

数字乡村建设、资源要素错配与农业绿色全要素生产率

郭海红

摘要: 数字乡村建设与农业绿色发展深度融合是推动农业高质量发展的新动力引擎。本文选取 2011—2021 年中国 31 个省级面板数据, 构建数字乡村建设和农业绿色全要素生产率的评价体系, 多维度分析数字乡村建设对农业绿色全要素生产率的影响及作用机制。研究发现, 数字乡村建设既可以直接促进农业绿色全要素生产率提升, 也可以通过带动绿色技术进步而促进农业绿色全要素生产率提升, 还可以通过降低土地资源错配、资本资源错配、劳动力资源错配程度而间接促进农业绿色全要素生产率。数字乡村建设对农业绿色全要素生产率的影响异质性明显, 东部地区、南方、粮食主产区的数字乡村建设的正向推动作用较强。

关键词: 数字乡村建设; 资源要素错配; 农业绿色全要素生产率

中图分类号: F323 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2024)01-0102-15

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.20231213.001

一、引言

中国农业取得了举世瞩目的成就, 农业总产出不断增长, 但粮食自给率并没有明显提升, 与此同时, 农业从业人员日益减少, 耕地面积不断缩水, 农业发展面临较大压力。长期以来, 为缓解农业发展压力, 对水、地等自然资源要素的边际产能过度开发严重, 农业生产赖以存续的资源环境的承载力日趋下降, 农业可持续发展面临严峻挑战, 因此, 通过增加要素投入的传统农业生产方式难以持续, 农业发展需要迈入高质量发展阶段, 而农业绿色全要素生产率是推动农业经济由快速增长转入高质量发展的关键着力点^[1]。值得关注的是, 我国农业绿色全要素生产率提升幅度并不高, 依赖于要素投入增长的生产方式没有根本性改变, 如何鼎力提升农业绿色全要素生产率是农业高质量发展阶段需解决的枢要问题。而资源要素错配会引致资源逆效率而流动, 对全要素生产率提升形成阻滞。

近年来, 网络和智能手机快速普及、电商渠道下沉等为数字乡村建设奠定了良好的基础, 《数字乡村发展战略纲要》^①明确提出了数字乡村建设的整体方案, 2021—2023 年中央一号文件连续强调大力推进、深入实施数字乡村建设行动, 物质条件加持政策红利, 推动数字乡村建设快速推进。2020 年, 农业生产数字化水平已达到 22.5%^[2]。数字乡村建设的本质是将数字经济新范式与农业

基金项目: 国家社会科学基金项目“粮食安全背景下农业绿色全要素生产率收敛性及影响机理研究”(21BGL160)

作者简介: 郭海红, 青岛农业大学经济管理学院, 200601006@qau.edu.cn (山东 青岛 266109)

^① 参见中共中央办公厅国务院办公厅印发《数字乡村发展战略纲要》, 网址: <http://politics.people.com.cn/n1/2019/0517/C1001-31089161.html>, 访问日期: 2023 年 5 月 1 日。

农村传统生产组织方式有机结合，那么数字乡村建设能否成为农业绿色全要素生产率提升的助推器？数字乡村建设能否通过缓解农业资源要素错配促进农业绿色全要素生产率提升？其作用机制是怎样的？此外，不同区域的资源禀赋和数字乡村建设水平迥异，数字乡村建设对农业绿色全要素生产率的作用机制是否存在异质性？这些问题的解答可为有效释放数字乡村建设效能，促进农业经济提档升级，打造农业高质量发展的新引擎提供决策参考。

二、文献综述

（一）关于数字乡村建设对农业绿色全要素生产率的影响研究

宏观层面，主要基于省级面板数据分析，强调数字乡村的信息化建设的作用，认为农业信息化建设对农业全要素生产率具有显著的提升作用，并且以人力资本为门槛^[3]，数字乡村建设依附的数字技术具有正外部性和低成本传播性，因而既有直接效应，也存在间接外溢效应^[4]，随着区域的变化，其作用效果由东向西逐渐降低。中观层面，主要基于对产业发展的影响分析，认为数字乡村建设既可以促进产业兴旺，提高农产品生产效率^[5]，还可以促进农村消费升级^[6]。随着数字乡村建设程度的不断提升，数字乡村建设与农业技术效率的耦合度不断提升，并呈现东、西明显差异的空间分布特征^[7]。微观层面，主要基于农户的数据分析，认为农业数字化可以明显提升农户的全要素生产率^[8]。

（二）关于数字乡村建设与资源要素错配的研究

资源要素错配是相较要素在市场机制下充分自由流动实现有限资源投入获得最大化产出的“帕累托最优配置”的一种偏离状态^[9]。因市场机制、制度政策、资源禀赋等差异，区域间^[10]、城乡间^[11]、行业间^[12]的资源要素错配成为研究的热点，数字经济具有的强渗透性、广融合性、可替代性等属性特征被普遍认可，通过降低信息探寻成本^[13]、打通要素流动藩篱^[14]、激活传统要素活力^[15]、重构产业结构^[16]等方式促进资源要素有效配置，从而促进全要素生产率提升。数字乡村建设能否缓解资源要素错配目前悬而未决，不少学者从城乡差距^[17]、农民收入^[18]等方面探讨了数字经济对农业农村发展的影响，也有研究发现互联网对农业资源错配存在门槛效应^[19]，而且农业资源要素众多，要么侧重于劳动力资源错配，要么集中在资本要素错配，抑或聚焦于土地资源错配，而多点关注数字乡村建设对农业资源错配影响的研究尚处于探索阶段。

（三）关于资源要素错配与农业绿色全要素生产率的研究

全要素生产率损失的枢要原因在于资源要素错配^[20]。学界从宏观经济、中观产业、微观企业等多个层面对资源要素错配与全要素生产率的关系进行理论剖析与实证检验。资源错配会显著抑制中国全要素生产率^[21]，抑制经济高质量增长。倘若制造业领域的劳动力和资本错配有效缓解，则中国制造业全要素生产率有10%以上的增长潜力^[22]。企业、产业、区域之间的资源错配对全要素生产率起到了约束作用。通过供给侧结构改革可以一定程度上消纳资源错配，促进经济高质量发展^[23]。在农业领域，若可以消解土地、资本、劳动力等生产要素配置扭曲程度，农业全要素生产率的提升程度会达20%以上^[24]。可见，学界关注农业资源要素错配，聚焦于农业资源要素错配对农业绿色全要素生产率影响的研究匮乏，更忽视农业投入要素和配置方式的差异。

综上，相关研究成果丰硕，但存在一定不足。第一，对数字乡村建设的评价体系框架还没有共识性认知，处于探索阶段。第二，受限于数字乡村建设提出的时间不长，数字乡村建设在农业绿色全要素生产率提升中的传导机制不明确，忽视资源要素错配的影响。第三，轻视数字乡村建设对农业绿色全要素生产率影响的异质性效应。本文的边际贡献在于以下方面。其一，构建了融“数字基础设施-农业数字化-农村数字化”为一体的数字乡村建设水平评价指标体系，为数字乡村建设成效

的科学评价提供了可参标准和数据支撑。其二，相较于已有研究要么仅关注数字乡村建设对农业绿色全要素生产率的影响，要么仅关注城市的资源错配，却忽视农业资源错配的影响，这很大程度上可能会高估数字乡村建设的正向效应，而缺失对数字乡村建设的讨论则会导致对农业经济效应评估的准确性有失偏颇。本研究基于土地资源错配、资本错配、劳动力资源错配三个方面，厘清数字乡村建设对农业绿色全要素生产率提升的传导机制。最后，从区域、地理区位、粮食功能区等多个层面讨论数字乡村建设对农业绿色全要素生产率作用的异质性，为区域农业协调发展提供经验依据。

三、理论分析与研究假设

（一）数字乡村建设与农业绿色全要素生产率

农业技术和资源优化配置方式对农业绿色发展具有决定性影响。基于诱致性技术变迁理论，技术资源要素禀赋是农业技术变迁的关键驱动源，要素相对价格及可选技术决定了资源要素配置方式。随着数字乡村建设的快速推进，数字化的信息采集、传输、处理能力不断提升，数字技术的使用成本不断下降，这为农业经营主体采用数字化技术优化资源配置、提高生产效率、降低农业污染和碳排放提供了择优路径，因此，数字乡村建设可以很大程度上提高规模经济效应、改变粗放式经营模式、化解经营分散化难题，可以成为提高农业绿色全要素生产率的助推器。

进一步地，农业绿色全要素生产率可以分解为绿色技术效率和绿色技术进步。在绿色技术效率方面，首先，数字乡村建设能够加速农业信息流通，打破信息壁垒。借助数字技术可以快速获取生产技术、市场需求、政府政策等信息^[25]，合理配置要素资源，及时调整生产结构，提高农业绿色生产效率。依托数字技术能突破城乡、区域间市场信息壁垒，降低信息搜索成本，提高交易效率。其次，数字乡村建设有利于优化农业生产流程。数字乡村建设重点任务是实现农业生产、经营、销售的全产业链数字化运行，通过流程变革带动农产品生产、加工、流通等环节进行数字化改造^[26]，促进绿色技术效率提升。从绿色技术进步层面，其一，数字乡村建设可推动数字基础设施建设升级。随着5G、人工智能、农业物联网等数字技术在农业领域加速应用，农业生产技术不断迭代更替，农业污染和碳排放随之不断下降^[27]，促进农业绿色技术进步。其二，数字乡村建设有利于农业供应链数据收集与共享。通过与科研院所及农业企业等数据共享，既可以提高农业科技研发的精准匹配度，也可以提高化肥、农药的有效性，推动化肥农药减量化技术进步。其三，数字乡村建设有助于构建互通互联的农业科技推广体系。它通过提高农业技术推广的精准性，降低技术学习成本，提高农业经营主体对绿色技术的接纳度，带动绿色技术进步。

此外，各地区经济发展水平、资源禀赋条件、数字基础建设水平等诸多方面存在明显差异^[28]，这直接影响数字乡村建设进程及成效，而数字乡村建设的层次和水平的不同对农业绿色全要素生产率的影响也存在差异。基于此，提出以下假设。

假设1：数字乡村建设可以助推农业绿色全要素生产率提升，且作用效果存在异质性。

假设1a：数字乡村建设可以促进农业绿色技术效率提升。

假设1b：数字乡村建设可以促进农业绿色技术进步。

（二）数字乡村建设、资源要素错配与农业绿色全要素生产率

资源要素配置效率的提升是全要素生产率提高的重要源泉^[29]。数字乡村是数字经济与传统农业农村的有机融合，通过数字经济的替代效应、融合效应、渗透效应、匹配效应可以有效提高资源要素配置效率，一定程度上抑制农业资源要素错配程度，促进农业绿色全要素生产率提升。按照农业生产要素三元理论，从土地资源错配、资本资源错配、劳动力错配层面分析资源错配的作用机制。第一，在土地资源错配方面。土地要素长时间内是以家庭人口规模为分配单位进行平均分配，

忽视了不同家庭户间土地经营效率的差异，致使效率与规模不匹配产生土地资源错配。此外，信息不对称加大了土地规模流转的机会成本，这些因素加剧了土地资源错配程度。数字乡村建设能推动土地经营全过程数字化管理，促进土地托管等新型经营模式推广，加快农村土地规模流转进程，一定程度上抑制土地资源错配^[26]。第二，在资本错配方面。城乡二元结构使得资本高度聚集到城市，导致农村资本错配。根据索托的资本化理论，只有在市场中资产才能资本化。数字乡村建设通过数字经济在农业农村的不断渗透，打破市场的空间约束，促进农村实体经济与数字虚拟经济融合，激发了农村闲置资产向资本转化的潜力，一定程度上缓解了资本错配程度。同时可以依托数字普惠金融等形式引流金融资本到农业农村，改善资本错配情况。第三，在劳动力资源错配方面。城乡及工农业之间的非均衡发展，叠加户籍、用工等制度的差异致使劳动力资源在区域间和产业间形成错配。数字乡村建设可以从劳动力资源的存量和增量两个维度改善资源错配程度。一方面，随着数字基础设施的广泛延伸、数字通信技术的不断下沉、数字乡村建设的快速推进，农业从业人员的数字素养也呈阶梯式提高，信息获取和知识技能提升的成本不断下降，农村存量劳动力的人力资本化水平不断提升。另一方面，随着数字经济在农业产业链的全面渗透，农业技术不断迭代升级，带动劳动力与机械动力、数字技术之间进行互补甚至替代，提高农村劳动力增量。此外，数字乡村建设会直接改变农业生产和投资环境，缩小城乡、工农之间的差距，促成劳动力引流效应，缓解劳动力资源错配程度。立足于此，提出如下假设。

假设 2：数字乡村建设可通过抑制土地资源错配带动农业绿色全要素生产率提升。

假设 3：数字乡村建设可通过抑制资本资源错配带动农业绿色全要素生产率提升。

假设 4：数字乡村建设可通过抑制劳动力资源错配带动农业绿色全要素生产率提升。

四、研究设计、模型构建与数据来源

（一）研究设计

1. 数字乡村建设水平评价。以《数字乡村发展战略纲要》为政策蓝本，在朱红根等^[30]的研究基础上，遵循全面性、科学性、数据可得性的原则，构建包含数字基础环境、农业数字化、乡村数字化三个维度的数字乡村建设水平评价体系（如表 1 所示）。第一，数字基础环境是数字乡村建设的前提条件，主要通过 5G 基站数、农村流通设施建设、农用电量情况、数字基地建设水平来度量，其中，5G 基站数代表数字基础设施水平，是数字乡村建设的核心要件。农村流通基础设施通过快递投递路线长度表征，一定程度上代表数字技术应用程度。农村用电量可以一定程度上表征农村经济社会发展状况，而农村经济社会发展状况是对数字乡村建设的有力支撑。数字基地建设水平用淘宝村占行政村的比例度量，一定程度上说明当地的电商平台等数字基地建设水平。第二，农业数字化是数字乡村建设的核心内容。通过农业生产、销售、流通三个环节的数字化程度度量农业数字化水平，以全方位度量数字化技术在农业产业链的渗透情况。其中，农业生产数字化程度参考王定祥等^[31]的研究，采用互联网技术从事生产活动的企业数并以农业从业人数占总就业人数的比例调整来度量，农业数字化规模、农产品数字化交易、农业数字化服务水平用来表征农业销售、流通、服务环节的数字化水平。其中，农业数字化服务水平用农村数字普惠金融指数表示，以北京大学编制的数字普惠金融指数衡量，侧重于农业数字资本支持服务。第三，农村数字化是数字乡村建设的成效呈现。主要通过农村生活的数字化程度体现，以农村智能手机普及率、农村互联网普及率、农村气象观测站数量来度量，可以表征农村在通讯、网络、气象服务等方面的数字化升级程度。此外，农村气象观测站还可以获取风速、光照、温湿度等气象信息，为农业数字化生产提供第一手资料。以农村居民人均交通和通讯支出度量农村数字化应用水平。因指标度量标准不一，通过

熵权法对指标进行标准化处理并评价，用 dig 表征。

表 1 数字乡村建设及农业绿色全要素生产率测度指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标说明	单位	属性
数字乡村建设	数字基础环境	5G 基站数	5G 基站总数	个	+
		农村流通设施建设	农村投递路线长度	公里	+
		农用电量情况	农村用电量/农村人口数量	千瓦时/人	+
		数字基地水平	行政村中淘宝村占比	%	+
	农业数字化	农业数字化生产	利用互联网技术从事生产活动的企业数并以农业从业人数占总就业人数的比例调整	个	+
		农业数字化规模	第一产业网上零售额/乡村人口数	万元/人	+
		农产品数字化交易	电子商务零售额	亿元	+
		农业数字化服务水平	农村数字普惠金融指数	%	+
	农村数字化	农村智能手机普及率	农村每百万户年末移动电话拥有量	部	+
		农村居民交通和通讯支出	人均交通和通讯支出	元/人	+
		农村互联网普及率	农村互联网宽带接入用户数	万户	+
		农村气象观测站	农村气象观测站个数	个	+
农业绿色全要素生产率	投入	劳动力	农业从业人数	万人	+
		土地	农作物播种面积	千公顷	+
		农用化肥	农用化肥折纯使用量	万吨	+
		水资源	有效灌溉面积	千公顷	+
	期望产出	农业总产值	以 2010 年不变价格调整后	亿元	+
	非期望产出	农业碳排放	根据李波 ^[32] 方法测算	万吨	-

2. 农业绿色全要素生产率测算。农业生产既需要多种资源要素投入，也需要与生态环境保持协调，在郭海红等^[33]研究的基础上，构建含“资源-环境-农业经济”为一体的农业绿色全要素生产率评测指标体系（如表 1 所示）。进一步，为克服农业绿色全要素生产率跨期难以直接比较的约束，借鉴 Pastor 等^[34]的方法构建全局 GML 指数测算，并进一步把农业绿色全要素生产率 ($gtfp$) 分解为农业绿色技术效率 (eff) 和绿色技术进步 ($tech$)。其步骤如下。

第一，构建全局基准生产可能性集 P_G 。若农业生产需要 N 种投入要素 x ， M 种期望产出 y 和 O 种非期望产出 b ，其生产可能性集 p 为式 (1)：

$$P(x) = \left\{ \begin{array}{l} (y^t, b^t) : \sum_{i=1}^I \lambda_i^t x_{i,n}^t \leq x_n^t, n = 1, 2, \dots, N; \\ \sum_{i=1}^I \lambda_i^t x_{i,m}^t \geq y_m^t, m = 1, 2, \dots, M; \\ \sum_{i=1}^I \lambda_i^t b_{i,o}^t = b_o, o = 1, 2, \dots, O; \\ \lambda_i^t \geq 0; i = 1, 2, \dots, I; \end{array} \right. \quad (1)$$

第二，计算方向距离函数 D_G^T ，见式（2）。

$$D_G^T(x, y, t) = \max\{\beta \mid (y + \beta y, b - \beta b) \in P_G(x)\} \quad (2)$$

其中 β 代表最大扩张或收缩程度。

第三，计算 GML 指数，见式（3）。

$$GML^{t, t+1}(x^t, y^t, b^t, x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}) = (1 + D_G^T(x^t, y^t, b^t)) / (1 + D_G^T(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})) \quad (3)$$

3. 资源要素错配指数测度。根据农业生产的属性特点，将农业资源要素错配分为土地资源错配 (lan)、资本资源错配 (kap) 和劳动力资源错配 (lab) 三个方面。资源要素错配指数借鉴陈永伟等^[35]的测算方法进行测算，具体公式见式（4）—（6）。

$$lan = \left(\frac{lan_i}{lan} \right) / \left(\frac{s_i \beta_{ni}}{\beta_n} \right) \quad (4)$$

$$kap = \left(\frac{kap_i}{kap} \right) / \left(\frac{s_i \beta_{ki}}{\beta_k} \right) \quad (5)$$

$$lab = \left(\frac{lab_i}{lab} \right) / \left(\frac{s_i \beta_{li}}{\beta_l} \right) \quad (6)$$

式（4）—（6）中， $s_i \beta_{ni}$ 、 $s_i \beta_{ki}$ 、 $s_i \beta_{li}$ 分别代表土地、资本、劳动力资源在有效配置时的使用比例， s_i 表示 i 省份农业总产值占全国农业总产值的比重，农业总产值经过 GDP 平减指数调整， β_{ni} 、 β_{ki} 、 β_{li} 代表土地产出弹性、资本产出弹性、劳动力产出弹性，均需经过 C-D 生产函数测算而得。

$\frac{lan_i}{lan}$ 、 $\frac{kap_i}{kap}$ 、 $\frac{lab_i}{lab}$ 分别表示 i 省份土地、资本、劳动力实际使用量占全国使用量比重，土地、资本、劳动力分别用农作物播种面积、农业资本存量、农业从业人数度量，其中，农业资本存量通过永续盘存法 (PIM) 估算^[36]。

（二）模型构建

为检验数字乡村建设对农业绿色全要素生产率的影响，构建基准模型（7），为考察数字乡村建设对农业绿色全要素生产率提升的作用机制，在式（7）的基础上参考 Baron 等^[37]的方法构建中介效应模型，具体见式（7）—（9）。

$$gtfp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 dig_{it} + \alpha_2 con_{it} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (7)$$

$$rm_{it} = \beta_0 + \beta_1 dig_{it} + \beta_2 con_{it} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (8)$$

$$gtfp_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 dig_{it} + \gamma_2 rm_{it} + \gamma_3 con_{it} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (9)$$

其中， $gtfp_{it}$ 表示农业绿色全要素生产率， dig_{it} 代表数字乡村建设水平， μ_i 、 δ_t 分别为个体和时间固定效应， ϵ_{it} 为随机扰动项。 rm_{it} 代表资源要素错配情况，分别指代土地资源错配 lan_{it} 、资本资源错配 kap_{it} 、劳动力资源错配 lab_{it} 。 con_{it} 为控制变量，具体包括：城镇化水平 (urb)，用年末城镇人口/总人口表征；电信发展水平 (tel)，用长途光缆里程数表示；农业受灾率 (diz)，用受灾面积占播种面积比例表征；农村道路水平 (roa)，用 [(省域公路总里程—高速公路里程—一级公路里程) / 省域面积] $\times 100\%$ 表示；财政支农支出 (fin)，用地方政府的农林水务支出表征。

（三）数据来源

考虑数据的可得性和完整性要求，选取 31 个省域（不含港、澳、台）2011—2021 年的面板数据，所有原始数据取自《中国统计年鉴》《中国农业年鉴》《中国第三产业统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《北京大学数字普惠金融指数》及各省统计年鉴，对少部分缺失数据，采用线性插值法补充。为规避多重共线性，采用方差膨胀因子进行多重共线性检验，结果 vif 和 $tolerance$ 值均未超过阈值，因此，解释变量及控制变量均不存在多重共线性。所有数据的描述性统计结果如表 2 所示。

表 2 描述性统计结果

变量	样本数	均值	标准误	最小值	最大值
<i>gtfp</i>	341	1.207	0.462	0.777	1.538
<i>eff</i>	341	1.037	0.155	0.605	1.737
<i>tech</i>	341	1.158	0.310	0.698	1.898
<i>dig</i>	341	0.718	0.137	0.235	0.861
<i>lan</i>	341	0.204	0.272	0.003	1.332
<i>kap</i>	341	1.107	1.449	0.047	9.531
<i>lab</i>	341	0.957	1.676	0.009	10.540
<i>urb</i>	341	58.640	13.070	22.810	89.600
<i>tel</i>	341	3.182	1.842	0.090	12.540
<i>diz</i>	341	14.270	11.600	0.000	69.590
<i>roa</i>	341	0.858	0.495	0.050	2.170
<i>fin</i>	341	551.600	278.200	91.78	1339

五、实证检验结果分析

（一）基准回归结果

基于式（7）进行参数估计，经过 LM 检验、F 检验及 Hausman 检验后采用固定效应模型分析数字乡村建设对农业绿色全要素生产率的影响，结果见表 3。列（1）为未加入控制变量并控制年份特征的估计结果，列（2）为加入控制变量且控制年份特征的估计结果，列（3）为加入控制变量且控制省份特征的估计结果，列（4）为加入控制变量且控制年份和省份特征的估计结果，对比发现，数字乡村建设回归系数和显著程度并没有发生根本性的变化，只是系数略有不同，加入控制变量后的列（2）—（4）中数字乡村建设的回归系数均有所下降，说明结果具有一定程度的稳健性。对比拟合系数发现模型（4）拟合优度最高，数字乡村建设的拟合系数为 0.425，且在 1% 统计水平上显著，说明数字乡村建设能够显著促进农业绿色全要素生产率提升，证明假设 1 成立。这说明，

表 3 数字乡村建设影响农业绿色全要素生产率的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>gtfp</i>	<i>gtfp</i>	<i>gtfp</i>	<i>gtfp</i>
<i>dig</i>	0.375*** (0.022)	0.381*** (0.017)	0.392*** (0.031)	0.425*** (0.027)
<i>Controls</i>	No	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	No	Yes
<i>Province</i>	No	No	Yes	Yes
<i>N</i>	341	341	341	341
<i>R</i> ²	0.329	0.435	0.427	0.579

注：括号里为标准误，*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ ，下同。

依托大数据、云计算等数字化技术，数字乡村建设能够有效整合农产品经营体系、管理体系、生产体系，推动农业现代化进程，带动绿色生产技术普及，降低农业碳排放，为农业生产经营提供科学合理建议，故可推动农业绿色全要素生产率提升。

(二) 内生性处理

尽可能详尽地加入控制变量可以一定程度上弱化因遗漏重要变量而导致的内生性问题，采取固定效应模型力求降低不随时间变化且不可观测变量引致的内生性偏误，但基准回归结果表明数字乡村建设会促进农业绿色全要素生产率提升；反过来，农业绿色全要素生产率水平较高的地区其数字乡村建设水平也可能较高，因而导致双向因果关系，为此，采用滞后一期核心解释变量法和工具变量法处理可能因内生性导致的偏误。

1. 滞后一期数字乡村建设。因数字乡村建设成效具有一定的时滞，故数字乡村建设进行滞后一期处理 ($L1.dig$) 并运用系统 GMM 法再检验，结果见表 4 中列 (1)，自协方差 (AR(2)) 检验结

表 4 内生性与稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	系统 GMM	IV-2SLS		替换被解释变量	剔除直辖市、西藏、青海、宁夏样本
	$gtfp$	第一阶段	第二阶段	$gtfp$	$gtfp$
dig	— —	— —	0.473*** (0.025)	0.428*** (0.015)	0.469*** (0.012)
$L1.dig$	0.416*** (0.021)	— —	— —	— —	— —
$L2.dig$	— —	0.283*** (0.015)	— —	— —	— —
urp	— —	0.418*** (0.022)	— —	— —	— —
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	2.618*** (0.024)	0.529*** (0.028)	7.419*** (0.016)	2.168*** (0.123)	2.269*** (0.021)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
AR (2)	0.276	—	—	—	—
Sargan 检验	32.189 [0.528]	— —	— —	— —	— —
Kleibergen Paap rk LM	— —	— —	78.469 [0.000]	— —	— —
Cragg-Donald Wald F	— —	— —	537.281 {16.38}	— —	— —
Hansen-p-value	—	—	0.987	—	—
N	311	280	280	341	264
R^2	0.495	0.516	0.542	0.529	0.502

注：方括号内的数值为 p 值，大括号内的数值为 Stock Yogo 检验在 10% 水平对应的临界值。

果表明不存在二阶序列自相关问题, Sargan 检验结果表明不存在过度识别问题, 系统 GMM 拟合结果具有可靠性。滞后一期的数字乡村建设对农业绿色全要素生产率的拟合系数仍然显著为正向, 这说明滞后一期的数字乡村建设对农业绿色全要素生产率依然具有积极的助推作用。

2. 工具变量法。一方面, 数字乡村建设离不开互联网技术, 而互联网技术是从固定电话线拨号开始, 因此, 历史上固定电话普及率高的区域互联网普及率也往往较高^[1], 而互联网普及率是数字乡村建设的重要前提条件。基于此, 选用 1998 年每万人固定电话机数量作为工具变量, 满足相关性要求; 同时, 随着互联网技术快速发展和数字技术的不断渗透, 历史上的固定电话机使用数量对农业绿色全要素生产率的影响基本不存在, 达到外生性要求。但因 1998 年每万人固定电话机数量属于截面数据, 不能进行面板数据固定效应分析, 因此, 借鉴 Nunn 等^[38]的做法, 以 1998 年每万人固定电话机数量与上一年城市互联网宽带普及率的交互项 (*urp*) 作为工具变量的度量指标。另一方面, 选用滞后三期的数字乡村建设 (*L3.dig*) 作为工具变量。数字乡村建设是一项系统工程, 需要持续推进, 前期的数字乡村建设为后期的建设奠定良好的基础, 符合相关性条件。滞后三期的数字乡村建设与当期的农业绿色全要素生产率的关系甚微, 具备外生性特征。选用 IV-2SLS 法对数字乡村建设对农业绿色全要素生产率的影响机制进行再检验, 结果见表 4 中列 (2) — (3), 可见, 通过 Kleibergen Paap rk LM 检验、Cragg-Donald Wald F 检验、Hansen J 检验的结果表明工具变量合理。通过列 (3) 可知, 在考虑了内生性问题后, 数字乡村建设依然可以促进农业绿色全要素生产率提升, 与基准回归结果一致, 数字乡村建设的作用效果具有稳健性。

(三) 稳健性检验

为进一步保障结果的稳健性, 采用两种方法进行再检验。第一, 替换被解释变量。采用 SBM 模型测算农业绿色全要素生产率 (记为 *gtfp*), 并重新检验数字乡村建设对农业绿色全要素生产率的影响, 结果见表 4 中第 (4) 列。可知, 数字乡村建设的回归系数依旧显著为正向, 结果没有发生实质性变化。第二, 删除四个直辖市和青海、宁夏、西藏样本。因北京、上海、天津、重庆四个直辖市城乡界限并不明显, 农业功能并不集中在生产, 且拥有厚实的数字基建基础, 而青海、宁夏、西藏地区畜牧业占比较高, 与其他省份的情况有所差异, 因此, 剔除直辖市和青海、宁夏、西藏样本后再检验, 结果见表 4 中第 (5) 列。可知, 数字乡村建设的回归系数依然显著为正向, 结果没有根本性变化。因此, 数字乡村建设对促进农业绿色全要素生产率提升的作用具有稳健性。

(四) 影响机制检验

1. 数字乡村建设对绿色技术进步和绿色技术效率的影响。把农业绿色全要素生产率分解为绿色技术效率和绿色技术进步, 分析数字乡村建设对农业绿色全要素生产率的作用机制, 结果见表 5 中列 (1) — (2)。由列 (1) 可知, 数字乡村建设对绿色技术效率的影响为正向, 但没有通过显著性检验, 这说明数字乡村建设尚不能促进绿色技术效率提升, 究其原因, 数字乡村建设需要具备数字素养的人力资本支撑。当前, 农业经营主体仍以小农户为主, 小农户的数字素养相对较弱, 加上现代化农业交易市场不完备、土地流转成本居高不下等诸多因素的影响, 小农户主动利用数字乡村建设的红利提高资源要素配置效率的能力较弱, 因而, 数字乡村建设对绿色技术效率的作用尚未发挥出来。由列 (2) 可知, 数字乡村建设对绿色技术进步具有显著的正向影响, 这反映了数字乡村建设可以带动绿色技术研发升级、促进绿色技术推广加速, 提高农业经营主体新技术应用的积极性, 驱动绿色技术进步。因此, 假设 1a 未获得证实, 假设 1b 获得证实。

2. 资源要素错配的中介效应。通过理论分析假设, 数字乡村建设可以缓解资源要素错配, 而缓解资源要素错配在数字乡村建设对农业绿色全要素生产率的影响机制中发挥了怎样的作用需要进一步检验。为此, 在式 (7) — (9) 的基础上进行作用机制检验, 结果见表 5 中列 (3) — (7)。列 (4) — (6)

表 5 数字乡村建设对农业绿色全要素生产率的影响机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>eff</i>	<i>tech</i>	<i>gtfp</i>	<i>lan</i>	<i>kap</i>	<i>lab</i>	<i>gtfp</i>
<i>dig</i>	0.269 (0.215)	0.397*** (0.027)	0.425*** (0.027)	-0.107** (0.053)	-0.231*** (0.016)	-0.278*** (0.021)	0.338*** (0.013)
<i>lan</i>							-0.135* (0.068)
<i>kap</i>							-0.127*** (0.085)
<i>lab</i>							-0.154*** (0.013)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	2.459*** (0.038)	1.437*** (0.118)	-2.359*** (0.743)	1.655*** (0.305)	0.301*** (0.065)	2.078*** (0.319)	-1.757*** (0.536)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Province</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	341	341	341	341	341	341	341
<i>R²</i>	0.372	0.492	0.579	0.327	0.436	0.468	0.587

展示了在控制了时间、省份效应后数字乡村建设对土地资源错配 (*lan*)、资本资源错配 (*kap*)、劳动力资源错配 (*lab*) 影响的估计结果。通过列 (4) 可知, 数字乡村建设对土地资源错配的影响系数显著为负向, 且在列 (7) 中土地资源错配对农业绿色全要素生产率的回归系数也显著为负向, 表明土地资源错配起到了中介作用。通过列 (5) 可知, 数字乡村建设对资本资源错配的拟合系数显著为负向, 在列 (7) 中, 资本资源错配对农业绿色全要素生产率的影响系数也显著为负向, 说明资本资源错配也起到了中介作用。同样地, 对比列 (6) 和列 (7) 可知, 劳动力资源错配也具有中介作用。对比列 (3) 和列 (7) 发现, 在纳入资源要素错配变量前后, 数字乡村建设对农业绿色全要素生产率的拟合系数均为正向, 且通过显著性检验, 但列 (7) 中的数字乡村建设的拟合系数 0.338 明显小于列 (3) 中的系数 0.425, 这说明在数字乡村建设对农业绿色全要素生产率的影响机制中土地资源错配、资本资源错配、劳动力资源错配起到了部分中介作用。进一步地, 采用 Bootstrap 法和 Sobel 法检验中介效应的稳健性, 在 Bootstrap 检验中土地、资本、劳动力三种资源错配的 95% 的置信区间中均未涵盖 0; 在 Sobel 检验中三种资源错配均通过显著性检验, 其中土地资源错配的部分中介效应占总效应的比例为 3.29%, 资本资源错配的部分中介效应占比为 6.82%, 劳动力资源错配的部分中介效应占比为 10.11%, 这进一步说明三种资源错配的中介影响作用是显著的。溯其根源, 对土地资源错配而言, 数字乡村建设通过推动数字技术在土地规划、管理、监测等全流程渗透, 提高土地资源利用效率, 降低土地资源错配程度, 促进农业绿色全要素生产率提升。针对资本错配, 数字乡村建设通过数字基建的延伸, 突破了资本的空间约束, 促进农业实体经济与数字经济融合, 激活闲置的休克资产, 激发其向数字资本转化的活力, 典型的如沉浸式线上休闲乡

村旅游等数字化农业模式。对劳动力资源错配，数字乡村建设既可以促进农业经营主体的数字素养提升，提高农村劳动力的人力资本化水平，还可以通过其渗透效应，促进劳动力与机械动力之间的替代，提高对高技能水平的人才需求，形成引力效应，降低劳动力资源错配。由此，数字乡村建设可以通过抑制土地资源错配、资本资源错配、劳动力资源错配而释放其对农业绿色全要素生产率的“助推器”作用，因而，假设 2、假设 3、假设 4 得到证实。

（五）进一步探讨：异质性分析

基准回归侧重考查平均效应，而我国幅员辽阔，各地区在区位地势、资源禀赋、农业经济水平、农业基础设施等方面均存在较大差异，基于此，进一步从区域划分、地理区位、粮食功能区等维度进行异质性分析。

1. 东、中、西部区域划分的异质性。根据区域划分，把全国分为东部、中部、西部^①，并分别对东、中、西部的数字乡村建设对农业绿色全要素生产率的影响进行参数估计，结果见表 6 中列 (1)、(2)、(3)。对比发现，东部的拟合系数为 0.442，且通过 1% 的显著性水平检验；中部的拟合系数为 0.358，通过 5% 的显著性水平检验；西部的拟合系数为 0.269，但没有通过显著性水平检验。这说明，经济条件和数字基础设施为数字乡村建设提供了良好的基础，相较于西部，东部和中部地区乡村的经济条件更雄厚，数字基础设施更完备，农村地区农业经营主体数字素养更高，数字技术溢出效应明显，科研院所和高校更密集，数字技术研发能力更强，这都有利于促进数字乡村建设。故而，东部地区的作用程度最高，其次为中部地区，而西部相对较弱，但另一方面也说明，西部可以借助数字技术溢出普惠性与空间溢出效应获得“后发优势”，从而缩小与东部和中部地区的差距。

表 6 异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	东部	中部	西部	北部	南部	主产区	主销区	平衡区
	<i>gtfp</i>	<i>gtfp</i>	<i>gtfp</i>	<i>gtfp</i>	<i>gtfp</i>	<i>gtfp</i>	<i>gtfp</i>	<i>gtfp</i>
<i>dig</i>	0.442*** (0.017)	0.358** (0.179)	0.269 (0.335)	0.317 (0.425)	0.498*** (0.061)	0.463*** (0.024)	0.372*** (0.034)	0.285 (0.729)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	-1.191*** (0.232)	2.004*** (0.315)	0.165 (0.738)	-0.282*** (0.061)	-3.738*** (0.079)	0.611*** (0.192)	2.193*** (0.362)	-1.184 (0.939)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Province</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	121	88	132	176	165	143	77	121
<i>R</i> ²	0.693	0.517	0.318	0.497	0.782	0.553	0.526	0.369

2. 南方和北方的异质性。在“东中西”差距呈一定程度收敛态势下，“南北”差距日益成为值

^① 东部包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南，中部包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南，西部包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

得关注的区域非均衡发展新问题，而区域经济发展水平与数字乡村建设的水平和层次具有紧密相依的关系，因此，以传统的“秦岭-淮河”为南北方分水岭的划分方法^[39]，把样本省份分为南北方^①进行异质性考察。北方和南方检验结果分别见表6中的列(4)、(5)。对比发现，在南方，数字乡村建设对农业绿色全要素生产率的拟合系数显著为正向，说明南方的数字乡村建设对农业绿色全要素生产率的助推作用已经呈现；在北方，数字乡村建设对农业绿色全要素生产率的作用系数为正向，但并没有通过显著性水平检验，反映了北方的数字乡村建设对农业绿色全要素生产率的推动作用尚没有激发出来。究其原因，南方的数字乡村建设进程从时间上要早于北方，从速度上要快于北方。根据《中国淘宝村研究报告（2009—2020）》统计，2013年仅有浙江、广东、江苏、山东、河北、福建、江西7个省份有淘宝村，其中南方省份淘宝村数量占比为70%，到2014年，南方占比达到了80.2%，2015—2016年，南方比例保持在82.9%；2016年之后，南方占比略有下降，到2020年，南方占比仍然达到75.1%，这在一定程度上说明南方省份的数字乡村建设具有先发优势，其对农业绿色全要素生产率的驱动效能已充分释放，而北方的数字乡村建设的层次、速度、水平相对较为滞后，需要系统推进深度挖潜才能激发出其对农业绿色全要素生产率的助力作用。

3. 粮食功能区的异质性。农业农村现代化的首要任务是保障粮食安全，因此，有必要从粮食功能区维度考察数字乡村建设对农业绿色全要素生产率影响的异质性。遵循农业农村部的划分标准，把样本省份分为粮食主产区、主销区、平衡区^②，并分别进行拟合估计，结果见表6中列(6)—(8)。比较可知，在粮食主产区，数字乡村建设对农业绿色全要素生产率的拟合系数为0.463，且通过1%的显著性水平检验；在粮食主销区，数字乡村建设的回归系数也显著为正向，其大小为0.372，略小于粮食主产区；在粮食平衡区，数字乡村建设的拟合系数也为正向，但没有通过显著性水平检验。不同粮食功能区之间的非均衡特征，反映了粮食功能区之间存在一定程度的“数字鸿沟”，特别是粮食平衡区与粮食主产区之间。其合理的解释为，三大粮食功能区的划分本质上是区域关系和人地关系调整的结果^[33]，而运行中产生了“北粮南运”等现实问题，这不仅会增加北方的粮食主产区省份的环境承载力负担，也对主销区粮食流通效率提升和粮食损耗成本减少等领域带来新挑战，而数字乡村建设依附于数字技术，可以实现精准化生产、智能化运营、高精度服务，能在提高粮食流通效率的同时降低损耗成本，促进粮食产业兴旺，带动农业绿色全要素生产率提升。

由此，假设1进一步获得证实。

六、结论与政策建议

（一）研究结论

本文构建了数字乡村建设与农业绿色全要素生产率的测算指标体系，将数字乡村建设、资源要素错配与农业绿色全要素生产率纳入一个系统分析框架，从直接、间接、异质性等多个维度探究数字乡村建设对农业绿色全要素生产率的影响机制，得出的结论如下。

^① 南方包括江苏、安徽、湖北、湖南、四川、重庆、云南、贵州、广东、广西、福建、浙江、上海、江西、海南，共15个省份。北方包括北京、天津、河北、陕西、山西、内蒙古、黑龙江、吉林、辽宁、宁夏、河南、山东、甘肃、西藏、青海、西藏，共16个省份。

^② 粮食主产区包括河北、山东、江苏、安徽、辽宁、吉林、黑龙江、内蒙古、江西、河南、湖北、湖南、四川，粮食主销区包括北京、天津、上海、浙江、福建、广东、海南，粮食平衡区包括山西、广西、重庆、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。参见农业部种植业管理司：《全国种植业结构调整规划（2016—2020年）》，网址：http://jiuban.moa.gov.cn/zwillm/tzgg/tz/201604/t20160428_5110638.htm，访问日期：2023年4月2日。

1. 数字乡村建设可以显著促进农业绿色全要素生产率提升，在考虑了变量选择误差、内生性处理、替换被解释变量、删除四个直辖市和青海、宁夏、西藏样本等多重稳健性检验后，结论依然成立。

2. 数字乡村建设可以通过带动绿色技术进步促进农业绿色全要素生产率提升，但对绿色技术效率尚没有发挥其驱动效能。

3. 数字乡村建设可以通过抑制资源要素错配，并在很大程度上通过抑制土地资源错配、资本资源错配、劳动力资源错配而释放其对农业绿色全要素生产率的“助推器”作用。

4. 异质性分析发现，在区划层面，东部地区的数字乡村建设对农业绿色全要素生产率的正向推动作用最强。在地理区位层面，南方地区的数字乡村建设作用更强。在粮食功能区层面，粮食主产区的数字乡村建设作用更为突出。

（二）政策建议

1. 持续推进数字乡村建设，深度夯实数字乡村基础设施建设。立足新基建，筑巢引凤，切实扩大5G网络的乡村覆盖范围，提升对物联网、云计算等技术的对口服务水平，全面推进农村电网改造升级，深入推进“信息进村入户”工程，不断完善数字乡村基础设施。立足各地的资源禀赋条件，打造适合当地农产品特色的融生产、加工、销售等为一体的数字化平台。立足数字技术，提高农业数据存储、处理、匹配能力，提升数据算力，打造农业田间管理的多样化场景，推动农业绿色转型升级，切实提高农业绿色全要素生产率水平。

2. 稳步提升绿色技术进步，切实提高农业绿色技术效率。一方面需要进一步突破农业关键领域的绿色核心技术，大力支持农业科技创新，推动绿色技术进步进一步升级。另一方面，需要推进人工智能等数字技术在精准施肥、病虫害联合防治、环境保护等诸多领域的深耕细作，提高农业机械的数字化升级，提高绿色技术效率。鼓励多种方式创新土地资源规模化流转渠道，促进规模效率提升。同时，需多管齐下提高农业经营主体的数字素养，强化面向农民的农业数字化生产相关培训服务，转变传统生产观念，引导有能力的青年返乡投身农业新业态，为数字乡村建设提供智力支持。

3. 深入挖掘数字乡村建设对农业资源要素错配的缓释效能，大力提升农业资源要素优化配置效率。在土地资源配置方面，借力数字乡村建设，对农村土地资源的总量、耕地占比平衡、用途使用等进行可视化的管理与监督，健全土地流转市场机制，减少土地流转交易成本，盘活农村闲置土地资源。在资本资源配置方面，推动数字经济与农业闲置资产的融合，促进其向资本化转化；扩大数字普惠金融在农业产业链的覆盖范围，降低农业资本资源配置门槛；通畅农产品供需信息对接渠道，缩短农业资本存量的变现周期，鼓励多层次资本市场融资，优化农村资本配置效率。在劳动力资源配置方面，加大数字技术培训力度，提高存量农村劳动力数字素养；完善农村农业配套设施建设，拓宽农业生产社会化服务渠道，提高农业生产数字化程度，改革城乡户籍制度，促进劳动力要素自由流动，引流高数字素养的人才资本，拓宽农村增量劳动力来源，改善劳动力资源错配程度。

4. 高度重视数字乡村建设的区域非均衡特征，因地制宜推进数字乡村建设。在东部、南部、粮食主产区等具有领先优势的区域，既需加快数字化农业场景打造和迭代升级步伐，提高优质数字要素资源向乡村渗透力度，深化传统农业实体经济与数字虚拟经济融合的深度，也需极力发挥其在数字乡村建设中的引领作用，注重与后进区域的跨域合作与交流，推动区域数字乡村建设协同发展。中部地区、粮食主销区则应充分把握赶超经验，稳步推动数字经济在农业全产业链的深度融合，借力数字技术打通农业、加工业、服务业之间的经营边界，降低农业数字化转型成本，催生数字农业新模式。西部地区、北部地区、粮食平衡区等应充分利用“东数西算”、国家新基建等政策红利多渠道追赶，积极推动构建东西、南北、粮食主产区与平衡区之间的数字乡村合作平台，加大

对5G网络、物联网等信息网络的覆盖深度，激发后发之势及追赶效应，缩小区域间数字鸿沟。

参考文献

- [1] 杜建军,章友德,刘博敏,等.数字乡村对农业绿色全要素生产率的影响及其作用机制[J].中国人口·资源与环境,2023(2).
- [2] 金绍荣,任赞杰.乡村数字化对农业绿色全要素生产率的影响[J].改革,2022(12).
- [3] 韩海彬,张莉.农业信息化对农业全要素生产率增长的门槛效应分析[J].中国农村经济,2015(8).
- [4] 邵帅,李宝礼.农村劳动力转移如何影响农村环境污染?——基于空间面板模型的实证考察[J].中国地质大学学报(社会科学版),2020(1).
- [5] 吴文旭,吴业苗.数字乡村建设如何促进乡村振兴——基于政策法律文本的扎根理论研究[J].中国农业大学学报(社会科学版),2022(5).
- [6] 汪亚楠,徐枫,叶欣.数字乡村建设能推动农村消费升级吗?[J].管理评论,2021(11).
- [7] 陈旒,李志.数字乡村建设与现代农业融合发展困境及其破解之道[J].改革,2023(1).
- [8] 朱秋博,白军飞,彭超,等.信息化提升了农业生产率吗?[J].中国农村经济,2019(4).
- [9] 黄娅娜.我国三大产业的要素错配与效率损失[J].产经评论,2022(2).
- [10] 董嘉昌,冯涛,李佳霖.中国地区间要素错配对经济发展质量的影响——基于链式多重中介效应模型的实证检验[J].财贸研究,2020(5).
- [11] 王颂吉,李亦然,宿海越.中国城乡要素配置状态的时序变化与空间差异分析[J].中国软科学,2021(3).
- [12] 杨曦,徐扬.行业间要素错配、对外贸易与中国实际GDP变动[J].经济研究,2021(6).
- [13] Harris, R. G. *The Internet as a GPT: Factor Market Implications* [Z]. Vancouver: Simon Fraser University discussion papers, 1996.
- [14] 黄漫宇,王孝行.数字经济、资源错配与企业全要素生产率[J].宏观经济研究,2022(12).
- [15] Acemoglu, D., P. Restrepo. The race between man and machine; Implications of technology for growth, factor shares, and employment[J]. *American Economic Review*, 2018, 108.
- [16] 陈中伟,张雪艳.数字乡村建设能否缓解农业资源要素错配?[J].农林经济管理学报,2022(6).
- [17] 周慧,孙革,周加来.数字经济能够缩小城乡多维差距吗?[J].现代财经,2022(1).
- [18] 张良,徐志明,李成龙.农村数字经济发展对农民收入增长的影响[J].江西财经大学学报,2023(3).
- [19] 韩长根,张力.互联网是否改善了中国的资源错配:基于动态空间杜宾模型与门槛模型的检验[J].经济问题探索,2019(12).
- [20] 李香菊,高锡鹏.资源错配,财税政策结构化调控与全要素生产率[J].南开经济研究,2023(4).
- [21] 孙光林,艾永芳,李森.资本错配与中国经济增长质量——基于金融效率与产能利用率中介效应实证研究[J].管理学刊,2021(5).
- [22] 龚六堂,林东杰.资源配置效率与经济高质量发展[J].北京大学学报(哲学社会科学版),2020(6).
- [23] Song, Z., K. Storesletten, F. Zilibotti. Growing like China[J]. *American Economic Review*, 2011(1).
- [24] 朱喜,史清华,盖庆恩.要素配置扭曲与农业全要素生产率[J].经济研究,2011(5).
- [25] Pereira, J., M. M. Tavaiaei, H. Ozalp. Blockchain-based platforms: Decentralized infrastructures and its boundary conditions[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2019(4).
- [26] 李小银.数字乡村建设、资源要素错配与农业高质量发展[J].技术经济与管理研究,2023(7).
- [27] 田云,贺宜畅.农村劳动力转移促进了农业碳减排吗——基于30个省份的面板数据检验[J].中国地质大学学报(社会科学版),2023(5).
- [28] 王军,张毅,马骁.数字经济、资源错配与全要素生产率[J].财贸研究,2022(11).
- [29] 郑宏运,李谷成.城乡政策偏向对农业资源配置效率的影响研究[J].农业技术经济,2020(7).
- [30] 朱红根,陈晖.中国数字乡村发展的水平测度、时空演变及推进路径[J].农业经济问题,2023(3).

- [31]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).
- [32]李波,张俊飏,李海鹏.中国农业碳排放时空特征及影响因素分析[J].中国人口·资源与环境,2011(8).
- [33]郭海红,刘新民.中国农业绿色全要素生产率的时空分异及收敛性[J].数量经济技术经济研究,2021(10).
- [34]Pastor,J. T. ,C. A. K. Lovell. A global Malmquist productivity index[J]. *Economic Letters*,2005(2).
- [35]陈永伟,胡伟民.价格扭曲、要素错配和效率损失:理论和应用[J].经济学(季刊),2011(4).
- [36]郭庆旺,贾俊雪.中国全要素生产率的估算:1979—2004[J].经济研究,2005(6).
- [37]Baron,R. M. ,D. A. Kenny. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. *Chapman and Hall*,1986(6).
- [38]Nunn,N. ,N. Qian. US food aid and civil conflict[J]. *American Economic Review*,2014(6).
- [39]李成友,孙涛,王硕.人口结构红利、财政支出偏向与中国城乡收入差距[J].经济学动态,2021(1).

Digital Rural Construction, Misallocation of Resource Elements, and Agricultural Green Total Factor Productivity

GUO Hai-hong

Abstract: The deep integration of digital rural construction and agricultural green development is a new driving force for promoting high-quality agricultural development. Selecting 31 provincial panel data of China from 2011—2021, this paper builds an evaluation system of digital rural construction and agricultural green total factor productivity to analyze the impact of digital rural construction on agricultural green total factor productivity and its mechanism in a multi-dimensional way. Research has found that the construction of digital rural areas can directly improve agricultural green total factor productivity, or improve agricultural green total factor productivity by driving green technology progress. It can also indirectly improve agricultural green total factor productivity by alleviating land resource mismatch, capital resource mismatch, and labor resource mismatch. The heterogeneity of the impact of digital rural construction on agricultural green total factor productivity is obvious, and the positive driving effect of digital rural construction in the eastern region, southern region, and major grain producing areas is strong.

Key words: digital rural construction; misallocation of resource elements; agricultural green total factor productivity

(责任编辑 周振新)