

数字经济、省际贸易成本 与全国统一大市场

——□赵静梅 □李钰琪 □钟浩——

建设全国统一大市场是新时代构建新发展格局的重要内容。本文选取2013—2020年中国30个省份的数据,实证研究数字经济对国内市场统一性的影响及其作用机制。结果发现,数字经济发展水平越高,国内市场统一程度也越高。从省际贸易成本角度切入的机制分析发现,信息搜寻成本越高、物流运输成本越高的省份,当数字经济发展水平提高时,其市场统一程度的提升幅度也越大,说明成本优化是数字经济推动市场统一的作用渠道。门槛回归结果显示,随着数字经济发展水平的提高和省际贸易成本的降低,数字经济推动国内市场统一呈现出边际效应递减的特征。异质性分析发现,对中西部地区而言,数字经济能够显著推动市场统一,而这一效应在东部地区并不显著,说明数字经济能够缩小区域间市场统一性的差距。

关键词:数字经济;全国统一大市场;成本优化

中图分类号:F123.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1003—5656(2023)05—0089—11

引言

百年变局叠加新冠疫情,中国经济发展面临严重下行压力。2020年7月30日中共中央政治局会议提出,“加快形成以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局。”而加快建成全国统一大市场,打通制约国内经济大循环的关键堵点,对于构建“双循环”新发展格局具有重要战略意义。然而实践却发现,中国国内市场未统一问题并未得到根本解决,市场分割现象层出不穷^[1]。

数字经济不仅为中国经济高质量发展提供强大动能,也为推动全国统一大市场建设提供新路径。以数据为核心生产要素的数字经济极大变革了传统的省际贸易模式。理论上讲,5G、大数据及云计算等新兴数字技术推动信息以接近于零的成本进行跨时空储存、计算、复刻和传输,大幅降低了搜索成本(search costs)、复制成本(replication costs)、运输成本(transportation costs)、跟踪成本(tracking costs)和验证成本(verification costs)等多种经济成本^[2],极大削弱了地理因素对省际贸易的阻碍作用^[3]。但从经验上讲,数字经济新模式是否真的能够更好地助力于中国建成全国统一大市场?对这一问题的回答有助于明确数字经济的市场整合效应,为厘清数字经济在全国统一大市场建设过程中发挥的作用提供一定的理论与实证支撑。

如何推动国内市场整合一直都是学界普遍关注的热点话题,相关研究大致可分为两类。一类是关注股权改革、对外开放和转移支付等制度设计优化减少地方保护主义引起的制度性市场分割。统一市场的前提就是理清政府和市场的关系^[4]。刘瑞明发现,国有经济比重很好地解释了市场分割在时间和空间上的差异性,因而所有制结构改革能够起到削弱市场分割,促进市场整合的作用^[5]。范子英和张军研

作者简介:赵静梅,西南财经大学金融学院教授、博士生导师,西南财经大学高等财经教育研究中心教授;李钰琪,西南财经大学金融学院博士研究生;钟浩(通讯作者),西南财经大学金融学院博士研究生。

究发现,当给予落后地区财政转移支付的量超过参与区域分工的效用损失时,落后地区会分享到发达地区经济增长的利好而主动放弃市场分割策略^[6]。陈敏等研究发现,对外开放与国内市场统一存在U型关系,即当对外开放水平较低时,对外开放会加剧市场分割,但进一步扩大对外开放则能促进市场统一^[7]。此外,还有学者从优化地方政府政绩考核方式^[8]、省级官员跨省交流及任期^[9]等诸多视角出发探究市场整合问题。另一类则是强调基础设施建设等技术水平提升降低空间物理因素引起的非制度性市场分割。范欣等研究发现,我国基础设施建设有利于提升交通运输的便利性和通讯网络的便捷性,降低运输成本和信息成本,进而推动市场一体化进程^[8]。其中,高铁等交通基础设施作为社会先行资本,外部溢出效应明显^[9-10]。

以上研究主要是基于传统经济的理论框架展开,较少关注到数字经济新模式带来的市场一体化效应。数字技术的广泛应用极大影响了政府政策调控与市场资源配置的内在逻辑,数字政务平台和线上交易平台等数字平台的搭建与完善提升了信息的透明度,降低了省际贸易的制度成本与市场成本,为破解制度性和非制度性市场分割提供了新的解决思路。然而,中国数字政务平台的发展与应用尚未成熟,数字经济削弱制度性市场分割的作用暂不明显,因此本文将从市场成本视角切入,重点研究数字经济对非制度性市场分割的改善作用。

本文利用中国30个省份2013—2020年的数据实证检验了数字经济发展水平和国内市场统一程度之间的关系。研究发现,数字经济能够显著提高国内市场的统一程度。从成本角度出发的机制分析发现,信息搜寻成本越高、物流运输成本越高的地区,数字经济对市场统一程度的提升幅度也越大,说明成本优化是数字经济推动市场统一的作用渠道。门槛回归结果显示,随着数字经济水平的提高和省际贸易成本的降低,数字经济推动国内市场统一的边际效应递减。同时异质性分析发现,数字经济能够显著推动中西部地区的市场统一,而这一效应在东部地区并不显著,这表明数字经济能够缩小发达地区与欠发达地区市场统一性的差距。

本文可能的边际贡献有以下三点:第一,本文从数字经济这一新经济模式视角出发直接探究其对国内市场统一性的影响,打破了传统经济的理论框架制约,丰富了学界关于市场统一话题的研究视角;第二,本文实证检验了数字经济与市场统一之间的关系,为数字经济有利于中国建成全国统一大市场的理论观点提供了经验支持;第三,本文探讨了数字经济影响市场统一的作用渠道,验证了数字经济在降低省际贸易成本方面的作用,支持了跨区域市场交易成本优化对于数字经济推动市场统一的路径影响作用,深化了已有的相关文献。

一、研究假说

全国统一大市场就是要打通制约国内经济大循环的关键堵点,促进市场要素在全国范围内自由流动^[1]。受益于数字经济的快速发展,数字技术可以在跨区域市场交易前期的信息获取、交易过程中的供需匹配以及交易后期的物流配送等多个环节提供坚实的技术支持与保障。

首先,数字经济提供了便捷的信息交流平台,为市场要素跨区域流动产生信息驱动。数字经济背景下,消费端需求信息和生产端供给信息能够以数据形式在现代信息网络上零成本跨时空传播,不断模糊各地区的地理边界和产业边界,有利于信息传播与交互,极大缓解了供需之间信息不对称问题^[11],拓宽了商品和服务的可交易范围,市场经济规模效应不断凸显。

其次,数字经济搭建了便利的线上交易平台,为市场要素跨区域流动缓解匹配难题。产品种类丰富与规模扩大带来的信息冗余问题使得跨区供需匹配更加趋于复杂,而大数据等新兴数字技术能够优化供需之间的匹配路径^[3],提高了产业链和供应链跨区资源配置的效率。

最后,数字经济建立了高效的现代物流系统,为市场要素跨区域流动提供物流支持。数字技术不仅拓宽了传统物流可触达用户群体的范围,提高了智慧物流的覆盖率,还提高了传统物流对国内产业链的渗透率,降低了国内市场整合的难度。Gorodnichenko和Talavera研究发现,互联网技术对于推动市场整合具有积极影响^[12]。基于此,本文提出以下假说。

假说1:数字经济整体上对国内市场统一具有促进效应。

新型数字技术与传统产业深度融合,能够大幅降低经济系统的运行成本^[2]。Bakos、Anderson等、Fink等相关研究均发现互联网技术能够降低省际贸易的搜寻成本与交流成本^[13-15]。Venables进一步发现,互联网不仅能够降低信息成本,对物流运输成本也具有明显降低作用^[16]。经济成本的降低有助于拓宽商品和服务的市场流通范围^[17],这对于打破地区贸易壁垒,促进产业分工具有重要作用^[18]。基于此,本文提出以下假说。

假说2:数字经济可以通过降低交易成本而促进市场统一。

动态来看,数字经济对市场统一的影响具有非线性特征。在数字经济发展阶段,省际贸易成本较高,而数据要素整体规模较小,经深度挖掘后,数据价值得以充分释放,能有效弥合地区间的信息差距,促进市场快速整合。在数字经济成熟阶段,省际贸易成本已下降到低水平,而数据要素规模过快增长导致数据挖掘难度加大,无效信息甚至干扰信息可能会扭曲资源配置效率,最终导致数字经济推动市场统一的作用被削弱。基于此,本文提出以下假说。

假说3:随着数字经济的发展,数字经济促进市场统一的边际效应递减。

假说4:随着交易成本的降低,数字经济促进市场统一的边际效应递减。

二、数据与基本计量模型

(一)计量模型设定

为了检验数字经济发展对市场统一的影响,本文构建如下基准回归模型:

$$\text{Inter}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Digit}_{it-1} + \text{Controls}'_i \gamma + \mu_i + \delta_t + u_{it} \quad (1)$$

其中, i 和 t 分别代表省份和年份, Inter_{it} 代表市场统一指数, Digit_{it} 代表数字经济指数。为减弱反向因果的可能性,本文将数字经济指数滞后一期。 α_1 为核心解释变量的估计系数,向量 Controls_{it} 代表一系列省份层面的控制变量,向量 γ 是控制变量的回归系数。 μ_i 代表省份固定效应, δ_t 代表年份固定效应,而 u_{it} 为随机误差项。

(二)变量测度与说明

本文研究数据主要来源于国家统计局。因西藏数据缺失严重,故将其从研究样本中剔除。限于部分数据最早于2013年国家统计局才正式对外公布,因此,本文最终得到了2013—2020年30个省份共计240个样本观察值。

1. 市场统一指数(Inter)

相对价格法因数据易得、内涵丰富等优势成为学界测度市场整合指数的常用方法。该方法认为,因为自然地理阻隔等交易成本的存在,商品价值会在贸易过程中像冰川一样融化掉一部分,严格的一价定律难以成立,即套利行为无法使得不同地区同一商品的价格完全相同,相反,二者的相对价格会在一定区间内波动。当市场整合程度提高时,相对价格波动范围会收窄,反之,相对价格波动范围就会拓宽^[7]。本文也将基于此方法来构造市场统一指数。

相对价格法需要获取多个商品种类的价格数据。参考陆铭和陈钊的做法,本文选取了粮食类、鲜菜类、饮料烟酒类、服装鞋帽类、中西药品及医疗保健用品类、书报杂志及电子出版物类、体育娱乐用品

类、日用品类共九类商品^[19]。具体构造过程如下:

第一步:计算出省份间九类商品相对价格的绝对值 $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 。其公式为 $|\Delta Q_{ijt}^k| = |P_{it}^k - P_{jt}^k|$,其中 P 代表商品的价格指数, i 和 j 分别代表省份 i 和省份 j , t 代表第 t 年, k 代表第 k 种商品。

第二步:通过去均值的方法消除 $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 中与特定商品种类相联系的固定价格差。其公式为 $q_{ijt}^k = |\Delta Q_{ijt}^k| - |\Delta Q_{it}^k|$,其中 $|\Delta Q_{it}^k|$ 表示第 t 时期第 k 种商品相对价格的均值。

第三步:计算出两个省份间九类商品相对价格波动的方差 $\text{Var}(q_{ijt}^k)$,其公式为 $\text{Var}(q_{ijt}^k) = \text{Var}(|\Delta Q_{ijt}^k| - |\Delta Q_{it}^k|)$ 。

第四步:计算第 t 时期省份 i 的市场统一指数 $\text{Inter}_{it} = -[\sum_{j \neq i} \text{Var}(q_{ijt}^k)]/N + \text{Constant}$,其中 N 为合并的省份组合数目, Constant 为某一正整数,以保证最后得到的市场统一指数均为正值,便于理解。

值得注意的是,基准回归模型中本文采用接壤省份间(63对)相对价格波动方差计算市场统一指数,即该市场统一指数越高,表明某省与其接壤省份之间的市场整合程度越高,反之亦然。

2. 数字经济指数(Digit)

参考柏培文和张云的做法,本文从数字产业、数字金融、数字用户和数字平台四个维度出发测度各省的数字经济发展水平^[18]。其中,数字产业维度主要囊括了数字产业化和产业数字化,采用信息传输,计算机服务和软件业就业人数占比,软件业务收入,电信业务总量和电子商务销售额四项指标来代理;数字金融主要量化了数字金融业务的应用广度与深度,采用北京大学发布的数字普惠金融指数来代理;数字用户主要测算了网民对数字化设备的使用水平,采用平均每人使用移动电话数和平均每人使用计算机数两项指标来代理;数字平台则主要凸显了网络平台的数字化水平,采用域名数和网页数两项指标来代理。本文采用主成分分析方法将上述9项指标合成数字经济综合指数。

3. 机制变量

(1)信息搜寻成本。参考曹春方等、程玲等的做法^[20-21],本文以企业官网数来衡量一省经济系统的信息搜寻成本。如果企业官网数越多,则该省企业信息透明度就越高,省际贸易前期付出的信息搜寻成本也就越低。因此,企业官网数能够从反面衡量出一省的信息搜寻成本。

(2)物流运输成本。参考陈宇峰和叶志鹏的做法^[22],本文以快递业务收入来衡量一省经济系统的物流运输成本。如果快递业务收入越多,则该省物流运输体系现代化程度越高,省际贸易后期付出的物流运输成本也就越低。因此,快递业务收入能够从反面衡量出一省的物流运输成本。

4. 控制变量

为更好地描述数字经济与市场统一之间的关系,本文还控制了一系列省级层面的其他变量对国内市场统一性可能造成的影响。所有变量定义见表1。

表1 变量名称及含义

| | 变量符号 | 变量名称 | 变量定义 | |
|------|-------------|--------|----------------|-----------------|
| 因变量 | Inter | 市场统一指数 | 相邻省份间的相对价格波动方差 | |
| | Inter_sub | 市场统一指数 | 全国省份间相对价格波动方差 | |
| 自变量 | Digit | 数字经济指数 | 主成分分析法构造 | |
| | Digit_sub | 数字经济指数 | 熵权法构造 | |
| 机制变量 | Search Cost | 信息搜寻成本 | 企业拥有网站数的对数 | |
| | Trans Cost | 物流运输成本 | 快递业务收入的对数 | |
| 控制变量 | 制度因素 | LFP | 地方财政压力 | 财政收支差额与财政收入的比值 |
| | | State | 国有经济比重 | 国企就业人数与总就业人数的比值 |

| | | | | |
|------|---------|----------|-------------------|-----------------|
| | 自然因素 | Infra | 基础设施水平 | 铁路里程与省域面积的比值 |
| | 经济因素 | per_GDP | 经济发展水平 | 人均地区生产总值对数 |
| | | Rate_GDP | 经济发展速度 | 地区生产总值的增长率 |
| | | DFT | 对外开放度 | 进出口总额与地区生产总值的比值 |
| | Urban | 城镇化水平 | 城镇人口与常住人口的比值 | |
| 金融因素 | Finance | 金融发展水平 | 机构存贷款余额与地区生产总值的比值 | |

5. 描述性统计

为控制极端值造成的不利影响,本文对所有连续变量进行双侧1%缩尾处理。结果显示,市场统一指数最大值为6.969,最小值为6.602,表明不同省份在市场统一程度上存在较大差异。数字经济指数均值为-0.002,标准误为1.554,表现出“均值小,标准差大”的特点。

三、基准回归结果分析

表3汇报了基准回归模型得到的数字经济影响市场统一的线性估计结果。第(1)列未加入任何层面的控制变量,数字经济指数的估计系数显著为正,表明数字经济与国内

市场统一性显著正相关,即数字经济发展水平越高,国内市场统一程度也越高。为排除其他因素的干扰影响,(2)~(5)列依次加入了制度因素层面、自然因素层面、经济因素层面和金融因素层面的控制变量,数字经济指数的回归系数仍显著为正,研究结论保持不变。可见数字经济发展水平能够显著推动国内市场一体化,验证了本文假说1。

四、机制检验

为验证研究假说2,本文在基准回归模型的基础上,分别加入数字经济指数与信息搜寻成本、物流运输成本的交互项来进行实证检验,具体模型设定如下:

$$\text{Inter}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Digit}_{it-1} + \alpha_2 \text{Cost}_{it} + \alpha_3 \text{Digit}_{it-1} \times \text{Cost}_{it} + \text{Controls}'_it \gamma + \mu_i + \delta_t + u_{it} \quad (2)$$

其中, Cost_{it} 代表交易成本,具体说来, Search Cost 代表信息搜寻成本, Trans Cost 代表物流运输成本。本文将

表2 描述性统计

| | 变量符号 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|------|-------------|-----|--------|-------|--------|--------|
| 因变量 | Inter | 240 | 6.877 | 0.075 | 6.602 | 6.969 |
| | Inter_sub | 240 | 7.840 | 0.070 | 7.572 | 7.923 |
| 自变量 | Digit | 240 | -0.002 | 1.554 | -2.998 | 5.256 |
| | Digit_sub | 240 | 0.300 | 0.134 | 0.103 | 0.855 |
| 机制变量 | Search Cost | 240 | 9.279 | 1.056 | 6.918 | 11.240 |
| | Trans Cost | 240 | 13.200 | 1.459 | 9.811 | 16.470 |
| 控制变量 | LFP | 240 | 1.377 | 1.026 | 0.102 | 5.393 |
| | State | 240 | 0.027 | 0.019 | 0.005 | 0.084 |
| | Infra | 240 | 0.239 | 0.140 | 0.029 | 0.697 |
| | per_GDP | 240 | 1.700 | 0.403 | 0.924 | 2.744 |
| | Rate_GDP | 240 | 0.070 | 0.058 | -0.222 | 0.190 |
| | DFT | 240 | 0.252 | 0.266 | 0.017 | 1.216 |
| | Urban | 240 | 0.603 | 0.116 | 0.403 | 0.893 |
| | Finance | 240 | 3.357 | 1.120 | 1.828 | 7.626 |

表3 数字经济与市场统一

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|----------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 变量 | Inter | Inter | Inter | Inter | Inter |
| L.Digit | 0.099*** (3.34) | 0.108*** (3.77) | 0.108*** (3.77) | 0.123*** (3.92) | 0.153*** (4.39) |
| 制度因素层控制变量 | 不控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 自然因素层控制变量 | 不控制 | 不控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 经济因素层控制变量 | 不控制 | 不控制 | 不控制 | 控制 | 控制 |
| 金融因素层控制变量 | 不控制 | 不控制 | 不控制 | 不控制 | 控制 |
| 省份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本数 | 210 | 210 | 210 | 210 | 210 |
| R ² | 0.081 | 0.087 | 0.089 | 0.097 | 0.130 |

注:表中括号内报告的是经过稳健标准误调整的t值;***、**和*分别表示回归结果在1%、5%和10%水平下通过显著性检验。下表同。

成本变量设为反向指标,即 Search Cost 和 Trans Cost 数值越大,代表信息搜寻成本和物流运输成本越低。

表4(1)列为加入了数字经济指数和信息搜寻成本的交互项模型,结果显示,L.Digit*Search Cost 系数显著为负,表明当数字经济发展水平提高,并且信息搜寻成本较高时,市场统一程度的提升幅度越大。(2)列为加入了数字经济指数和物流运输成本的交互项模型,结果显示,L.Digit*Search-Cost 系数也显著为负,说明当数字经济发展水平提高,并且物流运输成本较高时,市场统一程度的提升幅度也越大。总体说来,数字经济发展水平提升时,国内市场会更加趋于统一,但经济成本高低水平不同的省份会表现出差异性特征,对于信息交流平台高效、物流运输体系发达的地区而言,数字经济促进市场整合的作用较小,而对于信息交流平台不高效、物流运输体系欠发达的地区而言,数字经济促进市场整合的作用更强,这表明成本优化是数字经济促进市场统一的作用渠道,验证了本文假说2。

五、异质性分析

由于发展阶段和资源禀赋存在差异,对于表现出不同特征的省份而言,数字经济对市场统一的作用效果可能也会具有明显的异质性。为验证研究假说3和假说4,本文构建门槛回归模型进行检验。具体模型设定如下:

$$\text{Inter}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{Digit}_{it-1} \times I(\text{Threshold}_{it} \leq \theta) + \beta_2 \text{Digit}_{it-1} \times I(\text{Threshold}_{it} > \theta) + \text{Controls}'_{it} \gamma + \mu_i + \delta_t + u_{it} \quad (3)$$

其中,Threshold_{it}为关注的门槛变量,I(·)为指示函数,若满足括号内条件则取值为1,否则取值为0。该模型能够检验数字经济影响市场统一的边际效应。若 $\beta_1 < \beta_2$,则表明数字经济影响市场统一呈现出边际效应递增的特性,若 $\beta_1 > \beta_2$,则表明数字经济影响市场统一呈现出边际效应递减的特性。

经检验,发现门槛变量数字经济发展指数,信息搜寻成本和物流运输成本都只满足单门槛回归模型。表5结果显示,数字经济对市场统一的促进作用表现出边际效应递减的特征。具体来说,在以数字经济指数为门槛变量的列(1)中,当数字经济指数低于-2.1758时,数字经济促进市场统一的估计系数为0.119,当数字经济指数高于-2.1758时,数字经济促进市场统一的估计系数则降为0.075,下降幅度为40%。列(2)和列(3)的回归结果类似。这表明随着数字经济发展水平的提高和市场交易成本的降低,数字经济对市场统一的推动作用不断减弱,验证了本文假说2和假说3。

另外,本文将各省份划分为东部地区和中西部地区,表6回归结果显示,数字经济能够显著促

表4 机制检验

| 变量 | (1) | (2) |
|---------------------|---------------------|--------------------|
| | Inter | Inter |
| L.Digit | 0.283*** (3.67) | 0.245*** (3.21) |
| Search Cost | 0.119*** (3.21) | |
| L.Digit*Search Cost | -0.018** (-2.12) | |
| Trans Cost | | 0.017 (0.25) |
| L.Digit*Trans Cost | | -0.008* (-1.80) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 |
| 省份固定效应 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 |
| 样本数 | 210 | 210 |
| R ² | 0.175 | 0.143 |

表5 门槛回归分析

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|----------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | Inter | Inter | Inter |
| 调节变量 | Digit | Search Cost | Trans Cost |
| 门槛值q | -2.1758 | 7.5822 | 10.8435 |
| L.Digit(Th≤q) | 0.119*** (3.87) | 0.134*** (4.03) | 0.112*** (3.77) |
| L.Digit(Th>q) | 0.075*** (2.79) | 0.055** (2.02) | 0.063** (2.34) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本数 | 210 | 210 | 210 |
| R ² | 0.109 | 0.110 | 0.107 |

进中西部地区的市场统一,但未能显著促进东部地区的市场统一。这可能是因为,中西部地区本身市场化水平较低,地区经济比较闭塞,因此数字经济对市场统一的提升作用更大,而东部本身市场对外开放水平较高,因此数字经济对市场统一的提升作用就比较小。这进一步表明数字经济有利于缩小地区间市场统一性的差距。

表6 分组回归分析

| | 东部地区 | 中西部地区 |
|----------------|-----------------|--------------------|
| 变量 | Inter | Inter |
| L.Digit | 0.028 (0.79) | 0.154*** (3.20) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 |
| 省份固定效应 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 |
| 样本数 | 77 | 133 |
| R ² | 0.313 | 0.242 |

六、内生性检验

本文采用工具变量法来处理可能因反向因果和遗漏变量导致的内生性问题。同时遵循外生性和相关性的要求,本文分别从历史和地理两个角度来构造两类不同的工具变量。(1)参考黄群慧等的做法,本文采用历史邮电数据作为数字经济发展指数的第一类工具变量^[23]。一方面,现代的数字技术是在传统邮电通信设施的基础上发展起来的,因此早期邮电通信设施的使用习惯会影响到数字技术的使用水平,从而影响数字经济的发展情况,这满足了工具变量的相关性要求;

另一方面,历史的邮电数据与当前的市场统一程度相关性较低,这也满足了工具变量的外生性条件。值得注意的是,黄群慧等采用的是1984年的历史邮电数据,由于本文研究样本为国内30个省份,而海南和重庆两省在1984年尚未设立,直到1997年才正式设立完毕。为避免样本缺失对研究结论稳健性造成的影响,本文将采用1997年的邮电业务总量作为数字经济发展指数的第一类工具变量。(2)参考张勋等的做法,本文采用各省省会到杭州的球面距离作为数字经济发展指数的第二类工具变量^[24]。一方面,由于以阿里巴巴为典型代表的数字经济起源于杭州,因此杭州的数字经济发展水平处于全国领先地位。距离杭州越近的省份获取数字技术的难度越低,数字经济发展水平也越高,这满足了工具变量的相关性要求;另一方面,地理距离数据与当前的市场统一程度相关性也较低,这也满足了工具变量的外生性要求。

需要说明的是,由于这两个变量都是截面数据,无法直接作为面板数据的工具变量,因此本文借鉴黄群慧等的做法,将这两个变量与互联网用户数相乘构造成面板数据^[23]。另外,经检验,两类工具变量均不存在识别不足和弱识别问题,满足工具变量有效性要求。表7回归结果显示,在使用工具变量处理内生性问题

表7 内生性分析

| 变量 | 第一阶段 | 第二阶段 | 第一阶段 | 第二阶段 |
|-------------------------------|--------------------|-------------------|--------------------|-------------------|
| | L.Digit | Inter | L.Digit | Inter |
| iv1 | 7.994*** (4.27) | | | |
| iv2 | | | 1.758*** (3.77) | |
| L.Digit | | 0.262** (2.06) | | 0.959** (2.39) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| Kleibergen-Paap rk LM 统计量 | 5.044 [0.0247] | | 3.482 [0.0620] | |
| Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量 | 18.198 [8.96] | | 14.184 [8.96] | |
| 样本数 | 210 | 210 | 210 | 210 |
| R ² | 0.9966 | 0.9999 | 0.9961 | 0.9998 |

注:表中括号内报告的是经过稳健标准误调整的t值;[]数值为P值;{}数值为Stock-Yogo弱识别检验15%水平上的临界值;***、**和*分别表示回归结果在1%、5%和10%水平下通过显著性检验。

之后,主要的回归结果依然保持稳健。

七、稳健性检验

(一) 替换变量检验

考虑到国内市场分割现已突破相邻区域的地理空间限制,若一个地区设置贸易壁垒,无论其他地区是否相邻,只要与之存在相似的产业结构都会受到该地区贸易壁垒的影响。因此本文采用全国省份间(465对)相对价格波动方差重新计算市场统一指数(Inter_sub),回归结果见表8列(1)。另外,本文利用熵权法重新将数字经济分项指标综合成数字经济发展指标(Inter_sub),回归结果见表8列(2)。替换被解释变量和核心解释变量重新进行估计后,研究结论仍然保持一致。

(二) 改变样本区间

考虑到2020年新冠疫情对中国经济造成的突然冲击,因此本文剔除了2020年的样本数据,仅关注剩余样本区间的模型估计结果。表8列(3)的回归结果显示,研究结论仍未发生改变。

(三) 更换计量模型

考虑到数字经济发展和市场统一性均可能存在空间溢出效应^[10-11],即外地市场整合可能会带动本地市场趋于整合,同理,外地数字经济发展可能也会促进本地数字经济发展。因此采用线性估计模型可能存在模型选择偏误问题,为增强研究结论的稳健性,本文将更换空间杜宾模型重新进行检

验。经空间自相关检验,如表9结果所示,各年度数字经济指数和市场统一指数的Moran值均在5%的水平下显著,说明数字经济和市场统一均存在空间自相关性,本文选用空间计量模型比较合理。然后依次经LM检验、Hausman检验以及LR检验,最终确定本文研究数据最适用的是加入时间和个体双重固定效应的空间自回归模型(SAR)。该模型不仅能够检验数字经济发展对市场统一的影响,还能检验市场统一是否存在空间溢出效应。具体模型设定如下:

$$\text{Inter}_{it} = \alpha_0 + \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} \text{Inter}_{jt} + \alpha_1 \text{Digit}_{it-1} + \text{Controls}'_i \gamma + \mu_i + \delta_t + u_{it} \quad (4)$$

其中, w_{ij} 为空间权重矩阵,为增强结论的稳健性,本文将依次采用邻接矩阵、距离矩阵和经济矩阵3种权重矩阵分别进行估计。 ρ 为市场统一指数空间滞后项的估计系数。

表10回归结果显示,各变量的估计系数及显著性会在不同权重矩阵下有所差异,但总体相差不大,这与范欣等的发现一致^[10]。无论选用何种空间权重矩阵,数字经济指数的估计系数均在1%的水平下显著为正,表明数字经济发

表8 稳健性检验

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|----------------|-------------------|--------------------|--------------------|
| | Inter_sub | Inter | Inter |
| L.Digit | 0.072** (2.12) | | 0.166*** (3.80) |
| L.Digit_sub | | 1.359*** (3.18) | |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本数 | 210 | 210 | 180 |
| R ² | 0.254 | 0.110 | 0.147 |

注:表中括号内报告的是经过稳健标准误调整的t值;***、**和*分别表示回归结果在1%、5%和10%水平下通过显著性检验。下表同。

表9 数字经济和市场统一的空间外溢特征

| 年份 | Inter | | L.Digit | |
|------|-----------|-------|-----------|-------|
| | Moran's I | Z值 | Moran's I | Z值 |
| 2014 | 0.358*** | 3.322 | 0.246** | 2.399 |
| 2015 | 0.228** | 2.168 | 0.218** | 2.212 |
| 2016 | 0.389*** | 3.753 | 0.187** | 1.972 |
| 2017 | 0.312*** | 3.004 | 0.212** | 2.174 |
| 2018 | 0.228** | 2.372 | 0.217** | 2.210 |
| 2019 | 0.368*** | 3.258 | 0.195** | 2.030 |
| 2020 | 0.217** | 2.339 | 0.223** | 2.227 |

展有利于市场整合,这与基准回归模型得到的研究结论相一致,验证了主要结论的稳健性。但市场统一的空间溢出效应,即参数 ρ 仅在邻接矩阵和距离矩阵的模型中显著为正,而在经济矩阵的模型中并不显著。总体来看,各省份的市场统一性不仅受到自身数字经济发展的影响,还受到其他省份市场统一性交互效应的影响。进一步,可将数字经济影响市场统一的总效应分解为直接效应和间接效应,其中直接效应能够解释本地区数字经济发展对本地区市场统一性的直接影响程度,而间接效应能够解释本地区数字经济发展通过先作用于其他地区市场统一性,进而再作用到本地区市场统一性的间接影响程度^[11]。从表10的计量结果可以看出,数字经济影响市场统一的直接效应和间接效应都显著存在,再次验证了本文主要研究结论的稳健性。

表10 数字经济影响市场统一空间模型的回归结果

| 模型设定 | SAR | | |
|----------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | 邻接矩阵 | 距离矩阵 | 经济矩阵 |
| 空间权重类型 | | | |
| 变量 | Inter | Inter | Inter |
| L.Digit | 0.114*** (2.89) | 0.147*** (3.29) | 0.150*** (3.30) |
| ρ | 0.580*** (7.98) | 0.497*** (3.07) | 0.069 (0.61) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 直接效应 | 0.129*** (2.88) | 0.153*** (3.24) | 0.153*** (3.26) |
| 间接效应 | 0.152** (2.25) | 0.194 (0.87) | 0.013 (0.61) |
| 总效应 | 0.281*** (2.67) | 0.348 (1.42) | 0.166*** (3.15) |
| LogL | 304.7503 | 285.7873 | 282.6044 |
| R ² | 0.0366 | 0.0423 | 0.0467 |

八、结论和政策建议

(一) 研究结论

数字技术从根本上改变了省际贸易模式,本文从成本视角出发,基于中国2013—2020年的省级数据,通过构造数字经济指数与市场统一指数分别测度各省的数字经济发展水平和市场统一程度,运用面板固定效应模型、交叉调节效应模型、门槛回归模型和空间自回归模型,实证检验了数字经济对国内市场统一性的影响及其作用机制。主要结论如下:第一,数字经济明显提升了国内市场的统一程度,对于推动中国建成全国统一大市场发挥了重要作用,在替换自变量、替换因变量、改变样本时间窗口、更换计量模型及使用工具变量等一系列稳健性检验后,该结论仍然成立。第二,成本优化是数字经济推动国内市场统一的作用机制,数字经济推动的信息搜寻成本和物流运输成本的降低对于国内市场统一进程具有积极影响。第三,数字经济发展水平较低、省际贸易交易成本较高和中西部省份等欠发达地区享受到的数字经济红利比数字经济发展水平较高、省际贸易交易成本较低和东部省份等发达地区更大,数字经济有利于缩小发达地区与欠发达地区之间市场统一性的差距。

(二) 启示和建议

本文从实证上支持了数字经济有利于推动国内市场统一的结论,基于此,提出如下政策建议:

第一,大力发展数字经济,助推全国统一大市场建设。考虑到数字经济对国内市场一体化强有效的推动作用,政府部门应当建立健全促进数字经济发展的政策支持体系。其一,培育数据要素市场。数据要素是数字经济有别于传统经济的本质特征,加快数据确权,促进数据流通是数字经济发展的的重要支撑。政府应通过立法明确数据要素的所有权、使用权和收益权,协调好可流通数据有效共享与非流通数据隐私保护之间的冲突。同时政府还应加快建设大数据交易中心,制定并完善数据交易规则,充分发挥数据新生产要素的市场价值。其二,加强数字经济监管。平台算法是数字经济运行的市场规则,完善算

法治理体系能够避免平台利用市场地位进行不正当竞争,扰乱市场秩序。因此政府应加强数字经济反垄断监管,明确相关监管部门的监管权限与监管标准,推动平台自治、政府监管与公众监督三方联动,为数字经济发展提供强有力的法制保障。大力发展数字经济,加快推动传统产业和企业数字化转型,充分发挥数字经济对地方贸易壁垒的“穿透”作用,有利于进一步释放数字经济推动国内市场统一的红利优势。

第二,弥合地区数字鸿沟,增强区域经济发展平衡性。考虑到数字经济对欠发达地区市场统一程度的提升作用强于对发达地区市场统一程度的提升作用,政府应缩小欠发达地区与发达地区之间的数字鸿沟,推动全国信息技术资源平等分布,让全体居民共享数字经济发展红利。其一,改善数字基础设施建设。数字基础设施是数字经济发展的首要条件,政府应完善欠发达地区宽带等数字基础设施,降低用户使用互联网的经济成本,推动数字技术的创新与应用。其二,强化信息技术人才开发。政府应在欠发达地区大力普及互联网应用,提升本地劳动者接入互联网的广度与深度,增强劳动者的数字化技能。政府还应加大对欠发达地区中小企业数字化转型的扶持力度,驱动传统产业与数字技术深度融合,提升当地企业的高端化、智能化、绿色化水平。欠发达地区的政务系统也应当向电子政务方向进行改革,加快政府部门的电子化与信息化。缩小区域数字鸿沟,让数字经济为有效缓解地区间发展不平衡问题提供技术支撑。

第三,支持平台经济发展,建设健康数字经济发展环境。考虑到数字经济通过降低市场交易成本的中介渠道推动国内市场统一,信息交流平台和物流运输平台等数字平台在中国建成全国统一大市场的过程中产生了极其重要的积极影响。数字平台是数字经济发展领域的重要组织形态,其规模经济、范围经济和长尾效应极大变革了人们的生产生活方式和经济社会治理方式。政府应合理引导数字平台的发展方向,在发展中解决数字平台出现的问题,找到加强监管与促进发展之间的平衡点。其一,加强数字平台与政府合作。政府应积极主动地与互联网平台合作,鼓励平台企业参与国家重大科技创新项目,将数字技术更广泛地用于解决民生问题,改善民生福祉。其二,引导平台发展核心技术。针对无序扩张、数据安全等数字平台问题,政府应根据形势灵活调整监管模式,引导平台在核心技术攻关方面加大投入,提高基础科研水平,重视先进适用技术研发的迁移与推广,培养平台赚长钱而非赚快钱的经营逻辑。支持平台经济发展,在“堵”和“疏”的监管中取得平衡,推动平台经济持续规范健康发展。

参考文献:

- [1]刘志彪,孔令池.从分割走向整合:推进国内统一大市场建设的阻力与对策[J].中国工业经济,2021(8):20-36.
- [2]GOLDFARB A,TUCKER C.Digital economics[J].Journal of economic literature,2019,57(1):3-43.
- [3]荆文君,孙宝文.数字经济促进经济高质量发展:一个理论分析框架[J].经济学家,2019(2):66-73.
- [4]宋冬林,范欣,赵新宇.区域发展战略、市场分割与经济增长——基于相对价格指数法的实证分析[J].财贸经济,2014(8):115-126.
- [5]刘瑞明.国有企业、隐性补贴与市场分割:理论与经验证据[J].管理世界,2012(4):21-32.
- [6]范子英,张军.财政分权、转移支付与国内市场整合[J].经济研究,2010,45(3):53-64.
- [7]陈敏,桂琦寒,陆铭,陈钊.中国经济增长如何持续发挥规模效应?——经济开放与国内市场分割的实证研究[J].经济学(季刊),2008(1):125-150.
- [8]皮建才.中国地方政府间竞争下的区域市场整合[J].经济研究,2008(3):115-124.
- [9]踪家峰,岳耀民.官员交流、任期与经济一体化——来自省级经验的证据[J].公共管理学报,2013,10(4):57-67+139-140.
- [10]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,2017,52(2):20-34.

- [11]赵 涛,张 智,梁上坤.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,2020,36(10):65-76.
- [12]GORODNICHENKO Y,TALAVERA O.Price setting in online markets. basic facts,international comparisons,and cross-border integration[J].American economic review,2017,10(1):1-56.
- [13]BAKOS Y.Reducing buyer search costs.implication for electronic market-places[J].Management science,1997,43(12):1676-1692.
- [14]ANDERSON J, WINCOOP E.Trade costs[J].Journal of economic literature,2004,42(3):691-751.
- [15]FINK C,MATTOO A,NEAGU C.Assessing the impact of communication costson international trade[J].Journal of international economics,2005,67(2):428-445.
- [16]VENABLES A.Geography and international inequalities:The impact of new technologies[J].Journal of industry,competition and trade,2001,1(2):135-159.
- [17]刘 冲,吴群锋,刘 青.交通基础设施、市场可达性与企业生产率——基于竞争和资源配置的视角[J].经济研究,2020,55(7):140-158.
- [18]柏培文,张 云.数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益[J].经济研究,2021,56(5):91-108.
- [19]陆 铭,陈 钊.分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护?[J].经济研究,2009,44(3):42-52.
- [20]曹春方,张婷婷,范子英.地区偏袒下的市场整合[J].经济研究,2017,52(12):91-104.
- [21]程 玲,李建成,刘 晴.异地商会与跨区域贸易[J].世界经济,2021,44(10):30-56.
- [22]陈宇峰,叶志鹏.区域行政壁垒、基础设施与农产品流通市场分割——基于相对价格法的分析[J].国际贸易问题,2014(6):99-111.
- [23]黄群慧,余永泽,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.
- [24]张 勋,万广华,张佳佳,何宗樾.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019,54(8):71-86.

(收稿日期:2022—12—30 责任编辑:杨锦英)

The Digital Economy, Inter-Provincial Trade Costs and a Large National Unified Market

Zhao Jing-mei, Li Yu-qi, Zhong Hao

Abstract: Building a large national unified market is an important element in building a new development pattern in the new era. This paper selects data from 30 Chinese provinces from 2013 to 2020 to empirically study the impact of digital economy on the unity of domestic market and its mechanism of action. The results find that the higher the level of digital economy development, the higher the degree of domestic market unification. The mechanism analysis from the perspective of inter-provincial trade costs finds that provinces with higher information search costs and higher logistics and transportation costs also have a greater increase in the degree of market unification when the level of digital economy development increases, indicating that cost optimization is the channel through which the digital economy promotes market unification. The threshold regression results show that as the level of digital economy development increases and the cost of inter-provincial trade decreases, the digital economy driving domestic market unification shows the characteristic of diminishing marginal effect. The heterogeneity analysis finds that for the central and western regions, the digital economy can significantly promote market unification, while this effect is not significant in the eastern regions, indicating that the digital economy can narrow the gap of market unification between regions.

Key Words: Digital Economy; National Unified Market; Cost Optimization