

引用格式:杨航英,强永昌.数字经济如何影响城市出口产品质量——基于长三角地区数据的实证分析[J].技术经济,2024,43(4):26-37.
YANG Hangying, QIANG Yongchang. How does digital economy affect the quality of export products in cities: Empirical analysis based on the data of yangtze river delta[J]. Journal of Technology Economics, 2024, 43(4): 26-37.

数字经济如何影响城市出口产品质量

——基于长三角地区数据的实证分析

杨航英¹, 强永昌²

(1. 南京大学博士后流动站, 南京 210008; 2. 复旦大学经济学院, 上海 200433)

摘要: 本文采用空间计量模型,以我国长三角地区41个地级市2006—2015年的面板数据为研究样本,研究了数字经济对城市出口产品质量的影响。结果表明,城市间出口产品质量总体上存在空间正相关性,数字经济会显著提升城市出口产品质量,该结论在稳健性检验中仍成立。机制检验表明,数字经济通过促进技术创新,提高进口中间品质量,推动出口产品结构高端化,进而提升城市出口产品质量。异质性分析表明,数字经济对非私营企业出口产品质量有显著提升作用;相对于其他城市而言,数字经济对特大及以上城市出口产品质量的提升作用更明显。

关键词: 数字经济; 出口产品质量; 技术创新; 中间品质量; 产品结构

中图分类号: F752.8 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-980X(2024)04-0026-12

DOI: 10.12404/j.issn.1002-980X.J23052904

一、引言

以往我国出口企业依靠人口红利获得低成本优势,出口产品在国际市场具有较强竞争力,这推动了我国出口规模快速扩张。然而,随着我国劳动力市场迎来“刘易斯拐点”,且每年出生人口数不断下降,劳动力成本上升趋势难以逆转,使我国出口贸易的低成本竞争优势加快丧失,不利于出口规模的长期增长^[1-2]。根据国家统计局数据,2012—2021年我国的年均出口增速约为6.0%,远低于2002—2011年的19.9%,可见我国出口贸易增速已出现明显放缓。现有研究表明,海外消费者对产品质量偏好程度会明显影响到贸易国的出口增速,通常出口高质量产品国家比出口低质量产品国家有更高的出口增速^[3]。在政策方针方面,我国在2021年已发布《关于推进贸易高质量发展的指导意见》,其中提到要“大力发展高质量产品贸易”,而且党的二十大报告中强调“推动货物贸易优化升级,加快贸易强国建设”。因此,在我国出口贸易竞争优势从低成本向高质量转变的背景下,能否通过数字经济加快出口质量竞争优势的构筑,对促进我国出口贸易规模持续稳定增长是非常重要的。

2021年,我国数字经济规模约45.5万亿元,比2014年增长了1.8倍,整个规模约占GDP的39.8%,而且仍保持着高速增长^①。在区域层面,长三角地区(上海、江苏、浙江、安徽)的数字经济发展水平居于全国前列,2020年的数字经济规模约占全国的28%,且地区GDP中约有44%是数字经济贡献的^②。与此同时,2002—2021年,长三角地区货物贸易出口额占全国总额的平均比重约为38%^③。因此,本文基于长三角地区数据分析与回答以下问题:数字经济对城市出口产品质量总体上有什么影响?作用机制是什么?对不同所有

收稿日期:2023-09-29

基金项目:江苏省卓越博士后计划“银行数字化转型助力集成电路企业自主创新的机理、效果与对策研究”(2023ZB340)

作者简介:杨航英,博士,南京大学博士后流动站在站博士后,研究方向:国际贸易,商业银行管理;强永昌,博士,复旦大学经济学院教授,博士研究生导师,国际贸易研究中心主任,研究方向:国际贸易、国际经营。

①数据来源于2017年、2022年《中国数字经济发展白皮书》。

②数据来源于《长三角数字经济发展报告(2021)》。

③数据根据国家统计局网站数据计算而得。

制企业及不同规模城市而言,数字经济对出口产品质量是否具有异质性影响?本文为我国促进数字经济发展,构筑出口贸易质量竞争优势,进而加快建设贸易强国提供了一定启示。

二、文献综述

与本文主题较密切相关的现有文献主要研究了出口产品质量的影响因素,可分为传统因素和数字经济因素。

在传统影响因素的研究上,现有文献主要围绕融资约束、生产率、集聚、贸易政策等方面展开。在融资约束方面,Fan等^[4]利用我国企业数据研究发现,提升质量会为企业带来较高的边际成本,信贷约束会使企业难以承受这种成本,故企业会选择出口较低质量的产品;Bernini等^[5]利用法国企业数据研究发现,融资约束降低了企业通过加大研发投入、进口高质量中间产品、招纳高技能劳动力等渠道进行质量升级的动力。在生产率方面,Hallak等^[6]认为企业生产率越高,其可变成本越低,生成高质量出口产品的能力越高;樊海潮和郭光远^[7]使用我国数据研究发现,生产率越高,出口产品质量越高。在集聚方面,苏丹妮等^[8]研究发现合理的产业集聚有利于提高企业的出口产品质量,这种正向作用主要通过提高生产率和固定成本投入效率产生的;白延涛^[9]进一步从更广范围研究发现经济集聚对企业出口产品质量升级有显著促进作用。在贸易政策方面,魏方等^[10]研究发现中间品进口关税减让对我国出口产品质量有显著提升作用;樊海潮等^[11]进一步研究发现中间产品进口关税下降会促进多产品企业提升出口产品的质量,其中对非核心产品质量影响最大。

在数字经济影响出口产品质量的研究上,少数文献直接将数字经济作为主题关键词。王瀚迪和袁逸铭^[12]将互联网发展水平作为数字经济代理变量,基于我国2008—2013年数据研究发现,数字经济能提高企业出口产品质量,而且目的国搜寻成本越低,数字经济的边际效应越强,数字经济的作用渠道有进口中间品质量与种类、数字产品进口;谢靖和王少红^[13]将产业数字化作为数字经济代理变量,基于我国2000—2006年数据研究发现,数字经济会提升制造业企业的出口质量,而且企业生产效率发挥着中介作用;李亚波和崔洁^[14]利用互联网基建、互联网使用、互联网企业和数字金融等多个指标生成一个综合性指数表示数字经济,基于我国2013—2019年数据研究发现,数字经济会提升企业出口产品质量,对行业层面出口产品质量进行分解发现,数字经济会增强了行业的产品内升级效应和产品间资源配置效应;刘永辉等^[15]从目的国视角研究得出数字经济通过促进市场竞争,进而影响出口产品质量。另一部分学者未将数字经济作为主题关键词,但从互联网、数字金融、企业数字化转型等角度间接研究了数字经济对出口产品质量的影响。互联网作为一种数字技术,是数字经济的基础,沈国兵和袁征宇^[16]研究发现互联网能降低企业内部沟通信息管理成本与外部沟通信息交流成本,强化知识产权保护的出口产品质量提升效应;金祥义和施炳展^[17]研究发现互联网搜索可以从生产渠道和交易渠道提升企业出口产品质量。数字金融一般指金融业的数字化,是产业数字化的体现,张铭心等^[18]研究发现数字金融通过提高企业管理营运资本的效率和缓解营运资本的融资约束显著提高了企业出口产品质量;耿伟等^[19]研究发现数字金融会促进企业创新,进而提高企业出口产品质量。企业数字化转型是产业数字化的重要体现,洪俊杰等^[20]研究发现企业数字化转型能加强企业对产品质量的管控,降低供应链风险,帮助企业把握国际市场动态,进而提高企业出口产品质量,技术创新发挥着中介作用;杜明威等^[21]研究发现企业数字化转型可以提高出口产品质量;李俊久和张朝帅^[22]研究发现企业数字化转型可以促进企业创新、提高出口产品技术复杂度,进而提高出口产品的质量。

综上所述,现有文献已从多个角度研究了出口产品质量的影响因素,但在研究数字经济对出口产品质量的影响方面存在一些不足,比如研究结果不够切实,研究内容不够深入。首先,直接研究数字经济对出口产品质量影响的文献仍然较少,部分学者虽从单方面间接研究了这一问题,但并不能有效评估数字经济的作用效果;然后,现有文献基本是从微观视角开展研究,忽视了出口产品质量的空间关联效应。与现有文献相比,本文的边际贡献在于:第一,研究视角上,基于2006—2015年长三角41个城市数据,从城市视角研究数字经济对出口产品质量的影响,丰富了出口产品质量影响因素的相关研究;第二,研究方法上,采用能识别城市出口产品质量空间效应的空间计量模型做实证分析,提高了研究结果的准确性;第三,研究内容上,借鉴现有研究计算综合性数字经济指数,首先检验数字经济对城市出口产品质量的影响,其次从城市的

技术创新、进口中间品质量、出口产品结构等角度检验数字经济的作用机制,最后检验数字经济对城市出口产品质量的异质性影响,加深了该主题领域的研究内容。

三、理论分析与研究假设

(一)城市间出口产品质量的空间相关性

本文认为使得城市间出口产品质量存在空间相关关系的原因可能有以下方面:第一,竞争与合作关系使得邻近城市间的出口产品结构相似、技术水平相似,故整体的质量水平接近。地方发展存在竞争关系,政府往往通过政策优惠措施发展各类开发区或产业园区,使邻近城市间产业发展存在同构现象^[23],因而出口产品结构也相似;同时,邻近城市间又相对容易形成投入产出合作网络,将促进劳动力、资本要素流动,技术外溢等,使不同城市出口产品的技术水平得以协同提升^[24]。第二,根据需求相似理论,地区消费偏好取决于其平均收入水平,通常邻近城市间的平均收入水平接近,使得居民消费偏好具有相似性,因而邻近城市间的消费者对产品种类与质量要求也相似,由于出口贸易是在国内生产和销售的基础上进行的,导致邻近城市间的出口产品的质量水平相接近;此外,集聚效应导致邻近城市企业在出口市场选择上出现趋同性^[25],意味着这些企业会将产品出口到相似或相同收入水平的国外市场,间接导致邻近城市间出口的产品质量水平接近。因此,邻近城市间的出口产品质量具有同高或同低的特征。

基于此,本文提出假设:

城市间出口产品质量具有空间正相关性(H1)。

(二)数字经济对城市出口产品质量的影响

目前,学术界对数字经济的定义尚未统一,2016年我国发布的《G20 数字经济发展与合作倡议》将数字经济定义为“以使用数字化的知识和信息作为关键生产要素、以现代信息网络作为重要载体、以信息通信技术的有效使用作为效率提升和经济结构优化的重要推动力的一系列经济活动”,该定义得到了国家统计局等部门及学术界的认可,本文亦遵循该定义。具体来讲,数字经济由互联网、大数据、云计算、人工智能等数字技术与传统产业相融合而形成,发展数字经济有助于带动数字技术更新升级,推动传统产业转型发展,拉动上下游关联产业开展创新创业活动,促进经济活动的要素投入从有形的劳动、能源向无形的知识信息转变,提高知识技术在企业间共享性,优化生产与服务领域的资源配置,增强企业的信息搜寻能力,帮助企业突破市场交易的时空界限。现有研究已证实数字经济对企业层面出口产品质量的影响基本是积极的。

基于此,本文提出假设:

数字经济会提高城市出口产品质量(H2)。

本文认为数字经济可以从技术创新、进口中间品质量、出口产品结构等三个渠道作用于城市出口产品质量。

技术创新渠道。出口产品具有明显的质量阶梯,而技术创新是提高出口产品质量的重要动力^[26]。本文认为发展数字经济对城市技术创新的促进作用体现在以下方面:第一,发展数字经济需要持续投入大量的高质量人力资本和研发资金来实现数字技术的更新升级^[27],根据欧洲专利局的数据,2022年我国企业在欧申请专利主要涉及数字通信、计算机技术、视听通信等数字技术领域,从侧面反映数字经济本身具有强创新特征,所以发展数字经济将直接提高城市技术创新水平。第二,发展数字经济会促进数字技术与传统产业的融合,具体表现为制造业企业生产制造向智能化转变,这得益于工业互联网的应用,也表现为消费者需求向个性化、小众化、多样化转变,这得益于消费互联网的应用,这种融合将促使微观企业通过创新来升级现有生产技术与工艺,以适应新的生产模式,满足新的消费需求^[28];从宏观层面看,数字技术与产业融合也将促进传统产业投入更多的知识和信息作为生产要素,以替代传统的有形要素,因而发展数字经济将推动整个经济结构向知识密集型转变,从而提升城市的技术创新能力。第三,数字经济通过现代信息网络拓宽了知识溢出、信息传播的渠道,既能有效促进知识技术、创新成果在区域内扩散与共享,降低企业获取外部知识技术的成本以及创新活动本身存在的风险,又能降低企业因合作研发而支付的跨区域信息交流成本,从

而提高企业技术创新水平。第四,发展数字经济有利于企业获得资金、人才等创新资源,提高企业创新能力,从创新资金来讲,中小企业是市场主体的重要组成部分,但中小企业在创新融资方面一直处于相对弱势地位,数字经济会提高金融的普惠度,扩大信贷覆盖范围,降低服务门槛和资金成本,有利于缓解中小企业的创新融资约束^[29-30];从创新人才来讲,数字经济提高了教育和医疗等公共服务领域资源的共享性和可得性,有利于吸引创新人才集聚。

进口中间品质量渠道。投入高质量中间品是提高出口产品质量的主要途径之一^[31]。本文认为发展数字经济对城市进口高质量中间品的促进作用体现在以下方面:第一,进口中间品的质量往往较高,价格也较高,数字经济的信息搜寻功能便于企业扩大搜寻的进口地区范围,提高企业的进口议价能力,激励企业使用更多高质量的国外中间品。第二,信息搜寻成本与交流成本是贸易成本的重要形式,而贸易成本的下降会激励企业使用高质量的国外中间品^[32],由于企业在进口时面临的海外市场信息约束比出口时更大^[33],数字经济的信息搜寻功能便于企业在本土获取进口目的国不同市场的产品价格、供应情况,了解具体厂商资信与生产信息,将降低信息搜寻成本;此外,我国大多数企业未通过贸易中介开展进口贸易,数字经济便于企业在本土与国外厂商进行交流联系,并建立购货渠道,相比去国外调研与面谈来说,降低了地理距离、语言差异、政治宗教等因素带来的交流成本^[34]。

出口产品结构渠道。本文出口产品结构指的是出口产品中高、低端产品的组成比例,相对而言,我国企业出口的高端产品质量最高^[35]。因此,城市出口产品结构越高端,出口产品的整体质量越高。本文认为发展数字经济对城市出口产品结构高端化的推动作用体现在以下方面:第一,我国高端制造业在关键核心领域的创新能力仍较弱,但信息通信技术与计算机、通信设备、仪器仪表等高端制造业的关联性又较强,信息通信技术的持续更新升级会不断倒逼那些高端制造业开展创新投资活动,例如5G技术的应用会倒逼智能装备的研发,进一步推动基础元器件领域开展创新,因而数字经济会扩大高端制造业的创新投资,提高我国产品的技术含量。第二,数字技术会直接拉动关联高端制造业的生产投资需求,进一步推动数字经济的发展,而且数字经济能缓解信息不对称性并打破时空限制,故会降低上下游产业间联动的边际成本,加强产业间联动发展,进而有助于畅通产业循环,这种循环会更加激励高端制造业在位企业扩大生产投资。第三,数字经济为高端制造业潜在进入者的投资决策提供了信息来源与基础,并通过社会互动强化了跨领域投资成功形成的示范效应^[36],也会扩大城市高端制造业的生产投资。

基于此,本文提出假设:

数字经济能够促进城市技术创新并进口较高质量的中间品,推动城市出口产品结构高端化,从而提高城市出口产品质量(H3)。

四、研究设计

(一) 模型设定

为了提高估计结果的准确性,本文利用三类常用的空间计量模型来构建基本空间面板数据模型,并在实证时通过相关检验来选取最合适的模型。

空间滞后模型(spatial lag model)设定如式(1)所示。

$$\ln Quality_{it} = \rho_{11} W_{ij} \ln Quality_{it} + \beta_{11} \ln Decon_{it} + \gamma_{11} Control_{it} + \varepsilon_{1it} \quad (1)$$

空间误差模型(spatial error model)设定如式(2)所示。

$$\begin{cases} \ln Quality_{it} = \beta_{21} \ln Decon_{it} + \gamma_{21} Control_{it} + \nu_{it} \\ \nu_{it} = \lambda W_{ij} \nu_{it} + \varepsilon_{2it} \end{cases} \quad (2)$$

空间杜宾模型(spatial durbin model)设定如式(3)所示。

$$\ln Quality_{it} = \rho_{21} W_{ij} \ln Quality_{it} + \beta_{31} \ln Decon_{it} + \gamma_{31} Control_{it} + \beta_{32} W_{ij} \ln Decon_{it} + \gamma_{32} W_{ij} Control_{it} + \varepsilon_{3it} \quad (3)$$

其中: i, t 分别为城市和年份; $Quality$ 为城市出口产品质量; $Decon$ 为城市数字经济发展水平; $Control$ 为控制变量; $W = [W_{ij}]$ 为空间权重矩阵; ρ 为城市出口产品质量的空间滞后项系数; β 为数字经济对城市出口产品质量的影响系数; γ 为各控制变量对城市出口产品质量的影响系数; ν 为空间误差项; λ 为空间误差项

的相关系数; ε 为残差。

空间权重矩阵用于度量城市间的邻近性,学术界常用的空间权重矩阵有 0-1 邻接矩阵(W_{01})、地理距离矩阵(W_D)、经济与地理距离嵌套矩阵(W_{DE}),本文为了兼顾城市间行政区邻近性、经济邻近性、地理邻近性,同时使用 W_{01} 、 W_{DE} ,并在稳健性检验中使用 W_D 。 W_{01} 为行政区邻接矩阵,若两城市在行政地理上相邻,矩阵元素取值为 1,否则为 0。本文参考韩峰和阳立高^[37]的做法, $W_{DE}=0.5W_E+0.5W_D$,其中 W_E 为经济距离矩阵, $W_E=1/|\bar{E}_i-\bar{E}_j|$, E_i 和 E_j 为两城市在样本期内人均 GDP 均值,当 $i=j$ 时, $W_E=0$; $W_D=1/d_{ij}^2$, d_{ij}^2 为两城市间直线距离的平方,当 $i=j$ 时, $W_D=0$ 。回归时将矩阵进行标准化处理。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

城市出口产品质量($Quality$)。本文参考施炳展^[38]的做法,用需求信息回归推断法测算,年份-企业-出口目的国-产品层面的质量估计方程为

$$\ln q_{tfcj} + \sigma \ln p_{tfcj} = x_j + x_{ct} + \varepsilon_{tfcj} \quad (4)$$

其中: q 和 p 分别为 t 年企业 f 产品 j 在目的国 c 的需求量和价格; x_j 为产品固定效应,控制 HS6 产品间的个体差异; x_{ct} 为目的国-年份联合固定效应,用来控制目的国偏好变动、需求冲击等; σ 为产品价格对需求量的影响系数; ε 为残差。首先,年份-企业-出口目的国-产品层面的出口质量 $Quality_{tfcj}$ 为残差 ε_{tfcj} 除以 $\sigma-1$ 。然后,针对每年度的一个 HS6 位码产品 j 定义出最大的质量 $Quality_{j,max}$ 以及最小的质量 $Quality_{j,min}$,则企业 f 产品 j 的质量可通过式(5)被标准化。

$$Quality_{jf,standard} = (Quality_{jf} - Quality_{j,min}) / (Quality_{j,max} - Quality_{j,min}) \quad (5)$$

最后,将企业-产品层面的出口质量加总到城市层面,获得城市 i 在各年份的出口产品质量: $Quality_i = \sum_f \sum_j x_{ifj} \times Quality_{jf,standard}$,其中 x_{ifj} 为城市 i 企业 f 产品 j 的出口额占城市 i 出口总额的比重。

2. 解释变量

城市数字经济指数($Decon$)。目前,受城市层面数据限制,测算城市数字经济的文献仍较少,赵涛等^[36]在测算城市互联网发展水平的基础上加入了数字普惠金融指数,构建出综合性的数字经济指数;柏培文和张云^[39]结合城市和省份层面数据,从数字产业、创新、用户、平台等维度指标合成数字经济指数,但依然是以互联网指标为基础。本文结合以上学者的研究,利用可获取的城市层面数据,从数字产业、数字创新、数字用户等三个维度指标合成城市数字经济指数。数字产业使用信息传输、计算机服务和软件业就业人数占比,计算机、通信和其他电子设备制造业总产值占比,上市数字经济企业数目等三个指标;数字创新使用城市当年申请的与数字经济相关的实用新型专利与发明专利数量指标;数字用户使用人均电信业务总量,每百人互联网宽带接入用户数,每百人移动电话数量等三个指标。本文使用熵值法对上述三个维度的分指标进行降维处理,得到城市数字经济指数。本文在稳健性检验中,将样本年限缩短后加入了数字普惠金融指数指标,重新测算数字经济指数。

3. 控制变量

控制变量包括:生产率(T/P),采用 Malmquist 指数表示,测算该指数所需的投入指标为城市资本存量和劳动力,产出指标为城市实际 GDP;金融发展水平(Fin),采用城市贷款余额与 GDP 之比表示;政府支出(Gov),采用城市一般公共预算支出与 GDP 之比表示;投资水平(I),采用城市固定资产投资与 GDP 之比表示;对外开放水平(Fdi),采用城市外商直接投资与 GDP 之比表示;工资水平($Wage$),采用城市城镇单位就业人员平均工资的表示。本文在实证分析时将非比值变量进行对数化处理。

(三) 数据说明

本文所用数据主要来源于中国城市统计年鉴、中国海关进出口数据库、中国研究数据服务平台。由于测算城市出口产品质量需从中国海关进出口数据库中获取微观企业出口的 HS6 位码产品详细信息,但 2016 年及以后年份的中国海关进出口数据库缺失较多,且已有年份所提供的出口产品信息不够完整,使得无法有效测算 2016 年及以后的城市出口产品质量,现有学者使用的中国海关进出口数据库涉及年份基本都在

2016 年以前。鉴于数据可得性,本文选择 2006—2015 年长三角地区的 41 个城市面板数据作为研究样本。表 1 为各变量的描述性统计,由表 1 可知,出口产品质量的标准差约为均值的 3.8%,说明长三角地区出口产品质量水平的差异较小;数字经济指数的标准差约为均值的 133%,说明长三角地区数字经济发展水平的差异较明显。多重共线性检验结果显示各变量方差膨胀因子均小于 10,说明模型不存在多重共线性。图 1 为数字经济与城市出口产品质量的散点图,由图 1 可知,数字经济发展水平与城市出口产品质量之间具有正线性相关关系,这一结果为下文分析提供了基础。

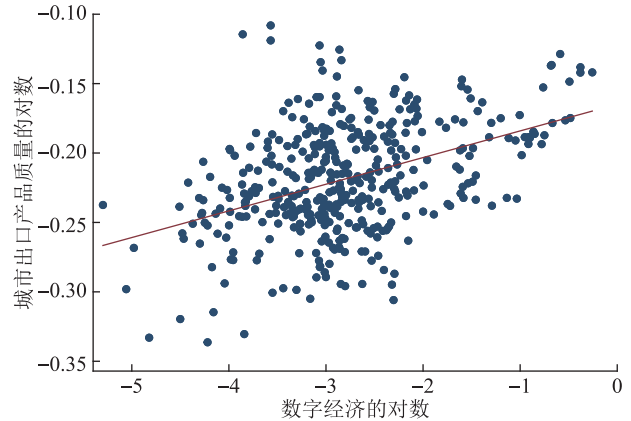


图 1 数字经济与城市出口产品质量的散点图

表 1 变量描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
出口产品质量 (<i>Quality</i>)	410	0.80	0.03	0.71	0.90
数字经济指数 (<i>Decon</i>)	410	0.09	0.12	0.01	0.77
生产率 (<i>T/P</i>)	410	0.98	0.10	0.68	1.85
金融发展水平 (<i>Fin</i>)	410	1.00	0.51	0.36	6.07
政府支出水平 (<i>Gov</i>)	410	0.14	0.09	0.06	1.48
投资水平 (<i>I</i>)	410	0.67	0.23	0.25	1.47
对外开放水平 (<i>Fdi</i>)	410	0.03	0.02	0.00	0.12
工资水平 (<i>Wage</i>)	410	34128.02	11830.11	13250.69	77399.07

五、实证结果与分析

(一) 城市间出口产品质量的空间相关性分析

为检验城市间出口产品质量是否存在空间相关性,本文使用全域空间自相关 Moran's *I* 指数从空间整体上刻画城市出口产品质量情况,图 2 为基于 0-1 邻接矩阵 (W_{01}) 与经济地理距离嵌套矩阵 (W_{DE}) 的长三角城市出口产品质量 Moran's *I* 指数走势图。由图 2 可知,2006—2015 年的 Moran's *I* 指数为正,且总体上呈现上升趋势。由于大部分年份的指数能通过 10% 的显著性检验,因而长三角各城市间的出口产品质量总体上存在空间正相关性,即城市间出口产品质量总体上表现出“同高同低”的正向变动特征。因此,本文假设 1 是成立的。这主要因为长三角地区的市场一体化水平较高,邻近城市间具有密切的合作关系;此外,长三角地区经济发展水平差异相对较小,消费偏好相似,而且聚集了大量出口市场趋同的企业,最终导致城市间出口产品的质量具有空间正相关性。具体而言,上海、江苏、浙江北部、安徽东南部等地区的出口质量相对较高,这些城市主要集中在长三角中心地区,其中最高的三个城市为苏州(0.853)、镇江(0.848)、上海(0.847),而最低的两个城市为淮南(0.759)、金华(0.760)、黄山(0.763)。因此,长三角地区的出口产品质量呈现出中心城市整体相对较高、外围城市整体相对较低的特征,这从侧面反映出长三角城市间的出口产品质量具有“同高同低”的空间正相关性。因此,使用传统的计量模型分析可能会导致估计结果有偏误,应该使用空间计量做回归估计。

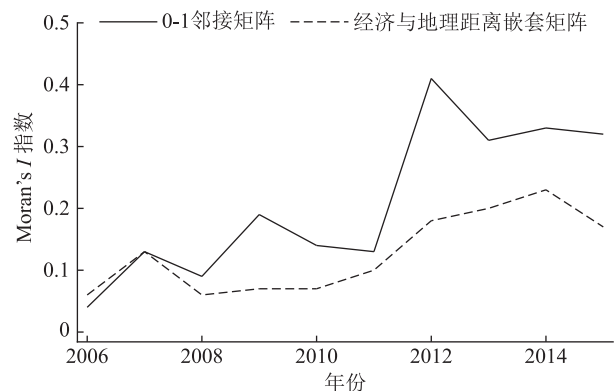


图 2 城市出口产品质量的 Moran's *I* 指数

(二) 基本回归结果与分析

为了选取合适的空间计量模型,需要对空间计量模型进行识别检验,表 2 为空间计量模型的识别检验结果。首先,本文根据 LM 检验与 R-LM 检验,从上文模型设定部分构建的空间滞后模型(SLM)、空间误差模型(SEM)、空间杜宾模型(SDM)中识别出最有效的基本模型,由表 2 可知,LM(lag)、LM(error)检验均显著,而 R-LM(lag)检验显著,R-LM(error)不显著,说明 SLM 比 SEM、SDM 更有效,因此应采用 SLM,即式(1)所表示的模型;其次,根据 Hausman 检验来识别固定效应模型与随机效应模型,由表 2 可知, P 拒绝了使用随机效应模型的原假设,因此应采用固定效应模型;最后,根据 LR 检验来识别空间固定效应与时间固定效应,由表 2 可知,空间固定效应的统计量显著,而时间固定效应的统计量不显著,因此应在回归估计时控制空间固定效应。

由于本文重点关注数字经济的系数,故未展示控制变量估计结果。表 3 为数字经济对城市出口产品质量影响的基本回归结果。表 3 的列(1)、列(2)为普通计量模型的回归结果,两列均显示数字经济的系数显著为正,初步表明数字经济会显著提升城市出口产品质量。表 3 列(3)~列(6)为空间计量模型的回归结果,本文回归估计采用的是空间面板极大似然法。列(3)、列(4)为基于 W_{01} 的回归结果,列(5)、列(6)为基于 W_{DE} 的回归结果,在这四列中,空间滞后项系数 ρ 均显著为正,再次表明城市出口产品质量存在空间正相关性;由回归结果可知,数字经济的系数显著为正,表明考虑空间效应后,数字经济仍会显著提升城市出口产品质量。由于城市间的出口产品质量的变动并非是独立的,因而数字经济提升城市的出口产品质量后,将进一步令邻近城市的出口产品质量得到一定提升。从估计系数来看,空间计量估计的数字经济系数比普通计量估计出的小,因而使用普通计量模型会导致估计结果有偏。

综上所述,本文假设 2 是成立的。

表 2 空间计量模型识别检验结果

检验类别	检验方法	W_{01}	W_{DE}
		统计量	统计量
LM 检验 R-LM 检验	LM(lag)	29.93***	37.66***
	R-LM(lag)	8.98***	7.11***
	LM(error)	21.35***	31.68**
	R-LM(error)	0.40	1.13
	检验结果	SLM	SLM
Hausman 检验	随机效应模型	23.83***	39.01***
	检验结果	固定效应模型	固定效应模型
LR 检验	空间固定效应	394.59***	392.91***
	时间固定效应	34.19	11.29
	检验结果	空间固定效应	空间固定效应

注: *表示 $P < 0.1$, **表示 $P < 0.05$, ***表示 $P < 0.01$ 。

表 3 基本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\ln Quality$	$\ln Quality$	W_{01}/SLM $\ln Quality$	W_{01}/SLM $\ln Quality$	W_{DE}/SLM $\ln Quality$	W_{DE}/SLM $\ln Quality$
lnDecon	0.031*** (6.44)	0.018*** (3.26)	0.019*** (6.18)	0.013*** (3.09)	0.012*** (3.76)	0.010** (2.43)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
空间固定效应			控制	控制	控制	控制
ρ			0.426*** (7.87)	0.330*** (5.81)	0.659*** (9.73)	0.587*** (7.77)
R^2	0.22	0.34	0.73	0.75	0.73	0.76
Log-L			997.16	1022.45	1001.87	1028.03
N	410	410	410	410	410	410

注:括号内为 t 值; *表示 $P < 0.1$, **表示 $P < 0.05$, ***表示 $P < 0.01$ 。

(三) 稳健性检验

稳健性回归估计仍采用 SLM,并控制空间固定效应。首先,内生性问题主要源于遗漏变量和反向因果关系,由于 Link 检验中 hatsq 系数的 P 值以及 Ramsey 检验的 P 值均大于 0.1,表明模型不存在遗漏变量,故不存在因遗漏变量产生的内生性问题。城市出口产品质量越高,往往经济发展水平较高,居民对产品的品质要求越高,进而为数字经济发展创造了条件,因此数字经济与城市出口产品质量间可能存在反向因果关系,从而产生内生性问题。本文将数字经济做滞后一期处理,以代替当期数据进行稳健性检验,估计结果见表 4 的列(1)、列(2);其次,使用 2011—2015 年城市数据,加入数字普惠金融指标来生成城市数字经济指数,

表 4 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	W_{01}/SLM	W_{DE}/SLM	W_{01}/SLM	W_{DE}/SLM	W_D/SLM
	$\ln Quality$	$\ln Quality$	$\ln Quality$	$\ln Quality$	$\ln Quality$
$\ln Decon$	0.015*** (3.56)	0.010** (2.45)	0.017** (2.21)	0.016** (2.06)	0.011** (2.44)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
空间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
ρ	0.356*** (6.10)	0.603*** (7.93)	0.319*** (3.81)	0.527*** (4.22)	0.585*** (7.71)
R^2	0.77	0.77	0.84	0.84	0.76
Log-L	940.27	943.70	563.57	562.79	1027.50
N	369	369	205	205	410

注:括号内为 t 值; * 表示 $P < 0.1$, ** 表示 $P < 0.05$, *** 表示 $P < 0.01$ 。

重新进行回归估计,估计结果见表 4 的列(3)、列(4);最后,使用地理距离矩阵进行回归估计,估计结果见表 4 的列(5)。列(1)~列(5)的 ρ 以及数字经济的系数均显著为正,这与基本回归结果一致。在上述各种处理的情况下,数字经济仍会显著提升城市出口产品质量,说明本文的基本结论是可靠的。

(四) 作用机制检验

为了检验假设 2 是否成立,借鉴温忠麟和叶宝娟^[40]的方法,将理论部分提到的三个作用渠道作为中介变量,并在式(1)SLM 的基础上添加,构建中介效应模型为

$$\ln Medvar_{it} = \rho_{31} W_{ij} \ln Quality_{it} + \beta_{41} \ln Decon_{it} + \gamma_{41} Control_{it} + \varepsilon_{4it} \quad (6)$$

$$\ln Quality_{it} = \rho_{41} W_{ij} \ln Quality_{it} + \beta_{51} \ln Decon_{it} + \theta \ln Medvar_{it} + \gamma_{51} Control_{it} + \varepsilon_{5it} \quad (7)$$

其中: $Medvar$ 为中介变量,包括城市创新($Invo$)、进口中间品质量($Mquality$)、出口产品结构(Ceg),其中,城市创新采用能同时反映城市创新质量与数量的创新能力表示;进口中间品质量采用需求信息回归推断法测算;出口产品结构采用城市高技术产品出口额的占比表示,产品技术类型划分标准参考 Lalls^[41]。 θ 为各中介变量对城市出口产品质量的影响系数。为与基本模型一致,本部分回归估计时控制空间固定效应。表 5 和表 6 是关于作用机制的检验结果。

表 5 是数字经济对中介变量影响的检验结果。表 5 列(1)、列(2)中数字经济的系数显著为正,表明数字经济能显著促进城市技术创新,根据国家知识产权局数据,2022 年我国发明专利授权总量中有 41.9% 是属于数字经济核心产业领域,从侧面反映发展数字经济对城市技术创新的重要性;列(3)、列(4)中数字经济的系数显著为正,表明数字经济可以促进城市使用高质量的进口中间品;列(5)、列(6)中数字经济的系数显著为正,表明数字经济能够推动城市出口产品结构高端化。因此,数字经济对三个中介变量均有明显的正向作用。

表 6 是包含数字经济、中介变量和城市出口产品质量的检验结果。表 6 列(1)、列(2)中数字经济、技术创新的系数均显著为正,结合表 3、表 5 的估计结果可知,数字经济能够通过促进城市技术创新来提高城市出口产品质量,在 W_{01} 、 W_{DE} 矩阵估计下,技术创新的中介效应占比分别约为 16.65%、8.67%;列(3)、列(4)中数字经济、进口中间品质量的系数均显著为正,结合表 3、表 5 的估计结果可知,数字经济能够通过促进城市进口高质量中间品来提高城市出口产品质量,在 W_{01} 、 W_{DE} 矩阵估计下,进口中间品质量的中介效应占比分别约为 11.0%、10.31%;列(5)、列(6)中数字经济、出口产品结构的系数均显著为正,结合表 3、表 5 的估计结果可知,数字经济能够通过推动城市出口产品结构高端化来提高城市出口产品质量,在 W_{01} 、 W_{DE} 矩阵估计下,出口产品结构的中介效应占比分别约为 26.88%、21.09%。对比来看,技术创新的机制作用占比仍然较低,随着贸易强国的建设,我国出口产品质量升级将更依赖于技术创新,因而需增强技术创新的机制作用。

综上所述,本文假设 3 是成立的。

表 5 数字经济对中介变量影响的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	W_{01}/SLM $\ln Invo$	W_{DE}/SLM $\ln Invo$	W_{01}/SLM $\ln Mquality$	W_{DE}/SLM $\ln Mquality$	W_{01}/SLM Ceg	W_{DE}/SLM Ceg
$\ln Decon$	0.333*** (5.58)	0.195*** (3.43)	0.022*** (3.49)	0.021*** (3.37)	0.021** (2.01)	0.020** (1.97)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
空间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
ρ	0.784*** (32.44)	0.837*** (37.95)	0.382*** (6.65)	0.433*** (6.73)	0.136** (2.00)	0.183** (2.54)
R^2	0.98	0.98	0.75	0.75	0.79	0.78
Log-L	-68.82	-46.60	850.11	852.42	656.37	654.54
N	410	410	410	410	410	410

注:括号内为 t 值; * 表示 $P < 0.1$, ** 表示 $P < 0.05$, *** 表示 $P < 0.01$ 。

表 6 数字经济、中介变量与城市出口产品质量的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	W_{01}/SLM $\ln Mquality$	W_{DE}/SLM $\ln Mquality$	W_{01}/SLM $\ln Quality$	W_{DE}/SLM $\ln Quality$	W_{01}/SLM $\ln Quality$	W_{DE}/SLM $\ln Quality$
$\ln Decon$	0.008* (1.68)	0.009* (1.80)	0.011*** (2.61)	0.011*** (2.63)	0.010** (2.51)	0.011*** (2.76)
$\ln Invo$	0.004** (2.06)	0.004* (1.91)				
$\ln Mquality$			0.055* (1.81)	0.054* (1.79)		
Ceg					0.128*** (6.80)	0.116*** (6.05)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
空间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
ρ	0.292*** (4.87)	0.321*** (4.63)	0.331*** (5.85)	0.386*** (6.08)	0.336*** (6.14)	0.341*** (5.18)
R^2	0.75	0.75	0.76	0.75	0.78	0.77
Log-L	1024.44	1022.79	1024.03	1022.81	1044.31	1038.51
N	410	410	410	410	410	410

注:括号内为 t 值; * 表示 $P < 0.1$, ** 表示 $P < 0.05$, *** 表示 $P < 0.01$ 。

(五) 异质性分析

数字经济对城市出口产品质量的影响可能受其他因素影响,本部分从企业所有制、城市规模两个角度分析数字经济对城市出口产品质量的异质性影响。同上文,本部分回归估计时仍采用 SLM,并控制空间固定效应,表 7 为异质性估计结果。

1. 企业所有制

不同所有制企业的创新水平、进口中间品使用情况等存在差异,因而数字经济对不同所有制企业的出口产品质量可能存在异质性影响。本文根据企业海关代码识别企业所有制,将城市出口产品质量分为私营、非私营企业出口产品质量,估计结果见表 7 的列(1)~列(4)。表 7 的列(1)、列(2)为私营企业出口产品质量的估计结果,两列中数字经济的系数均不显著,表明数字经济未显著提升私营企业的出口产品质量;列(3)、列(4)为非私营企业出口产品质量的估计结果,两列中数字经济的系数均显著为正,表明数字经济会显著提升非私营企业的出口产品质量,可能由于非私营企业中的外资企业创新水平相对较高,且与跨国公司联系紧密,技术水平较高,也偏向于使用高质量的中间品。

2. 城市规模

不同规模城市的自然条件、人力资本、消费水平存在差异,会影响到城市技术创新、产品的生产与消费结构等,因而数字经济对不同规模城市的出口产品质量可能存在异质性影响。鉴于长三角地区城市规模相对较大,本文根据我国城市规模划分标准与第六次全国人口普查数据,将城市样本划分为特大及以上、特大以下两类,然后进行分样本估计,估计结果见表 7 的列(5)~列(8)。表 7 的列(5)、列(6)为特大及以上城市样本的估计结果,两列中数字经济的系数均显著为正,表明数字经济对特大及以上城市的出口产品质量有显著提升作用;列(7)、列(8)为特大以下城市样本的估计结果,两列中数字经济的系数也均显著为正,表明数字经济也会显著提升特大以下城市的出口产品质量;对比两类城市样本的估计结果发现,特大及以上城

表 7 企业所有制与城市规模异质性估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	W_{01}/SLM	W_{DE}/SLM	W_{01}/SLM	W_{DE}/SLM	W_{01}/SLM	W_{DE}/SLM	W_{01}/SLM	W_{DE}/SLM
	私营企业		非私营企业		特大及以上城市		特大以下城市	
$\ln Decon$	0.008 (1.37)	0.004 (0.62)	0.021*** (3.80)	0.014*** (2.62)	0.025*** (3.80)	0.020*** (3.05)	0.020*** (3.08)	0.016*** (2.69)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
空间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
ρ	0.291*** (4.92)	0.580*** (7.25)	0.356*** (6.29)	0.681*** (10.92)	0.143*** (2.27)	0.515*** (5.53)	0.130* (1.88)	0.376*** (3.38)
R^2	0.59	0.61	0.69	0.71	0.82	0.84	0.74	0.70
Log-L	886.06	894.48	913.71	932.43	457.74	465.29	1014.28	572.45
N	410	410	410	410	170	170	240	240

注:括号内为 t 值; * 表示 $P < 0.1$, ** 表示 $P < 0.05$, *** 表示 $P < 0.01$ 。

市样本中数字经济系数的 t 值更大,平均来看,数字经济对特大及以上城市出口产品质量的作用相对更明显。此外,本文也根据城市规模设定城市虚拟变量,将其与数字经济进行交互后引入模型进行估计,结果显示数字经济与城市虚拟变量交互项的系数不显著,说明数字经济对两类城市出口产品质量的作用大小无明显差异。

六、研究结论与政策启示

在我国出口贸易成本竞争优势逐步丧失以及国家大力发展数字经济的背景下,研究数字经济如何影响城市出口产品质量这一问题,具有较强的现实意义。本文基于 2006—2015 年长三角 41 个城市的数据,采用空间计量实证分析该问题,得到以下结论:第一,城市间出口产品质量总体上具有空间正相关性,数字经济对城市出口产品质量有显著的提升作用,由于空间相关性的存在,这会使邻近城市的出口产品质量也得到一定提升;第二,数字经济可以通过技术创新、进口中间品质量、出口产品结构等渠道对城市出口产品质量产生作用。第三,数字经济对城市私营企业出口产品质量没有影响,对特大及以上城市出口产品质量的影响更明显。本文的研究结论具有以下政策启示:

第一,推动数字经济健康发展。要缩小城市间的数字经济发展水平差异;在扩大数字经济基础设施投资时要因地制宜的选择投资项目,注意提高设施的利用率;人才是数字经济发展的关键,发展数字经济需要数字技能人才、数字技术人才以及智能生产管理人才,因而要完善数字经济发展所需的人才培养体系;此外,发展数字经济需一个有序、公平竞争环境,要完善数字经济发展的法律与制度环境等。

第二,发挥出口产品质量升级的空间关联效应。城市间出口产品质量具有“一升俱升”的特征,为了增强数字经济对区域出口产品质量的整体提升作用,可以通过推动市场一体化建设来增强城市间出口产品质量空间正相关性。市场一体化既可以加强城市间的沟通联系,推动要素流动和技术溢出,缩小区域间经济发展水平的差异,又可使城市间的产业分工、功能分工更加明确,形成更完善的市场竞争机制,实现城市间双赢发展。

第三,强化数字经济影响出口产品质量的技术创新渠道。根据发达国家经验,技术创新是驱动出口产品质量升级的重要动力,技术创新在数字经济作用过程中发挥的传导效应仍然较小,故需强化数字经济的技术创新渠道,可从培养创新文化、创新要素整合、创新成果转化等方面优化城市创新环境,推动数字技术与高端制造领域创新。此外,数字经济会加强知识溢出,需重视知识产权保护,减少知识窃取,尽可能保障企业通过创新成果转化获得应有的创新收益,数据知识产权保护是当前面临的新问题,要尽快确立数据知识产权保护制度。

第四,重视数字经济对城市出口产品质量的差异性影响。数字经济未对城市私营企业出口产品质量产生影响,故私营企业要选择合适自身的数字化转型模式,增加数字化投入规模,以加快生产管理智能化,提高获取信息的能力,政府也应该引导和支持私营企业在生产经营环节融合数字技术,具体可在私营企业数

数字化转型方面给予专项的财税与信贷政策优惠。对于国有、外资等非私营企业来说,要继续发挥数字经济在提升出口产品质量的积极作用。

参考文献

- [1] 蔡昉. 人口转变、人口红利与刘易斯转折点[J]. 经济研究, 2010, 45(4): 4-13.
- [2] 铁瑛, 张明志, 陈榕景. 人口结构转型、人口红利演进与出口增长——来自中国城市层面的经验证据[J]. 经济研究, 2019, 54(5): 164-180.
- [3] HALLAK J C. Product quality and the direction of trade[J]. Journal of International Economics, 2006, 68(1): 238-265.
- [4] FAN H C, EDWIN L C, LI Y B. Credit constraints, quality, and export prices: Theory and evidence from China[J]. MPRA Paper, University Library of Munich, 2012, 43(2): 390-416.
- [5] BERNINI M, GUILLOU S, BELLONE F. Financial leverage and export quality: Evidence from France[J]. Journal of Banking & Finance, 2015, 59(6): 280-296.
- [6] HALLAK J C, SIVADASAN J. Firms, exporting behavior under quality constraints[M]. Ann Arbor: University of Michigan, 2009.
- [7] 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[J]. 世界经济, 2015, 38(2): 58-85.
- [8] 苏丹妮, 盛斌, 邵朝对. 产业集聚与企业出口产品质量升级[J]. 中国工业经济, 2018, 35(11): 117-135.
- [9] 白延涛. 经济集聚对产品质量升级的影响效应研究[J]. 技术经济, 2022, 41(3): 153-161.
- [10] 魏方, 王璐, 张伊雯. 中间品进口关税减让对出口高质量发展的影响: 来自中国工业行业的证据[J]. 技术经济, 2021, 40(11): 62-70.
- [11] 樊海潮, 黄文静, 吴彩云. 贸易自由化与企业内的产品质量调整[J]. 中国工业经济, 2022, 39(1): 93-112.
- [12] 王瀚迪, 袁逸铭. 数字经济、目的国搜寻成本和企业出口产品质量[J]. 国际经贸探索, 2022, 38(1): 4-20.
- [13] 谢靖, 王少红. 数字经济与制造业企业出口产品质量升级[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2022, 75(1): 101-113.
- [14] 李亚波, 崔洁. 数字经济的出口质量效应研究[J]. 世界经济研究, 2022, 41(3): 17-32, 134.
- [15] 刘永辉, 王子萌, 司继春. 目的国数字经济、市场竞争与企业出口产品质量[J]. 经济与管理评论, 2023, 39(2): 120-132.
- [16] 沈国兵, 袁征宇. 互联网化、创新保护与中国企业出口产品质量提升[J]. 世界经济, 2020, 43(11): 127-151.
- [17] 金祥义, 施炳展. 互联网搜索、信息成本与出口产品质量[J]. 中国工业经济, 2022, 39(8): 99-117.
- [18] 张铭心, 汪亚楠, 郑乐凯, 等. 数字金融的发展对企业出口产品质量的影响研究[J]. 财贸研究, 2021, 32(6): 12-27.
- [19] 耿伟, 王筱依, 李伟. 数字金融是否提升了制造业企业出口产品质量——兼论金融脆弱度的调节效应[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2021, 35(6): 102-120.
- [20] 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, 48(3): 1-15.
- [21] 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, 48(6): 55-72.
- [22] 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, 42(5): 17-31, 135.
- [23] 付强. 市场分割促进区域经济增长的实现机制与经验辨识[J]. 经济研究, 2017(3): 47-60.
- [24] 蒋灵多, 陆毅, 陈勇兵. 城市毗邻效应与出口比较优势[J]. 金融研究, 2018(9): 56-73.
- [25] 孙楚仁, 梁晶晶. 君向潇湘我向赣: 空间邻近性与企业出口市场的扩张模式[J]. 世界经济, 2020(6): 99-122.
- [26] GROSSMAN G M, HELPMAN E. Quality ladders in the theory of growth[J]. The Review of Economic Studies, 1991, 58(1): 43-61.
- [27] BRYNJOLFSSON E, HITT L M. Beyond computation: Information technology, organizational transformation and business performance[J]. Journal of Economic Perspectives, 2000, 14(4): 23-48.
- [28] 陈德球, 胡晴. 数字经济时代下的公司治理研究: 范式创新与实践前沿[J]. 管理世界, 2022, 38(6): 213-240.
- [29] 孙芳城, 伍桂林, 蒋水全. 数字普惠金融、知识产权保护与企业创新[J]. 技术经济, 2022, 41(12): 38-49.
- [30] 马俊. 数字普惠金融对区域创新能力影响的空间效应研究[J]. 技术经济, 2022, 41(7): 1-12.
- [31] KUGLER M, VERHOOGEN E. Prices, plant size, and product quality[J]. The Review of Economic Studies, 2012, 79(1): 307-339.
- [32] FAN H C, YAO A L, YEAPLE S R. On the relationship between quality and productivity: Evidence from China's accession to the WTO[J]. Journal of International Economics, 2017, 110(1): 28-49.
- [33] ARROW K J. The economics of information[M]. Boston: Harvard University Press, 1984.
- [34] ANDERSON J, WINCOOP E. Trade costs[J]. Journal of Economic Literature, 2004, 42(3): 691-751.
- [35] 施炳展. 中国企业出口产品质量异质性: 测度与事实[J]. 经济学(季刊), 2013, 13(1): 263-284.
- [36] 赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界, 2020, 36(10): 65-76.
- [37] 韩峰, 阳立高. 生产性服务业集聚如何影响制造业结构升级? ——一个集聚经济与熊彼特内生增长理论的综合框架[J]. 管理世界, 2020, 36(2): 72-94, 219.
- [38] 施炳展. 中国企业出口产品质量异质性: 测度与事实[J]. 经济学(季刊), 2014, 14(1): 263-284.
- [39] 柏培文, 张云. 数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益[J]. 经济研究, 2021, 56(5): 91-108.
- [40] 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, 32(5): 731-745.

[41] LALL S. The technological structure and performance of developing country manufactured exports, 1985-1998[J]. Oxford Development Studies, 2000(3): 337-369.

How Does Digital Economy Affect the Quality of Export Products in Cities: Empirical Analysis Based on the Data of Yangtze River Delta

Yang Hangying¹, Qiang Yongchang²

(1. Postdoctoral Research Station, Nanjing University, Nanjing 210008, China;

2. School of Economics, Fudan University, Shanghai 200433, China)

Abstract: Employing the spatial econometric model, the panel data was utilized from 41 cities in the Yangtze River Delta spanning the years 2006 to 2015 as its research sample. The influence of digital economy on the quality of urban export products was analyzed. The results show that there is a positive spatial correlation between the quality of export products on the whole, and the digital economy can significantly improve the quality of export products in cities. This conclusion is still valid in the robustness test. The mechanism test shows that the digital economy promotes technological innovation, improves the quality of imported intermediate products, promotes the high-end structure of export products, and then improves the quality of urban export products. Heterogeneity test show that the digital economy can significantly improve the quality of export products of non-private enterprises, and compared with other cities digital economy plays obvious role in promoting the quality of export products in large and above cities.

Keywords: digital economy; the quality of export products; technological innovation; the quality of intermediate goods; the structure of products