

数字经济发展提升了城市出口韧性吗

苏杭, 卢笑同

(东北财经大学国际经济贸易学院, 辽宁 大连 116025)

摘要: 面对全球经济增速放缓、贸易局势紧张带来的巨大负面冲击,数字经济逆势而上,在贸易领域起到了“稳定器”的作用。基于中国城市和海关数据,考察数字经济发展与城市出口韧性二者之间的联系。研究发现,数字经济发展有助于提升城市出口韧性,且后续的稳健性检验和内生性处理结论也支持了这一观点;异质性分析结果显示,数字经济发展对城市出口韧性的作用因城市区位和政府治理效能、出口目的国经济发展水平和政治风险而异;机制分析表明,数字经济发展通过降低城市贸易成本、提高城市创新能力和增强城市创业活力进而增强城市出口韧性;进一步研究发现,在外部不确定性冲击背景下,数字经济能够平抑风险并持续提升城市出口韧性水平。本文厘清了数字经济发展增强城市出口韧性的作用机理,研究结论为我国城市在世界政治经济形势复杂多变的背景下,推动贸易“稳中求进”,实现贸易高质量发展提供了值得借鉴的政策启示。

关键词: 数字经济; 出口韧性; 贸易成本; 创新能力; 创业活力

中图分类号: F746.12 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2023)9—0067—16

一、引言

近年来,全球性问题加剧,更加复杂严峻和不确定的外部环境对我国出口贸易造成了巨大干扰,出口“承压而上,稳中见韧”成为应对复杂的国际经济形势和保证我国经济强韧性的关键。城市作为我国开放经济下对外经贸活动的主力军,拥有高度集聚的人口和经济资源,是防范外部风险与应对外部冲击的主要阵地,遭受外部冲击后,出口韧性强的城市能够实现出口快速恢复,出口韧性弱的城市则表现为出口的持续低迷^①,可以说,城市出口韧性将直接反映我国出口抵御外部冲击和维持稳定增长的能力。因此,如何增强城市的出口韧性从而进一步提升我国出口贸易抵御外部冲击的能力,是实现贸易高质量发展的核心问题之一。

我国数字经济发展迅速,凭借全球最大的数字经济市场、领先全球的数据资源及创新能力强劲的数字产业成为推动世界经济增长的核心动能。截至2021年底,我国数字经济体量跃居世界第二位,增速位列世界第一^②,与此同时,我国第五代移动通信技术网络规模位居全球榜首,实现了“从跟跑到领跑”。但值得注意的是,当前我国区域数字经济发展水平依然没有摆脱“胡焕庸线”的分割,呈现出“东强西弱”的态势(田杰棠和张春花,2023),大城市的“虹吸效应”仍在影响周边城市数字经济发展,这种资源分配不均匀且呈现进一步集聚的趋势将使各个地区在经济下行中受到的影响形成显著差异(陈安平,2022)。作为数字经济发展的载体,城市能够集聚数字经济资源,通过产业关联、空间牵引等模式有效拉动经济增长,伴随着技术、人才、治理短板进一步补齐,我国城市拥有广阔的数字经济发展前景,推动城市数字经济高质量发展可能是实现城市出口韧性升级、打造“韧性城市”的一条重要路径。

党的二十大提出,要深化数字经济与传统产业融合、提升数字产业国际竞争力、建设网络强国和数字中国,2023年《政府工作报告》对促进数字经济和实体经济深度融合、支持工业互联网发展提出了更高的要求。《关于推动外贸保稳提质的意见》和《关于做好跨周期调节进一步稳外贸的意见》强调了数字经济通过保订单、稳预期、稳产业链和供应链,发挥“稳出口”的作用,进而能够推动经济强劲复苏。因此,在国家着力推动数字经济发展的政策环境下,探讨数字经济发展影响城市出口韧性的基本规律对于进一步释放外贸发展潜

收稿日期:2023-06-06

基金项目:国家社会科学基金后期资助项目“中美科技竞争与我国高技术供应链安全发展研究”(22FGJB003)

作者简介:(通讯作者)苏杭,经济学博士,东北财经大学国际经济贸易学院教授,博士研究生导师,研究方向:世界经济,国际生产网络与价值链升级;卢笑同,东北财经大学国际经济贸易学院硕士研究生,研究方向:世界经济。

① 以2008年全球金融危机带来的外部冲击为例,2009—2011年,珠海市出口额增长率分别为-17.4%、15.9%和13.9%,表现为出口快速恢复;而文山市出口额增长率分别为-49.1%、-29.9%、-59.5%,表现为出口持续低迷,数据来源为Wind数据库。

② 数据来源:《全球数字经济白皮书(2022)》。

力,推动出口贸易“稳字当头,稳中求进”有着非常重要的现实意义。

现有文献认为,数字经济是出口贸易领域的“稳定器”,有助于减轻危机影响和加快复苏,源源不断地为世界经济注入新发展动力。就数字经济的技术子集而言,Albertos等(2014)研究发现,信息技术密集度高、互联网嵌入度高的企业的出口并未受到国际金融危机的影响。Eppinger等(2018)发现,面对金融危机带来的国内总需求崩溃,企业更倾向于使用互联网,将主要市场由国内转向国际,促进了企业出口并弥补了企业在国内市场的损失。就数字经济赋能国际贸易新业态而言,一方面,借助跨境电商优势促进国际贸易能够在短期内帮助出口企业寻找新的中间商和服务供应商(Hayakawa et al, 2021),通过“保供效应”有效地保证了供应链条完整,促进了贸易全链条运行效率的快速恢复;另一方面,跨境电子商务和数字贸易满足和刺激了消费者的差异化、定制化需求,激活了各种“非接触式需求”(郭继文和马述忠, 2022),通过“保需效应”实质性地推动了出口贸易的增长。

韧性(resilience)源起于生态学,主要表现为系统吸收外部冲击后仍能保持稳定状态或能否自我修复的能力(Holling, 1973),之后被拓展至工程、社会、组织科学等学科领域,并逐渐引起了区域经济学家和地理经济学家的重视,Reggiani等(2002)在空间经济系统动态研究中引入了韧性的概念,认为韧性在探讨系统如何应对冲击时显得格外重要, Martin和Sunley(2015)进一步拓展了韧性的概念,定义区域经济韧性为一个区域抵抗外部冲击并从外部冲击中得以恢复的能力。随着国际政治经济环境不确定性对出口贸易的影响日渐增多,学术界将“韧性”的定义拓展至贸易领域, Van den Berg和Jaarsma(2017)将出口韧性定义为贸易崩溃后出口贸易的反弹程度,贺灿飞等(2019)提出,韧性在出口贸易方面的内涵是抵御冲击,强劲恢复及出口结构优化升级, Mena等(2022)进一步认为,出口贸易韧性是一国既能抵御出口贸易中断,又能在中断发生后恢复的能力。

聚焦出口韧性的影响因素,姜帅帅和刘慧(2021)将出口韧性分为抵抗力和恢复力两类,研究发现全球价值链嵌入能够一方面减弱企业的风险抵抗力,另一方面增强企业的出口恢复力。也有研究表明,多样化的产业结构和出口方式能够提升出口韧性(贺灿飞和陈韬, 2019;刘慧和綦建红, 2021;王文宇等, 2021)。此外,也有文章从贸易网络(胡昭玲和高晓彤, 2022)、不确定性冲击(刘洪愧, 2022)、区域贸易协定(魏昀妍等, 2023)等角度对出口韧性的影响因素进行探讨。与本文研究主题关联度较高的一支文献探讨了数字化转型与企业出口韧性之间的联系,例如,魏昀妍等(2022)认为,数字化转型能够通过促进企业出口多样化、提升企业出口产品质量进而提升企业出口韧性。范黎波等(2022)发现,企业数字化转型有助于降低企业出口退出风险并提高出口稳定性,创新提升、要素配置改善及市场扩大效应是二者间的重要作用渠道。张鹏杨等(2023)指出在贸易摩擦冲击下,企业数字化转型能够通过出口产品转换和出口目标国转移进而提升出口韧性。虽然已有文献对本文的研究提供了重要的借鉴和启示,遗憾的是鲜有文章将视角聚焦于城市,研究数字经济发展与城市出口韧性间的联系并剖析其作用机制。

基于上述文献,本文可能的创新在:①在研究视角上,尝试将视角聚焦到数字经济发展,在城市-产品-目的国这一更加细致的研究层面揭示数字经济发展对增强城市出口韧性的重要价值;②在影响机制方面,深度挖掘了数字经济发展如何通过降低城市贸易成本、提升城市创新能力和提升城市创业活力来影响城市出口韧性,在进一步丰富现有关于出口韧性影响因素研究的同时,有助于明晰数字经济发展影响城市出口韧性的作用渠道;③在研究价值上,本文不但通过丰富的稳健性检验和异质性分析验证了数字经济发展对城市出口韧性的促进效果,而且进一步研究了不确定性冲击背景下数字经济发展对城市出口韧性的影响,为当前不确定性冲击加剧背景下城市出口韧性升级提出了数字经济视角的解决方案。

二、理论机制与研究假说

数字经济发展能够有效应对当前和未来出口贸易领域的风险与挑战,进而为提升城市出口韧性提供新的机遇。具体来说,数字经济发展能够通过贸易成本节约效应、创新能力升级效应和创业活力提升效应增强城市出口韧性。

(一)贸易成本节约效应

数字经济发展能够降低城市出口面临的成本约束。在贸易关系建立阶段,合适的供需匹配是贸易能够顺利开展的前提。贸易搜索理论(Rauch, 1999)认为,国际贸易中卖家和买家通过信息搜寻建立联系,数字

技术的应用为参与国际贸易的企业提供了国外市场的相关讯息,提升了信息获取的便利性,显著降低了贸易的信息搜寻成本(Freund and Weinhold, 2004; Clarke, 2008)。与此同时,数字经济还能够减少信息在获取和传输上的延误,降低国际贸易中存在的信息壁垒,极大地便利了买卖双方的交流沟通,使得产品的价格、质量等关键信息变得透明可比,降低了买卖双方在合同签订过程中付出的协商成本(施炳展和李建桐, 2020),并且,这种信息壁垒的降低也有利于买卖双方在交易之前对潜在交易对象进行高效筛选,有助于提高匹配到高质量交易对手的概率,降低因交易对手违约而产生的额外损失(袁淳等, 2021)。在贸易履约阶段,得益于数字技术的运用,外贸企业通过物流各环节精细化、动态化、可视化管理及根据货物特性选取合理的运输方式,促进了运输工具和货物的精准匹配,提高了物流链条的运行效率,降低了运输成本(何树全等, 2021),并且信息化通关平台的建设还能够有效压缩产品出口通关时间,提升产品通关效率,进而有效降低了通关成本。此外,电子商务平台和移动银行业务的发展也为国际贸易提供了更加便捷和经济高效的支付方式,降低了买卖双方的支付成本。

当前我国外贸面临着种种风险与挑战,其中外需不足、供应链中断的问题最为凸显。面对外部冲击,数字经济发展使外贸企业能够以较低成本精准搜寻合适的上游供应商并充分了解下游市场的产品结构和消费者偏好(金祥义和施炳展, 2022),这不仅提升了供需匹配效率,而且保证了出口产品的有效供给、推动了贸易订单的增长,进而促进了供应链顺畅运转,提升了城市出口韧性。同时,由数字经济带来的贸易成本下降也有助于激活国际市场上的潜在需求,城市不但能够提升贸易伙伴数量,而且可以与距离更远的国家或地区建立贸易关系以扩大城市的出口市场范围,有助于通过出口市场多元化策略激活新的需求,进而增强城市出口韧性。

因此,本文提出假说1:

数字经济发展能够通过贸易成本节约效应提升城市出口韧性(H1)。

(二)创新能力升级效应

资源基础观认为,竞争优势的源泉是既有资源的积累和新资源的开发(Barney, 1991),然而此类资源的流动性往往受限于空间和市场,数字经济的快速发展可以有效打破资源流动的时空限制,加快资源要素的流动,提升城市创新主体间的沟通效率及提高传统创新要素的质量,进而拓宽了创新资源获取渠道,有助于城市创新能力升级。具体来说,一方面,传统意义上的创新往往会被束缚于生产环节或创新主体间形成的“信息孤岛”,而数字经济能够将原本分散生产环节和企业联系起来,不但能够实现企业内部研发、生产、供应等环节联动发展,而且能够加强区域间研发部门和应用部门之间的良性互动(韩先锋等, 2019)。这样一来,在整个城市范围内,创新主体通过数字经济得以有效联通,改变了城市原有的创新方式与创新类型,有助于拓宽城市创新空间。另一方面,在数字经济时代,数据已成为新的创新要素,其能够对资本、劳动力和技术等传统创新要素进行赋能,推动传统创新要素提质(张昕蔚, 2019)。传统创新要素的流动通常仅在产业链上下游或区域内流动,数字技术的嵌入扩大了传统创新要素的使用边界,使创新要素向效率更高的产业和地区迁移,有效地提高了创新要素供求匹配度,拓宽了创新主体的创新要素获取范围,进而有助于城市创新能力提升。

Schumpeter (1939)发现,在萧条时期,创新能够通过“创造性破坏”推动经济复苏,门斯(G.Mensch)的技术创新论认为,在危机冲击下,社会上的需求会趋于饱和,而现有的技术不能满足社会的需求,产生了“技术僵局”。此时只有技术创新或产生新的生产部门才能打破僵局,实现新的经济繁荣。因此在面临外部冲击时,创新是“化危为机”的重要途径。具体而言,创新能够提升出口竞争力(Melitz et al, 2007),一方面有助于生产模式升级和出口产品质量提升;另一方面有助于促进产品生产转向高端专业化,进而提升出口技术复杂度。进一步地,低生产成本和高生产率提升了出口价格竞争优势,产品质量的提高有助于赢得产品的国际口碑,产品技术含量的提升增强了产品的不可复制性。可见,创新有助于产品在差异化竞争中取得优势,更有利于产品出口,拥有更强的出口韧性。

因此,本文提出假说2:

数字经济发展能够通过创新能力升级效应提升城市出口韧性(H2)。

(三)创业活力提升效应

数字经济发展进一步丰富了创业资源,有助于提升城市创业活力。第一,根据斯密-杨格定理

(Smith-Young Theorem), 分工和专业化水平会随着市场规模扩大而提升, 数字经济的规模效益使社会分工和专业化水平日渐增长, 产品价值链逐渐拉长, 越来越多的新产业、新就业形态应运而生, 有助于激发市场的创造力, 为大众创业提供了新的机会。第二, 在数字经济时代, 创业者的创业成本显著降低。首先, 在匹配成本方面, 伴随数字经济发展, 数据信息的流动方式由过去的供给端单向输出跃升为供需双方的高效交换, 不仅能够加速供需匹配和交易, 而且激发了产品个性化定制化需求, 商品流通速度和产品需求种类的增长为创业提供了良好的需求环境。其次, 在信息成本方面, 数据多元、流通和共享能够为创业决策提供信息基础, 有助于创业者把握市场机会, 实现灵活自由的价值追求。最后, 数字金融的普惠性使更多的人可以获得信贷支持, 缓解信贷约束, 有助于中小和微型企业的创立(张勋等, 2019)。第三, 数字经济发展能够带来较强的社会互动, 能够加强创业成功形成的示范效应, 使得城市创业活力进一步增强。

创业活力是企业家精神的体现(Khalida and Bhattib, 2015), 有助于企业家在不利环境中利用自身优势与环境因素实现自我成长, 促进创业活动的有效开展, 这将进一步推动企业进入国际市场^③(Muñoz-Bullón等, 2015)。根据渐进国际化理论, 企业通过出口学习不但能够获得新的知识、技术和资本, 而且能够进一步熟悉国际消费市场的偏好, 推动其寻找更多出口早期未考虑的、利润水平更高的市场作为新的出口目的地, 有助于出口多元化战略实施。与此同时, 创业活力的提升往往能够推动新经济部门产生, 这些部门不但能够迅速将技术成果辐射至其他产业, 而且可以通过推动旧市场淘汰和新市场建立进一步提升生产效率, 进而在复杂多变的环境下维持竞争优势, 提升城市出口韧性。

因此, 提出假设 3:

数字经济发展能够通过创业活力提升效应增强城市出口韧性(H3)。

三、模型设定、变量选取和数据说明

(一) 计量模型设定

参照 He 等(2021)的研究设计, 设定了如式(1)的计量模型。

$$res_{cijt} = \beta_0 + \beta_1 Digi_{ct} + \beta_2 Controls + \mu_{cij} + \eta_t + \varepsilon_{cijt} \quad (1)$$

其中: 被解释变量 res_{cijt} 为城市 c 在 t 年向 j 国出口的 HS6 位码产品 i 的出口韧性; 核心解释变量 $Digi_{ct}$ 为城市 c 在 t 年的数字经济发展水平; $Controls$ 为包括城市层面和出口目的国层面的控制变量; β_0 为常数项; β_1 为核心解释变量估计系数, 若 β_1 为正, 那么意味着数字经济发展水平对城市出口韧性有着正向影响; β_2 为控制变量的系数; μ_{cij} 、 η_t 分别为城市-HS6 位码产品-出口目的国层面的固定效应和年份层面的固定效应; ε_{cijt} 为随机误差项。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

被解释变量为城市出口韧性(res), 本文借鉴 van den Berg 和 Jaarsma(2017)的研究思路, 以 2009—2016 年各城市-HS6 位码产品-出口目的国层面的出口额增长率减去 2008 年相应出口额增长率来表示城市的出口韧性^④, 具体公式如式(2)。

$$res_{cijt} = exprate_{cijt} - exprate_{cij2008} \quad (2)$$

其中: c 为城市; i 为产品; j 为出口目的国; t 为年份; $exprate$ 为出口额增长率。

2. 核心解释变量

本文着重关注的核心解释变量为城市数字经济发展水平($Digi$), 参考黄群慧等(2019)提出的数字经济发展综合评价指标构建方法, 本文采用城市每百人互联网宽带接入的用户数、城市信息传输计算机服务和软件业从业人员数占全部就业人员数的比重、城市人均电信业务总量及城市每百人移动电话年末用户数 4 个

③ Muñoz-Bullón 等(2015)认为, 企业家精神导向(先动性、风险承担性和创新性)是企业家进入国外市场的重要决定因素, 其使用 2001—2008 年新生企业家数据进行实证研究, 结果表明新生企业家的企业家精神导向会正向影响其跨国经营的意愿。

④ 2008 年全球金融危机导致外需放缓、贸易保护主义抬头, 我国出口受阻, 对外贸易顺差出现明显下降趋势, 参考既有文献, 选择 2008 年为冲击元年计算出口韧性。需要说明的是, 本文需要以 2008 年的出口数据作为后续比较的基础, 因此样本期始于 2009 年。

指标构建综合评价体系^⑤。首先对4个指标进行标准化处理并用熵权法计算评价指标的权重,之后通过对加权后评价指标的权重进行TOPSIS评价计算进而测算出城市数字经济发展水平。具体测算步骤如下:

(1)对原始矩阵 $X = (x_{ck})_{m \times n}$ 进行标准化。

$$Y_{ck} = \frac{x_{ck} - \min x_{ck}}{\max x_{ck} - \min x_{ck}} \quad (3)$$

其中: c 为城市; k 为本文选取的用于测算城市数字经济发展水平的4个分项指标; Y 为经过标准化后的矩阵。

(2)计算第 k 项指标在第 c 年的数值占该指标的比重(p_{ck})。

$$p_{ck} = \frac{Y_{ck}}{\sum_{c=1}^m Y_{ck}} \quad (4)$$

(3)计算 k 项指标熵值(e_{ck}),当 $p_{ck} = 0$ 时, $p_{ck} \ln p_{ck} = 0$ 。

$$e_{ck} = -\frac{1}{\ln m} \sum_{c=1}^m p_{ck} \ln p_{ck}, \quad k = 1, 2, \dots, n \quad (5)$$

(4)计算第 k 项指标的差异指数(G_k)。

$$G_k = 1 - e_k \quad (6)$$

(5)计算第 k 项指标的权重(W_k)。

$$W_k = \frac{G_k}{\sum_{k=1}^n G_k}, \quad k = 1, 2, \dots, n \quad (7)$$

(6)由标准化矩阵和各指标权重可得加权标准化矩阵(Z_{ck})。

$$Z_{ck} = W_k \times Y_{ck} \quad (8)$$

(7)计算正负理想解(I_k^+ 、 I_k^-)。

$$I_k^+ = \max(z_{1k}, z_{2k}, \dots, z_{mk}) \quad (9)$$

$$I_k^- = \min(z_{1k}, z_{2k}, \dots, z_{mk}) \quad (10)$$

(8)计算各指标与正负理想解的欧氏距离(D_c^+ 、 D_c^-)。

$$D_c^+ = \sqrt{\sum_{k=1}^n (I_k^+ - z_{ck})^2} \quad (11)$$

$$D_c^- = \sqrt{\sum_{k=1}^n (I_k^- - z_{ck})^2} \quad (12)$$

(9)计算熵权TOPSIS法结果(H_c)。

$$H_c = \frac{D_c^-}{D_c^+ + D_c^-} \quad (13)$$

3. 控制变量

本文选取了城市和出口目的国两个层面的控制变量:

城市层面的特征变量包括:城市经济体量($\ln pgdp$),以城市人均地区生产总值的对数来衡量,城市经济体量越大,越容易暴露在外冲击中;集聚水平($\ln cluster$),以城市人口密度的对数衡量,城市集聚水平越高,产业之间的关联性就越高,进而有利于抵御外部冲击;城市对外开放度($\ln open$),以城市出口额的对数来衡量,对外开放水平较高的地区往往能够吸引大量的资源、技术和公司,高效地调动全球资产用于区域发展,进

⑤ 值得注意的是,《“十四五”数字经济发展规划》对数字经济发展指标的合理测度提供了有益参考,与此同时柏培文和张云(2021)、戴魁早等(2023)对城市数字经济发展水平的测度进行了较为创新的探索。但考虑到本文研究年份为2009—2016年,样本时间区间从2009年开始能够反映城市出口从2008年全球金融危机的冲击中恢复的过程,而部分子指标如域名、网站、网民数量从2011年开始统计,与本文样本区间重合度较小,综合已有研究对数字经济发展评价体系的构建思路以及考虑到相对而言更加细致的城市层面数据的可得性,最终借鉴黄群慧等(2019)的研究思路构建数字经济发展指标综合评价体系。

而提高应对危机的能力。

出口目的国的特征变量包括:目的国经济发展水平($\ln jpgdp$),以目的国人均生产总值的对数来表征,目的国经济发展水平越高,对我国出口的拉动效应越大;目的国对外开放度($\ln jopen$),以目的国外商直接投资净流入的对数来衡量,目的国对外开放度越高,市场进入难度越低,有利于出口的顺利进行;目的国市场规模($\ln jmarket$),以目的国人口数的对数来衡量,市场规模反映了目的国的进口需求规模,面临外部冲击,需求的锐减可能会削弱经济体抵御冲击的能力。

(三)数据说明

为了使研究更加精确细致,本文使用中国海关数据库中的城市-产品-目的国层面的出口数据测算城市出口韧性,在进行测算之前,剔除了出口数据缺失、出口目的地不明(因数据缺失,未包含西藏地区及港澳台地区)的数据,并且考虑到直辖市行政级别特点可能导致出口体量明显高于其他城市的问题,本文剔除了直辖市出口数据。此外,出口数据来源于中国海关数据库,城市层面的核心解释变量及控制变量的数据来自《中国城市统计年鉴》,国家层面控制变量数据来自世界银行的世界发展指标(WDI)数据库。

在经过上述处理后,获得用于分析的 240 个城市、3543 个产品、191 个出口目的国所组成的研究样本,表 1 为描述性统计结果。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名	观测值	平均数	标准差	最小值	最大值
<i>res</i>	3229653	-0.303	1.97	-21.299	24.038
<i>Digi</i>	3229653	0.262	0.17	0.005	0.666
$\ln jpgdp$	3229653	11.268	0.54	8.894	13.056
$\ln cluster$	3229653	-0.324	0.51	-5.304	0.974
$\ln open$	3229653	16.551	1.38	6.990	19.059
$\ln jpgdp$	3229653	9.737	1.20	5.357	12.152
$\ln jopen$	3229653	23.325	1.78	10.923	26.960
$\ln jmarket$	3229653	17.482	1.41	9.251	21.004

(四)中国城市数字经济发展与出口韧性的典型事实

本文绘制了 2009 年、2011 年、2013 年和 2016 年城市数字经济发展水平的核密度图及 2009—2016 年数字经济发展的时间趋势图。如图 1 所示,我国城市数字经济发展水平总体呈现右偏分布,表明我国只有少数城市拥有较高的数字经济发展水平,大多数城市的数字经济发展还有待进一步加强。通过对比可以发现,首先,核密度图左侧的峰值在不断下降,右侧的峰值在不断上升,说明随着国家政策的落实和科技的进步,更多城市加入了高数字经济发展水平的队伍中,但这种“多峰”分布提醒我们仍要注意数字经济发展“两极分化”现象,防范“数字鸿沟”的出现。其次,可以观察到核密度图整体向右移动,并且结合图 2 也能够发现,我国城市数字经济发展水平呈现逐年上升的态势。

与此同时,本文也绘制了 2009 年、2011 年、2013 年和 2016 年城市出口韧性的核密度图及 2009—2016 年城市出口韧性变化趋势图。由图 3 可以看出,多数城市出口韧性处于中等水平,仅有少数城市出口韧性较高。而且可以发现,随着时间的推移,核密度曲线呈现出向右移动的特点,这表明随着稳外贸政策的积极效应持续显现,城市出口韧性逐渐上升。同时,结合图 4 可以发现,我国城市出口韧性的总体水平也呈现逐年上升趋势。

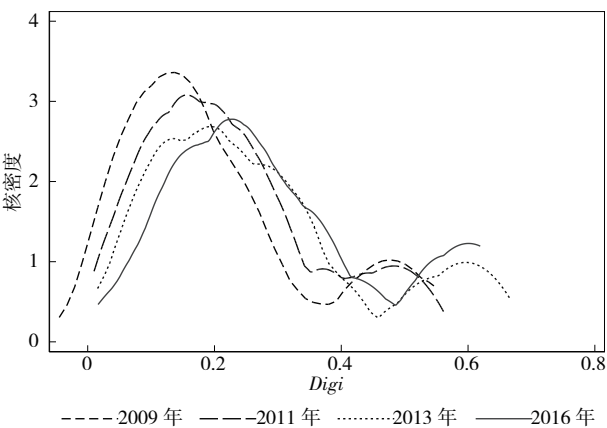


图 1 数字经济发展核密度对比

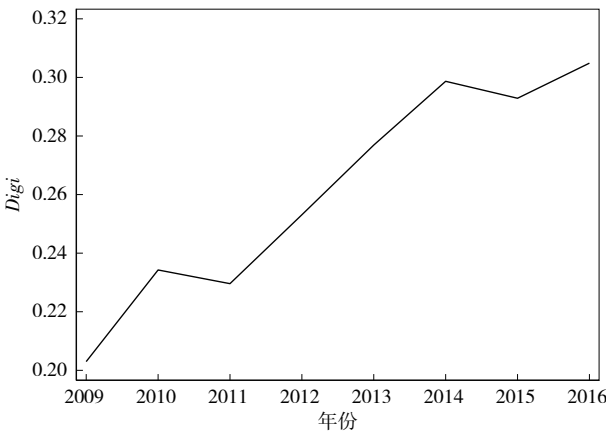


图 2 2009—2016 年数字经济发展时间趋势

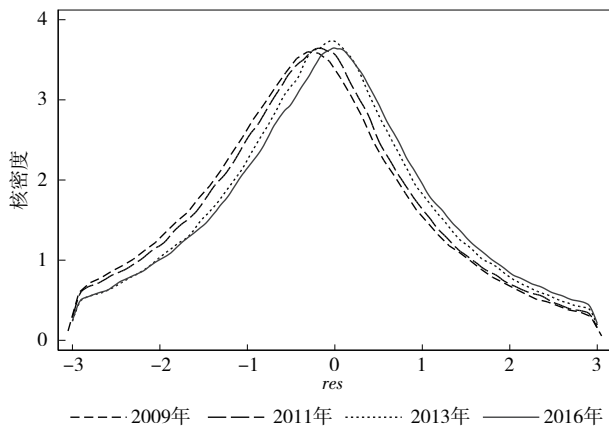


图3 城市出口韧性核密度对比

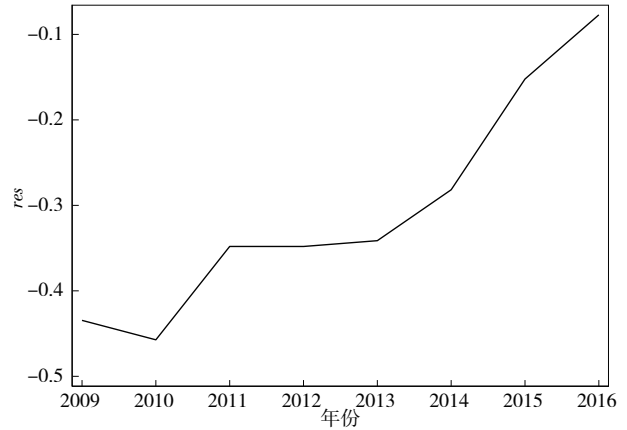


图4 2009—2016年城市出口韧性变化趋势

通过上述分析,不难看出,无论是数字经济发展水平还是城市出口韧性在研究样本期内均呈现出明显的上升趋势,故本文初步认为数字经济发展水平升级有可能是城市出口韧性提升的原因之一。为进一步观察数字经济发展水平与城市出口韧性的关系,还绘制了能够反映二者之间关系的散点图。如图5所示,横轴是城市数字经济发展水平(*Digi*),纵轴为城市出口韧性(*res*),通过二者间散点图的分布情况及其拟合线可以看出数字经济发展与城市出口韧性存在一定的正相关,即城市数字经济发展水平越高,城市出口韧性越强,这在一定程度上给出了支持本文研究猜想的经验性证据,然而此类统计分析中仍混杂着影响因果识别的其他干扰因素,因此本文在第四部分的实证分析中采用更为严谨的方法尝试深入探究二者间的关联。

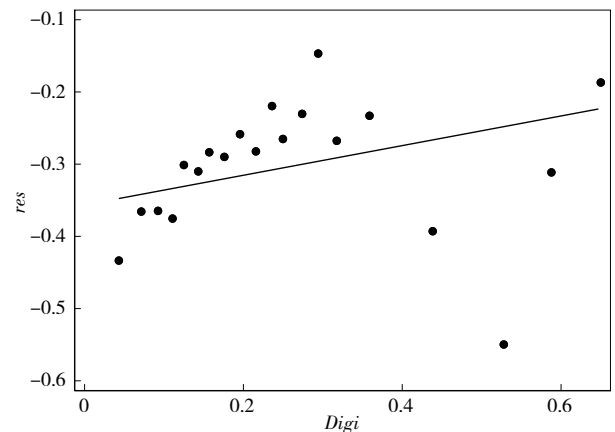


图5 数字经济发展与城市出口韧性的关系

四、实证结果与分析

(一)基准回归结果

表2汇报了基准模型回归结果,其中,(1)列控制了全部的固定效应但未加入城市和出口目的国的特征变量;(2)列、(3)列分别加入了城市控制变量、出口目的国控制变量并始终控制城市-产品-目的国和年份固定效应,结果显示数字经济发展(*Digi*)均对城市出口韧性(*res*)有显著正向的影响。接下来,基于表2的(3)列进行结果分析,在控制了全部固定效应和控制变量后,数字经济发展系数为0.389,并且通过了5%水平的显著性检验,说明伴随数字经济发展水平上升,城市的出口韧性也得以提高,即证明了数字经济发展有助于城市出口韧性的提升。此外,相关控制变量回归系数的结果与本文的预期一致,城市经济体量越大,出口越容易暴露在冲击中,会对城市出口韧性产生负向影响,城市集聚水平和对外开放度对出口韧性存在正向影响,目的国经济发展水平和对外开放度越高,越有利于城市出口韧性提

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>res</i>	<i>res</i>	<i>res</i>
<i>Digi</i>	0.431** (0.182)	0.406*** (0.154)	0.389** (0.153)
<i>lnpgdp</i>		-0.173*** (0.064)	-0.172*** (0.062)
<i>lncluster</i>		0.193*** (0.060)	0.186*** (0.063)
<i>lnopen</i>		0.077* (0.043)	0.075* (0.042)
<i>lnjpgdp</i>			0.106*** (0.011)
<i>lnjopen</i>			0.012*** (0.003)
<i>lnjmarket</i>			-0.392*** (0.060)
常数项	-0.416*** (0.048)	0.336 (1.062)	5.914*** (1.758)
城市控制变量	不控制	控制	控制
目的国控制变量	不控制	不控制	控制
城市-产品-目的国固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
样本量	3229653	3229653	3229653
R^2	0.639	0.639	0.642

注:括号内为聚类到城市层面的稳健标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

升,而目的国市场规模不利于城市出口韧性提升。

(二)稳健性检验

1. 替换研究维度

前文在测算城市出口韧性时,将研究维度精确到了城市-HS6位码产品-目的国层面。为了确保研究结论的稳健性,在此尝试放宽产品限制,在城市-HS4位码产品-目的国层面重新测算了城市出口韧性并纳入模型进行回归,结果见表3的(1)列,可见数字经济发展对城市出口韧性的促进效果依然存在。

2. 剔除极端值

极端观测值的存在可能对本文基准回归系数产生较大影响,因此对模型中的变量进行1%双边缩尾以排除极端值可能会对基准回归结果造成的影响,之后进行回归,结果见表3的(2)列,可以看出在剔除了极端值影响的情况下,基准结论依旧成立。

表3 稳健性检验

变量	替换研究维度	剔除极端值	Martin(2012)	提前基准期	企业数字化	赵涛等(2020)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>res</i>	<i>res</i>	<i>res</i>	<i>res</i>	<i>res</i>	<i>res</i>
<i>Digi</i>	0.436**(0.223)	0.384**(0.148)	11.576*** (4.374)	1.453*** (0.463)		
<i>Digient</i>					0.578*** (0.133)	
<i>Digipea</i>						0.015* (0.008)
常数项	1.583 (1.112)	6.296 (42.303)	18.504 (17.335)	5.894*** (1.691)	5.924*** (1.743)	6.296 (42.303)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市-产品-目的国固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	2361911	3229653	3229653	2885984	3229653	3229653
R^2	0.614	0.642	0.157	0.172	0.642	0.642

注:括号内为聚类到城市层面的稳健标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

3. 替换被解释变量

第一,借鉴Martin(2012)的研究思路对城市出口韧性进行重新测算,具体方法如式(14)。

$$res_{cjt} = \frac{\Delta E_{cjt}^{real} - \Delta E_{cjt}^{expected}}{|\Delta E_{cjt}^{expected}|} \quad (14)$$

其中: res_{cjt} 为城市 c 在 t 年向 j 国出口的HS6位码产品 i 的出口韧性; ΔE_{cjt}^{real} 为城市 c 在 t 年向 j 国出口的HS6位码产品 i 的实际出口额的变化量,用城市 c 在 t 年向 j 国出口的HS6位码产品 i 的出口额减去上一年的出口额表示; $\Delta E_{cjt}^{expected}$ 为城市 c 在 t 年向 j 国出口的HS6位码产品 i 的预期出口额的变化量,用城市 c 在 t 年向 j 国出口的HS6位码产品 i 的出口额 $E_{cjt(t-1)}^{real}$ 乘以产品 i 在 t 年对 j 国出口的全局平均增长率 $growthrate_{ijt}$ 来表示,即

$$\Delta E_{cjt}^{real} = E_{cjt}^{real} - E_{cjt(t-1)}^{real} \quad (15)$$

$$\Delta E_{cjt}^{expected} = E_{cjt(t-1)}^{real} \times growthrate_{ijt} \quad (16)$$

$$growthrate_{ijt} = \frac{E_{ijt} - E_{ijt(t-1)}}{E_{ijt(t-1)}} \quad (17)$$

其中: E_{ijt} 、 $E_{ijt(t-1)}$ 分别为全国产品 i 在 t 年和 $t-1$ 年向 j 国的出口额。

第二,考虑到金融危机发生在2007年年底,可能在2008年就已经对出口额产生了一定的影响,本文将参照年份提前至2007年,并以2009—2016年各城市-HS6位码产品-出口目的国层面的出口额增长率减去2007年相应出口额增长率来表示城市的出口韧性,结果见表3的(3)列、(4)列,说明采取替换被解释变量策略进行重新回归后,基准结论依旧成立。

4. 替换核心解释变量

本文通过以下两种方法替换核心解释变量:第一,城市企业数字化水平(*Digient*),采用各城市上市公司年报中企业数字化转型关键词出现频次的对数表征^⑥;第二,参照赵涛等(2020)的研究设计,基于前文给出

⑥ 数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)的年报关键词研究数据库(AKRD),值得注意的是,其关于企业数字化转型的词频统计层面为省份-上市公司-年度,本文根据上市公司固定电话区号与城市相匹配,最终计算出各城市上市公司数字化转型关键词的频次。

的评价体系,使用主成分分析(PCA)计算城市数字经济发展水平^⑦,记为 *Digipca*。

回归结果见表3的(5)列、(6)列,可以发现,在替换核心解释变量后,结果仍旧显示数字经济发展能够促进城市出口韧性提升。

(三)内生性处理

本文设定的基准模型可能产生以下两种原因造成的内生性问题:第一,出口韧性较强的城市可能会进一步加强数字技术的运用,倒逼数字经济发展,进而产生反向因果问题;第二,虽然本文在基准回归中通过不同的固定效应尽可能地降低遗漏变量所导致的估计偏误,但是可能存在既影响城市数字经济发展又影响城市出口韧性的外生经济冲击或其他不可观测因素,进而产生遗漏变量问题。

本文首先采用滞后一期的数字经济发展水平(*L.Digi*)替代核心解释变量来克服反向因果问题。原因在于城市当年的出口韧性能够受到上一年数字经济发展的影响,但是上一年的数字经济发展水平几乎不会受到当年出口韧性的影响。结果见表4的(1)列,说明在克服反向因果问题后,基准回归结论依旧成立。

接下来,本文借鉴 Nunn 和 Qian (2014)提出的以历史数据构建工具变量的思路,以全国互联网上网人数滞后一期与2000年各城市年末固定电话用户数的交互项作为工具变量。因为当今数字经济的技术子集如互联网和移动通信技术正是历史上通信技术如固定电话的升级换代,因此固定电话的使用与数字经济发展水平有着较强的相关性,满足了相关性假定;同时,随着科技进步,移动电话逐渐代替固定电话,而且城市固定电话的使用并不会直接影响到城市的出口韧性,满足了排他性假定。两阶段最小二乘法(2SLS)估计结果见表4的(2)列、(3)列,其中(2)列汇报了第一阶段的估计结果,结果表明,本文所选取的工具变量(*IV*)显著提升了城市数字经济发展水平;(3)列展示了第二阶段的估计结果,可见模型通过了“识别不足”检定和“弱工具变量”检定^⑧,而且估计结果表明,经过内生性处理后回归结果依旧稳健。

(四)排除其他政策干扰

作为数字经济的基础工具,移动通信技术的进步意味着网络连接速度更快,延迟时间更短,能够有效实现移动状态下的高速数据业务,满足用户移动高速上网的需要,推动了移动办公、移动电子商务的进步,有效带动产业链快速发展。因此本文认为移动通信技术进步能够有效提升城市数字经济发展水平。

2013年,工信部宣布向三大运营商发布第四代移动通信技术(4G)牌照,这为验证数字经济发展与城市出口韧性的因果关系提供了准自然实验框架。考虑到城市间移动通信基站密度存在差异,移动互联网发展规模不一致,因而“4G牌照颁布”这一政策冲击对不同城市的冲击强度是不同的。为此,参照 Chen 等(2020)的研究思路,本文采用广义双重差分法(GDID)研究4G牌照颁布对城市出口韧性的作用效果,模型设定如式(18)。

$$res_{cjt} = \lambda_0 + \lambda_1 treat_{c,2012} \times post_t + \lambda_2 Controls + \mu_{cjt} + \eta_t + \varepsilon_{cjt} \quad (18)$$

其中: res_{cjt} 为城市*c*产品*i*在年份*t*对*j*国的出口韧性; $treat_{c,2012}$ 为政策实施前城市的移动通信基础,以2012年城市互联网用户数的对数值表征; $post_t$ 为“4G牌照颁布”处理变量,在2013年及以后的年份取1,其余情况取

表4 内生性问题处理

变量	滞后一期 (1)	第一阶段 (2)	第二阶段 (3)
	<i>res</i>	<i>Digi</i>	<i>res</i>
<i>L. Digi</i>	0.706** (0.305)		
<i>IV</i>		0.003*** (0.000)	
<i>Digi</i>			0.881*** (0.292)
常数项	-10.222*** (1.678)		
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	—	—	6.827 [0.009]
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	—	—	112.678 [16.38]
控制变量	控制	控制	控制
城市-产品-目的国固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
样本量	2820610	3228165	3228165

注:括号内为聚类到城市层面的稳健标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。Kleibergen-Paap rk LM 统计量用于检验工具变量是否识别不足,[]内为该统计量的*P*值;Kleibergen-Paap rk Wald *F*统计量检验工具变量是否是弱工具变量,[]内为 Stock-Yogo 检验在10%上的临界值;关于 KP-LM 统计量和 KP-Wald *F*统计量未在(1)、(2)列列示出来,是因为这个这两个统计量是用作检验工具变量的识别不足和弱工具变量而设置的,仅在工具变量法第二阶段出现,因此在(1)列与(2)列中,以“—”替代。

⑦ 在对评价指标进行标准化处理后,首先进行了 KMO 和 Barlett 检验,发现 KMO 值为 0.789 且显著度为 0.000,说明所选指标适合做主成分分析,根据累计方差百分比大于 85% 的原则,本文最终提取了两个主成分,并求解出主成分得分和城市数字经济发展水平。

⑧ Kleibergen-Paap rk LM 统计量为 6.827 且在 1% 的水平上显著拒绝了“工具变量识别不足”的原假设,Kleibergen-Paap rk Wald *F* 统计量为 112.678,大于临界值 16.38,拒绝了“弱工具变量”的原假设。

0; $treat_{c,2012} \times post_{ct}$ 为 DID 交互项,其估计系数 λ_1 即为该政策对出口韧性的影响; λ_2 为控制变量估计系数。

在进行广义双重差分估计之前,本文检验了 GDID 的识别条件,即在 4G 牌照颁布前各城市出口韧性是否满足平行趋势假定。具体模型构建如式(19)。

$$res_{cijt} = \alpha + \lambda_1 \sum_{p=-4}^{p=3} treat_{c,2012} \times post_{ct} + \lambda_2 Controls + \mu_{cij} + \eta_t + \varepsilon_{cijt} \quad (19)$$

其中: p 为 4G 颁布年份的相对期数。

图 6 汇报了平行趋势检验结果^⑨,可见在 4G 牌照颁布之前,估计系数并不显著,在 2013 年当期和后两期,估计系数显著为正,证明了模型的有效性。广义双重差分回归结果见表 5,可见 4G 牌照的颁布有助于城市出口韧性提升,说明移动通信技术升级夯实了城市数字经济发展根基,促进了城市出口韧性升级。

(五) 异质性分析

1. 城市异质性分析

城市间数字经济发展的禀赋不同,相比于其他城市,东部城市、数字经济一线城市和新一线城市拥有较为完善的数字基础设施、较为先进的数字产业化水平和较高的数字技术渗透度,集聚了大量数字经济发展资源(吕明元等,2021)。那么在这两类城市中数字经济发展对出口韧性的作用效果是否更强?本文构建了东部地区虚拟变量 $eastern$ 、数字经济一线城市和新一线城市虚拟变量 $first$ ^⑩ 并将数字经济发展水平与虚拟变量的交互项 $Digi \times eastern$ 、 $Digi \times first$ 纳入模型进行分析,由表 6 的(1)列、(2)列可知,东部城市和数字经济一线、新一线城市的数字经济发展推动城市出口韧性升级的作用更强。

当前我国数字经济生态尚不成熟,内生秩序和自发力尚未形成,因此数字经济发展对城市出口韧性的作用强度会受政府治理效能的影响,为了考察这一问题,本文选择以下变量表征城市政府治理效能,将变量与城市数字经济发展水平的交互项纳入模型进行分析;①政府财政支出与城市 GDP 之比($finance$),财政支出反映了政府支配社会资源的程度,表征了政府职能的履行情况;②政府电子政务绩效排名($egov$)^⑪,数字政府作为一种新兴治理模式,其电子政务绩效不仅反映了政府的数字关注度,而且能够反映新兴政府治理模式的成效;③数字普惠金融指数($DFIIC$),政府对数字经济的关注能够显著发挥数字经济的普惠性,将数字经济发展动力带给各行各业,即数字经济的普惠性能够反映政府对数字经济的重视和治理成效;④城市知识产权司法审判案件数(ip)^⑫,数字经济拥有低复制成本特征,因此知识产权保护强度能够反映地方政府对数字经济发展环境的调控。表 6 的(4)~(6)列显示,政府治理效能越强的城市,数字经济发展推动城市出口韧性升级的作用越大。

2. 出口目的国异质性分析

考虑到发达国家往往具有更高的科学技术水平,数字经济发展水平更高,更有利于城市与出口目的国信息联通,实时获取目的国的需求信息,促进交易达成,那么数字经济发展是否更有利于出口目的地为发达国

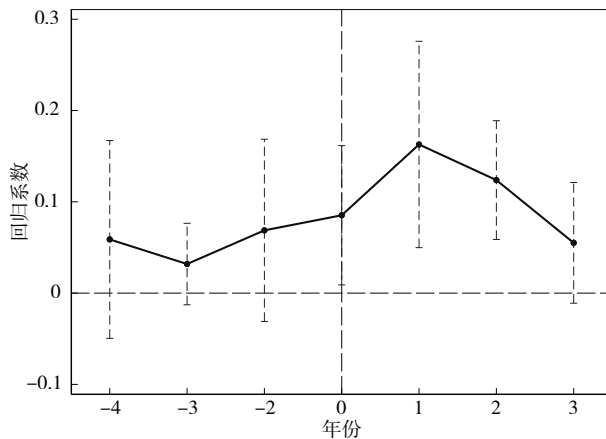


图6 平行趋势检验

表5 广义双重差分回归结果

变量	(1)	(2)
	res	res
DID	0.062*** (0.015)	0.070*** (0.018)
$lnpgdp$		-0.187*** (0.070)
$lncluster$		0.093 (0.057)
$lnopen$		0.081** (0.041)
$lnjgdp$		0.106*** (0.011)
$lnjopen$		0.012*** (0.003)
$lnjmarket$		-0.414*** (0.055)
常数项	-0.605*** (0.073)	6.099*** (1.658)
控制变量	不控制	控制
城市-产品-目的国固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
样本量	3229653	3229653
R^2	0.639	0.642

注:括号内为聚类到城市层面的稳健标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

⑨ 为了避免多重共线性问题,本文选取冲击年份的前一年(2012年)作为基准组。

⑩ 数据来源:《中国数字经济发展研究报告(2022)》。

⑪ 由于中国软件评测中心对电子政务绩效的衡量方法随时间而变动,所以本文采用电子政务绩效排名这一相对值来衡量各城市电子政务发展情况,为了反映排名越靠前电子政务发展水平越高的事实,本文将排名做取相反数处理,回归结果更易于读者理解,数据来自中国软件评测中心。

⑫ 数据来自北大法宝法律数据库。

表6 城市异质性分析

变量	东部城市	数字经济一线	财政支出水平	电子政务绩效	数字普惠金融	知识产权保护
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>res</i>	<i>res</i>	<i>res</i>	<i>res</i>	<i>res</i>	<i>res</i>
<i>Digi</i>	0.448*(0.218)	0.010(0.274)	0.216(0.182)	0.307**(0.126)	0.515(0.378)	0.326*(0.195)
<i>Digi</i> × <i>eastern</i>	0.959*** (0.230)					
<i>Digi</i> × <i>first</i>		0.477*(0.246)				
<i>Digi</i> × <i>finance</i>			0.210** (0.082)			
<i>Digi</i> × <i>egov</i>				0.004** (0.002)		
<i>Digi</i> × <i>DFHC</i>					0.002** (0.001)	
<i>Digi</i> × <i>ip</i>						0.002*** (0.001)
常数项	5.452*** (1.762)	5.987*** (1.708)	6.048*** (1.674)	-5.990*** (1.993)	1.995 (1.347)	6.198*** (1.458)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市-年份-目的国固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3229653	3229653	3229653	2706532	2412031	3229653
<i>R</i> ²	0.642	0.642	0.642	0.649	0.659	0.643

注：括号内为聚类到城市层面的稳健标准误；*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

家的城市提升出口韧性？本文构建发达国家虚拟变量 *developed*，并将交互项 *Digi*×*developed* 纳入模型进行回归，结果见表7的(1)列。通过交互项 *Digi*×*developed* 的估计系数可以看出，数字经济发展更有利于提升城市对发达国家的出口韧性。

为了进一步证明目的国数字经济发展水平能够影响数字经济发展对城市出口韧性的作用效果，本文以目的国互联网用户平均带宽作为该国数字经济发展水平的代理变量，记作 *jDigi*，数据来自国际电信联盟(ITU)，将交互项 *Digi*×*jDigi* 纳入模型进行回归，结果见表7的(2)列。通过交互项 *Digi*×*jDigi* 的系数可以看出，数字经济发展更有利于提升城市对数字经济发展水平高的国家的出口韧性。

随着地缘政治问题突显，出口会受到出口目的国政局变化、贸易制裁、腐败等行为的影响，出口目的国政局不稳会加大信息不对称度，城市通过数字技术获取目的国需求信息将会变得更加困难。那么数字经济发展是否会因出口目的国的政治风险不同而对城市出口韧性产生差异化影响？因此，本文采用国际国家风险指南(ICRG)中公布的世界各国政治风险指数来衡量目的国政治风险，记作 *policy*，该评价指数由12个分指标构成，本文通过将分指标加总得到各国政治风险得分，得分越高，政治风险越低。接下来将交互项 *Digi*×*policy* 纳入模型进行回归，结果见表7的(3)列，说明目的国政治风险越低，数字经济发展推动城市出口韧性升级的作用越大。

表7 出口目的国异质性分析

变量	发达国家	数字经济发展	政治风险
	(1)	(2)	(3)
	<i>res</i>	<i>res</i>	<i>res</i>
<i>Digi</i>	0.143(0.161)	0.362** (0.146)	0.380** (0.156)
<i>Digi</i> × <i>developed</i>	0.451*** (0.113)		
<i>Digi</i> × <i>jDigi</i>		0.041** (0.017)	
<i>Digi</i> × <i>policy</i>			0.004* (0.003)
常数项	4.001** (1.798)	-9.454*** (1.667)	5.952*** (1.979)
控制变量	控制	控制	控制
城市-产品-目的国固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
样本量	3229653	2799667	2616863
<i>R</i> ²	0.642	0.648	0.644

注：括号内为聚类到城市层面的稳健标准误；*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

五、机制检验

基于前文分析，本文认为数字经济发展能够通过贸易成本节约效应、创新能力升级效应和创业活力提升效应来推动城市出口韧性升级，为了检验上述机制，设定如式(20)调节效应模型。

$$res_{cijt} = \beta_0 + \beta_1 Digi_{ct} + \beta_2 M_{ct} + \beta_3 Digi_{ct} \times M_{ct} + \beta_4 Controls + \mu_{cij} + \eta_t + \varepsilon_{cijt} \quad (20)$$

其中：*M*为调节变量，本文重点关注的是交互项 *Digi*×*M* 的系数 β_3 。

(一)贸易成本节约效应

考虑到城市面临的出口贸易成本难以通过城市的特征变量进行刻画，所以本文采用间接手段，通过考察城市贸易成本降低的具体表现来解答这一问题。第一，贸易成本下降有助于提升买卖双方的供需匹配效率，

使贸易订单更容易建立,这增加了产品的通关次数,即贸易成本越低,产品通关次数越多。遵循这一思路,参考岳云嵩和李兵(2018)的做法,采用城市层面HS6位码产品出口通关次数的对数(*cusnum*)进行表征。第二,贸易成本下降也意味着国际市场上的潜在需求得以激活,城市不但能够与更多的贸易伙伴建立贸易关系,而且能够向距离更远的国家或地区出口以扩大城市的出口市场范围。因此,本文采用以下两种方式反映贸易成本的变化,一是利用城市出口贸易伙伴数量的对数(*partnernum*)来表示贸易成本,贸易成本越低,城市搜寻新贸易对象的能力越强;二是利用城市平均出口距离的对数(*meandist*)来表征贸易成本,贸易成本越低,平均出口距离越远。同时,本文进一步参考了范鑫(2021)的做法,以各年各城市对不同国家的出口额占当年地区出口总额的比重作为权重,计算出各城市出口加权平均距离(*weighted-meandist*)作为贸易成本的代理变量。其中,城市产品通关次数和出口贸易伙伴数量根据中国海关数据库计算得出,地理距离数据来自法国国际经济研究中心(CEPII)数据库。由表8的(1)~(4)列可得,调节项*Digi*×*M*的系数分别为0.217、2.521、22.985和0.140,并且均通过了1%水平的统计显著性检验,验证了本文的假说1,即数字经济发展能够降低城市的贸易成本,进而有助于城市出口韧性升级。

表8 机制分析结果

变量	贸易成本节约效应				创新能力升级效应			创业活力提升效应	
	产品出口 通关次数	贸易伙伴 数量	平均出口 距离	加权平均 出口距离	创新数量	创新质量	创新效率	新建企业	人口法
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>res</i>	<i>res</i>	<i>res</i>	<i>res</i>	<i>res</i>	<i>res</i>	<i>res</i>	<i>res</i>	<i>res</i>
<i>Digi</i>	0.365** (0.150)	0.248 (0.158)	0.438*** (0.167)	0.332*** (0.125)	0.260 (0.163)	0.385** (0.170)	0.462*** (0.163)	0.289* (0.162)	0.265 (0.168)
<i>Digi</i> × <i>M</i>	0.217*** (0.063)	2.521*** (0.841)	22.985*** (6.144)	0.140*** (0.034)	0.175*** (0.058)	0.110** (0.055)	2.636* (1.425)	0.015* (0.008)	0.085*** (0.026)
<i>cusnum</i>	0.113*** (0.023)								
<i>partnernum</i>		0.559** (0.263)							
<i>meandist</i>			3.723*** (1.190)						
<i>weighted-meandist</i>				0.163** (0.064)					
<i>innum</i>					0.035 (0.021)				
<i>innqua</i>						0.030 (0.029)			
<i>inneff</i>							0.383* (0.223)		
<i>enscore</i>								0.001 (0.001)	
<i>enavg</i>									0.008 (0.014)
常数项	6.353*** (1.399)	5.988*** (1.752)	5.883*** (1.626)	6.825*** (1.497)	6.248*** (1.679)	6.111*** (1.772)	6.021*** (1.772)	5.930*** (1.761)	6.359*** (1.924)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市-产品-目的国 固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3229653	3229653	3229653	3229653	3229396	3229396	3229396	3229653	3229653
<i>R</i> ²	0.643	0.642	0.642	0.643	0.642	0.642	0.642	0.642	0.643

注:括号内为聚类到城市层面的稳健标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

(二)创新能力升级效应

本文从创新数量、创新质量和创新效率三方面综合考察城市创新能力,首先选用城市当年专利授权数的对数值(*innum*)表征城市创新能力。其次,考虑到在专利中发明专利的技术含量更高,所以选取城市发明专利授权数的对数值(*innqua*)来衡量城市创新质量。最后,关于城市创新效率,采用城市当年专利授权数与财政科学支出之比(*inneff*)衡量将交互项纳入模型进行回归,发明专利数据均来自于中国研究数据服务平台(CNRDS)。从表8的(5)~(7)列可得,调节项*Digi*×*M*的系数 β_2 分别为0.175、0.110和2.636并通过了统计显

著性检验,验证了本文的假说2,即数字经济发展增强了城市的创新能力,进而有助于城市提升出口韧性。

(三)创业活力提升效应

本文首先选用中国区域创新创业指数(IRIEC)中的“新建企业数量得分”分项指标来表征城市创业活力,记作 $enscore$ 。另外,还参考白俊红等(2022)的做法,采用“人口法”,即城市每百人新建企业数表征城市创业活力,记作 $enavg$,数据来源于爱企查数据库。从表8的(8)列、(9)列可得,调节项 $Digi \times M$ 的系数 β_2 分别为0.015和0.085并通过了统计显著性检验,验证了本文的假说3,即数字经济发展能够激发城市创业活力,进而有助于城市出口韧性提高。

六、进一步分析:基于外部不确定性冲击背景的再考察

2008年金融危机至今,拥有前所未见的频度和强度的外部冲击不断干扰着我国经济的平稳运行。中国宏观经济形势分析与展望课题组(2022)认为,当前世界经济已经进入了外部冲击频发期,从全球视角看,国际经济社会将变得更加动荡。因而,经济体的韧性和经济主体的应对能力将在充满不确定性的全球经济发展环境中经受更加严苛的考验。因此在不确定性冲击迁延不断的背景下数字经济发展能否持续提升城市出口韧性有待进一步探讨。为此,在本部分,本文将对外部不确定性冲击进行量化并构建交互效应模型,尝试对该问题进行解答,模型设定如下:

$$res_{cijt} = \beta_0 + \beta_1 Uncert + \beta_2 Digi_{ct} + \beta_3 Digi_{ct} \times \\ Uncert + \beta_4 Controls + \mu_{cjt} + \eta_t + \varepsilon_{cijt} \quad (21)$$

其中: res_{cijt} 为出口韧性; $Uncert$ 为城市出口面临的外部不确定性冲击水平; $Digi_{ct}$ 为城市数字经济发展水平; $Digi_{ct} \times Uncert$ 为本文重点关注的数字经济发展与外部不确定性冲击水平的交互项; β 为估计系数。

本文根据沈昊旻等(2021)的研究,采用中国贸易救济信息网提供的全球涉华贸易救济案件数的对数($lnptu_t$)来表征城市面临的贸易政策不确定性冲击,此外将涉华救济案件细分为反倾销、反补贴和保障措施,分别统计各类救济案件的数量并将其以对数形式纳入模型中进行稳健性检验,记作 $lnad$ 、 $lncv$ 和 $lnsg$ 。值得注意的是, $lnptu_t$ 是中国国家层面的变量,直接控制时间固定效应将会导致 $lnptu_t$ 与固定效应完全共线而使其无法识别,因此通过加入国内生产总值和货币供应量的增速作为控制变量以控制宏观层面的影响因素。

基于不确定性冲击背景的再考察结果列示在表9中,可见不确定性冲击的确会减弱城市的出口韧性;但是聚焦城市数字经济发展与不确定性冲击的交互项,可以发现,不同类型的冲击与城市数字经济发展水平的交互项系数均显著为正,说明在不确定性冲击背景下,数字经济发展能够平抑外部不确定性冲击带来的风险,提升城市出口韧性,再次有效地论证了数字经济在城市面临外部冲击时作为出口贸易“稳定器”和“新引擎”的有效性。

七、结论和政策建议

面对全球经济增速放缓、贸易局势紧张带来的巨大负面冲击,城市作为我国开放经济下对外经贸活动的主力军,其出口韧性对我国稳住外贸基本盘、促进外贸“稳中提质”至关重要。为此,本文基于2009—2016年中国城市和海关数据,分析了数字经济发展与城市出口韧性二者之间的联系及内在的作用机制。主要研究结论为:第一,数字经济发展有效促进了城市出口韧性升级,且经过稳健性检验和内生性处理后的结论也支持了这一观点。第二,异质性分析表明,数字经济发展对城市出口韧性的作用效果因地区、出口目的国的性

表9 基于不确定性冲击背景的再考察

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	res	res	res	res
$Digi$	0.385*** (0.170)	0.496*** (0.157)	0.399*** (0.146)	0.453** (0.188)
$lnptu$	-0.487*** (0.034)			
$lnad$		-0.439*** (0.030)		
$lncv$			-0.142*** (0.020)	
$lnsg$				-0.111*** (0.021)
$Digi \times lnptu$	0.754*** (0.107)			
$Digi \times lnad$		0.473*** (0.084)		
$Digi \times lncv$			0.523*** (0.086)	
$Digi \times lnsg$				0.199*** (0.061)
常数项	5.998*** (0.960)	5.280*** (0.981)	2.306** (1.136)	4.560*** (1.358)
控制变量	控制	控制	控制	控制
宏观控制变量	控制	控制	控制	控制
城市-产品-目的国固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	3229653	3229653	3229653	3229653
R^2	0.641	0.641	0.641	0.640

注:括号内为聚类到城市层面的稳健标准误;*,**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

质而异。第三,机制分析表明,数字经济发展有助于降低城市贸易成本、提升城市创新能力和增强城市创业活力进而增强城市出口韧性。第四,进一步分析表明,外部不确定性冲击背景下,数字经济能够熨平风险,持续推动城市出口韧性提升。

本文的研究结论对城市抓牢新一轮科技革命机遇,大力发展数字经济,在不确定性加剧背景下实现“稳出口”有着重要的政策含义:

第一,进一步发掘数字经济提高城市出口韧性的潜能。研究结论表明,数字经济发展能够通过降低城市贸易成本、提升城市创新能力和创业活力来推动城市出口韧性升级。因此在国家大力推动数字经济发展的背景下,政府应在提升数字经济发展水平的同时,着重培育城市数字经济发展的贸易成本节约效应、创新效应及创业效应。具体而言,地方政府应继续推动出口企业的数字技术运用和推广,一方面要提高信息沟通的效率和质量;另一方面要在数字综合服务、仓储运输和数字通关上下功夫,借助数字化手段和工具,进一步降低贸易成本。而且,地方政府可以在研发端加大数字经济人才引进力度和数字研发投入规模,进一步加强数字经济专业人才培养,着重突破能够带来比较优势的核心技术,在生产端继续鼓励传统产业实现数字化转型,进行数字创新。更进一步地,地方政府要继续利用数字平台为新创企业提供孵化空间,落实税收优惠、普惠金融等创业支持政策,降低创业者的信息获取难度和创业成本。

第二,充分考虑数字经济发展在不同情境下对城市出口韧性作用的差异性表现。研究发现,数字经济发展对城市出口韧性的作用效果因城市区位和政府治理效能而存在差异。因而,应当注意到当前我国数字经济发展尚未摆脱胡焕庸线的束缚,如中西部数字基础设施建设力度不足、数字经济赋能力度不高的现实,所以需要进一步弥合区域间的数字鸿沟,在继续发挥东部城市及数字经济一线城市的示范作用的同时,着重通过加强数字经济新基建建设和数字经济新企业培育的手段带动中西部城市数字经济发展。对地方政府而言,应完善协商机制、加强信息共享以提升政府治理效能,同时也应进一步提升政府数字关注度,抓住数字经济发展机遇。此外,研究发现,数字经济发展对城市出口韧性的作用效果也取决于目的国经济发展水平和政治风险。因此,地方政府在进行出口决策时要利用数字技术对贸易伙伴的政治风险和经济发展状况做充分的调查,利用大数据分析城市出口比较优势和面临的外贸环境,“因城施策”地制定出口计划。

参考文献

- [1] 白俊红,张艺璇,卞元超,2022.创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J].中国工业经济,(6):61-78.
- [2] 陈安平,2022.集聚与中国城市经济韧性[J].世界经济,45(1):158-181.
- [3] 范黎波,郝安琪,吴易明,2022.制造业企业数字化转型与出口稳定性[J].国际经贸探索,38(12):4-18.
- [4] 范鑫,2021.数字经济与出口:基于异质性随机前沿模型的分析[J].世界经济研究,(2):64-76.
- [5] 郭继文,马述忠,2022.目的国进口偏好差异化与中国跨境电子商务出口——兼论贸易演变的逻辑[J].经济研究,57(3):191-208.
- [6] 韩先锋,宋文飞,李勃昕,2019.互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗[J].中国工业经济,(7):119-136.
- [7] 何树全,赵静媛,张润琪,2021.数字经济发展水平、贸易成本与增加值贸易[J].国际经贸探索,37(11):4-19.
- [8] 贺灿飞,陈韬,2019.外部需求冲击、相关多样化与出口韧性[J].中国工业经济,(7):61-80.
- [9] 贺灿飞,夏昕鸣,黎明,2019.中国出口贸易韧性空间差异性研究[J].地理科学进展,38(10):1558-1570.
- [10] 胡昭玲,高晓彤,2022.企业贸易网络对出口恢复的影响研究[J].世界经济,45(5):113-136.
- [11] 黄群慧,余泳泽,张松林,2019.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,(8):5-23.
- [12] 姜帅帅,刘慧,2021.危机冲击下全球价值链嵌入对企业出口韧性的“双刃剑”效应[J].国际商务(对外经济贸易大学学报),(1):1-17.
- [13] 金祥义,施炳展,2022.互联网搜索、信息成本与出口产品质量[J].中国工业经济,(8):99-117.
- [14] 刘洪愧,2022.不确定冲击下中国企业出口能力研究[J].经济研究,57(10):103-120.
- [15] 刘慧,綦建红,2021.外需冲击下多元化策略如何影响企业出口韧性[J].国际经贸探索,37(12):4-19.
- [16] 吕明元,张旭东,苗效东,2021.中国数字经济发展的分布动态、区域差异及收敛性研究[J].技术经济,40(11):46-61.
- [17] 沈昊旻,程小可,宛晴,2021.对华反倾销抑制了企业创新行为吗[J].财贸经济,42(4):149-164.
- [18] 施炳展,李建桐,2020.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,36(4):130-149.
- [19] 田杰棠,张春花,2023.数字经济与实体经济融合的内涵、机理与推进策略[J].技术经济,42(1):25-33.

- [20] 王文宇, 任卓然, 李伟, 等, 2021. 贸易壁垒、市场相关多样化与城市出口韧性[J]. 地理研究, 40(12): 3287-3301.
- [21] 魏昀妍, 龚星宇, 柳春, 2022. 数字化转型能否提升企业出口韧性[J]. 国际贸易问题, (10): 56-72.
- [22] 魏昀妍, 岳文, 韩剑, 2023. 区域贸易协定与企业出口韧性[J]. 当代财经, (4): 106-117.
- [23] 袁淳, 肖土盛, 耿春晓, 等, 2021. 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, (9): 137-155.
- [24] 岳云嵩, 李兵, 2018. 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[J]. 中国工业经济, (8): 97-115.
- [25] 张鹏杨, 刘维刚, 唐宜红, 2023. 贸易摩擦下企业出口韧性提升: 数字化转型的作用[J]. 中国工业经济, (5): 155-173.
- [26] 张昕蔚, 2019. 数字经济条件下的创新模式演化研究[J]. 经济学家, (7): 32-39.
- [27] 张勋, 万广华, 张佳佳, 等, 2019. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 54(8): 71-86.
- [28] 赵涛, 张智, 梁上坤, 2020. 数字经济、创业活力与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界, 36(10): 65-76.
- [29] 中国宏观经济形势分析与展望课题组, 汤铎铎, 刘磊, 等, 2022. 外部冲击频发期的宏观经济政策空间[J]. 经济学动态, (5): 3-14.
- [30] ALBERTOS A C, ELENI H, YANNIS H A, 2014. Success factors of internet use for exporting by Greek companies during the period of the financial crisis[J]. MIBES TRANSACTIONS International Journal, 8(1): 13-30.
- [31] BARNEY J, 1991. Firm resources and sustained competitive advantage[J]. Journal of Management, 17(1): 99-120.
- [32] CHEN Y, FAN Z, GU X, et al, 2020. Arrival of young talent: The send-down movement and rural education in China[J]. American Economic Review, 110(11): 3393-3430.
- [33] CLARKE G R G, 2008. Has the internet increased exports for firms from low and middle-income countries?[J]. Information Economics and Policy, 20(1): 16-37.
- [34] EPPINGER P S, MEYTHALER N, SINDLINGER M M, 2018. The great trade collapse and the Spanish export miracle: Firm-level evidence from the crisis[J]. The World Economy, 41(2): 457-493.
- [35] FREUND C L, WEINHOLD D, 2004. The effect of the Internet on international trade [J]. Journal of international economics, 62(1): 171-189.
- [36] HAYAKAWA K, MUKUNOKI H, URATA S, 2021. Can e-commerce mitigate the negative impact of COVID-19 on international trade?[J]. The Japanese Economic Review, (1): 1-18.
- [37] HE C, CHEN T, ZHU S, 2021. Do not put eggs in one basket: Related variety and export resilience in the post-crisis era [J]. Industrial and Corporate Change, 30(6): 1655-1676.
- [38] HOLLING C S, 1973. Resilience and stability of ecological systems[J]. Annual Review of Ecology and Systematics, (1): 1-23.
- [39] KHALID S, BHATTI K, 2015. Entrepreneurial competence in managing partnerships and partnership knowledge exchange: Impact on performance differences in export expansion stages[J]. Journal of World Business, 50(3): 598-608.
- [40] MARTIN R, SUNLEY P, 2015. On the notion of regional economic resilience: Conceptualization and explanation [J]. Journal of Economic Geography, 15(1): 1-42.
- [41] MARTIN R, 2012. Regional economic resilience, hysteresis and recessionary shocks[J]. Journal of Economic Geography, 12(1): 1-32.
- [42] MELITZ M, HELPMAN E, MARIN D, 2007. The dynamics of firm-level adjustment to trade liberalization [J]. The Organization of Firms in a Global Economy, (4): 107-144.
- [43] MENA C, KARATZAS A, HANSEN C, 2022. International trade resilience and the Covid-19 pandemic [J]. Journal of Business Research, 138(1): 77-91.
- [44] MUÑOZ-BULLÓN F, SÁNCHEZ-BUENO M J, VOS-SAZ A, 2015. Nascent entrepreneurs' personality attributes and the international dimension of new ventures[J]. International Entrepreneurship and Management Journal, (11): 473-492.
- [45] NUNN N, QIAN N, 2014. US food aid and civil conflict[J]. American Economic Review, 104(6): 1630-1666.
- [46] RAUCH J E, 1999. Networks versus markets in international trade[J]. Journal of International Economics, 48(1): 7-35.
- [47] REGGIANI A, DE GRAAFF T, NIJKAMP P, 2002. Resilience: An evolutionary approach to spatial economic systems[J]. Networks and Spatial Economics, (2): 211-229.
- [48] SCHUMPETER J A, 1939. Business cycles[M]. New York: McGraw-hill, 65-131.
- [49] VAN DEN BERG M, JAARSMA M, 2017. What drives heterogeneity in the resilience of trade: Firm-specific versus regional characteristics[J]. Papers in Regional Science, 96(1): 13-32.

Does the Development of Digital Economy Improve the Export Resilience of Cities

Su Hang, Lu Xiaotong

(College of International Economic and Trade, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, Liaoning, China)

Abstract: Facing the slowdown of global economic growth and trade tensions, the digital economy has bucked the trend and played the role of a “stabilizer” in the trade sector. Based on the data of China’s cities and customs, the relationship between digital economy development and cities’ export resilience was examined. The results reveal that the development of the digital economy helps to improve the resilience of cities’ export, and the subsequent robustness test and endogenous processing conclusions also support this view. The results of heterogeneity analysis show that the effect of digital economic development on cities’ export resilience varies with city location and government governance effectiveness, economic development level and political risk of export destination countries. Mechanism analysis shows that the development of the digital economy can enhance the resilience of cities’ export by reducing trade costs, improving innovation capabilities, and enhancing entrepreneurial activity. Further research has found that in the context of external uncertainty shocks, the digital economy can stabilize risks and continuously improve the cities’ export resilience. It clarifies the mechanism by which the development of the digital economy enhances the resilience of cities’ exports, and the research conclusions provide policy inspirations for cities to promote trade “seek progress while maintaining stability” and achieve high-quality trade development under the background of complex and ever-changing world political and economic situations.

Keywords: digital economy; export resilience; trade costs; innovation capability; entrepreneurial activity