

数字经济发展推进了农业生产方式变革吗*

——来自黄河流域地级市的证据

王 菲 孙淑惠 刘天军

摘要：本文基于2011—2020年中国黄河流域100个地级市的面板数据，借助熵权法和EBM-Malmquist生产率指数法测算地区数字经济发展水平和农业绿色全要素生产率，在厘清数字经济发展对农业绿色集约化影响理论机制的基础上，运用动态面板模型、非线性中介效应模型、动态空间杜宾模型等方法，多维度实证探讨数字经济发展对农业绿色集约化的影响及其作用机制，并进一步探讨数字经济发展对农业绿色集约化的空间溢出效应。研究发现：数字经济发展对农业绿色集约化呈显著的正U型非线性影响，且当前黄河流域大部分地级市的数字经济发展水平尚未跨越促进农业绿色集约化发展的拐点，对这一结果进行内生性检验和稳健性检验后依然成立。机制分析结果表明，数字经济发展通过推动绿色金融发展、提高农村人力资本水平、缓解农业资源错配三重非线性机制赋能农业绿色集约化发展。异质性分析结果表明，数字经济发展仅在黄河流域中游地区对农业绿色集约化有显著的正U型影响，对上游和下游地区的影响不显著；在高水平的农业绿色科技创新地级市，数字经济发展的促进作用更为显著。空间溢出效应结果表明：数字经济发展对周边地级市的农业绿色集约化存在倒U型的空间溢出效应；长期效应和短期效应的结果具有一致性，且以长期效应为主。

关键词：数字经济发展 农业生产方式 绿色集约化 空间溢出效应

中图分类号：F323.3 **文献标识码：**A

一、引言

党的二十大报告明确指出，“全面建设社会主义现代化国家，最艰巨最繁重的任务仍然在农村”^①，2023年中央“一号文件”继续强调这一重要论点。农业现代化是中国式现代化道路在农业领域的具体

*本文研究得到国家自然科学基金重点项目“我国西部地区农业市场培育与开放”（编号：71933005）和国家社会科学基金项目“数字经济提升农业产业链韧性的理论与实践研究”（编号：22VRC152）的资助。本文通讯作者：刘天军。

^①习近平：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第30-31页。

表现形式，是建设农业强国的应有之义。想要推进农业现代化进程，必须加快推进农业生产方式转变（魏后凯，2021）。长期以来，中国传统农业增长主要依靠低端生产要素，属于“高投入、高消耗、低产出”的粗放式生产方式，缓解了以往农产品供给不足的矛盾。然而，粗放式的农业生产方式难以继。一方面，中国的资源禀赋先天不足，人均自然资源的占有量远低于世界平均水平。集约化发展成为突破资源限制、提高投入产出率、促进小农户转型的重要农业生产方式（Ma et al., 2022）。另一方面，粗放式的生产导致资源环境约束越来越大，生态环境日趋恶化。农业生产方式现代化变革不仅需要要素配置的综合调整来推动农户实现新一轮生产要素替代，还需要实现农业生产方式的绿色化发展（高晶晶和史清华，2021）。因此，向以提高绿色全要素生产率为动力、兼顾能源节约和环境保护的绿色集约化发展转变，成为农业生产方式现代化变革的方向。

那么，如何推进农业绿色集约化发展呢？《中国数字经济发展研究报告（2023年）》数据显示，2022年中国数字经济规模达到50.2万亿元，占GDP的比重高达41.5%，这一比重相当于第二产业占国民经济的比重^①。考虑到蓬勃发展的数字经济在国民经济中发挥的重要作用，2014—2023年历年中央“一号文件”对农村数字发展提出顶层设计层面的指导意见，并陆续出台《数字乡村发展战略纲要》《数字农业农村发展规划（2019—2025年）》《数字乡村建设指南1.0》等一系列前所未有的政策规划，旨在刻画新时期以数字化引领驱动农业农村现代化的蓝图。理论上，多渠道提供的数字经济发展信息有利于提高农户对农业污染问题和传统生产方式负外部性的认识，增加农户的社会责任感和环保认可度。此外，数字经济时代包含更丰富的农业生产要素，跨时空的信息传递和全局性的资源统筹引导各类农业生产要素合理、自由流动，推动农业生产的集约化和绿色化（张蕴萍和栾菁，2022）。那么现实情况中，在中国数字经济不断推动农村进入以数字化、智能化为生产力的新阶段，数字经济发展能否推进农业绿色集约化发展？其影响强度和方向如何？如果答案是肯定的，那么其具体作用机制是什么？是否存在空间溢出效应？本文认为，合理探讨上述问题，有助于对中国数字经济的进一步发展及农业生产方式现代化变革提供可靠的决策依据。

关于数字经济发展和农业生产方式现代化变革之间关系的现有研究中，大多数学者将目光集中于数字经济发展对农业全要素生产率的影响，认为现代化农业转型主要指农业发展方式和模式转变，核心在于采用现代的科学技术和方法，根本在于提高全要素生产率（魏后凯，2017）。例如，朱秋博等（2019）运用农业农村部固定观察点的数据，实证分析得出农业信息化发展对全要素生产率具有显著的促进作用；孙光林等（2023）利用省级数据进行实证分析，认为数字经济对农业全要素生产率具有显著的正向影响。近年来，资源浪费、环境污染、生态破坏等问题引起了学者的关注，故少数学者开始将研究重点放在数字经济发展对农业绿色全要素生产率的影响上面。例如，Shen et al.（2022）认为投入数字化可以促进技术进步，更先进的生产技术可以解决高能耗问题、降低生产要素投入产出比，这将促使生产者向绿色生产转变，在促进农业经济增长的同时实现可持续发展。但是，关于数字经济发展和全要素生产率之间的关系，也有一些学者提出了不同的观点，认为数字经济发展与全要素

^①资料来源：《中国数字经济发展研究报告（2023年）》，http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202304/t20230427_419051.htm。

生产率之间的关系存在条件性。例如, Brynjolfsson et al. (2017) 认为数字经济时代存在生产率上的新“索洛悖论”, 只有新技术积累到一定规模且技术应用主体具备一系列互补性投入后, 数字技术对全要素生产率的促进作用才会发挥; Deng et al. (2018)、金绍荣和任赞杰 (2022) 认为数字经济发展与全要素生产率的关系在很大程度上受到资本、劳动力等互补要素的发展水平和配置情况的影响。在测度农业绿色全要素生产率的过程中, 已有研究主要采用以随机前沿生产函数 (stochastic Frontier analysis, SFA) 为主的参数方法和以数据包络分析 (data envelopment analysis, DEA) 为主的非参数方法。相较于 SFA 方法, DEA 不需要对生产函数形式做具体假设, 且适用于多投入多产出变量, 可以在时间和空间上做比较, 从而评估时解释能力更强, 因此在全要素生产率的测度中得到更广泛应用。在 DEA 应用中, 目前最常用的是非径向 SBM (slacks-based measure) 模型。例如: 孟祥海等 (2019) 采用 Super-SBM 模型和 Malmquist-Luenberger 生产率指数测度中国 1997—2016 年 29 个省份的绿色全要素生产率增长情况; 吕娜和朱立志 (2019) 采用 SBM 模型和 Malmquist 指数系统测度中国省级层面的农业绿色全要素生产率。但是, 非径向 SBM 模型可能会丢失变量最初的比例关系, 影响测度结果的准确性。相比之下, EBM (epsilon-based measure) 模型既能有效反映目标值和实际值之间的比例信息, 又能反映投入产出变量非径向部分差异, 从而提高测度结果准确性 (杨骞等, 2022)。

上述文献对本文研究具有重要的借鉴意义, 但仍存在进一步延伸的空间。第一, 既有研究主要将提高全要素生产率作为农业生产方式现代化变革的衡量标准, 且开始注重资源节约和环境保护, 关注绿色全要素生产率。然而, 绿色全要素生产率的提高仅是现代化农业转型的必要非充分条件, 农业现代化朝着绿色集约化方向发展, 不仅需要绿色全要素生产率水平的提高, 也意味着传统投入要素成本的降低 (唐未兵等, 2014)。第二, 既有研究已经意识到数字经济发展与农业生产方式现代化变革之间不仅是线性关系, 但关于二者非线性关系及作用机制的探讨仍然不足, 且探讨的线性机制是经济发展的普遍性作用。可见, 既有研究忽视了专注于推进农业领域绿色集约化发展的非线性作用机制。第三, 既有研究对于农业绿色全要素生产率的测度多采用 SFA 方法和 DEA 方法下的非径向 SBM 模型, 采用 EBM 模型对农业绿色全要素生产率进行测度的研究较少。

因此, 本文可能的边际贡献体现在三个方面。第一, 本文通过构建数字经济发展和农业绿色集约化的 C-D 生产函数, 从提高绿色全要素生产率和降低传统要素投入份额两个角度构建理论模型, 实证探讨数字经济发展对农业绿色集约化的影响, 尝试弥补现有文献对数字经济发展影响农业绿色集约化的理论研究和实证分析的不足, 有助于政府部门针对性地制定农村数字经济推广政策。同时, 考虑到数字经济的溢出效应, 本文从空间关联视角出发构建空间矩阵, 进一步探究可能存在的空间溢出效应, 丰富和拓展数字经济发展和农业生产方式现代化变革的内容和范畴。第二, 本文基于马克思生产力理论, 检验绿色金融、农村人力资本和农业资源错配在数字经济发展影响农业绿色集约化中的非线性作用机制, 为剖析数字经济时代推进农业生产方式现代化变革提供新的观察视角。第三, 本文利用 EBM-Malmquist 生产率指数法测算农业绿色全要素生产率, 既能有效反映目标值与实际值之间的比例信息, 又能反映投入产出变量非径向部分差异, 提高测度结果准确性。

二、理论分析与研究假说

(一) 数字经济发展对农业绿色集约化的直接影响

本文从新古典经济学的 Cobb-Douglas 生产函数 (C-D 生产函数) 角度出发, 将中国资源环境约束日趋严重的形势纳入考虑, 对传统的 C-D 生产函数进行扩展, 探讨数字经济发展对农业绿色集约化的影响。具体扩展的 C-D 生产函数形式如下:

$$Y_{it} = f(A_{it}, K_{it}, L_{it}, W_{it}) = A_{it} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} W_{it}^{\gamma} \quad (1)$$

(1) 式中, Y_{it} 代表农业经济产出, A_{it} 代表农业绿色全要素生产率, K_{it} 代表资本投入, L_{it} 代表劳动力投入, W_{it} 代表资源投入, α 、 β 和 γ 分别代表资本、劳动力和资源的产出弹性系数。

假设生产函数在时间 t 上连续可导, 将 (1) 式两边取对数, 并对时间 t 求偏导可得:

$$\frac{1}{Y_{it}} \cdot \frac{\partial Y_{it}}{\partial t} = \frac{1}{A_{it}} \cdot \frac{\partial A_{it}}{\partial t} + \frac{\alpha}{K_{it}} \cdot \frac{\partial K_{it}}{\partial t} + \frac{\beta}{L_{it}} \cdot \frac{\partial L_{it}}{\partial t} + \frac{\gamma}{W_{it}} \cdot \frac{\partial W_{it}}{\partial t} \quad (2)$$

若以 gY_{it} 代表农业经济产出增长率 $\frac{1}{Y_{it}} \cdot \frac{\partial Y_{it}}{\partial t}$, gA_{it} 代表绿色全要素生产率增长率 $\frac{1}{A_{it}} \cdot \frac{\partial A_{it}}{\partial t}$, gK_{it} 代表资本投入增长率 $\frac{1}{K_{it}} \cdot \frac{\partial K_{it}}{\partial t}$, gL_{it} 代表劳动力投入增长率 $\frac{1}{L_{it}} \cdot \frac{\partial L_{it}}{\partial t}$, gW_{it} 代表资源投入增长率 $\frac{1}{W_{it}} \cdot \frac{\partial W_{it}}{\partial t}$, 则 (2) 式可以转化为:

$$gY_{it} = gA_{it} + \alpha gK_{it} + \beta gL_{it} + \gamma gW_{it} \quad (3)$$

由 (3) 式可知, 农业经济产出增长率由绿色全要素生产率增长率和投入要素增长率两部分构成。将 (3) 式两边同除以 gY_{it} 可以得到:

$$1 = \frac{gA_{it}}{gY_{it}} + \frac{\alpha gK_{it} + \beta gL_{it} + \gamma gW_{it}}{gY_{it}} \quad (4)$$

(4) 式右边分别代表绿色全要素生产率增长、资本投入增长、劳动力投入增长、资源投入增长对农业产出增长的贡献, 且全要素生产率增长和投入要素增长两者对产出增长的贡献呈现相反的变动关系。将绿色集约化水平 (green intensive degree, GID) 定义为绿色全要素生产率增长率与同期产出增长率的比值 (李斌等, 2013), 具体公式表现为:

$$GID_{it} = \frac{gA_{it}}{gY_{it}} \quad (5)$$

当 $gA_{it} > \alpha gK_{it} + \beta gL_{it} + \gamma gW_{it}$ 时, 农业生产方式趋向绿色集约化型; 当 $gA_{it} < \alpha gK_{it} + \beta gL_{it} + \gamma gW_{it}$ 时, 农业生产方式趋向粗放型; 当 $gA_{it} = \alpha gK_{it} + \beta gL_{it} + \gamma gW_{it}$ 时, 农业生产方式是绿色集约化和粗放的结合型。

本文将刘亮等（2020）、Aghion et al.（2017）关于智能化影响经济增长发展方式转变的理论模型拓展到农业领域，从数字经济发展影响农业生产方式现代化变革的新视角出发，以绿色全要素生产率的增长率为突破口，设定如下理论模型：

$$\dot{A}_{it} = A_{it}^{\phi} \left(\int_0^1 X_{it}^{\rho} di \right)^{\nu\rho} \quad (6)$$

（6）式中： \dot{A}_{it} 代表农业绿色全要素生产率增加值； ϕ 为常数， $\phi \leq 1$ ； ρ 衡量不同农业生产要素之间的替代关系， $\rho \leq 1$ 且 $\rho \neq 0$ ； X_{it} 代表提高农业绿色全要素生产率的投入要素。为了保持模型的简单性，本文假定农业生产中投入两种要素：一种是传统投入要素 Tra_{it} ，包括基础设施、人力资本、自然资源等；另一种是新型投入要素 Inf_{it} ，包括数据、技术、人工智能等。

假设在农业生产过程中，新型投入要素占全部投入要素的份额为 λ ，则（6）式可表示为：

$$\dot{A}_{it} = A_{it}^{\phi} \left[\lambda_{it} \left(\frac{Inf_{it}}{\lambda_{it}} \right)^{\rho} + (1 - \lambda_{it}) \left(\frac{Tra_{it}}{1 - \lambda_{it}} \right)^{\rho} \right]^{\nu\rho} \quad (7)$$

以 $gA_{it} = \frac{\dot{A}_{it}}{A_{it}}$ 表示绿色全要素生产率的增长率，则根据（7）式可得：

$$gA_{it} = A_{it}^{\phi-1} \left[\lambda_{it}^{1-\rho} Inf_{it}^{\rho} + (1 - \lambda_{it})^{1-\rho} Tra_{it}^{\rho} \right]^{\nu\rho} \quad (8)$$

由（8）式可得，绿色全要素生产率的增长率与新型投入要素呈正相关关系。进一步地，本文将数字经济发展和农业绿色集约化发展相联系，绿色集约化水平 GID 可表示为数字经济发展的函数：

$$GID_{it} = \frac{A_{it}^{\phi-1} \left[\lambda_{it}^{1-\rho} Inf_{it}^{\rho} + (1 - \lambda_{it})^{1-\rho} Tra_{it}^{\rho} \right]^{\nu\rho}}{A_{it}^{\phi-1} \left[\lambda_{it}^{1-\rho} Inf_{it}^{\rho} + (1 - \lambda_{it})^{1-\rho} Tra_{it}^{\rho} \right]^{\nu\rho} + \kappa gInf_{it} + (1 - \kappa) gTra_{it}} \quad (9)$$

（9）式中： $gInf_{it}$ 和 $gTra_{it}$ 分别为新型投入要素和传统投入要素的投入增长率； κ 为弹性系数， $0 < \kappa < 1$ 。本文假设，在生产过程中，新型投入要素和传统投入要素是处于同等重要地位的增长要素，即替代系数 $\rho=1$ 。则绿色集约化对新型投入要素的一阶求导可以表示为：

$$\frac{\partial GID_{it}}{\partial Inf_{it}} = \frac{A_{it}^{\phi-1} \left[(\kappa gInf_{it} + (1 - \kappa) gTra_{it}) - \kappa (Inf_{it} + Tra_{it}) \frac{\partial gInf_{it}}{\partial Inf_{it}} \right]}{[gA_{it} + \kappa gInf_{it} + (1 - \kappa) gTra_{it}]^2} \quad (10)$$

当 $\frac{\partial GID_{it}}{\partial Inf_{it}} \geq 0$ 成立时，需要满足如下条件：

$$gInf_{it} \geq \frac{1 - \kappa}{\kappa} gTra_{it} \quad (11)$$

数字技术的生产率效应研究中，技术实施与结构重组所造成的滞后效应观点认为，数字技术影响具有滞后性，新技术对生产力的促进作用需要在攒够足够的技术存量或构建必要的互补体系之后才能充分显现（Brynjolfsson et al., 2021）。当（11）式不成立时，数字经济发展处于初期阶段：一方面，

数字技术尚未积累到可观规模；另一方面，农业生产在资金投入、自身素养等方面都不具备技术承接能力，即新技术的互补性投入不足。农户需要依托资金加大对数字配套技术设备的购买，然而，农业绿色发展周期长、低回报率的特点以及传统金融机构面临的信息不对称问题，制约了农业的绿色融资环境。此外，留守农村的农户深层次吸收转化数字技术的能力水平不高。因此，数字经济时代的新“索洛悖论”（Brynjolfsson et al., 2017）产生，绿色全要素生产率增长率提升缓慢。此时，绿色全要素生产率的增长率小于要素投入的增长率，农业生产方式趋向粗放型，数字经济发展对绿色集约化发展存在抑制效应。当（11）式成立时，数字经济发展水平不仅积累到一定规模，而且数字技术不再是单独运作，而是与其他互补性要素不断组合迭代，发挥协同效应，新技术对绿色全要素生产率的促进潜力逐渐释放，绿色全要素生产率的提升呈快速升高态势。此时，绿色全要素生产率的增长率大于要素投入的增长率，农业生产方式趋向绿色集约型，数字经济发展对绿色集约化发展存在促进效应。因此，本文提出研究假说 H1。

H1: 数字经济发展对农业绿色集约化发展存在非线性的正 U 型影响，只有当数字经济发展达到一定水平时，数字经济发展才会促进农业生产方式的现代化变革。

（二）数字经济发展对农业绿色集约化的影响机制

作为物质资料生产和再生产的具体方式，生产方式体现了具体劳动过程中对社会生产力的运用和发展，故农业生产方式现代化变革可以视为人类通过不断提高生产力来实现社会生产的新阶段。本文在马克思生产力理论的基础上，重点阐释数字经济发展在农业生产方式现代化变革中的经济学内涵。

从劳动工具方面看，劳动工具是人类劳动活动的物质载体。以往农户在生产过程中主要依靠体力劳动、动力机械，注重的是劳动工具的物理属性和机械属性，农业生产方式的现代化变革使得农户必须重视劳动工具的绿色和数字化属性。然而，现代劳动工具的使用需要昂贵的资金投入。若存在融资约束，就会限制农户对现代劳动工具的使用。绿色金融作为基于环境保护的金融创新，通过绿色金融工具引导资金流向绿色农业。绿色金融不仅为农业绿色集约化项目提供可持续、多元化的融资渠道，而且为绿色科技创新和推广提供资金保障，加速推动劳动工具实现属性转变，赋能农业绿色发展（温涛和何茜，2023）。然而，由于农业绿色项目周期长、回报率低，加上中国金融体系发展不完善，长期以来由银行主导的融资渠道在服务实体经济中存在“属性”“领域”“阶段”错配的严重问题（唐松等，2020），制约了绿色金融在农业领域的发展。数字经济发展借助网络和大数据，有效筛选和整合庞杂的农户信息，帮助农户拓宽融资过程中的授信渠道，为绿色金融提供可靠的信息基础，从而增强融资的可持续性和稳定性。此外，数字经济发展带来的“鲶鱼效应”也在倒逼传统金融机构改变运作模式和服务理念，从而更好地为农户提供智能、高效和定制化的绿色金融服务。

值得注意的是，虽然绿色金融更加注重绿色产业的发展，但是其供应主体依旧为传统金融机构，当数字经济发展水平超过合理规模时，数字经济带来的正外部性无法抵消其规模扩大所带来的资源紧张，导致绿色金融发展面临资金、人才供应的不足和竞争的加剧，从而数字经济发展对绿色金融产生挤出效应，对农业生产方式现代化变革产生阻碍作用。基于上述理论分析，本文提出研究假说 H2。

H2: 绿色金融是数字经济发展对农业绿色集约化发展产生正 U 型影响的非线性作用机制。

从劳动力方面看，劳动力是劳动的主体和生产力的载体，是一种特殊的商品，具有使用价值和交换价值，人力资本可被看作是一种劳动力。较高水平的人力资本意味着农户有能力掌握有关农业生产的先进知识，同时更加快速适应直播、电商等数字化新方式。这不仅有助于降低农业生产转型过程中的信息不对称，减少产销环节中的资源损耗，而且有助于规避农业生产方式变革过程中的自然和市场风险。此外，高人力资本水平的农户通过农业合作组织、农民培训和示范基地等渠道将绿色农业实践经验传授给其他农户，推动农业向更加绿色和可持续发展的方向发展。在数字经济时代背景下，信息传递成本降低、信息传播范围扩大，农户可以接触海量的免费资源，有效解决了传统知识交流的时间和空间差异，实现人力资本的迅速积累。此外，数字化推动信息流动速率加快、信息沟通效率提升，帮助农户在思想意识和主观意识上发生改变，提高农户对农业生产方式现代化变革的接受度，在农业生产过程中更加注重能源节约和环境保护，奠定实现农业生产方式现代化变革的基础。

值得注意的是，较低的数字经济发展水平并不能提高农户人力资本水平。这是因为：在数字经济发展初期，农户参与数字经济所需的成本（包括学习、培训、技术引入等）较高。这些昂贵的成本使得许多农户被迫放弃学习知识和技能，限制自身人力资本积累，从而阻碍农业生产方式向绿色集约化转型的速度和效果。随着数字经济发展水平的提高，相关数字技术变得更加成熟和普及，且市场上涌现更多的数字解决方案供应商和服务提供商，厂商之间的相互竞争降低了数字技术和服务价格，故此农户提高人力资本水平面临较低的参与成本。基于上述理论分析，本文提出研究假说 H3。

H3：人力资本是数字经济发展对农业绿色集约化发展产生正 U 型影响的非线性作用机制。

从劳动对象方面看，它是劳动者自身劳动的作用客体。在非数字经济时代，农业生产的主要劳动对象是土地、水等不可再生的自然资源，劳动对象呈现强稀缺性特征。因此，农户需要合理配置资源，避免资源错配对农业绿色生产效率的负向影响（宋马林和金培振，2016）。在传统生产模式下，受制于单一品种、陈旧的耕作技术、低效的信息获取途径等，农户在生产过程中可能面临资源匮乏或过度使用的困境，从而出现资源错配的情况。但在数字经济时代，数字经济发展可以通过优化资源配置，促进农业绿色集约化发展。具体来说，一方面，数字技术进步使得马克思所讲的劳动对象范围得以扩大，劳动对象具备可开发性、可拓展性和可培育性的新特点（白永秀和刘盼，2020）。以数据资源为例，数据在复制、交换、流通过程中几乎不存在固定成本及折旧问题，甚至催生边际成本为零的情况。若不存在成本的约束，则资源错配情况将不会出现（杨光等，2015）。另一方面，数据网络系统是规模庞大、非孤立的体系。随着数据利用农户的增加，可供交换的关于农业生产信息更加完善，不仅缓解因信息不对称造成的资源错配问题，还可以从生产端和消费端撬动和联动更多的相关资源，这在一定程度上弱化资源稀缺性限制带来的环境污染问题，促进农业生产方式向绿色集约化发展变革。

值得注意的是，在数字经济发展的早期阶段，重要表现之一是投入大量资源来建设数字基础设施项目，虽有助于地方数字基础设施的更新和优化，但也占据了有限的自然资源，加剧了农业资源错配。随着数字经济发展水平的提高，信息不对称和供需不匹配造成的资源错配现象不断减弱，从而促进了农业绿色集约化发展。基于上述理论分析，本文提出研究假说 H4。

H4：资源错配是数字经济发展对农业绿色集约化发展产生正 U 型影响的非线性作用机制。

三、研究设计

(一) 模型设定

1. 基准回归模型。考虑到农业绿色集约化发展存在滞后性, 故本文使用动态面板模型。对于动态面板模型的估计, 因为存在被解释变量滞后性, 内生性问题很容易产生, 而采用系统广义矩估计(system generalized method of moments, SYS-GMM) 方法可以有效解决这一问题。模型具体设定如下:

$$GID_{it} = \tau_0 + \tau_1 GID_{i,t-1} + \partial_1 digital_{it} + \partial_2 digital_{it}^2 + \partial_3 Z_{it} + \delta_i + \theta_t + \mu_{it} \quad (12)$$

(12) 式中, GID_{it} 表示地级市 i 在第 t 年的农业绿色集约化水平, $GID_{i,t-1}$ 为地级市 i 农业绿色集约化水平滞后项, $digital_{it}$ 表示地级市 i 在第 t 年的数字经济发展水平, $digital_{it}^2$ 表示数字经济发展水平的二次项, Z_{it} 表示一系列控制变量, τ_0 为截距项, τ_1 刻画了农业绿色集约化发展的动态变化特征, ∂_1 为核心解释变量的待估计参数, ∂_2 为核心解释变量二次项的待估计参数, ∂_3 为控制变量的待估计参数, δ_i 表示地区固定效应, θ_t 表示年份固定效应, μ_{it} 表示随机扰动项。

2. 非线性中介效应模型。基于非线性中介效应模型, 本文进一步探讨数字经济发展对农业绿色集约化的作用机制。模型具体设定如下:

$$Mediating_{it} = \beta_0 + \beta_1 digital_{it} + \beta_2 digital_{it}^2 + \gamma Z_{it} + \delta_i + \theta_t + \mu_{it} \quad (13)$$

(13) 式中, $Mediating_{it}$ 表示中介变量。如果系数 β_1 或 β_2 显著, 说明数字经济发展对中介变量产生影响。

3. 动态空间杜宾模型。为了进一步探究数字经济发展对农业绿色集约化可能存在的空间溢出效应, 本文构建动态空间杜宾模型(dynamic spatial durbin model, DSDM)。模型具体设定如下:

$$GID_{it} = \tau_0 + \tau_1 GID_{i,t-1} + \varphi_1 M \times GID_{i,t-1} + \varphi_2 M \times GID_{it} + \partial_1 digital_{it} + \varphi_3 M \times digital_{it} + \partial_2 digital_{it}^2 + \varphi_4 M \times digital_{it}^2 + \partial_3 Z_{it} + \varphi_5 M \times Z_{it} + \delta_i + \theta_t + \mu_{it} \quad (14)$$

(14) 式中, M 表示 $n \times n$ 维空间权重矩阵, 本文选取经济地理矩阵报告空间面板回归结果; $\varphi_1 \sim \varphi_5$ 为变量空间交互项的待估计参数。

(二) 变量说明

1. 被解释变量: 绿色集约化。本文选用农业绿色全要素生产率增长率与产出增长率的比值表示绿色集约化水平。在 DEA 框架下, 本文选取 EBM-Malmquist 生产率指数法测度农业绿色全要素生产率。由于测得的绿色全要素生产率是动态变化的, 故本文将环比效率指数换算为定比效率指数。投入变量主要选取劳动力、资本和资源。其中: 劳动力投入为第一产业从业人员; 资本投入包括农业机械动力和农用化肥施用折纯量; 资源投入包括土地投入和水资源投入, 其中, 土地投入为农作物播种面积, 水资源投入为有效灌溉面积。在产出方面, 期望产出为农林牧渔业总产值; 非期望产出为农业面源污染排放, 本文主要参考李谷成(2014)的做法, 选取农业生产、农村生活过程中产生的化学需氧量(COD)、总氮(TN)和总磷(TP)三种污染物, 通过熵权法拟合而成。

2.核心解释变量：数字经济发展^①。本文从数字产业化和产业数字化两个维度度量中国的数字经济发展水平。对于数字产业化，借鉴赵涛等（2020）的研究，从数字产业基础和数字产业收益展开评价。一方面，数字产业基础体现的是相关要素的投入情况，本文从基础设施和人才投入两个方面选取指标：选取固定端互联网基础每百人互联网宽带用户接入数和移动端互联网基础每百人移动电话用户数量衡量基础设施，选取信息传输、计算机服务和软件业从业人数以及交通运输、仓储和邮政业从业人数两个指标衡量人才投入。另一方面，数字产业收益体现的是将数字产业所创造的价值转化为实际收益的过程，考虑到邮政业务和电信业务是数字产业中的重要组成部分，本文选取电信业务总量、邮政业务总量两个指标。对于产业数字化，本文重点探讨数字化在社会中的具体应用领域，即数字金融，具体以数字普惠金融数字化程度指数表征。本文采用熵权法计算数字经济发展水平评价指标。

3.控制变量。本文选取如下控制变量：①种植结构，以粮食作物播种面积占总播种面积的比重衡量；②产业结构水平，以第二产业和第三产业增加值之和占地区生产总值的比重衡量；③地区经济发展水平，以人均地区生产总值衡量；④政府干预，以政府财政支出占地区生产总值的比例衡量；⑤经济开放，以人均外商直接投资额衡量。

4.中介变量。第一，绿色金融。借鉴朱向东等（2021）的做法，本文以绿色债券发行量占有所有债券发行量的比重代理绿色金融发展水平。第二，人力资本。本文借鉴杨怡等（2022）的思路，选取农村居民在健康、教育培训、迁移方面的消费支出总和占总消费支出的比重衡量农村人力资本。第三，资源错配。本文借鉴郑宏运等（2019）的做法测度农业资源错配指数。若错配指数大于0，说明配置不足；反之，表示过度配置。在进行实证分析时，本文采用资源错配指数的绝对值进行分析：该指数的绝对值越大，代表农业资源错配程度越大；反之，则越小。

（三）样本说明与变量描述性统计

本文的研究时间范围为2011—2020年。本文选取黄河流域的山西、内蒙古、山东、河南、四川、陕西、甘肃、青海、宁夏9个省（区）的100个地级市（州、盟）为研究样本^②。黄河流域和长江流域都是中国传统的农业区，流域的生态保护和高质量发展皆为国家重大战略，相较于长江流域，本文选取黄河流域地级市作为研究样本有两个原因。第一，黄河流域的农业经济贡献占据重要地位。根据2020年的数据，黄河流域的三次产业占比依次为9.7%、39.3%和51.0%，长江流域的三次产业占比依次为8.5%、38.2%和53.3%，黄河流域的农业在经济发展中的比重超过长江流域，且河南、山东、内蒙古、四川为粮食主产区，其生产的粮食不仅要满足自给，还要跨省流通，故黄河流域的农业生产直

^①感谢专家的宝贵意见。为了更好将数字经济发展聚焦于农村层面，笔者采用县域数据和省级数据重新测度农村数字经济指标，考察其与农业绿色集约化之间的关系。如有需要，可向笔者索取。

^②由于用于分析的地级市数据缺失，故本文研究样本不包括内蒙古的兴安盟、锡林郭勒盟、阿拉善盟，河南的济源市，四川的阿坝藏族羌族自治州、甘孜藏族自治州、凉山彝族自治州，甘肃的临夏回族自治州、甘南藏族自治州，青海的海北藏族自治州、黄南藏族自治州、海南藏族自治州、果洛藏族自治州、玉树藏族自治州、海西蒙古族藏族自治州。此外，山东的莱芜市在2019年撤市设区，划入济南市，故也不纳入考虑。

接关系到国家粮食安全（于法稳和方兰，2020）。第二，黄河流域农业发展面临更为严峻的资源紧缺问题。从劳动力资源看，根据第七次全国人口普查结果，2010—2020年，在全国人口负增长的省份中，黄河流域的省份占据了50%^①。从水资源看，黄河流域多年水资源总量不到长江流域总量的7%^②，且与长江流域相比含沙量高、水污染严重^③。为此，2021年12月农业农村部办公厅专门发布了《关于印发黄河流域水资源节约集约利用实施方案的通知》，强调需提升水资源的节约集约利用水平^④。因此，在农业经济增长与生态保护矛盾突出的背景下，黄河流域更需要借助数字经济发展的红利，赋能农业绿色集约化发展。黄河流域的数字经济近几年获得蓬勃发展，根据相关报告数据显示：在继2018年山东的数字经济规模跨过2万亿元大关后^⑤，2021年四川、河南数字经济规模也超过1万亿元^⑥；陕西、甘肃、山西、内蒙古的数字经济持续快速发展，2021年的增速超过全国平均水平，宁夏、青海的数字经济发展也取得长足进步。

被解释变量中涉及的农林牧渔总产值、第一产业从业人员指标数据来源于2011—2021年的《中国城市统计年鉴》，农业机械动力、农用化肥施用折纯量、农作物播种面积、有效灌溉面积指标数据来源于2011—2021年各地级市的统计年鉴；污染物指标数据来源于2011—2021年各地级市的统计年鉴、统计公报。解释变量中的数字产业化指标数据来源于2012—2021年的《中国城市统计年鉴》及各地级市的统计公报；产业数字化数据来源于北京大学数字金融研究中心提供的《北京大学数字普惠金融指数（2011—2020年）》。控制变量中的种植结构指标数据来源于2012—2021年各地级市的统计年鉴，产业结构水平、地区经济发展水平、政府干预、经济开放相关数据来源于2012—2021年的《中国城市统计年鉴》。中介变量中，资源错配和人力资本相关数据均来源于2012—2021年各地级市的统计年鉴，绿色金融相关数据来源于Wind数据库。针对部分缺失数据、异常数据，本文均采用插值法补全。

主要变量的描述性统计如表1所示。

^①资料来源：《第七次全国人口普查公报（第三号）——地区人口情况》，https://www.gov.cn/guoqing/2021-05/13/content_5606149.htm。

^②资料来源：《〈关于深入推进黄河流域工业绿色发展的指导意见〉解读》，https://www.gov.cn/zhengce/2022-12/13/content_5731666.htm。

^③《国务院关于2022年度环境状况和环境保护目标完成情况的报告》显示，长江流域的水质持续为优，黄河流域水质良好。资料来源：《生态环境部部长黄润秋作〈国务院关于2022年度环境状况和环境保护目标完成情况的报告〉》，https://www.mee.gov.cn/xxgk/hjyw/202305/t20230506_1029130.shtml。

^④参见《关于印发黄河流域水资源节约集约利用实施方案的通知》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2021-12/17/content_5661519.htm。

^⑤资料来源：《中国数字经济发展与就业白皮书（2019年）》，<http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/201904/P020190417344468720243.pdf>。

^⑥资料来源：《中国数字经济发展报告（2022年）》，<http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202207/P020220729609949023295.pdf>。

表 1 主要变量含义及描述性统计

变量分类	变量名称	变量含义	均值	标准差
被解释变量	绿色集约化	农业绿色全要素生产率增长率与产出增长率的比值	1.187	4.417
解释变量	数字经济发展	根据指标体系利用熵权法得到各地区数字经济发展水平	0.094	0.115
中介变量	绿色金融	绿色债券发行量占有所有债券发行量的比重	0.006	0.003
	人力资本	在健康、教育培训、迁移方面的消费支出总和占总消费支出的比重	0.316	0.076
	资源错配	根据郑宏运等（2019）的方法计算得到的资源错配指数	0.605	0.324
控制变量	种植结构	粮食作物播种面积占总播种面积的比重	0.708	0.121
	产业结构水平	第二产业和第三产业增加值之和占地区生产总值的比重	0.884	0.066
	地区经济发展水平	人均地区生产总值（万元）	4.919	3.072
	政府干预	政府财政支出占地区生产总值的比例	0.218	0.128
	经济开放	人均外商直接投资额（百元）	103.543	183.471

注：①对人均地区生产总值、人均外商直接投资额均已进行价格平减处理，在后文回归模型中取自然对数；②各变量的观测值均为 1000。

四、实证结果及分析

（一）平稳性检验

数据平稳性检验是模型估计前必不可少的环节，用以验证数据的质量和模型估计的有效性，避免出现伪回归现象。测试数据平稳性的常用方法为单位根检验，本文使用 LLC 和 IPS 检验来测试每个变量的平稳性。表 2 检验结果显示，所有变量在 1%或 5%的显著性水平上通过 LLC 和 IPS 检验，拒绝了存在单位根的原假设，说明所有变量均是平稳的。

表 2 变量平稳性检验结果

变量	LLC	IPS	变量	LLC	IPS
绿色集约化	-12.047***	-11.606***	种植结构	-5.035***	-3.641***
数字经济发展	-26.042***	-6.493***	产业结构水平	-9.220***	-1.626**
绿色金融	-10.287***	-10.087***	地区经济发展水平	-18.682***	-3.034***
人力资本	-46.875***	-1.892***	政府干预	-16.411***	-2.988***
资源错配	-17.696***	-3.191***	经济开放	-2.798***	-2.401***

注：***和**分别代表 1%和 5%的显著性水平。

（二）基准回归结果

基准回归结果如表 3 所示。SYS-GMM 将被解释变量的滞后项及差分项作为工具变量，在回归 1 中，Hansen J 检验结果不显著，表明 SYS-GMM 估计中工具变量不存在过度识别的问题；AR（1）的 p 值显著、AR（2）的 p 值不显著，表明只存在一阶自相关而不存在二阶自相关，即不能拒绝工具变量有效的原假设。本文同时采用混合最小二乘法（OLS）和固定效应方法（FE）估计绿色集约化滞后

项真实值的合理区间。其中，利用 OLS 方法估计会导致绿色集约化滞后项系数向上偏误，利用 FE 方法估计会导致绿色集约化滞后项系数向下偏误。因此，若 SYS-GMM 估计结果中绿色集约化滞后项的系数值介于 OLS 方法估计的系数值和 FE 方法估计的系数值之间，说明 SYS-GMM 估计结果是可行的。

表 3 中回归 2 和回归 3 结果显示，绿色集约化滞后项在 SYS-GMM 估计结果中的系数（0.528）介于在 FE 估计结果中的系数（0.307）和在 OLS 估计结果中的系数（0.714）之间，说明 SYS-GMM 的估计结果没有因为弱工具变量问题产生偏误，估计结果具有稳健可靠性。从数字经济发展平方项的估计系数来看，动态面板模型的估计结果大于静态面板模型，表明若采用静态面板模型进行估计，数字经济发展水平的影响系数将被严重低估，因而本文采用动态面板模型进行估计是有必要的。

表 3 回归 1 的结果显示，数字经济发展水平一次项显著且系数为负，平方项显著且系数为正。这初步表明，数字经济发展对农业绿色集约化存在非线性的正 U 型影响，假说 H1 成立。原因可能是：在数字经济发展初期，农户仍以传统思维组织生产，导致农业生产增长主要依赖传统要素投入增长率提高，但是增长率提高幅度有限，且过度依赖化肥等化学农资对产出存在显著的负面影响（高晶晶和史清华，2021）。同时，数字技术与劳动、土地、资本等资源尚未实现深度融合。此时，在农业中引入数字技术所引致的成本阻碍了农业绿色集约化发展。而当数字经济发展水平达到一定程度后，一方面，数字经济发展以较低的成本对传统投入要素产生了替代作用，减少传统要素的投入，并且帮助优化传统要素之间的组合模式，提高要素之间的组合配置效率；另一方面，数字经济发展有助于提高农业生产过程中绿色技术创新水平，减少污染物产出，进而促进农业的绿色集约化发展。此外，绿色集约化滞后项的影响系数为正，且通过 1% 的显著性水平，表明绿色集约化发展存在明显的惯性。

根据表 3 回归 1 中数字经济发展的估计系数可以计算出，正 U 型曲线的拐点值为 0.324。本文将黄河流域各地级市历年的数字经济发展水平和此拐点值做比较，发现黄河流域内大部分地级市的数字经济发展水平还未越过促进农业绿色集约化的拐点。

在控制变量中，种植结构在 1% 的显著性水平上对农业绿色集约化有负向影响。这说明，相对于经济作物，粮食作物的经济效益较低，故农户在生产过程中过度利用要素，通过高能源消耗和高污染的粗放式发展追求产量。产业结构水平、地区经济发展水平、政府干预、经济开放变量的影响不显著。

表 3 数字经济发展对农业绿色集约化影响的基准回归结果

变量	回归 1 (SYS-GMM)		回归 2 (OLS)		回归 3 (FE)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
绿色集约化滞后项	0.528***	0.109	0.714***	0.097	0.307***	0.036
数字经济发展	-0.901**	0.449	-0.669**	0.335	-0.137	1.134
数字经济发展平方	1.392**	0.560	1.067**	0.502	0.474	1.241
种植结构	-0.656***	0.209	-0.440***	0.133	-0.561	0.454
产业结构水平	-0.259	0.450	-0.120	0.328	-2.566**	1.188
地区经济发展水平	-0.077	0.069	-0.061	0.047	0.164	0.157
政府干预	-0.071	0.256	-0.061	0.202	-0.086	0.515
经济开放	-0.003	0.009	-0.006	0.008	0.003	0.022

表3 (续)

常数项	2.358***	0.782	1.588***	0.498	2.011	1.524
AR (1) p 值	0.001					
AR (2) p 值	0.864					
Hansen J 检验 p 值	0.324					
R ²			0.551		0.433	
样本量	900		900		900	

注：①***和**分别代表 1%和 5%的显著性水平；②表中标准误为异方差稳健标准误；③回归过程中控制地区和时间固定效应；④由于采用动态面板模型，绿色集约化变量滞后一期，样本研究区间为 9 年，故最终样本量为 900 个。

(三) 内生性讨论

本文将农业绿色集约化滞后一期纳入基准回归模型并采用 SYS-GMM 方法进行估计，虽然可以在一定程度上缓解模型存在的内生性问题，但是仍然无法排除遗漏重要变量和反向因果造成的内生性问题，从而可能导致实证估计结果是有偏的。因此，本文通过寻找工具变量进一步佐证基准回归结果的稳健性。借鉴黄群慧等（2019）的做法，本文选取各地级市 1984 年每百人拥有的固定电话数作为工具变量。选取原因主要有：数字经济的发展载体是互联网，而早年互联网接入技术通常由电话拨号上网提供，因此电话普及率高的地区互联网发展水平高，进而数字经济发展水平高，满足变量相关性要求；选取每百人拥有的固定电话数变量的时间点为 1984 年，这一时间点距离样本研究起点 2011 年较远，故历史上固定电话的发展对当前农业生产方式转变影响微弱，满足外生性要求。考虑到 1984 年每百人拥有的固定电话数量不会随着时间发生变化，在实证分析时会被固定效应吸收，故本文构造 1984 年各地级市每百人拥有的固定电话数（截面数据）和上一年国际互联网用户数（时间序列数据）的交互项作为最终工具变量，检验结果如表 4 所示。第一阶段的估计结果显示，工具变量对数字经济发展水平有显著的正向影响，即工具变量对解释变量有较强的解释能力。Kleibergen-Paap rk LM 检验拒绝工具变量不可识别的原假设；Kleibergen-Paap rk Wald 检验和 Cragg-Donald Wald 检验得到的 F 统计值均明显大于 Stock-Yogo 临界值 16.38，故不存在弱工具变量问题。第二阶段的估计结果显示，在纠正内生性问题后，数字经济发展对农业绿色集约化的正 U 型影响依旧显著，说明基准回归结果具有稳健性。

表 4 工具变量回归结果

变量	第一阶段：数字经济发展		第二阶段：绿色集约化	
	系数	标准误	系数	标准误
绿色集约化滞后项			0.714***	0.097
数字经济发展			-0.895*	0.487
数字经济发展平方			1.396**	0.708
工具变量	0.010***	0.001		
常数项	0.261***	0.040	1.675***	0.528
Kleibergen-Paap rk LM	70.15***			
Kleibergen-Paap rk Wald F	83.01***			

表 4 (续)

Cragg-Donald Wald F	359.16***	
样本量	900	900

注：①***、**和*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平；②表中标准误为异方差稳健标准误；③控制变量和表 3 一致，估计结果略；④回归过程中控制地区和时间固定效应；⑤由于采用动态面板模型，绿色集约化变量滞后一期，样本研究区间为 9 年，故最终样本量为 900 个。

(四) 稳健性检验

前文的基准回归结果验证了本文的研究假说 H1，然而回归结果会受到数据、估计方法等影响而存在偏误，本文进一步做多重稳健性检验。

第一，U 型关系检验。首先根据 Haans et al. (2016) 关于验证 U 型关系的方法可得，数字经济发展的平方项显著为正；拐点值 0.324 位于数字经济发展水平的取值范围[0.003, 0.839]内；当数字经济发展水平取最小值 0.003 时，曲线的斜率为-0.893，小于 0；当数字经济发展水平取最大值 0.839 时，曲线的斜率为 1.435，大于 0，这印证了数字经济发展和农业绿色集约化之间存在显著的正 U 型关系。然而，当变量之间的关系为凸而单调时，变量的平方项也会出现显著为正的情况，从而上述非线性关系的判定是有偏的，故本文进一步借鉴 Lind and Mehlum (2010) 的做法进行 Utest 检验。检验结果显示，Slope 下限为-0.663，上限为 1.123，区间包括正值，t 统计值为 1.99，对应概率为 0.02。因此，可以进一步断定数字经济发展对农业绿色集约化存在正 U 型影响。同时 Utest 检验计算出的极值点为 0.314，与基准回归通过系数值计算得到的拐点值 0.324 相差不大。除此以外，本文借鉴 Simonsohn and Nelson (2014) 提出的创建新变量进行断点回归的方式对 U 型关系进行再次验证。具体做法为：首先寻找使得正 U 型关系达到最小值时的断点值，然后在断点值之前和之后分别创建新变量进行断点回归，若回归系数异号且显著，则可以证明正 U 型关系的存在。检验结果表明，数字经济发展在断点值之前的回归系数为-0.956（在 10%的水平上显著），在断点值之后的回归系数为 0.828（在 1%的水平上显著），这进一步验证了基准回归结果的稳健性。

第二，剔除省会城市。省会城市在政策偏向和区位优势下更容易获得与数字经济发展以及农业生产方式现代化变革相关的资源，且省会城市的农业生产在经济发展中所占比重较低，在分析农业生产时可能影响估计结果的准确性，因此本文从样本中剔除省会城市后再次进行回归，以规避异常样本影响估计结果的真实性。回归结果如表 5 回归 1 所示。

第三，缩尾处理。为了克服数据可能存在的异常值对模型估计存在的干扰，本文对样本数据进行 1%的双侧缩尾处理。回归结果如表 5 回归 3 所示。第四，考虑“宽带中国”试点政策的影响。自 2014 年中国政府开展“宽带中国”试点政策后，网络基础设施建设飞速发展，数字经济的发展离不开网络基础设施的建设，故需检验数字经济发展对农业绿色集约化影响效果是否会受到“宽带中国”试点政策的影响。本文在基准回归中纳入数字经济发展和“宽带中国”试点政策的交互项，如果地级市 i 在第 t 期开展“宽带中国”政策试点，则 t 期及 t 期实施之后的“宽带中国”试点政策变量赋值为 1，否则赋值为 0。回归结果如表 5 回归 4 所示。以上检验结果均表明，数字经济发展和绿色集约化之间存

在稳健的正 U 型关系。

表 5 稳健性检验结果

变量	回归 1 剔除省会城市		回归 2 缩尾处理		回归 3 考虑“宽带中国”政策	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
	绿色集约化滞后项	0.722***	0.126	0.564***	0.094	0.519***
数字经济发展	-1.308**	0.516	-0.875**	0.427	-0.879*	0.467
数字经济发展平方	2.829**	1.103	1.484**	0.603	1.165**	0.577
数字经济发展×“宽带中国” 试点政策					0.208	0.226
常数项	1.822***	0.688	2.080***	0.626	2.318***	0.782
样本量	819		900		900	

注：①***、**和*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平；②表中标准误为异方差稳健标准误；③控制变量和表 3 中一致，估计结果略；④回归过程中控制地区和时间固定效应；⑤剔除 9 个省会城市后剩余 91 个地级市，且绿色集约化变量滞后一期，样本研究区间为 9 年，因此回归 1 样本量为 819；绿色集约化变量滞后一期，样本研究区间为 9 年，因此回归 2 和回归 3 最终样本量为 900 个。

（五）作用机制检验

在实证分析数字经济发展对农业绿色集约化的影响效应后，本文进一步剖析数字经济发展对农业绿色集约化的作用机制，检验结果如表 6 所示^①。

表 6 数字经济发展对农业绿色集约化的作用机制

变量	回归 1 绿色金融		回归 2 人力资本		回归 3 资源错配	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
	数字经济发展	0.012**	0.005	-0.287***	0.046	-0.097***
数字经济发展平方	-0.014**	0.007	0.279***	0.059	-0.335**	0.165
常数项	0.011*	0.006	-0.120**	0.050	-1.644***	0.309
样本量	1000		1000		1000	

注：①***、**和*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平；②表中标准误为异方差稳健标准误；③控制变量和表 3 中一致，估计结果略；④回归过程中控制地区和时间固定效应。

表 6 回归 1 展现了绿色金融作为中介变量的回归结果。结果显示，数字经济发展水平一次项显著且系数为正，二次项在 5%的水平上显著且系数为负，说明数字经济发展与绿色金融之间存在倒 U 型关系，研究假说 H2 成立。原因可能是：随着数字经济发展水平的提高，为了竞争有限的资源，数字经济和绿色金融的协同效应失效。因此，为了更好推动绿色金融发展，需要建立包括金融机构、地方

^①除了中介效应检验以外，本文还通过分组和引入交互项的形式对作用机制进行检验，结果均证实了绿色金融、人力资本和资源配置作用机制的成立。如有需要，可向笔者索取。

政府、金融监管部门等在内的多部门协同合作。

回归 2 展现了人力资本作为中介变量的回归结果。结果显示，数字经济发展与人力资本之间存在正 U 型关系，研究假说 H3 成立。在数字经济发展水平较低时，高额的参与成本导致农户对数字相关技术应用的空心化，故数字经济发展对人力资本的促进作用十分有限；只有跨越临界值后，数字经济发展对人力资本的促进效应才得以逐步发挥。

回归 3 展现了资源错配作为中介变量的回归结果^①。结果显示，数字经济发展与资源错配指数之间存在倒 U 型关系^②，研究假说 H4 成立。可能的原因是：数字经济发展需要在一定程度上占用农业生产中有限的资源，打破原本稳定的资源配置局面，但当数字经济发展水平超过一个“度”后，数字经济催生的新型生产要素除了可以作为一种生产要素促进农业生产方式现代化变革外，还可以作为一种“转换器”提高与其他要素之间的协调力，推进要素之间的配置比例趋于合理，从而促进农业的生产方式现代化变革。因此，数字经济发展通过推动绿色金融发展、提高农村人力资本水平和缓解农业资源错配对农业绿色集约化产生影响的作用机制成立。同时，由数字经济发展的系数符号可知，数字经济发展之所以和农业绿色集约化之间存在正 U 型关系，是因为数字经济发展和绿色金融、人力资本、资源错配间存在非线性关系，数字经济发展对农业绿色集约化的影响程度取决于三方力量的对比。

（六）异质性考察

1. 区域异质性分析。黄河流域上、中、下游在农业地理环境、数字基础设施建设、资源禀赋等方面存在差异，因而数字经济发展对农业绿色集约化的影响在不同地区之间也可能存在差异。区域异质性分析结果如表 7 回归 1~回归 3 所示。回归 2 结果显示，在中游地区，数字经济发展对农业绿色集约化的影响仍然保持正 U 型特征^③。黄河流域中游地区是中国重要的农牧业和能源生产基地，但长期以来的粗放式发展导致水资源供需矛盾突出、水土流失的严重问题。而数字经济发展在优化能源结构、用水结构等的同时推动科技创新，将科技成果运用于中游地区的农业生产中，从而推进农业生产方式的现代化变革。回归 1 和回归 3 结果表明，在上游地区和下游地区，数字经济发展均未对农业绿色集约化产生影响。其原因可能是：对于上游地区而言，经济发展相对落后使得数字基础设施不完善，农业数字化应用和转型滞后，数字经济发展的“红利”效应尚未得到发挥；下游地区数字经济发展较早、水平较高，但在拥有充足要素供给的同时，也存在数字技术产业竞争加剧和科技创新成果转化亟待突破等一系列问题，甚至可能因为过度追求虚拟经济发展而使经济结构发生扭曲，因而当前的数字经济

^①本文将资源错配划分为资本、劳动力、土地三组分指标，分别探究数字经济发展对资本错配、劳动力错配、土地错配的影响，分指标结果表明目前数字经济发展主要影响资本和劳动力的资源配置。限于篇幅，具体分指标结果未列出，如有需要，可向笔者索取。

^②Utest 检验结果表明，Slope 下限为 0.056，上限为-0.176，区间包含负值，t 统计值为 2.63，通过 5%的显著性水平，说明存在倒 U 型关系。

^③Utest 检验结果表明，Slope 下限为-1.108，上限为 1.938，区间包括正值，t 统计值为 1.95，通过 5%的显著性水平，说明存在正 U 型关系。

发展水平并未发挥出对农业生产方式现代化变革的促进作用。

2.地级市农业绿色技术创新水平异质性分析。农业绿色技术创新是指采用环保、可持续和资源高效利用的技术来改善农业的生产和管理方式。当地级市的农业绿色技术创新水平存在差异时，数字经济发展对农业绿色集约化发展的影响可能表现出异质性。为此，本文选取农业领域绿色发明专利申请数量衡量农业绿色技术创新水平^①。具体做法为：根据世界知识产权组织发布的《绿色专利清单》^②和中国发明专利数据库^③，通过绿色 IPC 技术分类号（国际专利分类号）对农业绿色发明专利进行技术分类与地理信息识别，以此确定农业领域的绿色发明技术专利。根据中位数，本文将地级市农业绿色技术创新分为高农业绿色技术创新水平和低农业绿色技术创新水平两类。表 7 回归 4 结果显示，数字经济发展平方项显著且系数为正；而回归 5 结果显示，数字经济发展平方项系数未通过显著性检验。这说明，数字经济发展对高绿色农业技术创新水平地级市的农业绿色集约化影响更显著。

表 7 异质性分析结果

变量	回归 1 上游地区		回归 2 中游地区		回归 3 下游地区		回归 4 高绿色技术创新		回归 5 低绿色技术创新	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
绿色集约化滞后项	0.727***	0.172	0.650***	0.144	0.388**	0.155				
数字经济发展	-1.744	1.298	-0.292	0.346	-0.524	0.372	-1.469**	0.698	2.229	3.438
数字经济发展平方	2.172	1.293	0.733*	0.383	0.405	0.460	2.165**	0.915	-5.621	10.657
常数项	0.152	1.322	1.223	0.825	0.096	1.702	1.493	0.970	3.452	2.371
样本量	333		270		297		511		489	

注：①***、**和*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平；②表中标准误为异方差稳健标准误；③控制变量和表 3 一致，估计结果略；④回归过程中控制地区和时间固定效应；⑤由于采用动态面板模型，绿色集约化变量滞后一期，样本研究区间为 9 年，因此回归 1~回归 3 加总的最终样本量为 900 个；⑥划分高农业绿色技术创新水平和低农业绿色技术创新水平的依据是中位数，这样分组样本数据会存在时间上的不连续，若在回归中依旧纳入绿色集约化滞后项会存在大量缺失值，因此回归 4 和回归 5 没有纳入绿色集约化滞后项，仅关注数字经济发展的影响系数。

五、进一步分析：空间效应的探讨

蓬勃发展的数字经济打破了传统的地理空间限制，各类农业生产要素可以自由流动，因此，数字经济发展在促进本地区农业绿色集约化发展的同时，可能还会通过空间溢出效应影响其他地区的农业生产方式现代化变革。本部分选用动态空间杜宾模型进一步探讨数字经济发展在影响农业绿色集约化过程中产生的空间外溢效应。

^①考虑到农业绿色发明专利从申请到授权存在 1~2 年的时滞，因此，本文选取各地级市每年的农业领域绿色发明专利申请数量，而不是授权数量，来衡量农业绿色技术创新水平。

^②资料来源：IPC Green Inventory, <https://www.wipo.int/classifications/ipc/green-inventory/home>。

^③资料来源：<https://www.cnopendata.com/data/patent-innovation.html>。

为确定空间计量模型的具体形式，本文依次进行 LM 检验、LR 检验、Hausman 检验以及联合显著性检验，结果如表 8 所示。第一，LM、R-LM 误差检验和 LM、R-LM 滞后检验均在 1%的水平上显著，表明本文可以选取空间误差模型和空间滞后模型。第二，LR 检验在 5%的显著性水平上拒绝原假设，表明采用空间杜宾模型更为合适。第三，Hausman 检验结果通过 1%的显著性水平，表明应该选择空间固定效应模型。第四，联合显著性检验结果表明，地区固定效应和时间固定效应在 1%的水平上具有联合显著性。因此，本文选择双向固定效应下的动态空间杜宾模型。

表 8 空间面板模型检验的估计结果

统计量	统计值	p 值	统计量	统计值	p 值
LM-error	133.254	0.000	LR-spatial lag	15.890	0.026
Robust-LM-error	9.208	0.002	Hausman	45.790	0.000
LM-lag	175.575	0.000	LR-地区	22.800	0.010
Robust-LM-lag	51.530	0.000	LR-时间	817.660	0.000
LR-spatial error	18.370	0.010			

表 9 列示了动态空间杜宾模型的参数估计结果。(1) 列结果显示，数字经济发展和农业绿色集约化间存在正 U 型关系，此结果和基准回归结果一致。空间自回归系数显著为正，表明样本地级市农业绿色集约化不仅受到本地数字经济发展水平的影响，而且受到邻近地区数字经济发展空间交互作用的影响。但由于空间自回归系数不能直接用以讨论数字经济发展对农业绿色集约化的空间溢出影响 (LeSage and Pace, 2009)，因此，本文采用偏微分方法将空间溢出影响分解为直接效应和间接效应。同时，本文采用的是动态空间面板模型，可以反映时间动态效应，故在时间维度上又划分为长期效应和短期效应，反映数字经济发展对农业绿色集约化的短期即时影响和考虑时间滞后的长期影响。

表 9 数字经济发展对农业绿色集约化影响的动态空间杜宾模型估计结果

变量	DSDM	空间效应分解					
	系数	短期直接	短期间接	短期总效应	长期直接	长期间接	长期总效应
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
绿色集约化滞后项	0.231*** (0.033)						
绿色集约化滞后项 的空间交互项	-0.021** (0.009)						
数字经济发展	-0.594 (0.659)	-0.595 (0.633)	2.491* (1.472)	1.896 (1.609)	-0.819 (0.825)	3.137* (1.827)	2.317 (1.970)
数字经济发展平方	0.680** (0.348)	0.741 (0.669)	-4.736** (2.135)	-3.995* (2.170)	1.047** (0.527)	-5.932** (2.658)	-4.885* (2.663)
数字经济发展空间 交互项	2.627 (1.686)						
数字经济发展平方 空间交互项	-5.076** (2.398)						

表9 (续)

空间自回归系数	0.162**						
样本量	900	900	900	900	900	900	900

注: ①***、**和*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平; ②括号内为异方差稳健标准误; ③控制变量和表 3 中一致, 估计结果略; ④回归过程中控制地区固定效应和时间固定效应; ⑤由于采用动态面板模型, 绿色集约化变量滞后一期, 样本研究区间为 9 年, 因此最终样本量为 900 个。

数字经济发展对农业绿色集约化影响的短期效应和长期效应、直接效应和间接效应结果如表 9 显示。第一, 从时间维度来看, 长、短期效应的结果具有较高的一致性, 说明数字经济发展对农业绿色集约化的空间效应具有稳定性。而且无论是直接效应还是间接效应, 长期效应的绝对值均比短期效应大, 表明数字经济发展对农业绿色集约化的影响在时间维度上有叠加效应。第二, 从直接效应看, 短期数字经济发展平方项对农业绿色集约化的影响不显著, 长期存在显著的正 U 型影响。这说明, 数字经济发展具有适应性, 对于基础设施薄弱的地区而言, 当初次在农业中引入数字经济时, 时间的滞后性使得其在短期内影响不显著。第三, 从间接效应来看, 数字经济发展对农业绿色集约化的短期间接效应和长期间接效应均为倒 U 型。可能的解释是: 数字经济发展具有高渗透性, 本地区的相关要素会向邻近地区转移和扩散, 通过改善基础设施建设、技术发展水平、发展环境等, 数字经济发展对相邻地区产生“涓滴效应”; 但是数字经济发展容易产生新的数字鸿沟和数字不平等现象, 特别是当周边地区缺少先进的数字基础设施和技术时, 资本、劳动力等大量流出, 加速“虹吸效应”的发生, 导致产生“弱者更弱, 强者更强”的马太效应, 从而阻碍农业绿色集约化进程。

六、研究结论与政策启示

本文在构建理论模型的基础上, 基于黄河流域 100 个地级市的数据, 以绿色集约化为农业生产方式现代化变革的方向, 利用熵权法构建数字经济发展水平评价指标, 采用 EBM-Malmquist 生产率指数法测算农业绿色全要素生产率, 运用动态面板模型、非线性中介效应模型、动态空间杜宾模型, 实证探讨数字经济发展对农业绿色集约化的影响、作用机制以及空间溢出效应。

本文研究得到如下结论。第一, 数字经济发展与农业绿色集约化之间存在显著的正 U 型关系, 运用多种方法进行稳健性检验后, 该结果依然成立。具体来说, 在控制其他变量的条件下, 较低水平的数字经济发展阻碍农业绿色集约化转变, 只有当数字经济发展水平达到转折点后, 数字经济发展才会显著促进农业绿色集约化, 现阶段黄河流域大部分地级市的数字经济发展水平仍位于阻碍农业绿色集约化的无效区间。第二, 通过考察数字经济发展对农业绿色集约化的作用机制发现, 推动绿色金融发展、提高人力资本和缓解资源错配是数字经济发展对农业绿色集约化产生影响的非线性作用机制。第三, 异质性分析表明, 数字经济发展对黄河流域农业绿色集约化的影响只有在中游地区显著, 在上游和下游地区均不显著; 与农业绿色技术创新水平低的地级市相比, 数字经济发展对农业绿色技术创新水平高的地级市的农业绿色集约化发展促进作用更显著。第四, 数字经济发展对邻近地区的农业绿色集约化存在显著的倒 U 型空间溢出效应, 且空间溢出效应以长期效应为主。

基于上述结论,本文得到如下政策启示。第一,以多举措促进数字经济发展为基准,根据实际情况科学引导、实施差异化的数字经济发展战略,避免无序发展。对于尚未跨越拐点的地区,重点在于提升数字基础设施的普及率,以促进数字技术有效嵌入农户产业链并催发新产业、新业态和新模式,提升数字设施建设的针对性、有效性和实用性;对于跨越拐点的地区,重点在于提高数字农业技术使用的质量,鼓励建立开放共享的创新体系,集中力量攻关突破关键核心技术。第二,推动数字技术应用的互补性投入,提高技术承接能力。首先,应有针对性地深化金融供给侧结构性改革,引导金融加快自身数字化转型步伐,提供更加安全、高效、便捷的金融服务,为绿色农业的融资创造良好的外部环境。其次,设立技能培训专项计划,调动政府、高校及社会各界的力量,开发优质网络课程和在线辅导服务。同时,制定人才引进奖励实施方案,激励吸引高质量人才返乡创业就业,建设一批既懂数字技术又懂农业经济的高水平复合型人才队伍。最后,推进要素市场化配置体制机制的完善,建立公开透明的市场环境,通过要素自主有序流动实现供需精准匹配。第三,强化各地区之间的数字基础设施建设协调力度,推动形成优势互补的区域经济布局。对于数字经济发展水平较低的地市而言,在避免本地农业生产要素流失的同时,应积极学习和承接数字经济发展水平较高地市的技术外溢。对于数字经济发展水平较高的地市,跨区域进行乡村现代化建设的经验分享会,建立协调建设协作机制。

参考文献

- 1.白永秀、刘盼,2020:《人工智能背景下马克思劳动价值论的再认识》,《经济学家》第6期,第16-25页。
- 2.高晶晶、史清华,2021:《中国农业生产方式的变迁探究——基于微观农户要素投入视角》,《管理世界》第12期,第124-134页。
- 3.黄群慧、余泳泽、张松林,2019:《互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验》,《中国工业经济》第8期,第5-23页。
- 4.金绍荣、任赞杰,2022:《乡村数字化对农业绿色全要素生产率的影响》,《改革》第12期,第102-118页。
- 5.李斌、彭星、欧阳铭珂,2013:《环境规制、绿色全要素生产率与中国工业发展方式转变——基于36个工业行业数据的实证研究》,《中国工业经济》第4期,第56-68页。
- 6.李谷成,2014:《中国农业的绿色生产率革命:1978—2008年》,《经济学(季刊)》第2期,第537-558页。
- 7.刘亮、李廉水、刘军、程中华,2020:《智能化与经济发展方式转变:理论机制与经验证据》,《经济评论》第2期,第3-19页。
- 8.吕娜、朱立志,2019:《中国农业环境技术效率与绿色全要素生产率增长研究》,《农业技术经济》第4期,第95-103页。
- 9.孟祥海、周海川、杜丽永、沈贵银,2019:《中国农业环境技术效率与绿色全要素生产率增长变迁——基于种养结合视角的再考察》,《农业经济问题》第6期,第9-22页。
- 10.宋马林、金培振,2016:《地方保护、资源错配与环境福利绩效》,《经济研究》第12期,第47-61页。
- 11.孙光林、李婷、莫媛,2023:《数字经济对中国农业全要素生产率的影响》,《经济与管理评论》第1期,第92-103页。
- 12.唐松、伍旭川、祝佳,2020:《数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异》,

- 《管理世界》第5期,第52-66页、第9页。
- 13.唐未兵、傅元海、王展祥,2014:《技术创新、技术引进与经济增长方式转变》,《经济研究》第7期,第31-43页。
 - 14.魏后凯,2017:《中国农业发展的结构性矛盾及其政策转型》,《中国农村经济》第5期,第2-17页。
 - 15.魏后凯,2021:《加快推进农村现代化的着力点》,载李周、温铁军、魏后凯、杜志雄、李成贵、金文成《加快推进农业农村现代化:“三农”专家深度解读中共中央一号文件精神》,《中国农村经济》第4期,第8-11页。
 - 16.温涛、何茜,2023:《全面推进乡村振兴与深化农村金融改革创新:逻辑转换、难点突破与路径选择》,《中国农村经济》第1期,第93-114页。
 - 17.杨光、孙浦阳、龚刚,2015:《经济波动、成本约束与资源配置》,《经济研究》第2期,第47-60页。
 - 18.杨骞、刘鑫鹏、孙淑惠,2022:《中国科技创新效率的区域差异及其成因识别——基于重大国家区域发展战略》,《科学学研究》第5期,第927-937页、第949页。
 - 19.杨怡、陶文清、王亚飞,2022:《数字普惠金融对城乡居民收入差距的影响》,《改革》第5期,第64-78页。
 - 20.于法稳、方兰,2020:《黄河流域生态保护和高质量发展的若干问题》,《中国软科学》第6期,第85-95页。
 - 21.张蕴萍、栾菁,2022:《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》第5期,第79-89页。
 - 22.赵涛、张智、梁上坤,2020:《数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据》,《管理世界》第10期,第65-76页。
 - 23.郑宏运、李谷成、周晓时,2019:《要素错配与中国农业产出损失》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第5期,第143-153页、第159页。
 - 24.朱秋博、白军飞、彭超、朱晨,2019:《信息化提升了农业生产率吗?》,《中国农村经济》第4期,第22-40页。
 - 25.朱向东、周心怡、朱晟君、黄海峰,2021:《中国城市绿色金融及其影响因素——以绿色债券为例》,《自然资源学报》第12期,第3247-3260页。
 - 26.Aghion, P., B. F. Jones, and C. I. Jones, 2017, “Artificial Intelligence and Economic Growth”, NBER Working Paper 23928, <http://www.nber.org/chapters/c14015>.
 - 27.Brynjolfsson, E., D. Rock, and C. Syverson, 2017, “Artificial Intelligence and the Modern Productivity Paradox: A Clash of Expectations and Statistics”, NBER Working Paper 24001, <http://www.nber.org/chapters/c14007>.
 - 28.Brynjolfsson, E., D. Rock, and C. Syverson, 2021, “The Productivity J-Curve: How Intangibles Complement General Purpose Technologies”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 13(1): 333-372.
 - 29.Deng, R., G. H. Ran, Q. Zheng, and X. J. Wu, 2018, “The Nonlinear Effect of Agricultural Informatization on Agricultural Total Factor Productivity in China: A Threshold Test Approach”, *Custos E Agronegocio On Line*, 14(2): 213-236.
 - 30.Haans, R. F., C. Pieters, and Z. L. He, 2016, “Thinking About U: Theorizing and Testing U-and Inverted U-shaped Relationships in Strategy Research”, *Strategic Management Journal*, 37(7): 1177-1195.
 - 31.LeSage, J., and R. K. Pace, 2009, *Introduction to Spatial Econometrics*, Boca Raton: CRC Press Taylor & Francis Group, 34-39.
 - 32.Lind, J. T., and H. Mehlum, 2010, “With or Without U? The Appropriate Test for a U-shaped Relationship”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 72(1): 109-118.

33.Ma, M., J. Lin, and R. J. Sexton, 2022, “The Transition from Small to Large Farms in Developing Economies: A Welfare Analysis”, *American Journal of Agricultural Economics*, 104(1): 111-133.

34.Shen, Z., S. Wang, J. P. Boussemart, and Y. Hao, 2022, “Digital Transition and Green Growth in Chinese Agriculture”, *Technological Forecasting and Social Change*, Vol.181, 121742, <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2022.121742>.

35.Simonsohn, U., and L. Nelson, 2014, “Thirty-somethings Are Shrinking and Other U-shaped Challenges”, <http://atacolada.org/27>.

(作者单位：西北农林科技大学经济管理学院)

(责任编辑：黄 易)

Has the Development of Digital Economy Promoted Changes in Agricultural Production Methods? Evidence from Prefectures in the Yellow River Basin

WANG Fei SUN Shuhui LIU Tianjun

Abstract: Based on the panel data of 100 prefectures in the Yellow River Basin from 2011 to 2020, this paper uses the entropy weight method and the EBM-Malmquist productivity index method to measure the regional digital economy development level and agricultural green total factor productivity. On the basis of clarifying the theoretical mechanism of the impact of digital economy development on agricultural green intensive degree, this paper uses the dynamic panel model, nonlinear mediating effect model, dynamic spatial Durbin model, and other methods to empirically explore the impact of digital economy development on agricultural green intensive degree and its mechanism, and further explore the spatial spillover effect of digital economy development on agricultural green intensive degree. The main findings are as follows. The digital economy development has a significant U-shaped nonlinear impact on agricultural green intensive degree, and the current level of digital economy development in most prefectures in the Yellow River Basin has not crossed the inflection point to increase the development of agricultural green intensive degree. Endogeneity and robustness tests confirm the conclusion. Mechanism analysis shows that the digital economy development empowers the green and intensive development of agriculture through the triple non-linear mechanism of promoting the development of green finance, improving rural human capital, and reducing the misallocation of agricultural resources. Heterogeneity analysis shows that digital economy development has a significant U-shaped impact on agricultural green intensification only in the middle reaches of the Yellow River Basin, and has no significant impact in upstream and downstream areas; in prefectures with high levels of agricultural green technology innovation, the promotion effect of digital economy development is more significant. The results of the spatial spillover effect show that the digital economy development has an inverted U-shaped spatial spillover effect on the agricultural green intensification of surrounding prefectures; the results of long-term and short-term effects are consistent, and the long-term effects are dominant.

Keywords: Digital Economy Development; Agricultural Production Methods; Green Intensive Degree; Spatial Spillover Effect