

数字贸易对经济高质量发展的影响效应研究

叶霖莉

(集美大学诚毅学院 经济系, 福建 厦门 362021)

[摘要] 推动经济高质量发展是当下中国面临的重要问题,以数字贸易发展为契机,首先阐释了数字贸易影响经济高质量发展的机理;接着结合我国2011—2020年省级面板数据测算了经济高质量和数字贸易发展水平,最后综合运用系统GMM法、中介效应模型和门槛模型考察了数字贸易发展对我国经济高质量发展的影响。研究发现:数字贸易对我国经济高质量发展具有明显促进作用,而产业结构、要素配置效率、技术创新是数字贸易影响经济高质量发展的中介渠道;数字贸易推动经济高质量发展的作用存在区域差异,东部地区作用最强,中部次之,西部地区的促进效应最小且不显著;数字贸易对经济高质量发展的驱动作用存在单一门槛效应,当数字贸易发展水平跨过门槛之后,数字贸易的影响系数与显著性水平得到了显著提升。

[关键词] 数字贸易;经济高质量发展;动态面板模型;门槛效应

[中图分类号] F 741.2

[文献标识码] A

[文章编号] 1008-889X (2022) 05-0074-013

我国经济已进入转变发展方式、优化经济结构、转换增长动能的新时期。为实现这种转变,必须利用技术创新,加快经济增长动能,实现经济高质量发展。我国作为开放型经济大国,贸易的高质量发展已经成为经济实现高质量发展的重要组成部分。随着5G、AI和区块链等信息技术的深入发展,数字贸易出现快速发展态势。“十三五”时期我国数字贸易额由2015年的2 000亿美元增长到2020年的2 947.6亿美元,增长47.4%,占服务贸易的比重从30.6%增长至44.5%^①。数字贸易在我国经济发展中的地位与作用不断增强,当前,传统贸易面临着诸多不确定性与挑战,基于互联网技术的数字贸易的优势进一步凸显。未来如何利用数字贸易重塑传统价值链,实现经济高质量发展,已经引起了社会各界的广泛关注。

一、文献回顾

数字贸易是以互联网网络为基础,依托现代数字信息技术,实现产品与服务跨境快捷交易的新型贸易模式,数字贸易发展对经济发展所带来的影响引起了众多学者的思考。

从贸易成本和贸易效率的角度来看,李忠民等、郭伟锋等、范鑫认为数字贸易打破了贸易主体的时空限制,贸易的跨境沟通、合同签订、结算、物流协调等过程以数字化方式完成,实现买卖双方直接对话,降低由信息壁垒等所造成的“人为阻力”,有效降低了贸易成本,贸易效率不断提高^[1-3]。鞠雪楠等还指出数字贸易有助于克服贸易中的固定成本和区位成本,增加了出口的品种和规模,拓展了贸易的边界^[4]。Subirana B.、Lirong Liu & Hiranya K. 则发现通过互联网信息技术进行的产品和服务交易可以省去中间商环节,有效降低了贸易成本,提高贸易效率^[5-6]。从经济效应的角度来看,郭家堂和骆品亮、董健等发

[收稿日期] 2021-12-31

[基金项目] 福建省教育科学“十四五”规划课题项目(FJJKBK21-090);福建省高校杰出青年科研人才培育计划基金项目(闽教科[2018]47号);福建省社会科学基金2022年一般项目(FJ2022B091)

[作者简介] 叶霖莉(1984—),女,福建宁德人,副教授,硕士,主要从事数量经济与技术经济研究。

① 2020年我国数字贸易额为2 947.6亿美元,数字贸易法律制裁体系初步形成[EB/OL]. (2021-09-03)[2021-10-12]. <https://baijiahao.baidu.com/s?id=1709859658382156749&wfr=spider&for=pc>.

现数字贸易以灵活、便利、高效的行业优势促进了技术进步型全要素生产率的提高,助推经济高质量发展^[7-8]。刘洪愧认为数字贸易集约化、无界化和平台化的发展特征能够打破供需壁垒,使生产要素在全球范围内实现高效配置,促使全球价值链转型升级^[9]。刘雅娟、周姬文希表明数字贸易可以将数字技术及资源融入到实体经济中,使传统产业加快数字化、智能化,实现产业结构优化升级^[10-11]。马述忠、穆明辉则认为,数字贸易可以激发消费者个性化、多样化、品质化的需求,并通过互联网信息平台及时反馈给生产者,生产者不断优化产品设计、生产、流通等环节,提供更多与消费者需求相匹配的优质产品及服务,有助于提高消费者福利^[12-13]。

综上,关于数字贸易经济效应的已有研究主要基于理论分析,从实证角度展开的相关研究很少。如,姚战琪利用中国省级面板数据,使用结构方程模型和中介效应模型,发现数字贸易通过人力资本积累、提升 R&D 强度促进产业结构升级和提升出口技术复杂度水平^[14]。方昊炜等基于中国省份数字贸易面板数据,结合中介效应模型,对我国数字贸易发展、产业结构升级、经济高质量发展三者之间的内在机制进行研究。证实数字贸易会通过直接促进效应和部分中介效应双重影响机制助推经济高质量发展^[15]。

实证研究数字贸易对经济高质量发展影响的文献极其匮乏,而作为新型贸易形式,数字贸易对中国经济高质量发展影响的研究意义重大。一方面需要对数字贸易的规模、经济高质量发展水平进行界定,另一方面数字贸易促进经济高质量发展的内在机理尚需要深入研究。因此本研究将数字贸易和经济高质量发展纳入一个研究框架,分析数字贸易对经济高质量发展的作用机制,并从实证角度检验数字贸易对经济高质量发展的直接作用、中介作用、区域异质性等。

二、数字贸易对经济高质量发展的作用机制

(一) 基本作用机制

作为技术高度密集的贸易形态,数字贸易对经济高质量发展的作用主要体现在:

1. 优化产业结构。一方面,数字产业化是数字贸易的新发展形式,数据技术作为关键性生产要素,应用于经济社会各领域,促进产业链的数字化和智能化,催生出大量具有较高技术含量和生产效率的新兴贸易产业,而新产业会对上下游关联部门提出新的、更高的投入和要求,使产业间的联系发生了改变,为产业转型升级奠定了基础,进而为经济高质量发展做出贡献;另一方面,数字贸易作为新兴的贸易方式会对传统贸易方式产生一定的冲击。数字贸易以新技术、新模式、新市场等方式为传统产业提供信息技术、智能化的生产服务方案等,传统产业原有的主导技术不断升级,使传统产业的发展基础、产业布局等发生根本性的变化,产业价值链由过去的中低端向高端移动,推动产业结构变革和优化升级,实现经济高质量发展。

2. 改善要素配置效率。数字贸易通过网络的信息处理和数字交换,达到减少流通渠道、直接面对用户的发展趋势,打破了贸易参与主体信息不对称壁垒,使消费者深入参与到产品设计、生产中来,生产者能及时获取消费者需求信息,按照市场供求规律来安排生产,要素供求匹配效率和要素利用率得到有效提高,助力经济高质量发展。此外,互联网平台的开放性将传统链条式的贸易转至统一的网络平台,中间环节大幅减少,贸易成本下降,为中小微企业参与国际贸易创造了条件,加剧了市场竞争。激烈的竞争环境下,低生产率的企业逐步退出,高生产率产业进入,生产要素向生产效率较高的部门流动,要素配置不断优化,经济效率提升,实现经济高质量发展。

3. 提升技术创新水平。(1) 数字贸易带来的效率提升和供需变化,使得市场竞争更为激烈,倒逼企业增加研发投入不断进行技术创新,以此来提高产品附加值获取竞争优势及贸易利得,以缓解市场竞争所产生的压力,为经济高质量发展提供动力。(2) 数字贸易发展提升了企业创新活动与现实需求的匹配程度,降低了创新风险。企业以往研发推出的一些新产品和新服务由于没有符合消费者的真实需求,导致创新失败,无形中加大了创新成本。数字贸易发展使得创新活动由封闭转向开放,上下游关联部门及消费者都能够参与到新产品的设计和研发中,增强研发者和需

求者之间的信息匹配效率,降低研发创新的市场风险,激发企业的创新积极性,加快研发者和企业将技术成果转化为实际生产力的步伐,助力经济高质量发展。此外,数字贸易本身就是 ICT 技术不断革新及全面应用的结果,涉及知识密度较高的众多领域,如通信技术、人工智能、光电技术等,这些领域集聚大量研发资源,具有较强的研发能力和创新性,因此数字贸易的发展直接提升整个贸易体系的创新能力,为经济高质量发展提供驱动力。

据此,提出假设 H1:数字贸易有助于经济高质量发展;H2:数字贸易可以通过优化产业结构、改善要素配置效率、提升技术创新水平,进而推动经济高质量发展。

(二) 异质性传导机制

近年来,我国数字贸易虽得到了快速发展,但数字基础设施和数字人才积累在地区分布上存在不均衡现象,导致其对区域经济高质量发展的影响可能存在较大差异。东部地区在科技创新能力和要素市场化环境方面具有明显优势,拥有完善的数字基础设施,数字人才积累相对较高,数字贸易起步早,与传统产业的融合更加深入,可以借助本地区数字贸易发展的比较优势实现贸易多样化发展,助推区域经济高质量发展。相比之下,中部和西部地区缺乏与政府、电商、企业联动所形成的广泛的数字贸易深化服务需求,也缺乏较强的产业链和数字化人才,网络信息产业发展缓慢,数字贸易处于起步阶段,是否能助推经济高质量发展有待实际考察。

据此,提出假设 H3:数字贸易对经济高质量发展的推动作用存在区域异质性。

(三) 非线性传导机制

数字贸易对经济高质量发展的影响可能存在后发优势与后发劣势两种情况,表现在:

1. 数字经济环境下数字技术的共享性和普及性所带来的技术溢出和扩散为数字贸易后发地区实现经济追赶提供了机遇。数字信息知识的共享性和易传播性使得技术的封锁和控制更趋困难,数字贸易发展落后的地区在贸易过程中可以吸取、仿效数字贸易发展较完善的地区技术和制度等方面的成功经验,利用数字贸易重塑本地区比较优势和竞争优势,不断提升本地区经济发展质量,

缩小区域经济发展差距。而数字贸易下贸易产品的多样化、个性化使得先发地区的技术优势难以维持,后发者对现有产品进行微小的改动或创新就可能成功切入市场,参与到全球价值链体系之中,并借助数据内生化的“滚雪球”效应迅速做大,甚至赶超领先者的地位。数字贸易后发地区可以更好地借助数字贸易来实现经济高质量发展,缩小与发达地区经济差距,实现追赶效应。

2. 数字贸易也可能拉大地区经济发展质量的差距,形成后发劣势。数字贸易的发展需要完善的数字基础设施和一定的数字人才储备,将数字贸易产业和传统产业相融合来带动经济高质量发展。数字贸易先发地区吸引了大量的企业投资和数字人才集聚,通过占先优势和规模效应,企业拓展了发展空间,实现强者更强的局面,不断拉大与数字贸易后发地区的经济差距。而数字贸易后发地区只有具备相对比较优势,利用地方特色生产差异化产品切入到数字产业链分工协作中,才能融入数字贸易带来的一体化市场中,为经济高质量发展提供助力,缩小与先发地区的差距,否则,会拉大与数字贸易先发地区的差距。

据此,提出假设 H4:数字贸易对经济高质量发展存在非线性影响,可能缩小也可能拉大区域间经济发展质量的差距。

三、模型设定与变量说明

(一) 模型设定

为了检验数字贸易与地区经济高质量发展水平的关系,也考虑到经济高质量发展是一个动态变化过程,上期发展水平会影响到当期发展水平,因此设定模型时引入因变量的一阶滞后项,构建如下动态面板模型:

$$hiqua_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 hiqua_{it-1} + \alpha_2 digtrade_{it} + \sum_{k=1}^5 \beta_k X_k + \partial_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 $hiqua_{it}$ 表示经济高质量发展水平, $digtrade_{it}$ 表示数字贸易发展水平, X_k 为控制变量的合集, ∂_i 为地区固定效应, δ_t 为时间固定效应, ε_{it} 为随机误差项。考虑到模型可能存在内生性问题,采用两步系统 GMM 法对模型 (1) 进行估计。

为进一步考察数字贸易对经济高质量发展的

作用机制，选取产业结构水平（*struc*）、要素配置效率（*AER*）、技术创新水平（*Inno*）作为中介变量，构建中介效应模型如下：

$$W_{it} = b_0 + b_1 W_{it-1} + b_2 digtrade_{it} + \sum_{k=1}^5 \beta_k X_k + \partial_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$hiqua_{it} = c_0 + c_1 hiqua_{it-1} + c_2 digtrade_{it} + c_3 W_{it} + \sum_{k=1}^5 \beta_k X_k + \partial_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中 W_{it} 为中介变量，其他变量符号定义与式（1）一致。

中介效应检验步骤如下：如果基准回归模型（1）中回归系数 a_1 显著，则接着检验模型（2）（3）中的回归系数 b_2, c_3 。若系数 b_2, c_3 均显著，说明存在中介效应，此时 c_2 显著则为部分中介效应， c_2 不显著则为完全中介效应。若系数 b_2, c_3 有一个不显著，则构建统计量 Z 做 sobel 检验以确认中介效应是否存在，其中 $Z = b_2 c_3 / \sqrt{s_{b_2}^2 s_{c_3}^2}$ （ s_{b_2}, s_{c_3} 依次为系数 b_2, c_3 的标准差），

如果 Z 值通过检验，中介效应存在，反之不存在。

为检验数字贸易对经济高质量发展是否存在非线性影响，利用门槛模型进行研究，以数字贸易发展水平为门槛变量，构建动态面板门槛模型。

$$hiqua_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 hiqua_{it-1} + \lambda_2 digtrade_{it} I(q_{it} \leq r) + \lambda_3 digtrade_{it} I(q_{it} > r) + \sum_{k=1}^5 \beta_k X_k + \partial_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式（4）中， q_{it} 为门槛变量， r 为待估门槛值， $I(\cdot)$ 为示性函数，括号内相应的要求满足时取值1，否则取值0，式（4）中其他变量的含义与式（1）相同。

（二）变量说明

1. 被解释变量：经济高质量发展水平（*hiqua*）。在参考武云亮等、王晓红和李雅欣、程晶晶和夏永祥相关研究的基础上^[16-18]，结合数据可得性，从创新、协调、绿色、开放、共享5个发展维度22个二级指标构建了经济高质量发展评价体系（表1）。

表1 经济高质量发展水平指标体系

一级指标	二级指标	指标说明
创新发展	创新投入强度	研发经费支出/地区生产总值
	研发人员存量比	研发人员数/地区总就业人数
	技术市场成交额	技术市场成交额/地区生产总值
	万人专利授权数	单位：个
协调发展	城乡居民收入水平对比	城镇人均可支配收入/农村人均可支配收入
	城乡居民消费水平对比	城镇人均消费/农村人均消费
	城镇化率	年末城镇人口/地区总人口
	第三产业增加值占GDP比重	单位：%
绿色发展	森林覆盖率	森林面积/辖区面积
	建成区绿化率	建成区绿化面积/辖区面积
	污水处理率	处理的污水量/污水排放总量
	生活垃圾无害化处理率	生活垃圾无害化处理量/生活垃圾总量
	一般工业固体废物综合利用率	固体废物综合利用量/固体废物产生量
	环境污染治理强度	环保支出/财政支出
开放发展	外贸开放度	进出口总额/地区生产总值
	外资开放度	外商投资总额/地区生产总值
	接待国际游客占比	国际游客接待数/地区游客总数
共享发展	居民人均消费支出	单位：元
	教育经费支出占比	教育经费支出/地方财政支出
	交通便利度	每万人拥有公共交通工具；单位：辆
	医疗保障度	人均医疗卫生机构床位数；单位：张
	文化设施完善度	人均拥有图书馆藏书数；单位：册

最后运用熵权法计算 22 项指标权重值,再使用熵值法和 TOPSIS 法相结合的方法计算各省份经济高质量发展综合水平。

2. 核心解释变量: 数字贸易发展水平 (*digtrade*)。主要参考章迪平和郑小渝、姚战琪的做法, 基于数据可得性, 最终从数字基础设施、数字技术水平、产业数字贸易水平、数字

产业贸易水平、贸易潜力 5 个维度选取 15 个二级指标构建了我国数字贸易发展水平评价体系 (见表 2)^[19]。同样运用熵权法计算 15 项指标权重值, 再使用熵值法和 TOPSIS 法相结合的方法计算各省份数字贸易发展水平综合评价指数。

表 2 数字贸易发展水平指标体系

一级指标	二级指标	指标说明
数字基础设施	互联网宽带接入端口数	单位: 万个
	域名数量	单位: 万个
	网站拥有数	单位: 万个
	长途光缆线路长度	单位: 公里
数字技术水平	信息服务业就业人数	单位: 万人
	信息服务业研发经费投入	单位: 万元
	信息服务业专利数量	单位: 项
产业数字贸易水平	有电子商务交易活动的企业数	单位: 个
	电子商务销售额	单位: 亿元
	网络零售额	单位: 亿元
数字产业贸易水平	信息服务业主营业务收入	单位: 亿元
	电信业务总量	单位: 亿元
	软件产业软件业务收入	单位: 万元
贸易潜力	进出口贸易额	单位: 亿元
	消费品零售总额	单位: 亿元

3. 中介变量。(1) 产业结构 (*struc*): 用第三产业产值与第二产业产值之比来衡量。(2) 要素配置效率 (*AER*): 用要素市场扭曲程度来衡量。要素市场扭曲程度的测算借鉴郭晨的方式, 将其定义为要素边际产出与实际回报比值与 1 差值的绝对值, 包括资本要素和劳动力要素配置扭曲程度, 对这两种要素的配置扭曲程度进行加权平均, 得到要素市场的总扭曲程度^[20]。该值越大, 要素市场的扭曲程度越大, 要素配置效率越低。可见要素扭曲程度为要素配置效率的逆指标, 为便于分析, 将要素配置效率 (*AER*) 设置为要素市场总扭曲指数的倒数, 为正向指标, 其值越高要素配置效率越高。(3) 技术创新水

平 (*Inno*): 用当地专利授权数量加 1 再取对数来衡量。

4. 控制变量。(1) 人力资本水平 (*Hum*): 用普通高校在校人数与地区年末总人口数比值衡量; (2) 外资依存度 (*FDI*): 用外商直接投资占地区 GDP 比值衡量; (3) 固定资产投资 (*fixed*): 以固定资产投资占地区 GDP 比重来衡量; (4) 基础设施建设 (*infra*): 用每平方公里公路和铁路总里程表示; (5) 政府宏观调控程度 (*Gov*): 以政府公共财政支出占地区 GDP 比重来衡量。

(三) 数据来源

基于数据的可得性, 本研究选取 2011—

2020 年我国 30 个省级（西藏除外）面板数据进行实证研究。相关数据来自《中国科技统计年鉴》《中国电子信息产业统计年鉴》、各省市统计年鉴、国民经济和社会发展统计公报、EPS 数据平台，缺失的个别数据用线性插值法补齐。

四、实证检验及分析

（一）基准回归结果

为克服动态面板模型内生性问题，本研究选用两步系统 GMM 法对模型（1）进行实证分析。为保证估计结果有效，要先进行 Arellano - Bond 序列相关检验和 Sargan 检验，以确定方程残差序列不存在二阶及以上自相关和工具变量严格外生。表 3 列（1）（2）分别给出了不含控制变量和含控制变量的基准回归模型的估计结果，各回归模型的 AR（2）统计量及 Sargan 统计量对应的 p 值均在 0.1 以上，证实残差序列不存在二阶自相关，工具变量的选择是有效的，模型采用的估计方法有效。

从回归系数上看，不管模型是否包含控制变量，核心解释变量数字贸易（ $digtrade$ ）的回归值均在 5% 的水平上显著为正，数字贸易对经济高质量发展确实有明显的促进作用。数字贸易通过网络的信息处理和数字交换，克服信息等资源流动障碍，有助于完善要素资源配置，加快贸易产业的智能化升级，推动产业技术变革和产业结构优化升级，助推经济高质量发展，模型回归结果验证了假设 H1。

为检验上述回归结果的稳健性，本研究从以下 3 个方面进行检验：

1. 替换核心变量，采用 DEA - Malmquist 指数法测算的各省全要素生产率作为经济高质量发展的替换指标，作为被解释变量重新回归，结果见表 3 列（3），数字贸易的回归系数值为 0.295 8，通过 1% 的显著性检验，说明数字贸易有助于促进经济高质量发展，基准回归结果是可靠的。

2. 改变估计方法，利用差分 GMM 两步估计法对模型（1）重新进行回归，结果如表 3 第（4）列所示，数字贸易的回归系数值的大小虽有所变动，但仍显著为正，与基准回归模型结果相比未见明显差异，表明基准回归结果是稳健的。

3. 考虑内生性。由于数字贸易与经济高质量发展之间可能存在双向因果关系，导致模型存在内生性问题，因此以数字贸易的滞后一期为工具变量，对模型用两阶段最小二乘法（2SLS）进行回归，结果见表 3 列（5）。在工具变量检验中， $Kleibergen - Paaprk Wald LM$ 的检验结果表明模型不存在不可识别问题，而 $Cragg - Donald Wald F$ 和 $Kleibergen - Paaprk Wald F$ 的检验结果显示工具变量不是弱工具变量，选取的工具变量合理有效，工具变量回归结果是有效的。列（5）表明，在考虑模型内生性后数字贸易的回归系数值仍然在 1% 水平上显著为正，再次证实基准回归结果的稳健性。

表 3 基准回归及稳健性检验结果^①

变量	基准回归		稳健性检验		
	(1)	(2)	变换变量(3)	差分 GMM(4)	2SLS(5)
$hiqua_{it-1}$	0.811 7*** (5.78)	0.621 1*** (4.11)	0.609 8*** (3.57)	0.627 7*** (5.36)	
$digtrade_{it}$	0.478 1** (2.19)	0.327 8** (2.35)	0.295 8*** (3.24)	0.320 1** (2.47)	0.344 3*** (3.29)
hum		0.601 7** (2.43)	0.801 1* (1.87)	0.656 3*** (4.86)	0.766 4** (2.23)

① *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著，括号内为 t 值。

续表 3

变量	基准回归		稳健性检验		
	(1)	(2)	变换变量(3)	差分 GMM(4)	2SLS(5)
<i>fixed</i>		0.139 8 ** (2.35)	0.090 1 * (1.80)	0.130 3 ** (2.26)	0.082 2 ** (2.01)
<i>fdi</i>		0.490 2 * (1.86)	0.423 3 *** (3.45)	0.485 4 * (1.82)	0.501 4 ** (2.19)
<i>Infra</i>		0.0714 (1.57)	0.088 7 ** (1.99)	0.060 7 (1.62)	0.073 6 * (1.84)
<i>gov</i>		-0.377 5 * (-1.80)	-0.022 2 (-1.33)	-0.112 9 (-1.57)	0.031 1 (1.45)
截距项		-2.599 3 ** (-2.33)	-1.988 0 *** (-3.74)	-2.116 4 ** (-2.03)	-1.775 2 (-1.37)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制
AR(1)(p 值)	0.042	0.083	0.111	0.049	
AR(2)(p 值)	0.437	0.522	0.701	0.487	
Sargan(p 值)	0.873	0.717	0.645	0.803	
Kleibergen - Paaprk Wald LM					15.07 ***
Cragg - Donald Wald F					111.59 ***
Kleibergen - Paaprk Wald F					17.62 ***

(二) 作用机制检验

在证实数字贸易发展有助于推动我国经济高质量发展的基础上,进一步探讨其具体作用机制。理论分析部分提出推动产业结构升级、改善要素配置效率、提高技术创新水平 3 条途径,接下来,本研究将结合中介效应模型逐一进行检验。

对于动态面板中介效应模型,本研究采用系统 GMM 估计法对 3 种途径分别展开检验。表 4 第 (1) (2) 列用于检验是否存在产业结构升级的中介效应,第 (3) (4) 列用于检验是否存在要素配置效率的中介效应,第 (5) (6) 列用于检验是否存在技术创新水平提升的中介效应。从表 4 估计结果来看,AR (2)、Sargan test 统计量的 P 值均在 0.1 以上,模型不存在过度识别和残差序列二阶自相关问题,采用的估计方法有效,估计结果具有一定的可靠性。

1. 检验产业结构升级 (*struc*) 渠道,由表 4 第 (1) 列结果可知,数字贸易对产业结构升级有显著的正向影响, $b_2=0.301\ 1$;第 (2) 列显示产业结构升级对经济高质量发展的影响系数值显著为正, $c_3=0.263\ 3$ 。由于 b_2 、 c_3 均显著,说明产业结构升级的中介效应显著,即存在“数字贸易发展-促进产业结构升级-驱动经济高质量发展”的中介作用渠道。Sobel 检验也显示中介效应显著,经计算中介效应为 26.37%,数字贸易的发展有 26.37% 会通过产业结构优化升级促进经济高质量发展。“数字经济+新制造”“互联网+流通”等政策的推行强化了产业间知识和技术要素共享,促进了数字贸易与制造业、服务业的融合,加快传统产业的智能化改造和升级,产业价值链向中高端移动,实现产业结构优化升级,提升经济发展质量。

2. 检验要素配置效率 (*ARE*) 的中介作用,

表4列(3)可知数字贸易对要素配置效率有显著的正向影响, $b_2 = 0.170\ 5$, 数字贸易的发展改善了要素的配置效率; 第(4)列的结果则表明, 要素配置效率对经济发展质量的估计系数 c_3 为正, 但 P 值大于 10%, 不显著。由于系数 b_2 、 c_3 只有一个显著, 故进行 Sobel 检验以确认是否存在中介效应。检验结果显示 Z 值 = 2.303 0, 大于临界 0.97, 说明中介效应存在, 数字贸易会通过改善要素配置效率促进经济高质量发展。数字贸易下企业之间竞争更为激烈, 贸易参与主体之间信息不对称壁垒被打破, 生产者可以更全面和精准地掌握消费者需求信息, 及时纠正生产要素错配, 有效提高生产要素配置效率, 为经济实现高质量发展创造条件。

3. 检验技术创新 (*Inno*) 渠道, 表4列(5)中数字贸易对技术创新的回归系数 $b_2 =$

0.280 9, 且在 1% 水平上显著, 数字贸易发展显著提高了技术创新水平; 列(6)中技术创新对经济高质量发展水平的估计系数 $c_3 = 0.333\ 3$, 通过 1% 显著性水平。系数 b_2 、 c_3 均显著说明技术创新渠道的中介效应存在, 数字贸易发展能够通过提升技术创新水平来推动经济高质量发展, Sobel 检验也证实了该渠道的中介作用显著。这是由于数字贸易不仅在于提供更多数字化产品, 最重要的是通过大数据、云计算、人工智能等技术效应, 提高创新成果与需求的匹配效率, 技术成果能够快速转化为实际生产力, 降低企业创新风险及研发成本, 调动企业的创新积极性, 最终对整个经济体产生“内涵式”的推动效果。

表4 中介效应检验结果^①

变量	产业结构升级		要素配置效率		技术创新	
	<i>struc</i> (1)	<i>hiqua</i> (2)	<i>AER</i> (3)	<i>hiqua</i> (4)	<i>Inno</i> (5)	<i>hiqua</i> (6)
<i>digtrade</i>	0.301 1** (2.32)	0.211 7** (2.31)	0.170 5** (2.17)	0.241 6** (2.14)	0.280 9*** (3.77)	0.191 4** (2.19)
<i>struc</i> (-1)	0.709 3*** (4.96)					
<i>AER</i> (-1)			0.688 2** (2.58)			
<i>Inno</i> (-1)					0.725 8*** (4.13)	
<i>hiqua</i> (-1)		0.726 6*** (5.09)		0.702 1*** (4.35)		0.679 3*** (3.97)
<i>Struc</i>		0.263 3*** (3.20)				
<i>AER</i>				0.231 2 (1.71)		
<i>Inno</i>						0.333 3*** (3.52)

① *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著, 括号内为 t 值, sobel 检验统计量在 5% 显著性水平下临界值为 0.97。

续表 4

变量	产业结构升级		要素配置效率		技术创新	
	<i>struc</i> (1)	<i>hiqua</i> (2)	<i>AER</i> (3)	<i>hiqua</i> (4)	<i>Inno</i> (5)	<i>hiqua</i> (6)
<i>Sobel</i> 检验	$Z = 2.689\ 9$	$P = 0.017\ 9$	$Z = 2.224\ 3$	$P = 0.028\ 7$	$Z = 3.952\ 3$	$P = 0.000\ 0$
中介效应	显著		显著		显著	
中介效应大小	26.37%		14.03%		32.84%	
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$AR(1)$ (p 值)	0.007	0.177	0.005	0.126	0.011	0.089
$AR(2)$ (p 值)	0.572	0.661	0.414	0.553	0.322	0.414
<i>Sargan</i> (p 值)	0.804	0.717	0.862	0.768	0.835	0.549

为验证上述中介效应回归结果的可靠性，本研究更换估计方法，采用两阶段差分 GMM 方法对中介模型再次进行动态估计。结果显示，核心解释变量除系数值大小略微变化以外，其符号及显著性均与表 4 保持一致，主要结论与上述结果未出现明显差异。因此，中介效应检验结果具有较高的可靠性。

（三）数字贸易影响经济高质量发展的异质性检验

不同省份资源禀赋不同，数字贸易发展程度之间差异明显，其对地区经济发展质量的影响也可能存在差异。基于此，本研究将 30 个省份划分为东、中、西部 3 个区域，分别对不同区域内数字贸易对经济高质量发展的影响进行回归，结果见表 5。

由表 5 可知，东部地区数字贸易对经济高质量发展的影响最为突出，影响系数 a_2 为 0.396 5，且在 1% 水平上显著。中部地区影响次之，影响系数 a_2 为 0.287 4，通过 5% 显著性检验；西部地区对应的回归系数值最小，为 0.129 7，且不

显著。究其原因，东部地区地理位置优越，数字基础设施更为完善，在科技创新能力和要素市场化发展环境方面具有明显优势，数字贸易起步较早，发展水平相对较高，数字贸易与传统产业的融合更加深入，有效提高了技术创新效率和资源配置效率，能享受到更多的数字贸易发展红利，数字贸易发展对经济高质量发展的驱动力更强。中部地区数字贸易对经济高质量发展的影响程度稍低（系数值为 0.287 4），中部地区受自身资源、地理位置限制，数字设备、基础设施建设不够完善，数字贸易发展水平不如东部地区。但近年来中部省份凭借较大的经济体量，逐渐完善数字基础设施，借助各自特色产业优势积极开展数字贸易活动，数字贸易发展潜力逐步释放，对经济发展的影响日益加强。相比之下西部地区交通物流便利程度低、数字信息产业发展相对滞后，产业结构单一，数字技术与传统产业融合水平较低，数字贸易起步晚水平低，经济效率不佳，对经济高质量发展无明显影响。

表5 地区异质性检验结果^①

变量	系统 GMM			差分 GMM		
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
digtrade	0.396 5*** (3.13)	0.287 4** (2.25)	0.129 7 (1.62)	0.410 9*** (3.77)	0.299 2** (2.19)	0.120 6 (1.58)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
AR(1)(<i>p</i> 值)	0.026 6	0.083 8	0.076 1	0.043 1	0.034 4	0.043 5
AR(2)(<i>p</i> 值)	0.300 3	0.478 3	0.289 7	0.438 8	0.344 3	0.487 1
Sargan(<i>p</i> 值)	0.864 8	0.652 2	0.684 7	0.726 4	0.710 8	0.611 9

此外,为进一步增强实证结果的可靠性,表5同时给出了差分GMM估计结果,发现核心解释变量的系数值及显著性水平未发生明显变化,说明实证结论具有可靠性。

(四) 数字贸易对经济高质量发展的非线性影响

为检验数字贸易对区域经济高质量发展的非

线性影响,本研究对动态面板门槛模型(4)采用陈杰和农汇福^[21]的方式估计,用条件最小二乘法估计相应门槛变量的门槛值和门槛数量,对所有门槛值都进行迭代,选取残差平方和最小的门槛值作为门槛估计值,并利用Bootstrap自助法检验门槛效应的显著性水平,门槛效应检验结果如表6所示。

表6 门槛效应检验结果^②

检验	门槛值	<i>F</i> 统计量	<i>P</i> 值	临界值		
				10%	5%	1%
单一门槛检验	0.397 5	40.21***	0.000 0	20.241 3	24.321 5	32.016 3
双重门槛检验	0.233 3	12.10	0.283 0	20.102 8	62.409 7	85.109 4
三重门槛检验	0.129 4	11.28	0.214 7	58.210 4	78.169 4	97.390 1

由表6的*F*统计量值及*P*值可以看出,数字贸易的单一门槛效应通过1%的显著性检验,双重门槛和三重门槛检验相应的*P*值分别为0.283 0、0.214 7,并不显著,因此模型存在单一门槛效应。说明数字贸易对经济高质量发展的驱动作用存在门槛,门槛估计值为0.397 5,

95%置信区间为[0.386 7,0.411 9]。基于此,本研究将以数字贸易发展水平为门槛变量,选用单门槛模型进行回归。估计动态面板数据门槛效应模型(4)时选取数字贸易滞后一期作为工具变量,动态面板数据门槛效应系统GMM估计结果见表7所示。

① *、**、*** 分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著,括号内为*t*值。

② *、**、*** 分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著,*P*值和临界值均为bootstrap法模拟300次后得到的结果。

表 7 门槛回归结果

解释变量	系数估计值	<i>T</i> 值	<i>P</i> 值
$digtrade \cdot I(q_{it} \leq r)$	0.189 2	1.62	0.111
$digtrade \cdot I(q_{it} > r)$	0.371 7	3.14	0.001
$hiqua_{it-1}$	0.618 3	5.57	0.000
hum	0.611 4	2.27	0.025
$fixed$	0.077 7	1.97	0.043
fdi	0.425 8	2.31	0.027
$Infra$	0.081 1	1.65	0.091
gov	-0.713 6	-1.38	0.145
$AR(1)(p \text{ 值})$		0.022	
$AR(2)(p \text{ 值})$		0.377	
$Sargan(p \text{ 值})$		0.463	

由表 7 可知, 数字贸易低于门槛值的地区, 数字贸易的系数为 0.189 2, 表明数字贸易发展水平每增加 1 单位, 可以推动经济发展水平上升 0.189 2 个单位, 但这种影响未通过显著性检验; 数字贸易发展水平高于门槛值的地区, 数字贸易变量的回归系数值为 0.371 7, 远大于 0.189 2, 且在 1% 的水平上显著。可见当数字贸易发展水平跨过门槛之后, 数字贸易的影响系数与显著性水平得到了显著提升, 这表明数字贸易发展水平较高的地区, 数字贸易对经济高质量发展有更强的驱动作用, 数字贸易发展不利于后发地区实现追赶。可见数字贸易对经济高质量发展存在非线性影响, 其拉大了地区经济发展质量的差距, 这一结果印证了假设 H4。数字贸易可以打破空间范围限制, 发展具有相对优势的地区通过占先优势和规模效应形成“强者更强”的局面, 对经济高质量发展的促进作用得以充分发挥。而许多后发地区受数字经济发展水平限制, 并未充分发挥本地区产业的相对优势, 通过生产差异化产品切入到全球数字化分工协作中, 从全球数字贸易一体化市场中获益。因而数字贸易对我国区域经济高质量发展的影响实际为后发劣势, 拉大了地区经济发展质量的差距。这也解释了上文得出的东部与中西部之间存在区域异质性特征的原因。因为东部地区的资金、技术积累雄厚, 数字贸易发展水平较高, 数字贸易的经济效用产生了

“1+1>2”的效应。

沿用前文方式采用差分 GMM 估计法对门槛效应进行再估计来检验门槛效应稳健性, 结果显示门槛模型参数估计结果与系统 GMM 估计结果在系数大小和显著性上并没有太大差别, 门槛模型估计结果是稳健可靠的。

五、结论与政策建议

本研究将数字贸易和经济高质量发展纳入一个研究框架, 从产业结构升级、要素配置效率、技术创新 3 个方面阐释了数字贸易助推经济高质量发展的作用机理, 并结合 2011—2020 年中国 30 个省级面板数据, 在测度省级层面数字贸易、经济高质量发展水平的基础上, 运用系统 GMM 法、中介效应模型和门槛模型实证检验了数字贸易对我国经济高质量发展的综合影响。研究表明: (1) 数字贸易能够显著地促进我国经济高质量发展, 而产业结构、要素配置效率、技术创新是数字贸易影响经济高质量发展的中介渠道。(2) 数字贸易推动经济高质量发展的作用存在区域差异, 东部地区作用最强, 中部次之, 西部地区的促进效应最小且不显著。(3) 数字贸易对经济高质量发展的驱动作用存在单一门槛效应, 当数字贸易发展水平跨过门槛之后, 数字贸易的影响系数与显著性水平得到了显著提升。

为进一步利用数字贸易助推我国经济高质量发展,建议如下:

1. 稳步提升数字贸易发展水平,助推经济高质量发展。数字贸易作为推动经济增长的新动能,我国数字贸易还处于成长初期,发展水平及竞争力有待提高,需要政府统筹规划,推动数字贸易快速健康的发展,使其更好的为经济高质量发展提供助力。(1) 积极有效地推进数字基础设施建设,加快完善新一代信息通信技术硬件基础设施,推动跨境陆缆和海底光缆建设,确保跨境网络互联互通,为数字贸易发展奠定坚实的硬件基础。(2) 加大数字贸易人才队伍建设。实行校企合作,大力培养既懂贸易又懂数字化方面的复合型专业人才;加大对高层次数字贸易人才的引进力度,在人才引进、生活保障、晋升制度、项目平台等方面给予倾斜。通过内培外引,打造数字贸易高端人才集聚地。(3) 建设数字贸易国际合作平台,我国可以考虑先在已经与世界各国签订好的双边和区域贸易协定中进行数字贸易谈判和规则构建,在有基础有条件的地区建设数字贸易国际合作园区,紧抓数字贸易发展机遇,提升我国数字贸易国际发展水平。

2. 重视数字贸易和经济高质量发展的区域差异,实施差别化、动态化的数字贸易战略。不同区域之间数字基础设施、数字人才积累不同,数字贸易发展水平差异较大,数字贸易对不同地区经济高质量发展的推动作用有所差异。因此要因地制宜,鼓励各城市结合自身经济发展水平以及产业结构特征,多元化发展数字贸易。数字贸易发展较好的地区可以集中研发攻克“高精尖特”核心技术,帮助进行国际数字贸易的企业突破技术壁垒,提高数字贸易国际竞争力。数字贸易发展水平相对较低的中西部地区,上级政府应加大财政扶持和政策倾斜,加快完善数字、网络、物流等基础设施体系,缩小区域之间的数字鸿沟,挖掘本地可进行数字贸易的优势产业链,加大数字贸易与各产业的融合度,享受数字贸易带来的红利,推动地区之间协同高质量发展。

3. 立足产业结构优化、要素配置效率和技术创新的作用渠道,探索数字贸易助推经济高质量发展的多维路径,充分发挥数字贸易的作用效果。(1) 提升产业数字化水平。加大数字信息

技术在传统贸易行业的应用,带动制造业、服务业等传统贸易行业朝着智能化、网络化、信息化方向转变。扩大数字服务贸易规模,提升产业数字化水平和附加值,促进产业结构升级,实现经济高质量发展。(2) 扫除阻碍生产要素与研发要素流动的障碍,使其能够在较短时间内实现跨部门、跨区域有序流动和高效配置,提高生产率的同时强化数字贸易对提升经济高质量发展的作用。(3) 加大数字化技术研发投入,提升自主创新能力。加大对先进互联网信息技术的资金投入,培养、引进数智化人才,构建产业数字化和数字产业化支撑平台,为技术创新提供资金、人才以及平台支持,加强自主技术创新能力,为数字贸易推动经济高质量发展提供创新内驱力。

[参考文献]

- [1] 李忠民,周维颖,田仲他. 数字贸易:发展态势、影响及对策[J]. 国际经济评论,2014(6):131-144.
- [2] 郭伟锋,贺静. 数字贸易背景下我国农产品出口贸易发展研究[J]. 物流工程与管理,2019(10):132-133.
- [3] 范鑫. 数字经济发展、国际贸易效率与贸易不确定性[J]. 财贸经济,2020(8):145-160.
- [4] 鞠雪楠,赵宣凯,孙宝文. 跨境电商平台克服了哪些贸易成本?:来自“敦煌网”数据的经验证据[J]. 经济研究,2020(2):181-196.
- [5] SUBIRANA B. Zero entry barriers in a computationally complex world: Transaction streams and the complexity of the digital trade of intangible goods[J]. Journal of End User Computing, 2000(2):13-17.
- [6] LIRONG LIU, HIRANYA K. NATH. Information and communication technology (ICT) and trade in emerging market economies[J]. Emerging Markets Finance and Trade, 2013(49):67-87.
- [7] 郭家堂,骆品亮. 互联网对中国全要素生产率有促进作用吗?[J]. 管理世界,2016(10):34-49.
- [8] 董健,唐润华,郑彦云. 高质量发展视域下电商经济贡献效应探讨[J]. 商业经济研究,2019(19):85-88.
- [9] 刘洪愧. 数字贸易发展的经济效应与推进方略[J]. 改革,2020(3):40-52.
- [10] 刘雅娟. 数字贸易下的产业转型升级[J]. 广西质量监督导报,2020(1):138.

- [11] 周姬文希. 数字贸易对全球价值链的影响和重构: 基于知名互联网企业数字产品的案例分析 [J]. 现代商业, 2020 (28): 3-5.
- [12] 马述忠. 世界与中国数字贸易发展蓝皮书 [R]. 2018.
- [13] 穆明辉. 电子商务对国民经济发展的影响作用探讨 [J]. 电子商务, 2020 (10): 23-24.
- [14] 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, 2020 (12): 1-15.
- [15] 方昊炜, 徐晔, 袁琦璟. 数字贸易、产业结构升级与经济高质量发展: 基于中介效应模型 [J]. 价格月刊, 2021 (6): 65-71.
- [16] 武云亮, 钱嘉兢, 张廷海. 环境规制、绿色技术创新与我国经济高质量发展: 基于中介效应及调节效应的实证检验 [J]. 成都大学学报 (社会科学版), 2021 (6): 16-31.
- [17] 王晓红, 李雅欣. 数字经济对经济高质量发展的影响研究: 基于 2013—2018 年省级面板数据 [J]. 经济视角, 2021 (1): 44-53.
- [18] 程晶晶, 夏永祥. 基于新发展理念的我国省域经济高质量发展水平测度与比较 [J]. 工业技术经济, 2021 (6): 153-160.
- [19] 章迪平, 郑小渝. 数字贸易发展水平测度及影响因素分析: 以浙江省为例 [J]. 浙江科技学院学报, 2020 (8): 249-271.
- [20] 郭晨. 地方债对区域经济发展质量的影响研究 [D]. 武汉: 华中科技大学, 2019.
- [21] 陈杰, 农汇福. 保障房挤出效应的存在性及其时空异质性: 基于省级面板门限模型的证据 [J]. 统计研究, 2016 (4): 27-35.

The Influence of Digital Trade on High – quality Economic Development

YE Lin – li

(Chengyi College, Jimei University, Xiamen 361021, China)

Abstract: Promoting high – quality economic development is an important issue facing China at present. This paper first explains the mechanism of digital trade affecting high – quality economic development. Then, based on China’s provincial panel data from 2011 to 2020, the paper measures the development level of high – quality economy and digital trade, and empirically investigates the impact of China’s digital trade development on the high – quality economy by using systematic GMM method, intermediary effect model and threshold model. The results show: first, digital trade plays a significant positive role in promoting high – quality economic development in China, while industrial structure, factor allocation efficiency and technological innovation are the intermediary channels through which digital trade affects high – quality economic development. Second, there are regional differences in the role of digital trade in promoting high – quality economic development. It is found that in all regions, the eastern regions have the strongest effect on high – quality economic development, followed by the central regions, and the western regions have the least and insignificant promoting effect. Third, digital trade has a single threshold effect on the driving effect of high – quality economic development. When the development level of digital trade crosses the threshold, the influence coefficient and significance level of digital trade are significantly improved.

Key words: digital trade; high – quality economic development; dynamic panel model; threshold effect

(责任编辑 张永汀)