



数字贸易对经济高质量增长的影响研究

李裕鸿, 庞勤勤, 闵小军

(安庆师范大学 经济与管理学院, 安徽 安庆 246133)

【摘要】 基于30个省份的数字贸易与经济增长的面板数据,采用双向固定效应模型和区域异质性检验,深入探究了数字贸易对经济高质量增长的影响。研究发现:数字贸易水平对经济高质量增长具有显著的正向影响,互联网普及率在这一过程中起到了关键调节作用,它不仅为数字贸易提供了基础设施和市场空间,还推动了数字贸易的创新和发展,进而促进了经济的高质量增长;异质性分析表明,随着互联网普及率的提高,由于西中东三个地区经济增长水平的差异,数字贸易对经济高质量增长的边际效应由强变弱;进一步研究发现:当经济高质量增长指标达到一定水平后,数字贸易对经济高质量增长的影响会降低。

【关键词】 数字贸易;互联网普及率;经济高质量增长;门槛效应

【中图分类号】 F713.36

【文献标志码】 A

【文章编号】 1004-1710(2025)05-0112-11

【DOI】 10.15886/j.cnki.hnus.202407.0322

一、引言

党的二十大报告提出“发展数字贸易,加快建设贸易强国”,再度将拓展数字贸易纳入国家顶层设计。要想实现经济、社会和环境的可持续发展,就要求在经济增长的基础上,注重提高劳动生产率、促进科技创新、改善生态环境和推动人力资本的发展^[1]。从现实情况看,数字贸易是数字经济在对外贸易领域的表现形式,其发展有利于带动数字经济的快速发展和标准提升^[2],正逐渐成为推动国际贸易发展新的热点、重点和焦点,将进一步促进中国经济高质量增长,为各个产业带来不同的发展机遇和空间^[3]。由此可见,如何利用数字贸易的自身优势,实现我国经济质的有效提升和量的合理增长,是当前经济发展需要关注的重要问题。

数字贸易是借助信息技术实现国家之间传统实物货物、数字化产品与服务、数字化知识与信息的高效交换^[4]。近年来,数字贸易与经济增长的研究逐渐增多,一些学者从不同角度分析了数字贸易对经济增长的影响。其研究观点主要包括如下几点:首先,数字贸易的发展可以促进经济增长的质量和效益,还可以为人口流动提供保障,实现经济效益、社会效益和生态效益的协调^[5]。其次,数字贸易和产业集群对经济高质量增长的总效应显著为正,而且该效应远高于数字贸易或产业集群单独发展对经济高质量发展的推动作用^[6]。数字贸易可以通过消费升级助力经济高质量增长,发挥数字贸易和消费升级的联动作用,推动构建“双循环”新发展格局,以达到可持续的经济高质量增长^[7]。关于产业结构促进经济高质量增长,产业结构能显著促进经济的增长,但也呈现出了明显的异质性,发展产业结构尤其是制造业转型升级,是中国经济可持续发展和高质量发展的根本之道^[8]。产业结构的不合理将会直接不利于高质量发展,产业结构高级化程度的提升是促进高质量发展的关键因素之一^[9]。最后,有学者认为,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^[10]。

【收稿日期】 2024-07-18

【基金项目】 国家社会科学基金青年项目(22CJY024);安徽省社会科学规划项目(AHSKY2023D112)

【作者简介】 李裕鸿(1971-),男,土家族,湖北恩施人,安庆师范大学经济与管理学院副教授,博士,主要从事数字经济、国际贸易等领域研究。

数字贸易作为数字经济的重要组成部分,对经济高质量增长的影响日益显著。然而,目前关于数字贸易的研究存在诸多不足,主要体现在如下几个方面:数据收集依赖于官方统计数据和企业调查数据,但这些数据往往存在时效性、准确性和全面性的限制,难以全面反映数字贸易的实际情况。不同地区在数据收集和统计方法上存在差异,导致数据之间的可比性较差,难以进行跨地区的比较研究。关于数字贸易与经济增长关系的理论框架尚不完善,缺乏系统的理论支撑和深入的理论分析,往往侧重于某一特定方面或领域,如数字贸易的影响因素、发展路径等,而缺乏对数字贸易与经济增长关系的全面、深入的理论探讨。部分研究过于强调数字贸易的积极作用,而对其可能带来的负面影响和风险关注不足,如数据安全、隐私保护等问题。研究视角多集中于数字贸易对经济增长的直接作用,而缺乏对数字贸易与经济增长关系的多维度、多层次分析。因此,现有政策建议往往缺乏针对性和可操作性,难以有效应对数字贸易发展中面临的具体问题和挑战。本研究通过梳理并整合国际贸易学、数字经济和经济增长等多种理论,引入新的研究假说,采用更为全面、多维度的经济高质量发展衡量体系,依托省级面板数据进行了详尽的分析。同时,跳出传统的研究思维定势,从互联网普及率的关键调节作用的视角审视和解读数字贸易对经济高质量增长的影响,并据此提出了具有针对性和前瞻性的政策建议。

研究的边际贡献:首先,在研究内容维度上,本研究深入剖析了数字贸易如何驱动经济高质量增长的具体路径,通过实证方法验证了互联网普及率在这一过程中扮演的关键角色,为理解数字贸易的经济效应提供了新的视角。其次,在研究方法层面,鉴于传统研究多倾向于以GDP增长率为单一指标衡量经济增长质量,本研究则创新性地采用了更为全面、多维度的经济高质量发展衡量体系,并依托省级面板数据进行了详尽的分析。这一方法不仅丰富了经济高质量增长的测度手段,还进一步探讨了数字贸易对经济高质量增长影响的非线性特征,为政策制定者提供了更为精细化的决策依据。第三,在理论上,梳理并整合国际贸易理论、经济增长理论和数字经济理论,将数字贸易与经济高质量增长纳入统一的分析框架,引入新的研究假说,以全新的视角诠释数字贸易对经济高质量增长的影响。

二、理论分析与研究假说

(一)数字贸易影响经济高质量增长

数字贸易的发展带动了新兴产业和业态的崛起,加速了传统产业的转型升级。在这个过程中,产业结构不断优化,高附加值产业比重上升,而且数字贸易拓展了市场空间和消费者选择。通过数字贸易企业可以以较低的成本获取全球范围内的市场资源和生产,提高交易效率以及产品和服务的附加值,从而促进企业技术化创新,实现产业结构升级和转型升级^[1]。另外,数字贸易可以通过推动产业结构重心的偏向使经济结构得到转型,使高附加值和高技术含量产业得以发展。数字服务贸易网络嵌入会通过扩大贸易规模、降低成本费用率以及提高技术促进产业转型升级,进而影响经济收入^[2]。数字贸易的兴起,推动了产业间的深度融合以及国际合作,为全球经济的众多领域带来了前所未有的新机遇,也促进了信息技术在流通领域的创新应用。从以上四个层面可以看出,数字贸易的发展可以从多方面直接或间接提高居民生活水平,进而促进经济高质量增长。结合上述分析提出如下假说H₁。

H₁:数字贸易对经济高质量增长有直接效应。

数字贸易的发展带来了对互联网服务需求的提升。数字贸易依赖于互联网平台,其发展对互联网服务产生了更高的需求,进而推动了互联网技术的创新和升级。第一,对居民来说,互联网的普及使得信息的获取和交流更加迅速,人们通过对互联网的使用,在网络上进行交易更加便捷,为数字贸易的发展提供了广阔的市场基础。第二,对企业而言,通过互联网和数字化技术可以提升贸易效率,大大缩短了交易周期;互联网的普及使数字化技术的得以应用,使得传统供应链转化为数字化供应链,实现智能管理,与传统供应链相比,数字化技术的应用提高了劳动生产率。互联网的发展也催生了数字平台,数字平台可以提供更加便捷和高效的交易流程,缩短交易周期,企业在跨境交流与合作中分享和吸收技术和管理经验,可以进一步提高技术水平和管理能力,提高沟通效率以及交易效率^[13]。因此提出假说H₂。

H₂:互联网普及率对经济高质量增长有调节作用。

(二)数字贸易对经济高质量增长的影响具有异质性

第一,从区域角度来看,不同地区的数字经济发展程度、基础设施建设、人才和技术集聚规模等因素都会影响数字贸易在该地区的渗透和效果。例如,在数字经济发展较为成熟的东部地区,数字贸易的推动作用可能更加明显,相比之下,在数字经济发展相对滞后的中西部地区,数字贸易的推动作用可能相对较弱,但仍有很大的发展潜力。

第二,从经济发展水平阶段来看,在经济发展的不同阶段,数字贸易的作用方式和效果也会有所不同。在经济恢复期或工业化初期,数字贸易可能更多地表现为对传统产业的改造和升级,通过数字化手段提高生产效率和产品质量,推动产业升级和转型,特别是数字服务贸易对减污排碳有积极的影响作用,相比于发达国家,数字服务贸易在发展中国家对碳减排产生的积极作用更大^[14]。在工业化中期或城市化初期,数字贸易可能更多地表现为对新兴产业的培育和发展,通过数字化手段催生新的商业模式和产业形态,推动经济结构的优化和升级;在工业化后期或城市化中期,随着劳动力成本的上升和产业结构的调整,数字贸易可能更多地表现为对全球价值链的整合和优化,通过数字化手段提高资源配置效率和市场竞争力^[15],推动经济的高质量增长。

第三,数字贸易是信息通信技术发挥重要作用的贸易形式,它的充分发挥必然要依赖于互联网基础设施条件以及互联网普及率。互联网普及率的提高有助于互联网技术的发展,进而降低数字贸易的成本,助力经济高质量增长。基于以上分析,提出如下假说H₃。

H₃:互联网普及率因区域及经济发展水平差异对经济高质量增长的影响多变。

(三)数字贸易对经济高质量增长影响的非线性关系

第一,产业经济的发展水平直接影响着区域高质量发展,而技术创新会极大地改变生产要素密集度。在数字贸易的推动下,各种新产品、新行业不断涌现,伴随创新能力的增强,技术上的比较优势逐渐转化为竞争优势。这种转化不是线性的,而是随着创新要素的集聚和配置的优化,其影响逐渐增强,形成边际效应递增的非线性特征。

第二,数字贸易的发展不仅促进了新技术、新业态、新商业模式的出现,还推动了传统产业向数字化、智能化转型^[16]。这种转型不是简单的替代关系,而是不同产业之间知识和技术等要素的共享,加强了不同产业之间的联系与融合。这种融合使得产业间的界限变得模糊,形成了全新的产业链和价值链,对经济高质量发展的影响呈现出非线性特征。

第三,数字贸易的兴起与发展,消除了经济发展的时空障碍,加速了高级要素的转移和集聚,有效促进了新兴产业的形成和崛起。在区域经济发展中,一些不符合经济发展战略、有悖于新发展理念的产业将被淘汰或改造升级,而落后地区的产业经济发展则可能因此获得后发优势。这种区域间的协调发展不是线性的,而是随着数字贸易的深入发展,其影响逐渐显现并增强。

第四,数字贸易对经济增长的影响还体现在其作为新经济增长引擎的角色上。数字贸易已经逐渐成为数字经济不可分割的一部分,也是全球贸易发展的重要趋势。随着数字技术渗透到数字贸易的各个环节,数字贸易将向高质量发展,并带动整体经济的增长。这种增长不是线性的,而是随着数字技术的不断创新和应用,其潜力逐渐释放并推动经济实现跨越式发展。基于以上分析,提出如下假说H₄。

H₄:数字贸易对经济高质量增长的影响具有非线性特征。

三、研究设计

(一)模型设定

为检验数字贸易对经济高质量增长的影响,本文将基础模型设定如下:

$$\ln hqd_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln dig_{it} + \alpha_2 control_{it} + \theta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, i 表示省份、 t 表示年份; $\ln hqd_{it}$ 表示 i 省 t 年的经济高质量增长水平; $\ln dig_{it}$ 则为该省当年的数字贸易发展水平; $control_{it}$ 为采取的控制变量,包括金融发展水平、人力资本水平、城镇化水平和对外开放程

度。 ε_{it} 为随机误差项, θ_i 为省份固定效应, γ_t 为时间固定效应。 α_0 为常数项, α_1 、 α_2 为模型估计参数。

为检验数字贸易驱动经济高质量增长的机制,构建双向固定效应面板模型如下,其中互联网普及率使用各省互联网用户数占全省常住人口总数的比例表示,为避免异常值影响,对互联网普及率数据进行1%的缩尾处理,为减少非本质的多重共线性,将 $\ln dig_{it}$ 和 $\ln ipr_{it}$ 进行中心化后作为交互项引入模型(2)。

$$\ln hqd_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln dig_{it} + \gamma_2 \ln dig_{it} \times \ln ipr_{it} + \gamma_3 control_{it} + \theta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

(二)变量说明

1.被解释变量

参考王婉等(2022)提出的方法^[17],以五大新发展理念为指导,以创新水平、协调水平、绿色水平、开放水平、共享水平五个一级指标,GDP增长率等18个二级指标组成。利用熵值法进行客观赋权,构建了经济高质量增长水平(hqd)评价指标体系(详见表1)。

表1 经济高质量增长水平指标体系

一级指标	二级指标(单位)	指标定义
创新	GDP增长率(+)	地区GDP增长率
	研发投入强度(+)	规模以上工业企业R&D经费/GDP
	投资效率(-)	投资率/GDP增长率
	技术交易活跃度(+)	技术交易成交额/GDP
协调	需求结构(+)	社会消费品零售总额/GDP
	城乡结构(+)	城镇化率
	政府债务负担(-)	政府债务余额/GDP
	产业结构(+)	第三产业增加值占地区GDP比值的提高
绿色	能源消耗弹性系数(-)	能源消费增长率/GDP增长率
	单位产出的废水(-)	废水排放量/GDP
	单位产生的废气(-)	二氧化硫排放量/GDP
开放	对外贸易依存度(+)	进出口总额/GDP
	外商投资比重(+)	外商投资总额/GDP
	市场化程度(+)	地区市场化指数
共享	劳动者报酬比重(+)	劳动者报酬/地区GDP
	居民收入增长弹性(+)	居民人均收入可支配增长率/地区GDP增长率
	城乡消费差距(-)	城镇居民人均消费支出/农村居民人均消费支出
	民生性财政支出比重(+)	住房保障支出、医疗卫生支出、地方财政教育支出、社会保障和就业支出占地方财政预算支出的比重

2.核心解释变量

选取数字贸易发展水平作为数字贸易的代理变量,参考王亚飞(2023)构建的数字贸易发展体系指标^[18],本文选取表2所示的数字网络基础设施、物流运输、数字贸易能力、数字技术创新和贸易潜力五个一级指标和域名数、网站数等18个二级指标构成评估数字贸易发展水平的系统。采用熵值法得出2011—2021年各省份的数字贸易发展水平得分。

3.控制变量

为检验上述变量对回归方程的影响,参考徐晓飞(2023)添加控制变量对总体测度进行分析^[19]。控制变量1:金融发展水平(fd),采用当地金融机构存贷余额与地区生产总值的比值表示;控制变量2:社会消费水平(con),以社会消费品零售额与地区生产总值之比表示;控制变量3:对外开放程度($open$),以货物进出口总额乘美元对人民币汇率与地区生产总值之比表示;控制变量4:信息利用水平(inf),以当地邮

表2 数字贸易发展水平测度指标

目标	一级指标	二级指标(单位)	指标属性
数字贸易发展水平	数字网络基础设施	域名数(万个)	正向
		网站数(万个)	正向
		互联网宽带接入端口(万个)	正向
		长途光缆线路长度(公里)	正向
		宽带接入用户(万人)	正向
	物流运输	物流运输相关从业人员(人)	正向
		公路营运载货汽车拥有量(万辆)	正向
		民用运营船舶拥有量(艘)	正向
	数字贸易能力	电子商务销售额(亿元)	正向
		快递业务收入(亿元)	正向
		电信业务总量(亿元)	正向
		软件业务收入(万元)	正向
	数字技术创新	规模以上工业企业 R&D 经费支出(万元)	正向
		技术合同成交总额(万元)	正向
		专利申请授权数(件)	正向
	贸易潜力	人均 GDP(亿元)	正向
		进出口总额(亿元)	正向
		市场开放度(%)	正向

电信业务总量比地区生产总值表示;控制变量 5:劳动生力水平(*labor*),用就业人员取自然对数表示;控制变量 6:人力资本水平,其衡量方式具体计算公式如下^[20]。

$$hca_{it}=(\sum_n U_{in}\times Q_{in})/S_{it}$$

(3)

式(3)中, hca_{it} 表示*i*地区*t*年的人均受教育年限; U_{in} 表示*i*地区*t*年第*n*种学历人口平均受教育年限, $n=1、6、9、12、16$ 分别表示文盲、小学、初中、高中、专科及以上; Q_{in} 表示*i*地区*t*年第*n*种学历的总人口数; S_{it} 表示*i*地区*t*年总人口数。

4. 数据来源

考虑到数字贸易数据的可获得性,本文聚焦于 2011—2021 年间我国 30 个省份(西藏和港、澳、台除外)的数字贸易与经济高质量增长情况,利用面板数据进行了深入的实证分析。数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国互联网经济发展报告》以及各省的统计年鉴,对于部分因各种原因缺失的数据,采用插值法进行科学合理地补充,以确保数据集的完整性和分析结果的可靠性。

5. 变量描述性统计

现对所涉及的各变量进行描述性统计分析(详见表 3),由表 3 可知,经济高质量增长和数字贸易的标准差分别是 0.343 和 0.968,说明区域间的发展不均衡。

四、实证分析

在正式估计之前,我们采用了方差膨胀因子法对各变量进行了多重共线性检验,确保模型中不存在严重的多重共线性问题。

(一)考虑互联网普及率数字贸易对经济高质量增长的影响

利用双向固定效应面板数据模型进行了深入的实证分析,得到三个回归模型的结果(详见表 4)。

1. 基础模型(1)列 仅包含了时间和省份的虚拟变量。回归结果显示,数字贸易水平的提升对经济高质量增长具有显著的推动作用,其回归系数通过了 10% 的显著性水平检验。这表明,数字贸易的发展确实能够促进经济的高质量增长。

表3 变量描述性统计结果

变量类型	变量名称	符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
解释变量	经济高质量增长	<i>lnhqd</i>	330	-1.507	0.343	-2.008	-0.542
被解释变量	数字贸易	<i>lndig</i>	330	-2.673	0.968	-5.475	-0.402
控制变量	金融发展水平	<i>fd</i>	330	1.493	0.449	0.665	2.774
	人均受教育程度	<i>hca</i>	330	9.290	0.895	7.510	12.68
	社会消费水平	<i>con</i>	330	0.380	0.0683	0.222	0.538
	信息利用水平	<i>inf</i>	330	0.070	0.145	0.0147	2.513
	劳动力水平	<i>labor</i>	330	28.55	249.5	3.127	4,240
	对外开放程度	<i>open</i>	330	0.265	0.291	0.00757	1.548
调节变量	互联网普及率	<i>lnipr</i>	330	3.963	0.272	3.186	4.521

2. 加入控制变量的模型(2)列 在基础模型的基础上,我们加入了多个控制变量,并同时考虑了时间固定效应和省份固定效应。结果显示,数字贸易水平的增长依然能够带动经济的高质量增长,其回归系数为0.043,且通过了5%的显著性检验。这意味着,数字贸易每增长1%,将促进经济高质量增长0.043%个单位。这一发现进一步强化了数字贸易对经济高质量增长的正面影响,验证了假说1。

3. 考虑互联网普及率调节效应的模型(3)列 为了探究互联网普及率在数字贸易对经济高质量增长影响中的调节作用,我们引入了交互项。回归结果显示,此时数字贸易对经济高质量增长的影响系数为0.057,且通过了1%的显著性水平检验。同时,交互项的系数为0.039,在5%的显著性水平下也通过了检验。这表明,互联网普及率的提高能够加强数字贸易对经济高质量增长的调节作用,验证了假说2。

表4 双向固定效应模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>lndig</i>	0.043* (1.797)	0.043** (2.117)	0.057*** (2.733)
<i>fd</i>		0.132*** (5.145)	0.153*** (5.588)
<i>hca</i>		0.014 (0.650)	0.017 (0.766)
<i>con</i>		0.147* (1.744)	0.152* (1.767)
<i>inf</i>		-0.010 (-0.474)	-0.008 (-0.363)
<i>labor</i>		-0.000 (-0.395)	-0.000 (-0.506)
<i>open</i>		0.352*** (8.359)	0.389*** (8.509)
<i>lndig* lnipr</i>			0.039** (2.096)
<i>_cons</i>	-1.493*** (-18.749)	-1.941*** (-9.025)	-1.968*** (-8.930)
<i>N</i>	330	330	323
<i>R2</i>	0.617	0.756	0.751
<i>F</i>	42.260	51.471	45.987

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。以下同。

(二)内生性处理

在探讨数字贸易与经济高质量增长之间的关系时,我们意识到两者间可能存在的双向因果关系会削弱研究结论的可信度。这种双向互动不仅意味着数字贸易可能推动经济的高质量增长,同时经济的高质量增长也可能反过来促进数字贸易的发展。为有效应对这一内生性问题,本文参考了徐晓飞(2023)的研究方法,选择数字贸易的滞后一期作为工具变量,并采用了两阶段最小二乘法(2SLS)进行回归分析。

表5 工具变量法检验结果

变量	(1)
<i>Indig</i>	0.108*** (0.008)
控制变量	YES
<i>N</i>	300
<i>R</i> ²	0.996
工具变量检验	
不可识别检验	104.714***
Kleibergen-Paap rk LM statistic	
弱工具变量检验	5883.728>16.38
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic	(10% 临界值)

表5结果显示,在1%的显著水平下拒绝了原假设,这表明所选的工具变量是可识别的。此外,我们还对工具变量进行了弱识别检验,结果显示Wald F统计量远大于弱识别检验10%水平的临界值,从而排除了弱工具变量的问题。在采用工具变量法处理内生性问题后,我们发现数字贸易对经济高质量增长的回归系数仍然显著为正,具体数值为0.108,并且这一结果通过了1%的显著性水平检验。这一发现表明,在排除了内生性干扰后,数字贸易对经济高质量增长的正面影响依然稳健且显著。

(三)稳健性检验

为了进一步增强研究结果的可靠性和稳健性,本文采用了多种方法对模型进行了全面的稳健性检验(详见表6)。具体检验方法如下。

第一,为了消除异常值对回归结果可能产生的干扰,我们采取了缩尾处理策略。具体而言,我们对数字贸易水平得分进行了两侧1%和5%的缩尾处理,并对经济高质量增长数据进行了1%的缩尾处理,然后分别在这些处理后的数据上进行回归分析。

第二,我们还通过添加控制变量的方式来增强模型的稳健性。在原有的控制变量基础上,我们引入了产业结构(*IS*)和税负水平(*tbl*)两个新的控制变量。其中,产业结构以第三产业与第二产业之比来衡量,税负水平则以当地税收收入与地区生产总值之比来表示。

第三,我们还对数字贸易水平的衡量方法进行了改进。之前我们使用了熵值法进行客观赋权,现在我们利用熵权TOPSIS法进行客观赋权,并替换原有的被解释变量进行回归分析。

第四,我们还采用了OLS(普通最小二乘法)回归方法进行稳健性检验。

五、进一步分析

(一)地区差异与互联网普及率异质性

数字贸易的发展水平因地理位置的差异而有所不同,这种地域性差异可能导致区域异质性。这种区域异质性不仅存在于数字贸易本身,还可能对经济高质量增长产生影响。为了深入研究这一问题,我们将30个省份按照地理位置划分为东部、中部和西部三组。由于分组后的样本量相对有限,我们在回归分析中未对地区和年份进行额外控制。

回归结果(见表7)显示,数字贸易在东部地区的经济高质量增长中起到了正向的推动作用,且这一

表6 稳健性检验结果

变量	1% 缩尾处理	5% 缩尾处理	1% 缩尾处理	增加控制变量	替换被解释变量	Ols 回归
<i>Indig</i>	0.059*** (2.909)	0.103*** (4.508)	0.042** (2.011)	0.040* (1.965)	0.457*** (4.014)	0.104*** (12.637)
<i>fd</i>	0.168*** (6.335)	0.183*** (6.489)	0.134*** (5.166)	0.134*** (5.150)	0.151*** (5.854)	0.181*** (12.436)
<i>hca</i>	0.017 (0.787)	0.030 (1.350)	0.016 (0.706)	0.016 (0.718)	0.021 (1.012)	0.122*** (13.988)
<i>con</i>	0.160* (1.945)	0.169** (2.037)	0.156* (1.830)	0.149* (1.756)	0.187** (2.334)	0.216** (2.384)
<i>inf</i>	-0.010 (-0.496)	-0.008 (-0.425)	-0.009 (-0.446)	-0.009 (-0.440)	-0.010 (-0.461)	-0.056 (-1.486)
<i>labor</i>	-0.000 (-0.354)	-0.000 (-0.366)	-0.000 (-0.359)	-0.000 (-0.303)	-0.000 (-0.365)	-0.000 (-1.110)
<i>open</i>	0.369*** (8.833)	0.408*** (8.987)	0.382*** (8.215)	0.358*** (8.357)	0.464*** (9.520)	0.442*** (15.925)
<i>IS</i>				-0.002 (-0.335)		
<i>tbl</i>				-0.307 (-0.829)		
时间	YES	YES	YES	YES	YES	NO
省份	YES	YES	YES	YES	YES	NO
<i>_cons</i>	-1.969*** (-9.272)	-1.981*** (-8.590)	-1.978*** (-8.995)	-1.941*** (-8.991)	-2.255*** (-11.352)	-2.831*** (-28.408)
<i>N</i>	324	297	324	330	330	330
<i>R2</i>	0.768	0.797	0.755	0.756	0.765	0.921
<i>F</i>	53.891	57.601	50.174	45.898	54.228	534.209

影响在统计上高度显著(通过了1%的显著性检验)。然而,值得注意的是,在东部地区,随着互联网普及率的提高,数字贸易对经济高质量增长的正向影响反而受到了一定程度的抑制。在中部地区,数字贸易同样对经济高质量增长产生了显著的促进作用。但与此同时,我们发现中部地区的互联网普及率并未对这一正向影响产生明显的调节作用。而在西部地区,数字贸易对经济高质量增长的推动作用同样显著。与东部地区不同的是,西部地区的互联网普及率提高不仅未抑制数字贸易的正向影响,反而进一步促进了这一影响的发挥。这一结果验证了假说3。

(二)经济增长水平差异与互联网普及率异质性

经济发展水平高的地方往往互联网普及率水平也较高,根据互联网普及率与经济高质量发展水平的不同,我们将其划分为四个象限:互联网普及率高地区、互联网普及率低地区、经济高质量增长高水平地区以及经济高质量增长低水平地区。

回归结果(见表8)表明,在那些互联网普及率已经较高或者经济高质量发展水平已经较高的地区,进一步提高互联网普及率不仅无法继续促进数字贸易对经济高质量增长的正向影响,甚至可能产生抑制作用。这表明,在这些相对发达的地区,互联网普及率的边际效应可能开始递减,或者现有的互联网基础设施和数字经济模式已经接近饱和,因此再增加投入可能无法带来显著的正面效果。相反,对于那些互联网普及率较低或者经济高质量发展水平较低的地区,提升互联网普及率则能够显著增强数字贸易对经济高质量增长的影响。这反映了互联网在这些相对欠发达的地区仍然具有较大的发展潜力,能够通过促进信息流通、降低交易成本、提高生产效率等方式(安同良,杨晨,2020)^[21],为数字贸易和经济高

表 7 地区异质性检验结果

变量	区域异质性		
	东部	中部	西部
<i>Indig</i>	0.113*** (10.534)	0.139*** (7.865)	0.078*** (3.520)
<i>Indig*lnipr</i>	-0.091** (-2.313)	0.074 (1.142)	0.167*** (3.470)
控制变量	YES	YES	YES
<i>_cons</i>	-2.69*** (-25.74)	-2.86*** (-10.41)	-3.06*** (-11.42)
<i>N</i>	119	85	119
<i>R2</i>	0.957	0.758	0.720
<i>F</i>	304.093	29.831	35.317

质量发展提供强有力的支持。这一结论进一步验证了假说 3。

表 8 经济发展水平异质性检验结果

变量	互联网普及率高低		高质量经济水平	
	高水平	低水平	高水平	低水平
<i>Indig</i>	0.225*** (8.398)	0.204*** (9.689)	0.080*** (2.789)	-0.003 (-0.115)
<i>Indig*lnipr</i>	-0.154 (-1.599)	0.216*** (3.739)	-0.081*** (-2.904)	0.072** (2.167)
控制变量	YES	YES	YES	YES
<i>_cons</i>	-3.07*** (-16.80)	-2.84*** (-14.12)	-0.94*** (-4.34)	-2.36*** (-9.45)
<i>N</i>	162	161	163	160
<i>R2</i>	0.863	0.638	0.681	0.761
<i>F</i>	120.525	33.492	14.454	21.365

(三)非线性影响分析

数字贸易对经济高质量增长的影响并非简单的线性关系,而是呈现出复杂的非线性特征。一方面,数字贸易通过推动产业创新升级、优化资源配置、催生新的消费需求以及带动传统产业数字化转型等方式,为经济高质量增长提供了强大的动力。另一方面,由于数字贸易也可能因为数字鸿沟问题、数据安全与隐私保护挑战以及监管难题等可能带来负面影响^[22]。检验结果(见表 9)表明,在双门槛情境下,数字贸易对经济高质量增长影响的非线性特征非常显著。

表 9 门槛效应检验结果

门槛个数	F 值	门槛值	10% 临界值	5% 临界值	1% 临界值
单门槛	96.03***	-1.727	27.028	33.216	48.511
双门槛	43.03**	-1.620	25.023	32.024	51.315
三门槛	25.74	-1.512	46.447	53.694	79.613

为此,本文采用如下双门槛模型进行检验:

$$\ln hq d_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 \ln dig_{it} \times I(F. \ln hq d_{it} \leq \delta_1) + \varphi_2 \ln dig_{it} \times I(\delta_2 \geq F. \ln hq d_{it} > \delta_1)$$
$$+ \varphi_3 \ln dig_{it} \times I(F. \ln hq d_{it} > \delta_2) + \theta_2 controls_{it} + \varepsilon_{it}$$

(4)

式(4)中 $\ln hq d_{it}$ 为被解释变量, $I(\cdot)$ 为示性函数,采用经济高质量增长前置一期 $F. \ln hq d_{it}$ 为门槛变量, $controls_{it}$ 代表控制变量的合集,控制变量的选取与前文相同。

表 10 门槛值识别及门槛模型参数估计结果

变量	回归系数	t 值
$Indig_u \times I(F.lnhqdi \leq \delta_1)$	0.111***	3.79
$Indig_u \times I(\delta_2 \geq F.lnhqdit > \delta_1)$	0.096***	3.21
$Indig_u \times I(F.lnhqdit > \delta_2)$	0.062**	1.91
控制变量	控制	
第一门槛值	-1.727	
第二门槛值	-1.512	
F 值	76.79	
P 值	0.000	

表 10 的结论表明,当经济高质量增长指标的对数值小于或等于-1.727 时,数字贸易对经济高质量增长的推动作用较为明显,其影响系数为 0.111。这意味着在这个区间内,数字贸易的发展能够较为有效地促进经济的高质量增长。

然而,随着经济高质量增长指标对数值位于-1.727 至-1.620,这一中等水平区间时,数字贸易对经济高质量增长的影响系数下降至 0.096。尽管这一系数仍然通过了 1% 的显著性检验,但相比低水平区间,其推动作用已经有所减弱。

进一步地,当经济高质量增长指标对数值超过-1.620,达到较高水平时,数字贸易对经济高质量增长的影响系数更是降至 0.062。这一结果清晰地表明,在较高的经济增长水平下,数字贸易对经济增长的驱动作用相比低、中等水平有了明显的降低。

这一结论表明数字贸易对经济高质量增长的影响具有非线性特征,验证了假说 4。

六、结论及政策建议

(一)主要结论

基于 2011—2021 年 30 个省(西藏和港、澳、台除外)的省级面板数据,构建双向固定效应模型和双门槛模型实证检验数字贸易对经济高质量增长的影响。在此基础上,进一步研究了数字贸易对经济高质量增长影响的异质性及非线性特征。研究结果表明:(1)数字贸易水平对经济高质量增长具有显著的正向影响,互联网普及率在这一过程中起到了关键调节作用,它不仅为数字贸易提供了基础设施和市场空间,还推动了数字贸易的创新和发展,进而促进了经济的高质量增长;(2)随着互联网普及率的提高,由于西中东三个地区经济增长水平的差异,数字贸易对三个地区经济高质量增长的边际效应由强变弱;(3)经济高质量增长指标达到一定水平后,数字贸易对经济高质量增长的影响会降低。

(二)政策建议

基于上述结论,本文提出如下政策建议:第一,鉴于互联网普及率在数字贸易促进经济高质量增长过程中的关键调节作用,政府应该加大投入建设互联网基础设施,特别是在西部,要大力提高互联网普及率,助力经济高质量增长^[23]。第二,在中部地区,政府应出台一系列税收减免、资金扶持等优惠政策,支持数字贸易的发展,避免在数字贸易大环境下因技术落后和信息发展不平衡而对经济产生负面影响。同时,在经济高质量增长的初步阶段,政府应将数字贸易作为优先发展的领域,以最大化其驱动效应^[24]。第三,政府需要不断完善治理体系、健全法律法规、优化创新要素配置、推动产业结构升级、拓展数字贸易领域以及强化金融服务与支持等,推动数字贸易的健康发展,持续助力经济高质量增长。

参考文献:

- [1] 孟夏,王霞.APEC 经济增长新战略探析[J].亚太经济,2011(4):18-22.
- [2] GOLDFARB A,TUCKER C. Digital economics[J].Journal of economic literature,2019,57(1):3-43.
- [3] 左鹏飞,陈静.高质量发展视角下的数字经济与经济增长[J].财经问题研究,2021(9):19-27.
- [4] 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.

- [5] 丘斌,古晨光,王梓贝,等.数字经济、人口流动与经济高质量发展[J].统计与决策,2023(20):17-22.
- [6] 梁会君.数字贸易、产业集群与经济高质量发展——基于有调节的中介效应检验[J].西南民族大学学报(人文社会科学版),2022,43(5):109-121.
- [7] 徐晓飞,吉晶晶.数字贸易与消费升级助力经济高质量发展的机理及其实证检验[J].商业经济研究,2023(24):183-188.
- [8] 方福前,付琦.产业结构升级的经济增长效应——基于 2000—2020 年中国 31 个省份面板数据的实证分析[J].江汉论坛,2024(1):12-25.
- [9] 王勇.产业转型升级、居民消费结构与高质量发展[J].南昌大学学报(人文社会科学版),2023,54(3):47-58.
- [10] 叶霖莉.数字贸易对经济高质量发展的影响效应研究[J].集美大学学报(哲学社会科学版),2022,25(5):74-86.
- [11] 钟祖昌,余佩璇,肖宵等.高技术产品出口贸易网络构建对一国或地区全球价值链分工位置的影响研究:基于社会网络分析的视角[J].管理评论,2022(3):127-140.
- [12] 宋跃刚,郝夏珍.数字服务贸易网络的企业创新效应[J].当代财经,2024(1):1-14.
- [13] 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.
- [14] 韩晶,姜如玥,孙雅雯.数字服务贸易与碳排放——基于 50 个国家的实证研究[J].国际商务(对外经济贸易大学学报),2021(6):34-49.
- [15] 杜朝晖.经济新常态下我国传统产业转型升级的原则与路径[J].经济纵横,2017(5):61-68.
- [16] 方慧,霍启欣.数字服务贸易开放的企业创新效应[J].经济学动态,2023(1):54-72.
- [17] 王婉,范志鹏,秦艺根.经济高质量发展指标体系构建及实证测度[J].统计与决策,2022,38(3):124-128.
- [18] 王亚飞,刘静.“双碳”目标下中国区域数字贸易的碳减排效应研究[J].软科学,2023,37(12):73-79.
- [19] 徐晓飞,吉晶晶.数字贸易与消费升级助力经济高质量发展的机理及其实证检验[J].商业经济研究,2023(24):183-188.
- [20] 姚战琪.数字贸易与中国产业结构转型升级:基于结构方程模型的多重中介效应[J].贵州社会科学,2024(2):127-136.
- [21] 安同良,杨晨.互联网重塑中国经济地理格局:微观机制与宏观效应[J].经济研究,2020,55(2):4-19.
- [22] 孙鹏,柳力群,周可懂.数字经济与企业全要素生产率——来自国家级大数据综合试验区的证据[J].海南大学学报(人文社会科学版),2023,41(5):114-123.
- [23] 赵德起,唐旺.互联网使用与农民收入包容性增长[J/OL].海南大学学报(人文社会科学版),1-9[2025-02-18].<https://doi.org/10.15886/j.cnki.hnus.202410.0065>.
- [24] 钞小静,任保平.中国经济增长质量的时序变化与地区差异分析[J].经济研究,2011,46(4):26-40.

[责任编辑:刘启华]

On the impact of digital trade on high-quality economic growth

LI Yuhong, PANG Qinqin, MIN Xiaojun

(School of Economics and Management, Anqing Normal University, Anqing 246133, China)

Abstract: Based on the panel data of digital trade and economic growth from 30 provinces, this study employs a two-way fixed effects model and regional heterogeneity tests to deeply explore the impact of digital trade on high-quality economic growth. The findings reveal that the level of digital trade has a significant positive effect on high-quality economic growth, with internet penetration playing a crucial moderating role in this process. It not only provides the infrastructure and market space for digital trade but also promotes innovation and development in digital trade, thereby fostering high-quality economic growth. The heterogeneity analysis indicates that as internet penetration increases, the marginal effect of digital trade on high-quality economic growth weakens from the western region to the central till the eastern due to the differences in economic growth levels among these areas. Further research shows that when the indicator for high-quality economic growth reaches a certain level, the impact of digital trade on high-quality economic growth diminishes.

Key words: digital trade; internet penetration rate; high-quality economic growth; threshold effect