

• 数字经济与社会 •

# 数字经济对区域协调发展的影响机制与路径研究

王连<sup>1,2</sup> 周之浩<sup>1</sup> 杜蔓云<sup>1</sup> 刘昱瑾<sup>1</sup>

1. 兰州财经大学统计学院 甘肃兰州 730020; 2. 甘肃省数字经济与社会计算科学重点实验室 甘肃兰州 730020

**摘要:** 新时代背景下, 推动区域协调发展, 是建设现代化经济体系、实现经济高质量发展的重要任务。文章通过省际差异和城乡差距两个维度衡量区域协调发展程度, 从数字经济对经济发展的驱动效应入手, 定性研究了数字经济对区域协调发展的影响机理, 并基于2011—2019年30个省(市、自治区)的面板数据, 运用面板固定模型、Bootstrap检验的中介效应模型和面板门槛模型等计量模型进行实证分析。结果显示数字经济减小了省际差异和城乡差距, 对促进区域协调发展有积极作用。具体而言, 数字经济发展能显著缩小东部地区的省际差异和中西部地区的城乡差距; 差异水平越大的地区, 数字经济缩小省际差异或者城乡差距的效果就越好; 数字经济通过产业结构升级抑制了区域协调发展, 通过技术创新促进了区域协调发展; 要素市场化在数字经济减少省际差异的过程中呈现双门槛效应, 在数字经济减少城乡差异的过程中有调节作用。

**关键词:** 数字经济; 区域协调发展; Bootstrap检验; 中介效应模型; 面板门槛模型

中图分类号: F49; F127 文献标志码: A 文章编号: 1672-8505(2022)03-0075-15

doi: 10.12189/j.issn.1672-8505.2022.03.007

## On the Influence Mechanism and Path of Digital Economy on Coordinated Regional Development

WANG Lian<sup>1,2</sup> ZHOU Zhi-hao<sup>1</sup> DU Man-yun<sup>1</sup> LIU Yu-jin<sup>1</sup>

1. School of Statistics, Lanzhou University of Finance and Economics, Lanzhou, Gansu, 730020, China;

2. Key Laboratory of Digital Economy and Social Computing Science, Lanzhou, Gansu, 730020, China

**Abstract:** The new era calls for a coordinated development across different regions. This is an important task for building a modern economic system and achieving high-quality economic development. The present study compares the degree of regional coordinated development in terms of inter-provincial differences and urban-rural gaps. The study gives a qualitative analysis of the digital economy's impact on regional coordinated development from the perspective of digital economy's driving force, and uses the panel data from 30 provinces (municipalities and autonomous regions), panel fixed model, Bootstrap test mediation effect model and panel threshold model and other econometric models for an empirical analysis. The results show that: first, the digital economy reduces inter-provincial and urban-rural gaps, and has a positive effect on promoting coordinated development across regions; second, the develop-

收稿日期: 2022-03-06

基金项目: 甘肃省哲学社会科学规划项目“数字经济产出效率对西部地区制造业结构优化的影响研究”(2021YB076); 甘肃省高等学校青年博士基金项目“数字经济驱动甘肃省制造业高质量发展的机制与路径研究”; 甘肃省优秀研究生“创新之星”项目“西部地区数字经济促进产业结构升级的空间效应研究”; 兰州财经大学自主立项项目“数字经济对甘肃经济高质量发展影响的机制与路径研究”。

第一作者: 王连, 女, 副教授, 博士, 主要从事数字经济、应用统计研究。

引用格式: 王连, 周之浩, 杜蔓云, 等. 数字经济对区域协调发展的影响机制与路径研究[J]. 西华大学学报(哲学社会科学版), 2022, 41(3): 75-89.

ment of digital economy can significantly reduce the inter-provincial gap in the eastern region and the urban-rural gap in the central and western regions; third, the greater the disparity, the better the effect of the digital economy in narrowing the inter-provincial or urban-rural gap; fourth, the digital economy inhibits the coordinated regional development through industrial structure upgrading, and promotes coordinated regional development through technological innovation; fifth, the marketization of production factors presents a double-threshold effect in the process of reducing inter-provincial differences in the digital economy, and has a moderating role in the process of reducing urban-rural differences in the digital economy.

**Key words:** digital economy; regional coordinated development; Bootstrap test; mediation effect model; panel threshold model

党的十九大指出,我国社会的主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。“千钧将一羽,轻重在平衡”,针对新时代区域经济发展失衡的问题,我国将国内国际区域协调发展作为建设现代化经济体系战略提出后的延伸及调整。然而,我国目前依然存在较为突出的,区域间、城乡间发展不平衡、不充分问题,不同省份、地市之间的差距仍在扩大,城乡居民可支配收入之比在部分省份仍达3:1以上<sup>[1]</sup>,根据世界银行发布的研究报告,2021年我国整体基尼系数为0.47,超过了0.4的国际警戒线,收入差距明显失衡<sup>[2]</sup>。区域经济发展不平衡的加剧不仅会严重降低全局的经济效益,造成资源配置的不合理,也会使落后地区陷入贫困的恶性循环,欠发达地区产业结构升级受阻,加剧地区差异和城乡差距,不利于经济整体健康运行。因此,如何实现各区域经济的平衡、充分发展成为新时代下经济良性运行亟须解决的问题。

与此同时,数字经济成为我国经济的新形态。根据《中国互联网发展报告(2021)》,2020年我国数字经济规模达39.2亿元,占GDP比重为38.6%,规模位居世界第二。作为当前我国经济发展中最活跃的领域,数字经济通过技术革新引领经济发展模式转变和产业结构优化,已经成为促进区域协调发展的核心动力,且与经济社会发展各领域的结合愈发紧密,在刺激消费、拉动投资和促进就业等方面展现出强劲动力。

然而,由于不同地区在信息资源分布、技术创新能力等方面存在明显差异,数字经济对于区域协调发展的影响尚不明确。数字经济是否能够促进区域协调发展?其背后的传导机制是什么?技术创新能力、产业结构升级和要素市场化在其中扮演着什么角色?这是本文要研究分析的问题。

## 一、文献综述

### (一) 区域协调发展的概念和测度

目前学术界对于区域协调发展的内涵和测度尚未统一,国内学者存在两种观点。一种观点认为,区域协调发展需要综合考虑多个角度,如《清华大学中国平衡发展指数报告(2021)》选取经济、社会、生态和民生4个领域的代表性指标,构造了区域协调发展指数;钟文等使用由中国统计学会和国家统计局联合发布的地区发展与民生指数来表征区域发展水平,该指数包括经济发展、民生改善、社会发展、生态建设、科技创新与公众评价6个维度<sup>[3]</sup>;王玉等选取经济一体化、产业结构一体化、创新一体化、环境一体化四个指标测算区域经济发展水平<sup>[4]</sup>。

另一种观点则从经济的角度出发,认为区域协调发展是区域间经济联系更加紧密、发展更加关联互动和正向促进、各区域经济差异趋于缩小并且经济处于持续发展的过程。持此观点的学者选取的衡量区域协调发展水平的指标存在差异,如杨开忠、蔡昉等、刘华军等、姚志毅等以人均国民收入为中心,辅以人均工农业总产值、人均工业总产值和人均农业总产值,描述我国区域差异变动<sup>[5-8]</sup>;吕承超等、钞小静等使用Dagum基尼系数来测度中国地区经济差距并对其进行分解,以揭示中国地区经济差距的大小及其来源<sup>[9][10]</sup>;陈梦根等利用省级人均GDP与灯光亮度关系估算经济产出水平,并据此测算出地区经济差异指数、泰尔指数和阿特金森指数来测度经济发展的不平衡程度,以分析地区经济发展不平衡的演化

及其影响因素<sup>[11]</sup>。

## (二) 区域经济差异的影响因素

区域经济差异的形成往往源于诸多复杂因素,包括全要素生产率、金融资源、城市化和产业结构等,如刘华军等认为,资本积累和城市化而非全要素生产率是中国地区经济差距的决定力量<sup>[7]</sup>;陈梦根等认为教育水平的提升与交通基础设施的完善分别扩大和缩小了地区经济的不平衡<sup>[11]</sup>;赵焘认为金融资源禀赋的非对称状态会导致区域间产业差距的增大<sup>[12]</sup>;赵静认为不同金融资源类型会影响区域差异和农村居民群体间的差异<sup>[13]</sup>;刘少琼认为政策支持不足、技术力量不足和产业结构不合理是导致农村区域经济不平衡的主要因素<sup>[14]</sup>;吕承超等认为,人均资本、城镇化水平和对外开放程度等数量型因素是影响地区经济差距的主导力量<sup>[15]</sup>。

## (三) 数字经济对区域协调发展的影响

关于数字经济对区域协调发展的影响,由于研究方法和数据资料的差异,并没有得出一致的结论,现阶段相关研究大致可分为三种观点。

其一,数字经济不仅可以突破时空壁垒,缓解信息不对称,推动要素自由流动,提升资源配置效率,扩大自主创业和灵活就业规模,同时能够与众多领域结合,推进产业结构升级,提高不发达地区收入水平,实现区域协调发展<sup>[15-17]</sup>。

其二,虽然数字经济有助于推动技术效率提升,促进城乡居民收入提升,但是地区之间存在的巨大的“数字鸿沟”,数字技术与数字技能的不均衡分布增加了创新创业的阻碍,抑制了全要素生产率的提升,进而阻碍了欠发达地区的发展,加剧了地区差距,不利于落后地区实现追赶式增长,甚至可能与发达地区的差距越拉越大<sup>[18-22]</sup>。

其三,数字经济对区域协调发展的影响具有规模门槛效应与瓶颈效应。陈文等(2021)、刘达禹等(2021)认为,在发展早期,数字经济能够促进城镇化以及欠发达地区的企业扩张,但数字经济发展后期,则会导致“逆城镇化”以及更多支持城市创业而非农村创业,反而加剧了地区与城乡差距<sup>[23][24]</sup>;黄金芳(2021)则认为,数字经济在发展前期会拉大区域经济差距,但伴随其进一步发展并跨越拐点值后,互联网与劳动力资源配置优化有助于缩小区域经济差距<sup>[25]</sup>。

由此可见,现有文献对区域协调发展的内涵、测度、影响因素等方面都已经有了比较成熟的阐释。同时,数字经济作为新兴经济形态,相关研究也呈现爆炸式的增长,但在考察数字经济是否能够缩小地区差距时,并未提供一个完整的分析框架,形成一致性的结论,且随着数字经济的加速渗透,其对区域经济的影响是多元化、多层次的,而现有文献中数字经济对区域协调发展影响的机理分析不够深入,对数字经济促进区域协调发展的路径研究较少。本文通过内生增长理论尝试厘清数字经济对区域协调发展的影响机理,并通过面板固定模型、中介效应模型和面板门槛模型等计量模型实证分析了数字经济对区域协调发展的实现路径。

## 二、理论基础及命题提出

### (一) 数字经济对区域协调发展的作用机理

因为数据要素已经成为与人、资、地同等重要的新生产要素<sup>[26]</sup>,本文将数据要素加入到以 P. Romer 和 R. Lucas 为代表的“新增长理论”模型中,模型如下所示:

$$Y = F(K, L, H, T, D) \quad (1)$$

其中,  $Y$  为产出,  $K$ 、 $L$ 、 $H$ 、 $T$ 、 $D$  分别代表资本、劳动、人力资本、技术进步和数据要素,  $F$  为经济增长函数。

从经济发展的角度,数字经济的作用体现在:第一,增加或调整生产要素投入和比重,在模型中表现

为 $K$ 、 $L$ 、 $H$ 的增加或 $K$ 、 $L$ 、 $H$ 投入比例的调整,从而增加产出,降低边际成本,从微观层面上改变企业生产管理模式;第二,改变资源配置方式,提高配置效率,即改变 $F$ 的函数形式或增加新变量,对产业创新、关联和融合产生影响,在中观层面上实现产业结构调整或转型升级,通过产业数字化和数字产业化推动高质量发展;第三,促进技术进步,提高全要素生产率,即改变模型中的 $T$ ,突出数字时代中人才、技术创新和知识溢出扩散作用。这些是数字经济弥合区域差异的根本机制。

从宏、中、微观三个层面来说,数字经济对区域协调发展的影响体现在:微观层面,互联网等新兴技术的兴起大大减少了因信息不对称产生的市场失灵,实现了供需双方更为有效精准地匹配<sup>[27]</sup>,给劳动者自主创业和灵活就业提供了更多的选择,劳动资源市场化配置效率得到提高,同时,数字技术变革也提高了政府管理创新能力,提升了政府配置劳动力资源的效率;中观层面,数字经济时代生产要素更丰富,生产函数更高效,数字经济通过调整资源配置方式提高其效率,激发产业创新效应、产业关联效应和产业融合效应,来实现产业结构调整 and 转型升级并孵化新型数字产业,为中观层面区域协调发展提供新动力;宏观层面,数据要素是数字经济深化发展的核心引擎,具有非竞争性、非排他性和低成本复制等经济特征,其作为新的生产要素,发挥规模效应提升增长潜力,通过促进技术进步以及新模式、新业态、新服务来推动宏观层面供需匹配,成为提高宏观全要素生产率,驱动区域协调发展的重要途径。同时,由于我国各地区的地理资源禀赋、要素禀赋、信息发展水平不同,数字经济在各区域的驱动效应也存在差异。

## (二) 数字经济促进区域协调发展的实现路径及命题提出

### 1. 数字经济促进区域协调发展

在发展初期,由于信息资源的分布并不是均匀的,使得数字经济主要普及和应用在经济发展水平较高、信息资源良好的地区,为地区经济发展创造更为便捷的市场环境,使劳动力、资本、技术、数据等生产要素快速向经济发达区域转移和聚集,从而扩大地区差距<sup>[25]</sup>。但发展中后期,数字经济的普及极大提高了信息交流的频率,打破了地理距离制约,为经济欠发达地区提供产品和服务,进而缩小经济差距,实现区域协调发展<sup>[28]</sup>。

数字经济对区域协调发展的促进作用包括市场一体化效应和模块化效应<sup>[18]</sup>。就市场一体化效应而言,我国存在严重的市场分割现象。在市场经济条件下,为追求高收益率,生产要素往往由欠发达地区向发达地区流动,从而加剧区域经济发展的两极分化。受这种认识的支配,欠发达地区政府往往为了本地的利益,实行地方市场分割,通过行政管制手段限制外地资源进入本地市场或限制本地资源流向外地市场。但这种地方市场分割不仅割裂了全国统一市场,严重妨碍市场体系建设,还会导致价格信号扭曲,生产要素不能自由流动,无法实现最优配置。市场化改革和各地政府合作的持续推进,逐渐消除制约生产要素流动的体制障碍,有利于促进生产要素的自由流动。在此基础上,数字经济的发展,将生产者和消费者集中于虚拟空间中,弱化了地理上的距离对生产者和消费者的限制,进一步解决了我国存在的市场分割问题<sup>[29]</sup>。

就模块化效应而言,数字经济将各种类型的生产者聚集在虚拟空间中,减少了生产者之间信息不对称的问题,改变了企业的组织和空间分布结构<sup>[30]</sup>,促进了企业的跨区域发展的同时,带来新市场的开拓和资源的合理利用,除此之外,还有利于各区域的企业精准定位消费者的需求,促使生产者生产本区域的优势产品并不断开发新产品,延伸产业链,增强内生发展动力<sup>[18]</sup>,从而不断提高经济增长水平和经济质量,缩小地区差距。

基于以上分析,本文提出命题 1:数字经济能够缩小省际差异和城乡差距进而促进区域协调发展。

### 2. 数字经济促进区域协调发展的实现路径

数字经济主要通过技术创新、产业结构升级促进区域协调发展。技术创新在区域协调发展具有重要作用,不仅能推动经济发展方式由粗放转向高效集约,还能驱动企业提高自主研发能力,提高企业技

术效率和生产效率,丰富产品多样性。而数字经济对技术创新的促进作用主要表现在三方面。第一,数字经济发展加快了信息流动速度,进而促进了创新资源的共享,增大了知识或技术的溢出扩散,改变了原有的技术创新模式,提高了行业生产率和技术创新能力<sup>[24]</sup>;第二,产生信息溢出效应,使生产要素对数字经济信息的反应更加灵敏,能够快速捕捉有益信息,筛选优势信息,提升要素市场的甄别能力;第三,大大降低了供需双方信息的不对称性<sup>[27]</sup>,使得劳动资源的跨区域、跨行业流动更为高效、灵活和便捷<sup>[3]</sup>,从而提高区域经济的包容性和协调性。数字经济的高度发展更有利于创新驱动发展战略的实施,以技术创新为核心带动全面创新,实现区域协调发展。

产业结构升级的过程也是资源配置优化的过程,这一过程会提升资源与技术的利用效率,加快新兴产业兴起,促进经济的高质量发展和区域间经济的协调发展。数字经济对产业结构升级的促进作用主要表现在三方面。第一,数字经济发展提升了数字技术水平,促进了企业技术能力的提升和企业产品质量、企业生产效率、生产绩效的提高,从而加速传统产业转型升级;第二,数字经济作为一种新型的经济形态,通过互联网平台催生出新的商业模式,形成新的产业,为经济社会发展带来新动能;第三,技术溢出效应加速区域间或区域内产业数字化、网络化、智能化转型升级,推动区域产业结构向高技术化、高集约化的方向演进。数字经济的发展有利于推动实施以高新技术产业为主导的产业政策,促进区域协调发展。

基于以上分析,本文提出命题2:数字经济通过产业结构升级促进区域协调发展。以及命题3:数字经济通过技术创新促进区域协调发展。

### 3. 要素市场化在数字经济影响区域协调发展中的作用

数字经济对要素市场化的影响可从“数字经济对要素市场化的影响”,以及“要素市场化对区域差距变化的影响”两个层面进行分析。关于数字经济对要素市场化的影响,数字经济发展带来了大数据、人工智能、区块链等更加先进和更高水平的数字技术,提高了数据产品的生产效率和数据挖掘、数据整理效率,推动了数据结构化与规范化,有助于实现数据联通与数据集成。数字经济发展有利于优化数据要素市场化配置,有利于规范数据交易市场秩序,推动数据资产化、数据开放共享最大化、数据交易竞争化及数据监管透明化,促进实现政府精准的数字化治理、产学研协同治理模式,为数据产业化和产业数据化赋能,为培育数据要素市场提供动能。其他生产要素层面,数字经济发展提高了劳动力市场收集、分析海量数据的能力,有利于优化不同层级的人力资本在劳动力市场的配置。同时,推动资本流向生产率和回报率更高的部门和人口规模大、资本欠发达的地区,极大地优化资本要素配置,能够激发技术市场供给活力,提高整体科技创新水平,有利于促进新产品、新模式和新业态的技术市场配置<sup>[15]</sup>。

关于要素市场化对区域差距变化的影响:一方面,要素市场化有助于加快要素自由流动,实现企业协同、行业协同、产业协同,提高生产率水平,促进工资水平均衡化发展,对缩小行业差距、区域差距具有重要而积极的作用;另一方面,要素市场化程度的提升,可能会产生虹吸效应,导致劳动力、资本等生产要素向经济发展水平更高、资源集聚程度更高、生产效率更高的地区流动,使经济欠发达地区因缺乏资源无法提高经济发展水平,扩大区域间的差距<sup>[15]</sup>。

基于以上分析,本文提出命题4:要素市场化在数字经济促进区域协调发展的过程中有门槛作用。

## 三、研究设计

### (一) 数据来源与变量选取

本文采用中国2011—2019年30个省(市、自治区)的面板数据来分析研究数字经济对区域协调发展影响机制与路径(受限于数据完整性,未纳入港、澳、台及西藏数据)。基本数据源于2011—2021年《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》、各省历年统计年鉴、中经数据库、wind数据库,部分缺失数据则通过查找统计公报和线性插值等方法补充完整。

### 1. 被解释变量

本文将地区差距分为省际差异和城乡差距衡量区域协调发展水平,其中,省际差异 *progap* 借鉴倪鹏飞等<sup>[31]</sup>的做法,使用区域人均GDP自然对数与全国年平均人均GDP自然对数差值的绝对值作为参照值。城乡差距 (*urbgap*) 则借鉴钞小静等<sup>[32]</sup>的做法,使用城市家庭可支配收入与农村家庭可支配收入的比值作为参照值。

### 2. 核心解释变量

本文借鉴张腾等<sup>[33]</sup>、李彦龙等<sup>[34]</sup>的做法,使用数字普惠金融指数作为数字经济发展水平 (*dig*) 的测度值。该指数是北京大学基于蚂蚁金服交易账户大数据编制,采用无量纲化、变异系数赋权法、指数合成法测算,涵盖数字经济覆盖广度、使用深度和支持服务程度三个一级维度。数字普惠金融指数能够很好地反映我国数字经济的发展水平<sup>[35]</sup>。

### 3. 控制变量和其他变量

参照国内外文献中有关省际差异和城乡差距的其他影响因素的选取方法,本文选取固定资产投资 (*fix*)、劳动力投入 (*lab*)、政府干预度 (*gov*)、城市化水平 (*urb*) 和进出口规模 (*tra*) 作为控制变量,选取产业结构升级 (*indus*)、技术创新 (*innov*) 和要素市场化 (*mar*) 作为其他变量带入模型对命题进行验证。上述数据均进行平减和可比性处理,具体变量定义与说明见表1。

表1 变量名称、符号及定义

变量	符号	定义	
被解释变量	省际差异	<i>progap</i>	区域人均GDP自然对数与全国年平均人均GDP自然对数差值的绝对值
	城乡差距	<i>urbgap</i>	城市家庭可支配收入/农村家庭可支配收入
核心解释变量	数字经济发展水平	<i>dig</i>	北京大学数字普惠金融指数
控制变量	固定资产投资	<i>fix</i>	固定资产投资按永续盘存法平减计算
	劳动力投入	<i>lab</i>	就业人数/年末总人口
	政府干预度	<i>gov</i>	财政一般预算支出/地区生产总值
	城市化水平	<i>urb</i>	城镇人口所占比率
	进出口规模	<i>tra</i>	经营单位所在地分的货物进出口总额/国内生产总值
其他变量	产业结构升级	<i>indus</i>	第三产业产值/第二产业产值
	技术创新	<i>innov</i>	各省份专利申请和授权数量的对数
	要素市场化	<i>mar</i>	《中国分省市场化指数报告(2021)》中各省份市场化进程指数

## (二) 计量模型设定

### 1. 面板固定效应模型

为验证命题1,在新增长理论模型基础上加入数据要素代表数字经济发展水平,结合区域经济差异问题,设定新的函数:

$$GAP = F(K, L, D, X) \quad (2)$$

其中, *GAP*代表区域差异(包括省际差异和城乡差异), *K*代表资本投入, *L*代表劳动力投入, *D*代表数字经济发展水平, *X*代表技术进步等生产要素及控制变量。结合本文研究,面板固定模型设定如下:

$$progap_{it} = \beta_0 + \beta_1 dig_{it} + \beta_2 X_{it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$urbgap_{it} = \beta_0 + \beta_1 dig_{it} + \beta_2 X_{it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,  $progap_{it}$  为省际差异,  $urbgap_{it}$  为城乡差距,  $dig_{it}$  是数字经济发展水平,  $X_{it}$  为控制变量,  $\beta$  表示常数项及各解释变量回归系数,  $u_i$  为地区  $i$  的固定效应,  $\lambda_t$  为时间  $t$  的固定效应,  $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项, 即地区  $i$  在时期  $t$  受到的随机因素影响。

## 2. 中介效应模型

为验证命题 2、3, 进一步探索数字经济促进区域协调发展的机制和路径, 本文基于前文的理论分析, 试图厘清数字经济与产业结构升级、技术创新能力的内在关系。本文使用中介效应模型验证其实现路径, 模型设定如下:

$$Y = cX + \varepsilon_1 \quad (5)$$

$$M = aX + \varepsilon_2 \quad (6)$$

$$Y = c'X + bM + \varepsilon_3 \quad (7)$$

中介效应分析一般采用逐步检验回归系数的方法, 共分三步。第一步, 检验方程 (5) 的系数  $c$ , 也就是解释变量对被解释变量  $Y$  的总效应; 第二步, 检验方程 (6) 的系数  $a$ , 也就是解释变量和中介变量  $M$  的关系; 第三步, 控制中介变量  $M$  后, 检验方程 (7) 的系数  $c'$  和系数  $b$ 。其中,  $M$  为中介变量,  $a$ 、 $b$ 、 $c$ 、 $c'$  均为系数。若系数乘积 ( $a \times b$ ) 不显著为 0, 则认为中介效应存在<sup>[36]</sup>。

## 3. 面板门槛模型

为验证命题 4, 进一步研究在不同要素市场化水平下数字经济发展和区域差异、城乡差异之间的关系是否存在不确定性以及具体形式, 通过建立门槛模型来验证, 以双门槛模型为例, 模型的设定如下:

$$progd_{it} = \beta_0 + \beta_1 dis_{it} \times I(mar_{it} \leq \theta_1) + \beta_2 dig_{it} \times I(\theta_1 \leq mar_{it} \leq \theta_2) + \beta_3 dig_{it} \times I(mar_{it} \geq \theta_2) + \beta_4 X_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$urbgd_{it} = \beta_0 + \beta_1 dis_{it} \times I(mar_{it} \leq \theta_1) + \beta_2 dig_{it} \times I(\theta_1 \leq mar_{it} \leq \theta_2) + \beta_3 dig_{it} \times I(mar_{it} \geq \theta_2) + \beta_4 X_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中, 其中  $\theta_1$  和  $\theta_2$  是要素市场化变量的门槛值,  $I(\cdot)$  为示性函数, 括号里式子成立则取 1, 否则取 0, 其他符号及变量设定同上。

## 四、实证检验和结果分析

基于 2011—2019 年 30 个省(市、自治区)的面板数据, 使用 Stata16.0 软件, 通过理论基础和上述设定模型的回归, 对命题进行实证检验, 并对结果进行分析。

### (一) 基准回归结果分析

首先验证数字经济对省际差异和城乡差距的影响。为了避免多重共线性, 本文对核心变量均采用 VIF 进行共线性检验, 结果显示 VIF 值均小于 5, 即模型不存在严重的多重共线性。此外, 本文还对模型进行 Hausman 和似然比检验, 最后选择面板个体固定效应模型。为了验证模型的稳健性, 本文对数据进行截尾处理, 去掉 2011 年的样本进行回归。回归结果见表 2。

表 2 基准回归结果

被解释变量	模型			
	(3)	(4)	(3)	(4)
	<i>progap</i>	<i>progap</i>	<i>urbgap</i>	<i>urbgap</i>
<i>dig</i>	-0.0384*** (0.0057)	-0.0342*** (0.0066)	-0.0050* (0.0026)	-0.0061* (0.0031)
<i>fix</i>	0.5566** (0.2325)	0.3772 (0.2564)	0.2124** (0.1052)	0.1995* (0.1222)

续表 2

被解释变量	模型			
	(3)	(4)	(3)	(4)
	<i>progap</i>	<i>progap</i>	<i>urbgap</i>	<i>urbgap</i>
<i>lab</i>	0.1253*** (0.0327)	0.1058*** (0.0314)	0.0053 (0.0148)	0.0020 (0.0150)
<i>gov</i>	42.0834*** (14.5988)	32.0005*** (8.6546)	7.9219** (4.0016)	7.0942* (4.1271)
<i>urb</i>	17.2576 (0.0369)	14.4022 (15.3732)	-44.7537*** (6.6037)	-39.2450*** (7.3309)
<i>tra</i>	-0.0880** (0.0369)	-0.0960** (0.0383)	0.0009 (0.0167)	0.0036 (0.0183)
<i>cons</i>	19.4285*** (7.4511)	24.9218*** (7.7417)	50.0733*** (3.3705)	47.4715*** (3.6917)
$R^2$	0.3828	0.3211	0.6418	0.5649
<i>hausman</i>	0.0000	0.0003	0.0000	0.0041
<i>N</i>	270	240	270	240

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示变量在0.01、0.05、0.1的水平上显著,括号内为标准误,下同。

由表 2 可知,数字经济对省际差异 (*progap*) 和城乡差距 (*urbgap*) 的影响系数均显著为负,这意味着数字经济的发展缩小了省际差异和城乡差距,验证了命题 1。固定资产投资 (*fix*)、政府干预度 (*gov*) 均显著地扩大了省际差异和城乡差距,这说明不同地区的固定资产投资和政府决策对当地区域的发展影响具有异质性。劳动力投入 (*lab*) 显著扩大了省际差异,对城乡差异影响不显著,是因为各省份农村都存在青壮年劳动力大量流失的问题,城乡差距对劳动力投入不敏感,而各省份之间经济差异较大,产业结构和用工需求的不同,导致部分省份存在对劳动力的虹吸现象,进而拉大差距。城市化水平 (*urb*) 对省际差异无明显影响,但显著扩大了城乡差距,是因为各省份的城市化水平差距不大,而城市化水平的提高会直接导致各省中生活水平较高的农村被规划进城市版图或农村人口大量流入城市,这势必会扩大城乡差距。进出口规模 (*tra*) 会显著缩小省际差异,对城乡差距影响不明显,是因为进出口能改变当地的供求关系和市场化水平,通过现阶段先进的物流使各地的供求市场达成一种伪均衡,这种同质化会缩小省际差异,而农村对进出口产品的需求并不敏感,因此进出口规模对城乡差距没有显著影响。

## (二) 异质性回归分析

### 1. 分区域的异质性回归分析

鉴于中国各区域数字经济发展水平和经济发展水平的差异性,本文分别就东、西、中部地区的数字经济对省际差异和城乡差异的影响做异质性分析,回归结果见表 3。

表 3 分区域回归结果

被解释变量	分区域					
	西部	中部	东部	西部	中部	东部
	<i>progap</i>	<i>progap</i>	<i>progap</i>	<i>urbgap</i>	<i>urbgap</i>	<i>urbgap</i>
<i>dig</i>	-0.0191 (0.0131)	0.0164 (0.0107)	-0.0383*** (0.0061)	-0.021*** (0.0075)	-0.079*** (0.0069)	0.0037 (0.0029)
<i>fix</i>	0.5296 (0.6016)	-0.5575 (0.3824)	-0.2498 (0.2794)	0.1270 (0.3438)	0.2773 (0.2466)	0.1786 (0.1308)
<i>lab</i>	0.2876 (0.1871)	0.1386*** (0.0346)	0.1215*** (0.0404)	0.2388** (0.1069)	-0.0034 (0.0223)	0.0210 (0.0189)
<i>gov</i>	74.748*** (11.918)	20.0397 (12.8121)	-63.551*** (15.9276)	10.2868 (6.8115)	12.1112 (8.2639)	-2.8277 (7.4552)



续表 3

被解释变量	分区域					
	西部	中部	东部	西部	中部	东部
	<i>progap</i>	<i>progap</i>	<i>progap</i>	<i>urbgap</i>	<i>urbgap</i>	<i>urbgap</i>
<i>urb</i>	-49.978 (31.893)	-76.230*** (26.7782)	141.803*** (18.9970)	-11.0741 (18.2273)	-13.8412 (17.2722)	-49.40*** (8.8918)
<i>tra</i>	0.1311 (0.0951)	0.3095* (0.1652)	-0.1508*** (0.0386)	-0.0587 (0.05437)	-0.333*** (0.1066)	0.0508*** (0.0180)
<i>cons</i>	31.554 (20.104)	53.6331*** (12.9795)	-32.2158** (10.4229)	23.854** (11.4900)	36.43*** (8.3719)	52.383*** (4.8786)
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.7625	0.5362	0.5944	0.7958	0.6513	0.5261
<i>N</i>	81	90	99	81	90	99

由表 3 可知，数字经济发展对省际差异的影响在东部经济较为发达的地区显著为负，在中西部地区不显著，说明中西部地区由于普遍经济发展水平较低，其数字基础设施及当地群众对数字经济的认识并不完备，数字经济的驱动力不足以使经济欠发达地区追赶发达地区。而针对城乡差距来看，中西部地区的数字经济发展系数显著为负，意味着数字经济在中西部地区能很好的弥合城乡差距，这可能是因为中西部地区数字经济刚刚起步，有更高的边际效用，而东部地区则由于普遍经济发展较好，数字经济的效用并不能在城乡发展进程中得以体现。

2. 分位数回归

在上述实证研究的基础上，本文引入面板分位数回归模型研究不同省际差异和城乡差距程度的各地区数字经济对区域协调发展的异质性影响。Koenker 等<sup>[37]</sup>在 1978 年引入分位数回归模型 (QRM)，本文在此基础上借鉴芦婷婷等<sup>[38]</sup>的方法，使用面板分位数模型进行参数估计，把被解释变量看成是一个函数分布，根据最小化加权的残差绝对值求和，从而估计解释变量处于被解释变量不同分位点时的影响。设定面板分位数模型如下：

$$progd_{it|\tau} = \alpha_{0\tau} + \alpha_{1\tau}dig_{it|\tau} + \beta_{it\tau}X_{it|\tau} + \varepsilon_{it|\tau} \tag{10}$$

$$urbgml_{it|\tau} = \alpha_{0\tau} + \alpha_{1\tau}dig_{it|\tau} + \beta_{it\tau}X_{it|\tau} + \varepsilon_{it|\tau} \tag{11}$$

其中，下标  $\tau$  表示分位点 (本文选取 0.25、0.5、0.75 三个分位点)，其他符号及变量设定同上。回归结果见表 4。

表 4 分位数回归结果

被解释变量	分位点					
	0.25	0.5	0.75	0.25	0.5	0.75
	<i>progap</i>	<i>progap</i>	<i>progap</i>	<i>urbgap</i>	<i>urbgap</i>	<i>urbgap</i>
<i>dig</i>	-0.033*** (0.0087)	-0.038*** (0.0070)	-0.044*** (0.0101)	-0.0035 (0.0039)	-0.0052* (0.0028)	-0.0066* (0.0039)
<i>fix</i>	0.4252 (0.2882)	0.5515** (0.2306)	0.6997** (0.3371)	0.2186* (0.1218)	0.2116** (0.0889)	0.2062* (0.0211)
<i>lab</i>	0.1708*** (0.054)	0.1270*** (0.0437)	0.0757 (0.0628)	-0.0005 (0.0209)	0.0060 (0.0153)	0.0111 (0.0211)
<i>gov</i>	37.140*** (10.9040)	41.892*** (8.7260)	47.466*** (12.7504)	7.4627 (5.1809)	7.9787** (3.7852)	8.3867 (5.2152)
<i>urb</i>	8.6289 (21.8523)	16.924 (17.4716)	26.6525 (25.5642)	-44.509*** (9.1673)	-44.784*** (6.6955)	-45.002*** (9.2284)
<i>tra</i>	-0.0927* (0.0537)	-0.0882** (0.0428)	-0.0828 (0.0628)	-0.0012 (0.0198)	0.0011 (0.0144)	0.00296 (0.0199)
<i>N</i>	270	270	270	270	270	270

由表4可知,在0.25、0.5、0.75分位点上,数字经济对省际差异的影响系数分别为-0.033、-0.038和-0.044,且在0.01的水平上显著,而数字经济对城乡差异的影响系数则由不显著的-0.0035到显著的-0.0052和-0.0066,这意味着,不管省际差异还是城乡差距,差异水平越大的地区,数字经济缩小省际差异或者城乡差距的效果就越好,这说明数字经济弥合了区域差异,进一步验证了命题1。

### (三) 数字经济促进区域协调发展的实现路径分析

#### 1. 逐步回归模型

根据前文的理论分析,数字经济不仅对区域协调发展有直接效应,还通过产业结构升级和技术创新对其有间接影响。本文使用中介效应模型验证这种影响,回归结果见表5和表6。

表5 产业结构升级的中介效应

被解释变量	模型					
	(5)	(6)	(7)	(5)	(6)	(7)
	<i>progap</i>	<i>indus</i>	<i>progap</i>	<i>urbgap</i>	<i>indus</i>	<i>urbgap</i>
<i>dig</i>	-0.0384*** (0.0057)	0.0031*** (0.0003)	-0.0387*** (0.0068)	-0.0050* (0.0026)	0.0031*** (0.0003)	-0.0114*** (0.0030)
<i>indus</i>			0.0802 (1.1686)			2.0458*** (0.5113)
<i>fix</i>	0.5566** (0.2325)	-0.0334** (0.0130)	0.5593** (0.2362)	0.2124** (0.1052)	-0.0334** (0.0130)	0.2807*** (0.1034)
<i>lab</i>	0.1253*** (0.0327)	-0.0026 (0.0018)	0.1255*** (0.0329)	0.0053 (0.0148)	-0.0026 (0.0018)	0.0105 (0.0144)
<i>gov</i>	42.0834*** (14.5988)	2.5816*** (0.4959)	41.8763*** (9.3644)	7.9219** (4.0016)	2.5816*** (0.4959)	2.6404 (4.0975)
<i>urb</i>	17.2576 (0.0369)	-1.6928** (0.8184)	17.3935 (0.0371)	-44.7537*** (6.6037)	-1.6928** (0.8184)	-41.291*** (6.4598)
<i>tra</i>	-0.0880** (0.0369)	-0.0021 (0.0021)	-0.0878*** (0.0371)	0.0009 (0.0167)	-0.0021 (0.0021)	0.0052 (0.0162)
<i>cons</i>	19.4285*** (7.4511)	1.2413*** (0.4177)	19.3289** (7.6066)	50.0733*** (3.3705)	1.2413*** (0.4177)	47.5338*** (3.3284)
$R^2$	0.3828	0.7355	0.3828	0.6418	0.7355	0.6648
<i>N</i>	270	270	270	270	270	270

表6 技术进步的中介效应

被解释变量	模型					
	(5)	(6)	(7)	(5)	(6)	(7)
	<i>progap</i>	<i>innov</i>	<i>progap</i>	<i>urbgap</i>	<i>innov</i>	<i>urbgap</i>
<i>dig</i>	-0.0384*** (0.0057)	0.0027*** (0.0004)	-0.0322*** (0.0062)	-0.0050* (0.0026)	0.0027*** (0.0004)	-0.0033 (0.0028)
<i>innov</i>			-2.3275** (0.9305)			-0.6446 (0.4244)
<i>fix</i>	0.5566** (0.2325)	-0.079*** (0.0162)	0.3733 (0.2413)	0.2124** (0.1052)	-0.079*** (0.0162)	0.1616 (0.1101)
<i>lab</i>	0.1253*** (0.0327)	-0.0038* (0.0023)	0.1164*** (0.0326)	0.0053 (0.0148)	-0.0038* (0.0023)	0.0028 (0.0149)
<i>gov</i>	42.083*** (14.5988)	2.1088*** (0.6146)	46.992*** (8.9660)	7.9219** (4.0016)	2.1088*** (0.6146)	9.2813** (4.0896)
<i>urb</i>	17.2576 (0.0369)	8.2834*** (1.0143)	36.5374** (16.3614)	-44.754*** (6.6037)	8.2834*** (1.0143)	-39.4143 (7.4650)
<i>tra</i>	-0.0880** (0.0369)	-0.008*** (0.0026)	-0.1075*** (0.0374)	0.0009 (0.0167)	-0.008*** (0.0026)	-0.0045 (0.0170)
<i>cons</i>	19.429*** (7.4511)	6.0418*** (0.5177)	33.491*** (9.2685)	50.0733*** (3.3705)	6.0418*** (0.5177)	53.968*** (4.2276)
$R^2$	0.3828	0.8623	0.3990	0.6418	0.8623	0.6453

续表6

被解释变量	模型					
	(5)	(6)	(7)	(5)	(6)	(7)
	<i>progap</i>	<i>innov</i>	<i>progap</i>	<i>urbgap</i>	<i>innov</i>	<i>urbgap</i>
<i>N</i>	270	270	270	270	270	270

由模型(5)和模型(7)可知,数字经济显著减少了省际差异和城乡差距,这与上文中基准回归的结果一致。模型(6)显示,数字经济对产业结构升级的影响显著为正,意味着数字经济促进了产业结构升级,结合模型(7)中产业结构升级对省际差异不显著为正且对城乡差距显著为正的结果,本文认为数字经济通过产业结构升级扩大了城乡差距,对省际差异的中介效应影响不明显。但由于二者符号不同,可能存在遮掩效应,因此需要进一步进行中介效应检验。

模型(6)显示,数字经济对技术创新的影响系数显著为正,意味着数字经济促进了技术创新水平,结合模型(7)中技术创新对省际差异显著为负及对城乡差距不显著为负的结果,本文认为数字经济通过技术创新缩小了省际差异,城乡差距中的中介效应影响不明显。

## 2. Bootstrap 检验的中介效应

由于上文所用模型可能出现直接效应和间接效应相互抵消的遮掩效应,因此需要进行中介效应检验。因为 Bootstrap 具有较高的统计效力<sup>[39]</sup>,本文选择 Bootstrap 检验中介效应,设定为 1000 次,95% 的置信区间,如果这个置信区间不包含 0,则拒绝系数乘积为 0 的原假设,说明中介效应显著。Bootstrap 检验结果见表 7。

表7 Bootstrap 中介效应检验

被解释变量	中介变量	效应分析	系数	标准差	95%置信区间	
<i>progap</i>	<i>indus</i>	直接效应	0.0117	0.0178	-0.0232	0.0465
		间接效应	0.0166***	0.0055	0.0055	0.0271
	<i>innov</i>	直接效应	-0.0069	0.0202	-0.0464	0.0326
		间接效应	0.0349***	0.0082	0.0188	0.0510
<i>urbgap</i>	<i>indus</i>	直接效应	-0.0132***	0.0028	-0.0189	-0.0076
		间接效应	0.0026**	0.0011	0.0005	0.0047
	<i>innov</i>	直接效应	-0.0135***	0.0031	-0.0196	-0.0073
		间接效应	0.0028**	0.0014	0.0001	0.0056

结果显示,产业结构升级和技术创新的中介效应均显著存在,因此本文得出结论,数字经济通过产业结构升级扩大了省际差异和城乡差距,通过技术创新缩小了省际差异和城乡差距,与命题2结论相反,验证了命题3。

上述结果是因为技术创新推广的激励比较高且其相对产业结构升级的边际成本较低,缩小了省际差异和城乡差距。而与经济发达地区有完善的政策和市场体系不同,经济欠发达地区可能不存在产业结构升级的基础或者出现产业结构优化带来的“经济阵痛”;类似地,在城乡发展过程中,农村地区由于自身禀赋和发展侧重点的问题,不会也没有条件进行产业结构的升级。综上,数字经济通过产业结构升级扩大了省际差异和城乡差距,在新时代进程中,本文认为产业结构升级的“成本”会随着我国高质量发展水平的提高而逐步降低,进而使数字经济可以通过产业结构升级促进区域协调发展。

## (四) 不同要素市场化水平下数字经济的影响

### 1. Bootstrap 检验的面板门槛模型

通过建立门槛模型来进一步研究不同要素市场化水平下数字经济发展和省域差异、城乡差距之间的关系是否存在不确定性以及具体形式。本文以要素市场化作为数字经济发展影响区域协调发展的门槛变量,门槛模型通过构建 LM 统计量来检验门槛是否显著成立,由于 LM 统计量并不服从标准的分布,Hansen<sup>[40]</sup>提出通过 Bootstrap 来获得渐近分布,进而得到相应的概率 P 值,门槛效应检验结果见表 8 和表 9。

表 8 对省际差异 Bootstrap(1000 次)门槛检验结果

门槛数	RSS	MSE	F统计量	P值	门槛值
Single	1572.7881	6.0260	15.97	0.4190	5.19
Double	1419.6833	5.4394	28.15	0.0370	5.19、6.78
Triple	1360.4196	5.2123	11.37	0.6380	

表 9 对城乡差异 Bootstrap(1000 次)门槛检验结果

门槛数	RSS	MSE	F统计量	P值	门槛值
Single	323.7589	1.2405	12.40	0.4580	7.22
Double	310.3117	1.1889	11.31	0.3620	4.49、7.22
Triple	305.8333	1.1718	3.82	0.8900	

由表 8 和表 9 可以看出,省际差异的双门槛通过了 0.05 的显著水平,三门槛不显著,说明要素市场化在数字经济减少省际差异的过程中呈现双门槛效应,门槛值为 5.19 和 6.78;而对于城乡差异,门槛效应不显著,具体的效应见表 10。

表 10 面板门槛模型回归结果

被解释变量	模型			
	(3)	(8)	(8)	(8)
	<i>progap</i>	<i>progap</i>	<i>progap</i>	<i>progap</i>
<i>dig</i>	-0.0384*** (0.0057)			
<i>dig(mar ≤ 5.19)</i>		-0.0098 (0.0146)		
<i>dig(5.19 &lt; mar &lt; 6.78)</i>			-0.0327*** (0.0102)	
<i>dig(mar ≥ 6.78)</i>				-0.0390*** (0.0069)
<i>fix</i>	0.5566** (0.2325)	0.2476 (0.7376)	-0.2851 (0.6731)	1.1287*** (0.3408)
<i>lab</i>	0.1253*** (0.0327)	0.4116** (0.1896)	0.0178 (0.0357)	0.1094** (0.0471)
<i>gov</i>	42.0834*** (14.5988)	62.6826*** (13.6907)	31.5073** (14.7470)	-18.226 (15.2894)
<i>urb</i>	17.2576 (0.0369)	-68.9974** (34.1964)	67.9815** (26.9569)	-2.0785 (22.9796)
<i>tra</i>	-0.0880** (0.0369)	0.1374 (0.1974)	-0.1433 (0.1125)	-0.0361 (0.0439)
<i>cons</i>	19.4285*** (7.4511)	39.9176 (24.36223)	-5.7906 (12.9263)	-0.03612 (0.0440)
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.3828	0.7037	0.2423	0.3801
<i>N</i>	270	67	77	126

由表 10 可知,在要素市场化水平小于等于 5.19 时,数字经济对省际差异的减小作用不显著,当要素

市场化水平大于 5.19 且小于 6.78 时, 数字经济的系数为-0.0327 且在 0.01 的水平下显著, 当要素市场化大于等于 6.78 时, 数字经济的系数为-0.0390 且在 0.01 的水平下显著, 由此可得, 当要素市场化水平过低时, 数字经济由于数据要素的作用未发挥完全或对要素配置效率没有积极影响而对省际差异的影响不显著, 当要素市场化到达一定程度后, 要素市场化水平越高, 数字经济缩小省际差异的效果越好。

2. 交互效应面板模型

由于要素市场化对数字经济推动城乡协调发展进程中并未存在门槛效应, 而理论研究中要素市场化扮演重要角色, 故本文使用交互效应面板模型实证分析要素市场化在其中可能存在的调节作用, 交互效应面板模型具体形式如下:

$$progdip_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 dig_{it} + \alpha_2 dig \times mar + \alpha_3 mar + X'_{it} \beta_i + \varepsilon_{it} \tag{12}$$

$$urbgml_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 dig_{it} + \alpha_2 dig \times mar + \alpha_3 mar + X'_{it} \beta_i + \varepsilon_{it} \tag{13}$$

其中,  $dig \times mar$  为数字经济发展和要素市场化的交互项, 其他符号及变量设定同上。回归结果见表 11。

表 11 交互效应面板模型回归结果

被解释变量	模型			
	(3)	(12)	(4)	(13)
	<i>progap</i>	<i>progap</i>	<i>urbgap</i>	<i>urbgap</i>
<i>dig</i>	-0.0384*** (0.0057)	-0.0342*** (0.018)	-0.0050* (0.0026)	-0.0125*** (0.0048)
<i>dig × mar</i>		-0.0005 (0.0013)		0.0013** (0.0006)
<i>mar</i>		-0.0370 (0.6089)		-0.6116** (0.2720)
<i>fix</i>	0.5566** (0.2325)	0.6163** (0.2770)	0.2124** (0.1052)	0.0722 (0.1238)
<i>lab</i>	0.1253*** (0.0327)	0.1247*** (0.0329)	0.0053 (0.0148)	0.0066 (0.0147)
<i>gov</i>	42.0834*** (14.5988)	41.2786*** (9.1004)	7.9219** (4.0016)	9.7796** (4.0660)
<i>urb</i>	17.2576 (0.0369)	14.1207 (17.1328)	-44.7537*** (6.6037)	-35.8453*** (7.6547)
<i>tra</i>	-0.0880** (0.0369)	-0.0905** (0.0373)	0.0009 (0.0167)	0.0033 (0.0167)
<i>cons</i>	19.4285*** (7.4511)	21.3343** (8.3091)	50.0733*** (3.3705)	48.7786*** (3.7124)
$R^2$	0.3828	0.3836	0.6418	0.6509
$N$	270	270	270	270

通过比对基准回归结果, 发现要素市场化在数字经济减少城乡差距的过程中存在调节效应, 因为交互项结果显著为正, 数字经济对城乡差异的系数显著为负, 即随着要素市场化进程的提升, 数字经济反而会扩大城乡差距, 原因可能是因为农村对市场化的需求不敏感, 但随着要素市场化的进行, 城市地区会对数字经济的需求更大, 此消彼长, 城乡差异会扩大。综上, 要素市场化在数字经济减少省际差异的过程中呈现双门槛效应, 在数字经济缩小城乡差距的过程中存在调节效应, 命题 4 不成立。

五、结论与建议

(一) 研究结论

整体来看, 数字经济缩小了省际差异和城乡差距, 进而对促进区域协调发展有积极作用。分区域回归结果显示, 数字经济发展能显著缩小东部地区的省际差异和中西部地区的城乡差距; 面板分位数结果显示, 不管省际差异还是城乡差距, 差异水平越大的地区, 数字经济缩小省际差异或者城乡差距的效果就

越好;中介效应结果显示,数字经济通过产业结构升级抑制了区域协调发展,通过技术创新促进了区域协调发展。最后,要素市场化在数字经济减少省际差异的过程中呈现双门槛效应,在数字经济减少城乡差异的过程中存在调节作用。

## (二) 政策建议

我国步入新发展阶段后,数字经济作为促进经济高质量发展、区域协调发展的新动能、新引擎和新业态,既是实现“中华民族伟大复兴”奋斗目标的重要路径,也是不断推动区域和城乡协同发展,不断缩小经济发展差距的重要抓手。因此,根据以上结论,提出如下政策建议。

首先,从全国范围来看,应把握数字经济战略机遇,加快推进数字经济发展。政府需要加大对数字经济基础设施的投资力度,引导数字基础设施按照市场需求有序建设;推进数字中国建设,深入推进战略性新兴产业集群发展工程;加快交通、市政、医疗等公共基础设施智能化综合性数字信息基础设施建设,推动数字经济稳定发展,进一步提升数字技术为区域协调发展带来的红利效应。

其次,不同地区应因地制宜,实施差别化、动态化的数字经济发展战略。东部地区应继续发挥信息等资源优势,保持创新活力,支持在数字经济发展的重点领域建设示范区和试验区,超前布局以5G技术全覆盖为基本导向的新兴基础设施建设,强化数字经济的知识和技术溢出效应;中西部地区应在强化数字经济发展的包容性,提升居民数字化技能的同时,持续推进数字化基础设施投入,改善数字化基础设施质量,以不断缩小与东部地区的数字经济发展差距,培育区域局部数字经济增长极。同时要从宏观上统筹东西部的禀赋差异,将东西部数字经济发展纳入通盘考虑,积极建设国家算力枢纽节点,推进实施“东数西算”工程,从而形成数字经济对区域发展的协同效应。

最后,各地区要根据各自的比较优势,选择合理的产业成长模式,定位产业结构优化重点和政府职能,提升技术创新水平,加快推进区域数字经济与当地传统产业的融合发展,实现产业升级改造,充分发挥产业结构升级的中介作用。要加快推动要素市场化建设,从市场和政府两个层面引导数据、劳动力、资本投入等生产要素在各区域间自由流动,从而降低生产和交易成本,促进区域经济协调发展。

## 参考文献:

- [1] 倪斐. 地方自治: 解决区域发展不平衡问题的内生型路径[J]. 江海学刊, 2020(4): 248-253.
- [2] 吴珊. 长三角区域经济发展不平衡测度与优化研究[D]. 合肥: 安徽大学, 2019.
- [3] 钟文, 郑明贵. 数字经济对区域协调发展的影响效应及作用机制[J]. 深圳大学学报(人文社会科学版), 2021, 38(4): 79-87.
- [4] 王玉, 张占斌. 数字经济、要素配置与区域一体化水平[J]. 东南学术, 2021(5): 129-138.
- [5] 杨开忠. 中国区域经济差异变动研究[J]. 经济研究, 1994(12): 28-33+12.
- [6] 蔡昉, 都阳. 中国地区经济增长的趋同与差异——对西部开发战略的启示[J]. 经济研究, 2000(10): 30-37+80.
- [7] 刘华军, 彭莹, 裴延峰, 等. 全要素生产率是否已经成为中国地区经济差距的决定力量?[J]. 财经研究, 2018, 44(6): 50-63.
- [8] 姚志毅, 张扬. 数字经济与区域经济联动性的动态分析[J]. 经济经纬, 2021, 38(1): 27-36.
- [9] 吕承超, 索琪, 杨欢. “南北”还是“东西”地区经济差距大?——中国地区经济差距及其影响因素的比较研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(9): 80-97.
- [10] 钞小静, 薛志欣, 王宸威. 中国新经济的逻辑、综合测度及区域差异研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(10): 3-23.
- [11] 陈梦根, 张帅. 中国地区经济发展不平衡及影响因素研究——基于夜间灯光数据[J]. 统计研究, 2020, 37(6): 40-54.
- [12] 赵焘. 地域差别、区域金融差异与经济发展失衡——基于空间经济学视角的分析[J]. 湖北社会科学, 2015(3): 69-73.
- [13] 赵静. 金融资源配置对农村居民消费区域差异的影响机制和平衡路径[J]. 商业经济研究, 2021(21): 139-142.
- [14] 刘少琼. 农村区域经济发展差异原因分析及对策[J]. 山西农经, 2021(16): 52-53.
- [15] 任晓刚, 李冠楠, 王锐. 数字经济发展、要素市场化与区域差距变化[J]. 中国流通经济, 2022, 36(1): 55-70.
- [16] 孟添, 张恒龙. 数字金融与区域经济高质量发展[J]. 社会科学辑刊, 2022(1): 139-148.
- [17] 周超, 黄乐. 数字普惠金融对区域经济高质量发展的影响研究[J]. 价格理论与实践, 2021(9): 168-172.

- [18] 段博, 邵传林, 段博. 数字经济加剧了地区差距吗?——来自中国284个地级市的经验证据[J]. *世界地理研究*, 2020, 29(4): 728 - 737.
- [19] 郭吉涛, 梁爽. 数字经济对中国全要素生产率的影响机理: 提升效应还是抑制效果?[J]. *南方经济*, 2021(10): 9 - 27.
- [20] 龚巧慧. 数字经济发展对城乡收入差距的影响[D]. 济南: 山东大学, 2021.
- [21] 杨文溥. 数字经济与区域经济增长: 后发优势还是后发劣势?[J]. *上海财经大学学报*, 2021, 23(3): 19 - 31+94.
- [22] 曹萍萍, 徐晓红, 李壮壮. 中国数字经济发展的区域差异及空间收敛趋势[J]. *统计与决策*, 2022, 38(3): 22 - 27.
- [23] 陈文, 吴赢. 数字经济发展、数字鸿沟与城乡居民收入差距[J]. *南方经济*, 2021(11): 1 - 17.
- [24] 刘达禹, 徐斌, 刘金全. 数字经济发展与区域经济增长——增长门槛还是增长瓶颈?[J]. *西安交通大学学报(社会科学版)*, 2021, 41(6): 16 - 25.
- [25] 黄金芳. 数字经济背景下互联网发展对区域经济差距的影响——基于劳动力要素配置视角[J]. *商业经济研究*, 2021(21): 167 - 171.
- [26] 何帆, 刘红霞. 数字经济视角下实体企业数字化变革的业绩提升效应评估[J]. *改革*, 2019(4): 137 - 148.
- [27] 蔡跃洲, 马文君. 数据要素对高质量发展影响与数据流动制约[J]. *数量经济技术经济研究*, 2021, 38(3): 64 - 83.
- [28] 宋跃刚, 郝夏珍. 数字经济对黄河流域经济高质量发展的门槛和空间溢出效应研究[J]. *河南师范大学学报(自然科学版)*, 2022, 50(1): 48 - 58.
- [29] 王如玉, 梁琦, 李广乾. 虚拟集聚: 新一代信息技术与实体经济深度融合的空间组织新形态[J]. *管理世界*, 2018, 34(2): 13 - 21.
- [30] 李海舰, 田跃新, 李文杰. 互联网思维与传统企业再造[J]. *中国工业经济*, 2014(10): 135 - 146.
- [31] 倪鹏飞, 刘伟, 黄斯赫. 证券市场、资本空间配置与区域经济协调发展——基于空间经济学的研究视角[J]. *经济研究*, 2014, 49(5): 121 - 132.
- [32] 钞小静, 沈坤荣. 城乡收入差距、劳动力质量与中国经济增长[J]. *经济研究*, 2014, 49(6): 30 - 43.
- [33] 张腾, 蒋伏心, 韦联韬. 数字经济能否成为促进我国经济高质量发展的新动能?[J]. *经济问题探索*, 2021(1): 25 - 39.
- [34] 李彦龙, 彭锦, 罗天正. 数字化、溢出效应与企业绩效[J]. *工业技术经济*, 2022, 41(3): 25 - 33.
- [35] 郭峰, 王靖一, 王芳, 等. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. *经济学(季刊)*, 2020, 19(4): 1401 - 1418.
- [36] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. *心理学报*, 2004(5): 614 - 620.
- [37] KOENKER R, BASSETT G. Regression quantiles[J]. *Econometrica*, 1978, 46(1): 33 - 50.
- [38] 芦婷婷, 祝志勇. 人工智能是否会降低劳动收入份额——基于固定效应模型和面板分位数模型的检验[J]. *山西财经大学学报*, 2021, 43(11): 29 - 41.
- [39] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. *心理科学进展*, 2014, 22(5): 731 - 745.
- [40] HANSEN B E. Sample splitting and threshold estimation[J]. *Econometrica*, 2000, 68(3): 575 - 603.

[责任编辑 刘书亮]