数字经济、协调性均衡发展与共同富裕[[1]](#footnote-1)

叶堂林 王雪莹

摘要：推进共同富裕要在高质量发展基础上实现协调性均衡发展。数字经济不仅是推动经济高质量发展的重要引擎，还为缩小发展差距、推动协调性均衡发展提供新机遇。运用2008-2019年中国285个地级市的面板数据，从数字化产业视角探讨数字经济对协调性均衡发展的影响及作用机理。研究发现：数字化产业对协调性均衡发展的影响存在行业异质性，数字产品服务业、数字技术应用业发展有助于缩小发展差距，而数字产品制造业和数字要素驱动业发展则会拉大发展差距；数字经济发展通过加剧产业集聚拉大发展差距，通过促进技术和创新成果扩散推动协调性均衡发展；数字经济对协调性均衡发展的影响受到经济发展水平的制约，当一个地区经济发展尚不充分时，数字化产业发展会加剧发展不平衡，当经济发展达到一定水平后，数字化产业发展有助于推进协调性均衡发展。

关键词：数字经济 共同富裕 协调性均衡发展 产业集聚效应 创新扩散效应

**Digital Economy, Coordinated and Balanced Development and Common Prosperity**

YE Tanglin WANG Xueying

(Capital University of Economics and Business , Beijing , China)

**Abstract:** To promote common prosperity, we should achieve coordinated and balanced development on the basis of high-quality development. The digital economy is not only an important engine for promoting high-quality economic development, but also provides new opportunities for narrowing the development gap and promoting coordinated and balanced development. Based on the panel data of 285 prefecture level cities in China from 2008 to 2019, this paper discusses the impact and mechanism of digital economy on coordinated and balanced development from the perspective of digital industry. We finds that :first of all, the influence of digital industry on the coordinated and balanced development has industry heterogeneity, that is, the development of digital product service industry and digital technology application industry helps to narrow the development gap, while the development of digital product manufacturing industry and digital factor driven industry will widen the development gap; Secondly, the development of digital economy further widens the development gap by intensifying industrial agglomeration, and promotes coordinated and balanced development by promoting the diffusion of technology and innovation achievements; Finally, the impact of digital economy on coordinated and balanced development is restricted by the level of economic development, which is shown in that the development of digital industry will aggravate the imbalance of development when the economic development of a region is not sufficient, and the development of digital industry will help promote coordinated and balanced development When the economic development reaches a certain level.

**Key words:** Digital Economy; Common Prosperity; Coordinated And Balanced Development; Industrial Agglomeration Effect; Innovation Diffusion Effect

**一、引言**

党的十九大报告明确指出，我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。解决好新时代中国社会主要矛盾，不仅要深入贯彻新发展理念、构建新发展格局、推动高质量发展，还要着力推动人的全面发展、全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展。2021年8月，习近平总书记在主持召开中央财经委员会第十次会议时强调“要坚持以人民为中心的发展思想，在高质量发展中促进共同富裕”。数字经济作为中国技术创新、产业变革及现代化经济体系建设的新引擎（刘淑春，2019），通过推动大数据、云计算、区块链、人工智能等信息技术产业发展，并与实体经济深度融合、促进传统产业数字化转型，为经济普遍增长和高质量发展赋能。根据《中国数字经济发展白皮书（2020）》，2014-2019年中国数字经济对GDP增长的贡献率始终保持在50%以上。《论语》有云“不患寡而患不均”，数字经济在助力共同富裕解决“寡”的问题上成效有目共睹，而能否推动共同富裕实现“均无贫”同样是一个值得研究的关键问题。

实现共同富裕需重点解决好发展不平衡不充分问题，而数字经济能否助力解决发展不平衡不充分问题呢？数字经济不仅有助于推动制造业绿色化转型（戴翔、杨双至，2022）、促进产业结构升级（陈晓东、杨晓霞，2021；刘翠花，2022；徐伟呈等，2022），还能够有效提升城市全要素生产率，推动经济高质量发展（赵涛等，2020；张英浩等，2022）。学者们在数字经济对解决发展不充分问题的研究上已取得普遍共识，而对解决发展不平衡问题的研究多集中在缩小城乡差距领域，且由于测度方式存在差异，数字经济对城乡差距影响的研究结论往往大相径庭，如存在负向的线性影响，存在非线性影响且呈现先扩大后缩小的“倒U型”态势和先下降后上升的“U型”趋势（樊轶侠等，2022）两种截然相反的结论。这些研究为数字经济对推进共同富裕特别是解决发展不平衡问题的研究提供了重要见解。在已有研究基础上，本文重点关注到了两类问题：第一，数字经济是一个涵盖诸多领域的复杂概念，无论是通过构建多维度指标体系来衡量数字经济发展水平进而考察其对缩小发展差距的影响，还是选取某一具体领域对数字经济作用于发展差距进行研究，都难免受到核心概念测度不准确的影响，得出以偏概全的结论。要克服这一局限性，需要科学界定和测度数字经济发展水平，并加强对其作用发展差距的综合效应的评估。第二，需要进一步打开数字经济作用于解决发展不平衡问题的“黑箱”，尤其是要在区分数字经济不同领域的基础上，深入探讨数字经济对缩小发展差距的影响机理和作用路径。鉴于以上两点思考，本文将从数字化产业视角，考察数字经济对于协调性均衡发展的影响及内在机理。旨在回答以下待实证检验的问题：数字经济是否有助于推动协调性均衡发展进而推进共同富裕？如果答案是肯定的，其表现形式是怎样的？关键性的作用机制又是怎样的？

本文可能的边际贡献在于：（1）从数字化产业视角探讨数字经济对协调性均衡发展的影响，将数字化产业划分为数字产品制造业、数字产品服务业、数字技术应用业和数字要素驱动业，探讨数字化产业对协调性均衡发展的影响是否存在行业异质性，丰富了该主题的研究；（2）从产业集聚效应和创新扩散效应两方面，全面解析和考察数字经济对协调性均衡发展的影响机理和作用路径，进一步打开内在机制的“黑箱”；（3）深入探讨了数字经济在助力解决发展不平衡问题时是否会受到发展不充分问题的影响，提高了研究结论的可靠性和实践性。

**二、文献综述与理论分析**

**（一）文献综述**

全面系统地剖析数字经济与共同富裕关系的文献较少，与本文研究最为紧密的文献主要集中在以下几个方面。

数字经济的内涵及测度方式。学术界对数字经济内涵的界定普遍相对宽泛，如陈晓红等（2022）将数字经济定义为以数字化信息为关键资源，以互联网平台为主要信息载体，以数字技术创新驱动为牵引，以一系列新模式和新业态为表现形式的经济活动。《G20数字经济发展与合作倡议》则指出，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、以信息通信技术的有效使用作为效率提升和经济结构优化重要推动力的一系列经济活动。关于数字经济的测度，学者们多通过构建多维度评价指标体系来衡量，如万晓榆、罗焱卿（2022）构建了包括数字基础设施、数字产业和数字融合3个维度的数字经济评价指标体系。考虑到数字经济作为一种经济形态或一系列经济活动，对其概念的广义理解决定了构建多维度指标体系来进行测度是科学合理的，但受数据获取限制，相关研究往往局限在省级层面。若扩展到城市层面，学者们往往从互联网发展和数字金融普惠等方面选取单一或多个指标来衡量数字经济，如互联网普及率、计算机服务与软件业从业人员情况、相关产出情况和移动电话普及率等（赵涛等，2020）。

共同富裕的实施路径。新时代的共同富裕要通过高质量发展满足人民日益增长的美好生活需要，通过扩大中等收入群体实现全体人民的共同富裕，通过缩小城乡区域差距，实现全域性共同富裕，通过共建共治人居环境和推动公共服务均等化，实现人的全面发展和社会全面进步（杨宜勇、王明姬，2021）。共同富裕即是发展目标，也是道路选择，其实施路径可分为根本路径和具体路径两个层面，根本路径包括社会生产力的不断提高和社会主义公有制的不断壮大（邱海平，2016），而具体路径侧重于探索各类缩小发展差距（人群差距、城乡差距和区域差距等）的具体途径和政策措施。故本研究从缩小发展差距的视角探讨数字经济发展对推进共同富裕的影响具有合理性。

数字经济与共同富裕特别是缩小发展差距的关系。共同富裕强调要实现更充分更均衡的高质量发展，当前学术界多侧重于研究数字经济对更充分的高质量发展特别是经济高质量发展的影响，对更均衡的高质量发展的研究主要集中于缩小发展差距特别是缩小城乡发展差距领域，对区域差距较少涉及。樊轶侠等（2022）研究发现，信息基础设施、数字产业化与产业数字化对城乡居民收入差距的影响均呈现先下降后上升的“U型”趋势，而数字素养则呈现“负向线性”趋势。还有部分学者从数字经济某一方面如互联网、普惠金融（张金林等，2022）、智能制造（刘欢，2020）等方面探讨其对缩小城乡差距、推进共同富裕的影响。已有研究从数字经济的不同领域探讨了其对缩小发展差距的影响，对揭示数字经济的作用机制做出了较大贡献，但仍需要更多的研究来打开中国情境下数字经济影响发展差距进而推动共同富裕的机制“黑箱”，助力我国在高质量发展中实现共同富裕。

**（二）理论分析**

在新时代背景下，实现共同富裕需要解决“富裕”和“共享”两大问题，把共同富裕、生产和分配三者联系起来，既要“做大蛋糕”，也要“分好蛋糕”。高质量发展、协调性均衡发展和发展成果共享是当前积极推进共同富裕的三大战略路径。其中，高质量发展侧重解决“富裕”问题，协调性均衡发展既是高质量发展的重要方面，也是其关键的实现路径之一，发展成果共享侧重解决“共享”问题，主要通过缩小收入差距和收入再分配两条途径实现，而缩小收入差距又是协调性均衡发展的重要目标和外在表现。总之，实现共同富裕根本靠高质量发展，关键靠统筹协调，习近平总书记多次强调“协调发展是制胜要诀”。可见，推进协调性均衡发展是解决我国经济发展不充分不平衡问题的关键所在，也是实现共同富裕的必由之路。数字经济作为一种经济形态，在由市场力量主导的初次分配中能否发挥缩小发展差距的作用可成为一个研究问题。故从数字经济影响协调性均衡发展视角切入探讨数字经济与共同富裕的关系具有较强的合理性。本部分重点从理论层面分析数字经济是否对协调性均衡发展存在影响，进而推动共同富裕的实现，并进一步剖析数字经济推动协调性均衡发展的作用机理。

重要方面

关键路径

生产方式变革

分配方式变革

**共同**

**富裕**

**高质量发展**

**发展成果共享**

**协调性均衡发展**

解决“富裕”问题

解决“共享”问题

实现途径

收入再分配

缩小发展差距

重要目标

外在表现

重要举措

解决发展不充分问题

重要举措

重要举措

解决发展不平衡问题

重要举措

图1 共同富裕的发展目标和实施路径

如何实现协调性均衡发展？首先要明确协调性均衡发展的内涵。学术界对于协调性均衡发展的理解多基于区域范畴，强调地区间协调发展及经济、人口和生态空间的均衡发展，其中，协调性侧重于区域内外部关联关系，均衡性侧重于强调区域众多要素的发展及分布状态，二者可在“融合共生”的耦合机制下达到辩证统一（孟越男、徐长乐，2020）。2021年底召开的中央经济工作会议强调，区域政策要增强发展的平衡性协调性。本文将协调性均衡发展确立为推动共同富裕的重要战略路径之一，与发展成果共享共同致力于解决发展不平衡问题，认为协调性均衡发展是要实现区域城乡协调发展、全体人群共同发展，协调性是其内在根本，即是目的也是归宿，外在表象为是否达成均衡状态，具体表现为发展差距缩小，包括城乡差距、区域差距及人群差距。“千钧将一羽，轻重在平衡”。经济实践表明，推动协调性均衡发展核心在于推动欠发达地区或不充分发展主体的经济快速增长，同时协调双方间关系，弱化发达地区对欠发达地区的虹吸效应、扩大溢出效应，也是其关键所在。

那么，**数字经济能否助力协调性均衡发展？**首先要明确数字经济的内涵及范围界定。目前国际上对数字经济的理解有广义与狭义之分，广义的理解将数字经济视为一种经济活动，《二十国集团数字经济发展与合作倡议》即持这一观点，狭义的理解是将数字经济视为一种产业经济，即数字化产业（许宪春、张美慧，2020）。当前数字经济正处在快速演变、与国民经济运行全面融合的阶段，广义理解的数字经济内涵范围太大，各种作用机理错综复杂，且尚无法科学测度，故本文从数字化产业的视角探讨数字经济作用于协调性均衡发展的影响。依据2021年5月国家统计局发布的《数字经济及其核心产业统计分类（2021）》，数字经济核心产业即数字产业化部分，是指为产业数字化发展提供数字技术、产品、服务、基础设施和解决方案，以及完全依赖于数字技术、数据要素的各类经济活动，主要涵盖数字产品制造业、数字产品服务业、数字技术应用业和数字要素驱动业四大类。数字产业化各部分具有行业差异性，对缩小发展差距、推动协调性均衡发展的影响不尽相同。

**情景1：**数字化产业发展会拉大发展差距，加剧发展不平衡问题。从生产活动来看，缩小发展差距根本上要协调产业在不同区域及城乡的布局。数字经济所具备的高技术属性要求数字化产业需布局在技术创新更密集、人力资本更充盈的发达区域及城市地区，必然会进一步推动所在地经济发展，即数字经济具有明显的城镇偏向（樊轶侠等，2022）和区域偏向，加剧发展不平衡问题。此外，实体经济资源集聚效应的存在会进一步强化产业分布不平衡趋势，特别是以计算机、通讯和其他电子设备制造及智能设备制造为主体的数字产品制造业，由于上下游产业链较长，相关布局必然会增加对中间品的需求，强化产业集聚现象，易引致发达方对欠发达方的“虹吸效应”。加之资源禀赋差异及对数字经济的接受程度不同所形成的“数字鸿沟”，数字化产业发展将进一步拉大城乡区域发展差距。

**情景2：**数字化产业发展有助于缩小发展差距，推动协调性均衡发展。一是改善要素配置错位问题，扩大资源配置边界。互联网相关服务业、互联网平台等数字化产业发展能有效带动技术流、资金流、人才流等向欠发达地区或不充分发展主体扩散和回流，促进资源优化配置，并带来更多发展机遇。特别地，数字化产业发展有助于降低知识搜集、获取成本，加速人力资本积累，推动“扶智”，加之人力资本具有溢出效应，助推其经济社会发展。二是促进传统产业转型升级和新业态培育壮大。数字经济通过产业创新效应、关联效应和融合效应（丁志帆，2020），有效促进传统产业转型升级及新业态的培育壮大， 通过“后发优势”，为欠发达地区各领域、各环节发展赋能。首先，推动生产方式变革，带动现代农业等相关产业的全面崛起，互联网相关服务业发展还能推动乡村文旅等传统产业升级；其次，推动生活方式变革，如互联网批发零售业拓展了农产品销售渠道，提升农业收益，增加就业机会，大幅提高了农村居民的工资性收入；最后，通过创新消费方式，挖掘欠发达地区的消费潜能和经济增长潜质。三是有效解决市场分割困境，推动统一的国内大市场形成，促进区域均衡发展和内循环发展。互联网相关服务业发展降低了个体获取市场信息的成本，有助于缓解欠发达地区和不充分发展主体的信息不对称问题（许竹青等，2013），如互联网金融能够有效缓解金融约束、降低金融服务门槛，保障不发达主体及区域获得更多市场准入机会和公平竞争环境，使得低收入群体可以分享到增长红利（张晓晶，2021）、改善收入不平等问题。

2016年7月，习近平总书记在宁夏考察时指出：“越是欠发达地区，越需要实施创新驱动发展战略”。在新时代背景下，通过创新方式外推生产可能性曲线以推动欠发达地区及不充分发展主体的经济快速增长，是缩小发展差距、推进协调性均衡发展的关键所在。创新具有高度不确定性和风险性，其活跃点通常聚焦在发达地区，欠发达地区往往需通过技术引进、消化、吸收和再创造提升创新能力。**数字经济能否通过促进创新扩散推进协调性均衡发展？**随着数字技术的广泛扩散和渗透应用，信息技术服务业、互联网相关行业发展能加速创新扩散，扩大技术创新的可能边界，改善欠发达地区的资源配置方式和全要素生产率；数字平台建设推动了人才、技术等关键性要素的高效流动和交流合作，促进知识溢出和扩散，加速了创新技术扩散；数字金融发展提升了欠发达地区及不充分发展主体使用新技术与新产品的能力，有利于技术扩散。故数字化产业特别是数字技术应用业、数字要素驱动业能够通过推动创新成果和技术扩散，扩大技术创新作用边界，提升欠发达地区和农村地区的创新水平及全要素生产率，缩小发展差距。

此外，实现共同富裕必须围绕解决好发展不充分不平衡问题，在高质量发展基础上推动协调性均衡发展。不充分发展和不平衡发展是问题的“一体两面”，数字经济助力解决发展不平衡问题、推进协调性均衡发展时往往受到经济发展水平的影响。当一个地区经济发展水平较低时，各类生产资源较为匮乏，处于要素边际报酬递增阶段，数字化产业如数字产品制造业发展有助于加快资源集聚，助力布局地的经济发展，加之数字化产业具有明显的城镇偏向和区域偏向，将会拉大发展差距；当经济发展达到一定水平后，此时各类生产要素处于偏饱和状态，进入要素边际报酬递减阶段，数字化产业发展促使要素大规模集聚，加大要素回流“引力”，推动要素报酬均等化，加之溢出效应的存在，有助于促进欠发达地区和农村地区经济发展，缩小发展差距，推动协调性均衡发展。

基于上述分析，提出研究假说：

**H1：**由于不同类型的数字化产业作用方式存在差异，数字经济对协调性均衡发展的作用存在行业异质性。

**H2：**数字经济特别是数字产品制造业通过加剧产业集聚强化发展优势，加剧发展不平衡问题；数字经济通过促进技术和创新成果扩散，扩大创新作用边界，缩小发展差距、推动协调性均衡发展。

**H3：**数字经济对协调性均衡发展的影响受经济发展水平制约，当一个地区经济发展较低时，数字化产业发展会拉大发展差距；当经济发展达到一定水平后，数字化产业发展有助于缩小发展差距，推进协调性均衡发展。

**三、研究设计**

**（一）模型设定**

本文从解决发展不平衡问题的视角探讨数字经济与共同富裕的关系。为考察数字经济对缩小发展差距、实现协调性均衡发展的影响，构建计量模型如下：

（1）

其中，下标表示地区，表示年份；表示协调性均衡发展水平，选取城乡发展差距（）和区域发展差距（）两个指标来表征；表示数字经济发展水平；代表一系列控制变量，下文将做详细介绍。表示常数项，为系数，表示不可观测的地区个体效应，表示时间效应，为随机误差项。

推动共同富裕要在高质量发展基础上实现协调性均衡发展，为进一步探讨经济发展水平的变化是否会影响数字化产业与协调性均衡发展的关系，构建面板门槛模型如下：

（2）

其中，是门槛变量，选取人均GDP作为经济发展水平（）的衡量指标，为待估门槛值。依据门槛值将研究样本划分为多个区间，为指示函数，在满足条件的情形下，取值为1，反之则为0。其他变量含义同公式（1）。

公式（2）仅为假设存在一个门槛值的情形，考虑到样本可能存在多个门槛值，对模型进行如下拓展：

（3）

其中，变量含义同公式（2）。

**（二）变量说明及数据来源**

**1.被解释变量**

当前学术界主要通过构建涵盖“富裕”“共同”两层涵义的指标体系来测度共同富裕， “富裕”主要选取收入水平、财富水平及劳动生产率等指标衡量，“共同”表现为发展成果共享，包括人群差距、区域差距和城乡差距（刘培林等，2021）。推进共同富裕必须坚持均衡共享的发展方式，以缩小城乡区域发展差距和收入分配差距为主攻方向，在高质量发展中扎实推进。本文从解决发展不均衡问题的视角探讨数字经济对推进共同富裕的影响，故被解释变量为协调性均衡发展，其中，协调发展涵盖区域协调、城乡协调等领域，均衡发展主要表现为缩小城乡差距、区域差距和人群差距。考虑到数据的可得性，选取城乡发展差距、区域发展差距作为衡量协调性均衡发展的指标。

城乡发展差距（），选取城镇居民与农村居民人均可支配收入的比值来衡量。

区域发展差距（），借鉴倪鹏飞等（2014）的研究，采用地级市年人均GDP的自然对数与中国年人均GDP自然对数的离差来衡量，即。

**2.解释变量**

数字经济发展水平（）。关于数字经济发展水平，部分学者通过建立多维度的评估指标体系进行衡量，但受制于数据可获得性，其研究往往局限于省级层面。还有学者从产业视角衡量数字经济，如蔡跃洲（2018）将数字经济分为与数字技术直接相关的特定产业部门、融入数字元素后的新型经济形态和传统产业的数字化转型；荆文君、孙宝文（2019）认为，数字经济既包括电子商务、互联网金融等互联网产业，也包括传统产业的数字化转型。中国信息通信研究院发布的《中国数字经济发展白皮书（2020年）》提出了数字经济“四化”框架，其中数字产业化、产业数字化是数字经济的核心。依据2021年5月国家统计局发布的《数字经济及其核心产业统计分类（2021）》，本文选取数字经济核心产业在营企业注册资本额取对数来表征数字经济，以消除数据的异方差、共线性等问题。数字产品制造业（）、数字产品服务业（）、数字技术应用业（）和数字要素驱动业（）同样选取各自在营企业注册资本额取对数来表征其发展水平。2014年，中国数字经济核心产业在营企业注册资本额开始大幅增长，至2018年增长率始终保持在10%以上，2015年最高为18.14%，数字经济产业发展迅速。详见图2。

图2 2008-2019年中国数据经济核心产业发展情况

资料来源：根据龙信企业数据计算得出。

**3.控制变量**

基于对经济实践的探讨并结合对前人研究的分析，本文选取以下指标作为控制变量。

人力资本（），通常情况下选取平均受教育年限刻画该指标更为合理，但受数据获取限制，本文选取每十万人中普通高等学校学生数占比来衡量。普通高等学校的毕业生有很大概率毕业后会留在学校所在城市工作，成为该地区人力资本的重要组成部分，故选取该指标具有合理性。

政府干预（），利用政府一般公共预算支出占GDP比重来表征。

营商环境（），采用实际利用外商投资额占GDP比重来衡量。

创新水平（），采用每万人发明专利授权量来衡量。

产业结构（），采用第二产业和第三产业增加值比重来衡量。

金融发展（），采用年末金融机构人民币各项贷款余额与GDP的比值来衡量。

交通运输（），采用高速公路里程与行政区域土地面积的比值来衡量。

社会就业保障（），采用社会保障和就业支出与地方一般公共预算支出的比值来衡量。

本文采用2008-2019年我国285个地级市的面板数据，数据主要来源于《中国城市统计年鉴》、各省市的统计年鉴和国民经济和社会发展统计公报、CNRDS中国研究数据服务平台及龙信企业数据平台，且个别城市、个别年度的数据缺失采用插值法补全。各变量的描述性统计如下，详见表1。

表1 各变量的描述性统计

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 符号 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| 被解释变量 |  |  |  |  |  |  |
| 城乡发展差距 | *Ugap* | 3,420 | 2.467 | 0.574 | 1.000 | 8.646 |
| 区域发展差距 | *Rgap* | 3,420 | 0.477 | 0.339 | 0.000 | 2.375 |
| 解释变量 |  |  |  |  |  |  |
| 数字产品制造业 | *Decoman* | 3,394 | 11.920 | 2.325 | 2.303 | 17.850 |
| 数字产品服务业 | *DecoSer* | 3,420 | 10.730 | 1.498 | 6.583 | 16.450 |
| 数字技术应用业 | *Decotec* | 3,420 | 11.410 | 2.044 | 5.481 | 18.940 |
| 数字要素驱动业 | *Decoess* | 3,409 | 10.430 | 2.229 | 2.303 | 17.330 |
| 控制变量 |  |  |  |  |  |  |
| 人力资本 | *Edu* | 3,420 | 0.182 | 0.240 | 0.000 | 1.649 |
| 政府干预 | *Gov* | 3,420 | 0.193 | 0.128 | 0.027 | 2.349 |
| 营商环境 | *Envir* | 3,420 | 0.018 | 0.018 | 0.000 | 0.210 |
| 创新水平 | *Innov* | 3,420 | 1.189 | 3.653 | 0.000 | 49.530 |
| 产业结构 | *Indus* | 3,420 | 1.336 | 0.696 | 0.052 | 10.600 |
| 金融发展 | *Fina* | 3,420 | 0.933 | 0.619 | 0.075 | 9.622 |
| 交通运输 | *Traf* | 3,420 | 0.132 | 0.052 | 0.006 | 1.046 |
| 社会就业保障 | *Sec* | 3,269 | 0.033 | 0.050 | 0.000 | 1.393 |

**四、实证结果与分析**

**（一）基准回归分析**

在回归分析前，首先运用方差膨胀因子法进行多重共线性检验，结果显示所有变量的VIF均小于2，远低于经验法则所要求的临界值10，故解释变量间不存在多重共线性问题。且经LSDV和Hausman检验发现，双重固定效应模型估计最为科学。本部分从城乡发展差距和区域发展差距两方面，实证检验数字化产业对协调性均衡发展的影响，且考虑到不同行业类型的作用方式及影响程度存在差异，故将数字化产业划分为数字产品制造业、数字产品服务业、数字技术应用业和数字要素驱动业分别进行实证分析。

**1.数字经济对城乡发展差距的影响**

表2中，模型1-4依次为数字产品制造业、数字产品服务业、数字技术应用业和数字要素驱动业对城乡发展差距的回归结果。结果表明，数字产品制造业、数字要素驱动业对城乡差距具有显著正向影响，数字产品服务业和数字技术应用业对城乡差距具有显著负向影响，即一个地区数字产品制造业、数字要素驱动业发展将会拉大该地区城乡发展差距，而数字产品服务业和数字技术应用业发展则有助于缩小城乡发展差距。这印证了假说1的合理性。

考虑到数字化产业发展对缩小城乡发展差距的直接作用表现为对城乡居民收入增长是否存在影响及作用程度是否存在差异，故进一步探讨数字化产业发展对城乡居民收入的影响。采用居民可支配收入取自然对数（*lnY*）来衡量收入水平，数据来源于各省市统计年鉴。模型5-8分别为数字产品制造业、数字产品服务业、数字技术应用业和数字要素驱动业对城镇居民收入的影响，模型9-10分别为当期和滞后一期的数字产品制造业对农村居民收入的影响，模型11-13分别为其余三类数字化产业对农村居民收入的影响，详见表3。结果表明，数字产品制造业对提高城镇居民收入具有显著的积极作用，相关系数为0.003；而当期数字产品制造业对农村居民收入无显著影响，滞后一期的数字产品制造业有助于提升农村居民收入，相关系数为0.002。由此可知，数字产品制造业对提升农村居民收入的影响存在时间滞后性，且作用程度低于城镇地区，必然会拉大城乡发展差距。原因在于数字产品制造业主要涵盖计算机制造、智能设备制造等行业，作为技术密集型行业，往往布局在城镇地区，其发展红利必然首先惠及城镇居民，再通过吸纳农村劳动力惠及农村居民，故影响路径长且作用程度低。数字产品服务业和数字技术应用业对提升农村居民收入具有显著的正向影响，对城镇居民收入不存在显著性影响，故有助于缩小城乡发展差距。模型8和模型13表明，数字要素驱动业发展会降低城乡居民收入，且对农村居民收入的作用强度要高于城镇居民，最终拉大城乡发展差距。可能的原因是，数字经济会削弱中低技能劳动者的相对收入权（柏培文、张云，2021），特别是以互联网平台为代表的数字要素驱动业发展会在一定程度上减少对中低技能劳动力的需求，就业岗位减少必然会降低居民收入，且受劳动力结构差异影响，对农村居民的影响高于城镇地区。

关于控制变量，营商环境改善（*Envir*）、产业结构优化（*Indus*）以及交通运输改善（*Traf*）均对缩小发展差距具有显著作用。营商环境的改善有助于推动产业由城市向农村地区转移，提升农村居民收入水平，进而缩小城乡发展差距。产业结构的变迁和优化，为农村经济发展提供了更多的新模式和新业态，同样有助于农村居民收入水平提升。交通运输作为支撑经济社会发展的重要“先行官”，其条件改善有助于增强城乡间要素资源流动，为农村地区提供更多发展机会，赋能经济社会发展。关于创新水平（*Innov*），创新往往发生在经济社会较为发达的地区，创新效应必然先惠及城市地区，提升城市居民收入，进而扩大城乡收入差距。至于社会就业保障（*Sec*），当前社保就业资源在城乡间分配仍存在巨大鸿沟，表现为更向城镇地区倾斜，增加社会就业保障会进一步强化这种不平等，拉大城乡发展差距。此外，人力资本水平（*Edu*）、政府干预（*Gov*）及金融发展（*Fina*）对缩小城乡收入差距不具有显著影响。

表2 数字化产业对城乡发展差距影响的估计结果

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 模型1 | 模型2 | 模型3 | 模型4 |
| *Deco* | 0.005\*  (1.72) | -0.139\*\*\*  (-4.51) | -0.035\*  (-1.91) | 0.023\*  (1.91) |
| *Edu* | -0.018  (-0.20) | -0.070  (-0.80) | -0.015  (-0.17) | 0.018  (0.21) |
| *Gov* | -0.027  (-0.40) | -0.053  (-0.74) | -0.052  (-0.66) | -0.054  (-0.68) |
| *Envir* | -1.961\*\*\*  (-2.66) | -1.538\*\*  (-2.29) | -1.883\*\*\*  (-2.65) | -1.966\*\*\*  (-2.63) |
| *Innov* | 0.018\*\*\*  (3.93) | 0.015\*\*\*  (3.73) | 0.016\*\*\*  (3.68) | 0.019\*\*\*  (3.76) |
| *Indus* | -0.070\*\*\*  (-3.55) | -0.067\*\*\*  (-3.56) | -0.074\*\*\*  (-3.78) | -0.074\*\*\*  (-3.70) |
| *Fina* | 0.021  (1.03) | 0.022  (1.15) | 0.019  (0.91) | 0.015  (0.76) |
| *Traf* | -2.257\*\*  (-2.49) | -1.907\*  (-2.29) | -2.247\*\*  (-2.47) | -2.061\*\*  (-2.25) |
| *Sec* | 0.313\*  (1.92) | 0.261  (1.63) | 0.313\*  (1.90) | 0.264  (1.61) |
| *Constant* | 2.856\*\*\*  (42.41) | 4.307\*\*\*  (13.61) | 3.293\*\*\*  (16.72) | 2.740\*\*\*  (24.15) |
| 时间效应 | YES | YES | YES | YES |
| 个体效应 | YES | YES | YES | YES |
| 观测值 | 3238 | 3264 | 3264 | 3255 |
| R2 | 0.431 | 0.450 | 0.436 | 0.434 |

注：括号内为标准误聚类在城市层面的t统计值；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%，5%和10%的水平下显著。以下各表同。

表3 数字化产业对城乡居民收入影响的估计结果

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 城镇居民收入（*lnYU*） | | | |
| 模型5 | 模型6 | 模型7 | 模型8 |
| *Deco* | 0.003\*\*\*  (3.60) | -0.005  (-0.69) | 0.001  (0.19) | -0.010\*\*\*  (-2.72) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES |
| 时间效应 | YES | YES | YES | YES |
| 个体效应 | YES | YES | YES | YES |
| 观测值 | 3238 | 3264 | 3264 | 3255 |
| R2 | 0.967 | 0.967 | 0.967 | 0.968 |

（续）表3 数字化产业对城乡居民收入影响的估计结果

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 农村居民收入（*lnYR*） | | | | |
| 模型9 | 模型10 | 模型11 | 模型12 | 模型13 |
| *Deco* | 0.001  (1.61) |  | 0.036\*\*\*  (3.67) | 0.010\*  (1.73) | -0.015\*\*\*  (-3.60) |
| *L(n).Deco* |  | 0.002\*\*  (2.25) |  |  |  |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES |
| 时间效应 | YES | YES | YES | YES | YES |
| 个体效应 | YES | YES | YES | YES | YES |
| 观测值 | 3238 | 2971 | 3264 | 3264 | 3255 |
| R2 | 0.970 | 0.965 | 0.971 | 0.970 | 0.971 |

**2.数字经济对区域发展差距的影响**

模型14-17依次为数字产品制造业、数字产品服务业、数字技术应用业和数字要素驱动业对区域发展差距的回归结果，详见表4。结果表明，数字技术应用业对区域发展差距具有显著的负向影响，数字要素驱动业对区域发展差距具有显著的正向影响，而数字产品制造业和数字产品服务业对缩小区域差距不具有显著影响。即数字技术应用业发展有助于缩小区域发展差距，而数字要素驱动业会进一步拉大区域发展差距，这与二者对城乡发展差距的作用情况相一致。数字产品服务业主要涵盖数字产品批发、零售、租赁及维修等行业，属于传统批发零售及租赁行业的一部分，且产业规模较小，对区域经济增长及差距缩小的影响较微弱。至于数字产品制造业，各地区所处的经济发展阶段不同及产业结构差异会影响其对区域发展差距的作用情况，导致在全样本层面不存在显著影响。

表4 数字化产业对区域发展差距影响的估计结果

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 模型14 | 模型15 | 模型16 | 模型17 |
| *Deco* | 0.0001  (0.06) | 0.001  (0.03) | -0.026\*\*  (-2.15) | 0.013\*  (1.74) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES |
| 时间效应 | YES | YES | YES | YES |
| 个体效应 | YES | YES | YES | YES |
| 观测值 | 3238 | 3264 | 3264 | 3255 |
| R2 | 0.127 | 0.126 | 0.134 | 0.133 |

**（二）稳健性和内生性检验**

为增强研究结论的可靠性，本部分尝试进行了以下几种稳健性测试：（1）剔除离群值，将12个数字经济重点发展城市[[2]](#footnote-2)剔除后重新进行估计；（2）调整样本期，将样本期间从2008-2019年缩小至2010-2017年；（3）缩尾处理，为避免被解释变量波动较大对回归结果产生影响，对其进行1%、99%缩尾。表5依次呈现数字产品制造业、数字产品服务业、数字技术应用业和数字要素驱动业对城乡发展差距的测试结果，表6依次为数字技术应用业、数字要素驱动业对区域发展差距的测试结果。结果表明与基准回归结果相差无几，结论稳健可靠。关于内生性处理。一般情况下，一个地区的协调性均衡发展对该地区数字化产业发展的影响很小，但依然可能存在遗漏变量导致的内生性问题，因此运用面板工具变量法（IV）来弱化这一内生性问题，使用同年度本省份其他城市数字化产业的均值作为工具变量。该工具变量满足相关性和外生性两个约束条件：与本地区数字经济发展水平相关，但与本地区城乡居民收入差距、区域发展差距水平没有联系。根据表5和表6，在考虑内生性问题后，回归结果与前文结果仍基本保持一致。

表5 稳健性检验和内生性处理（城乡发展差距）

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 剔除离群值 | | | | 调整样本期 | | | |
| *Deco* | 0.005\*  (1.78) | -0.145\*\*\*  (-4.61) | -0.034\*  (-1.81) | 0.024\*  (1.95) | 0.001  (0.40) | -0.137\*\*\*  (-4.04) | -0.041\*\*  (-2.17) | 0.025\*\*  (1.99) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 时间效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 个体效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 观测值 | 3094 | 3120 | 3120 | 3111 | 2156 | 2169 | 2169 | 2166 |
| R2 | 0.433 | 0.453 | 0.437 | 0.436 | 0.392 | 0.410 | 0.399 | 0.398 |

（续）表5 稳健性检验和内生性处理（城乡发展差距）

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 缩尾处理 | | | | 面板工具变量 | | | |
| *Deco* |  | -0.138\*\*\*  (-5.09) | -0.036\*\*  (-2.03) | 0.021\*  (1.80) | -0.653  (-0.55) | -0.435\*\*  (-2.05) | -0.174\*  (-1.89) | 0.109\*  (1.97) |
| *L(n).Deco* | 0.004\*  (1.70) |  |  |  |  |  |  |  |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 时间效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 个体效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 观测值 | 2439 | 3264 | 3264 | 3255 | 3176 | 3202 | 3202 | 3193 |
| R2 | 0.422 | 0.553 | 0.537 | 0.535 | 0.147 | 0.369 | 0.385 | 0.398 |
| 第一阶段F值 |  |  |  |  | 11.725 | 242.147 | 511.434 | 288.41 |

注：面板工具变量括号内为标准误聚类在城市层面的z统计值；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%，5%和10%的水平下显著。

表6 稳健性检验和内生性处理（区域发展差距）

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 剔除离群值 | | 调整样本期 | | 缩尾处理 | | 面板工具变量 | |
| *Deco* | -0.025\*\*  (-2.12) |  | -0.027\*\*  (-2.34) |  | -0.023\*\*  (-1.98) |  | -0.174\*\*  (-1.89) |  |
| *L(n).Deco* |  | 0.012\*  (1.67) |  | 0.014\*  (1.77) |  | 0.016\*\*  (1.77) |  | 0.109\*\*  (1.97) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 时间效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 个体效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 观测值 | 2156 | 2156 | 2280 | 1140 | 3420 | 2850 | 3202 | 3193 |
| R2 | 0.132 | 0.129 | 0.139 | 0.057 | 0.130 | 0.125 | 0.345 | 0.398 |
| 第一阶段F值 |  |  |  |  |  |  | 511.434 | 288.41 |

注：面板工具变量括号内为标准误聚类在城市层面的z统计值；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%，5%和10%的水平下显著。

**（三）区域异质性分析**

上文从全样本层面分析了数字化产业对协调性均衡发展的作用，实证结果表明数字产品制造业会拉大城乡发展差距，而数字要素驱动业对城乡发展差距和区域发展差距均具有正向影响。研究认为各地区所处的经济发展阶段及其数字化产业规模差异导致其对城乡、区域发展差距的影响存在偏差，故将样本按照东、中、西及东北地区[[3]](#footnote-3)划分为四部分，探究不同区域数字产品制造业对城乡区域发展差距、数字要素驱动业对城乡发展差距的影响，详见表7和表8。

根据表7，数字产品制造业对西部、东北地区城乡发展差距具有显著正向影响，对东部和中部地区不具有显著影响。可能的原因是东中部地区数字产品制造业起步早、基础强，数字化和智能化程度较高，对劳动力需求量较少，对提升居民收入的影响较弱，特别是东部地区以服务业为主导的产业结构，导致数字产品制造业对城乡发展差距作用较弱；而西部、东北地区数字产品制造业多布局在城镇地区，会加剧产业集聚，创造更多的就业岗位，拉大城乡发展差距，这在数字产品制造业对城镇、农村居民可支配收入的实证影响中已经得到验证。根据表8，东部地区的数字产品制造业发展有利于缩小区域发展差距，而在其他三大区域均不具有显著影响。原因在于，东部地区基本进入后工业化阶段，其制造业主要集中于高端制造环节，数字产品制造业具有较长的产业链条，其发展有助于带动区域经济整体发展、缩小区域发展差距。至于数字要素驱动业，会进一步拉大中西部地区城乡发展差距，而缩小东北地区城乡发展差距。原因在于东北地区数字要素驱动业尚处于发展初期，主要表现为对传统服务业的“挤出效应”，这一影响主要作用于城镇地区；而中、西部地区的要素驱动业对居民收入的积极效益已经显现，且发展红利首先惠及城镇地区，从而拉大城乡发展差距。2019年，中、西部地区数字要素驱动业在营企业注册资本额分别占全国的20.0%和17.1%，且在本区域数字产业化中分别占10.3%和12.1%，而东北地区两者仅为9.4%和7.2%。

表7 数字化产业对城乡发展差距影响的区域异质性估计结果

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 数字产品制造业 | | | | 数字要素驱动业 | | | |
| 东部  地区 | 中部  地区 | 西部  地区 | 东北  地区 | 东部  地区 | 中部  地区 | 西部  地区 | 东北  地区 |
| *Deco* | -0.0002  (-0.06) | -0.003  (-0.55) | 0.014\*\*\*  (2.99) | 0.009\*  (1.70) | -0.034  (-1.50) | 0.043\*\*\*  (2.71) | 0.063\*\*  (2.29) | -0.059\*\*\*  (-3.44) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 时间效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 个体效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 观测值 | 997 | 918 | 916 | 407 | 997 | 918 | 936 | 404 |
| R2 | 0.659 | 0.563 | 0.412 | 0.371 | 0.654 | 0.573 | 0.428 | 0.383 |

表8 数字产品制造业对区域发展差距影响的区域异质性估计结果

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 东部地区 | 中部地区 | 西部地区 | 东北地区 |
| *Deco* | -0.006\*  (-1.88) | -0.001  (-0.69) | 0.002  (1.31) | -0.007  (-1.58) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES |
| 时间效应 | YES | YES | YES | YES |
| 个体效应 | YES | YES | YES | YES |
| 观测值 | 997 | 918 | 916 | 407 |
| R2 | 0.222 | 0.225 | 0.220 | 0.541 |

**（四）作用机制检验**

基于前文分析，数字化产业可通过产业集聚效应、创新扩散效应影响协调性均衡发展，本部分主要对上述作用机制进行实证检验。考虑到区位熵在地区产业专业化程度等方面具有良好的测算优势，故选取制造业区位熵（*Lq*）[[4]](#footnote-4)来衡量产业集聚水平。通常情况下，一个地区技术推广及应用服务业规模越大、发展水平越高，该地区创新技术和成果扩散能力越强，故选取各地区科技推广及应用服务业在营企业注册资本额取自然对数来衡量创新技术和成果扩散水平（）。参考江艇（2022）对中介效应分析的操作建议，机制检验主要侧重于对识别作用渠道和中介变量作用分析进行实证。

由于产业集聚和扩散效应主要影响区域协调发展，故主要探讨数字化产业中数字产品制造业和数字要素驱动业对区域发展差距的影响。模型18和模型19分别为滞后一期的数字产品制造业、当期数字要素驱动业对产业集聚的影响，结果表明一个地区的数字产品制造业、数字要素驱动业发展均会加剧该地区的产业集聚。模型20为产业集聚对区域发展差距的影响，模型21和模型22分别为*Lq>1*（即处于发展优势的地区）与*Lq<1*时（即处于发展劣势的地区）产业集聚对区域发展差距的影响，详见表9。结果表明，在具有发展优势的地区，产业集聚必然会进一步拉大该地区的发展差距，此时数字产品制造业、数字要素驱动业发展均会通过加剧产业集聚拉大区域发展差距；而处于发展劣势的地区，产业在该地区集聚有助于缩小发展差距，此时，数字产品制造业、数字要素驱动业发展均会通过加剧产业集聚促进该地区经济发展，进而缩小区域发展差距。这也验证了前文区域异质性分析中东部地区数字制造业发展有助于缩小区域发展差距结论的合理性。

关于创新扩散效应，数字化产业特别是数字技术应用业、数字要素驱动业发展有助于推动创新扩散，而创新扩散有助于充分发挥知识和关键技术溢出效应，提升边缘地区的创新能力，推动经济社会发展，缩小城乡区域发展差距。模型23和模型24分别反映数字技术应用业、数字要素驱动业对创新扩散的估计结果；模型25反映了创新技术扩散对城乡发展差距的估计结果；模型26反映了创新技术扩散对区域发展差距的估计结果，模型27和28分别反映当经济离差值大于0、小于0时，创新技术扩散对区域发展差距的估计结果，详见续表9。结果表明，数字技术应用业和数字要素驱动业发展均对推动创新技术及成果扩散具有显著的正向影响，创新技术及成果扩散有助于缩小城乡发展差距；至于区域发展差距，在经济发展水平低于区域平均值的地区，创新技术及成果扩散有助于缩小城乡发展差距，而在经济发展水平高于区域平均值的地区则不具有显著影响。总而言之，数字技术应用业和数字要素驱动业发展能够通过推动创新技术及成果扩散缩小城乡发展差距；在经济发展低于区域平均水平的地区，数字技术应用业和数字要素驱动业发展能够通过推动创新技术及成果扩散缩小区域发展差距。上述检验结果验证了假说2的合理性。

表9 机制检验结果

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 制造业区位熵（*Lq*） | | 区域发展差距（*Rgap*） | | |
| 模型18 | 模型19 | 模型20 | 模型21 | 模型22 |
| *Deco* |  | 0.019\*\*  (1.97) |  |  |  |
| *L.Deco* | 0.003\*  (1.76) |  |  |  |  |
| *Lq* |  |  | -0.072\*\*  (-2.36) | 0.082\*\*  (2.03) | -0.170\*\*\*  (-4.25) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES |
| 时间效应 | YES | YES | YES | YES | YES |
| 个体效应 | YES | YES | YES | YES | YES |
| R2 | 0.138 | 0.153 | 0.133 | 0.312 | 0.164 |

（续）表9 机制检验结果

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 创新扩散  （*Innov\_diff*） | | 城乡发展差距  （*Ugap*） | 区域发展差距  （*Rgap*） | | |
| 模型23 | 模型24 | 模型25 | 模型26 | 模型27 | 模型28 |
| *Deco* | 0.123\*\*  (2.28) | 0.099\*\*\*  (3.36) |  |  |  |  |
| *Innov\_diff* |  |  | -0.066\*\*\*  (-3.75) | -0.003  (-0.28) | 0.009  (0.56) | -0.027\*\*\*  (-3.49) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 时间效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 个体效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| R2 | 0.870 | 0.871 | 0.445 | 0.126 | 0.386 | 0.402 |

**（五）非线性效应分析**

本部分主要检验数字产品制造业、数字要素驱动业对发展差距（包括城乡差距和区域差距）的作用是否会受经济发展水平影响而存在非线性趋势。为克服人为划分样本区间造成的主观偏差，本文采用门槛回归技术进行实证检验。在估计门槛模型前，本文基于Hanson（1999）的方法进行面板门槛存在性检验，结果发现门槛变量经济发展水平（Eco）通过了双重门槛检验，详见表10。采用稳健标准差检验估计面板门槛模型，在一定程度上克服了异方差的不良影响，估计结果见表11。

根据表11，对于城乡发展差距（*Ugap*），当人均GDP<14967时，数字产品制造业的系数为0.029且显著，当人均GDP位于[14967,25719)区间内时，在显著性为5%的水平下，其系数为0.005，当人均GDP≥25719时，在显著性为1%的水平下，其系数为-0.019；对于区域发展差距（*Rgap*），门槛值虽略有变化，但数字产品制造业的相关性及系数基本保持一致。因此，当一个地区经济发展水平较低时，数字产品制造业发展会进一步拉大发展差距，但这种作用会不断减弱；当经济发展达到一定水平后，数字产品制造业发展会有助于缩小发展差距，推动协调性均衡发展。这在一定程度上验证了前文异质性分析中西部、东北地区数字制造业发展会拉大城乡发展差距及东部地区数字制造业发展有助于缩小区域发展差距结论的合理性。至于数字要素驱动业，当人均GDP<12982时，对城乡发展差距影响不显著；当人均GDP位于[12982,25719)区间内时，其系数为-0.039且显著；当人均GDP≥25719时，在显著性为1%的水平下，其系数为-0.064。结果表明，数字要素驱动业发展有助于缩小城乡发展差距，但需要基于较好的经济发展基础之上。当人均GDP<10171时，在显著性为1%的水平下，数字要素驱动业对区域发展差距存在正向影响，且系数为0.036；当人均GDP位于[10171,19566)区间内时，其系数为0.014且显著；当人均GDP≥19566时，对区域发展差距不存在显著影响。结果表明，在经济发展水平较低时，数字要素驱动业发展会进一步拉大区域发展差距，随着经济发展水平提升，对于区域发展差距的影响会逐步减弱。综上分析，印证了假说3的合理性。

表10 门槛效应存在性检验及门槛估计值

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 被解释变量 | 解释变量 | 检验 | 模型 | 估计值 | F值 | P值 | BS次数 |
| 城乡发展  差距 | 数字产品制造业 | *Eco*门槛 | 双重门槛 | 14967 | 601.24 | 0.000 | 300 |
| 25719 | 196.40 | 0.000 | 300 |
| 数字要素驱动业 | *Eco*门槛 | 双重门槛 | 12982 | 339.03 | 0.000 | 300 |
| 25719 | 239.41 | 0.000 | 300 |
| 区域发展  差距 | 数字产品制造业 | *Eco*门槛 | 双重门槛 | 10171 | 194.82 | 0.000 | 300 |
| 19566 | 83.19 | 0.000 | 300 |
| 数字要素驱动业 | *Eco*门槛 | 双重门槛 | 10171 | 212.34 | 0.000 | 300 |
| 19566 | 100.40 | 0.000 | 300 |

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1％、5％和10%的显著水平上拒绝原假设。

表11 面板门槛模型回归结果

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 门槛 | 城乡发展差距（*Ugap*） | | 区域发展差距（*Rgap*） | |
| 数字产品制造业 | 数字要素驱动业 | 数字产品制造业 | 数字要素驱动业 |
| *int\_1* | 0.029\*\*\*  (10.41) | 0.0007  (0.12) | 0.022\*\*\*  (10.47) | 0.036\*\*\*  (10.48) |
| *int\_2* | 0.005\*\*  (2.02) | -0.039\*\*\*  (-8.32) | 0.005\*\*\*  (4.31) | 0.014\*\*\*  (5.34) |
| *int\_3* | -0.019\*\*\*  (-8.65) | -0.064\*\*\*  (-15.98) | -0.003\*\*  (-2.32) | 0.002  (0.80) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES |
| R2 | 0.334 | 0.398 | 0.124 | 0.137 |

**五、结论与政策启示**

本文研究了数字经济对协调性均衡发展的影响及作用机制。研究发现：（1）数字产品制造业发展对城乡发展差距具有显著的正向影响，即会拉大城乡发展差距，这一作用主要发生在西部和东北地区；整体上看，数字产品制造业对区域发展差距不具有显著影响，分区域看，则有助于缩小东部地区的区域发展差距。（2）数字产品服务业发展有助于缩小城乡发展差距，对区域发展差距不具有显著影响；数字技术应用业发展有助于缩小城乡发展差距和区域发展差距、推动协调性均衡发展；而数字要素驱动业发展则会拉大城乡发展差距和区域发展差距、加剧发展不平衡问题。（3）当一个地区具有发展优势时，数字产品制造业、数字要素驱动业发展会通过加剧产业集聚，进一步拉大该地区发展差距；反之，数字产品制造业和数字要素驱动业发展会通过加剧产业集聚，缩小区域发展差距。（4）数字技术应用业和数字要素驱动业发展能够通过推动创新技术及成果扩散缩小城乡发展差距；在经济发展低于区域平均水平的地区，数字技术应用业和数字要素驱动业发展能够通过推动创新技术及成果扩散缩小区域发展差距。（5）当一个地区经济发展水平较低时，数字产品制造业发展会进一步拉大发展差距，但这种作用会不断减弱；当经济发展达到一定水平后，数字产品制造业发展会有助于缩小发展差距，推动协调性均衡发展；在经济发展水平较低时，数字要素驱动业发展会进一步拉大区域发展差距，随着经济发展水平提升，对于区域发展差距的影响会逐步减弱。

基于上述结论，本文认为要深化数字技术与实体经济的融合发展，推动数字化产业发展，因“地”制宜、因“业”制宜充分发挥数字化产业在解决发展不平衡问题中的重要作用。提出如下政策启示：（1）要加快产业数字化转型，推动传统产业升级和效率提升，基于资源禀赋和产业发展优势，主动挖掘和培育数字技术多样化应用场景，推动形成数字化产业新业态、新模式；发挥数字经济在不同产业部门、不同区域间的连接作用，构建产业协同机制及资源要素联动机制，助力协调性均衡发展。（2）推动新型基础设施均衡化建设，通过新基建的全面布局拓展数字化产业发展空间，助力提升欠发达地区居民的数字素养和数字技能。推动新基建向三四线城市、农村乡镇地区延伸，加强数字乡村建设，促进欠发达地区产业数字化转型；加强信息网络运转强度，以信息流带动技术流、资金流、人才流的协同，通过万物互联优化区域间的资源配置效率。（3）不同区域数字化产业发展应各有侧重，东部地区要大力提升数字技术创新应用水平，打造我国数字经济创新高地；中西部地区在释放数字新基建红利的同时，要深化数字技术与实体经济特别是资源密集型产业的融合发展，发挥“后发优势”，加快赶超步伐。同时，要携手打通数字经济发展“阻点”，以畅通国内数字经济发展的循环路径。

**参考文献：**

柏培文 张云，2021：《数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益》，《经济研究》第5期。

蔡跃洲，2018：《数字经济的增加值及贡献度测算：历史沿革、理论基础与方法框架》，《求是学刊》第5期。

陈晓东 杨晓霞，2021：《数字经济发展对产业结构升级的影响——基于灰关联熵与耗散结构理论的研究》，《改革》第3期。

陈晓红 李杨扬 宋丽洁 汪阳洁，2022：《数字经济理论体系与研究展望》，《管理世界》第2期。

戴翔 杨双至，2022：《数字赋能、数字投入来源与制造业绿色化转型》，《中国工业经济》第9期。

丁志帆，2020：《信息消费驱动下的传统产业变革：基本内涵与内在机制》，《经济学家》第3期。

樊轶侠 徐昊 马丽君，2022：《数字经济影响城乡居民收入差距的特征与机制》，《中国软科学》第6期。

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》，《经济学家》第2期。

江艇，2022：《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》，《中国工业经济》第5期。

刘翠花，2022：《数字经济对产业结构升级和创业增长的影响》，《中国人口科学》第2期。

刘欢，2020：《工业智能化如何影响城乡收入差距——来自农业转移劳动力就业视角的解释》，《中国农村经济》第5期。

刘培林 钱滔 黄先海 董雪兵，2021：《共同富裕的内涵、实现路径与测度方法》，《管理世界》第8期。

刘淑春，2019：《中国数字经济高质量发展的靶向路径与政策供给》，《经济学家》第6期。

孟越男 徐长乐，2020：《区域协调性均衡发展理论及我国实践》，《甘肃社会科学》第4期。

倪鹏飞 刘伟 黄斯赫，2014：《证券市场、资本空间配置与区域经济协调发展——基于空间经济学的研究视角》，《经济研究》第5期。

邱海平，2016：《共同富裕的科学内涵与实现途径》，《政治经济学评论》第4期。

万晓榆 罗焱卿，2022：《数字经济发展水平测度及其对全要素生产率的影响效应》，《改革》第1期。

徐伟呈 周田 郑雪梅.2022：《数字经济如何赋能产业结构优化升级——基于ICT对三大产业全要素生产率贡献的视角》，《中国软科学》第9期。

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》，《中国工业经济》第5期。

许竹青 郑风田 陈洁，2013：《“数字鸿沟”还是“信息红利”？信息的有效供给与农民的销售价格——一个微观角度的实证研究》，《经济学（季刊）》第4期。

杨宜勇 王明姬，2021：《更高水平的共同富裕的标准及实现路径》，《人民论坛》第23期。

张金林 董小凡 李健，2022：《数字普惠金融能否推进共同富裕？——基于微观家庭数据的经验研》，《财经研究》第7期。

张晓晶，2021：《金融发展与共同富裕：一个研究框架》，《经济学动态》第12期。

张英浩 汪明峰 刘婷婷，2022：《数字经济对中国经济高质量发展的空间效应与影响路径》，《地理研究》第7期。

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》，《管理世界》第10期。

Hansen, B E.(1999), “Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference”, *Journal of Econometrics* 93(2):345-368.

1. 叶堂林，首都经济贸易大学城市经济与公共管理学院、特大城市经济社会发展研究院，邮政编码：100070，电子邮箱：[yetanglin@163.com](mailto:yetanglin@163.com)；王雪莹（通讯作者），首都经济贸易大学城市经济与公共管理学院，邮政编码：100070，电子邮箱：[wangxueying.165@163.com](mailto:wangxueying.165@163.com)。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，感谢刘安国、毛琦梁老师的修改建议，文责自负。 [↑](#footnote-ref-1)
2. 12个数字经济重点发展城市，包括北京、天津、上海、宁波、杭州、成都、重庆、南京、深圳、广州、武汉、青岛。 [↑](#footnote-ref-2)
3. 东部地区，包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、山东、福建、广东、海南共10省（市）、87市；中部地区，包括山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南共6省、80市；西部地区，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、新疆共12省（区、市）、84市；东北地区，包括辽宁、吉林和黑龙江共3省、34市。 [↑](#footnote-ref-3)
4. 区位熵的计算公式为，其中，表示城市，表示时间；表示第个城市在第年的制造业就业人数，表示第个城市在第年的全行业就业人数，表示所有城市制造业就业总人数，表示所有城市全行业就业总人数。 [↑](#footnote-ref-4)