

# 数字技术赋能农户增收的理论机制与实证检验： 基于 CRRS 2022 农户调查数据

马翠萍<sup>1</sup>, 刘文霞<sup>2</sup>, 方 燕<sup>3</sup>

(1. 中国社会科学院农村发展研究所, 北京 100732; 2. 贵州大学西部现代化研究院, 贵州 贵阳 550025;  
3. 浙江财经大学中国政府监管研究院, 浙江 杭州 310018)

**摘要:**从粮食单产与农业生产效率两方面构建种粮农户增收的理论框架,并借助 CRRS 2022 年农户调查数据样本,实证检验农业生产中数字技术采用对种粮农户的增收效应。基准回归结果显示:农业生产中数字技术采用显著促进了种粮农户收入增加。分别使用工具变量估计、倾向得分匹配估计和安慰剂检验进行稳健性检验,发现结论依然稳健。作用机制分析表明,农业生产中数字技术通过提高农业机械作业效率、农业机械作业水平,进而提高农业生产效率和粮食单产水平,实现种粮农户增收。进一步研究发现,数字技术采用对种粮农户增收具有异质性。数字技术对那些在村里担任职务、经营规模更大的种粮农户增收效应更明显。未来应通过夯实农业数字发展根基、培育高素质农民队伍等途径推动农业生产数字化转型,促进种粮农户增收。

**关键词:**共同富裕;数字技术;农业生产;农户收入

中图分类号:F307.11;F304.8 文献标识码:A 文章编号:1005-0566(2024)07-0069-10

## Theoretical mechanisms and empirical tests of digital technology enabling farm households to increase income: Based on CRRS 2022 farm household survey data

MA Cuiping<sup>1</sup>, LIU Wenxia<sup>2</sup>, FANG Yan<sup>3</sup>

(1. Rural Development Institute, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China;

2. Western Modernization Research Institute, Guizhou University, Guiyang 550025, China;

3. China Institute of Regulation Research, Zhejiang University of Finance and Economics, Hangzhou 310018, China)

**Abstract:** The paper constructs a theoretical framework for grain farmers to increase their incomes in terms of both grain yields and agricultural production efficiency. We empirically test the income-generating effects of digital technology adoption with the CRRS 2022 survey data. The results showed that digital technology significantly contributed to the increase in income of grain farmers. Mechanism of action analyses indicate that digital technology improves agricultural productivity and food yields by increasing the efficiency of agricultural machinery operations, the level of agricultural machinery operations. Heterogeneity analysis shows that the adoption of digital technology has a more pronounced effect on increasing the income of grain farmers who hold positions in the village, operate on a larger scale. It should strengthen the foundation, foster a high-quality farmer workforce, so as to increase the income of grain farmers.

**Key words:** common prosperity; digital technology; agricultural production; household income

收稿日期:2024-04-03 修回日期:2024-05-12

基金项目:国家社会科学基金一般项目“家庭农场促进小农户与现代农业有机衔接的作用机理及路径研究(19BJY134)”。

作者简介:马翠萍(1983—),女,山东巨野人,中国社会科学院农村发展研究所副研究员,硕士生导师,研究方向为土地经济与制度、资源与环境。通信作者:刘文霞。

习近平总书记指出“共同富裕是社会主义的本质要求,是中国式现代化的重要特征”,并进一步明确:“促进共同富裕,最艰巨最繁重的任务仍然在农村”<sup>①</sup>。党的十八大以来,中国农村居民收入持续较快增长,农村居民人均可支配收入由 2012 年的 8 389 元增长到 2023 年的 21 691 元,翻了一番还多,但不容忽视的是农村居民之间的收入差距也在不断扩大<sup>[1]</sup>,呈现农户群体收入分层现象。从事农业生产经营的农户群体,特别是粮食生产农户成为农村居民收入短板群体<sup>[2]</sup>。因此,在保证国家粮食安全硬约束下,如何提高种粮农户群体生产经营性收入从而促进全体人民走向共同富裕,就成为当下亟待破解的时代课题。

近年来,以人工智能、大数据、云计算、物联网等为代表的新一代数字技术迅速向农业领域渗透和延伸。党中央、国务院高度重视数字技术与农业产业的融合发展,对“互联网+”现代农业作出一系列重大战略部署,出台了《数字乡村发展战略纲要》《乡村振兴战略规划(2018—2022 年)》等纲领性文件,提出以数字技术推动农业提质增效和农户增收。本质上,数字技术对农业的影响效果最终会收敛到农户经营性收入这样一个重要衡量指标上。那么一个很自然的问题是:数字技术与农业产业的融合是否提高了农户生产经营性收入?如果是,又是通过何种机制促进农户增收?数字技术对农户的增收效应是否具有差异性?本文尝试利用全国 10 省份“中国乡村振兴综合调查项目”2022 年农户调查数据回答上述问题。

### 一、文献综述

随着数字技术与农业产业的融合,学者们围绕数字技术对农民增收问题从理论和实证层面开展了热烈的讨论。如果简单地将农户收入结构划分为非农收入和农业收入来看,已有研究结论大致可以分为以下 3 个方面。

第一,数字技术应用对农户非农收入产生正向影响。总体来看,学者对数字经济能够促进农户非农收入的结论基本达成共识。数字技术通过

增加信息资源<sup>[3-4]</sup>、增加非农就业机会<sup>[5]</sup>以及依据劳动力技能进行有效社会分工<sup>[6]</sup>等途径提高农户财产性收入、工资性收入。此外,张广胜等<sup>[7]</sup>、齐秀琳等<sup>[8]</sup>认为数字经济通过提升农民工就业质量而提高其工资性收入<sup>[9]</sup>。特别是,数字技术对农村电商产业有非常积极的影响,能够提高农户工商业收入、工资性收入和土地流转收入等非农收入<sup>[10-11]</sup>。

第二,数字技术对农户生产经营性收入影响方向不明确。有学者认为数字技术可以增加农户农业经营性收入。如李怡等<sup>[12]</sup>的研究发现,农民从数字经济中获得的收入增长更多来自于农业而不是非农业;陆镜名等<sup>[13]</sup>对农牧户微观调查数据的实证研究也发现,数字技术对低收入牧户的增收效应更显著。但也有学者认为,数字技术主要应用在消费领域而非生产领域,因此不能显著提高农户农业生产收入<sup>[14]</sup>。在对京津冀蔬菜种植户的研究中,没有发现信息技术对农户种植收入有增收效应<sup>[15]</sup>。

第三,数字技术可能导致了农户群体的收入分化。除了讨论数字技术对农户收入是否具有显著影响外,近年来数字鸿沟问题引起了学者广泛的关注。有研究显示,数字技术在增加农村电商收入的同时,也拉大了农户内部收入差距<sup>[16]</sup>。究其原因,区域间数字技术发展的不均衡、不同群体间数字技能使用差异,弱化了数字经济的普惠性<sup>[17]</sup>,从而产生了数字接入鸿沟和数字技术应用鸿沟。

综上所述,随着新一代通讯技术的发展,围绕数字技术对农户增收的研究逐渐丰富,但整体来看仍存在 3 点不足。一是,对农业生产领域的关注不够。目前数字技术对农户增收的研究多集中在农村二产和三产,如互联网信贷、农产品流通等领域,较少关注数字技术对农户生产经营性收入的影响,特别是对粮食种植户生产经营性收入影响的关注更是少之又少。但现实中,农业生产经营性收入是农户的重要收入来源。因此,研究数字

<sup>①</sup> 来自 2021 年 8 月 17 日,习近平总书记主持召开中央财经委员会第十次会议,研究扎实促进共同富裕问题,研究防范化解重大金融风险、做好金融稳定发展工作问题时的讲话。

技术能否促进农户农业生产增收就十分必要。二是,有关数字技术与农业生产融合的刻画不充分。目前学者多采用数字技术接入、数字信息获取、通讯设备接入等变量刻画数字技术对农业的渗透,如李怡等<sup>[12]</sup>、陆镜名等<sup>[13]</sup>,有关数字技术与农业生产融合的研究不多。三是,研究样本具有局限性。学者尝试从微观层面探讨数字技术对个体收入的影响,但目前来看,研究样本分布及样本数量有限。

针对已有研究的不足,本文拟从种粮农户视角回答农业生产中数字技术采用是否对其有增收效应,并进一步揭示作用机制。本文可能的学术贡献有以下3点。一是,立足一个较新的研究背景。以近年来迅速发展的新一代信息技术渗透农业生产领域为背景开展研究。二是,拓展了数字技术影响农户增收的视角。区别于数字技术对农户非农收入影响的研究视角,本文关注数字技术对农户生产经营性收入的影响。三是,丰富了数字技术对增收群体的研究。已有研究对象主要是从事涉农电商等农户群体,本文则关注数字技术应用对种植大田作物农户的增收效应,是对已有研究对象的重要补充。此外,本文使用的样本是基于10省份的农户调研数据,研究结论以及相应政策启示更具有普适性。

## 二、理论分析与研究假说

2019年党的十九届四中全会将数据纳入与劳动、资本、土地等同的要素行列。数字技术以数据资源为关键要素,与算力相结合,以现代信息网络为主要载体,从而衍生和形成强劲的数据生产力。数字技术对传统农业的改造是指采用遥感(RS)、地理信息系统(GIS)、全球定位系统(GPS)、传感器、无人机、云计算等新一代信息与通信技术,并对数据进行汇聚和关联分析<sup>[18]</sup>,从而对农业生产全过程进行数字化和可视化管理,使农业能够按照其内在的客观规律、人类需求的方向发展。本节将从粮食单产与农业生产效率两方面构建数字技术对种粮农户增收的理论框架。

### 1. 数字技术、粮食单产与农户增收

假设种粮农户的农业经营收入是由粮食产量和价格决定的。在价格给定条件下,粮食产量就成为影响农户收入的决定因素。粮食产量采用新

古典的Cobb-Douglas生产函数来刻画:

$$G = K^\alpha [A(t)L]^{1-\alpha} \quad 0 < \alpha < 1 \quad (1)$$

式(1)中, $G$ 为产量; $K$ 和 $L$ 分别为资本和劳动数量, $A(t)$ 为农业全要素生产率,在此先作用到劳动身上; $\alpha$ 为资本占产出份额。种粮农户种植粮食收入 $Y_1$ 则为各类粮食产量与价格的乘积之和:

$$Y_1 = \sum_{i=1}^n \{A_i(t)^{(1-\alpha)} [K_i^\alpha L_i^{(1-\alpha)}] \times P_i\} \quad (2)$$

式(2)中, $P_i$ 表示种粮农户生产第 $i$ 种粮食产品的均衡价格; $n$ 表示生产粮食种类; $i$ 表示第 $i$ 种粮食。参考已有做法<sup>[13]</sup>,在生产函数规模报酬不变情况下,将传统技术工具设备对农业全要素生产率的促进表示为指数增长形式:

$$A_1(t) = A_0 e^{\delta t} \quad A_0 > 0 \quad (3)$$

式(3)中, $\delta$ 表示哈罗德中性的技术进步率,这种技术进步可以使劳动发挥倍增效应。据此,采用一般生产技术的农户收入 $Y_1(t)$ 仍为:

$$Y_1(t) = \sum_{i=1}^n \{A_0 e^{(1-\alpha)\delta t} [K_i^\alpha L_i^{(1-\alpha)}] \times P_i\} \quad (4)$$

根据内生经济增长理论,技术进步和工具设备的使用对产出的贡献可以是内生的,也可以直接作用于生产要素投入生产。我们可以设置一个技术能力系数为 $\gamma \geq 0$ , $\gamma$ 表示农户采用技术和工具设备的能力和水平。 $\gamma$ 数字越大,代表技术和工具设备的应用水平越高。相应地,在传统技术设备基础上新增使用数字技术后,农户种粮的全要素生产率可表示为:

$$A_2(t) = A_0 e^{(1+\gamma)\delta t} \quad (5)$$

显然,采用较高水平数字技术的农户收入为 $Y_2(t)$ :

$$Y_2(t) = \sum_{i=1}^n \{A_0 e^{(1+\gamma)(1-\alpha)\delta t} [K_i^\alpha L_i^{(1-\alpha)}] \times P_i\} \quad (6)$$

将采用数字技术的农户收入与一般生产技术水平下的农户收入进行对比,即式(6)/式(4),其相对效应用 $\varphi$ 表示:

$$\varphi = \frac{Y_2(t)}{Y_1(t)} = e^{\gamma\delta t(1-\alpha)} > 1 \quad (7)$$

式(7)意味着,种粮农户收入取决于农户采用

数字技术水平。当  $\gamma > 0$  时,也就是农户采用数字技术时,  $\varphi > 1$ ,意味着数字技术会促进种粮农户增收。基于上述分析,本文提出研究假说 H1:数字技术能够促进种粮农户增收。

此外,式(7)对数字技术能力求导后仍为正,意味着数字技术的增收效应会随着数字技术能力而增加。同理,在这个分析框架下,我们可以看到影响农户收入的是粮食产量和价格,假如价格是外生变量,那么粮食单产是农户收入的重要影响因素。如果我们将式(1)两边同时除以种植面积  $C > 0$ ,那么式(8)的左边就代表粮食单产,可以用  $H$  表示:

$$H \equiv G/C = K^\alpha [A(t)L]^{(1-\alpha)}/C \quad 0 < \alpha < 1 \quad (8)$$

接下来,对式(8)同样采用式(3)~式(5)的步骤推导,可以看到,粮食种植中是否采用数字技术对粮食单产水平的影响亦有式(7)的结果。事实上,如果从生产实践来看,数字技术对农业播种机械的升级改造,能够保证播种、施肥、施药更科学的符合农艺种植要求,可以让每粒种子都能均匀一致地吸收水分和土壤中的养分,提高单株作物的质量和产量。同时,数字技术通过精度监控装置还能对种子重播和漏播、少播进行监测,提高单产水平。据此,本文提出研究假说 H2:数字技术通过提高粮食单产促进种粮农户增收。

## 2. 数字技术、农业生产效率与农户增收

长期以来中国农业的增长主要是依靠农业生产率的提高<sup>[19-20]</sup>。国家统计局制定的《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》,将农业生产数字化归类于数字经济产业的第五类产业,即数字化效率提升业。这意味着数字技术与传统产业的融合能够极大提高传统产业的附加值和生产效率。现阶段,信息与通信技术(ICT)的发展普及,推动数据作为一种全新的生产要素嵌入农业生产环节,依靠数据承载的有价值信息,以数字技术生产力(由算力、算法、数据构成)构建基于数据要素的适时反馈,以反馈信息协助农户完成精准生产、作出最佳生产决策,这也被认为是数字技术提高微观运行效率最典型的运行机制<sup>[21]</sup>。首先,数字技术能够帮助传统生产要素投入“物尽其用”。如遥

感、传感器、智能终端等技术装备能够对农作物全生长周期生长状态、病虫害状况以及水肥实时监测,通过对这些监测数据的收集→处理→分析研判,智慧农业管理系统能够依据作物生产规律指导农户完成合理密植、精准施用水肥、精准用药等农业生产精细耕作。可见,数字技术为这种按需实施定位调控的“处方农作”提供了可实现的技术支持<sup>[22]</sup>。其次,数据生产要素能够协助农户“恰到好处”地做出生产决策。物联网通过应用传感器设备和感知技术,采集农业全产业链相关数据(如气象、苗情、土壤等)接入到大数据系统中,结合作物生长规律,为农户提供最佳的时间节点决策,比如何时播种、何时施用水肥等。综上所述,数字技术通过反演土壤及农作物全生育周期关键农情信息,可对农业生产全过程实现数字化和可视化管理,从而通过最大程度降低农业投入或者最大程度提高粮食单产水平的方式提高农业生产效率。据此,本文提出研究假说 H3:数字技术通过提高农业生产效率,从而促进种粮农户增收。

## 3. 数字技术、农业机械作业与农户增收

以农业机械(以下简称“农机”)为代表的技术进步被认为是农业生产率增长最重要的驱动力<sup>[19,23]</sup>,也是数字技术在农业生产领域重要的应用场景。2017年我国农作物耕种收综合机械化水平达到66%,但与发达国家相比,我国农机作业效率和农机作业水平还不高,特别是农机作业时对化肥、农药、灌溉水的利用率较低。相比于传统农机,数字技术能够改造传统农机,提升农机作业智能化、精准化水平。以播种机械为例,传统播种农机目前多为纯机械式结构,其播种主要采用固定时间间隔的方式排出种子,以保证种子间距一致。但现实中,该作业方式非常不稳定,极易导致单次不排种子或者多排种子问题。数字技术对农机的改造升级(主要借助5G通信、云端大脑控制、北斗导航定位、作业路径自动规划等关键技术),不仅能够避免上述问题,还能够确保种子不重播和漏播。此外,数字技术的加持还可实现农机的精准定位、自动驾驶、地头自动转向、障碍物检测与主动避障<sup>[24]</sup>,提高机械作业效率。又如农机收割作业时,借助大数据分析技术,可对农机行驶路线、

速度、割台、脱粒等零部件参数进行动态优化设置,降低农作物收割掉籽率的同时,还能提高农机作业超长的“续航”能力。据此,本文提出两个研究推论。

研究推论 1:数字技术对传统农机改造升级,提高了农机作业效率,从而促进种粮农户增收。

研究推论 2:数字技术对传统农机的改造升级,推动农户更愿意采用农机作业,从而促进种粮农户增收。

农业生产数字技术采用对种粮农户的增收影响机制如图 1 所示。

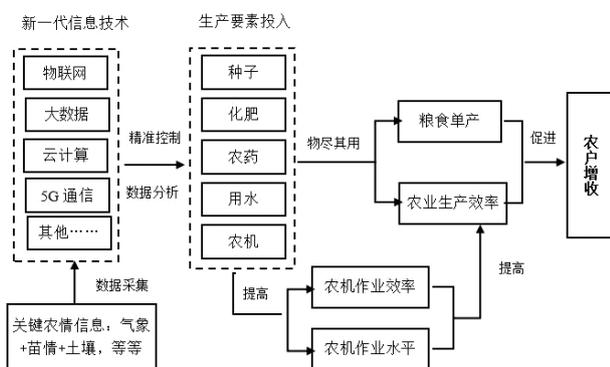


图 1 农业生产数字技术采用对农户的增收影响机制

### 三、数据来源、描述统计及模型设定

本文采用“中国乡村振兴综合调查”项目(CRRS)2022年数据开展实证研究。CRRS项目是中国社会科学院农村发展研究所依托中国社会科学院重大经济社会调查项目实施的一项全国大规模的“三农”调查。CRRS项目于2020年启动,每两年开展一次追踪调查,目前开展了两期<sup>②</sup>。调查对象分布在广东省、浙江省、山东省、安徽省、河南省、黑龙江省、贵州省、四川省、陕西省和宁夏回族自治区共10个省份,50个样本县,150个乡镇,300个行政村。CRRS采用多阶段分层随机抽样原则,抽样过程为:首先,项目组依据经济发展水平、区域位置及农业发展情况,将全国分为东部、中部、西部和东北地区等4个区域,然后在这4个区域各自选取其中1/3数量的省区,得到10个省(区);其次,在各省份中依据人均GDP对所有县(市、区)排序,分为高水平、中高水平、中等水平、

中低水平及低水平5组,然后在各组中随机抽取1个县,得到50个县;再次,按照相同的方法在样本县中划分高、中、低3个水平的乡镇,并随机抽取1个乡镇,得到150个乡镇;又次,在各乡镇中随机抽取1个经济状况较好和1个经济状况较差的村,得到300个村;最后,在各村中按农户名册等距随机选取12~14户农户。CRRS调查内容包括农村人口与劳动力、农业生产投入产出、农业种植结构、农户收入支出等多模块。

2022年CRRS共调查获得3712个农户调查样本,本研究选择主要种植作物为粮食的农户为研究对象。依据研究需要,本文选择的数据指标包括3类:第一类是种粮农户生产技术指标,如粮食生产环节中(耕地、播种、打药、施肥、排灌水、收获)是否采用数字技术(如采用土壤探测技术、农田遥感监测、物联网等智慧农业技术协助农户完成智能喷水、精准施药、合理施肥等精准操作)以及机械投入水平;第二类是种粮农户生产投入产出指标,如粮食产量、农户经营面积、农户纯收入、农业生产资料投入(包括化肥、农药、农机、劳动力)等;第三类是种粮农户家庭及户主禀赋特征(如年龄、性别、受教育年限、在村里是否担任职务、家庭成员中非农就业人数占比、家庭成员中非农就业人数占比等)。在剔除了其他相关变量的缺失值及异常值样本,以及为避免收入异常值的影响,本文对收入变量左侧1%和右侧99%后的样本极值进行了缩尾处理,最终获得1553户种粮农户有效样本。

#### 1. 描述性证据

在1553个种粮农户样本中,在农业生产任意一个环节或多个环节采用数字技术的农户有170户,未采用的农户有1383户,分别占种粮农户比重的10.95%和89.05%。从统计数据可以看出,我国农业生产环节数字化水平不高,处于起步阶段。虽然部分地区已经开展了数字技术应用试点,但辐射区域有限。从种粮农户收入来看,2022年种粮农户粮食种植纯收入均值为1.39万元。分组来看,在农业生产中采用数字技术的种粮农户户平均收入为2.58万元,未采用数字技术的种粮农户户平均收入为1.25万元。初步来看,在同等

<sup>②</sup> 由于CRRS2020年没有设置数字技术采用相关题目,故本文只采用2022年数据。

条件下,农业生产中采用数字技术农户的户均收入是未采用数字技术农户户均收入的 2.07 倍,二者相差 1.33 万元且在 1% 的显著性水平上显著,从统计数据上大体可以看出,农业生产中数字技术采用对种粮农户有增收效应。

表 1 统计描述

指标	种粮农户 / 户	占种粮农户比 / %	种粮农户种植业纯收入均值 / 元
粮农种植业经营纯收入	1 553	—	13 923
数字技术采用	1 553	—	—
采用	170	10.95%	25 846.08
未采用	1 383	89.05%	12 457.4
收入均值差:采用—未采用	—	—	13 388.68 ***

注:本文农业生产中数字技术采用是指农业生产任意一个环节或多个环节有采用数字技术(如采用土壤探测技术、农田遥感监测、物联网、固定式喷灌等智慧农业技术协助农户完成智能喷水、精准施药、合理施肥等精准操作)。下同。

## 2. 模型设定

基准回归。为了量化数字技术对种粮农户收入的影响,我们构建如下计量经济模型:

$$y_i = \alpha + \beta Dig_i + \gamma X + \varepsilon_i \quad (9)$$

式(9)中,下标  $i$  表示第  $i$  个种粮农户;  $y_i$  表示第  $i$  个种粮农户的种植业纯收入;  $Dig_i$  为本文的核心解释变量,表示第  $i$  个种粮农户在生产中是否采用数字技术,如果采用数字技术则赋值为 1,反之则赋值为 0;  $X$  代表一组种粮农户特征控制变量。参考已有研究做法<sup>[10-11]</sup>:首先,本文控制了生产决策者个体特征变量,如户主性别、年龄、政治身份(是否中共党员、是否在村里担任职务)、受教育程度、目前就业状况(是否务农)等;其次,本文控制了家庭层面的特征变量,如家庭成员中 65 岁以上人数占比、家庭成员中非农就业人数占比、家庭经营土地面积、家庭经营地块数以及家庭资金状况(是否遇到资金缺口)等;最后,为了避免外在环境的混淆因素,本文进一步控制了种粮农户所在村层面的特征变量,如农户家庭所在村地势特征(1 = 平原 & 丘陵, 0 = 山区 & 半山区)、家庭所在村去年人均可支配收入(元)、家庭所在村是否为城市郊区村(1 = 是, 0 = 否)、家庭所在乡镇是否有农业生产服务中心(1 = 是, 0 = 否)等。 $\varepsilon_i$  为随机扰动项。具体变量定义及基本统计特征如表 2 所示。

内生性问题处理。鉴于种粮农户采用数字技术与农户增收可能存在互为因果关系也可能存在遗漏变量问题,本文对内生性问题选择 3 种处理

表 2 变量的定义及基本统计特征(N = 1 553)

变量含义/定义及赋值/单位	均值	标准差	最小值	最大值
种粮农户家庭种植业纯收入(元)	13 923	30 118.73	-22 000	180 000
是否采用数字生产技术(1 = 采用 0 = 未采用)	0.109	0.312	0	1
户主性别为男性(1 = 是 0 = 否)	0.958	0.202	0	1
户主年龄(岁)	56.630	10.241	23	88
户主是否中共党员(1 = 是 0 = 否)	0.228	0.420	0	1
户主教育年限(年)	8.144	2.422	3	16
户主是否在村里担任职务(1 = 是 0 = 否)	0.179	0.383	0	1
户主目前就业状况为务农(1 = 是 0 = 否)	0.648	0.478	0	1
家庭成员中 65 岁以上人数占比	0.148	0.268	0	1
家庭成员中非农就业人数占比	0.176	0.195	0	1
家庭种植经济作物种数占比	0.107	0.217	0	1
家庭经营土地总面积(亩)	33.730	87.172	0.5	1 382
家庭经营土地块数(块)	4.596	6.267	1	85
年初以来家庭是否遇到资金缺口(1 = 是 0 = 否)	0.330	0.470	0	1
家庭所在村地势特征(1 = 平原丘陵 0 = 山区半山区)	0.652	0.477	0	1
家庭所在村去年人均可支配收入(元)	13 698.24	5 018.365	2 800	45 000
家庭所在村是否为城市郊区村(1 = 是 0 = 否)	0.132	0.339	0	1
家庭所在乡镇是否有农业生产服务中心(1 = 是 0 = 否)	0.718	0.450	0	1

数据来源:作者计算整理。

方式。第一,采用工具变量估计方法进行模型估计。农业生产中数字技术采用与种粮农户收入之间可能存在联立性问题,即数字技术采用促进了农户增收,但反过来,农户在增收的条件下也可能会提高农业生产的数字技术采用率。因此,我们拟通过工具变量来解决模型联立性问题。工具变量需要满足外生性及相关性条件,考虑到种粮农户所在村的变量指标会直接影响农户农业生产行为,但和农户收入不直接相关,可以满足工具变量条件。我们采用“农户所在村永久基本农田中粮食作物播种面积”作为工具变量,这是因为如果农户所在村永久基本农田中粮食作物播种面积越大,则可能由于规模经济的存在,从而为农户生产采用数字化技术提供便利,因此“农户所在村永久基本农田中粮食作物播种面积”与农户数字技术采用直接相关,但“农户所在村永久基本农田中粮

食作物播种面积”与农户收入却没有直接关联。因此,本文选取了“农户所在村永久基本农田中粮食作物播种面积”来作为工具变量进行估计。第二,采用倾向得分匹配估计(PSM)解决自选择问题。农户数字技术采用与农户收入之间可能存在一定自选择问题,即那些收入水平更高的农户可能本身禀赋特征更突出,如教育水平更高,社会资本更多,经营面积更大等,从而导致本身经营收入更高。因此,本文考虑采用倾向得分匹配来解决自选择问题。第三,采用安慰剂检验来考察不可观测因素的影响。尽管本文已经尽可能控制可观测变量的混淆效应,但依然可能存在潜在的不可观测因素的影响。因此,本文采用安慰剂检验来考察不可观测因素的影响。此外,还采用农户层面的聚类稳健标准误作为模型稳健性检验。

机制检验。为进一步诠释粮食生产中数字技术采用是如何促进种粮农户增收的,本文构建如下方程:

$$Per_i = \alpha + \beta Dig_i + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (10)$$

$$Eff_i = \alpha + \beta Dig_i + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (11)$$

$$MEff_i = \alpha + \beta Dig_i + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (12)$$

$$Mac_i = \alpha + \beta Dig_i + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (13)$$

式(10)、式(11)、式(12)、式(13)中,  $Per_i$ 、 $Eff_i$ 、 $MEff_i$ 、 $Mac_i$  分别表示第  $i$  个种粮农户的粮食单产水平、农业生产效率、农机作业效率、农机作业占比,其余变量及参数的定义与式(9)一致。正如理论分析所指出,农业生产中数字技术可以通过提高粮食单产水平、农业生产效率、农业机械作业水平(包括农机作业效率和农机作业占比两个指标),从而促进种粮农户增收。

目前测算农业生产率的主流算法是数据包络分析(DEA),本文采用固定规模报酬模型(CRS)。投入要素包括资本、劳动、土地,参考已有研究经典做法<sup>[19,25]</sup>,劳动变量选择农业生产所有环节中家庭劳动总投入(单位:小时),资本投入包括农业生产过程中购买服务的现金支出(单位:元),以及购买种子、化肥、农药的现金支出(单位:元),土地投入选择农户经营面积(单位:亩)。产出变量为粮食单产水平(单位:公斤/亩)。

#### 四、实证结果与分析

##### 1. 增收效应分析

表3给出了数字技术采用对种粮农户经营性

收入影响的估计结果。列(1)、列(2)显示的是数字技术对农户增收效应的基准回归结果。平均来看,农业生产中采用数字技术比未采用数字技术的农户种植收入高6389.56元,且这一差异在1%的显著性水平上统计显著。进一步采用农户层面的聚类稳健标准误,这一结果也在5%的显著性水平上统计显著(列2)。列(3)、列(4)显示的是工具变量估计结果。利用“农户所在村永久基本农田中粮食作物播种面积”对内生性问题修正的估计结果显示,采用数字技术能够促进种粮农户增收,这一结果在农户聚类稳健标准误10%的统计显著性水平上显著。这意味着,即使排除模型可能存在的联立性,数字技术仍然能够显著促进种粮农户增收,研究假说H1得到验证。

表3 数字技术采用对种粮农户经营收入影响的估计结果

因变量	OLS	OLS	OLS-IV	OLS-IV
	(1)	(2)	(3)	(4)
是否采用数字技术	6 389.560 *** (2 002.949)	6 389.560 ** (2 597.424)	94 003.364 ** (43 294.595)	94 003.364 * (56 192.336)
户主性别是否为男性	3 901.618 (3 074.015)	3 901.618 * (2 101.840)	1 507.728 (4 765.129)	1 507.728 (3 867.000)
户主年龄	-64.892 (76.466)	-64.892 (87.191)	-141.424 (124.499)	-141.424 (136.975)
户主是否党员	423.270 (1 673.080)	423.270 (1 561.016)	-5 210.638 (3 779.093)	-5 210.638 (4 483.156)
户主教育年限	-137.091 (280.382)	-137.091 (272.161)	-416.790 (451.076)	-416.790 (489.288)
户主是否在村担任职务	3 494.722 * (1 782.018)	3 494.722 * (1 960.288)	2 512.375 (2 715.357)	2 512.375 (2 904.408)
户主目前就业为务农	1 525.293 (1 352.511)	1 525.293 (1 379.318)	1 262.290 (2 036.923)	1 262.290 (1 984.649)
家庭中65岁以上占比	-4 460.820 (2 805.408)	-4 460.820 ** (1 976.602)	-5 210.638 (5 600.248)	-5 210.638 (5 813.094)
家庭非农业人数占比	1 483.851 (3 318.084)	1 483.851 (2 984.274)	1 255.185 (5 013.621)	1 255.185 (4 920.029)
家庭经济作物种数占比	2 880.357 (2 853.795)	2 880.357 (2 518.149)	4 191.375 (4 322.050)	4 191.375 (4 451.628)
家庭经营土地总面积	143.275 *** (8.097)	143.275 *** (39.581)	115.382 *** (15.465)	115.382 *** (39.831)
家庭经营土地地块	979.852 *** (109.954)	979.852 *** (285.663)	1 069.966 *** (167.470)	1 069.966 *** (293.473)
家庭是否有资金缺口	-4 741.311 *** (1 380.223)	-4 741.311 *** (1 458.206)	-5 006.496 ** (2 083.739)	-5 006.496 ** (2 087.978)
家庭所在村地势	9 344.246 *** (1 373.250)	9 344.246 *** (1 308.536)	1 449.464 (4 287.837)	1 449.464 (4 955.673)
家庭所在村去年人均可支配收入	0.084 (0.127)	0.084 (0.128)	0.048 (0.194)	0.048 (0.188)
家庭所在村是否为城市郊区村	-1 412.311 (1 860.636)	-1 412.311 (1 281.093)	-313.095 (2 855.007)	-313.095 (2 230.515)
家庭所在乡镇是否有农业生产服务中心	-2 958.371 ** (1 374.046)	-2 958.371 ** (1 476.978)	-3 328.794 (2 053.257)	-3 328.794 (2 125.426)
观测值	1 553	1 553	1 499	1 499
调整R <sup>2</sup>	0.357	0.357	-0.487	-0.487

注:括号内为标准误;列(2)、列(4)为农户层级的聚类稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别表示在  $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$  时有统计意义。

##### 2. 稳健性检验

为验证基准回归结果的稳健性,本文进行了倾向得分匹配估计和安慰剂检验。具体回归结果如下。

倾向得分匹配估计。为排除数字技术采用与农户生产经营收入之间的自选择问题,本文采用 PSM 估计。PSM 的基本思想是:首先,基于可忽略假定,利用可观测协变量构建一个与处理组(采用数字技术)极其相似的对照组(未采用数字技术);然后,基于得分近似距离定义相应的处理组和控制组。倾向得分匹配估计可以利用匹配后的对照组来最大限度地近似替代处理组的“反事实”结果,从而得到两组农户之间粮食种植收入差异。由于倾向得分匹配估计采用的是共同域样本,且一般两个组样本经过匹配后,协变量基本能够实现平衡,从而能够解决自选择问题。本文分别采用近邻匹配、半径匹配、核匹配或马氏匹配,结果如表 4 所示,采用数字技术的农户收入与未采用数字技术农户收入之间的差异分别为 7 188 元、13 388 元、8 008 元、9 479 元,且这些差异至少在 5% 及其以上的显著性水平上显著。这表明,即使考虑数字技术自选择问题,数字技术对种粮农户的增收效应依然存在,进一步验证了假说 H1 结论的稳健性。

表 4 稳健性检验结果(倾向得分匹配估计)

ATT	近邻 1:5	半径	核匹配	马氏匹配
	(1)	(2)	(3)	(4)
是否采用数字技术	7 188. 716 ** (3 459. 045)	13 388. 68 *** (3 194. 624)	8 008. 595 *** (2 844. 031)	9 479. 164 *** (2 670. 098)
观测值	1 553	1 553	1 553	1 553

注:列(1)、列(2)、列(3)括号内为自助抽样 200 次的标准误,列(4)为异方差稳健标准误。\*\*\*、\*\* 分别表示在  $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$  时有统计学意义。各模型均为 logit 模型,匹配协变量同表 3 控制变量。

安慰剂检验。尽管本研究在模型估计中已经尽可能考虑可观测变量的影响,但依然存在遗漏变量影响估计结果的可能。对此,本文通过安慰剂检验来考察不可观测因素对本文估计结果的影响。首先,在没有采用数字技术的样本中随机抽取 170 个样本作为“伪处理组”,然后将伪处理组与未处理样本构成的数据进行表 5 列(2)回归,并重复 500 次,得到 500 个安慰剂回归系数及其对应 t 值。这些系数集中于 -6 300 元和 5 700 元之间,远远小于本文得到的 6 389 元。同时,这些系数对应的 t 值分布很少在 -1.96 ~ 1.96 之外。这表明,并不存在其他不可观测的系统性因素影响本文的估计结果,或者说其他遗漏变量不能显著影响数字技术对种粮农户的增收效应,并进一步表明,本

研究基准回归结果相当稳健。

### 3. 影响机制分析

表 5 显示的是机制检验回归估计结果,回归结果表明如下。

首先,数字技术能够显著提高农户的粮食单产水平。如表 5 列(1)所示,在其他条件相同情况下,相比于未采用数字技术的农户,数字技术能够促进农户粮食单产每亩提高 31 千克。在粮食价格外生情况下,粮食单产水平的提高能够促进种粮农户增收,验证了本文的研究假说 H2。

其次,数字技术可以显著提高农户农业生产效率。如果将采用数字技术和未采用数字技术的投入产出与最佳生产前沿面比较,就会发现采用数字技术的农户,其农业生产效率显著高于未采用数字技术的农户。实证结果如表 5 列(2)显示,采用数字技术情况下农户农业生产效率与未采用数字技术农户的生产效率相差 18.56,这一差异在 10% 的显著性水平上显著。这表明,利用数字化用量精准控制等技术可以提高种粮农户的生产效率,从而促进种粮农户增收,验证了本文的研究假说 H3。

再次,种粮农户在农业生产中采用数字技术显著提高了农业机械作业效率。以播种环节为例,那些在播种环节采用数字技术的种粮农户,其播种机械作业效率显著高于未采用数字技术的农户。如表 5 列(3)所示,平均来看,粮食播种环节采用数字技术可以让播种机械每小时多作业 2.09 亩,这一差异在 5% 的显著性水平上显著。这表明,如果利用 GIS 导航作业等技术可以显著提高播种的作业效率,验证了本文研究推论 1。

表 5 数字技术采用对种粮农户增收的影响机制分析

因变量	粮食单产 (公斤/亩)	农户生产 效率	播种机械 作业效率 (亩/小时)	农机作业 占比/%
	(1)	(2)	(3)	(4)
是否采用数字化 生产技术	31.276 * (16.778)	24.027 ** (11.937)	2.092 ** (0.822)	61.716 *** (9.131)
控制变量	控制	—	控制	控制
观测值	1 518	1 452	736	1 553
调整 R <sup>2</sup>	0.064	0.002	0.235	0.344

注:由于排灌没有机械作业占比,因此农机作业占比为其他各环节相加的总数;列(1)、列(3)、列(4)括号内为农户层级的聚类稳健标准误;列(2)是采用投入产出法测算的规模报酬不变情况下的采用数字生产技术和未采用数字生产技术农户农业生产效率之差;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在  $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$  时有统计学意义。控制变量同表 3。

最后,粮食种植户在农业生产中采用数字技术可以显著提高农业机械的作业占比。如表5列(4)显示,粮食生产中采用数字技术的农户比未采用农户更愿意使用机械作业,前者比后者采用机械作业占比高61.72%,这一差异在1%的显著性水平上显著。这意味着,在农业生产中,如果采用更多的智能机械作业,技术进步将提升农业生产效率,促进农户更多采用机械作业,从而促进种粮农户增收,验证了本文的研究推论2。

#### 4. 异质性分析

本文从户主政治身份、农户经营耕地面积对农户样本进行分组估计,检验数字技术对农户增收效应是否存在异质性。表6为异质性分析回归结果。

第一,数字技术对那些在村里担任职务的种粮农户增收效应更明显。我们将粮食生产中采用数字技术的农户按户主是否在村里担任职务分成两组。表6列(1)异质性分析表明:粮食生产中采用数字技术对那些在村里担任职务的农户增收效应明显,这一估计值在10%的显著性水平上显著。这一结果与程名望等<sup>[26]</sup>的发现一致,政治身份等社会资本对农户收入具有重要作用。在村里担任职务本身意味着农户具有一定的能力,如学习能力和接受新事物、新技术的能力。

表6 异质性分析回归结果

因变量	村里担任职务	经营土地面积
	(1)	(2)
是否采用数字技术	4 166. 938 (2 853. 431)	1 644. 621 (2 634. 707)
户主在村里担任职务/ 经营土地面积	2 059. 285 (2 060. 390)	119. 692 *** (45. 169)
数字技术 × 户主在村里担任职务	10 051. 184 * (5 872. 875)	—
数字技术 × 农户经营土地面积	—	92. 965 * (52. 214)
控制变量	控制	控制
观测值	1 553	1 553
调整 R <sup>2</sup>	0. 358	0. 369

注:括号内为农户层级的聚类稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$ 时有统计学意义。控制变量同表3。

第二,数字技术对经营规模更大的种粮农户增收效应更显著。表6列(2)显示,农业生产中数字技术采用对经营土地面积大的农户有显著增收效应,这一估计值在10%的显著性水平上显著。这可能是由于农业生产中数字技术采用需要一定的经营规模门槛,经营规模小导致智能农业生产

设备可能不适用,或者使用成本较高。当然,也可能是经营规模小的种粮农户更愿意选择兼业化生产行为<sup>[27]</sup>,而不愿意在农业生产中做出尝试性改变。

#### 五、研究结论及建议

我国农业生产在经历了机械化、自动化之后,正处于向数字化转型的关键时期,以新一代信息技术为代表的科技发展,更加广泛触及农业生产领域,改造传统农业,带动农民走向共同富裕。

第一,数字技术能够改造传统农业、转变农业生产方式。数字技术通过与农业生产环节融合,推动农业生产信息化、精准化、智能化。通过反演土壤及农作物全生育周期关键农情信息,协助农户“恰到好处”地做出生产决策。或引导土地、劳动力、农药、化肥、机械等传统生产要素“物尽其用”,实现粮食生产“藏粮于技”。

第二,农业数字化转型通过最大程度降低农业投入或者最大程度提高粮食单产水平和农业生产效率的方式,促进农户增收。数字技术通过对数据要素所承载的有价值信息有效提取及应用,提升微观运行效率。数字技术对种粮农户的影响机制表明,数字技术通过提高种粮农户粮食单产水平、农业生产率、农机作业效率以及农机作业水平等途径促进种粮农户增收。

第三,群体间数字技能使用差异和资源禀赋差异,弱化了数字技术赋能农户增收的普惠性。本文的异质性分析表明,对于那些在村里担任职务、经营规模更大(10亩以上)的种粮农户而言,采用数字技术能够显著促进种粮农户增收。

本文研究显示,数字技术与农业生产的加速融合是破解种粮农户增收难的有效途径。“十四五”时期是我国农业数字化转型的战略机遇期。为加速推进新一代数字技术与农业生产的深度融合,应在贯彻落实《数字农业农村发展规划(2019—2025年)》《关于推进农业农村大数据发展的实施意见》等中央文件精神的基础上,进一步从多方面综合施策。本文提出以下政策建议。

首先,夯实农业数字发展根基。一是加大农业农村网络设施建设。加快农村信息基础设施建设和宽带普及,增强村级站数据采集和信息发布功能。二是整合利用已有农业生产大数据,实现数据共享,释放数据要素价值。重点整合利用农

业遥感监测地面网点县、农业科学观测试验(监测)站(点)、数字农业试点县等试点地区的农业生产数据,做到试点(试验)地区数据互联互通,适时共享数据。三是提升农业对地监测能力。建议在农业基础较好和有一定技术力量的粮食生产功能区、重要农产品生产保护区和国家现代农业示范区等地,加大农业生产信息监测网点建设。

其次,加强既懂农业又懂数字技术的高素质农民队伍建设。数据作为新的生产要素,其获取和服务农业生产都离不开人的能动性。因此,要营造农业数字化转型的氛围,提升农民对数字技术重要性的认知。建议开展数字农业农村领域人才下乡活动,做好农业数字使用的普及工作,让农业经营主体充分认识到数字技术应用对传统农业改造升级的作用。同时要充分发挥党员干部采用数字技术的示范引导作用,带动更多农户使用数字技术,促进农户增收。

最后,探索建立数字农业持续发展的长效机制。资金、用地、项目等要向数字技术与农业产业融合领域倾斜。如加大对农业经营主体使用数字农业专用设备和农业物联网设备的购置补贴,推动智能化农业技术装备应用;优先安排数字农业农村重大基础设施建设项目用地等。

#### 参考文献:

- [1]李实,朱梦冰.推进收入分配制度改革促进共同富裕实现[J].管理世界,2022,38(1):52-61.
- [2]黄季焜.加快农村经济转型,促进农民增收和实现共同富裕[J].农业经济问题,2022(7):4-15.
- [3]许竹青,郑风田,陈洁.“数字鸿沟”还是“信息红利”?信息的有效供给与农民的销售价格:一个微观角度的实证研究[J].经济学(季刊),2013(4):1513-1536.
- [4]HIRSHLEIFER J. Where are we in the theory of information? [J]. American economic review, 1973,63(2):31-39.
- [5]GOLDFARB A, TUCKER C. Digital economics [J]. Journal of economic literature, 2019,57(1):3-43.
- [6]田鸽,张勋.数字经济、非农就业与社会分工[J].管理世界,2022(5):72-84.
- [7]张广胜,王若男.数字经济发展何以赋能农民工高质量就业[J].中国农村经济,2023(1):58-76.
- [8]齐秀琳,江求川.数字经济与农民工就业:促进还是挤出:来自“宽带中国”政策试点的证据[J].中国农村观察,2023(1):59-77.
- [9]李梦娜,周云波,王梓印.数字经济能否缓解农民工相

对贫困:基于城市规模视角[J].中国农村经济,2023(9):48-73.

[10]秦芳,王剑程,胥芹.数字经济如何促进农户增收:来自农村电商发展的证据[J].经济学(季刊),2022(2):591-612.

[11]邱子迅,周亚虹.电子商务对农村家庭增收作用的机制分析:基于需求与供给有效对接的微观检验[J].中国农村经济,2021(4):36-52.

[12]李怡,柯杰升.三级数字鸿沟:农村数字经济的收入增长和收入分配效应[J].农业技术经济,2021(8):119-132.

[13]陆镜名,仇焕广,苏柳方,等.数字能力能否促进牧户增收:来自典型牧区的经验证据[J].中国农村经济,2023(12):85-105.

[14]邱泽奇,张树沁,刘世定,等.从数字鸿沟到红利差异:互联网资本的视角[J].中国社会科学,2016(10):93-115.

[15]曹冰雪,李瑾.信息化对农民增收的影响效应[J].华南农业大学学报(社会科学版),2019,18(6):55-69.

[16]方师乐,韩诗卉,徐欣南.电商发展与农村共同富裕[J].数量经济技术经济研究,2024,41(2):89-108.

[17]陈梦根,周元任.数字经济、分享发展与共同富裕[J].数量经济技术经济研究,2023,40(10):5-26.

[18]阮俊虎,刘天军,冯晓春,等.数字农业运营管理:关键问题、理论方法与示范工程[J].管理世界,2020,36(8):222-233.

[19]龚斌磊.投入要素与生产率对中国农业增长的贡献研究[J].农业技术经济,2018(6):4-18.

[20]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):86-98.

[21]蔡跃洲,马文君.数据要素对高质量发展影响与数据流动制约[J].数量经济技术经济研究,2021,38(3):64-83.

[22]汪懋华.“精细农业”的实践与农业科技创新[J].中国软科学,1999(4):22-26.

[23]ROZELLE S,黄季焜.中国的农村经济与通向现代工业国之路[J].经济学(季刊),2005(3):1019-1042.

[24]崔敏,侯方安.信息化驱动农机社会化服务转型升级[J].农机科技推广,2019(11):51-53.

[25]方鸿.中国农业生产技术效率研究:基于省级层面的测度、发现与解释[J].农业技术经济,2010(1):34-41.

[26]程名望,史清华, JIN Y H,等.市场化、政治身份及其收入效应:来自中国农户的证据[J].管理世界,2016(3):46-59.

[27]黄季焜.加快农村经济转型,促进农民增收和实现共同富裕[J].农业经济问题,2022(7):4-15.

(本文责编:润泽)