

中国数字经济发展的分布动态、区域差异及收敛性研究

吕明元¹,张旭东¹,苗效东²

(1.天津商业大学 经济学院,天津300134;2.中国社会科学院大学 经济学院,北京102446)

摘要:基于数字经济理论内涵构建中国省际数字经济发展评价指标体系,利用主成分分析法进行测度,并采用Kernel密度估计、Dagum基尼系数及分解方法揭示数字经济发展的分布动态、区域差异及来源,利用变异系数和空间计量模型检验数字经济发展的 σ 收敛和 β 收敛特征。研究发现:2011—2018年,中国区域数字经济总体发展水平稳步提升;4大板块数字经济发展差异显著,区域间差异是总体区域差异的主要来源;空间分布呈非均衡性和渐进演进态势,空间集聚特征明显;除东北部外,全国和其他区域数字经济发展不存在明显的 σ 收敛;中国数字经济发展存在明显的绝对 β 收敛和条件 β 收敛趋势,且发展水平较低的西部和东北部具有较高的收敛速度;地区数字经济发展与经济增长的收敛性存在趋同,但收敛速度不同步。

关键词:数字经济;分布动态;区域差异;空间收敛

中图分类号:F061.5 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2021)11—0046—16

一、引言

在新一轮科技革命与产业变革浪潮下,数字经济蓬勃发展,成为提升区域竞争力、转换经济增长方式、优化经济结构、推动高质量发展的关键。2021年国家“十四五”规划纲要指明“充分发挥海量数据和丰富应用场景优势”“培育壮大人工智能、大数据、区块链、云计算、网络安全等新兴数字产业”等重要战略方向,可见加快数字经济与实体经济深度融合,以大数据、人工智能等新型数字经济形态赋能传统产业转型升级,催生新业态新模式,助推经济高质量发展已成大势所趋。2020年中国数字经济规模达39.2万亿元,占GDP比重约为38.6%,数字经济在社会经济发展中的地位进一步凸显^①。一方面,数字经济通过与资本、技术、数据等要素的融合推动产业的生产变革、企业的技术进步和运营管理模式的智能创新,拓宽家庭与个人的消费和投资边界;另一方面,加快数字经济发展,缩小区域间数字经济发展差距是经济高质量发展的题中之义,也是第4次工业革命浪潮下加速传统产业数字化转型,推进产业结构优化升级发展方向。然而,数字经济发展面临区域不平衡的现实问题(王彬燕等,2018),一是由于数字经济的发展离不开网络基础设施建设和信息化水平的发展,而这些受限于不同区域间的经济发展水平和地理因素(李晓雨等,2015;李赫龙和王富喜,2015);二是由于各区域产业结构有所不同,产业结构高级化程度存在显著空间非均衡特征(刘华军和杜广杰,2017;杨骞和秦文晋,2018)。因此,数字经济背景下,数字经济发展应该如何测度?如何揭示数字经济发展的分布动态和区域差异性?数字经济发展的是否存在空间收敛且收敛速度是否存在空间异质性?地区数字经济与经济增长是否存在收敛的趋同性?这一系列问题值得深入研究。

“数字经济”一词最早出现于20世纪90年代,Tapscott(1996)首次提出“数字经济时代”概念。作为新型经济形态,数字经济从多方面赋能社会经济发展,颠覆性科技创新不断涌现。海量数据资源作为数字经济时代的核心生产要素,其有别于传统要素的绿色无污染性将进一步凸显数据红利,以数字技术驱动碳中和,工业绿色转型迎来契机;数字产业作为数字经济的重要一环,其通过数字流串联起经济活动各环节,充分拓宽

收稿日期:2021—06—18

基金项目:国家社会科学基金重点项目“大数据与制造业融合机制创新下我国制造业绿色转型的路径与对策研究”(20AJY007)

作者简介:吕明元,博士,天津商业大学经济学院副院长,教授,硕士研究生导师,研究方向:数字经济与产业转型;张旭东,天津商业大学经济学院硕士研究生,研究方向:数字经济与产业转型;苗效东,中国社会科学院大学经济学院博士研究生,研究方向:制度与经济发展。

① 资料来源:中国产业发展研究网,2021.<http://www.chinaidr.com/news/2021-05/175753.html>。

生产、流通与消费的可能性边界,为传统产业的数字化转型提供模式借鉴;数字技术的创新和进步性使劳动效率大幅提高,智能化、个性化、柔性化的生产成为可能,在一定地缘范围内得以共享创新和技术利好、互通相关技术与管理知识,为传统产业转型升级和经济高质量发展提供潜在的提升渠道和技术手段。因此,本文认为:数字经济是以数据为核心要素,以大数据、人工智能等技术进步为基础,以互联网和信息化的数字基础为支撑,紧密连接现有生产要素的交互关系,提升生产管理效率,提供数字化产品与服务,进一步拓宽经济活动可能性边界,促进传统产业转型变革,推动高质量发展的新型经济形态。

目前,数字经济的相关研究大致集中在以下几个方面。一是关于数字经济的内涵界定(康铁祥,2008;张亮亮等,2018;裴长洪等,2018;荆文君和孙宝文,2019)。G20提出,数字经济是以数字化的信息、知识作为关键生产要素,以现代网络为重要载体,以信息通信技术的有效利用作为效率提升和经济结构优化的重要推动力的一系列经济活动^②。学者们对数字经济内涵和外延进行了定性分析(Tapscott et al, 1998; Samuelson, 1999; Nalebuff 和 Brandenburger, 1997),并对数字经济特征进行了梳理(易宪容等,2019;杨佩卿,2020)。这些研究虽侧重点各不相同,但均认同数字经济是信息化蓬勃发展和数字技术创新涌现的新型经济形态;二是对于数字经济与产业转型升级的相关研究。数字经济与实体经济的深度融合,进一步为实体经济的振兴与产业的转型升级赋能(李春发等,2020)。数字经济与农业、工业和服务业的融合应用(刘海启,2017;刘军等,2020; Lee et al, 2013),是数字经济发展的落脚点,为产业发展带来深刻转变。此外,数字经济所引致的大量新业态和新模式,对传统产业及商业模式造成不小冲击(詹晓宁和欧阳永福,2020)。传统产业的数字化转型将会对生产模式和产业生态产生重大影响,传统企业将从数字化转型中获益(Westerman 和 Bonnet, 2015; 李晓华,2016;何帆和刘红霞,2019);三是对数字经济进行测度。一方面研究聚焦于数字经济增加值的核算,机构和学者尝试从增加值视角测算数字经济增加值规模,测算结果存在差异(蔡跃洲和张钧南,2015;郭美晨和杜传忠,2019;许宪春和张美慧,2020;中国信通院,2020^③);另一方面研究是构建指标体系测度数字经济,即通过构建数字经济综合指数衡量地区数字经济水平,构建的指标体系涵盖国家、省级和地级市三个层面(刘军等,2020;刘方和孟祺,2019;张雪玲和焦月霞,2017;焦帅涛和孙秋碧,2021;赵涛等,2020)。该部分研究方法更为多样,研究视角更为细致,限于省市级数据的连续性与可得性,指标体系测度结果存在一定主观性;四是对数字经济的时序和空间分布差异的研究。王彬燕等(2018)利用 ArcGIS 绘制的空间分布图揭示出中国数字经济发展呈现显著的空间差异性;刘传明等(2020)以腾讯研究院发布的“互联网+”数字经济指数为基础,刻画了5大城市群的数字经济发展差异,揭示区域数字经济发展分布动态;李研(2021)从行业视角出发,采用 DEA-Malmquist 指数测算数字经济产出效率,从时间和空间两个维度研究了中国8大经济区数字经济产出效率的演进趋势。

综上,国内对于数字经济的研究方兴未艾,为数字经济的量化研究奠定一定基础,但仍存在以下局限:一是数字经济评价指标的建构及测度滞后于数字经济发展,省际数字经济发展的指标建构与测度研究相较缺乏;二是缺乏对数字经济发展的区域异质性研究,未能揭示数字经济发展的空间差异来源;三是基于空间关联性视角研究数字经济发展在时间和空间上演进趋势的文献较少,未深入探究不同区域数字经济发展的空间敛散性特征。鉴于此,本文边际贡献可能有:①基于数字经济理论内涵,构建综合评价指标体系测度数字经济发展指数,对中国省际^④数字经济发展的不平衡不充分程度进行定量刻画,丰富国内相关研究;②运用 Kernel 密度估计分析四大区域数字经济发展的动态演进特征,引入 Dagum 基尼系数测算数字经济发展不平衡指数,揭示时空异质性的来源及变动趋势;③引入空间权重矩阵和 Moran' I 指数刻画空间关联性与集聚特征,并基于空间计量的 σ 收敛及 β 收敛模型实证探究不同区域数字经济发展的时空收敛特征及空间溢出效应。上述研究有利于统筹区域数字经济协调发展,缩小区间水平差距,进一步发挥数字经济赋能作用。

② 资料来源:《二十国集团数字经济发展与合作倡议》, http://www.g20chn.org/hywj/dncgwj/201609/t20160920_3474.html。

③ 资料来源:中国信息通信研究院2020年7月发布的《中国数字经济发展白皮书(2020年)》。

④ 国家统计局将中国经济区域划分为东部、中部、西部和东北部四大板块。东部包括:北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南;中部包括:山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南;西部包括:内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆;东北部包括:辽宁、吉林和黑龙江。我国港澳台和西藏地区由于部分数据缺失较多,故不包含于本文样本范围。

二、主成分分析与数字经济发展指数合成

(一) 基础指标选取

考虑到省级层面统计指标数据的可获得性与连续有效性,本文对已有数字经济相关指标体系进行了改进,将数字经济发展分为数字基础、数字产业、数字创新与数字应用 4 个部分。具体而言:①数字经济的发展离不开互联网和信息化基础的发展与完善,参考谢康等(2012)和刘军等(2019)的研究,选取信息传输、计算机服务和软件业(ICT)相关固定资产投资和光缆线路长度占比等偏重数字基础建设投入的指标,还包括互联网普及率等偏重数字化普及程度的指标,以此反映数字基础发展水平;②数字技术属于高新技术产业的主导技术,数字经济发展需要数字产业的变革与崛起,本文参照赛迪研究院(2019)^⑤的研究,选取高技术产业企业数、R&D 经费占比等代表高技术产业能力和研发投入力度的指标,以此反映数字产业化部分的数字技术产业发展水平;③颠覆式的科技创新催生出一系列新产品、新模式、新业态,助推新一轮经济增长,并逐渐引导产业变革方向,数字经济的发展需要加大数字创新力度和深度,本文借鉴焦帅涛和孙秋碧(2021)的研究,以大数据相关技术专利申请量和技术市场成交额占比等指标衡量数字创新水平;④深挖数字经济与其他产业的融合对接,提升生产运营效率,是实现产业数字化的关键。囿于其难以具体衡量,借鉴学者的相关研究(张雪玲和焦月霞,2017;范合君和吴婷,2020),本文以新产品销售额、网络零售交易额占比等相关经济指标作为衡量产业数字化部分数字应用水平的代理指标。

鉴于此,基于数字经济内涵界定,遵循科学、可比性等原则,本文构建含 4 个一级指标,24 个二级测度指标的中国省际数字经济发展评价指标体系,见表 1。

(二) 指标数据的说明及处理

由于指标间存在量纲和量级不一致等不可公度性问题,无法直接对原始数据进行合成。因此需对指标数据进行正向化和标准化处理。本文均为正向指标,借鉴王小鲁等(2016)构建市场化指数时对线性无量纲法中的阈值法的改进,以 2011 年为基期,基期以后年度的标准化处理如式(1)所示:

$$V_{it} = \frac{X_{it} - X_{\min 0}}{X_{\max 0} - X_{\min 0}} k + q \quad (1)$$

其中: t 表示年份; V_{it} 表示标准化后的指标值; X_{it} 表示二级指标在 t 年的原始数据; $X_{\min 0}$ 和 $X_{\max 0}$ 分别表示以 2011 年为基期的原始数据最小值和最大值; k 和 q 则根据标准化之后所要求的数据区间自行设定, k 取 6, q 取 1。

表 1 中国省际数字经济发展评价指标体系

综合指标	一级指标	二级测度指标	权重	指标单位	指标属性
数字 经济 发展 水平	数字 基础	X1 ICT 相关固定资产投资	0.0371	亿元	正向
		X2 信息化相关从业人员数	0.0654	万人	正向
		X3 光缆线路长度占比	0.0200	%	正向
		X4 移动电话普及率	0.0471	部/百人	正向
		X5 互联网普及率	0.0459	%	正向
		X6 域名数占比	0.0432	%	正向
		X7 网站数占比	0.0548	%	正向
		X8 互联网宽带接入用户占比	0.0310	%	正向
	数字 产业	X9 高技术产业企业数	0.0341	个	正向
		X10 高技术产业 R&D 机构数	0.0284	个	正向
		X11 高技术产业 R&D 人员数	0.0318	人年	正向
		X12 高技术产业 R&D 经费内部支出/GDP	0.0490	%	正向
		X13 高技术产业固定资产投资额	0.0287	亿元	正向
	数字 创新	X14 大数据相关技术专利申请量	0.0538	项	正向
		X15 规模以上工业企业发明型专利申请占申请专利总数之比	0.0396	%	正向
		X16 技术市场成交额/GDP	0.0542	%	正向
		X17 软件业务收入/GDP	0.0639	%	正向
	数字 应用	X18 快递量	0.0312	万件	正向
		X19 电子商务交易活动企业数比重	0.0337	%	正向
		X20 电子商务交易额/GDP	0.0496	%	正向
		X21 网络零售市场交易额/社会消费品零售总额	0.0551	%	正向
		X22 每百家企业拥有网站数	0.0072	个	正向
		X23 新产品开发项目数	0.0393	项	正向
		X24 新产品销售收入	0.0560	万元	正向

注:数据来源:2012—2019 年《中国统计年鉴》、相关省份统计年鉴、《中国高技术产业统计年鉴》和《中国人口与就业统计年鉴》。

⑤ 赛迪工业和信息化研究院:《2019 中国数字经济发展指数白皮书》,2019 年 11 月。

(三)主成分分析法合成中国数字经济发展指数

1. 主成分分析法的效果检验

利用软件SPSS26.0进行初步主成分分析的Kaiser-Meyer-Olkins(KMO)和Bartlett球形度检验,得KMO=0.881,介于0.8和0.9,Bartlett球形检验的 p 值为0。进一步利用Stata15.0进行KMO和Squared Multiple Correlations(SMC)检验,检验值显示本文各指标变量基本符合要求,表明分析结果是有效且稳健的,适合进行主成分分析^⑥。

2. 赋权方法说明及主成分选取

目前主要客观赋权法有主成分分析法、熵值Topsis法和综合指数法。主成分分析以数据自身特征确定权重,剔除人为判断,所形成的权重结构能更客观反映评价指标体系中各指标对总指标的贡献程度,在保留数据绝大部分信息的同时有效避免指标间的高度相关性。因此,本文采用主成分分析法确定各二级指标权重,以此合成综合指标。

本文将标准化后的面板数据以协方差矩阵输入主成分分析,既能消除量纲、量级差异,又能保留各变量的离散程度特性。经8次迭代后所得的4个主成分特征值累积方差贡献率达到82.09%,高于经验值80%,表明所提取的4个主成分涵盖原始指标体系的绝大部分信息,符合主成分分析标准。

3. 中国数字经济发展指数的合成

本文使用线性加权综合法,将上文所选24个测度指标通过主成分分析确定权重后合成一个指数,反映2011—2018年中国数字经济的整体发展趋势。线性加权综合模型的构建如下:

$$DEI=w_1x_1+w_2x_2+\dots+w_nx_n \quad (2)$$

其中:DEI为合成的数字经济发展指数; w 为经主成分分析处理后的权重(表1); x 为经过标准化处理后的指标值; $n=1,2,\dots,24$ 。

(四)数据来源

本文以中国30个省份为研究对象,原始数据绝大部分来源于《中国统计年鉴》、各省2012—2019年统计年鉴和《中国人口与就业统计年鉴》,部分数据来源于《中国高技术产业统计年鉴》。其中,指标X1选取信息传输、计算机服务和软件业固定资产投资额;指标X2选取信息传输、软件和信息技术服务业及科学研究和技术服务业城镇单位就业人员的算术平均值;指标X14参照吕明元和苗效东(2020)确定的省市大数据相关技术专利申请情况;指标X21来源于中国电子商务研究中心。本文以2011年为基期对经济变量进行了平减处理,部分年份缺失值采用临近点线性趋势法进行补齐。

三、中国省际数字经济发展水平测度及比较

(一)数字经济发展指数测度结果

依据表1指标体系及前文研究方法,测算出2011—2018年中国数字经济发展指数^⑦,并将其变动趋势绘制成图1;①从均值看:2011—2018年中国数字经济发展水平稳步提升,但4大板块差异显著。DEI全国均值从2011年的2.290提升为2018年的3.837,同比增长67.53%;东部、中部、西部和东北部DEI均值同比增幅分别达83.86%、79.94%、60.04%和35.11%。中国数字经济发展指数呈现“东-中-东北-西部”依次递减的态势;②分区域看:东部指数遥遥领先于全国和其他三大板块,且2013年后增速明显提高;中部DEI指数略低于全国水平,西部和东北部水平则较低。中部和东北部DEI均值在2014年之前相差甚小,而2014年之后东北增速

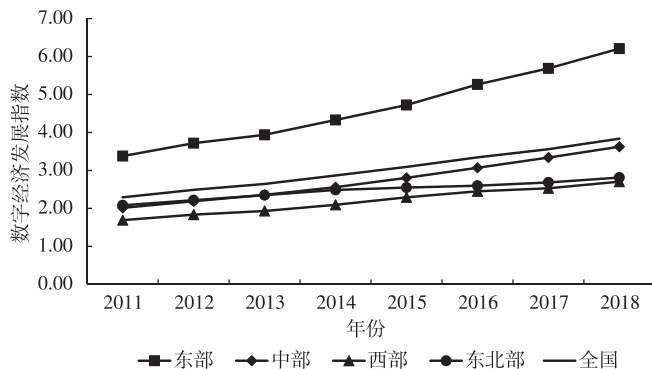


图1 2011—2018年4大板块数字经济发展指数的变化趋势

⑥ 篇幅所限,KMO和SMC检验结果未于正文列示。

⑦ 篇幅所限,2011—2018年中国各省份数字经济发展水平测度结果数据未在文中列示,如需了解详情请向作者索取。

明显放缓,二者差距明显拉大;西部地区在此期间追赶态势凸显,与东北差距逐步缩小。这说明数字经济发展存在明显的空间非均衡特征;③从极值变化看:极差总体呈扩大趋势,4大板块绝对差异明显。不同板块间存在数字经济发展不平衡的现实问题,且地区间差异可能存在进一步扩大趋势;④从增速看:2013年后全国 *DEI* 指数大体呈线性增长态势,东部和中部增速加快,西部有微弱下降趋势,东北部近年来增速则明显放缓,且西部在2018年呈抬头趋势,有望今后超越东北部。可见,虽各年 *DEI* 指数增速略有波动但始终为正,表明4大板块的数字经济发展均呈现出持续向好态势,并且中部和西部追赶效应逐步凸显,后发优势明显。在推进数字经济发展过程中,激发东北地区新经济发展活力,协调东北振兴、中部崛起及西部大开发的战略步伐,进一步缩小数字经济发展区域差距任重而道远。

(二)数字经济发展的省际区域分布

2011—2018年中国数字经济发展的省际分布呈现阶梯特征,考察期内各省份 *DEI* 年均指数位于1.638~8.064,均值为3.151,标准差为1.554,表明整体上我国数字经济发展水平不高,且存在明显空间差异。参考魏敏和李书昊(2018)的研究,根据均值(*E*)与标准差(*SD*)关系,将30个省份划分为明星型($> E+0.5SD$)、进步型(介于 $E \sim E+0.5SD$)、平庸型(介于 $E-0.5SD \sim E$)和落后型($< E-0.5SD$)4种类型。总体看,数字经济发展水平由东部向西部逐步下降,呈较为明显的“东-中-东北-西”梯级分布。将隶属于明星型、进步型、平庸型和落后型的省份进行区域划分,结果见表2。6个明星省份均位于东部,占东部省份数量的60.0%,进一步佐证东部大多数省份数字经济发展表现优异。其中广东和北京较大幅度领先其他明星省份,可划为超级明星型;中部4个省份属于平庸型,另2个省份分属进步型和落后型,表明中部地区整体数字经济发展较为平庸;西部有8个省份归于落后型,占西部省份数量的72.73%,说明西部数字经济发展整体相较落后;东北除辽宁属于平庸型,另2个省份均属于落后型。70%的省份归属于平庸型和落后型,说明我国总体数字经济发展水平不高。区域分布进一步表明当前中国数字经济发展存在区域不平衡现象,具有明显的空间分布差异,东部地区数字经济发展最优,中部次之,西部和东北部则较为落后。

表2 数字经济发展4种类型省份的区域分布

类型/地区	东部	中部	西部	东北部
明星型	广东、北京、江苏、浙江、上海、山东			
进步型	福建	湖北	四川	
平庸型	天津、河北	河南、安徽、湖南、江西	陕西、重庆	辽宁
落后型	海南	山西	广西、云南、贵州、内蒙古、新疆、甘肃、宁夏、青海	吉林、黑龙江

从各省份发展趋势而言,东部地区广东 *DEI* 指数增速最快,而天津和海南增速在东部排名较低,反映出其对加快经济转型的迫切需要。安徽在中部异军突起,增速在考察期内领跑中部,涨幅高达103.91%,彰显出安徽近年来改变发展战略,创新引领科技进步,推动高新技术产业等新动能持续壮大。西部整体数字经济发展水平较低,其中四川、重庆和贵州 *DEI* 指数增速表现优异,反映出其依托大数据综合试验区建设取得阶段性成效,为西部其他省份提供示范效应。东北三省增速乏力,辽宁的 *DEI* 指数均值最高但增速最慢,吉林的均值居中而增速最快,表明东北地区面临产业升级和经济转型瓶颈,大数据、云计算等新动能将为东北新一轮经济转型发展提供巨大潜力。

四、中国数字经济发展的分布动态演进及区域差异

(一)中国数字经济发展的分布动态及演进特征

1. 核密度估计

作为非参数估计的一种方法,核密度估计采用平滑峰值函数对样本数据进行拟合,利用连续密度曲线刻画随机变量分布形态,广泛应用于空间非均衡分析(辛冲冲和陈志勇,2019)。为探究中国数字经济发展的区域差异分布及演进规律,本文选用核密度估计方法刻画中国数字经济发展的分布特征及演进趋势。设定 $f(x)$ 是中国数字经济发展指数 x 的密度函数,如式(3)所示:

$$f(x) = \frac{1}{Nh} \sum_{i=1}^N K\left(\frac{X_i - x}{h}\right) \quad (3)$$

其中： N 为观测值个数； X_i 为独立同分布的观测值； h 为带宽，带宽越小估计精确度越高； \bar{x} 为观测值均值； K 为Kernel密度函数。本文采用高斯核密度进行估计分析，计算方法如式(4)所示：

$$K(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) \quad (4)$$

2. 分布特征及演进规律

以2011、2013、2016和2018年为代表性年份，图2和图3分别呈现了全国及4大板块数字经济发展的核密度曲线的分布位置、形态、延展性及极化特征。依据图2，从波峰高度和移动位置来看，分布曲线的主峰位置不断右移，全国数字经济发展水平持续上升；主峰高度不断下降，宽度扩大，右拖尾延展拓宽，说明区域发展不平衡差距有所扩大；只出现一个主峰，表明未出现多极化现象。

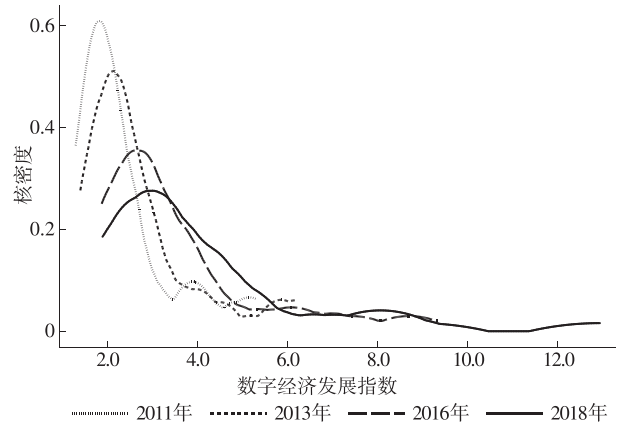


图2 中国总体数字经济发展的分布动态(全国)

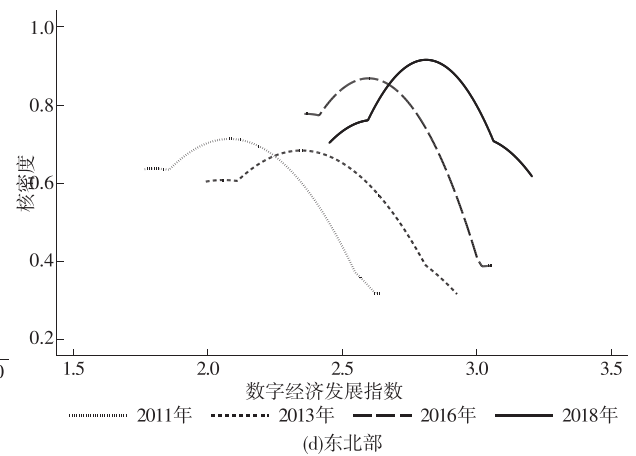
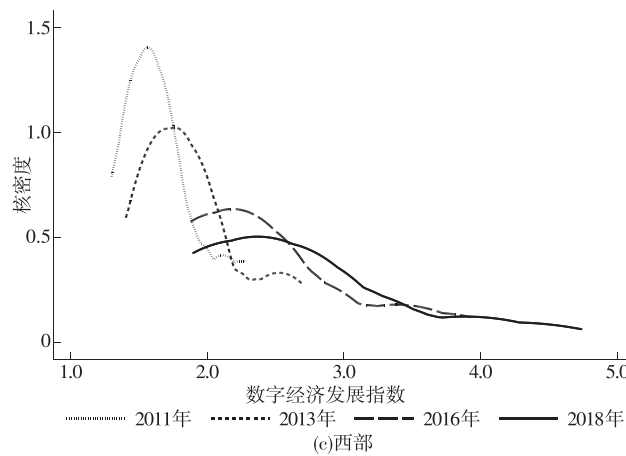
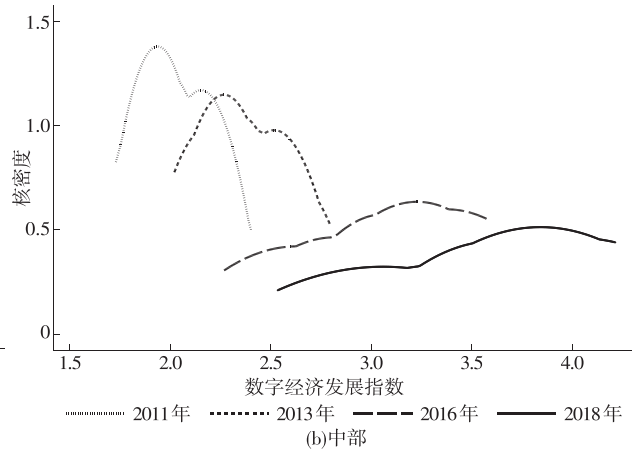
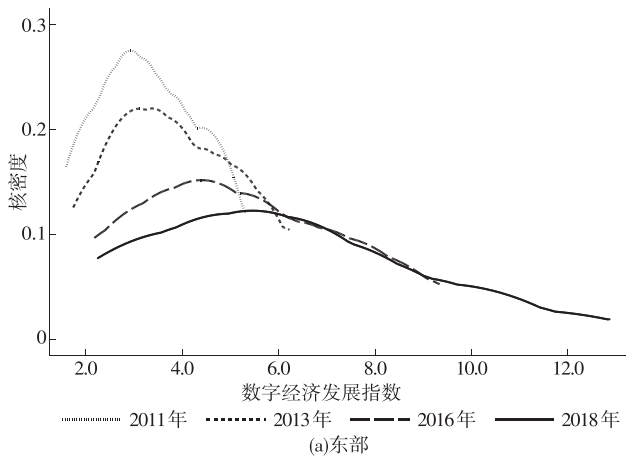


图3 中国四大板块数字经济发展的分布动态

据图3(a)，波峰位置右移，东部数字经济发展水平总体上升；考察期内主峰高度下降，形态渐趋扁平状，右拖尾延展拓宽，说明东部地区内存在绝对差异且有所扩大。据图3(b)，中部的分布曲线主峰位置右移，中部数字经济发展水平有所提升；拖尾现象减弱，说明中部地区差异相对较小；个别年份出现两个主峰(如2011年和2013年)，主峰与侧峰位置并未出现明显拉大，说明中部存在一定的两极化趋势；据图3(c)，西部的

分布形态与全国较为相似,曲线右移且主峰高度下降而宽度扩大,右拖尾现象显著,说明西部数字经济发展水平不断提高,地区内绝对差异呈扩大态势。据图 3(d),东北部的分布曲线显著右移,主峰高度波动上升而宽度逐渐由扁平变细窄,拖尾延展性无明显变动。这表明在考察期内东北部数字经济发展水平逐步提升,地区内数字经济发展存在绝对差异且呈缩小趋势。东部、西部和东北部均只出现一个主峰,不存在区域极化现象。

(二) 数字经济发展的区域差异及来源

1. Dagum 基尼系数及分解方法

为进一步研究中国四大板块数字经济发展水平变动的空间差异及来源,本文以 Dagum 基尼系数作为研究方法。Dagum(1997)将总体基尼系数 G 进一步分解为区域内差异贡献 G_w 、区域间净值差异贡献 G_{nb} 、超变密度贡献 G_t , G_{nb} 和 G_t 之和为区域间差异总贡献,并且 $G=G_w+G_{nb}+G_t$ 。基尼系数越大表明区域差异性越大,反之,系数越小则意味着区域差异小,区域协同性越强。本文设定 Dagum 基尼系数的计算公式如下:

$$G = \frac{\sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}|}{2n^2 \mu} \quad (5)$$

其中: k 为所划分板块数量,即为4; n 表示考察省份数,即为30; $y_{ji}(y_{hr})$ 为第 $j(h)$ 板块内省份 $i(r)$ 的数字经济发展指数; $n_j(n_h)$ 表示 $j(h)$ 区域所包含的省份数量; μ 为全国DEI指数均值。进一步将Dagum基尼系数分解为 G_w 、 G_{nb} 和 G_t ,分解方法如下:

$$G_{jj} = \frac{1}{2\mu_j n_j^2} \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_j} |y_{ji} - y_{jr}| \quad (6)$$

$$G_w = \sum_{j=1}^k G_{jj} p_j s_j \quad (7)$$

$$G_{jh} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}|}{n_j n_h (\mu_j + \mu_h)} \quad (8)$$

$$G_{nb} = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) D_{jh} \quad (9)$$

$$G_t = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) (1 - D_{jh}) \quad (10)$$

其中: $\mu_j(\mu_h)$ 为板块 $j(h)$ 内的DEI指数均值; $p_j=n_j/n$; $s_j=n\mu_j/n\mu$; $\sum p_j = \sum s_j = \sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k p_j s_h = 1$,并且, D_{jh} 代表的是板块 j 和板块 h 之间DEI指数的相对影响, D_{jh} 的计算方法如下:

$$D_{jh} = (d_{jh} - p_{jh}) / (d_{jh} + p_{jh}) \quad (11)$$

$$d_{jh} = \int_0^\infty dF_j(y) \int_0^y (y-x) dF_h(x) \quad (12)$$

$$p_{jh} = \int_0^\infty dF_h(y) \int_0^y (y-x) dF_j(x) \quad (13)$$

其中: d_{jh} 为板块间DEI指数的差值,表示板块 j 、 h 中 $y_{ji}, y_{hr} > 0$ 的全部样本加总的数学期望; p_{jh} 为超变一阶矩,代表 j 和 h 之间 $y_{ji}, y_{hr} < 0$ 的样本加总的数学期望; $F_j(F_h)$ 代表板块 $j(h)$ 的累积密度分布函数; G_{jj} 和 G_{jh} 分别表示区域内和区域间基尼系数; p_h 和 s_h 的计算公式同 p_j 和 s_j 。

2. 中国数字经济发展的区域差异及来源

依据式(5)~式(13)计算出中国区域数字经济发展的Dagum基尼系数,并以图4呈现。2011—2018年中国数字经济发展指数总体基尼系数均值为0.245,基尼系数最小值和最大值分别为2011年的0.218和2018年的0.283,整体表现为持续缓慢上升,反映出总体区域差异显著且呈扩大趋势,数字经济发展的总体协调度有待提高。

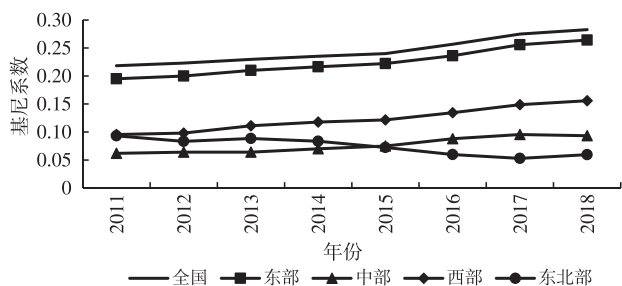


图4 中国数字经济发展总体差异及区域内差异

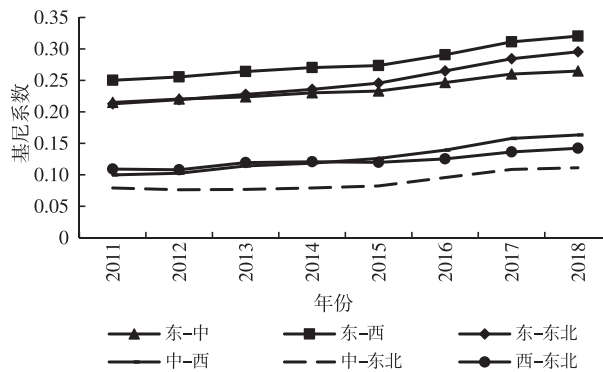


图5 中国数字经济发展的区域间差异

(1)区域内差异。如图4所示,①从均值看,4大板块数字经济发展差异显著,内部不均衡现象存在。2011—2018年东部、中部、西部和东北部基尼系数均值为0.225、0.077、0.123和0.074,东部区域内差异相对最大,数字经济发展不平衡程度尤为突出,中部和东北部基尼系数相对较低,东北部区域内差异相对最小且呈缩小趋势;②从变动趋势看,除东北部外,其他三大板块的基尼系数均呈上升趋势,但中部增速放缓,且与东北部呈交错趋势,2015年之后中部的基尼系数超过东北部,考察期内东北部基尼系数呈明显的波动下降趋势。

(2)区域间差异。图5呈现了4大板块区域间差异的变动趋势,各区域间基尼系数存在明显分布差异,总体来看,尽管西部-东北部在2013—2015年间出现轻微下降,但各区域间差异整体呈现波动上升趋势,且根据区域间差异的大小可以划分为三个层级。具体而言,东部与其他三大板块区域间差异相对较大,且差距存在逐步拉大态势,划为“第一层级”;中部-西部和西部-东北部区域间差异的基尼系数均值分别为0.128和0.123,位于“第一层级”和中部-东北部之间,区域间差异波动增长但相对较小,属于“第二层级”;考察期内中部-东北部区域间差异的基尼系数均值最小,为0.089,虽平稳增长但仍与第一、二层级存在一定差距,划为“第三层级”。由此,数字经济发展的区域间差异较大,各区域数字经济发展尚未形成相互协调的空间格局,不平衡性依旧存在。

(3)区域差异来源及贡献率。表3展示了中国总体差异来源及分解的结果。从差异来源看,2011—2018年区域内差异对总体差异贡献率的变动区间位于19.79%~22.09%。区域间差异的基尼系数由2011年的0.161上升为2018年的0.197,考察期内区域间差异贡献率由73.80%下降为69.68%,其平均贡献率为71.55%。因此,相较于区域内差异贡献率,区域间差异对总体差异的贡献更大,区域间差异为中国数字经济发展总

表3 中国数字经济发展的Dagum基尼系数及其来源贡献

年份	总体	区域内	贡献率	区域间	贡献率	超变密度	贡献率
2011	0.218	0.043	19.787%	0.161	73.796%	0.014	6.418%
2012	0.223	0.045	19.918%	0.164	73.631%	0.014	6.451%
2013	0.230	0.047	20.577%	0.165	71.990%	0.017	7.433%
2014	0.235	0.049	20.951%	0.169	71.838%	0.017	7.211%
2015	0.240	0.051	21.202%	0.170	70.972%	0.019	7.825%
2016	0.257	0.055	21.524%	0.182	70.711%	0.020	7.765%
2017	0.275	0.060	21.917%	0.192	69.758%	0.023	8.325%
2018	0.283	0.063	22.093%	0.197	69.682%	0.023	8.225%

体差异的主要来源,但其贡献率呈逐渐减弱态势。考察期内区域间超变密度的平均贡献率7.46%,表现为波动上升趋势,但对区域差异影响相对较小。因此,协调数字经济发展的空间格局,解决数字经济发展的空间差异,应致力于缩小区域间差异。

五、数字经济发展的收敛性分析

(一) σ 收敛

σ 收敛表示样本离差随时间推移而降低的过程,对应于本文即不同区域数字经济发展偏离平均水平的幅度在时间维度上呈现下降趋势。常见 σ 收敛测算方法包括Gini系数、Theil指数和变异系数,本文采用研究文献中使用较多的变异系数(CV)来刻画 σ 收敛,计算方法如下:

$$\sigma = \frac{\sqrt{\sum_i^{n_j} (DEI_{ij} - \overline{DEI}_{ij})^2 / n_j}}{\overline{DEI}_{ij}} \quad (14)$$

其中： i 为区域内省份数量($i=1,2,3,\dots$)； j 为区域数量($j=1,2,3,4$)； n_j 为区域 j 包含的省份数量； \overline{DEI}_{ij} 为考察期内区域 j 的数字经济发展指数均值。若变异系数值随时间推移呈减小趋势,说明该区域各省份数字经济发展离散程度逐渐降低,即区域之间的数字经济发展差距缩小并呈向均值收敛之势。

图 6 刻画了 2011—2018 年中国数字经济发展的趋势。从演变趋势看,全国总体呈上升趋势,2015 年之后上升态势加快,考察期内变异系数增幅 35.52%。分区域看,不同板块变异系数的发展态势存在差异。东部变异系数增幅为 40.48%,考察期内均值为 0.4,显著高于其他区域。中部表现为“缓慢上升—缓慢下降”的发展态势,变异系数均值为 0.14,增幅达 52.26%,但以 2017 年为界变异系数呈缓慢下降趋势,说明 2017 年之后中部存在轻微的 σ 收敛。西部变异系数均值为 0.236 且持续增长,增幅高达 72.27%,增长率为 4 大区域之最。东北部 σ 收敛系数波动最为剧烈,2018 年相较于 2011 年降幅为 57.66%,大致表现为“缓慢下降-持续下降-小幅上升”的变动趋势,缓慢下降阶段主要为 2011—2014 年,持续下降阶段为 2014—2017 年,2017—2018 年又表现出小幅上扬态势,但总体变动趋势以下降为主, σ 收敛趋势较为显著。综上所述,在考察期内,仅有东北部存在明显的 σ 收敛趋势,其数字经济发展差异呈缩小态势。全国及其他三大板块均不存在显著的 σ 收敛,研究结论与前文 Kernel 密度估计、Dagum 基尼系数的差异结果分析基本相一致。

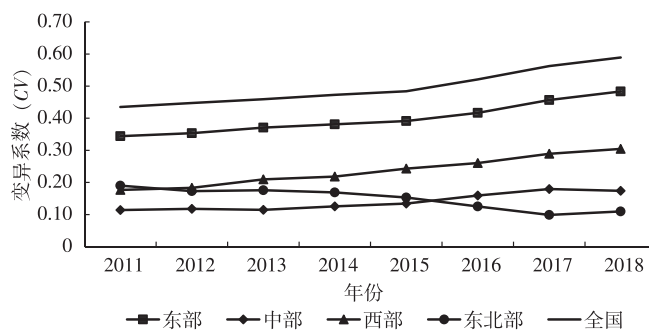


图 6 中国数字经济发展的 σ 收敛

东北部 σ 收敛系数波动最为剧烈,2018 年相较于 2011 年降幅为 57.66%,大致表现为“缓慢下降-持续下降-小幅上升”的变动趋势,缓慢下降阶段主要为 2011—2014 年,持续下降阶段为 2014—2017 年,2017—2018 年又表现出小幅上扬态势,但总体变动趋势以下降为主, σ 收敛趋势较为显著。综上所述,在考察期内,仅有东北部存在明显的 σ 收敛趋势,其数字经济发展差异呈缩小态势。全国及其他三大板块均不存在显著的 σ 收敛,研究结论与前文 Kernel 密度估计、Dagum 基尼系数的差异结果分析基本相一致。

(二) 空间相关性分析

地理学第一定律表明,当研究样本涉及多个单元,则样本间的空间相关性不可被忽视。Anselin(1988)也指出空间数据存在空间自相关或空间依赖性,说明各省份数字经济发展可能存在一定空间关联性。现有文献衡量空间相关性的方法主要是全局 Moran’I 指数和局部 Moran’I 指数。空间权重矩阵的设定会影响空间相关性分析,考虑到数字经济的发展在不同省份间存在互动效应,且该效应与地理距离大体呈反比,其空间相关性随地理距离增加有减弱的趋势,距离相较更近的地区间空间交互效应更明显。因此本文构建基于地理距离的空间权重矩阵(W),以考察中国数字经济发展的空间相关性及其收敛性。其元素 W_{ij} 取值为

$$W_{ij} = \begin{cases} 1/d_{i,j}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (15)$$

其中： $d_{i,j}$ 为省份 i 与省份 j 省会之间的地表距离,根据省会所在经纬度坐标计算省份间的地理距离而得,经纬度坐标来源于国家基础地理信息系统 1:400 万地形数据库。为使空间滞后项具有加权平均的含义,对该矩阵进行了行标准化处理,设定对角线元素为 0。此外,本文采用邻接矩阵以增强研究的稳健性,邻接矩阵分别以 0 和 1 代表省份 i 和省份 j 的空间邻接关系,即当 i 与 j 相邻时 $W_{ij}=1$,否则取值为 0。

1. 全局 Moran’I 指数

全局 Moran’I 指数用以衡量样本的全局空间相关性,即检验是否存在空间集聚。本文全局 Moran’I 指数 (Moran’I) 计算方法如式 (16) 所示:

$$\text{Moran}'I_{it} = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (\ln DEI_i - \overline{\ln DEI}) (\ln DEI_j - \overline{\ln DEI})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (16)$$

其中： n 为区域总数； W_{ij} 为空间权重矩阵； $\ln DEI_i$ 为 i 省份数字经济发展指数的自然对数值； S^2 为样本方差。全

局 Moran' I 指数一般介于 (-1, 1), 绝对值越大则空间相关度越高, 其中 Moran' I > 0 说明空间正相关, 反之则负相关。表 4 报告了基于地理距离矩阵和邻接矩阵的 Moran' I 指数测算结果及显著性, 其各年 Moran' I 指数均为正数, 且均在统计上满足 5% 的显著性水平, 说明中国数字经济发展存在显著的空间正相关性。从时间趋势看, Moran' I 指数呈现波动下降趋势, 说明在时序上其空间相关性波动下降, 但下降趋势微弱。

2. 局部 Moran' I 指数

局部 Moran' I 指数是将空间单元划分为若干区域, 以探究空间单元呈何种空间集聚特征。局部 Moran' I 指数 (Local I) 计算公式如式 (17) 所示:

$$Local I_i = \frac{\ln DEI_i - \overline{\ln DEI}}{S^2} \sum_{j=1}^n W_{ij} (\ln DEI_j - \overline{\ln DEI}) \quad (17)$$

明确空间相关性后, 进一步采用 Moran' I 散点图揭示空间集聚模式。Moran' I 散点图横轴为空间单元自身的数字经济发展指数, 纵轴空间滞后项 W_x 表示其周边单元的加权值。分别利用地理距离矩阵和邻接矩阵将考察期内中国各省份数字经济发展指数均值的 Moran' I 散点图绘制如图 7 所示。

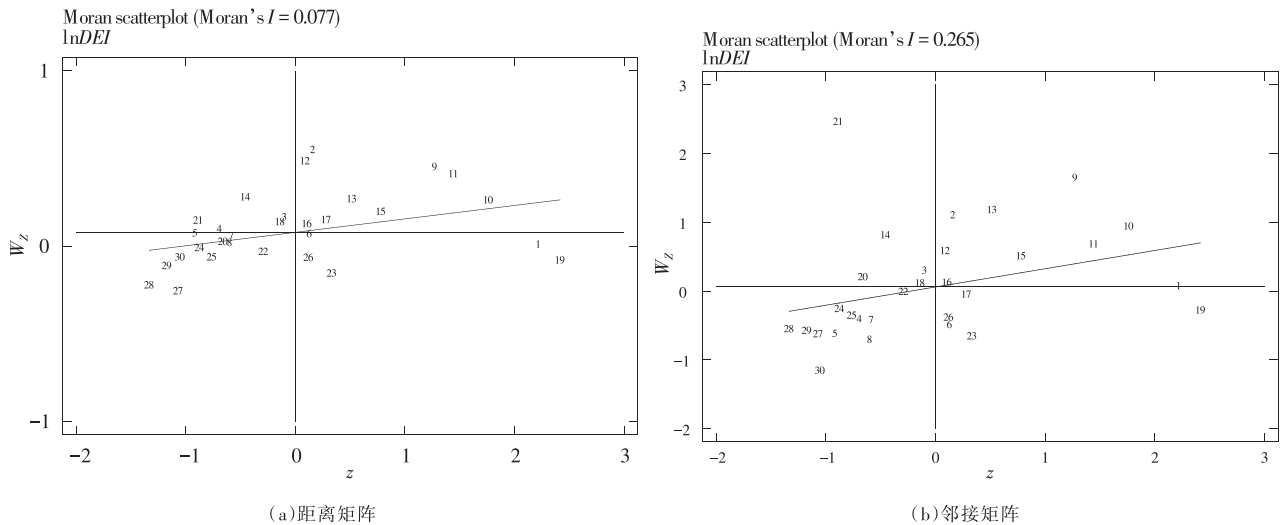


图 7 2011—2018 年中国数字经济发展指数的 Moran' I 散点图

如图 7 所示, 无论基于地理距离矩阵还是邻接矩阵, 我国大多数省份位于 High-High (HH) 象限和 Low-Low (LL) 象限, 表现为空间正相关, 存在高高集聚或低低集聚。说明数字经济发展水平较高的省份与较高的相邻, 而低水平的省份则被临近的低水平省份所包围。因此, 在研究区域数字经济发展的收敛趋势时, 忽略空间效应可能会使模型估计产生较大偏差, 对于空间效应的考虑是必要的。

(三) β 收敛

β 收敛源于新古典经济增长理论中的经济趋同思想, 指随着时间推移, 增长率更高的落后地区会追赶上发达地区, 最终达到同样增长率的收敛状态。对应于本文, 是指初始数字经济发展较低的地区相比较高水平地区具有更快的增速, 数字经济发展增长率与其初始水平呈负相关。 β 收敛可分为绝对 β 收敛和条件 β 收敛 (Barro et al, 1991; Galor, 1996)。本文中, 绝对 β 收敛是指在其他因素不变的情况下, 各地区数字经济发展将随着时间推移而逐渐收敛为相同水平。条件 β 收敛是指在充分考虑各地区诸多因素异质性的情况下, 数字经济发展较低的地区与较高水平地区相比增速更快, 即各地区数字经济发展水平也会收敛为各自的稳态。传统 β 收敛模型为

表 4 2011—2018 年中国数字经济发展的 Moran' I 指数及检验结果

年份	地理距离矩阵			邻接矩阵		
	Moran' I	Z 值	P 值	Moran' I	Z 值	P 值
2011	0.086	3.343	0.001	0.282	2.626	0.009
2012	0.083	3.274	0.001	0.284	2.645	0.008
2013	0.073	3.004	0.003	0.242	2.292	0.022
2014	0.079	3.163	0.002	0.262	2.458	0.014
2015	0.071	2.938	0.003	0.264	2.477	0.013
2016	0.074	3.013	0.003	0.272	2.542	0.011
2017	0.072	2.983	0.003	0.256	2.414	0.016
2018	0.075	3.053	0.002	0.254	2.407	0.016

注: 数据通过软件 Stata15.0 计算而得, 下同。

$$\ln\left(\frac{DEI_{i,t+1}}{DEI_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln DEI_{i,t} + \gamma \ln X_{i,t+1} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

考虑空间效应的存在,传统面板数据模型可能出现估计偏误。因此本文构建测算 β 收敛的空间计量模型。常见空间计量模型有空间杜宾模型、空间滞后模型和空间误差模型,本文依据 Elhorst(2014)提出的空间计量模型选择步骤,依次使用似然比(LR)检验确定个体、时间固定效应,使用拉格朗日乘子(LM)、沃尔德(Wald)和 LR 检验选择面板固定效应(FE)模型、空间杜宾(SDM)模型、空间滞后(SAR)模型或空间误差(SEM)模型,以 Hausman 检验进行固定效应和随机效应的判断。其具体收敛模型分别为

$$\ln\left(\frac{DEI_{i,t+1}}{DEI_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln DEI_{i,t} + \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln\left(\frac{DEI_{i,t+1}}{DEI_{i,t}}\right) + \theta \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln DEI_{i,t} + \gamma \ln X_{i,t+1} + \varphi \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln X_{i,t+1} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

$$\ln\left(\frac{DEI_{i,t+1}}{DEI_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln DEI_{i,t} + \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln\left(\frac{DEI_{i,t+1}}{DEI_{i,t}}\right) + \gamma \ln X_{i,t+1} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

$$\ln\left(\frac{DEI_{i,t+1}}{DEI_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln DEI_{i,t} + \gamma \ln X_{i,t+1} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N W_{ij} \varepsilon_{jt} + \sigma_{it} \quad (21)$$

其中: $DEI_{i,t}$ 和 $DEI_{i,t+1}$ 分别代表地区*i*在*t*和*t+1*时刻的数字经济发展指数; ρ 和 λ 分别为空间自回归系数和空间误差系数; θ 为空间溢出系数; W 为空间权重矩阵; X 为控制变量; γ 则为控制变量的估计系数; μ 为空间效应; η 为时间效应; ε 为随机扰动项; ψ 为控制变量空间项的系数; β 为模型的收敛系数。若 $\beta < 0$ 且显著,表明地区数字经济发展具有 β 收敛态势;反之,若 $\beta > 0$ 且通过显著性检验,则数字经济发展存在发散态势。

β 收敛速度(v)由 β 收敛系数计算得出,以反映数字经济发展水平较低的区域对发展水平较高区域的追赶速度,其公式为

$$v = -\frac{1}{T} \ln(1 - |\beta|) \quad (22)$$

1. 绝对 β 收敛

表 5 汇报了基于地理距离矩阵^⑧并按照模型筛选步骤得出的中国数字经济发展的绝对 β 收敛及检验结果。结果表明:①中部和西部选用了空间计量模型,全国、东部及东北部的 β 收敛模型未通过 LM 检验。因此采用传统收敛模型,且 Hausman 检验结果均选择固定效应。具体而言,中部地区系数 λ 在 5% 的显著性水平下为正,表明中部数字经济发展存在空间正相关性;西部地区系数 ρ 和 θ 都在 10% 的显著性水平下表现为正,表明地理位置相近地区的数字经济发展水平增长对当地数字经济发展水平的提升具有显著促进作用,即存在正向溢出效应;②总的来看,全国和 4 大区域的收敛系数 β 均小于 0 且均通过显著性检验,表明各地区数字经济发展增长率与其初始水平

表 5 中国数字经济发展的绝对 β 收敛

区域	全国	东部	中部	西部	东北部
模型类型	双向固定 FE	双向固定 FE	双向固定 SEM	双向固定 SDM	空间固定 FE
β	-0.0377*** (0.0084)	-0.0183* (0.0096)	-0.1853* (0.1037)	-0.3425*** (0.1305)	-0.2214*** (0.0599)
θ				1.1814* (0.6514)	
ρ/λ			0.6818** (0.3427)	0.4766* (0.2834)	
R^2	0.0909	0.0550	0.2317	0.1185	0.4453
Log-L	339.3923	143.6215	94.4435	115.7148	46.3406
空间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	NO
Hausman test	19.6300***	3.2300*	2.4900*	4.8700**	3.6700*
LM spatial lag	0.4610	0.4450	2.0120	1.4000	0.3740
R-LM spatial lag	2.5910	2.5720	0.5340	4.1890**	0.1690
LM spatial error	0.0090	0.0020	6.7420***	0.0550	1.1990
R-LM spatial error	2.1390	2.1290	5.2640**	2.8440*	0.9940
LR test spatial lag	1.9600	3.2100*	1.9500*	3.3000*	1.0000
LR test spatial error	1.8300	2.0200	1.4500*	4.1700*	0.2100
v (%)	0.5490	0.2639	2.9276	5.9902	3.5751

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著;括号内为标准误。

⑧ 限于篇幅,本文仅汇报基于地理距离矩阵的绝对 β 收敛和条件 β 收敛,基于邻接矩阵的绝对 β 收敛和条件 β 收敛未在正文列出,其收敛结果与地理距离矩阵下的收敛结果基本相一致,说明本文收敛性研究结论是稳健的。

呈负相关,即存在绝对 β 收敛态势;③从收敛速度 v 来看,全国的 β 收敛速度为0.55%,4大区域按照收敛速度快慢排序依次为西部(5.99%)、东北部(3.58%)、中部(2.93%)和东部(0.26%),西部收敛速度最快,东部最慢。综上,中国数字经济发展存在绝对 β 收敛态势,且发展水平较低的东北部和西部具有更高的收敛速度,这一结论与新古典经济学的收敛理论基本一致。此外,收敛速度的差异可能拉大区域间数字经济发展差距,区域间差异逐渐增强的态势得以印证。

2. 条件 β 收敛

在构建条件 β 收敛模型时,本文纳入经济发展水平、产业结构水平、政府干预水平、人力资本水平、金融支持水平等控制变量。经济发展水平($pgdp$)以人均GDP衡量,地区经济发展水平影响信息产业链条完整度和信息传输速度,影响信息基础设施建设和产业互联网的发展,进而影响数字经济发展环境;产业结构水平($istr$)借鉴钟业喜和毛炜圣(2020)的研究,以第三产业产值占GDP比重衡量;政府干预水平(gov)以地方财政一般预算支出占GDP的比重衡量,财政干预力度会影响当地传统产业数字化革新进程,影响企业创新活力和市场对资源的配置能力,从而影响数字经济发展建设;人力资本水平(hc)以地区就业人员中大学专科以上学历占比衡量,人力资本水平越高,理论上数字经济发展水平越高(何菊香等,2015);金融支持水平(fin)参考吕明元和苗效东(2020)的研究,以金融机构人民币贷款余额占GDP之比衡量,金融机构为产业发展提供的融资渠道和融资环境,影响资金运转速度和资金流向,影响地区数字经济发展。

表6汇报了基于地理距离矩阵并按照模型筛选步骤得出的中国数字经济发展的条件 β 收敛及检验结果。结果表明:①在加入控制变量后,除东北部外,全国及其他三大区域均选择了空间计量模型。全国和西部通过LM和LR检验,故选用SDM模型,东部和中部通过空间误差的LM检验,故选用SEM模型。东北部的LM检验未通过且Hausman检验通过10%的显著性水平。因此选择传统面板空间固定效应。具体而言,全国和西部地区系数 ρ 为正,且分别通过了1%和5%的显著性检验,中部地区系数 λ 显著为正,意味着全国、西部和中部的数字经济发展存在空间正相关性,东部地区系数 ρ 为正但作用不显著;②总体来看,所有模型的条件 β 收敛系数均为负值且均通过显著性检验,说明在加入经济发展水平等一系列控制变量后,中国各

表6 中国数字经济发展的条件 β 收敛

区域	全国	东部	中部	西部	东北部
模型类型	空间固定SDM	空间固定SEM	双向固定SEM	双向固定SDM	空间固定FE
β	-0.2867*** (0.0696)	-0.1253* (0.0745)	-0.3176** (0.1572)	-0.7967*** (0.2012)	-0.3897*** (0.0248)
$\ln X$	YES	YES	YES	YES	YES
θ	0.0577 (0.2540)			-0.6305 (1.3578)	
$W \times \ln X$	YES			YES	
ρ/λ	0.5160*** (0.1303)	0.1013 (0.1962)	0.7750** (0.3624)	0.7927** (0.3425)	
R^2	0.2489	0.2581	0.0497	0.2400	0.6245
Log-L	363.3754	148.2897	101.3660	125.5077	53.0128
空间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	NO	NO	YES	YES	NO
Hausman test	23.6200***	21.9500***	23.8400***	19.2600*	6.5200*
LM spatial lag	15.9300***	1.8730	0.0090	5.1020**	1.3250
R-LM spatial lag	2.9160*	0.0880	0.3310	2.0700	0.0700
LM spatial error	188.8940***	6.3900**	6.2410**	58.8490***	1.8390
R-LM spatial error	175.8800***	4.6050**	6.5640***	55.8170***	0.5840
LR test spatial lag	13.8400**	6.9700	2.6900	11.6500*	25.5900***
LR test spatial error	12.3900*	6.1700	4.2100	11.8700*	17.8800***
v (%)	4.8265	1.9125	5.4591	22.7582	7.0544

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号内为标准误。其中 X 为控制变量,限于篇幅未将控制变量回归结果列于表中。

区域的数字经济发展依然存在显著的条件 β 收敛态势;③从收敛速度看,全国的条件 β 收敛速度为4.83%,4大区域按收敛速度从高到低排列依次为西部(22.76%)、东北部(7.05%)、中部(5.46%)、东部(1.91%)。西部收敛速度最快,东部最慢。综上,中国数字经济发展存在显著的条件 β 收敛态势,且发展指数较低的东北和西部具有更快的收敛速度,意味着将经济发展水平、产业结构水平等众多因素纳入收敛模型后,收敛速度虽然相对有所加快,但区域间收敛速度差异依旧显著存在,且与绝对 β 收敛结果基本一致。此外,收敛速度的差异表明数字经济发展的区域差异有逐渐加大趋势,与经济发展水平、产业结构水平等影响因素有关,区域间数字经济发展尚未形成协调。

3. 经济增长的 β 收敛

在构建数字经济发展的 β 收敛模型后,沿此思路继续构建经济增长的 β 收敛模型,探究4大板块数字经济发展的 β 收敛与经济增长的 β 收敛是否存在趋同性,以及收敛速度存在何种差别。用GDP表征地区经济

增长水平(取对数值 $\ln GDP$),用上文的检验方法进行模型筛选,对中国经济增长的绝对 β 收敛和条件 β 收敛进行实证检验,其中条件 β 收敛选择控制变量如下:以平均受教育程度衡量人力资本水平,以固定资产投资额衡量投资水平,以就业人数占比衡量社会就业水平,以政府消费支出占比表示市场化水平,以进出口总额表示地区进出口发展水平。基于距离矩阵的 β 收敛及实证结果见表 7 和表 8。

表 7 中国经济增长的绝对 β 收敛

区域	全国	东部	中部	西部	东北部
模型类型	空间固定 SDM	空间固定 SEM	空间固定 FE	空间固定 SDM	空间固定 FE
β	-0.0171*** (0.0045)	-0.0065** (0.0026)	-0.0048* (0.0028)	-0.0118* (0.0064)	-0.0482*** (0.0134)
ρ/λ	0.5610*** (0.1141)	0.3346** (0.1543)		0.4880*** (0.1365)	
R^2	0.1836	0.1476	0.1292	0.2989	0.4321
Log-L	889.9435	320.7144	196.7697	330.7806	79.2068
空间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	NO	NO	NO	NO	NO
Hausman test	12.6000***	3.9700**	4.6800**	2.8300*	9.6600***
LM spatial lag	68.8950***	4.7740**	0.4050	4.5290**	0.0030
R-LM spatial lag	4.0150**	1.4350	0.4410	0.7070	0.9070
LM spatial error	92.1630***	12.7420***	0.0810	9.5270***	0.0320
R-LM spatial error	27.2820***	9.4020***	0.1170	5.7050**	0.9360
LR test spatial lag	6.6100**	0.6400	11.3300***	6.5700**	0.6200
LR test spatial error	1.6000	0.3500	8.1200***	3.3200*	0.2300
v (%)	0.2464	0.0932	0.0687	0.1696	0.7057

注:***、**、*分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平;括号内为标准误。

表 8 中国经济增长的条件 β 收敛

区域	全国	东部	中部	西部	东北部
模型类型	空间固定 SDM	空间固定 SDM	双向固定 FE	空间固定 SDM	空间固定 FE
β	-0.0416*** (0.0044)	-0.0488*** (0.0094)	-0.0154*** (0.0035)	-0.0478*** (0.0083)	-0.0389* (0.0184)
$\ln X$	YES	YES	YES	YES	YES
$W \times \ln X$	YES	YES		YES	
ρ/λ	0.4117*** (0.1406)	0.3169** (0.1523)		0.1048 (0.1953)	
R^2	0.5356	0.6149	0.5707	0.6633	0.4960
Log-L	942.0737	347.6198	220.1896	354.2257	89.1193
空间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	NO	NO	YES	NO	NO
Hausman test	13.9600***	287.8100***	19.5700***	32.0600***	31.4300***
LM spatial lag	79.5340***	3.1650*	1.4090	2.9810*	0.1090
R-LM spatial lag	0.2230	0.9060	0.5810	0.4830	0.0980
LM spatial error	92.5730***	10.7400***	0.8290	8.0710***	0.2440
R-LM spatial error	13.2620***	8.4810***	0.0010	5.5730**	0.2330
LR test spatial lag	88.9400***	36.6000***	49.3900***	37.0800***	17.0800***
LR test spatial error	38.7700***	34.8600***	36.8000***	34.5300***	17.7000***
v (%)	0.6070	0.7147	0.2217	0.6997	0.5668

注:***、**、*分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平;括号内为标准误。其中 X 为控制变量,限于篇幅未将控制变量回归结果列于表中。

由表 7 和表 8 可知, β 系数均在统计上显著为负,各区域经济增长依然存在 β 收敛趋势,但收敛速度存在差异。绝对 β 收敛速度呈“东北—西—东—中”递减,条件 β 收敛速度呈“东—西—东北—中”递减,与数字经济发展的 β 收敛速度呈现不同递减分布。实证结果表明东部、中部、西部、东北部 4 大板块间的经济增长差距在逐步缩小,中国的区域经济差异可能由原来的“东西”差距演变为“南北”差距。此外,数字经济发展的 β 收敛性与经济增长的 β 收敛性具有趋同性,即区域数字经济的发展与经济增长存在同步收敛现象,但收敛速度并不同步,经济增长的收敛速度更低。这表明:数字经济以创新性的数字技术为引擎,为东北部和西部带来“弯道超车”的机会,数字经济落后的地区对领先地区的追赶速度较快,地区间数字经济的角逐愈发激烈。反观 4 大板块的经济增长参差不齐,中部、西部、东北部具有较大的发展潜力和比较优势,但影响经济增长的因素众多且在不同时期不同地区发挥不同程度的作用,东部、中部、西部、东北部地区的经济增长呈较低速度收敛,经济落后地区对发达地区的追赶速度较慢,经济增长与数字经济发展的步伐还未协同一致。

六、结论及政策启示

本文基于数字经济理论内涵,从数字基础、数字产业、数字创新和数字应用4个维度构建中国省际数字经济发展评价指标体系,基于2011—2018年面板数据,运用主成分分析法测度出数字经济发展指数,运用Kernel密度估计刻画中国数字经济发展的分布动态,利用Dagum基尼系数对4大板块数字经济发展差异进行测算及分解,并采用 σ 收敛、空间计量模型、绝对 β 收敛和条件 β 收敛模型对中国省际数字经济发展和经济增长的空间收敛性进行分析检验。主要研究结论如下:

第一,中国各区域数字经济水平均呈现持续向好发展态势。具体而言,东部数字经济发展大幅领先于其他3大区域,极差总体呈扩大趋势,4大地区绝对差异明显,数字经济发展存在明显的空间非均衡特征,并呈现出“东—中—东北—西部”依次递减的态势,且中部和西部的追赶效应逐步凸显,后发优势明显。

第二,全国数字经济发展水平持续上升但不平衡性有所加剧,未出现多极化现象。东部和西部地区内存在绝对差异且呈扩大态势,中部地区差异相对较小且存在一定的两极化趋势,东北部数字经济发展存在绝对区域差异且呈缩小趋势。东部、西部和东北部均不存在极化现象。

第三,从区域差异及基尼系数分解来看,东部和西部基尼系数较高,除东北部外,全国和其他三大区域的基尼系数均呈上升趋势,中国数字经济发展区域差异显著且总体差异呈扩大趋势;区域间差异平均贡献率为71.55%,为总体差异的主要来源,但其贡献率呈逐渐减弱态势。考察期内超变密度的贡献率介于6.42%~8.33%,对区域差异影响相对较小。

第四,从收敛性看,考察期内仅有东北部存在明显的 σ 收敛趋势;中国数字经济发展存在空间正相关性且相关性呈微弱下降趋势,也印证了地理位置对于经济变量的影响作用在数字经济时代逐渐削弱;数字经济发展呈现明显的HH和LL空间集聚特征;在考虑空间效应后,全国和4大板块的数字经济发展存在绝对 β 收敛和条件 β 收敛态势,且发展指数较低的东北部和西部收敛速度更快;条件 β 收敛速度相对有所加快,但不同区域间收敛速度差异依旧显著存在,与绝对 β 收敛的结果相一致;省际经济增长也存在 β 收敛,数字经济发展的 β 收敛与经济增长的 β 收敛具有趋同性,但收敛速度并不同步,经济增长的收敛速度更低。

基于上述结论,本文得出如下政策启示:

(1)着重缩小区域间数字经济发展差距。从地理区域划分看,东-西、东-东北和东-中部区域间差距较大,政府应增加中部、西部和东北部的资源配置供给,加大财政扶持力度,给予数字经济等高新数字技术企业税收优惠政策,增加创业基金以激活中小数字企业创新活力,加强对企业数字化转型的支持,以此缩小东部和其他地区差距,促进区域间协调发展。另外,东部应积极发挥“领头羊”作用,在协调优化地区内数字经济发展的同时,要更大程度发挥对周边地区的辐射效应和示范效应,以实现取长补短,共同进步。

(2)完善政府相关政策体系,因地制宜出台差异化政策。首先,积极开放数据连接共享,加大数字科技研发投入,培育发展数字经济创新平台。努力突破技术封锁,以技术创新引领产业升级,推动数字经济与实体经济深度融合,对于转换经济增长动能、加速传统制造业转型升级具有深远意义。其次,加大大数据中心等“新基建”的投资建设力度,设立引进数字产业园区和数字企业、数字技术落地,加速形成数字产业集聚,为数字科技的大规模产业化提供市场支持,加速科技成果转化,推动“政产学研”深度融合,持续释放数字经济新动能。此外,在协调区域数字经济发展步伐的同时兼顾发展速度,在发展水平相对落后的中部、西部和东北部,数字经济发展具有潜在比较优势,政府应积极扮演“引路人”角色,吸收先进数字技术和管理理念,加大数字人才培养引进力度,制定如补贴、落户等对口优惠的人才引进政策,以“有为政府”姿态协调推进区域数字经济发展。

(3)理性发展数字经济,多方面共同推进经济高质量发展。各地区不应只关注数字经济的发展而忽视传统基础设施建设、营商环境优化等其他经济发展方向。大力倡导数字经济发展的同时,各地区尤其是相对落后的地区应进一步提升就业水平、优化金融资源配置、促进公平竞争、完善市场交易制度,数字经济与其他方面共同发力,全方面高质量提升地区经济,加快对高经济发展地区的追赶速度。

参考文献

- [1] 蔡跃洲, 张钧南, 2015. 信息通信技术对中国经济增长的替代效应与渗透效应[J]. 经济研究, 50(12): 100-114.
- [2] 范合君, 吴婷, 2020. 中国数字化程度测度与指标体系构建[J]. 首都经济贸易大学学报, 22(4): 3-12.
- [3] 郭美晨, 杜传忠, 2019. ICT提升中国经济增长质量的机理与效应分析[J]. 统计研究, 36(3): 3-16.
- [4] 何帆, 刘红霞, 2019. 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(4): 137-148.
- [5] 何菊香, 赖世茜, 廖小伟, 2015. 互联网产业发展影响因素的实证分析[J]. 管理评论, 27(1): 138-147.
- [6] 焦帅涛, 孙秋碧, 2021. 我国数字经济发展对产业结构升级的影响研究[J]. 工业技术经济, 40(5): 146-154.
- [7] 荆文君, 孙宝文, 2019. 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(2): 66-73.
- [8] 康铁祥, 2008. 中国数字经济规模测算研究[J]. 当代财经(3): 118-121.
- [9] 李春发, 李冬冬, 周驰, 2020. 数字经济驱动制造业转型升级的作用机理——基于产业链视角的分析[J]. 商业研究(2): 73-82.
- [10] 李赫龙, 王富喜, 2015. 中国信息化水平测度及空间差异研究[J]. 情报科学, 33(11): 95-99.
- [11] 李晓华, 2016. “互联网+”改造传统产业的基础[J]. 经济纵横(3): 57-63.
- [12] 李晓雨, 甄峰, 沈丽珍, 2015. 中国移动信息基础设施的空间发展特征研究——以3G基站为例[J]. 地域研究与开发, 34(5): 13-18.
- [13] 李研, 2021. 中国数字经济产出效率的地区差异及动态演变[J]. 数量经济技术经济研究, 38(2): 60-77.
- [14] 刘传明, 尹秀, 王林杉, 2020. 中国数字经济发展的区域差异及分布动态演进[J]. 中国科技论坛(3): 97-109.
- [15] 刘方, 孟祺, 2019. 数字经济发展: 测度、国际比较与政策建议[J]. 青海社会科学(4): 83-90.
- [16] 刘海启, 2017. 加快数字农业建设为农业农村现代化增添新动能[J]. 中国农业资源与区划, 38(12): 1-6.
- [17] 刘华军, 杜广杰, 2017. 中国经济发展的地区差距与随机收敛检验——基于2000—2013年DMS/OLS夜间灯光数据[J]. 数量经济技术经济研究, 34(10): 44-60.
- [18] 刘军, 常慧红, 张三峰, 2019. 智能化对中国制造业结构优化的影响[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版), 21(4): 35-41, 106.
- [19] 刘军, 杨渊璧, 张三峰, 2020. 中国数字经济测度与驱动因素研究[J]. 上海经济研究(6): 81-96.
- [20] 吕明元, 苗效东, 2020. 大数据能促进中国制造业结构优化吗?[J]. 云南财经大学学报, 36(3): 31-42.
- [21] 裴长洪, 倪江飞, 李越, 2018. 数字经济的政治经济学分析[J]. 财贸经济, 39(9): 5-22.
- [22] 王彬燕, 田俊峰, 程利莎, 等, 2018. 中国数字经济空间分异及影响因素[J]. 地理科学, 38(6): 859-868.
- [23] 王小鲁, 樊纲, 余静文, 2016. 中国分省份市场化指数报告(2016)[M]. 北京: 社会科学文献出版社.
- [24] 魏敏, 李书昊, 2018. 新时代中国经济高质量发展水平的测度研究[J]. 数量经济技术经济研究, 35(11): 3-20.
- [25] 谢康, 肖静华, 周先波, 等, 2012. 中国工业化与信息化融合质量: 理论与实证[J]. 经济研究, 47(1): 4-16.
- [26] 辛冲冲, 陈志勇, 2019. 中国基本公共服务供给水平分布动态、地区差异及收敛性[J]. 数量经济技术经济研究, 36(8): 52-71.
- [27] 许宪春, 张美慧, 2020. 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(5): 23-41.
- [28] 杨佩卿, 2020. 数字经济的价值、发展重点及政策供给[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 40(2): 57-65, 144.
- [29] 杨骞, 秦文晋, 2018. 中国产业结构优化升级的空间非均衡及收敛性研究[J]. 数量经济技术经济研究, 35(11): 59-77.
- [30] 易宪容, 陈颖颖, 位玉双, 2019. 数字经济中的几个重大理论问题研究——基于现代经济学的一般性分析[J]. 经济学家(7): 23-31.
- [31] 詹晓宁, 欧阳永福, 2020. 数字经济下全球投资的新趋势与中国利用外资的新战略[J]. 管理世界, 34(3): 78-86.
- [32] 张亮亮, 刘小凤, 陈志, 2018. 中国数字经济发展的战略思考[J]. 现代管理科学(5): 90-92.
- [33] 张雪玲, 焦月霞, 2017. 中国数字经济发展指数及其应用初探[J]. 浙江社会科学(4): 34-42, 159.
- [34] 赵涛, 张智, 梁上坤, 2020. 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, 36(10): 65-76.
- [35] 钟业喜, 毛炜圣, 2020. 长江经济带数字经济空间格局及影响因素[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 26(1): 19-30.
- [36] ANSELIN L, 1988. Spatial econometrics: Methods and models[M]. Berlin: Springer Verlag, 102-104.
- [37] BARRO R J, SALA-I-MARTIN X, BLANCHARD O J, et al, 1991. Convergence across states and regions[J]. Brookings Papers on Economic Activity, 22(1): 107-182.
- [38] DAGUM C, 1997. A new approach to the decomposition of the Gini income inequality ratio[J]. Empirical Economics, 22(4): 515-531.
- [39] ELHORST J P, 2014. Matlab software for spatial panels[J]. International Regional Science Review, 37(3): 389-405.
- [40] GALOR O, 1996. Convergence? Inferences from the theoretical models[J]. Economic Journal, 106(437): 1056-1069.

- [41] LEE J, MC C J S, TOWN R J, 2013. The impact of health information technology on hospital productivity[J]. *The Rand Journal of Economics*, 44(3): 545-568.
- [42] NALEBUFF B J, BRANDENBURGER A M, 1997. Coopetition: Competitive and cooperative business strategies for the digital economy[J]. *Strategy & leadership*, 25(6), 28-35.
- [43] SAMUELSON P, 1999. Intellectual property and the digital economy: Creating wealth in the era of E-business[M]. New York: Mc Graw-Hill.
- [44] TAPSCOTT D, 1996. The digital economy: Promise and peril in the age of networked intelligence [M]. New York: McGraw-Hill.
- [45] TAPSCOTT D, LAWYA A, TICOLL D, 1998. Blueprint to the digital economy: Creating wealth in the era of E-business [M]. New York: McGraw-Hill.
- [46] WESTERMAN G, BONNET D, 2015. Revamping your business through digital transformation[J]. *MIT Sloan Management Review*, 56(3): 10-13.

Research on Distributional Dynamics, Regional Differences and Convergence of Digital Economy Development in China

Lü Mingyuan¹, Zhang Xudong¹, Miao Xiaodong²

(1. School of Economics, Tianjin University of Commerce, Tianjin 300134, China;

2. School of Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 102446, China)

Abstract: Based on the connotation of digital economy theory, a digital economy development index system was built to evaluate and measure the regional digital economy development level with principal component analysis method. It reveals the distribution dynamics, regional differences and sources of digital economy development by kernel density estimation, Dagum Gini coefficient as well as decomposition method, and tests the σ and β convergence characteristics of digital economy development by coefficient of variation and spatial panel model. The results show as follows. From 2011 to 2018, the overall development level of China's regional digital economy has improved steadily. There are significant differences in the development of digital economy among the four regions, and the regional differences are the main source of the overall regional differences. The spatial distribution is non-equilibrium and gradual evolution, and the characteristics of spatial agglomeration are obvious. Except for the northeast, there is no obvious difference in the development of digital economy in China and other regions σ Convergence. The development of China's digital economy has obvious trends of absolute β convergence and conditional β convergence, and the western and northeastern regions with low development levels have high convergence speeds. The convergence of regional digital economic development and economic growth is similar, but the convergence speed is not synchronize.

Keywords: digital economy; distribution dynamic; regional difference; spatial convergence