
区域市场化水平与数字经济竞争

——基于数字经济指数省际空间分布特征的分析

姚震宇¹

【摘要】数字经济是指以使用数字化的知识和信息作为关键生产要素，以现代信息网络作为重要载体，以信息技术有效使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。数字经济与传统经济具有类似的空间集聚特征，它不仅是国家层面的战略经济，而且已经成为各地方进行经济竞争的热点。市场化程度对于省际之间业已出现的数字经济竞争具有举足轻重的作用，数字经济的发展与市场化呈现指数级正相关，市场化程度高的省份数字经济指数一定很高，因此，提高市场化程度是同“新基建”一样重要的规划和发展的数字经济的基础性举措。推进数字经济发展，要正确处理好由新一代信息技术所带来的政府与市场的“技术性”融合关系，应该意识到数字经济尽管有其特殊的运行特征，对传统市场的有效性和结构产生了深刻影响，但是，它仍然依赖于市场经济内在的开放性本质，在缺乏传统市场经济基础的前提下，一味地强调政府规划和引导作用，并不能够保障数字经济的健康稳定发展。

【关键词】数字经济指数 高质量发展 区域市场化水平 省际竞争

【中图分类号】 F061 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1003-854X(2020)12-0023-11

一、引言与相关文献综述

“世界正在进入以信息产业为主导的新经济发展时期。”^①由新一代信息技术推动的数字经济，已经成为驱动经济增长的新引擎，也是世界各国和区域经济竞争的新高地。梳理相关资料和文献可以发现，MIT 媒体实验室的创立者 Nicholas Negroponte 最早给数字经济下了定义，即“利用比特而非原子”的经济^②。在实践中，作为数字经济的先行者，美国和日本早期都倾向于将数字经济理解为广义电子商务。近年来，随着新一代信息技术的广泛应用和不断发展，广义电子商务难以涵盖数字经济的全面范围和内涵。例如，美国经济分析局咨询委员会在 2016 年发布的《测量数字经济》报告中指出，测量数字经济除应包括电子商务的部分外，还应测量共同乘坐等共享经济和广告支持下的免费互联网服务。

值得注意的是，2016 年《二十国集团数字经济发展与合作倡议》提出的数字经济定义体现了对当前数字技术及应用的新进展的共识。该定义强调“数字经济是指以使用数字化的知识和信息作为关键生产要素，以现代信息网络作为重要载体，以信息技术的有效使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。”^③这个定义将数字经济理解为两类新的经济活动，这两类经济活动对于传统经济活动的边界来说具有不同的意义。其中一类是以数字化知识和信息作为关键生产要素，以信息网络而非物理空间作为载体的一系列新产业、新业态和新模式；另一类经济活动则是强调对传统经济的“赋能”，即通过数字化技术的广泛应用促进传统产业的效能提升和宏观经济结构的优化。这两类经济活动在不同发展阶段有不同的表述：较早的表述是信息产业化和产业信息化，包括了广泛的“互联网+”；最新的表述是数字产业化和产业数字化，其核心是智能产业化和产业智能化。

¹作者简介：姚震宇，南京审计大学经济学院副教授，江苏南京，211815。

基金项目：国家社会科学基金一般项目“基于高铁时空收敛效应的城市群发展对人口分布影响的研究”（17BRK011）

基于这个定义，发展数字经济意味着对宏观经济同时做了“加法”和“乘法”：做“加法”即在宏观经济中增加了若干与数字信息技术相关的新产业、新业态、新模式；做“乘法”即应用数字化技术实现了对传统产业进行提质增效的彻底改造。这意味着，数字经济为宏观经济发展提供了新动能，数字技术向经济社会发展的各个方面渗透的同时，创造了若干经济增长机会⁽⁴⁾。

基于数字经济的战略意义，当前许多国家将数字经济发展作为战略经济和新的经济竞争的主要抓手，先后出台各自的数字经济规划和政策支持。从 20 世纪 90 年代开始，34 个 OECD(经济合作与发展组织)成员国中有 27 个制定了数字经济发展国家战略。如美国的工业互联网、德国的工业 4.0、日本的新机器人战略等。作为数字经济的后发居优者，中国认为数字经济融合了创新、协调、共享、绿色、开放五大新发展理念，是实现经济高质量发展的重要形态⁽⁵⁾。一些学者认为，中国发展数字经济具有独特的网民优势、后发优势和制度优势，数字经济为中国加速完成工业化任务、实现“换道超车”创造了条件，数字经济已经成为“新常态”下中国经济发展的新动能。《2018 全球数字经济发展指数》显示，2017 年中国的数字经济规模达 27.2 万亿元，占 GDP 比重达 32.9%，仅次于美国，排名全球第二。预计到 2020 年末，通过对传统行业的数字化改造将为我国带来 40 万亿元的市场规模⁽⁶⁾。

为了促进我国工业化和信息化的“两化”融合和数字经济发展，自 2015 年 5 月以来，工业和信息化部、国家发展与改革委员会先后起草和发布了《中国制造 2025》《国家信息化发展战略纲要》，联合制定了《信息产业发展指南》。在数字经济发展战略的实施过程中，各省市纷纷出台相应措施推进辖区数字经济各个维度的建设。近年来各省市的数字经济发展水平和排位呈现了动态追赶的态势，内嵌于我国体制中的地方竞争为数字经济的跨越式发展发挥了积极作用。在数字经济竞争中，一些传统经济发展相对滞后的省市地区，往往视发展数字经济为克服传统经济劣势、实现跨越式发展的契机。一个典型案例就是贵州省数字经济超常规发展。近十年来贵州充分发掘其在地理区位、资源环境等方面的优势，搭建贵州与中关村、硅谷等国内外多个创新高地的高端链接，吸引苹果、阿里等国内外顶尖互联网企业在贵州设立大数据中心，建设贵州的数据交易中心，使得贵州的资源型数字经济发展指数远高于其 GDP 总值排名。

反思数字经济的地方竞争，产生了一些理论困惑：如果说地理条件、自然禀赋和经济发展水平的差异往往推动形成传统经济竞争的“雁行”发展动态特征，“增长极”的出现遵循空间经济学的集聚与扩散规律，那么，数字经济的竞争过程是否也会呈现同样的动态特征，遵循同样的规律？在传统经济的竞争中，地区的市场化水平往往决定某些地区在经济竞争格局中的地位，这种地区的市场化水平对数字经济竞争是否也具有决定性的影响？

本文的主要贡献是基于数字经济的现实进展，通过对数字经济发展指数和地区市场化指数的回归分析，努力回应理论界和决策层的一个认识上的困惑：具有特殊运行机制和发展规律的数字经济是否对市场化环境存在较弱的依附关系？本文的重要意旨是对实践层提出一点警示，即提高市场化程度与数字基础设施投入是同等重要的提升地区数字经济竞争力的基本举措，不可偏废。

二、数字经济的基本理论假设

(一) 数字经济的特殊性

学界存在对数字经济的一个基本共识：必须正视数字经济与传统经济相比的异质性，才能有效推进数字经济发展，数字经济是不同于传统经济的活动，因而要遵循不同于传统经济运行的基本规律。数字经济所依赖的数字技术，其发展遵循三个特殊的定律：摩尔定律、吉尔德定律和迈特卡夫定律。摩尔定律表明集成电路的复杂度(可被间接理解为芯片上可容纳的晶体管数目)每两年增长 1 倍；吉尔德定律强调主干网带宽的增长速度至少是运算性能增长速度的 3 倍；而迈特卡夫定律则揭示了数字产品网络增值规律，即网络的价值与网络使用者数量的平方成正比。这三条规律大体概括了数字产业发展、数字经济收益机制迥异于传统经济的技术基础。传统经济遵循边际报酬递减规律，而数字消费却具有网络增值效应：新用户接入某一商品或服务会自动增加消费网络的节点，数以万亿的网络节点的增加以几何级的速度增值整个网络的效用和福利水平，数字消费的网络增值效

应内生决定了数字经济的规模收益递增特征，即以数字信息作为生产要素的数字化产品生产遵循规模报酬递增规律。作为数字经济的生产要素，数据、信息具有非竞争性和非排他性的特性，基于数字经济要素的特征，里夫金认为在既定生产投入基础上，数字产品及其服务的产出数量的增加并不会导致边际成本递增，甚至，与传统的排他性产品相比，在经过初始投资后，数字化产品后期的生产与消费的边际成本几乎为零，数字经济本质上是“零边际成本经济”，因而生产可能性边界具有不断外扩的趋势⁽⁷⁾。

(二) 数字经济的集聚规律

数字经济特殊的运行特征导致数字经济的集聚呈现复杂情形。对于传统产业来说，集聚是产业演化过程中的一种地缘现象，正如马歇尔揭示的那样，处于集群之中的企业能够获得其他企业的先进生产技术、信息等，更接近劳动力市场，可以降低各类要素成本，获得集聚产生的外部经济性收益。然而，一些学者认为理论上数字经济对地理位置依赖小、对平台依赖大，受网络与大数据技术影响大。数字经济以网络平台为核心的产业组织模式改变了市场结构，重塑了传统的市场概念。数字经济前提下的企业组织形态趋于无边界化、供应链呈网状化⁽⁸⁾。数字经济的地理空间集聚有内在矛盾的机制：一方面，在数字经济前提下，人们工作的空间与时间发生改变，借助互联网及移动数字通信技术，人们可以远离传统工作区域进行独立远程办公。因而，与传统经济相比，数字经济缺乏空间集聚的“常规”动力；另一方面，数字化产品的零边际成本特征和数字消费的规模收益递增效应，使得数字经济更偏爱“传统经济”集聚区域。因此，数字经济集聚的成功规划的一个充分条件是被规划区域必须是传统经济的已有集聚区域，在传统经济的集聚区规划数字经济往往产生更高集聚水平，原因在于，这些地区会通过传统经济的马歇尔定律和新经济三大定律的复合作用，迅速实现该地区的数字经济呈指数级增长。当地区之间存在传统经济竞争时，各地区倾向于利用数字经济的特殊增长规律和赋能功能，因而会进一步增强经济集聚特征。

(三) 数字经济发展与市场化的复杂关系

一般认为，传统的工业和服务业遵循古典经济学家亚当·斯密在《国富论》中提出的基本原理，即随着市场范围的扩大，分工和专业化的程度会不断提高。因而，市场拓展的广度和深度是以分工专业化为特征的传统工业和服务业发展的先决条件和制约因素，数字经济既有与传统经济不同的运行特征，也与传统经济存在依附关系，数字经济与传统市场经济之间存在较为复杂的关系。一方面，对于数字经济来说，传统市场经济的发育程度显然制约着数字经济的发展，缺乏一定规模和一定程度的传统市场经济基础，便难以实现数字经济集聚式发展；另一方面，数字经济对传统经济赖以存在的市场结构和特征产生了极为复杂的影响：新兴信息技术手段在改善市场有效性的同时促进了模块化生产和产业链细化，助推了规模经济、范围经济和细分市场的不充分竞争。具体表现在数字经济时代，通讯信息起到降低交易成本、提高交易效率的作用，新兴信息技术消除了信息不对称可能导致的因生产环节偏离真实需求水平产生的生产偏差以及在消费领域因大量异质性需求产生的技术性忽视，有助于实现消费者剩余及整个社会帕累托改进。但是，由于数字信息是产生价值和利润的关键生产要素，消费市场的深刻变化引发生产活动相应调整，数字化时代的企业往往专注于更具核心竞争力的模块化生产，生产活动因之被进一步分解为更多更细的分工操作，生产迂回程度加深，产业链的细化和增长达到前所未有的高度，分工协作更加全球化。在某些细分差异性产品市场，市场结构可能处于垄断或寡头垄断的状态，并呈现出很强的规模经济和范围经济特征。

数字经济的出现对市场经济整体形态最为重要的影响是它进一步加速政府与市场的融合。理论上，数字经济前提下市场配置资源的效率会很高，数据平台的统一调配促进闲置资源充分利用乃至形成“共享经济”形态；大数据分析使降低供需缺口成为可能，数据平台能促进供给与个性化需求无缝对接，充分实现消费者剩余和福利。但是，这并不意味着对政府规划和指导的否定，相反，从两个方面反衬了“有为政府”的必要性。一方面，大数据技术既能在微观层面提高配置效率，也能在宏观层面增强经济的“可计划性”，帮助政府部门作出科学规划；另一方面，数据信息要素的公共品属性及数据技术基础设施投资的规模性，要求政府部门成为数字经济的“奠基人”和建设者，因而，数字经济发展过程往往内生政府职能扩张和“计划”成分，如何处理数字经济发展过程中政府与市场的关系仍是实践难题。

基于上述，本文提出的基本假设是：数字经济具有较强的空间集聚发展倾向，与传统经济相比，其与区域市场化程度之间存在更为突出的正向关系。市场化程度高的地区一定具有更高的数字经济发展水平，因而，在数字经济发展和竞争中，一味地强调政府规划和数字基础设施建设作为抓手是有失偏颇的，应该把提高区域市场化水平作为发展数字经济的重要的基础工作。

三、研究指标设计、数据来源与统计结果描述

(一) 指标与数据来源

作为本文研究对象的数字经济发展水平指标，选用了财新数联提供的《数字经济的供给侧：中国数字经济指数 2018 年度报告》和赛迪顾问咨询公司提供的《2017 中国数字经济发展指数 (dedi) 研究报告》中的数据。作为本文解释变量的区域市场化水平，主要借用了王小鲁、樊纲、余静文在《中国分省份市场化指数报告(2016)》中提供的省际市场化指数。

财新数联的数字数字经济指数 (cxdei) 和赛迪顾问提供的数字经济指数 (dedi) 定义的基础都是《二十国集团数字经济发展与合作倡议》和“信息化百人会”的观点，并没有太大的区别，但是两者在测算方法等方面存在差异。财新数联的数字数字经济定义是“由信息技术革新驱动的经济增长”⁽⁹⁾，不仅包含电信、计算机、通信设备等信息技术相关的行业，而且包含由信息技术革新所带来的新商业模式、新生活方式，以及人们所获得的更多效用。经过修订过的财新数字经济指数 (cxdei) 分为四个子项：数字经济产业指数、数字经济融合指数、数字经济溢出指数和数字经济基础设施指数⁽¹⁰⁾。赛迪公司的数字经济定义是“数字经济是以数字技术为重要内容的一系列经济活动的总和，这些活动既包含了数字化要素催生的一系列新技术、新产品、新模式、新业态，也包括数字化要素与传统产业深度融合带来的经济增长”，赛迪的数字数字经济指数 (dedi) 细分为五个维度指数：基础型数字经济指数、资源型数字经济指数、技术型数字经济指数、融合型数字经济指数和服务型数字经济指数⁽¹¹⁾。因为各自定义的微小差别，用 cxdei 数字经济指数和 dedi 数字经济指数对中国 31 个省(区、市)进行排名，呈现一定的差异。根据两份报告的结果，全国 31 省(区、市)的数字数字经济排名如表 1 所示。

由表 1 可见，两类指数排序相差超过 3 位的有 9 个省份，分别是天津、河北、内蒙古、福建、山东、贵州、陕西、海南、宁夏；两类指数排名相差最大的是贵州，相差 7 位；广东、辽宁、西藏和青海四省份的两个指数排名完全一致。考虑到两个指数的差异性，本文在实证分析中分别以赛迪咨询公司提供的数字经济指数 dedi、财新数联提供的数字经济指数 cxdei 和综合两者形成的 $\text{syndei} = \sqrt{\text{dedi} \times \text{cxdei}}$ 作为被解释变量。

市场化程度的测定方法主要有两个流派：一是加拿大弗雷泽研究所开发的测度方法，另一个是美国传统基金会开发的测度方法，国内学者在创造性借鉴这两种方法的基础上，进一步开发出更多的测度方法。例如，卢中原和胡鞍钢(1993)⁽¹²⁾、顾海兵(1995)⁽¹³⁾、常修泽和高明华(1998)⁽¹⁴⁾、陈宗胜(1999)⁽¹⁵⁾、徐明华(1999)⁽¹⁶⁾、王小鲁、樊纲、余静文(2017)⁽¹⁷⁾ 的尝试与努力，他们的相关研究奠定了中国区域市场化程度实证分析的基础。作为本文解释变量的市场化指数主要借鉴王小鲁、樊纲、余静文(2017) 从政府与市场关系在内的五个维度对中国 31 个省、自治区、直辖市的市场化进程的测度数据。由于王小鲁、樊纲、余静文(2017) 只提供了 2014 年各省份的数据，为了反映市场化水平对数字经济发展的同步影响，本文在此基础上推算了 2017 年的数据构建解释变量，下文以 market index1 代表 2014 年的市场化指数，以 market index2 代表 2017 年的市场化指数。

表 1 各省(区、市)财新和赛迪数字经济指数排名对比

省(区、市)	北京	天津	河北	山西	内蒙古	辽宁	吉林	黑龙江
cxdei 排名	2	9	17	24	19	15	21	22
dedi 排名	5	13	13	27	23	15	20	21
省(区、市)	上海	江苏	浙江	安徽	福建	江西	山东	河南

cxdei 排名	3	4	5	10	11	18	8	13
dedi 排名	6	2	3	11	7	19	4	12
省（区、市）	湖北	湖南	广东	广西	海南	重庆	四川	贵州
cxdei 排名	7	13	1	20	28	16	6	25
dedi 排名	9	10	1	22	24	17	8	18
省（区、市）	云南	西藏	陕西	甘肃	青海	宁夏	新疆	
cxdei 排名	23	31	12	26	30	29	27	
dedi 排名	26	31	16	29	30	25	28	

（二）描述性分析及基本结论

财新数联提供的 cxdei 和赛迪咨询提供的 dedi 与 2014 年市场化程度的关系，可以通过散点图得到一些直观的结论。图 1 和图 2 分别是财新数字经济指数 cxdei 和赛迪数字经济指数 dedi 与 2014 年市场化指数关系的散点图，图形显示呈指数相关的特征。对 cxdei 数字经济指数和 dedi 数字经济指数作对数化处理，它们与市场化指数的关系呈明显的线性相关特征，如图 3 和图 4 所示。

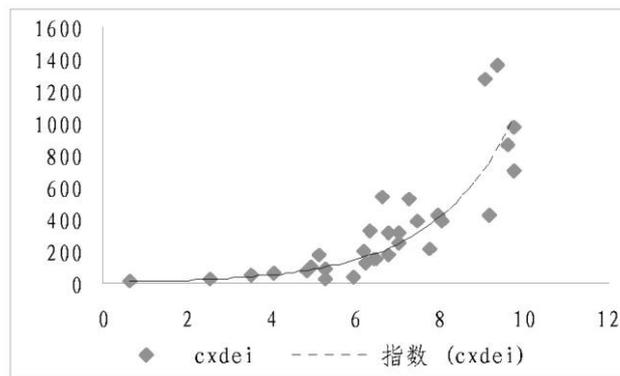


图 1 省际 cxdei 与市场化程度关系的散点图

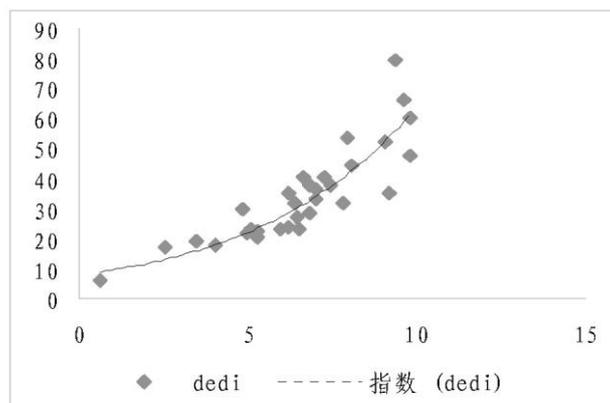


图 2 省际 dedi 与市场化程度关系的散点图

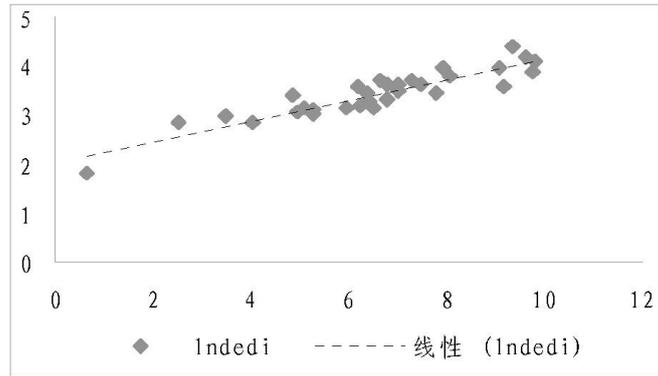


图3 ln dedi 与市场化程度的关系

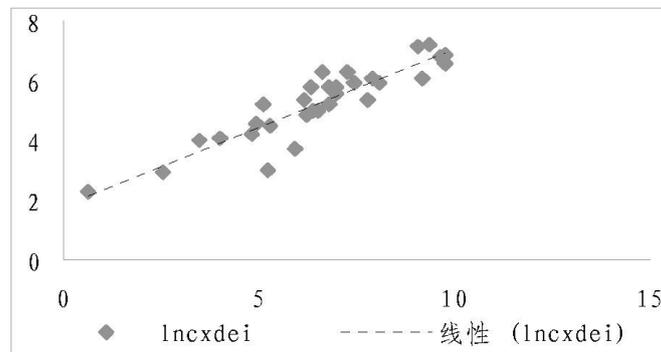


图4 ln cx dei 与市场化程度的关系

理论上讲，影响数字经济发展的因素很多，其中“最近层的因素”是由地方财力所支撑的数字经济基础设施建设水平。基于此，本文用人均地区产值、地方财政的科技支出、光缆线路长度、移动互联网用户数作为相关控制变量；由于数字经济本质上是科技密集型经济，因而研发经费投入强度和研发活动全时当量被列为本文研究的控制变量。全部变量的描述性统计结果如表 2，控制变量数据来源于《中国统计年鉴 2018》。

作为一个研究重点，本文关注数字经济竞争过程中呈现的空间分布特征。显然，这不仅涉及到对数字经济空间溢出性的理解，更涉及到回归分析方法的选择：如果数字经济与传统经济一样具有空间溢出性和空间集聚特征，则需要用空间计量回归模型分析才是适当的。

本文把数字经济发展指数分为 5 级，检验数字经济的空间分布特征，直观的结论是财新、赛迪和综合数字经济发展指数的分布特征都呈现了一定的空间集聚性，如图 5 所示。

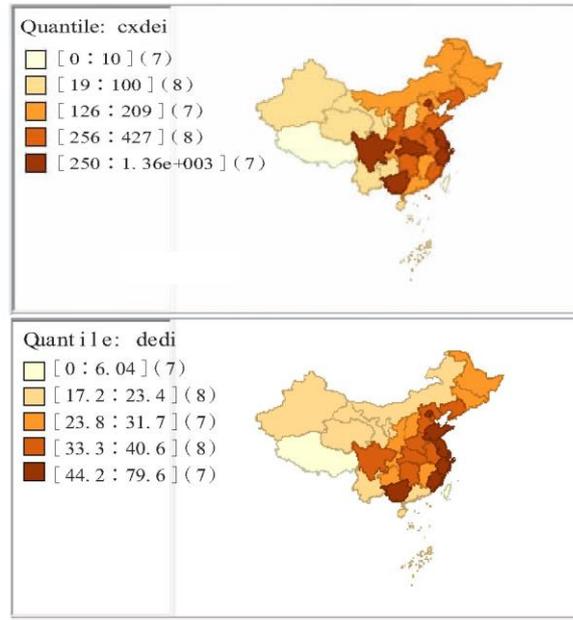


图 5 财新和赛迪数字经济指数分布特征

表 2 全部变量的描述性统计

变量	含义	平均值	中位数	最大值	最小值	标准差	JB 统计量	观察值
cxdei	财新数字经济发展指数	346.32	209.00	1364.00	10.00	356.37	15.47	31.00
dedi	赛迪数字经济发展指数	34.31	31.67	79.63	6.04	15.86	5.39	31.00
syndei	校正的数字经济发展指数	104.22	85.00	329.57	7.77	78.02	7.56	31.00
Marketindex 1	市场化指数 2014	6.56	6.62	9.78	0.62	2.14	2.19	31.00
marketindex 2	市场化指数 2017	7.51	7.59	11.11	1.53	2.36	2.01	31.00
Pgdp	人均地区产值 (元)	50547.23	40354.48	103671.30	26386.80	21897.56	6.30	31.00
fiscex	地方财政科技支出 (万元)	143.23	79.34	823.89	8.49	171.48	78.03	31.00
optable	光缆线路长度 (公里)	1219389.00	1086745.00	3248411.00	162078.00	806583.40	2.41	31.00
wwwuser	移动互联网用户数 (万户)	4101.73	3508.76	14160.35	198.67	2972.72	18.61	31.00
techexp	研发人员全时当量 (人/年)	13087.45	7292.00	102538.00	522.00	18885.67	340.30	31.00
RDnum	研发经费投入强度	1.64	1.29	5.64	0.22	1.11	34.94	31.00

tecract	技术合同金额（万元）	4167947.00	1467121.00	44868872.00	440.20	8174946.00	518.24	31.00
---------	------------	------------	------------	-------------	--------	------------	--------	-------

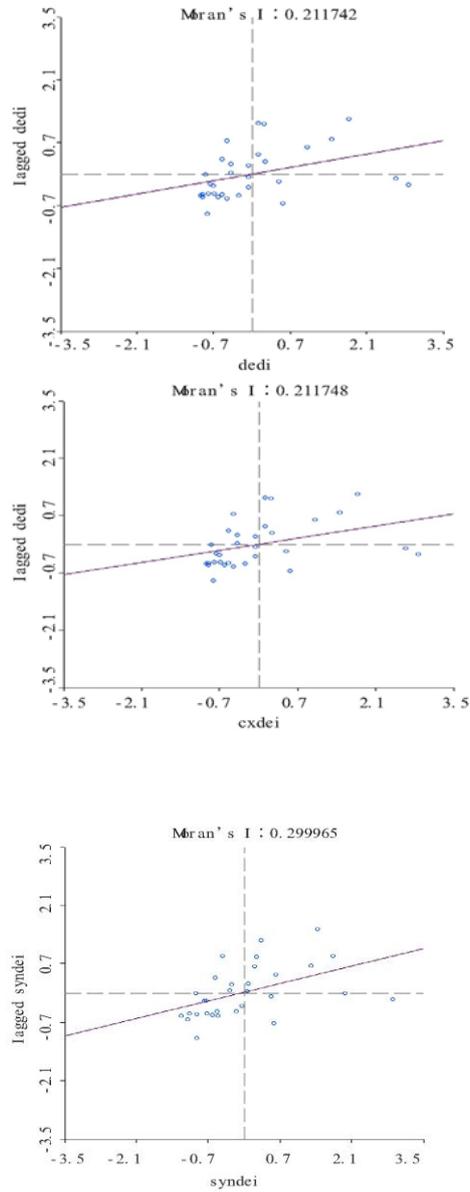


图 6 三个数字经济指数的单变量莫兰指数

基于数字经济发展呈现的空间集聚特征，考虑到中国省际地理边界的不规则特征，本文对数字经济发展指数选择 queen 邻接方法的空间权重赋值，然后进行单变量空间自相关分析。结果表明，财新数字经济指数(cxdei)和赛迪数字经济指数(dedi)的莫兰指数(Moran's I)分别是 0.211748 和 0.211742，呈一定空间正相关，经过修正的数字经济发展指数(syndei)的莫兰指数为 0.299965，空间正相关的特征更明显，表明了数字经济的发展呈现一定的空间溢出特征，如图 6 所示。

四、实证分析

(一) 实证方法的确定

作为被解释变量的各省份数字经济发展指数与市场化指数呈现了指数相关的特征，经过对数化处理后却呈现了与市场化指数线性相关的特征，这表明在回归模型的选择时，应该考虑将被解释变量对数化后的线性回归模型。但是，考虑到因变量数字经济指数具有一定的空间集聚特征，具有非平稳性，因而，即使考虑用对数化处理的线性回归模型来分析，分析结果也不具有合理性。基于上述原因，本文将被解释变量数字经济指数取对数后，先采用空间加权最小二乘方法进行回归，然后进行空间依赖性检验，即进行拉格朗日乘子(LM)诊断，在空间加权最小二乘回归模型、空间自回归或空间误差模型之间选择合适的回归方法。

本文采用的空间自相关模型为：

$$\begin{aligned} y &= \beta X + \rho W y + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim (0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \quad (1)$$

其中， y 代表 $cxdei$ 、 $dedi$ 和 $syndei$ 三类数字经济指数的对数化值， X 为控制变量， W 为空间权重。考虑到中国省际地理边界的不规划特征，这里选用 queen 原则形成的空间权重，采用的空间误差模型为：

$$\begin{aligned} y &= \beta X + \mu \\ \mu &= \lambda W \mu + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim (0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \quad (2)$$

其中 y 和 X 含义与上述空间自相关模型中的变量含义相同。

(二) 基准回归分析

用三个数字经济指数取对数后对 2014 年的市场化指数进行空间加权的最小二乘回归分析，拉格朗日乘子(LM)诊断结果表明：三个数字经济指标取对数，即 $\ln(cxdei)$ 、 $\ln(dedi)$ 和 $\ln(syndei)$ 对 2014 年市场化指数($market_index1$)进行空间加权最小二乘回归后，LM 空间滞后和空间误差乘子值都不显著，则确定都用空间加权的最小二乘方法(OLS)回归。

考虑到影响数字经济指数变化的因素很多，必须控制其他变量的影响，才能准确了解市场化对数字经济发展的影响。本文加入包括人均地区产值、地方财政科技支出、研发经费投入强度、光缆线路长度、互联网用户数、技术合同金额的对数值作为控制变量，重新进行相同步骤的分析，先在加入控制变量后进行最小二乘的拉格朗日乘子(LM)诊断。

$\ln(cxdei)$ 对 2014 年市场化指数加入控制变量后最小二乘回归的 LM 滞后乘子和 LM 误差乘子值都不显著，因而选择 OLS 回归模型；而 $\ln(dedi)$ 和 $\ln(syndei)$ 对 2014 年市场化指数回归的 LM 滞后乘子在 1% 和 10% 水平上显著，因而选择空间滞后回归模型。

表明 2014 年各省(区、市)的市场化指数对无论是财新数字经济指数、赛迪数字经济指数，还是修正的数字经济指数的对数都具有显著的正向影响。赛迪数字经济指数取对数和修正的数字经济指数取对数对于市场化水平的回归经过 LM 乘子检验后选用了空间滞后回归模型，自回归的系数都显著为负，表明数字经济指数具有空间集聚的特征。这是由引入的解释变量说明其集聚特征，或者说，数字经济指数体现了自身的空间溢出效应，这种空间溢出效应能够从引入的解释变量，即市场化水平和其他回

归系数显著的控制变量得到说明。

从控制变量的回归系数来看，人均地区产值变量的系数都显著为正，这表明传统经济基础好的地方数字经济发展水平高。在财新数字经济指数对数对 2014 年市场化指数的空间加权最小二乘回归结果中，地方财政科技支出和研发投入强度的回归系数显著为正，其他控制变量的回归系数都不显著；在赛迪数字经济指数对数对 2014 年市场化指数空间自回归模型中，地方财政科技支出、互联网用户数、技术合同金额的回归系数都显著为正，但是，研发投入强度的回归系数却显著为负，地方财政科技支出、光缆长度变量系数不显著。在修正的数字经济指数对数对 2014 年市场化指数的空间自回归结果中，高科技投入、互联网用户数、专利申请量的回归系数显著为正，研发投入的回归系数为正，其他控制变量的回归系数不显著。对这些控制变量影响的探究超过了本文的研究范围，在此不作过多的分析。

(三) 考虑同步市场化影响的结论稳定性检验

由于 $cxdei$ 和 $dedi$ 数字经济指数分别是 2016 年和 2017 年数据，用 2014 年的市场化指数来解释，可能无法反映市场化水平对数字经济发展的同步影响。基于此，本文用王小鲁、樊钢、余静文(2017)的方法估算了 2017 年各省的市场化水平，构建新的解释变量($marketindex2$)并用之对财新数字经济指数、赛迪数字经济指数、修正的数字经济指数的对数重新进行空间加权回归的拉格朗日乘子诊断。 $\ln(cxdei)$ 和 $\ln(syndei)$ 的 LM 空间滞后和空间误差乘子值同样都不显著，则确定以 OLS 回归，而 $\ln(dedi)$ 回归的空间滞后拉格朗日乘子值是显著的，因而确定选用空间误差回归模型。

按照同样的步骤，加入控制变量后，用三个数字经济指数对数对 2017 年市场化指数重新进行最小二乘的拉格朗日乘子诊断。从诊断结果来看，财新数字经济指数经过对数化后对 2017 年市场化指数加入控制变量后最小二乘回归的 LM 滞后乘子和 LM 误差乘子值都不显著，因而选择 OLS 回归模型；而赛迪数字经济指数和修正数字经济指数对 2017 年市场化指数在 1% 和 10% 水平上显著，因而选择空间滞后回归模型。

回归结果表明，对于财新和修正的数字经济指数的对数来说，“同步”的市场化指数对其具有显著的正向影响，不受空间因素的影响；但是，同步的市场化指数对于赛迪数字经济指数对数的影响值下降，误差项系数数值显著为负，这表明同步的市场化指数解释了其空间相关性，或者说，因为市场化指数差异导致了赛迪数字经济指数对数的空间相关。

引入控制变量后，2017 年市场化指数对三个数字经济指数对数的影响仍显著为正，这表明同步的市场化对于数字经济发展影响的前述结论具有稳健性。人均地区产值、地方财政科技支出、研发投入强度对数字经济发展具有显著的正向影响，其他变量的影响不显著。基于 LM 乘子检验结果，赛迪数字经济指数对数的回归以及修正的数字经济指数对数回归选择了空间滞后回归模型，自回归系数显著为负，表明数字经济的空间集聚可以由引入的变量得到充分的解释。对于赛迪数字经济指数来说，人均地区产值、地方财政科技支出、互联网用户数、技术合同金额和发明专利数的回归都显著为正，说明这些因素对数字经济发展以及空间集聚都具有显著的正向影响，难以解释的是，研发投入强度的回归系数显著为负。对于修正的数字经济指数来说，人均地区产值、地方财政科技支出、互联网用户数的回归系数仍显著为正，表明这三个因素同样对修正的数字经济指数具有显著的正向影响，但是，与赛迪数字经济指数对数的回归结果不同，研发投入强度的回归系数显著为正，技术合同金额和发明专利数的回归系数不显著。

五、简要研究结论与启示

在人类经济史上，英国和美国分别引领了以蒸汽动力的应用为技术基础的第一次工业革命和以电气应用为基础的第二次工业革命，实现了民族国家的崛起。对于它们成功的原因，一直存在两个说法：其一是它们抓住了当时的核心技术应用窗口和当时的“新基建”；其二是开拓和改善了与造船、铁路建设和通讯网络建设等当时的“新基建”并行的国内市场。孰重孰轻？与主流看法不同，杰夫·马德里克的经济史研究认为，是市场发展而非技术对第一次工业革命中的英国和第二次工业革命中的美

国的经济繁荣起到了决定性作用⁽¹⁸⁾。第三次工业革命发轫于上个世纪 80 年代的新一代信息技术发展,演变到了今天,全新的数字经济形态是这场工业革命的核心,其影响力的广度和深度远超历史上前两次工业革命。面对这场工业革命,各国都制定了发展战略抢占制高点,呈现激烈的战略竞合态势。一个不争的事实是,基于对第三次工业革命战略机遇的感知,改革开放以来,尤其是党的十八大以来,党中央制定和实施了支持新一代信息技术及相关产业发展的战略部署,我国利用既有体制能高效整合创新资源的优势和日益壮大的市场规模优势,实现了数字经济的后来居上的发展,已经成为在更新兴、更前沿、更融合的领域引领全球发展的数字经济大国。在中国数字经济发展过程中,内生于既有体制中的地方经济竞争显然发挥了不可替代的作用,“蓝图再绘、数字立省”成为各省市竞争口号,各省市纷纷出台数字经济规划或战略,并给予资金支持,把发展数字经济作为培育现代化经济体系、经济增长新动能和实体经济转型升级的核心内容。但是,当前一个流行的共识是,包括 5G、大数据处理和云计算中心、工业互联网、高铁等在内的“新基建”是数字经济竞争的主要着力点和重要抓手,现实中,人们往往对数字经济与区域市场化发展水平的关系缺乏足够的思考,数字经济对区域市场化水平的依存性并没有得到重视。

本文基于不同的数字经济指数来源进行对比,结合王小鲁、樊纲、余静文(2017)的市场化指数分析数字经济的省际竞争,提出了一个基础假设:一方面,市场化程度对于省际业已出现的数字经济竞争具有举足轻重的作用,市场化程度高的省份数字经济发展水平是高的;另一方面,数字经济与传统经济具有类似的空间集聚特征。通过对三类数字经济指数的空间自相关和空间赋权后的拉格朗日乘子检验,进行空间加权最小二乘与空间滞后空间误差回归分析,回归的结果表明,先期以及同期的市场化对于数字经济均具有显著的正向影响,这个结论是稳健的。

本文提供的重要启示在于,在当前将数字经济作为新时期的战略经济、用数字经济推进我国经济高质量发展和战略转型之时,应该正确处理好由新一代信息技术所带来的政府与市场的“技术性”融合关系。随着数字经济的异军突起和长足发展,一方面需要政府规划和引导,进行必要的信息基础设施建设,即宽带、网络等专用性数字技术基础设施建设,以及安装了数字化组件的传统基础设施的建设;另一方面,应该意识到数字经济尽管有其特殊的运行特征,对传统市场的有效性和结构产生了深刻影响,但是,它仍然依赖于市场经济内在的开放性本质,在缺乏传统市场经济基础的前提下,一味地强调政府规划和引导作用,并不能够保障数字经济的健康稳定发展。

党的十八届三中全会把市场在资源配置中的“基础性作用”修改为“决定性作用”,党的十九大再次强调“使市场在资源配置中起决定性作用”。本文的研究结论从当前重大经济现实和新经济形态视角验证了党的十八届三中全会以来上述重要理论观点的前瞻性和指导意义。近十年来,党中央、国务院陆续出台了《积极推进“互联网+”行动指导意见》《促进大数据发展行动纲要》《国家信息化发展战略纲要》等一系列战略举措来推动我国数字经济的发展。近年来,移动互联网、大数据、云计算、物联网、人工智能等信息技术的突破和融合进一步促进了数字经济的快速发展。2017 年 3 月,“数字经济”首次出现在政府工作报告中,进一步从政策层面推动了数字经济发展。在当前数字经济发展过程中,应该贯彻和落实“使市场在资源配置中起决定性作用”的原则性要求,才能更好地发挥政府作用。

注释:

1 习近平:《让工程科技造福人类、创造未来——在 2014 年国际工程科技大会上的主旨演讲》,《科技日报》2014 年 6 月 4 日。

2 Don Tapscott, The Digital Economy: Rethinking Promise and Peril in the Age of Networked Intelligence, I-nnovation Journal, 1999, 19(5), pp. 156-168.

3 《二十国集团数字经济发展与合作倡议》,参见中国网信网 2016 年 9 月 29 日的相关报道。

4 Gérard Valenduc, Patricia Vendramin, Work in the Digital Economy: Sorting the Old from the New, Working Paper

in SSRNE Leetronio Journal, 2016.

5 张新红:《数字经济与中国发展》,《电子政务》2016年第11期。

6 《CNNIC发布第43次〈中国互联网络发展状况统计报告〉》,中国网信网2019年2月28日。

7 Michael Ehret, The Zero Marginal Cost Society: The Internet of Things, the Collaborative Commons, and the E-clipse of Capitalism, Journal of Sustainable Mobility, 2015, 2(2), pp. 67-70.

8 杨新铭:《数字经济:传统经济深度转型的经济学逻辑》,《深圳大学学报》(人文社会科学版)2017年第4期。

9 《〈中国数字经济指数2018年度报告〉发布》,人民网2018年5月30日。

10 财新数字经济指数2017年12月经过了一次修订,最大的变化是由原来的数字经济产业指数、数字经济溢出指数和数字经济弹性指数三大项增加了数字经济融合指数,同时进一步强化了子项内容的针对性。

11 参见赛迪工业和信息化研究院:《2017中国数字经济发展指数(DEDI)研究报告》,2019年11月29日。

12 卢中原、胡鞍钢:《市场化改革对我国经济运行的影响》,《经济研究》1993年第12期。

13 顾海兵:《中国经济市场化的程度判断》,《改革》1995年第1期。

14 常修泽、高明华:《中国国民经济市场化的推进程度及发展思路》,《经济研究》1998年第4期。

15 陈宗胜:《中国经济体制市场化研究》,上海人民出版社1999年版,第36-51页。

16 徐明华:《经济市场化程度:方法讨论与若干地区比较分析》,《中共浙江省委党校学报》1999年第6期。

17 王小鲁、樊纲、余静文:《中国分省份市场化指数报告(2016)》,社会科学文献出版社2017年版,第214-215页。

18 杰夫·马德里克:《经济为什么增长》,中信出版社2003年版,第2-12页。