

数字经济如何打破省际贸易壁垒

——基于全国统一大市场建设的中国经验

夏杰长,李奎溟,刘怡君

(中国社会科学院财经战略研究院,北京 100006)

(中国社会科学院大学应用经济学院,北京 102488)

(北京第二外国语学院首都文化和旅游发展研究院,北京 100024)

摘要: 数字经济发展能够有效驱动产业创新发展、建设有序竞争市场环境、加速要素自由流动,进而跨越行政区划和地理客观因素限制,助力破除省际贸易壁垒和市场分割,促进全国统一大市场的建设和国内大循环的健康高效运行。基于此,本文运用价格指数法生成我国省际贸易壁垒指标,采用主成分分析法构建数字经济发展水平的指标体系,综合形成 2013—2020 年 31 个省份的面板数据。研究发现,数字经济发展水平对省际贸易壁垒的弱化效应较为显著,数字经济还能够突破行政和地理客观限制造成的贸易壁垒。本文深入分析、测试和检验了数字经济发展对省际贸易壁垒的影响效应,为建设更加高效规范、公平竞争、充分开放的全国统一大市场及实现共同富裕目标提供从数字经济角度切入的政策参考。

关键词: 数字经济;省际贸易壁垒;统一大市场;弱化效应

中图分类号: F49

文献标识码: A

文章编号: 1007-7685(2023)02-0043-11

DOI: 10.16528/j.cnki.22-1054/f.202302043

一、引言

长期以来,我国一直致力于打破市场分割、突破市场边界,营造公平竞争、激励创新和资源高效配置的国内市场环境。2020年5月14日,中共中央政治局会议提出充分发挥我国超大规模市场优势和内需潜力,加快构建国内国际双循环相互促进的新发展格局。2021年,国务院发布《“十四五”市场监管现代化规划》,在进一步重申新发展格局建设任务的同时,强调要打通各类循环堵点、规范市场竞争秩序,在市场平稳运行中保障经济循环效率和活力,促进国内市场规范运行和畅通循环。^[1]2022年,《中共中央 国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》出台,重点突出了从全局和战略高度加快建设全国统一大市场的战略要求,以高质量供给创造和引领需求,通过建设现代流通网络、推动交易平台优化升级、加快培育统一的技术和数据市场、破除地方保护和区域壁垒、优先推进区域协作^[2]等措施,使生产、分配、流通、消费四个基本环节间的循环更加顺畅,助力国内大循环和统一大市场的建设与发展。

省际贸易是国内大循环与统一大市场的主要内容和组成部分。由于地理环境、经济发展、社会文化和政策落实程度等多方面的差异,市场分割和地方保护等现象仍然存在并阻碍着全国统一大市场的建

作者简介: 夏杰长,中国社会科学院财经战略研究院研究员;李奎溟(通讯作者),中国社会科学院大学应用经济学院硕士生;刘怡君,北京第二外国语学院首都文化和旅游发展研究院助理研究员。

注: 本文是国家社科基金重大项目“从制造向服务转型过程中二三产业统筹协调发展的重大问题研究”(编号:20&ZD087)的成果。

设和国内大循环主体性的强化,^[3,4]导致中国省际贸易中呈现不同程度的贸易壁垒。因此,如何缓解省际贸易壁垒是中国构建新发展格局亟待解决的重要课题。

中国数字经济的发展势头正盛,具有虚拟性、高渗透性和易共享性^[5]的数字经济正在改变贸易的方式,依托大数据、云计算、AR、VR、互联网等相关技术,一定程度上超越了传统贸易中的地理距离、文化差异和行政区划等因素限制,对省际贸易流通产生变革性的影响。数字经济通过赋能企业创新和营造相对公平、受时空限制较少的市场竞争环境,加快全国经济的高质量可持续发展。因此,数字经济能够有效促进省际贸易^[6]和降低省际贸易壁垒强度,加速国内大循环和全国统一大市场的建设进程。

目前,国内外对于数字经济如何影响跨境贸易及对国际贸易壁垒的影响研究甚为广泛,^[7-10]但关于数字经济是否能够促进省际贸易或破除省际贸易壁垒的文献所见甚少。数字经济缓解省际贸易壁垒的研究对推动经济稳步回升,培育增长新动能,促进区域协调发展具有显而易见的重要意义。鉴于此,本文基于中国31个省份2013—2020年的面板数据,考察数字经济对缓解国内市场分割、打破省际贸易壁垒和建设全国统一大市场是否起到积极作用。

二、影响机制与研究假设

相较于国际贸易壁垒,省际贸易壁垒在成因和方式上呈现更强的隐蔽性。它反映了国内市场分割程度,体现了商品和要素在全国范围内的流动及市场机制优化资源配置领域的阻力,是国内统一大市场建设和畅通国内大循环的主要障碍。从历史上看,中国历史悠久、地域广阔、民族众多,在自然地理状况和地域文化上存在着区域贸易壁垒形成的客观因素。Krugman等学者也从语言差异、文化风俗、地形因素等方面分析了国内区域间市场分割的成因^[11-14];从行政制度角度来讲,始自商朝末年、盛行于西周时期的分封制,到秦朝后逐步发展的郡县制,再到元代确立的行省制度,^[15]这一系列地方行政划分依据都深刻影响了中国现有的行政区划,而行政区划设计所构建的央地关系权力结构客观上形成了省际贸易壁垒和市场分割局面;从经济层面来分析,各区域经济发展程度存在差距,而在地理、文化和行政因素的共同作用下,这种差距最终反映在价格、贸易往来、产业结构等方面所呈现的省际贸易壁垒程度。随着交通运输水平的进步、国家通用语言文字的全面推广和民族大团结政策的成功实践,文化和地理距离对于区际经济往来的影响不断降低。在现有行政区划制度下,一方面,可以通过优化户籍制度促进劳动力等要素在市场作用下的自由流动,减少区域要素有效、自由流通的障碍;另一方面,要充分发挥数字经济在促进地区创新发展、跨越地理距离等方面的优势,推进省际贸易往来,从而打破省际贸易壁垒,畅通国内大循环的主要环节。

当前,诸多研究聚焦于数字经济发展程度对国际贸易的影响。大部分学者认为数字经济在国际贸易中存在促进贸易新业态发展、降低国际贸易往来与开拓新市场的成本、倒逼企业转型升级以降低出口企业生产成本、加快各类要素通过线上线下双渠道流动等积极作用。但部分文献也指出,受各国法律规定、政治体制和基础设施水平存在的差异影响,数字经济的发展可能形成全球市场中新兴数据流动壁垒。那么,在相关法律规定相对统一的国内市场中,省际贸易是否能通过数字经济的“溢出效应”有效突破地理、行政及其他因素导致的市场分割和贸易壁垒呢?

数字经济背景下,数字化技术的推广和普及使得线上与线下、虚拟空间与物理空间之间实现了各类信息和资源要素的高效精准定位和匹配,衍生出市场新行业、新业态、新模式,扩张了市场有效边界,不仅能够极大提高市场配置资源的效率,还能刺激广大居民的多元化和精细化需求,培育和壮大市场潜力,客观上形成了利于破除贸易壁垒的活跃市场环境。同时,不同于广泛存在自然性、文化性、制度性贸易壁垒或市场分割的线下市场,数字经济形成的线上市场相对统一完整,使市场中各类要素能在更短的时间内突破地理或行政区划的阻隔,大大降低企业市场进入和跨区域经营成本,利于降低行业准入门槛^[16,17]和不同地区不同行业的规制壁垒。一方面,数字平台能构建受时空制约影响较小的线上市场,通过大数据、互联网、5G、虚拟现实等数字技术实现云展示、云营销、云洽谈和线上交易,跨越地形和区

位等限制性自然条件,释放更多跨区域市场准入机会和空间;另一方面,数字经济发展所形成的线上市场能有效减弱各地区含有地方保护、指定交易等政策导致的政策性壁垒效应。同时,数字经济带来的政府治理数字化趋势也有助于经济政策的精准制定和提升地方财政的经济效能。

基于以上分析,提出以下研究假设:

H1: 各省数字经济发展水平的提高有助于降低省际贸易壁垒程度。

H2: 各省数字经济能够通过弱化地理和行政因素的壁垒强化作用,起到降低省际贸易壁垒程度的作用。

三、研究设计与变量数据

(一) 模型设定

为研究数字经济对省际贸易壁垒的影响,构建如下基准模型:

$$\ln PB_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln DIG_{it} + \sum \alpha_2 \ln CONTROLX_{it} + \varepsilon_1 \quad (1)$$

将被解释变量、核心解释变量和所有控制变量均取自然对数,目的是尽可能统一量纲并消除异方差的影响。其中, i 表示省份(本研究涉及31个省份, $i=1,2,\dots,31$), t 表示时间(以年为单位, $t=2013,2014,\dots,2020$), PB_{it} 表示 t 年 i 省份的省际贸易壁垒程度。 DIG_{it} 是核心解释变量,表示 t 年 i 省份数字经济的发展水平。 $CONTROLX_{it}$ 表示本文涉及的所有控制变量。 α_0 是常数项, α_1 是核心解释变量的回归系数, α_2 是控制变量集合的回归系数, ε_1 是误差项。

(二) 变量说明和测度

目前,诸多研究通过价格指数法、贸易流量法、贸易成本法、产业结构法、市场调研法、社会生产四维度法等来测度省际贸易障碍程度。^[18,19]为了保证数据可获得性和准确性,本文沿用 Parsley 等“价格指数法”的基本思路,^[20]采用对省际商品零售价格指数差异进行测度的方法来衡量中国各省份贸易壁垒的强度。借鉴文争为等的测算方式,^[21]首先,根据各省 k 类商品零售价格分类指数测算出省际相对价格 $\Delta P_{mn,t}^k$ 并取其绝对值,即 $|\Delta P_{mn,t}^k| = \left| \ln \frac{P_{m,t}^k}{P_{n,t}^k} - \ln \frac{P_{m,t-1}^k}{P_{n,t-1}^k} \right| = \left| \ln \frac{P_{m,t}^k}{P_{m,t-1}^k} - \ln \frac{P_{n,t}^k}{P_{n,t-1}^k} \right|$ 。其中, $m \neq n$, m 和 n 代表不同省份, t 代表年份, k 指不同种类的商品。其次,按照 $P_{mn,t}^k = |\Delta P_{mn,t}^k| - |\Delta P_{mn,t}^k|$ 求得 m 省和 n 省间 k 类商品的相对价格波动方差 $\text{var}(p_{mn,t}^k)$ 。最后,根据全部所得数据,计算得出某省份同其余各省份间的省际贸易壁垒程度,即: $\text{var}(p_{i,t}^k) = \frac{\sum_{m \neq n} \text{var}(p_{mn,t}^k)}{I-1}$,其中 I 为省份数量总和。根据本研究的样本范围描述,共计有3480组不重复的省际数据。其中, $i=1,2,\dots,31$; $k=1,2,\dots,21$ ^①; $t=2013,2014,\dots,2020$ 。

关于国内各省份数字经济发展水平的测度,已有大量文献从不同角度出发,全面、综合地衡量了各省数字经济的发展状况。^[22-25]本文主要参考刘军等学者的测算方法,^[25]将数字经济发展水平分解为信息化发展指标、互联网发展指标和数字交易发展指标三个维度,共选用14个测度指标^②,分层逐次采用主成分分析法,由此得出相应的综合指标数据。

① 本文采用国家统计局发布的商品零售分类价格指数,涵盖了食品类、粮食类、油脂类、蛋类、水产品类、菜类、干鲜瓜果类、饮料烟酒类、服装鞋帽类、纺织品类、家用电器及音像器材类、文化办公用品类、日用品类、体育娱乐用品类、交通及通信用品类、中西药品及医疗保健用品类、家具类、化妆品类、金银珠宝类、书报杂志及电子出版物类、燃料类、建筑材料及五金电料类共22类商品。

② 14个细分指标包括:信息化发展指标包括光缆密度、移动电话基站密度、信息化从业人员占比、电信业务总量、软件业务收入;互联网发展指标包括互联网接入端口密度、移动电话普及率、宽带互联网用户人数占比、移动互联网用户人数占比;数字交易发展指标包括企业网站占比、企业使用计算机数占比、电子商务占比、电子商务销售额、网上零售额。限于篇幅,本文不详细列出细分指标数值、权重和综合指数的具体计算步骤和方法,可参考《数字经济对中国区域创新产出的影响》^[24]和《中国数字经济测度与驱动因素研究》^[25]两篇文献。

除核心被解释变量和解释变量外,根据以往文献^[26-31]和现实经验,从经济类、行政类、地理类等相关数据中筛选出以下指标(见表 1)作为控制变量,以保证模型的科学性和合理性。

1.人均 GDP(lnPGDP)。它是较为客观和直观地反映各省份经济发展水平差异的关键指标,是影响省际贸易壁垒和市场分割程度的主要经济因素。

2.行政分权(lnFISCAL)。财政分权是描述、理解我国央地关系及行政分权发展和逻辑的重要指标,而地方行政分权程度则是影响省际贸易壁垒程度关键的行政类因素之一,过高的地方分权往往极易诱发地方保护主义和阻碍市场公平竞争的政策环境。本文以财政自主度^[31]即各省预算内财政收入和各省预算内财政支出的比率,测度各省份的财政分权程度,并以此反映央地财政事权关系和地方行政分权程度。

3.外商直接投资规模(lnFDI)。它反映了各省经济市场的开放程度。一般来讲,国际大循环参与度越高的省份,资金和商品流通的活跃程度越强,针对国内商品相关的贸易限制也相对较少。

4.省内运输水平(lnTRANS)。商品运输效率能够相对减少地理障碍造成的省际贸易壁垒影响,降低贸易成本。因此,选取货运周转量来反映省份内部运输水平。

5.地理障碍程度(lnGEO)。地理因素仍然是影响省际商品运输的重要因素,省份地形起伏程度和海拔是各省地形阻碍程度的直接体现。本文将构建包括省份平均坡度和平均高程双维度的省份地理障碍程度综合指标,并采用主成分分析法测算出对应数据。

表 1 研究变量、测度方法和数据来源

类型	名称及代码	数据来源
被解释变量	省际贸易壁垒(lnPB)	2014—2021 年《中国统计年鉴》
核心解释变量	数字经济发展水平(lnDIG)	2014—2021 年《中国统计年鉴》 2014—2021 年《中国工业统计年鉴》 2014—2021 年《中国科技统计年鉴》
控制变量	人均 GDP(lnPGDP)	2014—2021 年《中国统计年鉴》
	行政分权(lnFISCAL)	
	外商直接投资规模(lnFDI)	
	省内运输水平(lnTRANS)	
	地理障碍度(lnGEO)	
稳健性检验工具变量	2000 年末固定电话用户数(lnFIX)	2001—2021 年《中国统计年鉴》
	数字经济发展水平滞后一期(lnDIG(-1))	2014—2021 年《中国工业统计年鉴》 2014—2021 年《中国科技统计年鉴》

为保证结论可靠、科学和准确,采取多层次的稳健性检验,其中包括基于工具变量法的内生性检验。针对工具变量法,在参考既有研究做法后,^[32]最终采用 2000 年末各省固定电话数量作为数字经济发展水平的一种工具变量。其合理性在于:我国互联网走进大众视野大致上是从电话线拨号接入(PSTN)开始的,以此推测,历史上固定电话普及率高的地区,其后来互联网覆盖及数字经济的发展也会相对具有先发优势,并且历史上固定电话数量对地区当下省际贸易壁垒又难以产生显而易见的直接影响,因此基本满足工具变量同解释变量相关和具有外生性两个核心准则。同时,在验证模型不存在自相关性问题的基础上,考虑利用数字经济发展水平指标滞后一期的数据作为另一种工具变量,能够更好地处理可能的因遗漏变量、双向因果关系或测量误差所引致的内生性问题。

(三) 数据描述性分析和模型有效性说明

通过数据整理和分析,变量的描述性统计结果显示,我国各省数字经济一方面呈现相对不均衡的发展局面,但另一方面各省数字经济发展水平也在不断提高。(见表 2)其中,广东省、北京市、浙江省、江苏省、上海市等地长期处于领先地位,各项细分指标水平增速较快,而宁夏回族自治区、甘肃省、贵州省、黑龙江省和吉林省的数字经常年维持在较低的发展程度和较缓慢的增速水平,同发达省份的差距一

直比较显著。目前,全国范围内的省际贸易壁垒长时间呈现缓慢下降中略有波动的基本趋势,反映我国省际市场一体化程度不断增强的基本事实^①。此外,我国幅员辽阔、地形多样的自然地理特征,同控制变量中地理障碍度较大的波动性相契合,其中我国中西部地区,尤其西藏自治区、贵州省、四川省、重庆市等西部省份,地理障碍度显著高于东部地区^②,这也同我国“西高东低”的地势特征相匹配。

表 2 变量的描述性统计结果和 VIF(方差膨胀系数)值

变量	平均数	中位数	最小值	最大值	标准误	VIF 值	观测值数量
lnPB	-7.570	-7.090	-7.915	-6.710	0.276	-	248
lnDIG	-1.638	-1.616	-2.618	-0.264	0.204	3.198	248
lnPGDP	10.609	10.991	10.004	12.009	0.402	6.031	248
lnFISCAL	-0.833	-0.803	-2.360	-0.071	0.368	3.110	248
lnFDI	8.833	8.747	5.398	12.097	1.414	7.181	248
lnGEO	4.132	4.314	1.283	6.912	1.363	2.801	248
lnTRANS	8.122	8.227	4.630	10.398	1.230	2.032	248

为确保模型设定的合理性和可行性,对模型的多重共线性和异方差性问题,以及相关变量单位根问题进行检验。表 2 显示,所有解释变量的方差膨胀系数(VIF)值远小于 10.000,因此,很大程度上排除了严重多重共线性的存在,保障了本研究之后运用 OLS 方法估计回归系数的有效性。在异方差检验中,格莱泽(Glejser)检验、布罗施—帕甘—戈弗雷(Breusch—Pagan—Godfrey)检验、哈威(Harvey)检验和怀特(White)一般异方差性检验结果均不拒绝“模型随机扰动项方差是同方差”的原假设^③,说明本研究面板数据模型能够满足同方差性的基本设定要求。在自相关检验中,采用 Q 统计量检验后发现:滞后一阶至五阶的 Q 统计量的 p 值均大于 0.100,说明不拒绝“模型随机扰动项不存在序列相关性”的原假设,满足无自相关性的设定要求。^④此外,本文还对除地理障碍度外的变量采用 LLC 检验和 Fisher—PP 检验两种单位根检验,检验结果说明本文涉及的主要变量均不存在单位根,即具有平稳性。(见表 3)综合上述检验结果,可以直接使用 OLS 法进行基准模型回归分析。

表 3 相关变量^⑤的平稳性(单位根)检验

变量	LLC 检验		Fisher—PP 检验	
	t 统计量	p 值	χ^2 统计量	p 值
lnPB	-5.355	0.000	135.197	0.000
lnDIG	-14.151	0.000	303.558	0.000
lnPGDP	-2.233	0.021	115.672	0.000
lnFISCAL	-3.374	0.000	217.973	0.000
lnFDI	-6.688	0.000	117.544	0.000
lnTRANS	-7.006	0.000	96.005	0.020

四、实证检验和分析

首先基于假设和基准模型设定,对 31 个省份的变量数据进行全样本基准回归检验,得出初步结论。基于上述结论和回归检验结果,针对数字经济是否能够从地理和行政角度缓和省际贸易壁垒的问题,进

① 限于篇幅,此处涉及的具体数据暂不详细列出,如有需要可向作者索要。

② 此处所指东、中、西部地区划分参照《中国统计年鉴》划分方式。东部地区包括:北京市、天津市、河北省、辽宁省、上海市、江苏省、浙江省、福建省、山东省、广东省、海南省;中部地区包括:山西省、吉林省、黑龙江省、安徽省、江西省、河南省、湖北省、湖南省;西部地区包括:内蒙古自治区、广西壮族自治区、重庆市、四川省、贵州省、云南省、西藏自治区、陕西省、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区。

③ 格莱泽(Glejser)检验、布罗施—帕甘—戈弗雷(Breusch—Pagan—Godfrey)检验、哈威(Harvey)检验和怀特(White)一般异方差性检验结果中 p 值分别为 0.751、0.815、0.302 和 0.560。

④ 滞后一阶至五阶的 Q 统计量的 p 值分别为 0.246、0.352、0.215、0.229 和 0.283。

⑤ 由于研究设计,此处相关变量未包含不随时间变化的地理障碍度(lnGEO)指标。

一步加入数字经济与行政壁垒、数字经济与地理壁垒的交互项 ($\ln \text{DIG} \times \ln \text{FISCAL}$ 、 $\ln \text{DIG} \times \ln \text{GEO}$) 进行深入探讨。

(一) 基准模型回归分析

表 4 展示了基于 OLS 法分别采用面板混合模型、分别加入个体和时间固定效应模型,以及随机效应模型估计得到的回归结果。其中,LR 检验说明时间固定效应模型优于面板混合回归模型,而个体固定效应模型则不如面板混合回归模型;Hausman 检验表明不能拒绝原假设,即随机效应模型优于固定效应模型。因此,基于随机效应下的基准模型进行实证检验和分析。

基于随机效应模型可以发现, $\ln \text{DIG}$ 的系数显著为负,说明各省份数字经济发展水平的提升对于省际贸易壁垒存在显而易见的弱化效应。换句话说,如果刺激省份数字经济活力和快速发展,就会对全国统一大市场的建设产生显著的促进作用。此外,行政分权和地理障碍度也分别在 5% 和 10% 水平上呈显著正向作用,说明各省行政分权在事实上提高了省际贸易壁垒强度。另外,各省运输水平的回归系数在 1% 的水平上显著为负,这同近年来全国范围内铁路、公路、航空、海运、水运等运输基础设施水平显著提高、货物运输水平快速提升有关。

具体地,省份数字经济的发展水平每提高 1%,就能使该省对其他省份的贸易壁垒程度减弱约 0.073%。各省的运输水平每提高 1% 则降低约 0.034% 的省际贸易壁垒强度,行政分权和地理障碍度每高出 1% 则省际贸易壁垒程度分别提升约 0.073% 和 0.010%。综合看,初步检验结果同前文理论机制和假设 1 的预期基本一致。

表 4 基准模型全样本回归检验结果

变量	面板混合	个体固定效应 ^①	时间固定效应	随机效应
常数项	-6.557*** (-4.526)	2.138 (0.524)	-7.373*** (-12.866)	-7.375*** (-12.533)
$\ln \text{DIG}$	-0.156** (-2.025)	-0.040 (-2.432)	-0.072** (-1.787)	-0.073* (-1.817)
$\ln \text{PGDP}$	-0.052 (-0.515)	0.840 (1.165)	0.026 (0.646)	0.026 (0.644)
$\ln \text{FISCAL}$	0.155** (1.785)	0.260 (0.918)	0.075** (2.143)	0.073** (2.156)
$\ln \text{FDI}$	0.019 (0.561)	0.098 (0.167)	-0.010 (-0.661)	-0.009 (-0.645)
$\ln \text{GEO}$	0.009 (0.472)	-	0.010* (1.778)	0.010* (1.903)
$\ln \text{TRANS}$	-0.071*** (-2.768)	-0.052 (-0.513)	-0.036*** (-3.380)	-0.034*** (-3.402)
调整后的可决系数 R ² 值	0.119	0.120	0.873	0.202
F 值	6.575	1.753	131.340	10.137
LR 检验 (p 值)	-	25.676 (0.692)	487.141 (0.000)	-
Hausman 检验 (p 值)	-	-	-	1.083 (0.901)
观测值数量	248	248	248	248

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著;数值仅保留至小数点后三位。括号内为 t 统计量。下同。

^① 模型中不随时间变动的变量在差分时会被自动删除,故模型中的地理障碍度被省略,因而表 4 中个体固定效应模型并未显示该变量的回归系数。

(二) 包含交互项的模型回归分析

通过初步研究可以判断,行政分权和地理障碍度确实从客观上加强了省际贸易壁垒的程度。那么,数字经济的灵活性、高渗透性和易共享性特性能否有效打破行政区划和地理特征可能形成的省际贸易壁垒,从而推动全国统一大市场的形成和发展呢?为了回答这个重要的问题,基于全样本向基准模型依次加入数字经济与行政分权交互项($\ln \text{DIG} \times \ln \text{FISCAL}$)、数字经济与地理壁垒交互项($\ln \text{DIG} \times \ln \text{GEO}$),进行随机效应模型的 OLS 法回归检验,相关实证结果详见表 5。

表 5 加入交互项的随机效应模型回归检验结果

变量	加入数字经济与行政壁垒交互项	加入数字经济与地理壁垒交互项
常数项	-7.319*** (-11.665)	-7.212*** (-12.138)
$\ln \text{DIG}$	-0.045* (-1.880)	-0.095** (-2.280)
$\ln \text{PGDP}$	0.018(0.439)	0.007(0.856)
$\ln \text{FISCAL}$	0.045(0.935)	0.118** (2.852)
$\ln \text{FDI}$	-0.008(-0.580)	-0.003(-0.181)
$\ln \text{GEO}$	0.011* (1.882)	0.004* (2.026)
$\ln \text{TRANS}$	-0.036*** (-3.357)	-0.038*** (-3.579)
$\ln \text{DIG} \times \ln \text{FISCAL}$	-0.063* (-1.935)	-
$\ln \text{DIG} \times \ln \text{GEO}$	-	-0.001* (-1.898)
调整后的可决系数 R^2 值	0.881	0.200
F 值	123.887	9.321
Hausman 检验(p 值)	10.231(0.115)	8.738(0.189)
观测值数量	248	248

首先,加入数字经济与行政分权交互项($\ln \text{DIG} \times \ln \text{FISCAL}$),发现行政分权对省际贸易壁垒的正向作用显著性大大降低。(见表 5)同时,交互项呈现对贸易壁垒在 10%水平上显著为负,说明省份数字经济良好发展能助力各省财政致力于营造要素自由流动、基础设施完善、竞争更加有序、供给两端升级转型的市场环境,弱化行政分权对贸易壁垒程度的强化作用,有利于缓和省际贸易壁垒程度。

其次,单独加入数字经济与地理障碍度交互项($\ln \text{DIG} \times \ln \text{GEO}$)后,交互项在 10%水平上显著为负,可以认为省份数字经济的发展水平越高,该省地理障碍度对贸易壁垒程度的强化影响越被削弱,在数字经济的作用下能够有效打破地理隔阂,有利于降低省际贸易壁垒的强度。

可见,无论加入 $\ln \text{DIG} \times \ln \text{FISCAL}$,还是引进 $\ln \text{DIG} \times \ln \text{GEO}$,各省数字经济的发展水平和运输水平都表现出同省际贸易壁垒的显著负相关关系,再次论证了各省数字经济发展水平和货物运输水平对省际贸易壁垒显著的弱化效应。综合以上所有分析,充分论证了假设 2。

(三) 稳健性检验

使用包括基于工具变量法的内生性检验、剔除新冠疫情冲击和排除特殊省份样本三种方法,进一步验证数字经济对省际贸易壁垒间的弱化效应。

1. 基于工具变量的内生性检验。采用 2000 年末各省固定电话数量和数字经济发展水平滞后一期项作为核心解释变量的工具变量,运用系统广义矩估计(Generalized Method of Moments, GMM)方法进行内生性检验,得出回归的实证结果。表 6 和表 7 为 Hansen J 统计量回归系数不显著的检验结果,即不能拒绝工具变量具有外生性的假设,证实了本研究所选取工具变量的外生性;此外, Cragg—Donald Wald F 统计量远高于 Stock—Yogo 10%临界值,表明不存在弱工具变量问题。因此,本研究选取的工具变量相对合理。回归结果还显示:第一,数字经济发展水平对省际贸易壁垒的弱化效应仍然保持着统计意义上较强的显著性,即各省数字经济发展水平的提升能有效降低同其他省份的贸易壁垒强度。第二,数字经济对地理障碍和行政分权增强省际贸易壁垒的弱化效应保持显著。

表 6 稳健性检验结果 I (不含交互项)

	内生性检验	剔除重大冲击	排除特殊样本
常数项	-6.989*** (-11.250)	7.307*** (-11.640)	-6.805*** (-11.377)
lnDIG	-0.054* (-1.488)	-0.075* (-1.701)	-0.078* (-1.945)
lnPGDP	0.003 (0.067)	0.013 (0.314)	-0.029 (-0.690)
lnFISCAL	0.094** (2.520)	0.072* (1.893)	0.099** (2.709)
lnFDI	-0.014 (-0.868)	-0.004 (-0.246)	-0.005 (-0.325)
lnGEO	0.011* (1.938)	0.012* (1.795)	0.016* (1.995)
lnTRANS	-0.044*** (-3.788)	-0.038** (-3.240)	-0.042*** (-3.388)
调整后的可决系数 R ² 值	0.212	0.184	0.230
Hansen J 统计量 (p 值)	0.001 (0.988)	-	-
Cragg-Donald Wald F 统计量	735.200	-	-
Stock-Yogo 10% 临界值	5.33	-	-
F 值	-	7.860	12.473
Hausman 检验 (p 值)	-	2.249 (0.814)	7.299 (0.200)
观测值数量	217	217	233

表 7 稳健性检验结果 II (含交互项)

变量	内生性检验		剔除重大冲击		排除特殊样本	
常数项	-7.842*** (-4.738)	-7.840*** (-4.423)	-6.805*** (-4.106)	-7.163*** (-4.441)	-6.437*** (-3.865)	-5.817*** (-3.829)
lnDIG	-0.213* (-1.821)	-0.016** (-2.091)	-0.216** (-2.198)	-0.203** (-2.124)	-0.129* (-1.958)	-0.112* (-1.996)
lnPGDP	0.041 (0.344)	0.048 (0.395)	-0.032 (-0.270)	0.003 (0.023)	-0.062 (-0.517)	-0.116 (-1.060)
lnFISCAL	0.186 (0.984)	0.108 (1.050)	0.324** (2.384)	0.193* (1.952)	0.181 (1.303)	0.174 (1.874)
lnFDI	-0.032 (-0.738)	-0.064 (-1.534)	-0.024 (0.582)	-0.023 (0.538)	-0.020 (-0.490)	-0.018 (-0.526)
lnGEO	0.017* (1.940)	0.079 (1.505)	0.019 (1.819)	0.145*** (5.148)	0.022 (0.943)	0.010 (0.193)
lnTRANS	-0.073*** (-2.382)	-0.090*** (-2.912)	-0.088*** (-2.931)	-0.086*** (-2.964)	-0.077** (-2.218)	-0.072** (-2.318)
lnDIG×lnFISCAL	-0.150* (-1.769)	-	-0.297*** (-6.158)	-	-0.173*** (-3.817)	-
lnDIG×lnGEO	-	-0.072** (-2.199)	-	-0.070*** (-6.995)	-	-0.005** (-2.172)
调整后的可决系数 R ² 值	0.213	0.139	0.369	0.373	0.215	0.137
Hansen J 统计量 (p 值)	0.943 (0.331)	0.993 (0.319)	-	-	-	-
Cragg-Donald Wald F 统计量	28.284	1236.140	-	-	-	-
Stock-Yogo 10% 临界值	5.440	5.440	-	-	-	-
F 值	-	-	14.733	16.728	8.888	6.252
Hausman 检验 (p 值)	6.203 (0.302)	6.409 (0.379)	9.177 (0.110)	8.900 (0.143)	5.385 (0.496)	7.768 (0.256)
观测值数量	217	217	217	217	233	233

2.调整样本 I:剔除新冠疫情的冲击。2020 年新冠疫情被世界卫生组织(WHO)确定为地区及全球风险级别“非常高”的“全球性大流行(Pandemic)”,对世界经济形势和各国人民生活形成巨大冲击。

考虑到疫情强烈冲击下的重大影响,截取 2013—2019 年期间的样本,基于 OLS 法进行随机效应模型回归检验,以剔除新冠疫情对实证结果的极端影响。表 6 的实证结果说明,数字经济发展水平缓解市场分割和贸易壁垒作用在 5%水平上保持显著性。相较于表 4,其回归系数绝对值差异很小,这也侧面反映了面临重大冲击,数字经济具备的时空灵活性、渠道多样性、信息互通便捷性等区别于其他经济模式的比较优势,仍然能够显著降低全国范围内的市场分割和省际贸易壁垒,持续为促进国内统一大市场建设进程注入数字化动能。表 7 中,交互项在 1%水平上显著为负,说明数字经济仍然具有对地理障碍和行政分权所形成的省际贸易壁垒显著的弱化效应。

3.调整样本 II:排除特殊样本。本研究全样本中包括了上海市、北京市两个世界一线城市,两者都是我国国家中心城市和超大城市,具有政策上、经济上及地理位置上让其他省级行政区无法比拟的优越性。因此,本研究给出了剔除这两个省级行政区的样本之后的实证分析结果,以确保实证分析的结论不受特定省份特殊的政策或经济优势的影响。

表 6 显示,剔除上海市和北京市样本后,数字经济发展对省际贸易壁垒的弱化效应依然在 1%的统计水平上显著。此外,排除特殊样本后,地理障碍度对省际贸易壁垒的强化作用仍然显著,地理障碍度每提高 1%能够导致省际贸易壁垒程度增强约 0.016%,略高于包含上海市和北京市样本时的回归检验结果,一定程度上凸显了全国大部分区域内地理障碍客观上导致省际贸易壁垒的强化效应。表 7 中交互项的回归系数和显著性再次验证了数字经济对地理障碍和行政分权引致的省际贸易壁垒的弱化效应。

五、研究结论与政策启示

(一) 研究结论

建设全国统一大市场关乎我国建设社会主义现代化强国的伟大历史任务,是构建新发展格局的现实基础和内在要求,是实现共同富裕目标的根基所在。建设全国统一大市场,必然要破除各类封闭小市场或自我小循环,有效畅通生产、分配、流通、消费各环节,消除地方保护和区域壁垒,杜绝“以邻为壑”“闭关自守”的恶性竞争思维,代之以“统筹规划”“互利共赢”和“有序竞争”的政策导向。尽管从政策层面能够形成引导作用,但是否能够从数字技术和数字经济模式中找到新的突破口?进而数字经济发展能否通过完善现代流通网络、开拓市场信息交互渠道、全面提升市场监管能力、营造不受时空限制的有序竞争市场等途径,改善市场分割状况,打破全国范围内的省际贸易壁垒?

鉴于此领域现有文献较少和该研究课题的重要意义,本文在探讨数字经济影响省际贸易壁垒作用机理的基础上,运用 2013—2020 年 31 个省份的面板数据进行实证研究,并考虑了数字经济同行政、地理因素交互作用下的影响效应。为了控制潜在的内生性问题、确保结论可靠性和科学性,采用了包括工具变量法、剔除新冠肺炎疫情冲击和排除特殊省份样本的三种方法进行稳健性讨论。综合以上全部实证检验结果,得出以下结论:第一,提高各省的数字经济发展水平能够减轻同其他省份之间的贸易壁垒。第二,行政分权和地理障碍度客观上导致省际贸易壁垒程度加强,而提高外商直接投资规模和运输水平能够减弱省际贸易壁垒强度。第三,数字经济发展能够有效突破行政和地理因素的客观阻力,有效降低省际贸易壁垒程度。

(二) 政策启示

我国正在加快建设高效规范、公平竞争、充分开放的全国统一大市场,因此,必须打破显性和隐性的地方保护和贸易壁垒,减少不当市场竞争和行政权力对市场的干预行为,促进商品要素资源在更大范围内畅通流动。继农业经济、工业经济之后,数字经济作为当前重要的经济形态,能够通过降低信息不对称、构建时空限制较小的线上市场以促进国内市场公平与效率更加统一。^[33]结合研究结论,提出以下政

策建议:

第一,构建经济社会各主体多元参与、协同联动的数字经济发展新机制,充分发挥数字经济突破地方行政和自然地理壁垒的作用,加强对省际贸易壁垒的弱化效应。一方面,提高“互联网+政务服务”效能,建立健全政务数据共享协调机制,提升政府数字化治理和监管水平;另一方面,加强我国中西部及偏远地区数字化基础设施建设,开辟当地经济增长新的突破点,以跨越自然地理因素的客观限制。

第二,创新行政资源配置方式,建立线上线下一体化监管体系,构建线上线下统一大市场。加快清理废除妨碍统一市场和公平竞争的各种规定和做法,破除各种封闭小市场、自我小循环,银行、国有企业等机构要打破“准行政”壁垒。

第三,从行政分权、货物运输水平因素出发,探索破除省际贸易壁垒的多元途径。一方面,加大全国范围内统筹协调力度,避免贪大求洋、低层次重复性工程和过度同质竞争的同时,及时监督、排查和清理各地区含有地方保护、市场分割、指定交易等妨碍统一市场和公平竞争的政策;另一方面,重视全国交通运输基础设施建设,解决交通网络全国范围内及城乡间布局不够均衡、结构不尽合理、衔接不够顺畅等问题,聚焦中西部地区精准补齐运输规模、效率和质量短板。

第四,以体制改革、文化交流和经济合作融合行政差异,打破省际贸易壁垒。一是加快实现相邻省份间、各城市间的基础设施互联互通、公共服务均等共享、生态环境协调治理,以此更加密切省际贸易往来。二是通过文化交流强化不同省份城市组团发展,努力打造省际壁垒融合示范区,顺应城际要素流动格局,采取“异地合作共管”的灵活模式处理这些城市的行政区划隶属问题。三是推动边界地区经济合作,加强“飞地园区”建设,并以边界合作走廊建设为目标,沿边界地区建设一批“产业协同一体化发展示范区”,逐步放松行政边界对城际要素流动的束缚,从而更大力度推动省际贸易合作与交流。

参考文献:

- [1] 国务院关于印发“十四五”市场监管现代化规划的通知[J].中华人民共和国国务院公报,2022(5):8-28.
- [2] 中共中央 国务院关于加快建设全国统一大市场的意见[J].中华人民共和国国务院公报,2022(12):24-30.
- [3] 夏杰长,刘诚.行政体制改革、要素市场化与建设全国统一大市场[J].经济与管理研究,2022(11):3-13.
- [4] 邓峰,冯福博,杨小东.市场分割、数字经济与区域创新效率[J].统计与决策,2022(9):17-20.
- [5] 王世强.平台化、平台反垄断与我国数字经济[J].经济学家,2022(3):88-98.
- [6] 张充,何益欣.抗击新冠肺炎疫情、数字经济与省际贸易[J].现代经济探讨,2021(7):20-30.
- [7] 赵瑾.数字贸易壁垒与数字化转型的政策走势——基于欧洲和 OECD 数字贸易限制指数的分析[J].国际贸易,2021(2):72-81.
- [8] 陈颖,高宇宇.数字贸易开放的战略选择——基于美欧中印的比较分析[J].国际贸易,2022(5):49-55.
- [9] 余姗,樊秀峰,蒋皓文.数字经济对我国制造业高质量走出去的影响——基于出口技术复杂度提升视角[J].广东财经大学学报,2021(2):16-27.
- [10] 戴龙.数字经济产业与数字贸易壁垒规制——现状、挑战与中国因应[J].财经问题研究,2020(8):40-47.
- [11] Paul Krugman. First Nature, Second Nature, and Metropolitan Location [J]. Journal of Regional Science, 1993(2): 129-144.
- [12] 徐现祥,刘毓芸,肖泽凯.方言与经济增长[J].经济学报,2015(2):1-32.
- [13] 李仲达,林建浩,邓虹.跨越省际移民中的文化壁垒:信息沟通与身份认同[J].经济学(季刊),2021(5):1691-1710.
- [14] 王庆喜,徐维祥.多维距离下中国省际贸易空间面板互动模型分析[J].中国工业经济,2014(3):31-43.
- [15] 吕冰洋.“顾炎武方案”与央地关系构建:寓活力于秩序[J].财贸经济,2019(10):50-65.
- [16] 夏杰长,刘诚.数字经济赋能共同富裕:作用路径与政策设计[J].经济与管理研究,2021(9):3-13.
- [17] 祝合良,李晓婉.数字经济驱动强大国内市场形成的机理、动力与对策——基于我国强大国内市场形成基本条件与所面临困境[J].中国流通经济,2022(6):25-36.
- [18] 余东华,刘运.地方保护和市场分割的测度与辨识——基于方法论的文献综述[J].世界经济文汇,2009(1):80-93+49.
- [19] 李自若,杨汝岱,黄桂田.内贸成本、外贸成本与畅通国内大循环[J].中国工业经济,2022(2):61-79.
- [20] Parsley D., Wei S.J.. Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations. [J]. Quarterly Journal of Economics, 1996(4): 1211-1236.
- [21] 文争为,王琪红.市场分割和国内跨区域市场扩张[J].产业经济研究,2020(2):32-44.

- [22] 韩兆安,赵景峰,吴海珍.中国省际数字经济规模测算、非均衡性与地区差异研究[J].数量经济技术经济研究,2021(8):164-181.
- [23] 杨慧梅,江璐.数字经济、空间效应与全要素生产率[J].统计研究,2021(4):3-15.
- [24] 夏杰长,姚战琪,徐紫嫣.数字经济对中国区域创新产出的影响[J].社会科学战线,2021(6):67-78.
- [25] 刘军,杨渊鋈,张三峰.中国数字经济测度与驱动因素研究[J].上海经济研究,2020(6):81-96.
- [26] 银温泉,才婉茹.我国地方市场分割的成因和治理[J].经济研究,2001(6):3-12+95.
- [27] 范欣,宋冬林,赵新宇.基础设施建设打破了国内市场分割吗? [J].经济研究,2017(2):20-34.
- [28] 高艺,杨高升,谢秋皓.省际贸易壁垒、环境规制与绿色全要素生产率——基于空间溢出效应与门槛特征[J].管理现代化,2019(5):90-94.
- [29] 周向红,崔兆财.信息化差距影响省际贸易不均衡的机理研究——基于2003—2012年铁路货运数据的实证检验[J].公共管理学报,2020(1):132-142.
- [30] 张佰发,李晶晶,胡志强,等.自然禀赋与政区类型对中国县域经济发展的影响[J].地理研究,2021(9):2508-2525.
- [31] 陈硕,高琳.央地关系:财政分权度量及作用机制再评估[J].管理世界,2012(6):43-59.
- [32] 黄群慧,余泳泽,张松林.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,2019(8):5-23.
- [33] 谭洪波,夏杰长.数字贸易重塑产业集聚理论与模式——从地理集聚到线上集聚[J].财经问题研究,2022(6):43-52.

(责任编辑:金光敏)

How Can Digital Economy Decrease the Interprovincial Trade Barriers

——Based on China's Experience in the Construction of a Unified National Market

Xia Jie-chang, Li Luan-hao, Liu Yi-jun

(National Academy of Economic Strategy, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100006)

(Faculty of Applied Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 102488)

(Institute of Capital Culture and Tourism, Beijing International Studies University, Beijing 100024)

Abstract: Digital economy is considered to be a vital contributor to triggering innovation as well as development of industry, building up a better market environment with fair competition, accelerating the flow of economic factors of the market. All of these may lead to the decreasing of the interprovincial trade barriers and market fragmentation, not limited by the administrative and geographic disadvantages, which helps to achieve the goals of unified national market and smooth national circulation. Interprovincial trade barrier index calculated according to the retail price index, and digital economy development index founded upon “principal component analysis” is used in this article where all analyses are carried out based on the panel data of 31 provinces ranging from 2013 to 2020. Also robustness analysis is taken to make sure the conclusions are convincing and reliable. Our research finds out that digital economy does has a decreasing effect on interprovincial trade barriers, and it can also adjust the administrative and geographic restrictions which objectively brings about trade barriers. What this article has discovered may provide academia with more data and theoretical evidences of digital economy's effects on interprovincial trade barriers, and hopefully may offer guidelines and enlightenment for policy making aiming at the unifying of national market with higher efficiency, fairer competition and deeper opening-up, and the forming the common prosperity.

Keywords: Digital Economy; Interprovincial Trade Barriers; Unified National Market; Decreasing Effect