

我国省域农业数字化水平测度、动态演进及其对城乡居民收入差距的影响

王 炜, 曹莹莹*

哈尔滨商业大学财政与公共管理学院, 黑龙江 哈尔滨

收稿日期: 2025年3月4日; 录用日期: 2025年3月24日; 发布日期: 2025年4月9日

摘 要

本文基于2013~2022年省域面板数据, 构建农业数字化发展指标体系, 运用熵值法测度其水平, 探究其动态演进及预测, 并通过固定效应模型分析其对城乡居民收入差距的影响。结果显示, 我国农业数字化自2013年起经历初期扩展与结构调整, 受疫情冲击后韧性增强, 但区域差异显著, 呈“东强西弱、南快北慢”格局。通过基准回归、稳健性检验、中介与非线性检验发现, 农业数字化显著缩小城乡收入差距, 且存在产业结构升级的中介效应与非线性“倒V”门槛效应, 低水平时扩大差距, 突破阈值后抑制扩张。基于结论, 提出统筹区域协调发展、实施数字跃迁战略、完善阈值调控机制等政策建议, 旨在优化数字资源配置, 推动城乡要素公平共享, 助力实现共同富裕。

关键词

农业数字化, 收入差距, 动态演进, 预测

Measurement and Dynamic Evolution of Digitalization Level in Provincial Agriculture in China and Its Impact on the Income Gap between Urban and Rural Residents

Wei Wang, Yingying Cao*

College of Public Finance and Administration, Harbin University of Commerce, Harbin Heilongjiang

Received: Mar. 4th, 2025; accepted: Mar. 24th, 2025; published: Apr. 9th, 2025

*通讯作者。

文章引用: 王炜, 曹莹莹. 我国省域农业数字化水平测度、动态演进及其对城乡居民收入差距的影响[J]. 统计学与应用, 2025, 14(4): 108-124. DOI: 10.12677/sa.2025.144093

Abstract

Based on the provincial panel data from 2013 to 2022, this paper constructs an indicator system for agricultural digital development, uses entropy method to measure its level, explores its dynamic evolution and prediction, and analyzes its impact on the income gap between urban and rural residents through a fixed-effect model. The results show that China's agricultural digitalization has experienced initial expansion and structural adjustment since 2013, and its resilience has been enhanced after the impact of the epidemic, but the regional differences are significant, showing a pattern of "strong in the east and weak in the west, fast in the south and slow in the north". Through benchmark regression, robustness test, and intermediary and nonlinear test, it is found that agricultural digitalization significantly reduces the urban-rural income gap, and there is the intermediary effect of industrial structure upgrading and the nonlinear "inverted V" threshold effect, which enlarges the gap at a low level and inhibits expansion after breaking the threshold. Based on the conclusions, the paper puts forward policy suggestions such as coordinating regional development, implementing the digital transition strategy, and improving the threshold regulation mechanism, in order to optimize the allocation of digital resources, promote the fair sharing of urban and rural factors, and help achieve common prosperity.

Keywords

Agricultural Digitalization, Income Gap, Dynamic Evolution, Forecast

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

近年来,随着信息技术和数字经济的快速演进,我国农业正经历由传统模式向数字化、智能化转型的深刻变革。国家陆续推出的数字乡村和智慧农业发展战略,发布《数字乡村发展纲要》《2024年数字乡村发展工作要点》等政策文件,加速推动农业物联网、大数据、精准农业及智慧农业技术的落地应用,从而提升了农业生产效率和农产品质量,进一步为农民转型增收提供了技术支撑和政策保障。然而,区域间数字基础设施的不均衡发展仍较明显:截至2024年6月,我国农村互联网普及率已达66.5%,较2022年提升5.6个百分点,但城乡网络覆盖率仍存在22.4个百分点的显著差距,农民在数字技术应用和信息采集方面普遍低于城镇居民,数字鸿沟持续制约着农村地区对数字红利的有效获取。在此背景下,本文以2013至2022年的省域面板数据为基础,构建农业数字化发展水平指标体系,量化其动态演进,并预测,同时探讨农业数字化转型对城乡收入差距的影响机制及其门槛效应。本文为精准破解数字鸿沟制约提供科学依据,研究结论对优化数字资源配置效率、推动城乡要素公平共享、实现共同富裕目标具有重要政策参考价值,为数字乡村战略的差异化实施路径设计提供实证支撑。

2. 文献综述

农业数字化发展的测度方法与区域差异层面,李媛等(2025)采用熵权-TOPSIS法测度发现中国农业数字化水平呈现显著空间分异特征,区域间差距构成总体差异的主要来源[1]。陶明亮等(2024)运用障碍因素诊断模型量化分析贵州省数据,识别出乡村执业医师数量不足、农村居民消费支出波动等结构性制

约因素[2]。董焱君(2024)基于熵权法测度河南省发展水平,发现数字化基础与应用发展较快但人才与创新能力存在显著短板[3]。魏勇军(2024)采用综合评价法揭示我国农业数字经济发展水平持续提升但区域分化显著[4]。李旭辉等(2023)构建 LWM 组合赋权模型测度发现,乡村数字化转型存在空间极化特征,板块间差异构成总体非均衡性的主要来源[5]。冷功业等(2023)基于熵值法测度山东省数据,发现区域发展呈现差异化特征,东部侧重环境基础建设,中西部聚焦过程体现[6]。王定祥等(2023)运用层次分析法与 CRITIC 权重法证实,数字经济与农业融合发展存在显著空间正相关性但整体水平仍处于较低层级[7]。苏锦旗等(2023)构建三维评价体系测度表明,东部地区在数字基础设施与产业融合方面显著领先中西部[8]。

学界对农业数字化转型的经济效应已形成多维度探索体系。杨砚秋(2024)建立的系统性政策分析框架,从产业升级、生态治理与民生改善三重维度阐释数字经济赋能乡村发展的传导路径,强调基础设施优化的战略价值[9]。张本诚(2024)采用 SWOT 分析模型解构黑龙江数字农业的五维驱动机理,识别出转型深度不足与人力资本短缺等核心制约因素[10]。王雅楠(2024)基于熵权 TOPSIS 方法与固定效应模型的综合运用,验证数字化进程对农户收入影响的非线性特征及空间异质效应[11]。徐旭初(2023)通过 PSM-DID 方法论证数字乡村建设的收入增长效应,揭示其通过金融普惠与产业结构调整的双通道实现,但需关注数字农业转型初期的短期抑制现象[12]。赵德起(2023)提出的“制度创新、要素配置、生态转型”三维理论模型,系统阐释农业数字化赋能乡村振兴的微观机理与宏观政策协调路径[13]。

现有研究从计量经济学角度,揭示农业数字化对乡村振兴、共同富裕和居民增收的多方面影响。然而,仍存在两方面的研究空白。其一,尚未构建起完整的理论分析框架来研究城乡居民收入差距的直接作用机制;其二,未系统考察数字化发展不同阶段的非线性效应。在数字技术迭代升级与政策支持力度变化的背景下,农业数字化对收入分配的影响可能呈现显著的阶段性特征,亟需构建非线性模型进行检验。这为本文基于省级面板数据构建计量模型,探讨农业数字化影响城乡收入差距的传导路径和阶段性特征,提供重要的研究空间。

3. 农业数字化发展水平测度与动态演进分析

3.1. 农业数字化发展指标体系构建

本文构建的农业数字化水平测度指标体系基于多维度解构原则,将核心框架划分为数字基础设施建设、经济数字化、治理数字化与生活数字化四个协同作用的子系统。基础设施维度通过农村宽带接入用户数量衡量网络覆盖能力,结合气象监测站点业务规模衡量数据采集基础,采用农村投递路线长度衡量物联网末端服务渗透度;经济转型层面选择淘宝村占比衡量产业集聚形态,利用电子商务交易规模与普惠金融指数分别刻画市场交易活动和金融服务数字化深度;治理维度衡量财政支出的城乡社区事务资金配置效率,生活维度则从居民通信消费支出与电信业务总量两个视角,衡量信息服务供需双侧的数字化演进轨迹。该指标架构以层次化设计实现农业数字化转型特征的系统性刻画。具体指标体系变量选择,如下表 1 所示。

Table 1. Indicator system of agricultural digitalization level

表 1. 农业数字化水平指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	衡量方式
农业数字化水平	数字基础设施建设	互联网普及率	农村宽带接入用户(个)
		农业气象观测站	农村气象站监测业务(个)
		物联网等信息技术应用的服务范围	农村投递路线(公里)

续表

经济数字化	数字基地	淘宝村占行政村的比重(%)
	数字交易水平	电子商务销售额和采购额(亿元)
	数字化金融	普惠金融指数总指标
治理数字化	资金供给	地方财政城乡社区事务支出(亿元)
生活数字化	信息服务消费水平	农村居民人均交通和通信消费支出(元)
	信息技术服务	电信业务总量(亿元)

3.2. 农业数字化水平数据来源及测度方法

本文利用 2013~2022 年全国除港澳台地区以外 31 省(市、自治区)的农业数字化各维度数据, 采用熵值法对其进行综合测度。本节数据源于《中国统计年鉴》、各省统计年鉴、北大普惠金融中心、国家统计局《淘宝村研究报告》等。

3.3. 农业数字化水平动态演进分析

3.3.1. 整体农业数字化水平演进分析

图 1 显示, 自 2013 年至 2018 年, 农业数字化转型进入初期扩展阶段, 年均增长率为 12.43% 至 23.80%, 累计年均增幅达 123%。政策驱动下, 大规模基础设施投资与技术引入推动了农业生产效率提升与市场拓展, 改善了农村生产要素回报率。自 2019 年进入结构调整阶段, 增长率降至 7.78% 至 19.17% 区间, 2021 年出现 -3.94% 的负增长, 主要因疫情冲击导致农村数字服务供应链中断, 以及传统农业经营主体转型滞后, 部分地区收入差距加大。至 2022 年, 增速恢复至 7.78%, 年度均值增为 0.2123, 说明农业数字化行业内部韧性增强, 低代码技术普及和新型经营主体发展推动了数字化转型的普惠效应。

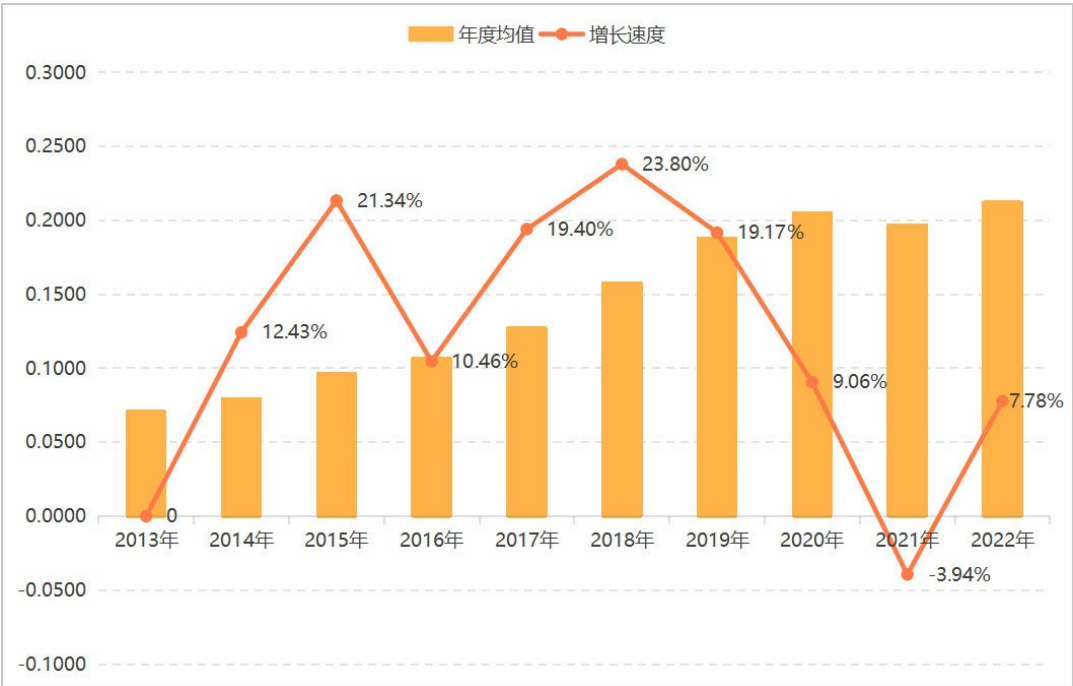
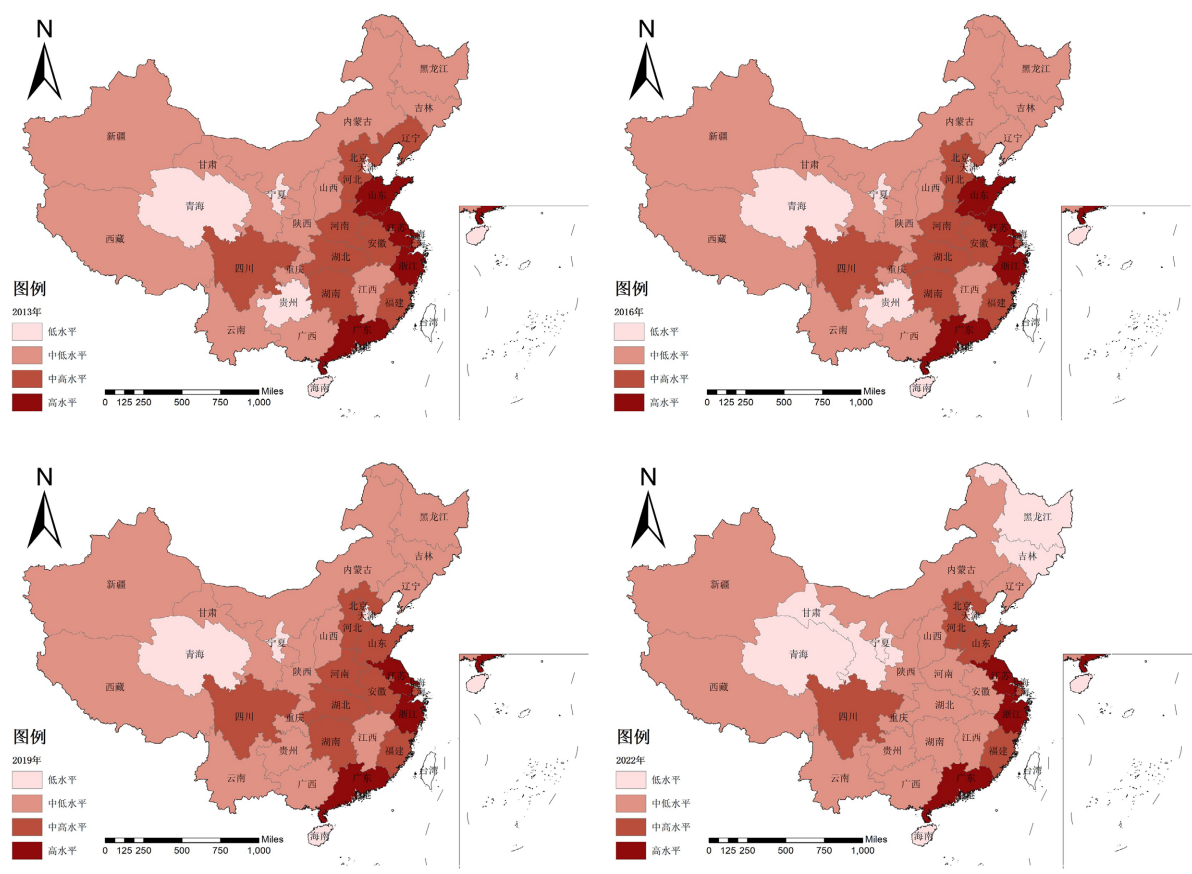


Figure 1. Time-series diagram of the overall agricultural digitalization level and its growth rate
图 1. 整体农业数字化水平及增速时序图

3.3.2. 各省份数字经济发展水平演进分析

2013 年至 2022 年, 各省农业数字化整体呈现大幅提升趋势, 但疫情冲击催生了一定程度的格局重构。通过 ARCGIS 10.8 绘制的热力图, 图 2 显示, 2013 年和 2016 年大部分地区仍处于较低水平, 而 2019 年和 2022 年, 沿海及经济发达地区(如北京、上海、浙江、广东)已达到中高或高水平。具体而言, 北京和上海在后疫情阶段的平均增速分别为 33.44%和 21.92%, 浙江、福建、海南、重庆、西藏、天津、山东、广东等地亦保持稳健回弹。与此同时, 东北三省在 2022 年的热力图中相比 2019 年出现“掉档”迹象, 其十年累计增速分别为黑龙江 52.89%、辽宁 57.67%和吉林 66.23%, 位居全国尾端。其原因在于, 沿海与经济发达省份拥有完善的数字基础设施、雄厚资本、政策支持以及成熟的电商和物流网络, 从而为农业数字化转型提供了强有力的硬件与制度保障; 此外, 这些省份在产业结构上更易与数字经济深度融合, 借助智能装备、精准农业技术和数据服务实现高效升级。相比之下, 东北三省等传统农业大省在疫情期间对数字技术的吸纳和应用较为迟缓, 部分原因在于人口老龄化、产业转型动力不足、人才外流以及数字化基础薄弱, 致使其增速难以追赶活跃区域, 形成“东强西弱、南快北慢”的发展格局。



注: 底图来源于标准地图服务系统(<http://bzdt.ch.mnr.gov.cn/>), 审图号为 GS(2020)4619, 未做修改。

Figure 2. Heat map of the development level of agricultural digitalization in each province

图 2. 各省份农业数字化发展水平热力地图

3.3.3. 三大区域农业数字化水平演进分析

基于地理因素, 我国各省划分为东部、中部和西部三个区域。图 3 展示了 2013 至 2022 年各区域农业数字化水平均值时序图, 显示出农业数字化转型呈现显著梯度分化特征, 主要源于区域间数字化要素

禀赋结构失衡。东部地区持续领先，其核心动能来自于城市群经济带构建的物流网络和数字基建协同效应，十年间数字化水平增幅达 260%，对全国均值变动的贡献始终超过 75%。长三角和珠三角资本密度显著高于中西部，加之数字经济人才优势，推动农业数字化向高附加值环节延伸，形成智能装备应用与垂直产业融合的良好循环。中部与西部增速波动反映出系统脆弱性，2021 年数字化水平分别出现 11.5%和 12.4%的断崖式下跌，原因在于产业链数字化改造深度不足及风险缓冲机制缺失。此外，中西部县域农产品电商渗透率远低于东部，传统流通体系在外部冲击下供给响应滞后。

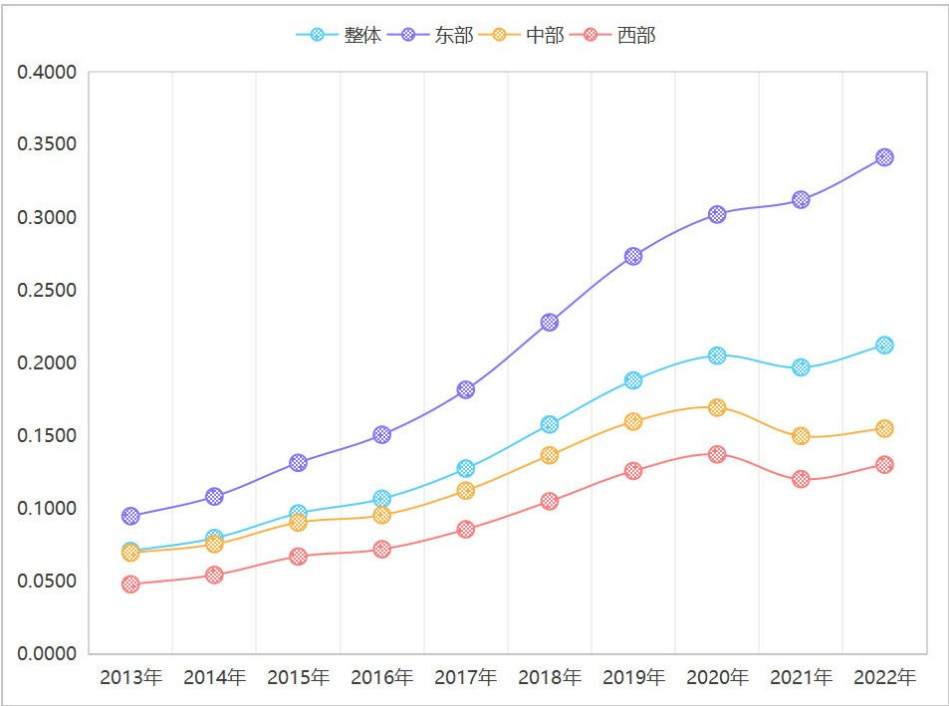


Figure 3. Time-series diagram of the regional agricultural digitalization level and its growth rate
图 3. 区域农业数字化水平及增速时序图

3.3.4. 农业数字化水平演进预测

在对各省农业数字化水平预测时，采用马尔科夫模型可有效揭示状态转移规律和发展趋势。本文基于分位数方法将农业数字化水平数据划分为低、中低、中高和高四个等级，并利用马尔科夫模型对其状态动态进行建模与分析。

表 2 为马尔科夫模型的移步转移概率矩阵。主对角线元素显示系统存在明显自锁定效应：低水平和高水平区域维持现状的概率分别为 82.43%和 98.44%，形成两极分化的稳态结构，而中低和中高状态的自我维持概率较低，分别为 66.22%和 73.13%。低水平区域向中低跃迁的概率仅为 17.57，且难以实现更高阶段跃迁；这是由于数字化要素边际成本递增，初始数字化水平较低的地区需承担较高的基础设施沉没成本与人力资本培育费用，导致追赶动力衰减。高水平区域则依托技术扩散的网络外部性，通过构建数字生态系统形成技术壁垒，使高阶技术应用的边际收益呈指数增长。此外，中低状态向中高状态的转移概率为 33.78%，而中高向高阶跃迁的概率仅为 19.4%，表明农业数字化转型中期存在协同瓶颈，即产业融合不足和治理模式滞后，限制了技术红利的释放。因此，单靠市场机制的渐进改良难以打破两极分化格局，亟需构建精准干预的跨区域数字化补偿机制，以缓解低水平区域的资源约束和中间层级的协同障碍。

Table 2. Step transition probability matrix
表 2. 移步转移概率矩阵

地区	状态	低水平	中低水平	中高水平	高水平	省份个数
		<25%	25%~50%	50%~75%	>75%	
全样本	低水平	0.8243	0.1757	0	0	74
	中低水平	0	0.6622	0.3378	0	74
	中高水平	0	0.0746	0.7313	0.1940	67
	高水平	0	0	0.0156	0.9844	64

传统马尔科夫链分析中，状态转移概率主要依赖于自身历史状态的延续性与跃迁倾向，未关注区域环境的动态关联。引入空间马尔科夫模型对邻域条件产生实际影响，从而使农业数字化水平未来演化预测更趋于现实。下表 3 显示，各省经济高质量发展的长期状态不再是内生自我演进，而是受周边区域结构共同约束与激发的过程。无论外部条件如何，当某省处于低水准时，其维持原状态的概率较高：当邻域水准较低时为 78.95%，而邻域水准较高时升至 100%。在非高邻域水准条件下，低水准地区向上跃迁的概率约为 17.57%，表明空间溢出效应突破了传统马尔科夫模型的预测局限，为低水准地区创造了跨越式发展机遇。中低水准省份在邻域水准提升过程中稳定性明显削弱：当邻域水准介于低与中高之间时，其维持原状态的概率依次为 72.73%、75.9%和 64%，而在高邻域水准下，该概率骤降至 25%，同时向中高水准跃迁的概率高达 75%。原因在于，外部高水准邻域激发正向空间溢出效应，通过知识溢散、技术示范和资源共享等机制削弱中低省份的转型惯性，并促成区域间数字化转型的拉动效应。对于高水准省份，尽管邻域效应较低，其维持高水准的概率仍极高，至少达 97.44%，得益于完善的数字生态系统和技术壁垒，巩固了其领先地位。

Table 3. Step transition matrix of spatial Markov chain
表 3. 空间马尔科夫链移步转移矩阵

邻域类型	状态	低水平	中低水平	中高水平	高水平	省份个数
		<25%	25%~50%	50%~75%	>75%	
低水平	低水平	0.7895	0.2105	0	0	19
	中低水平	0	0.7273	0.2727	0	11
	中高水平	0	0	0.6667	0.3333	3
	高水平	0	0	0	1.0000	2
中低水平	低水平	0.8125	0.1875	0	0	32
	中低水平	0	0.7059	0.2941	0	34
	中高水平	0	0.0909	0.7273	0.1818	11
	高水平	0	0	0	1.0000	6
中高水平	低水平	0.7857	0.2143	0	0	14
	中低水平	0	0.6400	0.3600	0	25
	中高水平	0	0.0667	0.7667	0.1667	30
	高水平	0	0	0	1.0000	17
高水平	低水平	1.0000	0	0	0	9

续表

中低水平	0	0.2500	0.7500	0	4
中高水平	0	0.0870	0.6957	0.2174	23
高水平	0	0	0.0256	0.9744	39

4. 实证分析

4.1. 影响机制与研究假设

4.1.1. 农业数字化转型对城乡居民收入差距的直接影响

农业数字化转型直接影响城乡收入差距的机制主要体现在生产力重构、市场边界拓展和就业结构优化三个层面。农业生产中，智能设备和精准农业技术提升了产出效率，降低了资源损耗和人力投入，从而提高了单位劳动收益。产业链升级方面，电商平台普及使农产品流通渠道扁平化，压缩了中间环节利润，并突破了传统信息获取的局限，通过实时供需对接降低了交易成本。就业创业方面，数字技术催生了农产品直播销售、智慧农场运维等新兴职业，并借助物联网服务与普惠金融工具降低创业门槛，形成农村非农就业乘数效应。上述机制共同促进了农民经营性收入与工资性收入的同步增长，通过提高要素配置效率和拓展经济活动空间，有效缩减城乡收入差距。

研究假设 H1：农业数字化转型显著抑制城乡居民收入差距扩张。

4.1.2. 产业结构升级的中介影响

数字化技术推动农业生产由经验依赖向数据决策转变，并催化农业与加工制造、供应链管理及金融服务的垂直整合，构建以数字化为纽带的产业生态。在此过程中，传统农业附加值通过产品深加工与品牌运营提升，物流基础设施延伸与普惠金融服务支撑产业融合深化。跨产业协同重构农村要素配置模式，催生农产品电商运营、智慧农机服务等新兴业态，促使农村劳动力从单一农业向多元非农领域转移。产业价值链的延伸与裂变通过规模经济效益提高劳动生产率，并通过就业岗位增多拓宽收入渠道，从而形成缓解城乡收入分化的传导链。农业数字化转型通过塑造新型产业分工与价值分配格局，实质推动城乡生产要素报酬趋同。

研究假设 H2：农业数字化转型促进产业结构创新升级，进一步对城乡居民收入差距存在负向显著性间接影响。

4.1.3. 农业数字化转型对城乡居民收入差距的非线性影响

在技术扩散初期，数字要素渗透具有明显区位选择倾向，主要集中于人力资本充足、物质资本雄厚及基础设施条件优越的区域。这些区域的经营主体通过智能装备与数据要素协同，优化生产流程、扩展市场半径，从而提高农业全要素生产率并加速收入增长。然而，由于技术鸿沟和要素错配，乡村内部不同群体的技术获取能力存在梯度差异，部分边缘农户在数字红利分配中处于结构弱势，导致收入分化出现马太效应，城乡收入差距阶段性扩大。随着数字技术进入规模化应用阶段，网络基础设施的普及和数字素养的提升催生技术普惠效应，此时数据要素的乘数作用突破区域界限，通过产业生态重构和价值链升级形成空间溢出效应。智慧农业系统的深度融合推动传统农业向精准化、集约化转型，同时催生农村电商、云服务、供应链管理等新兴业态，为农村剩余劳动力创造多元增收路径。当数字技术应用的广度与深度达到临界阈值，其边际增收效应由局部扩散转向整体均衡，城乡要素流动壁垒逐步消解，收入分配格局由分散趋于均衡。这印证了数字技术扩散遵循“先极化后均衡”的演进路径，最终通过技术同化与制度适配逐步缩小城乡收入差距。

研究假设 H3: 农业数字化转型对城乡居民收入差距存在显著的非线性“倒 V”形影响。

4.2. 变量选取与描述

本文最终选择 2013~2022 年全国除港、澳、台地区以外 31 个省(直辖市、自治区)的数据, 探讨农业数字化转型对城乡居民收入差距的影响。

本文以城乡居民收入差距为被解释变量, 采用城镇与农村居民可支配收入比值衡量区域发展均衡性。核心解释变量为农业数字化水平, 基于熵值法构建涉农数字化基础设施、经济数字化、治理数字化和生活数字化等指标。中介变量为产业结构高级化指数, 以第三产业与第二产业增加值之比衡量经济结构转型, 考察其在生产要素再配置与技术扩散中的传导作用。控制变量包括: 固定资产投资能力(衡量区域资本形成强度); 科技创新能力(衡量知识溢出与技术转化水平); 人力资本水平(以高等教育人口占比衡量劳动力质量); 市场化程度(基于技术交易活跃度衡量要素配置效率); 对外开放程度(衡量经济外向型特征); 城镇化水平(衡量城市空间集聚效应); 政府干预程度(以财政支出规模衡量政府调控力度)。上述变量选取严格遵循科学原则, 具体介绍见表 4。

Table 4. Variable selection

表 4. 变量选择

变量类型	变量名称	变量定义	变量符号
被解释变量	城乡居民收入差距	城镇居民可支配收入/农村居民可支配收入	UIG
核心解释变量	农业数字化水平	熵值法测算	ADL
中介变量	产业结构	第三产业增加值/第二产业增加值	IS
控制变量	固定资产投资能力	固定资产投资/GDP	FIC
	科技创新能力	科技创新财政支出/GDP	TIC
	人力资本水平	高等学校在校学生人数/总人数	HCL
	市场化程度	技术市场交易额对数	DM
	对外开放程度	进出口总额/GDP	DO
	城镇化水平	城镇人口/总人口	UL
	政府干预程度	政府财政支出/GDP	GDI
门槛变量	农业数字化水平	熵值法测算	ADL

本节变量的数据源于《中国统计年鉴》、各省统计年鉴等。各变量描述分析如下表 5 所示。

Table 5. Descriptive analysis

表 5. 描述分析

	N	Mean	SD	Min	p25	Median	p75	Max
城乡居民收入差距	310	2.524	0.364	1.827	2.281	2.459	2.732	3.556
农业数字化水平	310	0.144	0.116	0.015	0.071	0.111	0.174	0.667
产业结构	310	1.427	0.745	0.665	1.061	1.273	1.451	5.244
固定资产投资能力	310	0.022	0.009	0.002	0.017	0.02	0.025	0.051
科技创新能力	300	0.022	0.015	0.005	0.011	0.016	0.031	0.068
人力资本水平	310	0.021	0.006	0.009	0.017	0.021	0.024	0.044

续表

市场化程度	310	8.14	2.193	-0.161	6.859	8.348	9.656	12.864
对外开放程度	310	0.24	0.259	0.008	0.085	0.139	0.286	1.342
城镇化	310	0.604	0.124	0.24	0.529	0.597	0.665	0.896
政府干预程度	310	0.291	0.204	0.105	0.191	0.233	0.322	1.354

4.3. 面板模型构建

4.3.1. 基准回归模型

本文首先构造基准回归模型，探讨农业数字化水平 ADL_{it} 对城乡居民收入差距 UIG_{it} 的直接影响。模型在控制个体固定效应 α_i 与时间固定效应 λ_t 的前提下，综合考虑其他控制变量 X_{it} 对因变量的调控作用，模型表达式为式(1)：

$$UIG_{it} = \alpha_i + \beta_1 ADL_{it} + \gamma X_{it} + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$
 (1)

其中 i 和 t 分别代表省域个体与时间截面， β_1 为待估参数， γ 表示控制变量的联合效应， ε_{it} 为随机扰动项。

4.3.2. 中介效应模型

为检验产业结构 IS_{it} 在农业数字化水平与城乡居民收入差距之间的中介作用，本文引入中介效应模型，再基准回归模型的基础上，补充两步估计中介效应。首先，构造中介变量方程式(2)：

$$IS_{it} = \alpha_i^M + \delta_1 ADL_{it} + \gamma_1 X_{it} + \lambda_t^M + \varepsilon_{it}^M$$
 (2)

其中 α_i^M 与 λ_t^M 分别为中介模型中的个体和时间固定效应， δ_1 表示农业数字化水平对产业结构的影响系数。其次，在控制农业数字化水平的基础上，建立城乡收入差距的回归方程式(3)：

$$UIG_{it} = \alpha_i^U + \beta_1 ADL_{it} + \beta_2 IS_{it} + \gamma_2 X_{it} + \lambda_t^U + \varepsilon_{it}^U$$
 (3)

其中 α_i^U 与 λ_t^U 分别为因变量模型的个体和时间固定效应， β_2 为产业结构对城乡收入差距的边际效应。通过温忠麟三步法，本文量化中介变量在影响链条中的作用。

4.3.3. 双重门槛模型

为进一步刻画农业数字化水平对城乡居民收入差距影响的非线性关系，本文构建双重门槛模型。考虑到农业数字化水平可能在不同发展阶段呈现出阶段性边际效应，故将农业数字化水平 ADL_{it} 作为门槛变量，并设定两个门槛值 τ_1 与 τ_2 。在控制个体固定效应 α_i ，时间固定效应 λ_t 以及其他控制变量 X_{it} 的前提下，模型表达式为式(4)：

$$UIG_{it} = \alpha_i + \beta_1 ADL_{it} \cdot I(ADL_{it} \leq \tau_1) + \beta_2 ADL_{it} \cdot I(\tau_1 < ADL_{it} \leq \tau_2) + \beta_3 ADL_{it} \cdot I(ADL_{it} > \tau_2) + \gamma X_{it} + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$
 (4)

其中 $I(\cdot)$ 表示指示函数， β_1, β_2 与 β_3 分别反映农业数字化水平在不同区间对城乡收入差距的边际效应。

4.4. 基准回归

从表 6 基准回归结果可见，农业数字化水平(ADL)的系数在五个回归模型中均呈显著负向效应，且各模型均通过 1%显著性检验，表明农业数字化提升对收入差距收窄具有显著作用。究其原因，数字化技术显著提高农业生产效率，提升农民收益，精准农业技术提升资源利用效率、降低成本并增加产出效益。在农产品流通环节，数字化拓展销售渠道，削减中间环节，帮助农民与市场直接对接，从而获得更高收益。

在模型 5 中，固定资产投资能力系数为 2.518，5%水平显著，表明资本投入增加会扩大城乡收入差

距。投资主要集中于城市，推动城市经济和收入提升，而农村因基础设施、资本积累和技术滞后未能同步受益。科技创新能力系数为 1.652，5%水平显著，显示城市在技术创新中的领先地位加剧城乡差距。人力资本水平系数为-31.316，1%水平显著，表明提高高等教育人口比例可提升农村劳动力技能与收入潜力，从而缩小城乡差距。市场化程度系数为-0.017，5%水平显著，说明技术市场交易额增加优化资源配置，促进农村经济融入市场，进而缩小收入差距。

Table 6. Benchmark regression
表 6. 基准回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
农业数字化水平	-0.879*** (-10.32)	-0.879*** (-10.53)	-0.832*** (-8.65)	-0.235*** (-4.04)	-0.184*** (-2.99)
固定资产投资能力		6.557*** (3.55)	6.069*** (3.24)	2.458** (2.37)	2.518** (2.44)
科技创新能力			-0.804 (-0.60)	1.615** (2.17)	1.652** (2.24)
人力资本水平				-33.485*** (-24.84)	-31.316*** (-19.31)
市场化程度					-0.017** (-2.36)
截距项	2.651*** (194.33)	2.509*** (59.56)	2.519*** (51.18)	3.179*** (83.81)	3.267*** (61.80)
Observations	310	310	300	300	300
R-squared	0.277	0.308	0.304	0.790	0.795
Number of id	31	31	30	30	30

注：括号内为 T 统计值，***p < 0.01，**p < 0.05，*p < 0.1。

4.5. 稳健性检验

本文通过增加控制变量、缩短样本区间以及剔除直辖市三种方法对研究结果进行稳健性检验，以确保研究的可靠性与有效性。结果如表 7 所示。

4.5.1. 增加控制变量

模型 6 至模型 8 逐步纳入对外开放程度、城镇化水平和政府干预程度变量，以验证核心结论的稳健性。农业数字化水平系数在-0.130 至-0.172 之间，均在 5%及以上水平显著，证实其缩小城乡收入差距的持续效应。以模型 8 为例，城镇化水平系数为-0.960 (t = -5.00)，在 1%水平显著，表明城市扩展有助于优化农村资源配置；政府干预程度系数为 0.604 (t = 4.43)，在 1%水平显著，反映财政支出结构中城市偏向性导致的资源错配，过度干预可能扭曲市场对农村要素的定价效率；对外开放程度系数为 0.031，未达统计显著性。

4.5.2. 缩短样本区间

2020 年疫情对农业数字化转型形成双向冲击：防疫封锁倒逼农业生产端加速应用物联网、电商平台

等数字技术，但物流中断与劳动力流动限制同时削弱了数字技术对农产品流通环节的优化效应。此外，城市经济活动迅速恢复、农村市场调适滞后导致城乡收入分配遭受冲击。因此模型 9 剔除 2020 年数据后，农业数字化水平系数为-0.131，达 10%显著性标准，印证在常态化年份时，农业数字化对缩减城乡收入差距仍存在显著的缓和作用。

4.5.3. 剔除直辖市

为控制直辖市特殊制度禀赋对估计结果的潜在偏误，模型 10 对进行剔除直辖市处理。直辖市兼具行政层级优势与资源集聚特征，其超常规财政投入机制、优先数字基建布局及高度城镇化基础，使得城乡要素流动机制与非直辖省份存在结构性差异。结果显示农业数字化水平系数为-0.149 (t=-2.19, p<0.05)，较模型(8)系数绝对值提升 14.6%，5%统计显著性验证常态省份的区域普适性。结果证实：排除行政资源配置极化区域的干扰后，农业数字化转型对一般性省份城乡收入差距的收敛效应更趋强化，技术渗透对传统农业省份要素报酬结构的优化作用具有更强的边际改进空间。

Table 7. Robustness test
表 7. 稳健性检验

变量	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	增加控制变量			缩短样本区间	剔除直辖市
农业数字化水平	-0.172***	-0.096**	-0.130**	-0.131*	-0.149**
	(-2.64)	(-1.47)	(-2.05)	(-1.94)	(-2.19)
固定资产投资能力	2.534**	2.054**	1.132	1.450	0.918
	(2.46)	(2.05)	(1.15)	(1.42)	(0.83)
科技创新能力	1.608**	2.138***	2.220***	1.723**	2.790***
	(2.17)	(2.95)	(3.17)	(2.38)	(3.91)
人力资本水平	-31.400***	-24.487***	-21.929***	-21.854***	-26.210***
	(-19.25)	(-11.23)	(-10.04)	(-9.67)	(-11.81)
市场化程度	-0.017**	-0.007	-0.003	-0.006	0.015**
	(-2.37)	(-0.90)	(-0.44)	(-0.74)	(2.02)
对外开放程度	0.028	0.023	0.031	0.057	-0.105
	(0.56)	(0.48)	(0.67)	(1.11)	(-1.27)
城镇化水平		-0.908***	-0.960***	-0.840***	-0.969***
		(-4.58)	(-5.00)	(-4.24)	(-4.94)
政府干预程度			0.604***	0.698***	0.831***
			(4.43)	(4.87)	(5.88)
截距项	3.261***	3.569***	3.380***	3.300***	3.274***
	(60.64)	(42.07)	(36.61)	(33.58)	(36.03)
Observations	300	300	300	270	260
R-squared	0.795	0.810	0.823	0.828	0.860
Number of id	30	30	30	30	26

注：括号内为 T 统计值，***p < 0.01，**p < 0.05，*p < 0.1。

4.6. 中介效应检验

基于温忠麟中介效应检验框架,表 8 中模型 11~13 分别检验农业数字化对城乡收入差距的直接效应、通过产业结构升级的中介效应及总效应。根据温忠麟三步法的中介效应检验,首先检验农业数字化水平对收入差距的直接效应,其系数为-0.130 ($t=-2.05, p<0.05$),表明农业数字化水平在控制其他变量后,对城乡收入差距具有显著的负向影响。其次,产业结构的中介效应系数为 0.691 ($t=4.14, p<0.01$),说明农业数字化通过产业结构调整对收入差距产生显著的正向影响。全效应为-0.147 ($t=-2.25, p<0.05$),进一步验证通过产业结构创新升级可以更大程度地抑制城乡居民收入差距的扩大。因此验证研究假设 H2。究其原因,数字化技术采用率较高家庭中超 40%劳动力转移至电商运营与物流配送岗位,促使家庭收入上扬。农业企业中,数字化投入较多单位超 60%从事农产品深加工与品牌建设,产品附加值提升幅度达 20%~50%,资本及劳动力配置效能获改善。另外,农户受教育年限延长时,数字化工具使用效率提高,通过技术替代与效率增进传导机制推动产业结构转型,城乡收入差距得到有效缓和。

Table 8. Mediating effect test
表 8. 中介效应检验

变量	(11)	(12)	(13)
	直接效应	中介效应	全效应
农业数字化水平	-0.130**	0.691***	-0.147**
	(-2.05)	(4.14)	(-2.25)
产业结构			0.024**
			(1.04)
截距项	3.380***	-0.883***	3.402***
	(36.61)	(-3.63)	(35.95)
控制变量	YES	YES	YES
Observations	300	300	300
R-squared	0.823	0.602	0.824
Number of id	30	30	30

注: 括号内为 T 统计值, *** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$ 。

4.7. 非线性检验

4.7.1. 门槛数检验

在进行门槛效应检验前,需对面板模型的门槛个数予以检验。本文运用 Bootstrap 法进行 500 次抽样,针对农业数字化水平与城乡居民收入差距之间,就农业数字化水平的单一门槛、双重门槛展开检验。表 9 显示,单门槛模型的 F 统计量为 23.52, Prob 值为 0.094,表明在 10%显著性水平下,单门槛模型的门槛效应显著。而双重门槛模型的 F 统计量为 7.39, Prob 值为 0.742,高于 10%临界值,意味着双重门槛模型的门槛效应不显著。因此,原假设“无显著门槛效应”在双重门槛模型下未被拒绝。综上,模型存在显著的单门槛效应,经计算,门槛值为 0.0988。

Table 9. Threshold number estimation
表 9. 门槛数估计

Threshold	RSS	MSE	Fstat	Prob	Crit10	Crit5	Crit1
Single	0.6586	0.0023	23.52	0.094	23.0027	26.3019	36.2211
Double	0.6422	0.0022	7.39	0.742	19.6623	23.4261	31.3149

从图 4 可见, LR 统计量在门槛值范围内波动明显, 且当门槛值处于交点左侧时, LR 统计量显著高于红色虚线的 5%临界值, 表明单门槛效应成立且具有较高的统计显著性。

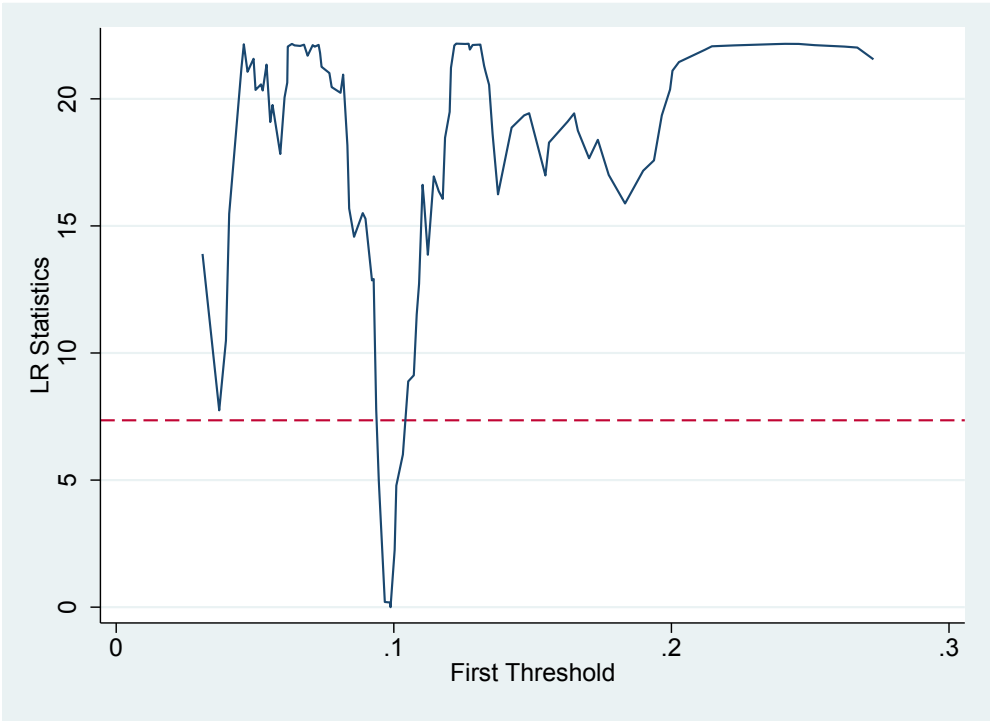


Figure 4. Threshold test
图 4. 门槛检验

4.7.2. 门槛模型估计结果

表 10 中门槛模型检验结果证明农业数字化对城乡收入差距调节效应存在明显非线性倒 V 特征: 农业数字化水平低于 0.0988 时, 系数为 0.368 ($t = 2.85, p < 0.01$), 在 1%显著性水平下促使城乡收入差距扩大; 超过此阈值后, 系数转为-0.133 ($t = -2.17, p < 0.05$), 在 5%显著性水平下缩小收入差距。农业数字化转型过程中存在结构性拐点, 初期数字基础设施覆盖不均与技术应用能力差距致使城镇资本密集部门与高技能群体获取较高红利, 促使要素报酬分配出现区域分割; 跨越临界水平后, 农村数字生态系统完善促成技术扩散, 通过农产品供应链数字化改造与普惠金融渗透扩大利益范围, 城乡收入差距随之减小。微观数据指示, 农业数字化水平低时, 小规模农户在电商平台应用不足, 高技能群体借数字渠道获得额外收益, 城乡收入差距随之拉大。随着数字生态系统改善, 电商渗透提升, 小规模农户依托直播等新业态收入增加, 普惠金融覆盖率提高, 缓解资本约束, 城乡收入差距趋于缩小。某地区在数字化水平突破临界后, 电商助力农户收入上升, 城乡收入比下降, 验证数字技术普惠扩散须跨越基础设施与人力资本临界点, 收入分配由极化效应转向涓滴效应, 从而支持假设 H3。

Table 10. Threshold model
表 10. 门槛模型

变量	(14)
农业数字化水平 < 0.0988	0.368*** (2.85)
农业数字化水平 ≥ 0.0988	-0.133** (-2.17)
截距项	3.221*** (33.41)
控制变量	YES
Observations	300
Number of id	30
R-squared	0.835

注：括号内为 t 统计值，***p < 0.01，**p < 0.05，*p < 0.1。

5. 结论与政策建议

5.1. 核心结论

(一) 我国农业数字化水平自 2013 年以来呈现阶段性发展态势，初期迅速扩展，后进入结构调整阶段，受疫情冲击出现波动，但行业内生韧性逐步强化。各省份发展差异显著，沿海与经济发达省份凭借优势条件大幅提升，而东北三省等传统农业大省因多种因素增速滞后，形成“东强西弱、南快北慢”格局。区域上，东部地区持续领跑，中西部地区因产业链数字化改造不足及风险缓冲机制缺失，存在系统脆弱性与增速波动。

(二) 农业数字化水平存在自锁定效应，低高水平两极分化，低水平跃迁难，高水平自我强化，转型中期有协同瓶颈。空间马尔科夫模型表明，各省农业数字化水平发展受周边区域影响，低水准省份维持原态概率高，但在非高邻域时有跃迁机会，中低水准省份稳定性随邻域水准提升而降低，高水准省份维持领先概率高。

(三) 基准回归显示，农业数字化水平提升显著缩小城乡收入差距，在生产与流通环节为农民增收。稳健性检验通过增加控制变量、缩短样本区间、剔除直辖市三种方法验证结论的可靠性。中介效应检验表明，农业数字化能通过产业结构升级对收入差距产生抑制影响。模型存在单门槛效应，农业数字化水平低于门槛值时扩大城乡收入差距，高于门槛值后则抑制差距扩张，整体呈现“倒 V”效应。

5.2. 政策建议

基于上述结论，本文对应给出下述政策建议。

(一) 统筹推进区域协调发展机制，破解农业数字化非均衡结构性矛盾。针对农业数字化“东强西弱、南快北慢”的分化问题，需强化顶层设计和区域协同。一是以国家农业数字化示范区建设为抓手，完善东部技术优势向中西部及东北地区的梯度转移机制，推动智能装备、数据平台等核心资源跨区域共享。二是聚焦中西部粮食主产区和特色农业带，加大中央财政对全产业链数字化改造的投入，重点补齐冷链物流和遥感监测等基础设施短板，构建“生产 - 加工 - 流通”数字化闭环。三是建立农业数字化风险评

估与联防联控机制,在中西部布局国家级农业大数据灾备节点,通过数字技术赋能气象预警和疫病防控,提升产业链韧性。对东北地区,实施“传统农区数字化转型振兴计划”,利用税费减免和用地倾斜等政策破解资源型农业数字化转型的制度约束。

(二) 实施梯度化数字跃迁战略,破解低水平区域发展锁定效应。基于农业数字化自锁定特征与空间溢出规律,需构建差异化政策干预体系:一是对低水平区域实施“数字筑基工程”,将农业新基建纳入乡村振兴考核,通过中央转移支付支持农田物联网、村级电商服务站等普惠设施建设,同时培育新型农业经营主体的数字应用能力;二是建立省域农业数字化动态监测平台,依据空间马尔科夫模型测算,对邻域协同效应显著的中低水平省份实施“跃迁窗口期”专项扶持,强化数字技术扩散政策引导;三是设立农业数字化技术扩散引导基金,对高水平省份向邻近区域输出的技术专利、数据服务给予税收抵扣奖励,推动形成“核心带动、圈层辐射”的技术扩散格局,同时支持跨省农业数字技术创新联合体建设,重点攻克智能决策、区块链溯源等“卡脖子”技术。

(三) 完善阈值调控机制,强化数字化增收效应的结构转化。针对农业数字化对城乡收入差距呈“倒V型”门槛效应,需建立分阶段、精准化的政策干预框架:一是对未达门槛地区,实施“生产流通端数字化普惠行动”,中央财政优先支持精准施肥、电商物流等短期增收项目,通过技术降本直接提升农民经营收入;二是对跨越门槛区域,推进“农业数字化增值计划”,引导社会资本投向农产品精深加工、数字农服等融合业态,依托县域特色产业打造数字农业集群;三是健全数字红利共享制度,加快制定农业数据确权、交易及收益分配国家标准,探索将数字资产纳入农村集体产权改革。同时,构建“数字技能培训-认证-就业”全链条服务体系,将农业无人机操作、大数据分析等课程纳入新型职业农民培养体系,并建立数字替代就业过渡期补偿机制,以防范技术性失业风险。

(四) 农业数字化生态培育与区域差异化支持策略。构建农业数字化可持续环境需注重生态培育。财政方面设立专项建设基金,对发达地区补贴智慧农业研发费用,对中西部及东北地区支持基础设施运营维护。人才培养上,发达区域实施高端人才引进计划,中西部与东北开展人才返乡创业扶持。技术推广方面,发达区域建立技术共享平台,中西部和东北组织专家深入基层指导。各发展阶段分别重点扶持基础设备应用、数字农业新业态发展及前沿技术探索,以构建多层次数字化发展生态。

参考文献

- [1] 李媛,熊婉辰,任保平. 中国农业数字化水平的区域差异、动态演进与形成机理[J]. 经济与管理评论, 2025, 41(1): 148-160.
- [2] 陶明亮,魏媛,吴长勇. 贵州省农业农村现代化发展水平测度及影响因素研究[J]. 农业与技术, 2024, 44(23): 146-153.
- [3] 董焱君. 河南省农业数字化转型发展研究[J]. 延边大学农学学报, 2024, 46(2): 114-117.
- [4] 魏勇军. 我国农业数字经济发展水平测度及省域差异研究[J]. 营销界, 2024(4): 17-19.
- [5] 李旭辉,陈梦伟. 中国乡村数字化转型: 测度、区域差异及推进路径[J]. 农业经济问题, 2023(11): 89-104.
- [6] 冷功业,吴子远. 山东省农业数字化转型水平测度与政策建议[J]. 聊城大学学报(社会科学版), 2023(6): 68-78.
- [7] 王定祥,彭政钦,李伶俐. 中国数字经济与农业融合发展水平测度与评价[J]. 中国农村经济, 2023(6): 48-71.
- [8] 苏锦旗,潘婷,董长宏. 中国农业数字化发展及区域差异评价[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2023, 23(4): 135-144.
- [9] 杨砚秋. 数字经济赋能乡村振兴的现实困境及优化方式分析[J]. 黑龙江粮食, 2024, (12): 65-67.
- [10] 张本诚. 黑龙江省数字农业助推乡村振兴战略机制及路径研究[J]. 现代化农业, 2024(11): 31-33.
- [11] 王雅楠,利宏宁,李宇辰,刘馨蔚,汪寅河,杨菲. 农业农村数字化对农户增收的影响机制研究[J]. 广东农业科学, 2024, 51(4): 149-164.
- [12] 徐旭初,徐之倡,吴彬. 数字乡村建设能够促进农村居民增收吗?——基于 801 个县域的 PSM-DID 检验[J]. 学习

与探索, 2023(12): 77-89, 178.

- [13] 赵德起, 丁义文. 农业数字化赋能乡村振兴的内在机理与优化路径[J]. 辽宁大学学报(哲学社会科学版), 2023, 51(6): 48-56.