

数字贸易引领制造业高质量发展的逻辑与对策

——基于长三角视角的验证

金泽虎,李鑫锐

(安徽大学 经济学院,安徽 合肥 230601)

摘要:为探究数字贸易影响制造业高质量发展的效应方向和路径选择等问题,以2010—2022年长三角41个地级市为样本,基于多维度综合评价指标体系,利用熵值法测度长三角城市数字贸易和制造业高质量发展水平,借助双向固定效应模型分析数字贸易是如何通过新旧动能转换和消费升级提高制造业发展质量的,并通过更换测度方法和回归模型、滞后变量、变更样本、分维度回归、工具变量法和高维固定效应法等验证了结论的稳健性,再利用多期双重差分法就“跨境电商试点”对制造业高质量发展的政策效应进行验证。研究发现,数字贸易能够显著促进制造业高质量发展,产业结构升级效应、技术创新效应和人力资本提升效应是数字贸易对制造业发展产生正向影响的主要路径;同时,跨境电商的设立能够显著促进制造业高质量发展,且该效应具有边际递增特征。研究表明,长三角地区应当加强创新协作,合力突破关键共性技术,并完善数字基础设施,弥合区域差距,在不断深化数字贸易与制造业融合的过程中实现制造业高质量发展。

关键词:数字贸易;制造业;高质量发展;长三角;跨境电商

中图分类号:F752

文献标志码:A

文章编号:1671-6248(2024)06-0087-20

收稿日期:2024-08-05

基金项目:教育部人文社会科学研究青年基金项目(23YJC790163);安徽省科研编制计划项目重点项目(2022AH050037)

作者简介:金泽虎(1965-),男,安徽枞阳人,教授,博士研究生导师,经济学博士。

The logic and countermeasures of digital trade leading the high-quality development of manufacturing industry

——Verification from the perspective of the Yangtze River Delta

JIN Zehu, LI Xinrui

(School of Economics, Anhui University, Hefei 230601, Anhui, China)

Abstract: This study investigates the direction and pathways through which digital trade influences the high-quality development of the manufacturing sector, using 41 prefecture-level cities in the Yangtze River Delta as samples from 2010 to 2022. Employing a multi-dimensional comprehensive evaluation index system, the entropy method was applied to assess the levels of high-quality development in both digital trade and the manufacturing sector within these cities. A two-way fixed effect model was then used to analyze how digital trade enhances the quality of manufacturing development through the transformation of new and old growth drivers and consumption upgrading. The robustness of these findings was confirmed by varying measurement methods and regression models, using lagged variables, changing sample groups, performing dimensional regression, and applying the instrumental variable method and high-dimensional fixed effect method. Additionally, a multi-period difference-in-differences approach was employed to examine the policy impact of the “cross-border e-commerce pilot” on manufacturing’s high-quality development. The study reveals that digital trade significantly fosters the high-quality development of the manufacturing sector. The primary channels through which digital trade positively impacts manufacturing include the industrial structure upgrading effect, technological innovation effect, and human capital improvement effect. Moreover, the establishment of cross-border e-commerce notably promotes high-quality manufacturing development, with this effect exhibiting marginal growth over time. The findings suggest that the Yangtze River Delta region should enhance collaborative innovation, jointly address critical shared technological challenges, and advance digital infrastructure to bridge regional disparities, thereby achieving high-quality manufacturing development through the constant integration of digital trade with the manufacturing sector.

Key words: digital trade; manufacturing; high-quality development; Yangtze River Delta; cross-border e-commerce

2024年4月30日,中央政治局召开会议,审议《关于持续深入推进长三角一体化高质量发展若干政策措施的意见》。会议指出,要坚定不移深化改革并积极扩大中间品贸易、服务贸易、数字贸易、跨境电商出口。推动长三角一体化发展是以习近平同志为核心的党中央作出的重大战略决策,会议强调,要始终紧扣一体化和高质量两个关键,着力推进长三角一体化发展重点任务。要加快突破关键核心技术,统筹推进传统产业升级、新兴产业壮大、未来产业培育,在更大范围内联动构建创新链、产业链、供应链。因此,探索和验证数字贸易促进长三角制造业高质量发展的逻辑机理并提出具体对策,就成为深刻领会党中央战略意图,推动长三角一体化发展取得更大突破,更好发挥先行探路、引领示范、辐射带动作用的具体体现。

一、文献综述

(一) 数字贸易内涵、测度及其影响

数字技术的进步及其在国际贸易中的创新应用,冲击了传统贸易结构,推动数字贸易的快速发展。2013年,美国国际贸易委员会(United States International Trade Commission,USITC)首次指出数字贸易是“一种通过互联网传播产品和服务的商业活动”,而随着应用场景的扩展、贸易内容的丰富,数字贸易的内涵和外延也不断演变。根据经济合作与发展组织(Organization for Economic Co-op-

eration and Development,OECD)、世界贸易组织(World Trade Organization,WTO)和国际货币基金组织(International Monetary Fund,IMF)联合发布的《数字贸易测度手册(2023)》可知,广义的数字贸易范畴不仅包括数字化技术本身,还包括在数字技术支持下所产生的贸易活动。

如何测度一直是数字贸易领域的研究重点,基于对数字贸易内涵和实质的理解,学者们尝试通过构建多维度指标体系来衡量其发展水平。李轩等利用层次分析法对“一带一路”贸易伙伴国的数字贸易竞争力进行测量,但由于该方法采用的是主观赋权法,结果依赖于学者自身学识和经验,因此信服度较低^[1];杨慧瀛等以《区域全面经济伙伴关系协定》(RCEP)框架内国家为研究对象,采用多指标面板分层分析法测算数字贸易水平,既确保了指标权重的客观性,也弥补了传统因子分析法无法捕捉数据动态变化的缺点^[2]。但目前更多的文献倾向于使用熵权法进行计算,以消除人为因素导致的偏差,得到更为有效的结果,这也是本文所选取的测算方法。此外,贾怀勤等还创新性地构建了数字贸易的“二元三环”架构,并在此基础上设计出了以“实际数字交付比率”为核心的数字贸易测度方法^[3]。

当前,学者们对数字贸易影响效应的研究主要围绕经济提振、环境改善和就业优化展开。一是经济提振效应体现在:一方面,数字贸易不仅能够提升全球价值链地位,还在深化价值链分工的基础上,通过增强国家利益关联的方式提高对外贸易利益水平^[4];另

一方面,赵春明等的研究表明数字贸易企业的推广会逐渐破除由于数字技术壁垒所引发的地方保护限制,打破“信息孤岛”,推动全国统一大市场的建设,这对畅通双循环具有积极作用,有利于提高经济效率并增强经济韧性^[5]。二是在环境改善方面,现有研究结果大部分支持“污染光环假说”,即数字贸易能够改善环境质量,刘红等和韦志文等分别从省份和国家层面出发,实证分析指出数字贸易能够通过促进技术创新、规模生产和结构优化达到减污降碳的目的^[6-7]。三是关于就业优化,官华平等在研究劳动力技能结构变动时发现,数字贸易能够显著优化技能结构,表现为提高劳动力中高技能人才占比,而减少从事简单机械性工作的低技能劳动力^[8];针对技术的“创造性破坏”一题,朱金生等指出数字贸易在对劳动力就业产生替代效应的同时,也具有补偿效应,并证实数字贸易能够有效推动高质量充分就业^[9]。

(二) 制造业高质量发展内涵与影响因素

在学者们逐渐意识到 GDP 总量的提升并不能保证经济的持续健康发展后,JURAN 首次提出增长质量这一议题,将“质量”纳入经济发展考察范畴^[10]。而制造业作为实体经济的主体,其发展状况关系到一国经济能否行稳致远,因此学者们将经济质量的概念沿用到对制造业高质量发展的探讨上,如 JOSHI et al. 基于创新能力、生产成本、工人素质等 24 个关键要素对制造业质量进行评估^[11]。而国内学者对制造业高质量发展内

涵的阐释主要以五大发展理念为基石,李琳等认为制造业发展质量应当从生产效率、服务化程度、创新驱动等维度予以考虑^[12];高运胜等则基于价值链攀升视角,指出集约高效、福利改善、绿色生态和智能制造既是制造业高质量发展的目标,也是其内在要求^[13]。

随着研究的不断深入,学者们也对其影响要素展开分析,一是在宏观视角下,张青等研究发现以中高端劳动力、创新知识和科技金融为代表的创新要素的集聚能够显著促进制造业的高质量发展,财税激励则能够有效强化这一正向作用^[14];高丽娜等借助系统 GMM 模型分析指出人口结构变动引致的劳动力成本上升、劳动资源紧缺问题会给制造业高质量发展带来不利影响^[15];同样,制度环境也至关重要,曾宪聚等认为优化营商环境是高质量发展的基础,而优化营商环境需要发挥不同制度逻辑的协同作用,注意不同制度政策之间的连贯性^[16]。二是在微观视角下,基于对制造业企业的分析,白少君等肯定了人员在企业高质量发展中的主体地位,指出企业家精神、工匠精神、组织创新氛围和心理契约对企业高质量发展具有积极影响^[17];张广胜等则证实内部控制和媒体关注显著提升了制造业企业全要素生产率^[18];同时也有大量学者论证了数字化转型在提高制造业企业发展质量中的重要作用。

(三) 数字贸易与制造业发展的相关性研究

近年来,针对二者间关联性的研究更多

侧重于对数字贸易和制造业全球价值链地位、出口质量的分析上,仅有少部分学者就制造业发展质量展开论证。一是在数字贸易能提升制造业全球价值链分工地位方面,学者们已达成一致,GIUDICE 在研究中提到数字技术能够促进制造业产业内结构调整^[19],而随着数字贸易与各产业结合的加深,将进一步推动产业间融合发展,加快创新链、产业链和供应链资源整合,进而实现制造业价值链位势的攀升^[20];鲁慧鑫等还反向证实数字贸易限制会显著抑制制造业价值链附加值的增加^[21]。二是在制造业出口质量方面,学者们对数字贸易的正向促进作用表示认同,数字贸易依托于互联网技术,而互联网发展不仅能够加快制造业出口技术升级在空间上的互动,还能推动出口技术在时间上向前沿技术收敛^[22];刘婧玲等以跨境电商综合试验区的设立构造准自然试验,检验发现试点城市的制造业出口技术复杂度得到显著提升,且这种提升效果具有随时间增强的特点^[23]。三是在制造业高质量发展方面,袁其刚等基于企业的微观视角,认为数字贸易从动机和能力两方面刺激制造业企业的研发创新,在提升企业生产率的基础上推动其质量升级^[24];黄令等基于省级数据验证了数字贸易对制造业高质量发展的非线性影响^[25]。同样,还有部分学者对某一特殊地区进行深入研究,例如王瑞荣和徐艳等分别探讨了数字贸易如何影响浙江省和绍兴市制造业发展质量^[26-27]。

根据以上梳理可知,虽然有关数字贸易和制造业高质量发展的研究成果已较为丰富,但少有文献综合考量数字贸易对制造业

高质量发展的影响,且相关研究主要以理论分析为主,并未得到实证检验。此外,由于数字贸易和高质量发展这两个变量的内涵仍处在演变当中,因此在测度指标的选择上还存在优化空间。本文可能的边际贡献在于:一是基于“数字驱动贸易时代”的典型事实,从宏观和微观两个视角考察数字贸易影响制造业高质量发展的内在机制。二是构建更为全面的综合指标体系,利用城市面板数据实证分析了数字贸易对制造业高质量发展的影响效果和传导机制,为数字贸易影响制造业高质量发展提供经验证据。

二、数字贸易引领长三角制造业高质量发展的机制逻辑

(一) 数字贸易对长三角制造业高质量发展的直接影响

1. 宏观层面直接影响

数字技术与数字贸易推动传统制造业各环节的核心要素、竞争力和生产模式发生了深刻的变革,创造了经济发展的新动能。

第一,数字贸易可以提高要素资源配置效率,促进制造业高质量发展。传统的生产要素面临着边际生产力下降的问题,数据作为新型生产要素,能够有效地克服这个缺陷^[28]。随着数字贸易逐渐走向无边界,贸易参与者之间的互动和联系也变得越来越密切,数据在经过处理后被整合为信息,并通过互联网迅速渗透到社会的各个方面,参与到生产、分配等各个环节中,从而实现了生产

要素的高效配置。

第二,数字贸易促进了新经济模式的出现,并推动了制造业的高质量增长。新兴的经济模式不仅催生了以知识和技术为核心的产业的迅猛增长,而且在扩充产业规模和提升产业层次的过程中,也为激活经济提供了新的推动力。此外,在数字经济与传统产业进行融合创新的过程中,通过改变各个产业原有的商业模式,展示了强大的渗透和扩散能力,这使得传统产业的边界变得更加模糊^[29],从而出现智能制造与服务、个性化定制等新的模式,进一步实现产业结构的升级。

2. 微观层面直接影响

数字贸易通过激发消费者和生产者的活力,促进企业盈利模式的创新和消费结构的升级,推动制造业高质量发展。

第一,数字贸易能够增加贸易种类,改善消费者福利。首先,数字贸易的兴起引发数字消费品的出现,这使得原本不能交易的商品,如网络游戏等,变得可以交易,从而增加了可交易商品的种类。其次,数字贸易促进了传统贸易产品的转型和升级。伴随着互联网和数字技术与多个行业的深度整合,数字贸易给传统制造业带来巨大的机会与挑战。数字技术是高度技术化的,它持续地渗透到制造业中,实现了不同产业之间的协同发展,并在各个产业中加快交流和研发活动,提高企业创造新产品的能力。最后,数字贸易使得交易成本下降,促进新产品的研发。新型数字技术的出现降低了信息获取的成本,使得企业能够将更多资源投入到新产品的研发

中,从而使数字产品种类不断增加。

第二,数字贸易能够重塑价值链,激发生产者的活力。一是数字贸易为全球价值链的进步带来了新的生机。通过数字技术的应用,全球生产和分工的每个环节都将向更高效、更节约的全球价值链组织、协调目标迈进。数字贸易通过改变国际市场结构来优化全球资源配置效率,从而降低交易成本,提升整个产业价值链的竞争力。二是数字贸易打破了贸易环节壁垒。传统贸易方式可能会因为时间问题产生一些不可预见的风险,但随着新型数字技术的发展,信息与通信技术(ICT)被广泛运用到各个领域。外贸企业可以通过数据自流动来消除各个环节的障碍,采用端到端的数据管理方式来替代传统的纸质文档管理,从而使原先难以交易或不能交易的商品变得更加容易交易。数字贸易突破了时间和空间的限制,重塑全球价值链,给生产者带来更多的获利机会。

基于以上分析,本文提出假设1:数字贸易能够推动长三角制造业高质量发展。

(二) 数字贸易对长三角制造业高质量发展的影响渠道分析

1. 产业结构升级效应

第一,数字贸易重塑价值分配方式,推动制造业转型升级。数字化技术的背景下,新兴的生产组织方式将重新塑造制造业的产业链分配模式。从价值增值上来看,新兴的数字技术,如大数据和人工智能为制造业产业链带来了更大的价值增长潜力。数字技术使得资本和劳动密集型制造环节的价值增长速

度超过了知识密集型研发环节,这有助于减少产业链中各个环节之间的价值差异。观察组织形态的变革,我们可以发现互联网平台在资源分配和优化方面具有显著的优越性。在分工合作的过程中,企业更有可能选择与核心企业或互联网平台携手合作,以构建一个高度协作的价值共同体。

第二,数字贸易能够降低交易成本。数字技术背景下,新兴的数字技术有效地减少了公司的组织和执行开销,进一步降低了制造业的交易费用。作为交易行为中的一种“柔性限制”,组织成本在很大程度上受到了现代信息网络环境的影响。在复杂的产业链中,多媒体和互联网等信息技术的运用能够显著减少信息和时间的成本。交易成本的降低弱化了产业链分工的约束,这使得分工的主体能够超越地理位置的限制,最大化地利用区域的比较优势,为制造业公司追求更高的利润创造了更多的市场机会。

第三,数字贸易通过需求变化倒逼制造业转型升级,促进高质量发展。随着互联网平台的飞速进步,数字技术的产业化获得了前所未有的市场机会,这不仅为商业模式带来了创新,还导致了消费者需求的转变。互联网放大了消费者的异质性需求,要求各企业构建一个平台,以消弭消费者与生产者之间的隔阂^[30]。利用大数据的分析手段,网络上的公司能够对消费者的各种行为进行深入的数据统计,从而帮助他们更精确地进行营销活动。消费者在产业链从下游到上游的需求信息经历了多个层面的反馈,这导致了需求侧对供应侧产生了明显的拉动作用。平台

经济体的崛起重塑了消费需求,倒逼制造业转型升级。

基于以上分析,本文提出假设2:数字贸易可以通过产业结构升级推动长三角制造业高质量发展。

2. 技术创新效应

数字贸易中,数字化技术是生产过程中的关键因素,通过技术的提升促进资源的合理分配和生产布局的优化,能够使制造业快速发展。

第一,数字贸易改变了产业组织形式,有利于提升制造业创新水平。互联网的深度和宽度加快了制造业研发部门技术创新的速度。数字经济时代,企业在进行生产和经营活动时,应追求更高的工作效率。借助数字技术,制造业能够以相对较低的成本快速地传递信息,从而减少了研发团队之间的技术沟通时间和团队合作成本^[31]。前沿技术的广泛使用促进了传统生产方式向智能化生产模式的转变。这一转变为生产工艺的持续改进和优化提供了强有力的支持,同时也增强了“中国制造”产品的稳定性和可靠性^[32]。

第二,数字贸易产生的技术外溢效应,促进了制造业高质量发展。数字技术的进步推动了生产要素在各个国家之间的流通,使先进技术和经验在贸易活动中产生了外溢效应^[33]。通过数字贸易,制造业能促进不同区域和领域的合作,在过程中实现技术的外溢^[34]。作为数字技术产业化的一种手段,数字贸易产品在交易过程中,其内置的数字技术将会被有效地传播出去。另外,数字贸易的兴起充分激发了制造业员工的学习潜能,

推动制造业高质量发展。在数字化的情境中,开放性和无界性是其显著特点。制造业企业有能力通过深度挖掘大数据的内在价值,通过利用技术产生的外溢效应,增强其创新潜力。与此同时,数字贸易的实施成功地打破不同区域之间存在的“信息孤岛”现象。

第三,数字贸易促进商业模式创新,推动制造业高质量发展。随着数字化知识的广泛应用,新兴产业和商业模式纷纷崭露头角,这不仅提高了制造业的生产效率,还有效地减少了资源的不必要浪费^[35]。因此,制造业服务化已经逐渐成为产业发展的新方向,并对整个经济格局产生深远影响。在全球范围内,制造业的服务化发展趋势尤为突出,特别是在经济较为发达的国家。高效率的数字贸易不仅让制造业的在线服务变得更为简便,还有助于推动制造业向更综合的服务环节发展,从而实现制造业产业链从过去的中低端向高端转变。现代服务业与制造业的深度融合,将实现生产要素配置效率提升和经济增长方式转变,推动制造业向新的业态和模式发展。

基于以上分析,本文提出假设3:数字贸易可以通过技术创新推动长三角制造业高质量发展。

3. 人力资本提升效应

第一,数字贸易有助于提高人力资本水平^[36]。一是数字贸易不仅促进了劳动者间的知识交流,还为其提供了更多获取知识和技能途径。PAUNOV et al. 认为数字贸易打破了时间和空间的限制,促进了基于互联网的在线教育的普及,各类知识平台如雨后

春笋般涌现,为劳动者提供了更多选择^[37]。同时,知识普及也促进了人才的培养和流动,为经济的发展注入源源不断的活力。二是数字贸易的蓬勃发展也催生了对数字领域人才的强烈需求。数字贸易的高速发展需要数字化人才的支撑,需要提高人力资本的质量。因此,在高等教育机构和科研机构中,对相关专业人才的培养十分重要。

第二,人力资本会对企业的研发行为产生重大影响,并促进制造业高质量发展。一个地区的人力资本红利凸显后,制造业的创新能力提升,产品质量和技术含量得到了极大提升,使得该地区的制造业在国际市场上拥有了更强的竞争力^[38]。在生产过程中,调整人力资本的配置不仅可以优化工作流程,还有助于减少整体的生产和交易成本。通过分析制造业各部门之间以及各企业内部的知识流动,可以发现不同部门间存在着互补性关系,从而为企业提供更多的增值机会。

基于以上分析,本文提出假设4:数字贸易可以通过提升人力资本水平推动长三角制造业高质量发展。

三、模型设定、变量选取与数据说明

(一) 模型设定

根据前述理论分析,构建如下基准模型

$$QUA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TRA_{it} + \alpha_i X_{it} + U_i + V_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中: i 与 t 分别为城市与年份变量; α_0 为常数项; α_1 和 α_i 分别为核心解释变量和各控制

变量的估计系数; QUA_{it} 为制造业高质量发展水平; TRA_{it} 为数字贸易水平; X_{it} 为一系列控制变量,具体包括城镇化水平、经济发展水平、工业资本投入和贸易开放度, U_i 和 V_t 分别为个体效应和时间效应; ε_{it} 为随机扰动项。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

制造业高质量发展水平(QUA)。实现中国向“制造强国”的转变,需要统筹协调制造业“量的合理增长”和“质的稳定提升”。本文基于高质量发展的基本内涵,以及党的二十大报告中关于制造业“高端化、智能化、绿色化”的具体表述,借鉴高运胜等的做法^[13],构建包括经济效益、创新水平、生态效益和社会效益4个维度的综合指标体系,并通过熵权法对长三角城市制造业高质量发展水平进行测度,具体细化指标见表1。

表1 制造业高质量发展水平指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标方向
经济效益	总资产报酬率	营业利润/总资产	+
	全员工业劳动生产率	工业增加值/年末人口数	+
创新水平	专利水平	专利申请数	+
	科教投入	科技投入/财政支出	+
生态效益	三废排放	工业废水排放量/工业产值	-
		工业二氧化硫排放量/工业产值	-
		工业烟粉尘排放量/工业产值	-
	污染治理	一般工业固体废物综合利用率	+
		污水处理厂集中处理率	+
社会效益	工业企业数	规模以上工业企业单位数	+
	制造业从业人员	制造业城镇单位就业人数	+
	上缴国家税务情况	规模以上工业企业应交增值税	+

2. 核心解释变量

数字贸易水平(TRA)。数字贸易目前尚未有明确的范畴界定和统计指标,本文基于

马述忠等对数字贸易内涵的阐释^[39],综合张卫华等和冯宗宪等的研究^[40-41],对测度数字贸易发展水平的指标选择进行整体优化。最终确定了以数字设施、数字创新、贸易潜力和物流设施为4个一级指标,细分11个二级指标的评价体系,具体见表2。

表2 数字贸易水平指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标方向
数字设施	移动电话普及率	移动电话年末用户数	+
	互联网普及率	固定互联网宽带接入用户数	+
	电信业务规模	电信业务总量	+
数字创新	信息产业从业人员投入强度	信息传输、软件和信息技术服务业从业人数	+
	专利申请数量	专利申请数	+
贸易潜力	经济发展水平	地区生产总值	+
	消费支出水平	城镇居民人均消费性支出	+
	贸易规模	进出口贸易总额	+
	消费潜力	社会消费品零售总额	+
物流设施	货物运输规模	货运量	+
	邮政业务规模	邮政业务总量	+

3. 控制变量

为了尽量避免遗漏变量导致的回归结果偏误,本文还增加了以下可能会对制造业高质量发展产生影响的若干控制变量。一是城镇化水平(URB),反映了人口向中心城市集聚的程度,此过程中要素的流动往往会引发经济结构的变化,即农业比重下降而工业和服务业比重上升,本文采用年末城镇人口数占城市常住人口数的比重进行衡量。二是经济发展水平(ECO),经济增长是衡量地区经济发展情况的重要指标,相比于增长总量,人均增长量包含了对地区人口因素的考量,更能体现出地区经济增长的普惠性,因此本文用城市人均GDP作为衡量指标。三是工业资本投入(CAP),直接反映出地区工业发展基础,用规模以上工业企业固定资产总值的

对数表示。四是贸易开放度(*OPEN*),现有文献的衡量方式主要有两种:平均关税率、对外贸易依存度,考虑到长三角城市层面数据的可得性,采用进出口贸易总额与城市 GDP 比值进行衡量。

(三) 数据说明与描述性统计

为确保数据的完整性和准确性,本文剔除了样本期内发生撤市的巢湖市,最终选取 2010—2022 年长三角 41 个地级市作为研究样本。本文数据主要来源于历年《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》、各城市统计年鉴和统计公报以及 EPS 数据库,少数缺失值由线性插值法补全,表 3 为各变量的描述性统计结果。

表 3 描述性统计表

变量名称	变量含义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>QUA</i>	制造业高质量发展水平	533	0.167	0.123	0.043	0.791
<i>TRA</i>	数字贸易水平	533	0.074	0.103	0.003	0.961
<i>STR</i>	产业结构升级	533	1.004	0.355	0.313	2.889
<i>NOV</i>	技术创新	533	0.018	0.025	0.000	0.185
<i>HUM</i>	人力资本	533	0.116	0.167	0.005	0.973
<i>URB</i>	城镇化水平	533	0.616	0.122	0.291	0.896
<i>ECO</i>	经济发展水平	533	7.402	4.133	0.907	19.90
<i>CAP</i>	工业资本投入	533	7.102	0.910	4.237	9.392
<i>OPEN</i>	贸易开放度	533	0.355	0.524	0.001	8.134

(四) 长三角数字贸易、制造业高质量发展现状分析

1. 时间维度分析

图 1 分别绘制了 2010—2022 年间长三角地区数字贸易和制造业高质量发展水平(用城市均值表示)的折线图,可以看出二者指标值随着时间推移呈现出不同变化趋势。对制造业发展质量而言,除少数年份有下降现象外,整体上保持增长趋势,且随着 2019 年国家高质量发展战略的实施,其增速出现

较大幅度的提升。相较而言,长三角地区数字贸易发展水平在样本期内则始终保持较高增速,这可能是因为长三角一体化战略下,三省一市共建超级计算机中心,形成创新协同,不仅为数字贸易发展提供政策上的绿色通道,也为其提供了底层技术支持。根据图 1,长三角整体数字贸易与制造业发展质量间存在一定的同步增长趋势,这与本文假设相符,但二者是否存在因果关系,仍需要利用城市层面数据进行验证。

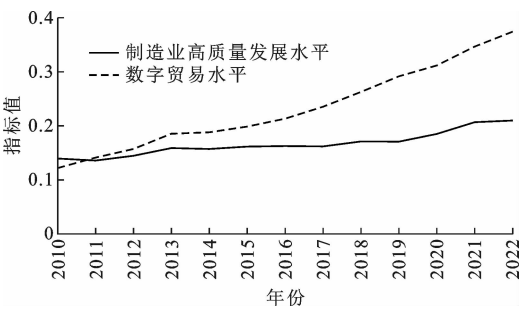


图 1 长三角数字贸易和制造业高质量发展水平

2. 空间维度分析

图 2 展示了 2010—2022 年间各城市数字贸易和制造业发展质量指标值的年均值,省市间的发展状况存在明显的地域差异,形成了以上海为中心向四周发散的空间布局。具体的,在过去 13 年数字贸易和制造业高质量发展方面,上海市整体上位居第一,环绕其周围的苏州、杭州以及宁波也处于领先地位,相较而言,安徽省各城市发展水平则普遍落后。这说明,长三角整体数字贸易和制造业高质量发展虽然取得一定成果,但地区发展不平衡、不充分的问题依旧显著,需要进一步深化一体化战略,发挥发达城市对基础设施条件差、经济发展水平低的城市带动作用,实现三省一市间的合作共赢。

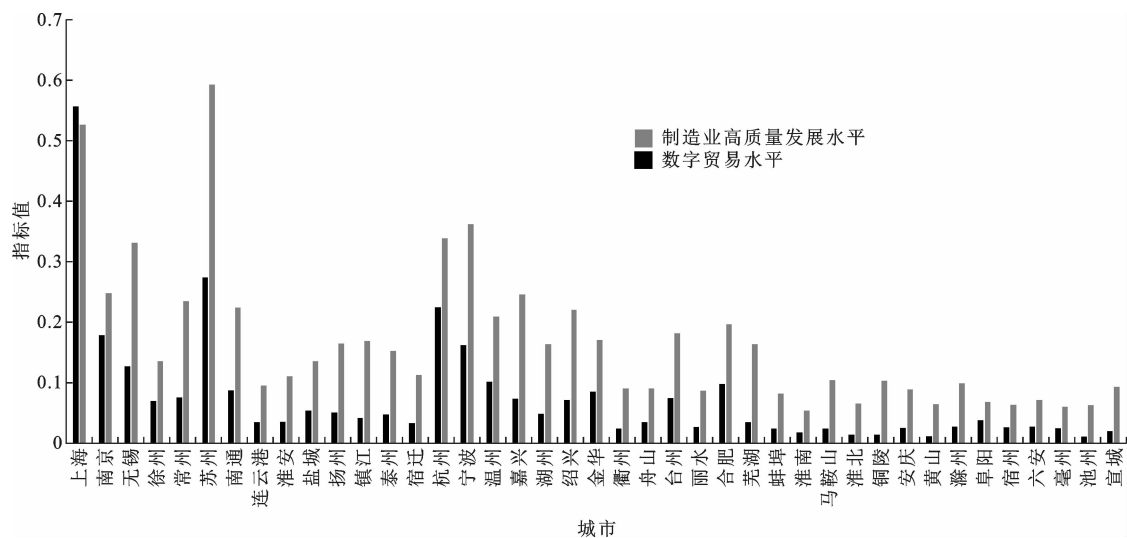


图2 各城市数字贸易和制造业高质量发展状况

四、实证结果

(一) 基准回归结果

为了避免时间和个体因素可能造成的估计偏误,本文采用双向固定效应模型进行回归。表4展示了基准回归结果,其中列(1)为不考虑控制变量,仅对数字贸易水平和制造业高质量发展水平进行回归的结果,数字贸易水平的估计系数为0.378,在1%水平上显著,初步证实数字贸易能够促进长三角制造业高质量发展。列(2)—(5)逐步加入 URB 、 ECO 、 CAP 、 $OPEN$ 4个控制变量后,数字贸易水平的估计系数始终为正,且均通过1%的显著性检验,说明城市数字贸易的快速发展实现了要素资源的有效调度,为制造业新旧动能的转换提供条件,有利于推动制造业高质量发展;且模型拟合优度从0.616增长至0.641,表明在排除其他因素的影响后,数字贸易对长三角制造业发展质量的提升作用依旧明显,假设1得证。关于控制变量,城

镇化水平、经济发展水平和工业资本投入的估计系数显著为正,即三者均对制造业高质量发展存在正向促进作用。可能原因在于,一是城镇化的推进使农村转移的劳动力通过接受企业和社会知识培训的方式不断提高劳动技能水平,从而适应制造业高端转型的需求,为制造业发展注入活力。二是发达地区

表4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
TRA	0.378 *** (13.12)	0.400 *** (13.90)	0.353 *** (11.13)	0.360 *** (11.28)	0.358 *** (11.15)
URB		0.137 *** (4.24)	0.096 *** (2.80)	0.093 *** (2.72)	0.093 *** (2.72)
ECO			0.003 *** (3.37)	0.004 *** (3.53)	0.004 *** (3.54)
CAP				0.005 * (1.78)	0.005 * (1.81)
$OPEN$					-0.001 (-0.53)
常数项	0.125 *** (36.52)	0.048 *** (2.59)	0.058 *** (3.15)	0.028 (1.10)	0.028 (1.10)
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	533	533	533	533	533
R^2	0.616	0.630	0.638	0.641	0.641

注:*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为t值,下表同。

的制造业所面临的融资约束更低,更有利于创新活动的开展,同时消费者更高的消费需求,也不断倒逼制造业企业革新生产工艺和流程。三是工业资本的投入是提高制造业发展质量的有力驱动。城市贸易开放度的估计系数为-0.001且不显著,说明外贸依存度过高可能会制约民族企业的发展,甚至形成技术依赖,对制造业发展造成不利影响。

(二) 稳健性检验

1. 更换变量测度方法

在对数字贸易水平和制造业高质量发展水平进行测度时,前文采用的是熵权法,现更换为主成分分析法重新测度。在测度前,先对负向指标做取倒数的正向化处理,并对全部指标进行无量纲化处理。再进行相关检验,表5结果显示 Bartlett's 球形检验 *P* 值均小于0.01,KMO 检验值均大于0.6,说明数据适合作主成分分析。最后利用协方差矩阵进行分析,并根据特征值大于1且累计贡献率不低于80%的条件,分别选取2个和3个主成分计算数字贸易水平和制造业高质量发展水平,并重新进行回归。回归结果见表6列(1),数字贸易水平的估计系数为0.078,且通过1%显著性检验,表明基准回归结果稳健。

2. 更换回归模型

鉴于样本期内可能存在个体和时间上的随机差异,通过构建随机效应模型,并利用可行广义最小二乘法进行稳健性检验。表6列(2)(3)分别展示了个体、时间单因素随机效应模型的回归结果,可以看到,数字贸易水平

表 5 主成分分析检验结果

Bartlett 检验	数字贸易水平(TRA)	制造业高质量发展水平(QUA)
近似卡方	9 961.442	2 388.610
自由度	55	36
<i>P</i> 值	0.000	0.000
KMO 检验:		
KMO 值	0.925	0.813

表 6 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	主成分	随机效应	随机效应	滞后1期	滞后2期
<i>TRA</i>		0.459 *** (14.50)	0.622 *** (22.87)		
<i>P. tra</i>	0.078 *** (5.33)				
<i>L. tra</i>				0.482 *** (12.75)	
<i>L2. tra</i>					0.566 *** (13.49)
<i>URB</i>	2.044 *** (5.45)	0.141 *** (4.31)	0.119 *** (3.48)	0.126 *** (3.57)	0.201 *** (5.12)
<i>ECO</i>	0.001 (0.07)	0.002 *** (2.90)	0.010 *** (10.92)	0.002 ** (1.99)	0.003 ** (2.34)
<i>CAP</i>	0.056 * (1.95)	0.009 *** (3.55)	0.034 *** (10.21)	0.005 * (1.87)	0.006 ** (2.26)
<i>OPEN</i>	-0.008 (-0.27)	0.003 (1.05)	0.030 *** (7.08)	-0.006 (-1.44)	-0.006 (-1.31)
常数项	-0.094 (-0.34)	-0.037 * (-1.72)	-0.131 *** (-6.20)	0.006 (0.25)	-0.016 (-0.57)
城市固定效应	YES	YES	NO	YES	YES
时间固定效应	YES	NO	YES	YES	YES
观测值	533	533	533	492	451
<i>R</i> ²	0.747	0.818	0.857	0.665	0.636

的估计系数始终在1%水平上显著为正,结论依旧稳健。

3. 核心解释变量滞后处理

考虑到数字贸易水平对制造业高质量发展的影响可能存在一定的时滞性,因此对核心解释变量做滞后处理,并进行稳健性检验。表6列(4)(5)结果表明,滞后1期、2期的数字贸易水平均对制造业高质量发展存在正向促进作用,结论稳健。

4. 样本变更

一是为考察模型是否受可能存在的极端值影响,对核心解释变量做上下 1% 的缩尾处理,以消除异常值。二是考虑到省会城市和直辖市在政策制定、资金支持上比其他城市更具优势,为防止省会城市数据造成结果偏误,本文在剔除上海、南京、杭州和合肥后再次进行实证检验。三是疫情的出现对电商平台及线下实体经济均造成冲击,因此本文通过剔除 2019—2020 年数据对样本期进行修改。样本变更的稳健性检验结果依次列示在表 7,数字贸易水平的估计系数始终为正,且通过 1% 显著性检验,说明前文结论稳健可靠。

5. 不同维度数字贸易回归

本文数字贸易指数包含数字设施、数字创新、贸易潜力和物流设施 4 个维度,不同维度的内涵和侧重点存在显著差异,对制造业高质量发展的影响也可能不同,因此重新测

算 4 个维度的发展水平,并将其作为解释变量进行回归。表 8 列(1)—(4)结果显示 4 个子维度均显著为正,与前文结论相符。且相较之下,数字设施和贸易潜力对制造业高质量发展的影响更大,可能是因为,数字基础设施的完善在很大程度上降低了制造业企业生产和交易成本,贸易潜力的提升则不断推动企业进行产品创新,从而促进制造业整体高质量发展。

(三) 内生性问题

1. 工具变量法

由于数字贸易和制造业高质量发展间可能存在反向因果关系,因此采用工具变量法缓解内生性问题。在工具变量选取上借鉴张

表 8 不同维度数字贸易稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Qua</i>	<i>Qua</i>	<i>Qua</i>	<i>Qua</i>
数字设施	0.396 *** (8.82)			
数字创新		0.225 *** (10.62)		
贸易潜力			0.486 *** (14.04)	
物流设施				0.110 *** (4.64)
<i>urb</i>	0.044 (1.27)	0.078 ** (2.28)	0.117 *** (3.61)	0.017 (0.47)
<i>eco</i>	0.005 *** (4.52)	0.004 *** (4.45)	0.002 * (1.84)	0.007 *** (6.82)
<i>cap</i>	0.006 *** (2.10)	0.005 * (1.79)	0.005 ** (2.18)	0.002 (0.67)
<i>open</i>	-0.002 (-0.83)	-0.002 (-0.80)	-0.000 (-0.09)	-0.003 (-1.24)
<i>Constant</i>	0.030 (1.12)	0.042 * (1.67)	0.007 (0.30)	0.087 *** (3.23)
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
观测值	533	533	533	533
<i>R</i> ²	0.611	0.634	0.680	0.567

表 7 样本变更稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)
	剔除极端值	剔除省会	剔除疫情
<i>TRA</i>	0.589 *** (14.93)	0.753 *** (15.10)	0.679 *** (14.34)
<i>URB</i>	0.042 (1.60)	0.049 * (1.80)	0.057 ** (2.22)
<i>ECO</i>	0.004 *** (5.48)	0.006 *** (7.88)	0.002 ** (2.22)
<i>CAP</i>	0.014 *** (6.50)	0.015 *** (7.78)	0.019 *** (6.85)
<i>OPEN</i>	0.003 (0.46)	0.001 (0.58)	0.005 (0.60)
常数项	-0.017 (-0.84)	0.013 (0.60)	-0.066 *** (-2.74)
城市固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
观测值	533	481	451
<i>R</i> ²	0.731	0.747	0.987

勋等的做法,用各城市到杭州的球面距离表示,并将其与长三角地区层面(除本市外)的数字贸易发展水平均值进行交互,形成具有随时间变化特征的新的工具变量^[42]。表9列(1)(2)报告了第一阶段和第二阶段的回归结果,不可识别检验 P 值小于 0.1,弱工具变量检验 F 值远大于 10% 水平下的临界值 16.38,说明不存在弱工具变量问题,工具变量选择合理。在第二阶段中数字贸易水平回归系数显著为正,说明前文结论稳健。

2. 高维固定效应法

数字贸易的发展依赖于数字技术的进步和互联网环境的优化,而制造业发展质量高的地区可能会在这方面形成“先行者优势”,这就可能使本文因果识别产生偏误。因此,本文在固定时间和城市效应的基础上,进一步固定省份效应以及省份、时间的交互效应,表9列(3)的结果表明前文结论依旧稳健。

3. 系统 GMM 模型

考虑到制造业发展质量的提升具有延续性,因此在式(1)中引入制造业高质量发展的滞后 1 期项,构建动态面板模型进行估计,不仅能反映制造业高质量发展的动态变化特征,也能在一定程度上缓解内生性问题。表9列(4)展示了两步系统 GMM 估计结果,首先 Hansen 检验 P 值在 10% 水平上拒绝原假设,说明工具变量有效;其次序列相关检验中 $AR(1) < 0.01$ 、 $AR(2) > 0.1$,说明扰动项不存在自相关问题;最后数字贸易水平的估计系数在 10% 水平上显著为正,与基准回归结果相符,结论稳健性得到证实。

表9 内生性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>first</i>	<i>second</i>	高维度	<i>sys-gmm</i>
	<i>TRA</i>	<i>QUA</i>	<i>QUA</i>	<i>QUA</i>
<i>IV</i>	-0.002 *** (-2.22)			
<i>TRA</i>		1.240 *** (3.40)	0.910 *** (22.67)	0.159 * (1.72)
常数项	0.346 ** (2.69)	-0.197 (-1.39)	0.455 *** (13.01)	6.103 ** (2.67)
控制变量	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	NO	NO	YES	NO
省份×年份固定效应	NO	NO	YES	NO
弱 IV 检验	24.430 (16.38)			
可识别检验[P 值]		3.820 * (0.05)		
AR(1)				0.005
AR(2)				0.151
hansen 检验				0.242
观测值	533	533	533	492
R^2	0.031	0.730	0.831	

(四) 机制检验

借鉴许和连等对机制效应的分析思路和方法^[43],在式(1)的基础上构建以下中介效应模型

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 TRA_{it} + \beta_i X_{it} + U_i + V_t + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

$$QUA_{it} = \eta_0 + \eta_1 TRA_{it} + \eta_2 M_{it} + \eta_i X_{it} + U_i + V_t + \varepsilon_{it} \tag{3}$$

式中: β_0 、 η_0 均为常数项。 M_{it} 代表中介变量,具体包括产业结构升级(STR),这一指标揭示了产业结构从低端产业向高端产业的转型水平,本文采用第三产业增加值占 GDP 比重与第二产业增加值占 GDP 比重之比来衡量,指标的数值越高,意味着产业结构越先进;技术创新(NOV),本文选用专利授权数来衡量

城市的技术创新能力;人力资本(HUM),一个地区从业人员的受教育情况能够在一定程度上反映出该地区的人力资本水平,因此本文将大学生在校数量的对数作为对城市人力资本水平的衡量标准。在系数方面, β_1 、 β_i 分别表示数字贸易和各控制变量对中介变量的估计系数; η_1 、 η_2 、 η_i 则为数字贸易、中介变量和各控制变量对制造业高质量发展的估计系数。

表 10 列(1)(2)为产业结构升级的中介效应检验结果。列(1)估计了数字贸易水平对产业结构升级的影响, TRA 系数在 1% 水平上显著为正,意味着数字贸易有利于产业结构转型升级。列(2)则在控制数字贸易的前提下估计了产业结构升级对制造业高质量发展的影响, STR 的系数在 5% 水平上显著为正,说明产业结构的优化的确推动了制造业高质量发展,即在数字贸易对制造业发展质量的影响中存在产业结构升级的中介效应,假设 2 得证。

表 10 列(3)(4)为技术创新的中介效应检验结果。列(3)中 TRA 估计系数显著为正,说明数字贸易能够提高城市创新水平,同时列(4)中 NOV 系数也在 1% 水平上显著为正,说明数字贸易能够通过提高创新能力的机制推动制造业高质量发展,假设 3 得到验证。同理,根据列(5)(6)结果可知,人力资本水平的提升同样是数字贸易促进制造业高质量发展过程中的重要机制,假设 4 成立。

五、拓展研究

表 10 中介效应检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>str</i>	<i>Qua</i>	<i>nov</i>	<i>Qua</i>	<i>hum</i>	<i>Qua</i>
<i>TRA</i>	1.816 *** (6.78)	0.355 *** (11.11)	0.304 *** (29.46)	0.259 *** (6.32)	0.164 *** (5.83)	0.295 *** (9.42)
<i>STR</i>		0.018 ** (2.08)				
<i>NOV</i>				2.028 *** (18.74)		
<i>HUM</i>						0.383 *** (7.79)
<i>URB</i>	-0.439 * (-1.94)	0.095 *** (2.79)	0.030 *** (2.71)	0.033 (1.25)	0.046 (1.51)	0.076 ** (2.34)
<i>ECO</i>	-0.030 *** (-3.47)	0.003 *** (3.08)	-0.000 (-1.17)	0.004 *** (5.66)	0.002 *** (2.67)	0.003 *** (2.78)
<i>CAP</i>	0.005 (0.29)	0.005 * (1.72)	-0.003 *** (-3.93)	0.012 *** (5.68)	-0.003 (-1.13)	0.006 ** (2.32)
<i>OPEN</i>	-0.004 (-0.68)	-0.002 (-0.61)	-0.001 (-0.88)	0.000 (0.05)	0.001 (0.50)	-0.002 (-0.75)
常数项	1.327 *** (7.75)	0.044 * (1.67)	0.003 (0.37)	0.022 (1.13)	0.077 *** (3.46)	-0.002 (-0.07)
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	533	533	533	533	533	533
R^2	0.899	0.644	0.814	0.794	0.457	0.682

境贸易活动,是数字贸易的重要形式,具有贸易数字化和数字贸易化的特征。跨境电商综合试验区的设立则是数字贸易改革的重要举措,2015 年国务院批准杭州成为首个跨境电商试点城市,截至 2022 年共分 7 个批次在全国 31 个省份设立 165 个试点,其中包括长三角地区 30 个城市。与此同时,在 2015—2023 年间中国跨境电商总交易额,从 360.2 亿元增长至 2.4 万亿元^①,成为推动数字贸易发展的重要力量。因此,本文将“跨境电商综合试验区”建设视作一项准自然实验,探究该政策对制造业高质量发展的影响,也

① 数据来自中国海关总署 [http://www. customs. gov. cn/](http://www.customs.gov.cn/)。

进一步为前文研究提供证据支持。基于此,本文构建如下多时点双重差分模型

$$QUA_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 DID_{it} + \lambda_i X_{it} + U_i + V_t + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

式中: λ_0 为常数项; DID_{it} 表示政策冲击的0—1 虚拟变量,当城市*i* 在第*t* 年被批复成为跨境电商综合试验区时取1,否则取0; λ_1 、 λ_i 则分别为政策虚拟变量和一系列控制变量的估计系数。

(一) 基准分析

根据表 11 列(1)(2) 结果可知,无论是否加入控制变量, DID 的估计系数都在 1% 水平上显著为正,说明以跨境电商试点政策代表的数字贸易水平能够显著促进制造业高质量发展。以列(2) 结果为准,相比非政策试点城市,跨境电商试点使城市制造业发展质量提升约 1.1%。此外,由于城市对政策的预期会使该政策冲击无法满足严格外生的要求,因此本文借鉴刘啟仁等的做法,通过剔除政策实施前一年的数据排除预期效应^[44],列(3) 结果显示 DID 系数依旧显著为正,说明结论具有一定稳健性。

表 11 多时点双重差分回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
DID	0.019 *** (4.72)	0.011 *** (2.80)	0.009 ** (1.97)
常数项	0.140 *** (37.86)	0.093 *** (3.39)	0.096 *** (3.37)
控制变量	NO	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
观测值	533	533	503
R^2	0.501	0.554	0.558

(二) 平行趋势检验

在采用双重差分法进行政策效应估计

时,要求实验组和控制组被解释变量满足平行趋势检验,即两组的制造业高质量发展水平保持一致的变化趋势。为此借助事件分析法进行检验,并构建如下模型

$$QUA_{it} = \gamma_0 + \sum K = -127 + \gamma_k DID_{it}^k + \gamma_i X_{it} + U_i + V_t + \varepsilon_{it} \tag{5}$$

式中: γ_0 为常数项。 DID^k 表示获批跨境电商试点这一事件的虚拟变量, K 为整数且不等于 0,其他变量与式(1) 相同。令 n 为城市*i* 获批的具体年份,当 $t - n \geq 7$ 时, $DID^7 = 1$,否则 $DID^7 = 0$;当 $t - n \leq -12$ 时, $DID^{-12} = 1$,否则 $DID^{-12} = 0$;当 $t - n = k$ 时, $DID^k = 1$,否则 $DID^k = 0$ 。 γ_k 和 γ_i 分别表示一系列 DID^k 虚拟变量和控制变量的估计系数。检验结果如图 3 所示,可以看出在政策时点前系数接近 0 且不显著,两组样本间发展趋势不存在显著系统性差异,满足平行趋势假设。而在政策时点后,估计系数显著为正且持续增大,反映出跨境电商试点政策对城市制造业高质量发展的促进效应随政策实施时间的延长而提升。

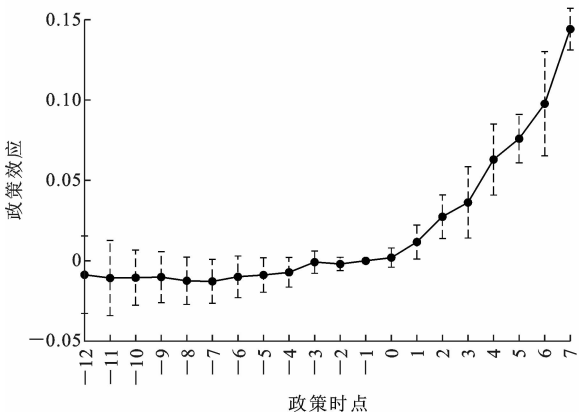


图 3 平行趋势检验

注:曲线为式(5) 的估计系数,虚线表示估计系数 95% 置信区间。

(三) 安慰剂检验

为排除其他未观测因素对回归结果的干扰,本文还进行了安慰剂检验。具体的,每次抽取 30 个城市作为实验组,并随机分配政策冲击年份进行回归,在重复上述步骤 500 次后得到图 4 结果。可以看出虚假的系数估计值基本集中在 0 附近,距离真实系数值 0.011 较远,同时大部分虚假的 P 值大于临界值 0.1,说明原结论稳健。

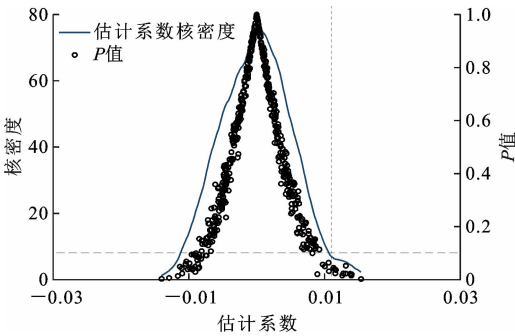


图 4 安慰剂检验

六、研究结论与建议

本文以 2010—2022 年长三角 41 个地级市为研究样本,通过构建多维度指标体系对城市数字贸易水平和制造业高质量发展水平进行测度,并基于此就数字贸易引领制造业高质量发展的逻辑进行理论和实证分析,得出以下结论:

第一,长三角地区总体的数字贸易水平和制造业发展质量在样本期内呈上升趋势,但存在区域发展不平衡问题,形成以上海为中心向四周减弱的布局。

第二,数字贸易能够显著促进制造业高质量发展,且机制检验表明产业结构升级效

应、技术创新效应和人力资本提升效应是数字贸易促进制造业发展的主要渠道。

第三,拓展研究表明“跨境电商综合试验区”这一推动数字贸易发展的试点政策能够显著提升制造业发展质量,且该提升效应表现出边际增强的演化效应。

基于上述结论,本文提出以下建议:

第一,加强创新协作,推动数字贸易发展。技术进步是数字贸易发展的重要因素,关键在于加快创新体系的建设,这就要求长三角地区聚焦于对数字算力底座和高端芯片的研发,依托长三角 G60 科创走廊和沿沪宁产业创新带,集中力量共同攻克关键数字技术和材料难题。同时通过“奖补政策”鼓励有资质的企业参与到相关研发中,在打造科技龙头企业时培育“专精特新”的中小企业,降低数字贸易发展的成本。此外,高素质人才供给是技术创新的根本源泉,应优化高校人才培养机制,完善重点专业的设置和调整,并健全企业和高校间的人才流动机制。

第二,推动数字贸易与制造业深度融合。当前完成数字化转型的企业相对较少,应当加快构建工业互联网一体化服务平台,降低小微企业转型难度,促进其“差异化竞争”,充分释放数字贸易对制造业高质量发展的推动作用,实现制造业的信息化、服务化和智能化。

第三,完善数字基础设施,弥合区域差距。长三角地区数字基础设施建设不平衡问题依旧存在,不利于形成强劲的产业链,因此应因地制宜地优化数字基础设施的空间布局,加大移动通信基站、网络宽带、云计算、

大数据平台等新型数字基础设施的建设力度,并加快与落后地区的融合。同时,还应当升级数字物流系统和线上支付系统,实现贸易双方信息的快速响应,提高贸易效率。

七、结语

通过研究,本文理清了长三角地区数字贸易对制造业发展的影响效应和作用机制,有助于从数字贸易角度为推动制造业高质量发展提供新思路,也为长三角地区加强创新协同、深化一体化战略提供经验证据。但本文仍然存在一定局限性:本文仅选择长三角41个地级市作为研究对象,研究结果不能推广及全国;本文仅从城市层面进行分析,行业、企业层面可能存在的异质性问题,受篇幅限制没有涉及。因此,笔者在后续研究中会进一步扩大样本量,并从更多微观角度展开对数字贸易引领制造业高质量发展的进一步分析。

参考文献:

- [1] 李轩,李珮萍.“一带一路”主要国家数字贸易水平的测度及其对中国外贸成本的影响[J]. 工业技术经济,2021(3):92-101.
- [2] 杨慧瀛,杨宏举,符建华. 数字贸易如何影响全球价值链位置攀升——基于 RCEP 框架内国家的经验证据[J]. 国际经济合作,2022(2):76-87.
- [3] 贾怀勤,高晓雨,许晓娟,等. 数字贸易测度的概念架构、指标体系和测度方法初探[J]. 统计研究,2021(12):30-41.
- [4] 王迎,纪洁,于津平. 数字贸易发展水平如何影响一国对外贸易利益[J]. 国际经贸探索,2023(12):21-38.
- [5] 赵春明,杨宏举. 数字贸易如何影响统一大市场建设:基于中国 272 个地级市的经验证据[J]. 世界经济研究,2024(2):3-17,135.
- [6] 刘红,张陈陈,朱为利. 数字贸易的减污降碳效应分析[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报),2024(2):61-80.
- [7] 韦志文,冯帆. 数字贸易对碳排放的影响——基于“一带一路”沿线 48 国的经验证据[J]. 现代经济探讨,2023(8):65-77.
- [8] 官华平,郭滨华,张建武. 数字贸易、技术扩散与劳动力技能结构[J]. 国际经贸探索,2023(5):89-106.
- [9] 朱金生,郭可尘. 数字贸易对中国高质量充分就业的影响[J]. 技术经济,2024(2):10-21.
- [10] JURAN J M. Quality-control handbook [M]. New York: McGraw-Hill, 1951.
- [11] JOSHI D, NEPAL B, RATHORE A P S, et al. On supply chain competitiveness of Indian automotive component manufacturing industry [J]. International journal of production economics, 2013(1):151-161.
- [12] 李琳,王蔚阳. 中国制造业发展质量的空间异质性研究——基于投影寻踪模型的分析[J]. 华东经济管理,2020(9):1-11.
- [13] 高运胜,杨阳. 全球价值链重构背景下我国制造业高质量发展目标与路径研究[J]. 经济学家,2020(10):65-74.
- [14] 张青,李溪,周振. 创新要素集聚、财税激励与制造业高质量发展[EB/OL]. (2024-07-18) [2024-08-04]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/61.1329.C.20240717.1235.002>.

html.

[15] 高丽娜,宋慧勇.创新驱动、人口结构变动与制造业高质量发展[J].经济经纬,2020(4):81-88.

[16] 曾宪聚,严江兵,周南.深圳优化营商环境的实践经验 and 理论启示:制度逻辑与制度融贯性的视角[J].经济体制改革,2019(2):5-12.

[17] 白少君,刘欢,张曼,等.企业家精神、工匠精神对先进制造业企业高质量发展的影响机制[J].2024(1).

[18] 张广胜,孟茂源.内部控制、媒体关注与制造业企业高质量发展[J].现代经济探讨,2020(5):81-87.

[19] GIUDICE M D. Discovering the Internet of Things (IoT) within the business process management: a literature review on technological revitalization[J]. Business process management journal,2016(2):263-270.

[20] 张倩男,苏莹童.数字贸易对全球价值链位势攀升的影响研究——基于我国制造业细分行业数据的实证[J].经济问题探索,2023(8):179-190.

[21] 鲁慧鑫,冯宗宪.数字贸易限制与中国制造业全球价值链分工地位[J].经济体制改革,2024(3):93-102.

[22] 卓乘风,邓峰.互联网发展如何助推中国制造业高水平“走出去”?——基于出口技术升级的视角[J].产业经济研究,2019(6):102-114.

[23] 刘婧玲,刘经珂,陈艳莹.跨境电商综试区提升了城市制造业出口技术复杂度吗?[J].世界经济研究,2024(7):58-71,135.

[24] 袁其刚,王敏哲.数字贸易赋能制造业质量变革机制与效应——来自跨境电子商务综合试验区的准自然试验[J].工业技术经济,2022(1):62-70.

[25] 黄令,王亚飞,伍政兴.制造业高质量发展与数字贸易——来自2012—2020年省域面板数据的检验[J].现代管理科学,2023(4):136-145.

[26] 王瑞荣.数字贸易推动浙江省制造业高质量发展的对策建议[J].现代管理科学,2021(1):114-120.

[27] 徐艳,周欢怀.数字贸易背景下绍兴市制造业高质量发展路径研究[J].改革与开放,2022(6):19-24,43.

[28] 费方域,闫自信,陈永伟,等.数字经济时代数据性质、产权和竞争[J].财经问题研究,2018(2):3-21.

[29] 王娟.数字经济驱动经济高质量发展:要素配置和战略选择[J].宁夏社会科学,2019(5):88-94.

[30] 李春发,李冬冬,周驰.数字经济驱动制造业转型升级的作用机理——基于产业链视角的分析[J].商业研究,2020(2):73-82.

[31] FORMAN C, ZEEBROECK N. From wires to partners: how the internet has fostered R&D collaborations within firms [J]. Management science,2012(8):1549-1568.

[32] 宋歌.数字经济时代加快传统制造业转型升级研究[J].产业创新研究,2019(12):116-118.

[33] 孙玉颖.数字服务贸易自由化对制造业出口国内增加值率提升的影响研究[D].保定:河北大学,2022.

[34] 任同莲.数字化服务贸易与制造业出口技术复杂度:基于贸易增加值视角[J].国际经贸

- 探索,2021(4):4-18.
- [35] 惠宁,刘鑫鑫. 互联网发展对中国区域创新能力的影响效应[J]. 社会科学研究,2020(6):30-37.
- [36] 姚战琪. 数字贸易、产业结构升级与出口技术复杂度——基于结构方程模型的多重中介效应[J]. 改革,2021(1):50-64.
- [37] PAUNOV C, ROLLO V. Has the internet fostered inclusive innovation in the developed world? [J]. World development, 2016(78): 587-609.
- [38] 刘维刚,倪红福. 制造业投入服务化与企业技术进步:效应及作用机制[J]. 财贸经济, 2018(8):126-140.
- [39] 马述忠,房超,梁银锋. 数字贸易及其时代价值与研究展望[J]. 国际贸易问题, 2018(10):16-30.
- [40] 张卫华,梁运文. 中国数字贸易发展水平省域分异与空间效应[J]. 贵州社会科学,2020(12):129-138.
- [41] 冯宗宪,段丁允. 数字贸易发展指数评价及影响因素分析——基于49个国家的面板数据[J]. 北京工业大学学报(社会科学版), 2022(4):100-117.
- [42] 张勋,杨桐,汪晨,等. 数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践[J]. 管理世界, 2020(11):48-63.
- [43] 许和连,金友森,王海成. 经理自主权对企业出口产品质量的影响研究[J]. 国际贸易问题,2020(8):52-66.
- [44] 刘啟仁,赵灿,黄建忠. 税收优惠、供给侧改革与企业投资[J]. 管理世界,2019(1):78-96,114.

(责任编辑:杨南熙)