

# 数字经济与区域经济增长： 后发优势还是后发劣势？

杨文溥

(河南财经政法大学 统计与大数据学院, 河南 郑州 450000)

**摘要:** 近年来,以信息和数据为关键生产要素的数字经济为促使经济发展从要素驱动型向数据驱动型转变提供了契机。文章采用面板门限模型,研究了数字经济是否有助于区域经济实现增长式收敛,结果表明:首先,整体上数字经济发展能够促进区域经济增长,且结果较为稳健;其次,数字经济对区域经济增长存在非线性影响,主要表现为对发达地区的促进作用更强,对落后地区的促进作用相对较弱;再次,从产业构成上看,数字经济对第三产业的促进作用更直接,对第二产业的促进作用相对较弱;最后,我国区域间存在数字使用鸿沟和能力鸿沟,在数字经济发展程度较高的地区,数字经济对相关产业的促进作用也更强。因此,把握数字经济战略机遇,注重数字经济均衡发展,优化数字经济公平竞争机制,有利于推动我国区域经济的协调发展。

**关键词:** 数字经济;区域经济增长;面板门限模型;后发优势;后发劣势

**中图分类号:** F49 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2021)03-0019-13

## 一、引言

数字经济是互联网发展到成熟阶段后产生的社会经济形态,其本质是信息化。数字经济具有快捷性、高渗透性和外部经济等特性,它已成为推动经济增长的新动能,甚至可能会引起第三次产业革命(钟春平等,2017)。因而世界各国都在争相制定数字经济发展战略,希望占领数字经济发展的高地。我国数字经济虽然起步较晚,但是具有明显的后发优势,通信基础设施建设发展迅速,光纤铺设长度、移动网络普及率已处于世界前列。据中国信通院发布的《中国数字经济发展与就业白皮书(2019年)》显示,2018年我国数字经济规模占GDP的比重已超过30%。在此背景下,研究数字经济运行模式及其对我国区域经济发展的影响,对把握数字经济战略机遇、推动区域经济协调发展具有重要的理论和现实意义。

现有关于数字经济的研究大多集中在理论层面,如数字经济与实体经济的融合模式、数字经济驱动产业结构升级的内在机制等(温涛和陈一明,2020;赵西三,2017)。由于数字经济测度指标体系仍不完善,数据可得性较差,针对数字经济促进经济发展的实证研究明显不足。另外,我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,高质量发展要求区域经济协调发展,而既有研究更多关注的是数字经济驱动经济整体增长的效应,数字经济与区域经济发展关系的研究则往往被忽视。理论上,一方面,数字经济能够为落后地区实现跨越式发展提供新机遇。

收稿日期:2020-10-10

基金项目:国家社会科学基金一般项目“供给侧结构性改革与我国区域价值链分工调整的统计研究”(17BTJ036)。

作者简介:杨文溥(1988—),男,河南安阳人,河南财经政法大学统计与大数据学院讲师。

经济落后地区既可以通过集中力量大规模发展数字经济,降低生产成本和交易成本,形成数字经济后发优势;又可以通过数字知识的溢出效应和数字技术的模仿效应,吸取发达地区的成功经验,推动数字经济发展进程。另一方面,新技术的应用在带动社会整体生产效率提升的同时,并不能使所有人均等受益,反而可能会扩大收入分配差距,从而造成两极分化(托马斯·皮凯蒂,2017; Amuso等,2020)。由于数字经济本身具有自我膨胀性和边际规模报酬递增等特点,可能会造成区域经济强者恒强,加剧区域经济发展的不平衡性。那么,实践中,在我国区域经济的发展过程中,数字经济究竟体现为后发优势还是后发劣势?数字经济又如何助力区域经济的协调发展?对这些问题的回答不仅关系到我国数字经济的均衡发展,更关系到区域经济的协调发展。

本文采用实证方法,对上述问题进行检验。首先,构建我国区域层面数字经济发展指标,并采用熵权法进行测度,为实证研究提供数据支持。其次,估计数字经济对区域经济增长的促进效应并进行因果推断,以验证数字经济对经济发展的积极作用。再次,进一步采用面板门限模型,检验数字经济对区域经济增长的非线性关系,判别数字经济对不同地区经济发展影响的差异性。如果数字经济对落后地区经济发展的促进作用更大,那么数字经济主要体现为后发优势,其有助于区域经济实现增长式收敛;反之,数字经济则体现为后发劣势,不利于区域经济协调发展。最后,由于数字经济对服务业和制造业的融合、改造过程并不一致,因而本文不仅从总量角度,而且从产业角度对上述问题进行回答。这对认识我国数字化进程与经济增长的关系、完善数字经济发展政策、实现区域经济协调发展均具有重要的现实意义。

本文的研究结果显示:数字经济有助于降低生产者和消费者的信息不对称性,降低生产的边际成本,促进形成规模经济和范围经济效应,因而整体上能够促进区域经济增长;并且无论是发达地区还是落后地区,均能够从数字经济发展中获益。需要注意的是,数字经济对发达地区的促进作用更为明显,在增长中可能会拉大区域经济之间的差距。产业层面的进一步研究揭示了这一过程:数字经济可以促进所有地区第三产业的发展,其中第三产业发展水平越高,数字经济对其促进作用也越强;只有第二产业本身发展程度较高的地区,数字经济才能促进其第二产业的发展。本文可能的边际贡献为:(1)测度了我国分地区数字经济发展水平,为量化研究我国区域数字经济发展提供了数据支持。(2)厘清了数字经济对区域经济增长的作用机制,为数字经济驱动区域经济高质量发展提供了经验证据。(3)基于面板门限模型,测度了数字经济对区域经济增长影响的非线性关系,并从产业层面揭示了数字经济对区域间经济发展的不同影响,为数字经济背景下区域经济的协调发展提供了理论和实践参考。

## 二、文献回顾与理论分析

### (一)数字经济促进区域经济增长的机制

数字经济引发技术变革,不仅培育新业态、形成新动能,还能够对传统产业进行数字化改造,提升旧动能。数字经济促进经济增长的机制主要包括以下几方面:一是边际成本递减,形成规模经济效应。数字经济是一种新的经济社会形态,数据成为资本、劳动、土地之外新的生产要素(OECD,2014)。与劳动、资本生产要素相比,数据具有易复制性、非损耗和非排他性等优势,且数据的存储成本相对较低,边际成本几乎为零,当数据量不断增多、数据的总价值迅速攀升时,表现出边际效益递增的特点(杨汝岱,2018)。数字经济的本质是信息化,网络成为信息传递的载体,根据梅特卡夫法制,网络的价值等于其节点数的平方,网络中用户的数量越多,网络的总价值就越大。同时,网络还具有强外部性和正反馈效应(Stiroh,2002),随着用户数

量超过一定临界值,网络的价值越大,将会吸引越多的用户加入网络中,网络的价值将呈爆发式增长(裴长洪等,2018;石良平和王素云,2018)。一方面,在数据生产要素和网络效应的共同作用下,边际生产力递减规律和边际成本递增规律失效;另一方面,在其他生产要素投入保持不变的情况下,随着数据生产要素投入的增多,边际产出不但不会下降,反而可能上升。另外,随着用户数量的增多,网络的总价值上升,边际成本可能会出现递减的情况。在数字经济社会形态下,企业生产成本具有高固定成本和低边际成本的特点,企业倾向于通过扩大生产规模来降低长期平均成本,进而形成规模经济效应(荆文君和孙宝文,2019;丁志帆,2020)。二是提高匹配效率和生产协同,带来生产供应成本的降低。随着通信、数字技术和网络的发展,社会中的生产生活信息被编码成为数据,并迅速传递到世界各个角落,极大地降低了信息的获取成本,可以有效缓解实体经济与信息化融合中的信息不对称问题和“信息孤岛”问题。一方面,数字经济可以提高生产者供给与消费者需求的匹配效率。在数字信息技术支持下,生产者可以及时获取消费者的需求信息,使消费者深入参与到产品的设计、生产过程中,进而生产者能更好地按照市场供求规律来进行资源配置,传统的“以产定销”方式逐渐转变为“以销定产”模式,可以有效降低库存积压风险,降低生产组织管理成本(温涛和陈一明,2020)。另一方面,数字经济发展能够提高生产者之间的协同效率。通过搭建数字化协同研发平台,可以集聚研发资源,及时调整产品研发策略;同时,可以加强不同部门之间的沟通,加快高新技术产品转化速度。数字化网络供应平台能够提高处于生产供应链不同环节的企业匹配效率,解决供应链中的交互问题,促进生产企业的分工协作,加强生产企业之间的有机联合,从而提高供应链效率,降低供应链成本(赵西三,2017)。三是打破时空限制,产生范围经济。数字信息借助网络,可以突破地域空间界限,将世界各地的用户连接起来,同时网络采用光速传输信息,可以实现对信息的及时收集、处理与加工。借助网络平台,数字经济弱化了物理上的空间距离,有效解决了市场分割困境,有利于形成一体化市场,从而形成范围经济;而一体化市场又有助于企业感知消费者的差异化需求,并通过定制化柔性生产,形成长尾效应(王如玉等,2018;江小涓,2017)。数字经济发展可以减弱“新经济地理学”产业集聚的地理资源环境等外部决定条件的限制,强化了产业集聚的内部决定条件,如生产协同、技术创新和知识溢出等。数字信息技术的发展可以打破时空限制,实现信息实时、远距离传输,有助于扩展知识和技术溢出的范围,为产业创新提供助力(沈运红和黄桁,2020)。据此,提出如下假设:

H1: 数字经济发展在整体上可以显著促进区域经济增长。

## (二) 数字经济促进区域经济增长的后发优势与后发劣势

我国区域间经济发展长期存在不平衡的现象,数字经济发展为落后地区实现追赶提供了新的机遇。一是知识和技术模仿的后发优势。相对于工业化,发展数字信息化所需的设备投资成本相对较低,且数字信息知识存在外溢性和共享性等特点,因而数字信息化追赶更为容易,区域间数字经济发展存在一定的趋同趋势(Mitrović, 2020)。经济落后地区可以吸取发达地区技术和制度等方面的成功经验,提高管理技能和技术创新水平,促进经济运行效率的提升(Sorbe等,2019; Galindo-Martín等,2019)。另外,数字基础设施落后的地区具有较低的转化成本,可以瞄准前沿技术,集中力量大规模发展数字经济,实现跨越式发展(孙德林和王晓玲,2004)。二是数字经济推动产业数字化转型的后发优势。数字基础设施投资初期具有边际报酬递增优势,对经济增长的推动作用更强。同时,可以借鉴其他地区工业、农业和服务业的数字化转型模式,结合本地区传统产业特色,利用数字信息技术对传统产业进行改造,降低生产成本和交易成本,重塑本地区的比较优势和竞争优势。正如段博和邵传林(2020)所指出的,数字经济能

够解决中国长期存在的市场分割现象,形成一体化市场,有助于欠发达地区延伸产业链和发展新兴产业,增强内生发展动力;同时,数字经济还有助于增强欠发达地区生产者信息整合和协作能力,企业通过数字技术参与到国内或全球价值链体系之中,实现模块化分工,只要欠发达地区能够形成本地区具有比较优势的产品,就可以不断提高经济增长水平,缩小区域发展的差距。三是数字经济发展溢出的后发优势。数字经济发展能够摆脱时间、空间束缚,使偏远地区的居民和企业受益。数字信息服务均等化比其他基础设施公共服务均等化更容易实现,且随着数字智慧民生等项目向偏远地区下沉,可以显著提高这些地区的教育、医疗等公共服务的服务效率(马化腾,2017)。一方面,数字经济发展虽然会引起劳动、资本向大城市流动,形成集聚经济,但流入大城市的要素收益也会通过其他途径回流;另一方面,虽然欠发达地区生产要素减少了,但是在边际报酬递减的作用下,要素的回报率相对获得提升,进而有助于缩小与发达地区人均收入水平的差距(段博和邵传林,2020)。

数字经济为区域经济增长提供新机遇的同时也带来了新的挑战,甚至可能形成后发劣势。首先,由于要素资源禀赋、政策和社会经济演变历史等原因,我国区域之间普遍存在数字鸿沟,数字基础设施建设地区之间存在不平衡。除此之外,还存在数字信息技术使用方面的鸿沟,以及因使用者能力和技能差异而产生的能力鸿沟,因而欠发达地区不能充分享受数字红利,可能会在经济增长过程中与发达地区的差距越拉越大(Hawash和Lang,2020)。数字基础设施建设需要投入大量的人力和物力,经济发展程度较高的地区有大量资金来支持数字基础设施建设,而经济发展水平落后的地区则不具备发展数字经济的物质条件;同时,经济发达程度较高的地区也更容易吸引发展数字经济所需的数字专业人才。因而欠发达地区可能会陷入“经济发展落后——数字经济发展滞后——经济增长速度较慢”的恶性循环。其次,数字技术在创新和扩散中势必会引起社会分工和分配结构的变化,加剧区域之间的收入分配不平等。新技术的出现并不能使所有人均等受益,且财富和资本收入的不平等程度远远高于劳动收入的不平等程度,造成财富向少数人集中的现象(托马斯·皮凯蒂,2017)。再次,数字经济发展可以使企业拓展发展空间,通过占先优势和规模效应,使产业更容易形成市场垄断。数字经济具有自我膨胀的特点,一旦形成相对优势,就可以进行自我强化,形成强者更强、赢者通吃的局面,数字经济先行地区从数字技术中获益,不断拉大与数字经济后行地区的差距(詹晓宁和欧阳永福,2018)。最后,欠发达地区只有具备相对比较优势、感知生产差异化产品的能力以及分工协作的能力,才能在数字经济带来的一体化市场效应和模块化效应中融入国内或全球价值链,才能持续提升经济增长动力,缩小与发达地区的差距;反之,则会与发达地区的差距越拉越大。据此,提出如下假设:

H2: 数字经济对区域经济增长的影响存在非线性关系,既可能缩小区域间经济发展的差距,也可能拉大区域间经济发展的差距。

### (三) 数字经济改造提升三次产业的异质性

我国数字经济在促进经济增长的过程中,对三次产业的融合、改造存在差异,第三产业数字经济发展较为超前,第二产业次之,第一产业数字化进程则较为落后<sup>①</sup>。姜松和孙玉鑫(2020)认为传统产业数字化转型呈现出“逆向融合”的路径,即数字技术最先与金融、餐饮、交通等领域进行融合,然后再向工业、农业渗透。数字经济的应用主要集中在互联网等下游产业,数字化应用更多属于虚拟经济范畴,而对制造业等实体经济的技术改进仍相对较少(钟春平等,2017)。一方面,数字经济天然具有与服务业融合的优势,服务业普遍具有轻资产、不受场地限

<sup>①</sup>参见中国信息通信研究院于2017年7月发布的《中国数字经济发展白皮书(2017年)》。

制等特点,可以充分利用数字信息技术的快捷性、远距离传输等优势,形成新的业务模型,如在线课堂、网上银行、网上购物等,因而数字经济对服务业的促进作用更为直接。数字信息技术与第三产业的融合,成本相对较低,技术门槛也较低,无论是发达地区还是落后地区,均可借助数字经济来促进第三产业的发展。需要注意的是,数字服务应用在扩张时首先从大城市开始,然后逐步向其他地区推广,因而数字经济对一些欠发达地区的影响程度可能较弱。另一方面,工业的设备投资额较大,生产技术条件短期内很难改变,因而工业的数字化改造过程较为间接。数字信息技术对第二产业的融合改造具有相对较高的成本和较高的技术门槛,只有制造技术先进、盈利能力较强的地区才有实力对第二产业进行数字化升级改造,进而促进产业发展。据此,提出如下假设:

H3: 数字经济对第三产业的促进作用更强,而对第二产业的促进作用较弱。

H3a: 不同区域第三产业均可从数字经济发展中获益,但其获益程度可能存在差异。

H3b: 只有第二产业本身发展程度较高的地区,才能充分发挥数字经济的促进作用。

### 三、模型设定及变量选取

#### (一) 模型设定

为了研究数字经济对区域经济增长的影响,以及在数字经济的促进作用下不同区域经济增长的速度是否存在差异。本文分别采用面板数据模型和面板门限模型进行实证研究。其中,面板数据模型设定如下:

$$pgdp_{it} = \beta_0 + \beta_1 digital_{it} + \theta X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $pgdp_{it}$  表示地区  $i$  在时期  $t$  的人均GDP;  $digital_{it}$  表示地区  $i$  在时期  $t$  的数字经济发展水平。  $X_{it}$  为其他控制变量,表示影响地区经济增长的其他因素,包括劳动人口平均受教育年限、人均外商直接投资额、对外贸易依存度、产业结构等;  $\mu_i$  为个体固定效应,  $\lambda_t$  为时间固定效应,  $\varepsilon_{it}$  为残差项。

由式(1)可以估计出整体上数字经济对区域经济增长的影响。由于数字经济对经济增长可能存在非线性影响,本文进一步建立反映数字经济与区域经济增长非线性关系的面板门限模型:

$$pgdp_{it} = \beta_0 + \beta_1 digital_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2 digital_{it} I(q_{it} > \gamma) + \theta X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,  $pgdp_{it}$ 、 $digital_{it}$  和  $X_{it}$  的含义与式(1)一致。  $q_{it}$  为门限变量,在实证模型估计中门限变量可以取数字经济发展程度或地区经济增长水平。  $\gamma$  为门限值,  $\beta_1$  和  $\beta_2$  分别为门限变量小于门限值和大于门限值时数字经济对区域经济增长的影响程度。如果  $\beta_1 = \beta_2$ , 表明数字经济对区域经济增长不存在非线性影响; 如果  $\beta_1 > \beta_2$ , 则表明在数字经济或经济增长落后的地区,数字经济对其经济增长的促进作用更大,具有一定的后发优势;反之,则具有后发劣势。  $\varepsilon_{it}$  为残差项,  $\mu_i$  为个体固定效应。

#### (二) 变量选取与数据来源

1. 被解释变量。本文采用人均GDP来表示经济增长水平,其中区域国内生产总值和人口数据来自《中国统计年鉴》。

2. 解释变量。目前还没有权威的数字经济发展测度指标,在实际应用中,姜松和孙玉鑫(2020)、段博和邵传林(2020)均以腾讯研究院编制的《中国“互联网+”数字经济指数(2017)》作为数字经济发展指数。虽然该数字经济指数包含了较多指标,能够较为全面地反映我国区域间数字经济的发展程度,但该数据集的时间跨度较短,且每年指标都有所调整,应用于面板数据模型时可能存在较大误差。本文基于数据可得性的考虑,并借鉴丛屹和俞伯阳(2020)的做法,

选取了2011–2018年中国互联网发展状况统计、移动电话用户数、软件产业软件业务收入、软件产业企业个数、企业电子商务统计、快递业务量、电子信息产业企业个数、电话普及率和PC浏览量九个指标,用于测算数字经济发展水平。数据来自《中国互联网络发展状况统计报告》和万得数据库。本文采用熵权法测度数字经济发展水平,计算公式为:

$$S = \sum_{j=1}^m \left( 100 \times y_{ij} \times \left( \frac{1 - e_j}{\sum_{j=1}^m (1 - e_j)} \right) \right) \quad (3)$$

$$e_j = -\frac{1}{\ln(n)} \sum_{i=1}^n y_{ij} \ln y_{ij}, y_{ij} = \frac{x'_{ij}}{\sum_{i=1}^n x'_{ij}} \quad (4)$$

其中,  $y_{ij}$  为地区  $i$  第  $j$  个指标的比重;  $e_j$  为第  $j$  个指标的信息熵;  $n$  为样本量。

3. 其他控制变量。具体包括:地区的科技研发投入 ( $lntech$ ), 用各地区R&D人员全时当量表示, 并取对数处理; 外商直接投资 ( $pfdi$ ), 用人均外商直接投资额表示, 其中外商直接投资额根据中美汇率折算成人民币表示; 平均受教育年限 ( $edu$ ), 根据各地区劳动者受教育程度来计算, 其中小学、初中、高中、大专及以上学历的受教育年限分别取6年、9年、12年和16年, 并根据人数进行加权来计算平均受教育年限; 产业结构 ( $struct$ ), 用第二产业增加值占GDP的比重来表示; 人口数量 ( $lnpop$ ), 以各地区人口数量的对数来表示; 外贸依存度 ( $open$ ), 用进出口总额与GDP之比来表示, 其中进出口总额根据中美汇率折算成人民币来表示。相关数据来自《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国人口统计年鉴》和万得数据库。

基于数据可得性, 本文选取了2011–2018年共8年240个样本的平衡面板数据。由于西藏的数据存在较多缺失值, 故在分析时将其剔除。对于部分省份个别年份的缺失数据, 利用均值法和指数增长率进行插补填充。表1为各变量的描述性统计, 其中  $pINDUSTR$  和  $pSERVICE$  分别为人均第二产业增加值和人均第三产业增加值。

表1 变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
$pGDP$	240	5.045	2.483	1.323	15.368
$digital$	240	0.417	0.552	0.010	3.668
$lntech$	240	11.108	1.166	8.296	13.545
$pfdi$	240	0.122	0.143	0.001	0.851
$edu$	240	9.086	0.923	6.764	12.555
$struct$	240	0.449	0.086	0.165	0.590
$lnpop$	240	8.198	0.737	6.333	9.337
$open$	240	1.740	2.541	0.051	13.265
$pINDUSTR$	240	2.197	0.981	0.517	5.233
$pSERVICE$	240	2.448	1.835	0.600	12.770

## 四、实证结果分析

### (一) 基准分析

1. 全样本估计。表2给出了整体上数字经济对区域经济增长影响的估计结果。其中, 模型

1为采用最小二乘法(OLS)的估计结果;模型2和模型4为采用固定效应模型的估计结果,其对应的 $R^2$ 为组内可决系数,但模型2仅对地区效应进行控制,模型4同时对地区和时间效应进行控制;模型3和模型5为采用随机效应模型的估计结果,其对应的 $R^2$ 为总体可决系数,同样,模型3仅对地区效应进行控制,模型5同时对地区和时间效应进行控制。模型1中,数字经济变量(*digital*)的系数为1.001,且在1%的水平上显著,表明数字经济发展水平每提高1个单位,可以促使人均GDP增加1.001个单位。模型2和模型4中数字经济变量的系数值分别为1.539和1.358,均在1%的水平上显著不为零。模型3和模型5中数字经济变量的系数值同样均在1%的水平上显著为正,表明无论采用固定效应还是随机效应模型,以及是否对地区和时间效应进行双向控制,数字经济对区域经济增长的促进作用均较为稳健,这印证了假设H1。数字经济发展引领技术变革,有助于形成一体化市场和规模经济效应,提高匹配效率,降低生产供应成本,这不仅培育了新动能,而且能够提升旧动能,从而推动经济实现高质量发展。对于其他控制变量,科技研发投入变量(*Intech*)的系数在5个模型中均在1%的水平上显著为正,表明增加科技研发投入能够促进人均GDP的提升。外商直接投资变量(*pfdi*)和受教育年限变量(*edu*)的系数在5个模型中同样显著为正,因而引进外商投资以及增加教育投入、提高劳动者的知识水平有助于促进地区经济发展。人口规模变量(*Inpop*)的系数值不稳健,仅在模型2和模型4中为正,究其原因,可能由于人口红利已逐渐消失,不能通过增加人口规模来发挥规模经济效应。产业结构变量(*struct*)和外贸依存度变量(*open*)的系数值及显著性同样不太稳健。

表2 数字经济对地区经济增长影响的整体估计结果

变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
	OLS	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应
<i>digital</i>	1.001 <sup>***</sup> (0.199)	1.539 <sup>***</sup> (0.206)	1.937 <sup>***</sup> (0.203)	1.358 <sup>***</sup> (0.207)	1.263 <sup>***</sup> (0.190)
<i>Intech</i>	1.319 <sup>***</sup> (0.188)	1.322 <sup>***</sup> (0.295)	1.191 <sup>***</sup> (0.255)	1.095 <sup>***</sup> (0.315)	1.020 <sup>***</sup> (0.230)
<i>pfdi</i>	3.489 <sup>***</sup> (0.741)	3.321 <sup>***</sup> (0.559)	2.767 <sup>***</sup> (0.612)	3.520 <sup>***</sup> (0.551)	3.498 <sup>***</sup> (0.535)
<i>edu</i>	0.542 <sup>***</sup> (0.136)	0.921 <sup>***</sup> (0.214)	0.965 <sup>***</sup> (0.184)	0.673 <sup>***</sup> (0.244)	0.593 <sup>***</sup> (0.169)
<i>struct</i>	-1.143(0.907)	-2.863 <sup>***</sup> (0.986)	-4.277 <sup>***</sup> (0.990)	1.233(1.541)	3.005 <sup>**</sup> (1.174)
<i>Inpop</i>	-1.921 <sup>***</sup> (0.220)	9.677 <sup>***</sup> (2.642)	-1.838 <sup>***</sup> (0.361)	5.156 <sup>*</sup> (2.918)	-1.763 <sup>***</sup> (0.322)
<i>open</i>	0.0535(0.0428)	0.660 <sup>***</sup> (0.151)	-0.0428(0.0737)	0.614 <sup>***</sup> (0.171)	0.138 <sup>**</sup> (0.0692)
常数项	0.892(1.466)	-98.26 <sup>***</sup> (20.24)	-0.982(2.514)	-58.50 <sup>**</sup> (23.37)	-0.437(2.221)
地区固定	否	是	是	是	是
时间固定	否	否	否	是	是
样本量	240	240	240	240	240
$R^2$	0.860	0.798	0.832	0.813	0.895
地区数		30	30	30	30

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表1%、5%和10%的显著性水平。下同。

2. 内生性问题处理。数字经济与区域经济增长之间可能存在反向因果关系所导致的内生性问题,本文借鉴易行健和周利(2018)的做法,选取数字经济变量滞后一期与数字经济变量一阶差分的乘积作为工具变量,并分别采用二阶段最小二乘法(2SLS)和GMM方法进行估计,结果如表3所示,由于篇幅限制,未列出控制变量的估计结果。另外,由于对数字经济变量进行了差分处理,变量个数变为210个。三个模型中数字经济变量的系数均显著为正,因而在考虑内生性问题后,数字经济整体上依然能够促进区域经济增长。

3. 非线性模型估计。为了进一步检验数字经济对区域经济增长的非线性影响,表4给出了

以数字经济发展和地区经济增长作为门限变量的估计结果。门限模型1中,门限变量为数字经济(*digital*),对应的门限值为0.823。数字经济发展程度小于0.823的地区,数字经济变量的系数值为0.332,但是并不显著;数字经济发展程度大于0.823的地区,数字经济变量的系数值为1.184,且在1%的水平上显著。因此,数字经济发展程度较高的地区,数字经济对经济增长的促进作用更强;数字经济发展落后的地区,数字经济对经济增长的促进作用则不明显,这在一定程度上可以说明数字经济发展具有一定的后发劣势,但是由于采用Bootstrap方法计算出的门限

P值为0.17,并不显著,因而这一推断不具有统计学意义。门限模型2中,门限变量为经济增长水平(*pGDP*),对应的门限值为8.809。*pGDP*小于8.809的地区,数字经济变量的系数为0.927,且在1%的水平上显著,表明数字经济发展水平每增加1单位,可以促使人均GDP上升0.927个单位;*pGDP*大于8.809的地区,数字经济变量的系数为1.282,大于0.927,并且同样在1%的水平上显著,表明经济发展水平本身较高的地区,数字经济对经济增长的促进作用更强。由此可见,虽然经济发展水平相对较低的地区,数字经济也能促进其经济增长,但是增长速度慢于经济发展程度较高的地区,表明数字经济发展不利于经济发展落后地区实现追赶,甚至其与与经济发展程度较高地区的差距越拉越大。这一结果印证了假设H2,即数字经济对区域经济增长存在非线性影响,可能会拉大地区经济发展的差距。数字经济可以打破空间范围限制,通过占先优势和规模效应机制,使具有相对优势的地区经济发展实现自我强化,形成“强者更强”的马太效应。另外,在数字经济发展进程中,欠发达地区并未充分发挥本地区产业的相对优势,通过生产差异化产品从一体化市场和全球产业链分工协作中获益。因而数字经济在我国区域经济增长中主要表现为后发劣势,甚至可能会拉大地区经济发展的差距。

表3 数字经济对地区经济增长影响的工具变量估计结果

变量	2SLS		GMM
	固定效应	随机效应	固定效应
<i>digital</i>	0.682** (0.288)	1.186*** (0.264)	0.682** (0.282)
常数项	-125.4*** (28.29)	-1.410 (2.706)	
地区固定	是	是	是
时间固定	是	是	是
样本量	210	210	210
$R^2$			0.741
地区数	30	30	30

表4 数字经济发展对区域经济增长影响的面板门限模型估计结果

变量	门限模型1		门限模型2	
	<i>digital</i> <0.823	<i>digital</i> ≥0.823	<i>pGDP</i> <8.809	<i>pGDP</i> ≥8.809
<i>digital</i>	0.332(0.358)	1.184*** (0.208)	0.927*** (0.263)	1.282*** (0.206)
<i>ln tech</i>	1.226*** (0.298)	1.226*** (0.298)	1.043*** (0.296)	1.043*** (0.296)
<i>pfdi</i>	3.152*** (0.536)	3.152*** (0.536)	3.414*** (0.537)	3.414*** (0.537)
<i>edu</i>	0.522** (0.225)	0.522** (0.225)	0.581** (0.227)	0.581** (0.227)
<i>struct</i>	0.972 (1.478)	0.972 (1.478)	1.373 (1.497)	1.373 (1.497)
<i>ln pop</i>	5.121* (2.818)	5.121* (2.818)	4.407 (2.864)	4.407 (2.864)
<i>open</i>	0.517*** (0.148)	0.517*** (0.148)	0.458*** (0.152)	0.458*** (0.152)
<i>year</i>	0.165*** (0.0446)	0.165*** (0.0446)	0.175*** (0.0456)	0.175*** (0.0456)
常数项	-390.6*** (80.21)	-390.6*** (80.21)	-402.2*** (81.77)	-402.2*** (81.77)
样本量	240	240	240	240
$R^2$	0.820	0.820	0.816	0.816
地区数	30	30	30	30
门限P值	0.170		0.000	

## (二) 稳健性检验

1. 替换数字经济变量。腾讯研究院推出的“数字中国指数”,是根据腾讯、京东、滴滴、携程、大众点评等公司的大数据构建而成的<sup>①</sup>,并涵盖全国351个城市的数据,因而能够全面反映各地区的数字化程度。但该数据时间序列比较短,且每年指标都有所调整。其中,《中国互联网+指数报告(2018)》与2016年、2017年报告的指标相比有较大幅度的调整<sup>②</sup>。故这里采用《中国互联网+指数报告(2018)》和《数字中国指数报告(2019)》中的数字指数作为衡量各城市数字经济发展程度的指标,与全国城市的人均GDP数据进行匹配,得到321个城市2017-2018年的数据,重新对式(2)进行估计,结果如表5所示。全样本估计结果表明数字经济整体上有助于促进城市经济水平的提升,但是非线性模型的结果与表4中的结果一致,说明数字经济可能会拉大地区间经济发展的差距。

表5 替换数字经济变量后的估计结果

变量	全样本	非线性模型			
	固定效应	$digital < 0.2376$	$digital \geq 0.237$	$pGDP < 8.568$	$pGDP \geq 8.568$
<i>digital</i>	0.152*** (0.0166)	-1.452*** (0.522)	0.0911*** (0.0165)	-0.213*** (0.0320)	0.121*** (0.0147)
<i>year</i>		0.249*** (0.0303)	0.249*** (0.0303)	0.391*** (0.0285)	0.391*** (0.0285)
常数项	5.249*** (0.0294)	-497.1*** (61.10)	-497.1*** (61.10)	-783.4*** (57.41)	-783.4*** (57.41)
样本量	642	642	642	642	642
$R^2$	0.208	0.382	0.382	0.529	0.529
城市数	321	321	321	321	321
门限P值	-	0.160		<0.000	

2.  $\beta$ 收敛检验。借鉴赵霞和荆林波(2017)的做法,对地区经济增长进行 $\beta$ 收敛检验,并在解释变量中加入数字经济与滞后一期人均GDP的交互项,据此判断数字经济对区域经济收敛的影响,结果如表6所示。模型1中未加入控制变量,反映了区域经济增长的绝对收敛状况,其中滞后一期人均GDP变量的系数为负,但不显著,表明我国区域间经济增长不存在绝对收敛。模型2加入控制变量后,滞后一期人均GDP变量的系数显著为负,表明我国区域经济增长存在条件收敛。模型3和模型4中,数字经济与滞后一期人均GDP的交互项均显著为正,表明数字经济不利于区域经济收敛,与从表4得出的结论一致。

## (三) 进一步研究: 产业层面的估计

从GDP的构成来看,数字经济在促进三次产业增长中的效果并不一致,多数研究认为数字经济对第三产业的渗透和融合更强,对第二产业的改造仍处于“过渡时期”,对农业生产效率的提升作用还未充分发挥。为了进一步验证数字经济对地区之间三次产业的影响是否存在非线性,表7和表8给出了数字经济对地区间第二产业、第三产业影响的面板门限模型估计结果。其中,表7中的门限变量为第二产业、第三产业人均增加值,表8中的门限变量为数字经济变量。由于数字经济目前对农业的融合程度较低,表7和表8中仅考虑数字经济对第二产业和第三产业的非线性影响。

①2016年、2017年、2018年的报告称之为“中国互联网+指数”。

②《中国互联网+指数报告(2018)》对应2017年的数据。

表 6 数字经济与地区经济增长 $\beta$ 收敛检验的估计结果

变量	模型1	模型2	模型3	模型4
$pgdp_{t-1}$	-0.0233(0.0276)	-0.110 <sup>**</sup> (0.0521)	-0.154 <sup>***</sup> (0.0389)	-0.261 <sup>***</sup> (0.0625)
$digital \times pgdp_{t-1}$			0.0744 <sup>***</sup> (0.0162)	0.0624 <sup>***</sup> (0.0153)
$lnitech$		0.564 <sup>**</sup> (0.220)		0.623 <sup>***</sup> (0.213)
$pfdi$		3.011 <sup>***</sup> (0.403)		2.792 <sup>**</sup> (0.392)
$edu$		0.0770(0.163)		0.167(0.159)
$struct$		0.353(0.748)		-0.173(0.733)
$lnpop$		-1.287(2.068)		-0.498(2.002)
$open$		0.209 <sup>*</sup> (0.114)		0.161(0.111)
常数项	0.508 <sup>***</sup> (0.137)	3.587(16.39)	0.939 <sup>***</sup> (0.161)	-3.456(15.89)
样本量	240	240	240	240
$R^2$	0.003	0.260	0.095	0.316
地区数	30	30	30	30

表 7 数字经济发展对地区第二产业、第三产业影响的面板门限模型估计结果(一)

变量	门限模型1(因变量:第二产业)		门限模型2(因变量:第三产业)	
	第二产业<2.454	第二产业 $\geq$ 2.454	第三产业<4.822	第三产业 $\geq$ 4.822
$digital$	0.022(0.141)	0.358 <sup>***</sup> (0.0690)	0.710 <sup>***</sup> (0.174)	1.214 <sup>***</sup> (0.166)
$lnitech$	0.689 <sup>***</sup> (0.103)	0.689 <sup>***</sup> (0.103)	-0.0308(0.232)	-0.0308(0.232)
$pfdi$	0.607 <sup>***</sup> (0.196)	0.607 <sup>***</sup> (0.196)	1.077 <sup>**</sup> (0.420)	1.077 <sup>**</sup> (0.420)
$edu$	-0.111(0.0773)	-0.111(0.0773)	0.777 <sup>***</sup> (0.178)	0.777 <sup>***</sup> (0.178)
$struct$	4.674 <sup>***</sup> (0.525)	4.674 <sup>***</sup> (0.525)	0.00307(1.171)	0.00307(1.171)
$lnpop$	1.778 <sup>*</sup> (0.967)	1.778 <sup>*</sup> (0.967)	4.211 <sup>*</sup> (2.232)	4.211 <sup>*</sup> (2.232)
$open$	0.222 <sup>***</sup> (0.0508)	0.222 <sup>***</sup> (0.0508)	0.275 <sup>**</sup> (0.120)	0.275 <sup>**</sup> (0.120)
$year$	0.0889 <sup>***</sup> (0.0153)	0.0889 <sup>***</sup> (0.0153)	0.126 <sup>***</sup> (0.0353)	0.126 <sup>***</sup> (0.0353)
常数项	-200.8 <sup>***</sup> (27.55)	-200.8 <sup>***</sup> (27.55)	-292.8 <sup>***</sup> (63.42)	-292.8 <sup>***</sup> (63.42)
样本量	240	240	240	240
$R^2$	0.769	0.769	0.797	0.797
地区数	30	30	30	30
门限P值	0.040		0.020	

表 8 数字经济发展对地区第二产业、第三产业影响的面板门限模型估计结果(二)

变量	门限模型1(因变量:第二产业)		门限模型2(因变量:第三产业)	
	$digital < 0.451$	$digital \geq 0.451$	$digital < 0.823$	$digital \geq 0.823$
$digital$	-0.248 (0.160)	0.312 <sup>**</sup> (0.0688)	-0.234 (0.276)	0.768 <sup>***</sup> (0.160)
$lnitech$	0.684 <sup>***</sup> (0.0989)	0.684 <sup>***</sup> (0.0989)	0.156(0.230)	0.156(0.230)
$pfdi$	0.772 <sup>***</sup> (0.178)	0.772 <sup>***</sup> (0.178)	0.804 <sup>*</sup> (0.414)	0.804 <sup>*</sup> (0.414)
$edu$	-0.101(0.0752)	-0.101(0.0752)	0.696 <sup>***</sup> (0.173)	0.696 <sup>***</sup> (0.173)
$struct$	4.865 <sup>***</sup> (0.497)	4.865 <sup>***</sup> (0.497)	-0.00881(1.140)	-0.00881(1.140)
$lnpop$	1.909 <sup>**</sup> (0.945)	1.909 <sup>**</sup> (0.945)	4.148 <sup>*</sup> (2.173)	4.148 <sup>*</sup> (2.173)
$open$	0.228 <sup>***</sup> (0.0496)	0.228 <sup>***</sup> (0.0496)	0.372 <sup>***</sup> (0.114)	0.372 <sup>***</sup> (0.114)
$year$	0.0940 <sup>***</sup> (0.0149)	0.0940 <sup>***</sup> (0.0149)	0.138 <sup>***</sup> (0.0344)	0.138 <sup>***</sup> (0.0344)
常数项	-212.2 <sup>***</sup> (26.84)	-212.2 <sup>***</sup> (26.84)	-319.1 <sup>***</sup> (61.85)	-319.1 <sup>***</sup> (61.85)
样本量	240	240	240	240

续表8 数字经济发展对地区第二产业、第三产业影响的面板门限模型估计结果(二)

变量	门限模型1(因变量:第二产业)		门限模型2(因变量:第三产业)	
	$digital < 0.451$	$digital \geq 0.451$	$digital < 0.823$	$digital \geq 0.823$
$R^2$	0.780	0.780	0.808	0.808
地区数	30	30	30	30
门限P值	0.020		0.020	

表7中门限模型1为数字经济对第二产业的影响,门限变量为人均第二产业增加值。其中,门限值为2.454,对应的P值为0.04,表明门限变量在5%的水平上具有统计学意义。人均第二产业增加值低于2.454的地区,数字经济变量的系数为0.022,但是不显著,表明数字经济对第二产业的影响不具有统计学意义;人均第二产业增加值高于2.454的地区,数字经济变量的系数为0.358,且在1%的水平上显著,表明数字经济发展水平每提高1个单位,可以使人均第二产业增加值上升0.358个单位。由此可见,第二产业发展程度较高的地区,数字经济对第二产业的促进作用更强;第二产业发展落后的地区,数字经济的促进作用则不明显。由于数字经济能够打破空间限制,因而第二产业发展程度较高的地区能够通过占先优势来扩大市场规模。第二产业发展落后的地区,其工业不具有相对优势,难以借助数字经济的信息优势在一体化市场中获益。门限模型2为数字经济对第三产业的影响,门限变量为人均第三产业增加值,对应的门限值为4.822,P值为0.02,表明门限变量在5%的水平上具有统计学意义。人均第三产业增加值低于4.822的地区,数字经济变量的系数为0.710,且在1%的水平上显著,表明数字经济发展每提高1单位,可以使人均第三产业增加值上升0.71个单位;人均第三产业增加值低于4.822的地区,数字经济变量的系数为1.214,同样在1%的水平上显著。由此可见,数字经济对第三产业发展程度较高和发展程度较低的地区均具有显著的促进作用,但是对第三产业发展程度较高地区的促进作用更大。这一结果印证了假设H3。这说明数字信息技术与第三产业融合具有相对较低的成本和较低的技术门槛,无论是发达地区还是落后地区,都可以借助数字经济促进第三产业发展,但数字经济对一些欠发达地区的影响程度较弱。

表8中门限模型1为数字经济对第二产业的影响,门限变量为数字经济发展水平,对应的门限值为0.451,P值为0.02,表明门限变量在5%的水平上具有统计学意义。门限小于0.451的地区,数字经济变量的系数为-0.248,不具有统计学意义;门限大于0.451的地区,数字经济变量的系数为0.312,且在1%的水平上显著。这表明在数字经济发展程度较高的地区,数字经济对第二产业的促进作用更强。门限模型2为数字经济对第三产业的影响,门限变量为数字经济发展水平,对应的门限值为0.823,P值为0.02,同样在5%的水平上显著。门限小于0.823的地区,数字经济变量的系数为-0.234,且不显著;门限大于0.823的地区,数字经济变量的系数为0.768,且在1%的水平上显著。这表明在数字经济发展程度较高的地区,数字经济对第三产业的促进作用更强。究其原因,数字鸿沟不仅体现在数字基础设施、数字投资等方面,还体现在使用鸿沟和能力鸿沟上,因而数字经济发展程度落后的地区,在应用数字经济对第二产业和第三产业进行改造升级、转型等方面仍有待提升。

## 五、结 论

随着人口红利逐渐消失,以及外部环境不确定、不稳定因素的日益增多,中国经济正面临结构性减速的压力,而以信息和数据为关键生产要素的数字经济蓬勃发展,成为推动中国经济增长的新动能、新引擎。欠发达地区可以集中力量大规模发展数字经济,降低生产成本和交易成本,形成数字经济的后发优势。但数字经济为欠发达地区实现跨越式发展提供新机遇的同

时,也带来新的挑战。由于我国区域间普遍存在数字鸿沟问题,数字经济发展初期可能会造成经济强省的经济实力进一步加强,从而加剧区域经济发展的不平衡。在此背景下,本文采用面板数据模型实证研究了数字经济对我国整体经济增长的影响,并进一步采用面板门限模型估计了数字经济对不同区域经济增长的作用程度,据此判别数字经济究竟是有助于落后地区实现追赶式增长,还是与发达地区的差距进一步拉大。研究表明:首先,从整体上看,数字经济能够打破空间限制,促进规模经济效应的形成,降低平均生产成本,进而为经济增长提供新动能。其次,数字经济对区域经济增长存在非线性影响。数字经济对发达地区的经济促进作用更强,对落后地区的经济促进作用则相对较弱。在经过内生性问题处理和稳健性检验后,这一结论依然成立,即数字经济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。再次,从产业构成上看,第二产业发展程度较高的地区能够充分利用数字经济发展带来的一体化市场优势,通过占先优势扩大市场规模、提高产业增加值;而第二产业发展落后的地区,其工业不具有相对优势,难以从一体化市场中获益。数字经济对第三产业发展程度较高和发展程度较低的地区均具有显著的促进作用,其中对第三产业发展程度较高地区的促进作用更大。最后,我国区域间数字鸿沟不仅体现在数字基础设施上,还体现在数字使用鸿沟和能力鸿沟上。这种表现在第二产业和第三产业中更为明显,数字经济发展程度较高的地区,数字经济对其产业的促进作用也更强。

本文的研究结论具有一定的政策启示:一是把握数字经济战略机遇,加快推进数字经济发展。加大数字基建投资力度,在推动交通、市政等公共基础设施数字化升级的同时,引导数字基础设施按照市场需求有序建设,避免重复建设和资源浪费。二是注重数字经济均衡发展,在政策和资金上对数字经济发展落后的地区给予支持,加快消除数字鸿沟。加强数字经济的包容性发展,提高网络普及率,扩大数字信息接入的覆盖范围。倡导数字经济普惠发展,加强数字素质宣传培训,提高用户使用数字设备获取信息的意识和使用信息的能力,充分释放数字红利。三是经济发展落后地区应充分发挥数字经济后发优势,集中力量大规模发展数字经济,降低生产成本和交易成本。从产业层面看,经济发展落后地区应优先加强数字经济向第三产业的渗透,对与日常生活息息相关的服务行业进行融合改造,推动经济增长。同时借助数字经济带来的一体化市场效应推动第二产业发展,立足当地实际情况,生产具有比较优势的产品和差异化产品,参与到国内或全球价值链分工,并从分工协作中不断提高经济增长水平。四是国家应制定相应的反垄断与公平竞争等数字治理政策,促进数据有序自由流动,推动数据开放共享,破除行业壁垒和地方限制,优化数字经济公平竞争机制。

#### 主要参考文献:

- [1] 从屹,俞伯阳.数字经济对中国劳动力资源配置效率的影响[J].财经理论与实践,2020,(2).
- [2] 丁志帆.数字经济驱动经济高质量发展的机制研究:一个理论分析框架[J].现代经济探讨,2020,(1).
- [3] 段博,邵传林.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,(4).
- [4] 姜松,孙玉鑫.数字经济对实体经济影响效应的实证研究[J].科研管理,2020,(5).
- [5] 江小涓.高度联通社会中的资源重组与服务业增长[J].经济研究,2017,(3).
- [6] 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,(2).
- [7] 马化腾.数字经济:中国创新增长新动能[M].北京:中信出版集团股份有限公司,2017.
- [8] 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,(9).
- [9] 沈运红,黄桁.数字经济水平对制造业产业结构优化升级的影响研究——基于浙江省2008-2017年面板数据[J].科技管理研究,2020,(3).
- [10] 石良平,王素云.互联网促进我国对外贸易发展的机理分析:基于31个省市的面板数据实证[J].世界经济

- 研究, 2018, (12).
- [11] 孙德林, 王晓玲. 数字经济的本质与后发优势[J]. 当代财经, 2004, (12).
- [12] 托马斯·皮凯蒂. 21世纪资本论[M]. 北京: 中信出版社, 2017.
- [13] 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, (2).
- [14] 温涛, 陈一明. 数字经济与农业农村经济融合发展: 实践模式、现实障碍与突破路径[J]. 农业经济问题, 2020, (7).
- [15] 杨汝岱. 大数据与经济增长[J]. 财经问题研究, 2018, (2).
- [16] 易行健, 周利. 数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J]. 金融研究, 2018, (11).
- [17] 詹晓宁, 欧阳永福. 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, 2018, (3).
- [18] 赵西三. 数字经济驱动中国制造转型升级研究[J]. 中州学刊, 2017, (12).
- [19] 赵霞, 荆林波. 网络零售对地区经济差距的影响: 收敛还是发散?[J]. 商业经济与管理, 2017, (12).
- [20] 钟春平, 刘诚, 李勇坚. 中美比较视角下我国数字经济发展的对策建议[J]. 经济纵横, 2017, (4).
- [21] Amuso V, Poletti G, Montibello D, et al. The digital economy: Opportunities and challenges[J]. *Global Policy*, 2020, 11(1): 124–127.
- [22] Galindo-Martín M A, Castaño-Martínez M S, Méndez-Picazo M T. Digital transformation, digital dividends and entrepreneurship: A quantitative analysis[J]. *Journal of Business Research*, 2019, 101: 522–527.
- [23] Hawash R, Lang G. Does the digital gap matter? Estimating the impact of ICT on productivity in developing countries[J]. *Eurasian Economic Review*, 2020, 10(2): 189–209.
- [24] Mitrović Đ. Measuring the efficiency of digital convergence[J]. *Economics Letters*, 2020, 188: 108982.
- [25] OECD. Measuring the digital economy: A new perspective[M]. Paris: OECD Publishing, 2014: 45–49.
- [26] Sorbe S, Gal P, Nicoletti G, et al. Digital dividend: Policies to harness the productivity potential of digital technologies[R]. OECD Economic Policy Papers, 2019.
- [27] Stiroh K J. Are ICT spillovers driving the new economy?[J]. *Review of Income and Wealth*, 2002, 48(1): 33–57.

## Digital Economy and Regional Economic Growth: Advantages or Disadvantages?

Yang Wenpu

(School of Statistics and Big Data, Henan University of Economics and Law,  
Henan Zhengzhou 450000, China)

**Summary:** At present, digital economy, of which the key production factors are information and data, grows and develops rapidly. It provides a new opportunity for China to change its development mode and promote the transformation of economic growth from factor-driven to data-driven. However, it should not be ignored that there is still a serious problem of “digital divide” among regions in China. Digital economy not only provides new opportunities for the rapid development of underdeveloped regions, but also brings them new challenges. It may aggravate the imbalance of regional economic development during the initial stage of digital economy. In this context, this paper uses the panel data model to empirically study the impact of digital economy on China’s economic growth, and further estimates the impact of digital economy

(下转第94页)

system. Furthermore, to integrate the reform policies of different departments, optimize the technological innovation environment to adapt to new business models, and improve the talent cultivation and incentive system of service sectors is essential. In general, the integration of various measures is needed to comprehensively promote the prosperity and high-quality development of China's service sectors.

**Key words:** pilot comprehensive reform of service sectors; agglomeration development of service sectors; quasi-natural experiment; the PSM-DID method

(责任编辑: 王西民)

---

(上接第31页)

on the economic growth of different regions by using the panel threshold model, so as to judge whether the digital economy can help underdeveloped regions to achieve catch-up growth or further widen the gap between underdeveloped regions and developed regions. The results show that: Firstly, on the whole, digital economy can break the space limitation, promote the formation of scale economy effect, reduce the average production cost, and then provide power for economic growth. Secondly, digital economy has a nonlinear impact on regional economic growth, which is mainly reflected in the stronger role in promoting the development of developed regions. After the treatment of endogenous problems and the robustness test, this conclusion still holds. Therefore, digital economy is not conducive for underdeveloped regions to achieve catch-up growth, and even the gap between underdeveloped regions and developed regions is growing. Thirdly, from the perspective of industrial composition, regions with higher secondary industry development can make full use of the "integrated market" advantage brought by the development of digital economy to expand the market scale and increase the added value of industry by taking the preemption advantage. The underdeveloped regions of the secondary industry have no relative advantage, so it is difficult to benefit from the "integrated market". Digital economy not only promotes the tertiary industry in regions with higher tertiary industry development, but also promotes the tertiary industry in regions with lower tertiary industry development, and it plays a more important role in promoting the tertiary industry in regions with higher tertiary industry development. Finally, China's regional digital divide is reflected not only in the digital infrastructure, but also in the digital use gap and capacity gap, which is more obvious in the secondary industry and the tertiary industry. In regions with higher development of digital economy, the promotion of digital economy to industrial development is also stronger.

**Key words:** digital economy; regional economic growth; panel threshold model; late-mover advantages; disadvantages of backwardness

(责任编辑: 王西民)