

【数字经济】

农业数字化何以影响城乡收入差距？

——来自机制与空间效应的经验证据

崔宁波 马志威 刘 望

摘要：当前我国城乡收入相对差距在缩小，但依旧较为显著。农业数字化为缩小城乡收入差距提供了新路径，并在农业现代化和高质量发展中发挥关键作用。据此，研究基于2012—2022年中国30个省份的面板数据，利用双向固定效应模型、中介效应模型和空间杜宾模型，系统探究农业数字化对城乡收入差距的影响机制与空间溢出效应。研究发现：农业数字化能够显著缩小城乡收入差距，促进技术进步和提高劳动生产效率在其中发挥了中介作用；异质性分析表明，相较于中部地区，在东、西及东北地区农业数字化展现优化城乡收入差距的作用，且分位数回归显示该效应在城乡差距最小的地区相对较弱；在农业数字化的空间溢出效应分析中发现，农业数字化不仅改善本地区城乡收入，也改善周边地区城乡收入差距。综上，基于研究发现，文章提出加快落后区域数字基础设施建设，强化技术扩散机制，提升农业数字化的空间联动效能，充分发挥农业数字化水平在城乡收入趋同方面的优势。

关键词：农业数字化；城乡收入差距；农业技术进步；农业劳动生产率；空间溢出效应

作者简介：崔宁波，东北农业大学经济管理学院教授、博士生导师（哈尔滨150030）；马志威，东北农业大学经济管理学院硕士研究生（哈尔滨150030）；刘望（通讯作者），东北农业大学经济管理学院讲师（哈尔滨150030）

基金项目：国家社科基金项目“粮食产业‘三链协同’高质量发展效果评估与政策优化研究”（23BJY188）；国家社科基金项目“东北地区粮食生产安全的耕地生态保障与对策研究”（20BJY149）；黑龙江省省属本科高校“优秀青年教师基础研究支持计划”（54960612）

DOI 编码：10.19941/j.cnki.CN31-1957/F.2026.01.003

目前，我国最大的发展不平衡就是城乡发展不平衡，最大的发展不充分是农村发展不充分，城乡发展不均衡已成为制约我国共同富裕目标的重要因素。^①城乡居民收入差距作为现阶段我国城乡区域发展失衡的主要表征之一，尽管近年来有所改善，但城乡居民收入差距较大的局面尚未发生根本性的变化。国家统计局数据显示，2024年我国城乡居民人均可支配收入比高达2.34，城镇居民收入仍是农村居民收入的两倍以上，城乡收入

^① 郭晓鸣、丁延武：《以城乡融合促进共同富裕的战略思考》，《经济纵横》2023年第3期，第8—16页。

分配差距问题亟待解决。在城乡收入差距持续存在和数字化浪潮的背景之下，农业数字化被寄予厚望。《“十四五”推进农业农村现代化规划》指出“提高农业数字化水平”，并将缩小城乡居民收入差距作为重点任务，从国家战略层面提出通过农业数字化手段，不断改善城乡收入差距。近年来，以农业物联网、遥感技术、智能种植、数字供应链等为代表的农业数字化技术不断向农村延伸，改变了传统农业的组织结构和生产范式，为农民提供了多样、高效的增收途径。^①那么，通过农业数字化能否缩小城乡收入差距？呈现何种内在机制？这些问题值得深入研究。

当前，围绕城乡收入差距的优化路径，学界已从多个维度展开深入探讨。一方面，研究聚焦于培育农业新质生产力，并将其视为优化城乡收入结构的关键，其可以通过提升农业劳动生产率、促进农村劳动力转移等途径，有效抑制城乡收入差距的扩大，并产生积极的空间溢出效应。^②另一方面，改善农村金融服务也是改善城乡收入差距的有效路径。优化金融资源在农村地区的配置，可以缓解农民的信贷约束，从而显著缩小县域内的城乡收入差距。^③此外，在政策支持方面，精准的扶持政策能够通过多元化的机制作用于城乡收入结构的优化。^④

随着数字技术和数字经济的发展，农业数字化作为推动农业现代化、培育农业新质生产力的重要载体，开始受到学界关注。现有相关研究指出，农业数字化可以通过优化生产要素配置、提高技术效率^⑤和拓展市场连接^⑥等方式提升农业收入水平。此外，已有研究也初步揭示了农业数字化可能带来的空间外部性效应。农业数字化已表现出显著的空间依赖性，在地理上形成由核心向周边辐射的模式。^⑦农业数字化提升本地农民收入的

① 刘荣军、王慧：《农业数字化、空间溢出与农民收入增长》，《中国农业资源与区划》2025年3月28日，<https://link.cnki.net/urlid/11.3513.S.20250328.1508.016>。

② 崔凡、朱新武：《数字农业新质生产力、农村劳动力转移与城乡收入差距》，《统计与决策》2025年第5期，第25—30页；李晓园、金雨乐、陈丽琴：《农业新质生产力影响城乡收入差距的作用机制与政策建议》，《江西社会科学》2025年第4期，第69—84页；郭少华：《新质生产力降低了农业碳排放强度吗？》，《南京财经大学学报》2024年第6期，第78—88页。

③ 张宁、吴依含、张兵：《农户信用贷款推广与县域内城乡收入差距——基于典型试验区的准自然实验研究》，《中南财经政法大学学报》2024年第5期，第150—160页；张世斌、杨肃昌：《数字经济对城乡融合发展的空间溢出和门槛效应研究》，《统计与决策》2025年第13期，第117—122页。

④ 邓明艳：《乡村振兴背景下光伏扶贫政策能否降低城乡收入差距——基于县域数据的分析》，《农业技术经济》2025年第6期，第25—48页；艾玮玮、张瑜、杨继军：《农产品地理标志能否缩小县域城乡收入差距》，《贵州财经大学学报》2025年第2期，第32—42页。

⑤ 王惠、吴惠芳：《数字农业新质生产力的实践探索——基于数字化养猪的调查》，《南京农业大学学报（社会科学版）》2025年第2期，第177—188页。

⑥ 刘元胜：《农业数字化转型的效能分析及应对策略》，《经济纵横》2020年第7期，第106—113页。

⑦ 李旭辉、陈梦伟、朱启贵：《中国农业数字化绿色化协同发展的时空格局及收敛性分析》，《中国软科学》2024年第8期，第110—121页。

同时能够带动周边地区农民收入水平的提升。^①然而,农业数字化能否有助于缩小城乡之间的收入差距,学术界尚未形成统一的结论。一方面,有部分学者认为农业数字化能够促进农村地区的人力资本积累与信息要素的激活,推动农村经济内生性增长,有利于城乡收入结构趋同。^②另一方面,部分研究指出农业数字化在应用过程中可能放大“数字鸿沟”,反而可能拉大收入差距,^③特别是在边疆地区,农业数字化受限于网络通达性差、人力资本不足等问题,导致数字红利难以真正惠及农民群体,收入差距甚至可能进一步扩大。^④尽管当前围绕农业数字化和城乡收入差距的研究已取得了较好进展,但整体上仍存在拓展空间,体现在现有研究多关注农业数字化对农民收入增长的促进作用,而忽视对城乡收入差距的结构性影响,并且对其作用机制与空间扩散效应的识别尚不够精细。

基于此,本文采用2012—2022年中国30个省份面板数据,构建双向固定效应模型,实证检验农业数字化能否显著缩小城乡收入差距以及在地理空间上的异质性表现。同时,引入两步中介效应模型,识别农业数字化通过技术提升和效率改善影响收入结构的机制。最后,利用空间杜宾模型,进一步考察农业数字化的空间溢出效应。本文的边际贡献在于:第一,从理论切入,阐释农业数字化通过技术进步、效率提升改善收入结构的内在逻辑,丰富数字经济与城乡协调发展的研究体系;第二,采用双向固定效应模型和两步中介效应模型,较好地识别内生性偏误及传导机制及影响的分布异质性,提升因果推断的精度和结论的稳健性;第三,利用空间杜宾模型,克服空间依赖性问题,进一步增强了模型的可靠性和结果的解释力。

一、理论分析与研究假说

(一) 农业数字化对城乡收入差距的直接影响分析

发展鸿沟理论表明,城乡收入差距的根本性原因在于生产要素配置的失衡和资源可得性的不平等。^⑤要素配置失衡表现为城市地区通常拥有更多的资本、技术和高效的生产方式;资源可得性结构性矛盾则表现为城乡在教育、金融、市场信息等方面的资源不对等,城市居民往往能够更高效地获取资源。农业数字化以其数据化、网络化和智能化的内在特质来重塑传统农业生产,通过优化要素配置效率和改善资源可得性,为破解城乡二元

① 刘荣军、王慧:《农业数字化、空间溢出与农民收入增长》,《中国农业资源与区划》2025年3月28日, <https://link.cnki.net/urlid/11.3513.S.20250328.1508.016>。

② 姚旭兵、甘露林、罗光强:《乡村数字化与农业高质量发展耦合协调度时空演化及驱动因素研究》,《世界地理研究》2025年4月7日, <https://link.cnki.net/urlid/31.1626.P.20250407.1404.002>。

③ 袁宇阳:《“大国小农”视角下农业数字化转型的现实挑战及推进策略》,《现代经济探讨》2024年第7期,第124—132页。

④ 张雅萍、曾蕾:《西南边疆县域农业数字化转型驱动农业新质生产力发展研究》,《云南社会科学》2025年第1期,第40—50页。

⑤ Hirschman O A, *The Strategy of Economic Development*, New Haven: Yale University Press, 1958; Lewis W A, Economic Development with Unlimited Supplies of Labour. in *The Manchester School*, 1954, Vol.22, No.2, pp.139—191.

结构、缩小收入差距提供关键路径。

一方面，农业数字化能够有效缓解要素配置矛盾。传统农业生产往往受到资源分配不均和技术差距的双重制约，生产要素的配置常常依赖于个体经验，导致资源错配和效率低下。农业数字化通过其数据化的核心特征，将农业生产中模糊、非结构化的要素转化为可量化、可分析的数据。以数据为依据的差异化管理，将土地、劳动力、资本等要素进行精准监控和配置，从而优化生产模式，使农村地区能高效地利用生产资源。^①农业数字化的数字化推广能力，打破传统农业技术推广的地理障碍，通过数字平台、在线培训课程等方式，将较为先进的农业科技成果和管理方案以较低的边际成本传递给万千农户，有效缓解因信息闭塞而导致的技术滞后问题。另一方面，农业数字化改善资源可得性。传统农村地区长期面临信息闭塞、资金缺乏问题，限制了其内生发展能力。而农业数字化的网络化能力则能通过电商平台和数字供应链，打破信息不对称和地理障碍，使小农户得以绕过传统的多级中间商，直接与广阔的消费市场对接，从而带来渠道的缩短和交易成本的降低以及实时、透明的市场信息，进而降低农民的信息不对称并且增加参与市场机会，增强资本和信息的获取能力。此外，在资金和技术资源方面，农业数字化显著增强农村居民技术和金融服务的可得性。^②农业数字化重构传统农业金融服务模式，降低金融服务门槛。通过移动支付、线上信贷等数字化工具，金融机构以更低成本服务于信用记录较少的农户，缓解物理网点不足和传统信贷存在盲区的问题。其次，数字化过程本身创造新的信用基础。农业数字化将农户的生产行为、交易流水、农资采购、产品销售等信息记录，形成“数字足迹”。这类大数据被构建更为精准的风险评估模型，将农户的生产经营信用转化为商业信用，有效破解缺乏传统抵押物而产生的信贷约束问题。

基于以上分析，本文提出假说：

H1：农业数字化的发展能够改善城乡收入结构，缩小城乡收入差距。

（二）技术进步和农业劳动生产率的中介效应分析

根据内生增长理论，^③技术进步与劳动生产率的持续提升是推动经济长期增长的根本动力，其对收入分配格局亦产生深远影响。城乡收入差距不仅源于要素投入数量的差异，更取决于生产效率与技术水平的差异。相对于传统农业而言，农业数字化是一种颠覆性创新，其并非直接将财富从城市转移向农村，而是通过重塑农业生产函数、激发农村内生增长动力，间接、持续优化城乡收入结构。其核心中介机制体现在两个层面。

传统农业中，新技术的传播常受制于地理隔离以及较高的学习成本等束缚，导致技

① 张蕴萍、栾菁：《数字经济赋能乡村振兴：理论机制、制约因素与推进路径》，《改革》2022年第5期，第79—89页。

② 易加斌、李霄、杨小平等：《创新生态系统理论视角下的农业数字化转型：驱动因素、战略框架与实施路径》，《农业经济问题》2021年第7期，第101—116页。

③ Romer P M, “Increasing Returns and Long-Run Growth”, in *Journal of Political Economy*, 1986, Vol.94, No.5, pp.1002—1037; Lucas Jr R E, “On the Mechanics of Economic Development”, in *Journal of Monetary Economics*, 1988, Vol.22, No.1, pp.3—42.

术扩散缓慢不均。农业数字化基于网络化特性,构建跨越时空的知识传播渠道,加速农业科技成果的传播与吸收。通过在线课程、远程指导等方式,大大降低农民接受、采纳农业技术的门槛,再加之农业数字化“学习”“模仿”的正外部性,可以通过技术转化带动邻近地区农户学习和模仿,实现农业技术上的快速追赶。最终通过农业数字化提升区域农业技术水平,^①改善收入分配格局。此外,数字技术嵌入农业,增强数字化、智能化水平,直接提升农产品的品质、产量与科技附加值,增强市场中农产品竞争力,使农民经营性收入实质增长^②。

农业劳动生产率作为衡量农业投入与产出关系的核心指标,是推动农民增收的根本支撑。基于内生增长理论,生产率的提升源于更优的要素组合和资源配置。农业数字化基于智能设备、数据平台与信息系统的嵌入,通过数据化管理生产要素达到合理配置,系统性提升农业劳动生产率。^③农业劳动生产率的提升意味单位土地中劳动投入的相对减少。一是农业劳动生产率的提升直接增加农民的单位劳动收益。二是大量剩余劳动力从土地中解放出来,流动向工资水平更高的非农产业,或是从事与农村电商、乡村旅游、农产品加工等农业数字化相关的新行业,推动农村产业结构的多元化和升级。从城乡收入差距的视角看,劳动生产率的提升构建“双重驱动”增收机制:一方面提高农业内部的经营性收入,另一方面通过促进劳动力向更高效率部门流动来增加工资性收入,为农村居民收入的长期可持续增长筑牢坚实基础,推进城乡收入差距的优化。

基于以上分析,本文提出假说:

H2: 农业数字化能够通过农业技术进步改善城乡收入差距。

H3: 农业数字化能够通过农业劳动生产率的提升改善城乡收入差距。

(三) 空间效应分析

基于新经济地理学理论,区域经济活动往往通过要素流动、信息扩散和产业联系产生外溢效应。^④农业数字化因其突破地理限制的信息化特性,在空间上表现出显著外溢效应。具体而言,数字农业试点的“带动作用”促使周边地区形成“同群转型”,带动区域内农民收入普遍增长,^⑤缩短城乡收入差距的收敛周期。数字农业“带动作用”并非简单的示范效应,而是比较与竞争的倒逼。基于比较优势理论,当某地区率先推进农业数字化,会迅速获得市

① 浦徐进、马柯旭、王彦芳:《农村数字化对推动农业绿色高质量发展的影响分析》,《中国农业资源与区划》2024年第6期,第83—95页。

② 刘荣军、王慧:《农业数字化、空间溢出与农民收入增长》,《中国农业资源与区划》2025年3月28日, <https://link.cnki.net/urlid/11.3513.S.20250328.1508.016>。

③ 杜媛、徐慧杰、陈玥润:《数字化背景下农业供应链金融风险控制策略创新——基于普惠农牧融资担保公司的案例研究》,《管理案例研究与评论》2025年第2期,第243—254页;冯宇、赵骅、王泽昊等:《数字化背景下基于边缘计算驱动的智慧农业》,《技术经济》2024年第7期,第40—52页。

④ Krugman P, “Increasing Returns and Economic Geography”, in *Journal of Political Economy*, 1991, Vol.99, No.3, pp.483—499.

⑤ 任爱莲、吴嘉莹、王栋:《引领和追随:农业企业数字化转型同群效应的诱发机制和经济效果》,《农业经济与管理》2025年第1期,第55—68页。

场比较优势，从而对周边地区构成强烈的市场信号和竞争压力。周边地区处于劣势，面临“挤出”市场的风险。为维持、提升自身市场竞争力，周边地区不得不跟进。这一过程中，具有先发优势的地区获得数字化红利，通过竞争机制传导至周边区域，带动邻近地区农业生产效率的普遍提升和农民增收渠道的拓展，进而实现城乡收入差距的优化在地理空间上扩散。

其次，地理邻近的特征为技术和知识的传播提供天然便利，率先通过农业数字化缩小城乡收入差距的地区成功实践，为周边地区提供了可复制的范例。农户会通过观察邻近农户的生产决策和收益来调整自身行为。^①“学习效应”使得邻地农户通过实地考察、跨区培训等渠道，以更低的学习成本引入先进技术、经营模式和管理经验。基于地理邻近性的“学习效应”，降低周边地区采纳新技术的门槛和不确定性，加速缩小城乡收入差距的有效模式在临近地区的复制与推广，最终促成区域间城乡收入结构的协同改善。

最后，数字化发展水平较高的地区通常伴随更加成熟的数字基础设施网络，这些数字平台具有显著外部性，其服务范围 and 影响力并不严格局限于行政边界，对本地区及周边地区的农民收入产生显著空间溢出效应。邻近地区的农业生产者亦可以“接入”这些跨区域的数字平台，直接对接更广阔的消费市场，获取实时的市场信息，享受更为高效的物流和金融服务等。此“跨区共享”模式有效降低周边地区农户的交易成本和市场进入门槛，打破传统地域因素对农民增收的限制，进而推动城乡收入差距实现优化。

基于以上分析，本文提出假说：

H4：农业数字化与城乡收入差距发展存在空间相关性且具有空间溢出效应。

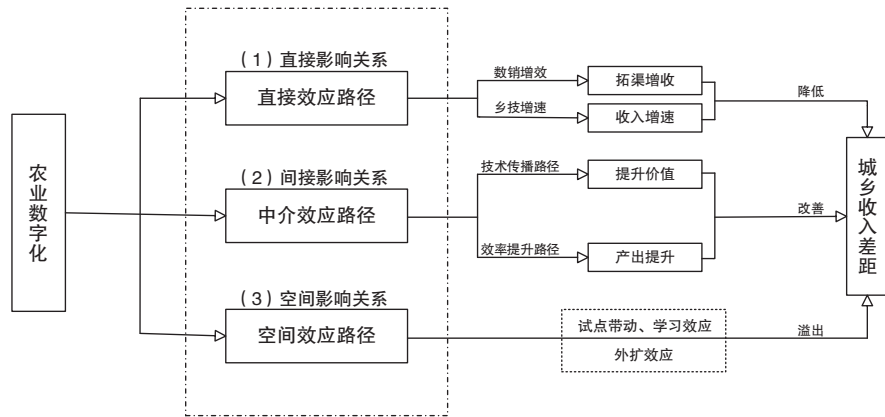


图1 路径机理图

二、研究设计

(一) 数据来源

本文采用2012—2022年的省级面板数据，因西藏地区部分指标数据存在缺失，研究

^① 姚瑞卿、姜太碧：《农户行为与“邻里效应”的影响机制》，《农村经济》2015年第4期，第40—44页。

对象为中国除西藏及港澳台地区外的30个省份样本。数据主要取自《中国农业统计年鉴》《中国人口与就业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国城乡建设统计年鉴》以及国家统计局和地方统计年鉴等。为确保数据的连续性与一致性,对部分缺漏数据采用线性插值法进行补全。

(二) 变量说明及描述性统计

1. 解释变量: 农业数字化水平

随着我国农业农村数字化战略的持续推进,构建科学、系统的农业数字化发展水平评价体系,成为研究农业数字化的重要前提。本文借鉴殷浩栋等的研究思路^①,并结合前人的相关成果^②,从农业数字化设施、生产、产业、素养与生态基础五个维度构建评价指标体系,并利用熵权TOPSIS法测算各省的农业数字化水平。

表1 农业数字化水平指标体系

| 一级指标 | 二级指标 | 指标计算 | 属性 |
|-----------|------------|-------------------------|----|
| 农业数字化设施建设 | 通信网络接入能力 | 地区网民数量/地区人口 | 正 |
| | 通信终端覆盖水平 | 农村居民每百户拥有的移动电话数量 | 正 |
| | 光缆网络密度 | 每平方公里光缆线路的长度 | 正 |
| | 数字基础设施投入 | 数字产业固定资产投资 | 正 |
| 农业生产数字化 | 农业生产能力 | 单位播种面积农机总动力 | 正 |
| | 农业生产电气化程度 | 农林牧渔业产值/农村用电总量 | 正 |
| | 企业信息化 | 每百家企业拥有网站数 | 正 |
| | 政府科技支持 | 地方财政科学技术支出/一般预算支出 | 正 |
| 农业产业数字化 | 农业农村数字化基地 | 淘宝村数量 | 正 |
| | 农产品电商活跃度 | 参加电子商务交易活动的企业比重 | 正 |
| | 农产品数字化交易水平 | 农产品电商销售额 | 正 |
| | 农村消费品流通 | 乡村消费品零售额/社会消费品零售额 | 正 |
| 数字素养与能力 | 通信支付负担 | 农民交通通信支出占比 | 负 |
| | 收入支撑能力 | 农村人均可支配收入 | 正 |
| | 数字技术人才 | 信息传输、软件和信息技术服务业就业人员(万人) | 正 |
| 农业数字化生态基础 | 水资源效率 | 农业用水总量/农林牧渔总产值 | 负 |
| | 农地利用效率 | 农地利用率(农作物播种面积/农业总产值) | 负 |
| | 生态基础 | 森林覆盖率 | 正 |

2. 被解释变量: 城乡收入差距

本文的被解释变量是城乡收入差距。目前,学术界主要是利用城乡收入比、城乡收

① 殷浩栋、霍鹏、汪三贵:《农业农村数字化转型:现实表征、影响机理与推进策略》,《改革》2020年第12期,第48—56页。

② 张鸿、杜凯文、靳兵艳:《乡村振兴战略下数字乡村发展就绪度评价研究》,《西安财经大学学报》2020年第1期,第51—60页;慕娟、马立平:《中国农业农村数字经济发展指数测度与区域差异》,《华南农业大学学报(社会科学版)》2021年第4期,第90—98页。

入差、泰尔指数等指标来衡量城乡收入差距。^①基于此，本文参考杨志安和胡博的做法，^②测算泰尔指数并取对数来衡量城乡收入差距。泰尔指数公式如下：

$$Theil_{it} = \sum_{j=1}^2 \left(\frac{I_{jit}}{I_{it}} \right) \ln \frac{I_{jit}/P_{jit}}{I_{it}/P_{it}} = \frac{I_{1it}}{I_{it}} \ln \frac{I_{1it}/P_{1it}}{I_{it}/P_{it}} + \frac{I_{2it}}{I_{it}} \ln \frac{I_{2it}/P_{2it}}{I_{it}/P_{it}} \quad (1)$$

其中， i 代表省份代码， t 代表年份； I_{1it} 、 I_{2it} 分别代表省份 i 在 t 年的城市与农村居民的总收入； I_{it} 代表省份 i 在 t 年的总收入； P_{1it} 、 P_{2it} 分别代表省份 i 在年份 t 的城市和农村居民的人口数， P_{it} 代表省份 i 在时期 t 的总人口数。

3. 机制变量

研究的中介变量为农业技术进步与农业劳动生产率。农业技术进步，参考张金鑫等人的做法，^③采用农业三类专利之和进行衡量，为消除量纲的影响，测算后用标准化的方式进行处理；农业劳动生产率，参考郭少华的做法，^④使用第一产业增加值/第一产业就业人员来衡量。

4. 控制变量

影响城市居民和农村居民收入差距的因素较多，为了更加精准地估计农业数字化对城乡收入差距的影响，参考崔凡和朱新武、徐彩瑶等、刘荣军和王慧等人的研究，^⑤本文选取以下控制变量：

(1) 对外开放程度，采用对外贸易额/地区生产总值衡量；(2) 农业产业结构，采用农业总产值/农林牧渔总产值衡量；(3) 农村人力资本，采用农村平均受教育年限来衡量；(4) 工业化程度，采用工业增加值/地区生产总值来衡量；(5) 金融深化程度，采用城乡居民储蓄存款余额/地区生产总值衡量；(6) 城镇化水平，采用城镇人口与总人口比度量其水平。变量说明与描述性统计见表2。

表2 变量说明与描述性统计

| 类别 | 变量 | 计算方法 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|--------|---------|---------------|--------|-------|--------|--------|
| 被解释变量 | 城乡收入差距 | 泰尔指数取对数 | -2.580 | 0.530 | -4.111 | -1.506 |
| 核心解释变量 | 农业数字化水平 | 熵权 TOPSIS 法测算 | 0.254 | 0.826 | 0.136 | 0.633 |

① 陈斌开、林毅夫：《发展战略、城市化与中国城乡收入差距》，《中国社会科学》2013年第4期，第81—102+206页；李晓龙、冉光和：《农村产业融合发展如何影响城乡收入差距——基于农村经济增长与城镇化的双重视角》，《农业技术经济》2019年第8期，第17—28页。

② 杨志安、胡博：《增值税分成改革如何影响共同富裕？——基于城乡收入差距视角》，《现代经济探讨》2024年第6期，第27—38页。

③ 张金鑫、王红玲：《环境规制、农业技术创新与农业碳排放》，《湖北大学学报（哲学社会科学版）》2020年第4期，第147—156页。

④ 郭少华：《新质生产力降低了农业碳排放强度吗？》，《南京财经大学学报》2024年第6期，第78—88页。

⑤ 崔凡、朱新武：《数字农业新质生产力、农村劳动力转移与城乡收入差距》，《统计与决策》2025年第5期，第25—30页；徐彩瑶、钱晨、孔凡斌：《数字乡村建设能否缩小城乡收入差距——基于农业科技中介和门槛效应的实证检验》，《农业技术经济》2024年第12期，第4—24页；刘荣军、王慧：《农业数字化、空间溢出与农民收入增长》，《中国农业资源与区划》2025年3月28日，<https://link.cnki.net/urlid/11.3513.S.20250328.1508.016>。

(续表2)

| 类别 | 变量 | 计算方法 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|------|---------|---------------------|-----------|-------|--------|--------|
| 机制变量 | 农业技术进步 | 农业三类专利之和和标准化 | -1.01e-08 | 1.000 | -0.994 | 4.009 |
| | 农业劳动生产率 | 第一产业增加值 / 第一产业就业人员 | 3.389 | 1.750 | 0.720 | 11.217 |
| 控制变量 | 对外开放程度 | 对外贸易额 / 地区生产总值 | 0.260 | 0.265 | -0.002 | 1.354 |
| | 农业产业结构 | 农业总产值 / 农林牧渔总产值 | 0.473 | 0.084 | 0.281 | 0.637 |
| | 农村人力资本 | 农村平均受教育年限 | 7.845 | 0.620 | 5.878 | 9.910 |
| | 工业化程度 | 工业增加值 / 地区生产总值 | 0.324 | 0.078 | 0.091 | 0.542 |
| | 金融深化程度 | 城乡居民储蓄存款余额 / 地区生产总值 | 1.947 | 0.725 | 1.091 | 5.233 |
| | 城镇化水平 | 城镇人口 / 总人口 | 0.609 | 0.118 | 0.363 | 0.896 |

(三) 模型设计

1. 基准模型设定

为验证农业数字化对城乡收入差距的影响效果,本文构建双向固定效应模型如下:

$$Theil_{it} = a_0 + a_1 agr_dig_{it} + a_2 control_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $Theil_{it}$ 代表省份 i 在 t 年的城乡收入差距, agr_dig_{it} 代表代表省份 i 在 t 年的农业数字化水平, $control_{it}$ 为控制变量, a_0 为常数项, a_1 为解释变量系数,即农业数字化对城乡收入的影响效应,若 a_1 显著为负,则农业数字化能够缩小城乡居民收入差距; μ_i 代表个体固定效应, γ_t 为时间固定效应, ε_{it} 表示随机扰动项。

2. 中介模型设定

基于理论分析,为了进一步验证农业技术进步在农业数字化影响城乡收入差距的过程中是否发挥中介作用,同时考虑到传统中介效应三步法存在的部分不足,因此,研究借鉴江艇的做法,^①首先从计量统计层面关注核心解释变量农业数字化对中介变量农业技术进步的影响,而后通过理论与文献研究中介变量与被解释变量的路径。

构建的中介效应模型如下:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 agr_dig_{it} + \beta_2 control_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, M_{it} 为中介变量; β_0 和 β_1 、 β_2 为本文重点关注的系数,若这些系数均显著,则表明农业技术进步发挥中介作用;其余变量的含义同式(2)。

3. 空间回归模型设定

地理相邻或经济相近的地区间往往存在技术溢出、要素流动及政策联动等空间交互作用。进而导致本地区的农业数字化不仅影响本地城乡收入结构,还可能作用于邻近地区的城乡收入差距。鉴于此,研究构建基于空间邻接矩阵的空间杜宾模型(SDM),利用模型分析农业数字化对城乡收入差距的空间溢出效应。研究设定的空间杜宾模型(SDM)的基本公式为:

$$Theil_{it} = a_0 + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} Theil_{jt} + \beta_1 agr_dig_{it} + \beta_2 control_{it} + \theta_1 \sum_{j=1}^n W_{ij} agr_dig_{jt} + \theta_2 \sum_{j=1}^n W_{ij} control_{jt} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

^① 江艇:《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》,《中国工业经济》2022年第5期,第100—120页。

式（4）中， ρ 为自回归系数， \mathbf{W} 是空间权重矩阵， β_1 是农业数字化的待估系数， β_2 为控制变量待估系数。 $\sum_{j=1}^n \mathbf{W}_{ij} Theil_{jt}$ 、 $\sum_{j=1}^n \mathbf{W}_{ij} agr_dig_{jt}$ 、 $\sum_{j=1}^n \mathbf{W}_{ij} control_{jt}$ 分别为被解释变量、解释变量和控制变量的空间滞后项。其余变量的含义同式（2）。

三、实证分析结果

（一）基准回归

根据基准方程（2），本部分对双向固定的基准模型进行回归，具体结果见于表3，列（1）仅加入核心解释变量农业数字化水平，列（2）—（7）逐步加入控制变量进行回归分析。结果显示，农业数字化水平在所有模型均显著为负，农业数字化水平与城乡收入差距呈负向相关关系，说明加强农业数字化有利于有效缩小城乡收入差距，初步验证了假说 H1。表明农业数字化有效解决城乡资源可得性矛盾和要素配置失衡，显著缩小城乡收入差距。数字技术嵌入农业生产、流通、金融等各环节，降低信息不对称与交易成本，显著降低信息不对称和交易成本，改善农村地区资源可得性。此外，数字化引入农业后产生“后发优势”，数字平台、农村电商以及供应链的优化极大提升农民的市场接入能力和产品溢价空间，使农民收入增速高于城市居民，进而优化城乡收入结构。

控制变量方面，列（2）—（7）中，引入多个控制变量。对外开放程度从列（2）引入后系数始终显著为负，其可能的原因是对外开放促进农业现代化、扩大农产品出口以及吸引外资等，带动农村经济发展和农民增收，进而缩小城乡收入差距；农业产业结构显著为负，且逐步增大。农业产业结构的系数显著为正，且呈现扩大趋势，其可能的原因是随着农业产业结构的优化和升级，不同地区之间产业发展不均衡，可能加剧了城乡收入差异；农村人力资本系数在所有模型中均未显著，可能的原因是偏远或经济发展相对滞后的地区，教育和技能的提升尚未有效转化为收入水平的提升；工业化程度的系数显著为负表明工业化的推进对缩小城乡收入差距有重要作用；金融深化程度系数显著为正，可能的原因是农村地区金融资源的配置尚未充分发挥作用；城镇化水平的系数显著为负，且系数的绝对值不断增加，表明城镇化进程有效促进农村劳动力的迁移和非农就业机会的增加，进而缩小城乡收入差距。

表 3 基准估计

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
|---------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 农业数字化水平 | -2.726*** (0.197) | -0.352** (0.129) | -0.348** (0.128) | -0.349** (0.129) | -0.426*** (0.125) | -0.493*** (0.122) | -0.458*** (0.121) |
| 对外开放程度 | — | -0.726*** (0.063) | -0.735*** (0.062) | -0.739*** (0.064) | -0.795*** (0.062) | -0.714*** (0.063) | -0.569*** (0.078) |
| 农业产业结构 | — | — | 0.449* (0.194) | 0.447* (0.195) | 0.588*** (0.190) | 0.554*** (0.184) | 0.576*** (0.181) |

(续表3)

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 农村人力资本 | — | — | — | -0.007 (0.024) | -0.011 (0.023) | -0.014 (0.022) | -0.026 (0.022) |
| 工业化程度 | — | — | — | — | -0.932*** (0.193) | -0.586*** (0.202) | -0.644*** (0.200) |
| 金融深化程度 | — | — | — | — | — | 0.128*** (0.028) | 0.099*** (0.029) |
| 城镇化水平 | — | — | — | — | — | — | -1.011*** (0.326) |
| 常数项 | -1.884*** (0.051) | -1.980*** (0.041) | -2.192*** (0.100) | -2.135*** (0.218) | -1.782*** (0.223) | -2.105*** (0.227) | -1.456*** (0.306) |
| 个体固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 时间固定效益 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 330 | 330 | 330 | 330 | 330 | 330 | 330 |
| R ² | 0.388 | 0.888 | 0.890 | 0.890 | 0.899 | 0.906 | 0.909 |
| F 值 | 144.02*** | 190.85*** | 179.25*** | 165.92*** | 168.46*** | 170.01*** | 165.42*** |

注：括号内为标准误，*、**、*** 分别表示回归系数在 10%、5%、1% 水平上显著。下同。

(二) 稳健性检验

为保证结果的稳健性，研究采取以下三种方式：工具变量法、替换核心解释变量、控制多维相关性进行稳健性检验。

1. 内生性检验：工具变量法

研究参考李红锦和张丁山的做法，^①选择解释变量的滞后一期，即农业数字化水平滞后一期作为工具变量。表4列(1)展示了工具变量的检验结果：第一，不可识别检验LM在1%水平上拒绝原假设，第一阶段的F值为711.38，通过了弱工具检验，表明滞后一期变量作为工具变量具有较强解释力。第二，Hausman检验残差项系数不显著，表明农业数字化水平的内生性问题不显著，基准回归中的固定效应估计稳健性强。最后，第二阶段回归，农业数字化水平系数在1%水平上显著，验证农业数字化对城乡收入差距具有显著的缩小效应。

2. 剔除直辖市样本

研究参照吴非等的方法，^②考虑到直辖市在城乡发展、经济结构等方面与其他省份存在显著差异，本文剔除直辖市样本后进行稳健性检验。表4列(2)展示了回归结果，结果显示，在剔除直辖市后，且显著性水平未发生实质性变化，仍在1%水平上显著，说明核心结论未受影响，农业数字化的发展仍旧对城乡收入差距有显著的降低作用。

① 李红锦、张丁山：《数字普惠金融对城乡融合的影响研究》，《金融经济学研究》2022年第3期，第146—160页。

② 吴非、胡慧芷、林慧妍等：《企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据》，《管理世界》2021年第7期，第130—144+10页。

3. 控制多维相关性

为进一步验证结论的稳健性，本文采用 Driscoll-Kraay 稳健标准误进行估计，^①在双向固定效应框架下重新进行估计，以同时控制异方差性、序列相关性与截面相关性。回归结果显示，农业数字化的系数为 -0.458，在 5% 的水平上显著，方向与基准回归一致，表明结论在控制多维相关性后依然稳健且可靠。

表 4 稳健性检验回归结果

| 变量 | (1) 工具变量法 | (2) 剔除直辖市 | (3) 稳健标准误检验 |
|---------|----------------------|----------------------|--------------------|
| 农业数字化水平 | -0.363*** (0.153) | -0.427** (0.112) | -0.458* (0.201) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | — | -1.331*** (0.327) | 0.309 (0.287) |
| 个体固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 300 | 286 | 330 |
| R^2 | 0.887 | 0.935 | 0.908 |
| F 值 | 711.38 | 207.13 | 234.15 |

(三) 中介效应分析

基于理论分析，研究将农业技术进步与农业生产效率视为农业数字化影响城乡收入差距的机制变量。为进一步验证作用路径，研究采用两步中介效应法进行检验。第一步，中介效应模型回归结果（见表 5）显示，农业数字化对农业技术进步和农业劳动生产率均具有显著正向作用，且在 1% 的水平上通过检验，说明数字化在推动农业科技成果扩散和转化、提升生产效率方面发挥了关键作用。第二步，结合模型结果与既有研究可以发现，农业技术进步显著提升农产品科技附加值，增加农民的经营性收入^②；同时，数字化与智能农机、物联网和供应链平台的结合，有效提高了单位产出水平，拓展了农民的就业与增收渠道，^③从而改善了城乡收入结构。由此可见，农业数字化不仅可以直接改善城乡收入差距，还通过技术进步和农业劳动生产率两条间接的中介路径发挥作用，验证

① Driscoll J C, Kraay A C. “Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data”, in *Review of Economics and Statistics*, 1998, Vol.80, No.4, pp.549—560.

② 刘荣军、王慧：《农业数字化、空间溢出与农民收入增长》，《中国农业资源与区划》3月28日，<https://link.cnki.net/urlid/11.3513.S.20250328.1508.016>；浦徐进、马柯旭、王彦芳：《农村数字化对推动农业绿色高质量发展的影响分析》，《中国农业资源与区划》2024年第6期，第83—95页；黄惠春、陈佳敏、杨军：《中国农业农村投资政策演进：内在逻辑与优化路径》，《农业经济问题》2025年第6期，第82—98页；罗章权、郭凯明：《劳动力市场化改革、价格结构性变化与城乡收入差距》，《中国农村经济》2025年第6期，第60—80页。

③ 冯宇、赵骅、王泽昊等：《数字化背景下基于边缘计算驱动的智慧农业》，《技术经济》2024年第7期，第40—52页；李小林、司登奎、周付友：《财政金融投入与城乡收入差距：乡村振兴视角》，《现代财经（天津财经大学学报）》2024年第9期，第69—85页。

假设 H2、H3，表明农业数字化通过推动农业科技进步和提高农业生产效率，能够有效促进城乡收入差距的缩小。

表 5 中介效应分析结果

| 变量 | (1) 农业技术进步 | (2) 农业生产效率 |
|---------|---------------------|----------------------|
| 农业数字化水平 | 9.329*** (0.530) | 10.188*** (0.978) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | -2.228* (1.345) | -0.444 (2.483) |
| 个体固定效应 | 控制 | 控制 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 |
| R^2 | 0.813 | 0.869 |

四、异质性分析

(一) 地区异质性分析

考虑到我国区域经济发展的不平衡性，“数字鸿沟”还存在于区域之中。^①农业数字化的积极效应能否充分释放，取决于当地既有条件。东部地区凭借其雄厚实力，能更加有效地将数字农业转化为城乡收入差距的改善。相比之下，中西部及东北地区虽然也在迎头赶上，但可能因基础设施相对滞后、技术采纳与应用能力存在差距等因素，导致数字红利释放存在时滞与折扣。因此，为检验农业数字化对城乡收入差距影响的区域异质性，研究将研究省份分为东部、中部、西部和东北地区，检验结果见于表 6，结果显示：农业数字化水平对城乡收入差距的缩小作用在东部和西部地区以及东北地区显著，而在中部地区虽有缩小效应但不显著。地区数字化效应差异源于不同区域资源禀赋与政策环境差异，在农业数字化驱动下呈现出多元路径特征。^②

东部地区在农业数字化缩城乡收入差距方面最为明显。东部地区较为雄厚的经济实力和领先的数字基础设施建设使得农业数字化能够快速发展，推动农业生产力提升和农村经济转型，从而有效缩小了城乡收入差距。东部高新技术产业和农业现代化服务业也为农业提供科技支撑和市场需求，进一步提升了农业生产效率和农村经济的整体竞争力。西部和东北地区农业数字化对城乡收入差距的影响，尽管与东部地区相比较为有限，但仍展现出一定的积极作用。西部地区数字基础设施建设相对滞后，加之科技水平较低，在一定程度上限制了西部农业数字化。但近年来随着在“一带一路”现代化经济走廊的推进，西部农业数字化水平稳步上升，

① 刘军、杨渊懿、张三峰：《中国数字经济测度与驱动因素研究》，《上海经济研究》2020年第6期，第81—96页。

② 王彦智、颜华、董富强：《农业数字化驱动农业新质生产力培育的多元路径研究——基于动态 QCA 的组态分析》，《农业现代化研究》2025年第4期，第623—636页。

展现改善城乡收入差距的潜力。东北地区农业数字化水平对城乡收入差距的改善也展现其对应的潜力。随政策支持加强和基础设施改善，农业数字化在东北地区渗透速度加快，展现其未来潜力，农业数字化改善城乡收入差距的能力有望进一步增强；中部地区农业数字化的影响虽表现其负向改善的影响但当前仍不显著。其可能的原因是和西部、东北地区相同，农业数字化发展相对落后。与东部地区相比，中部、西部、东北地区基础设施建设相对落后，对技术的接受能力较弱，难以像东部地区一样有效利用农业数字化提高生产效率，再加之政策支持方面相对较弱，缩小收入差距的作用尚未充分展现。

表 6 农业数字化水平对不同区域城乡收入差距的影响

| 变量 | (1) 东部 | (2) 中部 | (3) 西部 | (4) 东北 |
|----------------|----------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| 农业数字化水平 | -0.419** (0.160) | -0.482 (0.437) | -1.243* (0.727) | -4.168* (2.310) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | -2.432*** (0.607) | -1.626** (0.766) | -1.088** (0.494) | -2.420 (2.276) |
| 个体固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| R ² | 0.904 | 0.979 | 0.950 | 0.943 |

(二) 农业数字化影响的分布异质性

本文利用分位数回归模型从考察农业数字化对城乡收入差距改善的异质性影响。为详细区分不同收入差距的影响，本文设置了 10%、50%、70% 和 90% 四个分位点进行回归，检验结果见于表 7。结果显示：系数在 10% 分位点处绝对值最小，在 50% 分位点处显著增强，并在 70% 和 90% 保持稳定。说明农业数字化对不同水平的城乡收入差距均产生了显著的缩小作用，但其边际效应强度存在差异，在中高差距水平下表现得更为强劲与稳定。原因可能在于：处于 10% 分位点的地区（主要为京津沪浙）城乡发展已高度一体化，收入差距极小，农业数字化可进一步优化的空间有限，导致其边际效应减弱。而对于处于中高分位点的地区而言，城乡二元结构依然显著，农业数字化在改善信息不对称、优化要素配置、拓宽增收渠道等方面能够发挥更大的边际作用，展示农业数字化持续有力的缩差作用。

表 7 农业数字化水平对城乡收入差距的面板分位数回归

| 变量 | (1) 10% 分位点 | (2) 50% 分位点 | (3) 70% 分位点 | (4) 90% 分位点 |
|---------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 农业数字化水平 | -0.192*** (0.053) | -0.333*** (0.193) | -0.311*** (0.100) | -0.314*** (0.068) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | -1.983*** (0.183) | -1.730*** (0.669) | -1.886*** (0.349) | -2.120*** (0.236) |

| 变量 | (1) 10% 分位点 | (2) 50% 分位点 | (3) 70% 分位点 | (4) 90% 分位点 |
|--------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| 个体固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| R^2 | 0.943 | 0.903 | 0.910 | 0.922 |

五、进一步分析：空间效应分析

(一) 空间特征分析

在运用空间计量模型前，需先借助全局 Moran's I 指数（莫兰指数）检验农业数字化与城乡收入差距的空间相关性。由表 8 可知，2012—2022 年，农业数字化和城乡收入差距的全局 Moran's I 指数均为正值，且在 1% 水平上显著，此项表明两者存在较强的空间正相关性，初步证实空间计量模型的适用性。

表 8 农业数字化和城乡收入差距的全局 Moran's I 指数

| 年份 | 城乡收入差距 | | | 农业数字化 | | |
|------|--------------|---------|---------|--------------|---------|---------|
| | Moran's I 指数 | Z 值 | P 值 | Moran's I 指数 | Z 值 | P 值 |
| 2012 | 0.480 9 | 4.329 7 | 0.000 0 | 0.556 4 | 4.826 0 | 0.000 0 |
| 2013 | 0.484 1 | 4.356 6 | 0.000 0 | 0.565 3 | 4.912 9 | 0.000 0 |
| 2014 | 0.500 5 | 4.512 1 | 0.000 0 | 0.530 6 | 4.652 4 | 0.000 0 |
| 2015 | 0.522 6 | 4.679 2 | 0.000 0 | 0.553 6 | 4.831 5 | 0.000 0 |
| 2016 | 0.521 7 | 4.670 8 | 0.000 0 | 0.537 2 | 4.695 8 | 0.000 0 |
| 2017 | 0.524 5 | 4.688 5 | 0.000 0 | 0.475 5 | 4.230 9 | 0.000 0 |
| 2018 | 0.521 7 | 4.661 7 | 0.000 0 | 0.389 8 | 3.578 9 | 0.000 3 |
| 2019 | 0.515 2 | 4.605 4 | 0.000 0 | 0.386 0 | 3.577 4 | 0.000 3 |
| 2020 | 0.500 3 | 4.449 0 | 0.000 0 | 0.392 3 | 3.621 5 | 0.000 3 |
| 2021 | 0.506 0 | 4.489 9 | 0.000 0 | 0.383 6 | 3.561 0 | 0.000 4 |
| 2022 | 0.498 2 | 4.452 4 | 0.000 0 | 0.352 1 | 3.306 3 | 0.000 9 |

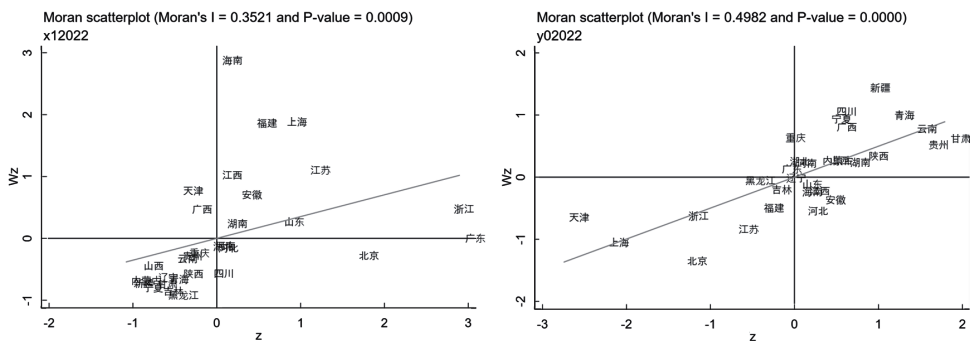


图 2 2022 年农业数字化水平（左）和城乡收入差距（右）的全局 Moran's I 散点图

为深入验证农业数字化水平与城乡收入差距间的空间关联特征，研究绘制了 2022 年这两者的局部 Moran's I 散点图（图 2）。图中横坐标左侧为农业数字化水平、右侧为城乡收入差距，纵坐标则对应两者的空间滞后向量。通过散点图的分析可知，农业数字化水平和城乡收入差距的 Moran's I 指数散点主要分布于第一象限与第三象限，这意味着高发展水平区域间存在相互作用，低发展水平区域则表现出聚集态势，局部空间关联性较为突出。

综合全局 Moran's I 指数与局部 Moran's I 散点图可知，各省份的农业数字化水平与城乡收入差距均存在空间关联的特性，验证采用空间计量模型的必要性。

（二）空间计量模型的选择

为选择适宜的空间计量模型，研究在采用空间计量回归模型前先开展了系列适用性检验。首先，由表 9 可见，空间效应 LM 检验的四个统计量均通过显著性检验，其中稳健 LM-Error 与稳健 LM-Lag 的统计量在 1% 水平上显著，LM-Error 和 LM-Lag 统计量也通过了 5% 水平上的检验。这表明研究对象同时存在空间误差效应与空间滞后效应，由此可以推断空间杜宾模型的选择为最优选择。其次，LR 统计量与 Wald 检验在 1% 水平上均拒绝了空间杜宾模型（SDM）可简化为空间误差模型（SEM）或者空间自回归模型（SAR）的原假设，进一步印证空间杜宾模型的最优性。最后，LR 检验结果表明，“时间固定效应优于双向固定效应”及“地区固定效应优于双向固定效应”的原假设均在 1% 显著性水平下被推翻。由于模型检验中拒绝原假设所得结论可信度较高，因此研究最终选用双向固定效应的空间杜宾模型。

表 9 空间计量模型适用性检验

| 检验内容 | 检验方法 | 统计值 | P 值 |
|------------|--------------------------------|--------|-------|
| 空间效应 LM 检验 | LM-Error 统计量 | 4.491 | 0.034 |
| | 稳健 LM-Error 统计量 | 6.472 | 0.010 |
| | LM-Lag 统计量 | 6.183 | 0.013 |
| | 稳健 LM-Lag 统计量 | 8.164 | 0.004 |
| 模型选择 | LR 检验 (原假设: SDM 模型可退化为 SAR 模型) | 41.40 | 0.000 |
| | LR 检验 (原假设: SDM 模型可退化为 SEM 模型) | 37.27 | 0.000 |
| | Wald 检验空间误差项 | 39.94 | 0.000 |
| | Wald 检验空间滞后项 | 44.11 | 0.000 |
| 固定效应类型选择 | LR 检验 (原假设: 时间固定效应优于双向固定效应) | 743.54 | 0.000 |
| LR 检验结果 | LR 检验 (原假设: 地区固定效应优于双向固定效应) | 51.49 | 0.000 |

（三）空间回归结果

表 10 呈现了以农业数字化水平为核心解释变量的空间杜宾模型双向固定效应模型的回归分析结果。结果表明，农业数字化水平借助空间溢出效应，显著缩小了本地区及邻近地区的城乡收入差距，印证了假说 H4。其中，农业数字化直接效应系数为 -0.684，且在 1% 的水平上通过检验，这表明其在本区域对城乡收入差距存在显著的负向作用，即

农业数字化有助于缩小本地区的城乡收入差距。其可能的原因在于，农业数字化通过提升农业生产效率与农民收入，促进了城乡收入差距的缩小。此外，空间自相关系数在 1% 的水平上通过检验，此项结果表明，农业数字化不仅对本地区的城乡收入差距有影响，还会通过空间溢出效应作用于邻近地区的收入差距。

在控制变量方面，城镇化水平与工业化程度对城乡收入差距呈显著的负向影响，推动了本地区及邻近地区收入差距的缩小。农业产业结构对本地区城乡收入差距的影响较小，未能显著影响收入差距，可能是因为该变量的作用机制较为间接，或尚未在模型中完全显现。金融深化程度与对外开放程度在本地区的影响未达到显著水平。金融深化对收入差距的影响较为复杂，尚未在当前模型中体现出明确的效果；而对外开放程度则对邻近地区呈现一定的空间溢出效应，表明对外开放可能在其他省份加剧了收入差距。

表 10 整体回归结果

| 变量 | 直接效应 | 间接效应 | 空间自相关效应 |
|---------|------------------------|----------------------|---------------------|
| 农业数字化水平 | -0.684*** (0.117) | -0.264* (0.142) | — |
| 对外开放程度 | -0.558*** (0.073) | -0.304** (0.132) | — |
| 农业产业结构 | 0.427** (0.163) | 0.436 (0.345) | — |
| 农村人力资本 | -0.028 (0.020) | 0.078* (0.043) | — |
| 工业化程度 | -0.829*** (0.198)** | -1.938*** (0.417) | — |
| 金融深化程度 | 0.101*** (0.031) | -0.208*** (0.060) | — |
| 城镇化水平 | -1.785*** (0.335) | -1.604** (0.790) | — |
| 空间自相关系数 | — | — | 0.357*** (0.061) |
| 个体固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 330 | 330 | 330 |
| R^2 | 0.820 | 0.820 | 0.820 |

六、结论和政策建议

(一) 研究结论

研究基于 2012—2022 年中国 30 个省份面板数据，采用双向固定效应模型、中介效应模型与空间杜宾模型，系统分析农业数字化对城乡收入差距的影响与传导路径以及空间效应。基于前文分析，得出如下结论：一是整体来看，农业数字化转型可以显著改善

城乡收入差距，研究为缩短城乡收入差距提供了新路径。二是农业技术进步以及农业劳动生产率的提升都在农业数字化和城乡收入差距之间发挥关键的中介效应，农业技术的发展和农业劳动生产率的提升有效缩小城乡收入差距。三是异质性分析显示，农业数字化在东部地区缩减收入差距效果最强，次者为西部和东北地区，中部地区虽有缩小差距的影响但未显著。此外，分布异质性分析表明，农业数字化的缩小效应在城乡差距最小的地区相对较弱，而在中高差距水平下持续有效。最后，空间杜宾模型显示，农业数字化的影响具有显著空间溢出效应，其不仅降低本地区城乡收入差距，还能通过溢出效应促进周边区域的协调发展。

（二）政策建议

基于上述研究结论，为充分发挥农业数字化的缩减城乡收入差距的效能，研究提出以下政策建议：第一，加大农业数字基础设施投入，优化通信网络、物联网、卫星遥感监测等技术在农业生产中的应用；完善农业大数据平台，推动农产品生产、流通、销售、金融等环节的数字化转型；同时，要依托高水平地区的技术、平台以及产业优势，推动技术与经验共享以及示范带动，充分发挥农业数字化的空间溢出效应，来提升收入分配均衡。第二，设立专项基金，加大农业技术研发投入，加速农业技术成果转化，完善农业技术推广与培训体系，提高农户技术素养，使数字化成果真正惠及农业生产。第三，推动数字化农业经营平台建设，提高农民的经营效率与能力，加大财政补贴和普惠金融，降低农户购置数字化智能设备的成本，提升农业生产效率，帮助中低收入群体享用数字化带来的生产率红利。第四，东部地区深化农业数字化应用，推动高附加值数字农业产业升级。西部与东北地区依托国家战略，提升数字基础设施和产业协同能力。中部地区强化政策扶持和资金投入，补齐数字基础设施短板。通过差异化政策，尤其是在城乡差距依然显著的区域持续发力，形成东部引领、中部补齐、西部和东北提升的多层次发展格局，普遍加强农户数字化应用能力培训，优化收入差距，推进区域协调发展。

How Does Agricultural Digitalization Affect the Urban-Rural Income Gap? —Empirical Evidence from Mechanisms and Spatial Effects

CUI Ningbo, MA Zhiwei, LIU Wang

Abstract: Currently, the relative urban-rural income gap in China is narrowing but remains significant. Agricultural digitalization provides a new path for narrowing the urban-rural income gap and plays a key role in agricultural modernization and high-quality development. Based on this, using panel data from 30 provinces in China from 2012 to 2022, this study systematically investigates the influencing mechanisms and spatial spillover effects of agricultural digitalization on the urban-rural income gap by employing two-way fixed-effects models, mediation models, and spatial Durbin models. The findings reveal that: agricultural digitalization can significantly reduce the urban-rural income gap, with promoting technological progress and increasing labor

productivity playing mediating roles. Heterogeneity analysis indicates that, compared to the central region, agricultural digitalization shows an optimizing effect on the urban-rural income gap in the eastern, western, and northeastern regions, and quantile regression shows this effect is relatively weaker in areas with the smallest urban-rural gap. The analysis of spatial spillover effects finds that agricultural digitalization not only improves the urban-rural income situation in the local region but also reduces the urban-rural income gap in neighboring regions. In conclusion, based on the research findings, the article proposes accelerating the construction of digital infrastructure in lagging regions, strengthening technology diffusion mechanisms, enhancing the spatial linkage effectiveness of agricultural digitalization, and fully leveraging the advantages of agricultural digitalization in achieving urban-rural income convergence.

Keywords: agricultural digitalization; urban-rural Income gap; agricultural technological progress; agricultural labor productivity; spatial spillover effect

(责任编辑: 陈 彬)