005)	-0.003 (0.005)	-0.002 (0.005)
<i>RD</i>					-0.009 (0.005)	-0.008 (0.005)	-0.010* (0.005)	-0.006 (0.005)	-0.006 (0.005)
<i>fdi</i>						-0.026 (0.020)	-0.034* (0.020)	0.013 (0.021)	0.012 (0.021)
<i>trade</i>							-0.841*** (0.116)	-0.837*** (0.115)	-0.821*** (0.116)
<i>gdp</i>								0.171*** (0.024)	0.189*** (0.031)
<i>facility</i>									0.018 (0.019)
<i>_cons</i>	2.219*** (0.010)	2.386*** (0.035)	2.360*** (0.038)	2.466*** (0.055)	2.495*** (0.058)	2.481*** (0.059)	2.802*** (0.073)	2.886*** (0.074)	2.901*** (0.075)
N	4 256	4 256	4 256	4 256	4 256	4 256	4 256	4 256	4 256
R ²	0.000	0.007	0.008	0.010	0.010	0.011	0.025	0.038	0.039
Adj-R ²	-0.166	-0.159	-0.158	-0.156	-0.156	-0.156	-0.139	-0.124	-0.124

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为标准误。

(三) 中介效应分析

1. 运营成本的中介效应

表 3 是运营成本(*COST*)作为中介变量的回归结果,回归系数显示不显著,说明运营成本不具有中介效应,企业数字化转型未能通过降低运营成本从而提升出口技术复杂度。究其原因,白福萍等^[28]实证分析得出企业数字化转型降低了企业生产成本,提升了企业交易成本。而生产成本与交易成本均属于运营成本,企业数字化转型对其的作用效果取决于抑制效应与促进效应的大小,抑制效应与促进效应的共同作用造成了企业数字化转型对运营成本的作用效果不显著。

表 3 机制分析:运营成本

变量	(1) <i>EXPY</i>	(2) <i>COST</i>	(3) <i>EXPY</i>
<i>DIGI</i>	0.020*** (0.006)	0.000 (0.003)	0.020*** (0.006)
<i>COST</i>			0.004 (0.031)
<i>_cons</i>	2.901*** (0.075)	0.686*** (0.040)	2.898*** (0.078)
N	4 256	4 256	4 256
R ²	0.039	0.029	0.039
Adj-R ²	-0.124	-0.135	-0.124

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为标准误。

2. 企业全要素生产率的中介效应

表4是企业全要素生产率(*TFP*)作为中介变量的回归结果,其中,表4列(2)显示企业数字化转型对企业全要素生产率的回归系数显著为正,列(3)显示企业数字化转型与企业全要素生产率对出口技术复杂度的回归系数均显著为正,从而验证了假说2中的企业数字化转型能够通过提高企业全要素生产率从而提升出口技术复杂度。

(四) 异质性分析

1. 股权性质

首先,根据国泰安数据库中上市公司基本信息类别中的股权性质分类,本文将样本企业分为国企、民营、外资和其他,回归结果如表5。对于民营企业,企业数字化转型显著促进了出口技术复杂度的提升,但对于国企与外资企业而言,作用相对较弱。这可能是由于国企的供应链等环节比较稳定,不容易受变动因素影响,而外资企业对于海外市场本身拥有渠道和全面的信息。对于民营企业而言,回归结果显著为正的原因可能在于:民营企业大部分是小微企业,其发展一直以来面临着融资约束、管理水平低、运营效率低等问题^[29]。随着数字技术的升级,民营企业借助区块链和大数据等数字技术降低企业的金融服务成本并提升其资源配置效率,促进产品技术复杂度。另外,民营企业可以利用互联网平台根据企业需求精准寻找所需业务的供应链服务商,并掌握国内外消费群体的特征,精准把握受众需求,降低试错成本,加速产品的升级换代。

2. 行业密集型

参照韩燕和钱春海^[18]的分类方式,将样本企业涉及的不同行业按照不同密集型分为劳动力密集型、资本密集型和资源密集型。回归结果如表6所示。可以看出对于资本密集型企业而言,企业数字化转型显著提升了出口技术复杂度,但对于劳动力密集型企业 and 资源密集型企业的影响相对较小。相较于资本密集型企业,劳动力密集型与资源密集型企业追求价格竞争与规模扩张,在数字化转型的过程中追求成本节约效应,效率与技术创新水平并未从本质上提升。

资本密集型企业数字化转型显著促进出口技术复杂度的原因可能有:在技术层面,资本密集型企业生产过程中强调专用设备、电子设备的技术性。企业不断更新其数字技术水平,优化数字平台,将数字技术与生产运营环节深度融合,在各个环节对出口技术复杂度产生促进作用。在产业发展方面,资本密集型产业是技术的产业化、工具化、程序化、操作化、自动化^[30]。另外,资本密集型的产业规模相对稳定,受经济波动影响较小,发展基础雄厚^[31],产业水平和产业结构高度均优于劳动密集型与资源密集型产业。在此基础上,数字化转型能够极大便利其产业技术开发和服务,节省成本,进而促进出口技术复杂度。

表4 机制分析:企业全要素生产率

变量	(1) <i>EXPY</i>	(2) <i>TFP</i>	(3) <i>EXPY</i>
<i>DIGI</i>	0.020*** (0.006)	0.022* (0.012)	0.018*** (0.006)
<i>TFP</i>			0.052*** (0.008)
<i>-cons</i>	2.901*** (0.075)	12.132*** (0.153)	2.272*** (0.124)
N	4 256	4 256	4 256
R ²	0.039	0.495	0.049
Adj-R ²	-0.124	0.409	-0.112

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为标准误。

表5 按企业股权性质分样本回归

变量	(1) 民营	(2) 国企	(3) 外资	(4) 其他
<i>DIGI</i>	0.020*** (0.007)	0.018 (0.013)	0.020 (0.034)	0.032 (0.027)
<i>-cons</i>	2.844*** (0.100)	2.917*** (0.127)	2.454*** (0.525)	3.606*** (0.519)
N	2 484	1 463	196	113
R ²	0.035	0.045	0.066	0.164
Adj-R ²	-0.130	-0.121	-0.146	-0.076

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为标准误。

表6 按行业密集型分样本回归

变量	(1) 劳动密集型	(2) 资本密集型	(3) 资源密集型
<i>DIGI</i>	-0.008 (0.006)	0.021*** (0.007)	0.052 (0.049)
<i>-cons</i>	2.162*** (0.074)	3.048*** (0.080)	2.834*** (0.690)
N	742	3 241	273
R ²	0.035	0.061	0.068
Adj-R ²	-0.140	-0.099	-0.127

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为标准误。

3. 地区分布

根据国泰安数据库中上市公司基本信息类别中的企业数据,将企业所在地区划分为东部、西部、中部以及东北地区^①,回归结果见表7。回归结果显示,东部地区与东北地区的回归系数显著为正,数字化转型的促进效应较为明显。东部地区创新水平高、数字技术水平高且贸易水平高,同时,经济发展水平较高,数字化发展基础设施建设也较为完善,企业能够更好地通过数字化转型实现内部资源的优化配置和产业结构的升级,进而提升出口技术复杂度。对于东北地区来说,东北三省出口贸易呈上升趋势,出口商品结构也有所优化。另外,东北地区政府积极与企业合作,推动产业数字化智能化转型并带动创新创业。而中部与西部地区回归系数不显著,究其原因可能在于:中部地区的发展水平介于东部地区与西部地区,产业结构较东部地区相对单一,其竞争优势不明显,缺乏核心竞争力。综上,假说3得以验证。

(五) 稳健性检验

为检验企业数字化转型对于出口技术复杂度的影响是否稳健,本文进行了以下稳健性分析。由于篇幅有限,稳健性检验表格不在此呈现,备索。

本文采用文本分析法度量企业数字化转型程度,忽略了企业年报中企业数字化转型词频可能受企业主观影响。因此,本文替换解释变量的测度指标,将企业数字化转型相关的资产来衡量企业数字化转型的程度^[32]。回归结果显著为正,验证了前文基准回归结果的稳健性。

本文借鉴 Arellano and Bon^[33]的思路构建工具变量,使用滞后一期与滞后二期的 *DIGI*、城市移动电话用户数作为工具变量进行内生性检验。

滞后一期和滞后二期的 *DIGI*:考虑到企业数字化转型对出口技术复杂度影响的滞后性,因此对企业数字化转型指标进行滞后效应分析,研究结果显示企业数字化转型不存在滞后性。

城市移动电话用户数 (*TELE*):企业数字化转型的决策会受到企业所在地区的数字水平与普及的影响,满足了工具变量的相关性要求;出口技术复杂度与城市移动电话用户数的关联较小,满足外生性的要求。其次,检验因变量是否具有内生性,结果显示 *DIGI* 为内生变量。进而,进行弱相关性检验,检验结果显示 F 统计量为 16.25,说明工具变量具有合理性。结果显示企业数字化转型 (*DIGI*) 的系数依旧显著为正,验证了原假说。

五、结论与政策建议

(一) 结论

本文主要结论如下:(1)总体看,企业数字化转型能够显著促进出口技术复杂度的提升。(2)就影响机制而言,企业数字化转型能够通过提高企业全要素生产率的机制促进出口技术复杂度提升,而通过降低运营成本的机制促进效果不显著。(3)关于异质性分析,企业数字化转型对出口技术复杂度的影响存在差异,首先对于民营和资本密集型企业,企业数字化转型对出口技术复杂度的提升效应相对较大;相较于中西部地区,东部与东北地区的企业数字化转型对出口技术复杂度的促进效应最为明显。

(二) 政策建议

基于以上研究结果,本文提出以下政策建议。(1)优化企业数字化转型的发展环境,构建制度保

表7 按不同地区分样本回归

变量	(1) 东北地区	(2) 东部地区	(3) 中部地区	(4) 西部地区
<i>DIGI</i>	0.084 *** (0.029)	0.021 *** (0.007)	0.004 (0.019)	0.010 (0.022)
<i>_cons</i>	2.341 *** (0.303)	3.021 *** (0.099)	2.580 *** (0.215)	3.002 *** (0.263)
N	168	2835	742	511
R ²	0.090	0.036	0.111	0.088
Adj-R ²	-0.125	-0.129	-0.050	-0.084

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为标准误。

^①东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南;中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南;西部地区包括重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海;东北地区包括辽宁、吉林和黑龙江。

障体系,有助于促进企业数字化转型,从而提升出口技术复杂度。在财税政策支持方面,政府可对企业数字化转型的努力提供相关税收优惠与财政补贴政策支持,助力新一代信息通信技术的更新迭代。在制度建设方面,明确与完善相关法律规章,健全知识产权保护制度,保护企业数字化转型的积极性,为企业提供一个良好的创新环境。在地区发展政策方面,发挥东部地区创新要素集聚优势,加快在创新引领上实现突破,为经济高质量发展蓄力。对于中西部地区,鼓励企业积极创新并有效配置资源,加快地区产业结构升级。(2)企业应积极利用新一代信息技术与平台以及加大研发投入来提升企业生产率。企业自身应积极提升全要素生产率,从而实现数字化转型,企业可从以下措施入手:企业将大数据、云计算、人工智能、物联网、区块链等新技术切实应用到企业各个环节,从而实现企业的生产智能化、营销精准化、运营数据化、管理质量化;企业需重视数据开放与共享水平,同行业企业进行产业链上游与下游数据流动与共享;加大研发投入,鼓励员工对于核心技术的研发创新。(3)促进民营经济发展,重视发挥资本密集型行业的优势。引导民营企业完善治理结构和管理制度,优化民营企业的发展环境,加大对民营经济政策支持力度,培育尊重民营经济创新创业的舆论环境,充分激发民营企业的创新动力和经济活力。对于国企,政府可以适当减少干预,促进国企对外界因素变化反应灵敏度的提高。另外,重视资本密集型行业的发展,加大技术投入以及智能化生产线的发展,增强数字化转型对普通资本的替代效应、数字化转型与高技能劳动力的互补效应,提升技术复杂度,从而增强我国出口竞争力。

参考文献:

- [1]戴翔,金碚. 产品内分工、制度质量与出口技术复杂度[J]. 经济研究,2014,49(7):4-17+43.
- [2]刘鹤. 加快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[J]. 资源再生,2021(9):51-54.
- [3]MICHAEL M. Trade, income levels, and dependence[M]. Amsterdam: North-Holland, 1984.
- [4]孟庆雷,王煜昊. “一带一路”国家贸易便利化对出口技术复杂度的影响[J]. 中南民族大学学报(人文社会科学版),2022,42(12):123-133+197.
- [5]HAUSMANN R, HWANG J, RODRIK D. What you export matters[J]. Journal of economic growth,2007,12(1):1-25.
- [6]LALL S. Some insights to reinvent industrial strategy in developing countries[J]. International journal of technology management,2006,36(1/2/3):16-20.
- [7]SCHOTT P K. The relative sophistication of Chinese exports[J]. Economic policy,2008,23(53):6-49.
- [8]HAMILTON D, ATKINSON C. Optimizing the internet for more inclusive trade[R]. International trade forum, International Trade Centre UNCTAD / GATT, 2017.
- [9]BURRI M. Understanding and shaping trade rules for the digital era[M]//MANFRED ELSIG, MICHEAL HAHN, GABRIELE SPILKER. The shifting landscape of global trade governance. Cambridge: Cambridge University Press,2019:73-106.
- [10]易靖韬,王悦昊. 数字化转型对企业出口的影响研究[J]. 中国软科学,2021(3):94-104.
- [11]SENCER B A. The determinants of export sophistication: does digitalization matter? [J]. International journal of finance economics,2020,26(4):5135-5159.
- [12]杜传忠,管海锋. 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.
- [13]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.
- [14]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.
- [15]STROTMANN H. Entrepreneurial survival[J]. Small business economics,2007,28(1):87-104.
- [16]JORGENSEN D W, HO M S, STIROH K J. A retrospective look at the US productivity growth resurgence[J]. The journal of economic perspectives,2008,22(1):3-24.

- [17] FOSTER C, GRAHAM M. Reconsidering the role of the digital in global production networks[J]. *Global networks*, 2017, 17(1): 68-88.
- [18] 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.
- [19] 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.
- [20] 戴美虹. 互联网技术与出口企业创新活动——基于企业内资源重置视角[J]. *统计研究*, 2019, 36(11): 62-75.
- [21] 余娟娟, 余东升. 政府补贴、行业竞争与企业出口技术复杂度[J]. *财经研究*, 2018, 44(3): 112-124.
- [22] 高翔, 袁凯华. 清洁生产环境规制与企业出口技术复杂度——微观证据与影响机制[J]. *国际贸易问题*, 2020(2): 93-109.
- [23] 张永琿, 李小波, 邢铭强. 企业数字化转型与审定价[J]. *审计研究*, 2021(3): 62-71.
- [24] 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.
- [25] 马从文, 杨洁. 企业数字化转型的碳减排效应研究——来自制造业上市公司的经验数据[J]. *南京财经大学学报*, 2023(1): 76-85.
- [26] 李俊久, 张朝帅. 数字化转型与企业出口“提质增量”[J]. *世界经济研究*, 2023(5): 17-31+135.
- [27] LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. *The review of economic studies*, 2003, 70(2): 317-341.
- [28] 白福萍, 刘东慧, 董凯云. 数字化转型如何影响企业财务绩效——基于结构方程的多重中介效应分析[J]. *华东经济管理*, 2022, 36(9): 75-87.
- [29] 刘苹. 数字经济影响民营企业韧性的空间效应研究[J]. *工业技术经济*, 2022, 41(12): 20-27.
- [30] 周勇. 论资本密集型产业发展的劳动密集型产业基础[J]. *经济问题探索*, 2007(11): 27-31.
- [31] 张其仔, 李蕾. 制造业转型升级与地区经济增长[J]. *经济与管理研究*, 2017, 38(2): 97-111.
- [32] 余典范, 王超, 陈磊. 政府补助、产业链协同与企业数字化[J]. *经济管理*, 2022, 44(5): 63-82.
- [33] ARELLANO M, BON S. Some tests of specification for panel data: monte carlo evidence and an application to employment equations[J]. *The review of economic studies*, 1991, 58(2): 277-297.

(责任编辑:陈 春;英文校对:谈书墨)

The Impact of Digital Transformation on Export Sophistication

CHEN Yi, CHEN Cheng

(School of economics, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China)

Abstract: Enterprises, as micro-entities driving digital transformation, play an increasingly important role in high-quality trade development. Based on matching data from the CSMAR and the China Customs database from 2015 to 2021, this article measures the degree of digital transformation and export sophistication of enterprises at the micro level, empirically testing the impact of the former on the latter and the mechanism for this effect. The results indicate that the digital transformation of enterprises has significantly promoted export sophistication, and this finding remains significant after robustness testing. The total factor productivity of enterprises is a partial intermediary, while the operating cost channel is not significant as an intermediary. Further heterogeneity testing shows that for private and capital-intensive enterprises and those located in the eastern and northeastern regions, the effect of digital transformation on export sophistication is more significant. This article provides micro-level evidence of the promotional effect of export sophistication in the digital transformation of enterprises and proposes constructive policy recommendations.

Key words: enterprises' digital transformation; export sophistication; high-quality trade development