

数字乡村建设对县域就地城镇化驱动效应的 测度与分析

——以西南地区215个脱贫摘帽县为例

时朋飞¹,王梦君²,李星明^{3*}



(1.西南大学 经济管理学院,重庆 400715;2.山东大学 管理学院,山东 济南 250100;
3.华中师范大学 城市与环境科学学院,湖北 武汉 430079)

摘要 在构建数字乡村建设影响县域就地城镇化理论框架的基础上,使用县域数字乡村指数与县域面板数据相匹配,考察了数字乡村建设对县域就地城镇化的影响及作用机制。结果表明:数字乡村建设能驱动县域就地城镇化,数字基础设施、经济数字化、治理数字化、生活数字化对其均有正向作用,但治理数字化作用程度偏弱;数字乡村建设对县域就地城镇化具有正向空间溢出效应,公共服务均等化和产业结构优化升级是数字乡村建设驱动县域就地城镇化的两条传导路径,现阶段两者对邻近县域分别具有正向与负向的空间溢出效应;除人力资本外,其他控制变量的直接效应均存在,外资利用与交通通达性分别具有正向与负向的空间溢出效应。因此,继续促进数字乡村建设+公共服务均等化、农业生产服务+产业融合发展、县域间多层次合作+提高人力资本水平等举措,可高质量地促进县域就地城镇化水平提升。

关键词 数字乡村建设; 县域就地城镇化; 脱贫摘帽县; 西南地区

中图分类号: F276 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2025)02-0028-14

DOI编码:10.13300/j.cnki.hnwxb.2025.02.003

改革开放以来,作为主导模式的异地城镇化极大地促进了中国式现代化进程,然而“大城市偏好”的异地城镇化在发展到一定程度后,“城市病”逐渐凸显,更为关键的是人口城镇化滞缓,即农业人口市民化面临诸多藩篱,且居民幸福感不升反降。自党的十八大以来,党中央、国务院召开系列会议并出台多个文件,明确提出以人为核心、以提高质量为导向的新型城镇化战略,尤其是党的二十大报告强调推进以人为核心的新型城镇化建设,并特别指出加快农业转移人口市民化,推进以县城为重要载体的城镇化建设。2022年5月,中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于推进以县城为重要载体的城镇化建设的意见》对推进县域新型城镇化建设作出了全面部署。习近平总书记在2023年中央经济工作会议上强调,推动以县城为重要载体的新型城镇化建设,形成城乡融合发展新格局,还在2024年新时代推动西部大开发座谈会上指出,促进农民群众就近就业增收,因地制宜推进城镇化进程。可见,中央高度重视新型城镇化工作,尤其是以县城为重要载体的新型城镇化建设,这不仅是乡村振兴和新型城镇化协同推进的必然选择,而且对于社会主义现代化国家建设全局具有重大现实意义。

以县城为核心的县域已日益成为承接农村转移人口的空间场所与重要载体,农业转移人口在县域范围内融入城市社会的成本远低于大城市,也能享受与大城市近似的公共服务,这种“离土不离

收稿日期:2024-05-22

基金项目:国家社会科学基金项目“基于文化基因解码的文旅深度融合的机理与模式研究”(22BJY156)。

*为通讯作者。

乡”的就地城镇化模式—县域就地城镇化成为推进城乡融合发展的重要路径^[1]。受益于政策红利、区位优势的东部地区,尤其是长三角、珠三角已经形成了一个包括县域农村在内的城市经济带,农村以产业分工融入了城市经济,即体制上虽然是农村,但以第二、三产业为主导,而中西部地区主导发展逻辑仍是集中发展省会城市与省内副中心城市(个别地级市),进而带动城镇化;中西部地区脱贫摘帽县的经济核心逻辑仍然是农业农村^[2]。基于现实情况与战略考量,推进县域处理好人—地关系的就地城镇化成为中西部脱贫摘帽县需要考虑的重要问题。自2018年《中共中央、国务院关于实施乡村振兴战略的意见》明确提出实施数字乡村战略以来,多个部门密集出台关于数字乡村建设的文件,到2020年,数字乡村建设取得初步进展,全国行政村4G覆盖率超过98%,农村互联网普及率明显提升。数字乡村建设将数字技术带入乡村地区,通过构建多种新一代信息技术融合应用平台、形成物理和数字孪生的虚拟空间、搭建城乡联动的信息网络生态,较大程度上破除了自然地理条件对地区发展的限制,进而对农业生产、产品推广、农户生活等方面产生了重要影响。可见数字乡村建设对县域经济社会发展的推动作用已逐渐彰显,并对农民留在县域内生产与生活产生了新的吸引力。此外,有研究发现,数字乡村建设对乡村产业兴旺、农民持续增收以及新型城镇化建设具有推进作用,显然这些分析可为推进县域就地城镇化提供一定支撑^[3-5];然而当前还没有直接分析数字乡村建设与县域就地城镇化关系的文献,说明理论研究尚未及时响应实践发展。综上,探究数字乡村建设对县域就地城镇化的影响及作用机制等问题,不仅有助于构建数字乡村建设与县域就地城镇化的理论关联,丰富县域空间人地关系理论,而且有助于探索新的县域就地城镇化主导路径,进而对促进脱贫摘帽县实现全面乡村振兴、城乡融合发展与共同富裕具有重要的政策启示意义。

一、文献综述与机理透视

1. 文献综述

国外学者虽没有提出“就地城镇化”这个构念,但郊区化、城乡融合区(Desakota)、乡村都市带等概念与就地城镇化具有某些类似性^[6-8],这对于国内学者廓清其含义具有一定的借鉴。转向国内,概念界定成为研究的起点,厘清就地城镇化的空间范围成为精准界定的关键,鉴于具备与户籍制度相匹配的社会服务资源调配与财政供给权力的独立行政单元是县级政府,同时地域文化上高度相近、乡愁归属感较强的空间单元也是县域,因此就地城镇化的地理空间范围应界定在县域。基于此,结合关于就地城镇化内涵的解读^[9-11],本文认为县域就地城镇化是指:在县域、镇域范围内,补齐公共服务供给短板,并因地制宜地发展区域特色和优势产业,同时促进农村人口在县域内实现非农就业或转移,进而实现农村人口向城镇居民身份的转变,也伴随着乡村具备城镇功能属性形成新社区或乡镇范围扩张,抑或县城更新。从这一概念出发,本文认为县域就地城镇化的核心是人口城镇化。随后较多学者开始探讨县域就地城镇化的重要性、面临困境与靶向对策。基于建构的理论基础,部分学者对全国、省域层面的县域就地城镇化时空特征与影响因素进行分析,如赵德昭等在对河南省108个县市2006—2016年就地城镇化水平的整体格局进行分析的基础上,发现基础设施建设水平、城镇就业规模、人口规模等是影响县域就地城镇化的重要因素^[12]。还有文献进一步探究了县域就地城镇化的前置变量,如李玉文等利用多尺度地理加权回归模型测度了全国各省县域人口双向流动对县域就地城镇化的影响^[13]。可见,既有研究注重理论分析、时空格局剖析与影响因素探究,而较少关注县域就地城镇化与前置变量的因果分析,也较少探究驱动因素对县域就地城镇化的作用机制,这不利于构建县域就地城镇化的主导路径,更不利于县域就地城镇化理论研究的深化。

同样,数字乡村的概念在国外也没有被明确提出,但存在与之相近的智慧农业、智慧乡村、数字教育等概念^[14-15],且相关研究集中于数字技术在乡村地区的应用,对国内研究厘清其内涵与外延具有一定启示。聚焦国内,数字乡村的内涵辨析成为关注的重点,既有研究共性的界定范式为“数字技术融入+乡村系统重构”^[16-17],因此本文也沿袭该范式,认为数字乡村是伴随着数字技术在农村经济社会发展中的广泛应用,从而实现乡村经济发展、社会治理、民生服务等方面数字化转型。在界定概念

的基础上,形成两种理论研究范式,一是聚焦数字乡村或某一维度,探讨其底层逻辑、关键问题与优化策略^[18-19],二是分析数字乡村赋能乡村振兴的内在逻辑与推进路径。围绕着理论构建,已有学者分析数字乡村建设的溢出效应,主要包括产业发展和农民行为两个方面,如李本庆等基于省级面板数据实证检验了数字乡村建设促进产业兴旺的作用和传导机制^[3],赵佳佳等发现数字乡村对农民创业概率具有显著的提升作用^[20],张琴等基于县域层面分析了数字乡村建设的细分维度对农村居民消费的影响^[4],齐文浩等基于省级面板数据考察了数字乡村建设的农民增收效应^[21]。可见无论是理论研究还是实证分析,既有文献均没有关注数字乡村建设与县域就地城镇化的关系,而依据理论演绎与现实经验,数字乡村建设可能在城乡一体化、资源配置、创新驱动、治理和服务等方面赋能县域就地城镇化。当前仅有少量关于数字乡村建设与新型城镇化互动关系的研究,表明数字经济能加速资源要素的合理流动与有效配置,从人口、经济、空间、社会、生态等维度推动新型城镇化进程^[5]。因此,探究数字乡村建设对县域就地城镇化的驱动作用和厘清作用机理,并从空间视角剖析县域之间溢出效应,成为本文需要解决的关键问题。

另外,无论是就地城镇化还是数字乡村的研究,研究范围多集中在全国层面或中东部省域层面,这样分析得出的结论具有一定的普遍性,但难以阐释西部地区的县域就地城镇化、数字乡村建设以及两者关系的现实与理论问题。西部地区整体经济欠发达,脱贫摘帽县更是面临着巩固脱贫攻坚与乡村振兴有效衔接以及全面推进乡村振兴的重任。与西北地区相比,西南地区脱贫摘帽县数量多且连片分布,同时发展基础更优、发展条件更好,数字乡村建设、县域就地城镇化发展速度可能更快;此外该地区地理单元更加完整,共属长江国家文化公园。考虑到西藏发展水平偏低,文化上与四川、云南、贵州、重庆等4省市具有较大异质性,且经济联系偏弱,同时四川、云南、贵州、重庆属于长江经济带,因此本文以西南地区(四省市)215个脱贫摘帽县作为靶向区域。

鉴于数字乡村建设实践已呈澎湃之势,而数字乡村建设对县域就地城镇化理论研究尚未展开。因此本文在阐述数字乡村建设与就地城镇化理论关联的基础上,以西南地区215个脱贫摘帽县作为研究区域,借助最小二乘法、空间回归与中介回归分析法,测度数字乡村建设对县域就地城镇化的驱动效应及过程机制,进而为数字乡村建设推进县域就地城镇化的理论假设提供佐证,并构建有效路径,以期为脱贫摘帽县继续实施数字乡村战略提供参考借鉴。

2. 数字乡村建设与县域就地城镇化的理论关联

参考北京大学新农村发展研究院联合阿里研究院发布“县域数字乡村指数”,结合数字乡村内涵,本文将其解构为数字基础设施、乡村经济数字化、乡村治理数字化、乡村生活数字化。

对于直接效应而言,数字乡村建设完善了乡村的信息基础设施,将5G技术、大数据、云计算、人工智能、物联网、区块链等数字技术普及到发展滞后地区,尤其是移动互联网的推广,为村民生产经营、生活与社会治理智慧化提供了技术基础,直接打破了城乡信息壁垒。具而言之,村民通过互联网学习新技术、跟进新信息,实现技能培训自主化,提升自身人力资本水平和择业水准,降低了农村居民市民化需付出的个人成本,增强农民向市民转化的能力;此外,数字乡村建设促进城乡之间技术流、信息流、资金流等资源要素的双向流动,并以城乡融合驱动县域经济发展,进而推进经济社会发展红利和现代技术进步成果的城乡居民共享;这降低了农民市民化的政府成本,增强了农民向城市生活方式转化的动力,进而推进县域就地城镇化。

对于溢出效应而言,数字乡村建设借助空间关联、极化与辐射以及示范作用对周边县域就地城镇化产生溢出效应。数字乡村建设使数字技术涌入乡村地区,能充分发挥数字技术的正外部性,使信息以极低的边际成本、合适的方式和较快的速度在不同地区之间自由流动,削弱了流通环节中地理距离和经济距离的阻碍作用,突破空间区位限制,扩大交易边界;该过程不仅实现县域内部的城乡经济融合发展,而且使各县充分发挥自身比较优势,在县域竞争中优势互补,强化区域内县与县的经济联系,从而产生空间溢出效应。同时某些竞争力较强县城可能成为区域内发展中心,借助数字经济、数字技术、数字金融等关联效应,吸引更多发展要素,与其他县域构成核心—边缘关系;伴随着数

字乡村建设持续推进,空间关联性也会进一步增强,此时区域核心的技术、数据、资金等生产要素向周边县域流动,促进周边县域就地城镇化水平提升。此外,部分乡村根据自身资源禀赋、区位条件等形成了一些可借鉴的发展模式,借助数字技术将发展经验数字化,并通过数字平台快速传播至邻近自然禀赋相似的县域,通过示范作用推进邻近县域的就地城镇化。

对于中介效应而言,伴随着政府对农村信息基础设施与服务体系建设等投入资金的增大,以互联网为代表的数字技术在乡村的普及程度不断提高,其与乡村生产、生活、生态的融合度越来越高,尤其加深了县域范围内公共服务均等化程度。针对地方公共服务中心的县城,其本身就集聚了县域范围内最优质的教育、卫生、医疗等资源,叠加数字乡村建设,与区域内高水平的三甲医院、教学质量更优的学校开展数字问诊与互动教学,实现优质医疗资源与教育资源地区同步,缩小了县城与大城市的公共服务水平差距,进而吸引更多以陪读与养老为主体的乡村人口流入县城。针对基层公共服务中心的乡镇和农民生产生活的场所(村庄),数字乡村建设借助数字技术自身的网络化特征与促进乡村碎片化数据集成化的优势,进而构建智慧化的乡村公共服务体系,这降低了交易成本和村民参与乡村公共服务治理的门槛,提升了乡村居民留乡建设的意愿。可见数字乡村建设不仅促进乡村居民享有更高层次的县域公共服务,而且有助于实现乡村公共服务的便捷化、均等化与普惠化,进而吸引乡村居民向县城、中心城镇或乡村社区集聚。另一方面,数字乡村建设通过数据要素融入、数字技术引入与数字金融支持促进乡村产业深度融合,表征为乡村产业升级。具言之,数据要素作为新的投入要素,兼具融合性与渗透性,改变了原有投入要素以及投入要素比例,从投入端推进产业融合;同时数字技术直接拓展产业链宽度和长度,推进产业边界消解,实现产业融合发展;数字金融可对不同类型产业的资金需求进行细分与采集,进而提供更为精准的金融服务,增强了乡村产业融合发展资金的可获得性,最终有助于满足乡村产业融合发展多层次的融资需求。可见数字乡村建设促进了乡村产业结构优化升级,为县域农民就地就业提供了更多、更丰富的就业岗位,促进了县域就地城镇化(见图1)。

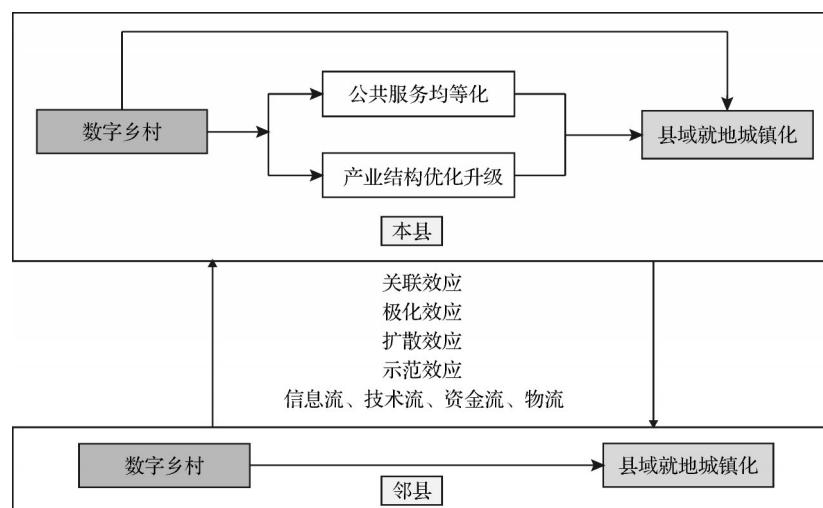


图1 数字乡村建设驱动县域就地城镇化的作用过程与空间作用

二、研究设计:模型设定、变量与数据

1. 模型设定

(1)直接影响模型设定。为探讨数字乡村建设对县域就地城镇化的影响,构建如下基准回归模型:

$$Localur_{it} = \beta_0 + \beta_1 Digital_{it} + \beta_2 X_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $Localur_{it}$ 表示脱贫摘帽县 i 在第 t 年的县域就地城镇化水平, $Digital_{it}$ 为县 i 在第 t 年的数字

乡村指数, X_{it} 为控制变量, β 为待估计参数, ϵ_{it} 表示随机扰动项。

(2) 空间影响模型构建。数字乡村建设不仅对本地县域的就地城镇化产生影响,而且能够打破空间限制,影响邻县的就地城镇化进程。因此,进一步纳入空间因素,借助空间杜宾模型进行实证检验。该模型能反映自变量内生交互效应,也能表征因变量在空间上的外生交互作用,还可用于分析本地区的被解释变量是否受到本地区和邻近地区的解释变量的空间效应影响。公式如下:

$$Localur_{it} = \rho W_{ij} Localur_{it} + \beta_1 Digital_{it} + \beta_2 X_{it} + \theta_1 W_{ij} Digital_{it} + \theta_2 W_{ij} X_{it} + \delta_i + \mu_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中, ρ 表示空间自回归系数, δ_i 、 μ_t 分别表示个体固定效应和时间固定效应, θ 代表各县的空间滞后变量系数, W_{ij} 为空间权重矩阵, 其余变量含义与前文一致。此外, 参照 Lesage 等的研究^[22], 将区域溢出效应分解为总效应、直接效应与间接效应。

(3) 过程机制模型设定。分别遴选公共服务均等化和产业结构优化升级作为中介变量, 来检验数字乡村建设影响县域就地城镇化的内在机理。参考相关研究^[23-25], 在空间杜宾模型的基础上构建模型(3)–(5), 进行逐步回归检验。虽然模型(3)与模型(2)相同, 但为了保持中介检验完整性与方便阐述系数关系, 依然将上述模型命名为模型(3)。第一, 对解释变量与被解释变量进行检验, 若回归系数 $\beta_1(3)$ 显著, 表明数字乡村建设能驱动县域就地城镇化, 反之则按遮掩效应立论。第二, 同时检验系数 $\beta_1(4)$ 和系数 $\beta_2(5)$, 若均显著, 则说明存在中介效应; 当至少一个不显著时, 需进行 Bootstrap 检验。第三, 将解释、被解释与中介变量同时放入模型(5)进行检验, 若其系数 $\beta_1(5)$ 显著, 进一步检验回归系数的符号, 若 $\beta_1(4)$ 、 $\beta_2(5)$ 与 $\beta_1(5)$ 同号, 说明存在部分中介效应。

$$Localur_{it} = \rho W_{ij} Localur_{it} + \beta_1 Digital_{it} + \beta_2 X_{it} + \theta_1 W_{ij} Digital_{it} + \theta_2 W_{ij} X_{it} + \delta_i + \mu_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

$$Facilit_{it} = \rho W_{ij} Facilit_{it} + \beta_1 Digital_{it} + \beta_2 X_{it} + \theta_1 W_{ij} Digital_{it} + \theta_2 W_{ij} X_{it} + \delta_i + \mu_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

$$Localur_{it} = \rho W_{ij} Localur_{it} + \beta_1 Digital_{it} + \beta_2 Facilit_{it} + \beta_3 X_{it} + \theta_1 W_{ij} Digital_{it} + \theta_2 W_{ij} Facilit_{it} + \theta_3 W_{ij} X_{it} + \delta_i + \mu_t + \epsilon_{it} \quad (5)$$

其中, $Facilit_{it}$ 表示公共服务均等化水平, X_{it} 为控制变量, 其余变量含义同上。当检验产业结构优化升级($Struc_{it}$)时, 将公式(4)和(5)中的 $Facilit_{it}$ 替换为 $Struc_{it}$ 。

2. 变量说明

(1) 被解释变量。被解释变量为县域就地城镇化水平。正如上文所言, 县域就地城镇化是以人口为核心的涵盖人口、经济、城乡、生活等多维度的高质量城镇化。具体表现为基础设施的完善、县域经济实力增强、生活质量提高等, 这些表征均服务于人的全面发展。基于此, 参考赵德昭、朱宇等学者的测度方法^[1,9], 在考虑现有城镇人口的基础上, 纳入了乡村非农就业人口中的“准城镇人口”, 即通过经济城镇化指标和社会城镇化指标估算准城镇人口。具体计算公式如下:

$$Localur = \frac{NP + Q \sum_i^m B_i K_i (1 + A)}{LP} \quad (i=1, 2, 3, \dots, m) \quad (6)$$

其中, NP 为按传统口径计算的城镇人口规模, Q 、 B_i 、 K_i 分别表征乡村非农就业人口、第 i 个县特征比的权重、第 i 个县特征比; LP 与 $\sum B_i K_i$ 分别为带眷系数与准城镇系数。

计算过程如下, 首先提取人口密度、农村居民人均可支配收入、第二产业增加值、固定电话用户等反映非农人口城镇特性的指标, 并借助特征指标值与标准值的比例作为该县域的城镇特征比 K_i 。其次, 借助熵值法测算城镇特性指标的权重(B_i), 并计算出各县的乡村非农就业人员的准城镇系数^[26]。接下来, 通过公式 $A = \text{乡村非就业人员} / \text{乡村就业人员} \times 100\%$, 测度带眷系数。最后, 现有城镇人口与各县准城镇人口加总后除以总人口, 可计算出修正后的各脱贫摘帽县的就地城镇化水平。

(2) 核心解释变量。核心解释变量为数字乡村指数。数据来源于北京大学新农村发展研究院和阿里研究院的县域数字乡村指数数据库。参考张琴等的研究^[4], 对数字乡村系统进行调整, 即提取一致性的指标, 以便实现3年可比性研究。具体而言, 乡村数字基础设施指数主要包括硬件与软件指数, 包括信息基础设施指数、数字金融基础设施指数、基础数据资源体系指数等; 乡村经济数字化指

数包括数字化生产指数和数字化供应链指数,表征数字化企业的数量、规模与水平;乡村治理数字化指数以具有连续可比性的“每万人支付宝实名用户中政务业务使用用户数”和“所有乡镇中开通微信公众服务平台的乡镇占比”表示;乡村生活数字化指数包括数字消费指数、数字文旅教卫指数、数字生活服务指数等。

(3)控制变量。参考相关文献^[27-28],选取以下控制变量:经济发达性,以GDP表征县域经济发展状况,经济发展水平越高,越可能虹吸周边资本、技术等生产要素,进而引起村镇人口向经济发达点聚集;交通通达性,以公路总里程与辖区土地面积表征,道路密度越高,区域的中心性越强,与周边联系越紧密,进而有利于人口与产业集聚;外资利用水平,以实际直接利用外资金额表征,引进外资可进一步促进县域产业集聚发展,并带来先进的管理经验与技术,有助于人口向产业园区集聚;人力资本水平,以平均受教育年限表征,人力资本水平越高,更易于接受城镇的生活方式和摆脱对传统农耕方式的依赖,进而对其融入就地城镇化进程产生积极影响;政府支持度,为城镇化发展提供强有力的保障,用地方财政一般预算收入衡量政府的调控行为和行政能力。

(4)中介变量。中介变量分别为公共服务均等化与产业结构优化升级。参考李斌等、李华等的研究^[29-30],构建包含教育发展水平、医疗卫生水平与社会保障水平构成的公共服务均等化指标体系,后借助熵值法测算县域公共服务均等化水平。对于产业结构优化升级水平,以产业结构指数表征^[31-32]。

3. 数据说明

西南地区(不包含西藏)215个脱贫摘帽县的指标数据来源于2019—2021年的《中国县域统计年鉴》与各省、各市、自治州统计年鉴、各县区国民经济与社会发展统计公报以及各县区的“十四五”规划文本与政府工作报告,部分来源于EPS数据库。本文使用的数字乡村指数来自北京大学新农村发展研究院和阿里研究院“县域数字乡村指数数据库”。此外,针对某些指标个别年份的缺失数据,采用线性插值法进行推算。为排除极端值干扰,将连续型变量进行双侧1%的缩尾处理。

三、基准回归结果与分析

1. 数字乡村建设影响县域就地城镇化的基本回归

表1报告了基于Stata17的OLS估计结果,初步反映数字乡村建设对西南地区脱贫摘帽县就地城镇化的影响。第(1)列说明,数字乡村建设对县域就地城镇化的回归系数为0.113,通过了1%的显著性检验,表明西南地区脱贫摘帽县开展的数字乡村建设对县域就地城镇化具有较强的驱动作用。列(2)~(5)分别表示数字基础设施、经济数字化、治理数字化、生活数字化的回归系数均显著为正,四者对县域就地

表1 数字乡村建设与就地城镇化的OLS回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	N=645
数字乡村建设	0.113*** (0.023)					
数字基础设施		0.020** (0.010)				
经济数字化			0.059*** (0.013)			
治理数字化				0.025** (0.012)		
生活数字化					0.060*** (0.015)	
经济发达性	1.064** (0.467)	1.490** (0.676)	1.360** (0.663)	1.220** (0.582)	1.545** (0.664)	
人力资本水平	-0.214** (0.105)	-0.415*** (0.128)	-0.363** (0.147)	-0.493** (0.250)	-0.516** (0.247)	
外资利用水平	0.772** (0.352)	1.122** (0.561)	0.946* (0.546)	1.074** (0.456)	0.802 (0.533)	
交通通达性	0.751** (0.355)	1.355** (0.638)	1.068* (0.626)	1.331** (0.630)	1.455** (0.620)	
政府能力	2.200*** (0.442)	2.140*** (0.455)	1.540*** (0.456)	1.944*** (0.450)	2.325*** (0.450)	
常数项	-4.228*** (0.999)	-4.764*** (1.026)	-3.313*** (1.040)	-4.045*** (1.032)	-4.656*** (1.005)	
县域固定效应	是	是	是	是	是	
年份固定效应	是	是	是	是	是	
adj. R^2	0.711	0.709	0.716	0.718	0.710	

注:括号内为稳健聚类标准误,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著,下同。

城镇化具有促进作用。具体而言,生活数字化和经济数字化作用程度较为接近且相对较大,表明借助移动互联网与多种类型的APP,乡村居民获得更高水平、更便捷的服务,如线上医疗问诊、线上购物,这直接提升了其就地生活的意愿;同时数字化生产、数字化供应链和数字化营销,推动了农业数字化转型、深化农产品电商发展、加强农村资源要素信息化管理,缓解了农业生产经营的资源禀赋约束,并畅通产销环节,实现生产、管理和流通效率的提高,进而培育了乡村数字经济新业态并助力乡村居民就地就业。治理数字化与数字基础设施作用强度相对较弱,尤其是治理数字化。对于治理数字化而言,微信、为村、QQ、政务平台等数字工具或治理平台,把村民以“线上+线下”的方式联系在了一起,不仅便于村民及时了解政务信息,而且能够积极参与乡村社会治理,还通过建立各类群组维系邻里、朋友、组织之间的信息、情感的互动,进一步提升村民对家乡的归属感。对于数字基础设施而言,不断完善的数字金融基础设施,为更多农村地区提供金融支持,有利于当地开展非农生产经营活动,增强中心村或中心镇的吸附能力,从而促进就地城镇化;然而数字基础设施一旦建设并持续完善,其后续产生的边际效益会递减。

在控制变量方面,经济发达性与政府能力对县域就地城镇化作用程度较强,均强于数字乡村以及4个维度,表明应持续推进数字乡村建设作用的释放。人力资本水平的负向作用显著,表明西南地区脱贫摘帽县的农民科技、人文素养阻碍了就地城镇化,即素养水平不高,导致农民当地非农就业遇阻,因此继续推进乡村人才振兴是必要的。外资利用水平对县域就地城镇化也有一定的正向作用,引进外资助力当地农业企业以及农民专业合作社发展特色产业,改善公共基础设施,大幅度提升农民增收能力和水平,进而推进乡村居民就近就业。交通通达性对县域就地城镇化也具有一定的驱动作用,交通的可达性优化了乡村的地理区位,促进沿线地区人口流动,加快地区经济对外联系,从而带动沿线村落的旅游、餐饮等产业发展,同时交通的引导性促进了县城用地规模的扩张,进而促进县城周边乡镇或村落的基础设施完善。

2. 内生性分析

反向因果、遗漏变量等不可观测因素可能导致模型产生内生性问题。基于理论视角,其一,经过对城乡系统多种因素的解析,发现县域就地城镇化是多因素驱动的过程,涉及经济、社会、政策等多方面的影响^[33],而所选的控制变量基本涵盖了这些维度,在一定程度上规避了遗漏变量问题。其二,数字乡村建设通过就业机会增长与公共服务均等化吸引县域人口就近就业,进而实现县域就地城镇化;数字乡村建设尤其是数字基础设施建设与更新投资巨大,并非县域财力可支撑,所以数字乡村建设是县域就地城镇化的外生变量,即县域人口增加可能较难推进数字乡村建设。同时,数字乡村建设过程可能存在数字鸿沟现象,且借助数字技术可能进一步加剧精英俘获现象^[20,34],这可能会阻碍县域内就近就业的人口反哺数字乡村建设动力。因此,在理论上可能不存在双向因果关系,进而避免核心变量内生的问题。

基于实证检验视角,借鉴既有研究^[35],以地区开通微博企业数量作为工具变量,利用两阶段最小二乘法(2SLS)对模型进行估计(表2)。结果表明,工具变量系数显著为正,通过豪斯曼检验,不可识别检验(Anderson LM test)在1%水平上显著,表明此工具变量的选取是合理的。第二阶段回归结果中,数字乡村建设系数仍显著为正,再次证实数字乡村建设正向驱动县域就地城镇化,表1的基准回归结果和核心结论是可信的。

3. 稳健性分析

为检验数字乡村建设影响县域就地城镇化的

表2 内生性检验 N=645

变量	内生性检验	
	(1) 数字乡村建设	(2) 县域就地城镇化水平
数字乡村建设	1.661*** (0.628)	
地区开通微博企业数量	0.036*** (0.001)	
常数项	0.767*** (0.177)	0.675 (1.181)
控制变量	是	是
县域固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
R ²	0.552	0.561
F检验的p值	0.000	
Hausman test		75.031
Anderson LM test		30.930

稳健性,参考唐要家等、解学梅等的研究^[36-37],利用三种不同方式检验直接效应的稳健性(表3)。结果表明,数字乡村建设的系数保持了显著的正向影响,控制变量的结果也与前文基本一致。

表3 稳健性检验

N=645

变量	OLS模型					主成分分析测算数字乡村建设水平	5%缩尾	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)		(7)	(8)
数字乡村建设	0.464*** (0.033)	0.130*** (0.039)	0.117*** (0.040)	0.114*** (0.039)	0.106*** (0.040)	0.067*** (0.012)	0.044*** (0.012)	0.052*** (0.011)
经济发达性		1.358*** (0.429)	1.898*** (0.524)	1.586** (0.690)	1.258* (0.735)	0.036*** (0.011)		0.274*** (0.016)
人力资本			-0.014** (0.006)	-0.023*** (0.004)	0.021*** (0.007)	0.017*** (0.003)		0.029*** (0.007)
外资利用				0.054*** (0.009)	0.051*** (0.006)	0.072*** (0.006)		0.065*** (0.011)
交通通达性					0.148*** (0.014)	0.0127 (0.019)		0.030* (0.018)
政府能力						1.857*** (0.432)	0.024*** (0.006)	0.017 (0.011)
常数项	3.071*** (0.136)	1.943*** (0.211)	2.030*** (0.213)	1.341*** (0.237)	1.195*** (0.275)	0.689*** (0.188)	3.152*** (0.169)	1.290*** (0.385)
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
adj. <i>R</i> ²	0.653	0.686	0.690	0.712	0.712	0.866	0.561	0.610

4. 异质性分析

基于所在省市发达性(人均GDP)进行划分,研究单位形成川渝片区与云贵片区,同时考虑到西南地区少数民族聚居的特征,研究单元分为少数民族自治县与非自治县。由表4可知,数字乡村建设对经济发展水平高的县域提升作用更强,因为经济发展水平越高,县域经济规模越大,数字经济与其他产业的关联效应越强。另外,数字乡村建设对少数民族自治县的影响偏弱,少数民族自治县应进一步借助数字技术赋能特色文化资源地区创新性转化与创造性发展,进而推进社会稳定、文化繁荣与经济发展高水平耦合协同。

表4 异质性检验

变量	发展水平		少数民族聚居	
	川渝片区	云贵片区	少数民族自治县	非自治县
数字乡村建设	0.117*** (0.009)	0.076*** (0.014)	0.058*** (0.010)	0.132*** (0.033)
控制变量	是	是	是	是
常数项	2.252*** (0.362)	-1.758*** (0.623)	-0.759*** (0.289)	1.275*** (0.304)
观测量	213	432	126	519
县域固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
adj. <i>R</i> ²	0.734	0.770	0.781	0.714

四、进一步分析

1. 数字乡村建设影响县域就地城镇化的空间分析

(1)空间相关性检验。数字乡村指数与县域就地城镇化水平的Moran's *I*指数在3年内均为正,且在1%的水平上显著,说明西南地区各脱贫摘帽县的数字乡村建设与县域就地城镇化水平发展存在显著的空间正相关性,即在地理空间上呈现明显的集聚态势。所以,引入空间计量模型进行实证检验是合理且必要的。

(2)空间计量模型的选择。模型(2)的LM检验均通过1%的显著性水平检验,然后经LR与Wald稳健性检验,所有系数均在1%的水平上显著,说明空间杜宾模型(SDM)为最优选择。同时,Hausman检验结果显著,表明应遴选固定效应模型,因此最终选择回归效果最优的双固定效应空间

杜宾模型。

对模型(2)中各个变量进行单位根检验,发现模型结果拒绝原假设,即不存在单位根,可进行接下来的空间计量模型分析。选用空间地理距离矩阵,基于偏微分方法对空间效应进一步分解(表5)。

数字乡村建设的直接效应与间接效应分别为0.105和0.030,均通过显著性检验,说明数字乡村建设对本县就地城镇化具有促进作用,并且能够推动周围县的就地城镇化,即数字乡村建设具有明显的空间溢出效应。在数字乡村建设过程中,对于农业资源型乡村,所打造的虚拟平台可以连接传统农产品流通过程中的农户、批发商和经销商,改变原有流通方式效率低、成本高的弊端,使农产品市场信息精准快速地传达到各个节点,让农产品“卖得掉、卖得远、卖出好价钱”。在该过程中,本县域通过数字技术赋能农业生产,并与周边县域产生深度经济关联,即基于信息共享共同引导农产品生产与供给,并促进产业信息化与规模化发展,进而对本县与临近县的就地城镇化产生正向影响。对于旅游资源型乡村,基于数字技术赋能旅游资源开发进而打造的智慧景区,能吸引周边游客进而形成旅游流。伴随着旅游流规模的扩大与不同县域旅游景区串联形成的旅游线路,这会持续深化县域间不同乡村旅游景区的经济关联性。产生的旅游乘数效应会直接促进本县就地城镇化,而且基于旅游流的扩散产生的经济效应与社会效应,对开展旅游合作的周边县域的就地城镇化也会有积极影响。

具体而言,经济发达性的直接效应系数为0.573,在5%的水平上显著,而间接效应与总效应系数不显著,表明某县经济发展可显著提升本县就地化城镇水平。西南地区脱贫摘帽县经济发展较为滞后,县域市场规模与产业规模偏小,导致生产要素在本县域内集聚,再叠加县域间产业链关联度低,进而致使经济发达性较难产生空间溢出效应。另一方面,本县的经济投入直接促进了县域公共服务供给水平提升,包括人居软硬环境的改善,进一步吸引更多乡村居民向县城或中心城镇转移。外资利用水平的直接效应系数为0.460,在1%的水平上显著,说明外资利用对本地区就地城镇化具有正向影响。究其原因,外资裹挟着先进技术与管理经验促进了西南地区脱贫摘帽县产业结构与产业布局优化,尤其是三产融合发展带动地方就业和人口集聚,直接推动了县域就地城镇化进程。其间接效应系数为2.582,在1%的水平上显著,表明县域外资利用水平具有正向空间溢出效应。资本的逐利性,会促使外资整合县域间的资源,形成一定的产业关联。利用外资水平高的县域,多建设了相应的产业园,周边县域则基于自身优势融入产业链,进而提升产业规模,并创造更多就业机会。

交通通达性的直接效应为正且显著,说明西南地区交通网络的建设,促进本地县域就地城镇化,但阻碍了周边县域就地城镇化。这表明伴随着西部大开发、长江经济带、成渝双城经济圈以及精准扶贫、乡村振兴等战略的实施,西南地区交通建设滞后情况得到改善,为乡村居民向县城迁移提供了方便。然而,溢出效应与总效应为负向显著,说明建成公路的效能没有得到充分释放,即当地县域没有将产业发展与交通通达性提升深度关联;更为关键的是县域之间经济关联度不高,不能为劳动人口提供合适的工作,这可能进一步加速了县域人口外流。此外,交通通达性提升之后,西南地区脱贫

表5 数字乡村建设对县域就地城镇化的空间回归结果

N=645				
变量	弹性系数	直接效应系数	间接效应系数	总效应系数
数字乡村建设	0.105*** (0.020)	0.105*** (0.019)	0.030* (0.016)	0.135** (0.057)
经济发达性	0.581*** (0.182)	0.573** (0.263)	3.422 (7.777)	3.995 (11.141)
人力资本水平	-0.129 (0.251)	-0.104 (0.165)	-1.384 (2.428)	-1.488 (3.037)
外资利用水平	0.417*** (0.121)	0.460** (0.125)	2.582*** (0.731)	3.042*** (0.813)
交通通达性	0.827*** (0.228)	0.819*** (0.214)	-1.144*** (0.282)	-0.325*** (0.086)
政府能力	0.603** (0.299)	0.561** (0.249)	2.277 (3.795)	2.838** (1.229)
<i>r</i>	0.482*** (0.076)			
W×数字乡村建设	1.069** (0.506)			Loglikelihood=382.401 $R^2=0.426$
W×控制变量	是			
县域固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是

摘帽县的工作重点应是继续提升县域环境、医疗、教育、卫生等公共服务水平,以吸引乡村人口就近转移,而非在交通设施方面持续大量投资。政府能力的直接效应、总效应的系数分别为0.561、2.838,均通过显著性检验,说明政府能力提升对促进本县以及该地区就地城镇化有积极作用。为了使城乡居民享受同等水平的基本公共服务,需要政府提供财力支持;政府能力越强,投入资金越多,意味着更高水平的公共服务与更便利的生活设施,这会在社会层面推动本地区农村居民市民化,并提高了对邻近县人口空间转移的拉力,进而对邻县人口在邻县聚集可能产生不利影响。

此外,人力资本水平的各类效应均不显著且作用系数为负,这在一定程度上表明西南地区脱贫摘帽县的人才数量、质量可能与就地城镇化推进速度不匹配,即防止人才外流与引进、留住人才成为这些地区需要解决的重要问题。

2. 数字乡村建设影响县域就地城镇化的过 程机制分析

考察期内公共服务均等化水平与产业结构指数的Moran's *I*值均为正,且在1%显著性水平上通过检验,说明各脱贫摘帽县的公共服务均等化与产业结构优化升级均存在显著的空间正相关性,使用空间回归模型检验更加契合。模型(4)(5)的空间回归均通过了LM检验、LR检验与Wald稳健性检验,所有系数在1%的水平上显著。Hausman检验结果显著,表明选择固定效应模型更优,且空间杜宾模型优于空间误差模型与空间滞后模型。因此,最终模型(4)(5)均选择双固定效应空间杜宾模型。由于模型(3)与模型(2)一致,表6中不再汇报模型(3)的相关检验指标。同理,对于以产业结构优化升级为中介机制的模型,也选择双固定效应空间杜宾模型作为模型(4)和(5)的回归模型。

对模型(4)(5)中各个变量进行单位根检验,结果表明各序列拒绝原假设,即不存在单位根。为检验数字乡村建设驱动县域就地城镇化的作
用机制,分别以公共服务均等化与产业结构优化升级作为中介变量,选用空间地理距离矩阵进行中介机制检验(表6—7)。

由表6可知,在模型(3)中,数字乡村建设的回归系数为0.105,在1%的水平上显著,表明数字乡村建设可显著促进县域就地城镇化;模型(4)中的数字乡村建设系数为0.154,且通过5%的显著性检验,模型(5)中的公共服务均等化的回归系数为0.375,同样通过显著性检验,说明存在以公共服务均等化为中介变量的中介效应,且

表6 公共服务均等化的中介机制检验结果

N=645

变量	模型(3) 县域就地城 镇化水平	模型(4) 公共服务均 等化	模型(5) 县域就地城镇 化水平
数字乡村建设	0.105*** (0.020)	0.154** (0.073)	0.113** (0.049)
公共服务均等化			0.375*** (0.058)
控制变量	是	是	是
<i>r</i>	0.482*** (0.076)	0.308*** (0.076)	0.862*** (0.075)
W×数字乡村 建设	1.069** (0.506)	0.028 (0.037)	0.220 (0.314)
W×公共服务均 等化			2.309*** (0.527)
W×控制变量	是	是	是
县域固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
<i>R</i> ²	0.426	0.432	0.599
Loglikelihood	382.401	580.869	1130.276

表7 产业结构优化升级的中介机制检验结果

N=645

变量	模型(3) 县域就地城 镇化水平	模型(4) 产业结构优 化升级	模型(5) 县域就地城镇 化水平
数字乡村建设	0.105*** (0.020)	0.063*** (0.020)	0.122*** (0.019)
产业结构优化升级			0.049** (0.022)
控制变量	是	是	是
<i>r</i>	0.482*** (0.076)	0.387*** (0.118)	0.364*** (0.080)
W×数字乡村建设	1.069** (0.506)	1.052** (0.408)	0.104 (0.193)
W×产业结构优化 升级			-0.025** (0.010)
W×控制变量	是	是	是
县域固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
<i>R</i> ²	0.426	0.580	0.470
Loglikelihood	382.401	531.780	370.643

无需进一步开展Bootstrap检验；对于模型(5)，数字乡村建设系数为0.113，在5%的水平上显著，经符号对比，再次表明公共服务均等化是数字乡村建设影响县域就地城镇化水平的重要传导路径。同理，由表7可知，模型(3)中数字乡村建设、模型(4)中数字乡村建设以及模型(5)中产业结构优化升级的回归系数分别为0.105、0.063与0.049，且均通过显著性检验，表明产业结构优化升级的中介效应存在。同时模型(5)，数字乡村建设系数为0.122，在1%的水平上显著，进一步说明产业结构优化升级是数字乡村建设影响县域就地城镇化水平的另外一条传导路径。

由表8可知,模型(5)中,数字乡村建设的直接效应系数为0.091,通过5%水平上的显著性检验,说明将公共服务均等化纳入考虑时,数字乡村仍能够驱动本县的就地城镇化。公共服务均等化的直接、间接和总效应系数分别为0.445、3.146、3.519,均通过显著性检验,表明数字乡村建设不仅对本县域公共服务均等化具有正向促进作用,而且具有显著的空间溢出效应。一方面,数字乡村建设引起的公共服务均等化水平提升,不仅能满足乡村居民对基础教育、医疗卫生等基本公共服务的有效需求,而且有助于满足乡村居民多样化和个性化的需求,这就导致乡村居民在县域范围内向县城、中心城镇迁移。另一方面,本县域公共服务供给数量与质量的提升导致的县域就地城镇化水平提高,此过程最明显、最直接的作用是促进了人的全面发展,这会对临近县域产生较强的示范作用;同时公共服务均等化建设容易在本县域产生更多的人口集聚,进而产生更高水平的消费规模并促进第三产业的发展,基于产业关联,也会促使邻县就地城镇化水平提高。

表8 公共服务均等化的空间效应分解结果

$N=645$

同理,在表9中,产业结构优化升级的直接、间接和总效应系数分别为0.050、-0.011、0.039,通过显著性检验,说明产业结构指数的提高,即非农产业的发展,能推进本县就地城镇化进程,而抑制邻近县的就地城镇化,但仍对西南地区脱贫摘帽县的就地城镇化整体水平的提高有正向影响。西南地区脱贫摘帽县,因经济发展较为滞后,面临着产业优化升级的难题,且可能处于产业优化升级的初期;在此背景下,资源禀赋、区位交通较好的某些脱贫摘帽县可能因逐底竞争率先发展起来,进而产生极化效应,虹吸周边脱贫摘帽县的人口、资源与投资。伴随着数字乡村建设持续推进与产业结构持续优化升级,率先发展起来的脱贫摘帽县从逐底竞争转向逐优竞争,并基于产业关联、合作与技术溢出,辐射、带动周边县域经济发展,进而推进其县域就地城镇化水平提升。

表9 产业结构优化升级的空间效应分解结果

N=645

五、结论与建议

基于对数字乡村建设影响县域就地城镇化作用机理的理论分析,借助基准回归、空间回归与中介回归等检验方法,对数字乡村建设影响县域就地城镇化的驱动作用、空间溢出效应与过程机制进行了实证研究。实证检验结果显示:①数字乡村建设对西南地区脱贫摘帽县的就地城镇化具有较强的驱动作用,数字基础设施、经济数字化、治理数字化、生活数字化均产生正向影响,但治理数字化作用程度较弱;②数字乡村建设具有明显的空间溢出效应,可以促进周边县域就地城镇化的发展,同时公共服务均等化是产业结构优化升级数字乡村建设影响县域就地城镇化的重要传导路径,现阶段公共服务均等化与产业结构优化升级对邻近县域就地城镇化分别具有正向与负向的空间溢出效应;③除人力资本外,其他控制变量的直接效应显著,同时外资利用与交通通达性的空间溢出效应分别为正向和负向,此外人力资本在基准回归中存在显著负向影响。基于以上结论,对策建议如下。

第一,继续推进数字乡村建设,赋能公共服务均等化水平提升,进而高质量地促进县域就地城镇化。其一,对于西南地区的脱贫摘帽县而言,应在用好既有的乡村数字基础设施和深入挖掘其利用潜力的基础上,认真分析现有数字基础设施供给与需求之间匹配度,川渝地区经济较好县域应推进乡村信息基础设施优化升级,云贵地区可继续补足县域乡村信息基础设施建设的短板。其二,建议在完善全国一体化政务服务平台的基础上,推进有条件的乡村打造简约便捷的数字平台,该平台功能应包括日常事务办理、村务线上公开、村庄线上宣传等,应突出农民最关心且使用频次高的窗口并明晰、简化办事流程。其三,生活数字化方面应成为关注的重点。县城应继续完善教育文化、医疗卫生、基础设施、社会保障方面的基本公共服务,尤其是与国内专业水平高的医院、教育综合实力强的学校、馆藏丰富的图书馆建立合作关系,进而借助“互联网+公共服务”为进城农民提供高质量的公共服务;同时乡镇应与社区、乡村形成合力,借助数字技术将对农服务重心放在中小学教育、健康监督、农事需求、老年人护理、农民技能培训、传统文化学习等方面。

第二,注重农业生产服务与产业融合发展,实施差异化县域就地城镇化发展策略。对于资源禀赋、发展基础、地理区位较差的脱贫摘帽县,其较难拥有容纳现代制造业与大规模发展二、三产业的机会与空间,同时县域范围内继续存在传统的三大产业,因此这类县域应在为农业发展提供多种服务的基础上,结合本县财政情况谨慎地推动智慧农场建设,重点应在延伸和拓展农业产业链和借助电商平台销售特色产品,进而不断提升乡村居民的致富能力。对于资源丰富、发展基础较好且已经构建产业园的县域,应立足县情,明确定位,避免与省会或区域中心城市产生产业竞争,而是积极承接东部地区产业转移,融入国内大循环与全球产业链,进而以主导产业推进县域内产业融合发展,并吸引更多乡村居民进入产业园工作。对于县域内旅游资源丰富且特色明显的乡村,尤其是少数民族聚居的县域,更应借助数字技术挖掘、开发、活化并赋能旅游资源,形成以特色旅游产业为主导的产业融合路径。

第三,完善县域多层级合作机制,提高人力资本水平,持续促进县域就地城镇化水平跃升。建议继续促进县域之间政府、行业协会、企业之间多层级之间合作,政府之间应以“打破行政界限的壁垒、建立区域经济联合体”为目标,在商贸流通、政务服务、交通建设等方面开展合作;同时由市级工商联主导,推进县域行业协会探索行业协会合作新模式,发挥不同县域协会在产业、人才、技术、资金等方面的优势,服务县域产业发展;另外县域内企业应主动参与对外合作,包括技术管理协作、产业链协作、资本协作等,共同促进企业规模扩大,发挥集聚效应,为农民提供更多就业机会。对于县域人力资本提升问题,其一,应继续开展农民培训,尤其是鼓励农民借助移动互联网参加线上培训,积极到县域内企业工作,同时应向老年人提供数字技能和知识的培训和教育,或鼓励在家的年轻人引导、帮助老年人融入数字社区,防止其成为数字弃民;其二,建议由县财政拨出专门经费或村级组织自筹经费,组织村干部定期参加数字乡村建设的培训,或到数字乡村建设典型地区去考察学习,积累数字乡村建设的经验,让基层党组织成为引领数字乡村建设的主导力量;其三,推进县域就地城镇化的关键

在于人才引得来与留得住,建议脱贫摘帽县应基于产业发展需求引进与之匹配的多样化人才,注重吸引本县户籍人才回归,同时也应启动“贤达回报家乡”行动。

参 考 文 献

- [1] 赵德昭.地方政府财政治理对就地城镇化影响的实证研究[J].中国软科学,2022(1):87-97.
- [2] 贺雪峰.立足城乡差异的共同富裕之路——关于共同富裕的社会学命题[J].特区实践与理论,2022(5):5-15.
- [3] 祝振华,张红丽,李洁艳.数字乡村的时空特征及其对农户共同富裕的影响[J].统计与决策,2024,40(23):49-54.
- [4] 张琴,梁淑平.新发展阶段数字乡村建设对农村居民消费的影响——基于县域乡村指数不同维度的比较[J].商业经济研究,2022(22):145-148.
- [5] 杨刚强,陈强强,马晶.新型城镇化与乡村数字经济互动协调关系及空间异质性研究[J].商业经济研究,2023(18):102-107.
- [6] ABBOTT C.The new urban America:growth and politics in sunbelt cities[M].Raleigh:University of North Carolina Press,1981.
- [7] QADEER M A.Ruralopolises:the spatial organisation and residential land economy of high-density rural regions in South Asia[J].Urban studies,2000,37(9):1583-1603.
- [8] ELESSAWY F M.The abnormal population growth and urban sprawl of an Arabian gulf city:the case of Abu Dhabi City[J].Open journal of social sciences,2021,9(2):245-269.
- [9] 朱宇,祁新华,王国栋,等.中国的就地城镇化:理论与实证[M].北京:科学出版社,2012.
- [10] 杨传开.县域就地城镇化基础与路径研究[J].华东师范大学学报(哲学社会科学版),2019,51(4):114-122,187-188.
- [11] 赵德昭.地方财政治理、产业梯度转移与就地城镇化的“大雁阵”模式[J].地方财政研究,2022(1):63-69,79.
- [12] 赵德昭,许家伟.河南省县域就地城镇化时空演变与影响机理研究[J].地理研究,2021,40(7):1978-1992.
- [13] 李玉文,侯新炼,李五荣.人口双向集聚对县域城镇化的影响及其空间梯度[J].经济地理,2021,41(9):91-102.
- [14] KASHYAP P K, KUMAR S, JAISWAL A, et al. Towards precision agriculture: IoT-enabled intelligent irrigation systems using deep learning neural network[J]. IEEE sensors journal,2021,21(16):17479-17491.
- [15] PARK C, CHA J. A trend on smart village and implementation of smart village platform[J]. International journal of advanced smart convergence,2019,8(3):177-183.
- [16] 王胜,余娜,付锐.数字乡村建设:作用机理、现实挑战与实施策略[J].改革,2021(4):45-59.
- [17] 赵成伟,许竹青.高质量发展视阈下数字乡村建设的机理、问题与策略[J].求是学刊,2021,48(5):44-52.
- [18] 谢文帅,宋冬林,毕怡菲.中国数字乡村建设:内在机理、衔接机制与实践路径[J].苏州大学学报(哲学社会科学版),2022,43(2):93-103.
- [19] 李晓夏,赵秀凤,张天然.数字乡村治理:实践基础、关键问题与优化策略[J].农业经济,2022(2):42-44.
- [20] 赵佳佳,魏娟,刘天军.数字乡村发展对农民创业的影响及机制研究[J].中国农村经济,2023(5):61-80.
- [21] 齐文浩,李明杰,李景波.数字乡村赋能与农民收入增长:作用机理与实证检验——基于农民创业活跃度的调节效应研究[J].东南大学学报(哲学社会科学版),2021,23(2):116-125,148.
- [22] LESAGE J, PACE R K. Introduction to spatial econometrics[M]. Boca Raton: Chapman and Hall/CRC, 2009.
- [23] 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,22(5):731-745.
- [24] 张广海,邢澜.我国绿色金融对旅游业高质量发展的影响研究——基于省级面板数据的空间计量分析[J].经济问题探索,2022(12):52-68.
- [25] 邵帅,范美婷,杨莉莉.经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J].管理世界,2022,38(2):46-69,4-10.
- [26] 时朋飞,邓志伟,孙建超,等.中国旅游产业健康度水平特征动态研究——基于2001—2015年面板数据的实证分析[J].珞珈管理评论,2018(1):203-217.
- [27] 赵德昭,尚瑶瑶,韩宁.“援助之手”存在吗?——地方财政治理的就地城镇化效应检验[J].财经论丛,2022(6):29-40.
- [28] 徐维祥,张凌燕,杨蕾,等.多维邻近下新型城镇化的时空分异特征和驱动机制——以长江经济带为实证[J].经济地理,2017(9):70-79.
- [29] 李斌,李拓,朱业.公共服务均等化、民生财政支出与城市化——基于中国286个城市面板数据的动态空间计量检验[J].中国软科学,2015(6):79-90.
- [30] 李华,董艳玲.中国基本公共服务均等化测度及趋势演进——基于高质量发展维度的研究[J].中国软科学,2020(10):74-84.
- [31] 杨钧,罗能生.新型城镇化对农村产业结构调整的影响研究[J].中国软科学,2017(11):165-172.
- [32] 钟漪萍,唐林仁,胡平波.农旅融合促进农村产业结构优化升级的机理与实证分析——以全国休闲农业与乡村旅游示范县为例[J].中国农村经济,2020(7):80-98.
- [33] 刘彦随,杨忍.中国县域城镇化空间特征与形成机理[J].地理学报,2012,67(8):1011-1020.

- [34] VAN DEURSEN A J, VAN DIJK J A. The digital divide shifts to differences in usage [J]. *New media&society*, 2014, 16 (3) : 507-526.
- [35] 肖土盛,孙瑞琦,袁淳,等.企业数字化转型、人力资本结构调整与劳动收入份额[J].管理世界,2022,38(12):220-237.
- [36] 唐要家,陈燕.数字基础设施缩小城乡收入差距的效应研究[J].广西师范大学学报(哲学社会科学版),2024,60(6):106-120.
- [37] 解学梅,朱琪玮.企业绿色创新实践如何破解“和谐共生”难题?[J].管理世界,2021,37(1):128-149,9.

Measurement and Analysis of the Driving Effect of Digital Villages Construction on County-level In-situ Urbanization

——A case study of 215 Poverty-Alleviated Counties in Southwest China

SHI Pengfei, WANG Mengjun, LI Xingming

Abstract Based on the construction of a theoretical framework for the impact of digital village construction on county-level in-situ urbanization, this study matches county-level digital rural indices with county panel data to examine the impact of digital rural construction on county-level in-situ urbanization and its mechanisms. The findings indicate that the implementation of digital villages construction can effectively facilitate in-situ urbanization in counties, with digital infrastructure, economic digitization, governance digitization, and daily-life digitization all demonstrating positive effects, though governance digitization exhibits relatively weaker influence. Furthermore, the digital rural construction generates a positive spatial spillover effect on in-situ urbanization in counties. The equalization of public services and the upgrading of the industrial structure are identified as dual transmission pathways through which digital rural construction drives county-level in-situ urbanization, though their spatial spillovers currently show contrasting directions (positive vs. negative, respectively). Direct effects are observed for all control variables except human capital, with foreign capital utilization and transportation accessibility exhibiting positive and negative spatial spillovers correspondingly. Therefore, to advance high-quality in-situ urbanization, we propose integrated strategies: promoting digital rural construction combined with public service equalization, coupling agricultural production services with industrial development and enhancing cross-county multi-tier collaboration and human capital investment.

Key words digital villages construction; in-situ urbanization in counties; counties lifted out of poverty; Southwest China

(责任编辑:王 薇)