

# 数字经济是否促进了中国的城乡融合

——基于中介效应模型与空间杜宾模型的检验

尹庆民, 王 寻

(河海大学 商学院, 南京 211100)

**摘要:** 城乡融合是破解社会主要矛盾、实现高质量发展的必由之路, 蓬勃发展的数字经济为城乡融合提供了新动能。本文测度了2011—2020年中国30个省市(因数据缺失, 不包括西藏和港澳台地区)的城乡融合和数字经济发展指数, 在分析数字经济对城乡融合影响机理基础上运用中介效应模型和空间杜宾固定效应模型来检验数字经济对城乡融合的影响。结果表明: 数字经济对城乡融合产生显著的正向影响, 并通过改善资本要素错配和数据要素错配对城乡融合形成间接促进效应。最后, 空间杜宾固定效应模型发现数字经济对城乡融合的积极性影响存在空间溢出和区域异质性的特点。因此, 应推动数字技术在农业、医疗、教育、电商等领域的应用, 加强资源共享, 构建数字经济普惠格局, 打破城乡分割的“藩篱”, 助推区域协调, 最终实现城乡融合。

**关键词:** 城乡融合; 数字经济; 要素错配; 杜宾模型; 中介效应

**中图分类号:** F49; F292; F323 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2022)11—0114—14

## 一、引言

城乡融合是指以要素在城乡间自由流动和资源公平共享为基础, 城乡在经济、人文、社会、空间及生态多维度上良性互动、协调互促、共同繁荣的城乡关系(周佳宁等, 2019)。新时代背景下, 促进城乡融合是缓解社会主要矛盾、实现高质量发展的必由之路, 是国家现代化的重要标志。

现阶段我国社会存在的不平衡不充分的发展之间的矛盾其实是城乡关系的不平衡和乡村发展的不充分, 如果不推进城乡融合发展, 城镇化的虹吸效应会让乡村衰落加剧。2022年中央“一号文件”明确指出要重构城乡关系、建立健全顺应城乡融合的发展体制机制和政策体系。随着数字化时代的到来, 数字经济势必会通过数字化重塑经济活动、转化经济社会结构来影响城乡关系的多维互动。《中国数字经济发展白皮书(2021)》数据显示, 2020年中国数字经济规模达到39.2万亿元, 占GDP比重达38.6%, 整体规模位居全球第二。发展迅猛的数字经济正在通过新技术、新业态和新模式改善资源错配程度赋能城乡关系融合发展。

数字经济时代下, 要素需求与供给侧通过大数据分析实现精准智能匹配, 修正要素错配并持续促进资源要素在城乡间的双向流动, 而要素错配的改善使得生产力和生产关系得到重构和优化, 使城乡在产业、社会、空间、生态、治理等维度上不断融合, 激发城乡融合发展的内生动力, 这表明数字经济对于解决当前城乡发展不均衡具有深远的现实意义。鉴于数字经济影响的普遍性和城乡关系对中国高质量发展的重要性, 将数字经济与城乡融合发展相联分析数字经济对城乡融合发展的影响就具有重要的实践意义。

2016年G20峰会上对数字经济做出如下定义: 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的重要推动力的一系列经济活动。新熊彼特主义代表人物佩蕾丝(2007)提出了“技术-经济”范式: 每一次技术革命都会导致整个经济“质变”并伴随长期高潮, 诱发社会结构的深刻变革, 为城乡关系带来新变化。那么, 数字经济是否促进了城乡融合? 若该效应得到证实, 这种影响是通过何种渠道产生的? 数字经济对城乡融合的作用在区域空间维度上是否存在差异? 要回答以上问题, 就要基于中国数字经济和城乡融合发展的现实背景进行实证研究, 这也为本文提供了边际贡献的机会。

## 二、文献回顾

城乡融合是经济、人文、社会、空间及生态等方面的多维融合、有机联系和共生共存。数字经济业已渗透

收稿日期: 2022-08-31

作者简介: 尹庆民, 工商管理专业博士, 河海大学商学院副教授, 硕士研究生导师, 研究方向: 区域经济、能源与环境经济; 王寻, 河海大学商学院硕士研究生, 研究方向: 区域经济、数字经济。

进实体经济,融合资源要素、联动城乡。数字经济与城乡融合关系的研究尚是一个新领域,也是一个独具中国特色的发展路径。在数字经济背景下,已有学者在研究城乡关系时纳入了数字化因素。

数字经济的发展使得地域与区位的差异和界限变得模糊,城乡经济主体可以以低成本更便捷地获取生产组织、市场交易的信息(高帆,2021),从而扩展城乡经济主体开展经济活动的约束条件和选择权,使城乡居民获得均等的机会和权利。理论研究上,杨梦洁(2021)、谢璐和韩文龙(2022)等人梳理了数字经济、数字技术助力城乡融合发展的理论逻辑,认为数字经济助力城乡均衡发展的路径是数字化赋能社会再生产环节。樊轶侠(2021)从财政政策视角出发,提出了数字经济形态下应该开展“城乡数字化融合”试点示范区来带动城乡融合。鲁桑和庄晋财(2022)认为数字金融应用场景越广泛,数字化便捷程度越高,对乡村创业的赋能成效就越显著。实证分析上,已有研究主要展开了数字经济或数字技术对城乡融合单一维度的影响作用。从城乡“经济”融合角度看,数字经济不断与实体经济融合,推进了产业数字化、数字产业化。彭瑞梅和刑小强(2019)研究表明数字技术使低收入人群打破资源束缚、信息隔离和能力约束,促进了包容性创业进而缩小了城乡收入差距。魏君英等(2022)发现数字经济通过提高消费信贷便利性缩小了城乡消费差距。从城乡“人”和“空间”的融合角度看,田鸽和张勋(2022)研究发现数字经济引致的消费互联网带动了乡村低技能劳动力向低技能偏向的数字化非农就业,从而缩小了城乡就业结构差距。杨瑞等(2022)通过实证探究得出数字经济通过发挥集聚创新要素的优势从而积极促进了新型城镇化,使城乡在人口分布、社会保障和发展空间上达成优化匹配。从城乡“社会”和“生态”的融合角度看,数字经济借助大数据、云计算等数字技术深度分析城乡在教育、治理、医疗、交通、养老、污染防治等公共服务上的不平等数据,有助于改善政府公共服务,进行高效率的转移支付(彭锦和李彦龙,2022),从而促进城乡居民在公共服务上的均等、共享。可见数字经济以红利共享、技术扩散和转移及设施硬件协同等方式逆向推动资金、劳动、科技、公共服务要素在城乡间的空间、经济、社会和生态维度中的加速流转,从而达成城乡间万物互联、互补互促的协同发展模式。

但也有研究表明,数字经济的发展不利于城乡融合。数字技术、应用型数字经济等都表现出“城市偏好”的非均衡发展态势,产生了“数字鸿沟”。由于“数字鸿沟”的存在,农村精英流失,大量劳动人口进入城市,工资水平虽然得到提升,但城乡互联网普及水平差异的事实加剧了城乡收入差距(贺娅萍和徐康宁,2019)。数字金融导致了面临数字劣势的贫困居民失业概率的提升,加剧了多维贫困(何宗樾等,2019),不利于城乡的经济融合。一些受教育程度低的农村人口尤其是中老年人因为数字使用素养鸿沟的巨大障碍,在网络空间参与社会文化生活、乡村治理等观点上形成代际文化消费落差(何铨和张湘笛,2017),扩大了城乡的文化融合裂缝。

综上所述,已有关于数字经济和城乡融合的相关文献为研究提供了价值借鉴,同时也存在两点不足:相关研究多基于城乡融合的某一维度如城乡经济融合领域展开探讨,如探究数字经济对城乡收入差距、城乡消费差距的影响效应,缺乏全局性和系统性的研究视角,忽视了城乡融合的多维内涵。同时令人遗憾的是当前已有的相关研究多对研究数字经济和城乡融合单独展开研究,未考虑二者的相关性和作用机制,仅有的少数探究数字经济对城乡融合影响的研究也以定性分析为主,就数字经济是否助推城乡融合发展的实证研究极为缺乏。本文的边际贡献在于:第一,从系统论、空间区域发展视角较为全面地同时测度城乡融合和数字经济的发展水平,以便能够从更加细微的角度来探究二者的时空演化特征;第二,以往研究城乡融合多以乡村振兴作为基点进行理论阐释,忽视数字经济影响的普遍性对城乡融合的驱动作用,本文创新性地基于数字经济和城乡融合的多维内涵来实证探析数字经济对城乡融合的影响关系和中介传导机制;第三,本文除了纳入资本、劳动传统资源作为要素配置指标外,还引入了数字经济发展特有的数据要素作为要素配置指标,以期更全面、充分地探讨资源要素配置作为中介变量的影响。

### 三、理论分析与研究假设

城乡融合是涵盖多主体、多层次、多领域的系统耦合过程,数字经济的跨时空信息实时交互和共享、与实体经济的有效融合及对社会再生产的数字化赋能有效破除了城乡经济活动的空间限制,促进城乡功能互补、机会均等和共同增长,同时也可能由于数字鸿沟的存在,进一步加剧城乡差距。因此,本文提出如下研究假设。

假设 H1a:数字经济对中国城乡融合发展存在正向影响;

假设 H1b:由于数字鸿沟的出现,数字经济可能对中国城乡融合发展不存在显著的正向影响。

数字经济除凭借自身特质对城乡融合产生直接影响外,还将通过影响要素错配对城乡融合产生间接影响。同时,鉴于数字技术的“梅特卡夫”定律,即信息网络价值的增长速度是结点数目的平方项,表现出数字网络溢出边际效应的递增特性。因此数字经济对城乡融合可能存在空间溢出效应。这里将从要素错配的中介作用机制和空间溢出效应两个方面探讨数字经济对城乡融合的影响。

### (一)要素错配中介效应机制解析

“要素错配”是指资源配置未达到最优状态(陈永伟和胡伟民,2011)。信息经济学认为,在农业和工业经济形态下,由于信息不对称、地区制度差异和有限理性,使得微观经济主体对市场信息的认知有限,产生了资源要素配置扭曲,难以实现帕累托最优(Klenow,2009)。同时乡村人口向城市大规模迁移,劳动力、资本等要素都形成了“城市偏好”流动,进一步恶化了城乡关系,阻碍了城乡融合。从理论上讲,数字经济的信息透明和媒介整合优势对要素错配可能带来积极的改善效应。而劳动、资本、数据等要素在城乡之间的有效配置和流动将改变长期形成的城乡二元格局沉痾,重构并优化生产力和生产关系,使城乡在产业、社会、空间、生态、治理等维度上不断融合。基于此,本文从要素错配层面出发,解析劳动要素错配、资本要素错配和数据要素错配对我国城乡融合的中介效应。

第一,数字经济通过提升信息透明度来修正要素错配。数字经济的渗透性、替代性和协同性(蔡跃洲,2018)及大数据、云计算等数字技术的驱动提升了市场信息透明度,使传统的资源要素配置边界不断扩充延展。基于网络平台的信息透明化作用,劳动力、资本、土地、科技、数据等生产要素的供需双方可以迅速达成精准匹配意向(武宵旭和任保平,2022),打通要素配置“信息孤岛”并减少了搜寻成本(王玉和张占斌,2021)。要素在地区间、城乡间形成一体的、自由的和双向的要素配置市场,要素错配程度得到修正,而要素错配的改善可以使生产力和生产关系得到进一步优化和重构,拓展要素自由选择城乡流动的选择权边界,激发城乡融合发展的内生动力,改变城乡二元格局沉痾,变城乡“剪刀差”模式为城乡融合发展模式。要素的自由流动使城乡产业不断融合、生产组织方式更加多元,产生“数字红利”,缩小城乡收入差距。

第二,数字经济为供需双方提供了高效的对接媒介。数字经济整合了生产、消费、流通和分配等环节的要素信息,通过信息挖掘、信息共享与信息利用为要素供需双方提供对接服务。通过数字经济这一媒介平台,要素供需双方修正了由于时空错位所产生的额外成本,更拓宽了信息搜集与整合的广度和深度,实现要素配置的集约高效和最优流动。尤其是直播电商和数字普惠金融作为对接媒介为乡村创新创业(宋林和何洋,2021)提供了要素流动支撑和资金支持。科学技术、资本回流农村开展的生态旅游、休闲养老等农村非农产业也在一定程度上促进了城乡的经济面融合和生态面融合。具备数据要素处理知识和技能的劳动者进一步改造现代农业,形成“数字农业”,创造出更多的社会财富,剩余劳动资源则流向城乡其他产业部门,工农互促、城乡互补,同时数字技术的渗透性功能会不断提高社会的劳动生产率(Oliner et al,2000)和价值流通速度,加快社会再生产过程,促进城乡的空间融合和人的融合。

综合以上分析,本文分别提出:

假设 H2a:数字经济可以通过改善劳动要素错配来对中国城乡融合产生正向影响;

假设 H2b:数字经济可以通过改善资本要素错配来对中国城乡融合产生正向影响;

假设 H2c:数字经济可以通过改善数据要素错配来对中国城乡融合产生正向影响。

### (二)数字经济对城乡融合的空间溢出效应

数字经济呈现的重要特征之一是信息传递的高效性缩减了时空距离,打破了地理界限,增强了城市和农村活动关联的深度和广度。国外学者 Yilmaz et al(2010)以美国 48 个州为样本,检验了信息化带来的空间溢出效应。国内学者王伟和李天籽(2018)基于中国数字经济发展背景研究同样得出了互联网具有空间溢出效应的结论。数字技术能够实现资源的跨区域流动配置并产生空间溢出影响(韩长根和张力,2019),在要素“强联系”和“强流动”的趋势下,数字经济对城乡融合的影响理应在空间上表现出溢出效应

基于此,本文提出:

假设 H3:数字经济可通过空间溢出效应作用于邻近地区的城乡融合发展。

## 四、模型构建与变量选取

### (一)模型构建

首先,针对数字经济(digital economy, DE)对城乡融合(urban-rural integration, URI)的直接影响传导机制

构建如式(1)基本模型来检验上述研究假设。

$$URI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DE_{i,t} + \sum_k \alpha_k Control_{i,t} + \delta_i + \eta_t + \xi_{i,t} \quad (1)$$

其中:被解释变量  $URI_{i,t}$  为测算的城乡融合发展水平;核心解释变量  $DE_{i,t}$  为测算的数字经济发展综合指数;  $Control_{i,t}$  为一系列控制变量;  $\alpha$  为待估参数;  $\delta_i$  和  $\eta_t$  分别为个体和时间效应;  $\xi_{i,t}$  为随机扰动项。

其次,针对数字经济通过改善要素错配进而影响城乡融合的作用机制,本文建立回归模型来检验要素错配是否为二者间的中介变量。具体检验步骤为:在回归模型(1)中数字经济发展指数  $DE$  对于城乡融合  $URI$  的回归系数  $\alpha_1$  通过显著性检验基础之上,分别构建对于中介变量要素错配水平的线性回归方程,以及  $DE$  与中介变量要素错配水平对  $URI$  的回归方程。以上回归模型的构建如下:

$$\tau_{Lit} = \beta_0 + \beta_1 DE_{i,t} + \sum_k \beta_k Control_{i,t} + \delta_i + \eta_t + \xi_{i,t} \quad (2)$$

$$\tau_{Kit} = \lambda_0 + \lambda_1 DE_{i,t} + \sum_k \lambda_k Control_{i,t} + \delta_i + \eta_t + \xi_{i,t} \quad (3)$$

$$\tau_{Dit} = \theta_0 + \theta_1 DE_{i,t} + \sum_k \theta_k Control_{i,t} + \delta_i + \eta_t + \xi_{i,t} \quad (4)$$

$$URI_{i,t} = \omega_0 + \omega_1 DE_{i,t} + \omega_2 \tau_{Lit} + \omega_3 \tau_{Kit} + \omega_4 \tau_{Dit} + \sum_k \omega_k Control_{i,t} + \delta_i + \eta_t + \xi_{i,t} \quad (5)$$

其中:  $\tau_{Lit}$ 、 $\tau_{Kit}$  和  $\tau_{Dit}$  分别为劳动要素错配指数、资本要素错配指数和数据要素错配指数;  $L$ 、 $K$  和  $D$  分别为劳动、资本和数据要素;  $\beta$ 、 $\lambda$  和  $\theta$  为解释变量数字经济发展综合指数对中介变量要素错配的估计系数;  $\omega$  为控制解释变量数字经济发展综合指数的影响后,中介变量要素错配对城乡融合的效应。通过式(2)~式(4)考察数字经济对要素错配的影响;若  $\beta_1$ 、 $\lambda_1$ 、 $\theta_1$  通过显著性检验,则将  $\tau_{Lit}$ 、 $\tau_{Kit}$ 、 $\tau_{Dit}$  纳入式(5)进行中介效应估计;若  $\omega_1$ 、 $\omega_2$ 、 $\omega_3$  和  $\omega_4$  均通过显著性检验,表明数字经济与城乡融合发展间的中介机制存在。其中,  $DE$  对  $URI$  的直接效应为  $\omega_1$ , 占比  $\omega_1/\alpha_1$ ; 劳动要素错配  $\tau_{Lit}$  改善中介效应占比为  $\beta_1 \omega_2/\alpha_1$ ; 资本要素错配  $\tau_{Kit}$  改善中介效应占比为  $\lambda_1 \omega_3/\alpha_1$ ; 数据要素错配  $\tau_{Dit}$  改善中介效应占比为  $\theta_1 \omega_4/\alpha_1$ 。

最后,为进一步分析数字经济对城乡融合发展的空间溢出效应,根据检验及显著性结果,空间面板计量模型应包括被解释变量和解释变量的空间交互项,即构建空间杜宾模型(spatial Dubin model, SDM)。本文在式(1)的基础上引入数字经济、城乡融合及所有控制变量的空间交互项,拓展为空间面板计量模型:

$$URI_{i,t} = \alpha_0 + \rho W \times URI_{i,t} + \phi_1 W \times DE_{i,t} + \alpha_1 DE_{i,t} + \phi_k W \times Control_{i,t} + \alpha_k Control_{i,t} + \delta_i + \eta_t + \xi_{i,t} \quad (6)$$

其中:  $\rho$  为空间自回归系数;  $W$  为空间权重矩阵,本文采用地理距离矩阵进行回归;  $\phi_1$  和  $\phi_k$  为数字经济及控制变量空间交互项的弹性系数。

## (二)变量说明

### 1. 被解释变量

城乡融合水平( $URI$ ):关于城乡融合水平的测度,国外学者的定量评价不多,主要以城乡农业发展(Boudet et al, 2019)、城乡人均消费支出(Azam, 2019)、城乡教育差距(Anlimachie et al, 2020)等单一指标来衡量城乡融合的发展水平。国内关于城乡融合水平的测度近年来成果较多,随着经济的高质量发展和社会矛盾的转化,城乡融合水平的定量评价历经了从单一视角测度如城乡生态环境和谐共生的生态学理论视角(刘玉邦和眭海霞, 2020)和城乡区域空间关联的地理学视角(车冰清等, 2020)到多维视角衡量的变化过程。城乡融合不是经济单一维度上的融合,而是“社会-经济-环境”的三维融合(陆大道, 1995)。在此基础上周佳宁等(2019)进一步拓展了“人口”和“空间”在内的多维城乡融合评价体系。纵观现有研究可以看出城乡内涵的演变逐渐由单一走向多元,基于当前的新发展理念和高质量发展内涵,本文借鉴相关研究并结合本文的研究重点,构建了“人口-经济-空间-社会-生态”的五维城乡融合评价体系,更加符合当前经济发展阶段城乡居民对融合的价值认同,指标构建体系见表1。

### 2. 解释变量

数字经济发展指数( $DE$ ):在已有的研究文献中,有单一地使用互联网覆盖率指标衡量数字经济(Fha和Maz, 2020),也有从数字化接入、装备、平台、应用等多视角来测度数字经济(周青等, 2020),尚未对如何衡量数字经济形成一致意见,本文依据当前数字经济发展的趋势和对数字经济认识的新态势,基于数据的可得性、可比性和前瞻性原则,参考王军等(2021)的做法构建数字经济发展评价指标体系,具体指标见表2。

表 1 城乡融合五维评价体系

目标	准则层	指标层	指标说明	指标属性	指标权重
城乡融合水平	人的融合	非农与农业从业人员比重	第二、三产业从业人员数/第一产业从业人员数	正	0.158
		城乡就业反差系数	城镇居民就业比重与农村居民就业比重之差	负	0.015
		人口城镇化水平	城镇人口数/总人口数	正	0.047
		城乡人口密度	城镇人口密度/农村人口密度	负	0.004
		城乡教育反差系数	城乡居民初中以上受教育人数比之差	负	0.015
	经济融合	非农产值比重	第二、三产业 GDP/第一产业 GDP	正	0.225
		城乡居民人均收入比	城镇人均可支配收入/农村人均可支配收入	负	0.012
		城乡居民人均消费比	城镇家庭人均消费/农村家庭人均消费	负	0.011
		城乡恩格尔系数比	城镇恩格尔系数/农村恩格尔系数	正	0.014
		财政支农占比	财政用于农业的支出/财政总支出	正	0.011
		二元结构系数	(第二、三产业 GDP 比重/第二、三产业就业比重)/(第一产业 GDP 比重/第一产业就业比重)	负	0.006
	空间融合	交通网密度	公路与铁路运营总里程/区域总面积	正	0.064
		人均邮电业务量	邮电业务总量/总人口	正	0.127
		城乡人均私人汽车拥有量	城乡居民私人汽车拥有量/总人口	正	0.065
	社会融合	城乡交通通讯对比系数	城镇人均交通通信支出/农村人均交通通信支出	负	0.008
		城乡文教娱乐对比系数	城镇人均文教娱乐支出/农村人均文教娱乐支出	负	0.005
		城乡基础教育对比系数	城镇基础教育经费投入/农村基础教育经费投入	负	0.015
		城乡人均医疗保健对比系数	城镇人均医疗保健支出/农村人均医疗保健支出	负	0.100
	生态融合	森林覆盖率	森林面积/土地总面积	正	0.041
		城乡污染治理	环境污染治理投资/GDP	正	0.048
空气污染指数		地区二氧化硫排放量	负	0.009	

表 2 数字经济发展指数指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标单位
数字经济发展指数	数字基础设施	每千人拥有域名数	万个
		每千人拥有网站数	万个
		互联网宽带接入端口数	万个
		每百人互联网宽带接入用户数	万户
		IPv4/IPv6 地址数	万个
		每百人移动电话用户数	个
		电子信息产业固定资产投资	亿元
	数字产业化	电信业务总量	亿元
		信息技术及软件产品收入规模	亿元
		电子信息产业制造业企业数量	个
		长途光缆线路长度	公里
		信息传输、计算机服务和软件从业人员数量	万人
		互联网百强企业数量	个
		开通互联网宽带业务的行政村比重	%
	产业数字化	农村宽带接入用户数	万户
		农产品电子商务额	亿元
		工业应用互联网比重	%
		工业企业每百人使用计算机台数	台
		电子商务活动企业比重	%
		服务业电子商务交易额	亿元
		数字普惠金融指数	/
	数字经济发展环境	政务机构微博数量	个
		政府政务应用指数	个
		数字知识产权成交合同数	个
R&D 经费投入		亿元	
科学研究和技术服务从业人员数		万人	

3. 中介变量

要素错配指数:参考陈永伟和胡伟民(2011)的做法,本文对表示要素错配水平的劳动要素错配指数( $\tau_{Li}$ )、资本要素错配指数( $\tau_{Ki}$ )和数据要素错配指数( $\tau_{Di}$ )进行测度,具体如下:

(1)设定生产函数:新古典增长模型认为,经济增长来源于资本和劳动两个要素投入,技术进步发挥外生作用。鉴于数字技术与传统经济融合,数据要素作为新型投入与传统生产要素一同引领着生产效率的变革。因此本文在借鉴相关研究基础上,扩展了柯布-道格拉斯生产函数,假定规模报酬不变,引入数据要素,

构建了包含三种要素投入的生产函数如式(7)所示。

$$Y_{i,t} = AL_{i,t}^{\beta_L} K_{i,t}^{\lambda_K} D_{i,t}^{\theta_D}, \quad \beta_L + \lambda_K + \theta_D = 1 \quad (7)$$

对生产函数取对数后,在模型中加入个体和时间效应进行回归,具体形式为

$$\ln Y_{i,t} = \ln A + \beta_L \ln L_{i,t} + \lambda_K \ln K_{i,t} + \theta_D \ln D_{i,t} + \delta_i + \eta_t + \xi_{i,t} \quad (8)$$

其中:产出水平( $Y_{i,t}$ )由各省份GDP衡量,考虑到实际数据的科学性和结果的准确性,采用GDP平减指数折算成以1990年为基期的实际GDP; $\beta_L$ 、 $\lambda_K$ 、 $\theta_D$ 为劳动、资本和数据要素产出弹性, $\beta_L + \lambda_K + \theta_D = 1$ ;劳动投入( $L_{i,t}$ )由各省总就业人员衡量;资本投入( $K_{i,t}$ )采用各省固定资本存量衡量,使用永续盘存法计算,借鉴张军等(2004)的做法,设定折旧率为9.6%;数据要素投入( $D_{i,t}$ )由于其无形性、渗透性的特点,难以通过单一的指标来表征其错配指数,因此本文借鉴(李治国和王杰,2021)的做法,基于数据要素影响的广泛性,运用熵权 technique for order preference by similarity to an ideal solution (TOPSIS)法从数据管理、数据应用、数据共享、数据环境4个维度来测度。

(2)设定要素错配指数:借鉴白俊红和刘宇英(2018)的做法,衡量劳动错配指数( $\tau_{L_i}$ )、资本错配指数( $\tau_{K_i}$ )和数据错配指数( $\tau_{D_i}$ )如下:

$$\gamma_{L_i} = \frac{1}{1 + \tau_{L_i}}, \quad \gamma_{K_i} = \frac{1}{1 + \tau_{K_i}}, \quad \gamma_{D_i} = \frac{1}{1 + \tau_{D_i}} \quad (9)$$

其中: $\gamma_{L_i}$ 、 $\gamma_{K_i}$ 和 $\gamma_{D_i}$ 代表要素的绝对错配系数,衡量的是要素与不存在扭曲时的相对加成状况。在实际测度时,绝对扭曲系数无法测得。因此用相对扭曲系数来代替:

$$\hat{\gamma}_{L_i} = \frac{L_i/L}{(s_i \beta_{L_i})/\beta_L}, \quad \hat{\gamma}_{K_i} = \frac{F_i/F}{(s_i \lambda_{K_i})/\lambda_K}, \quad \hat{\gamma}_{D_i} = \frac{D_i/D}{(s_i \theta_{D_i})/\theta_D} \quad (10)$$

其中: $s_i = p_i y_i / Y$ 代表*i*省份产出占整个经济产出的比重[ $p_i$ 为各省产出 $y_i$ 对整个经济产出 $Y_i$ 的偏导]; $\beta_{L_i} = \sum_{i=1}^N s_i \beta_{L_i}$ 代表产出加权的劳动力贡献; $L_i/L$ 代表*i*省劳动力( $L_i$ )占全国劳动力( $L$ )的比重; $s_i \beta_{L_i} / \beta_L$ 代表劳动力完全自由流动,实现有效配置时*i*省拥有的劳动比例。二者的比值即代表劳动实际使用量与理论上劳动有效配置相比的偏离度,即*i*省的劳动错配水平。若比值 $\gamma_{L_i} < 1$ ,表示*i*省劳动力配置不足;若比值 $\gamma_{L_i} > 1$ ,代表*i*省劳动力配置过度。为综合配置不足和过度两类情况,方便后续实证检验,本文对指数取绝对值处理,绝对值越小,劳动配置效率越高,绝对值越大,错配程度越严重。同理,可类推资本和数据要素错配程度。

#### 4. 控制变量

(1)经济发展水平(*PGDP*)。经济发展水平反映的是一个地区经济发展的规模和速度,随着经济发展水平的提高,城乡居民的收入也会随之提升,城乡间的社会保障和基础设施等公共服务设施也会随之得到改善,经济发展水平以人均GDP并做对数处理来衡量。

(2)财政分权(*FD*)。财政分权使得政府在推动本地产业、经济发展上拥有主动权,能够推动乡村居民的非农就业,继而缩小城乡差距(解垠,2007),本文选择用人均省级财政支出与人均中央财政支出之比来衡量财政分权。

(3)对外开放程度(*Open*)。中国经济具备典型的对外开放特征,本文用进出口贸易总额与GDP的比值来衡量对外开放水平以控制对外开放发展对城乡融合的影响。

(4)产业结构高级化(*STR*)。已有研究表明产业结构高级化助带动了乡村居民向服务业和城市制造业的就业提升乡村居民收入从而缩小了城乡差距(马志飞等,2022)。本文用第三产业产值与第二产业产值的比值表示产业结构高级化。

(5)地区创新水平(*INN*)。创新是助推城乡融合的深层次力量,本文用人均专利授权数来衡量地区创新水平。

(6)非农产业发展(*Non-agriculture*)。非农产业发展刺激资金、劳动力在城乡间自由流动,继而影响城乡融合,本文用第二、三产业GDP与第一、二、三产业GDP比值表示非农产业发展。

(7)农业现代化水平(*Modern*)。农业现代化是工农互促、以城带乡的重要途径,本文用农业机械总动力比耕地播种面积来表示农业现代化水平。

### 5. 数据来源与描述性统计

本文以 2011—2020 年我国 30 个省市(西藏、港澳台地区因数据缺失较多未包含在本文研究内)的面板数据为研究样本,所选取指标的相关原始数据来自《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》、互联网发展报告,部分数据来自各地方统计年鉴,少数缺失数据通过插值法补齐。变量描述性统计结果见表 3。

表 3 变量描述性统计结果

变量	样本数	均值	标准差	最大值	最小值	变量	样本数	均值	标准差	最大值	最小值
URI	300	0.2541	0.0723	0.6412	0.1259	FD	300	5.4912	2.9617	14.8738	1.2914
DE	300	0.2680	0.1712	0.9209	0.0048	Open	300	0.4076	0.6623	0.6081	0.1099
$\tau_{Li}$	300	0.3172	0.29125	1.46808	0.01171	STR	300	1.2073	0.8037	4.2013	0.4997
$\tau_{Ki}$	300	0.3485	0.3473	1.5894	0.0017	INN	300	0.0008	0.0015	0.0000	0.0047
$\tau_{Di}$	300	0.3396	0.2062	0.7827	0.0092	Non-agriculture	300	0.6777	0.6327	0.8322	0.5664
PGDP	300	10.8925	2.3488	12.0093	9.6746	Modern	300	0.4032	0.5016	0.1313	0.7831

## 五、实证分析

### (一)城乡融合水平与数字经济发展指数测度

#### 1. 城乡融合水平测度

鉴于城乡融合发展水平评价指标体系兼顾多维度、多跨度的特征。因此本文运用加速遗传算法投影寻踪模型(projection pursuit classification-real coded accelerating genetic algorithm, RAGA-PPC)来评价 30 个省市的城乡融合发展水平。RAGA-PPC 模型评价方法更加稳健、准确,可确定样本投影过程中的最佳投影方向并进行线性投影,从而客观确定各指标的权重,将高维数据转化为一维空间的综合投影值,实现城乡融合发展水平的综合评价。通过评价样本指标集的归一化处理、构建投影指标函数、优化投影指标函数及综合评价分析等步骤,得到各样本城市最佳投影值即全国 30 个省市的城乡融合发展水平均值如图 1 所示。

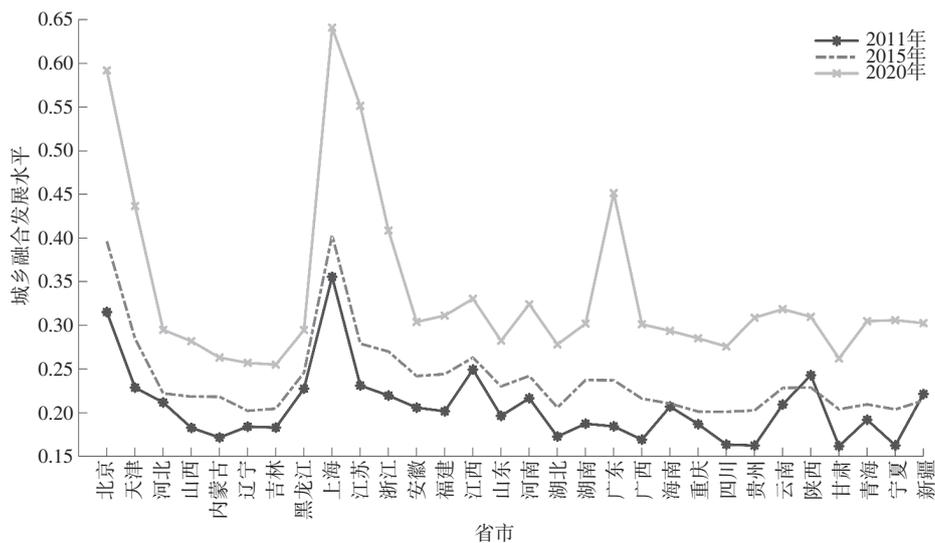


图 1 2011、2015、2020 年我国城乡融合发展水平的时序变化趋势

由图 1 可知,我国各省的城乡融合发展水平呈现逐渐增长的趋势,但省内差异显著,呈现自东向西差异逐渐降低的地理特征。较 2011—2015 年时间段而言,2015—2020 年省内差异扩大,表明这一阶段城乡融合发展水平得到了较大的提升,这与该阶段城乡一体化战略、乡村振兴战略的实施及国家新型城镇化规划的实施存在一定关联。东部地区的城乡融合发展水平均值最高,从 2011 年的 0.213 增长至 2020 年的 0.342,且增长速度较快,与中西部地区呈现相分离趋势。中部和西部地区的城乡融合发展水平分别从 2011 年为 0.155 和 0.142 增长至 2020 年的 0.231 和 0.233。但值得注意的是,仅有北京、上海的城乡融合发展水平在 2020 年突破了 0.5,分别达到 0.580 和 0.641,研究期内大部分省市的城乡融合发展水平均值均未达到 0.3,表明现阶段我国城乡融合整体水平较低,城乡发展不平衡不协调仍是当前我国经济生活中存在的突出矛盾之一。

## 2. 数字经济发展指数测度

本文基于熵值法测度得到2011—2020年各省市的数字经济发展综合指数如图2所示。从图2可看出,2011—2020年中国数字经济发展水平呈上升趋势,均值从2011年的0.164增长至2020年的0.522,全国年均增速为14.40%。2011年数字经济发展综合指数最大值和最小值分别为0.659和0.137,2020年这一数据分别为0.947和0.416,均有大幅提升。分区域来看,2011年数字经济指数较高的省市有北京、上海、浙江、福建和广东,均位于东部地区;数字经济综合发展指数相对滞后的省市集中在中西部地区。2020年各省市的数字经济发展虽然都得到了提升,但总体仍旧保持2011年的省际分布格局,东部地区的数字经济发展水平仍旧保持在全国前列,北京的数字经济发展综合指数始终保持高位水平,省际间发展差异仍旧较大。值得注意的是,安徽、河南、广西、贵州、云南、甘肃等中西部省份的年均增速保持在20%以上,表现出显著的“追赶效应”,整体形成“东部领跑、中西部追赶”的区域发展格局,也表明我国数字经济发展逐步呈现收敛趋势。

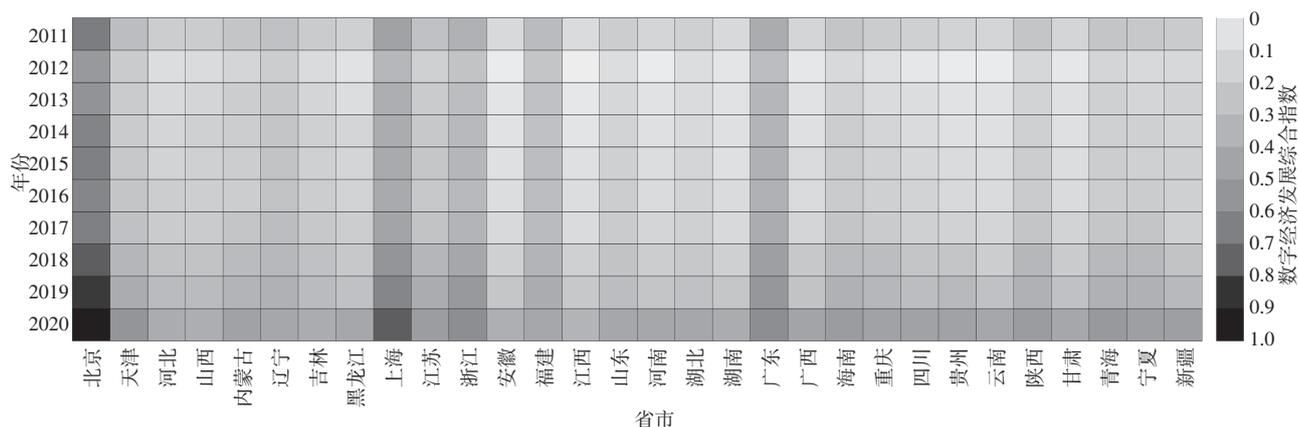


图2 数字经济发展综合指数测度结果

### (二) 基准回归结果

Hausman 检验结果表明,本文的基准模型(1)应采用固定效应模型。表4报告了数字经济影响中国城乡融合发展的基准回归估计结果。

表4基准回归(1)展示了数字经济对城乡融合发展的影响。其估计系数显著为正,这说明2011—2020年数字经济的发展促进了中国省级层面的城乡融合。此外,表4基准回归列(2)~列(8)为不断加入控制变量后的固定效应回归结果。可以看出,加入控制变量后数字经济对城乡融合仍有显著影响。从列(8)的结果来看,数字经济对城乡融合的影响显著为正,这表明本文的核心结论在控制其他因素后依然成立;但另外,数字经济变量估计系数绝对值有所下降,这意味着未考虑控制变量时回归模型存在着遗漏重要解释变量的问题。

同时,在基准列(8)中,经济发展水平( $PGDP$ )和地区创新水平( $INN$ )与城乡融合发展之间的正相关关系并不显著,说明经济总量增长的同时城市与农村的多维发展并未得到有效融合,创新水平的提升在当前城乡融合的初级阶段并未发挥深层次的激发作用。财政分权( $FD$ )的估计系数为正且通过了10%的显著性检验,这意味着拥有更大财政自主权的地方政府有较强的有效决策财政资源的动力去解决辖区内城乡发展的不平等和不均衡矛盾,从而促进城乡融合。对外开放程度( $FDI$ )的估计系数值为负且通过了5%的显著性检验,可能是因为引进外资多集中于城市,形成“城市偏好”,进一步扩大了城乡的融合差距。产业结构高级化( $STR$ )与城乡融合之间的影响系数显著为正,可能的原因是产业结构的高级化使得更多产业和市场流向农村,城乡间联系更加紧密,从而推动了城乡融合。非农产业发展( $Non-agriculture$ )带动了资本和劳动力在城乡间的双向自由流动。因此对城乡融合呈现正向影响。农业现代化( $Modern$ )对城乡融合的影响系数为正,且通过了10%的显著性检验,可能的原因是农业现代化激发了农业生产潜力,助推了工农互促,提高农业生产要素投资回报率,以城带乡助推城乡融合。

表4 基准回归结果

变量	固定效应							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$DE$	0.331***(0.035)	0.295***(0.037)	0.277***(0.071)	0.348***(0.063)	0.512***(0.232)	0.335***(0.085)	0.371***(0.154)	0.269***(0.053)
$PGDP$		0.177***(0.039)	0.203(0.411)	0.224*(0.124)	0.209*(0.116)	0.239**(0.113)	0.148(0.211)	0.019(0.023)

续表4

变量	固定效应							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>FD</i>			0.301 <sup>***</sup> (0.125)	0.181 <sup>***</sup> (0.060)	0.109 <sup>***</sup> (0.055)	0.133 <sup>*</sup> (0.073)	0.202 <sup>*</sup> (0.112)	0.101 <sup>*</sup> (0.057)
<i>FDI</i>				-0.302 <sup>***</sup> (0.077)	0.145(0.198)	-0.279 <sup>*</sup> (0.158)	-0.186 <sup>*</sup> (0.103)	-0.137 <sup>**</sup> (0.065)
<i>STR</i>					0.077 <sup>**</sup> (0.033)	0.209 <sup>***</sup> (0.061)	0.132 <sup>**</sup> (0.055)	0.106 <sup>**</sup> (0.050)
<i>INN</i>						0.021 <sup>*</sup> (0.011)	-0.233(1.013)	0.017(1.089)
<i>Non-a</i>							0.300 <sup>**</sup> (0.130)	0.209 <sup>**</sup> (0.095)
<i>Modern</i>								0.008 <sup>*</sup> (0.004)
常数项	0.188 <sup>***</sup> (0.053)	0.139 <sup>***</sup> (0.034)	0.305 <sup>***</sup> (0.074)	0.229 <sup>**</sup> (0.099)	0.208 <sup>***</sup> (0.067)	0.177 <sup>***</sup> (0.053)	0.204 <sup>***</sup> (0.006)	0.158 <sup>***</sup> (0.026)
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时期数	10	10	10	10	10	10	10	10
省份个数	30	30	30	30	30	30	30	30
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.676	0.699	0.601	0.624	0.659	0.702	0.711	0.625

注:表中( )内表示的是稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别表示回归结果在1%、5%、10%置信水平下通过显著性检验。

### (三)稳健性检验

#### 1. 替换及增加变量

一是替换被解释变量。鉴于城乡经济融合是城乡融合的核心和动力源泉(吴海峰,2021),采用城乡经济融合替代被解释变量城乡融合综合指数。二是替换解释变量。本文采用数字经济发展指数的对数值(*lnDE*)来测度数字经济发展程度并进行重新回归分析,Hausman 检验结果表明应该使用固定效应模型。三是增加控制变量。鉴于受教育水平可能对城乡融合产生影响,在回归模型中增加受教育水平(*Education*),用6岁及以上人口中大专以上学历人口比重来表示。结果皆表明各变量系数和显著性均未发生明显改变,且受教育水平对城乡融合呈正向影响,意味着受教育水平的提升有助于优化劳动力质量,提升就业水平,缩小收入差距,从而助推城乡融合发展。

#### 2. 内生性问题处理

考虑到随着城乡差距的缩小,在城乡融合发展的进程中对数字产品等的相关需求也会逐渐增加,进而会促进数字经济的发展。这意味着数字经济和城乡融合发展可能存在互为因果的问题。鉴于解释变量和被解释变量之间可能存在的双向因果关系及选择的控制变量中遗漏重要变量而对本文估计结果造成内生性问题,本文使用工具变量法对模型进行估计,选取各省市1984年每百人固定电话数量与上一年全国互联网用户数的交互项作为数字经济发展水平的工具变量通过两阶段最小二乘法(2SLS)进行工具变量回归来检验模型中可能存在的内生性问题,选择该变量的原因是固定电话普及率代表着数字技术走进中国家庭的开始,也必将影响数字经济发展的深度和广度,且历史既定的固定电话数量不会直接影响到城乡融合水平,满足工具变量与核心解释变量相关且具有外生性的条件。表5倒数第四行 Kleibergen-Paap rk LM 和倒数第三行 Kleibergen-Paap Ward rk F 检验结果显著拒绝原假设,表明不存在识别不足和弱工具变量问题,说明工具变量选择是合理有效的。工具变量最小二乘(IV-2SLS)估计结果的变量系数和显著性与基准回归保持高度一致,说明本文实证结果具有较好的稳健性。

#### 3. 改变回归样本

鉴于北京、天津、上海和重庆4个直辖市在经济、财政等方面与其他省份存在一定差

表5 稳健性检验

变量	替换解释变量	替换被解释变量	增加控制变量	IV_2SLS	剔除直辖市
<i>DE</i>		0.307 <sup>***</sup> (0.076)	0.299 <sup>***</sup> (0.072)	0.359 <sup>***</sup> (0.105)	0.313 <sup>**</sup> (0.136)
<i>lnDE</i>	0.276 <sup>**</sup> (0.115)				
<i>Education</i>			0.235 <sup>**</sup> (0.094)		
控制变量	是	是	是	是	是
常数项	0.206 <sup>***</sup> (0.058)	0.252 <sup>***</sup> (0.031)	0.199 <sup>***</sup> (0.041)	0.238 <sup>***</sup> (0.039)	0.161 <sup>***</sup> (0.020)
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.729	0.701	0.672	0.722	0.694
<i>F</i> 值	71.29	78.20	79.27	73.28	72.19
Kleibergen-Paap rk LM 检验				25.307 [0.000]	
Kleibergen-Paap Ward rk F 检验				18.992 {3.478}	
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注:[ ]内数值为*P*值;{|}内数值为Stock-Yogo弱识别检验10%水平上的临界值,( )内表示的是稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别表示回归结果在1%、5%、10%置信水平下通过显著性检验。

异,所以拟在总样本中剔除4个直辖市进行再次估计,以规避异常样本的影响效应。从估计结果来看,剔除直辖市后,核心解释变量的估计结果与基准回归结果相吻合。

本文基准回归的结果验证了假设H1a,即数字经济对中国城乡融合发展存在正向影响。

#### (四)要素错配的中介效应

前文基于资源要素配置的角度从理论上探讨了数字经济对城乡融合发展影响的传导机制。本部分将基于中介效应模型来考察数字经济是否加剧或缓解要素的错配程度,进而降低或提升城乡融合水平,为此以要素错配程度作为中介变量来检验该传导机制的假设。其中,资源包括劳动要素、资本要素和数据要素。从表6看,列(2)中数字经济变量估计系数为正且通过了5%的显著性检验,说明数字经济发展进一步加剧了劳动要素的错配;列(3)和列(4)中数字经济变量估计系数显著为负,表明数字经济发展缓解了资本要素和数据要素的错配程度。通过梳理中国数字经济的发展实践可以归结出上述情况的原因:现阶段中国数字经济发展主要方向是数字产业化和产业数字化,数字技术对资本要素、数据要素的渗透率较高,再加上资本和数据要素具备流动性强、流动壁垒低的特点,更容易通过数字技术实现跨越地理距离的共享,提升收益率,从而降低错配程度。而劳动要素的信息化、数字化关注较少,且劳动力愿意就业的行业、地域及曾经的工作经历等劳动意愿信息的采集相较于数据要素和资本要素而言缺乏真实度,且出于对用户隐私的保护,即便劳动力信息已经完成信息化也难以实现全面和有效的共享,因而数字技术对劳动要素的渗透率不足,同时数字技术如人工智能等技术的过度使用会对中低端劳动力产生替代效应,进一步加剧劳动的错配程度,数字经济并未起到改善劳动要素错配的作用。

表6的列(5)中数字经济变量的估计系数显著为正,但其估计系数值小于列(4)回归得出的总效应估计值,表明数字经济对城乡融合的正向影响部分地通过改善要素错配而发挥作用。可综合判断出数字经济的发展会加剧劳动要素错配程度,而劳动要素的错配会进一步阻碍城乡融合,拉大城乡差距。数字经济的发展会改善资本要素和数据要素错配程度,而降低资本要素和数据要素错配水平会进一步提升城乡融合水平,假设H2a不成立,假设H2b、假设H2c通过检验。同时,本文基于中介效应计算公式测度比较了资本要素和数据要素错配改善的中介效应大小,根据测算得出,数字经济的资本要素错配改善中介效应为0.188,大于数据要素错配改善中介效应,这说明,当前的数字经济发展对资本要素的影响已经步入成熟期,更有利于改善资本要素的错配程度,从数字经济发展渗透数据要素配置打破地理距离局限从而有效促进城乡融合。

#### (五)空间溢出效应分析

进行空间计量分析之前,本文运用空间自相关检验来探究数字经济发展和城乡融合是否存在空间效应。表7报告了Moran's I指数法检验后地理距离矩阵下各考察年份的空间效应。从表7可看出,2011—2020年城乡融合指数在地理距离权重下的Moran's I指数均通过了5%的显著性检验,数字经济发展指数的Moran's I指数均通过了1%的显著性水平,表明2011—2020年我国各省的城乡融合和数字经济发展具有较为显著的空间自相关性,即其在空间分布上呈现集聚现象。

此外,本文依次进行了普通静态面板回归(OLS)

表6 要素错配的中介效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	URI	$\tau_{Li}$	$\tau_{Ki}$	$\tau_{Di}$	URI
DE	0.269*** (0.053)	-0.278** (0.120)	-1.301*** (0.325)	-0.612* (0.340)	0.204*** (0.065)
$\tau_{Li}$					-0.072* (0.040)
$\tau_{Ki}$					-0.039* (0.022)
$\tau_{Di}$					-0.011* (0.006)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时期数	10	10	10	10	10
省份个数	30	30	30	30	30
R <sup>2</sup>	0.712	0.639	0.722	0.801	0.652
中介效应			0.188	0.025	

注:括号内表示的是稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别表示回归结果在1%、5%、10%置信水平下通过显著性检验。

表7 2011—2020年数字经济与城乡融合的全局莫兰指数

年份	URI		DE	
	Moran's I	Z	Moran's I	Z
2011	0.328**	1.989	0.388***	2.759
2012	0.378**	2.017	0.401***	5.011
2013	0.367**	2.005	0.379***	3.207
2014	0.486**	2.190	0.412***	4.238
2015	0.446***	2.818	0.463***	3.666
2016	0.503**	2.423	0.591***	3.961
2017	0.505**	2.490	0.625***	4.281
2018	0.599**	2.441	0.639***	4.886
2019	0.557***	2.893	0.607***	5.097
2020	0.586***	3.143	0.5646***	6.013

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示回归结果在1%、5%、10%置信水平下通过显著性检验。

的 LM-Lag 检验、Robust LM-Lag 检验、LM-Error 检验和 Robust LM-Error 检验,检验结果见表 8。根据表 8 可知,4 项检验均拒绝了原假设,表明本文选取的样本存在空间滞后和空间误差自相关的双重效应。因此可初步选择空间杜宾模型(SDM)进行回归。

表 9 报告了 SDM 模型、SAR(空间滞后模型)和 SEM(空间误差模型)的部分回归结果,根据 Hausman 检验结果 SAR 模型和 SEM 模型选用随机效应,SDM 模型豪斯曼检验的  $p$  值小于 0.000,应选择固定效应。表 9 中可以看出,SDM 模型的拟合优度  $R^2$  为 0.602,大于 SAR 模型和 SEM 模型的拟合优度,表现最为理想,且 SDM 模型的  $\sigma^2$  最小。因此,应选择 SDM 固定效应模型。表 9 报告了 LR 检验的指标值分别为 271.01 和 293.29,在 1% 的显著性水平上拒绝原假设,综上,本文选定时空双重固定的 SDM 模型来探究数字经济发展对城乡融合的影响。

根据表 9 时空双重固定的 SDM 模型回归结果来看,数字经济指数的系数为正,且通过了 5% 的显著性检验,表明数字经济水平具有显著的空间效应,即本省的数字经济发展水平也将显著促进其他省份的城乡有效融合。同时城乡融合的空间自回归系数显著为正,数字经济的空间交互项系数显著为正,表明各省份在空间上不仅产生了外生的数字经济交互效应,还存在城乡融合的内生交互效应。鉴于简单的点回归结果来分析地区间的空间溢出效应将形成错误估量,空间交互项的回归系数无法直接用来讨论数字经济对城乡融合的边际影响。因此需运用变量变化的偏微分解释,即采用直接和间接效应来解释某一地区核心解释变量对该地区及其他地区被解释变量的影响,结果见表 9,可以看出数字经济对我国城乡融合发展的间接效应显著存在。综上,假设 H3 成立。

### (六)进一步拓展:区域异质性分析

由于各地区在资源禀赋、地理区位上差异较大,经济基础、数字发展水平、城乡流动也具有明显异质性。为进一步探究我国数字经济发展对城乡融合影响的区域异质性特点,本文拟综合区位要素和数字技术发展程度,计算地区样本期内各省互联网覆盖率均值,以此为标准将省份划分出三组:互联网发达地区、互联网发展中等地区及互联网相对落后地区<sup>①</sup>,随后分别构建 SDM 固定效应模型来分析数字经济对该地区城乡融合影响的效应,分析结果见表 10。

由表 10 可知,第一,互联网发达地区数字经济的直接效应和总效应显著为正,空间负向溢出效应明显。可能的原因是:互联网发达地区吸收了更为充分的数字经济红利,有更强的动力去解决该辖区内城乡发展不均衡和不平等问题,资源配置的流动呈现自由化和低成本的特点,从而普遍提升了城市和农村在人、经济、空间、社会和生态等层面的融合效率和融合程度。但是,互联网发达地区不可避免地对周围地区形成“虹吸效应”,邻接地区资源要素向发达地区单向强流动,地区之间、城乡之间缺乏良性互动。因此溢出效应为负。第二,互联网发展中等地区数字经济的直接效应、溢出效应和总效应均显著为正。可能的原因是:中等地区的数字技术处于快速增长阶段,技术外溢性强,经济主体突破供求对接的时空限制,数字技术向中等地区生产、流通、消费和分配等领域的逐步渗透和应用打破了以往固化的城乡流通结构,促进了城乡两部门的融合发展。第三,互联网发展落后地区数字经济的直接效应显著为正,且大于互联网发达地区和互联网发展中等地

表 8 LM 检验

检验	LM	P
LM-Lag	9.163	0.000
Robust LM-Lag	2.907	0.042
LM-Error	28.809	0.000
Robust LM-Error	32.017	0.000

表 9 模型回归结果

变量	SDM	SAR	SEM
$\rho$	0.163** (0.080)	0.175* (0.097)	0.028* (0.015)
DE	0.281** (0.117)	-0.013 (0.809)	0.009 (0.122)
W×DE	0.201** (0.081)	—	—
控制变量	Yes	Yes	Yes
直接效应	0.231*** (0.057)	0.195*** (0.047)	0.201*** (0.051)
溢出效应	0.109** (0.051)	0.077** (0.036)	0.026* (0.014)
总效应	0.340*** (0.089)	0.272** (0.106)	0.227* (0.126)
Log-L	298.01	236.79	214.55
$\sigma^2$	0.001***	0.004***	0.003***
$R^2$	0.602	0.488	0.531
Hausman 检验	38.772***	5.76	4.58
LR 检验	—	271.01***	293.29***

注:括号内表示的是稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别表示回归结果在 1%、5%、10% 置信水平下通过显著性检验。

表 10 数字经济影响城乡融合的区域异质性分析

地区	变量	直接效应	溢出效应	总效应
互联网发达地区	DE	0.140**	-0.128**	0.012**
互联网发展中等地区	DE	0.165***	0.101*	0.266**
互联网发展落后地区	DE	0.201**	0.082	0.283

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示回归结果在 1%、5%、10% 置信水平下通过显著性检验。

① 互联网发达地区包括:北京、天津、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、辽宁;互联网发展中等地区包括:河北、吉林、黑龙江、河南、湖北、湖南、海南、重庆、陕西、新疆;互联网发展落后地区包括:四川、广西、内蒙古、安徽、贵州、云南、宁夏、山西、江西、甘肃、青海。

区的直接效应,溢出效应和总效应未通过显著性检验。互联网发展落后地区数字技术发展虽起步较晚,但数字技术从产品供给、要素配置、资源分配和社会治理层面等途径深刻影响城乡结构转化,形成后发优势,数字技术作用的边际效应大于互联网发达地区和发展中等地区。因此数字技术能更有效地带动互联网落后地区的城乡融合发展。

## 六、结论与启示

数字经济通过新技术、新业态和新模式调整资源配置方式、打破地域空间限制赋能城乡关系融合发展。本文基于数字经济对城乡关系影响的普遍性、渗透性和融合性等特征,利用2011—2020年的省级面板数据,在构建城乡融合发展水平指数与数字经济发展综合指数的基础上,运用中介效应模型、空间面板固定效应模型多维实证检验了数字经济对城乡融合的影响。本文发现:

(1)现阶段我国各省的城乡融合发展水平较低,城乡发展不平衡不协调仍是突出矛盾之一。通过测度发现当前我国虽各省城乡融合发展水平近年来呈现逐渐增长的趋势,但大部分省份城乡融合的均值不足0.3,且省内差异显著,呈现自东向西差异逐渐降低的地理特征。

(2)数字经济直接促进了城乡有效融合,且资本和数据要素错配得到修正并发挥正向间接作用。数字经济不仅对城乡融合产生正向直接效应,还通过改善资本要素错配和数据要素错配间接对城乡融合产生正向影响,已成为新时代下推动城乡结构转化、有效融合的重要力量。

(3)数字经济对城乡融合具有显著的空间溢出效应和区域异质性。数字经济有助于形成地区、城乡协调发展、有效融合的结构格局,表现为数字经济对城乡融合的影响具有显著的空间溢出效应和区域异质性,互联网发达地区充分汲取了数字红利,对周围地区形成“虹吸效应”,空间溢出效应显著为负,互联网发展中等和落后地区数字技术形成后发优势,正在从多途径、多维度深刻影响城乡结构转化,数字经济的直接效应显著为正。

本文的结论还具有以下政策启示:

(1)积极推进数字中国、数字乡村的建设。在数字经济具备成为推动城乡有效融合的新动能现实之下,加大对数字技术的投资力度和应用范围,推进数字中国、数字乡村的建设,尤其是推动数字技术与农业、医疗、教育、养老、文化、旅游、电商的多维融合,推广直播带货、数字普惠金融等应用型经济,促进非农就业,助力城乡科技共享、资源共享、经济共享和生态共治,进一步巩固数字经济发展为城乡融合带来的红利优势,提升城乡融合水平。

(2)优化数字经济信息对接能力和信息透明度。数字经济通过改善资源要素错配和数据要素错配为我国城乡融合带来内生动力的路径机制,证明了具备信息对接媒介功能的数字技术与资源要素、数据要素的合理配置能够成为推动城乡二元对立结构转化的新动能,也表明了现阶段劳动力要素的错配需要数字技术加大劳动力信息透明度和真实度来得到改善。

(3)加强地区间数字技术的应用合作与联系。数字经济对城乡融合具有正向的溢出效应,利用数字技术可再生、开放共享和可渗透性,充分发挥地区空间互动作用的溢出效应,同时完善数字经济发展抓手,加强资源共享,构建数字经济普惠格局,打破区域壁垒和城乡分割的“藩篱”,引导数字技术、人才、资本向互联网欠发达地区渗透,由城市流向农村,助推区域协调,最终实现城乡融合。

## 参考文献

- [1] 白俊红,刘宇英,2018. 对外直接投资能否改善中国的资源错配[J]. 中国工业经济, (1): 60-78.
- [2] 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[J]. 求是学刊, 45(5): 65-71.
- [3] 车冰清,朱传耿,仇方道,2020. 淮海经济区城乡空间融合格局及形成机制[J]. 自然资源学报, 35(8): 1897-1907.
- [4] 陈永伟,胡伟民,2011. 价格扭曲、要素错配和效率损失: 理论和应用[J]. 经济学(季刊), 10(4): 1401-1422.
- [5] 樊轶侠,2021. 数字经济下的城乡融合发展财政政策取向研究[J]. 人民论坛·学术前沿, (2): 52-58.
- [6] 高帆,2021. 数字经济如何影响了城乡结构转化?[J]. 天津社会科学, (5): 131-140.
- [7] 韩长根,张力,2019. 互联网是否改善了中国的资源错配——基于动态空间杜宾模型与门槛模型的检验[J]. 经济问题探索, (12): 43-55.
- [8] 何铨,张湘笛,2017. 老年人数字鸿沟的影响因素及社会融合策略[J]. 浙江工业大学学报(社会科学版), 16(4): 437-441.
- [9] 何宗樾,张勋,万广华,2019. 数字金融、数字鸿沟与多维贫困[J]. 统计研究, 37(10): 79-89.

- [10] 贺娅萍, 徐康宁, 2019. 互联网对城乡收入差距的影响: 基于中国事实的检验[J]. 经济经纬, 36(2): 25-32.
- [11] 李天籽, 王伟, 2018. 网络基础设施的空间溢出效应比较研究[J]. 华东经济管理, 32(12): 5-12.
- [12] 李治国, 王杰, 2021. 数字经济发展、数据要素配置与制造业生产率提升[J]. 经济学家, (10): 41-50.
- [13] 刘玉邦, 眭海霞, 2020. 绿色发展视域下我国城乡生态融合共生研究[J]. 农村经济, (8): 19-27.
- [14] 鲁燊, 庄晋财, 2022. 数字金融赋能乡村创业成效的影响因素及路径研究——基于32个案例的定性比较分析[J]. 技术经济, 41(3): 71-80.
- [15] 陆大道, 1995. 区域发展及其空间结构[M]. 北京: 科学出版社.
- [16] 马志飞, 宋伟轩, 王捷凯, 等, 2022. 长三角地区城乡融合发展水平、演化及影响因素[J]. 自然资源学报, 37(6): 1467-1480.
- [17] 佩蕾丝, 2007. 技术革命与金融资本[M]. 北京: 中国人民大学出版社.
- [18] 彭锦, 李彦龙, 2022. 数字普惠金融与教育机会均等化[J]. 统计与决策, 38(13): 142-146.
- [19] 彭瑞梅, 邢小强, 2019. 数字技术赋能与包容性创业——以淘宝村为例[J]. 技术经济, 38(5): 79-86.
- [20] 宋林, 何洋, 2021. 互联网使用对中国城乡家庭创业的影响研究[J]. 科学学研究, 39(3): 489-498, 506.
- [21] 田鸽, 张勋, 2022. 数字经济、非农就业与社会分工[J]. 管理世界, 38(5): 72-84.
- [22] 王军, 朱杰, 罗茜, 2021. 中国数字经济发展水平及演变测度[J]. 数量经济技术经济研究, 38(7): 26-42.
- [23] 王玉, 张占斌, 2021. 数字经济、要素配置与区域一体化水平[J]. 东南学术, (5): 129-138.
- [24] 魏君英, 胡润哲, 陈银娥, 2022. 数字经济发展如何影响城乡消费差距: 扩大或缩小?[J]. 消费经济, 38(3): 40-51.
- [25] 吴海峰, 2021. 论城乡经济融合发展的内涵特征与实现路径[J]. 中州学刊, (9): 41-47.
- [26] 武宵旭, 任保平, 2022. 数字经济背景下要素资源配置机制重塑的路径与政策调整[J]. 经济体制改革, (2): 5-10.
- [27] 谢璐, 韩文龙, 2022. 数字技术和数字经济助力城乡融合发展的理论逻辑与实现路径[J/OL]. 农业经济问题: 1-10.
- [28] 解垚, 2007. 财政分权、公共品供给与城乡收入差距[J]. 经济经纬, (1): 27-30.
- [29] 杨梦洁, 2021. 数字经济驱动城乡产业链深度融合的现状、机制与策略研究[J]. 中州学刊, (9): 28-34.
- [30] 杨瑞, 张然, 许航, 2022. 数字经济能否促进新型城镇化的发展? ——来自284个城市的经验证据[J]. 城市发展研究, 29(6): 102-109, 124.
- [31] 张军, 吴桂英, 张吉鹏, 2004. 中国省际物质资本存量估算: 1952-2000[J]. 经济研究, (10): 35-44.
- [32] 周佳宁, 秦富仓, 刘佳, 等, 2019. 多维视域下中国城乡融合水平测度、时空演变与影响机制[J]. 中国人口·资源与环境, 29(9): 166-176.
- [33] 周青, 王燕灵, 杨伟, 2020. 数字化水平对创新绩效影响的实证研究——基于浙江省73个县(区、市)的面板数据[J]. 科研管理, 41(7): 120-129.
- [34] ANLIMACHIE M A, AVOADA C, HEYNEMAN S P, 2020. Socio-economic impact of closing the rural-urban gap in pre-tertiary education in Ghana: Context and strategies[J]. International Journal of Educational Development, (77): 1-12.
- [35] AZAM M, 2019. Accounting for growing urban-rural welfare gaps in India[J]. World Development, (122): 410-432.
- [36] BOUDET F, MACDONALD G K, ROBINSON B E, et al, 2019. Rural-urban connectivity and agricultural land management across the Global South[J]. Global Environmental Change, (60): 82-96.
- [37] FHA C, MAZ B, 2020. Digitalization, education and economic growth: A comparative analysis of Middle East and OECD countries - Science direct[J]. Technology in Society, (63): 101370.
- [38] KLENOW H P J, 2009. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. Quarterly Journal of Economics, (4): 1403-1448.
- [39] OLINER, STEPHEN D, DANIE L, et al, 2000. The Resurgence of growth in the late 1990s: Is information technology the story?[J]. Journal of Economic Perspectives, 14(4): 3-22.
- [40] YILMAZ S, HAYNES K E, DINC M, 2010. Geographic and network neighbors: Spillover effects of telecommunications infrastructure[J]. Journal of Regional Science, 42(2): 339-360.

## Can Digital Economy Improve the Urban-rural Integration in China: An Empirical Test Based on Mediation Effect Model and the Spatial Durbin Model

Yin Qingmin, Wang Xun

(School of Business, Hohai University, Nanjing 211100, China)

**Abstract:** Urban rural integration is the only way to solve the major social contradictions and achieve high-quality development. The booming digital economy has provided new impetus for urban-rural integration. From 2011 to 2020, the urban and rural integration and digital economy development index of 30 provinces and cities in China (Due to the lack of data, the statistical data mentioned here do not include Hong Kong Special Administrative Region, Macao Special Administrative Region and Taiwan Province. ) were measured. On the basis of analyzing the impact mechanism of digital economy on urban-rural integration, the intermediary effect model and spatial Durbin fixed effect model were used to test the impact of digital economy on urban-rural integration. The results show that the digital economy has a significant positive impact on urban-rural integration. The digital economy forms an indirect promoting effect by improving the misallocation of capital elements and data elements. Finally, the spatial Durbin fixed effect model finds that the positive impact of digital economy on urban-rural integration is characterized by spatial spillover and regional heterogeneity. Therefore, the application of digital technology in agriculture, medical care, education, e-commerce and other fields needs to be promoted. Strengthening resource sharing, building a digital economy inclusive pattern, and breaking the “barriers” between urban and rural areas are also important paths to ultimately achieve urban-rural integration.

**Keywords:** urban-rural integration; digital economy; element misallocation; Durbin model; intermediary effect