

# 数字经济发展与区域经济收敛

## ——基于动态空间面板模型的实证研究

尹希果 魏苗苗

**【摘要】**数字经济发展对于扎实推进共同富裕具有重要意义。基于经济增长条件收敛模型,采用动态空间杜宾模型实证考察数字经济发展对区域经济增长收敛的影响。研究发现:考察期内全国经济增长具有显著的条件收敛特征,数字经济发展显著促进了区域经济收敛;东中西部地区和南北地区均存在明显的俱乐部收敛现象,仅东部地区和南方地区数字经济发展能够显著缩小地区经济差距;东部地区数字经济发展对本地区及邻近地区的经济增长均具有显著的正向累积效应,西部地区数字经济发展的空间溢出效应为负。为此,提出以下政策建议:一是充分把握数字经济发展机遇,二是巩固数字经济的区域经济收敛效应,三是推行差异化的数字经济政策,四是推动数字经济均衡发展。

**【关键词】**数字经济;经济收敛;经济增长;空间溢出

**【作者简介】**尹希果(1972-),男,山东淄博人,重庆大学经济与工商管理学院教授,博士生导师,主要研究方向:发展经济学;魏苗苗,重庆大学经济与工商管理学院(重庆 400044)。

**【原文出处】**《经济与管理评论》(济南),2024.2.29~42

**【基金项目】**国家社会科学基金项目“新型城镇化背景下‘农转非’人口的劳动力市场融入研究”(20CRK006)。

### 一、引言

实现共同富裕是党和政府的长期历史任务。党的二十大报告对扎实推进共同富裕作出重要战略部署,凸显了共同富裕在全面建设社会主义现代化国家的重要地位。作为实现共同富裕的重要内容,实现区域协调发展对于推动社会经济稳定发展具有现实意义。当前,中国经济已经由高速增长阶段转向高质量发展阶段,但区域发展不平衡的问题仍日益突出,如何实现中国区域的共同富裕和经济协调发展是亟待解决的重大问题。随着人工智能、云计算、区块链等前沿数字技术的发展,数字经济逐渐成为经济新常态下国民经济的重要支撑力量和增长动力。同时,数字经济具有降成本性、强扩散性以及高成长性等主要特征(宋洋,2019)<sup>[1]</sup>,在产业结构升级(陈晓东、杨晓霞,2021)<sup>[2]</sup>、全要素生产率提升(杨慧梅、江璐,2021)<sup>[3]</sup>以及经济高质量发展(赵涛等,

2020)<sup>[4]</sup>等方面已表现出强大动力。因此,在“实现共同富裕”的战略决策下,探究数字经济发展对区域经济增长收敛的影响具有重要价值和意义。

区域经济收敛问题一直是宏观经济领域关注和研究的重点内容之一,已有文献考察了政府财政支出(王宝顺、徐绮爽,2021)<sup>[5]</sup>、人口流动(侯燕飞、陈仲常,2016<sup>[6]</sup>;毛新雅、翟振武,2013<sup>[7]</sup>)、外商直接投资(雷俐等,2020)<sup>[8]</sup>和交通基础设施建设(俞峰等,2021)<sup>[9]</sup>等方面对地区经济差距的影响。目前学术界对于数字经济发展能否缩小区域经济差距仍存在争议。李治国和王杰(2021)<sup>[10]</sup>认为,数字技术的应用能够促进各类数据要素快捷流动,优化数据要素配置,从而缩小地区经济差距。杨文溥(2021)<sup>[11]</sup>认为依托于数字技术的发展,经济落后的地区可以通过数字经济的后发优势促进经济增长,为实现区域经济协调发展提供了发展机遇。高远东和裴馨(2023)<sup>[12]</sup>认为“宽带中

国”战略实施能够通过技术创新缩小地区经济差距。然而,金春枝和李伦(2016)<sup>[13]</sup>则指出数字经济发展过程中可能存在数字鸿沟问题。陈文和吴赢(2021)<sup>[14]</sup>实证发现数字经济发展与城乡收入差距之间存在U型关系,数字鸿沟最终会扩大城乡收入差距。卢盛峰和洪靖婷(2023)<sup>[15]</sup>发现电子商务进农村试点不仅没有缩小县域内经济差距,数字能力鸿沟反而进一步加剧了经济发展不平衡程度。

已有文献对于促进区域协调发展具有一定的借鉴意义,但学者关于数字经济发展究竟是扩大还是缩小了地区经济差距并未达成一致。与本文最相关的是邵秀燕和陈思华(2022)<sup>[16]</sup>的研究,他们探究了数字经济发展对以卫星灯光数据测度的城市经济增长收敛的影响,但他们主要采用普通面板模型,并未着重探讨数字经济发展带来的空间溢出效应。此外,尽管卫星灯光数据具有一定的客观性,但本身还存在诸多缺陷,如卫星灯光会受到地形和森林覆盖率的影响、对原始灯光影像进行数据提取方法的选择较为主观以及灯光亮度值饱和度和度等问题,这不可避免降低了卫星灯光数据的客观性<sup>[17][18]</sup>。鉴于此,本文在已有研究的基础上纳入经济增长收敛框架,运用空间计量模型探究全国、东中西部地区及南北地区数字经济发展与区域间经济增长差距之间的因果关系,为统筹推进区域经济协调发展提供理论支撑和决策参考。

本文的边际贡献可能体现在三个方面:第一,现有研究关于数字经济发展对地区经济差距影响的观点并不统一。本文基于经济增长收敛模型,实证检验数字经济发展对中国区域经济增长及收敛性的影响,进一步丰富了数字经济与区域经济收敛方面的研究。第二,与已有研究主要使用普通面板模型进行区域收敛分析不同,考虑到各地区经济活动的互动联系随着信息技术的发展变得更为密切,本文将空间因素纳入经济增长收敛模型,采用动态空间计量模型进行实证研究,为数字经济发展促进区域经济收敛提供了更为可靠的经验证据。第三,以往研究主要基于全国层面进行研究,考虑到不同区域数字经济发展的影响效应可能具有差异,本文进一步

考察了东中西部地区和南北地区数字经济发展对区域经济收敛的影响,以期全面系统把握数字经济发展与经济增长收敛之间的关系,从而有利于各地区因地制宜制定差别化政策。

## 二、理论分析与研究假设

### (一)数字经济发展与区域经济增长

作为数字经济的核心,数据要素与劳动力、资本等传统生产要素在多维度、高层次上实现协同创新和融合发展,作用于生产、消费、生活和公共服务等各个领域,为经济发展提供新动能。首先,数字经济在规模经济和范围经济方面具有显著特征<sup>[19]</sup>,能够通过降低生产成本促进经济发展。在企业数字化转型过程中,生产成本具备低边际成本的特征。企业倾向于无限扩大生产规模,长期平均成本随着生产规模的扩大而降低,形成规模经济效应。与工业经济相比,数字经济能够以更低的成本实现技术创新和产品创新,显著增加市场上商品和服务的种类,有助于形成范围经济。其次,数字经济通过优化资源配置、提高资源配置效率加快区域经济增长。数字经济极大优化了“看得见的手”的资源配置功能<sup>[20]</sup>。平台企业将生产者和消费者进行在线精准匹配,实现供求双方高效对接,大幅度提升资源利用效率。最后,数字经济通过提高全要素生产率促进经济发展。数字经济以数据为核心生产要素,打破了传统要素市场的束缚,渗透到产业的各个生产环节,改变生产过程中要素的投入种类和比例,从而提升生产效率<sup>[21]</sup>。综上,本文提出假设1。

假设1:数字经济发展能够显著促进区域经济增长。

### (二)数字经济发展与区域经济收敛

数字经济主要通过一体化效应、知识与技术的溢出效应促进区域经济增长收敛。一方面,数字经济发展带来的一体化效应有利于推动实现区域协同发展。新一代数字技术的广泛应用能够解决由于地理位置造成的市场分割问题,有效发挥市场的一体化效应<sup>[22]</sup>。在区域一体化下,落后地区通过比较优势嵌入到发达地区的价值链中,生产本地区具有比较优势的产品,从而实现不同发展水平的地区之间

的分工与协作。与发达地区的经济互动,有助于落后地区推动传统产业转型,延伸产业链,从而提升经济增长速度和质量。另一方面,经济落后的地区通过知识和技术溢出的后发优势缩小与富裕地区的差距。由于信息知识具有正向外溢性的特征,落后地区可以通过学习和模仿发达地区制度、政策等方面的成功经验,实现管理水平和生产效率的提高,加快经济增长速度。落后地区可以在短时间内迅速将数字技术与传统产业结合起来,为实现“弯道超车”提供了发展机遇。综上,本文提出假设2。

假设2:数字经济发展可以显著促进区域经济增长收敛。

由于各地区资源禀赋、发展阶段差异较大,数字经济在东中西部地区的发展不平衡,导致其对区域经济收敛的影响可能也存在差异。东部地区经济基础较为扎实,有能力投入大量人力、物力进行数字基础设施建设,数字经济发展水平整体较高。在企业数字化转型过程中,北京、上海、广东等数字经济发展活跃的发达地区能够充分释放数字经济为经济发展带来的积极效应,带动东部地区其他省份数字经济发展与经济增长,有助于促进东部地区经济收敛。与东部地区相比,中西部地区经济基础较差,数字产业发展普遍滞后,且地区间内部经济活动的联动性较弱,数字经济发展的红利难以有效释放,对经济增长的拉动作用有限。因此,中西部地区数字经济对经济增长收敛的影响可能不显著。基于此,本文提出假设3。

假设3:数字经济发展对经济收敛的促进作用在东中西部地区具有差异,东部地区作用效果更为显著。

近年来,中国区域经济发展不均衡已从东中西部地区差距转变为南北地区差距。南方地区的经济发展水平和质量均显著高于北方,数字经济对区域经济收敛的影响效应可能也存在差异。北方地区高度依赖投资驱动的重工业,经济发展缺乏韧性,具有显著的政府主导特征,导致其资源配置效率低下。同时,北方地区企业数字化转型进程较为缓慢,难以推动产业结构优化,也不能吸引高科技人才以促进

技术创新,无法有效促进经济增长和缩小经济差距。与北方地区相比,南方地区市场机制较为健全,具有较为夯实经济发展水平和技术创新基础。例如,长江三角洲和珠江三角洲地区能够通过劳动力流动、产业集聚、产业链延伸等,依靠产业互补、专业化分工以及知识、技术与创新扩散缩小地区间差距。因此,南方地区可以强化数字经济发展的经济增长效应,使得南方地区数字经济对经济增长收敛的影响强于北方地区。基于以上分析,本文提出假设4。

假设4:数字经济发展对经济收敛的促进作用在南北地区具有差异,南方地区作用效果更为显著。

### 三、模型设定、变量选取与数据来源

#### (一)模型设定

参考Barro和Sala-i-Martin(1992)<sup>[23]</sup>提出的 $\beta$ 收敛理论,构建不包含空间因素的区域经济增长收敛模型:

$$g_{i,t} = \alpha + \beta \ln y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式(1)为区域经济增长绝对收敛模型。其中, $g_{i,t}$ 是经济增长率指标,用*i*地区*t*时期的实际人均GDP增长率表示; $\ln y_{i,t-1}$ 是期初经济发展水平,用*i*地区*t-1*时期的实际人均GDP对数值表示; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项; $\beta$ 是收敛系数,若 $\beta$ 小于0,则表示区域存在绝对收敛,各地区经济差距趋于缩小;若 $\beta$ 大于0,则表示区域经济发散,各地区经济发展趋于不平衡。

$$g_{i,t} = \alpha + \beta \ln y_{i,t-1} + \gamma X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

式(2)是在绝对收敛模型的基础上加入控制变量,表示经济增长条件收敛模型, $X_{i,t}$ 表示一系列控制变量的集合。

考虑到空间地理因素对区域经济收敛存在一定的影响,且经济增长可能具有时间上的路径依赖特征,本文在式(2)模型的基础上引入空间效应,构建动态空间面板计量模型进行收敛性分析。条件收敛的动态空间杜宾模型设定如下:

$$g_{i,t} = \alpha + \eta g_{i,t-1} + \beta \ln y_{i,t-1} + \alpha_1 \text{dei}_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \rho W g_{i,t} + \beta_1 W \ln y_{i,t-1} + \alpha_2 W \text{dei}_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $W g_{i,t}$ 、 $W \ln y_{i,t-1}$ 和 $W \text{dei}_{i,t}$ 分别是实际人均GDP增长率、期初实际人均GDP和数字经济发展的

空间滞后项; $g_{i,t-1}$ 是实际人均GDP增长率的时间滞后项; $W$ 为空间权重矩阵; $\mu_i$ 和 $\delta_t$ 分别代表空间效应和时间效应;其他变量含义同式(1)和式(2)。

为检验空间计量模型估计结果的稳健性,本文构建了两类空间权重矩阵,并对其进行标准化处理:(1)邻接权重矩阵( $W1$ ),即当两地区地理邻接时 $W1=1$ ,非地理邻接时 $W1=0$ <sup>①</sup>;(2)地理距离权重矩阵( $W2$ ),用基于经纬度计算的地区间距离平方的倒数表示两地区之间的空间关联程度。

此外,根据收敛系数 $\beta$ ,可以计算出考察期 $T$ 内相应的收敛速度 $s$ 以及半生命周期 $\tau$ ,计算公式如下:

$$s=-\ln(1-|\beta|)/T \quad (4)$$

$$\tau=\ln(2)/s \quad (5)$$

## (二)变量选取

1.被解释变量。被解释变量为实际人均GDP增长率( $g_{i,t}$ ),用 $i$ 地区 $t$ 时期实际人均GDP的对数值减去 $t-1$ 时期实际人均GDP的对数值表示。本文所使用的实际GDP是以2005年为基期将名义GDP用GDP平减指数调整所得。

2.核心解释变量。关于数字经济发展水平的衡量,目前并没有统一的指标。虽然一些研究机构已经测算了各地区数字经济综合发展水平,但均存在样本时期跨度小的问题<sup>[24]</sup>。因此,结合数据可得性,

本文从数字基础设施、数字产业、数字技术及数字应用四个维度选取12个指标构建各地区数字经济发展水平指数,具体指标体系见表1。参考杨丽和孙之淳(2015)<sup>[25]</sup>的做法,基于熵值法测算各个数字经济子指标所占权重,再根据各个指标的权重得分计算得到各地区数字经济发展水平。

3.控制变量。为更加全面分析数字经济发展对区域经济增长收敛的影响,借鉴雷俐等(2020)<sup>[8]</sup>、邵秀燕和陈思华(2022)<sup>[16]</sup>等关于经济增长收敛影响因素的文献,本文选取了一系列控制变量:(1)城镇化率( $ur$ )。本文使用各地区城镇人口占总人口的比重表示。(2)外商直接投资( $fdi$ )。本文使用实际利用外商投资额占GDP的比重来表示。(3)固定资产投资( $inv$ )。本文用各地区全社会固定资产投资额与地区GDP的比值衡量固定资产投资。(4)人力资本水平( $lnedu$ )。本文使用各地区每万人普通高等学校在校学生数来衡量各地区的人力资本水平,为了消除异方差的影响,在实证分析中取对数。(5)就业水平( $lnemp$ )。本文使用各地区年末就业人数衡量就业水平,在实证分析中取对数。

## (三)数据来源

本文选取2006–2019年中国30个省(自治区、直辖市)(因数据缺失严重,不包括西藏自治区和香港、

表1

数字经济发展水平指标体系

| 一级指标     | 二级指标   | 三级指标                         | 指标属性 |
|----------|--------|------------------------------|------|
| 数字经济发展水平 | 数字基础设施 | 平均每平方千米互联网宽带接入端口(个)          | +    |
|          |        | 平均每平方千米长途光缆线路长度(公里)          | +    |
|          |        | 平均每平方千米移动电话交换机容量(户)          | +    |
|          |        | 移动电话普及率(部/百人)                | +    |
|          | 数字产业   | 软件业务收入(万元)                   | +    |
|          |        | 软件和信息技术服务业企业数目(个)            | +    |
|          |        | 信息传输、计算机服务和软件从业人员(万人)        | +    |
|          |        | 信息传输、计算机服务和软件业全社会固定资产投资占比(%) | +    |
|          | 数字技术   | 域名数(万个)                      | +    |
|          |        | 网站数(万个)                      | +    |
|          |        | 网页数(万个)                      | +    |
|          |        | IPV4数(万个)                    | +    |
|          | 数字应用   | 人均电信业务量(万元)                  | +    |
|          |        | 人均快递业务量(件/人)                 | +    |

澳门、台湾)的平衡面板数据探究数字经济发展与区域经济增长收敛之间的关系。本文所采用的变量数据主要来源于历年《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国电子信息统计年鉴》及各省(自治区、直辖市)统计年鉴,表2报告了各变量的描述性统计情况。

四、实证结果与分析

(一)空间相关性检验

为考察现阶段我国各地区实际人均产出和数字经济发展的空间分布状况,本文采用Moran's I指数法对所选取2006–2019年30个地区样本的实际人均

GDP和数字经济发展进行了空间自相关检验。表3展示了在邻接矩阵和地理距离矩阵下历年Moran's I指数及其显著性。由表3可以看出,实际人均GDP、数字经济发展的Moran's I指数均为正值,且在10%的水平上通过显著性检验。其中,在两种权重矩阵下,实际人均GDP的Moran's I指数均大于0.3,且在1%的显著性水平上通过检验,表现出显著的正向空间相关性。说明区域经济发展并不是相互独立的,而是在空间分布上呈现集聚态势。与实际人均GDP相比,数字经济发展的空间相关性较弱,但其数值和显著性呈现增强趋势。因此,在考察数字经济发展对

表2 变量的描述性统计

| 变量                          | 观测值 | 均值      | 标准差    | 最小值    | 最大值     |
|-----------------------------|-----|---------|--------|--------|---------|
| 实际人均GDP增长率(g)               | 420 | 0.0858  | 0.0279 | 0.0060 | 0.1626  |
| 期初经济发展(lny <sub>t-1</sub> ) | 420 | 10.1331 | 0.5850 | 8.5566 | 11.6406 |
| 数字经济发展(dei)                 | 420 | 0.0861  | 0.1071 | 0.0086 | 0.7023  |
| 城镇化率(ur)                    | 420 | 0.5466  | 0.1357 | 0.2746 | 0.8960  |
| 外商直接投资(fdi)                 | 420 | 0.0239  | 0.0209 | 0.0001 | 0.1210  |
| 固定资产投资(inv)                 | 420 | 0.7654  | 0.2793 | 0.2109 | 1.5965  |
| 人力资本水平(lnedu)               | 420 | 5.1544  | 0.3257 | 4.0948 | 5.8676  |
| 就业水平(lnemp)                 | 420 | 7.6197  | 0.7994 | 5.6842 | 8.8749  |

表3 实际人均GDP、数字经济发展的Moran's I指数

| 年份   | 实际人均GDP  |          | 数字经济发展   |         |
|------|----------|----------|----------|---------|
|      | 邻接矩阵     | 地理距离矩阵   | 邻接矩阵     | 地理距离矩阵  |
| 2006 | 0.432*** | 0.391*** | 0.134*   | 0.080*  |
| 2007 | 0.422*** | 0.388*** | 0.141*   | 0.098*  |
| 2008 | 0.414*** | 0.381*** | 0.145*   | 0.101*  |
| 2009 | 0.406*** | 0.375*** | 0.181**  | 0.123** |
| 2010 | 0.395*** | 0.370*** | 0.197**  | 0.122** |
| 2011 | 0.380*** | 0.363*** | 0.174**  | 0.111*  |
| 2012 | 0.368*** | 0.355*** | 0.193**  | 0.132** |
| 2013 | 0.359*** | 0.347*** | 0.177**  | 0.117** |
| 2014 | 0.351*** | 0.338*** | 0.184**  | 0.121** |
| 2015 | 0.348*** | 0.331*** | 0.185**  | 0.115** |
| 2016 | 0.348*** | 0.326*** | 0.231**  | 0.148** |
| 2017 | 0.350*** | 0.324*** | 0.251*** | 0.160** |
| 2018 | 0.350*** | 0.325*** | 0.238**  | 0.156** |
| 2019 | 0.350*** | 0.325*** | 0.230**  | 0.152** |

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示回归结果在1%、5%和10%的置信水平下通过显著性检验。下同。

区域经济增长收敛的影响时应该将空间相关性考虑在内,否则会导致模型设定的偏误。

## (二)空间计量模型结果分析

### 1. 空间计量模型选择

按照 Elhorst(2014)<sup>[26]</sup>的“从具体到一般”和“从一般到具体”的检验思路,本文依次从 LM 检验、豪斯曼检验以及空间杜宾模型简化检验(Wald 检验、LR 检验)对空间计量模型进行必要的识别检验,具体结果如表 4 所示。首先,采用 LM 检验和稳健性 LM 检验,邻接矩阵和地理距离矩阵下的结果均在 5% 的水平上通过了显著性检验,表明采用空间计量模型是优于普通面板模型的。其次,豪斯曼检验在两种权重矩阵下的结果均为拒绝原假设,表明固定效应模型的估计结果更有效。最后,在不同的权重矩阵下, Wald 检验和 LR 检验通过了 1% 水平下的显著性检验,表明空间杜宾模型不能被简化为空间滞后模型和空间误差模型。此外,考虑到上一期的实际人均 GDP 增长率可能对当期的经济增长率有影响<sup>[27]</sup>,本文最终选用时间和地区双向固定的动态空间杜宾模型探究数字经济发展与区域经济收敛之间的空间关联特征。

### 2. 全样本回归结果分析

表 5 报告了空间效应下全国层面数字经济发展对经济增长收敛的影响结果。为了更加科学地分析数字经济发展对中国区域经济收敛的影响,本文也列出了静态空间杜宾模型的估计结果进行比较。如

表 5 所示,列(1)和列(3)是邻接矩阵和地理距离矩阵设定下的静态空间杜宾模型估计结果,列(2)和列(4)则是相应矩阵下的动态空间杜宾模型估计结果。在动态空间杜宾模型中,经济增长滞后一期的系数均为正,且在 1% 的检验水平下显著,表明上一期的经济增长能够正向预测当期的经济增长,验证了前文关于地区经济增长具有明显路径依赖特征的推断,将经济增长率的滞后项纳入计量模型能够有效减少模型设定偏误。此外,无论是在邻接矩阵还是在地理距离矩阵下,与静态空间杜宾模型相比,动态空间杜宾模型的拟合优度  $R^2$  都更高,进一步说明动态空间面板模型优于静态空间面板模型。因此,本文主要选择动态空间杜宾模型的估计结果分析数字经济发展与区域经济收敛之间的关系。

在动态空间杜宾模型中,空间自相关系数  $\rho$  均在 1% 的检验水平下显著为正,说明各地区存在较强的经济活动互动关系,这与前文空间自相关检验的结果保持一致。收敛系数  $\beta$  都小于 0,且通过了 1% 水平的显著性检验,表明落后地区的经济增长率高于发达地区的增长率,即我国区域经济增长具有显著的条件收敛特征。在考虑地区异质性因素的条件,下,各地区的增长率会朝着各自的均衡水平发展。从收敛速度和半生命周期的计算结果来看,在邻接矩阵和地理距离矩阵下,全国的收敛速度分别为 0.77% 和 0.75%,半生命周期分别为 89.734 年和 92.496 年。两种权重矩阵下的结果差异较小,说明

表 4 空间面板计量模型的检验结果

| 检验统计量                   | 邻接矩阵       |         | 地理距离矩阵     |         |
|-------------------------|------------|---------|------------|---------|
|                         | Value      | P-Value | Value      | P-Value |
| LM-lag                  | 115.654*** | 0.000   | 140.570*** | 0.000   |
| Robust LM-lag           | 5.696**    | 0.017   | 8.751***   | 0.003   |
| LM-error                | 151.208*** | 0.000   | 166.751*** | 0.000   |
| Robust LM-error         | 41.250***  | 0.000   | 34.932***  | 0.000   |
| Hausman test            | 53.580***  | 0.000   | 31.380***  | 0.008   |
| Wald test spatial lag   | 46.240***  | 0.000   | 72.390***  | 0.000   |
| Wald test spatial error | 31.120***  | 0.000   | 34.210***  | 0.000   |
| LR test spatial lag     | 32.030***  | 0.000   | 112.040*** | 0.000   |
| LR test spatial error   | 32.870***  | 0.000   | 107.170*** | 0.000   |

表 5

数字经济影响区域经济收敛的全样本回归结果

|                | 邻接矩阵               |                    | 地理距离矩阵             |                    |
|----------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
|                | 静态 SDM             | 动态 SDM             | 静态 SDM             | 动态 SDM             |
|                | (1)                | (2)                | (3)                | (4)                |
| l.g            | —                  | 0.4773*** (11.59)  | —                  | 0.4824*** (11.67)  |
| $\beta$        | -0.1021*** (-9.04) | -0.1025*** (-9.35) | -0.1003*** (-8.81) | -0.0996*** (-9.02) |
| dei            | 0.0698*** (4.98)   | 0.0481*** (3.58)   | 0.0697*** (4.95)   | 0.0449*** (3.35)   |
| ur             | -0.0388 (-0.91)    | 0.0587 (1.43)      | -0.0451 (-1.07)    | 0.0493 (1.22)      |
| fdi            | 0.1888*** (3.68)   | 0.1105** (2.32)    | 0.2050*** (3.93)   | 0.1103** (2.29)    |
| inv            | 0.0146*** (3.40)   | 0.0033 (0.84)      | 0.0133*** (3.03)   | 0.0032 (0.80)      |
| lnedu          | 0.0295*** (4.00)   | 0.0194*** (2.64)   | 0.0320*** (4.29)   | 0.0173*** (2.33)   |
| lnemp          | -0.0167* (-1.75)   | -0.0131 (-1.43)    | -0.0158 (-1.63)    | -0.0135 (-1.49)    |
| $\rho$         | -0.2234*** (-3.38) | 0.1781*** (2.72)   | -0.1259 (-1.49)    | 0.1785*** (2.12)   |
| s              | 0.0077             | 0.0077             | 0.0075             | 0.0075             |
| $\tau$         | 90.1056            | 89.7343            | 91.8129            | 92.4935            |
| 时间效应           | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  |
| 地区效应           | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  |
| R <sup>2</sup> | 0.7172             | 0.7859             | 0.7250             | 0.7789             |
| N              | 420                | 390                | 420                | 390                |

注:括号内为Z统计量,\*\*\*、\*\*和\*分别表示回归结果在1%、5%和10%的置信水平下通过显著性检验。下同。

估计结果具有较强的稳健性。

数字经济发展的系数在1%的水平上显著为正,表明数字经济的发展显著提高了地区经济的发展速度,对缩小区域经济差距具有显著的正向效应,研究假设1和2均得到验证。作为一种新兴的经济形态,数字经济的发展能够降低生产成本,优化资源要素配置,推动产业结构合理化与高级化,从而促进地区经济增长。同时,数字经济的快速发展促进了区域经济一体化发展,具有知识技术溢出效应和创新扩散效应,加大了区域间统筹协调力度,增加了各地区分工协作的机会,有助于经济落后的地区充分发挥数字经济发展的后发优势,进而推动实现区域经济均衡发展。

在控制变量方面,外商直接投资对地区经济增长的促进作用在5%的检验水平下显著为正。外商直接投资为地区经济发展提供了充足的资金,并通过竞争和示范效应推动企业进行技术创新,有利于全要素生产率提升,进而带动经济发展。同时,外商直接投资的协调引进也能减小全国范围内的经济差

距。人力资本在1%的水平上能够显著促进区域经济增长。人力资本是技术创新的核心要素之一<sup>[28]</sup>,有效促进各地区创新能力提升,从而加快经济发展。经济落后地区通过人力资本积累能够更好地学习和模仿富裕地区的先进技术,实现对发达地区的追赶式增长,进而促进区域经济收敛。从估计结果来看,就业人数增加对经济发展呈负向影响,这与奥肯定律预期不符,但与马大来和陈仲常(2015)<sup>[29]</sup>的研究结果一致。原因可能是地区的就业结构调整不能适应产业结构的优化升级,造成产业结构与就业结构不协调<sup>[30]</sup>。此外,城镇化率和固定资产投资对经济增长的影响均为正,但在统计意义上不显著。

### 3. 分区域回归结果分析

从熵值法计算的数字经济指数来看,2019年东部地区的数字经济发展水平平均值为0.320,中部地区均值为0.096,西部地区均值只有0.079,反映了各区域数字经济发展不平衡,中西部地区的数字经济发展与东部地区还存在很大差距。由于数字经济发展与经济增长收敛在区域分布上可能存在明显的异质

性特征,本文将样本分为东、中、西部三大地区<sup>②</sup>,进一步探究数字经济发展对三大地区经济增长收敛的影响,同时也可以检验东中西部地区的经济增长是否存在俱乐部收敛。表6为空间效应下东中西部地区数字经济影响经济增长收敛的回归结果。所有模型中,上一期的实际人均GDP增长率的系数在1%的水平下均显著为正,反映了三大地区的经济增长也存在明显的动态效应,再次验证了使用动态空间面板模型的必要性。

如表6所示,在两种空间权重矩阵下,东、中、西部地区收敛系数 $\beta$ 均为负且通过了显著性检验,这表明在考察期内,三大地区内部的经济增长具有显著的俱乐部收敛特征。其中,西部地区收敛速度最快,中部地区收敛速度最慢,收敛速度呈现“西部>东部>中部”的空间分布特征。从数字经济发展的估计系数来看,东部地区数字经济对经济增长的促进作用在1%的水平上显著为正,中西部地区表现为一定的正向作用但都不显著。即东部地区数字经济发展水平的提升对于区域经济收敛具有显著的促进作用,而中西部地区数字经济的发展并没有显著缩小地区经济差距。由此说明,数字经济发展对区域经济收敛的影响存在区域异质性,东部地区数字经济对经济收敛的积极效应强于中西部地区,验证了前文提出的研究假设3。原因可能是东部地区数字基础设施建设较为完善,充分释放了数字经济发展所带来的红利,推动本地区及周围地区的经济发展,

对经济增长收敛的促进作用更加显著。

随着经济增长模式由要素驱动的粗放型增长方式转向以创新驱动和技术进步为主导的增长方式,经济发展的重心开始向南方地区转移,南北方经济差距扩大已成为中国区域经济发展格局不平衡的新趋势<sup>[31]</sup>。考虑到数字经济发展对经济收敛的促进作用在南北地区可能具有差异,本文进一步将样本分为南、北地区<sup>③</sup>,探究数字经济发展对南北地区经济收敛的影响,同时检验南北地区经济增长是否存在俱乐部收敛特征。表7为空间效应下南北地区数字经济影响经济增长收敛的回归结果。所有模型中,上一期的实际人均GDP增长率的系数均在1%的水平下显著为正,表明各地区人均实际产出存在显著时间连续性,受其前一期正向促进作用。

如表7所示,南、北地区收敛系数 $\beta$ 在不同的权重矩阵下均显著为负,这表明在考察期内,南、北地区内部的经济增长具有明显的俱乐部收敛特征。其中,南方地区收敛速度大于北方地区收敛速度。从数字经济发展的估计系数来看,南方地区数字经济发展对经济增长的促进作用至少在10%的水平上显著为正,而北方地区不显著。南方地区数字经济发展水平的提升对于经济收敛具有显著的促进作用,而北方地区数字经济的发展并没有显著缩小地区经济差距,数字经济发展对经济增长收敛的影响在南北地区具有异质性,研究假设4成立。可能的原因是,北方地区政府对经济发展干预较多,资源配置效

表6 数字经济影响区域经济收敛的东中西部地区回归结果

|                | 邻接矩阵                  |                       |                       | 地理距离矩阵                |                     |                       |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|
|                | 东部地区                  | 中部地区                  | 西部地区                  | 东部地区                  | 中部地区                | 西部地区                  |
| lg             | 0.3994***<br>(5.46)   | 0.3398***<br>(4.07)   | 0.2920***<br>(4.28)   | 0.4062***<br>(5.25)   | 0.3262***<br>(3.94) | 0.2608***<br>(3.94)   |
| $\beta$        | -0.0923***<br>(-4.20) | -0.0644***<br>(-2.02) | -0.1514***<br>(-5.75) | -0.1046***<br>(-4.69) | -0.0551*<br>(-1.82) | -0.2111***<br>(-7.62) |
| dei            | 0.0580***<br>(2.86)   | 0.0358<br>(0.29)      | 0.0329<br>(0.38)      | 0.0729***<br>(2.91)   | 0.0117<br>(0.10)    | 0.0394<br>(0.42)      |
| $\rho$         | 0.1274<br>(1.41)      | 0.3076***<br>(3.85)   | 0.3160**<br>(2.59)    | 0.1843*<br>(1.72)     | 0.3789***<br>(4.14) | 0.3845***<br>(2.62)   |
| s              | 0.0069                | 0.0048                | 0.0117                | 0.0079                | 0.0040              | 0.0169                |
| $\tau$         | 100.2058              | 145.7783              | 59.1108               | 87.7401               | 171.2194            | 40.9254               |
| 控制变量           | 是                     | 是                     | 是                     | 是                     | 是                   | 是                     |
| 时间效应           | 是                     | 是                     | 是                     | 是                     | 是                   | 是                     |
| 地区效应           | 是                     | 是                     | 是                     | 是                     | 是                   | 是                     |
| R <sup>2</sup> | 0.6935                | 0.8089                | 0.8228                | 0.7166                | 0.7980              | 0.8227                |
| N              | 143                   | 104                   | 143                   | 143                   | 104                 | 143                   |

表 7 数字经济影响区域经济收敛的南北地区回归结果

|                | 邻接矩阵              |                   | 地理距离矩阵            |                   |
|----------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
|                | 南方地区              | 北方地区              | 南方地区              | 北方地区              |
| l.g            | 0.4433***(7.30)   | 0.3615***(6.67)   | 0.4538***(7.61)   | 0.5196***(8.27)   |
| β              | -0.1259***(-7.52) | -0.1080***(-4.67) | -0.1284***(-7.64) | -0.1228***(-5.31) |
| dei            | 0.0416*(1.81)     | 0.0273(1.17)      | 0.0467**(2.02)    | -0.0178(-0.62)    |
| ρ              | 0.0589(0.66)      | 0.4717*** (7.47)  | 0.0647(0.66)      | 0.0524(0.50)      |
| s              | 0.0096            | 0.0082            | 0.0098            | 0.0094            |
| τ              | 72.2028           | 84.5301           | 70.7293           | 73.7391           |
| 控制变量           | 是                 | 是                 | 是                 | 是                 |
| 时间效应           | 是                 | 是                 | 是                 | 是                 |
| 地区效应           | 是                 | 是                 | 是                 | 是                 |
| R <sup>2</sup> | 0.7338            | 0.7590            | 0.7549            | 0.7531            |
| N              | 195               | 195               | 195               | 195               |

率低下,数字经济发展无法有效发挥作用。与北方地区相比,南方地区市场化程度更高,数字经济发展促进了知识共享和技术外溢,更易推动区域经济协调发展。

4.空间效应分解结果分析

为更加全面地分析数字经济发展与区域经济增长之间的空间效应,本文借鉴 LeSage 和 Pace(2009)<sup>[32]</sup>的方法,将全国范围、东中西部地区以及南北地区动态空间杜宾模型的估计结果分解为短期和长期的直接效应、间接效应(溢出效应)和总效应。表8报告了两种权重矩阵下核心解释变量数字经济发展对经济增长的效应分解结果。在全国层面上,无论是长期还是短期,数字经济发展对经济增长的直接效应和

总效应均在 10%的水平上显著为正,溢出效应为正且不显著,说明数字经济发展可以显著促进本地区的经济增长,但对地理位置邻近地区经济增长的影响不显著。

分区域来看,东部地区数字经济发展对经济增长的直接效应和溢出效应均为正,且通过了 5%的显著性水平检验。说明数字经济水平的提升显著促进了本地区及地理位置相近地区的经济增长,从而对东部地区经济增长收敛产生正向效应。长期的直接效应和溢出效应均大于短期,意味着东部地区数字经济发展对本省份及周边省份经济增长的影响存在累积效应。东部地区数字经济发展水平较高,区域间经济互动频繁,网络效应体现得更为明显,因此数

表 8 数字经济发展对经济增长影响的效应分解结果

| 效应           | 邻接矩阵                 |                     |                  |                      |                    |                  | 地理距离矩阵              |                     |                    |                       |                    |                      |
|--------------|----------------------|---------------------|------------------|----------------------|--------------------|------------------|---------------------|---------------------|--------------------|-----------------------|--------------------|----------------------|
|              | 全国层面                 | 东部地区                | 中部地区             | 西部地区                 | 南方地区               | 北方地区             | 全国层面                | 东部地区                | 中部地区               | 西部地区                  | 南方地区               | 北方地区                 |
| 直接效应<br>(短期) | 0.0483***<br>(3.73)  | 0.0537***<br>(2.75) | 0.0268<br>(0.24) | 0.0839<br>(1.00)     | 0.0428*<br>(1.92)  | 0.0301<br>(1.25) | 0.0456***<br>(3.52) | 0.7015***<br>(3.02) | -0.0036<br>(-0.03) | 0.1175<br>(1.30)      | 0.0485**<br>(2.17) | -0.0145<br>(-0.53)   |
| 溢出效应<br>(短期) | 0.0216<br>(1.10)     | 0.1072***<br>(3.01) | 0.1266<br>(0.79) | -0.4476**<br>(-2.10) | -0.0431<br>(-1.04) | 0.0074<br>(0.14) | 0.0133<br>(0.45)    | 0.0824**<br>(2.40)  | 0.1619<br>(0.64)   | -0.7005***<br>(-3.77) | -0.0221<br>(-0.49) | -0.1209**<br>(-2.17) |
| 总效应<br>(短期)  | 0.06919***<br>(2.94) | 0.1609***<br>(3.59) | 0.1534<br>(0.72) | -0.3637*<br>(-1.72)  | -0.0002<br>(-0.00) | 0.0375<br>(0.56) | 0.0588*<br>(1.80)   | 0.1525***<br>(3.02) | 0.1584<br>(0.56)   | -0.5830***<br>(-2.92) | 0.0265<br>(0.46)   | -0.1354*<br>(-1.84)  |
| 直接效应<br>(长期) | 0.0919***<br>(3.66)  | 0.0831**<br>(2.45)  | 0.0192<br>(0.11) | 0.1438<br>(1.15)     | 0.0762*<br>(1.87)  | 0.0579<br>(0.49) | 0.0881***<br>(3.48) | 0.1139***<br>(2.92) | -0.0348<br>(-0.20) | 0.1960<br>(1.51)      | 0.0895**<br>(2.18) | -0.0273<br>(-0.47)   |
| 溢出效应<br>(长期) | 0.0259<br>(0.75)     | 0.1678***<br>(2.83) | 0.1890<br>(0.78) | -0.6134**<br>(-2.12) | -0.0766<br>(-0.93) | 0.1169<br>(0.08) | 0.0119<br>(0.23)    | 0.1200**<br>(2.16)  | 0.2431<br>(0.65)   | -0.9170***<br>(-3.81) | -0.0438<br>(-0.53) | -0.2484**<br>(-2.00) |
| 总效应<br>(长期)  | 0.1179***<br>(2.89)  | 0.2509***<br>(3.39) | 0.2082<br>(0.72) | -0.4695*<br>(-1.71)  | -0.0004<br>(-0.00) | 0.1749<br>(0.11) | 0.1000*<br>(1.77)   | 0.2338***<br>(2.91) | 0.2083<br>(0.56)   | -0.7210***<br>(-2.88) | 0.0457<br>(0.44)   | -0.2757*<br>(-1.70)  |

字经济对经济增长具有更加深远的长期影响。中部地区数字经济发展的直接效应和溢出效应不显著,此结果与前文理论分析保持一致。西部地区的直接效应不显著但均为正,空间溢出效应显著为负。说明西部地区数字经济发展对周围地区的经济增长可能存在抑制作用。西部地区经济基础较差,资源相对匮乏,在经济数字化转型过程中,各地区不断抢夺市场、资金、专业人才等优势资源,导致对周边邻近地区的负向溢出效应。此外,南方地区仅短期和长期的直接效应显著,表明南方地区数字经济发展能够显著促进本地区的经济增长。

### 五、稳健性检验

为了避免由于指标构建的特殊性影响结果的可靠性,本文也使用熵权-TOPSIS法重新计算各地区数字经济综合发展水平,增强估计结果的稳健性。相比于熵值法,熵权-TOPSIS法综合了熵值法的客观赋权和TOPSIS法的量化排序等优点,能够客观真实反映各地区数字经济发展的综合评价价值。表9报告了替换核心解释变量之后的动态空间计量模型结果。在两种权重矩阵下,全国层面、东中西部地区和南北地区同样存在显著的条件性收敛,核心解释变量数字经济发展的估计系数和显著性均与前文结果保持一致。因此,结果具有稳健性。

表9

替换核心解释变量的空间计量结果

|                | 邻接矩阵                  |                       |                      |                       |                       |                       | 地理距离矩阵                |                       |                     |                       |                       |                       |
|----------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                | 全国层面                  | 东部地区                  | 中部地区                 | 西部地区                  | 南方地区                  | 北方地区                  | 全国层面                  | 东部地区                  | 中部地区                | 西部地区                  | 南方地区                  | 北方地区                  |
| lg             | 0.4910***<br>(11.95)  | 0.4072***<br>(5.62)   | 0.3328***<br>(4.01)  | 0.3042***<br>(4.44)   | 0.4385***<br>(7.78)   | 0.3621***<br>(6.68)   | 0.4945***<br>(12.00)  | 0.4045***<br>(5.33)   | 0.3181***<br>(3.88) | 0.2485***<br>(3.76)   | 0.4513***<br>(8.09)   | 0.5266***<br>(8.45)   |
| $\beta$        | -0.1020***<br>(-9.24) | -0.0932***<br>(-4.26) | -0.0656**<br>(-2.24) | -0.1450***<br>(-5.48) | -0.1067***<br>(-6.60) | -0.1105***<br>(-4.75) | -0.0990***<br>(-8.92) | -0.1056***<br>(-4.73) | -0.0564*<br>(-1.95) | -0.2173***<br>(-7.76) | -0.1085***<br>(-6.31) | -0.1254***<br>(-5.49) |
| dei            | 0.0379***<br>(3.06)   | 0.0560***<br>(2.91)   | -0.0037<br>(-0.05)   | 0.0029<br>(0.04)      | 0.0608***<br>(3.08)   | 0.0157<br>(0.74)      | 0.0359***<br>(2.90)   | 0.0733***<br>(3.12)   | -0.0123<br>(-0.17)  | 0.0151<br>(0.20)      | 0.0544***<br>(2.76)   | -0.0244<br>(-0.97)    |
| $\rho$         | 0.1733**<br>(2.64)    | 0.1295<br>(1.43)      | 0.3961***<br>(3.84)  | 0.3219***<br>(2.63)   | 0.3771***<br>(5.43)   | 0.4655***<br>(7.34)   | 0.1796***<br>(2.14)   | 0.1942*<br>(1.83)     | 0.3800***<br>(4.18) | 0.3932***<br>(2.69)   | 0.3619***<br>(4.86)   | 0.0613<br>(0.59)      |
| s              | 0.0077                | 0.0070                | 0.0048               | 0.0112                | 0.0081                | 0.0084                | 0.0074                | 0.0080                | 0.0041              | 0.0175                | 0.0082                | 0.0096                |
| $\tau$         | 90.1988               | 99.1897               | 143.0209             | 61.9459               | 85.5737               | 82.5175               | 93.0845               | 86.9523               | 167.1588            | 39.6075               | 84.5301               | 72.2028               |
| 控制变量           | 是                     | 是                     | 是                    | 是                     | 是                     | 是                     | 是                     | 是                     | 是                   | 是                     | 是                     | 是                     |
| 时间效应           | 是                     | 是                     | 是                    | 是                     | 是                     | 是                     | 是                     | 是                     | 是                   | 是                     | 是                     | 是                     |
| 地区效应           | 是                     | 是                     | 是                    | 是                     | 是                     | 是                     | 是                     | 是                     | 是                   | 是                     | 是                     | 是                     |
| R <sup>2</sup> | 0.7823                | 0.6898                | 0.8111               | 0.8205                | 0.7912                | 0.7608                | 0.7766                | 0.7156                | 0.7921              | 0.8191                | 0.7938                | 0.7545                |
| N              | 390                   | 143                   | 104                  | 143                   | 195                   | 195                   | 390                   | 143                   | 104                 | 143                   | 195                   | 195                   |

### 六、结论与政策启示

本文应用包含空间效应的经济增长条件收敛模型,采用2006–2019年省市面板数据样本,实证探究数字经济发展对区域经济增长收敛的影响。主要结论如下:第一,动态空间杜宾模型结果显示,中国区域经济增长存在显著的条件收敛特征。数字经济发展对于经济增长具有显著的积极影响,且有助于促进我国的区域经济增长收敛。第二,分区域空间面板计量结果显示,东中西部地区和南北地区均存在显著的俱乐部收敛现象,收敛速度呈现差异性。同时,数字经济发展对经济收敛的影响存在区域异质性。其中,东部地区和南方地区数字经济发展可以显著促进经济增长收敛,中西部地区和北方地区数字经济对经济收敛的影响不显著。第三,效应分解结果表明东部地区数字经济发展的空间溢出效应为正,对本地区及地理位置相近地区的经济增长均具有累积的正向效应,全国层面和南方地区仅具有显著的直接效应,西部地区数字经济发展的溢出效应显著为负。

基于以上研究结论,本文提出以下政策建议:

第一,充分把握数字经济发展机遇,推动中国数字经济快速发展。各地区须进一步加大数字基础设施建设投资力度,完善数字人才培养与引进机制,推

动数字产业化和产业数字化协同发展,加快建设数字中国。首先,政府应在数字基础设施建设方面持续增加投资,进一步加快建设高速、高效的网络基础设施,提升网络性能和效率,为中国培育经济新动能、实现经济高质量发展提供有力保障。其次,优化数字人才培养及引进体系,建设复合型数字人才队伍。政府须充分重视数字人才的培养,加大对数字人才的投入力度。同时,完善对数字人才的激励政策,激发数字人才创新潜能,打造高水平、高素质的数字化人才队伍,以助力数字技术突破和发展。最后,大力实施数字产业化和产业数字化双轮驱动。推动数字化转型与实体经济发展相融合,促进制造业、服务业、农业等产业网络化、数字化、智能化发展,利用数字技术对传统产业进行全方位、全链条的变革。大力推进数字产业化,加强数字技术的探索开发,强化数字核心技术攻关能力,攻克关键核心技术,以解决中国面临的“卡脖子”难题。

第二,巩固数字经济发展为区域经济收敛带来的红利效应,发挥数字经济在推动实现共同富裕过程中的重要作用。各级政府部门应大力推动数字经济与实体经济融合发展,加强各地区交流、分工与合作。一方面,各地区须大力推进数字经济发展政策和区域协调发展战略的协调统一,实现各地区互联网、大数据、区块链等数字技术与实体经济、人力资源、科技创新等协同发展。另一方面,在数字经济快速发展这一战略基础上,各地区应借助便捷高效的数字平台突破技术、人才等要素流通的制度壁垒,推动区域之间知识、技术和创新的溢出与扩散,促进各地区之间进行技术合作和交易,为缩小区域间经济差距奠定坚实基础。

第三,实施与地区资源优势相适应的方针,推行差异化的数字经济发展政策。鉴于数字经济发展对经济增长收敛的影响效应具有区域异质性特征,各地区在推进数字经济发展的同时要因地制宜,实施与地区资源优势相适应的政策导向。在继续建设和完善数字基础设施的基础上,东部地区、南方地区需要进一步加大5G基站、大数据中心和物联网等新型数字基础设施建设投资力度,实现与工业生产流程

的深度融合,从而强化数字经济发展对经济增长收敛的影响效应。中西部地区和北方地区应进一步推动数字基础设施建设,提高其数字经济发展水平,集中力量推动传统企业数字化转型,并根据地区的自然资源禀赋,开展与当地特色产业相关的数字化技术开发工作,促进具有区域特色的数字产业发展,充分发挥数字经济发展的后发优势。

第四,优化数字经济空间布局,推动数字经济均衡发展。中国各地区的数字经济发展水平参差不齐,中央政府应加大顶层设计、统筹规划力度,结合各区域发展实际需求,积极探索、扎实推进,着重解决经济欠发达地区数字化转型过程中遇到的难题。一方面,给予数字经济发展水平较低地区一定的政策倾斜。对数字经济发展落后的地区给予政策优惠和资金支持,助力相关产业数字化转型,鼓励数字经济发达地区帮扶数字经济落后地区,从而促进数字经济的包容性发展。另一方面,通过政府宏观调控,合理优化各地区数字资源配置,强化区域间分工、合作与交流,提高数字经济不发达地区数字技术和能力,推动数字经济的可持续、均衡发展。

#### 注释:

①考虑到海南与其他省份均不相邻,但其距离广东最近,故将广东作为其邻接省份。

②东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东及海南11个省份,中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南8个省份,西部地区包括内蒙古、广西、四川、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏及新疆11个省份。

③南方地区包括上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、湖北、湖南、广东、广西、海南、重庆、四川、贵州及云南15个省份;北方地区包括北京、天津、河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、山东、河南、陕西、甘肃、青海、宁夏及新疆15个省份。

#### 参考文献:

[1]宋洋.经济发展质量理论视角下的数字经济与高质量发展[J].贵州社会科学,2019,(11):102-108.

- [2]陈晓东,杨晓霞.数字经济发展对产业结构升级的影响——基于灰关联熵与耗散结构理论的研究[J].改革,2021,(03):26-39.
- [3]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,(04):3-15.
- [4]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,(10):65-76.
- [5]王宝顺,徐绮爽.财政支出、区域经济差距与动态增长收敛[J].中南财经政法大学学报,2021,(03):48-57+90.
- [6]侯燕飞,陈仲常.中国“人口流动-经济增长收敛谜题”——基于新古典内生经济增长模型的分析与检验[J].中国人口·资源与环境,2016,(09):11-19.
- [7]毛新雅,翟振武.中国人口流迁与区域经济增长收敛性研究[J].中国人口科学,2013,(01):46-56+127.
- [8]雷俐,李敬,刘洋.外商直接投资是否推进了长江经济带区域协调发展:空间收敛视阈的研究[J].经济问题探索,2020,(03):123-134.
- [9]俞峰,梅冬州,张梦婷.交通基础设施建设、产业结构变化与经济增长收敛性研究[J].经济科学,2021,(05):52-67.
- [10]李治国,王杰.数字经济发展、数据要素配置与制造业生产率提升[J].经济学家,2021,(10):41-50.
- [11]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,(03):19-31+94.
- [12]高远东,裴馨.数字基础设施建设对地区经济差距的影响——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J].财经问题研究,2023,(08):116-129.
- [13]金春枝,李伦.我国互联网数字鸿沟空间分异格局研究[J].经济地理,2016,(08):106-112.
- [14]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.
- [15]卢盛峰,洪靖婷.乡村电子商务建设与区域协调发展——来自中国电子商务进农村试点的证据[J].经济评论,2023,(05):71-88.
- [16]邵秀燕,陈思华.数字经济发展是否促进了中国区域经济增长收敛?[J].南京社会科学,2022,(08):37-46.
- [17]刘修岩,李松林,秦蒙.城市空间结构与地区经济效率——兼论中国城镇化发展道路的模式选择[J].管理世界,2017,(01):51-64.
- [18]刘华军,李超,彭莹.中国绿色全要素生产率的地区差距及区域协同提升研究[J].中国人口科学,2018,(04):30-41+126.
- [19]荆文君,孙宝文.数字经济促进经济高质量发展:一个理论分析框架[J].经济学家,2019,(02):66-73.
- [20]裴长洪,倪江飞,李越.数字经济的政治经济学分析[J].财贸经济,2018,(09):5-22.
- [21]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,(05):146-160.
- [22]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,(04):728-737.
- [23]Barro R J, Sala-I-Martin X. Convergence[J]. Journal of Political Economy, 1992,(2): 223-251.
- [24]徐清源,单志广,马潮江.国内外数字经济测度指标体系研究综述[J].调研世界,2018,(11):52-58.
- [25]杨丽,孙之淳.基于熵值法的西部新型城镇化发展水平测评[J].经济问题,2015,(03):115-119.
- [26]Elhorst J P. Matlab software for spatial panels[J]. International Regional Science Review, 2014,(3): 389-405.
- [27]Datta A, Agarwal S. Telecommunications and economic growth: A panel data approach[J]. Applied Economics, 2004,(15): 1649-1654.
- [28]阳立高,龚世豪,王铂,等.人力资本、技术进步与制造业升级[J].中国软科学,2018,(01):138-148.
- [29]马大来,陈仲常.银行业竞争结构、空间依赖性 with 区域经济增长收敛——基于空间面板数据模型的研究[J].云南财经大学学报,2015,(02):114-125.
- [30]陈桢.产业结构与就业结构关系失衡的实证分析[J].山西财经大学学报,2007,(10):32-37.
- [31]黄少安,谢冬水.南北城市功能差异与南北经济差距[J].南方经济,2022,(06):40-63+76.
- [32]LeSage J P, Pace R K. Introduction to spatial econometrics[M]. Boca Raton, USA: Chapman and Hall/CRC Press, 2009: 45-75.