

# 农业产业链服务对农户生产效率的影响——内在机理与实证检验<sup>1</sup>

管宁宁<sup>1</sup>, 黄惠春<sup>2\*</sup>

(1. 南京晓庄学院商学院, 江苏 南京 211171; 2. 南京农业大学金融学院, 江苏 南京 210095)

**【摘要】**: 建设农业强国, 首要任务就是要确保国家粮食安全, 农户生产效率事关国家粮食产量稳定和粮食战略安全。利用江苏水稻种植户调查数据, 基于超越对数随机前沿生产函数模型测度农户生产效率, 在此基础上从农业生产性服务供给视角考察农业产业链发展对农户生产效率的影响, 并关注农户生产投资规模、生产投资结构和正规信贷获得在其中的影响机制。研究表明: 样本农户平均生产效率为 0.87, 总体较高, 但仍存在 13% 的生产效率损失; 农业产业链服务对农户生产效率具有显著促进作用, 且对小规模农户的促进作用更明显; 农业产业链服务通过激励农户增加土地经营规模和单位土地农机投入, 促进农户以机械投入替代劳动投入、以扩大土地经营规模替代购置农机, 以及提高农户正规信贷获得促进农户生产效率提升。提出强化农业产业链服务水平、因人制宜供给农业产业链服务、创新农村金融产品供给等政策建议。

**【关键词】**: 农业产业链服务; 农户生产效率; 生产投资规模; 生产投资结构; 正规信贷

**【中图分类号】**: F326.11      **【文献标识码】**: A      **【文章编号】**: 1004-8227(2023)11-2418-13

DOI: 10.11870/cjlyzyyhj202311016

务农重本, 国之大纲。党的二十大报告作出全方位夯实粮食安全根基的战略部署, 2023 年一号文件也指出要立足国情农情, 体现中国特色, 建设供给保障强、科技装备强、经营体系强、产业韧性强、竞争能力强的农业强国。当前, 中国农业发展的外部环境和内部动因均发生了深刻变化, 表现在全球新冠肺炎疫情冲击和全球价值链重构的国际环境、经济高质量发展和社会主要矛盾变化的国内环境与消费升级和品质化的消费环境, 尤其国际粮食价格天花板不断下移、国内粮食生产成本不断攀升的双重打击导致农业领域出现“三量齐增、三本其升”的尴尬局面, 农业经济效益不高, 继而导致农户生产投资乏力、生产效率表现不佳。如何提升农户生产效率是亟待解决的理论和现实问题。

已有研究基于要素配置理论、新劳动力迁移经济学理论、诱致性技术变迁理论等经济学理论从不同维度出发考察农户生产效率的影响因素。结果表明, 城镇化发展和城乡“二元”体制改革下的农村劳动力流动对农户生产效率具有收入效应[1]和替代效应[2,3]; 土地规模经营进程推进和土地流转市场发展下的土地确权对农户生产效率具有技术变革效应[4]和要素配置效应[5]; 还有其他诸如环境禀赋[6]、人力资本[7]、社会资本[8]等对农户生产效率的影响。

<sup>1</sup> 收稿日期: 2023-03-08; 修回日期: 2023-06-06

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(71873066)

作者简介: 管宁宁(1994~), 女, 讲师, 主要研究方向为农村金融. E-mail: gshufulei@163.com

\* 通讯作者 E-mail: huanghuichun@njau.edu.cn

立足农业生产成本攀升与保障粮食安全的现实矛盾，分工与合作基础上的农业产业链发展与农户生产效率的关系成为学术界研究的热点[9,10]。相关研究基本一致认为农户凭借农业产业链成员身份获得的信息技术、农机服务、盈余返还等服务可以有效降低农业生产交易成本和经营风险，促进农户生产效率提高[11,12,13]。提供生产性服务是农业产业链的本质和核心，也是农业产业链作用于三农领域的一个重要维度[14]。关于农业产业链服务对农户生产效率的影响研究主要集中于农机服务，指出其可以通过科技引入效应和劳动替代效应优化农业成本结构，促进农户生产效率提升[15]。

当前农业产业链服务正在发生深刻变化，涵盖产品销售、生产管理、农资采购、信息技术、加工运输等方面，对农户生产效率的影响亟待重新检验。现有文献对本文具有重要参考价值，但可能存在以下不足：(1)以往研究侧重于分析农业产业链内、外农户的生产效率差异，未能体现农业产业链间的差异性特征；(2)尽管相关研究已试图构建农业产业链服务与农户生产效率的关系，但关于中间影响机制的分析有待完善。鉴于此，本文基于江苏省水稻种植户数据，在测度农户生产效率的基础上，从生产性服务供给视角探究农业产业链对农户生产效率的影响，并讨论、验证其中的作用机制，为从政策层面引导农业产业链发展以提高农户生产效率、确保粮食安全提供经验借鉴。

## 1 理论分析与研究假说

### 1.1 农业产业链服务的含义

根据农业部、国家发展改革委和财政部联合发布的《关于加快发展农业生产性服务业的指导意见》(农经发[2017]6号),农业生产性服务是指贯穿农业生产作业链条，直接完成或协助完成农业产前、产中、产后各环节作业的社会化服务。学术界亦倾向于从农业产业化角度界定农业产业链服务。例如，黄祖辉等[16]从种苗供应、农资采购、生产管理、产品加工和产品销售五个方面定义合作社具有的生产性服务，并从服务宽度和服务深度两个方面测度合作社服务水平实现程度。黄季焜等[17]从技术信息、农资购买、产品销售和资金借贷4个维度界定农业产业链服务。陈新建等[18]从技术指导、农资购买、生产管理和品牌化销售4个维度对合作社生产性服务进行划分。更一般地，可以将农业产业链服务定义为农业产业链通过为成员提供农业生产经营相关服务来满足农户农业生产经营需求所发挥的作用。

现阶段，农业产业链服务已经从单一化向多元化转变，涉及产品销售、生产管理、农资采购、标准化生产、信息技术服务、以及产品加工等诸多方面，但各服务模块的发展水平存在差异[19]。此外，以农民专业合作社为例，《2022年中国新型农业经营主体发展报告(二)——基于中国农民合作社的调查》显示，农业产业链服务已经从最初单纯的技术指导、信息服务、产品销售等，逐步向农产品仓储运输、加工销售等环节延伸。综上，并考虑指标可测度性、结合实地调研情况，同时增强研究的针对性和研究结论的适用性，本文将农业产业链服务概括为农资采购、生产指导、农机服务和加工销售4个模块，服务供给主体则包括农民专业合作社、农业龙头企业及不同农业产业链模式(图1)。

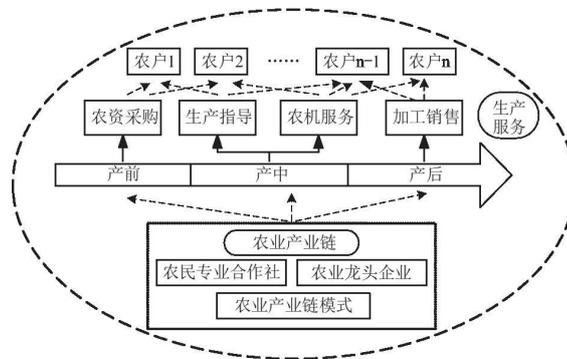


图1 农业产业链服务框架

## 1.2 理论分析

农户生产效率一般由2方面因素决定：(1)生产投资规模；(2)受制于生产投资结构的边际产出率。然而，农村城镇化进程的推进和要素市场的发展使农户面临劳动、土地、机械等生产要素价格的全面上涨[20]。在农业机械化和土地规模化发展趋势下，参与土地流转市场、购置农业机械，亦或改善农业基础设施，均使农户生产资金需求由“小额、短期、分散”转变为“大额、长期、集中”，由季节性周转式转变为稳定性固定式。然而，农村地区的低储蓄/积累加上农村金融市场普遍存在着信贷配给，导致农户长期面临较强流动性约束[21]。农户扩大土地经营规模、购置农机、以机械替代劳动等生产投资行为均面临较强限制，抑制农户生产效率提高[22]。

农业产业链作为连接生产端农户和销售端消费者的中介桥梁，通过农资采购、生产指导、农机服务、加工销售等生产性服务衔接农业生产不同环节，一方面，使农户共享现代化农业设施、生产管理新模式，由分工带来的专业化水平提高，可以促进农户生产效率提升[23]。另一方面，农业产业链将外部市场化服务转化为产业链内服务，在推动分工专业化、生产标准化、管理集约化的同时，将经济剩余保留在农业内部，有利于改善农业自我积累能力，促进农户生产效率提高[24]。基于此，本文提出研究假设1：

H1:农业产业链服务促进农户生产效率提升。

农业产业链服务对农户生产效率的影响还体现在：(1)农业龙头企业、农民专业合作社等农业产业链组织往往具备资金、技术和人才优势，以先进机械设备装备传统农业，其农机服务直接满足农户农机作业需求，保证农户在不自购农机的情况下也能够及时获取全部或部分农机服务，提高农业机械化水平，即增加农机投资规模[25]。(2)城镇化进程推进带来的农村劳动力外流导致农业雇工成本提升，而农业产业链农机服务往往具备价格优势，根据诱致性技术变迁理论，农户通过提高农业机械化水平可以应对农村劳动力雇工成本上升难题，即提高资本投工比[26]。(3)农业产业链对配方施肥、病虫害防治、质量保障等方面的先进技术具有较高的接受能力与采纳意愿，其生产指导服务通过知识溢出效应和示范带动效应可以降低农业生产风险，缓解农村人力资本弱化对农业生产的不利影响[27]。其加工销售服务提高农产品品质、增加农产品附加值，并为农户提供稳定的农产品销售渠道和销售价格，使农户得以享受农业产业链延伸带来的价值增值，规避农业“谷贱伤农”风险的同时提高农户预期收益[28]。生产经营风险降低和预期收益提高有利于提升农户从事农业生产的积极性，增加土地经营规模。(4)农业产业链农资采购服务通常采用实物赊销的形式，匹配生产投入环节的资金支出和产品销售环节的资金流入，缓解农户流动性约束[29,30]，农机服务也避免了农户为购买农机可能产生的资金缺口[31]。这些实物或现金形式、具有资金融通性质的活动为农户扩大土地经营规模提供了流动性资金。所以相较于购置农机，农户扩大土地经营规模以获取规模经营的意愿提高，即降低机械土地比。(5)农业产业链供给生产性服务的过程，也是对物流、资金流和信息流整合的过程，通过信号传递机制、能力显示机制和网络嵌入机制可以降低信贷供需双方的信息不对称[32]，同时发挥信誉证明和还贷责任保证作用，产生抵押替代效果，降低贷款交易成本和贷款风险，提高金融机构贷款供给意愿，即提高正规信贷供给[33]。

基于上述分析，通常情况下存在：(1)土地一般流向具有农业生产比较优势的农户，土地经营规模扩大更有利于引进先进农业生产技术，提高资源配置效率，从而获得规模经济，提高农户生产效率[34]。(2)农机投资规模增加既可以解放农村劳动力从事其他活动，提高劳动生产率，又可以降低农业生产对劳动力要素的依赖，缓解劳动力成本提高对农户生产效率提升的制约。(3)融资能力提高、资金约束缓解有利于农户优化生产要素配置，要素均衡匹配程度的提高有助于改善不同要素之间的协调效率，提高不同要素的组合生产力[35]。因此，本文提出研究假设2：

H2:农业产业链服务通过激励农户增加生产投资规模(农机投资规模与土地经营规模)、促进农户调整生产投资结构(提高资本投工比、降低机械土地比)、提高金融机构正规信贷供给，促进农户生产效率提升。

## 2 数据、变量与模型

## 2.1 数据来源

本文所用数据源于课题组在 2021 年 1~7 月对江苏省水稻种植户的抽样调查数据。江苏省地处华东地区，经济发展水平自北向南依次增强，既是经济、人口大省，也是全国粮食主产省份之一。农户样本选取采用多级分层抽样策略以保证样本的代表性和异质性：第 1 阶段，综合考虑江苏各地级市水稻种植的历史生产数据及农业产业链发展情况，确定苏北地区的徐州、苏中地区的泰州、苏南地区的南京和镇江 4 市作为样本地级市；第 2 阶段，在每个地级市的水稻主产区(区)中随机抽取 2~3 个县(区)开展调查，共抽取了 9 个水稻主产区(区)，具体包括隶属于镇江市的丹徒区和丹阳市，隶属于泰州市的姜堰区和兴化市，隶属于南京市的六合区、江宁区 and 溧水区，隶属于徐州市的新沂市和铜山区(图 2)；第 3 阶段，从每个县(区)随机抽取 3~5 个乡镇，并从每个乡镇的农户数据库中随机抽取 12~18 个水稻种植户。最终共随机抽取了 632 个农户样本，剔除关键数据缺失和前后信息不一致的问卷，获得有效问卷 533 个，问卷回收有效率为 84.34%。

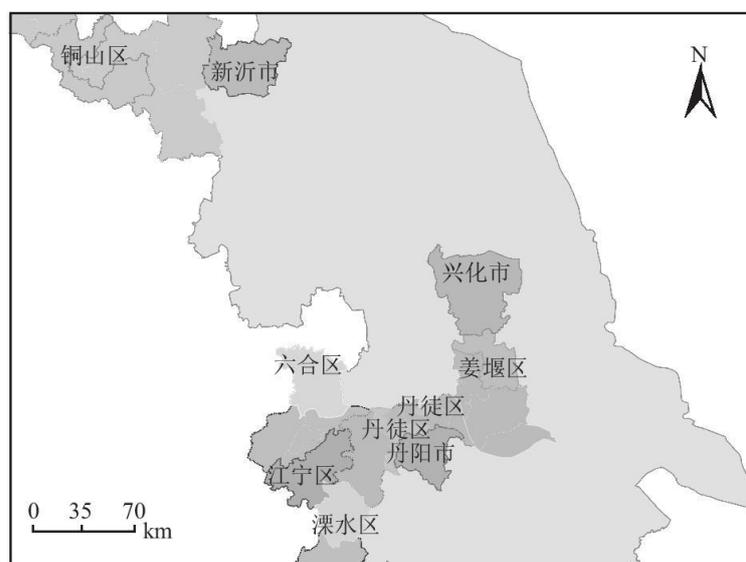


图 2 调研样本县分布图

## 2.2 变量选择

**被解释变量：**农户生产效率。本文采用 Frontier4.1 软件测算农户生产效率。其中，投入指标包括土地投入(农户实际经营土地面积)、劳动投入(家庭自用工和雇工总支出)、物质资本投入(种肥药等支出)和机械投入(水稻生产各环节的机械支出)，产出指标为水稻产量。

**关键解释变量：**农业产业链服务。根据上文对农业产业链服务内涵的界定，基于 4 个生产服务子模块，按照农业产业链是否提供相应生产服务子模块以及提供水平低、高 3 个等级分别赋值 0、1 和 2(表 1)，等权重加权求和得到农业产业链服务指数 2。农业产业链服务的样本量分布及样本描述性统计如图 3 和表 2 所示。

在农业产业链服务指标体系的 4 个子模块中，以生产指导和农机服务为主，其中，获农业产业链提供生产指导服务的样本农户数量为 224，占比 42.03%，且 94 个样本农户(占比 17.64%)每年会获农业产业链提供 3 次以上生产指导培训；18.57%的样本农户能够获得农业产业链提供的低成本农机服务或 3 种以上农机服务，这基本覆盖了农业生产的大部分机械作业环节；108 个样本农户(占比 20.26%)可以获得农业产业链提供的品质较好的种苗。

表 1 农业产业链服务指标体系及赋值

服务模块	无 赋值 0	低服务水平 赋值 1	高服务水平 赋值 2
农资采购	不提 供	提供普通种苗/部分农药肥料	提供优质种苗/全部农药肥料
生产指导	不提 供	每年提供 1~3 次指导培训/组织内相互交流	每年提供 3 次以上培训指导/专业的技术服务队指导
农机服务	不提 供	提供 1~3 种农机服务/农机服务价格等于或高于市场价格	提供 3 种以上农机服务/农机服务价格低于市场价格
加工销售	不提 供	未签订书面购销合同/仅收购部分农产品/牵线销售	签订书面购销合同/收购全部农产品/提供统一加工、包装销售

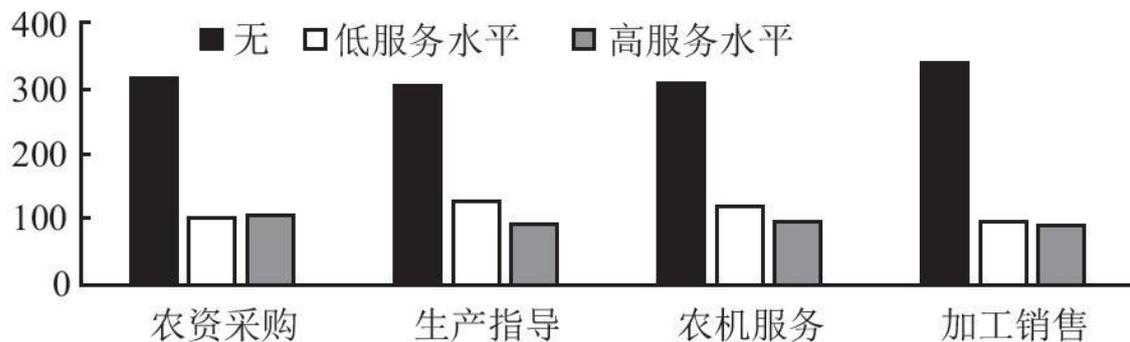


图 3 农业产业链服务的样本量分布

中介变量。农户生产投资规模、生产投资结构、正规信贷获得为农业产业链服务影响农户生产效率的主要中介变量。在参照已有研究的基础上，本文以土地经营规模和农机投资规模作为农户生产投资规模的代理变量，以资本投工比和机械土地比作为生产投资结构的代理变量，以金融机构信贷供给作为农户正规信贷获得情况的代理变量。

表 2 农业产业链服务的样本描述性统计

服务模块(样本占比)	0	1	2
农资采购	60.04%	19.70%	20.26%
生产指导	57.97%	24.39%	17.64%
农机服务	58.54%	22.89%	18.57%
加工销售	64.35%	18.39%	17.26%

注：数据来源为调研样本数据。

控制变量。为了控制家庭资源禀赋、经济资本和人力资本对农户生产效率的潜在影响，本文选择了包括性别、年龄、受教育程度等户主个人特征，以及家庭自有农机价值、劳动力情况、非农收入占比等家庭特征在内的控制变量。各变量的含义及描述性统计见表 3。

表 3 主要变量名称、定义与描述性统计

变量类型	变量名	变量赋值	均值	标准差
被解释变量	农户生产效率	以水稻产量为产出指标,采用超越对数 SFA 模型计算所得,取值在 0 和 1 之间	0.874	0.064
解释变量	农业产业链服务	根据农业产业链服务指标体系加权计算得到(各生产服务模块权重均为 25%)	1.115	0.668
	土地经营规	家庭实际经营的土地面积(hm <sup>2</sup> )	11.987	10.605

中介变量	模			
	农机投资规模	单位土地农机投入金额(元/hm <sup>2</sup> )	6 290.925	1 788.585
	资本投工比	农机投入与劳动投入的比值	5.015	14.448
	机械土地比	家庭持有农机价值与土地租金支出的比值	1.896	7.027
	信贷需求	农户需要信贷资金时=1,否则=0	0.405	0.491
	信贷供给	农户获得信贷资金时=1;否则=0	0.270	0.444
	信贷约束	农户受到信贷约束时=1;否则=0	0.191	0.394
控制变量	农机价值	家庭持有生产性固定资产价值(万元)	17.711	31.691
	农机购置补贴	购买农机获得的补贴金额(万元)	4.351	19.22
	土地价格	流转土地的平均租金水平(元/hm <sup>2</sup> )	9 906.330	4 390.830
	服务外包价格	农机服务外包市场上的农机服务价格(元/hm <sup>2</sup> )	3 295.095	2 030.280
	家庭资产	持有住房、汽车等资产的价值(万元)	37.475	159.755

家庭纯收入	家庭纯收入水平(万元)	4.146	24.549
非农收入占比	非农收入占家庭总收入的比重	0.191	0.273
劳动力占比	劳动力人数占家庭总成员的比重	0.655	0.200
非正规借款	家庭有非正规借款=1;否则=0	0.499	0.500
正规信贷经历	家庭近三年是否贷过款, 是=1;否则=0	0.206	0.405
金融机构距离	与最近金融机构网点的距离(km)	2.829	2.765
性别	户主的性别, 男性=1;否则=0	0.895	0.307
年龄	户主的年龄(岁)	53.428	8.978
受教育程度	户主的受教育年限(年)	8.051	3.016
风险偏好程度	取值在 0 到 1 之间, 取值越大代表越偏好风险	0.236	0.371
健康状况	户主身体健康情况, 较差=1;一般=2;良好=3	2.548	0.674

注：数据来源为调研样本数据。

### 2.3 计量模型设定

#### 2.3.1 超越对数随机前沿生产函数模型

关于农户生产效率的测算可以分为两种思路：(1)以随机前沿生产函数(SFA)为代表的参数分析法；(2)以数据包络分析(DEA)为代表的非参数分析法。考虑到降水、气温、光照等随机因素对农业生产的重要影响，采用 DEA 进行效率分析容易发生偏误[36]，本文选择更为适用的随机前沿生产函数模型对农户生产效率进行估计，并选择包容性更强、形式更灵活的超越对数随机前沿模型(Translog-SFA)测算农户生产效率。函数具体形式为式(1)。其中， $Y_i$  表示水稻总产量； $L_i$  表示劳动投入； $S_i$  表示土地投入； $K_i$  表示物质资本投入； $M_i$  为机械投入； $v_i$  为白噪声， $v_i \sim (0, \sigma_v^2)$ ，主要用于判断测量误差和其他随机干扰因素的影响； $\mu_i$  是代表生产效率水平的变量，且  $\mu_i \geq 0$ ，用于捕捉随机变量的技术无效率部分，反映农户与生产效率前沿面的距离， $\mu_i$  与  $v_i$  相互独立，且满足  $\mu_i \sim N+(\mu_i, \sigma_\mu^2)$  的原点左侧断尾正态分布。

$$\begin{aligned} \ln Y_i = & \beta_0 + \beta_1 \ln L_i + \beta_2 \ln S_i + \beta_3 \ln K_i + \beta_4 \ln M_i \\ & + \beta_5 (\ln L_i)^2 + \beta_6 (\ln S_i)^2 + \beta_7 (\ln K_i)^2 \\ & + \beta_8 (\ln M_i)^2 + \beta_9 \ln L_i \times \ln S_i + \beta_{10} \ln L_i \\ & \times \ln M_i + \beta_{11} \ln S_i \times \ln M_i + \beta_{12} \ln M_i \times \\ & \ln K_i + v_i - \mu_i \end{aligned} \quad (1)$$

尽管上述随机前沿生产函数具有线性性质，但由于回归方程误差项包含两个不可观测变量，不满足最小二乘法的经典假设，故利用两参数  $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_\mu^2$  和  $\gamma = \sigma_\mu^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_\mu^2)$  替代，采用极大似然估计方法(MLE)估计。这里  $\gamma \in (0,1)$ ， $\gamma=0$  表示不存在生产无效率，即  $\mu_i$  应从模型中删除， $\gamma=1$  则表明模型不存在随机白噪音，对  $\gamma$  的估计检验可以反映生产效率变动是否具有统计上的显著性。农户生产效率(TE)为观察到的水稻产出同随机前沿生产面上可能的最大产出之比，其值处于 0~1 之间。TE 取值为 1 时代表完全有效率，即生产前沿；TE 取值为 0 时，生产效率最小；0<TE<1 时，农户生产效率存在部分损失。农户生产效率可以表示为：

$$TE_i = \frac{y_i}{\exp(x_i \beta)} = \frac{\exp(x_i \beta - \mu_i)}{\exp(x_i \beta)} = \exp(-\mu_i) \quad (2)$$

### 2.3.2 CLAD 模型

被解释变量农户生产效率是介于 0 和 1 之间的受限变量，本文采用归并绝对最小离差法(CLAD)检验农业产业链服务对农户生产效率的影响。模型设置如(3)：

$$TE_i = \beta_0 + \beta_1 Function_i + \sum \beta_i X_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

式中：Function<sub>i</sub> 表示农业产业链服务；X<sub>i</sub> 代表一系列影响农户生产效率的农户个人特征和家庭特征变量； $\varepsilon_i$  表示随机误差项。

## 3 实证估计结果与分析

### 3.1 农户生产效率测度

采用随机前沿分析软件 Frontier4.1 对(1)式进行估计, 结果如表 4 所示。从模型拟合度来看,  $\delta \mu$ 、 $\delta v$  和  $\lambda$  均通过 t 检验, 在 1%水平上显著, 证明采用随机前沿生产函数的合理性。 $\gamma$  约为 0.68, 说明模型中有 68%的误差源于生产非效率项, 可表明影响误差项的主要原因来自于生产单位的实际产出与前沿产出之间的差距主要由技术无效所引起, 而 32%源于随机误差项, 即随机误差仅占到复合误差的 0.32, 表明造成农户间生产效率差异的主要原因是农户农业生产之间绝对的技术差异。

表 4 随机前沿生产函数估计结果

变量	估计值(标准差)	变量	估计值(标准差)
劳动力对数值	-0.014(0.032)	机械对数值平方项	0.089***(0.025)
土地对数值	-0.341**(0.140)	劳动力对数与土地对数交叉项	-0.006(0.004)
资本对数值	1.018***(0.333)	劳动力对数与机械对数交叉项	-0.002(0.007)
机械对数值	0.571**(0.248)	劳动力对数与资本对数交叉项	0.009(0.008)
劳动力对数值平方项	-0.003*(0.002)	土地对数与资本对数交叉项	-0.043(0.029)
土地对数值平方项	0.029***(0.011)	土地对数与机械对数交叉项	0.061**(0.025)
资本对数值平方项	0.102**(0.044)	机械对数与资本对数交叉项	-0.231***(0.064)
$\delta \mu$	0.138***(0.027)	$\gamma$	0.634***(0.041)
$\delta v$	0.217***(0.015)	截距项	-0.494(1.100)

$\gamma = \delta_{\mu}^2 / (\delta_{\mu}^2 + \delta_{\nu}^2)$	0.68
---	------

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%的置信水平上具有统计显著性。

从估计结果来看，大部分变量估计结果均具有统计意义上的显著性。土地、资本、机械一次项系数均通过了显著性检验，且资本与机械的回归系数均大于 0,说明资本与机械均能有效促进产出增加。从二次项系数估计结果来看，可以发现，劳动与水稻产出之间呈“倒 U”型关系，土地、资本、机械与水稻产出则呈“U”型关系。此外，土地与机械的交互项显著为正，机械与资本的交互项显著为负。进一步运用(2)式计算农户生产效率，得出样本农户生产效率均值为 0.87,说明在要素投入和生产技术不变的情况下，如果消除效率损失，水稻产出还有 13%的提升空间，且样本农户生产效率存在较大差异，低至 0.55,高达 0.95。

### 3.2 农业产业链服务对农户生产效率的影响

运用 CLAD 模型估计农业产业链服务对农户生产效率影响的结果如表 5 所示。可以发现，农业产业链服务的系数在 1%的水平上显著为正，即通过提高农业产业链服务可以促进农户生产效率提升。李晶晶等[37]利用江苏省样本研究也发现农业生产环节外包服务可以在一定程度上改善农业生产效率。由于不同经营规模农户在家庭禀赋和人力资本等方面存在较大差异，农业产业链服务的影响效应可能存在不同。本文依据土地经营规模将样本农户均分为大、中、小规模 3 组，最终 3 组样本农户的土地经营规模区间范围分别是：0.67~3.47、3.47~14 和 14 hm<sup>2</sup> 以上。从分样本估计结果来看，农业产业链服务依然对农户生产效率具有显著的促进作用，这表明农业产业链服务发展有利于促进农户生产效率提升。同时可以发现，相较于中、大规模农户，农业产业链服务对小规模农户生产效率的促进作用更明显。这可能是由于，对于小规模农户而言，其自身物质禀赋(包括人力资本和物质资本)不足，而农业产业链服务贯穿农业生产全过程。在这种情况下，农业产业链服务水平越高，其降低小规模农户因市场机制和相应的制度安排不完善等因素导致的生产风险增加和成本提高的作用越强，进而提高小规模农户生产效率的效果越明显。

表 5 实证估计结果

变量	(1)全样本	(2)小规模	(3)中规模	(4)大规模
农业产业链服务	0.007***(0.002)	0.020*** (0.003)	0.013***(0.005)	0.014*** (0.003)
家庭资产	0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	0.003(0.002)	0.005***(0.001)
家庭纯收入	0.001***(0.000)	0.001***(0.000)	0.002***(0.000)	0.001***(0.000)
	0.881***(0.016)	0.776***(0.010)	0.906***(0.027)	0.824***(0.018)

截距项				
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	533	178	178	177

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%的置信水平上具有统计显著性，()内为标准误。其他控制变量包括非农收入占比、劳动力占比、性别、年龄、受教育程度、健康状况。

### 3.3 影响机制讨论

#### 3.3.1 影响机制一：农业产业链服务对农户生产投资规模的影响

在农业生产规模化和机械化发展背景下，本文重点关注农户的土地经营规模和农机投资规模情况，运用 WLS 得出的估计结果如表 6 所示。从土地经营规模的估计结果来看，农业产业链服务的回归系数为正，且通过 1%的显著性检验，说明农业产业链服务的提升有利于激励农户增加土地经营规模。洪伟杰[38]的研究也发现，社会化服务市场发育程度提高有利于降低农户转出土地的可能性，而提高农户转入土地的概率。控制变量中，信贷约束的回归系数显著为负，说明对农户而言，信贷约束仍然是制约其扩大土地经营规模的重要因素之一；土地价格与土地经营规模之间的正相关关系则反过来说明土地需求增加会引起土地价格上涨。

从农机投资规模的估计结果来看，农业产业链服务正向激励农户农机投资规模，且通过 1%的显著性水平，说明农业产业链服务提高有助于促进农户提高农业机械化水平。从控制变量来看，信贷约束虽然对农户农机投入具有抑制作用，但回归系数不显著，说明对农户而言，信贷约束不会明显抑制农户单位土地农机投入；土地经营规模对农机投资规模的影响系数显著为正，这可能是由于，随着生产经营规模扩大，农户家庭自有劳动力越来越难以满足农业需求，农村劳动力市场上的高成本促进了机械对劳动的替代，生产经营规模越大，这种替代作用越明显。

表 6 影响机制一的估计结果

变量	(1)土地经营规模	变量	(2)农机投资规模
农业产业链服务	0.283***(0.069)	农业产业链服务	0.122***(0.020)
信贷约束	-0.396***(0.117)	信贷约束	-0.003(0.035)

土地价格	0.582***(0.048)	服务外包价格	0.078***(0.018)
家庭资产	-0.072**(0.030)	土地经营规模	0.045***(0.017)
截距项	0.637(0.532)	截距项	5.410***(0.199)
其他控制变量	已控制	其他控制变量	已控制
观测值	533	观测值	533

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示变量在 1%、5%、10%的水平上显著，()内为标准误。其他控制变量包括非农收入占比、劳动力占比、非正规借款、性别、年龄、受教育程度、风险偏好程度、健康状况。

### 3.3.2 影响机制二：农业产业链服务对农户生产投资结构的影响

回归结果如表 7 所示。总体来看，农业产业链服务促进农户提高资本投工比。这可能是由于农村劳动力外流导致农村留守劳动力数量和质量双下降，农业雇工成本上升。农业产业链服务在提高农户获取农机服务便利性的同时往往具有价格优势，可以降低农户机械作业成本。作为理性的生产决策者，农户会用相对充裕、便宜的农机投入替代相对稀缺、昂贵的劳动投入，即提高资本投工比。

表 7 影响机制二的估计结果

变量	(1)资本投工比	变量	(2)机械土地比
农业产业链服务	1.463***(0.411)	农业产业链服务	-0.295(0.243)
家庭资产	-0.084(0.089)	家庭资产	0.115(0.134)
家庭纯收入	0.044***(0.016)	家庭纯收入	0.016(0.018)

截距项	-3.490*(1.821)	截距项	-0.063(1.870)
其他控制变量	已控制	其他控制变量	已控制
观测值	533	观测值	533

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示变量在 1%、5%、10%的水平上显著，()内为标准误，其他控制变量包括非农收入占比、劳动力占比、非正规借款、性别、年龄、受教育程度、风险偏好程度、健康状况。

土地流转市场的完善和农业规模经营的发展使土地租金支出在农业生产成本中逐渐占据较高比重。农机具有高价值属性，农户购买农机满足家庭农业作业需求的同时，通过对外提供农机作业服务可以提高家庭收入。换言之，对农户而言，土地和农机均具有长期投资品属性。然而，受物质资源禀赋约束，农户需要在购买农机和扩大土地面积以获得规模经济这二者之间进行权衡和分配。农业产业链服务对家庭资源禀赋约束的缓解会在一定程度上作用于二者的相对关系。从农业产业链服务对农户机械土地比的估计结果来看，农业产业链服务的回归系数虽不显著，但仍为负向抑制作用，说明相较于购买农机，农业产业链服务会激励农户扩大土地经营规模，即降低机械土地比。

### 3.3.3 影响机制三：农业产业链服务对农户正规信贷的影响

本部分使用双变量 Probit 模型估计农业产业链服务对农户正规信贷的影响 3,估计结果见表 8。可以发现，农业产业链服务在 5%的显著性水平上促进农户信贷需求，并在 1%的显著性水平上促进金融机构信贷供给。结合前文分析，由于农业产业链服务激励农户增加生产投资规模，所以农业产业链服务在提高农户外部融资能力的同时，农户信贷需求也随之提高。周月书等[39]也指出，依托一体化的生产性服务和产业链上的交易关系，能够缓解农村金融市场上的信息不对称，从而提高农户信贷获得。从控制变量来看，非正规借款对农户信贷需求的影响显著为正，这也在一定程度上说明规模农户融资需求旺盛，需同时从正规金融机构和非正规渠道筹集所需资金。

## 3.4 稳健性检验

### 3.4.1 更换农业产业链服务指标测度方法

农业产业链服务是本文的核心变量，对该指标的测度将直接影响研究结论。上文农业产业链服务指标是通过将 4 个生产服务模块等权重加权求和得到。不同的权重策略可能会产生差异性的研究结论，为了检验研究结果的稳健性，本文考虑不同生产服务模块在农业生产中的相对重要性之后又采取两种权重策略进行再估计。其中，指标权重 2 是对生产指导服务模块赋权 10%、对其他三类服务模块各赋权 30%后加权计算农业产业链服务指标；指标权重 3 是对生产指导服务模块赋权 10%、农资采购服务模块赋权 20%、农机服务模块和加工销售服务模块各赋权 30%后加权计算农业产业链服务指标。各生产服务模块的权重调整主要是基于以下考虑：(1)生产的商品化程度、农产品“卖难”和农业生产组织的销售能力是农户参与农业产业链的重要原因之一[40]，且农产品再加工也是农户享受农业产业链延长带来的价值增值的重要渠道之一。因此，我们逐渐提高了农业产业链加工销售服务的权重。(2)土地规模化经营为农业机械化作业创造了有利条件，而农业产业链的农机服务有利于推动先进机械设备的使用，提升农机作业效率。因此，文中也相应提高了农机服务模块的权重。(3)农业产业链的农资采购服务和加工销售服务中会涉及生产指导[17]。因此，文中相应降低了生产指导服务模块的权重而增加其他各类服务功能模块的权重。

表 8 影响机制三的估计结果

变量	双变量 Probit 模型	
	(1)信贷需求	(2)信贷供给
农业产业链服务	0.195**(0.084)	0.689***(0.093)
土地经营规模	0.036(0.073)	-0.041(0.080)
农机价值	-0.018(0.017)	0.002(0.020)
家庭资产	0.001(0.038)	-0.012(0.043)
正规信贷经历	1.371***(0.165)	1.314***(0.164)
非正规借款	0.359***(0.100)	
金融机构距离		0.047**(0.018)
athrho	1.472***(0.162)	
截距项	-3.817***(1.150)	-2.899**(1.173)
	已控制	已控制

其他控制变量		
观测值	533	533

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%的置信水平上具有统计显著性，()内为标准误，其他控制变量包括非农收入占比、劳动力占比、性别、年龄、受教育程度、健康状况。

此外，为克服权重设计的主观性，本文进一步采用因子分析的方法构建农业产业链服务指标。KMO 检验和 Bartlett 球形检验结果均表明样本适合做因子分析(KMO 值为 0.846,Bartlett 球形检验 P 值为 0.000)。依据特征值大于 1 的原则最终保留 1 个因子，该因子即表示农业产业链服务。估计结果如表 9 所示，由估计结果可知，无论采用哪种权重策略、或是采用因子分析法测度农业产业链服务指标后进行再估计，农业产业链服务均在 1%显著性水平上促进农户生产效率提高。

表 9 稳健性检验一

变量	(1)农户生产效率 (指标权重 2)	(2)农户生产效率 (指标权重 3)	(3)农户生产效率 (因子分析法)
农业产业链服务	0.009***(0.003)	0.010***(0.003)	0.007***(0.002)
家庭资产	0.001(0.001)	0.002(0.001)	0.003*(0.002)
家庭纯收入	0.001***(0.000)	0.001***(0.000)	0.001***(0.000)
截距项	0.878***(0.019)	0.823***(0.023)	0.892***(0.022)
其他控制变量	已控制	已控制	已控制
观测值	533	533	533

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示变量在 1%、5%、10%的水平上显著，()内为标准误，其他控制变量包括非农收入占比、劳动力占比、性别、年龄、受教育程度、健康状况。

表 10 稳健性检验二

匹配方法	干预组 (高服务 水平)	控制组 (低服务 水平)	ATT	标准误
最小邻近匹配(1:1)	0.896 7	0.859 9	0.036 8***	0.010 3
局部线性回归匹配	0.896 7	0.861 8	0.034 9***	0.010 3
半径匹配	0.896 7	0.861 9	0.034 8***	0.006 3
马氏匹配	0.896 6	0.860 3	0.036 3***	0.007 6
核匹配	0.896 7	0.861 4	0.035 2***	0.006 3
样条匹配	0.896 6	0.864 4	0.032 1***	0.006 9

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%的置信水平上具有统计显著性。

### 3.4.2 内生性问题

评估农业产业链服务对农户生产效率影响的理想方式是比较同一农户在面临不同农业产业链服务时的生产效率差异。但在现实中，很难获得满足该要求的数据，为了应对样本自选择产生的内生性问题，本文依据农户所面临的农业产业链服务水平是否高于均值水平将农业产业链服务划分为高、低两组。当农户所面临的农业产业链服务低于均值水平时为控制组(样本量为 378)，反之则为干预组(样本量为 155)。进一步采用倾向得分匹配法(PSM)考察农业产业链服务对农户生产效率的影响。高农业产业链服务的倾向评分为既定条件下农户进入高农业产业链服务组的概率，用 Logit 模型估计获得，如(4)式所示：

$$P_{high}(X_i) = Prob(high = 1 | X_i) = \frac{\exp(\beta X_i)}{[1 + \exp(\beta X_i)]} \quad (4)$$

式中： $P_{high}$  为农户进入高农业产业链服务组的倾向值得分； $high$  是干预变量，如果农户进入高农业产业链服务组，则  $high$  取值 1，否则为 0； $X_i$  为选择的匹配变量。据此获得倾向评分后，就可以选用各种匹配法得到农业产业链服务对农户生产效率影响的处理组平均干预效应 ATT(average effect of treatment of treated)。

$$ATT = E \left\{ \begin{array}{l} E [Fix_{1i} | join = 1, P_{high}(X_i)] - \\ E [Fix_{0i} | join = 0, P_{high}(X_i)] \end{array} \right\} \quad (5)$$

式中：等式左边表示满足共同支撑条件下经过得分值加权后高、低农业产业链服务对农户生产效率的平均影响差异。等式右边  $Fix_{1i}$  和  $Fix_{0i}$  分别表示同一农户在处理组和控制组两种情况下的输出结果。估计结果如表 10 所示。估计结果显示，虽然在不同的匹配策略下，ATT 的数值略有差异，但无论采用哪种匹配方法，在消除了高、低农业产业链服务组农户之间可观测的系统性差异后，高农业产业链服务均在 1% 的显著性水平上提高农户生产效率。从干预组处理效应的大小来看，高农业产业链服务对农户生产效率的影响效应集中在 0.032 1~0.036 8 的水平上，净效应 ATT 平均系数为 0.035 0,说明相比低农业产业链服务对农户生产效率的影响，高农业产业链服务对农户生产效率的影响会增加 3.50%。

总体来看，无论是更换核心变量指标计算方法，或是采用其他计量模型进行再估计，农业产业链服务均对农户生产效率具有显著促进作用。这说明本文的研究结论较稳健。

## 4 研究结论与政策启示

粮食安全是“国之大者”，保障粮食安全和重要农产品稳产保供是建设农业强国的首要任务。在农业产业化趋势下，农业产业链服务发展是分工思想在三农领域的更深层次表现。区别于已有研究重点关注农业产业链内、外的生产差异，本文立足农业产业链服务蓬勃发展现状，将分工理论应用于三农研究，从农业产业链服务视角剖析农业生产效率变化规律，以揭示农业产业链发展的增产效应，并进一步剖析其中的传导机制，以明晰农业产业链发展的要素配置作用。这有利于更好地把握农业产业链发展的影响效果。

采用江苏省水稻种植户数据，在利用超越对数随机前沿生产函数模型测度农户生产效率的基础上考察农业产业链服务对农户生产效率的影响及影响机制，主要得出以下研究结论：(1)样本农户的平均生产效率为 0.87,生产效率总体较高，但仍存在 13% 的效率损失。(2)农业产业链服务对农户生产效率具有显著促进作用，且对小规模农户的促进作用更明显。(3)农业产业链服务通过激励农户增加生产投资规模、调整生产投资结构以及增加正规信贷获得促进农户生产效率提升。具体地，在生产投资规模方面，农业产业链服务激励农户增加土地经营规模，提高农机投资规模、促进农业机械化；在生产投资结构方面，农业产业链服务促进农户提高资本投工比、降低机械土地比，即以机械替代劳动、以扩大土地经营规模替代购置农机；在正规信贷方面，农业产业链服务提高金融机构信贷供给，即提高农户外部融资能力，此外，本文还发现农业产业链服务使农户正规信贷需求也有所提升。

基于本文研究结论，可得出如下政策启示：(1)鉴于我国农业生产还存在一定的效率损失，而农业产业链服务可以有效促进农户生产效率提高，提出制定激励和监管并重的农业产业链发展政策，鼓励农业产业链采取“联大靠强”“引外靠优”方式，优化存量，充实生产性服务供给内容、强化生产性服务供给水平。(2)鉴于农业产业链服务对不同土地经营规模农户生产投资效率的差异化影响，建议农业产业链服务发展应分类施策，尤其进一步改善小农户相配套的农业产业链服务，确保农业产业链服务对小规模农户的辐射带动作用，提高农业产业链服务在不同经营主体中的适用性，形成多元共享型农业产业链服务新格局。(3)基于农业产业化发展下农户生产投资规模变化和生产投资结构调整，提出农村金融机构应充分利用农业产业链这一媒介，挖掘农业产业链内的交易数据，依据农户生产投资行为变化规律，判定农业产业化发展趋势下的信贷需求特征，创新农村金融产品供给，优化农村金融服务。

### 参考文献：

---

[1] GARTAULA H, NIEHOFA, VISSER L. Shifting perceptions of food security and land in context of labour out-migration in rural Nepal[J]. Food Security, 2012, 4(2): 181-194.

[2] HAO H, LI X, XIN L. Impacts of non-farm employment of rural laborers on agricultural land use: theoretical analysis and its policy implications [J]. Journal of Resources and Ecology, 2017, 8(6) : 595-604.

[3]周宏, 王全忠, 张倩.农村劳动力老龄化与水稻生产效率缺失——基于社会化服务的视角[J].中国人口科学, 2014(3) : 53-65, 127.

ZHOU H, WANG Q Z , ZHANG Q. Research on ageing of rural labour force and efficiency loss of rice production : Based on perspectives of social service [ J ] . Chinese Journal of Population Science, 2014(3) : 53-65, 127.

[4] GHEBRU H, HOLDEN S T. Technical efficiency and productivity differential effects of land right certification : A quasi-ex-perimental evidence[ J ] . Quarterly Journal of International Agriculture, 2015, 54( 1) : 1-31.

[5]仇焕广, 刘乐, 李登旺, 等.经营规模、地权稳定性与土地生产率——基于全国4省地块层面调查数据的实证分析 [J].中国农村经济, 2017(6) : 30-43.

QIU H G, LIU L, LI D W, et al. Farm size, tenure security and land productivity: An empirical study based on plot - level survey data from four provinces in China[ J ] . Chinese Rural Economy, 2017 ( 6) : 30-43.

[6]黄莉, 王定祥, 李伶俐.环境禀赋、农业投资与农户生产效率[J].西南大学学报(社会科学版),2021, 47( 1): 72-82.

HUANG L, WANG D X, LI L L. Natural endowment of environment ,agricultural investment and farmers' production efficiency [ J ] . Journal of Southwest University ( Social Science Edition ),2021,47( 1): 72-82.

[7]周晓时, 李谷成, 刘成.人力资本、耕地规模与农业生产效率[J].华中农业大学学报(社会科学版),2018(2): 8-17, 154.

ZHOU X S , LI G C, LIU C. Human capital, land scale and agricultural production efficiency [ J ] . Journal of Huazhong Agricultural University ( Social Sciences Edition ) , 2018 ( 2 ) : 8 -17, 154.

[8]刘斐, 夏显力.异质性预期、社会资本与农村产业融合中的农户有效参与[J].改革,2021(4) : 121-135.

LIU F, XIA X L. Heterogeneous expectations, social capital and farmers' effective participation of rural industrial integration [ J ] . Reform, 2021(4) : 121- 135.

[9]彭新宇.农业服务规模经营的利益机制——基于产业组织视角的分析[J].农业经济问题, 2019, 40(9) : 74-84.

PENG X Y. interest mechanism of agricultural service scale management: Based on analysis of industrial organization [ J ] . Issues in Agricultural Economy, 2019 , 40 ( 9 ) : 74- 84.

[10]钟真, 涂圣伟, 张照新.紧密型农业产业化利益联结机制的构建[J].改革, 2021(4) : 107-120.

---

ZHONG Z, TU S W, ZHANG Z X. construction of close interest linking mechanism in agricultural industrialization [J]. Reform, 2021(4): 107- 120.

[11] 张永强, 田媛.社会化服务模式对农户技术效率的影响 [J].农业技术经济,2021(6): 84-100.

ZHANG Y Q, TIAN Y. impact of agricultural socialized service mode on farmers' technical efficiency[ J] . Journal of Agrotech-nical Economics, 2021 ( 6) : 84- 100.

[12] 李霖, 王 军, 郭红东.产业组织模式对农户生产技术 效率的影响——以河北省、浙江省蔬菜种植户为例[J]. 农业技术经济, 2019(7): 40-51.

LI L, WANG J, GUO H D. impact of industrial organization models on farmers ' production technical efficiency — Based on vegetable farmers in Hebei and Zhejiang Province [J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2019(7): 40-51.

[13] 刘杰, 李聪, 戚东.农民合作社社员身份的增收和 减贫效应[J].西北农林科技大学学报(社会科学版), 2021, 21(5): 65-75.

LIU J, LI C , QI D. effect of increasing income and reducing poverty as members of farmers ' cooperatives [ J]. Journal of Northwest A&F University ( Social Science Edition) , 2021 , 21 (5) : 65-75.

[ 14 ] YANG D, LIU Z. Does farmer economic organization and agricultural specialization improve rural income? Evidence from Chi-na[ J]. Economic Modelling, 2012, 29(3) : 990-993.

[15] 宦梅丽, 戴 瑶.农机服务、技术引入与中国粮食生产技 术效率[J].商业研究, 2023(2): 145-152.

HUAN M L, DAI Y. Mechanization services, technology introduction and technical efficiency in China ' s grains production [ J] . Commercial Research, 2023( 2) : 145 - 152.

[16] 黄祖辉, 高钰玲.农民专业合作社服务功能的实现程度及 其影响因素[J].中国农村经济, 2012(7): 4-16.

HUANG Z H, GAO Y L. degree of realization of service function of farmers ' professional cooperatives and its influencing fac-tors[ J] . Chinese Rural Economy, 2012 ( 7) : 4- 16.

[17] 黄季焜, 邓衡山, 徐志刚.中国农民专业合作经济组织的 服务功能及其影响因素[J].管理世界, 2010(5): 75-81.

HUANG J K, DENG H S, XU Z G. service function of farmers' specialized cooperative economic organizations in China and its influencing factors[ J] . Management World, 2010 ( 5) : 75-81 .

[18] 陈新建, 谭砚文.基于食品安全的农民专业合作社服务功 能及其影响因素——以广东省水果生产合作社为例[J]. 农业技术经济, 2013(1): 120- 128.

CHEN X J, TAN Y W. service function of farmers' specialized cooperatives based on food safety and its influencing factors —— Taking Guangdong fruit production cooperatives as an example [ J] . Journal of Agrotechnical Economics, 2013 ( 1) : 120 -128.

---

[19] 高建中, 袁航, 李延荣. 农民专业合作社功能发展程度及影响因素[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2014, 14(6): 28-33.

GAO J Z, YUAN H, LI Y R. Research on degree of function development of farmers' professional cooperatives and influencing factor [ J ] . Journal of Northwest A&F University ( Social Science Edition ) , 2014 , 14( 6 ) : 28-33.

[20] 蔡文聪, 杨海钰, 张强强, 等. 农户兼业是否导致农业生产低效率? ——基于农业社会化服务视角[J]. 干旱区资源与环境, 2022, 36(1): 26-32.

CAI W C, YANG H Y, ZHANG Q Q, et al. Does part-time farming necessarily lead to low efficiency of agriculture production? From perspective of agricultural social service [J]. Journal of Arid Land Resources and Environment, 2022, 36(1): 2632.

[21] 韩俊, 罗丹, 程郁. 信贷约束下农户借贷需求行为的实证研究[J]. 农业经济问题, 2007, 28(2): 44-52, 111.

HAN J, LUO D, CHENG Y. Empirical research on farmer' s borrowing and debiting demand behavior under credit restriction [J]. Issues in Agricultural Economy, 2007 , 28(2) : 44-52, 111.

[22] 李友艺, 钱忠好. 放松信贷约束何以提升家庭农场的效率——基于上海市松江区家庭农场数据的实证分析[J]. 农业技术经济, 2022(11): 65-77.

LI Y Y , QIAN Z H. How does efficiency of family farms be improved by relaxing credit constraints: Empirical analysis based on survey data of family farms from Songjiang district, Shanghai [J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2022(11): 65-77.

[23] ZHANG X, YANG J, THOMAS R. Mechanization outsourcing clusters and division of labor in Chinese agriculture [ J ] . China Economic Review, 2017, 43 : 184- 195.

[24] MASAKURE O, HENSON S. Why do small - scale producers choose to produce under contract? Lessons from nontraditional vegetable exports from Zimbabwe [ J ] . World Development, 2005, 33(10) : 1721-1733.

[25] 张晖, 吴霜, 张燕媛, 等. 加入合作社对种粮大户农机投资及服务供给行为的影响分析[J]. 中国农村观察, 2020(2): 68-80.

ZHANG H, WU S , ZHANG Y Y, et al. An analysis of effects of joining cooperatives on agricultural machinery investment and service supply behavior of large grain growers[ J ] . China Rural Survey, 2020( 2 ) : 68-80.

[26] 韩旭东, 王若男, 杨慧莲, 等. 土地细碎化、土地流转与农业生产效率——基于全国2745个农户调研样本的实证分析[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2020, 20(5): 143-153.

HAN X D, WANG R N, YANG H L, et al. Land fragmentation, land transfer and agricultural productivity efficiency: Empirical analysis based on 2745 rural households nationwide[ J ] . Journal of Northwest A&F University ( Social Science Edition), 2020, 20(5) : 143- 153.

[27] JAIME M M, SALAZAR C A. Participation in organizations, technical efficiency and territorial differences: A study of small

---

wheat farmers in Chile [ J ] . Chilean Journal of Agricultural Research, 2011, 71( 1 ) : 104- 113.

[28] 郭斐然, 孔凡丕.农业企业与农民合作社联盟是实现小农户与现代农业衔接的有效途径[J].农业经济问题, 2018, 39( 10 ) : 46-49.

GUO F R, KONG F P . union of agricultural enterprises and farmers' cooperatives provides an efficient method to realize cohesion between individual farmers and modern agriculture [ J ] .Issues in Agricultural Economy, 2018 , 39( 10 ) : 46-49.

[29] DRIES L, GERMENJI E, NOEV N, et al. Farmers, vertical coordination, and restructuring of dairy supply chains in central and eastern Europe[ J ] . World Development, 2009 , 37 ( 11 ) : 1742- 1758.

[30] 周月书, 彭媛媛.参加合作社如何影响规模农户商业信用 获得[J].南开经济研究,2022(6) : 87-103.

ZHOU Y S, PENG Y Y. How does participation in cooperatives affect commercial credit access of scaled farms? [ J ] . Nankai Economic Studies, 2022( 6 ) : 87- 103.

[31] 贺群, 周 宏, 马媛媛.供应链内部融资与农户信贷可 获性实证分析——基于江苏省阜宁县调查数据[J].农业 技术经济, 2013(10) : 39-45.

HE Q , ZHOU H, MA Y Y. Empirical analysis on internal financing of supply chain and credit availability of farmers—— Based on survey data of Funing County, Jiangsu Province [ J ] . Journal of Agrotechnical Economics, 2013 ( 10 ) : 39-45 .

[32] 祝国平, 郭连强, 李新光.农户产业链参与对信贷获得的 影响[J].经济与管理研究, 2022, 43(4) : 82-95.

ZHU G P , GUO L Q, LI X G. impact of industry chain participation of rural households on credit availability[ J ] . Research on Economics and Management, 2022 , 43( 4 ) : 82- 95.

[ 33 ] HOLMSTROM B, TIROLE J. Financial intermediation, loanable funds, and real sector[ J ] . Quarterly Journal of Economics, 1997, 112(3) : 663-691.

[ 34 ] TAN S, HEERINK N, KUYVENHOVEN A, et al. Impact of land fragmentation on rice producers ' technical efficiency in South-East China[ J ] . NJAS - Wageningen Journal of Life Sciences, 2010, 57(2) : 117- 123.

[35] 史常亮, 占鹏, 朱俊峰.土地流转、要素配置与农业生产效率改进[J].中国土地科学, 2020, 34(3) : 49-57.

SHI C L, ZHAN P , ZHU J F. Land transfer, factor allocation and agricultural production efficiency improvement [ J ] . China Land Science, 2020, 34 ( 3 ) : 49-57.

[36] 宋春晓, 马恒运, 黄季焜, 等.气候变化和农户适应性对小 麦灌溉效率影响——基于中东部 5 省小麦主产区的实证研 究 [ J ] .农业技术经济, 2014(2) : 4-16.

SONG C X, MA H Y, HUANG J K. Effects of climate change and farmers' adaptability on irrigation efficiency of wheat — An empirical study based on main wheat producing areas in five provinces in central and eastern China[ J ] . Journal of Agrotech-nical

---

Economics, 2014( 2 ) : 4- 16.

[37] 李晶晶, 刘 帅, 郭庆海.农业生产环节外包服务有利于 改善农业生产效率吗? ——基于吉林省样本的分析[J].农村经济, 2022(8) : 135- 144.

LI J J, LIU S, GUO Q H. Is outsourcing services in agricultural production conducive to improving agricultural production efficiency? — Analysis based on samples from Jilin Province [J]. Rural Economy, 2022 ( 8 ) : 135 - 144.

[38] 洪炜杰.外包服务市场的发育如何影响农地流转? ——以 水稻收割环节为例[J].南京农业大学学报(社会科学版), 2019, 19(4) : 95- 105, 159.

HONG W J. How outsourcing service market development affects land transfer? evidence from rice harvesting] ) ] . Journal of Nanjing Agricultural University ( Social Sciences Edition ) , 2019, 19(4) : 95-105, 159.

[39]周月书, 王雨露, 彭媛媛.农业产业链组织、信贷交易成本与规模农户信贷可得性[J].中国农村经济, 2019(4): 41-54.

ZHOU Y S, WANG Y L, PENG Y Y. Agricultural industrial chain organizations, credit transaction cost and credit availability of large - scale farmers [ J ] . Chinese Rural Economy , 2019 ( 4 ) : 41-54.

[40]郭红东, 蒋文华.影响农户参与专业合作经济组织行为的 因素分析——基于对浙江省农户的实证研究[J].中国农村经济,2004(5) : 10-16, 30.

GUO H D, JIANG W H. Analysis of factors affecting farmers' participation in specialized cooperative economic organizations——Based on empirical study of farmers in Zhejiang Province [ J ] . Chinese Rural Economy, 2004( 5 ) : 10- 16 , 30.