

数字基础设施对全国统一大市场建设的影响研究

——基于空间溢出效应视角

许超亚¹,张卫国^{1,2},兰秀娟³

(1. 西南大学 经济管理学院,重庆 400715;2. 西南大学 乡村振兴战略研究院,重庆 400715;
3. 云南大学 工商管理与旅游管理学院,云南 昆明 650091)

摘要:建设全国统一大市场是构建新发展格局的基础支撑和内在要求。以 2011—2022 年全国 30 个省区市(西藏、港澳台地区除外)的面板数据为研究样本,运用空间计量模型实证检验数字基础设施对全国统一大市场建设的影响。结果表明,数字基础设施能够促进全国统一大市场建设,且对邻地存在正向空间溢出效应。异质性分析表明,相比于东中部地区,数字基础设施更能降低西部地区的市场分割程度,但其正向空间溢出效应仅表现在东部地区;相比于沿海地区,数字基础设施更能降低内陆地区的市场分割程度,但其正向空间溢出效应仅表现在沿海地区。机制检验表明,数字基础设施通过提高流通效率和降低地方政府行政垄断促进全国统一大市场建设。相关研究可为政府部门通过优化数字基础设施布局助力全国统一大市场建设提供政策参考。

关键词:数字基础设施;全国统一大市场;空间溢出效应

中图分类号:F49;F123.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-9841(2025)02-0154-16

一、引言

近年来,在国内国际新形势下国家高度重视统一大市场建设。2022 年 4 月,《中共中央 国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》(以下简称为《意见》)提出要加快建设高效规范、公平竞争、充分开放的全国统一大市场^[1];党的二十大报告指出,构建全国统一大市场,深化要素市场化改革,建设高标准市场体系^[2];2025 年 1 月,国家发展改革委印发了《全国统一大市场建设指引(试行)》,旨在推动各地区、各部门加快融入和主动服务全国统一大市场建设^[3]。可见,建设全国统一大市场是社会主义市场经济体制的必然选择。然而,我国市场体系中长期存在制度规则不统一、要素资源流动不畅通、无序竞争及地方保护等问题,严重阻碍了全国统一大市场的建设步伐^[4]。一方面,使得我国在面临外需疲软时,无法充分发挥超大规模市场优势以应对外部冲击;

作者简介:许超亚,西南大学经济管理学院,博士研究生。

通讯作者:张卫国,西南大学经济管理学院,教授。

基金项目:中国工程院院地合作项目“重庆发展预制菜产业关键技术和智能装备战略研究”(2023-CQ-XZ-06),项目负责人:张卫国;国家社会科学基金项目“数字经济赋能长江上游地区乡村生态振兴的理论逻辑与实现路径研究”(22BJY067),项目负责人:程莉。

另一方面,也为宏观经济发展带来了较为严重的资源错配和效率损失,最终表现为经济产出损失,不利于经济高质量发展。因此,在复杂严峻的国内外形势下,探讨如何加快推进全国统一大市场建设就显得尤为重要。

随着新一轮科技革命的深入推进,互联网、大数据、云计算等技术加速创新,日益融入经济社会发展各领域全过程,加快以数字基础设施为核心的新型基础设施建设的重要性、必要性和紧迫性日益凸显^[5]。数字基础设施是指以数据创新为驱动、通信网络为基础、数据算力设施为核心的基础设施体系。工信部最新数据显示,截至2024年底,我国5G基站总数达425.1万个,具备千兆网络服务能力的10G PON端口数达2 820万个^[6],可见,我国数字基础设施建设已初见成效。作为数字经济的关键底座,数字基础设施通过整合大数据、云计算、人工智能等数字技术,形成各类数字平台,或赋能传统基础设施,在此基础上,不断向上层提供通用能力、开放接口,通过连接、算力、智能,将经济运行、政府治理与公共服务统一在一个网络当中,能够打破物理世界的空间界限与信息界限,实现跨设备、跨系统、跨行业、跨地区的全面互联互通,有效缓解两地因空间距离、劳动者素质、技术水平不同以及政治、经济等人为因素的影响而形成的市场分割。然而,值得注意的是,建设基础设施的资金主要来源于政府财政收入和地方融资^[7],尤其是对于新型数字基础设施,其建设难度大、技术含量高、投资周期长,随着债务到期和资金缺口增大,地方政府为实现债务平衡,可能会不得已采取地方保护措施,这又会加剧市场分割。那么,数字基础设施能否赋能全国统一大市场建设?是否存在空间溢出效应?其对地区市场一体化的影响是否会因为区位差异而有所不同?内在作用机制是什么?解答以上问题,有助于为政府部门通过优化数字基础设施布局助力全国统一大市场建设提供政策参考。

纵观现有文献,学者围绕高铁、高速公路等传统基础设施对市场分割的影响进行了较为深入的探讨^[8-9],较少文献探讨数字基础设施的市场一体化效应。相比于传统基础设施,数字基础设施能够以其速度更快、范围更广的跨时空信息传播能力,不断增强地区之间经济活动关联的广度与深度。在社会效应方面,数字基础设施的完善不仅能够提升劳动力就业水平,优化劳动力供给结构^[10],还有助于提高企业的生产效率和信息化水平,优化劳动力需求结构^[11];同时,数字基础设施也可有效赋能企业履行社会责任。在环境效应方面,数字基础设施能够提升企业产能利用率^[12]、助力企业实现绿色转型^[13]、降低城市层面的碳排放量^[14]等,具有明显的环境正外部性。在经济效应方面,数字基础设施能够促进区域创新^[15]、产业结构升级^[16]等,进而实现经济增长^[17]和区域协调发展^[18-19]。遗憾的是,鲜有文献基于空间溢出效应视角关注数字基础设施对全国统一大市场建设的影响。

目前,虽已有部分学者开始关注数字经济对全国统一大市场建设的影响,然而,第一,在研究视角上,数字经济与数字基础设施的定义及涵盖范围等均有所不同;第二,在研究方法上,这部分文献均假设各地市场一体化(或市场分割)是相互独立的,忽略了空间互动效应。随着区域一体化发展,相邻区域间必然会相互影响,若单纯采用普通面板计量模型对其进行研究,会使研究结果具有片面性;第三,在研究结论上,关于二者的关系仍未形成一致结论。比如,部分学者基于数字经济整体层面考察了数字经济对全国统一大市场建设的影响,认为数字经济有利于全国商品统一大市场的建设^[20-22];而另有学者基于互联网层面考察了互联网对市场运行效率的影响,认为互联网可能会妨碍统一市场的形成^[23],两者的结论完全相反。

鉴于此,本文基于2011—2022年全国30个省区市(西藏、港澳台地区除外)的面板数据,运用空间计量模型实证检验数字基础设施对全国统一大市场建设的影响,试图揭示数字基础设施赋能全国统一大市场建设的内在机理与作用路径。本文的边际贡献主要体现在以下几个方面:

首先,拓展了数字基础设施赋能社会发展的研究视角。在构建新发展格局的重大战略背景下,考察了数字基础设施的市场一体化效应,证实了数字基础设施有助于全国统一大市场建设,这对于实现经济高质量发展具有重要的现实意义。其次,丰富了市场一体化的影响因素。立足于市场发展的整体维度,从数字经济的关键底座——数字基础设施视角出发,考察其对全国统一大市场的影响,丰富了该领域的文献。最后,识别了数字基础设施对市场一体化的空间溢出效应。采用空间计量模型,基于不同情境深入探讨了数字基础设施对全国统一大市场建设的空间溢出效应,为政府部门通过优化数字基础设施布局助力全国统一大市场建设提供了指导。

二、理论分析与研究假设

本文认为,数字基础设施对市场经济的影响不仅体现在资源配置与要素流转方面,还体现在地方政府之间的相互协调,故从信息匹配、流通、政府协调三个环节分析数字基础设施对全国统一大市场建设的影响。

第一,在信息匹配环节,商品或要素的跨地区流动是由两地供求不平衡引起的^[24],在其发生跨地区流动之前,该地区的供求状况须通过信息传递才能被其他地区获知,而数字基础设施能够使信息的跨地区传播更为高效,为全国统一大市场的建设提供技术支撑。具体来看,数字基础设施将物理世界嫁接在一个底层网络当中,构建了一个规模更大的“信息池”,拓展了商品或要素的潜在匹配范围;在此基础上,借助大数据、人工智能、云计算等技术对数据进行搜集、挖掘、分类、加工和处理,实现了更加精准的市场供求匹配;同时,数字基础设施能够确保高性能网络运行,提高信息在不同区域之间的流转频率与速度^[25],使市场主体及时根据市场变化做出反应,这对于商品和要素的跨地区流动尤其重要。

第二,在流通环节,当前,地理距离与地方政府保护仍然是阻碍全国统一大市场建设的关键因素^[7],而数字基础设施有助于打通商品和要素跨地区流动的堵点,为全国统一大市场的建设提供有利条件。一方面,数字基础设施能够降低地区间的交易成本。数字基础设施赋能生产、制造、物流和服务等各环节,让处于不同地域的市场主体实现云沟通、云交易、云管理和云服务,降低了地区之间的交易成本^[26]。例如,在云管理方面,可以更加准确地获得各地库存信息,并精准预测各地区需求情况,进而进行更为高效的协调安排等。另一方面,数字基础设施能够打破地方行政壁垒。得益于数字基础设施的互联互通,市场主体能与在地理上分散的终端用户直接互动,增强了其对市场和资源的了解程度,有助于强化市场机制^[27]。同时,这种自发的经济联系明显突破了行政边界^[28],使得地方政府难以固守传统的“地方经济”,从而倒逼其适应“经营实体非属地化”所带来的新要求,积极参与到全国统一大市场的构建中。

第三,在政府协调环节,在市场主体行为超越地区范围的情况下,市场准入、市场监管等制度规则也应当得到统一^[4],这就要求中央政府需加强顶层设计、建立跨地区经济发展战略的统筹机制;地方政府需秉持求同存异的原则在发展中实现动态协调。在这个过程中,地方政府之间加强信息沟通至关重要,数字基础设施为解决这一难题提供了新机遇。一方面,通过对传统基础设施进行改造,改善了地方政府各自为政的局面,进一步解决了由于区域衔接不足、区域重复建设等形成的效率低下及资源浪费等问题;另一方面,基于全国一体化的政务大数据体系,地方政府面临中央政府更为直接的垂直监管,上级政府可以更直接、准确地了解基层现状。这不仅有助于在控制督查督办成本的前提下减少地方政府无序竞争、地方保护主义等现象,还有助于中央政府在地区间进行更加有效的协调。综上所述,提出如下假设:

H1:数字基础设施有助于推动全国统一大市场建设。

使问题进一步复杂化的是,数字基础设施具有网络效应,会产生跨区域空间溢出,导致本地数字基础设施可能会对邻近地区的市场分割程度产生影响;同时,市场分割也存在空间溢出效应,即当地政府实施市场分割行为会让周边地区政府考虑是否需要采取同样的措施加以应对,这可能会存在两种情况。第一,对于数字基础设施发展水平较高的邻近地区来说,较高的数字基础设施发展水平能够保障地区之间的连接性能,实现地区间数字基础设施的互联互通。在网络外部性和规模效应的作用下,使数字基础设施的市场一体化效应得以充分释放。第二,对于数字基础设施发展水平差异较大的邻近地区来说,一方面,基于上文分析,较高的数字基础设施发展水平有利于降低本地市场分割程度,这意味着,若本地数字基础设施发展水平较高,当地政府可能会考虑不实施市场分割策略,这就使得周边地区政府也会降低实施市场分割策略的意愿,从而进一步提升邻近地区的市场一体化水平;另一方面,较高的数字基础设施发展水平能够发挥“蚂蚁效应”,带来覆盖范围的几何倍增,在这种情况下,即使邻近地区的数字基础设施发展水平不高,商品、要素等相关信息依然能够以较低成本进行传输,从而帮助邻近地区通过“搭便车”的方式加快实现市场一体化。基于此,本文提出如下假说:

H2:数字基础设施能够通过正向空间溢出作用,降低邻近地区的市场分割程度。

三、研究设计与数据来源

(一)模型设定

1. 空间计量模型

本文选用空间面板模型考察数字基础设施对全国统一大市场建设的影响,具体模型如下:

$$NIL_Market_{it} = \beta_0 + \rho WNIL_Market_{it} + \beta_1 Digfra_{it} + \beta_2 PGDP_{it} + \beta_3 DFT_{it} + \beta_4 Infra_{it} + \beta_5 FE_{it} + \beta_6 Inagg_{it} + \theta_1 WDigfra_{it} + \theta_2 WPGDP_{it} + \theta_3 WDFT_{it} + \theta_4 WInfra_{it} + \theta_5 WFE_{it} + \theta_6 WInagg_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

$$\mu_{it} = \lambda W\mu_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

式中, i 和 t 分别代表不同的省区市和年份, NIL_Market 为全国统一大市场建设,是本文的被解释变量; $Digfra$ 为数字基础设施水平,是本文的核心解释变量; $PGDP$ 为经济发展水平, DFT 为对外开放程度, $Infra$ 为交通基础设施水平, FE 为财政支出水平, $Inagg$ 为产业集聚程度,均为本文的控制变量; W 为空间权重矩阵; β_0 为常数项, $\beta_1 \sim \beta_6$ 为回归系数; $\rho, \theta_1 \sim \theta_6$ 和 λ 为空间相关系数; μ_{it} 和 ϵ_{it} 为误差项。若 $\lambda=0$,则模型(1)为空间杜宾模型;若 $\lambda=\theta=0$,则模型(1)转化为空间滞后模型;若 $\rho=\theta=0$,则模型(1)转化为空间误差模型。在实证结果中,本文将重点关注 ρ, β_1 和 θ_1 的系数符号和显著性水平,若 ρ 至少在10%水平上显著大于0,则表明邻近地区的市场分割水平会正向影响本地市场分割水平;若 β_1 至少在10%水平上显著小于0,则表明空间视角下,数字基础设施能够降低省区市的市場分割程度,有利于全国统一大市场的建设;若 θ_1 至少在10%水平上显著小于0,则表明邻近地区的数字基础设施对本地市场一体化水平产生了正向的空间溢出效应。

2. 空间权重矩阵

根据地理学第一定律:距离较近的事物通常比距离较远的事物联系更紧密^[29],故参考刘秉镰和朱俊丰的做法,首先选取空间邻接矩阵来设定空间权重矩阵^[30]。

$$W_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{省份 } i \text{ 和省份 } j \text{ 有共同边界} \\ 0, & \text{省份 } i \text{ 和省份 } j \text{ 无共同边界} \end{cases} \quad (3)$$

式中, i 和 j 代表不同省区市; W 为空间邻接权重矩阵。此外,为保证结论的可靠性,后文分

别选取空间经济距离矩阵、空间地理距离矩阵和空间地理-经济距离权重矩阵进行稳健性检验。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

全国统一大市场建设水平(*NIL_Market*)。当前,关于全国统一大市场建设的度量方式尚未形成定论,参考现有文献,本文选取21类商品零售价格指数,运用相对价格法测算我国全国统一大市场的建设水平,包括粮食、肉禽及制品、水产品、饮料及烟酒、服装鞋帽等。需要说明的是,全国统一大市场是一个相对宽泛的概念,既包括商品和服务市场,又包括要素和资源市场。本文主要从商品市场角度进行考察,主要有以下两方面原因:一是合理性。《意见》指出,要“加快建立全国统一的市场制度规则,打破地方保护和市场分割,打通制约经济循环的关键堵点,促进商品要素资源在更大范围内畅通流动”,可见,打破市场分割、促进商品和要素的自由流动是构建全国统一大市场的关键,而商品、要素的自由流动,最终将表现为各地区的商品价格在合理区间内波动,故采用最终商品价格信息测算国内统一大市场建设水平能够集中反映市场各方面的信息,相比于单纯使用要素价格所反映的信息更加全面。此外,本文的核心解释变量——数字基础设施水平的测度采用综合指标体系法,为避免使用过多的指标导致指标关系复杂化问题,此处采用单一维度的指标来测度全国统一大市场建设水平。二是普遍性。当前多数学者均采用这种处理方法^[31]。综上所述,本文选用商品市场分割指数来反映全国统一大市场的建设水平,商品市场分割程度越低,代表全国统一大市场建设水平越高,反之,则代表全国统一大市场建设水平越低。具体计算方法如下:

首先,计算商品相对价格的绝对值。计算公式为:

$$\Delta Q_{ijt}^k = \ln(p_{it}^k / p_{jt}^k) - \ln(p_{i,t-1}^k / p_{j,t-1}^k) = \ln(p_{it}^k / p_{i,t-1}^k) - \ln(p_{jt}^k / p_{j,t-1}^k) \quad (4)$$

式中, ΔQ 为商品的相对价格, p 为商品价格, i 与 j 分别表示不同省区市, k 表示某类商品, t 表示年份。计算相邻省区市间不同商品的相对价格差异,并将其取绝对值,以消除地理位置顺序对商品相对价格方差的影响。

其次,运用去均值法消除固定效应。计算公式为:

$$|\Delta Q_{ijt}^k| = a_k + \epsilon_{ijt}^k \quad (5)$$

$$|\Delta Q_{ijt}^k| - |\Delta \bar{Q}_t^k| = (a_k - \bar{a}_k) + (\epsilon_{ijt}^k - \bar{\epsilon}_{ijt}^k) \quad (6)$$

$$\text{令 } q_{ijt}^k = \epsilon_{ijt}^k - \bar{\epsilon}_{ijt}^k = |\Delta Q_{ijt}^k| - |\Delta \bar{Q}_t^k| \quad (7)$$

式中, a_k 为只与第 k 类商品自身属性相关的因素, ϵ_{ijt}^k 为与 i 、 j 两地的特定市场环境相关的因素及随机因素, $\Delta \bar{Q}_t^k$ 为第 t 年第 k 种商品相对价格的均值, q_{ijt}^k 仅与地区间市场分割因素及一些随机因素相关。

最后,计算21类商品的相对价格方差 $\text{Var}(q_{ijt}^k)$ 。为避免测度值过小而不便展示,与现有文献一致,将价格方差乘以100,记为 NIL_Market ,该值越小,代表市场越趋于整合;该值越大,代表市场越趋于分割。

2. 核心解释变量

数字基础设施水平(*Digfra*)。现有文献大多基于城市层面,以“宽带中国”示范城市建设构建准自然实验^[5],考察数字基础设施的社会、环境与经济效应,但本文的样本数据为省级层面,故该度量方法并不适用。考虑到数字基础设施指标的测算存在困难,且现有关于构建数字基础设施指标体系的文献较少,根据数字基础设施的定义,本文从数字基础设施建设及数字基础设施利用率两方面,选取14个基础指标,构建数字基础设施指标体系,并利用熵权法对其进行测度,具体指标见表1。

表 1 数字基础设施指标体系

| 一级指标 | 二级指标 | 指标说明 | 单位 | 符号 | 权重 |
|---------------|--------------|-------------------------|--------------|------|-------|
| 数字基础设施建设 | 移动电话基站数 | — | 万个 | + | 0.074 |
| | 互联网宽带接入端口数 | — | 万个 | + | 0.075 |
| | 域名数 | — | 万个 | + | 0.065 |
| | 长途光缆线路长度 | — | 万公里 | + | 0.078 |
| | IPv4 | — | 万个 | + | 0.065 |
| | 人均电子信息产业固定资产 | 人均信息传输、计算机服务和软件业固定资产投资 | 元/人 | + | 0.076 |
| | 每百人拥有计算机数量 | — | 台/百人 | + | 0.078 |
| | 网页数 | — | 万个 | + | 0.054 |
| | 网站数 | — | 万个 | + | 0.066 |
| | 数字基础设施利用率 | 移动电话普及率 | 移动电话总数/常住人口数 | 部/百人 | + |
| 互联网渗透率 | | 互联网用户数/常住人口数 | % | + | 0.079 |
| 人均电信业务总量 | | 电信业务总量/常住人口数 | 元/人 | + | 0.066 |
| 电子信息产业从业人数 | | 信息传输、软件和信息 技术服务业从业人数 | 万人 | + | 0.068 |
| 有电子商务交易活动企业比重 | | 有电子商务交易活动企业/ 企业总数 | % | + | 0.078 |

3. 控制变量

为排除其他因素对全国统一大市场建设的影响,参考大多数文献的做法,选取以下 5 个可变量作为控制变量:经济发展水平($PGDP$),使用人均地区生产总值的自然对数来度量;对外开放程度(DFT),使用进出口总额与地区生产总值的比值来度量;交通基础设施水平($Infra$),使用货运总量的自然对数来度量;财政支出水平(FE),使用地方财政一般预算支出占地区生产总值的比重来度量;产业集聚程度($Inagg$),使用就业人员数与省域面积的比值来度量。

(三)数据来源

本文选取 2011—2022 年中国 30 个省区市(西藏、港澳台地区除外)作为研究样本,其中,各省区市的商品零售价格分类指数来源于《中国统计年鉴》;数字基础设施数据及控制变量数据来源于《中国统计年鉴》《中国信息产业年鉴》,以及《中国第三产业统计年鉴》;省域面积数据来源于中国政府门户网站。由于西藏和港澳台地区的数据不全,故研究样本不包括该四个地区。此外,人均信息传输、计算机服务和软件业固定资产投资数据仅公布到 2017 年,2018—2022 年数据用各省区市该行业固定资产投资增长率进行测算;有电子商务交易活动企业比重数据缺 2011—2012 年,用线性插值法进行填补。各变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2 描述性统计

| 变量 | 样本量 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-------------|-----|--------|-------|-------|--------|
| 全国统一大市场建设水平 | 360 | 0.034 | 0.022 | 0.002 | 0.201 |
| 数字基础设施水平 | 360 | 0.203 | 0.167 | 0.060 | 0.873 |
| 经济发展水平 | 360 | 10.870 | 0.461 | 9.682 | 12.150 |
| 对外开放程度 | 360 | 0.271 | 0.280 | 0.010 | 1.460 |
| 交通基础设施水平 | 360 | 11.630 | 0.833 | 9.440 | 12.980 |
| 财政支出水平 | 360 | 0.259 | 0.111 | 0.110 | 0.760 |
| 产业集聚程度 | 360 | 0.026 | 0.038 | 0.000 | 0.217 |

四、实证结果分析

(一)空间相关性检验

1. 全局空间相关性检验

本文使用全局莫兰指数描述国内统一大市场建设水平的关联度。结果显示,除2019年外,其他年份市场分割程度的莫兰指数均至少在10%水平上显著为正,表明各省区市的市場分割现象存在显著的正向空间相关性。因此,需要使用空间计量模型来进一步研究。

表3 全国统一大市场建设水平的莫兰指数

| 年份 | 莫兰指数 | Z值 | P值 |
|------|-------|-------|-------|
| 2011 | 0.362 | 3.238 | 0.001 |
| 2012 | 0.440 | 3.843 | 0.000 |
| 2013 | 0.310 | 2.785 | 0.005 |
| 2014 | 0.215 | 2.176 | 0.030 |
| 2015 | 0.162 | 1.693 | 0.090 |
| 2016 | 0.351 | 3.496 | 0.000 |
| 2017 | 0.256 | 2.477 | 0.013 |
| 2018 | 0.281 | 5.149 | 0.000 |
| 2019 | 0.106 | 1.285 | 0.199 |
| 2020 | 0.299 | 2.822 | 0.005 |
| 2021 | 0.556 | 4.894 | 0.000 |
| 2022 | 0.280 | 2.748 | 0.006 |

2. 空间集聚分析

全局莫兰指数描述的是中国整体统一大市场建设水平的空间相关性,并没有反映出各个省区市市场一体化水平的异质性问题,需通过局部莫兰指数来检验局部地区是否存在相似或相异的观测值聚集在一起。由于篇幅限制,本文从样本期间的前期、后期出发,对2011年和2022年两个样本起始年份数据进行比较,绘制局部莫兰指数散点图,以分析统一大市场建设水平的空间集聚特征(图1和图2)。其中,局部莫兰指数散点图横坐标为Z,表示标准化以后的空间单元本身的观测值;纵坐标为WZ,表示相邻单元标准化以后的观测值的平均值。图1和图2显示,大多数省区市都聚集在高—高象限和低—低象限^①,表明我国市场分割程度的空间模式表现为“高—高”型与“低—低”型,再次证实我国市场分割现象存在正向空间相关性。具体来看,2011年共有10个省区市位于高—高象限,14个位于低—低象限;2022年共有7个省区市位于高—高象限,15个位于低—低象限。对比两图可以发现,虽然图中2022年的直线斜率较2011年有所下降(即市场分割的莫兰指数呈现下降趋势),但从各省区市市场分割现象的空间集聚状态来看,从2011—2022年,处于高—高集聚状态的省区市由2011年的10个下降为2022年的7个,处于低—低集聚状态的省区市由2011年的14个上升为2022年的15个,表明局部地区的市场分割有从高值集聚向低值集聚转移的趋势。综合两图可以发现,位于高—高象限的省份主要有新疆、青海、甘肃、宁夏等,以西部地区为主,表明我国西部地区的市场分割现象普遍呈现高值集聚特征;稳居低—低象限的省份主要有山西、山东、福建、吉林、河南、河北、辽宁、黑龙江、安徽、海南等,以东中部地区为主,表明相较于西部地区,我国东中部地区市场分割现象普遍呈现低值集聚特征。

^① 局部莫兰指数散点图的象限性质:第一象限为高—高象限,第二象限为低—高象限,第三象限为低—低象限,第四象限为高—低象限。

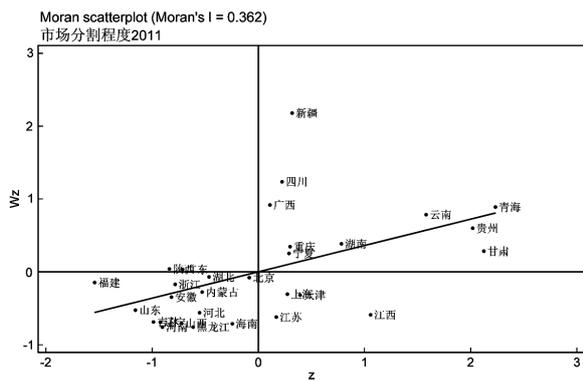


图1 2011年局部莫兰指数散点图

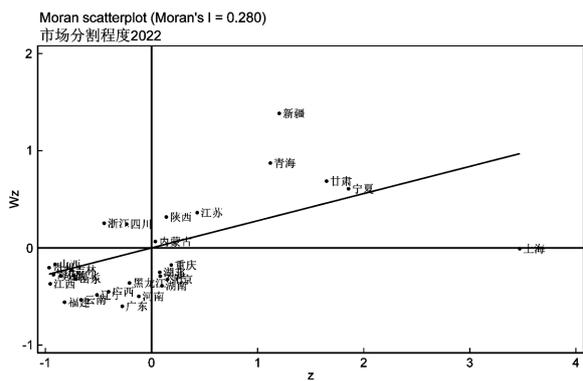


图2 2022年局部莫兰指数散点图

3. 空间计量模型的检验与选择

对省级层面的市场分割程度进行初步空间计量分析后,发现中国省级层面的市场分割程度在地理分布上确实存在显著的空间效应,表明在考察数字基础设施是否有助于推动全国统一大市场建设时,需考虑使用空间计量模型。基于此,本文进一步通过 LM、Hausman、Wald 及 LR 检验来选择合适的空间计量模型,检验结果见表 4。结果显示,在 LM 检验中,Robust LM-error 和 Robust LM-lag 均在 1%水平上显著为正,表明应该选择空间杜宾模型;在 Hausman 检验中,检验值为 18.226,在 1%水平上显著为正,表明应选择固定效应模型;在 Wald 和 LR 检验中,Wald-error 的检验值为 19.497、Wald-lag 的检验值为 16.643;LR-error 的检验值为 20.558、LR-lag 的检验值为 17.706,均在 1%水平上显著为正,表明空间杜宾模型具有较好的拟合效果,因此后文主要选择仅控制个体固定效应的空间杜宾模型进行分析^①。

表 4 LM、Hausman、Wald 及 LR 检验结果

| 检验类型 | 检验值 | P 值 |
|------------------------------|--------------|-------|
| Moran's I | 2.498 | 0.012 |
| LM 检验 (Spatial error) | 99.317 | 0.000 |
| Robust LM 检验 (Spatial error) | 14.004 | 0.000 |
| LM 检验 (Spatial lag) | 100.354 | 0.000 |
| Robust LM 检验 (Spatial lag) | 15.041 | 0.000 |
| Hausman 检验 | (chi2)18.226 | 0.006 |
| Wald 检验 (Spatial error) | (chi2)19.497 | 0.003 |
| Wald 检验 (Spatial lag) | (chi2)16.643 | 0.005 |
| LR 检验 (Spatial error) | (chi2)20.558 | 0.002 |
| LR 检验 (Spatial lag) | (chi2)17.706 | 0.007 |

(二) 基准回归

为了提高回归结果的准确性,本文同时报告了普通面板 OLS 回归模型的估计结果,回归结果见表 5。其中,第(1)列为固定效应模型的估计结果,第(2)列为空间杜宾模型的估计结果。结果显示,在固定效应回归模型中,核心解释变量(数字基础设施水平)的回归系数为-0.184,在 1%水平上显著为负,表明数字基础设施能够降低各省区市的市場分割程度,验证了本文的假设 1。在空间杜宾模型中,空间自相关系数为 0.540,在 1%水平上显著为正,表明全国统一大市场建设具有明显的空间溢出效应,即若本地政府实施市场分割行为,则周边地区政府也将实施市场分割行为;若本地区市场一体化水平较高,将带动周边地区市场一体化水平提高。数字基础设施水平的回归系数为-0.073,在 5%的水平上显著为负,但相较于固定效应模型有所降低,说明数字基础设施有利于降低省区市的市場分割程度,但若不考虑空间因素,会高估其对市场一体化的

^① 本文未考虑时间效应,原因在于:(1)考虑时间效应可能会导致自由度的过多损失;(2)空间个体特性(而非时间特性)才是空间计量模型考察的重点;(3)相关研究均未考虑时间效应。

影响,同样验证了本文的假设1; $W \cdot$ 数字基础设施水平的回归系数为 -0.176 ,在1%水平上显著为负,表明邻近地区的数字基础设施会对本地市场一体化水平产生正向的空间溢出效应,验证了本文的假设2。上述结论说明,数字基础设施有助于全国统一大市场建设。

从控制变量的回归结果看,经济发展水平对本地市场分割程度产生了负向影响,这是因为,在官员晋升标准中,GDP仍被用作衡量官员政治表现的关键因素,这就导致当地区经济发展水平较低时,地方政府会倾向于实施市场分割,通过设置贸易壁垒来保护本地企业;对外开放水平对本地市场分割产生了正向影响,这是由于随着对外开放水平的提升,本地企业面临的市场竞争愈发激烈,地方政府为更好地助力本地企业参与国际市场,往往会设置更多的隐形贸易壁垒,从而加剧地区的市场分割程度;交通基础设施水平越高,越有利于降低市场分割程度,这是因为,地理距离是市场分割的天然因素,而交通基础设施建设有助于打破地区之间的交通壁垒,助力商品和要素在更大范围内流动,促进全国统一大市场建设;财政分权能够降低本地市场分割,与预期相反,这可能是由于,财政分权程度越高,地方政府公共支出的能力就越强^[31],这就导致当地区财政分权程度较高时,地方政府对于财政收入拥有较大的裁量权,有能力将财政支出配置到交通、通信、法律等公共领域,帮助地区建立良好的市场环境和法治环境,助力商品和要素跨区域自由流动,进而降低市场分割;产业集聚显著降低了本地市场分割程度,这是因为,当前,我国产业布局逐渐呈现“大分散、小集聚”特征,一方面,能够为本地企业创造更多跨区域、跨部门的交流学习机会,打破要素和资源市场的分割现状,另一方面,能够影响省际贸易格局,促进商品在不同区域间自由流动,更好地推动全国统一大市场建设走深走实。

表5 基准回归结果

| 变量 | (1) | (2) |
|--------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| | 固定效应模型 | 空间杜宾模型 |
| 数字基础设施水平 | -0.184^{***} (-4.311) | -0.073^{**} (-1.969) |
| 经济发展水平 | -0.004 (-0.814) | -0.049^{**} (-2.401) |
| 对外开放程度 | 0.024^* (1.656) | 0.018 (1.450) |
| 交通基础设施水平 | -0.018^{**} (-2.163) | -0.011 (-1.514) |
| 财政支出水平 | -0.065^* (-1.725) | -0.036 (-1.017) |
| 产业集聚程度 | -0.584^* (-1.935) | -0.456^* (-1.849) |
| $W \cdot$ 数字基础设施水平 | | -0.176^{***} (-2.921) |
| $W \cdot$ 经济发展水平 | | 0.043^{**} (2.146) |
| $W \cdot$ 对外开放程度 | | -0.012 (-0.556) |
| $W \cdot$ 交通基础设施水平 | | 0.014 (1.291) |
| $W \cdot$ 财政支出水平 | | -0.017 (-0.297) |
| $W \cdot$ 产业集聚程度 | | -0.470 (-0.805) |
| 常数项 | 0.357^{***} (4.597) | |
| 空间自相关系数 | | 0.540^{***} (9.593) |
| 个体效应 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 360 | 360 |
| R^2 | 0.128 | 0.022 |

注:括号内为 t 值;*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。下同

(三)内生性问题和稳健性检验

1. 内生性问题

本文的估计过程可能存在如下两方面内生性问题:第一,遗漏变量问题。模型中可能遗漏了其他影响全国统一大市场建设的不可观测变量;第二,互为因果关系。数字基础设施水平会影响全国统一大市场建设进程,反之,若全国统一大市场建设水平较高,可以充分吸引更多的数字基础设施投资,使数字基础设施的软硬件建设更好、利用率更高,从而在模型中产生内生性问题。为解决内生性问题,借鉴 Wang 和 Guo 的做法,采用广义空间两阶段最小二乘模型进行稳健性检验^[32];并参考 Wang 等的做法,选择解释变量的二阶空间滞后项作为工具变量^[33],其中,第一阶段回归方程的 F 统计量为 14.758,大于 10,因此不必担心弱工具变量问题,回归结果见表 6 第(1)列。结果表明,数字基础设施水平的回归系数为-0.093,在 5%水平上显著为负,表明数字基础设施有助于推动全国统一大市场建设,与前文基准模型的回归结果一致。

2. 稳健性检验

(1)更换空间权重矩阵。前文研究主要是基于空间邻接矩阵进行回归,为检验结果是否稳健,本文将空间邻接矩阵替换为空间经济距离矩阵、空间地理距离矩阵和空间地理—经济距离权重矩阵,分别对基准计量模型进行回归,估计结果见表 6 第(2)~(4)列。结果表明,无论基于何种空间权重矩阵,数字基础设施水平的回归系数均至少在 5%水平上显著为负;将空间邻接矩阵替换为空间地理距离矩阵后, $W \cdot$ 数字基础设施水平的回归系数为-0.345,在 10%水平上显著为负,在空间经济距离矩阵和空间地理—经济距离权重矩阵中, $W \cdot$ 数字基础设施水平的回归系数虽不显著但也为负;此外,无论基于何种空间权重矩阵,空间自相关系数均至少在 5%水平上显著为正。因此,研究结果是稳健可靠的。

(2)更换被解释变量。由于全国统一大市场是一个相对宽泛的概念,而市场化总指数由 17 项基础指数构成,包含了政府与市场的关系、产品市场的发育程度以及要素市场的发育程度等维度,相对全面地反映了各个市场的变化,故本文选取王小鲁等编制的《中国分省份市场化指数报告(2021)》中的市场化总指数作为全国统一大市场的代理变量^[34],重新检验数字基础设施水平对全国统一大市场建设的影响^①,回归结果见表 6 第(5)列。结果表明,替换被解释变量后,数字基础设施水平的回归系数为 2.581,在 5%水平上显著为正,表明数字基础设施有助于提升本地市场一体化水平; $W \cdot$ 数字基础设施水平的回归系数为 2.366,虽不显著但也为正;此外,空间自相关系数为 0.122,在 10%水平上显著为正,表明若本地市场化水平较高,则其周边地区的市场化水平也相应较高。因此,基准回归结果是稳健可靠的。

(3)缩尾处理。为消除极端值的影响,对所有连续变量在 1%和 99%分位数进行 Winsorize 缩尾处理,重新对基准计量模型进行回归,回归结果见表 6 第(6)列。结果表明,经过缩尾处理后,空间自相关系数为 0.511,依然在 1%水平上显著为正;数字基础设施水平的回归系数为-0.098,在 1%水平上显著为负; $W \cdot$ 数字基础设施水平的回归系数为-0.149,在 1%水平上显著为负。因此,基准回归结果具有较强的稳健性。

^① 由于《中国分省份市场化指数报告(2021)》最近年份的统计数据和企业调查数据均截至 2019 年,故此处用该报告中历年数据的年平均增长幅度预测 2020—2022 年的数据。

表6 工具变量及稳健性检验回归结果^①

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| | 工具变量法 | 经济距离 | 地理距离 | 地理—经济距离 | 更换被解释变量 | 缩尾处理 |
| 数字基础设施水平 | -0.093** (-2.335) | -0.106** (-2.491) | -0.102** (-2.463) | -0.133*** (-3.165) | 2.581** (2.244) | -0.098*** (-3.011) |
| 经济发展水平 | 0.002 (0.374) | -0.008 (-0.378) | -0.048** (-2.161) | -0.015 (-0.739) | 0.436 (0.682) | -0.020 (-1.103) |
| 对外开放程度 | 0.021 (1.633) | 0.002 (0.101) | 0.017 (1.283) | 0.013 (0.796) | 0.062 (0.155) | 0.021* (1.764) |
| 交通基础设施水平 | -0.008 (-1.002) | -0.018** (-2.058) | -0.014* (-1.791) | -0.014 (-1.616) | 0.198 (0.886) | -0.010* (-1.655) |
| 财政支出水平 | 0.010 (0.285) | -0.015 (-0.347) | -0.023 (-0.571) | -0.006 (-0.151) | 1.272 (1.128) | -0.018 (-0.543) |
| 产业集聚程度 | -0.459* (-1.741) | -0.453 (-1.596) | -0.412 (-1.526) | -0.316 (-1.139) | 20.650*** (2.685) | -0.468** (-2.176) |
| W·数字基础设施水平 | | -0.075 (-0.931) | -0.345* (-1.902) | -0.097 (-1.377) | 2.366 (1.313) | -0.149*** (-2.740) |
| W·全国统一大市场建设水平 | 0.166*** (6.405) | | | | | |
| 空间自相关系数 | | 0.157** (2.165) | 0.521*** (5.018) | 0.253*** (3.664) | 0.122* (1.795) | 0.511*** (9.324) |
| 个体效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 360 | 360 | 360 | 360 | 360 | 360 |
| R ² | 0.102 | 0.026 | 0.087 | 0.036 | 0.373 | 0.038 |

(四) 空间效应分解

Elhorst 指出,若使用空间回归模型的点估计来检验是否存在空间溢出效应,容易导致错误,无法分解直接效应和间接效应^[35]。因此,要比较各解释变量对被解释变量的影响及空间溢出效应,还需要根据点估计结果进一步分解直接效应和间接效应,回归结果见表7。从表7可以得出,在直接效应检验中,数字基础设施水平的回归系数为-0.109,在1%水平上显著为负,表明数字基础设施能够直接降低本地的市场分割程度;在间接效应检验中,数字基础设施水平的回归系数为-0.423,同样在1%水平上显著为负,表明数字基础设施具有空间溢出效应,能够同时降低邻近地区的市场分割程度,两方面的作用表明,数字基础设施有助于推动全国统一大市场建设。观察数字基础设施的空间溢出效应和总效应发现,数字基础设施的空间溢出效应占总效应的50%以上,进一步印证了数字基础设施的网络效应在全国统一大市场建设中的重要贡献。与固定效应模型的估计系数相比,在空间杜宾模型中,数字基础设施的直接效应较小,这也在一定程度上说明普通面板回归模型由于没有考虑空间效应而高估了数字基础设施的直接效应。

表7 空间效应分解回归结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|----------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 直接效应 | 间接效应 | 总效应 |
| 数字基础设施水平 | -0.109*** (-2.851) | -0.423*** (-3.822) | -0.532*** (-4.228) |
| 经济发展水平 | -0.048*** (-2.963) | 0.033 (1.588) | -0.015 (-1.088) |
| 对外开放程度 | 0.018 (1.308) | -0.010 (-0.224) | 0.009 (0.173) |
| 交通基础设施水平 | -0.008 (-1.010) | 0.020 (0.859) | 0.011 (0.417) |
| 财政支出水平 | -0.050 (-1.211) | -0.070 (-0.585) | -0.120 (-0.877) |
| 产业集聚程度 | -0.564** (-2.031) | -1.514 (-1.216) | -2.078 (-1.493) |
| 个体效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 360 | 360 | 360 |

① 限于篇幅,表6未列示控制变量的空间交互项系数,下同。

(五)异质性分析

1. 东中西差异

由于自身发展阶段和资源禀赋存在差异,对于表现出不同地域特征的省区市而言,数字基础设施对全国统一大市场建设的影响也会有所不同。为此,本文将各省区市划分为东部地区、中部地区和西部地区,考察不同区位下,数字基础设施对全国统一大市场建设的不同影响。首先,参考现有研究,将样本划分为东部、中部和西部地区^①;其次,分别制作东部、中部和西部地区的空间邻接矩阵;最后,基于分样本和分地区的空间邻接矩阵,使用空间杜宾模型分别进行回归,回归结果见表8第(1)~(3)列。结果显示,相比于东部和中部地区,数字基础设施仅显著降低了西部地区的市场分割程度,这可能是因为,相较于东中部地区,西部地区本身市场一体化水平较低,地区经济较为闭塞,因此数字基础设施对其市场一体化水平的提升作用更大。值得注意的是,数字基础设施的空间溢出效应在西部地区并未表现出来,而仅仅表现在东部地区,这可能是因为,相比于中西部地区,东部地区数字基础设施发展差异较小,各省份能够利用数字基础设施加强区域之间的有效联动,充分发挥出数字基础设施的网络效应;而中西部地区的数字基础设施发展差异较大,且用户的信息和通信技术应用水平也存在差异,容易产生数字鸿沟,导致数字基础设施的空间溢出效应尚未发挥出来。

2. 沿海和内陆差异

由于我国沿海地区与内陆地区的市场发育程度不同,经济发展水平也不尽相同,这可能会导致地方政府基于自身发展的需求,对市场实施不同力度的管控,因此,本文对沿海地区与内陆地区进行分组检验。首先,根据《中国海洋统计年鉴》,将样本划分为沿海地区与内陆地区^②;其次,分别制作沿海地区与内陆地区的空间邻接矩阵;最后,基于分样本和分地区的空间邻接矩阵,使用空间杜宾模型分别进行回归,回归结果见表8第(4)~(5)列。结果显示,相比于沿海地区,数字基础设施仅显著降低了内陆地区的市场分割程度,这可能是因为,相比于沿海地区,内陆地区本身的市场化程度较低,而沿海地区拥有更为充足的资金、开放的市场和先进的技术,会更加排斥地方政府对市场的过度干预,因此数字基础设施对内陆地区市场一体化水平的提升作用更大。值得注意的是,数字基础设施的空间溢出效应在内陆地区并未表现出来,而仅仅表现在沿海地区,这可能是因为,对于沿海地区,优越的地理区位使其面临更为激烈的市场竞争,在这种情况下,地方政府倾向于将数字基础设施的网络效应最大化,以更开放的姿态参与市场分工体系之中,实现互利共赢;而相比于沿海地区,内陆地区之间的数字基础设施发展差异较大,致使其空间溢出效应发挥有限。

表8 异质性检验回归结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|----------|--------------------|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 东部 | 中部 | 西部 | 沿海 | 内陆 |
| 数字基础设施水平 | -0.054 (-0.960) | -0.007 (-0.111) | -0.330*** (-3.876) | 0.053 (0.892) | -0.188*** (-3.280) |
| 经济发展水平 | -0.004 (-0.356) | -0.016 (-0.681) | 0.018 (0.386) | -0.122*** (-3.107) | 0.006 (0.324) |
| 对外开放程度 | 0.018 (1.051) | 0.030 (0.520) | 0.095** (2.030) | -0.043* (-1.932) | 0.044** (2.211) |

① 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;其余为西部地区(本文样本数据未包含西藏、港澳台地区)。

② 沿海地区包括辽宁省、河北省、天津市、山东省、江苏省、上海市、浙江省、福建省、广东省、广西壮族自治区、海南省;其余为内陆地区(本文样本数据未包含西藏、港澳台地区)。

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|----------------|----------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|
| | 东部 | 中部 | 西部 | 沿海 | 内陆 |
| 交通基础设施水平 | -0.012 (-0.987) | -0.017* (-1.680) | -0.005 (-0.364) | -0.025* (-1.874) | -0.016* (-1.870) |
| 财政支出水平 | 0.151* (1.883) | -0.172* (-1.852) | -0.074 (-1.404) | 0.082 (1.008) | -0.052 (-1.358) |
| 产业集聚程度 | -0.781** (-2.493) | -0.134 (-0.154) | -18.164** (-2.417) | -0.865*** (-2.929) | -1.513* (-1.735) |
| W·数字基础设施水平 | -0.206** (-2.435) | 0.099 (1.305) | -0.149 (-1.002) | -0.216** (-2.479) | -0.059 (-0.609) |
| 空间自相关系数 | 0.458*** (5.809) | 0.207** (2.129) | 0.432*** (5.501) | 0.404*** (4.674) | 0.407*** (5.924) |
| 个体效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 132 | 96 | 132 | 132 | 228 |
| R ² | 0.015 | 0.017 | 0.024 | 0.005 | 0.008 |

(六) 机制检验

上文分析表明,数字基础设施有利于全国统一大市场的建设。本部分中,我们尝试对其中的作用机制进行检验。由于数字基础设施对市场经济的影响既体现在资源配置与要素流转方面,又体现在地方政府之间的相互协调上,故本文从流通效率和地方政府行政垄断两个角度来考察。借鉴 Wang 和 Guo 的做法,分别用固定效应模型和空间杜宾模型进行检验^[32];

$$Logistic(SOE)_{it} = \beta_0 + \beta_1 Digfra_{it} + \beta_2 PGDP_{it} + \beta_3 DFT_{it} + \beta_4 Infra_{it} + \beta_5 FE_{it} + \beta_6 Inagg_{it} + \epsilon_{it} \tag{8}$$

$$Logistic(SOE)_{it} = \beta_0 + \rho W Logistic(SOE)_{it} + \beta_1 Digfra_{it} + \beta_2 PGDP_{it} + \beta_3 DFT_{it} + \beta_4 Infra_{it} + \beta_5 FE_{it} + \beta_6 Inagg_{it} + \theta_1 W Digfra_{it} + \theta_2 W PGDP_{it} + \theta_3 W DFT_{it} + \theta_4 W Infra_{it} + \theta_5 W FE_{it} + \theta_6 W Inagg_{it} + \epsilon_{it} \tag{9}$$

式中,Logistic 为流通效率,使用社会消费品零售总额与流通企业年末从业人员数的比值来度量,数据来源于国家统计局官网;SOE 为地方政府行政垄断,使用国有控股企业营业收入与规模以上工业企业营业收入的比值来度量,数据来源于 CSMAR 数据库;其他变量同上文,回归结果见表 9。其中,第(1)~(2)列显示了数字基础设施对流通效率的估计结果,结果显示,在固定效应模型中,数字基础设施水平的回归系数为 0.045,在 5%水平上显著为正;在空间杜宾模型中,数字基础设施水平的回归系数为 0.042,在 1%水平上显著为正,表明数字基础设施促进了本地流通效率的提升。这是因为,数字基础设施能够打破物理世界的空间界限与信息界限,将经济运行嫁接在一个网络当中,实现跨设备、跨系统、跨行业、跨地区的全面互联互通,进而使处于不同地域的市场主体实现云沟通、云交易、云管理和云服务,提升流通效率。此外,一些学者已经证实,流通效率的提升是全国统一大市场建设中至关重要的一环^[22]。因此,我们得出结论,数字基础设施通过提升各省区市的流通效率进一步助力全国统一大市场建设。值得注意的是,W·数字基础设施水平的回归系数为-0.041,在 10%水平上显著为负,表明周边地区的数字基础设施可能会对本地流通效率造成不利影响,这可能是因为,数字基础设施赋能传统流通业,使得本地流通效率得以提升,但区域间数字基础设施发展水平的鸿沟,导致不同区域之间的流通效率差异巨大。这也在一定程度上说明,数字基础设施的发展水平对流通效率具有重要影响,数字基础设施的差异化供给是流通行业受益不均等问题的诱因之一,因此,应重视数字基础设施建设的合理布局。

第(3)~(4)列显示了数字基础设施对地方政府行政垄断程度的影响结果。结果显示,无论是基于固定效应模型,还是基于空间杜宾模型,数字基础设施水平的回归系数均显著为负,表明数字基础设施能够有效降低地方政府的行政垄断。这是因为,一方面,数字基础设施有助于强化

市场机制,倒逼地方政府积极参与到全国统一大市场的建设中;另一方面,数字基础设施有助于强化中央政府对地方政府的监管,完善地方政府之间的信息沟通机制,改善地方政府各自为政的局面。此外,一些学者已经证实,地方行政垄断是阻碍全国统一大市场建设的重要因素^[21]。因此,本文认为数字基础设施也可以通过降低地方政府行政垄断来提高全国统一大市场的建设水平。 W ·数字基础设施的回归系数为 -1.002 ,在 1% 水平上显著为负,表明邻近地区的数字基础设施建设有利于降低本地区的行政垄断水平,符合预期。

表9 机制检验回归结果

| 变量 | 流通效率 | | 行政垄断 | |
|---------------|------------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | 固定效应模型 | 空间杜宾模型 | 固定效应模型 | 空间杜宾模型 |
| 数字基础设施水平 | 0.045** (2.419) | 0.042*** (2.652) | -0.885*** (-5.554) | -0.417*** (-2.793) |
| 经济发展水平 | 0.031*** (13.107) | 0.044*** (5.025) | 0.041** (2.001) | -0.427*** (-5.198) |
| 对外开放程度 | 0.005 (0.737) | -0.008 (-1.408) | 0.270*** (4.904) | 0.342*** (6.714) |
| 交通基础设施水平 | 0.014*** (3.796) | 0.004 (1.424) | -0.110*** (-3.472) | -0.063** (-2.180) |
| 财政支出水平 | 0.013 (0.796) | 0.042*** (2.758) | -0.448*** (-3.178) | -1.028*** (-7.047) |
| 产业集聚程度 | 0.026 (0.195) | -0.088 (-0.840) | 0.914 (0.810) | 0.997 (1.014) |
| W ·数字基础设施水平 | | -0.041* (-1.655) | | -1.002*** (-4.152) |
| 常数项 | -0.476*** (-14.047) | | 1.388*** (4.775) | |
| 空间自相关系数 | | 0.540*** (11.200) | | 0.270*** (4.303) |
| 个体效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 360 | 360 | 360 | 360 |
| R^2 | 0.644 | 0.314 | 0.180 | 0.348 |

五、结论与政策建议

本文以2011—2022年全国30个省区市(西藏、港澳台地区除外)的面板数据作为研究样本,采用空间杜宾模型,系统考察了数字基础设施对全国统一大市场建设的影响,得出如下结论:第一,数字基础设施有助于推动全国统一大市场建设,具体表现为,数字基础设施不仅能够降低本地区的市场分割程度,而且还具有正向空间溢出效应,能够降低邻近地区的市场分割程度。在使用不同空间权重矩阵、替换被解释变量、对所有连续变量进行缩尾处理以及进行内生性检验后,这一结论仍然成立。第二,就东中西部地区异质性而言,相较于东中部地区,数字基础设施更能显著降低西部地区的市场分割程度,但其正向空间溢出效应仅表现在东部地区;就沿海与内陆地区而言,相比于沿海地区,数字基础设施更能显著降低内陆地区的市场分割程度,但其正向空间溢出效应仅表现在沿海地区。第三,机制检验表明,数字基础设施通过提高流通效率、降低地方政府行政垄断水平来促进全国统一大市场建设。

基于上述研究结论,我们提出如下对策建议:第一,加快数字基础设施建设,为全国统一大市场提供坚实基础。建设全国统一大市场是一个漫长曲折的过程,随着数字经济时代的到来,数字基础设施在建立现代市场经济体系过程中发挥着不可或缺的作用。研究表明,数字基础设施有

利于打破市场分割,因此,应加快数字基础设施建设,重视数字基础设施对全国统一大市场建设的赋能作用。一方面,应加强数字基础设施建设的顶层设计和统筹协调,比如,研究出台推动数字基础设施发展的政策文件,不断完善数字基础设施相关法律基础;并在此基础上,推动建立融合标准体系,使各区域数字基础设施能够实现共建共享与协同规划,为全国统一大市场建设提供基础性保障。另一方面,应首先聚焦重点领域对数字基础设施进行投资建设,比如,加快5G和光纤宽带“双千兆”网络建设、加快传统基础设施数字化转型、加快产业创新中心和公共服务平台建设等,以此加快推动全国统一大市场建设。

第二,发挥数字基础设施在提升流通效率、打破地方政府行政垄断方面的功能,共同助力建设全国统一大市场。研究结论表明,数字基础设施能够通过提升流通效率和降低地方行政垄断水平促进全国统一大市场建设,因此,在数字基础设施发挥作用的过程中,应同时注重流通效率和地方政府对全国统一大市场建设的影响。一方面,数据要素的开放和共享是流通效率得以提升的关键,故应加快完善数据治理体系,制定统一的数据标准,推进数据资源开放和共享,使市场主体能够借助数字基础设施,在公共数据资源池中实现相互匹配,继而提高跨区域流通效率。另一方面,各地方政府应树立“超越竞争”、突破行政区划的发展理念,不断顺应全国统一大市场这一总体战略,并通过政务大数据体系这一新型数字基础设施,提高政务服务的规范性和透明性,从根本上保证数字基础设施赋能全国统一大市场建设的效果。

第三,优化数字基础设施建设布局,因地制宜推动数字基础设施建设。研究结论表明,相比于东中部地区和沿海地区,数字基础设施更能显著降低西部地区和内陆地区的市场分割程度,这表明数字基础设施对西部地区和内陆地区的市场一体化效应已充分显现,因而仍应坚定不移地加强西部地区和内陆地区的数字基础设施建设,使其能够充分立足自身资源禀赋优势,在全国统一大市场建设进程中发挥后发优势;而对于东中部地区和沿海地区,更应注重数字基础设施的迭代升级和效率提升,不断丰富、拓展数字基础设施的应用场景。此外,应重视地区间的地理和经济联系,充分释放数字基础设施的网络效应。研究结论表明,数字基础设施的正向空间溢出效应尚未表现在中西部地区和内陆地区,因此,应加快实现数字基础设施的普惠式发展,通过建设高速宽带骨干网、制定共担成本与共享收益的数字基础设施投资方案及鼓励数字产业跨区域发展等措施,充分发挥数字基础设施的正向空间溢出效应,更加有效地释放数字基础设施在构建统一开放、竞争有序的全统一大市场中的潜力。

参考文献:

- [1] 中共中央 国务院关于加快建设全国统一大市场的意见[M]. 北京:人民出版社,2022:2.
- [2] 习近平. 高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗:在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告[M]. 北京:人民出版社,2022:29.
- [3] 国家发展改革委. 全国统一大市场建设指引(试行)[EB/OL]. (2025-01-07)[2025-03-26]. https://www.ndrc.gov.cn/xxgk/zcfb/tz/202501/t20250107_1395496.html.
- [4] 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.
- [5] 方福前,田鸽,张勋. 数字基础设施与代际收入向上流动性——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J]. 经济研究,2023(5):79-97.
- [6] 中华人民共和国工业和信息化部. 2024年通信业统计公报[EB/OL]. (2025-1-26)[2025-4-22]. https://wap.miit.gov.cn/gxxj/tjfx/txy/art/2025/art_641c048c5d4f4e308098bf6c4e3dcb4a.html.
- [7] 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.
- [8] 潘爽,叶德珠. 交通基础设施对市场分割的影响——来自高铁开通和上市公司异地并购的经验证据[J]. 财政研究,2021(3):115-129.
- [9] 李兰冰,张聪聪. 高速公路连通性对区域市场一体化的影响及异质性分析[J]. 世界经济,2022(6):185-206.
- [10] 夏海波,刘耀彬,沈正兰. 网络基础设施建设对劳动力就业的影响——基于“本地—邻地”的视角[J]. 中国人口科学,2021(6):

- 96-109.
- [11] 孙伟增,郭冬梅. 信息基础设施建设对企业劳动力需求的影响:需求规模、结构变化及影响路径[J]. 中国工业经济,2021(11):78-96.
- [12] 罗奇,陈梁,赵永亮. 数字基础设施建设与企业产能利用率——来自“宽带中国”战略的经验证据[J]. 产业经济研究,2022(5):1-14.
- [13] 董媛香,张国珍. 数字基础设施建设能否带动企业降碳绿色转型? ——基于生产要素链式网状体系[J]. 经济问题,2023(6):50-56.
- [14] 薛飞,周民良,刘家旗. 数字基础设施降低碳排放的效应研究——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J]. 南方经济,2022(10):19-36.
- [15] 毛毅翀,竺李乐,吴福象. 数字基建与区域创新:特征事实及其差异化影响[J]. 经济问题探索,2023(6):94-107.
- [16] 袁航,夏杰长. 数字基础设施建设对中国服务业结构升级的影响研究[J]. 经济纵横,2022(6):85-95.
- [17] 邓荣荣,吴云峰. 有福同享:城市数字基础设施建设与经济包容性增长[J]. 上海财经大学学报,2023(1):3-18.
- [18] 张涛,李均超. 网络基础设施、包容性绿色增长与地区差距——基于双重机器学习的因果推断[J]. 数量经济技术经济研究,2023(4):113-135.
- [19] 常向东,尹迎港. 网络基础设施建设促进了区域经济的协调发展吗? [J]. 首都经济贸易大学学报,2022(6):45-58.
- [20] 赵静梅,李钰琪,钟浩. 数字经济、省际贸易成本与全国统一大市场[J]. 经济学家,2023(5):89-99.
- [21] 夏杰长,李鑫溟,刘怡君. 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[J]. 经济纵横,2023(2):43-53.
- [22] 汪阳昕,黄漫宇. 数字经济促进了中国统一大市场形成吗[J]. 山西财经大学学报,2023(1):24-39.
- [23] 谢莉娟,张昊. 国内市场运行效率的互联网驱动——计量模型与案例调研的双重验证[J]. 经济理论与经济管理,2015(9):40-55.
- [24] 张昊. 居民消费扩张与统一市场形成——“本土市场效应”的国内情形[J]. 财贸经济,2020(6):144-160.
- [25] 沈坤荣,林剑威,傅元海. 网络基础设施建设、信息可得性与企业创新边界[J]. 中国工业经济,2023(1):57-75.
- [26] 袁航,朱承亮. 数字基础设施建设加速中国产业结构转型升级了吗? ——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J]. 经济问题探索,2022(10):118-133.
- [27] SCHADE P,SCHUHMACHER M C. Digital Infrastructure and Entrepreneurial Action-Formation:A Multilevel Study [J]. Journal of Business Venturing,2022(5):106232.
- [28] LENDLE A,OLARREAGA M,SCHROPP S,et al. There Goes Gravity;EBay and the Death of Distance[J]. The Economic Journal,2016(591):406-441.
- [29] TOBLER W R. A Computer Movie Simulating Urban Growth in The Detroit Region[J]. Economic Geography,1970(2):234-240.
- [30] 刘秉镰,朱俊丰. 区域市场分割的影响因素及其空间邻近效应分析——基于1989—2014年中国省际面板数据[J]. 经济地理,2018(10):36-45.
- [31] 陈甬军,丛子薇. 更好发挥政府在区域市场一体化中的作用[J]. 财贸经济,2017(2):5-19.
- [32] WANG J D,GUO D S. Siphon and Radiation Effects of ICT Agglomeration on Green Total Factor Productivity:Evidence from A Spatial Durbin Model[J]. Energy Economics,2023,126:106953.
- [33] WANG Q,GUO J Q,LI R R,et al. Does Technical Assistance Alleviate Energy Poverty in Sub-Saharan African Countries? A New Perspective on Spatial Spillover Effects of Technical Assistance[J]. Energy Strategy Reviews,2023,45:101047.
- [34] 王小鲁,胡李鹏,樊纲. 中国分省份市场化指数报告(2021)[M]. 北京:社会科学文献出版社,2021:223-225.
- [35] ELHORST J P. Spatial Econometrics:From Cross-Sectional Data to Spatial Panels[M]. Berlin,Heidelberg:Springer,2014:20-25.

责任编辑 江娟丽 柳为易

网 址 :<http://xbbjb.swu.edu.cn>