数字贸易如何影响贸易高质量发展

——基于贸易全要素生产率视角的经验证据

杨慧瀛, 杨宏举

(哈尔滨商业大学 经济学院, 哈尔滨 150028)

摘要: 贸易高质量发展是高效优质利用国内国际两种市场和资源的关键抓手,能够有力推动双循环新发展格局及经济高质量发展。基于2010—2020年中国省际数据,实证考察了数字贸易对贸易高质量发展的影响及相关作用机制。研究发现,一是数字贸易能够有效促进贸易高质量发展,且这种影响受到市场开放度的调节;此外,从数字贸易各维度看,其对贸易高质量发展的影响存在异质性。二是数字贸易能够通过产业结构和物流业升级对贸易高质量发展产生推动作用。三是空间回归表明某一地区数字贸易发展会对周边地区产生负向溢出效应。进一步的拓展性分析发现,在东部、中部地区数字贸易能够有效推动贸易高质量发展,对西部地区虽有促进作用,但并不明显;数字贸易各维度中,数字技术在中部地区对贸易高质量发展具有显著促进作用,数字产业化贸易在东部、中部地区对贸易高质量发展具有显著促进作用。研究有助于理清数字贸易和贸易高质量发展之间的逻辑关系及作用机制,为我国通过发展数字贸易进而推动贸易高质量发展提供了理论和经验支撑,为政策决策提供建议。

关键词: 数字贸易; 贸易高质量发展; 市场开放度; 溢出效应

中图分类号: F740; F49 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2023)3—0040—12

一、引言

贸易作为经济发展的关键驱动力,实现其可持续、高质量发展对一国经济企稳增长至关重要。随着贸易、投资保护主义抬头,贸易摩擦呈频繁化、复杂化、长期性趋势,贸易壁垒及其种类层出不穷,尤其“美国优先”政策的实行及延续给世界经济复苏带来更大不确定性,使得经济全球化遭遇逆流,全球自由贸易体系遭受冲击。此外,新冠疫情影响在破坏全球价值链、产业链、供应链的同时,也加速了流通和贸易的形态、规则、体系变革,加之地区冲突对全球经济的影响,深刻推动了百年变局的演变进程。在数字技术革命、百年未有之大变局与世纪疫情的交织激荡中,依靠劳动力和资源优势的传统贸易形态不可持续问题进一步凸显,低效率、低附加值、高能耗等贸易低质量发展成为经济、贸易高质量,绿色可持续发展进程中必须解决的问题。

鉴于此,在新发展格局下,为促进我国贸易在复杂多变的国际环境中保稳提质,畅通内外循环、高效配置国内国际优质资源,以促进我国经济高质量发展,2021年商务部颁布了《“十四五”对外贸易高质量发展规划》,在对我国“十三五”贸易成绩及经验总结的基础上,提出要“优化贸易结构、加快发展贸易新业态、推进内外贸一体化、营造良好发展环境”,为我国贸易高质量发展提供了关键抓手和政策基础。此外,要以新一轮信息技术革命为契机,加快数字技术赋能贸易,发挥数字贸易对贸易高质量发展的引领作用,持续扩大数字贸易规模,根据中国信通院与国务院发展研究中心对外经济研究部联合发布的《数字贸易发展与合作报告(2021年)》数据显示,虽然在2020年全球服务贸易受到严重冲击,但数字服务贸易逆势增长,占服务贸易的比重进一步提高至62.8%,仅一年时间涨幅提升11.5%,超过过去10年总和,年平均增长率达到6.7%,高于同期服务贸易(4.4%)和货物贸易(2.7%)。因此,引发思考:以数字技术为支撑的数字贸易新业态对我国外贸高质量发展的推动作用能否得到经验检验,其传导机制是什么,是否受到市场开放度的影响?此外,具备一定数字技术特性的数字贸易是否同样具有空间溢出效应?基于对以上问题的探索性研究,以期通过数字贸易发展视角助力我国对外贸易稳住基本盘,为我国对外贸易高质量发展增加新引擎,为破解我国当前面临的国内外贸易环境提供新抓手,对推动我国对外贸易更高水平、更高质量发展具有重要的现实和理论意义。

收稿日期: 2022-11-03

基金项目: 黑龙江省哲学社会科学规划项目“RCEP背景下黑龙江省深度融入国内国际双循环的路径及对策研究”(22JYB237)

作者简介: 杨慧瀛,博士,哈尔滨商业大学经济学院副院长,教授,研究方向:国际贸易理论与政策;杨宏举,哈尔滨商业大学经济学院硕士研究生,研究方向:国际贸易理论与政策。

二、文献综述

学界当前对贸易高质量发展的研究主要可分为：一是对贸易高质量发展内涵的解读及测度；二是将贸易高质量与其他经济主体相结合的研究；三是对贸易高质量发展影响因素的探析。

关于贸易高质量发展内涵的解读方面，魏方等(2021)从中间品进口关税与贸易的关系出发解读贸易高质量发展，发现贸易出口质量提升得益于进口关税减让。裴长洪和刘洪愧(2020)结合目前国内外经济、贸易发展形势，指出当今世界正处于由价值链贸易向数字贸易的关键调整期，我国贸易要利用既有优势和规则获得新的技术外溢和延伸，形成新的国际供应链关系。马林静(2020)指出外贸高质量发展内涵具有多元性，以贸易国际竞争力提升为核心，需要进一步协调格局、动力、模式及发展理念。关于外贸高质量发展的测度方面，一是基于新发展理念从创新、协调、绿色、开放、共享角度或从贸易强国理念角度构建指标体系对其进行测度(曹俊文和雷清雅,2021;付文字等,2021;吴艳秋和张曙霄,2021)；二是从测算贸易全要素生产率视角反映我国对贸易高质量发展水平(齐欣和王强,2021;王敏等,2022)；三是从产品层面构建贸易高质量发展指数对我国出口产品贸易质量进行测度(李强,2021;王孝松和周钰丁,2022)。

关于贸易高质量发展与其他经济主体结合的研究中，魏艺明等(2019)基于中间品和增加贸易研究发现，全球生产分工对增加值贸易高质量发展具有正向作用，且受到研发、融资和制度环境的制约，此三者改善能够进一步推动全球生产分工对增加值贸易高质量发展正向效应的释放。杨鲜丽等(2021)采用双重差分研究发现，“一带一路”倡议对中国-东盟贸易高质量发展总体影响尚需进一步释放，但对出口贸易总额具有积极影响。李楠等(2021)从制造业国内附加值率(DVAR)视角对中国贸易高质量增长考察发现，环境治理能够显著推动DVAR增长，且主要以政府环保支出和企业绿色补贴增加两条路径实现。谢申祥等(2022)在考察服务业“营改增”对出口贸易高质量发展的影响时发现，“营改增”对企业的出口产品质量具有显著的提升作用，并且通过企业税收负担降低、生产专业化水平提高两条路径传导。Zhao等(2022)从空间相互依赖视角研究发现，在文化距离下，邻国贸易高质量发展对本国具有显著的溢出效应。

关于贸易高质量发展的影响因素方面，李强(2021)实证检验了技术创新溢出对贸易高质量发展的影响，发现当外部经济环境越好，技术创新对出口贸易高质量发展的推动作用越明显。戴翔(2021)认为要素分工和制度型开放对一国出口贸易的质量和水平具有重要影响。因此，我国需要从商品和要素流动型开放转为规则等制度型开放。Ariu(2022)研究指出，促进高质量贸易产品流通及有效的全球价值链构建的主要因素之一在于高质量国际劳动力流动。王孝松和周钰丁(2022)从企业层面证实了经济政策不确定性对出口产品质量的影响呈倒“U”型特征，且企业生产效率、资产配置及创新具有重要的中介效应。余淼杰和郭兰滨(2022)指出数字贸易成为中国贸易高质量发展的重要因素，要进一步推动贸易数字化进程，以新基建和经贸互促机制完善为抓手推动贸易高质量发展。

通过梳理文献可知，一是学界虽然对贸易高质量发展研究较多，但是多数仍然以定性分析为主，定量分析多处于对贸易高质量发展的测度评价上；二是在贸易高质量与其他经济主体相结合的研究中：首先，大多基于国家层面展开研究，较少涉及我国省级层面；其次，涉及国内贸易高质量发展的测度主要基于更加微观的产品层面，虽然对产品出口质量测度更为全面，但是在省级层面会产生较多数据缺失，且各省存在统计口径差异，数据较难获取；三是虽然对数字贸易和贸易高质量发展之间的关系有所研究(余淼杰和郭兰滨,2022)，但是以定性分析为主，并未得到实证检验。这也为进一步研究留下了空间，本文尝试对以上不足探析弥补，以期通过数字贸易视角推动我国贸易高质量发展。可能的边际贡献在于：一是基于商务部颁布的《“十四五”对外贸易高质量发展规划》要求，采用在数据上更具可行性，从能反映中国贸易高质量发展程度的“投入-产出”角度出发，运用贸易全要素生产率对中国贸易高质量发展水平进行测度；二是通过实证检验，理清数字贸易与贸易高质量发展之间的关系；三是检验数字贸易影响贸易高质量发展的传导路径；四是找出市场开放度对数字贸易影响贸易高质量发展的调节效应；五是验证数字贸易在影响贸易高质量发展过程中可能存在的溢出效应。

三、数字贸易影响贸易高质量发展的理论机制及研究假设

数字贸易的发展，一方面会通过促进产业技术升级推动产业结构升级；另一方面数字产品对物流的要求更高，进而推动物流升级，前者提高贸易产品竞争力，后者能使产品更加高效的“走出去”，两者均能推动贸易

高质量发展。此外,市场开放度能对外商投资和数字技术引进产生重要影响,且某一地区数字贸易发展对周边地区会产生影响,具有数字技术溢出效应特征。

(一)产业结构升级机制

数字贸易发展主要取决于两部分,一是数字产业化部分,二是产业数字化部分。首先,对于数字产业化部分,主要在于数字技术的规模化、产业化发展。数字技术的发展使得贸易范围和场景不断扩展,增加数据信息要素流动,数据产品,如线上教育、游戏产品、软件等呈规模化增长趋势,此外数字技术研发企业对数字技术的研发投入并不雷同于传统企业,其要素投入边际成本趋于递减,而边际收益趋于递增。因此在研发要素投入达到一定阶段后,企业数字产品生产的平均成本渐趋下降即达到规模经济,且单个企业规模报酬递增,加之数字服务贸易的集聚性(余森杰和郭兰滨,2022),新型技术企业会逐渐向基础设施完备地区和技术高地集聚,形成产业化发展态势。其次,对于产业数字化部分,主要在于企业内部结构升级和企业间柔性化协调发展。当企业引入先进数字技术时,一方面能使企业加快数字化转型,生产要素在企业内部各部门间高效流动,增加对优质资源的配置和利用效率;同时,数字技术的引入会倒逼企业通过开发新能力、促进能力组合和增强变革能力使管理能力升级(Pihlajamaa et al, 2021),促使企业管理网络更加扁平化,优化管理成本,推动企业内部结构升级。另一方面,当某一企业引进先进技术,优化生产模式,会倒逼产业链中其他企业转型升级,从而使全产业链数字化转型,柔性化上下游产业边界,产业链一体化协调发展。最后,产业数字化和数字产业化相辅相成,在企业内部优化管理、降低成本,在企业间柔化生产边界,加速要素流动,均能推动产业结构升级,使企业从价值链低端逐渐走向中高端,从价值链主要参与者逐渐转为掌控者,增加产品附加值,提高其国际市场竞争力,改善贸易利比和结构,推动贸易高质量发展。

基于此,本文提出假设 1:

数字贸易通过推动产业结构升级促进贸易高质量发展(H1)。

(二)物流业现代化升级机制

数字贸易产品主要来自于:一是数字技术发展带来的可贸易化的数据要素标的,如搜索引擎、在线文娱产品等;二是通过线上完成交易而需线下转运的实体产品。首先,对于数字贸易产品的第一种来源,主要在于建设完善新型数据流动平台,助力数据标的高效流动。大数据时代的到来及数字信息技术的发展,使贸易标的丰富化、多元化,且数字贸易新型数据要素标的交易会形成巨大的数据流。因此数字贸易线上交易的进一步发展,会倒逼数据流渠道及交易平台在数字技术赋能下革新升级,进而推动新型基础设施,如大数据传输新型宽带光纤、5G 基站、算力平台等的发展,使得“线上物流通道”现代化转型升级。其次,对于数字贸易产品第二种来源,主要在于传统物流业向现代物流业转型,畅通物流渠道。数字贸易的发展使得贸易效率得到大幅提升,买卖双方交易从国内市场拓展到国际市场,消费者通过数字贸易平台搜寻商品,大大降低了搜寻成本,厂商通过数字贸易平台精准对接海外市场,降低了销售成本,使得线上订单交易精准、高效完成。但涉及相关产品的跨国流动,特别是高精尖产品的流动,则要求对物流能够时时精准掌握,以求高效、安全送达到目的地。因此会倒逼传统物流向现代智慧物流体系升级,亦即高端产业链、供应链倒逼物流体系数字化、智能化转型升级(杨慧瀛等,2022)。最后,物流体系的升级,一是能够优化产业运行空间,使产业内部和各产业之间高效互动,降低生产成本,提高产品国际竞争力;二是有利于产品在国内外高效流通,助力优质产品“走出去”,捕捉商机,提高贸易效率,助力贸易高质量发展。

基于此,本文提出假设 2:

数字贸易通过倒逼物流业现代化升级促进贸易高质量发展(H2)。

(三)市场开放度的调节效应

数字贸易活动开展主要以微观经济主体企业为主。因此数字贸易企业市场活动的开展必然受到市场开放度的影响。一是市场环境改善有利于虹吸优质资源,增加市场竞争力。当一国市场治理程度不断提高,市场规则和秩序不断完善,企业面临的外部环境经营成本(如税收成本、公关费用等)会大幅减少,从而降低企业生产资源的“非生产性”浪费,将主要资源用于设计、研发等创新环节,进而在开放市场经济条件下,吸引外国投资者将优质资源投向本国市场,从而迫使本国企业参与国际市场竞争,在淘汰“僵尸”企业的同时,外部竞争压力促使其余企业不断转型升级,增加市场活力,进一步扩展优质产品生存空间,从而出现“良币驱逐劣币”现象,提高贸易产品质量,助推贸易高质量发展。二是提高要素配置效率,促进企业技术升级。生产要素

流动主要以利润为导向,在开放式自由竞争市场条件下,根据马克思政治经济原理,要素会从利润率低的行业流出,而进入利润率高的行业,直到各行业之间平均利润率的形成,要素流动才会趋于停止,但是为了获得超额剩余价值,会出现企业率先革新技术和生产模式,同时迫使其他企业技术升级,降低企业产品生产成本,提高产品技术附加值,促进商品结构转换,增加高技术产品在贸易产品中的比重,促进对外贸易向高质量发展。三是借鉴先进管理经验,优化企业管理成本。在开放市场条件下,国内外企业能够有效加强交流合作,彼此借鉴先进技术、生产模式和管理经验等,从而优化企业管理模式,降低管理成本。

基于此,本文提出假设3:市场开放度对数字贸易影响贸易高质量发展的效应具有正向调节作用(H3)。

(四)数字贸易的溢出效应

数字贸易在对本区域贸易质量产生影响的同时,也能对与其相邻或相近区域的贸易质量产生影响,即产生溢出效应。一方面,数字贸易发展会产生正向溢出效应。一是数字贸易产品交易产生的溢出效应。数字贸易产品作为数字技术产业化的载体,在交易产品过程中,使蕴含在其中的数字技术发生传递,因为购买方会通过“干中学”的过程模仿、研发该项数字技术,并将其应用于本企业生产过程,提高生产效率,即产生技术溢出效应。二是数字贸易的开展打破了区域间的“信息孤岛”。数字贸易开展过程会带动大量数据信息流动,各个区域通过数字贸易平台对相关信息技术学习、交流,而且在大数据平台和各类视频软件的助力下,对新知识、技术的学习曲线逐渐平坦化,亦即随着对信息技术的不断学习,耗时逐渐减少,当区域间信息、技术水平达到或接近同一水平时,会突破信息或技术差带来的流通障碍,从而加速信息和技术跨区域流动,打破“信息孤岛”,产生溢出效应。另一方面,数字贸易发展通过“虹吸效应”可能对周边地区产生负向溢出。当某一个地区政府给数字贸易企业发展提供便利政策,如给予数字技术研发资金、土地、平台和人才支持时,会促进该地区数字贸易快速发展。数字贸易的开展使企业运行成本大幅降低,企业利润空间呈现“边际效应”递增的非线性特征(赵涛等,2020),此外由于数字网络技术特有的“梅特卡夫效应”,数字贸易发达的区域带给本地区的经济效应更大,生产要素的边际产出更高,从而虹吸周边地区优质生产要素向该区域流动,使资源流出地区的经济增长逐渐减缓,从而产生负向效应。

基于此,本文提出假设4:

数字贸易在促进本区域贸易高质量发展时,对周边地区具有正向溢出效应(H4a);

数字贸易在促进本区域贸易高质量发展时,对周边地区具有负向溢出效应(H4b)。

四、研究设计

(一)模型设定

为了验证数字贸易对贸易高质量发展产生的影响,构建如下基准回归模型:

$$mtfp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 szmy_{it} + \alpha X + \mu_i + v_t + \eta_d + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中: i 为个体(也就是省份); t 为时间(也就是年份); d 为地区(东部、中部、西部地区); $mtfp_{it}$ 为反映贸易高质量发展程度的贸易全要素生产率; $szmy$ 为数字贸易发展水平; X 为控制变量; v_t 、 μ_i 、 η_d 分别为省份、年份和地区固定效应; ε 为随机干扰项; α_1 为数字贸易作用于贸易全要素生产率时边际效应的大小; α 为各控制变量对贸易全要素生产率的边际效应; α_0 为常数项。

为了验证数字贸易推动贸易高质量发展时存在的产业结构和物流两条中介路径,参考范合君等(2022)的方法,构建中介效应模型,该模型要求在式(1)中数字贸易系数 α_1 显著的基础上,式(2)、式(3)中的 β_1 和 γ_1 其中之一显著,且 γ_1 绝对值小于 α_1 时,才能通过中介效应检验,具体模型构建如下:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 szmy_{it} + \beta X + \psi_{it} \quad (2)$$

$$mtfp_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 M_{it} + \gamma_2 szmy_{it} + \gamma X + \varphi_{it} \quad (3)$$

其中: M 为中介变量; ψ 、 φ 分别为随机扰动项; β_1 为数字贸易对中介变量产生的边际效应; β 、 γ 分别为各控制变量对中介变量、贸易全要素生产率产生的边际效应; γ_1 、 γ_2 分别为中介变量、数字贸易对贸易全要素生产率的边际效应; β_0 、 γ_0 分别为常数项。

为了验证市场开放度对数字贸易作用于贸易高质量发展时所产生的调节效应,进一步在式(1)的基础上引入市场开放度与数字贸易的交叉项,构建模型为

$$mtfp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 szmy_{it} + \alpha_2 kfd_{it} + \alpha_3 szmy_{it} \times kfd_{it} + \alpha X + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中: kfd 为市场开放度; α_2 为市场开放度对贸易全要素生产率的边际效应; α_3 数字贸易对贸易全要素生产率的作用受市场开放度调节的影响。

为了验证数字贸易在作用于贸易高质量发展时存在的溢出效应,进一步考虑空间因素,在式(1)中引入空间权重矩阵与被解释变量及其他变量的空间交互项,构建如下模型:

$$mtfp_{it} = \alpha_0 + \rho Wmtfp_{it} + \alpha_1 szmy_{it} + \delta_1 Wszmy_{it} + \alpha X + \delta WX + v_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中: ρ 为空间自回归系数; W 为空间权重矩阵,为了验证回归结果的稳健性,本文分别构建了邻接和反距离权重矩阵; α_1, δ_1 分别为数字贸易对贸易全要素生产率的直接和间接影响; α, δ 分别为各控制变量对贸易全要素生产率的直接和间接影响; v_i 为个体固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。式(5)中既有被解释变量与空间权重的交互项,又有解释变量与空间权重的交互项。因此模型为空间杜宾模型(SDM)。

(二)变量测度及说明

1. 被解释变量

根据商务部颁布的《“十四五”对外贸易高质量发展规划》,要求“贸易结构更加优化、进出口更趋平衡、创新能力大幅提升、参与国际经济合作和竞争新优势明显增强”。在考虑以上贸易高质量发展要求的基础上,借鉴已有文献(齐欣和王强,2021;王敏等,2022)的思路,采用贸易全要素生产率($mtfp$)反映我国贸易高质量发展水平。鉴于数据可得性及研究实际,选取的投入指标为:产业服务化指数,用第三产业就业人数与总就业人数比重刻画,在一定程度上反应我国贸易产品结构;研发经费、开发新产品经费,此两项指标反应创新能力;外商投资企业数、外商投资总额,此两项指标在一定程度上反映了中外国际经济合作。产出指标为:外贸依存度,用进出口总额与国内生产总值比值刻画,反应中国贸易平衡程度及贸易依赖性;贸易竞争优势指数(TC),借鉴王敏等(2022)的方法,用 $TC = (X - M)/(X + M)$ 测算,反应中国贸易竞争力,其中 X 为出口, M 进口。上述指标,第三产业就业人数和总就业人数来自EPS数据平台,其余指标数据均来自国研网宏观经济数据库。本文采用DEA-Malmquist指数测算贸易全要素生产率,具体为

$$tec = \left[\frac{D'(x_{t+1}, y_{t+1})}{D'^{+1}(x_{t+1}, y_{t+1})} \frac{D'(x_t, y_t)}{D'^{+1}(x_t, y_t)} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (6)$$

$$efc = \frac{D'^{+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{D'(x_t, y_t)} \quad (7)$$

$$mtfp = tec \times efc = tec \times sec \times pec \quad (8)$$

其中: tec 为技术进步变化指数; efc 为技术效率变化指数; sec, pec 分别为规模、纯技术效率; $D'(x_t, y_t)$ 为 t 时期的产出距离函数, x_t, y_t 分别为 t 时期的投入和产出。

2. 解释变量

(1)核心解释变量:数字贸易($szmy$)。根据数字贸易实质及内涵,参考杨慧瀛等(2022)的研究,采用因子分析法分别从数字贸易新型基础设施环境、数字技术创新环境、产业数字化贸易和数字产业化贸易四维度对数字贸易($szmy$)测度,并根据因子分析指标命名规则,分别将数字贸易四维度命名为新型基础设施环境(xjc)、数字技术创新环境($szjs$)、产业数字化贸易($cysz$)和数字产业化贸易($szcy$)。根据数据可得性,选用数字贸易具体测度指标见表1。

(2)机制变量。本文选取的中介机制变量,一是产业结构升级(IU),借鉴孙伟增等(2022)的方法采用式(9)测算:

$$IU = \sum_{i=1}^3 \frac{y_i}{Y} \times i = \frac{y_1}{Y} \times 1 + \frac{y_2}{Y} \times 2 + \frac{y_3}{Y} \times 3 \quad (9)$$

表1 数字贸易测度指标

一级指标	二级指标
新型基础设施环境	移动电话交换机容量(万户)
	长途光缆线路长度(千米)
	移动电话基站(万户)
	域名数(万个)
	互联网宽带接入端口(万个)
	期末使用计算机数(台)
数字技术创新环境	信息传输、软件和信息技术服务业从业人员平均工资(元)
	政府预算支出-科学技术(亿元)
	有效发明专利数(件)
	R&D人员全时当量(人年)
产业数字化贸易	邮电业务总量(亿元)
	有电子商务交易活动企业数(个)
	电子商务销售额(亿元)
	电子商务采购额(亿元)
	新产品出口销售收入(万元)
数字产业化贸易	软件业务收入(万元)
	软件产品收入(万元)
	嵌入式系统软件收入(万元)
	信息技术服务收入(万元)
	技术市场成交额(万元)
	电子阅览室终端数(台)
	公共电视节目套数(套)

注:数据来源于国家统计局(经国研网整理)。

其中： IU 为产业结构升级指数； $\frac{Y_i}{Y}$ 为第*i*产业与地区生产总值的比值；1~3为赋予各个产业的比重。

二是物流业现代化升级(*wl*)，采用交通运输、仓储和邮政业产值与第三产业增加值比值表示，当物流业现代化升级时，利润率提高，更多生产要素进入该领域。因此该行业占第三产业增加值比重会上升。选取的调节机制变量为市场开放度(*kfd*)，采用外商投资企业注册资本(*wszc*)、外商投资企业外方注册资本(*wsuf*)表示，市场开放度越高，外商投资意愿越强。指标数据来自国研网。

3. 控制变量

选取的控制变量有：政府干预(*zf*)，用政府一般公共预算支出与地区生产总值之比刻画；城镇化(*czh*)，用城镇人口占地区人口比重表示；人均地区生产总值(*pgdp*)；市场化(*sch*)，用城镇国有企业就业人员工资与城镇就业人员工资总额比值刻画。指标数据均来自国研网。

4. 数据描述

选取中国30省市(因数据缺失，未包含西藏地区及港澳台地区)2010—2020年数据作为考察样本，对于其他省份个别年份缺失数据采用计算平均增长率方式补全。此外，考虑到异常值可能对回归结果产生影响，采用Winsorize方法对变量在2.5和97.5百分位上缩尾处理。为了确定变量间是否存在多重共线性，本文用stata进行了方差膨胀因子(VIF)检验，VIF值均小于经验值10，表明本文所选变量间不存在严重多重共线性问题。主要变量描述统计信息见表2，贸易全要素生产率和数字贸易及其分指标的最大值、最小值差距较大，表明各个省份间主要指标存在较大差异，具有异质性。

表2 主要变量描述性统计信息

变量	含义	VIF	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>mtfp</i>	贸易全要素生产率	—	330	0.958	0.145	0.243	1.767
<i>szmy</i>	数字贸易	1.41	330	0.194	3.634	-5.62	8.68
<i>xjc</i>	新型基础设施环境	1.46	330	-0.02	1.027	-1.201	5.172
<i>szjs</i>	数字技术创新环境	3.27	330	0.062	1.016	-1.111	6.957
<i>cysz</i>	产业数字化	1.47	330	0.054	1.009	-1.663	2.822
<i>szcy</i>	数字产业化	1.04	330	0.016	1.043	-1.541	8.646
<i>czh</i>	城镇化	6.05	330	58.415	12.417	38.47	89.1
<i>zf</i>	政府干预	1.83	330	24.691	10.064	11.89	57.871
<i>pgdp</i>	人均地区生产总值	7.80	330	53864.647	25373.346	20888	123607
<i>sch</i>	市场化	3.65	330	46.825	13.262	22.487	72.328

五、数字贸易影响贸易高质量发展的实证结果分析

(一) 基准回归结果分析

根据式(1)回归得到表3结果，为了对比回归结果稳健性，同时给出了省份固定效应回归结果[列(1)、列(2)]，主要变量系数及显著性与年份、省份和地区固定效应回归结果列(3)~列(5)基本一致，表明回归结果具有稳健性。由回归结果列(4)可知，数字贸易回归系数为1.399且显著，表明数字贸易对代表贸易高质量发展的贸易全要素生产率具有显著促进效应。主要在于，一是数字贸易发展改变贸易结构。数字贸易发展使得原本不可贸易的数据要素、服务标的可贸易化，扩展了贸易场景和范围，服务贸易的种类和范围在数字技术赋能下不断增加，从而使技术附加值较高的数字服务贸易在总体贸易中的比重增加，平衡了货物贸易和服务贸易结构。二是实现产品价值链位置攀升。数字贸易的发展，使得各数字贸易企业更加注重数字技术研发和产品设计，逐渐从产品技术的模仿者转变为新产品开发者，从而转变价值链地位，由价值链参与者、跟随者逐渐转为主导者、领跑者，助推贸易高质量发展。

从支撑数字贸易各维度看列(5)，产业数字化和数字产业化贸易的回归系数分别为6.225和

表3 数字贸易影响贸易高质量发展的基准回归结果

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>szmy</i>	1.566* (0.8358)		1.496* (0.8823)	1.399* (0.7837)	
<i>xjc</i>		1.148 (3.3599)			3.798 (3.5040)
<i>szjs</i>		5.266* (2.9573)			-0.364 (3.3669)
<i>cysz</i>		2.976 (3.4769)			6.225* (3.2961)
<i>szcy</i>		-1.182 (0.9185)			3.842* (2.0199)
<i>czh</i>	-0.777** (0.3447)	-0.683* (0.3922)		-0.951** (0.4421)	-1.110** (0.5388)
<i>zf</i>	-0.941*** (0.3158)	-1.017*** (0.3325)		-0.671* (0.3545)	-0.697* (0.3566)
<i>pgdp</i>	-0.0002** (0.0001)	-0.0003*** (0.0001)		-0.0002* (0.0001)	-0.0003* (0.0001)
<i>sch</i>	-0.111 (0.1436)	-0.141 (0.1450)		-0.0762 (0.2021)	-0.0658 (0.2048)
<i>_cons</i>	181.4*** (24.4785)	185.4*** (26.1455)	95.5*** (0.7233)	182.9*** (35.6827)	194.7*** (40.2556)
年份固定	N	N	Y	Y	Y
地区固定	N	N	Y	Y	Y
省份固定	Y	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	330	330	330	330	330
<i>R</i> ²	0.0327	0.0391	0.2247	0.2765	0.2805

注：括号里为标准误；*表示*p*<0.1，**表示*p*<0.05，***表示*p*<0.01；N表示未控制，Y表示控制。

3.842,且均显著,表明两者对贸易全要素生产率均具有显著促进作用。主要在于我国在不断发展、突破“卡脖子”数字技术的基础上,加快数字技术落地、应用的效果进一步显现;同时,企业引进先进数字技术,使得管理结构和运营网络持续优化,运营成本不断降低,从而滞后边际成本下降期,使得规模经济效应进一步提前,加快了企业数字化转型,提高生产产品质量,改善贸易商品结构,推动贸易高质量发展。新型基础设施环境回归系数为正,但不显著,主要在于我国新型基础设施尚在建设完善期。因此其效应释放存在滞后。数字技术回归系数为负,但不显著,主要在于数字技术研发存在前期投入成本,只有跃过数字技术沉淀成本拐点时,其经济效应才能释放。

城镇化、政府干预和人均地区生产总值回归系数为负,可能在于,一是单纯的追求城镇化率会造成城乡“二元结构”畸形发展,拉大贫富差距,抑制居民消费欲望,使整个社会消费能力下降;二是政府干预会造成一定程度的市场混乱;三是人均地区生产总值的提高并不代表居民可支配收入增加,可能存在“被平均”现象。以上因素均不利于贸易全要素生产率增长。市场化虽然为负,但不显著。

(二)稳健性检验

为了检验基准回归结果的稳健性,进一步采用如下稳健性检验方法再回归,结果见表 4。

一是替换被解释变量。将上文被解释变量的测度指标采用因子分析方法降维得到贸易高质量发展水平,替换原有代表贸易高质量发展的贸易全要素生产率再回归,由列(1)结果可知,数字贸易对贸易高质量发展仍具有显著促进作用,表明基准回归结果稳健。二是交叉固定效应。考虑到某些既随省份变化,又随地区变化的因素,如每个省份的出台的数字贸易政策等,既需考虑本身经济发展水平又需考虑所处地区(中部、东部、西部地区),为了控制这些未纳入到模型而被遗漏在随机干扰项中的因素,采用了地区和省份的交叉固定效应,由列(2)结果可知,数字贸易回归系数与基准回归基本保持一致,表明基准结果稳健。三是处理异方差和自相关。为了检验可能存在异方差和自相关对基准回归结果的影响,采用广义最小二乘法(GLS)再回归,由列(3)可知,数字贸易显著性和作用方向依然与基准回归结果一致。

四是内生性处理。贸易高质量发展,在一定程度上可能会倒逼数字技术和创新、研发的进步,从而促进数字贸易发展,导致产生“逆向因果”,此外,也可能存在未纳入本文模型,但与被解释变量相关而被遗漏在扰动项中的变量,导致内生性问题产生。为了解决以上问题,首先,采用将数字贸易滞后一阶替代数字贸易当期值再回归,由列(4)可知,数字贸易回归系数与基准回归基本一致,表明基准结果稳健。其次,采用广义矩估计(GMM)法。选取的工具变量,一是借鉴(黄群慧等,2019)的方法,将 1988 年的固定电话数作为工具变量,作为历史数据,对贸易高质量发展并不会产生太大影响,而固定电话数的多少在一定程度上代表了一个地区数字技术的发展。因此与数字贸易具有相关性,满足工具变量“排他、相关”要求,但是考虑到匹配面板数据,将 1988 年固定电话数与年份相乘作为最终使用的工具变量,二是将数字贸易滞后一阶作为其本身工具变量。由列(5)可知, F 统计量(Wald F statistic)为 384.467,大于 10% 的临界值(Stock-Yogo bias critical value)19.93,且萨根统计量(Sargan statistic)为 1.089,接受原假设,表明所选工具变量不存在不可识别和若工具变量问题,工具变量有效。数字贸易回归结果与基准回归结果基本一致,表明基准结果稳健。

(三)中介效应分析

中介效应检验结果见表 5。对于产业结构中介效应,由列(2)可知,数字贸易发展能显著促进产业结构升级,其次,产业结构升级亦能推动贸易全要素生产率增长见列(3),表明数字贸易发展,一方面使得数字技术更加深入的渗透到企业内部,推动企业管理网络优化,提高管理效率;另一方面使企业间要素自由流动,推

表 4 稳健性检验结果

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>szmy</i>	0.165** [0.0700]	0.163** [0.0600]	0.970* [0.5379]		2.214** [1.0292]
<i>L.szmy</i>				1.683* [0.8571]	
Cragg-Donald Wald F statistic					384.467
Stock-Yogo bias critical value					19.93 (10%)
Sargan statistic					1.089 {0.2967}
<i>_cons</i>	0.899 [1.2713]	0.799 [1.2531]	-29.24 [20.1081]	349.5*** [96.2379]	
省份×地区	N	Y	N	N	N
其他固定效应	Y	N	N	Y	Y
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	330	330	330	300	300
R^2	0.9208	0.6208	—	0.0921	0.368

注:*L.szmy*表示数字贸易变量的一阶滞后变量;中括号里为标准误;大括号里为 p 值; *表示 $p < 0.1$; **表示 $p < 0.05$; ***表示 $p < 0.01$; N 表示未控制, Y 表示控制; — 表示无信息。

动全产业链数字化升级,进而通过带动产业结构升级促进贸易高质量发展,根据中介效应检验原则,假说H1得到验证。对于物流升级中介效应,由列(4)可知,数字贸易发展能显著促进物流升级,其次,物流升级亦能对贸易全要素生产率增长产生促进效应列(5)。表明数字贸易发展对物流时间、空间可控性要求更强,一方面要求线上交易数据的高效流通;另一方面要求线下转运的有效进行,从而推动传统物流向现代物流数字化、智能化转型升级,畅通“走出去”通道,助力贸易高质量发展。假说H2得到验证。

(四)调节效应分析

市场开放度调节效应检验结果见表6。从外商投资企业注册资本角度看,列(1)中,外商投资企业注册资本(*wszc*)回归系数为负,列(2)中,外商投资企业注册资本仍为负,但数字贸易与其交叉项为正(*szmy*×*wszc*),且显著。表明市场开放条件下,一是形成无保证外资依赖效应。当本国相关企业竞争力不强时,比如主要企业处于初创期,相关数字技术正处积累、研发期时,单纯的引入外资虽然能在一定程度上弥补技术和市场空缺,但也会对本土企业和市场造成垄断性压力,使其畸形发展,加大对外资的依赖程度,当外资出现撤离或两国关系出现波动时,很容易受到外部力量牵制。因此不利于贸易高质量发展。二是竞争合作效应。当本国数字技术进一步发展,在某些领域甚至多领域具备竞争优势时,此时引入外资,可以在技术及管理经验上相互借鉴,不存在一方对另一方的垄断性竞争优势,双方形成“良性合作竞争”关系,即表现为列(2)交互项 *szmy*×*wszc* 显著为正,从而推动贸易高质量发展。外商投资企业外方注册资本(*uswf*)的回归结果列(3)、列(4)亦印证了上述论断,且表明调节效应稳健。假说H3得到验证。

(五)空间溢出效应分析

在引入空间因素进行空间模型分析前,先要判断是否存在空间效应,即对主要变量(贸易全要素生产率和数字贸易)进行空间自相关检验。本文采用莫兰指数(Moran's *I*)判断主要变量的空间相关性,由表7可知,贸易全要素生产率和数字贸易莫兰指数均在10%以下显著,表明数字贸易和贸易全要素生产率具有空间聚类特性。

表8给出了数字贸易影响贸易全要素生产率的空间模型回归结果。为了对比空间杜宾模型(SDM)回归结果的稳健性,同时给出了空间自回归模型(SAR)在邻接和反距离权重矩阵下的回归结果,与SDM回归结果基本保持一致;为了处理内生性,借鉴邵帅等(2022)的方法,将数字贸易滞后一阶再进行基于邻接和反距离权重的SDM回归,结果(SDM滞后)与SDM回归结果基本一致,表明结果稳健。

由表8中SDM回归结果可知,在邻接和反距离权重矩阵下的空间自回归系数 ρ 均在1%水平下显著,说

表5 中介效应检验结果

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
被解释变量	<i>mtfp</i>	<i>IU</i>	<i>mtfp</i>	<i>wl</i>	<i>mtfp</i>
<i>szmy</i>	1.399* (0.7837)	0.400** (0.1948)	0.218** (0.1005)	0.294*** (0.1027)	0.217** (0.0989)
<i>IU</i>			0.0612 (2.6516)		
<i>wl</i>					0.0071 (0.0539)
<i>_cons</i>	182.9*** (35.6827)	219.6*** (8.8675)	19.97*** (5.2545)	41.55*** (3.0070)	19.78*** (3.6348)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	330	330	330	330	330
<i>R</i> ²	0.2765	0.9562	0.0813	0.8552	0.0813

注:括号里为标准误;*表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$; Y 表示控制。

表6 市场开放度调节效应检验结果

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>szmy</i>	1.645** (0.8094)	4.838 (9.6155)	1.617** (0.8070)	4.752 (9.6458)
<i>wszc</i>	-0.0016 (0.0014)	-0.0269* (0.0143)		
<i>szmy</i> × <i>wszc</i>		0.0032** (0.0014)		
<i>uswf</i>			-0.0020 (0.0018)	-0.0329* (0.0185)
<i>szmy</i> × <i>uswf</i>				0.0040** (0.0019)
<i>_cons</i>	203.3*** (39.4834)	2172.7*** (397.2488)	199.8*** (38.6799)	2103.4*** (387.5937)
固定效应	Y	Y	Y	Y
控制变量	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	330	330	330	330
<i>R</i> ²	0.2777	0.2873	0.2772	0.2861

注:括号里为标准误;*表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$; Y 表示控制。

表7 主要变量空间自相关检验结果

年份	贸易全要素生产率	数字贸易
2010	0.306***	0.177**
2011	0.172***	0.181**
2012	0.152*	0.188**
2013	-0.154*	0.182**
2014	-0.154*	0.182**
2015	-0.206**	0.172**
2016	0.192**	0.187**
2017	-0.229**	0.188**
2018	0.159*	0.186**
2019	-0.214*	0.192**
2020	0.191**	0.195**

注:*表示 $p < 0.1$; **表示 $p < 0.05$; ***表示 $p < 0.01$ 。

明贸易全要素生产率存在显著的空间效应。此外,数字贸易回归系数为正,其与空间交互项($W \times szmy$)回归系数为负,且显著。表明本地区数字贸易发展不仅对当地贸易高质量发展具有促进作用,而且会对周边地区产生影响,但是点回归可能会形成系数偏误。因此进一步采用直接效应和间接效应进行分析。直接效应和间接效应结果与点回归结果基本保持一致,数字贸易发展在促进本地区贸易高质量发展的同时,对周边地区贸易高质量发展具有负向溢出效应。主要在于,一是信息孤岛破除效应。数字贸易发展使得数字技术不断渗透于供应链、产业链各环节,从而相关边界逐渐模糊化,打破原有信息孤岛,加速生产要素流动。二是虹吸效应。数字贸易的发展倒逼企业进行数字技术革新,提高要素利用效率,要素收益和附加值不断提升,在生产要素逐利性的驱使下,使周边地区生产要素向本地区流动,从而造成周边地区形成要素和技术洼地,不利于贸易高质量发展。假说 H4b 得到验证。

表 8 数字贸易影响贸易高质量发展的空间模型回归结果

模型	SDM		SAR		SDM(滞后)	
	邻接距离	反距离矩阵	邻接距离	反距离矩阵	邻接距离	反距离矩阵
权重矩阵						
$szmy$	0.469*(0.5666)	0.366*(0.5876)	0.806(0.4939)	0.871*(0.4793)	0.0363*(0.0617)	0.0327*(0.0621)
$W \times szmy$	-3.299*** (1.1414)	-5.934** (2.4790)			-0.324*** (0.1222)	-0.466** (0.2300)
ρ	0.196*** (0.0618)	0.470*** (0.0985)	0.206*** (0.0613)	0.519*** (0.0885)	0.258*** (0.0609)	0.499*** (0.0967)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
直接效应	0.335*(0.5772)	0.165*(0.6320)	0.834(0.5138)	0.913*(0.5064)	0.018*(0.0628)	0.016*(0.0652)
间接效应	-3.745*** (1.3488)	-10.66** (5.2684)	-0.219*(0.1634)	-1.039*(0.7289)	-0.393** (0.1536)	-0.869*(0.4834)
总效应	-3.410** (1.4632)	-10.49* (5.5094)	0.615(0.6598)	-0.216*(1.1850)	-0.375** (0.1668)	-0.853*(0.5020)
N	330	330	330	330	300	300
R^2	0.1934	0.1754	0.1381	0.1478	0.168	0.1433

注:括号里为标准误;*表示 $p < 0.1$,**表示 $p < 0.05$,***表示 $p < 0.01$;Y 表示控制。

(六) 区域异质性拓展分析

由于我国东部、中部、西部地区在经济发展水平及基于此制定的数字贸易政策等均会存在差异。因此为了进一步探析在各个地区数字贸易对贸易高质量发展的影响,将样本数据分为东部、中部、西部^①地区进行回归,结果见表 9。

从数字贸易总指标($szmy$)来看,其对东部、中部、西部地区均有促进作用,但是西部地区并不显著,此外对中部地区的促进作用大于东部地区。主要在于,一是生产要素逆流。东部地区虽然经济发展水平较高,但是其生活成本和企业运营成本亦较高,而中部地区虽然发展次于东部地区,但是随着“中部崛起”政策红利效应的释放,该地区在生产要素利用和人员待遇方面均大幅改善。因此有部分生产要素和高科技人才从东部地区向中部地区逆向流动,促进中部地区数字技术和贸易发展。二是西部地区经济发展较为滞后,在数字贸易基础设施建设、数字技术研发等方面均有待进一步完善、加强。因此其数字贸易对贸易高质量发展的促进效应尚待释放。从数字贸易各维度看,新型基础设施(xjc)在东部和中部地区具有正向作用,西部地区具有负向作用,但均不显著,主要在于虽然我国为数字贸易大国,但是基础设施建设整体尚处于建设完善期。因此其促进效应并不明显。数字技术($szjs$)只有中部地区显著为正,东部、西部地区均不显著,主要如前所述,一是中部地区在人才逆向流动中收益,二是西部地区人才向中部地区流动,促进了中部地区数字贸易发展,其促进效应得到初步释放。产业数字化贸易($cysz$)在东部、中部、西部地区均为正,但不显著,可能在于我国正处于供给侧结构改革期,且企业数字化转型正在调整期。因此其效应释放存在时期滞后。数字产业化贸易($szcy$)对东部、中部地区具有显著促进作用,对西部地区具有抑制作用,但不明显,主要在于东部和中部地区企业数字化转型进程更快,使得数字产业化贸易在伴随产业数字化贸易发展过程中,相互促进,经济效应得到逐步释放,而西部地区产业数字化和数字产业化均需要不断加大研发投入。因此其成本效应更加显著,具有一定的抑制作用。

① 东部地区包括:北京、福建、广东、海南、河北、江苏、辽宁、山东、上海、天津、浙江;中部地区包括:安徽、河南、黑龙江、湖北、湖南、吉林、江西、山西;西部地区包括:甘肃、广西、贵州、内蒙古、宁夏、青海、陕西、四川、新疆、云南、重庆。

表9 区域异质性回归结果

地区	东部地区		中部地区		西部地区	
<i>szmy</i>	0.344** (0.1609)		0.780** (0.3291)		2.345 (1.7679)	
<i>xjc</i>		5.061 (3.7254)		0.307 (0.1944)		-0.284 (0.2568)
<i>szjs</i>		-0.345 (3.9501)		0.309* (0.1791)		0.0082 (0.1224)
<i>cysz</i>		7.072 (5.1601)		0.0457 (0.1348)		0.046 (0.0888)
<i>szcy</i>		4.530* (2.5787)		0.120** (0.0542)		-0.0053 (0.0492)
<i>_cons</i>	25.96*** (7.4707)	214.2*** (65.7863)	3.324** (1.4529)	2.228 (1.6357)	248.5*** (91.0319)	2.358** (1.0000)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	121	121	88	88	121	121
<i>R</i> ²	0.2263	0.3568	0.2396	0.2605	0.276	0.2679

注：括号里为标准误；*表示 $p < 0.1$ ，**表示 $p < 0.05$ ，***表示 $p < 0.01$ ；Y表示控制。

六、结论与政策建议

贸易高质量发展对利用好国内国际两种市场、海内外两种生产要素具有重要作用，是激活国内超大规模市场优势的关键按钮，也是对接国际大市场，畅通国内国际双循环的主要渠道。本文基于2010—2020年中国30省市（因数据缺失，未包含西藏及港澳台地区）样本数据，分别采用中介模型、调节模型和空间模型实证检验了数字贸易与贸易高质量发展之间的关系及前者对后者的作用机制。研究结论为，一是数字贸易发展能显著促进贸易高质量发展，且这种关系在经过一系列稳健性检验后依然成立。数字产业化和产业数字化贸易发展能显著促进贸易高质量发展；新型基础设施对贸易高质量发展虽有促进作用，但不显著，这也印证了我国新型基础设施处于建设完善期的事实；数字技术对贸易高质量发展具有抑制作用，但不明显。二是中介效应验证了数字贸易发展能够通过促进产业结构和物流升级机制促进贸易高质量发展。三是调节效应检验表明，数字贸易对贸易高质量发展的促进作用受到市场开放度的影响，当单纯引入外资时，造成市场畸形和技术依赖。当数字贸易得到一定发展，形成竞争优势时，引进外资能形成“竞争合作”效应，从而有利于贸易高质量发展。四是空间模型检验证明了某一地区数字贸易发展不仅推动本地贸易高质量发展，也能基于“虹吸效应”对周边地区产生负向溢出效应。五是异质性分析表明数字贸易对东、中部地区贸易高质量发展具有促进效应，但是对西部地区促进效应并不明显。新型基础设施在东部、中部地区具有促进作用，在西部地区具有抑制作用，但均不显著；数字技术在中部地区具有明显的促进效应，在东部和西部地区均不显著；产业数字化贸易在三个地区均有促进作用，但是亦不显著；数字产业化贸易在东部和中部地区促进效应明显，而西部地区存在成本效应，具有一定的抑制作用。

基于本文，得到以下政策建议：

一是攻关数字技术，促进数字贸易高质量发展。首先，我国的新型基础设施对贸易高质量发展的促进作用并不明显。因此一方面要对新型基础设施建设的关键技术节点进行攻关，突破“卡脖子”技术；另一方面要因地制宜建设完善新型基础设施，避免重复建设和过度建设，造成资源浪费。其次，要发挥龙头科研企业和科研院所、高校的创新和人才培养能力，培养数字贸易相关的数字技术人才，加强产学研一体化协调推进力度，拓展深度，将数字技术实际应用落到实处。最后，重点培养一批数字技术应用方面的“专精特新”龙头企业，引领企业数字化转型浪潮，促进产业数字化和数字产业化协同融合，有效促进数字技术赋能企业进程，推动贸易高质量发展。

二是提高数字贸易企业竞争力，形成竞争优势。首先，在开放市场条件下，只有当数字贸易企业发展具有较强竞争力时，才能产生“竞争合作”效应。因此，一方面需要扩大市场开放，引进先进外资企业，暂时填补空白；另一方面要对本地区重点数字贸易企业进行适当保护，避免因垄断性竞争压力造成对外资依赖过重，而无核心技术的窘境，培育其核心竞争力。其次，要进一步提升产业链、供应链数字化应用能力，促进全链条数字化升级，一方面能推动产业结构、物流现代化升级，助力贸易高质量发展；另一方面能更好的挖掘数字资源，扩展数字贸易范围。

三是各地区协调合作，避免极化效应。某一地区数字贸易发展对周边地区亦会产生影响。因此在国家层面要加强顶层设计、统一规划，避免因数字技术网络效应而产生极端要素流动，导致“马太效应”出现；在地方层面，各地方之间加强政策协调，在地区之间形成数字贸易相关产业配套协同发展，出台相关政策，积极改

善企业运营环境和举人、用人机制,既要留住高科技企业、人才,又要展开竞争,形成“竞合”效应,推动数字贸易发展,进而助力贸易高质量发展。

参考文献

- [1] 曹俊文,雷清雅,2021.新发展理念下我国对外贸易高质量发展评价[J].统计与决策,(15):100-104.
- [2] 戴翔,2021.要素分工、制度型开放和出口贸易高质量发展[J].天津社会科学,(3):93-98.
- [3] 范合君,吴婷,何思锦,2022.“互联网+政务服务”平台如何优化城市营商环境?——基于互动治理的视角[J].管理世界,39(10):126-143.
- [4] 付文字,赵景峰,李彦,2021.中国对外贸易高质量发展的测度与评价[J].统计与决策,(22):130-134.
- [5] 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.
- [6] 李楠,史贝贝,白东北,2021.环境治理、政府绿色投入与贸易高质量增长——基于制造业出口国内附加值率视角[J].天津财经大学学报,(7):93-113.
- [7] 李强,2021.技术创新溢出、外部经济环境与出口贸易高质量发展[J].统计与决策,(20):105-108.
- [8] 马林静,2020.外贸高质量发展:内涵、路径及对策[J].现代经济探讨,(7):84-91.
- [9] 裴长洪,刘洪愧,2020.中国外贸高质量发展:基于习近平百年大变局重要论断的思考[J].经济研究,(5):4-20.
- [10] 齐欣,王强,2021.推进贸易高质量发展的文化路径研究——基于全要素生产率的视角[J].宏观质量研究,(3):70-85.
- [11] 邵帅,范美婷,杨莉莉,2022.经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J].管理世界,39(2):46-69.
- [12] 孙伟增,牛冬晓,万广华,2022.交通基础设施建设与产业结构升级——以高铁建设为例的实证分析[J].管理世界,39(3):19-58.
- [13] 王敏,范佳缘,王丽洁,等,2022.高质量发展下对外贸易效率评价及影响因素——基于长江经济带11省市的实证分析[J].华东经济管理,(4):45-51.
- [14] 王孝松,周钰丁,2022.经济政策不确定性、企业生产率与贸易高质量发展[J].中国人民大学学报,(2):8-23.
- [15] 魏方,王璐,张伊雯,2021.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,40(11):62-70.
- [16] 魏艺明,魏玮,姚博,2019.全球生产分工与我国增加值贸易高质量发展[J].世界经济与政治论坛,(6):1-27.
- [17] 吴艳秋,张曙霄,2021.我国贸易质量演进及其现状评价[J].经济问题探索,(5):146-155.
- [18] 谢申祥,范鹏飞,王晖,2022.服务业“营改增”与出口贸易高质量发展[J].当代经济科学,(2):1-15.
- [19] 杨慧瀛,杨宏举,2021.数字贸易对产业结构升级的影响研究——来自中国省际面板的经验数据[J/OL].价格理论与实践.https://doi.org/10.19851/j.cnki.CN11-1010/F.2021.12.360.
- [20] 杨慧瀛,杨宏举,符建华,2022.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,(2):76-87.
- [21] 杨鲜丽,支宇鹏,周箫,等,2021.“一带一路”倡议对中国-东盟贸易高质量发展的影响[J].统计与决策,(14):121-124.
- [22] 余森杰,郭兰滨,2022.数字贸易推动中国贸易高质量发展[J].华南师范大学学报(社会科学版),(1):93-103.
- [23] 赵涛,张智,梁上坤,2020.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,37(10):65-75.
- [24] ARIU A, 2022. Foreign workers, product quality, and trade: Evidence from a natural experiment [J]. Journal of International Economics, 139(10): 103-108.
- [25] PIHLAJAMAA M, MALMELIN N, WALLIN A, 2021. Competence combination for digital transformation: A study of manufacturing companies in Finland [J]. Technology Analysis & Strategic Management, (11): 1-14.
- [26] ZHAO K, WU W S, YE J M, 2022. How trade affects high-quality development through spillovers? [J]. Economic Research-Ekonomska Istraživanja, (3): 1-19.

How Does Digital Trade Affect the High-quality Development of Trade: Empirical Evidence Based on the TFP Perspective

Yang Huiying, Yang Hongju

(School of Economics, Harbin University of Commerce, Harbin 150028, China)

Abstract: The high-quality development of trade is the key to efficient and high-quality utilization of domestic and international markets and resources, which can effectively promote the new development pattern of dual circulation and high-quality economic development. Based on China's interprovincial data from 2010 to 2020, the impact of digital trade on the high-quality development of trade and related mechanisms were empirically investigated. The study finds that, first, digital trade can effectively promote the high-quality development of trade, and this impact is regulated by market openness. In addition, from the perspective of digital trade, its impact on the high-quality development of trade is heterogeneous. Second, digital trade can promote the high-quality development of trade through the upgrading of industrial structure and logistics industry. Third, spatial regression shows that the development of digital trade in a certain region will have a negative spillover effect on the surrounding areas. Further expansive analysis shows that digital trade in the eastern and central regions can effectively promote the high-quality development of trade, and although it has a promoting effect on the western region. It is not obvious. Among the dimensions of digital trade, digital technology plays a significant role in promoting the high-quality development of trade in the central region, and digital industrialized trade has a significant role in promoting the high-quality development of trade in the eastern and central regions. The research helps to clarify the logical relationship and mechanism between digital trade and high-quality development of trade, provides theoretical and empirical support for China to promote high-quality development of trade through the perspective of digital trade, and provides suggestions for policy decision-making.

Keywords: digital trade; high-quality development of trade; market openness; spillover effects