

农业数字化赋能城乡融合发展的内在机制与空间溢出效应分析

吴玲瑜

贵州大学经济学院, 贵州 贵阳

收稿日期: 2025年6月5日; 录用日期: 2025年6月18日; 发布日期: 2025年7月21日

摘要

农业数字化作为现代农业发展的新引擎, 显著提升了农业生产效率和效益, 推动了乡村经济转型升级, 其融合性和创新性特征促进了城乡要素流动, 打破了城乡二元结构, 实现了资源共享和互补。文章基于2012~2022年的省级面板数据, 从实证层面考察了农业数字化促进城乡融合发展的内在机理与空间溢出效应。研究发现: 农业数字化能有效推动城乡融合发展。机制检验揭示, 农村劳动力流动、农村金融服务供给和农业科技创新是农业数字化推动城乡融合的重要路径。进一步研究发现, 农业数字化不仅促进本地城乡融合, 还具有正向空间溢出效应, 并且呈现出“本地促进、邻域抑制”的复杂空间交互特征。

关键词

农业数字化, 城乡融合, 乡村振兴

Analysis of the Internal Mechanism and Spatial Spillover Effect of Agricultural Digitalization Empowering Rural-Urban Integration Development

Lingyu Wu

School of Economics, Guizhou University, Guiyang Guizhou

Received: Jun. 5th, 2025; accepted: Jun. 18th, 2025; published: Jul. 21st, 2025

Abstract

As a new engine for the development of modern agriculture, agricultural digitalization significantly

文章引用: 吴玲瑜. 农业数字化赋能城乡融合发展的内在机制与空间溢出效应分析[J]. 电子商务评论, 2025, 14(7): 1754-1767. DOI: 10.12677/eci.2025.1472365

improves the efficiency and effectiveness of agricultural production, promotes the transformation and upgrading of the rural economy, and its integrative and innovative features promote the flow of urban and rural factors, break the urban-rural dichotomy, and realize the sharing and complementarity of resources. Based on provincial panel data from 2012 to 2022, the article empirically examines the internal mechanism and spatial spillover effects of agricultural digitalization for urban-rural integrated development. It is found that agricultural digitalization can effectively promote urban-rural integrated development. The mechanism test reveals that rural labor mobility, rural financial service supply and agricultural science and technology innovation are important paths for agricultural digitalization to promote urban-rural integration. Further research finds that agricultural digitization not only promotes local urban-rural integration, but also has positive spatial spillover effects, and presents a complex spatial interaction characteristic of “local promotion and neighborhood inhibition”.

Keywords

Agricultural Digitalization, Urban-Rural Integration, Rural Revitalization

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

当前，中国正处于城乡关系深刻变革的关键时期，农业数字化作为现代农业发展的新引擎，通过信息化、智能化和网络化手段，显著提升了农业生产效率和效益，推动了乡村经济转型升级。其融合性和创新性特征促进了城乡要素双向流动，打破了城乡二元结构，实现了资源共享和互补。2025 年中央一号文件明确提出“支持发展智慧农业”，并将其视为“农业新质生产力”的重要内容与此同时，“十四五”推进农业农村现代化规划将智慧农业列为数字乡村建设的重要组成部分，强调通过物联网、大数据、人工智能等新一代信息技术与农业农村的深度融合，推动我国农业迈向智慧农业时代。据国家统计局《2024 年居民收入和消费支出情况》报告，尽管我国城乡融合发展取得显著进展，2024 年农村居民人均可支配收入达到 23,119 元，城乡居民收入之比缩小到 2.34:1.5，但城乡发展不平衡问题依然突出。数字经济时代的到来为城乡关系重构提供了历史性机遇。截至 2023 年，我国农村地区互联网普及率达 65.1%，农产品网络零售额突破 5860 亿元，数字技术正深刻改变着传统农业农村的生产生活方式。农业数字化作为数字经济在农业农村领域的具体实践，通过技术渗透和要素重组双重路径，正在成为推动城乡融合的新引擎。

现有研究已证实数字经济对城乡融合的积极影响[1]-[3]，但聚焦于农业数字化这一细分领域的作用机制与空间异质性的系统研究仍显不足。目前学术界对相关议题已展开多维度探索：一方面，研究表明数字经济能通过要素配置优化促进城乡市场融合通过技术溢出效应缩小城乡公共服务差距；另一方面，数字乡村建设被证实可通过产业联动和资源共享重塑城乡关系[4] [5]。然而，现有研究存在三点局限：一是过多关注数字经济整体影响，缺乏对农业数字化这一细分领域的专门考察；二是机制分析多局限于单一中介路径，未能系统整合劳动力、金融和技术等多重渠道；三是空间效应分析不足，尤其忽视农业数字化可能存在的空间溢出和区域异质特征[6] [7]。

基于此，本研究立足于农业数字化的专业视角，构建“核心驱动力 - 传导机制 - 空间效应”的整合分析框架，重点分析农业数字化如何通过差异化路径影响城乡融合发展？农业数字化是否存在空间溢出效应，其作用边界如何？通过对这些问题的实证检验，本研究将为数字经济时代的城乡融合发展提供更

精准的政策靶向，也为区域协调发展战略的实施提供理论依据。

2. 理论分析与研究假设

2.1. 农业数字化与城乡融合发展的直接效应

农业数字化是指将大数据、物联网、人工智能等现代信息技术深度嵌入农业生产、经营、管理和服务全链条的过程。根据技术-经济范式理论，农业数字化作为新型技术经济范式，能够重构城乡关系的组织逻辑和空间形态。具体而言，其促进城乡融合的直接路径体现在三个维度：首先，农业数字化打破城乡空间壁垒。传统城乡二元结构下，地理距离和基础设施差距导致要素流动成本高昂。而数字技术的“时空压缩”效应，通过虚拟空间弱化物理距离约束，促进城乡要素双向流动。据《2020 阿里农产品电商报告》显示，阿里“产地仓 + 销地仓”模式将农产品流通环节缩短 30%~50%，物流效率提升 40%以上。2023 年农村网络支付用户达 9.43 亿人，占网民总量的 87.5%，推动资金跨城乡高效配置。这种基于数字平台的要素重组，有效缓解了城乡市场分割问题。其次，农业数字化优化城乡产业分工。根据产业融合理论，数字技术模糊产业边界的能力，推动形成“农业+”多业态融合发展的新格局[8] [9]。例如，农业物联网技术使“可视农业”成为可能，将传统农业生产转化为城乡共享的旅游体验资源；区块链溯源技术则延伸农产品价值链，促进城乡产业链深度整合。这种产业融合重塑了城乡功能互补关系，从“产品交换”升级为“价值共创”。例如央视网 2023 年 5 月报道，阿克苏市阿依库勒镇蔬菜产业基地通过“设施农业 + 物联网 + 智能化”平台，实现大棚温湿度、水肥等数据的手机端实时监控，提升了管理效率，并推动戈壁滩转型为现代化蔬菜基地；2024 年江苏省农业农村厅发布的《数实融合加快农业数字化转型》文件，“苏农云”平台作为全省农业农村大数据核心载体，已接入 6385 家农业物联网应用基地，覆盖种植、畜牧、渔业等 10 大业务板块，形成全省农业数据“一张图”。最后，农业数字化重构城乡治理体系。数字治理平台通过整合城乡公共服务资源，推动治理模式从“碎片化”向一体化转型。如“互联网 + 医疗健康”缓解农村就医难问题，县域医共体信息化建设使城乡居民电子健康档案共享率达 78%。这种治理协同显著缩小了城乡公共服务差距，为融合发展提供制度保障。

因此提出假设 H1：农业数字化对城乡融合发展具有显著正向促进作用。

2.2. 农业数字化影响城乡融合的中介机制

农业数字化对城乡融合的促进作用并非单一直接路径，而是通过多重中介机制协同实现的复杂过程。结合要素流动理论和创新扩散理论，本研究重点剖析以下三个关键中介渠道：

2.2.1. 农村劳动力流动机制

传统城乡关系理论认为，劳动力流动呈现从乡村到城市的单向迁移特征，这种单向流动导致乡村人才流失、产业空心化等问题[10]。而现有研究表明，乡村数字化的发展能有效促进劳动力流动，进而推动城乡融合发展[11]。从技术赋能维度看，农业数字化通过改变乡村产业形态和就业结构，正在重塑这一传统格局。一方面，数字技术降低了乡村创业的信息壁垒和交易成本，使返乡创业成为可能[12]。二是数字平台经济创造了灵活就业机会，使“离土不离乡”的就业模式成为现实。如抖音、微信等数字平台为农村劳动力提供就业信息，降低农民就业成本[13]。三是智能农业装备的普及提升了农业劳动生产率，如人工智能农业机器人以节能、降成本和保护环境的方式解放劳动力人工智能技术的机器人采摘、机器人喷洒农药等技术相继推行，大大减少了人工成本，提高了生产效率[14]，释放出更多劳动力从事高附加值活动，改变了传统农业对低技能劳动的依赖。从主体赋能维度观察，农业数字化对不同群体产生差异化影响。传统推拉理论强调经济收入差距是劳动力流动的主因，而数字化时代，职业发展机会、生活方式选

择和数字技能适配性成为新的考量因素[10]。对本土人才，数字化通过技能提升和心理赋能激发其创业活力。对返乡精英，数字化提供市场渠道和资源对接，降低其返乡创业风险。对城市人才，数字化打破地理限制，使其可以通过“在线驻村”“远程指导”等方式参与乡村建设。这三类主体的互动形成了多元化的人才生态，推动城乡人才从“单向流失”转向“双向互补”。这种多元动机促使劳动力在城乡间进行更灵活的“钟摆式”流动，而非永久性迁移[15]。

因此提出假设 H2a：农业数字化通过促进农村劳动力流动推动城乡融合发展。

2.2.2. 农村金融服务供给机制

在直接影响方面，农业数字化通过三个渠道改善了农村金融服务供给：一是信息透明度提升，数字农业设备自动采集的生产经营数据解决了农村金融的信息不对称问题，接入物联网的家庭农场信贷可得性提高；二是抵押资产数字化，区块链技术的应用使农机设备、生物资产等成为可验证、可监控的合格抵押品；三是服务成本降低，移动支付和数字人民币使农村金融服务的边际成本趋近于零。这些直接改善使农村金融供给曲线向右移动，在相同利率水平下提供更多信贷资金。在间接影响方面，改善后的农村金融供给通过四条路径促进城乡融合：一是创业激活效应。多样便捷的数字金融产品缓解了资本错配程度，以及吸引职业技能较高的外出劳动力返乡创业就业降低劳动力错配压力，从而为农村流通产业振兴提供充足的资源要素支撑[16]；二是产业升级效应。数字金融创新带来的新型数字技术可有效打破农村地区传统产业割裂现状，助推农业各行业内部形成链接，通过融合创新实现农业多行业协调与融合发展[17]，推动农业产业结构升级，为农业农村高质量发展赋能[18]；三是消费升级效应。数字金融在农村居民中得到了广泛使用，不断渗透并持续融入农村居民生活，改变了农村消费环境[19]，缩小了城乡消费差距；四是社会保障效应，智能信贷服务能够有效解决资金短缺问题，数字化农业保险可以提升农民的抗风险能力，综合金融平台的搭建有助于资源的高效整合[20]，增强了农村家庭的风险抵御能力。这些间接影响共同推动城乡在经济、社会、文化等多维度深度融合。

因此提出假设 H2b：农业数字化通过改善农村金融服务供给推动城乡融合发展。

2.2.3. 农业技术创新机制

农业科技进步贡献率是衡量农业数字化赋能城乡融合发展的重要指标之一，数字化通过提升技术创新水平，显著促进了城乡融合发展[21]。有研究表明，城乡融合发展需要统筹新型工业化、新型城镇化和乡村全面振兴，而农业科技进步是实现这一目标的关键[22]。王伟通过实证检验发现，农业科技进步贡献率是数字经济推动城乡融合的关键路径之一[23]。具体而言，农业科技进步对提升农业生产效率、优化产业结构、促进城乡要素流动具有显著作用。首先，农业科技创新主要以农业信息、农业技术、农业知识等要素的创新与运用，升级和改善农业生产要素组合，提高农业资源配置效益和农业生产效率[24]。其次，农业科技创新提高了农业机械化水平，使得农村有限的人力资本得以挣脱传统农业生产效率低下的桎梏，有利于生产要素的优化配置与农业全要素生产率的提高，有助于激发农村创新创业活力[25]。最后，数智技术通过整合土壤、气候、作物生长等多源数据，实现了对农业生产环境的精准感知和预测，不仅有助于优化种植方案，提高农业生产效率，还推动了农业科技的自主创新和自立自强[26]。综上所述，农业科技进步贡献率在农业数字化赋能城乡融合发展中扮演着至关重要的角色，通过农业技术创新改变了传统农业的弱质产业特性，缩小了工农产业效率差距，使农业成为能够吸引城市资本和技术投入的现代产业，推动城乡融合发展进程。

因此提出假设 H2c：农业数字化通过促进农业科技创新推动城乡融合发展。

2.2.4. 空间溢出效应

空间经济学视角看，农业数字化可能同时触发空间虹吸效应与空间扩散效应。空间虹吸效应表现为

数字化领先地区通过电商平台和高附加值产业吸引周边资源，形成“数字洼地”；而空间扩散效应则通过技术扩散、市场整合等渠道带动外围区域发展。这两种力量的动态平衡决定了净溢出效应的方向与强度。

空间虹吸机制主要通过要素竞争渠道发挥作用，数字化领先地区会产生显著的要素吸附效应。具体表现为：在劳动力市场，城市数字产业提供更高薪酬吸引农村青壮年；在资本市场，数字平台经济重塑金融地理格局，使资金向数字枢纽集中；在数据要素市场，中心区域凭借基础设施优势形成数据集聚。这种虹吸效应可能导致边缘地区陷入“数字贫困陷阱”。而空间扩散机制则通过四个路径产生正向溢出：一是技术溢出路径，数字农业创新通过示范效应、人才流动等方式向周边扩散；二是市场联通路径，电商平台打破地理限制，使农产品销售半径扩大；三是设施共享路径，数字基础设施的跨区域共建降低外围地区接入成本；四是治理协同路径，跨域数字治理平台促进公共服务均等化。综上所述，空间溢出效应是城乡融合发展中不可忽视的重要因素，农业数字化转型作为一种新型动力，通过多种机制产生了显著的空间溢出效应，推动了城乡融合发展的进程。

因此提出假设 H3：农业数字化水平对城乡融合具有显著的空间正向溢出效应。

3. 研究设计

3.1. 变量选择

被解释变量：城乡融合发展水平。城乡融合发展涉及多个方面，本文借鉴前人[27][28]测算城乡融合发展水平所选取的指标，根据城乡融合的内涵，遵循系统性、科学性和数据可获得性等基本原则，从经济、社会生活、空间和生态四个维度构建如表 1 所示，包含 15 个细分指标的城乡融合发展水平综合评价指标体系。

核心解释变量：本文的核心解释变量为农业数字化水平。参考林玉妹和李承翰、Jiang S [29][30]等的方法，用数字农业来衡量，具体包括农业基础设施、数字农业产业化和数字农业主体素质三个维度，具体变量描述见表 1 数字农业基础设施采用农村宽带接入用户衡量，反映农村互联网普及水平，是农业数字化的基础支撑。宽带网络覆盖率直接影响农业物联网、大数据、云计算等技术的应用；数字农业产业化采用淘宝村数量衡量，体现电子商务对农业产业链的数字化改造。淘宝村作为农村电商典型模式，能反映农产品线上销售、供应链数字化及城乡市场融合程度；数字农业主体素质采用农村居民交通通讯消费支出衡量，反映农民数字技术使用能力和信息获取意愿，该指标能间接测度农民数字素养。

中介变量：本文的中介变量为农村劳动力流动，农村劳动力非农转移率；农村金融供给：数字普惠金融指数取自然对数；农业技术创新：农业科技专利数量取自然对数。

控制变量：借鉴已有的研究，采用以下变量作为控制变量，具体变量描述及其度量方法见表 2。

Table 1. Evaluation index system of urban-rural integration level and agricultural digitization level

表 1. 城乡融合水平与农业数字化水平评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	衡量方式	属性
城乡融合	经济融合	经济发展水平	人均 GDP	正
		城乡居民收入差距	城镇居民人均可支配收入/农村居民人均可支配收入	负
		城乡居民支出差距	城镇居民人均消费支出/农村居民人均消费支出	负
		二元对比系数	(第一产业生产总值/第一产业就业人数)/(第二三产业生产总值/第二三产业就业人数)	正

续表

	社会融合	城乡养老保险覆盖率	城乡居民养老保险参保人数/常住人口	正
		失业保险覆盖率	参加失业保险人数/常住人口	正
		城乡人均医疗保健对比系数	城镇居民人均医疗保健支出/农村居民人均医疗保健支出	负
		城镇登记失业率	直接数据	负
		城乡教育投入	教育支出/财政支出	正
	空间融合	私人汽车拥有量	直接数据	正
		城镇化率	城镇人口总数/总人口数	正
		城乡人均交通通信对比系数	城镇居民人均交通通信支出/农村居民人均交通通讯支出	负
	生态融合	生活垃圾无害化处理	直接数据	正
		森林覆盖率	直接数据	正
		公共厕所普及率	每万人拥有公共厕所	正
农业数字化	数字农业基础设施	农村互联网普及水平	农村宽带接入用户	正
	数字农业产业化	淘宝村数量	直接数据	正
	数字农业主体素质	农村居民交通通讯消费支出	农村居民人均交通通讯消费支出	正

Table 2. Variable definitions and measures
表 2. 变量定义及测度方法

类型	名称	符号	度量方法
被解释变量	城乡融合水平	URA	熵值法测算
核心解释变量	乡村数字化水平	DIA	熵值 TOPSIS 测算
中介变量	农村劳动力要素流动	LAB	(农村总劳动力 - 从事第一产业劳动力数)/农村总劳动力
	农村金融服务供给	CAP	数字普惠金融指数取自然对数
	农业技术创新	INN	农业科技专利数量取自然对数
控制变量	经济发展水平	GDP	人均 GDP 取自然对数
	财政支农水平	GOV	农林水财政支出额占财政总支出的比重
	金融发展水平	FIN	技术市场成交额/地区生产总值
	工业化水平	IND	工业增加值/地区生产总值
	产业结构	INS	第三产业生产总值/第二产业生产总值

3.2. 模型设定

3.2.1. 基准回归模型

$$URA_{it} = \partial_0 + \partial_1 DIA_{it} + \partial_2 Z_{it} + \mu_i + \epsilon_{it}$$
 (1)

式(1)中, $i=1,2,3,\cdots,N$ 表示样本地区, $t=1,2,3,\cdots,T$ 表示样本时期; URA_{it} 表示地区 i 在 t 时期的城乡融合水平, DIA_{it} 表示地区 i 在 t 时期的农业数字化水平; Z_{it} 为一组控制变量, 主要包括经济发展水平、财

政支农水平、金融发展水平、工业化水平和产业结构。 μ_i 表示个体固定效应，控制了地区层面不随时间变化的因素对于城乡融合的影响； ϵ_{it} 为随机干扰项； ∂_0 为截距项， ∂_0 、 ∂_1 为各变量系数。

3.2.2. 中介效应模型

根据前文所述，对农村劳动力流动、农村金融供给和农业技术创新是否为农业数字化与城乡融合之间的中介变量进行检验。参考温忠麟等[31]的中介效应三步法，分别构建以上传导机制模型，具体如下：构建技术市场发展水平中介变量的传导机制模型：

$$M_{it} = \omega_0 + \omega_1 DIA_{it} + \omega_2 Z_{it} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{it} \tag{2}$$

$$URA_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 DIA_{it} + \varphi_2 M_{it} + \varphi_3 Z_{it} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{it} \tag{3}$$

其中， M_{it} 为地区*i*在*t*时期的农村劳动力流动、农村金融服务供给、农业技术创新， ω_0 、 φ_0 为截距项， ω_1 、 ω_2 、 φ_1 、 φ_2 、 φ_3 为变量系数；其余设定均与式(1)相同。

3.2.3. 空间计量模型

$$URA_{it} = \rho W * URA_{it} + \beta_1 DIA_{it} + \beta_2 Z_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \tag{4}$$

其中， W 表示空间权重矩阵， ρ 是空间自相关系数，衡量空间相关性的强度的回归系数。 ρ 为空间自回归系数，如果显著，表示农业数字化与城乡融合之间存在空间相关性。 β 解释变量和控制变量的系数向量。其余变量和式(1)一样。

3.3. 数据来源与描述性统计

本文选取 2012~2022 年我国 30 个省(区、市)的面板数据，其中，由于数据可得性，不包含港澳台和西藏的数据。数据主要来源于相关年份《中国统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国财政年鉴》《中国工业统计年鉴》、中国第三产业统计年鉴、中国信息产业年鉴、国家统计局、各省份统计年鉴和北京大学数字金融研究中心所测算的数字普惠金融指数。表 3 为主要变量的描述性统计。

Table 3. Descriptive statistics
表 3. 描述性统计

	样本量	最小值	最大值	平均值	标准差	中位数
URA	330	0.133	0.658	0.377	0.097	0.373
DIA	330	0.004	0.926	0.099	0.120	0.060
GDP	330	8.598	10.806	9.332	0.464	9.207
GOV	330	0.041	0.758	0.166	0.125	0.124
FIN	330	1.784	7.609	3.484	1.091	3.254
IND	330	0.101	0.523	0.316	0.077	0.319
INS	330	0.494	5.297	1.128	0.658	0.914
LAB	330	0.344	0.959	0.625	0.110	0.619
CAP	330	4.119	6.133	5.494	0.416	5.591
INN	330	3.951	9.720	7.613	1.026	7.649

4. 实证分析

4.1. 基准回归分析

本文首先检验解释变量是否存在多重共线性问题。结果发现，单个解释变量的方差膨胀因子(VIF)数值最大为 3.813，明显小于 10，不存在多重共线性问题。其次，Hausman 检验呈现出 5%水平的显著性 $\text{chi}(5) = 79.490$ ， $p = 0.000 < 0.05$ ，意味着固定效应模型更优。此外，本研究重点探讨农业数字化对城乡融合的影响机制，地区固定效应能够有效控制不随时间变化的地区特征，从而更准确地捕捉农业数字化对城乡融合的区域异质性影响。综合上述分析，本文最终以地区固定效应模型进行回归估计。

据表 4 所示，列(1)在不加入控制变量的情况下，农业数字化对城乡融合的弹性系数为 0.460，并且在 1%的置信水平上显著，这表明农业数字化对城乡融合具有显著促进作用。列(6)加入所有控制变量后，农业数字化对城乡融合的影响系数为 0.269，且在 1%水平上通过显著性检验。由此可见，无论是否加入控制变量，农业数字化对城乡融合的影响都具有显著促进作用，与前文的理论分析结果一致。但是加入控制变量后的经济发展水平系数小于未加入控制变量前的系数值，说明加入的控制变量对于估计结果有一定影响。假设 H1 得到验证农业数字化对于城乡融合具有显著的促进作用。

Table 4. Basic regression results

表 4. 基础回归结果

项	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DIA	0.460*** (0.023)	0.442*** (0.023)	0.361*** (0.021)	0.271*** (0.021)	0.269*** (0.022)	0.269*** (0.022)
GDP		0.095*** (0.023)	0.044* (0.020)	0.097*** (0.019)	0.087*** (0.022)	0.088*** (0.022)
GOV			0.153*** (0.014)	0.124*** (0.013)	0.128*** (0.014)	0.128*** (0.014)
FIN				0.043*** (0.005)	0.041*** (0.006)	0.041*** (0.006)
NND					-0.041 (0.046)	-0.041 (0.046)
INS						0.001 (0.003)
N	330	330	330	330	330	330
cons	0.332** (0.003)	-0.552*** (0.215)	-0.095 (0.187)	-0.727*** (0.183)	-0.616** (0.221)	-0.620** (0.222)
R ²	0.571	0.594	0.708	0.767	0.768	0.768

注：括号内为标准误差，*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。下表同。

4.2. 稳健性检验与内生性检验

4.2.1. 稳健性检验

本文稳健性检验包括更换指标合成方法(更换为主成分分析法)、剔除部分样本(剔除北京、天津、上海和重庆四个直辖市)、引入双向固定效应(在原先地区固定效应的基础上进一步引入双向固定效应)、核心解释变量滞后一期，其回归结果如表 5 示。稳健性检验结果表明，改变农业数字化指标合成、剔除直辖市样本、引入双向固定效应模型以及将核心解释变量滞后一期对基准回归中待估计系数和其显著性影

响不大，表明本文基准回归结果稳健，进一步验证了研究假设 H1。

Table 5. Robustness test results
表 5. 稳健性检验结果

项	更换指标 合成方法	剔除特殊样本	双向固定效应	核心解释变量 滞后一期	工具变量法	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5) 第一阶段回归	(6) 第二阶段回归
DIA		0.254*** (0.022)	0.139*** (0.012)	0.210*** (0.024)		1.119*** (0.15)
NEW-DIA	0.276*** (0.020)					
IV					0.070*** (0.011)	
控制变量	是	是	是	是	是	是
cons	-0.599** (0.251)	-1.028*** (0.260)	-0.047 (0.122)	-0.260 (0.257)	-1.714*** (0.645)	0.859 (0.554)
N	330	286	330	330	330	330
R ²	0.783	0.780	0.243	0.718	0.754	0.630

4.2.2. 内生性检验

由于本文研究样本是随时间、省份同时变动的面板数据，参考吴则粉[32]等学者的研究，将 1984 年百万人邮局数*上一年全国信息技术服务收入的交互项作为基准工具变量($IV = post \cdot inf_{t+1}$)，该指标能反映信息基础设施的历史水平，与后期的农业数字基础设施相关，但不会直接影响后期的农业数字化水平。结果表明该工具变量通过了外生性检验(p 值为 0.001)与弱工具变量检验(WaldF = 25.783)，表明工具变量的选择是合理且有效。引入工具变量再次对基准模型进行检验，估计结果如表 5 列(5)和列(6)所示。其中第一阶段显示其工具变量回归系数为 0.070，并在 1%的水平下显著，表示工具变量的选择与核心解释变量农业数字化水平高度相关，满足工具变量的必要条件，第二阶段显示农业数字化的回归系数为 1.119，并在 1%的水平下显著，在加入工具变量后，农业数字化的回归系数仍然为正，因此在克服内生性问题后，农业数字化对城乡融合起正向促进作用，进一步验证了假设 H1 的合理性。

4.3. 作用机制检验

为了验证农业数字化促进城乡融合的间接效应，检验农村劳动力流动、农村金融服务供给、农业科技创新这三个中介变量的作用，表 6 列示了中介效应检验的结果。列(1)是按照基准回归模型得出的农业数字化对城乡融合的总影响。列(2)和列(3)考察了农村劳动力流动的中介效应；列(4)和列(5)考察了农村金融服务供给的中介效应；列(6)和列(7)显示了农业科技创新的中介作用回归结果。首先，农业数字化对城乡融合发展的直接效应显著，系数为 0.269。农业数字化对农村劳动力流动的作用显著，影响系数为 0.056，在控制农村劳动力流动变量后，农业数字化对城乡融合的影响系数下降至 0.250，且农村劳动力流动的系数显著为正，说明劳动力流动发挥了部分中介作用。农业数字化可能通过促进农村劳动力向非农产业转移，优化城乡资源配置，从而推动城乡融合发展，其中介效应占比约为 7.1%，表明其作用相对有限，但仍具有统计和经济意义。其次，农村金融服务供给的中介效应检验显示，农业数字化对农村金融服务供给的促进作用非常显著系数为 0.914，而农村金融服务供给对城乡融合的影响也显著为正。

在控制农村金融服务供给后，农业数字化的系数从 0.269 大幅降至 0.202，说明农村金融服务的供给发挥了较强的部分中介作用。农业数字化可能通过提升农村金融可得性，缓解城乡金融排斥，进而促进城乡经济融合。农村金融服务供给的中介效应占比约 24.9%，其作用强度最高。最后，农业数字化对农业科技创新的作用显著，系数达 1.471，加入农业科技创新后，农业数字化对城乡融合的影响系数从 0.269 降至 0.221，表明农业科技创新是重要的中介变量。农业数字化可能通过推动农业技术升级，提高农业生产效率，缩小城乡发展差距。农业科技创新的中介效应占比约为 17.8%。

Table 6. Results of the mediation effect test
表 6. 中介效应检验结果

项	(1) URC	(2) LAB	(3) URC	(4) CAP	(5) URC	(6) INN	(7) URC
DIA	0.269*** (0.022)	0.056*** (0.034)	0.250*** (0.021)	0.914*** (0.226)	0.202*** (0.014)	1.471*** (0.418)	0.221*** (0.017)
LAB			0.342*** (0.055)				
CAP					0.073*** (0.004)		
INN							0.034*** (0.002)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
N	330	330	330	330	330	330	330
cons	-0.620** (0.222)	0.268** (0.039)	-0.718*** (0.210)	3.174 (2.317)	-0.853*** (0.143)	6.736 (4.283)	-0.850 (0.168)
R ²	0.768	0.221	0.806	0.623	0.904	0.395	0.869

4.4. 空间溢出效应分析

4.4.1. 农业数字化与城乡融合发展的空间相关性分析

本文基于空间相邻矩阵，首先运用全局莫兰指数来判断农业数字化与城乡融合发展间是否存在空间相关性，结果如表 7 所示，从数据结果来看，2012~2016 年期间，农业数字化的莫兰指数均在一定显著性水平上显著，这表明在较早阶段，农业数字化水平在空间上存在明显的集聚特征，相邻地区的农业数字化发展情况呈现出一定程度的相互关联性。然而自 2017 年起，农业数字化的莫兰指数显著性逐渐丧失，至 2022 年其莫兰指数一直处于不显著状态。这一变化可能反映了随着农业数字化进程的不断推进，其影响因素变得更加多元和复杂，不同地区的农业数字化发展受到各自的资源禀赋、市场条件、技术创新能力以及政策精准实施等多种差异化因素主导，使得相邻地区之间原有的基于相似条件产生的农业数字化集聚效应逐渐减弱。反观城乡融合指标，其在 2012~2022 年整个时间段内莫兰指数始终保持高度显著，说明城乡融合程度在空间上一直存在显著的正相关性，相邻地区城乡融合发展的状况相互影响、相互促进。即使农业数字化的空间相关性发生了变化，但城乡融合自身空间溢出效应依旧突出，这也从侧面反映出城乡融合是一个受多种因素综合作用且空间关联稳定的复杂过程，而农业数字化虽是其中重要因素之一，但其空间特征的改变并不足以撼动城乡融合整体的空间相关性表现。

Table 7. Results of spatial correlation tests
表 7. 空间相关性检验结果

年份	农业数字化		城乡融合	
	莫兰指数	Z 值	莫兰指数	Z 值
2012	0.259***	2.395	0.507***	4.445
2013	0.216***	2.014	0.518***	4.508
2014	0.190***	1.853	0.514***	4.477
2015	0.212***	2.011	0.511***	4.446
2016	0.182***	1.746	0.518***	4.503
2017	0.148	1.484	0.502***	4.308
2018	0.147	1.481	0.458***	4.238
2019	0.127	1.315	0.464***	4.062
2020	0.114	1.215	0.496***	4.329
2021	0.120	1.263	0.515***	4.485
2022	0.087	0.988	0.565***	4.888

4.4.2. 空间面板模型检验与分析

首先，利用 Hausman 检验结果确定模型选择固定效应模型更为适宜。其次 LM 检验显示，空间滞后效应和空间误差效应均在 1%水平上显著，表明模型存在空间依赖性，因此，需要进一步运用稳健的 LM 检验进行判断。结果显示空间滞后效应的稳健检验高度显著；空间误差效应的稳健检验仅在 5%水平上显著。这表明空间滞后效应(SAR)是主导的空间交互形式，而空间误差效应可能由滞后效应驱动。最后，在 LR 检验中，SDM 退化至 SAR 的检验和 SDM 退化至 SEM 的检验均拒绝原假设，说明 SDM 显著优于 SAR 和 SEM。综上，空间杜宾模型(SDM)能同时捕捉自变量与因变量的空间溢出效应，且固定效应更符合数据特征。因此，本研究采用地区固定效应 SDM 模型分析农业数字化对城乡融合的空间影响，表 8 为具体检验结果。

Table 8. Results of LM, LR, Wald and Hausman tests
表 8. LM、LR、Wald 和 Hausman 检验结果

检验名称	统计量	p 值
LM-error	59.926	0.000
LM-lag	85.576	0.000
Robust LM-error	3.837	0.050
Robust LM-lag	43.957	0.000
LR (SAR)	29.54	0.000
LR (SEM)	63.58	0.000
Wald (SAR)	31.12	0.000
Wald (SEM)	54.14	0.000
Hausman	50.83	0.000

4.4.3. 空间面板模型结果与分析

基于空间杜宾模型(SDM)的回归结果(表 9)表明, 农业数字化在直接效应和总效应中均表现出显著的正向影响, 系数分别为 0.143 和 0.228, 表明农业数字化不仅促进了本地区的城乡融合, 还通过空间溢出效应带动了邻近地区的发展。然而, 空间交互项(Wx)系数为-0.067, 揭示邻近地区数字化发展对本地存在抑制效应, 这一结果可能源于前文假设中提及的空间虹吸机制, 数字化领先地区通过电商平台和高附加值产业吸引周边劳动力与资本, 导致边缘地区资源流失。该结果显示了农业数字化“本地促进-邻域抑制”的复杂空间交互特征, 弥补了现有文献仅关注正向溢出的不足。控制变量分析进一步显示: 经济发展水平的直接效应 0.035 与间接效应 0.118 均显著, 说明经济增长是推动城乡融合的核心动力, 且其空间溢出效应较强; 财政支农的显著空间溢出 0.066 凸显政府支持在区域间的协同分配能够有效促进城乡融合; 金融发展的间接效应 0.049 则反映数字普惠金融促进资本跨区流动的积极作用。工业化与产业结构变量的非显著结果暗示传统工业化路径对城乡融合的边际贡献趋弱, 需转向数字化驱动的产业协同模式。最后, 空间自相关系数(rho = 0.700)高度显著, 证实了城乡融合存在强烈的空间依赖性, 即本地区的发展会显著受邻近地区的影响。空间溢出效应的存在, 使农业数字化对城乡融合的影响呈现出跨区域联动特征。一个地区的农业数字化不仅会提升本地的城乡融合水平, 还会通过前向关联、后向关联和侧向关联, 影响其他地区的城乡发展关系。这种空间外部性意味着城乡融合政策需要从区域层面进行统筹设计, 以充分发挥空间协同效应。

Table 9. Results of tests for spatial spillover effects
表 9. 空间溢出效应检验结果

变量	(1) Main	(2) Wx	(3) LR-Direct	(4) LR-Indirect	(5) LR-Total
DIA	0.135*** (0.012)	-0.067*** (0.017)	0.143*** (0.014)	0.085** (0.043)	0.228*** (0.051)
GDP	0.026** (0.012)	0.024 (0.020)	0.035*** (0.012)	0.118** (0.053)	0.154*** (0.060)
GOV	0.003 (0.022)	0.020 (0.025)	0.011 (0.022)	0.066** (0.032)	0.076*** (0.023)
FIN	0.002 (0.004)	0.015*** (0.006)	0.007* (0.004)	0.049*** (0.012)	0.056*** (0.013)
IND	0.006 (0.025)	-0.045 (0.045)	-0.011 (0.028)	-0.131 (0.115)	-0.142 (0.125)
INS	0.001 (0.002)	-0.006** (0.003)	-0.001 (0.002)	-0.017 (0.010)	0.005 (0.004)
Log-likelihood	961.932				
Spatial rho	0.700*** (0.034)				
sigma2_e	0.000148*** (0.0000118)				
R ²	0.882				

5. 结论与建议

本研究通过实证分析发现, 农业数字化对城乡融合发展具有显著促进作用, 且这一结论在经过稳健

性和内生性检验后依然成立。机制检验揭示,农村劳动力流动、农村金融服务供给和农业科技创新是农业数字化推动城乡融合的重要路径。空间杜宾模型进一步显示,农业数字化不仅促进本地城乡融合,还具有正向空间溢出效应,但邻近地区的数字化发展可能因资源竞争对本地产生一定抑制,呈现出“本地促进-邻域抑制”的复杂空间交互特征。

为充分发挥农业数字化对城乡融合的促进作用,建议实施差异化区域发展战略,在西部地区重点加强 5G 基站、物联网等数字基础设施建设并设立智慧农业专项基金,在产销平衡区打造全产业链数字化平台强化产销对接,在东部地区推动数字技术向高附加值环节延伸;完善要素流动支撑体系,建设全国统一数字就业服务平台、开发基于农业大数据的信贷产品、构建省级农业农村大数据中心;建立区域协同发展机制,深化“东数西算”工程、组建跨区域数字化联盟、设立数字化发展补偿基金;推动数字技术与乡村产业深度融合,推广智能农机应用、发展“互联网+乡村旅游”新业态、实施“数字农民”培训计划;同时完善制度保障体系,制定农业数据产权保护法规、建立数字乡村建设国家标准、将城乡融合指数纳入政绩考核,通过“区域适配+要素改革+协同治理+业态创新+制度保障”五位一体的政策组合,最大化农业数字化的正向效应,最终实现城乡高质量融合发展。

参考文献

- [1] 张世斌,杨肃昌,毛科俊.数字经济影响城乡融合发展的效应与机制研究——基于274个城市的经验考察[J].经济问题探索,2024(10): 60-83.
- [2] 孙源序,雷娜,刘晓倩.数字经济可以促进城乡融合发展吗?——来自中国268个城市的经验证据[J].南方金融,2023(12): 38-53.
- [3] 顾相君.以数字乡村建设推动城乡融合发展[J].宏观经济管理,2023(9): 46-53.
- [4] 温涛,赵孝航,张林.数字乡村建设能助力城乡融合发展吗?[J].农村经济,2023(11): 1-13
- [5] 陈洁梅.数字乡村建设与城乡高质量融合:机制讨论与经验证据[J].商业研究,2023(4): 85-93.
- [6] 林育妙,程秋旺,许安心.数字乡村建设对城乡融合发展的影响研究——基于2012-2020年省份面板数据的实证[J].中共福建省委党校(福建行政学院)学报,2023(4): 101-111.
- [7] 姚毓春,张嘉实,赵思桐.数字经济赋能城乡融合发展的实现机理、现实困境和政策优化[J].经济纵横,2022(12): 50-58.
- [8] 胡永浩,胡南燕,杨嘉乐,武拉平.数字乡村建设对城乡融合发展的影响及其机制研究——基于要素双向流动视角[J].经济问题探索,2024(10): 45-59.
- [9] 闫言,刘泽岩.乡村数字经济与城乡融合:实现机制与实证检验[J].税务与经济,2025(1): 68-78.
- [10] 刘守英,龙婷玉.城乡融合理论:阶段、特征与启示[J].经济学动态,2022(3): 21-34.
- [11] 田涛.乡村数字经济对农民收入的影响及空间异质性研究[J].干旱区资源与环境,2024,38(5): 90-99.
- [12] 田红宇,刘行,苏治豪,覃朝晖.发展数字经济对促进返乡农民创业的影响研究——于返乡创业意愿和创业质量双重视角的实证分析[J].价格理论与实践,2024(9): 194-201+228.
- [13] 丁可可,马正兵,王涛.乡村数字经济对农民收入的影响及空间异质性研究[J].干旱区资源与环境,2024,38(5): 90-99.
- [14] 刘亚双,杨利,冯伟,等.数智赋能农村电商助力乡村振兴研究[J].中国商论,2025,34(2): 19-22.
- [15] 李言,肖雨婷.数字经济发展与劳动力空间错配[J].财经研究,2024,50(6): 138-152.
- [16] 刘琛,李丽.“数商兴农”背景下数字经济对农村流通产业振兴的影响[J].商业经济研究,2024(9): 112-115
- [17] 严宏宇,周肖肖.数字金融对我国农村居民创业的影响及作用机制[J].当代农村财经,2024(9): 7-12.
- [18] 尹栾玉,张驰,肖双娇.数字金融创新、农业农村高质量发展与农民共同富裕[J].统计与决策,2024,40(16): 51-55.
- [19] 高兆祥,温涛.数字金融使用与农村居民消费不平等[J].山西财经大学学报,2025,47(2): 57-70.
- [20] 张建海.数字金融服务推动农村经济高质量发展的路径探析[J].山西农经,2025(1): 57-59.

-
- [21] 宋才发, 杨志恒, 王孟欣, 席增雷, 杨胜利, 赵楠. 中国式现代化背景下城乡融合发展的理论与政策研究[J]. 河北大学学报(哲学社会科学版), 2025, 50(2): 1-27.
- [22] 顾乐琼, 牛丽娟. 数字化赋能城乡融合发展: 内在机理与实证检验[J]. 统计与决策, 2024, 40(21): 105-110.
- [23] 王伟. 数字经济赋能城乡融合发展: 理论分析与实证检验[J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版), 2024, 45(7): 89-101.
- [24] 徐彰义, 吕菲, 王子嘉, 等. 数智技术赋能农业数字化转型研究[J]. 中国农机装备, 2025(4): 78-80.
- [25] 张丽君, 梁怡萱, 巩蓉蓉. 数字经济对城乡收入差距的动态影响研究——来自中国 31 个省(区、市)的证据[J]. 经济问题探索, 2023(3): 18-40.
- [26] 舒季君, 周建平, 陈亦婷, 刘程军. 中国省域数字经济的空间演化特征及其城乡融合效应[J]. 经济地理, 2022, 42(8): 103-111.
- [27] 邵莹莹, 花俊国, 李冰冰. 数字经济对城乡融合发展的赋能效应与机制研究[J]. 农业现代化研究, 2024, 45(3): 477-487.
- [28] 李晓. 数字普惠金融对城乡融合发展的影响及其传导机制[J]. 安徽农业科学, 2024, 52(10): 206-215.
- [29] Jiang, S., Zhou, J. and Qiu, S. (2022) Digital Agriculture and Urbanization: Mechanism and Empirical Research. *Technological Forecasting and Social Change*, **180**, Article ID: 121724. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2022.121724>
- [30] 林玉妹, 李承翰. 农业数字化转型对农业绿色增长的影响[J]. 中国农业资源与区划, 2024, 45(4): 28-41.
- [31] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004, 36(5): 614-620.
- [32] 吴则粉, 张骞, 赵秋运, 等. 数字基建驱动区域创新的作用机制: 基于中国省份面板数据的实证[J]. 科技管理研究, 2024, 44(2): 12-19.