

# 数字经济对地区经济增长差距的影响效应分析

陈南岳,宋留爽<sup>1</sup>,詹晶<sup>2</sup>

(南华大学 经济管理与法学学院,湖南 衡阳 421000)

**[摘要]** 文章基于中国30个省(自治区、直辖市)2013—2020年的面板数据,运用固定效应模型、中介效应模型和空间杜宾模型等方法,实证检验了数字经济发展对地区经济的影响及其传导机制。研究发现,数字经济发展显著缩小地区之间的经济差距,运用工具变量估计、替换被解释变量、剔除异常值等方法进行稳健性检验后,该结论依然成立。中介效应分析表明,地区创新能力是数字经济缩小地区间经济差距的重要机制。空间溢出效应分析表明,数字经济发展对地区间经济增长差距的缩小具有负向的溢出效应。空间异质性分析表明,东部地区数字经济发展对地区经济增长差距的缩小效应相比中部、西部地区更显著;南、北方的异质性分析表明,北方地区数字经济发展对地区经济增长差距的缩小的积极作用比南方更显著。最后,为我国发展数字经济、充分发挥数字经济对缩小地区经济差距,实现地区间协调发展提出政策建议。

**[关键词]** 数字经济; 地区差距; 中介效应; 空间效应

**[中图分类号]** F061.2 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1673-0755(2023)01-0069-11

**DOI:**10.13967/j.cnki.nhxb.2023.0010

数字经济的发展是否能够缩小地区经济增长差距?如果可以,将通过怎样的机制和路径产生影响?针对这一问题,学界研究主要集中在数字经济对区域的协调发展和区域经济增长的影响上。钟文和郑明贵分析了数字经济通过产业结构升级对区域的协调发展产生影响,同时数字经济发展对区域的协调发展存在明显的空间溢出效应<sup>[1]</sup>。张恒等论证了数字普惠金融对区域经济的影响,得出区域之间相对差距会显著缩小,但中西部与东部沿海地区差距仍然较大以及数字普惠金融与区域经济发展协调能力持续增强的结论<sup>[2]</sup>。龚维进等分析了互联网促进中国区域经济增长的效果和机制,研究结果表明互联网能够显著促进我国区域经济增长<sup>[3]</sup>。此外还有学者分析了数字经济影响地区经济发展的因素。黄金芳基于劳动力要素配置视角从理论和实证的角度验证了数字经济背景下,互联网发展对区域经济差距存在倒“U”型的关系,互联网发展与劳动力要素配置能够联合发挥作用缩小区域经济差距<sup>[4]</sup>。在数字经济的广泛研究中,数字普惠金融常被作为数字经济发展的替代指标,肖威研究发现数字经济普惠金融能够有效促进中西部地区经济增长,且增长速度超过东部地区,从而促进东中西部地区

之间的差距缩小<sup>[5]</sup>。李峰等基于空间收敛模型证实了互联网对不同地区的经济收敛具有积极作用,从而推动区域经济发展差距的缩小<sup>[6]</sup>。

本文从数字经济对地区经济差距的影响展开研究,基于30个省(自治区、直辖市)2013—2020年的面板数据,聚焦数字经济发展对地区经济差距的影响,并探讨数字经济发展影响地区经济差距的中介效应、空间溢出效应和区域异质性,为发挥数字经济对缩小地区间经济差距的作用提供稳健的实证依据和决策参考。

## 一 文献回顾和理论假设

### (一)数字经济对地区经济增长差距的影响

数字时代背景下,数字经济具有普惠性和跨界均衡性,使得各地区可以公平受益于数字发展的红利,对地区经济差距的缩小具有积极作用<sup>[7]</sup>。

数字经济对地区经济差距的缩小作用具体表现为:第一,数字经济能够促进生产要素跨区域流动,推动市场一体化发展,从而缩小地区经济增长差距<sup>[8]</sup>。具体来说,基于数字经济的数字普惠金融以其普惠性,打破传统金融的时空限制和信息不对称障碍,为偏远地区和弱势群体提供便捷的金融服务

**[收稿日期]** 2022-10-12

**[基金项目]** 国家社会科学基金一般项目“数字乡村建设的农户行为响应与推进机制研究”资助(编号:21BJY190)

**[作者简介]** 陈南岳(1968—),男,湖南祁东人,南华大学经济管理与法学学院教授,博士。

<sup>1</sup> 南华大学经济管理与法学学院硕士研究生。<sup>2</sup> 南华大学经济管理与法学学院教授,博士。

与资金支持<sup>[9]</sup>,促进偏远地区的经济增长。互联网的发展则增强了跨区域整合资源的能力,欠发达地区可以借助互联网平台获得发达地区的资源并在充分挖掘自身优势的基础上实现要素重组<sup>[10]</sup>,提升劳动力、资金等的配置效率,为欠发达地区带来生产要素,提供发展机遇,缩小发达地区与欠发达地区间的差距。第二,数字经济的减贫效应有助于缩小地区间的贫富差距。数字经济具有显著的减贫效应<sup>[11]</sup>,一方面数字经济可以增加就业机会,带来收入增长,消除绝对贫困,促进欠发达地区经济增长,从而缩小地区间经济差距;另一方面数字经济可以加速地区、城乡间生产要素的双向流动和聚集,突破地域限制,扩大发达地区的经济辐射能力,以先富带后富的方式缩小收入差距,从而减少相对贫困<sup>[11]</sup>,缩小富裕和落后地区的经济增长差距。

新经济增长理论认为内生的技术进步将会使得区域经济差距趋同,技术进步往往伴随着创新能力的提升,因此,创新能力的提升能够缩小地区经济增长差距。第一,提升创新能力可以引导生产要素流动。提升创新能力的过程,能够为实体经济的研发创新吸引更多的资金,通过互联网平台为企业创新研发活动吸引劳动力、人才。因此,为欠发达地区提供经济增长所必需的要素,从而促进地区经济快速增长,缩小与其他地区的经济差距。第二,提升创新能力可以促进就业创业。人们通过互联网平台可以获得更多消息与资源,提升城市创业活跃度,从而提升城市创新能力<sup>[12]</sup>。淘宝、抖音等平台经济的发展,降低了大众创业的难度,农村居民可以借助这项优势发展“互联网+农业”<sup>[13]</sup>“互联网+旅游业”<sup>[14]</sup>等创收增收。创新能力的提高会为该地区带来更充足的就业机会、提供创业的机会,增加该地居民收入,从而有利于缩小地区间的贫富差距。

数字经济可以通过创新能力的提升缩小地区经济增长差距。数字经济作为新的发展动能,促进创新能力提升,提高生产效率,为不同地区的发展注入不同活力,促进地区经济增长差距的缩小。具体表现为:第一,数字经济促进技术创新,为欠发达地区注入活力,缩小经济增长差距。以往的研究说明数字经济发展对中西部地区、城镇化率较低地区的经济增长的促进作用更强,有利于落后地区实现经济赶超<sup>[15]</sup>。数字经济能够支持落后地区自主创新,为欠发达地区提供各类生产要素,增强跨区域资源整合能力,推动技术创新,使欠发达地区实现经济赶超,缩小与发达地区差距。第二,数字经济促进地区创新,带动就业创业,缩小地区经济差距。数字经济

的发展推进原始创新成果在欠发达地区的应用和产业化,使不同区域在科技创新链条中形成错位互补、联动整合的区域科技发展格局,在此过程中创造更多的就业、创业机会,从而促进欠发达地区实现经济增长与居民增收。

综上所述,本文提出数字经济发展影响地区经济差距的理论机制假设:

假设1:数字经济发展有助于缩小地区经济增长差距。

假设2:数字经济能够通过提升地区创新能力缩小地区经济增长差距。

## (二)数字经济、空间溢出与地区经济增长差距

关于区域经济活动存在空间相关性的理论假设已得到证实,其中互联网对区域经济发展在促进资源配置优化与经济增长等方面均存在空间溢出效应。Keller W 最早发现信息化对区域经济的空间溢出距离问题<sup>[16]</sup>。近年来,国内学者先后论证数字经济的空间溢出效应,学者 Lin 等以互联网为分析对象,实证检验了互联网导致区域经济分化的集聚效应和溢出效应<sup>[17]</sup>。数字经济借助互联网、信息技术等,可以打破时空限制,通过高效的信息传递压缩时空距离,增强区域间经济活动关联的广度和深度。互联网、大数据等数字经济内容能够促进区域间生产要素、信息和商品的流通,促进区域间技术交流与知识溢出<sup>[18]</sup>和创新绩效的提升<sup>[19]</sup>,促进生产效率的提高和产业结构调整、升级。互联网的发展对缩小发展差距同样具有积极的作用,周慧等提出数字经济可以缩小城乡之间多维发展差距<sup>[20]</sup>;李峰等认为互联网的发展能够促进区域间经济发展趋于收敛,缩小东中西地区的差距,有助于各区域协同发展<sup>[6]</sup>。因此,在研究数字经济对地区经济差距的影响效应时,应建立空间计量模型,考察数字经济的空间溢出效应。据此,提出本文的假设之三:

假设3:数字经济对地区经济增长差距存在空间溢出效应。

## 二 模型设定与数据选取

### (一)模型设定

根据豪斯曼检验结果,本文选取固定效应模型进行实证分析:

$$\ln GAP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln DEI_{it} + \alpha_2 CON_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$\ln GAP_{it}$  表示地区经济增长差距,用  $i$  省人均 GDP 与所有省人均 GDP 均值的比值表示。 $\ln DEI_{it}$  为各地区数字经济发展水平, $CON_{it}$  代表控制变量,

具体包括产业结构  $LnIS$ , 政府参与程度  $LnGOV$ , 人力资本水平  $LnHUM$ , 对外开放程度  $LnOPE$ ;  $\mu_i$  表示个体固定效应;  $\delta_i$  表示时间固定效应,  $\varepsilon_{it}$  表示随机扰动项。

基于前文理论机制分析,数字经济可以通过地区创新能力水平影响地区经济增长差距。本文选用地区间的创新能力水平作为中介变量,采取逐步检验回归系数法和 Bootstrap 法,继续构建双重固定计量模型,依次检验地区经济增长差距对数字经济的中介机制。此外,引入创新能力水平 ( $LnCRE$ ) 作为中介变量来检验数字经济发展水平 ( $LnDEI$ ) 对地区经济增长差距 ( $LnGAP$ ) 的影响。模型的具体形式如下:

$$LnCRE_{it} = \beta_0 + \beta_1 LnDEI_{it} + \beta_2 CON_{it} + \mu_i + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$LnGAP_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 LnDEI_{it} + \gamma_2 LnCRE_{it} + \lambda_3 CON_{it} + \mu_i + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

为讨论数字经济对地区经济增长差距的空间溢出效应,在公式(1)中引入空间交互项,进一步将其拓展为空间面板计量模型:

$$LnGAP_{it} = \alpha_0 + \rho WLnGAP_{it} + \theta_1 WLnDEI_{it} + \alpha_1 LnDEI_{it} + \theta_2 WCON_{it} + \alpha_2 CON_{it} + \lambda W\mu_{it} + \mu_i + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,  $\rho$  为空间自回归系数,  $W$  为空间权重矩阵,  $\theta_1$ ,  $\theta_2$  为核心解释变量与控制变量空间交互项的系数,  $W\mu_{it}$  是误差项与空间权重的交互项,  $\lambda$  为空间误差项的系数。

当  $\lambda=0$  时,

$$LnGAP_{it} = \alpha_0 + \rho WLnGAP_{it} + \theta_1 WLnDEI_{it} + \alpha_1 LnDEI_{it} + \theta_2 WCON_{it} + \alpha_2 CON_{it} + \mu_i + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

该式包含解释变量和被解释变量的空间交互项,即为空间杜宾模型(SDM);

当  $\lambda=0, \theta=0$  时

$$LnGAP_{it} = \alpha_0 + \rho WLnGAP_{it} + \alpha_1 LnDEI_{it} + \alpha_2 CON_{it} + \mu_i + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

该式即为空间滞后模型(SAR);

当  $\rho=0, \theta=0$  时

$$LnGAP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LnDEI_{it} + \alpha_2 CON_{it} + \lambda W\mu_{it} + \mu_i + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

该式即为空间误差模型(SEM)。

(二)变量定义

本文选取了被解释变量、数字经济发展水平、控制变量和中介变量为一级变量,见表1。

1. 被解释变量,地区经济增长差距。学者们对

地区经济增长水平和地区经济差距的衡量,主要是基于人均GDP进行测算,因为人均GDP自身完全具备衡量和反映经济发展水平的能力<sup>[21]</sup>。因此,本文借鉴刘建江等<sup>[22]</sup>和黄金芳<sup>[4]</sup>的做法,结合本文的研究对象,采用各省实际人均GDP与所有省实际人均GDP均值的比值来衡量,本文以2010年为基期对名义人均GDP进行平减。实证过程中进行对数化处理,记为  $LnGAP$ 。同时在稳健性检验中采用泰尔指数计算的值作为地区经济差距的替代变量,采用公式(9)组间差距的计算方法,同样进行对数化处理,记为  $LnT-GAP$ 。具体计算方法如下:

$$T = \sum_{i=1}^n \frac{Y_i}{Y} Ln\left(\frac{Y_i/Y}{1/n}\right) \quad (8)$$

泰尔指数分解公式:

$$T = T_{inter} + T_{intra} \\ T = \sum_{i=1}^m \left( \frac{Y_m}{Y} Ln \frac{Y_m/n}{n_m/n} \right) + \sum_{i=1}^m \frac{Y_m}{Y} \left[ \sum_{i \in m} \frac{Y_i}{Y_m} Ln \frac{Y_i/Y_m}{1/n_m} \right] \quad (9)$$

公式(8)中,  $T$  为泰尔指数,  $i$  表示地级市,  $m$  表示省份个数,  $Y_i$  为每个地级市的人均GDP,  $n$  表示地级市个数。泰尔指数越大,表明经济差距越大。公式(9)中,  $T_{inter}$  表示组间差距,  $T_{intra}$  表示组内差距。

2. 核心解释变量,数字经济发展水平。赵涛等和韩兆安等主要采用了互联网普及率、相关从业人员情况、相关产出情况和移动电话普及率等四个方面的指标来衡量中国城市的数字经济发展指数<sup>[12,23]</sup>。钟明贵等从数字基础设施、数字产业发展和数字技术进步三个维度构建中国省际的数字经济发展水平指标体系<sup>[1]</sup>。因此,在吸收借鉴了赵涛等<sup>[12]</sup>和韩兆安等<sup>[23]</sup>的数字经济发展评价指标的基础上,同时基于指标的可获得性,本文增加了快递业务量、有电子商务交易的企业数、电子商务交易额等多项具体指标,参考钟明贵的文献,构建了包含数字经济基础、数字经济应用、数字经济产出三个二级指标的数字经济发展水平的体系。二级指标的具体定义:数字经济基础选取互联网宽带接入端口、百人中移动电话使用率、数字普惠金融发展指数表示,其中数字普惠金融发展指数由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制;数字经济应用选取有电子商务交易活动的企业数、电子商务交易额表征、计算机软件和信息服务业就业人员占城镇就业人员比重;数字经济产出选择软件业务收入、快递业务数量表征。采用主成分分析法对指标进行降维处理,最终获得数字经济发展水平指数。实证过程中

进行对数化处理,记为  $LnDEI$ 。

3. 中介变量,创新能力水平。通过前文的机制分析,本文选取地区创新能力作为中介变量。采用各省每万人专利授权量的对数衡量创新能力水平。实证过程中进行对数化处理,记为  $LnCRE$ 。

4. 控制变量。能够对地区经济发展产生影响的因素有很多,在考虑数据的可获得性与完整性的基础上,本文选择的控制变量如下:

(1) 产业结构,产业结构是影响地区经济增长的重要因素之一,用二、三产业增加值占地区生产总值的比重来表示。实证过程中进行对数化处理,记为  $LnIS$ 。

(2) 人力资本水平,使用劳动力平均受教育年限的对数衡量人力资本,具体方法为各层次人口乘以各学历层次受教育年限之和再除以总人口。假设文化程度为  $N$  的人口数为  $P_N$ ,文化程度为  $N$  的人口受教育年限为  $W_N$ 。 $N = 1$  代表文盲和半文盲, $W_N =$

$2$ ;  $N = 2$  代表小学, $W_N = 6$ ;  $N = 3$  代表初中, $W_N = 9$ ;  $N = 4$  代表高中, $W_N = 12$ ;  $N = 5$  代表高职大专及以上, $W_N = 16$ 。则各群体平均受教育年为:  $(\sum_{N=1}^5 P_N \times W_N) / \sum_{N=1}^5 P_N$ 。实证过程中进行对数化处理,记为  $LnHUM$ 。

(3) 政府参与程度,如何处理政府、市场的关系是经济发展中的重要问题,因此,政府参与经济发展的程度会对经济增长产生重要影响。选用各省级政府财政支出和国内生产总值的比例来表示。实证过程中进行对数化处理,记为  $LnGOV$ 。

(4) 对外开放水平,选用当年进出口总额(单位:万美元)乘以当年汇率,再与各省份的地区生产总值之比来衡量。实证过程中进行对数化处理,记为  $LnOPE$ 。

表 1 变量选取及定义

一级变量	变量符号	二级变量	具体定义(均已对数化)
被解释变量	$LnGAP$	地区经济增长差距	各省实际人均 GDP/所有省实际人均 GDP 均值
数字经济发展水平	$LnDEI$	数字经济基础	互联网宽带接入端口 百人中移动电话使用率 数字普惠金融发展指数
		数字经济应用	有电子商务交易活动的企业数 电子商务交易额 计算机软件和信息服务业就业人员/城镇就业人员
		数字经济产出	软件业务收入 快递业务数量
控制变量	$LnIS$	产业结构	二、三产业增加值/生产总值
	$LnHUM$	人力资本水平	劳动力平均受教育年限
	$LnGOV$	政府参与度	财政支出/地区生产总值
	$LnOPE$	对外开放水平	进出口总额/地区生产总值
中介变量	$LnCRE$	创新能力水平	专利授权量/地区人口

### (三) 数据来源与描述性分析

本文选取中国 2013—2020 年 30 个省份(直辖市、自治区)的面板数据进行实证分析。由于数据缺失严重,本文将西藏自治区及港澳台剔除,缺失数据采用线性插值法补充。数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》和各省份统计年鉴、EPS 数据库、国家统计局和各省份统计局。数据描述

性统计分析情况见表 2。

## 三 数字经济对地区经济增长差距影响的实证检验

### (一) 基准回归结果分析

通过 Hausman 检验,本文选择固定效应模型进行实证分析,同时考虑到年份、省份,选用双重固定效应进行模型检验。在实证中采取逐步添加控制变量的方法进行回归,最终回归结果见表 3。

表 2 描述性统计表

变量名称	观测值	均值	标准差	中间值	最小值	最大值
<i>LnGAP</i>	240	0.67	0.20	0.589	0.360	1.144
<i>LnDEI</i>	240	-0.23	0.63	-0.380	-1.325	1.294
<i>LnIS</i>	240	0.59	0.05	0.589	0.446	0.692
<i>LnHUM</i>	240	2.22	0.10	2.225	1.862	2.543
<i>LnCRE</i>	240	2.06	0.98	1.987	-0.141	4.309
<i>LnGOV</i>	240	0.02	0.01	0.015	0.005	0.065
<i>LnOPE</i>	240	0.24	0.24	0.149	0.002	1.205

表 3 数字经济发展水平对地区经济增长差距的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>LnDEI</i>	0.049 <sup>①</sup> (6.05)	0.035 <sup>①</sup> (4.52)	0.028 <sup>①</sup> (3.77)	0.028 <sup>①</sup> (3.79)	0.027 <sup>①</sup> (3.48)
<i>LnIS</i>		-0.254 <sup>①</sup> (-6.19)	-0.205 <sup>①</sup> (-5.08)	-0.199 <sup>①</sup> (-4.99)	-0.211 <sup>①</sup> (-4.89)
<i>LnGOV</i>			0.872 <sup>①</sup> (4.73)	0.932 <sup>①</sup> (5.06)	0.947 <sup>①</sup> (5.10)
<i>LnHUM</i>				0.076 <sup>②</sup> (2.24)	0.077 <sup>②</sup> (2.28)
<i>LnOPE</i>					0.016(0.72)
常数项	0.683 <sup>①</sup> (234.37)	0.822 <sup>①</sup> (36.26)	0.775 <sup>①</sup> (32.72)	0.603 <sup>①</sup> (7.50)	0.601 <sup>①</sup> (7.46)
省份固定	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	240	240	240	240	240
$R^2$	0.157	0.292	0.364	0.379	0.381

注: 括号里为标准误差。

① $P < 0.01$ 。

② $P < 0.05$ 。

表 3 是数字经济对地区经济差距影响的基准回归结果, 从列(1)到列(5), 依次加入控制变量进行回归。在列(1)列(5)中 *LnDEI* 的回归系数在 1% 的水平上显著为正, 这说明数字经济发展有效促进了地区经济差距缩小, 逐渐加入控制变量后, 数字经济对经济差距的作用有所下降, 但促进作用依然是显著的。从控制变量来看, 产业结构 *LnIS* 与地区经济差距之间具有显著的负向关系, 这表明产业结构调整会扩大地区间的经济差距, 其原因可能是地区经济发展的“虹吸效应”, 在产业结构调整升级的过程中, 资源快速向发达地区集聚却加重了欠发达地区的落后, 导致地区间差距的扩大。政府参与程度 *LnGOV* 的回归系数同样在 1% 水平上显著, 且回归系数为正, 表明政府财政支出的增加能够有效缩小地区发展差距, 这是因为政府财政支出增加为各地区发展数字经济提供了资金支持, 以数字经济的发展吸引生产要素, 激发“数字红利”的释放, 从而缩小地区经济差距。人力资本水平 *LnHUM* 的回归系数为正, 并且在 1% 的水平上显著, 表明人力资本水平的发展能够有效促进经济差距的缩小。对外开放程度 *LnOPE* 的回归系数为正, 但并不显著。这表明

随着开放程度的加深会缩小不同地区的经济发展差距, 但是由于我国地域纵深辽阔, 不同省份对外贸易程度不同, 东部沿海地区进出口贸易繁荣, 而中西部有些省份由于地理位置限制, 对外贸易情况较差, 使得东、中西部地区存在一定的差距。因此, 尽管对外开放水平的提升能够缩小地区经济差距, 但是效果却不显著。以上结果说明, 除了数字经济发展水平提高外, 政府支持力度加大、人力资本水平提升、对外开放程度加深也能够切实缩小地区经济差距。总体上来讲, 假设 1 得到验证。

## (二) 中介机制分析

前文从理论层面分析了数字经济发展水平的提升需通过创新能力缩小地区经济增长差距的传导机制。为验证这一作用机制, 本文首先构建了中介效应模型进行实证检验, 中介效应检验结果见表 4。同时为了提升检验的检验力, 借鉴温忠麟和叶宝娟<sup>[24]</sup>的做法, 采用直接检验系数交乘项的方法对中介效应进行检验, 即采用 Bootstrap 方法检验。由表 4 列(6)可知, 数字经济发展水平的系数在 1% 的水平上显著为正, 证实了数字经济发展水平对经济增长差距缩小具有积极作用, 与前文基准回归结果一

致。列(7)验证了数字经济发展是否有利于创新能力的提升,检验结果显示,数字经济的回归系数在5%的水平上显著为正,表明数字经济能够促进地区创新能力的提升。然后,将创新能力水平  $LnCRE$  这一中介变量加入数字经济影响地区经济增长差距的线性回归模型中,回归结果显示:数字经济发展水平  $LnDEI$  和创新能力  $LnCRE$  的系数都显著为正,但列

(8)中数字经济对地区经济增长差距回归的系数值和列(6)相比有所下降,表明创新能力是数字经济影响地区经济增长差距的重要作用机制。最后,进行 Bootstrap 中介效应检验,进一步验证中介机制的稳健性。如表4所示,在进行500次有效回归的抽样后,置信区间不包括0,说明存在中介效应,与前文回归结果一致。综上,假设2得到验证。

表4 数字经济发展水平影响地区经济增长差距的作用机制检验结果

变量	GAP (6)	LnCRE (7)	GAP (8)
$LnDEI$	0.027 <sup>①</sup> (3.48)	0.309 <sup>②</sup> (2.06)	0.025 <sup>①</sup> (3.33)
$LnCRE$			0.012 <sup>①</sup> (2.67)
$LnIS$	-0.211 <sup>①</sup> (-4.89)	3.731 <sup>①</sup> (5.41)	-0.255 <sup>①</sup> (-5.59)
$LnGOV$	0.947 <sup>①</sup> (5.10)	9.141 <sup>①</sup> (3.08)	0.840 <sup>①</sup> (4.49)
$LnHUM$	0.077 <sup>②</sup> (2.28)	0.298(0.55)	0.074 <sup>②</sup> (2.21)
$LnOPE$	0.016(0.72)	-0.282(-0.82)	0.019(0.89)
常数项	0.60 <sup>①</sup> (7.46)	-1.304(-1.01)	0.617 <sup>①</sup> (7.75)
省份固定	YES	YES	YES
年份固定	YES	YES	YES
观测值	240	240	240
$R^2$	0.381	0.879	0.402
Bootstrap 检验	抽样 N500	[0.0078 0.0379]	[0.1251 0.2290]

注:括号里为标准误差。

① $P < 0.01$ 。

② $P < 0.05$ 。

### (三)空间溢出效应分析

#### 1. 空间相关性分析

空间相关性是指各区域间的样本观测值存在相关性,这是能够进行空间计量分析的必要检验。采用 Stata16.0 软件对2013—2020年的地区经济差距  $LnGAP$ 、数字经济发展水平  $LnDEI$  的空间相关性做莫兰检验,方法如下:

$$\text{Moran's } I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{s^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}}$$

Moran 指数为正,表示存在空间正相关;反之,则表示存在空间负相关;为0则表示空间独立分布。本文分别在经济距离矩阵下和地理距离矩阵下进行

了全局莫兰指数检验(见表5)和局部莫兰指数检验,并以2015年和2020年为例绘制局部莫兰散点图,见图1、图2。

由莫兰指数检验结果可知,在经济距离矩阵和地理距离矩阵下地区经济差距  $LnGAP$  和数字经济发展水平  $LnDEI$  两个变量几乎都在5%的水平上显著,表明具有较强的空间自相关性,全域范围内呈现空间集聚特征。两个矩阵下地区经济差距  $LnGAP$  和数字经济发展水平  $LnDEI$  的莫兰散点图大部分观测值分布在第一、三象限,表明其呈现高水平集聚和低水平集聚的特征。总体上,本文采取空间计量模型进行回归分析较为合理。

表5 人均GDP和数字经济发展水平DEI全局莫兰指数

年份	经济距离矩阵下		地理距离矩阵下	
	$LnGAP$	$LnDEI$	$LnGAP$	$LnDEI$
2013	0.150 <sup>①</sup> (5.164)	0.027 <sup>②</sup> (1.772)	0.438 <sup>①</sup> (5.162)	0.335 <sup>①</sup> (4.156)
2014	0.145 <sup>①</sup> (5.040)	0.026 <sup>②</sup> (1.765)	0.443 <sup>①</sup> (5.200)	0.334 <sup>①</sup> (4.200)

续表

年份	经济距离矩阵下		地理距离矩阵下	
	<i>LnGAP</i>	<i>LnDEI</i>	<i>LnGAP</i>	<i>LnDEI</i>
2015	0.141 <sup>②</sup> (4.914)	0.025 <sup>②</sup> (1.759)	0.445 <sup>①</sup> (5.220)	0.337 <sup>①</sup> (4.255)
2016	0.138 <sup>①</sup> (4.831)	0.028 <sup>②</sup> (1.835)	0.442 <sup>①</sup> (5.194)	0.330 <sup>①</sup> (4.187)
2017	0.137 <sup>①</sup> (4.808)	0.017 <sup>③</sup> (1.532)	0.445 <sup>①</sup> (5.230)	0.317 <sup>①</sup> (4.037)
2018	0.138 <sup>①</sup> (4.812)	0.017 <sup>③</sup> (1.507)	0.449 <sup>①</sup> (5.263)	0.304 <sup>①</sup> (3.871)
2019	0.138 <sup>①</sup> (4.829)	0.022 <sup>②</sup> (1.654)	0.449 <sup>①</sup> (5.267)	0.306 <sup>①</sup> (3.907)
2020	0.140 <sup>①</sup> (4.873)	0.049 <sup>②</sup> (2.380)	0.447 <sup>①</sup> (5.239)	0.314 <sup>①</sup> (3.888)

注: 括号里为标准误差。

- ①  $P < 0.01$ 。
- ②  $P < 0.05$ 。
- ③  $P < 0.1$ 。

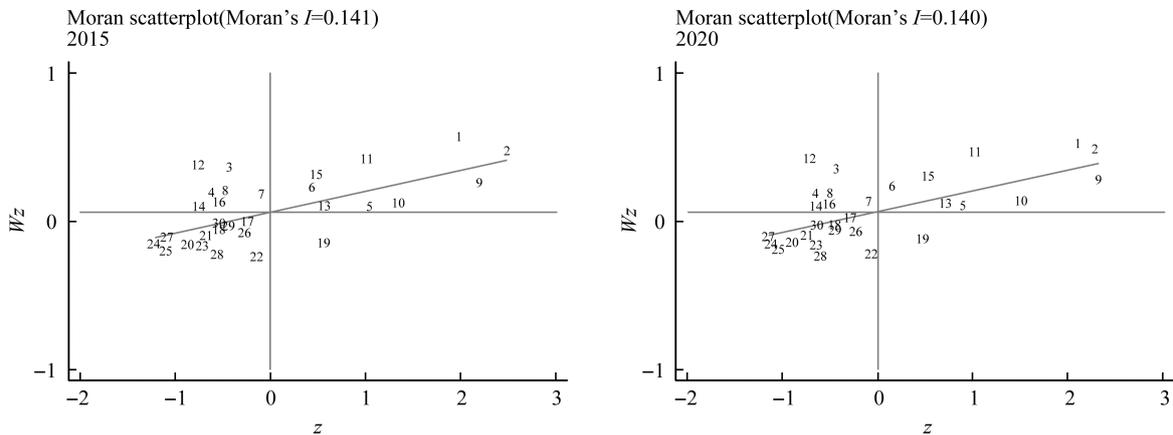


图 1 经济距离矩阵下的 LnGAP2015 和 2020 年局部莫兰散点图

(二) 空间计量模型选择

在选择空间计量模型时参考 Elhorst<sup>[25]</sup> 的检验思路, 首先通过豪斯曼检验确定固定效应或随机效应空间面板模型, 然后进行双固定效应检验 (LR-test) 和空间计量模型简化检验 (LM-test、Wald test),

最终选择了控制时间和空间的双重固定效应的空间杜宾模型 (SDM)。为了便于比较分析, 本文列出了两种模型, 即空间杜宾模型 (SDM)、空间滞后模型 (SAR) 在经济距离矩阵和地理距离矩阵下分别进行回归的估计结果, 见表 6。

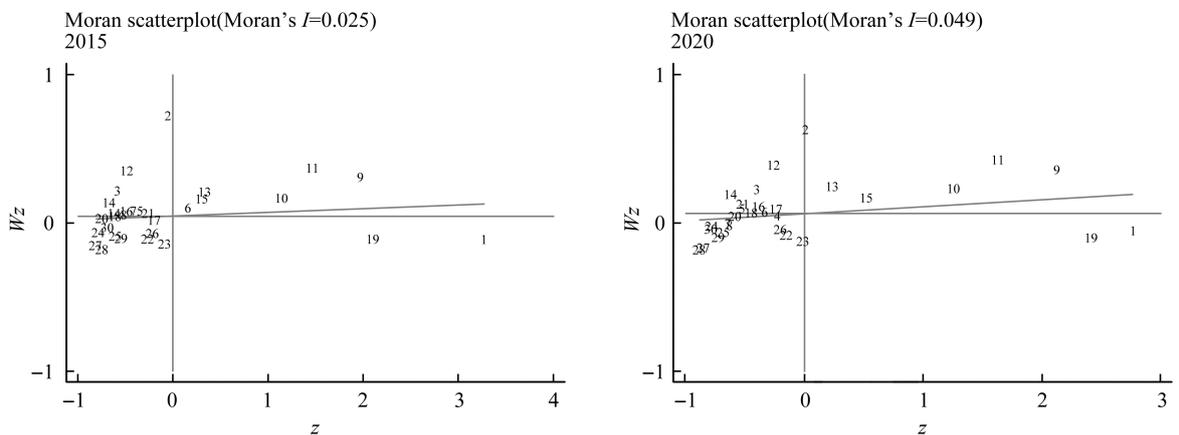


图 2 地理距离矩阵下的 LnDEI2015 和 2020 年局部莫兰散点图

表 6 数字经济发展水平影响地区经济增长差距的空间回归结果

模型设定	SDM		SAR	
	经济距离矩阵下	地理距离矩阵下	经济距离矩阵下	地理距离矩阵下
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$\rho$	-1.116 <sup>①</sup> (0.00)	-0.206 <sup>③</sup> (0.09)	-0.465 <sup>③</sup> (0.06)	-0.162(0.12)
$LnDEI$	0.019 <sup>①</sup> (0.01)	0.026 <sup>①</sup> (0.00)	0.027 <sup>①</sup> (0.00)	0.027 <sup>①</sup> (0.00)
$WLnDEI$	-0.051(0.28)	0.044 <sup>②</sup> (0.03)		
控制变量	YES	YES	YES	YES
年份	YES	YES	YES	YES
时间	YES	YES	YES	YES
直接效应	0.022 <sup>①</sup> (0.00)	0.025 <sup>①</sup> (0.00)	0.027 <sup>①</sup> (0.00)	0.028 <sup>①</sup> (0.00)
间接效应	-0.037(0.12)	0.034 <sup>②</sup> (0.05)	-0.008 <sup>③</sup> (0.07)	-0.004(0.15)
总效应	-0.015(0.53)	0.059 <sup>①</sup> (0.00)	0.019 <sup>①</sup> (0.00)	0.024 <sup>①</sup> (0.00)
$R^2$	0.572	0.530	0.694	0.680
$N$	240	240	240	240

注:括号里为标准误差。

① $P < 0.01$ 。

② $P < 0.05$ 。

③ $P < 0.1$ 。

在空间杜宾模型(SDM)下,其空间滞后变量即地区经济差距在两个空间矩阵下的空间自回归系数均显著为负,这表明地区经济差距会受到相邻地区经济差距的负向影响。而在空间滞后模型(SAR)中,空间自回归系数( $\rho$ )在经济距离矩阵下显著为负,在地理距离矩阵下虽为负,但不显著。以模型(1)为例分析,即邻近省份与全国平均水平的经济差距每缩小1%,该省与北京的经济差距会扩大1.116%。数字经济发展水平对区域经济增长差距的空间系数( $W \cdot LnDEI$ )为负,且在1%的水平上显著,意味着数字经济发展会扩大邻近地区与发达地区的经济差距。为了更进一步厘清数字经济对区域差距的空间影响效应,本文借鉴 Pace and Lesage<sup>[26]</sup>的做法,对数字经济发展影响区域经济增长差距的空间溢出效应进行详细分解。仍然以模型(1)为例分析,数字经济发展水平对地区经济差距的直接效应为正,且在1%的水平上显著,但其间接效应则为负,说明数字经济发展水平对地区经济差距具有负向的空间溢出效应。这表明数字经济发展能够对本地区与全国平均水平的经济差距的缩小起到积极作

用,也可能对邻近地区与全国平均水平的经济差距起到扩大作用。这可能是由于数字经济发展初期,“数字鸿沟”的现象依然存在,一个地区通过发展数字经济集聚生产要素,但是会阻碍邻近地区的发展。综上,假设3得到验证。

#### (四)区域异质性分析

由于我国经济发展的不均衡性,无论是数字经济发展水平还是经济发展水平,在区域分布上都存在着明显的异质性特点。因此本文结合国家的区域划分标准,将30个省(自治区、直辖市)划分为东、中、西部进行区域异质性检验,检验结果见表7。

由表7的回归结果可知,东部地区数字经济发展对地区经济差距的缩小在1%的显著水平上具有积极作用,但对中部和西部地区的作用则较小且不显著,且对西部地区产生了负向的作用。说明数字经济发展对东部地区经济差距缩小的促进效应更明显。可能是由于我国东部地区在发展数字经济时具有更明显的优势,政府支持力度、高等教育水平等创新要素的集聚更加显著,数字经济发展的红利更容易释放。

表 7 数字经济影响地区经济增长差距的区域异质性回归

变量	东部地区 (1)	中部地区 (2)	西部地区 (3)	南方地区 (4)	北方地区 (5)
$LnDEI$	0.058 <sup>①</sup> (4.42)	0.017(1.09)	-0.008(-0.67)	0.011(1.20)	0.021 <sup>②</sup> (2.11)
$LnIS$	-0.064(-0.88)	-0.176 <sup>②</sup> (-2.22)	-0.124(-0.71)	-0.396 <sup>①</sup> (-5.07)	-0.088 <sup>③</sup> (-1.83)

续表

变量	东部地区 (1)	中部地区 (2)	西部地区 (3)	南方地区 (4)	北方地区 (5)
<i>LnGOV</i>	0.901 <sup>①</sup> (2.98)	0.928 <sup>①</sup> (3.31)	1.358 <sup>①</sup> (3.00)	0.131(0.75)	2.187 <sup>①</sup> (6.12)
<i>LnHUM</i>	0.063(1.15)	0.093(1.64)	0.004(0.05)	0.023(0.61)	0.104 <sup>②</sup> (2.34)
<i>LnOPE</i>	0.046(1.10)	-0.082(-1.58)	0.040(1.25)	0.147 <sup>①</sup> (5.38)	-0.043(-1.65)
常数项	0.544 <sup>①</sup> (4.26)	0.621 <sup>①</sup> (4.65)	0.643 <sup>①</sup> (3.31)	0.780 <sup>①</sup> (8.21)	0.492 <sup>①</sup> (4.73)
省份固定	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是
观测值	104	48	88	120	120
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.418	0.565	0.352	0.546	0.559

注:括号里为标准误差。

① $P < 0.01$ 。② $P < 0.05$ 。③ $P < 0.1$ 。

近年来,我国南北方经济发展差距越来越受到重视,本文依据秦岭—淮河地理分界线将 30 个省份划分为南、北方地区,再分别进行回归验证数字经济发展水平对经济增长差距的影响。表 7 中列(4)和列(5)是数字经济影响地区经济增长差距的回归结果,核心解释变量数字经济发展水平对地区经济增长差距的影响北方地区比南方地区更加显著,且影响程度更深,说明数字经济发展对北方地区经济增长差距的缩小的促进效应更明显。这可能是因为北方地区集聚了更多的人力资本、资金等创新要素,数字经济对缩小经济增长差距的溢出效应更为明显。而南方地区包含的省份中,发达与欠发达省份的经济差距本身较大,数字经济对缩小地区经济差距的积极作用未得到充分释放。

#### 四 稳健性检验

##### (一) 检验研究结果的稳健性

本文采用替换核心变量的方法进行检验,具体做法是基于地级市人均 GDP 计算泰尔指数,根据公式(9)组间差距的计算方法,以新的地区经济差距替换前文测算的地区经济差距水平,并进一步进行回归检验,结果见表 8 列(1)。结果显示,数字经济对地区经济增长差距的影响效应显著性与前文相同,研究结论不变。对剔除异常值重新进行估计,因为我国四大直辖市存在较大的特殊性,所以,选择剔除四大直辖市的样本数据。表 8 列(2)估计结果显示在剔除直辖市的数据后,数字经济发展对地区经济差距的影响仍然存在显著的积极作用,研究结论不变。

##### (二) 内生性检验

尽管本文试图控制影响经济发展差距的变量,

但仍然会存在遗漏变量的问题,且经济增长差距可能与数字经济发展存在反向因果关系。地区经济发展水平越高与发达地区的经济增长差距越小,且经济发展水平越高越能促进数字经济的发展。因此,需要对模型进行内生性检验,而工具变量法是解决内生性问题的主要方法。本文参考钟文和郑明贵<sup>[1]</sup>的研究构建了工具变量,即采用滞后一期的数字经济发展水平  $LnDEI_{i,t-1}$  作为工具变量。在工具变量识别检验中 LM 统计量和 Wald 统计量均通过了检验,说明所选取的工具变量具有合理性。表 9 的回归结果显示了数字经济对促进经济差距缩小的作用依然显著。

表 8 数字经济对地区经济差距影响的稳健性检验

变量	替换核心解释变量	变量	剔除异常值
	(1)		(2)
<i>LnT-GAP</i>	-0.008 <sup>①</sup> (-2.68)	<i>LnDEI</i>	0.027 <sup>①</sup> (3.43)
<i>LnIS</i>	-0.059 <sup>①</sup> (-3.64)	<i>LnIS</i>	-0.175 <sup>①</sup> (-3.87)
<i>LnHUM</i>	-0.023 <sup>③</sup> (-1.81)	<i>LnHUM</i>	0.087 <sup>②</sup> (2.30)
<i>LnOPE</i>	-0.010(-1.20)	<i>LnOPE</i>	0.029(1.18)
<i>LnGOV</i>	-0.073(-1.05)	<i>LnGOV</i>	0.940 <sup>①</sup> (4.70)
常数项	0.098 <sup>①</sup> (3.21)	常数项	0.513 <sup>①</sup> (5.84)
省份固定	YES	省份固定	YES
年份固定	YES	年份固定	YES
<i>N</i>	240	<i>N</i>	208
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.136	<i>R</i> <sup>2</sup>	0.376

注:括号里为标准误差。

① $P < 0.01$ 。② $P < 0.05$ 。③ $P < 0.1$ 。

表9 数字经济对地区经济差距影响的2SLS估计

2SLS 第一阶段回归结果		2SLS 第二阶段回归结果	
变量	LnDEI	变量	LnGAP
LnDEI <sub>i,t-1</sub>	0.000 <sup>①</sup> (0.072)	LnDEI	0.000 <sup>①</sup> (0.019)
控制变量	YES	控制变量	YES
固定时间	YES	固定时间	YES
固定省份	YES	固定省份	YES
R <sup>2</sup>	0.987	R <sup>2</sup>	0.998
N	210	N	210
是否识别不足	NO	是否识别不足	NO
是否弱工具变量	NO	是否弱工具变量	NO

注:括号里为标准误差。

①P<0.01。

## 五 结论与启示

本文对我国数字经济发展对地区经济增长差距的影响进行了定量分析,主要获得的研究结论如下:

第一,数字经济能够促进区域经济增长差距的缩小,并且在使用替换核心解释变量、剔除异常值和引入工具变量法等方法进行稳健性检验后,该结论依然成立。在区域异质性上,东部地区的数字经济对缩小经济增长差距的作用大于中部地区和西部地区,北方要大于南方。第二,创新能力的提升是数字经济促进地区经济增长差距缩小的重要传导机制,促进创新能力的提升才能更好地释放数字经济发展的红利,促进各区域经济协调发展。第三,数字经济对地区经济差距存在空间溢出效应得到证实,但是数字经济在促进区域经济差距缩小的同时,产生的空间溢出效应反而扩大地区经济差距,说明数字经济发展为区域经济差距也带来了“数字鸿沟”,其“红利”未得到较好的释放。

在上述结论的基础上,本文得出以下几点启示:

第一,鉴于数字经济对缩小地区经济增长差距的积极作用,要在现有基础上采取多种措施持续鼓励、促进数字经济发展。截至2020年3月全国建设5G基站19.8万个,套餐用户5000多万,2000多万5G基站连接5G终端。但是,数字经济基础设施的建设仍然存在制约瓶颈,如:5G基站运维成本极高,“政府热,行业冷”,海量的数据处理能力和超高能耗水平难以匹配等问题。因此,迫切需要进一步加强数字经济基础设施建设与完善,提高互联网覆盖率,支持电商尤其是农村电商企业的发展,发挥“数字经济+”的作用。在人才方面,促进本地区人力资本的提升,欠发达地区要出台吸引人才的政策,吸引

人才集聚。在制度方面,加强对数据的保护,建立数据资源产权、交易流通、跨境传输和安全保护等基础制度和标准规范,推动数据资源开发利用。产业结构方面,要继续推动产业结构调整升级,推进城乡之间产业融合发展,推进区域之间形成优势互补的产业布局,跨越“数字鸿沟”,促进数字红利更好地在欠发达地区释放。

第二,数字经济发展能够促进创新能力提升,并通过提升创新能力缩小区域经济差距。充分发挥创新能力在数字经济促进区域经济差距缩小的中介作用。但是,在创新投入强度、创新资源和要素配置、创新效率等方面仍然存在不平衡不充分的问题。因此,发挥数字经济对创新能力的提升作用既是发展数字经济的内在要求,也是推动创新发展的必然要求。结合本文的研究结论,要进一步发挥数字经济对创新的促进作用,一方面要进一步拓宽数字产业化的广度,在基础、核心、高端等领域全覆盖,深层次推进;另一方面,进一步推动数字化与传统产业渗透、融合,提高传统生产要素的配置效率,以数据要素支持企业创新,从而提升创新能力和效率。鼓励数字经济与实体经济深度融合,促进传统生产模式和商业模式的转型升级。

第三,加强各区域之间及区域内部的合作。由本文研究结论可知数字经济对区域经济发展存在明显的空间溢出效应,因此加强各地区之间的交流与合作势在必行,打通国家层面的数字经济交易平台十分必要,借助统一的数字经济平台跨越“数字鸿沟”,才能实现信息交流、技术合作和交易,促进知识、技术的溢出,释放“数字红利”,以发挥数字经济对地区间经济增长差距缩小的正向空间溢出效应,实现区域经济协同发展。同时,鉴于数字经济发展的区域异质性,要加强顶层设计,不同地域有必要因地制宜施策。

## [参考文献]

- [1] 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.
- [2] 张恒,赵茂,李璐.数字普惠金融与区域经济发展的时空耦合协调研究:基于2011—2019年省级面板数据实证[J].新金融,2021(6):47-53.
- [3] 龚维进,倪鹏飞,徐海东,等.互联网驱动中国区域经济增长:时空效应与复合机制[J].管理科学学报,2021,24(11):1-25.
- [4] 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.
- [5] 肖威. 数字普惠金融能否改善不平衡不充分的发展局面? [J]. 经济评论,2021(5):50-64.
- [6] 李峰,王科,赵毅. 互联网发展与区域经济收敛:基于空间计量的分析[J]. 工业技术经济,2022,41(3):145-152.
- [7] 王静田,付晓东. 数字经济的独特机制、理论挑战与发展启示:基于生产要素秩序演进和生产力进步的探讨[J]. 西部论坛,2020,30(6):1-12.
- [8] 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.
- [9] 宋晓玲. 数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验[J]. 财经科学,2017(6):14-25.
- [10] 张卫华,刘松竹,梁运文. 全球价值链“互联网+”连接机理研究:态势演进与位势跃升[J]. 宏观经济研究,2021(1):66-78.
- [11] 艾小青,田雅敏. 数字经济的减贫效应研究[J]. 湖南大学学报(社会科学版),2022,36(1):50-56.
- [12] 赵涛,张智,梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展:来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界,2020,36(10):65-76.
- [13] 隋福民. “互联网+农业”还是“农业+互联网”:中国农业产业升级的战略选择[J]. 宁夏社会科学,2020(6):102-107.
- [14] 何顺林. “互联网+”背景下乡村全域旅游推动精准脱贫研究[J]. 农业经济,2021(11):115-116.
- [15] 张少华,陈治. 数字经济与区域经济增长的机制识别与异质性研究[J]. 统计与信息论坛,2021,36(11):14-27.
- [16] KELLER W. Trade and the Transmission of Technology [J]. Journal of Economic Growth,2002,7(1):5-24.
- [17] LIN J, YU Z, WANG M, et al. Internet Access, Spillover and Regional Development in China [J]. Sustainability, 2017,9, 946:1-18.
- [18] 崔兆财,周向红. 信息化、省际贸易、知识溢出与中国区域经济异质增长:基于多维邻近视角下的交互影响研究[J]. 经济问题探索,2020(8):63-73.
- [19] 俞伯阳. 数字经济、要素市场化配置与区域创新能力[J]. 经济与管理,2022,36(2):36-42.
- [20] 周慧,孙革,周加来. 数字经济能够缩小城乡多维差距吗?——资源错配视角[J]. 现代财经(天津财经大学学报),2022,42(1):50-65.
- [21] 朱子云. 中国经济发展省际差距成因的双层挖掘分析[J]. 数量经济技术经济研究,2015,32(1):3-19.
- [22] 刘建江,罗双成. 区域房价差异、人口流动与地区差距[J]. 财经科学,2018(7):96-108.
- [23] 韩兆安,赵景峰,吴海珍. 中国省际数字经济规模测算、非均衡性与地区差异研究[J]. 数量经济技术经济研究,2021,38(8):164-181.
- [24] 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.
- [25] ELHORST J P. Matlab Software for Spatial Panels [J]. International Regional Science Review, 2014, 37(3):389-405.
- [26] PACE R K, LESAGE J P. A Sampling Approach to Estimate the Log Determinant used in Spatial Likelihood Problems [J]. Journal of Geographical Systems, 2009, 11(3):209-225.

## Effect Analysis of Digital Economy on Regional Economic Growth Gap

CHEN Nanyue, SONG Liushuang, ZHAN Jing  
(University of South China, Hengyang 421000, China)

**Abstract:** Based on the panel data of 30 provinces (municipalities and autonomous regions) in China from 2013—2020, this paper uses fixed effects model, intermediary effects model and Spatial Dubin model to empirically test the effect of digital economy development on regional economy and its transmission mechanism. The study found that the development of digital economy significantly narrowed the economic growth gap between regions, and the conclusion was still valid after the robustness test by using the instrumental variables to estimate, replacing explanatory variables and excluding outliers. The intermediary effect analysis shows that regional innovation ability is an important mechanism for digital economy to narrow the economic growth gap between regions. Spatial spillover effect analysis shows that digital economy development has a negative spillover effect on the narrowing of the economic growth gap between neighboring provinces and developed regions. The spatial heterogeneity analysis shows that the narrowing effect of digital economic development in eastern China on the regional economic growth gap is more significant than that in central and western regions, and the positive effect of digital economy development on narrowing the regional economic gap than that in southern China. Finally, policy suggestions are put forward for China to develop the digital economy and give full play to the digital economy to narrow the regional economic gap and realize the coordinated development among regions.

**Key words:** digital economy; regional gap; intermediary effect; spatial effect

(本文编辑:魏玮)