·数字经济·

数字经济促进城乡融合发展了吗？
——基于中国 285 个地级市的实证研究

苏春红　李真

摘要：重塑新型城乡关系、推动城乡融合发展是实现共同富裕的必由之路。文章采用主成分分析方法对 2011～2019 年中国 285 个地级市的城乡融合水平进行测算与评价，并对数字经济如何影响城乡融合进行实证分析。结果表明：数字经济对城乡融合发展具有正向影响，该结果在一系列稳健性检验和内生性讨论中仍然成立；数字经济在不同的空间地理位置、政策环境背景及城市规模等级下对城乡融合存在异质性影响；产业结构升级在数字经济促进城乡融合过程中发挥着部分中介效应；门槛模型显示数字经济对城乡融合发展的正向影响呈现边际效应递增的非线性特征。文章为丰富数字经济研究、促进城乡协调发展提供了重要参考。

关键词：数字经济　城乡融合发展　产业结构升级　中介效应　门槛效应

一、引　言

推动城乡高质量融合发展作为实现乡村振兴和共同富裕的必由之路，一直是国家关注的重点问题。改革开放以来，国家为解决城乡发展不平衡和农村发展不充分问题，先后提出了城乡统筹、城乡一体化、新型城镇化、乡村振兴和城乡融合发展战略，逐渐走出一条从城乡对立、分割到融合的中国特色社会主义发展道路。伴随着相关政策的落实和城乡关系的演变，我国城乡协调发展取得一定成效，2010 至 2021 年我国城镇化率由 49.68% 提高至 64.72%，人口流动规模从 2.21 亿增长至 3.85 亿人，城乡居民人均可支配收入之比则从 2.99% 下降至 2.50%。[①]然而，受我国城乡二元经济体制桎梏，城乡在基础设施建设、基本公共服务及居民收入消费等方面仍存在较大差距（张海鹏，2019）。2022 年国家发改委发布《新型城镇化和城乡融合发展重点任务》，强调“以县域为基本单元推动城乡融合发展，推进城镇基础设施向乡村延伸、公共服务和社会事业向乡村覆盖”。在此背景下，充分考虑城乡融合发展的多维表现及影响因素，对于重塑城乡关系、实现城乡融合发展和共同富裕具有重要现实意义。

与此同时，以数字科技和数字金融为主要支撑的数字经济迅速发展，成为经济高质量增长的重要引擎。2021 年中国数字经济规模为 45.5 万亿元，占 GDP 比重为 39.8%，其规模增速高于同期 GDP 增速 3.4 个百分点。[②]已有文献针对数字经济的影响效应进行了丰富研究，主要聚焦于数字经济能够促进经济高质量发展、产业结构升级、财政收入增加、收入差距缩小、消费扩容提质、居民就业与创业增加及创新水平提升等方面（杨伟明等，2020；杜金岷等，2020；韩晶、陈曦，2022）。然而，鲜有文献研究数字经济对城乡融合发展的影响，少量相关研究对二者关系进行了定性分析，或仅从省级层面的城乡收入或消费差距角度进行探究，未全面考察数字金融和信息技术对城乡全方位多维度融合的作用，也未深入解答数

作者简介：苏春红，山东大学经济学院教授、博士生导师。李真（通讯作者），山东大学经济学院博士研究生。

基金项目：国家社科基金一般项目“保障适度与可持续的多层次养老保险体系改革研究”（项目编号：21BJY100）；山东大学人文社科重大项目“积极应对老龄化战略的机制创新与对策研究”（项目编号：21RWZD10）。

① 根据国家统计局公布数据计算得到。

② 资料来源：中国数字经济发展报告（2022 年），http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202207/t20220708_405627.htm。

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

字经济助推城乡融合发展的影响路径。因此,在城乡融合和数字经济同步发展的新时代,如何激发数字经济潜力与活力,充分发挥数字红利,为推动城乡融合发展提供动力,值得深入探讨。

基于此,本文采用时序全局主成分分析方法从公共服务和非公共服务融合两方面对 2011 ~2019 年中国 285 个地级市的城乡融合发展水平进行测度分析,并将数字经济与城乡融合纳入同一框架,实证分析数字经济对城乡融合的直接影响、作用路径及非线性影响。相比以往研究,本文可能的边际贡献体现在以下三点: 第一,在研究视角上,基于数字经济与城乡融合同步发展的时代背景,实证考察数字经济对城乡融合发展的影响效应,为厘清数字经济赋能城乡高质量融合发展的内在逻辑和实现路径提供了论证依据,拓展了二者的相关研究,对该领域已有文献进行了重要补充。第二,在指标创建上,首次从公共服务融合和非公共服务融合两方面构造城乡融合发展综合测度指标,并将基础指标细化到多个维度,不仅突破了已有文献仅从省级层面构造城乡融合指标的局限性,也为全面系统地分析城乡融合发展的时空演化特征和相关影响因素奠定了坚实基础。第三,在研究内容上,采用中介模型和门槛模型进行作用机制和非线性检验,揭示了数字经济通过促进产业结构升级推动城乡融合发展的传导路径,以及数字经济对城乡融合发展的非线性影响效应,既深化了数字经济对城乡融合的作用解释,又为数字经济时代城乡融合发展的政策制定提供了有益参考。

二、理论分析及研究假说

城乡融合发展是复杂系统性演进过程,涉及居民、政府、企业多个主体和农业、工业、服务业多个生产部门,涵盖公共服务和非公共服务领域内的多个维度。数字经济因其广覆盖、低成本和跨时空传播等特征,对城乡融合发展的主体行为、生产部门及具体维度产生重要影响。本文从基本影响、传导机制和非线性影响三方面分析数字经济与城乡融合的关系,并提出相应研究假说。

(一) 基本影响分析

数字经济为促进城乡融合发展提供了新动力和新渠道,能够优化城乡资源配置,缩小城乡多维差距(周慧等,2022),对城乡融合发展产生正向作用。一方面,数字经济有利于缩小城乡公共服务差距,促进公共服务融合发展。首先,数字经济能够缩小城乡医疗水平差距,推动城乡社会保障一体化发展。虽然城乡居民在医疗保障和基本养老保险方面均实现了制度全覆盖,但农村所享受的公共服务资源仍远远落后于城市,而数字经济促进了“智慧医疗”的发展,能够为城乡居民提供精准个性化、便捷化服务,有效解决了农村医疗资源不足及城乡医疗资源分配不均的问题(李洁,2018)。并且,数字经济通过应用大数据和人工智能等技术,对城乡居民的数据资料进行收集分析,能够高效实现公共服务的对接和匹配,显著提升养老、医疗及失业保险参保水平(汪亚楠等,2020)。其次,数字经济能够推动城乡之间教育和文化资源共享,缩小城乡教育水平差距。数字经济通过移动互联网及数据可视化等多样化数字技术,使得大量电子教育资源和图书资料在城乡之间共享传播,极大地发挥了信息扩散效应与知识溢出效应,提升了城乡人力资本水平(马威、张人中,2022)。最后,数字经济能够缩小城乡基础设施和生态环境差距,推动城乡健康协调发展。通过使用数字化信息和数字化技术构建便民服务平台,可对公共交通及生态环境实现智能监控和实时监测(张腾等,2021),从而为城乡居民提供高效便捷的数字化服务。此外,数字经济不仅可以提高政府对城乡交通和卫生环境的监管水平和治理能力,也促进了政府工作的政务公开和信息透明,在乡村振兴战略下,政府会更加积极地改善农村基础设施及人居环境,进而推动城乡公共服务融合。

另一方面,数字经济有利于缩小城乡非公共服务差距,促进非公共服务融合发展。首先,数字经济能够推动城乡经济健康协调发展。数字经济通过转变经济发展模式、优化资源配置水平,为城市经济增长提供新动能,也为实现乡村振兴提供新机遇,更有利于实现收入分配的普惠性和包容性,从而增加农村收入水平,释放农民消费潜力,促进城乡经济融合发展(张勋等,2019)。其次,数字经济能够驱动城乡产业融合发展。数字经济具有降低信息成本、交易成本和信贷风险的优势,既能为城市企业生产投资提供多样融资渠道,也能为农民返乡创业提供技术支撑和资金保障,可以充分发挥城市技术优势与农村

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

资源优势,形成功能互补、深度衔接的城乡产业体系,实现城乡产业价值增量的深度融合和合理分配(杨梦洁,2021)。再次,数字经济能够加快城乡劳动要素双向流动。以数字技术及普惠金融为代表的数字经济可以改善中小微企业的融资信贷约束,推动企业扩大投资和生产发展,增加地区就业岗位,吸引更多人口向城市流动(马述忠、胡增玺,2022)。同时,在乡村振兴战略下,数字经济为农民工返乡创业提供了良好的创业环境和资本禀赋,一定程度上增强了劳动力回流趋势(文丰安,2021)。最后,数字经济能够促进城乡空间深度融合发展。数字经济推动了乡村基础设施和新型城镇化建设,弱化了城乡空间边界,优化了城乡分布结构(杨瑞等,2022),并通过资本积累和产业集聚对城乡布局进行空间重组和功能优化,从而实现城乡空间融合发展。

基于此,本文提出假说1:数字经济对城乡融合发展具有显著正向促进作用。

(二)传导机制分析

数字经济可以促进产业结构升级。第一,数字经济能够通过提升物质资本和人力资本实现产业结构升级。数字经济不仅涵盖经济活动数字化的基础设施,也能将数字技术和数字信息作为生产要素,充分发挥协同性及渗透性特点(金星晔等,2020),实现数据资本与实体资本深度融合,驱动传统产业转型升级,促进价值创造和经济发展。而且,考虑数字经济与劳动力就业的替代互补关系(Rees & Shah,1986),数字经济的发展也能倒逼人力资本水平提升,从而推动产业结构优化升级(刘洋、陈晓东,2021)。第二,数字经济可以通过技术创新实现产业结构升级。数字经济作为新一轮科技革命的主导力量,既可以提高知识存量和传播速度,增强地区和企业科技创新能力(金环、于立宏,2021),又能促进新业态、新模式及新平台的兴起,加快传统产业与科技产业的融合速度,推动产业结构向高级化和合理化方向转型升级。

同时,产业结构升级能够推动城乡融合发展。一方面,产业结构升级能够增加政府收入从而推动城乡公共服务融合发展。良好的产业结构可以给各级政府带来充足的税收收入,缩小政府财政收支缺口,提升财政自给能力和公共服务供给能力,优化城乡教育、医疗、社会保障和基础设施等公共服务结构(赵怡虹、李峰,2009),促进城乡公共服务融合发展。另一方面,产业结构升级能够带动居民就业,推动城乡非公共服务融合发展。产业结构的优化调整不仅能增加城市就业岗位和居民收入,也能提高农村居民的收入水平,缩小城乡收入差距(卢冲等,2014)。并且,产业结构升级能通过人口流动释放普惠效应,提高农村居民消费水平(徐敏、姜勇,2015),从而促进城乡收入、消费等非公共服务融合发展。

基于此,本文提出假说2:数字经济可以通过促进产业结构升级间接推动城乡融合发展。

(三)非线性影响分析

数字经济对城乡融合发展的影响可能存在“边际效用递增”的非线性特征。在数字经济时代,随着新兴技术和数字金融的广泛应用,地区、城乡及部门之间经济活动边界逐渐消失,数字信息的获取难度及交易成本大幅下降,数字经济对城乡融合的影响可能会随其发展阶段不同而呈现非线性变化趋势。数字经济因其特有的数据化、智能化及平台化等特点,能够吸引较多就业者、创业者、消费者和生产者等市场主体参与到城乡融合过程中,并通过信息技术的外部性实现范围经济和规模经济,从而加快社会运行效率和城乡结构转变(魏成龙、郭诚诚,2021)。根据梅特卡夫法则,网络数据的价值以用户数量的平方速度增长,当参与用户超过某一临界点后,价值则呈爆发式增长。因此,随着数字经济涉及主体数量和范围的扩大,城市与农村开展各种经济活动的边际成本不断下降,由数字经济带来的边际收益呈现几何式增长态势(韩先锋等,2019)。其中,数字经济在教育、医疗及社会保障等公共服务领域的应用能够克服供需双方信息不对称问题,突破时空限制使集体行动成为可能,依靠大数据和互联网高效采集数据和处理政务,实现城乡公共服务的“规模经济”。在非公共服务领域,数字经济能够极大地降低城乡居民、企业和政府部门的信息搜寻成本和交易成本,提高生产、流通、分配和消费等各个环节的运行效率,实现非公共服务的“规模经济”,从而促进城乡融合发展。

基于此,本文提出假说3:数字经济对城乡融合发展的影响存在“边际效应递增”的非线性特征。

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

三、实证分析

(一) 模型设计

为分析数字经济对城乡融合发展水平的影响,本文将城乡融合发展作为被解释变量,数字经济作为核心解释变量,加入相关控制变量进行回归分析,具体模型如下:

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 dig_{it} + \alpha_2 X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标 i 代表城市、t 代表时间;y_{it} 为 i 城市在 t 年的城乡融合发展水平;dig_{it} 代表数字经济发展水平;X_{it} 表示一系列控制变量的集合;α_0 为截距项,α_1、α_2 表示各解释变量对被解释变量的影响系数;μ_i 为不随时间变化的个体固定效应;ε_{it} 为随机干扰项。

为检验数字经济影响城乡融合发展的作用机制,使用温忠麟和叶宝娟(2014)的中介效应模型,在基准模型式(1)之上,构建数字经济对中介变量产业结构升级 str_{it} 的回归模型式(2)以及数字经济与产业结构升级对城乡融合发展的回归模型式(3)。在 β_1 和 γ_2 均显著的前提下,若 γ_1 不显著表明存在完全中介效应,若 γ_1 显著且 $\gamma_1 < \alpha_1$,则存在部分中介效应。具体模型如下:

$$str_{it} = \beta_0 + \beta_1 dig_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$y_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 dig_{it} + \gamma_2 str_{it} + \gamma_3 X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

此外,为探究数字经济对城乡融合的影响是否存在非线性"边际递增"特点,本文采用汉森(Hansen,1999)的面板门槛模型进行检验,以数字经济 dig_{it} 作为门槛变量,在式(1)基础之上构造单门槛模型:

$$y_{it} = \rho_0 + \rho_1 dig_{it} \times I(dig_{it} \leqslant \theta) + \rho_2 dig_{it} \times I(dig_{it} > \theta) + \rho_3 X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中,θ 为待估门槛值,可将研究样本划分成两个区间。$I(\cdot)$ 为指示函数,在满足括号内的条件时取值为 1,反之,取值为 0。除上述单门槛模型之外,还可扩展为多门槛模型,限于篇幅,本文不再列出。

(二) 数据、变量与描述性统计

1. 指标选取

被解释变量为城乡融合发展水平。本文将周佳宁等(2019)、苏春红和李真(2022)关于省级城乡融合发展的指标构建拓展至城市层面,使用全局主成分分析方法从公共服务融合和非公共服务融合两方面对城乡融合综合发展水平进行测算分析。其中,非公共服务融合包括经济、产业、人口和空间融合四个维度,公共服务融合包括社保、医疗、教育、文化、交通和生态融合六个维度,考虑指标的科学性及数据的完整性,每个维度均选取了一系列基础指标予以反映,具体城乡融合发展指标评价体系见表 1。① 上述基础指标通过了 KMO 检验和 Bartlett's 球形检验,表明所选指标适合主成分分析。② 本文将测算得到的城乡融合发展综合指数作为主要被解释变量,并将二级指标公共服务融合和非公共服务融合作为被解释变量,在基准模型、中介效应和门槛效应中进行回归分析。

核心解释变量为数字经济。借鉴张勋等(2019)、何宗樾和宋旭光(2020)的做法,采用北京大学数字金融研究中心发布的中国数字普惠金融指数代表数字经济发展水平③,并将其三个子指标覆盖广度、使用深度和数字化程度代替数字普惠金融指数进行稳健性检验。

---

① 本文的指标体系在已有研究基础之上根据全面性、科学性、可比性和可得性的原则拓展得到,使用理论分析法、频度统计法及专家论证法选取公共服务和非公共服务融合两方面的指标,涉及经济、产业、人口、空间、教育、医疗、社保等多个维度。其中,在公共服务融合方面,由于农村指标与数据缺失,本文使用城市整体数据反映城乡公共服务水平。另外,参考杨晓军和陈浩(2020),人口城镇化指标采用市辖区人口占总人口的比值表示。

② 限于文章篇幅,未对全局主成分分析的具体测算过程及城乡融合发展的时空演化分析予以详细列出,有需要可向作者索取。

③ 数字普惠金融是数字信息和金融科技的结合体,能够促进创业、提升就业、缩小城乡收入差距及推动经济高质量发展等,由于数字普惠金融与数字经济具有许多共同特点和作用,在研究中经常对二者不予区分,如张勋等(2019)、何宗樾和宋旭光(2020)均使用数字普惠金融指数表示数字经济指标进行回归分析。

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

表 1: 城乡融合发展水平指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	基础指标	指标说明	单位	类型	属性
城乡融合发展	非公共服务融合	经济	人均 GDP	实际人均国内生产总值	元	状态	+
			城乡居民人均收入之比	城镇居民人均可支配收入/农村居民人均可支配收入	%	比值	-
			城乡居民人均消费之比	城镇居民人均消费支出/农村居民人均消费支出	%	比值	-
			人均私人汽车拥有量	城乡居民私人汽车拥有量/总人口	辆/人	动力	+
		产业	二元对比系数	(第一产业产值/第一产业从业人员) /(第二、三产业产值/第二、三产业从业人员)	%	比值	+
			非农与农业产值之比	第二、三产业增加值/第一产业增加值	%	比值	+
			非农与农业就业之比	第二、三产业从业人员/第一产业从业人员	%	比值	+
		人口	人口城镇化水平	市辖区人口/总人口	%	状态	+
			旅客运输量	旅客运输量	百万	动力	+
		空间	土地城镇化水平	城市建设用地面积/行政区域土地面积	%	状态	+
			交通网密度	公路里程/城市建设用地面积	km/km^2	状态	+
	公共服务融合	社保	养老保险参保人数	每万人中城乡养老保险参保人数	人	状态	+
			失业保险参保人数	每万人中城乡失业保险参保人数	人	状态	+
			医疗保险参保人数	每万人中城乡医疗保险参保人数	人	状态	+
		医疗	人均医生数	每万人拥有的医生数量	人	状态	+
		教育	小学师生比	每万名小学学生拥有的教师数量	人	状态	+
		文化	人均图书数量	公共图书馆图书藏量/总人口	本	状态	+
		交通	城乡公共交通	公共交通车辆拥有量/总人口	辆	状态	+
		生态	人均绿地面积	园林绿地面积/总人口	公顷/万人	状态	+
			污水处理	生活污水处理率	%	状态	+

资料来源: 作者自制。

中介变量为产业结构升级,使用第三产业增加值与第二产业增加值的比值表示。

考虑影响城乡融合发展水平的其他因素,同时为了减弱因遗漏变量而导致的内生性问题,本文选取以下控制变量: 财政分权使用“人均地级市财政收入/(人均地级市财政收入 + 人均省级财政收入 + 人均中央财政收入)”表示; 政府竞争使用外商投资总额与 GDP 之比表示; 政府干预使用财政支出与 GDP 之比表示; 对外开放以进出口总额与 GDP 之比表示; 金融发展以年末金融机构存贷款余额之和与 GDP 之比表示; 人力资本以普通高等学校在校生人数与总人口之比表示; 人口密度以总人口与城市行政区域土地面积之比的对数值表示。

2. 数据说明

基于数据的可得性,对我国 2011 ~ 2019 年 285 个地级市①的面板数据进行实证分析。其中,中国数字普惠金融指数来自北京大学数字金融研究中心发布的《数字金融指数报告》,城乡融合指标体系及相关控制变量等数据来自《中国城市统计年鉴》、EPS 数据库、CEIC 数据库及各省统计年鉴。为剔除价格因素的影响,以 2011 年为基期对数据进行平减处理,并对缺失数据使用插值法补齐,表 2 为变量的描述性统计。

① 由于安徽省巢湖市、山东省莱芜市、海南省三沙市和儋州市、贵州省毕节市和铜仁市、青海省海东市、西藏自治区日喀则市、昌都市、林芝市、山南市和那曲市、新疆维吾尔自治区吐鲁番市和哈密市相关数据缺失,本文对上述城市予以剔除,最终得到 285 个地级及以上城市 2011 ~ 2019 年的相关数据。

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

表 2: 变量的描述性统计

变量	名称	观测值个数	均值	标准差	最小值	最大值
y	城乡融合发展	2565	0. 1280	0. 0496	0. 0421	0. 5098
y_pub	公共服务融合	2565	0. 1473	0. 0541	0. 0347	0. 4377
y_npub	非公共服务融合	2565	0. 1087	0. 0513	0. 0425	0. 6014
dig	数字经济	2565	5. 0015	0. 5137	2. 8344	5. 7735
str	产业结构	2565	1. 0154	0. 5551	0. 1136	5. 2340
fd	财政分权	2565	0. 2637	0. 1195	0. 0121	0. 6584
fdi	政府竞争	2565	0. 0165	0. 0162	0. 0000	0. 1159
gov	政府干预	2565	0. 2046	0. 1041	0. 0353	0. 8717
open	对外开放	2565	0. 1804	0. 2882	0. 0004	2. 2839
fin	金融发展	2565	2. 4552	1. 2062	0. 5879	13. 5303
edu	人力资本	2565	0. 0171	0. 0197	0. 0000	0. 1260
dens	人口密度	2565	5. 7317	0. 9762	1. 7360	8. 8140

(三) 基准回归

本文选择固定效应模型进行实证分析(见表 3)。其中,第(1)~(6)列分别为加入控制变量前后数字经济对城乡融合发展、公共服务融合以及非公共服务融合的回归结果,可以看出,在加入控制变量前后,数字经济对城乡融合发展、公共服务融合及非公共服务融合均存在显著正向影响。从第(2)列数字经济的系数来看,数字经济每增加 1%,城乡融合发展水平能够提高 0. 0166%,即数字经济的提高有利于推动城乡融合发展,假说 1 得到验证。数字经济作为拉动我国经济增长的重要引擎,对加快城乡融合发展具有重要作用。一方面,数字经济能够提升人力资本积累和科技创新水平,推进产业数字化转型升级,激发城市创新力和竞争力,促进城市经济健康发展。另一方面,数字经济能够推动农村电子商务发展,提高农村居民收入和消费水平,同时,数字金融又能为返乡农民提供创业资金,提升农村资本数量和使用效率,从而有利于实现乡村振兴。也就是说,数字经济的发展为城市与农村带来了机遇和动力,在一定程度上能缩小城乡多维差距,促进城乡教育、医疗、社保、文化和生态等公共服务融合和城乡经济、产业、人口和空间等非公共服务融合。

表 3: 基准回归

变量	城乡融合发展		公共服务融合		非公共服务融合	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
dig	0. 0183***	0. 0166***	0. 0217***	0. 0193***	0. 0150***	0. 0139***
	(0. 0007)	(0. 0009)	(0. 0009)	(0. 0013)	(0. 0008)	(0. 0009)
fd		0. 0325**		0. 0464*		0. 0186
		(0. 0162)		(0. 0256)		(0. 0124)
fdi		-0. 0823*		-0. 1457***		-0. 0188
		(0. 0435)		(0. 0465)		(0. 0675)
gov		-0. 0244***		-0. 0186		-0. 0303***
		(0. 0081)		(0. 0140)		(0. 0084)
open		-0. 0160***		-0. 0202**		-0. 0118*
		(0. 0052)		(0. 0090)		(0. 0066)
fin		0. 0022***		0. 0031***		0. 0013**
		(0. 0007)		(0. 0011)		(0. 0006)
edu		0. 5376***		0. 5779**		0. 4973***
		(0. 1828)		(0. 2311)		(0. 1702)
dens		-0. 0133***		-0. 0288***		0. 0021
		(0. 0024)		(0. 0040)		(0. 0019)

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

续表 3

变量	城乡融合发展		公共服务融合		非公共服务融合	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
cons	0.0362*** (0.0035)	0.1075*** (0.0165)	0.0388*** (0.0047)	0.1961*** (0.0271)	0.0336*** (0.0039)	0.0190 (0.0132)
固定效应	是	是	是	是	是	是
R^2	0.4434	0.5005	0.3410	0.4238	0.3018	0.3229
F 检验	156.84***	60.52***	82.32***	36.40***	140.62***	58.93***
Hausman 检验	262.50***	299.09***	266.07***	255.61***	177.74***	184.65***
N	2565	2565	2565	2565	2565	2565

注: *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平,括号内为稳健标准误。下同。

(四) 稳健性检验

为保证回归结果的稳健性,本文采用以下方法进行检验,结果见表 4。一是替换核心解释变量。使用覆盖广度、使用深度和数字化程度三个子指标代替核心解释变量数字普惠金融指数进行回归分析。① 二是增加控制变量,鉴于城市经济总量可能会对城乡融合发展产生影响,在模型控制变量中加入实际 GDP 水平。三是排除异常值。为减少特殊时间和特殊城市异常值的干扰,对城市面板数据进行 1% 的缩尾处理。四是剔除重点城市。考虑重点城市的社会、经济和财政等状况与其他普通城市存在显著差异,对 4 个直辖市、5 个计划单列市、15 个副省级城市② 和 26 个省会城市予以剔除。从回归结果来看,无论是替换解释变量、增加控制变量,还是排除异常值以及剔除重点城市,核心解释变量的估计结果均与基准回归保持高度一致,其他控制变量的系数与显著性也未发生明显改变,表明实证结果具有较好的稳健性。

表 4: 稳健性检验

变量	替换核心解释变量			增加控制变量	缩尾处理	剔除 4 个直辖市	剔除 5 个计划单列市	剔除 15 个副省级城市	剔除 26 个省会城市
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
dig				0.0136*** (0.0009)	0.0167*** (0.0009)	0.0166*** (0.0009)	0.0164*** (0.0009)	0.0156*** (0.0008)	0.0152*** (0.0008)
coverage_breadth	0.0143*** (0.0009)								
usage_depth		0.0162*** (0.0010)							
digitization_level			0.0111*** (0.0007)						
tgdp				0.0415*** (0.0082)					
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
cons	0.1167*** (0.0160)	0.0966*** (0.0158)	0.1185*** (0.0163)	0.1168*** (0.0166)	0.1078*** (0.0154)	0.1061*** (0.0165)	0.1056*** (0.0165)	0.1083*** (0.0154)	0.1133*** (0.0157)
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
R^2	0.4784	0.4893	0.4547	0.5414	0.5000	0.4974	0.4990	0.5034	0.4999
N	2565	2565	2565	2565	2565	2529	2520	2430	2331

① 本文使用互联网普及率代替数字普惠金融指数进行回归分析,结果显示数字经济对城乡融合发展、公共服务融合及非公共服务融合均存在显著正向影响。限于篇幅,实证结果备索。

② 计划单列市包括深圳、大连、青岛、宁波和厦门 5 个城市,副省级城市包括广州、武汉、哈尔滨、沈阳、成都、南京、西安、长春、济南、杭州、大连、青岛、深圳、厦门和宁波 15 个城市。

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

此外，为了更全面的反映数字经济综合发展水平对城乡融合的影响，本文借鉴赵涛等(2020)的思路，使用主成分分析法从互联网发展与数字金融两方面构建数字经济综合指标体系，具体包括互联网普及率、互联网相关从业人员、互联网相关产出、移动电话普及率及中国数字普惠金融指数 5 个基础指标①。进一步地，本文将数字经济综合指标代替核心解释变量数字普惠金融指数进行回归，具体结果见表 5。可以看出，无论是否加入控制变量、是否考虑时间固定效应，数字经济综合指标对城乡融合发展水平均存在显著正向影响，说明本文结论具有较好的稳健性。

表 5: 数字经济综合指标对城乡融合发展的影响

变量	城乡融合发展			
	(1)	(2)	(3)	(4)
dig	0.0149***	0.0030***	0.0084***	0.0019**
	(0.0015)	(0.0009)	(0.0013)	(0.0009)
控制变量	否	否	是	是
cons	0.1131***	0.1083***	0.1118***	0.1616***
	(0.0015)	(0.0009)	(0.0151)	(0.0194)
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	否	是	否	是
R^2	0.1392	0.5361	0.3284	0.5796
N	2565	2565	2565	2565

(五) 内生性讨论

内生性问题产生的原因主要有三种，包括测量误差、遗漏变量及反向因果，本文的变量选取和指标构造在很大程度能够减少测量误差和遗漏变量造成的内生性。为解决可能存在的反向因果问题，借鉴原毅军和谢荣辉(2015)的做法，将核心解释变量数字经济与所有控制变量均滞后一期纳入模型进行回归分析，该做法能避免当期城乡融合对数字经济的影响，从而克服互为因果导致的内生性问题，结果见表 6 第(1)列，可以看出，滞后一期的数字经济对城乡融合发展仍具有显著影响。

表 6: 内生性讨论

变量	FE	2SLS		LIML	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
dig	0.0142***	0.0404*	0.0293**	0.0404*	0.0293**
	(0.0008)	(0.0239)	(0.0126)	(0.0239)	(0.0126)
控制变量	是	是	是	是	是
cons	0.0263*	−0.1690	−0.1243*	−0.1690	−0.1243*
	(0.0141)	(0.1135)	(0.0676)	(0.1135)	(0.0676)
固定效应	是	是	是	是	是
Kleibergen − Paap rk LM		40.911	81.727		
		(0.0000)	(0.0000)		
Cragg − Donald Wald F		73.523	217.556		
		[16.38]	[16.38]		
Hansen J		0.000	0.000		
N	2280	2565	2016	2565	2016

注: *Kleibergen − Paap rk LM* 统计量括号内对应识别不足检验的 *p* 值，*Cragg − Donald Wald F* 统计量括号内对应 *Stock − Yogo* 弱识别检验的 10% 临界值。

① 限于文章篇幅，本文未列出数字经济综合指标的指标定义及主成分分析测算过程，有需要可向作者索取。

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

此外,本文选择两个工具变量并使用两阶段最小二乘法(2SLS)对模型进行估计。一是采用各地级市坡度作为数字经济的工具变量,城市坡度的高低影响着数字基础设施的建设和数字经济的发展,但作为自然地理特征,坡度是外生给定的变量,与城乡融合发展水平无关。二是借鉴赵涛等(2020)的方法,使用1984年各城市年末每万人电话机数量作为数字经济的工具变量,历史的电信基础设施会对未来数字技术的应用产生影响,但当控制了一系列变量之后,对当前城乡融合发展的作用有限。因此,本文所选的两个工具变量均满足相关性和外生性条件。然而,考虑两个工具变量为横截面数据,不能在面板数据中进行直接应用,本文按照纳恩和钱(Nunn & Qian,2014)的方法,将可以随时间变化的上一年互联网宽带接入用户数与各城市坡度①、1984年年末每万人电话机数量②分别相乘构造交互项,作为各城市数字经济的工具变量。从表6第(2)和(3)列的结果来看,两个工具变量均通过了不可识别检验和弱工具变量检验,说明所选的工具变量是合理且有效的。同时,在考虑内生性问题后,数字经济的回归系数仍显著为正,即内生性问题未对本文研究结论产生显著影响。进一步地,本文还使用对弱工具变量更不敏感的有限信息最大似然法(LIML)对工具变量进行回归分析,结果见表6第(4)和(5)列,对比发现LIML与2SLS估计结果一致,说明回归结果具有稳健性。

(六)异质性分析

为探究数字经济对城乡融合发展的影响是否存在异质性,本部分根据空间地理位置、政策环境背景及城市规模等级进行分组回归,并采用Chow检验和费舍尔组合检验对回归结果进行组间系数差异性检验,以验证分组回归的系数差异是否具有显著性③。具体异质性分析如下:

(1)空间地理位置异质性。考虑数字经济和城乡融合具有明显的区域异质性特点,本文按照传统的地理划分方法将地级市分为东部地区100个城市和中西部地区185个城市,以探究数字经济对城乡融合发展的影响是否存在空间地理位置异质性,结果见表7。可以看出,数字经济对东部和中西部城乡融合发展都存在显著促进作用,但东部地区的正向影响更强。原因可能是东部地区经济发展水平相对较高,空间地理位置优越,能够充分发挥数字经济的积极作用,而中西部地区经济相对落后,地理位置较为复杂,数字经济发展缓慢,对城乡融合发展的影响有限。

表7: 异质性分析

变量	东部地区	中西部地区	2011~2014年	2015~2019年	三线及以上城市	四五线城市
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
dig	0.0232***	0.0140***	0.0141***	0.0430***	0.0176***	0.0139***
	(0.0018)	(0.0009)	(0.0010)	(0.0025)	(0.0030)	(0.0010)
控制变量	是	是	是	是	是	是
cons	0.0715	0.1007***	0.2406**	−0.0519**	−0.1961***	0.1016***
	(0.1143)	(0.0151)	(0.1060)	(0.0242)	(0.0516)	(0.0157)
固定效应	是	是	是	是	是	是
R^2	0.5762	0.4882	0.4050	0.4283	0.8026	0.4521
N	900	1665	1140	1425	1071	1494
经验 p 值	0.000***		0.000***		0.000***	

注　"经验 p 值"是使用费舍尔回归系数组间差异检验方法所得,Bootstrap模拟次数为1000次。

① 城市坡度数据通过中国地理监测云平台整理分析得到。

② 1984年电话机数量和人口数量来源于《中国城市统计年鉴》,考虑与2011~2019年城市数据的契合度,选择224个城市进行工具变量回归分析。

③ 组间系数差异性检验结果表明,三组回归对应的经验 p 值分别为0.000、0.000、0.000,意味着分组回归中数字经济的系数具有显著性差异。

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

(2) 政策环境背景异质性。自我国实施“宽带中国”战略[①]以来,网络基础设施建设和数字经济得到迅速发展。为探究数字经济对城乡融合发展是否存在政策环境背景异质性影响,借鉴杨文溥(2022)的做法,以 2015 年为节点将样本分为 2011~2014 年以及 2015~2019 年两个阶段。结果显示,数字经济对城乡融合发展的影响系数在两个阶段均显著为正,但在 2015~2019 年的促进作用远远大于 2011~2014 年,说明“宽带中国”政策的实施推动了技术创新、产业结构升级和数据要素流动,激发了数字经济的发展潜力,显著提高了数字经济对城乡融合的促进作用。

(3) 城市规模等级异质性。鉴于不同规模的城市可能在商业资源、交通枢纽、人口集聚及生活方式等方面存在差异,本文按照《2021 年城市商业魅力排行榜》将城市分为三线及以上城市 119 个及四、五线城市 166 个[②],以探究数字经济对城乡融合的城市规模异质性,结果见表 7。在不同规模等级的城市中,数字经济对城乡融合发展均表现为显著促进作用,但在三线及以上城市的正向影响更强。原因可能是三线及以上城市数字基础设施建设良好,公共服务较为完善,资源配置效率较高,能够更好地将数字经济转化为推动城乡融合发展的动力。

四、拓展研究

(一) 中介效应分析

为探究数字经济影响城乡融合发展的内在机制,本文以产业结构升级作为中介变量,使用中介效应模型分析数字经济对城乡融合发展、公共服务融合及非公共服务融合的影响,结果见表 8。[③] 其中,第(2)、(4)、(6)列分别为基准回归结果,第(1)列是在基准回归基础之上分析数字经济对产业结构升级的影响[④],第(3)、(5)、(7)列则是将数字经济与产业结构升级同时纳入回归模型。具体来看,数字经济的系数在各回归结果中均在 1% 的水平下显著为正,并且在考虑中介变量产业结构升级后,数字经济对城乡融合发展、公共服务融合及非公共服务融合的影响系数均有所下降,说明产业结构升级在数字经济和城乡融合发展之间发挥了部分中介效应。具体地,数字经济每提高 1 个单位,城乡融合发展水平会直接提高 0.0133 个单位,同时使得产业结构升级提高 0.2119 个单位,导致城乡融合间接提高 0.0028 个

表 8: 中介效应分析

变量	产业结构升级	城乡融合发展		公共服务融合		非公共服务融合	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
dig	0.2119***	0.0161***	0.0133***	0.0207***	0.0174***	0.0114***	0.0092***
	(0.0170)	(0.0012)	(0.0012)	(0.0014)	(0.0014)	(0.0013)	(0.0014)
str			0.0131***		0.0157***		0.0106***
			(0.0013)		(0.0016)		(0.0015)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
cons	−0.7858***	−0.0713***	−0.0610***	−0.0291***	−0.0168**	−0.1136***	−0.1053***
	(0.1044)	(0.0072)	(0.0072)	(0.0084)	(0.0084)	(0.0083)	(0.0083)
固定效应	是	是	是	是	是	是	是
R^2	0.4553	0.6728	0.6846	0.6269	0.6410	0.6011	0.6082
N	2565	2565	2565	2565	2565	2565	2565

① 工业和信息化部、国家发展和改革委员会分别于 2014、2015 和 2016 年批复了 3 批共 120 个“宽带中国”示范城市。

② 《2021 年城市商业魅力排行榜》将全国 337 个地级及以上城市分为一线城市(4 个)、新一线城市(15 个)、二线城市(30 个)、三线城市(70 个)、四线城市(90 个)、五线城市(128 个)。

③ 本部分中介效应实证结果通过 Stata 的 sgmediation 命令实现。

④ 该模型与范子英等(2016)通过替换被解释变量进行机制分析的方法相同。本文将被解释变量城乡融合发展替换为产业结构升级,使用前文历史数据作为数字经济的工具变量进行 2SLS 和 LIML 估计,结果表明数字经济对产业结构升级仍存在促进作用。因此,在克服数字经济和产业结构升级之间可能存在的内生性问题后,结合理论分析及研究假说中产业结构升级对城乡融合发展的直观正向影响,证明了产业结构升级是数字经济推动城乡融合发展的重要作用路径。实证结果备索。

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

单位,总效应为直接效应与间接效应之和,即 0.0161 个单位,间接效应占总效应之比为 17.28%。同理,可计算得到产业结构升级对公共服务融合与非公共服务融合的间接效应占总效应之比分别为 16.05%和 19.62%,即假说 2 得到验证。

(二) 门槛效应分析

为进一步探究不同数字经济水平下,数字经济对城乡融合发展是否存在非线性影响,本文以数字经济作为门槛变量,对城乡融合发展、公共服务融合和非公共服务融合分别进行面板门槛回归分析。从结果来看,无论被解释变量是城乡融合发展、公共服务融合还是非公共服务融合,门槛回归都在 1%的显著性水平下通过了单门槛和双门槛检验,而三门槛检验不显著,故选择双门槛模型进行回归。其中,关于数字经济对城乡融合发展的影响如表 9 第(1)列所示,当数字经济低于第一个门槛值 5.2845 时,数字经济系数显著为 0.0123;当数字经济介于两个门槛值之间时,数字经济系数显著为 0.0134;当数字经济超过第二个门槛值 5.5236 时,数字经济系数显著为 0.0154,说明随着数字经济的提高,数字经济对城乡融合发展的促进作用不断增强,呈现出正向边际效应递增的非线性特征,数字经济的网络效应和梅特卡夫法则均在推动城乡融合发展过程中成立,即假说 3 得到验证。

表 9: 门槛效应分析

变量	城乡融合发展	公共服务融合	非公共服务融合
	(1)	(2)	(3)
dig – 1	0.0123***	0.0249***	0.0176***
	(0.0005)	(0.0013)	(0.0012)
dig – 2	0.0134***	0.0219***	0.0153***
	(0.0005)	(0.0010)	(0.0009)
dig – 3	0.0154***	0.0244***	0.0165***
	(0.0005)	(0.0010)	(0.0009)
控制变量	是	是	是
cons	0.1179***	0.1859***	0.0011
	(0.0098)	(0.0150)	(0.0121)
固定效应	是	是	是
R^2	0.5672	0.4740	0.3731
门槛值	5.2845	3.9750	4.0893
	5.5236	5.5187	5.3734
单门槛检验	262.15***	191.27***	150.17***
双门槛检验	120.21***	58.61***	50.09***
三门槛检验	50.80	38.70	32.71

五、研究结论与政策建议

本文以 2011~2019 年我国 285 个地级市面板数据作为研究样本,采用全局主成分分析法对城乡融合发展水平进行测算分析,并基于数字经济这一重要视角,实证探究其对城乡融合影响的直接效应、中介效应及门槛效应。主要结论如下: 第一,数字经济显著推动了城乡融合发展,该结果在引入工具变量克服内生性问题等一系列稳健性检验中仍然成立。第二,数字经济在不同的空间地理位置、政策环境背景及城市规模等级下对城乡融合存在异质性影响,对东部地区、2015~2019 年和三线及以上城市的正向作用更明显。第三,产业结构升级在数字经济促进城乡融合发展、公共服务和非公共服务融合过程中均发挥着部分中介效应。第四,数字经济对城乡融合发展的影响存在双门槛效应,随着数字经济发展水平的提高,数字经济对城乡融合发展的正向影响呈现边际效应递增的非线性特征。

基于此,本文提出以下几点政策建议: 首先,顺应数字经济发展趋势,推动城乡高质量融合发展。加

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

强农村数字基础设施建设和数字普惠金融发展，考虑城市在不同空间、时间和规模下的异质性，设计差异化、动态化及多层次的数字经济与城乡融合政策，促进城乡协调发展。其次，扩大数字经济覆盖广度，缩小城乡公共服务与非公共服务差距。加大农村数字基础设施投入力度与使用深度，消除城乡之间“数字鸿沟”以促进“智慧城市”及“数字农村”建设，鼓励公共服务和社会事业向农村倾斜，建立以城带乡、均衡发展的城乡普惠共享机制。再次，充分发挥数字经济红利，实现城乡产业结构转型升级和产业空间合理布局。以数字经济赋能城乡经济高质量发展，以数字技术和金融科技解决城乡生产力不平衡问题，通过平台经济和电子商务促进城乡产业深度融合发展。最后，建立城乡要素双向流动机制，破除城乡户籍、土地及社会保障制度壁垒。改变城乡分割的二元制度，鼓励资本、人才及技术等要素流向农村地区，并以数字技术为支撑进行监管落实，实现乡村振兴和共同富裕。

参考文献:

杜金岷、韦施威、吴文洋，2020：“数字普惠金融促进了产业结构优化吗”，《经济社会体制比较》，2020，6：38—49。

范子英、彭飞、刘冲，2016：“政治关联与经济增长——基于卫星灯光数据的研究”，《经济研究》，2016，1：114—126。

韩晶、陈曦，2022：“数字经济赋能绿色发展：内在机制与经验证据”，《经济社会体制比较》，2022，2：73—84。

韩先锋、宋文飞、李勃昕，2019：“互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗”，《中国工业经济》，2019，7：119—136。

何宗樾、宋旭光，2020：“数字经济促进就业的机理与启示——疫情发生之后的思考”，《经济学家》，2020，5：58—68。

金环、于立宏，2021：“数字经济、城市创新与区域收敛”，《南方经济》，2021，12：21—36。

金星晔、伏霖、李涛，2020：“数字经济规模核算的框架、方法与特点”，《经济社会体制比较》，2020，4：69—78。

李洁，2018：“数字鸿沟背景下中国‘智慧医疗’的发展”，《电子政务》，2018，2：89—96。

刘洋、陈晓东，2021：“中国数字经济发展对产业结构升级的影响”，《经济与管理研究》，2021，8：15—29。

卢冲、刘媛、江培元，2014：“产业结构、农村居民收入结构与城乡收入差距”，《中国人口·资源与环境》，2014，3：147—150。

马述忠、胡增玺，2022：“数字金融是否影响劳动力流动？——基于中国流动人口的微观视角”，《经济学(季刊)》，2022，1：303—322。

马威、张人中，2022：“数字金融的广度与深度对缩小城乡发展差距的影响效应研究——基于居民教育的协同效应视角”，《农业技术经济》，2022，2：62—76。

苏春红、李真，2022：“财政分权、支出偏向与城乡融合发展”，《经济问题探索》，2022，6：107—123。

汪亚楠、谭卓鸿、郑乐凯，2020：“数字普惠金融对社会保障的影响研究”，《数量经济技术经济研究》，2020，7：92—112。

魏成龙、郭诚诚，2021：“赋能与重塑：数字经济时代的政府治理变革”，《理论学刊》，2021，5：51—58。

温忠麟、叶宝娟，2014：“中介效应分析：方法和模型发展”，《心理科学进展》，2014，5：731—745。

文丰安，2021：“乡村振兴战略背景下农村劳动力回流与治理”，《农村经济》，2021，5：1—10。

徐敏、姜勇，2015：“中国产业结构升级能缩小城乡消费差距吗”，《数量经济技术经济研究》，2015，3：3—21。

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”，《中州学刊》，2021，9：28—34。

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”，《城市发展研究》，2022，6：102—109 + 124。

杨伟明、粟麟、王明伟，2020：“数字普惠金融与城乡居民收入——基于经济增长与创业行为的中介效应分析”，《上海财经大学学报》，2020，4：83—94。

杨文溥，2022：“数字经济促进高质量发展：生产效率提升与消费扩容”，《上海财经大学学报》，2022，1：48—60。

杨晓军、陈浩，2020：“中国城乡基本公共服务均等化的区域差异及收敛性”，《数量经济技术经济研究》，2020，12：127—145。

原毅军、谢荣辉，2015：“产业集聚、技术创新与环境污染的内在联系”，《科学学研究》，2015，9：1340—1347。

张海鹏，2019：“中国城乡关系演变 70 年：从分割到融合”，《中国农村经济》，2019，3：2—18。

张腾、蒋伏心、韦朕韬，2021：“数字经济能否成为促进我国经济高质量发展的新动能”，《经济问题探索》，2021，1：25—39。

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

张勋、万广华、张佳佳、何宗樾,2019:"数字经济、普惠金融与包容性增长",《经济研究》,2019,8:71—86。

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》,2020,10:65—76。

赵怡虹、李峰,2009:"中国基本公共服务地区差距影响因素分析——基于财政能力差异的视角",《山西财经大学学报》,2009,8:15—22。

周慧、孙革、周加来,2022:"数字经济能够缩小城乡多维差距吗?——资源错配视角",《现代财经(天津财经大学学报)》,2022,1:50—65。

周佳宁、秦富仓、刘佳、朱高立、邹伟,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",《中国人口·资源与环境》,2019,9:166—176。

Hansen, B. E., 1999. "Threshold Effects in Non – dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference." *Journal of Econometrics*. 93(2): 345 – 368.

Nunn, N. and N. Qian, 2014. "US Food Aid and Civil Conflict." *American Economic Review*. 104(6): 1630 – 1666.

Rees, H. and A. Shah, 1986. "An Empirical Analysis of Self – employment in the UK." *Journal of Applied Econometrics*. 1(1): 95 – 108.

Does the Digital Economy Promote Urban – Rural Integration? Empirical Research Based on 285 Prefectural Cities in China

Su Chunhong & Li Zhen

(School of Economics, Shandong University, Jinan)

Abstract: Reshaping the new urban – rural relationship and promoting urban – rural integration is the only way to achieve common prosperity. This paper uses the principal component analysis method to measure and evaluate urban – rural integration of 285 prefectural cities in China from 2011 to 2019, and conducts an empirical analysis of how the digital economy affects urban – rural integration. The results verify that the digital economy has a positive impact on urban – rural integration, which holds true in a series of robustness tests and endogenous discussions. The digital economy has a heterogeneous impact on urban – rural integration under different spatial geographic locations, policy environment backgrounds, and city scales. Industrial structural upgrading plays a partial intermediary role in the process of the digital economy promoting urban – rural integration. The threshold model demonstrates that the positive impact of the digital economy on urban – rural integration has a nonlinear characteristic of marginal increase. This paper provides important reference for enriching digital economy research and promoting the coordinated development of urban and rural areas.

Key words: Digital Economy; Urban – Rural Integration; Industrial Structural Upgrading; Mediating Effect; Threshold Effect

(责任编辑:焦建国)

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net