

数字经济、要素配置与出口韧性

张 兵 宋超凡

摘要: 数字经济作为新质生产力的重要动力,赋能创新要素等新型要素与出口贸易产业链相融合,为贸易保护主义盛行、全球产业链加速重构的背景下实现我国出口稳定发展提供了重要的战略契机。基于2011—2021年中国289个城市的面板数据,使用熵值法、SFA法、DEA法测度了城市数字经济和创新要素配置指标,实证检验了数字经济对出口韧性的影响机制及作用途径。研究发现:数字经济正向影响城市出口韧性,线性正向促进效应主要发生在外资、低开放度、低风险敞口区和出口市场主要为“一带一路”沿线国家的城市;机制检验发现,创新要素配置在数字经济增强出口韧性中起中介作用,进一步分析发现,出口技术复杂度提升是调节效应发挥作用的关键,国家大数据综合试验区城市的正向中介效应和调节效应更显著。研究结论为明晰城市数字经济发展路径及数字经济的创新要素配置效应、研判未来出口贸易政策的调整方向提供了经验证据和路径参考。

关键词: 数字经济; 出口韧性; 创新要素配置; 出口技术复杂度; 出口市场多样化

DOI: 10.19836/j.cnki.37-1100/c.2025.02.013

一、引言

当前世界经济下行压力增大,国际贸易形势严峻复杂,在百年未有之大变局下,我国出口面临着新挑战和新机遇。据海关总署统计,2024年我国出口25.45万亿元,同比增长7.1%,其中对东盟、欧盟和俄罗斯出口分别增长13.4%、4.3%和5.0%,而对日本和韩国出口则同比分别下降2.3%和0.5%。我国出口市场与产品现状受国际环境影响而变化,在各种风险叠加的背景下如何提升出口的防御能力、恢复能力是非常重要的课题。习近平总书记指出,“要稳住对发达国家出口,扩大对新兴经济体出口,提升加工贸易水平,提高出口附加值”^①。在抵御外部环境的不确定性和风险时,韧性起关键作用^②。基于当前背景,数字经济带动城市自主配置资源、要素和市场网络^③,发挥高创新性、强渗透性、广覆盖性等多维特征,促进科技创新成果与实体产业链相融合,提升城市高质量出口、高水平对外开放^④进而增强城市出口韧性,是提升我国出口产品国际竞争力的重要任务,也是我国融入全球经济循环体系^⑤、降低外贸风险的有效途径。

以往研究主要从多元化策略、全球价值链嵌入、企业生产策略、缓解摩擦冲击等维度解析微观层面数字化转型对企业出口韧性的影响机制。数字化转型赋予企业敏锐的国际市场洞察力和强大的资

基金项目: 中央高校双一流引导专项资金项目“中国经济增长质量国际比较及新常态下的提升路径研究”(96176403)。

作者简介: 张兵,南开大学经济学院国际经济贸易系副主任,教授(天津 300100; zblcl@nankai.edu.cn);宋超凡,南开大学经济学院博士研究生(天津 300100; 948392630@qq.com)。

① 习近平:《当前经济工作的几个重大问题》,《求是》2023年第4期。

② 单宇、许晖、周连喜等:《数智赋能:危机情境下组织韧性如何形成?——基于林清轩转危为机的探索性案例研究》,《管理世界》2021年第3期。

③ 李鑫、魏娜:《数字经济的增长效应及其影响机制》,《统计与决策》2024年第3期。

④ Acemoglu D., Lelarge C., Restrepo P., “Competing with Robots: Firm-level Evidence from France”, *NBER Working Paper*, 2020, No. 26738.

⑤ 程文先、钱学锋:《数字经济与中国工业绿色全要素生产率增长》,《经济问题探索》2021年第8期。

源获取能力,提升企业在产品 and 市场组合中的多样化,加强出口供需两端的衔接,拓展与延伸企业国际市场^①;数智化技术实现跨产业跨国别的虚拟互联合作,提高全球生产资料的配置效率,促进各国专业化分工与合作,从而提高企业全球价值链参与度^②;数字化转型降低企业既有产品的出口成本和拓展新市场、开发新产品的成本,有效压缩企业研发时间与研发成本,企业由此可以建立良好的产品声誉与市场口碑,从而获取更多的国际市场份额^③;数字化转型发挥企业出口的成本跨越效应,通过出口促进效应,缓解贸易摩擦带给企业出口的冲击^④。目前学者对于数字经济发展对出口韧性的影响集中于企业微观层面的探讨,缺乏相应的宏观证据。但企业出口韧性应处于长期、动态的宏观适应性中,探究一个地区的数字经济发展如何作用于出口韧性是非常重要的。

基于此,研究的边际贡献主要有以下三点:第一,从创新要素配置和出口产品技术等方面,深入分析了城市数字经济对出口韧性的潜在影响机制,进而为宏观层面数字经济发展进程下出口韧性的相关文献提供了有益补充;第二,科学构建了数字经济和创新资源配置评价指标,系统定量地检验了数字经济对出口韧性的提升作用,创新要素配置在其中发挥的中介作用以及出口产品技术提升带来的调节作用,更好地厘清了数字经济影响效应的机制逻辑;第三,尝试从政策支持和加强数字基础设施建设角度切入,为各城市出口产品高质量发展和国际市场开拓方向提供可靠的理论支撑和具有可操作性的政策建议。

二、理论分析和研究假设

(一)数字经济影响出口韧性的一般机理

数字经济驱动出口韧性提升的本质是以大数据、人工智能、物联网、云计算等数字新技术破解创新要素配置的难题,围绕核心技术、前沿技术和高端信息服务实现出口产品突破性发展,高效链接产品生产、分配、交换、消费的信息传递与要素流动过程,以智能化制造、网络化协同、个性化定制等新出口贸易模式开拓国际消费市场,抵御内外部环境变化带来的风险,维持出口平稳增长。数字经济发展有助于提高出口效率^⑤和出口国内附加值率^⑥,改善企业的出口倾向和出口程度^⑦,发挥贸易成本节约、创新能力升级^⑧、出口产品质量提升、出口多样化^⑨等效应,通过技术创新和贸易开放^⑩等多种渠道影响各地区的出口规模在遭受外部影响时抵抗衰退趋势的能力。根据以往文献研究,城市出口强韧体现在受到冲击时,各城市通过促进知识、技术和大数据等新要素高效流动和有效配置,以创新要素带动出口产品技术升级,突破关键核心“卡脖子”技术,跨越多种摩擦带来的出口壁垒,改善对外出口结构和路径依赖,丰富出口产品多样性,开拓国际市场,以有效分散冲击带来的风险。在此过程中,一方面,数字经济既调动城市自身拥有的要素,也优化分配国家层面提供的资源,实现要素和资源的跨区域流动,以数字赋能创新效应,不断积累创新能力、出口经验等,实现出口产品核心技术、前沿技

① 魏昀妍、龚星宇、柳春:《数字化转型能否提升企业出口韧性》,《国际贸易问题》2022年第10期。

② 戴翔、曾令涵、徐海峰:《企业数字化转型提升出口韧性:机理及实证》,《中国软科学》2023年第5期。

③ 姚树洁、孙振亚:《有形数字产品进口多样性与企业出口韧性》,《世界经济研究》2023年第9期。

④ 张鹏杨、刘维刚、唐宜红:《贸易摩擦下企业出口韧性提升:数字化转型的作用》,《中国工业经济》2023年第5期。

⑤ 范鑫:《数字经济与出口:基于异质性随机前沿模型的分析》,《世界经济研究》2021年第2期。

⑥ 刘信恒:《数字经济、资源再配置与出口国内附加值率》,《国际经贸探索》2023年第1期。

⑦ Teece D. J., “Profiting from Innovation in the Digital Economy: Enabling Technologies, Standards, and Licensing Models in the Wireless World”, *Research Policy*, 2018, 47(8), pp. 1367-1387.

⑧ 苏杭、卢笑同:《数字经济发展提升了城市出口韧性吗》,《技术经济》2023年第9期。

⑨ 姚树洁、孙振亚:《有形数字产品进口多样性与企业出口韧性》,《世界经济研究》2023年第9期。

⑩ 李宏兵、唐莲、王岩:《数字经济发展与出口韧性:来自我国地级市层面的经验证据》,《重庆理工大学学报(社会科学)》2024年第1期。

术的突破,带动出口产品技术升级,满足国际市场的多样化、差异化和高端需求,获得更多国际出口消费市场份额,稳固城市出口能力;另一方面,数字经济以数据流的自由流动带动技术流、资金流、人才流的高效配置,巩固出口贸易供应链上下游的关系,促使各城市对国际消费市场偏好进一步地熟悉,改善城市的出口惯性和路径依赖,重视已建立的国际关系网络并进一步拓展网络的深度、广度,增强城市应对风险和冲击的能力。

基于此,提出假设1:数字经济能够调动城市要素,改善出口结构,从而增强城市出口韧性。

(二)数字经济影响出口韧性的机制作用

数字技术赋能创新要素配置,带动以科技创新为核心特征的新质生产力的提升,加快创新研发与出口贸易产业链相融合,通过创新效应提升地区出口韧性,且该提升作用存在地区异质性^①。一方面,数字经济提高创新知识等新型要素的流动效率,依托数据的开放性、跨时空和共享特征^②,突破创新模式时空距离的限制,推动创新布局跨时空的广度和深度^③,为核心技术和前沿技术的提升创造良好的环境,加速创新成果产出的步伐;另一方面,数字经济发展促使企业创新网络呈现出更加开放、协同的特征,挑战传统封闭式的创新模式^④,构建创新生态体系,改变单个企业独立分散创新决策的状况,形成“链主”企业专注整体技术框架、“专精特新”企业专注特定技术和工艺的创新协同体系^⑤。数字经济通过信息网络整合创新资源进行出口产品的生产、分配、交换、消费,助力各城市提升生产技术、完善生产线布局,稳固研发生产能力、产品供给能力,促进创新链与产业链深度融合,提升城市承担高精尖产品项目的能力,满足海外生产的多样化需求,同时降低生产成本、信息传递成本和信息不对称成本,提升单位时间的产出水平,形成规模经济,在海外出口消费市场中建立自己的出口竞争优势。

基于此,提出假设2:数字经济通过促进创新要素配置进而提高出口韧性。

数字技术通过业态创新、创新生态等渠道实现出口技术水平高效攀升,促进出口产品技术变革,有利于将有限的创新资源要素投入到关键位置^⑥,通过技术创新提升出口产品生产能力、核心技术研发能力、前沿技术转化能力,实现出口产品规模效益并提高合格品比例^⑦,进而在数量和质量两方面创造产品技术升级的基础环境^⑧,带动出口技术复杂度提升。数字经济促进前沿赋能技术的突破并推动科技创新成果转化为出口产品生产力,形成创新和数字技术的良性循环,在夯实零部件出口产品生产的基础上,强化传感传输网络、芯片技术等关键核心技术的研发,从而提高核心技术自主可控能力,提升各类出口产品技术复杂度,及时地、全面地满足潜在市场的高技术需求,抵御出口过程中“卡脖子”技术、前沿技术不达标等风险,从而应对各种危机冲击。一方面,数字技术赋能生产消费全环节,有利于关键核心技术的研发及技术和产品的融合,促进核心竞争力产品、高质量产品的创新成果转换,实现需求端与供给端之间的正反馈交互,拓宽高技术、新技术目标导向的消费市场;另一方面,数据要素作为创造新质生产力的关键生产资料,促使劳动力、资本、技术等生产要素向高效率高附加值行业流动,实现出口产品质量变革、高技术复杂度产品比例提高和出口产品技术水平高效攀升,实

① 陈瑾、陈泽燕、钱祎等:《中国省份创新能力提升了出口韧性吗?——基于中国31个省份的面板数据分析》,《长安大学学报(社会科学版)》2021年第6期。

② 陈晓红、李杨扬、宋丽洁等:《数字经济理论体系与研究展望》,《管理世界》2022年第2期。

③ 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》,《财贸经济》2021年第7期。

④ Abouzeedan A., Klofsten M., Hedner T., “Internetization Management as a Facilitator for Managing Innovation in High-technology Smaller Firms”, *Global Business Review*, 2013, 14(1), pp. 121-136.

⑤ 邵军、杨敏:《数字经济与我国产业链供应链现代化:推动机制与路径选择》,《南京社会科学》2023年第2期。

⑥ 李朝鲜:《“双循环”背景下数字技术如何赋能商贸流通企业高质量发展》,《北京工商大学学报(社会科学版)》2022年第5期。

⑦ 曹毅、陈虹:《外商直接投资、全要素生产率与出口产品质量升级——基于中国企业层面微观数据的研究》,《宏观经济研究》2021年第7期。

⑧ 樊海潮、郭光远:《出口价格、出口质量与生产率间的关系:中国的证据》,《世界经济》2015年第2期。

现产业结构高级化、合理化,改善城市的出口惯性和路径依赖,提升出口韧性。

基于此,提出假设3:出口技术复杂度在数字经济配置资源与要素过程中起调节作用。

三、模型设定和数据选取

(一)研究模型与变量说明

1. 研究模型

结合数字经济影响出口韧性的文献及理论分析,为了考察中国城市数字经济对出口韧性的影响机制,构建如下计量模型:

$$res_{pt} = \beta_0 + \beta_1 dig_{pt} + \delta X_{pt} + \varphi_p + \mu_t + \varepsilon_{pt} \quad (1)$$

其中,下标 p 和 t 分别表示城市和年份; φ_p 和 μ_t 分别为城市固定效应和年份固定效应; ε_{pt} 为随机误差项; res_{pt} 是2011—2021年289个地级市的出口韧性; dig_{pt} 代表各城市数字经济发展水平; X_{pt} 为控制变量。

2. 变量说明

(1)被解释变量:根据国家统计局数据,因2008年金融危机的冲击,各城市的出口额和出口增长率在2009年大幅下降,但在2010年后逐步调整并恢复增长态势。借鉴Doran和Fingleton^①对城市经济韧性的计算方法以及杜运苏和陈汉^②对企业经济韧性的计算方法,采用各地级市出口额实际变化路径与反事实变化路径间的差异测度各城市出口韧性:

$$res_{pt} = \frac{(value_{pt} - value_{pt2008}) - (\widehat{value}_{pt} - \widehat{value}_{pt2008})}{|\widehat{value}_{pt} - \widehat{value}_{pt2008}|} \quad (2)$$

其中, res_{pt} 代表出口韧性, $value_{pt}$ 和 $value_{pt2008}$ 分别代表2011—2021年各城市在对应年份以及2008年的出口额; $\widehat{value}_{pt}$ 为反事实的各城市出口额, $\widehat{value}_{pt} = \widehat{value}_{p,t-1} \times R_t$, R_t 为第 t 年全国的出口增长率。

(2)核心解释变量:借鉴赵涛等^③以及王小波和孔莉霞^④的研究,构建涵盖互联网基础设施、数字技术投入、数字与产业融合和数字交易发展^⑤4个维度的城市数字经济综合指标体系,如表1所示。

表1 城市数字经济水平综合评价指标

一级指标	二级指标
互联网基础设施	每百人移动电话用户数
	每百人互联网宽带接入用户数
数字技术投入	互联网专利授权数
	科学技术支出占地区财政支出的比重
	信息传输、计算机服务和软件业城镇单位从业人员
数字与产业融合	人均电信业务收入
数字交易发展	数字普惠金融指数

① Doran J., Fingleton B., “US Metropolitan Area Resilience: Insights from Dynamic Spatial Panel Estimation”, *Environment and Planning A*, 2018, 50(1), pp. 111-132.

② 杜运苏、陈汉:《内外销耦合协调如何提升企业出口韧性:内在机制与中国经验》,《世界经济研究》2024年第5期。

③ 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》,《管理世界》2020年第10期。

④ 王小波、孔莉霞:《城市数字经济发展对制造业集聚水平的影响》,《经济地理》2023年第9期。

⑤ 郭峰、王靖一、王芳等:《测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征》,《经济学》(季刊)2020年第4期。

为客观反映数字经济各指标间的权重关系,采用熵值法对指标进行赋权^①,具体步骤如下: x_{ij} 代表第*i*个地区的第*j*个指标的数值($0 < i \leq 289, 0 < j \leq 7$)。首先对各指标进行标准化处理: $Y_{ij} = \frac{x_{ij} - \min(x_{1j}, \dots, x_{nj})}{\max(x_{1j}, \dots, x_{nj}) - \min(x_{1j}, \dots, x_{nj})}$;然后计算第*j*个指标在第*i*个地区占该指标的权重: $q_{ij} = \frac{Y_{ij}}{\sum_{i=1}^n Y_{ij}}$;进一步计算第*j*个指标的熵值: $f_j = -k \times \sum_{i=1}^n q_{ij} \ln(q_{ij})$; $k = \frac{1}{\ln(n)}$;再根据熵值测算信息熵冗余度: $g_j = 1 - f_j$;最后计算各指标的权重: $w = \frac{g_j}{\sum_{j=1}^m g_j}$,利用各指标的权重分别进行加权,得到各城市数字经济指标(dig_{pt})。 dig_{pt} 表示第*t*年*p*城市的数字经济发展水平。 dig_{pt} 的范围为0—1, dig_{pt} 越大,表示该地区的数字经济发展水平越高。

(3)中介变量:创新要素配置。考虑到不同地级市的基础水平也会影响该市的要素配置情况,把投入指标分为财力、物力和人力三部分,参考曾鹏等的研究^②衡量城市创新要素配置指标,投入产出表如表2所示。根据程惠芳等^③、黄群慧等^④学者的研究,采用随机前沿分析法SFA方法计算城市层面的创新要素配置(aif),并用DEA方法测度进行稳健性检验。

表2 城市创新要素配置投入产出表

一级指标	二级指标	具体指标
投入指标	财力投入	财政支出中科学技术支出
		R&D经费内部支出
	物力投入	前一年固定资产构建费
	人力投入	年末城镇科学研究、技术服务和地质勘查业从业人员
产出指标	产业产出	科技产业当年新签项目或合同数
	创新产出	有效发明专利数

(4)控制变量。为控制其他可能影响出口韧性的因素,参考李江龙等^⑤和赵涛等^⑥的研究,选取以下9个控制变量:经济发展水平(ed),为各城市人均GDP;外商直接投资(fdi),为当年实际外资占该城市生产总值的比值;财政分权度(fp),为财政预算内收入与财政预算内支出的比值;城市化水平(ub),为人口密度的对数;金融发展水平(fc),为机构存贷款余额与生产总值的比值;市场化进程(mk),使用中国市场化指数^⑦来表示;科技能力(ts),为各城市科技经费投入支出占该市GDP的比值;环境规制(er),为各城市污染治理完成投资占该市GDP的比值;产业结构方面选取产业高级化(lai),为各城市第三产业增加值与第二产业增加值的比值。

① 郭峰、熊云军、石庆玲等:《数字经济与行政边界地区经济发展再考察——来自卫星灯光数据的证据》,《管理世界》2023年第4期。

② 曾鹏、黄晶秋、魏旭:《中国城市群科技创新资源配置效率的时空演变及发展曲线模拟》,《地理科学》2022年第12期。

③ 程惠芳、陈超:《开放经济下知识资本与全要素生产率——国际经验与中国启示》,《经济研究》2017年第10期。

④ 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》,《中国工业经济》2019年第8期。

⑤ 李江龙、徐斌:《“诅咒”还是“福音”:资源丰裕程度如何影响中国绿色经济增长》,《经济研究》2018年第9期。

⑥ 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》,《管理世界》2020年第10期。

⑦ 数据来源于樊纲、王小鲁、朱恒鹏编写的《中国市场化指数》。由于樊刚的市场化指数只更新到2019年,因此使用历年数据的年平均增长幅度来预测未披露信息年度的数据,即2020年和2021年的市场化指数。

(二)样本选取与数据来源

主要变量的数据来源包括:(1)测度出口韧性的数据来自于《中国统计年鉴》、各城市的统计年鉴、各城市海关网站和商务局网站、中国经济社会大数据研究平台、国家统计局、CSMAR数据库、WIND数据库、EPS城市数据库。(2)测度数字经济的数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国财政年鉴》《中国信息产业年鉴》、各城市的统计年鉴、国家统计局、中国经济社会大数据研究平台、CSMAR数据库、WIND数据库;(3)中介变量和控制变量的数据来自《中国统计年鉴》《中国第三产业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国专利全文数据库(知网版)》、社会发展统计公报、各城市的统计年鉴、中国经济社会大数据研究平台、国家统计局、商务数据中心、CSMAR数据库、WIND数据库。考虑到中国西藏、港澳台地区、儋州市、固原市等数据缺失严重,因此将其剔除,以2011—2021年289个中国地级市面板数据为研究样本^①。

四、实证结果及分析

(一)回归结果分析

1. 基准回归结果

表3汇报了城市数字经济与出口韧性关系的基准回归结果。其中,列(1)—(2)控制了时间固定效应,第(3)—(4)列在(1)—(2)列的基础上控制了城市固定效应,结果显示,数字经济(*dig*)与出口韧性(*res*)有显著的正相关关系,城市数字经济水平每增加1%,出口韧性显著提升0.851%。表3的回归结果初步验证了理论分析的假设1,即数字经济增强了城市出口韧性。

表3 数字经济影响城市出口韧性的基准回归结果

变量	出口韧性			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>dig</i>	0.9910*** (0.0287)	0.7560*** (0.0317)	1.0760*** (0.1940)	0.8510*** (0.2120)
控制变量	否	是	否	是
城市固定效应	否	否	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
观测值	3178	3174	3178	3174
R ²	0.2720	0.3830	0.3150	0.4070

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著,下表同。

2. 稳健性检验

为增强基准回归结果的可信性,从数字经济度量、出口韧性度量方面进行稳健性检验。对于数字经济指标度量的稳健性,参考郭峰等^②的做法,采用主成分分析法测度数字经济(*dig_pca*),以检验实证结论的稳健性。表4第(1)列显示,数字经济的系数仍然显著为正。对于出口韧性度量的稳健性,使用三种方法替换出口韧性指标:第一,参考刘慧和綦建红的研究^③,考虑到出口额的绝对变化趋势,采用2011—2015年相应年份的出口额与2008年相应出口额的偏离度来表示出口韧性,结果见表4

① 因篇幅原因,描述性统计相关数据和表格予以省略,有兴趣者可联系作者。

② 郭峰、熊云军、石庆玲等:《数字经济与行政边界地区经济发展再考察——来自卫星灯光数据的证据》,《管理世界》2023年第4期。

③ 刘慧、綦建红:《外需冲击下多元化策略如何影响企业出口韧性》,《国际经贸探索》2021年第12期。

第(2)列。第二,对各城市出口额赋予权重后计算出口韧性^①,具体步骤如下:假设各城市的生产率、消费者的偏好和贸易成本在短期内没有变化,唯一的变化来源于外部需求冲击 $\Delta \ln Y_t$,城市 p 的出口额增长率可表示为: $rate_{pt} \approx \Delta \ln x_{pt} = \Delta \ln Y_t \times \sum \beta_{dt} + \Delta \ln Y_t + (\sigma - 1) \Delta \ln P_t$,即 p 城市的出口额增长率可以分解为两部分, $\Delta \ln Y_t + (\sigma - 1) \Delta \ln P_t$ 表示外部需求和价格变化对出口额增长率的直接效应;其他城市的需求下降也可能对 p 城市的需求产生影响,则 $\Delta \ln Y_t \times \sum \beta_{dt}$ 表示了此间接效应。用各城市的居民消费价格指数与当年全国的居民消费价格指数之比来表示 $(\sigma - 1) \Delta \ln P_t$ ^②; β 为产业关联度的密度指数。赋予权重后重新计算出口韧性,结果见表4第(3)列。第三,国际环境的复杂化增加了城市出口遭遇外部不确定性冲击的风险,分析包括中美贸易摩擦等冲击造成出口不稳定的原因发现:当出口市场多样化程度低时,横向“可替代”国家缺乏、市场的过度集中造成了不稳定性。参考胡绪千和贺灿飞^③的研究,采用出口市场多样性的指标来刻画城市出口市场的可替代程度,以此反映城市出口韧性。使用 HHI 指数计算出口贸易市场集中度: $HHI = \sum_{i=1}^N (\frac{Y_{pi}}{Y_p})^2$,其中, Y_{pi} 为 p 城市与 i 国家(地区)的出口贸易额, Y_p 为 p 城市的出口总额。城市出口韧性(res_{pt})以出口市场多样性 emd_{pi} 来表示: $res_{pt} = emd_{pi} = \frac{1}{HHI}$ 。结果见表4第(4)列。表4第(2)—(4)列的结果表明,改变出口韧性的衡量方法后回归所得的核心解释变量回归系数仍然显著为正,即各城市的数字经济能够显著增强其出口韧性,说明基准回归结果是稳健的,假设1成立。

表4 数字经济影响出口韧性的稳健性检验回归结果

变量	稳健性检验			
	(1)	(2)	(3)	(4)
dig		1.2140** (0.7562)	0.4440** (0.1980)	0.9960** (0.4610)
dig_pca	0.6837*** (0.1726)			
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
观测值	3178	1444	3179	3174
R^2	0.3710	0.1760	0.2630	0.6600

3. 内生性处理

采用以下四种方式缓解潜在的内生性问题:第一,反向因果关系可能引起模型的内生性问题。借鉴陈爱贞等的做法^④,对核心解释变量和控制变量进行滞后一期处理。表5第(1)列的回归结果显示,核心解释变量的回归系数依旧显著为正。第二,为了检验是否在城市样本选择中有非随机性,采用Heckman两阶段估计法^⑤来校正样本选择的偏误。在Heckman两阶段估计法中为了避免多重共线性问题导致回归难以收敛,参考黄玖立和李坤望的研究^⑥,选择各市到海岸线的距离的倒数即国外市

① He C. F., Chen T., Zhu S. J., “Do Not Put Eggs in One Basket: Related Variety and Export Resilience in the Post-crisis Era”, *Industrial and Corporation Change*, 2021, 30(6), pp. 1655-1676.

② σ 为品种间替代弹性,本文将替代弹性 σ 设定为8。

③ 胡绪千、贺灿飞:《中国企业出口动态的空间差异性》,《地理研究》2019年第9期。

④ 陈爱贞、陈凤兰、何诚颖:《产业链关联与企业创新》,《中国工业经济》2021年第9期。

⑤ 设定Heckman第一阶段: $ifhhi=1$,表示该市该年出口国家数量超过3; $ifhhi=0$,表示该市该年出口国家数量小于3。

⑥ 黄玖立、李坤望:《出口开放、地区市场规模和经济增长》,《经济研究》2006年第6期。

场接近度(*fma*)作为排他性变量,回归结果见表5第(2)列,核心解释变量回归系数显著为正,表明样本选择的合理性。第三,GMM模型可以在一定程度上减少模型的内生性,表5第(3)列的回归结果显示,运用系统GMM广义矩估计模型回归得到的核心解释变量系数符号及显著性符合假设要求。第四,使用工具变量的两阶段最小二乘法(2SLS)。参考钱海章等^①、李治国等^②学者的研究,选择各城市1984年邮局数和固定电话数作为数字经济的工具变量。为将以上工具变量应用于面板数据,借鉴黄群慧等的思路^③,构建1984年各城市邮局数、固定电话数乘以各城市互联网端口数作为工具变量*iv*₁和*iv*₂,回归结果见表5第(4)一(7)列。数字经济对各城市出口韧性影响的回归结果系数均为显著正向,同样验证了数字经济对出口韧性具有显著提升作用。

表5 数字经济影响城市出口韧性的内生性检验回归结果

变量	滞后一期	Heckman 两步法	GMM	<i>iv</i> ₁ 一阶段	<i>iv</i> ₁ 二阶段	<i>iv</i> ₂ 一阶段	<i>iv</i> ₂ 二阶段
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>iv</i>				0.4331** (0.1416)		0.0198*** (0.0162)	
<i>dig</i>		0.7550** (0.4874)	0.4648*** (0.0349)		0.6133* (0.1780)		0.5404* (0.6242)
<i>dig</i> ₋₁	0.8000*** (0.2360)						
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是
<i>AR</i> (2)			0.2029				
<i>Sargan</i>			0.2410				
一阶段F统计量				19.23		24.86	
Cragg-DonaldWald F统计量				17.34		16.59	
Kleibergen-Paap rk Wald F统计量				18.05		18.65	
观测值	2889	3178	2890	3178	3178	3178	3178
R ²	0.3520	0.4798	0.5310	0.4744	0.0405	0.4734	0.2657

(二)进一步内生性处理

为了进一步检验数字经济正向作用于出口韧性的合理性,选择推进国家大数据综合试验区的各城市作为实验组,未推进的城市为对照组,进行双重差分方法检验。参考徐舒等^④的研究,使用双重差分法对模型进行估计^⑤,构建DID双向固定效应模型如下:

$$res_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1 Treated_p \times ddig_{pt} + \delta X_{pt} + \varphi_p + \mu_t + v_{pt} \quad (3)$$

其中,下标*p*和*t*分别表示城市和年份;*Treated_p*为分组变量,城市*p*属于政策影响组则取1,属于对照组则取0;*ddig_{pt}*为虚拟变量,如果城市为国家大数据综合试验区,则当年及以后的年份取值为1,否则为0;*X_{pt}*为控制变量,控制城市固定效应*φ_p*和时间固定效应*μ_t*。

① 钱海章、陶云清、曹松威等:《中国数字金融发展与经济增长的理论与实证》,《数量经济技术经济研究》2020年第6期。
② 李治国、王杰:《数字经济发展、数据要素配置与制造业生产率提升》,《经济学家》2021年第10期。
③ 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》,《中国工业经济》2019年第8期。
④ 徐舒、张冰、王慧:《社保降费如何惠企利民:分担机制与缴费归宿》,《世界经济》2023年第7期。
⑤ 王天尧、杨晓维:《宽带、远程服务与企业分工》,《财经研究》2023年第8期。

进一步使用事件研究法和PSM双重差分作为传统双重差分的稳健性检验。对于PSM双重差分,使用k近邻匹配(k=4)基于倾向得分值进行样本匹配,并通过了平衡性检验。对于事件研究法,定义11个年份虚拟变量,将年份虚拟变量($time_n$)与大数据试验区虚拟变量($ddig_{pt}$)进行交互,如下所示:

$$res_{pt} = \gamma_0 + \sum \gamma_1 time_n \times ddig_{pt} + \delta X_{pt} + \varphi_p + \mu_t + v_{pt} \quad (4)$$

表6第(1)列为传统DID方法的回归结果,第(2)列为PSM-DID方法的回归结果,第(3)—(6)列为事件研究法的各年度动态变化结果。通过平行趋势、安慰剂检验等结果发现^①,双重差分模型是稳健且合理的。以上结果均显示随着国家大数据综合试验区的推行,地区出口韧性会得到提升,进一步证实了假设1,即数字经济的发展可以带来出口韧性的增强。

表6 双重差分基准回归结果

	传统DID	PSM-DID	事件研究法			
模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Treated \times ddig$	0.0510** (0.0392)	0.0455* (0.0387)	$time(-4)$	-0.0208 (0.1252)	$time(2)$	0.2919*** (0.1015)
			$time(-3)$	-0.0201 (0.1444)	$time(3)$	0.3290*** (0.1011)
			$time(-2)$	0.1406 (0.1289)	$time(4)$	0.4317** (0.1701)
			$time(-1)$	0.3485 (0.1281)	$time(5)$	0.2844** (0.1227)
控制变量	是	是	$time(0)$	0.4128* (0.1624)	控制变量	是
固定效应	是	是			固定效应	是
观测值	3174	3148	$time(1)$	0.2661** (0.1128)	观测值	3178
R ²	0.3510	0.2720			R ²	0.6022

(三)异质性分析

数字经济在出口韧性层面的影响效应可能会受到外资比重、开放程度、出口市场、风险敞口等方面的影响。

1. 外资比重。外资比例较高的城市与国际市场联系更为紧密,不仅能够更快获取市场信息,也享受外资带来的先进技术^②。因此,按照城市外资比重中位数将样本分为高外资城市和低外资城市,回归结果见表7,高外资城市的数字经济对出口韧性的提升作用更显著,这可能是因为,各市的出口主体主要通过跨国战略耦合参与到全球生产网络之中,外资比重高的城市,全球化程度更高,往往呈现出口导向的发展模式,外资企业依靠资本、信息、市场和技术优势,对城市出口市场信息运用能力更强,更容易抵抗不确定性风险。

2. 贸易开放度。处于开放地区的城市往往拥有更便利的信息获取条件^③。因此,将内陆城市与沿海城市分别定义为低开放度城市和高开放度城市以验证数字经济在不同开放程度城市的异质性影

① 因篇幅原因,双重差分模型稳健性检验的相关数据和图表予以省略,有兴趣者可联系作者。

② 刘钧霆、董丹丹、李凯杰等:《数字经济赋能企业出口韧性》,《财贸研究》2024年第4期。

③ 岳云嵩、李兵:《电子商务平台应用与中国制造业企业出口绩效——基于“阿里巴巴”大数据的经验研究》,《中国工业经济》2018年第8期。

响^①。分组估计结果见表7,数字经济对出口韧性的正向影响表现出低开放度城市大于高开放度城市的特征,这可能是因为,数字技术的应用可以帮助城市压缩信息资源获取成本,基于边际效应递减视角考虑,高开放区城市较早地拥有了信息获取的优势条件,数字经济对近年的出口贸易影响较小,而低开放度城市获取信息渠道相对闭塞,从而数字经济效应能够更好发挥。

表7 数字经济影响出口韧性的异质性结果

变量	外资比重		开放程度	
	高外资区	低外资区	高开放度	低开放度
<i>dig</i>	0.8930*** (0.0440)	0.3040** (0.0595)	0.0402* (0.1490)	0.9130*** (0.9140)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
观测值	1277	1902	1229	1945
R ²	0.4620	0.2700	0.5430	0.2490

变量	城市风险敞口		“一带一路”	
	高风险敞口	低风险敞口	沿线国家	非沿线国家
<i>dig</i>	0.5830 (0.1710)	1.1800** (0.4056)	1.0180*** (0.3610)	0.8300** (0.2240)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
观测值	1585	1859	528	2034
R ²	0.3850	0.6960	0.3970	0.4380

3. 城市风险敞口。由于出口目的国本身存在政治、经济等方面的不确定性,会影响各市的出口表现^②,因此,用地缘政治不确定性指数衡量各目的国的经济政策不确定性并聚类到城市层面,以识别城市间的出口风险敞口差异。根据风险敞口各年的中位数,将样本分为高风险敞口城市 and 低风险敞口城市两组。表7回归结果说明,数字经济对高风险敞口城市的影响效应不显著。这可能是因为,高风险敞口城市面临的国际市场不确定性风险较高,目的国市场的需求与交易环境不稳定,会影响城市的出口决策与判断,数字经济对其出口韧性的提升作用较弱。

4. 出口国别。共建“一带一路”沿线国家技术创新水平整体偏低,数字经济发展水平相对较低,在技术密集型贸易方面竞争力相对较弱^③。因此,将出口目的地分为“一带一路”沿线国家^④和非沿线国家,以做进一步考察分析。表7回归结果显示,数字经济对目的地为“一带一路”沿线国家和非沿线国家的城市出口韧性均存在正向促进作用,但对前者的促进作用更显著。这可能是因为,一方面,“一带一路”沿线国家数字经济发展水平较差,我国的出口产品为其带来更多技术与知识;另一方面,近年来,一些“一带一路”沿线国家局势动荡,各种不确定性风险增大,我国城市面临不确定性更高的出口市场,运用本地市场信息优势予以应对会更有效。

① 将浙江、江苏、广西、广东、河北、天津、辽宁、山东、上海、福建等省份的城市界定为沿海城市,其余省份城市界定为内陆城市。
② 孙林、陈霜:《中欧班列开通、贸易网络效应与中国企业出口韧性》,《国际贸易问题》2023年第10期。
③ 徐俊、刘春艳:《传统要素、数字要素与贸易畅通——基于共建“一带一路”国家的实证》,《统计与决策》2023年第20期。
④ 根据中国“一带一路”网(<https://www.yidaiyilu.gov.cn/>),亚洲40个、非洲52个、欧洲27个、北美13个、南美9个、大洋洲11个共152个国家为2023年的共建“一带一路”沿线国家。

五、数字经济影响出口韧性的机制检验

根据第二部分的分析与假设可知,创新要素配置在数字经济影响出口韧性过程中发挥中介机制作用,出口技术复杂度在此过程中起调节作用,因此本部分进一步探究数字经济对出口韧性提升的具体机制效应。

(一)中介效应

借鉴戴美虹等的有关研究^①,设定中介效应检验模型:

$$M_{pt} = \mu_0 + \mu_1 dig_{pt} + \delta X_{pt} + \varphi_p + \mu_t + \varepsilon_{pt} \quad (5)$$

$$Y_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1 dig_{pt} + \gamma_2 M_{pt} + \delta X_{pt} + \varphi_p + \mu_t + \varepsilon_{pt} \quad (6)$$

其中, M 为中介变量,即创新要素配置(aif)。回归结果如表8所示,其中,第(1)一(2)列中的创新要素配置是以SFA方法测算得到的,第(3)一(4)列中的创新要素配置是以DEA方法测算得到的。回归结果表明,数字经济与中介变量对出口韧性的促进作用在至少5%的水平上显著,且均通过中介效应Sobel检验,因此假设2得到验证,数字经济可以通过创新要素配置(aif)渠道对出口韧性产生正向影响。

数字经济发展水平不同的城市间不同的市场机制、数字基础设施配置将引致获取数字知识和创新要素配置的效率不同,因此,根据前文国家大数据综合试验区政策影响组和对照组的分组方法,进一步检验中介变量创新要素配置对不同政策区的差异。表8第(5)一(6)列的结果显示,创新要素配置更显著促进了政策影响组样本的出口韧性增长,说明数字经济发展水平更高的城市可以更高效地调动创新资源,助力城市提升生产技术、完善生产线布局,对出口韧性提升更大。

表8 中介机制检验及进一步分析结果

变量	中介效应				国家大数据综合试验区	
	(1) aif	(2) res	(3) aif_dea	(4) res	(5) 政策影响组	(6) 其他对照组
dig	0.1600** (0.1490)	0.8520*** (0.2130)	0.3110** (0.1380)	0.7810*** (0.2120)		
aif		0.0642* (0.0420)			0.7550** (0.0795)	0.0309* (0.0973)
aif_dea				0.0826* (0.0620)		
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	3174	3174	3174	3174	615	2557
Sobel		0.0775*		0.0828**		
R^2	0.0600	0.4070	0.3800	0.4070	0.1030	0.2030

(二)调节效应

出口技术复杂度的提升反映了出口技术水平的提高,出口产品从技术含量低、产品竞争力弱向

^① 戴美虹、刘海洋、林令涛:《制度还是技术影响中国的出口活力:以国有企业为例》,《世界经济》2021年第3期。

“高端智造”、技术密集、竞争力强的转变,是出口贸易逐渐升级的一种定量的变迁过程^①。为了进一步检验数字经济对出口韧性的影响渠道,参考王智新等的研究方法^②,从贸易数额视角对出口技术复

杂度进行度量,具体度量步骤如下:首先,测度各类产品技术复杂度指数: $petc_v = \sum \frac{x_{iv}/X_i}{\sum x_{iv}/X_i} L_i$,其

中,下标*v*和*i*分别为产品和出口国, x_{iv} 为*i*国家*v*产品的出口额, X_i 表示*i*国产品的出口总额, L_i 为*i*国

的人均GDP,用来反映劳动率指标;然后,参考周丰祺等的测算方法^③,以产品出口额为权重加总至城

市层面,得到各城市的出口技术复杂度指标: $cetc_p = \sum \frac{x_{pv}}{X_p} petc_v$,其中, x_{pv} 为*p*城市*v*产品的出口额, X_p

为*p*城市的总出口额。
加入出口技术复杂度的回归结果见表9第(1)列,数字经济的系数显著为正;加入出口技术复杂度与数字经济交互项的回归结果见第(2)列,该交互项的系数显著为正,说明出口技术复杂度在数字经济正向影响出口韧性的过程中存在调节效应,假设3得以证实;综合表9第(3)—(4)列的回归结果,出口技术复杂度在政策影响组样本中更显著促进了其出口韧性增长。

表9 出口技术复杂度提升的调节效应回归结果

变量	调节效应		国家大数据综合试验区	
	(1) <i>res</i>	(2) <i>res</i>	(3) 政策影响组	(4) 其他对照组
<i>dig</i>	0.7470*** (0.2110)	0.7520*** (0.2120)	0.9340*** (0.2200)	0.6680* (0.5320)
<i>dig</i> × <i>cetc</i>		0.0338* (0.0607)	0.0157** (0.0123)	0.0061* (0.0069)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
观测值	3137	3172	615	2557
R ²	0.4140	0.4070	0.5160	0.3450

六、结论与政策建议

使用2011—2021年中国289个城市的面板数据构造了城市层面数字经济、创新要素配置和出口韧性测度指标,实证检验了数字经济与出口韧性关系及其中的作用机制。研究表明:第一,城市数字经济可以提升出口韧性,且在城市外资比重、开放程度、出口市场、风险敞口等方面的影响作用效果不同,尤其在高外资、低开放度、低风险敞口、出口市场为共建“一带一路”沿线国家的城市,数字经济对其出口韧性的提升作用更大。第二,基准回归结果检验证实了理论分析假设,数字经济显著正向促进城市出口韧性,并且稳健性检验证实了基准回归结果的可信性,内生性处理保证了参数估计的一致性;依托国家大数据综合试验区政策布局进行双重差分检验,进一步验证了城市数字经济对出口韧性

① 方霞、李秀珍、胡锦涛等:《中国数字金融发展与企业出口技术水平提升:基于出口技术复杂度的研究》,《国际贸易问题》2023年第10期。
② 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》,《世界经济研究》2022年第8期。
③ 周丰祺、崔航航、刘纳新:《数字经济对出口技术复杂度的影响——基于产业协同集聚的中介效应和制度质量的调节效应分析》,《技术经济与管理研究》2023年第9期。

的正向促进作用。第三,机制分析验证了创新要素配置在数字经济影响出口韧性过程中的中介作用,以及出口技术复杂度在此过程中的调节作用,各城市通过创新要素配置,促进出口产品关键核心技术的研发,带动出口产品技术升级,改善城市的出口惯性和路径依赖,扩大国际市场多样性,从而增强出口韧性。

基于上述研究结论,提出以下政策建议:

(1)发挥数字经济带来的技术提升、效率提升和附加值提升的影响效应,增强城市出口韧性。提升以云计算、边缘计算、量子计算、类脑计算等为代表的新型基础设施的建设水平,通过补贴、奖励、优惠等措施加大数字技术创新和人才培养力度,引导和支持企业、科研院所及高等院校在数字创新方面进行合作,消除数字鸿沟,支撑数字经济与实体经济融合发展。

(2)发挥地方政府对城市资源的调动作用,同时国家层面应提供必要的政策支持和公共服务,制定相应的进出口政策,优化创新、出口等税收政策,保持我国出口产品的竞争力,实现高水平对外开放。积极推行“一带一路”倡议“海上丝绸之路”、加快构建国内国际“双循环”新发展格局等政策,加强国内城市与国际的密切合作,充分发挥社会、市场、产业和龙头企业的自我迭代和内在力量,不断增强我国在数字时代世界大变局中的影响力和竞争力。

(3)优化城市创新要素配置,增强新质生产力的载体支撑,加大地区研发和技术创新力度,提高科技产出水平和科技成果转化,在科技强国战略推进下,营造科技创新的良好环境,创建更加开放、协同的城市创新网络。大力推动高端芯片与处理器、机器学习与应用等高新技术产业发展,实现关键技术和前沿技术的突破,重视零部件及核心技术产品的技术提升,促进创新链与产业链深度融合,打造各城市的出口产品竞争力。

(4)充分考虑数字技术的异质性作用,政府在实践中要注意制定差异化策略方针。积极推进国家大数据综合试验区布局,以地区间合作与溢出效应优化数字经济发展,推动“数字丝绸之路”以加强数字基础设施建设。各城市要积极招商引资、申请经济开发区,推进各产业与国际市场接轨,引导本地企业利用本地已有贸易市场信息拓展相似的新市场;在内陆地区强调数字基础设施建设,发挥沿海地区数字技术的辐射作用,打造全国性数字经济研发技术产业集群。

Digital Economy, Factor Allocation, and Export Resilience

Zhang Bing Song Chaofan

(School of Economics, Nankai University, Tianjin 300100, P.R.China)

Abstract: As a crucial component of new quality productive forces, the digital economy integrates information technology, artificial intelligence, and big data, while incorporating new factors that enable innovation within the export trade industry chain. This integration provides significant insights into achieving stable development for China's exports amid the increasing trade protectionism in Europe and the United States, as well as the rapid reconstruction of the global industrial chain. The resilience of urban exports is demonstrated through the efficient flow and effective allocation of new elements such as knowledge, technology, and big data, which are harnessed by various cities. This resilience is further enhanced by the deep integration of product research and development, export sales, and other processes facilitated by digital technology. Additionally, the technological upgrading of export products, driven by innovative elements, the breakthroughs in key core technologies, and the mitigation of export barriers caused by various

frictions all contribute to this resilience. To enhance the structure and reduce path dependence on foreign exports, it is crucial to diversify export products and explore international markets. This strategy will facilitate adaptation to the unpredictable international trade environment and effectively mitigate the risks associated with external shocks. Based on the panel data of 289 cities in China from 2011 to 2021, this paper employs the entropy method, SFA method and DEA method to measure urban digital economy indicators and innovation factor allocation indicators, and empirically-tests the impact mechanism and action path of digital economy on export resilience. The digital economy has a positive effect on the export resilience of cities. The digital economy not only mobilizes the resources within a city but also optimizes the allocation of state-provided resources. It fosters innovation through digital means, continuously builds innovation capacity, and enhances export experience. Additionally, it improves the allocation of innovative resources and it contributes to breakthroughs in core and emerging technologies for export products, drives technological upgrades of these products, and meets the diverse, differentiated, and high-end demands of the international market. To capture a larger share of international export consumption, it is essential to address the export inertia and path dependence of cities, prioritize established international relations networks, and further expand both the depth and breadth of these networks. This approach will enhance cities' ability to manage risks and respond to economic shocks. The linear positive impact is primarily observed in areas with high foreign investment, low openness, and significant risk exposure, particularly in cities whose export markets are predominantly located in countries along the "Belt and Road". The mechanism test revealed that the allocation of innovation factors serves as a mediating variable in enhancing export resilience through the digital economy. Further analysis indicated that the improvement of export technology complexity is crucial for this adjustment effect. Additionally, the positive mediating and adjustment effects were found to be more pronounced in cities within the national big data comprehensive pilot zone. These research findings offer empirical evidence and a reference framework for clarifying the development trajectory of urban digital economies, the allocation effects of innovative elements within the digital economy, and for evaluating the future direction of export trade policy adjustments.

Keywords: Digital economy; Export resilience; Allocation of innovation factors; Export product complexity; Diversification of export markets

[责任编辑:纪小乐 李清杨]