

B609

数字经济缓解要素市场扭曲了吗？
——基于我国省际面板数据的经验研究

目录

一、引言.....	1
二、相关文献回顾.....	2
(一) 数字经济的测度方法.....	2
(二) 要素市场扭曲的驱动因素研究.....	4
三、理论框架分析.....	4
(一) 数字经济对要素市场扭曲的影响机制.....	5
(二) 数字经济对要素市场扭曲的空间溢出效应.....	6
四、模型构建与指标说明.....	7
(一) 数字经济综合发展水平的测度.....	7
1. 纵横向拉开档次法.....	7
2. 数字经济发展评价指标体系.....	8
(二) 要素市场扭曲指数的测度.....	9
(三) 空间计量模型的构建.....	10
1. 设定空间权重矩阵.....	10
2. 构建空间计量模型.....	10
(四) 变量说明及数据来源.....	11
五、实证分析.....	12
(一) 数字经济综合发展水平的测度结果分析.....	12
(二) 要素市场扭曲指数的测度结果分析.....	14
(三) 数字经济对要素市场扭曲的影响分析.....	16
1. 空间自相关性检验.....	16
2. 基准模型回归的结果分析.....	18
3. 空间效应分解的结果分析.....	19

4.区域异质性的结果分析.....	20
5.稳健性检验.....	21
六、研究结论及政策建议.....	23
参考文献.....	25
附录.....	30
致谢.....	32

表格和插图清单

表 1	数字经济发展评价指标体系.....	9
表 2	空间权重矩阵的设定.....	10
表 3	描述性统计.....	12
表 4	我国各地区数字经济年平均发展水平的聚类结果.....	14
表 5	数字经济综合发展水平 (<i>dige</i>) 的全局 <i>Moran's I</i> 指数.....	16
表 6	要素市场扭曲指数 (<i>factor</i>) 的全局 <i>Moran's I</i> 指数.....	16
表 7	数字经济影响要素市场扭曲空间模型的回归结果.....	19
表 8	直接效应、间接效应与总效应的回归结果.....	20
表 9	基于 SAR 模型的区域异质性检验.....	21
表 10	基于 2SLS 的工具变量法回归结果.....	22
表 11	我国各地区 2013-2019 年数字经济综合发展水平的测度结果	30
表 12	基于 LIML 的工具变量法回归结果.....	31
图 1	数字经济对要素市场扭曲的影响机制.....	6
图 2	2013-2019 年我国数字经济年平均发展水平省域分布图	13
图 3	我国 2013-2019 年各地区要素市场扭曲指数	15
图 4	2013-2019 年我国要素市场年平均扭曲指数省域分布图	15
图 5	2019 年我国各地区数字经济综合发展水平的 <i>Moran's I</i> 散点图	17
图 6	2019 年我国各地区要素市场扭曲指数的 <i>Moran's I</i> 散点图	18

摘要

当前,以数据为关键生产要素的数字经济日益成为推动经济增长的重要引擎,展现出了强大的发展韧性和蓬勃的发展活力。本文基于我国 2013-2019 年的省际面板数据,采用纵横向拉开档次法测度了数字经济综合发展水平,构建空间面板计量模型实证检验了数字经济对要素市场扭曲的影响。研究发现:数字经济有效缓解了当地的要素市场扭曲,近年来我国数字经济呈现稳中有升的发展态势,但存在着发展不均衡的现象,整体上表现为东高西低,“数字鸿沟”问题较为严峻;数字经济发展、要素市场扭曲均存在着正向的空间自相关性,地理相邻的地区往往具有相似的要素市场扭曲现象,“以邻为壑”的现象仍然存在;数字经济发展缓解要素市场扭曲存在着空间溢出效应,体现了数字经济在优化要素资源配置、加速市场一体化等方面所具有的潜力;数字经济促进经济社会发展需要一定的先决条件,分组检验证实了数字经济对要素市场扭曲的缓解作用仅在东部地区发生,中西部地区的实证结果不显著,更加凸显了加快数字经济差异化发展的重要性。基于研究结论,本文在加快培育并释放数字经济新动能、优化市场要素资源配置体系、重视数字经济与要素市场的发展差异、完善数字治理规则等方面提出了政策建议。本文的研究既有助于科学评估数字经济对经济社会发展带来的影响,也为研究缓解要素市场扭曲的机制提供了一种新视角。

关键词：数字经济；要素市场扭曲；空间效应

Abstract

At present, the digital economy with data as the key factor of production has increasingly become an important engine to promote economic growth, showing strong development resilience and vigorous development vitality. Based on China's provincial data during the period of 2013-2019, this paper measures the comprehensive development level of the digital economy by applying the "vertical and horizontal" scatter degree method, and constructs a spatial panel econometric model to test the influence of digital economy on factor-market distortion. The research shows that: Digital economy has effectively alleviated the distortion in local factor market. In recent years, China's digital economy shows a steady and rising development trend, but there is a phenomenon of unbalanced development in different areas. The overall digital economy development of the east is well whereas the west is commonly poorly, reflecting the "digital divide" problem; Digital economy development and factor-market distortion both have positive spatial autocorrelation, and geographical adjacent areas often have similar factor-market distortion, indicating the "beggar-thy-neighbor" problem is still very serious; Digital economy development has a spatial spillover effect on factor-market distortion and plays a dissipating role, which embodies the potential of digital economy in optimizing the allocation of element resources and accelerating market integration. Digital economy needs certain prerequisites to promote economic and social development. The group test confirms that the inhibition effect of digital economy on factor-market distortion only occurs in the eastern region, and the empirical results in the central and western regions are not significant, which highlights the importance of accelerating the differential development of digital economy. Based on the conclusions of our study, some policy

suggestions are put forward on accelerating the cultivation and release of new kinetic energy of digital economy, optimizing the allocation system of market elements resources, paying attention to the development differences between digital economy and factor market, and perfecting the rules of digital governance. The research is not only helpful to scientifically assess the impacts of digital economy on economic and social development, but also beneficial to provide a new perspective for the study of the mechanism to alleviate the distortion of factor market.

Keywords: digital economy; factor-market distortion; spatial effect

一、引言

随着以 5G、云计算、人工智能、区块链等新一代信息通信技术的创新与发展,以数据为关键生产要素的数字经济得到了快速发展,新技术、新业态、新模式的涌现为培育经济增长点注入了新动能。党中央自十八大以来就出台了建设网络强国、数字中国等一系列重大战略,取得积极成效,持续推动数字经济的发展。在当今国内外环境发生深刻变化,带来新的机遇与挑战的大背景下,我国数字经济以其强大的发展韧性和抗冲击能力,在“逆全球化”浪潮中迸发出了蓬勃的发展活力。中国信息通信研究院最新发布的《中国数字经济发展白皮书(2021)》显示,2020 年我国数字经济规模达 39.2 万亿元,同比增长了 9.7%,占 GDP 的比重为 38.6%,充分反映出数字经济在推动经济高质量发展方面起到的关键作用。我国各地政府也纷纷加快了数字经济的发展步伐,其中 2020 年广东、江苏、山东等 13 个省市的数字经济规模均超过了 1 万亿元,贵州、重庆、福建的数字经济发展增速均超过了 15%。应当指出的是,在规模持续扩张的同时,我国也存在着省际间数字经济发展不均衡等问题,且数字经济方面的研究也相对较少,如何构建合理的数字经济发展评价指标体系,反映省际间数字经济竞争力的差异,对实现我国各地区数字经济的差异化发展具有较强的理论和现实意义。

数字经济如何影响不同区域之间的经贸活动往来呢?得益于新型数字基础设施的建设,数字经济可以加速信息流在经济主体间的扩散,提高省际间的贸易效率,弱化引力模型中贸易壁垒的限制作用,一方面促进了省际间传统的贸易活动往来,另一方面也创造了新的贸易方式,比如通过数字化方式订购或交付的数字贸易,可跨越地理距离的阻碍,增强区域间的联动性,促进生产要素的跨区域自由流动,优化市场要素资源配置。那么按照这个思路,可以认为数字经济促进我国的要素市场化进程吗?或者说要素市场扭曲有所缓解吗?如果是的话,具体的路径机制有哪些,又该如何证实?此外,数字经济对要素市场扭曲的缓解作用

是否存在着一定的空间规律性?要回答这些问题,需要建立一个较为完备的理论框架,也需要进一步的实证分析加以论证。由于要素市场扭曲与当地经济增长(陆铭和陈钊,2009;刘小勇,2013;宋冬林和范欣,2015;景维民和张景娜,2019)、地区生产率(黄贇琳和姚婷婷,2020)、人均GDP(Poncet,2003)等之间存在着较为密切的联系,而现阶段我国要素市场的发育还不充分、要素资源配置效率低、价格传导机制不顺畅等问题较为突出,因此研究如何发挥数字经济新动能,以缓解我国经济高质量发展进程中要素市场扭曲现象的重要性不言而喻。

本文可能的边际贡献体现在两个方面:(1)研究方法上,区别于传统的适用于截面数据、静态的指标权重确定方法,本文采用纵横向拉开档次法对我国省际层面的数字经济综合发展水平从时间和空间双重维度进行动态的综合评价。(2)研究视角上,在突出数字经济本质特征的基础上,本文通过严密的机理分析聚焦于要素市场扭曲这一社会热点现象,对数字经济与要素市场扭曲之间的关系进行理论与实证研究,这无论是对于评估数字经济对经济社会发展的影响,还是对于研究缓解要素市场扭曲的机制都提供了一种新的增益路径。

二、相关文献回顾

与本文的研究主题密切相关的文献主要有两支,分别是关于数字经济测度方法的研究,以及要素市场扭曲的驱动因素研究,接下来将分别进行阐释。

(一) 数字经济的测度方法

现有的测度数字经济的方法主要可分为两类:一类是直接测算数字经济的总体规模;另一类是通过数字经济发展评价指标体系的构建进行测度(范鑫,2020)。

在直接测算方面,国际上主要是一些发达国家的政府统计机构率先发布了各自国家的数字经济规模,如美国经济分析局(BEA)、澳大利亚统计局、新西兰统计局、加拿大统计局近年来都有进行测度(Barefoot et al.,2018;BEA,2019;ABS,2019;Stats NZ,2017;Statistics Canada,2018),主要思路是界定数字经

济的范围后，计算数字经济的增加值，目前以美国经济分析局（BEA）和经济合作与发展组织（OECD）关于数字经济的核算框架为主。国内方面以中国信息通信研究院在《中国数字经济发展白皮书》中介绍的方法为代表，将数字经济划分成数字产业化和产业数字化两个部分，分别测算国别层面的信息产业增加值、数字技术与其他产业融合应用的增加值；也有国内学者进行了我国数字经济卫星账户的框架设计，并初步测算了相关产业部门的增加值（向书坚和吴文君，2019）；另外，许宪春和张美慧（2020）构建了数字经济规模的核算框架，其关于数字经济范围的界定、数字经济产品与数字经济产业的筛选具有较强的参考意义。

在评价指标体系的构建方面，国际上主要是由一些社会团体、咨询机构发起建立的，如国际电信联盟发布的 ICT 发展指数、世界经济论坛建立的网络就绪指数；也有一些政府或统计机构编制的相关指数，代表性的有 OECD 搭建的 ICT 与数字经济指标体系，欧盟统计局编制的数字经济与社会指数。国内层面，中国信息通信研究院于 2020 年从数字创新要素、数字基础设施、核心数字产业、数字融合应用、数字经济需求、数字政策环境六个方面选取指标，首次编制了数字经济竞争力指数；也有学者在此方面做了积极的探索，如刘军等（2020）侧重于强调互联网发展的作用，从信息化发展、互联网发展、数字交易发展三个层面构建了我国省级的数字经济综合评价指数，借鉴刘军等（2020）的研究，赵涛等（2020）从互联网发展、数字普惠金融两个方面选取指标进行测度。数字经济发展评价指标体系构建的可靠性除受所选取的维度影响之外，指标权重的确定方法也同等重要，目前较为常见的方法有主成分分析法（王小鲁等，2016；赵涛等，2019）、变异系数法（张勋等，2019）、熵权法（蓝庆新和窦凯，2019；中国信通院，2020）、均等化赋权法（吴翌琳，2018）。

总的来说，现有国内外的测算方法还存在数字经济的界定范围不统一、测度方法不深入等问题。特别是上述确定权重的方法大都适用于平行数据，无法体现

指标间的递进关系，且无法反映时序立体数据的特征，有待进一步的深入研究。

（二）要素市场扭曲的驱动因素研究

要素市场扭曲主要体现在要素流动障碍、价格刚性以及价格差别化这三个方面，我国要素市场的改革进程较慢，且不同地区也呈现出不一致的发展状态（毛其淋，2013；林伯强和杜克锐，2013），这主要受到地方政府官员的干预（戴奎早，2016；刘竹青和佟家栋，2017），已有文献大多从制度层面开展相关研究，针对地方政府官员所受到的财政激励（Young, 2000；白重恩等，2004；张杰等，2011）、政治晋升（银温泉和才婉茹，2001；周黎安，2004）、寻租激励（李雪灵等，2012；胡军和郭峰，2013）等多重视角进行了较为丰富的研究。相对于制度层面的研究，目前关于自然因素、技术因素影响要素市场扭曲的研究并不多见，其中自然因素对要素市场化的影响较好理解，即要素受地理距离等自然屏障造成流通阻碍（范欣，2017），而技术因素所产生的影响主要源于劳动者素质、技术水平差异等，少部分的研究主要采用的是定性的理论分析。此外，也有学者从市场开放的角度来探究影响市场分割的机制（陈敏等，2007；宋冬林等，2014），研究表明只有当经济开放达到一定程度时才可抑制市场分割。现有围绕要素市场扭曲成因的相关文献为本文提供了良好的理论基础与参照体系，然而在研究视角上，从非制度性视角开展的研究相对缺乏，大部分停留在理论分析和现实经验总结层面，对其内在机制的分析也稍显不足。本文结合数字经济的基本特征，采用不同于制度因素的视角，构建空间计量模型，实证检验以信息技术为支撑、以现代信息网络为主要载体的数字经济是否缓解了我国的要素市场扭曲现象，以期丰富要素市场扭曲成因的相关研究。

三、理论框架分析

数字经济可以通过加剧市场竞争、提升产业专业化水平等机制，减少资源错配和市场扭曲（余文涛和吴士炜，2020）。此外，数字经济的发展为各类生产要

素的跨时空集聚、转移与应用提供了便利条件,有助于要素供需精准匹配的实现,进而缓解要素市场扭曲现象,表现出较强的空间溢出效应。据此,本文主要从影响机制、空间溢出效应两个层面论证数字经济对要素市场扭曲的影响。

(一) 数字经济对要素市场扭曲的影响机制

第一,数字经济有助于加强市场竞争、优化资源配置,进而缓解要素市场扭曲。数字经济是在创新发展等理念的推动下所逐渐成长起来的一种新经济形态(许宪春等,2020),不同于以往的农业经济、工业经济和信息经济(戴龙,2020),它依托于“ABCD”等技术建立起企业间互联互通的商业网络,打破了企业的市场准入壁垒(戚聿东和肖旭,2020),限制了当地政府对市场的干预,从而实现要素在跨区域空间平台的自由进出,进而形成区域内外企业的激烈竞争格局,达到扩大企业要素竞合的配置网络、减少资源错配及要素扭曲的目的。

第二,数字经济有利于优化产业布局、提升产业专业化水平,进而纠正要素市场资源错配。数字经济浪潮的来袭,打破了企业间的孤岛效应(戚聿东和肖旭,2020),连通了产业上下游,促进了产业价值链的重塑,增强了分工协作的灵活性。这就进一步促使企业必须重点发展自身的比较优势领域,明确自身所处的分工地位,不断提升产业专业化水平,而那些以往生产效率低下仅追求寻租行为的企业就会被逐步淘汰(李秦等,2014;黄群慧等,2019),从而实现生产要素向优质主体的有序流动,进而提升要素市场效率、缓解要素市场扭曲。

第三,数字经济有助于促进技术创新、提升企业生产效率,进而缓解要素市场扭曲。数字经济新动能的充分释放,可弱化对有形要素的完全依赖性,减轻传统金融的“领域错配”、“属性错配”以及“阶段错配”等问题,缓解企业创新活动的融资约束,进而实现企业创新要素的优化配置(唐松等,2020)。此外,数

“ABCD”等技术是指人工智能、区块链、云计算、大数据(即 Artificial Intelligence、Blockchain、Cloud Computing、Data)等数字技术。

数字化技术赋能还可以创新企业在需求创造、产品设计、价值共创等运营管理模式，提升研发创新的精确性，提升企业的生产效率，实现要素资源结构的优化（陈剑等，2020）。由此，本文提出研究假设如下：

假设一：数字经济可缓解本地区的要素市场扭曲。

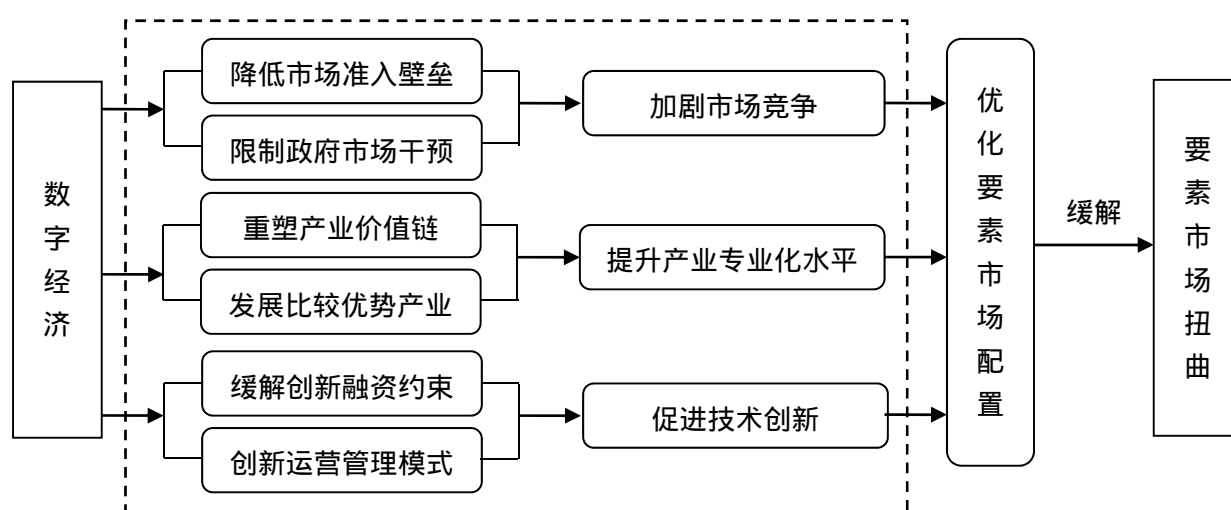


图1 数字经济对要素市场扭曲的影响机制

（二）数字经济对要素市场扭曲的空间溢出效应

数字经济的关键内涵在于以互联网、大数据及其相关信息和通信技术为基础，通过跨时空的信息传播、增强区域间的关联性，进而实现交易、交流、合作的数字化，是撬动经济增长的新动能（严若森和钱向阳，2018）。早期 Yilmaz 等（2002）关注到了信息化的空间溢出效应，此后相关国内外学者对此进行补充研究，认为数字经济（包含互联网）对区域经济增长（Lin 等，2017）、经济高质量发展（赵涛等，2020；宁朝山，2020）、资源错配（韩长根和张力，2019）均存在明显的空间溢出效应。而且，从逻辑层面来讲，优化市场资源配置、缓解要素市场扭曲，是数字经济推动经济高质量发展的根本途径（宁朝山，2021）。据此，本文提出研究假设如下：

假设二：数字经济缓解要素市场扭曲具有空间溢出效应。

四、模型构建与指标说明

(一) 数字经济综合发展水平的测度

1. 纵横向拉开档次法

本文通过构建评价指标体系的方式来测度数字经济综合发展水平,当前针对指标体系的评价方法已形成较为丰富的研究,但大多是基于截面数据、静态的评价方法,对面板数据的动态评价存在一定的局限性。鉴于此,本文引入了一种动态综合评价方法——纵横向拉开档次法,该方法最早由郭亚军(2002)提出,可有效实现对数字经济综合发展水平在时间和空间双重维度的综合评价。具体步骤如下:

假设有 n 个被评价对象 $y_1, y_2, y_3, \dots, y_n$, 有 m 个评价指标 $x_1, x_2, x_3, \dots, x_m$, 按时间顺序 $t_1, t_2, t_3, \dots, t_k$ 构成一个时序立体数据表,经过极差法标准化处理后的元素表示为 $\{x_{ij}(t_k)\}$ 。

(1) 确定综合评价函数, 即:

$$y_i(t_s) = \sum_{j=1}^m w_j x_{ij}(t_s), \quad s=1, 2, \dots, k; \quad i=1, 2, \dots, n; \quad j=1, 2, \dots, m \quad (1)$$

其中, w_j 表示指标 j 的权重系数; $x_{ij}(t_s)$ 表示第 i 个被评价对象的第 j 个指标在 t_s 时刻上的值; $y_i(t_s)$ 表示第 i 个被评价对象在 t_s 时刻的综合评价得分。

(2) 确定 m 个指标的权重系数 $w_j (j=1, 2, \dots, m)$ 。权重系数的确定, 遵循最大可能地体现各个被评价对象间差异的原则。根据总离差平方和的表达式, 即

$$e^2 = \sum_{s=1}^k \sum_{i=1}^n (y_i(t_s) - \bar{y})^2 \quad (2)$$

通过取 e^2 最大值的方式进行求解。时序立体数据表中的每个元素均经过标准化, 那么 $\bar{y} = \frac{1}{k} \sum_{s=1}^k \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m w_j x_{ij}(t_s) \right) = 0$, 故:

$$\begin{aligned} e^2 &= \sum_{s=1}^k \sum_{i=1}^n (y_i(t_s) - \bar{y})^2 = \sum_{s=1}^k \sum_{i=1}^n (y_i(t_s))^2 \\ &= \sum_{s=1}^k [W^T H_s W] = W^T \sum_{s=1}^k H_s W = W^T H W \end{aligned} \quad (3)$$

其中, $W = (w_1, w_2, \dots, w_m)^T$; $H = \sum_{s=1}^k H_s$ 为 $m \times m$ 阶的对称矩阵; $H_s = X_s^T X_s$ ($s=1, 2, \dots, k$), 且

$$X_s = \begin{bmatrix} x_{11}(t_s) & \cdots & x_{1m}(t_s) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{n1}(t_s) & \cdots & x_{nm}(t_s) \end{bmatrix} \quad (4)$$

为满足权重的基本要求, 限定 $W^T W = 1$ 。这时, 权重系数 w_j 的确定就转化为线性规划求解问题, 即在给定条件下, 求 e^2 的最大值, 即:

$$\begin{aligned} & \max W^T H W \\ & s.t. \begin{cases} \|W\| = 1 \\ W > 0 \end{cases} \end{aligned} \quad (5)$$

当 W 为矩阵 H 的最大特征值 λ_{\max} 所对应的特征向量时, e^2 的值取最大。

(3) 求综合评价得分 $y_i(t_s)$ 。

2. 数字经济发展评价指标体系

当前, 关于数字经济的统计范围、统计分类、测度方法在学术界尚未达成一致, 考虑到研究的时效性、权威性、准确性, 本文主要借鉴许宪春和张美慧(2020)的核算框架, 从数字化赋权基础设施、数字化媒体以及数字化交易这三个维度选取 15 项评价指标构建数字经济发展评价指标体系(见表 1), 以全面度量我国各省份 2013-2019 年数字经济综合发展水平。

其中, 数字化赋权基础设施是指计算机硬件和软件、通信设备等确保数字经济得以正常运转的基础设施(关会娟等, 2020); 数字化媒体是指用户在数字化平台上浏览、创作以及储存的内容; 数字化交易则是指通过互联网进行的交易活动。指标选取方面需要说明的是, 互联网宽带普及率=互联网宽带接入用户数/年末常住人口数, 长途光缆密度=长途光缆线路长度/各省份土地面积。

表 1 数字经济发展评价指标体系

主指标	一级指标	二级指标	权重	单位	指标属性
数字经济综合发展水平	数字化赋权基础设施	互联网宽带接入端口	0.0666	万个	正向
		电信业务总量	0.0285	亿元	正向
		软件业务收入	0.0459	万元	正向
		移动电话普及率	0.0792	部/百人	正向
		互联网宽带普及率	0.0886	%	正向
		长途光缆密度	0.0509	公里/平方千米	正向
	数字化媒体	数字电视实际用户数	0.0831	万户	正向
		有线广播电视实际用户数	0.0721	%	正向
		占家庭总户数的比重			
		有线广播电视传输干线网络总长	0.0491	万公里	正向
		软件产品收入	0.0459	万元	正向
		全年电视剧播出部数	0.0787	万部	正向
	数字化交易	每百家企业拥有网站数	0.1469	个	正向
		有电子商务交易活动的企业数比重	0.0806	%	正向
		电子商务销售额	0.0388	亿元	正向
		期末使用计算机数/企业数	0.0451	台/个	正向

(二) 要素市场扭曲指数的测度

要素市场扭曲指数 (*factor*) 是本文的被解释变量。其测度方法可大致分为两类：基于市场化进程指数的测算 (张杰等, 2011 ; 余文涛和吴士炜, 2020) 以及基于商品零售分类价格指数的测算 (范爱军等, 2007 ; 王伟和孔繁利, 2020)。本文借鉴张杰等 (2011) 的做法, 基于各省份的市场化指数构建要素市场扭曲指数的衡量指标, 即:

$$factor = \frac{\text{产品市场的市场化指数} - \text{要素市场的市场化指数}}{\text{产品市场的市场化指数}} \quad (6)$$

该衡量方法的优势在于: 首先, 它可以有效地捕捉到要素市场的市场化进程滞后于产品市场的市场化进程的变化规律; 其次, 它采用了无量纲化的相对形式, 避免了各市场化指数间的不可比性。

(三) 空间计量模型的构建

在研究数字经济对要素市场扭曲的影响时,若只考虑它对本地区的影响,而忽视地理学第一定律所强调的空间关联性,容易造成研究结果的偏差。因此,本文采用空间计量模型,就数字经济对要素市场扭曲的空间效应进行实证分析。

1. 设定空间权重矩阵

在权重矩阵的设定方面,大多学者基于简单的空间相邻关系,采用邻接空间权重矩阵,但这不足以充分反映区域间的空间关联,余泳泽和刘大勇(2013)认为地理、经济等特征可以纳入权重矩阵构建的考虑范畴,以刻画更为全面、复杂的空间效应。基于此,本文选用了三种不同的空间权重矩阵,且均进行了标准化处理,具体如表2所示。

表2 空间权重矩阵的设定

矩阵类型	度量方法	参数说明
邻接空间权重矩阵	$W_{ij}^1 = \begin{cases} 0, & i = j \\ 1, & i \neq j \end{cases}$	根据 Rook 邻接原则,当地区 i 和地区 j 有共同边界时, $W_{ij}^1 = 1$, 否则为 0, 其中假定海南与广东相邻。
经济距离空间权重矩阵	$W_{ij}^2 = \begin{cases} 0, & i = j \\ 1/ G_i - G_j , & i \neq j \end{cases}$	G_i 和 G_j 分别表示地区 i 和地区 j 在 2013-2019 年人均 GDP 的均值。
地理距离空间权重矩阵	$W_{ij}^3 = \begin{cases} 0, & i = j \\ 1/d_{ij}^2, & i \neq j \end{cases}$	d_{ij} 表示地区 i 和地区 j 之间的地理距离, 通过经纬度测算得到。

2. 构建空间计量模型

空间计量模型主要分为 3 种类型: 空间自回归模型 (SAR)、空间误差模型 (SEM) 以及空间杜宾模型 (SDM)。空间杜宾模型本质是空间计量模型的一般化形式, 基于不同情形下, 它可以简化为空间自回归模型和空间误差模型。

鉴于要素市场扭曲可能存在的空间自相关性, 本文首先构建一个空间自回归模型 (SAR), 并考虑个体固定效应的存在, 最终将 SAR 模型设定形式如下:

$$factor_{it} = \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} factor_{jt} + \beta_1 dige_{it} + \beta_k \sum_k X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, $factor_{it}$ 表示要素市场扭曲指数; ρ 代表空间自回归系数; w_{ij} 代表空

间权重矩阵； X_{it} 表示控制变量； i 和 j 分别表示本地区和其他地区； t 、 μ_i 、 ε_{it} 分别表示年份、个体固定效应和随机扰动项。同时，考虑到解释变量之间的空间关联性，故本文还构建一个空间杜宾模型（SDM），将 SDM 与 SAR 的估计结果进行结合分析，SDM 模型形式设定如下：

$$factor_{it} = \beta_0 + \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} factor_{jt} + \beta_1 dige_{it} + \beta_k \sum_k X_{it} + \theta_1 \sum_{j=1}^n w_{ij} dige_{jt} + \theta_k \sum_k w_{ij} X_{jt} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中， $\sum_{j=1}^n w_{ij} dige_{jt}$ 、 $\sum_k w_{ij} X_{jt}$ 分别表示数字经济和各控制变量的空间溢出效应。

（四）变量说明及数据来源

基于我国市场分割主要体现在省域层面（马草原等，2021），另考虑到数据的可获得性与完整性，选取我国 30 个省市自治区（不包括西藏及港澳台地区）作为研究样本，样本时间跨度为 2013-2019 年。

被解释变量：要素市场扭曲指数（ $factor$ ），基于公式（6）测度得到。其中，2013-2016 年要素市场、产品市场的市场化指数均来自于王小鲁等（2019）的市场化指数报告——《中国分省份市场化指数报告（2018）》；而 2017-2019 年的市场化指数通过外推计算公式加以补全。

核心解释变量：数字经济综合发展水平（ $dige$ ），基于表 1 的数字经济发展评价指标体系及纵横向拉开档次法测算可得。其中，各个指标的原始数据均来源于国家统计局网站。

控制变量：除数字经济综合发展水平外，还需要设定对要素市场扭曲可能产生影响的控制变量，故本文参考韩长根和张力（2019）、余文涛和吴士炜（2020）等人的做法，引入控制变量如下：（1）产业结构（ $struc$ ），用各地区第三产业增加值占地区生产总值的比重来衡量；（2）城市化水平（ $urban$ ），用各地区城镇

外推过程：先计算市场化指数的逐年增长率；再计算各年增长率的平均值；最后基于平均增长率依次外推出 2017-2019 年产品市场、要素市场的市场化指数，具体外推过程通过 stata15.0 软件实现。

人口占年末常住人口的比重来衡量 ; (3) 外商投资水平 (*fdi*), 用各地区外商投资总额占地区生产总值的比重来衡量 ; (4) 基础设施水平 (*infra*), 用各地区公路里程与土地面积的比值来衡量 ; (5) 财政分权水平 (*fiscal*), 用各地区财政支出与财政收入的差值占财政收入的比重来衡量。其中 , 除了土地面积数据来源于《中国区域经济统计年鉴 (2012) 》外 , 其余变量的原始数据均来源于国家统计局网站。

上述变量的描述性统计见表 3。结果显示 , 要素市场扭曲指数 (*factor*) 数字经济综合发展水平 (*dige*) 的最大值与均值的比值分别达 7.76、4.59 , 反映出二者在省域层面的较大差异。

表 3 描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>factor</i>	210	0.1113	0.4903	-2.6150	0.8634
<i>dige</i>	210	0.3129	0.1164	0.1394	0.6392
<i>struc</i>	210	0.5009	0.0850	0.3466	0.8369
<i>urban</i>	210	0.5873	0.1163	0.3784	0.8961
<i>fdi</i>	210	0.4059	0.3844	0.0476	1.7347
<i>infra</i>	210	0.9680	0.5024	0.0977	2.1152
<i>fiscal</i>	210	1.3272	0.9996	0.0737	5.6029

五、实证分析

(一) 数字经济综合发展水平的测度结果分析

基于上述介绍的数字经济综合发展水平的测算方法 , 本文采用 Matlab2019 软件进行测度 。测度结果显示 , 在 2013-2019 年期间 , 我国 30 个省市自治区的数字经济综合发展水平整体呈现稳中有升的趋势 , 年均增速达 6.69% , 且数字经济发展的七大头部成员基本稳定 , 分别为北京、上海、江苏、浙江、山东、广东、四川 , 这与京津冀、珠三角、长三角等经济带雄厚的经济实力基础息息相关 , 由图 2 亦可看出。此外 , 贵州、重庆、青海等西部地区的数字经济在此期间更是表现出强劲的发展势头 , 开启了 “ 赶超模式 ” , 年均增速分别达 14.77%、11.27%、

限于篇幅 , 我国各地区 2013-2019 年数字经济综合发展水平的测度结果未在正文中列明 , 详见附录。

10.32%，这主要可能是由于其基数低，且与其日益完善的新型基础设施、适宜的地理环境、较强的政府支持力度也有着紧密的联系。



图 2 2013-2019 年我国数字经济年平均发展水平省域分布图

而且，我国数字经济综合发展水平表现出了较大的极值差距特征，其中 2013 年排名第一的江苏(0.4821)的数字经济综合评价指数是排名最后的贵州(0.1394)的 3.45 倍以上，而 2019 年排名第一的广东 (0.6392) 的数字经济综合评价指数则是排名最后的吉林 (0.2263) 的 2.8264 倍，尽管极值差距逐年有缩小趋势，但两极分化现象仍然较为严重。

此外，本文还利用 R 软件，采用 K-Means 聚类方法对我国 2013-2019 年 30 个省份的数字经济年平均发展水平进行最优的分割，依次分割为数字经济高发达地区、数字经济中等发达地区、数字经济低发达地区 3 个发展水平线，具体如表 4 所示。结果表明，位于数字经济高发达地区（第一梯队）的 7 个省份（除四川外，均位于东部地区）的数字经济年平均发展水平均高于全国平均水平，这表明东部地区是数字经济发展的繁荣地带，这也与我国区域的经济发展水平相契合；位于数字经济中等发达地区（第二梯队）的 12 个省份中，低于全国平均水平的省份占比高达 70%，而位于数字经济低发达地区（第三梯队）的 11 个省份均位于中、西部地区，且其数字经济年平均发展水平均低于全国平均水平，充分反映

出我国面临的“数字鸿沟”问题，即存在“一枝独秀”或“一区独秀”的现象。

表 4 我国各地区数字经济年平均发展水平的聚类结果

数字经济发展水平线	均值	数量（个）	比重（%）	地区
数字经济高发达地区	0.4939	7	23.3%	广东（0.5621） 江苏（0.5274） 北京（0.5246） 浙江（0.5062） 上海（0.4769） 山东（0.4542） 四川（0.4063）
数字经济中等发达地区	0.2979	12	40.0%	湖北（0.3483） 福建（0.3353） 河北（0.3155） 陕西（0.3099） 辽宁（0.3088） 湖南（0.2998） 安徽（0.2994） 河南（0.2859） 海南（0.2768） 天津（0.2706） 江西（0.2656） 重庆（0.2594）
数字经济低发达地区	0.2141	11	36.7%	云南（0.2340） 内蒙古（0.2264） 山西（0.2226） 宁夏（0.2196） 吉林（0.2187） 黑龙江（0.2169） 新疆（0.2155） 贵州（0.2140） 甘肃（0.2017） 青海（0.1964） 广西（0.1889）

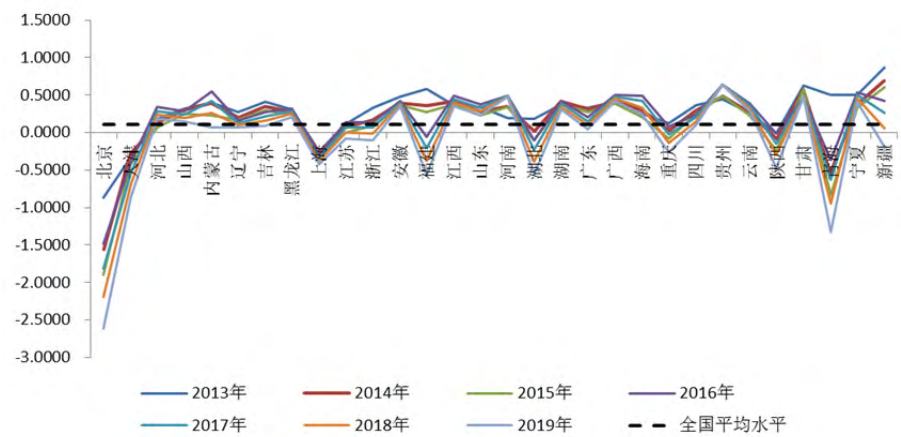
注：括号里的数值为我国各地区 2013-2019 年数字经济年平均发展水平，另外我国数字经济年平均发展水平为 0.3129。

总体来看，在 2013-2019 年期间，我国数字经济发展呈现出了东高西低的两极分化态势，且存在着显著的“马太效应”，数字经济的“贫富差距”问题日益严重，具体表现为相比于其他地区，数字经济低发达地区的基础设施条件较为落后，互联网技术不能得到广泛的应用，其相关的法律法规实施力度、政府政策支持力度也存在滞后性问题，阻碍了当地数字经济红利的释放。

（二）要素市场扭曲指数的测度结果分析

本文对要素市场扭曲指数的测度结果如图 3 所示，在 2013-2019 年期间，除河南、贵州、云南、广西、河北等 5 个省份外，我国其他省份的要素市场扭曲指数呈现波动下降的态势，全国年均下降速度高达 57.34%，表明我国的要素市场扭曲现象在近 7 年间总体上得到了较好的缓解。从省域层面来看，北京、天津、上海等东部地区的要素市场扭曲指数均低于全国平均水平，而山西、黑龙江、安

徽、江西、山东、河南、湖南、广西、贵州、云南、甘肃等 11 个省份（除山东外，其余均位于中西部地区）的要素市场扭曲指数均高于全国平均水平，由图 4 亦可看出。究其原因，可能是由于地区间行政壁垒的存在，且东部地区的要素市场发展指数相对高于中西部地区，使得东部地区的要素市场扭曲指数相对偏低。总体而言，我国 30 个省市自治区的要素市场扭曲程度呈现了显著的空间集聚性，存在虹吸效应，这与当地的经济发展水平、政策实施力度有着较大的关系。



注：我国要素市场扭曲年平均指数为 0.1112。

图 3 我国 2013-2019 年各地区要素市场扭曲指数

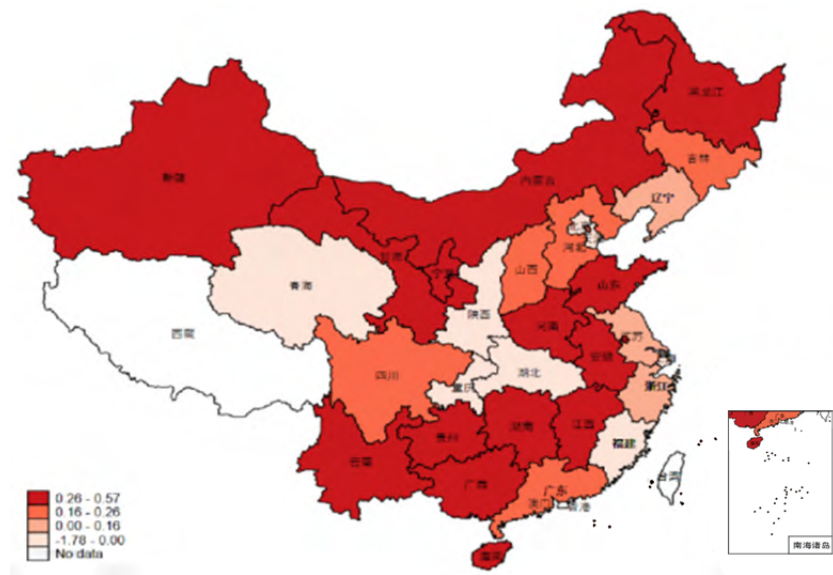


图 4 2013-2019 年我国要素市场年平均扭曲指数省域分布图

(三) 数字经济对要素市场扭曲的影响分析

1. 空间自相关性检验

本文分别基于邻接空间权重矩阵、经济距离空间权重矩阵、地理距离空间权重矩阵,采用全局 *Moran's I* 指数考察数字经济综合发展水平、要素市场扭曲指数的空间自相关性,具体见表 5、表 6。结果显示,在 2013-2019 年数字经济综合发展水平、要素市场扭曲指数在 3 种空间权重矩阵下的 *Moran's I* 值均大于 0,且均通过了 10% 的显著性水平下的检验,说明数字经济综合发展水平 (*dige*) 和要素市场扭曲指数 (*factor*) 存在较为明显的空间异质性与空间依赖性。

表 5 数字经济综合发展水平 (*dige*) 的全局 *Moran's I* 指数

检验方法	分项	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
邻接空间 权重矩阵	<i>Moran's I</i> 值	0.300	0.273	0.300	0.248	0.260	0.220	0.229
	Z 统计值	2.738	2.507	2.711	2.288	2.387	2.082	2.140
	p 值	0.003	0.006	0.003	0.011	0.008	0.019	0.016
经济距离 空间权重 矩阵	<i>Moran's I</i> 值	0.287	0.271	0.296	0.256	0.267	0.250	0.237
	Z 统计值	2.803	2.653	2.855	2.508	2.602	2.476	2.351
	p 值	0.003	0.004	0.002	0.006	0.005	0.007	0.009
地理距离 空间权重 矩阵	<i>Moran's I</i> 值	0.208	0.176	0.196	0.154	0.164	0.117	0.137
	Z 统计值	2.556	2.213	2.414	1.965	2.072	1.591	1.794
	p 值	0.005	0.013	0.008	0.025	0.019	0.056	0.036

表 6 要素市场扭曲指数 (*factor*) 的全局 *Moran's I* 指数

检验方法	分项	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
邻接空间 权重矩阵	<i>Moran's I</i> 值	0.409	0.165	0.142	0.198	0.190	0.178	0.166
	Z 统计值	3.965	1.969	1.738	2.206	2.131	2.009	1.877
	p 值	0.000	0.024	0.041	0.014	0.017	0.022	0.030
经济距离 空间权重 矩阵	<i>Moran's I</i> 值	0.192	0.144	0.117	0.243	0.209	0.172	0.135
	Z 统计值	2.152	1.874	1.592	2.796	2.460	2.083	1.691
	p 值	0.016	0.030	0.056	0.003	0.007	0.019	0.045
地理距离 空间权重 矩阵	<i>Moran's I</i> 值	0.308	0.125	0.108	0.188	0.169	0.148	0.127
	Z 统计值	3.939	2.024	1.811	2.722	2.500	2.233	1.956
	p 值	0.000	0.021	0.035	0.003	0.006	0.013	0.025

此外,本文还描绘了我国 30 个省份 2019 年的数字经济综合发展水平、要素市场扭曲指数的 *Moran's I* 散点图,具体见图 5、图 6。图 5 显示,无论基于何种

空间权重矩阵，我国各地区 2019 年的数字经济综合发展水平均主要分布在第一象限（高-高）和第三象限（低-低），表现出了正向的空间关联分布特征，且位于第一象限的主要是上海、江苏、浙江、福建、山东等东部地区，而位于第三象限的主要是云南、贵州、新疆等中西部地区，反映出了良好的经济区位对本地区数字经济发展的的重要影响力。图 6 显示，我国各地区 2019 年的要素市场扭曲指数在 3 种空间权重矩阵下均呈现出了正向的空间关联分布特征，位于第一象限（高-高）的主要是贵州、广西、云南等中西部地区，表明中西部地区以及邻近地区的要素市场扭曲现象往往比东部地区更为严重。

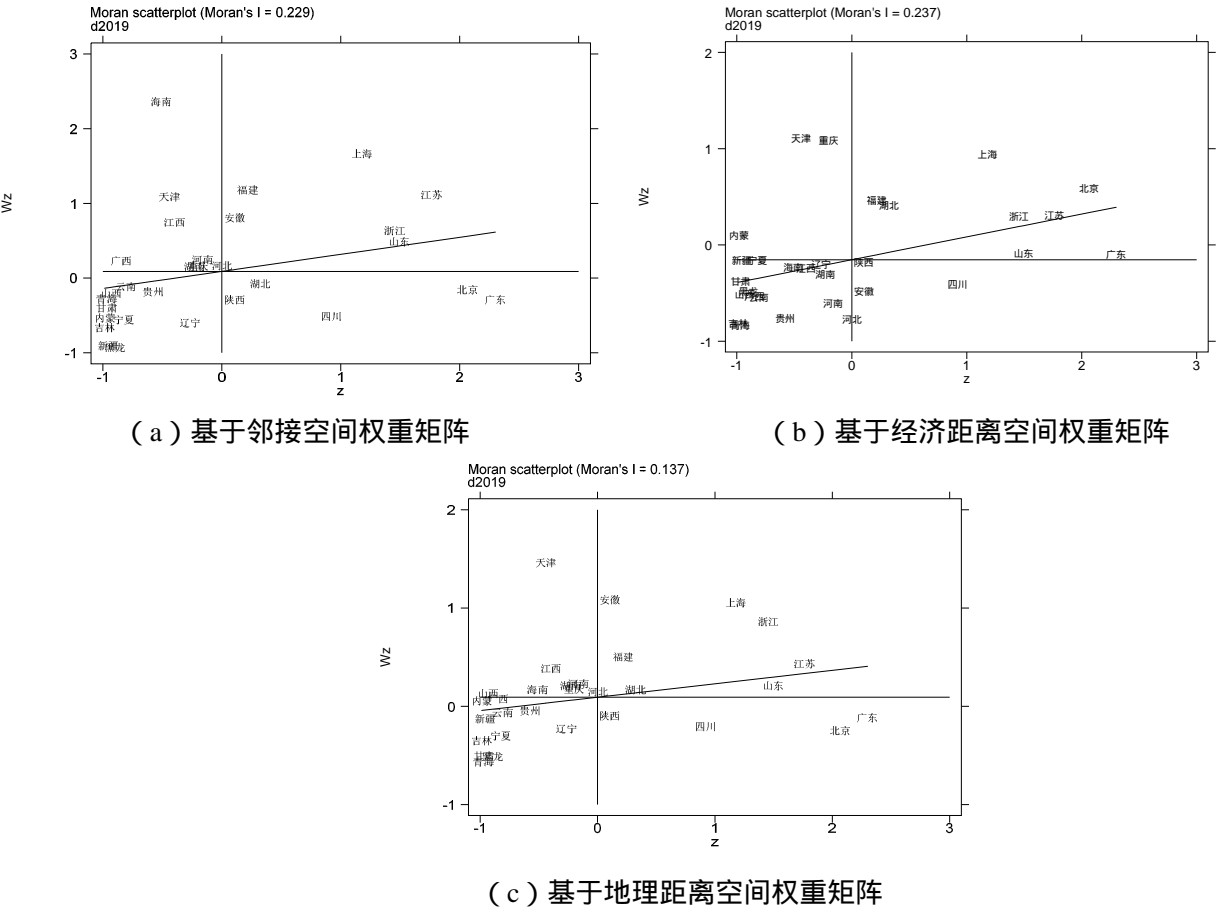


图 5 2019 年我国各地区数字经济综合发展水平的 $Moran' sI$ 散点图

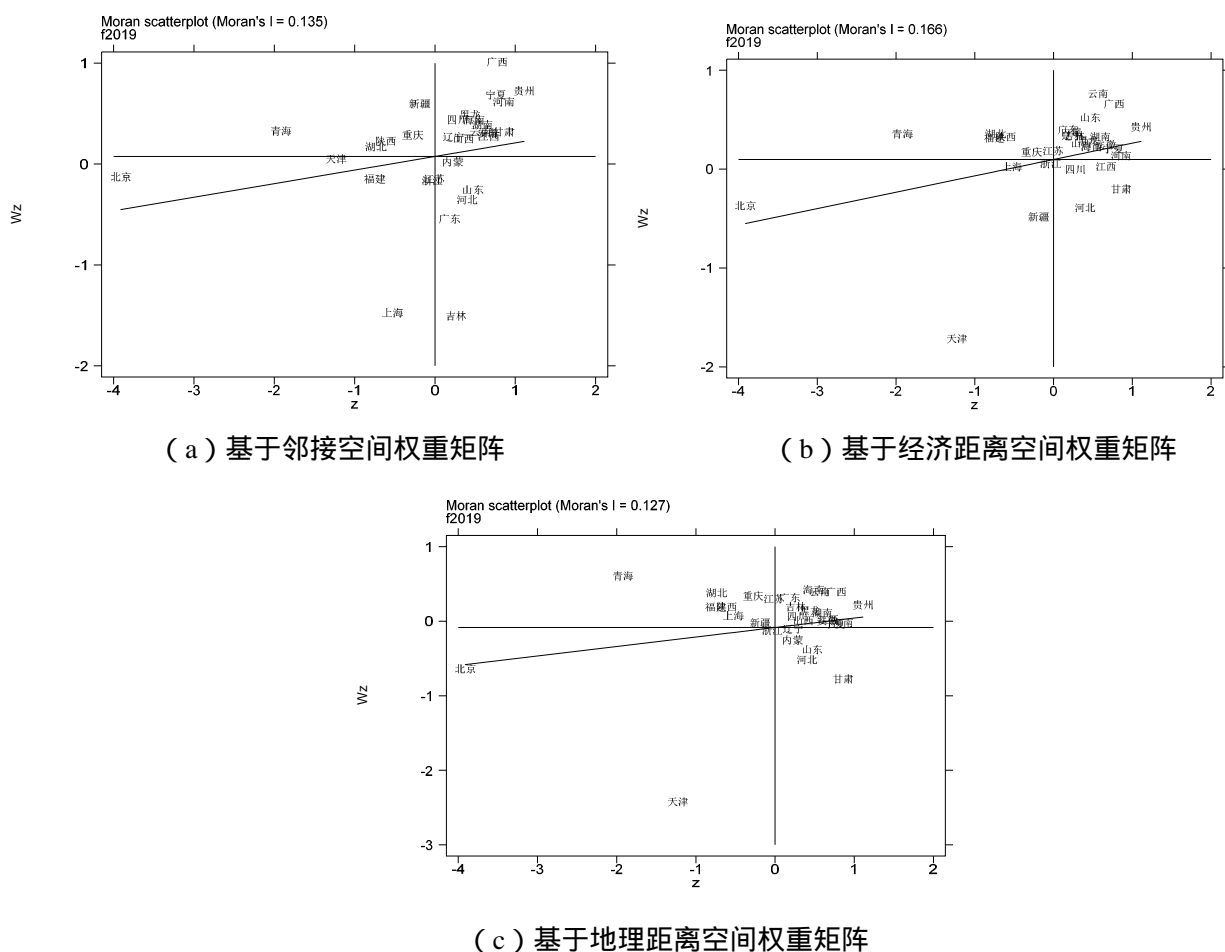


图 6 2019 年我国各地区要素市场扭曲指数的 $Moran's I$ 散点图

2. 基准模型回归的结果分析

鉴于数字经济综合发展水平与要素市场扭曲指数的空间自相关性,本文基于 3 种空间权重矩阵,分别构建空间自回归模型(SAR)与空间杜宾模型(SDM)。考虑到数字经济和要素市场扭曲在省际截面间均存在较大的异质性,故本文在进行空间计量分析时采用个体固定效应模型,模型回归结果如表 7 所示。

由表 7 的 SAR 模型回归结果可知,在 3 种空间权重矩阵下,我国地区间要素市场扭曲的空间关联效应 ρ 均显著为正。平均而言,本地区的要素市场扭曲指数每提高 1 单位,邻近地区的要素市场扭曲指数则提高 0.2-0.5 个单位,表明“以邻为壑”的要素市场扭曲现象在我国长期存在。此外,数字经济对要素市场扭曲的影响系数显著为负的,具体表现为数字经济综合发展水平每增长 1 单位,要素市场扭曲指数则降低 2-3 个单位,初步验证了假设一,并通过机制分析加以阐释:

一方面，数字经济本质上是“零边际成本经济”，通过克服市场的信息不对称问题、降低市场交易与搜寻成本，促进传统的“双边市场”经营模式向新型的“多边市场”经营模式的转变，从而提高整个供应链的生产效率、形成良性的市场竞争格局，进而缓解要素市场扭曲；另一方面，随着数字经济在经济社会各个领域的不断渗透，模糊了实体与虚体的边界，打破了劳动者时空上的就业壁垒，促进了产业分工协作模式的创新与专业化，加速资源配置达到最优状态，进而使得被扭曲的要素市场得以松弛。此外，表7的SDM模型回归结果显示，邻近地区的数字经济也会对本地区的要素市场扭曲起到显著的缓解作用，初步验证了假设二。具体到基于邻接空间权重矩阵的分析层面，可以得知邻近地区和本地区的数字经济对本地区的要素市场扭曲的影响系数均显著为负的，影响程度也相当，反映出数字经济在省域层面上对要素资源错配的积极纠正力量。

表7 数字经济影响要素市场扭曲空间模型的回归结果

模型设定		SAR			SDM	
空间矩阵类型	邻接矩阵	经济距离	地理距离	邻接矩阵	经济距离	地理距离
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ρ	0.4640*** (0.0645)	0.2353*** (0.0876)	0.3373*** (0.0833)	0.4398*** (0.0596)	0.1830* (0.0994)	0.2800*** (0.0920)
$dige$	-2.9565** (1.3980)	-2.6725* (1.5675)	-2.7534* (1.4636)	-2.4633* (1.2724)	-2.0222 (1.5738)	-2.1125 (1.4467)
$W \times dige$				-2.3534** (1.0906)	-2.6835** (1.1565)	-2.6913** (1.2237)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本数	210	210	210	210	210	210
R^2	0.2427	0.2595	0.2557	0.2589	0.2900	0.2880

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平下显著；括号内为稳健标准误； R^2 表示可决系数，下表同。

3.空间效应分解的结果分析

基于上述的基准模型回归结果，可以发现数字经济的空间交互项系数显著为负，要素市场扭曲的空间自回归系数显著为正，表明样本省份在空间上不仅存在

着外生的数字经济交互项，还存在着内生的要素市场扭曲交互项，所以仅采用回归系数对空间回归结果进行解释难免会存在偏差。因此，本文还通过偏微分方法将空间效应分解为直接效应、间接效应和总效应，使结果更具说服力，具体的空间效应分解结果如表 8 所示。

表 8 直接效应、间接效应与总效应的回归结果

模型设定		SAR			SDM		
效应	变量	邻接矩阵 (1)	经济距离 (2)	地理距离 (3)	邻接矩阵 (4)	经济距离 (5)	地理距离 (6)
直接效应	<i>dige</i>	-3.0977** (1.5228)	-2.6562* (1.6319)	-2.7672* (1.5403)	-2.8777** (1.4192)	-2.1078 (1.6197)	-2.2341 (1.5243)
	控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
	省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
间接效应	<i>dige</i>	-2.3653* (1.3064)	-0.7958 (0.6500)	-1.4108 (1.0167)	-5.8636** (2.2859)	-3.6835*** (1.4056)	-4.5120*** (1.5203)
	控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
	省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
总效应	<i>dige</i>	-5.4630** (2.7252)	-3.4520* (2.1447)	-4.1781* (2.4228)	-8.7413** (3.3854)	-5.7913* (2.3110)	-6.7462*** (2.5803)
	控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
	省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES

由表 8 的基于 SAR 模型的结果来看，在直接效应方面，在 3 种空间权重矩阵下，数字经济的系数均显著为负，说明数字经济对缓解本地区的要素市场扭曲表现出了积极的影响，进一步验证了假设一；在间接效应方面，数字经济的系数在邻接空间权重矩阵显著为负。此外，基于 SDM 模型的间接效应结果表明，在 3 种空间权重矩阵下，数字经济综合发展水平每提升 1 单位，邻近地区的要素市场扭曲指数则会降低 3-6 个单位，进一步验证了假设二。

4. 区域异质性的结果分析

考虑到地理位置等资源禀赋以及经济发展阶段的不同，我国数字经济发展与要素市场扭曲存在明显的区域异质性，故本文将总样本划分为东部地区和中西部

直接效应指的是本地区数字经济对本地区要素市场扭曲的影响；间接效应又称空间溢出效应，指的是邻近地区数字经济对本地区要素市场扭曲的影响；总效应则为直接效应和间接效应的总和。

地区，就区域异质性展开深入的探讨，具体如表 9 所示。

表 9 基于 SAR 模型的区域异质性检验

区域划分	东部地区			中西部地区		
模型设定	SAR			SAR		
空间矩阵类型	邻接矩阵	经济距离	地理距离	邻接矩阵	经济距离	地理距离
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
直接效应	-3.7078* (2.0855)	-3.4704* (2.1506)	-3.6188* (2.0351)	-0.8851 (1.6959)	-0.5834 (1.9461)	-0.6733 (1.9211)
间接效应	-1.3796 (0.8722)	-0.7573 (0.8128)	-1.1230 (0.8910)	-0.4276 (1.3475)	-0.1777 (0.6289)	-0.0138 (0.4772)
总效应	-5.0874* (2.8620)	-4.2277* (2.5845)	-4.7418* (2.8047)	-1.3127 (2.9774)	-0.7611 (2.5099)	-0.6871 (2.2992)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本数	77	77	77	133	133	133
R ²	0.3900	0.3994	0.3912	0.1937	0.1777	0.2880

由表 9 的模型 (1) ~ (3) 的结果可知，就东部地区而言，在 3 种空间权重矩阵下，数字经济对要素市场扭曲的直接效应的系数始终显著为负，但间接效应却并不显著，这说明相比于邻近地区，本地区数字经济发展更能对本地区要素市场扭曲现象起到显著的缓解作用。再看表 9 的模型 (4) ~ (6) 的回归结果，可以得知就中西部地区而言，无论是直接效应、又或是间接效应，数字经济对要素市场扭曲的边际贡献均是不显著的，可能的原因在于中西部地区的数字经济发展较晚、尚处于初级阶段，5G、工业互联网等数字经济基础设施较不完善，陷于“知识贫困”和“信息贫困”，难以促进中西部地区实现市场资源配置的最优化。总体来看，相比于中西部地区，东部地区由于数字经济发展较早且水平也较高，数字经济新动能释放得更为充分，更能缓解当地的要素市场扭曲现象。

5. 稳健性检验

上述的回归结果表明，数字经济的发展有利于促进地区要素市场扭曲的缓解，

东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南 11 个省、自治区、直辖市；中西部地区包括山西、河南、吉林、黑龙江、安徽、湖北、江西、湖南、陕西、四川、云南、贵州、广西、甘肃、青海、宁夏、新疆、内蒙古、重庆 19 个省、自治区、直辖市。

且存在显著的空间溢出效应。但是考虑到模型中可能存在的内生性问题，为加强回归结果的稳健性，本文借鉴黄群慧等（2019）的做法，选取我国 30 个省份 1984 年每百人固定电话数量作为数字经济综合发展水平的工具变量，以识别数字经济对地区要素市场扭曲的净效应。工具变量选取的逻辑在于，互联网技术的发展始于固定电话的普及（即电话线拨号的接入），故固定电话普及率越高的地区，极大可能是互联网普及率较高的地方，数字经济往往也越发达，且历史上的固定电话数量对现今要素市场扭曲的影响逐渐式微，满足工具变量的相关性和外生性。考虑到选取的工具变量原始数据为横截面形式，故参考 Nuun 和 Qian（2014）的处理思路，引入上一年各地区信息传输、计算机服务和软件业全社会固定资产投资额（与时间相关）与 1984 年每百人固定电话数量构造交互项，记作 $tele \times invest$ ，作为数字经济综合发展水平的工具变量，进行 2SLS 回归（见表 10）。

表 10 基于 2SLS 的工具变量法回归结果

模型 变量	First stage <i>dige</i>	Second stage <i>factor</i>
$tele \times invest$	0.0004*** (0.0001)	
<i>dige</i>		-2.1596* (1.2112)
控制变量	YES	YES
省份固定效应	NO	NO
样本数	210	210
R^2	0.5906	0.5365
第一阶段 F 统计量	12.4281	
Shea's partial R^2	0.1246	
2SLS Size of nominal	Minimum eigenvalue statistic : 28.8839	
5% Wald test	临界值 : 8.96 (15%)	

表 10 第一阶段的回归结果显示，工具变量（ $tele \times invest$ ）对核心解释变量（*dige*）具有较好的解释力度，通过了 1% 的显著性水平的检验。而且，第一阶段的 F 统计量为 12.4281，表明不存在弱工具变量的问题。再者，结合第二阶段

数据来源于《新中国 60 年统计资料汇编》。
数据来源于国家统计局。

的回归结果来看,在考虑内生性问题后,数字经济发展对缓解地区要素市场扭曲仍然表现出了积极且显著的影响,影响系数为-2.1596,佐证了假设一的论点。此外,对核心解释变量的显著性进行的“名义显著性水平”为5%的Wald检验结果显示,最小特征统计量为28.8839,大于对应的临界值8.96,再次印证了“不存在弱工具变量”的论断。最后,本文还利用有限信息最大似然法(LIML)进行估计,回归结果与2SLS非常接近,进一步论证工具变量选取的合理性。

六、研究结论及政策建议

我国省际间贸易壁垒阻碍了产品、要素的自由流动,不利于市场优化资源配置作用的发挥。立足于数字经济具有高渗透性、融合性、集聚性、协同性等特征,可跨越地理距离的阻碍,促进要素的跨区域流通,本文以我国2013-2019年的省际数据为样本,利用纵横向拉开档次法测度了省级层面的数字经济综合发展水平,采用空间面板计量模型实证检验了数字经济对要素市场扭曲的影响,研究发现:(1)SAR、SDM模型的回归结果以及稳健性检验均表明,数字经济有效缓解了当地的要素市场扭曲。近年来我国数字经济呈现稳中有升的发展态势,但存在着发展不均衡的现象,整体上表现为东高西低,“数字鸿沟”问题较为严峻,这将会影响到数字经济新动能的释放。(2)空间自相关性检验的结果表明,我国数字经济、要素市场扭曲均存在着空间自相关性,进一步的模型检验证实地理相邻的地区往往具有相似的要素市场扭曲现象,要素市场扭曲存在正向的空间集聚效应,“以邻为壑”的现象仍很严重。(3)数字经济对要素市场扭曲存在着空间溢出效应,发挥了缓解作用,充分显示了数字经济在盘活“沉睡”的要素资源、优化要素资源配置、加速市场一体化等方面具有的潜力。(4)区域异质性方面,分组检验结果表明数字经济对要素市场扭曲的缓解作用仅在东部地区发生,中西部地区

在对内生变量的显著性进行“名义显著性水平”为5%的Wald检验中,假如可以接受“真实显著性水平”不超过15%,则可以拒绝“弱工具变量”的原假设。

限于篇幅,基于LIML的工具变量法回归结果未在正文中列明,详见附录。

的实证结果不显著，数字经济促进经济社会发展需要一定的先决条件，更加凸显了加快数字经济差异化发展的重要性。

依据本文的研究结论，可得出如下的政策启示：首先，应加快培育并释放数字经济新动能，促进数字技术的规模化和市场化应用。把握我国经济新旧动能转换的契机，继续加大对 5G、人工智能、物联网等数字经济基础设施的投资力度，强化数字经济与实体经济融合的深度和广度，促进数字化交易“质”和“量”的提升。其次，应优化市场要素资源配置体系、激活数据要素市场活力。继续深化要素市场化配置改革，充分发挥数字经济在要素资源配置的低成本效应与时空压缩效应，缓解要素市场扭曲，促进劳动、资本、技术等生产要素在区域间的自由流动。再者，应重视数字经济、要素市场的发展差异，坚持多元化发展策略。相关政府部门应结合自身的要素禀赋及经济实力，采用多元化原则来制定差异化的支持政策，既要巩固数字经济发达地区的引领示范作用，也要尽快对中西部地区“补短板”，以弥补地区间存在的“数字鸿沟”；进一步完善各地区数字经济与要素市场化的协调发展政策，增强数字经济强省对邻近地区的辐射效应，因地制宜推进要素市场化配置的改革进程。最后，应完善数字治理规则，提高数字经济治理能力。各地政府应当充分重视数字化进程中出现的各种摩擦与乱象，加强数字经济关键要素的权属、保护、分类等，与市场、社会、企业形成数字协同共治，最大限度且合理地发挥数字经济在要素市场改革进程中的最大价值。

参考文献

- [1] 白重恩,杜颖娟,陶志刚,等. 地方保护主义及产业地区集中度的决定因素和变动趋势[J]. 经济研究, 2004, 50 (04): 29~40 .
- [2] 陈剑,黄朔,刘运辉. 从赋能到使能——数字化环境下的企业运营管理[J]. 管理世界, 2020, 36 (02): 117~128.
- [3] 陈敏,桂琦寒,陆铭,等. 中国经济增长如何持续发挥规模效应? ——经济开放与国内商品市场分割的实证研究[J]. 经济学 (季刊), 2008, 8 (01): 125~150.
- [4] 戴龙. 数字经济产业与数字贸易壁垒规制——现状、挑战及中国因应[J]. 财经问题研究, 2020 (08): 40~47.
- [5] 戴魁早. 地方官员激励、制度环境与要素市场扭曲——基于中国省级面板数据的实证研究[J]. 经济理论与经济管理, 2016, 36 (08): 60~78.
- [6] 范爱军,李真,刘小勇. 国内市场分割及其影响因素的实证分析——以我国商品市场为例[J]. 南开经济研究, 2007, 23 (05): 111~119.
- [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, 52 (02): 20~34.
- [8] 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, 41 (08): 145~160.
- [9] 关会娟,许宪春,张美慧,等. 中国数字经济产业统计分类问题研究[J]. 统计研究, 2020, 37 (12): 3~16.
- [10] 郭亚军. 一种新的动态综合评价方法[J]. 管理科学学报, 2002, 11 (02): 49~54.
- [11] 韩长根,张力. 互联网是否改善了中国的资源错配——基于动态空间杜宾模型与门槛模型的检验[J]. 经济问题探索, 2019, 40 (12): 43~55.
- [12] 胡军,郭峰. 企业寻租、官员腐败与市场分割[J]. 经济管理, 2013, 5 (11): 36~47.
- [13] 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, 37 (08): 5~23.
- [14] 李福柱, 赵长林. 中国经济发展方式的转变动力及其作用途径[J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26 (02): 152~162.
- [15] 李秦, 李明志, 罗金峰. 互联网贸易与市场一体化——基于淘宝网数据的实证研究[J]. 中国经济问题, 2014, 56 (06): 40~53.
- [16] 李雪灵, 张惺, 刘钊, 陈丹. 制度环境与寻租活动: 源于世界银行数据的实证研究[J]. 中国工业经济, 2012, 30 (11): 84~96.
- [17] 林伯强, 杜克锐. 要素市场扭曲对能源效率的影响[J]. 经济研究, 2013, 48 (09): 125~136.
- [18] 刘小勇. 市场分割对地方财政收入增长影响的跨地区和跨时效应[J]. 财贸研究, 2011, 22 (02): 73~79.
- [19] 刘竹青, 佟家栋. 要素市场扭曲、异质性因素与中国企业的出口-生产率关系[J]. 世界经济, 2017, 40 (12): 76~97.
- [20] 马草原, 李廷瑞, 孙思洋. 中国地区之间的市场分割——基于“自然实验”的实证研究[J]. 经济学 (季刊), 2021, 21 (03): 931~950.
- [21] 毛其淋. 要素市场扭曲与中国工业企业生产率[J]. 金融研究, 2013, 56 (02): 156~169.
- [22] 宁朝山. 基于质量、效率、动力三维视角的数字经济对经济高质量发展多维影响研究[J]. 贵州社会科学, 2020, 41 (04): 129~135.
- [23] 宁朝山. 数字经济、要素市场化与经济高质量发展[J]. 长白学刊, 2021, 17 (01): 114~120.
- [24] 戚聿东, 肖旭. 数字经济时代的企业管理变革[J]. 管理世界, 2020, 36 (06): 135~152+250.
- [25] 宋冬林, 范欣, 赵新宇. 区域发展战略、市场分割与经济增长[J]. 财贸经济, 2014, 35 (08): 115~126.
- [26] 唐松, 伍旭川, 祝佳. 数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]. 管理世界, 2020, 36 (05): 52~66.

- [27] 王伟,孔繁利. 交通基础设施建设、互联网发展对区域市场分割的影响研究[J]. 云南财经大学学报, 2020, 36 (07): 3~16.
- [28] 王小鲁,樊纲,胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告(2018)[M]. 社会科学文献出版社, 2019.
- [29] 向书坚,吴文君. OECD 数字经济核算研究最新动态及其启示[J]. 统计研究, 2018, 35 (12): 3~15.
- [30] 向书坚,吴文君. 中国数字经济卫星账户框架设计研究[J]. 统计研究, 2019, 36 (10): 3~16.
- [31] 熊励,蔡雪莲. 数字经济对区域创新能力提升的影响效应——基于长三角城市群的实证研究[J]. 华东经济管理, 2020, 34 (12): 1~8.
- [32] 许宪春,张美慧. 中国数字经济规模测算研究——基于国际比较的视角[J]. 中国工业经济, 2020, 38 (05): 23~41.
- [33] 许宪春,张钟文,关会娟. 中国新经济 :作用、特征与挑战[J]. 财贸经济, 2020, 41(01): 5~20.
- [34] 严若森,钱向阳. 数字经济时代下中国运营商数字化转型的战略分析[J]. 中国软科学, 2018, 33 (04): 172~182.
- [35] 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, 38(04): 3~15.
- [36] 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, 47 (06): 3~12.
- [37] 余文涛,吴士炜. 互联网平台经济与正在缓解的市场扭曲[J]. 财贸经济, 2020, 41(05): 146~160.
- [38] 余泳泽,刘大勇. 我国区域创新效率的空间外溢效应与价值链外溢效应——创新价值链视角下的多维空间面板模型研究[J]. 管理世界, 2013 (07): 6~20+70+187.
- [39] 张杰,周晓艳,李勇. 要素市场扭曲抑制了中国企业 R&D ? [J]. 经济研究, 2011, 46 (08): 78~91.

- [40] 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.
- [41] 中国信息通信研究院政策与经济研究所. 中国区域与城市数字经济发展报告(2020)[R]. 上海, 2020.
- [42] 朱辉. 金融集聚对区域经济增长的影响效应研究[D]. 上海: 上海社会科学院, 2019.
- [43] ABS. Australian National Accounts: Information and Communication Technology Satellite Account[R]. 2006.
- [44] Ahmad, N., Ribarsky, J., Reinsdorf, M. Can Potential Mismeasurement of the Digital Economy Explain the Post-Crisis Slowdown in GDP and Productivity Growth[R]. OECD Statistics Working Paper, 2017.
- [45] Barefoot, B., Curtis, D., Jolliff, W., Nicholson, J. R., Omohundro, R. Defining and Measuring the Digital Economy[R]. BEA Working Paper, 2018.
- [46] BEA. Measuring the Digital Economy: An Update Incorporating Data from the 2018 Comprehensive Update of the Industry Economic Accounts [EB/OL]. https://www.bea.gov/system/files/2019-04/digital-economy-report-update-April-2019_1.pdf, 2019.
- [47] European Commission. Digital Economy and Society Index[R]. Methodological note. Country profile. Brussels: European Commission, 2017 .
- [48] Eurostat. Digital Economy & Society in the EU-A Browse Through Our Online World in Figures [R]. Luxembourg: Eurostat, 2017.
- [49] Lin, J., Yu, Z., Wei, Y. D. Internet Access, Spillover and Regional Development in China[J]. Sustainability, 2017, 9(6): 1~18.
- [50] Nunn, N., Qian, N. U.S. Food Aid and Civil Conflict [J]. American Economic Review, 2014, 104(6): 1630~1666.

- [51] OECD. Guide to Measuring the Information Society[M]. Paris: OECD Publishing, 2011.
- [52] OECD. Measuring the Impacts of ICT Using Official Statistics[M]. Paris: Working Party on Indicators for the Information Society, 2007.
- [53] OECD. OECD Digital Economy Outlook 2017[R]. OECD Publishing, Paris, 2018 .
- [54] Statistics Canada. Results from the Digital Economy Survey [EB/OL].
<https://www150.statcan.gc.ca/n1/pub/11-627-m/11-627-m2018028-eng.htm>, 2018.
- [55] Yilmaz, S., Haynes, K. E., Dinc, M. Geographic and Network Neighbors: Spillover Effects of Telecommunications Infrastructure[J]. Journal of Regional Science, 2002, 42(2): 339~360.
- [56] Young, A., The Razor's Edge: Distortions and Incremental Reform in the People's Republic of China[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2000, 115: 1091~1135.

附录

表 11 我国各地区 2013-2019 年数字经济综合发展水平的测度结果

地区	2013 年		2014 年		2015 年		2016 年		2017 年		2018 年		2019 年		年平均	
	评价 值	排 名	评价 值	排 名	评价 值	排 名	评价 值	排 名	评价 值	排 名	评价 值	排 名	评价 值	排 名	综合 值	排 名
北京	0.4223	4	0.4588	5	0.5056	4	0.5236	4	0.5541	2	0.5979	2	0.6096	2	0.5246	3
天津	0.2307	13	0.2477	16	0.2713	18	0.2778	17	0.2866	17	0.2852	19	0.2949	18	0.2706	17
河北	0.2538	11	0.2852	11	0.3108	11	0.3406	9	0.3333	10	0.3344	12	0.3506	12	0.3155	10
山西	0.1803	25	0.2055	24	0.2245	23	0.2331	22	0.2378	23	0.2438	23	0.2332	25	0.2226	22
内蒙古	0.1959	21	0.2192	20	0.2248	22	0.2374	21	0.2436	20	0.2371	25	0.2269	29	0.2264	21
辽宁	0.2627	10	0.2908	10	0.3168	10	0.3286	11	0.3284	13	0.3170	16	0.3170	16	0.3088	12
吉林	0.1966	20	0.2206	19	0.2260	21	0.2149	27	0.2159	27	0.2307	29	0.2263	30	0.2187	24
黑龙江	0.1844	24	0.2132	22	0.2120	24	0.2178	26	0.2198	25	0.2336	27	0.2375	24	0.2169	25
上海	0.4135	5	0.4663	3	0.5033	5	0.4879	5	0.4874	5	0.4811	6	0.4986	6	0.4769	5
江苏	0.4821	1	0.4873	2	0.5332	1	0.5519	2	0.5237	3	0.5421	3	0.5717	3	0.5274	2
浙江	0.4511	3	0.4638	4	0.5159	3	0.5302	3	0.5147	4	0.5345	4	0.5329	5	0.5062	4
安徽	0.2269	16	0.2463	17	0.2912	14	0.3107	14	0.3209	14	0.3359	11	0.3639	10	0.2994	14
福建	0.2876	8	0.3033	9	0.3271	9	0.3395	10	0.3420	9	0.3698	9	0.3776	9	0.3353	9
江西	0.2137	18	0.2398	18	0.2775	15	0.2616	19	0.2715	18	0.2947	18	0.3003	17	0.2656	18
山东	0.3353	6	0.3930	6	0.4277	6	0.4722	6	0.4862	6	0.5267	5	0.5380	4	0.4542	6
河南	0.2275	15	0.2485	15	0.2756	16	0.2972	15	0.2974	16	0.3256	14	0.3298	13	0.2859	15
湖北	0.2799	9	0.3087	8	0.3417	8	0.3692	8	0.3708	8	0.3767	8	0.3911	8	0.3483	8
湖南	0.2278	14	0.2645	13	0.3021	12	0.3269	12	0.3296	11	0.3259	13	0.3214	15	0.2998	13
广东	0.4673	2	0.5217	1	0.5331	2	0.5738	1	0.5732	1	0.6263	1	0.6392	1	0.5621	1
广西	0.1771	26	0.1847	27	0.1466	30	0.1699	30	0.1804	30	0.2194	30	0.2439	23	0.1889	30
海南	0.2153	17	0.2571	14	0.2733	17	0.2951	16	0.3020	15	0.3086	17	0.2863	19	0.2768	16
重庆	0.1906	22	0.2169	21	0.2330	20	0.2617	18	0.2646	19	0.3240	15	0.3252	14	0.2594	19
四川	0.3191	7	0.3662	7	0.4070	7	0.4423	7	0.4085	7	0.4353	7	0.4660	7	0.4063	7
贵州	0.1394	30	0.1723	28	0.1849	29	0.2226	24	0.2423	21	0.2586	20	0.2776	20	0.2140	27
云南	0.1902	23	0.2123	23	0.2382	19	0.2530	20	0.2416	22	0.2540	22	0.2486	21	0.2340	20
陕西	0.2429	12	0.2665	12	0.2982	13	0.3226	13	0.3292	12	0.3469	10	0.3633	11	0.3099	11
甘肃	0.1452	28	0.1682	29	0.1997	27	0.2211	25	0.2171	26	0.2319	28	0.2288	27	0.2017	28
青海	0.1397	29	0.1627	30	0.1915	28	0.2054	29	0.2084	29	0.2384	24	0.2284	28	0.1964	29
宁夏	0.1752	27	0.2000	26	0.2099	26	0.2262	23	0.2222	24	0.2569	21	0.2470	22	0.2196	23
新疆	0.2024	19	0.2054	25	0.2106	25	0.2126	28	0.2135	28	0.2340	26	0.2299	26	0.2155	26

表 12 基于 LIML 的工具变量法回归结果

模型 变量	First stage <i>dige</i>	Second stage <i>factor</i>
<i>tele*invest</i>	0.0004*** (0.0001)	
<i>dige</i>		-2.1596* (1.2112)
控制变量	YES	YES
省份固定效应	NO	NO
样本数	210	210
R^2	0.5906	0.5365

致谢

行文至此，心中除了兴奋，更多的是感恩！首先，由衷地感谢团队每位成员的认真付出。回首这时间紧任务重的一个多月光阴，从论文选题、数据收集、实证部分的代码实现以及最后的论文撰写，我们每位成员都竭尽所能、全力以赴，期间也遇到了颇多艰难险阻，但正是成员间的相互勉励、相互协作，我们的论文最终才得以完整地呈现出来。

同时，也要对我们的指导老师 xxx 老师致以诚挚的谢意！从选题到定稿的过程中，为我们提供了很多宝贵的意见，这不仅让我们及时发现论文的不足之处、对“症”下药，还锻炼了我们的论文写作水平和研究能力。xxx 老师严谨的治学态度、平易近人的人格魅力、豁达坦荡的生活态度，都在潜移默化中感染着我们，是我们学习乃至生活上的榜样。

最后，还要对评审组的各位老师表达真诚的感谢，能够在百忙之中抽出时间为我们评审论文，寄予此表达我们崇高的敬意。