

数字化转型是否延长了企业 出口产品持续时间

孙楚仁 李媚媚 陈瑾

摘要：本文基于2007—2016年中国海关进出口统计数据库、上市公司年报文本数据库以及国泰安金融经济数据库的匹配数据，实证检验了数字化转型对企业出口产品持续时间的影响和作用机制。研究发现，数字化转型显著降低了企业出口风险率，有助于延长企业出口产品持续时间。在一系列稳健性检验后，基准结果仍然成立，且对于不同类型的企业规模、企业全要素生产率、企业所在区域以及企业出口产品存在异质性影响。机制分析表明，企业数字化转型通过“信号效应”“研发和生产率效应”两组渠道降低企业出口风险率，延长企业出口产品持续时间。本研究可以加深我们对企业数字化转型与出口持续时间的理解，同时为提高企业出口稳定性与国际竞争力，推动新发展格局下企业高质量发展提供了一定的参考。

关键词：数字化转型；出口持续时间；生存分析

[中图分类号] F752 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2023) 4-0056-16

引言

近年来，国际经济环境中的各类风险持续加剧。一方面，在中国内部由于人口红利消失、要素价格上涨等方面的冲击，企业面临产能过剩、成本上升等问题；另一方面，在国际市场上外需不足、国际公共安全问题、民粹主义、贸易保护主义，尤其是2020年以来全球新冠疫情的持续蔓延且反复不断等各种外部因素的冲击，导致企业在国际市场上面临的不确定性提高。这些内外部环境的因素均导致中国出口增长乏力，波动幅度增大。在此背景下，如何保持企业出口稳定增长成为日益重要的问题，通过增加企业在既有产品与出口市场上的出口持续生存时长，提高企业在出口市场上的存活率，是中国维持出口稳定增长，提升企业出口产品竞争力的重要手段。

[收稿日期] 2022-11-18

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“一带一路区域价值链构建与中国产业转型升级”(18ZDA039)；教育部人文社会科学研究青年项目“增值税政策调整对中国制造业企业出口生存的影响研究”(21YJC790010)；广东省基础与应用基础研究基金青年项目“税制改革影响企业出口转型升级的理论及政策研究：以增值税为例”(2021A1515110319)

[作者信息] 孙楚仁：广东外语外贸大学经济贸易学院教授；李媚媚：广东外语外贸大学经济贸易学院硕士研究生；陈瑾（通讯作者）：广东外语外贸大学经济贸易学院讲师，电子邮箱 chenjingdufs@163.com

随着大数据、人工智能、云计算、区块链等“ABCD”技术的不断涌现，数字技术正逐步成为推动全球企业实现创新变革的关键角色，运用数字技术有助于降低企业面临的不确定性，提高企业全要素生产率以及增强其在国际市场上的竞争新优势，为提升企业出口产品竞争力，延长企业出口产品持续时间，维持企业出口稳定增长提供了可能。为此，2020年4月中共中央、国务院发布的《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》明确将数据作为一种新型生产要素写入政策文件，提出加快培育数据要素市场。因此，在数字技术高速发展的今天，重视企业数字化转型对企业出口持续时间的影响，探索数字化转型如何作用于企业出口的稳步增长，就显得十分必要和具有现实意义。

本文的边际贡献主要有以下两方面：第一，在研究视角上，虽然已有学者从多个视角探索了数字化发展对国际贸易的影响（洪俊杰等，2022^[1]；杜明威等，2022^[2]），但仍缺乏动态角度的研究。本文基于国家大力提倡企业通过数字化转型促进增长并提升价值的现实背景建立逻辑框架，从“信号效应”与“研发和生产率效应”探讨了数字化转型对企业出口产品持续时间的影响，在一定程度上弥补了现有关于数字化转型研究的不足。第二，在研究意义上，作为我国企业发展的新动力，数字化转型已经被提高到国家战略层面，数字经济政策也在逐步深化。但我国企业尤其是中小企业，对数字化转型能否给企业带来积极影响仍有所顾虑。因此，本文通过实证证实数字化转型对企业生产经营发展的积极作用，为政府制定相关政策以及企业进行战略决策调整提供重要借鉴。

一、文献综述

已有学者关注到数字化发展与国际贸易之间的关系，早期研究主要在宏观层面发现互联网能显著扩大一国的贸易规模（Freund and Weinhold, 2004）^[3]，随着异质性企业贸易理论的发展，学者们逐渐利用微观企业数据证明了互联网对企业出口的经济效应，如互联网有助于创新型企业拓展出口市场（Mostafa et al., 2005）^[4]，促进企业出口（Ricci and Trionfetti, 2012）^[5]；李兵和李柔，2017^[6]），提升企业出口产品质量（叶娇等，2018）^[7]等。但是，将互联网作为数字化领域的代表并不具有全面性。

与本文密切相关的文献主要分为以下两类。第一类文献聚焦于数字化转型对企业的经济效应。在经济快速增长的全球化时代，各国经济竞争不断加剧，实现经济的进一步增长需要新动力，数字革命为此提供了可能，同时也为更多企业提供了进入国际贸易市场的新机遇。纵观数字化转型对企业经济效应的研究，多数学者认为数字化转型对企业的生产经营起正面作用。具体而言，数字化转型有利于提升企业生产率（赵宸宇等，2021）^[8]、企业股票流动性（吴非等，2021）^[9]、企业创新效率（杨水利等，2022）^[10]、企业绩效（李琦等，2021）^[11]、企业专业化分工水平（袁淳等，2021）^[12]、企业审计质量（翟华云和李倩茹，2022）^[13]、企业发展质量（武常岐等，2022）^[14]。然而，部分学者认为数字化转型可能给企业带来负面影响。

Hajli 等 (2015)^[15] 研究发现并非所有企业均从数字化转型中受益。Kretschmer 和 Khashabi (2020)^[16] 发现,部分企业的传统组织架构无法适应数字化转型的前沿技术,从而导致企业数字化转型失败。吴非等 (2021) 提出企业的管理能力欠缺也有可能导致数字化转型失败。此外,由于企业在数字化转型中产生大量管理成本,高昂的转型成本可能会阻碍数字技术功能优势的发挥,从而弱化数字化转型的绩效驱动作用。第二类文献主要关注数字化转型对企业的出口效应。数字化转型有助于扩大企业出口 (易靖韬和王悦昊, 2021^[17]; 杜明威等, 2022), 提高企业出口国内附加值 (张晴和于津平, 2021)^[18], 降低出口隐含碳强度 (户华玉和余群芝, 2022)^[19] 以及提高出口产品质量 (杜明威等, 2022; 洪俊杰等, 2022)。

稳定一国企业出口是实现该国企业出口扩张与产品质量升级的必要前提 (Reyes et al., 2014)^[20], 相较于上述数字化转型影响企业出口及出口产品质量的研究, 企业在国际市场上的退出风险以及出口持续时间在很大程度上决定了企业的“生死”问题 (胡馨月等, 2021)^[21]。与出口概率、出口规模等不同的是, 企业出口持续时间反映一国企业在出口市场上持续进行贸易的时间长度的动态变化, 企业的出口产品持续时间越长, 越能实现其自身稳步增长。然而, 传统贸易理论通常认为, 两国间只要存在要素禀赋与生产率差异, 它们的贸易联系就会一直持续下去。但实际上, 国家间存在贸易关系的企业出现多次中断甚至中止贸易的情况是非常常见的 (陈勇兵和李燕, 2012)^[22]。

国内外关于企业出口持续时间的研究最先始于 Besedeš 和 Prusa (2006)^[23], 其基于美国进口贸易数据研究了贸易关系持续时间问题。此后, 学者主要从产品特征、企业特征与企业外部环境三个层面研究企业出口持续时间的影响因素。在产品特征层面, 已有文献主要从产品创新程度 (Chen, 2012)^[24]、出口产品种类以及出口核心产品的集中度 (戚建梅等, 2017)^[25]、进口中间品质量 (李宏兵等, 2021)^[26] 等视角考察其对企业出口持续时间的影响。在企业特征层面, 企业全要素生产率在短期内是延续企业出口的核心因素 (叶宁华等, 2015)^[27], 企业互联网技术 (胡馨月等, 2021)、企业出口复杂度 (赵瑞丽等, 2017)^[28]、企业家精神 (何有良和陆文香, 2018)^[29] 也会影响其出口生存。在企业外部环境层面, 最低工资 (赵瑞丽等, 2016)^[30]、政府补贴 (欧定余和田野, 2018)^[31]、增值税改革 (李丹等, 2022)^[32]、信息溢出 (刘慧和綦建红, 2018)^[33]; 许和连等, 2018^[34]、融资约束 (李宏兵等, 2016)^[35]、贸易壁垒 (程凯和杨逢珉, 2022)^[36]、双边政治关系 (孙楚仁等, 2022)^[37]、目的国制度 (谭智等, 2014)^[38] 均会对企业出口持续时间产生影响。

综上所述, 关于数字化转型与出口之间的联系已经取得一定的成果, 也已有大量学者研究了企业出口持续时间的影响因素, 但很少有学者研究数字化转型与企业出口持续时间之间的关系。企业出口面临着巨大的不确定性与沉没成本, 由此可能造成的损失是企业的营业利润很难弥补的, 因此提高企业创新能力和信息搜寻能力, 缓解企业面临的跨国信息不对称约束尤为重要, 而企业的数字化转型为此提供了可能, 即数字化转型对于企业出口决策具有重要作用, 本文重点对此进行研究。

二、理论机制与假说

异质性企业贸易理论提出,进入国际新市场的企业不会轻易退出,否则需要付出一定的沉没成本(Rauch and Watson, 2003)^[39]。然而, Besedeš 和 Prusa (2006)以46个国家的企业为研究对象,发现大量企业的出口中位生存时间不超过3年。邵军(2011)^[40]发现中国企业的中位贸易持续时间仅为2年。陈勇兵和李燕(2012)指出中国企业出口持续时间的中位数为3年。以上数据均表明企业的出口持续时间较为短暂,这无疑给企业带来了巨大的机会成本,不利于企业出口平稳增长。Arrow (1984)^[41]研究发现,企业进出口贸易需要付出信息成本,即由不确定性带来的成本,具体包括搜寻、处理信息的成本以及信息不健全带来的损失。数字技术的发展则能有效缓解这些问题,数字技术能解决企业与出口国之间的信息不对称问题,大幅提高跨国信息沟通和市场搜寻效率,降低企业在贸易过程中的“冰山成本”(Jones and Tonetti, 2020)^[42],提高企业全要素生产率以及对海外市场信息的分析掌握与风险规避能力,从而降低企业出口风险,提高企业出口稳定性。据此,本文提出假说1。

假说1:数字化转型有助于降低企业出口产品风险率,延长企业出口产品持续时间。

数字化转型有助于降低企业信息不对称程度,提高市场的积极预期。一方面,如何在庞大的信息流中精确提取所需信息成为投资者面临的重要问题之一,而作为企业和投资者之间连接的桥梁,分析师对企业信息的传递以及解读发挥着重要作用。与散户投资者相比,分析师在信息指数级增长的时代具有专业的经验知识。信春华等(2022)^[43]发现,在数字化浪潮下,企业数字化转型有助于提高分析师预测质量。而分析师对企业的解读则有助于降低投资者对企业的信息不对称性,从而优质企业能够获得更多的投资。另一方面,证监会要求企业每年披露公司年报,清晰简明的年报降低了公司与利益相关者之间的信息不对称程度(王海芳等, 2022)^[44]。但是,企业在进行数字化转型之前无法高效地对大量内部信息进行分析整合,并且制作清晰简明、通俗易懂的企业年报也需要投入大量的时间与人力,从而产生大量的成本。而进行数字化转型的企业可以借助数字技术对企业内外部海量、不规律、非结构化以及非标准化的数据进行处理,使其转化为规范、结构化和标准化信息,从而有助于企业通过年报、实际生产技术转型投资等形式向外界传递积极发展的信号,进而有助于媒体增加对企业的正面报道并提高积极预期,而这种市场形式的“背书”则有助于投资者对企业产生更高的预期,从而加大企业的资金投入。分析师预测以及市场“背书”这两种形式带来的信息不确定性降低,加大了投资者的投资力度,从而为企业提供了更充裕的资金,企业用于生产经营的人力、资金、技术等资源更丰富,从而有助于提高企业生产率,降低企业出口风险率,延长企业出口产品持续时间。据此,本文提出假说2。

假说2:数字化转型存在“信号效应”,其通过降低企业内外部信息的不确定性降低企业出口产品风险率,延长企业出口产品持续时间。

数字化转型企业可以通过大数据、云计算、区块链以及物联网等新技术赋能传统行业，使传统行业注入数字技术，提高企业的技术创新能力，从而有助于企业加大研发投入，进而提高生产率（赵宸宇等，2021）。一方面，创新能力强的企业可以通过计算机算法、新技术应用等方式实现生产经营智能化，将生产经营过程中积累的大量数据信息，包括企业对产品的设计、质量检测、市场推广和产品销售等流程产生的大量数据信息，转化为有效信息并作用于企业的生产决策，从而实现数据的信息匹配分析、库存管理以及产品的优化升级。另一方面，将数字技术运用于生产、决策过程也有助于提高企业生产率，从而增强企业的出口竞争力，降低其出口风险率。据此，本文提出假说3。

假说3：数字化转型存在“研发和生产率效应”，其通过提高企业的竞争力降低企业出口产品风险率，延长企业出口产品持续时间。

三、数据说明与描述性统计

（一）数据来源及处理

本文的数据主要来源于国泰安金融经济数据库（CSMAR）、上市公司年报文本数据库和中国海关进出口统计数据库。本文根据中国海关总署网站的说明，将变更年份的HS 8位数代码进行匹配、整合和统一。

鉴于上市公司从2007年1月1日起实施新的准则体系，同时部分数据在2007年才有相关统计，本文采用2007—2016年期间的数据作为观测样本。对上述数据的匹配分为三个过程：（1）使用处理后的企业名称进行匹配（去除对匹配没有帮助的词汇，例如“有限公司”“股份有限公司”等）；（2）使用公司传真后七位与邮政编码进行匹配；（3）使用电子邮箱进行匹配。最终得到的样本包含1380家沪深A股上市公司、5722种HS 8位数产品以及73036条观测数据。

（二）企业出口生存时间

生存分析法通常采用生存率与危险率来描述企业出口持续时间的特征，本文的一个关键问题是将普通数据转化为适用于生存分析法的数据。将企业—产品的出口持续时间定义为一国企业从开始向海外市场持续出口某种商品直至出口中止所经历的时间，根据统计数据特征，一般以年为单位衡量企业—产品的出口持续时间。若企业在样本观测期内因某种原因停止对外国市场出口该商品，则将此定义为失败事件。由于生存分析数据存在左删截、右删截以及样本观测期内多个持续时间段的问题，本文参考现有研究逐一进行处理（Besedeš and Prusa, 2006；陈勇兵等，2012^[45]）。

（三）中国上市公司企业出口产品生存的特征事实

如表1所示，在本文的研究样本中，70.09%的上市公司有1段出口持续时间，23.82%的上市公司有2段出口持续时间，5.57%的上市公司有3段出口持续时间，而有超过3段出口持续时间的上市公司占比累积为0.52%。

表1 企业出口持续时间段个数

个数	观测值	百分比 (%)	累积百分比 (%)
1	51 103	70.09	70.09
2	17 368	23.82	93.91
3	4 062	5.57	99.48
4	376	0.52	100.00
5	5	0.00	100.00
总数	72 914	100.00	100.00

为进一步分析企业的出口生存特征，本文对样本观测期内，企业的所有贸易关系、第一段贸易关系与只有一段贸易关系的出口持续生存时间长度进行统计。其中，所谓的第一段贸易关系，即企业第一次进入出口市场直至退出出口市场的贸易行为。由于企业第一次进入国际市场受到冲击退出市场之后，也有可能在国际市场好转后重新进行出口，即产生第二段贸易关系，以此类推。因此，只有一段贸易关系表现为企业在样本观测期内只进入一次出口市场直至退出出口市场的贸易行为。所有贸易关系是指样本观测期内存在多段贸易关系的企业，本文将视为相互独立的贸易持续时间段来进行出口持续时间的统计。统计结果如表2所示，这三种贸易关系的出口持续时间长度分布均多为1—2年，这表明中国上市公司的出口持续生存时长较短，该结论和现有研究企业出口持续生存时长的研究结果基本相一致（Besedeš and Prusa, 2006；陈勇兵等，2012）。

表2 所有、第一段、只有一段贸易关系样本的出口持续时间长度

持续时间 (年)	所有贸易关系		第一段贸易关系		只有一段贸易关系	
	观测值	百分比 (%)	观测值	百分比 (%)	观测值	百分比 (%)
1	48 050	65.90	40 573	66.26	33 488	65.53
2	11 241	15.42	9 032	14.75	7 165	14.02
3	5 029	6.90	4 049	6.61	3 382	6.62
4	2 780	3.81	2 225	3.63	1 929	3.77
5	2 024	2.78	1 727	2.82	1 592	3.12
6	1 463	2.01	1 341	2.19	1 284	2.51
7	1 276	1.75	1 238	2.02	1 212	2.37
8	683	0.94	683	1.12	683	1.34
9	368	0.50	368	0.60	368	0.72
总数	72 914	100.00	61 236	100.00	51 103	100.00

四、计量模型设定与变量说明

(一) 计量模型设定

本文对数字化转型与企业—HS 8 位数产品出口持续时间之间的关系进行估计。参考现有生存分析的方法，本文采用 Cloglog 模型，具体设定如下：

$$\text{cloglog}(1 - h(t, X_{it})) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{Digital}_{it} + \alpha_2 X_{it} + \mu_q + \lambda_p + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标 i 、 k 和 t 分别表示企业、产品和年份。 $h(t, X_{it})$ 为给定控制变量 X_{it} 企业 i 在第 t 年出口产品 k 的风险概率。 $\ln Digital_{it}$ 表示企业 i 在第 t 年的数字化程度取对数。 α_1 为核心解释变量的回归系数,用于估计数字化转型对企业出口产品风险率的影响,若 α_1 小于0,则表明数字化转型会降低企业产品在出口市场面临的风险,即延长企业产品在出口市场的持续生存时间,反之则相反;若 α_1 等于0,则表示数字化转型不会影响企业出口产品持续时间。 X_{it} 表示控制变量的合集。 μ_q 、 λ_p 、 γ_t 分别表示行业、省份以及年份固定效应^①。 ε_{it} 为误差项。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

被解释变量为二元变量,取值为0或1,代表贸易关系在第 t 年结束与否。若在样本观测期内能够观测到贸易关系结束,则在当期定义为 $fail$ (风险率),且赋值为1,其余年份赋值为0;若企业的贸易关系存在右删截,即在样本观测期内无法观测到企业退出出口市场,则将企业每年的 $fail$ 赋值为0。

2. 核心解释变量

核心解释变量为数字化转型($\ln Digital$)。本文参考吴非等(2021)将企业数字化转型分为人工智能、区块链、云计算和大数据四类,这四类也被概括为主流技术方向的“底层技术运用”以及数字化场景的“技术实践”。具体做法如下:首先基于Python的爬虫功能对沪深A股上市公司的企业年报进行文本分析,然后对数字化转型的关键特征词进行词频统计,并对统计所得的词频数据进行加总,从而构成数字化转型的指标体系。鉴于生存分析数据的特点,本文对2007年数据进行了左删截,图1展示了2008—2016年上市公司的数字化转型程度随年份的变化趋势,可以看出呈逐渐提高的趋势,这说明在国家的大力倡导下,数字化转型变得越来越有必要。

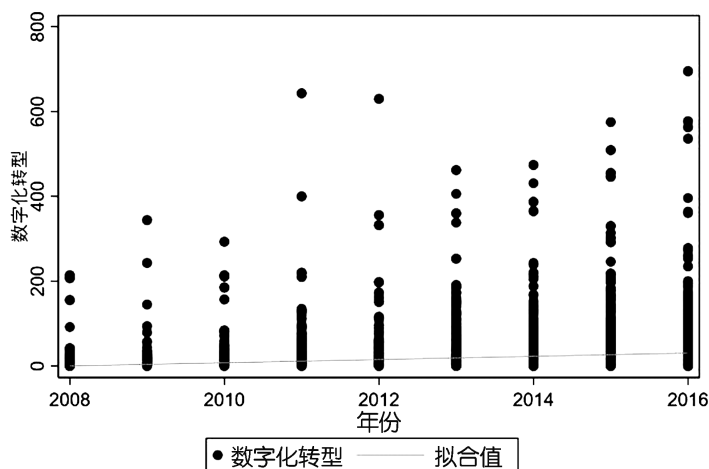


图1 2008—2016年企业数字化转型变化趋势

^①由于生存分析法本身假定企业是一致的,因此参考大多数相关文献的做法,本文没有控制企业固定效应。

3. 控制变量

基于研究数字化转型与企业出口持续时间的文献，本文将以下可能影响数字化转型与企业出口生存时间的变量纳入计量模型：企业规模、企业年龄、政府补助、资产负债率、现金流比率、要素强度、营业收入增长率、托宾 Q 值、是否由四大会计师事务所审计^①。各变量的描述性统计如表 3 所示。

表 3 各变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
出口风险率	58 547	0.69	0.46	0	1
数字化转型	58 547	2.18	1.20	0	6.55
企业规模	58 547	22.76	1.75	17.88	27.96
企业年龄	58 547	14.01	5.51	1	49
政府补助	58 547	16.60	2.10	8.20	21.53
资产负债率	58 547	0.51	0.21	0.01	1.79
现金流比率	58 547	0.04	0.07	-1.94	0.49
要素强度	58 547	12.40	0.97	7.86	16.87
营业收入增长率	58 547	0.18	0.51	-0.81	14.30
托宾 Q 值	58 547	1.80	0.99	0.89	13.60
是否由四大审计	58 547	0.16	0.37	0	1

五、实证检验

(一) 基准回归分析

表 4 报告了本文的基准回归结果。回归结果表明，数字化转型对企业出口产品风险率存在显著的抑制作用，即假说 1 成立。现有研究发现数字化转型有助于增加企业贸易额，然而这种贸易额的增加到底是由单次贸易频次增加，即企业出口密度的增加带来的，还是由企业国际市场上保持更稳定的贸易关系引起的持续贸易额的增加带来的，并无从得知。这说明贸易额的增加无法反映企业贸易的稳定性。而本文的研究发现，数字化转型有助于提高企业的出口稳定性，更稳定的贸易关系则意味着企业不需要频繁进入退出出口市场，这会降低企业的固定投入与沉没成本，从而进一步促进贸易额的提高（林常青和张相文，2016）^[46]、出口市场的扩张（林常青和许和连，2017）^[47] 和出口新市场的开拓（陈勇兵等，2014）^[48]。

(二) 稳健性检验

为检验基准回归结果是否具有稳健性，本部分进行如下检验：第一，采用 Probit 模型和 Logit 模型在全样本、只使用第一个出口持续时间段和只使用单个出口持续时间段的不同样本下进行稳健性检验。第二，剔除金融危机年份 2008 年再进行生存分析。第

^①限于篇幅，具体测算方式可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

三,参考袁淳等(2021)测算数字化转型,替换解释变量进行稳健性检验。第四,考虑等比例风险假设不满足的情形,引入加速失效模型(AFT)。上述稳健性检验结果均证明了数字化转型延长企业出口产品持续时间这一结论是稳健可靠的^①。

表4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
数字化转型	-0.2529*** (-54.4668)	-0.1843*** (-34.8005)	-0.0353*** (-5.0464)
企业规模		-0.2017*** (-31.5357)	-0.0168* (-1.6510)
企业年龄		-0.0559*** (-50.3285)	-0.0090*** (-5.6821)
政府补助		0.0223*** (5.9299)	0.0168*** (3.0482)
资产负债率		0.9817*** (27.0828)	0.3515*** (7.4527)
现金流比率		-0.1781** (-2.3089)	-0.3433*** (-3.5100)
要素强度		-0.0303*** (-4.9918)	-0.0267*** (-2.8740)
营业收入增长率		-0.0820*** (-6.2243)	0.0393* (1.8611)
托宾Q值		-0.3335*** (-41.0122)	0.0227** (2.4706)
是否由四大审计		-0.0390* (-1.6847)	-0.1908*** (-5.8699)
常数项	0.7165*** (64.7532)	6.0804*** (43.9902)	1.6892*** (7.8304)
行业固定效应	否	否	是
省份固定效应	否	否	是
年份固定效应	否	否	是
N	58 547	58 547	47 942

注:括号内为t统计量;*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平下显著。下表同。

(三) 内生性问题

1. 工具变量

本文认为企业可能会因出口产品风险率降低、出口产品持续时间延长而获得更大效益,进而增加信息技术等软硬件投入并具备进行数字化转型的能力,即企业出口产品持续时间延长有可能反向影响企业数字化转型,因此可能存在反向因果问题。为了尽可能缓解内生性带来的估计偏误问题,本文参考姜英兵等(2022)^[49],选取城市人均邮政业务收入和城市互联网普及率作为工具变量,使用两阶段最小二乘法进行验证。结果如表5第(1)—(4)列所示,工具变量符合相关性条件,证实了数字化转型与企业出口产品风险率之间的关系显著为负,再次验证了假说1。

^①限于篇幅,完整结果查阅同前。

值得注意的是,从理论上来说,城市人均邮政业务收入和城市互联网普及率会直接影响企业数字化转型,从而间接影响企业出口产品风险率,但并不能完全排除工具变量通过影响数字化转型以外的其他途径影响企业出口产品风险率的可能性,即工具变量很难达到完全外生的理想状态。而针对工具变量无法严格满足外生性要求的情形,本文借鉴 Conley 等 (2012)^[50] 的方法,使用工具变量“近似外生”框架^①。

2. Heckman 两阶段法

数字化转型与企业出口产品风险率之间的负向关系有可能受到样本自选择问题的影响。这是因为,由于进行数字化转型需要大量的资金、人才和技术,而部分企业在这些方面较为匮乏。此外,部分企业还认为数字化转型有可能提高企业商业秘密与工作机密泄露的风险。因此,数字化转型可能并非是企业随机进行的,而是企业在选择是否进行数字化转型之前利益权衡的结果,即企业是否进行数字化转型存在自选择问题。针对该问题,本文参考张吉昌和龙静 (2022)^[51] 采用 Heckman 两阶段法予以解决。表 5 第 (5) 列为 Heckman 两阶段法的回归结果,表明在考虑了潜在的自选择问题后,数字化转型与企业出口产品风险率显著负相关。

表 5 内生性问题处理

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	数字化转型	风险率	数字化转型	风险率	风险率
人均邮政业务收入	0.1799*** (23.7920)				
互联网普及率			0.0942*** (12.2172)		
数字化转型		-0.1987*** (-2.7274)		-0.3475*** (-2.6092)	-0.0349*** (-4.8417)
逆米尔斯比率					0.2512*** (4.1673)
常数项	3.5884*** (21.0643)	1.9484*** (8.4180)	0.6525*** (5.3650)	2.0575*** (8.5221)	1.5071*** (6.5644)
控制变量	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
F 值	418.40		433.38		
N	55 685	46 734	56 518	46 872	45 374

(四) 异质性检验

1. 企业生产率异质性

鉴于企业生产率差异可能影响企业数字化发展水平,本文参考洪俊杰等

^①限于篇幅,完整结果查阅同前。

(2022)的研究结果,按照基期企业生产率将生产率排名前1/3的企业划分为高生产率企业,其余则划分为中低生产率企业。异质性检验结果见表6第(1)列,数字化转型能显著降低高生产率和中低生产率企业的出口产品风险率,但对高生产率企业的作用更显著。可能的原因是,高生产率企业的生产能力与技术水平较高,且同行业企业间竞争激烈,企业需要通过创新来抢占市场,而数字化转型恰好成为一个契机,企业通过迅速将数字化转型的成果应用到生产经营中来提高生产率。而中低生产率企业各方面的综合能力相对较弱,进行数字化转型可能导致其面临更高的风险,如增加企业前期投入成本,从而影响企业生产率。

2. 企业规模异质性

不同规模的企业在资金、人才等资源方面存在差异,企业规模在企业数字化选择与转型中也可能存在差异,因此本文按照员工人数是否大于等于499人将样本分为大型企业和中小型企业。异质性检验结果见表6第(2)列,数字化转型显著降低大型企业的出口产品风险率,而对中小型企业的作用不显著。这是由于大型企业拥有较为充足的资金、人才、技术等资源,对数字化转型的目标规划较为清晰,能迅速应用数字化成果,从而达到提高生产率的目的。这也体现了企业的规模效应,即规模越大的企业越容易发挥数字化的潜力。

3. 地区异质性

由于企业所在地区不同,企业数字化发展所面临的经济基础存在差异,因此,本文根据企业所在地区将样本分为东部地区以及中西部地区企业进行异质性检验。回归结果见表6第(3)列,数字化转型显著降低东部地区企业的出口产品风险率,而对中西部地区企业的作用不显著。这可能是因为,东部地区企业的科学技术较为发达,并且现代工业集聚于东部地区,面临着更激烈的竞争,进行数字化转型的主观意愿更强烈,因此企业需要将转型后的技术运用到生产经营中,快速地将其转化为生产力,提高产品竞争力,从而有助于降低企业面临的外部风险。

4. 产品异质性

本文将样本分为中间品和资本品的异质性检验结果见表6第(4)列,可以发现,数字化转型显著降低中间品和资本品的出口风险率,但对中间品的作用更显著。可能的原因是,在当前全球价值链分工的背景下,中国凭借劳动力优势与市场规模优势较多地参与全球价值链分工,从事产品制造的加工装配环节,而随着人口红利的消失,人力成本不断提高,企业越来越倾向于增加机器作业进而减少雇佣劳动力的数量,同时企业应用数字技术以及工业技能化可以达到“机器换人”的效果,以替代部分重复性以及程序化的低端劳动力,从而较快地提高中间品的生产效率。对资本品而言,数字化转型对资本品发挥替代效应的前提是资本深化,而资本品的生产依靠大量的资金投入,并且资本品的投资见效较为缓慢,即只有当数字化转型达到一定深度时,才有可能触发替代效应,故短期内企业进行数字化转型对资本品的作用快速转为生产率或产能方面的竞争力不如中间品明显。因此,数字化转型对中间品出口风险率的作用更为显著,从而延长了企业出口中间品的持续时间。

表6 异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
高生产率企业×数字化转型	-0.0445*** (-4.8474)			
中低生产率企业×数字化转型	-0.0235*** (-2.9469)			
大型企业×数字化转型		-0.0371*** (-5.2730)		
中小型企业×数字化转型		0.0010 (0.0618)		
东部地区×数字化转型			-0.0442*** (-5.9538)	
中西部地区×数字化转型			0.0152 (0.9701)	
中间品×数字化转型				-0.0310*** (-3.8555)
资本品×数字化转型				-0.0177** (-1.9810)
常数项	1.3612*** (5.6754)	1.6532*** (7.6505)	1.6981*** (7.8608)	1.6913*** (7.1610)
控制变量	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	45 868	47 942	47 942	38 709

六、机制分析

本文借鉴温忠麟和叶宝娟（2014）^[52]的中介模型，进一步验证数字化转型延长企业出口产品持续时间的内在机制。根据理论分析部分的阐述，企业进行数字化转型后可能会提高内部的生产效率和研发投入，并降低企业面临的市场信息不对称程度，进而通过“信号效应”与“研发和生产率效应”两条渠道降低企业出口产品风险率。

首先，企业进行数字化转型有助于降低其内外部的信息不对称程度。本文参考吴非等（2021），以分析师关注度和网络正面报道来衡量企业面临的信息不对称程度，数据分别来源于CSMAR数据库和中国研究数据服务平台（CNRDS）。其次，本文参考胡馨月等（2021），以全要素生产率以及研发投入来表示企业进行数字化转型后获得的生产率和研发效应。其中，全要素生产率借鉴Levinsohn和Petrin（2003）^[53]的方法进行测算，研发投入以企业的研发支出和营业收入之比来衡量。

表7的回归结果表明，企业的数字化技术有助于降低信息不对称程度，增加投资者的积极交易，从而降低企业在出口市场上可能面临的资金不足等风险，延长企业出口产品持续时间。表8的回归结果表明，企业进行数字化转型后能够有效提高研发投入，并且在加入研发投入这一变量之后，数字化转型系数的绝对值减小，说

明数字化转型通过增加企业研发投入降低企业出口产品风险率，延长企业出口产品持续时间，假说2和假说3成立。

表7 机制分析——信号效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	风险率	分析师关注度	风险率	风险率	网络正面报道	风险率
数字化转型	-0.0353*** (-5.0464)	0.1659*** (44.3035)	-0.0299*** (-4.1877)	-0.0353*** (-5.0464)	0.0807*** (24.5649)	-0.0311*** (-4.4224)
分析师关注度			-0.0302*** (-3.8047)			
网络正面报道						-0.0532*** (-5.6890)
常数项	1.6892*** (7.8304)	-7.2723*** (-67.6273)	1.4509*** (6.4578)	1.6892*** (7.8304)	-7.6409*** (-80.9785)	1.3126*** (5.8189)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
N	47 942	58 547	47 942	47 942	58 531	47 920

表8 机制分析——研发和生产率效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	风险率	生产率	风险率	风险率	研发投入	风险率
数字化转型	-0.0353*** (-5.0464)	0.0371*** (22.1191)	-0.0273*** (-3.7715)	-0.0353*** (-5.0464)	0.0024*** (19.2648)	-0.0227*** (-2.7959)
企业生产率			-0.1013*** (-5.5900)			
企业研发投入						-0.5883** (-2.0526)
常数项	1.6892*** (7.8304)	-4.2686*** (-88.0391)	1.0823*** (4.5403)	1.6892*** (7.8304)	0.1082*** (29.2745)	1.4667*** (5.7981)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
N	47 942	55 979	45 868	47 942	47 353	37 193

七、结论与政策建议

本文基于2007—2016年中国海关进出口统计数据库、上市公司年报文本数据库和CSMAR数据库，就数字化转型与企业出口产品持续时间之间的关系进行实证研究。研究发现，数字化转型显著延长了企业出口产品持续时间，且该作用在高生产率企业、大型企业、东部地区企业和出口中间品企业中更为显著。进一步地，数

数字化转型通过提高分析师关注度和增加网络正面报道的“信号效应”渠道，以及提高企业全要素生产率和研发投入的“研发和生产率效应”渠道，延长企业出口产品持续时间。

本文的研究结论为中国企业在国际市场上稳步增长以及深化企业数字化转型战略提供了重要的政策启示。一方面，政府应进一步加强企业数字化转型的战略部署，加快推进数字化与实体企业的融合，并出台相关政策鼓励企业加快数字化转型，提升企业的国际竞争力和信息搜寻能力并促进企业的投资者积极交易，以提高企业在国际市场的抗风险能力，延长企业出口产品的持续时间。另一方面，政府在制定数字化政策与推进企业数字化转型的进程中，应该因企施策、循序渐进，同时应大力推进高生产率企业、大型企业、东部地区企业以及主要生产中间品的企业进行数字化转型，并使这些数字化转型成功的企业通过“研发和生产率效应”惠及并带动中低生产率企业、中小型企业、中西部地区企业以及主要生产资本品的企业，逐步使全产业链、所有地区的企业获得政策红利，推动中国出口企业高质量增长并增强企业的出口新优势。

[参考文献]

- [1] 洪俊杰, 蒋慕超, 张宸妍. 数字化转型、创新与企业出口质量提升 [J]. 国际贸易问题, 2022 (3): 1-15.
- [2] 杜明威, 耿景珠, 刘文革. 企业数字化转型与中国出口产品质量升级: 来自上市公司的微观证据 [J]. 国际贸易问题, 2022 (6): 55-72.
- [3] FREUND C L, WEINHOLD D. The Effect of the Internet on International Trade [J]. *Journal of International Economics*, 2004, 62 (1): 171-189.
- [4] MOSTAFA R H A, WHEELER C, JONES M V. Entrepreneurial Orientation, Commitment to the Internet and Export Performance in Small and Medium Sized Exporting Firms [J]. *Journal of International Entrepreneurship*, 2005, 3 (4): 291-302.
- [5] RICCI L A, TRIONFETTI F. Productivity, Networks, and Export Performance: Evidence from a Cross - country Firm Dataset [J]. *Review of International Economics*, 2012, 20 (3): 552-562.
- [6] 李兵, 李柔. 互联网与企业出口: 来自中国工业企业的微观经验证据 [J]. *世界经济*, 2017 (7): 102-125.
- [7] 叶娇, 和珊, 赵云鹏. 网络技术应用与企业出口质量提升——基于微观数据的分析 [J]. 国际贸易问题, 2018 (11): 59-73.
- [8] 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 (7): 114-129.
- [9] 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 (7): 130-144.
- [10] 杨水利, 陈娜, 李雷. 数字化转型与企业创新效率——来自中国制造业上市公司的经验证据 [J]. *运筹与管理*, 2022 (5): 169-176.
- [11] 李琦, 刘力钢, 邵剑兵. 数字化转型、供应链集成与企业绩效——企业家精神的调节效应 [J]. *经济管理*, 2021 (10): 5-23.
- [12] 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.
- [13] 翟华云, 李倩茹. 企业数字化转型提高了审计质量吗? ——基于多时点双重差分模型的实证检验 [J]. *审计与经济研究*, 2022 (2): 69-80.
- [14] 武常岐, 张昆贤, 周欣雨, 等. 数字化转型、竞争战略选择与企业高质量发展——基于机器学习与文本分析的证据 [J]. *经济管理*, 2022 (4): 5-22.

- [15] HAJLI M, SIMS J M, IBRAGIMOV V. Information Technology (IT) Productivity Paradox in the 21st Century [J]. *International Journal of Productivity and Performance Management*, 2015, 64 (4): 457-478.
- [16] KRETSCHMER T, KHASHABI P. Digital Transformation and Organization Design: An Integrated Approach [J]. *California Management Review*, 2020, 62 (4): 86-104.
- [17] 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.
- [18] 张晴, 于津平. 制造业投入数字化与全球价值链中高端跃升——基于投入来源差异的再检验 [J]. *财经研究*, 2021 (9): 93-107.
- [19] 卢华玉, 余群芝. 制造业数字化转型能否降低出口隐含碳强度 [J]. *国际贸易问题*, 2022 (7): 36-52.
- [20] REYES J D, VARELA G, MCKENNA M. Information for Export Survival: An Analysis of Georgian Export Performance and Survival in International Markets [J]. *World Bank Economic Premise*, 2014, 151: 1-7.
- [21] 胡馨月, 宋学印, 陈晓华. 不确定性、互联网与出口持续时间 [J]. *国际贸易问题*, 2021 (4): 62-77.
- [22] 陈勇兵, 李燕. 贸易关系持续时间的研究进展 [J]. *国际贸易问题*, 2012 (10): 28-42.
- [23] BESEDEŠ T, PRUSA T J. Ins, Outs, and the Duration of Trade [J]. *Canadian Journal of Economics*, 2006, 39 (1): 266-295.
- [24] CHEN WC. Innovation and Duration of Exports [J]. *Economics Letters*, 2012, 115 (2): 305-308.
- [25] 戚建梅, 洪俊杰, 仪珊珊. 多产品出口对企业生存影响的微观数据分析 [J]. *世界经济研究*, 2017 (2): 25-37.
- [26] 李宏兵, 谷均怡, 赵春明. 进口中间品质量、成本加成与中国企业持续出口 [J]. *经济与管理研究*, 2021 (6): 26-42.
- [27] 叶宁华, 包群, 张伯伟. 进入、退出与中国企业出口的动态序贯决策 [J]. *世界经济*, 2015 (2): 86-111.
- [28] 赵瑞丽, 沈玉良, 金晓梅. 企业出口复杂度与贸易持续时间 [J]. *产业经济研究*, 2017 (4): 17-29.
- [29] 何有良, 陆文香. 企业家精神与中国制造业企业出口持续时间 [J]. *国际商务*, 2018 (4): 1-11.
- [30] 赵瑞丽, 孙楚仁, 陈勇兵. 最低工资与企业出口持续时间 [J]. *世界经济*, 2016 (7): 97-120.
- [31] 欧定余, 田野. 政府补贴对企业出口持续时间的影响 [J]. *湘潭大学学报 (哲学社会科学版)*, 2018 (3): 57-62.
- [32] 李丹, 陈瑾, 孙楚仁. 增值税改革与中国制造业企业出口持续时间 [J]. *国际贸易问题*, 2022 (6): 73-89.
- [33] 刘慧, 綦建红. “邻居”对中国企业出口生存的影响有多大——基于信息溢出的视角 [J]. *财贸经济*, 2018 (8): 96-109.
- [34] 许和连, 刘婷, 王海成. 出口信息网络对企业出口持续时间的影响 [J]. *中南财经政法大学学报*, 2018 (1): 115-125.
- [35] 李宏兵, 蔡宏波, 胡翔斌. 融资约束如何影响中国企业的出口持续时间 [J]. *统计研究*, 2016 (6): 30-41.
- [36] 程凯, 杨逢珉. 贸易便利化对企业出口持续时间的影响: 基于进口中间品视角 [J]. *国际经贸探索*, 2022 (2): 66-82.
- [37] 孙楚仁, 李媚媚, 陈瑾. 双边政治关系改善能延长企业出口产品持续时间吗 [J]. *国际经贸探索*, 2022 (7): 4-24.
- [38] 谭智, 王翠竹, 李冬阳. 目的国制度质量与企业出口生存: 来自中国的证据 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2014 (8): 87-101.
- [39] RAUCH J E, WATSON J. Starting Small in an Unfamiliar Environment [J]. *International Journal of Industrial Organization*, 2003, 21 (7): 1021-1042.
- [40] 邵军. 中国出口贸易联系持续期及影响因素分析——出口贸易稳定发展的新视角 [J]. *管理世界*, 2011 (6): 24-33.
- [41] ARROW K J. *The Economics of Information* [M]. Harvard University Press, 1984.

- [42] JONES C I, TONETTI C. Nonrivalry and the Economics of Data [J]. *American Economic Review*, 2020, 110 (9): 2819–2858.
- [43] 信春华, 郝晓露, 程璐. “信息”抑或“噪声”: 企业数字化转型与分析师预测质量 [J]. *上海金融*, 2022 (4): 41–58.
- [44] 王海芳, 姜道平, 许莹. 数字化转型能否提高信息披露质量? ——基于年报可读性的研究 [J]. *管理现代化*, 2022 (2): 58–65.
- [45] 陈勇兵, 李燕, 周世民. 中国企业出口持续时间及其决定因素 [J]. *经济研究*, 2012 (7): 48–61.
- [46] 林常青, 张相文. 出口经验会促进出口产品扩张吗? [J]. *数量经济技术经济研究*, 2016 (1): 20–37.
- [47] 林常青, 许和连. 出口经验对出口市场扩张的影响研究——基于出口持续时间视角 [J]. *中南财经政法大学学报*, 2017 (2): 138–146.
- [48] 陈勇兵, 王晓伟, 谭桑. 出口持续时间会促进新市场开拓吗——来自中国微观产品层面的证据 [J]. *财贸经济*, 2014 (6): 79–89.
- [49] 姜英兵, 徐传鑫, 班旭. 数字化转型与企业二元创新 [J]. *经济体制改革*, 2022 (3): 187–193.
- [50] CONLEY T G, HANSEN C B, ROSSI P E. Plausibly Exogenous [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2012, 94 (1): 260–272.
- [51] 张吉昌, 龙静. 数字化转型、动态能力与企业创新绩效——来自高新技术上市企业的经验证据 [J]. *经济与管理*, 2022 (3): 74–83.
- [52] 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 (5): 731–745.
- [53] LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables [J]. *Review of Economic Studies*, 2003, 70 (2): 317–341.

Does Digital Transformation Prolong the Duration of Export Products of Enterprises

SUN Churen LI Meimei CHEN Jin

Abstract: Based on matched data from the China Customs Import and Export Statistics Database, the Text Database of Annual Reports of Listed Companies, and the CSMAR Database from 2007 to 2016, this paper empirically examines the impact of digital transformation on the duration of export products of enterprises and its mechanism of action. We find that digital transformation significantly reduces the export risk rate of enterprises and extends the duration of their export products. After a series of robustness tests, our benchmark results remain unchanged. Moreover, there are heterogeneous effects among different types of firm size, total factor productivity, locations, and export products. The mechanism analysis shows that digital transformation reduces the export risk rate and prolongs the duration of export products of enterprises through two channels, namely the “signaling effect” and the “R&D and productivity effect”. This study contributes to a better understanding of the interplay between digital transformation and export duration, and provides implications for enhancing export stability and international competitiveness of enterprises, and promoting their high-quality development in the new development pattern.

Keywords: Digital Transformation; Export Duration; Survival Analysis

(责任编辑 张晨烨)