

农户兼业、农业生产性服务与农业生产效率

——来自全国农村固定观察点的经验证据

牛秋纯, 李谷成*

(华中农业大学经济管理学院/农业经济研究所, 湖北武汉430070)



摘要 农户兼业化是农民分化的重要特征, 如何促进小农户与现代农业有机衔接是党的十九大提出的重大命题, 探讨农户兼业、农业生产性服务对农业生产效率的影响十分必要。基于全国农村固定观察点数据, 利用内生转换Probit模型评估农户兼业对农业生产性服务采用的影响, 进一步运用似不相关双变量Probit模型和控制函数法实证分析两者对农业生产效率的联合效应。研究表明: 农户兼业有利于提升农业生产性服务的采用; 农户兼业和农业生产性服务能够显著提高农业生产效率, 相较于专业性农户和自有机机械农户而言, 兼业农户和外购机械服务的农户拥有更高的生产效率。由此认为: 应积极培育新型农业经营主体, 拓展服务领域, 创新服务方式, 引导农户进入现代农业发展轨道; 正确认识农户兼业化的发展趋势, 引导农户调整农业生产要素投入结构, 减轻农户兼业可能对农业产生的负面影响。

关键词 农户兼业; 农业生产性服务; 生产效率; 农户

中图分类号: F304.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2024)05-0072-10

DOI编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2024.05.007

随着城乡二元体制对人口流动限制的放松, 农户兼业化成为农村社会发展中农民分化的重要方向^[1]。一方面, 农户家庭经营非农化进程加快, 根据国家统计局公布的《2022年农民工监测调查报告》, 全国农民工总量已达2.96亿人, 比上年增长1.1%。全国农村固定观察点追踪数据也显示, 样本数据中农户的农业参与率从1995年的83%下降到2020年的45%。另一方面, 农村劳动力内部结构也普遍呈现出老龄化、女性化趋势。在农业劳动力数量和质量“双降”的背景下, 引发了学者们关于“谁来种地”“如何种地”“农业副业化”的担忧^[2], 并进而影响到农业生产效率。2023年中央一号文件强调农业社会化服务是破解“谁来种地”难题的有效途径, 是促进农业经营增效和发展现代农业的重要方法。国家大力培育新型农业经营主体, 推动农业生产性服务高质量发展, 在一定程度上缓解了这一矛盾, 但对部分小农户辐射作用有限^[3]。党的十九大提出实现小农户与现代农业发展的有机衔接, 扶持小农户与新型农业经营主体的合作经营是实施乡村振兴战略的客观要求。党的二十大报告强调乡村振兴战略全面推进, 这意味着乡村振兴战略的实施进入新阶段。在当前促进农业农村现代化、建设农业强国的背景下, 如何既保持农业竞争力和生产力, 又促进小农户与现代农业发展有机衔接, 共享改革发展成果, 是一个值得重点关注的问题。

目前学者就农户兼业与农业生产效率的关系展开了诸多探讨, 但并未达成一致的结论。一种观点认为农户兼业有明显的增收作用, 有利于缓解农户的流动性收入约束, 提高其引进新的技术、增加农业要素中间投入、购置农业机械及生产性服务的支付能力^[4], 优化和调整农户农业生产投入结构, 从而提升生产效率^[5-6]。另一种观点认为兼业会导致农业投入要素质量下降、农业生产粗放式经营、耕地撂荒等问题使得农业被边缘化、副业化, 从而降低农业生产效率^[2]。魏素豪研究发现专业性纯农

收稿日期: 2023-09-14

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“新形势下我国农业全要素生产率提升战略研究”(18ZDA072)。

*为通讯作者。

户种粮技术效率显著高于兼业农户,非农收入大多被用于生活消费,并未提高农业生产要素环节的投入,农户兼业的收入效应并不能弥补农业劳动力外流导致的劳动力流失效应^[7]。另外,还有一些观点指出农户兼业对于生产效率并未有显著影响,或是因兼业程度的不同而具有非线性影响^[8]。

已有文献较为详尽地分析了农户兼业对农业生产效率的影响,对农业生产性服务与农业生产效率的关系也进行了深入探讨。尤其近年来,农户逐渐形成“亦工亦农”的身份格局,土地流转规模减小,而农业生产性服务的提升效应在增强^[9]。农业生产性服务的推广和普及,整合统一了小农户的服务需求,降低了交易成本,有利于先进技术及机械设备的有效利用,从而对农业生产效率的提升起到积极作用^[10-13]。但更为关键的是,农户兼业和农业生产性服务之间存在交互关系^[14],农户兼业会显著影响农业生产性服务的采用,农业生产性服务也会反向影响农户兼业的决策,而已有文献较少考虑到这一点。

现有文献为本文提供了丰富的理论支持和实证依据,但目前仍存在进一步深入探讨的空间。其一,部分研究未将兼业农户视为兼营农业和非农业的综合决策者,混淆了劳动力转移和农户兼业的概念,进而夸大了农户兼业的消极影响。其二,已有研究没有充分考虑到农户兼业行为的自选择性,这将导致样本选择偏误和内生性问题。当非农工作不是随机分配时,农户是否兼业的决策可能受到可观测因素(如年龄、受教育程度等)和不可观测因素(如管理能力、行为动机等)的影响。其三,鲜有研究同时考虑农户兼业、农业生产性服务、农业生产效率三者之间的关系,抑或只是简单地将农业生产性服务作为中介变量或进行异质性分析,忽视了前两者在农业生产中存在交互效应,进而导致估计结果的有偏性。其四,国内基于农户兼业的研究大部分是基于对某一区域或某一作物的微观调查,使用的数据缺乏充分的代表性。

鉴于此,本文基于农业农村部2019年全国农村固定观察点样本数据,在利用随机前沿生产函数测算农业生产效率的基础上,充分考虑农户兼业行为的自选择问题,利用内生转换Probit模型来识别农户兼业对农业生产性服务的影响,并运用似不相关双变量Probit模型和控制函数法剔除农户兼业和农业生产性服务交互效应所产生的内生性问题,实证分析两者对生产效率的联合效应,更加清晰地认识农业微观经营主体决策行为的影响,为农户兼业对农业生产效率的影响研究提供一定的理论与实证依据。

一、理论分析与研究假说

本文所讨论的“兼业”是指农户作为农业决策者,在其他经营条件不变的情况下,基于效用最大化目标,受到可观测因素(如年龄、受教育程度等)和不可观测因素(如管理能力、行为动机等)的共同影响,通过比较农业和非农行业相对效用,从而做出的劳动力要素资源配置的微观决策,即户主是否选择参与兼业。

根据新迁移经济学理论,一方面农户兼业通过收入效应带来的收入增长能够扩展家庭经营的收入约束边界,使其更有能力购买农业生产性服务^[15]。另一方面农户兼业会导致劳动力损失效应,劳动力从农业部门部分转向非农部门,客观上导致投入到农业部门的劳动力数量和时间的减少。而农业生产性服务可供农户按不同作物的不同生产环节,灵活购买全程或部分服务以保证农业生产,因此兼业农户更倾向于采用农业生产性服务以缓解劳动力短缺。由此提出如下假设:

H₁:农户兼业有利于提升农业生产性服务的采用。

结合前文的理论分析,农户兼业对农业生产效率的影响在于,一方面兼业的收入效应在一定程度上缓解了农业生产性投入要素的资金流动约束,使得农户具备更优的资源配置策略。兼业的实质是改变了农户对农业生产要素的相对投入,主要表现为劳动要素投入的相对减少和其他要素投入(资本、中间投入等)的相对增加,以资金密集型要素投入替代劳动密集型要素投入,从而提高生产效率。另一方面农户非农活动的增加必然相对减少了农户投工时间,相对而言,劳动力在农业中的稀缺性增加,带动提升了本地农业劳动力的价格,即使现有的劳动力市场并不完善,也会增加农户从事

农业生产的机会成本,从而增加对农业机械的需求^[16]。由于农业机械投入的长周期性和高投资门槛,小农户对农业机械的需求更多表现为对农业机械服务的需求^[17]。而农业生产性服务使得小农户的服务需求得到满足和统一,并且通过规模化效应降低交易成本,推广先进技术,提高小农户的机械化程度,从而提升农业生产效率^[18]。

由于农户兼业和农业生产性服务之间存在交互关系,两者的决策是同期进行且互相影响的^[14]。当前农业生产性服务的推广和普及,一方面缓解了因兼业可能造成的家庭劳动力短缺的困境,为农户兼业提供了客观条件,另一方面释放了农闲季节的剩余劳动力,“农忙务农、农闲务工”,在极大程度上增加了劳动力进入非农部门就业的机会,并实现家庭劳动力在农业部门和非农业部门的重新配置,体现了新型农业经营主体的非农就业带动效应^[19]。因此,本文在农户兼业和农业生产性服务的交互效应的基础上处理内生性问题,由此提出如下假设:

H₂:在联合影响下农户兼业和农业生产性服务会显著提高农业生产效率。

二、研究设计

1. 数据来源

本文采用农业农村部全国农村固定观察点数据进行分析。该调查数据于1986年开始收集至今,具有样本量大、时间跨度长的优势,目前有样本农户约23000户,覆盖了约360个行政村,样本分布在全国除港澳台外的31个省(区、市)。且调查范围广泛,问卷内容涉及农业生产、家庭情况、消费、就业等,在微观层面上提供了农户全景性的生产生活数据资料。具体到本文而言,全国农村固定观察点更新了2019年问卷的具体指标,将原有的“机械作业费用”细分为“外购机械作业费用”和“自家农机作业费用”,这为本文开展农业生产性服务的相关研究提供了契机。因此,本文的研究时间聚焦于2019年。

2. 模型设定

(1)随机前沿分析(stochastic frontier analysis, SFA)。随机前沿分析是一种可用于计算生产效率的参数估计方法,相对于DEA构建确定性生产前沿面的估计方法,SFA纳入经典白噪声项,充分考虑到随机因素对前沿面的影响,更为贴近农业生产的本质。对农业而言,SFA的应用前景更为广泛,故本文选取此方法来测算农业生产效率。本文采用Battese等^[20]提出的一步估计法,生产函数设定如下:

$$\ln Y_i = \alpha_0 + \alpha_k \ln K_i + \alpha_l \ln L_i + \alpha_m \ln M_i + v_i - u_i \quad (1)$$

式(1)中, Y_i 表示农业产出, K_i 表示物质费用投入, L_i 表示劳动力投入, M_i 表示土地投入, v_i 为服从正态分布的经典白噪声, u_i 为独立于 v_i 的非负项,通常用来表征技术无效率。

(2)内生转换Probit模型。本文采用内生转换Probit模型来识别农户兼业对农业生产性服务的影响。其中,农户是否兼业的决策及其对农业生产性服务采用的影响在两阶段处理框架中设定模型。第一阶段是选择方程回归,使用Probit模型对农户是否兼业的决策进行建模和估计,模型设定如下:

$$W_i^* = \gamma_i \bar{Z}_i + \epsilon_i, \begin{cases} W_i = 1 & \text{if } W_i^* > 0 \\ W_i = 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (2)$$

式(2)中, W_i^* 是一个潜变量,表示农户兼业的概率,由可观测到的二元选择变量 W_i 决定;该二元选择变量 W_i ,若农户选择兼业则取值为1,反之则取值为0; \bar{Z}_i 为解释变量(如年龄、受教育程度、家庭经营规模等); ϵ_i 为误差项。

第二阶段是结果方程回归,评估农户兼业决策对农业生产性服务采用的影响效应。以下分别代表兼业的参与者(兼业农户)和非参与者(专业性农户)对农业生产性服务影响效应的结果方程:

$$S_{1i}^* = \alpha_{1i} \bar{X}_{1i} + \delta_{1i}, \begin{cases} S_{1i} = 1 & \text{if } S_{1i}^* > 0 \\ S_{1i} = 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad \text{for } W_i = 1 \quad (3)$$

$$S_{0i}^* = \alpha_{0i} \bar{X}_{0i} + \delta_{0i}, \begin{cases} S_{0i} = 1 & \text{if } S_{0i}^* > 0 \\ S_{0i} = 0 & \text{otherwise} \end{cases} \text{ for } W_i = 0 \quad (4)$$

其中, $S_{1i}^*(S_{0i}^*)$ 是一个潜变量, 表示农户兼业(与否)时采用农业生产性服务的概率; \bar{X}_{1i} 和 \bar{X}_{0i} 为解释变量; α_{1i} 和 α_{0i} 为待估计参数; δ_{1i} 和 δ_{0i} 为误差项。

为了排除农户兼业自选择性所导致的潜在内生性问题, 在内生转换 Probit 模型的第一阶段估计中需至少包含一个工具变量, 从而满足排除限制^[21]。本文参考已有文献^[22], 利用同伴效应(peer effects)选取工具变量。由于农户间的决策行为会相互影响, 邻近农户参与兼业的比例越高, 农户对非农工作的信息渠道和参与途径会更加了解, 其自身参与兼业的概率也越高。因此, 针对农户兼业变量构造同村劳动力流出率作为工具变量, 即各村其他样本农户(总样本数-1)中劳动力流出的比例。

为进一步估计农户兼业对农业生产性服务的影响效应, 在内生转换 Probit 模型的基础上, 可以通过计算得到处理组平均处理效应(average treatment effects on treated, ATT)和对照组平均处理效应(average treatment effects on untreated, ATU)^[21]:

$$\begin{aligned} ATT &= \frac{1}{N_p} \sum_{i=1}^{N_p} \{ Pr(S_{1i} = 1 | W = 1, X = x) - Pr(S_{0i} = 1 | W = 1, X = x) \} \\ &= \frac{1}{N_p} \sum_{i=1}^{N_p} \left\{ \frac{\Phi_2(\alpha_{1i} \bar{X}_{1i}, \gamma_i \bar{Z}_i, \rho_1) - \Phi_2(\alpha_{0i} \bar{X}_{0i}, \gamma_i \bar{Z}_i, \rho_0)}{F(\gamma_i \bar{Z}_i)} \right\} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} ATU &= \frac{1}{N_N} \sum_{i=1}^{N_N} \{ Pr(S_{1i} = 1 | W = 0, X = x) - Pr(S_{0i} = 1 | W = 0, X = x) \} \\ &= \frac{1}{N_N} \sum_{i=1}^{N_N} \left\{ \frac{\Phi_2(\alpha_{1i} \bar{X}_{1i}, \gamma_i \bar{Z}_i, \rho_1) - \Phi_2(\alpha_{0i} \bar{X}_{0i}, \gamma_i \bar{Z}_i, \rho_0)}{F(-\gamma_i \bar{Z}_i)} \right\} \end{aligned} \quad (6)$$

其中, $\Phi_2(*)$ 和 $F(*)$ 都为累积分布函数, 前者为二元正态分布, 后者为一元正态分布。 N_p 为处理组对象的个数 ($W=1$), N_N 为对照组对象的个数 ($W=0$)。式(5)中, $Pr(S_{1i} = 1 | W = 1, X = x)$ 指现实情境下, 农户兼业且采用农业生产性服务的概率, 而 $Pr(S_{0i} = 1 | W = 1, X = x)$ 指反事实情境下, 农户兼业但不采用农业生产性服务的概率。式(6)中, $Pr(S_{1i} = 1 | W = 0, X = x)$ 指反事实情境下, 农户不参与兼业但采用农业生产性服务的概率, $Pr(S_{0i} = 1 | W = 0, X = x)$ 指现实情境下, 农户不参与兼业且不采用农业生产性服务的概率。

(3) 控制函数法。为验证农户兼业和农业生产性服务两者对生产效率的联合影响, 本文采用控制函数法构建生产效率的函数方程, 模型设定如下:

$$Y^P = \varphi_i W_i + v_i S_i + \zeta_i \bar{X}_i + \mu_i \quad (7)$$

式(7)中, Y^P 表示农业生产效率; W_i 表示农户兼业的选择变量(参与者=1; 非参与者=0); S_i 表示农业生产性服务的选择变量(采用农业生产性服务=1; 不采用农业生产性服务=0); \bar{X}_i 为解释变量; φ_i 、 v_i 和 ζ_i 为待估计参数; μ_i 为误差项。

由于农户是否参与兼业和是否采用农业生产性服务是户主的自选择决策行为, 受可观测因素和不可观测因素的共同影响, 而不可观测因素可能与这两个决策以及农业生产效率都相关, 从而导致内生性问题。为了解决内生性问题, 一般采用工具变量法和控制函数法。尽管这两种方法都可得到一致性的估计, 但控制函数方法是一种更有效的估计方法^[23], 并且形式更加灵活, 因此本文最终采用控制函数法进行实证估计。控制函数法包含两个阶段, 在第一阶段中, 利用似不相关双变量 Probit 模型(seemingly unrelated bivariate probit, SUBP)联合估计农户兼业和农业生产性服务采用的决策。参考 Hübler 等^[24]的做法, 农户采用农业生产性服务的选择方程设定如下:

$$S_i^* = \vartheta_i \bar{X}_i + v_i, \begin{cases} S_i = 1 & \text{if } S_i^* > 0 \\ S_i = 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (8)$$

式(8)中, S_i^* 是一个潜变量, 表示农户采用农业生产性服务的概率, 由可观测到的二元选择变量

S_i 决定;对二元选择变量 S_i ,若采用农业生产性服务则取值为1,反之则取值为0; \bar{X}_i 为解释变量; ϑ_i 为待估计参数; v_i 为误差项。

似不相关双变量Probit模型将式(2)和式(8)联合估计,并预测得到逆米尔斯比率(inverse Mill's ratio, IMR)。在第二阶段中,将 IMR 作为额外的变量添加到式(7)中,重新整理可得农户兼业和农业生产性服务对生产效率的回归方程设定如下:

$$Y^p = \xi_i W_i + \omega_i S_i + \beta_i \bar{X}_i + \kappa_i (IMR_{W_i}) + \vartheta_i (IMR_{S_i}) + e_i \quad (9)$$

式(9)中, Y^p 表示农业生产效率; W_i 和 S_i 为选择变量,分别表示农户兼业的决策和农业生产性服务采用的决策; ξ_i 和 ω_i 为待估计参数,分别反映了这两个决策对生产效率的影响效应; \bar{X}_i 为解释变量; β_i 为解释变量的待估计参数; IMR_{W_i} 和 IMR_{S_i} 为似不相关双变量Probit模型中预测得到的逆米尔斯比率,用于解释由不可观测因素引起的潜在自选择偏差; e_i 为误差项。

3. 变量选取和描述性统计

(1)被解释变量。生产效率,本文采用随机前沿分析方法对农户技术效率进行估计,以表征生产效率。为提高农户层面生产效率的可比性,本文聚焦于种植业农户的“加总”生产效率,并选取全国农村固定观察点中种植业所包含的5种粮食作物与8种经济作物的投入产出进行加总。选择“加总”生产效率还有以下几点考虑:第一,农户在生产过程中的要素投入通常不会对品种和地块加以区分,多是整体决策;第二,农业生产中存在多样性,分作物估计难以分离出公用资产的部分,从而造成估算偏差。因此,本文选择了“加总”的生产效率。在确定生产函数投入产出时,参考王璐等^[25]的研究,本文选择加总后的产量作为产出变量,选择农户年内生产经营中投入的物质费用、年内家庭生产经营投工日数、种植面积分别代表物质费用投入、劳动力投入和土地投入。其中,物质费用投入包括种子种苗费、农家肥折价、化肥费用、农膜费用、农药费用、机械作业费用等;劳动力投入包括家庭成员劳动日数和雇工日数;土地投入包括各作物年内播种面积的加总亩数。

(2)核心解释变量。一是农户兼业,若户主参与兼业则取值为1,反之则取值为0。由于部分个人问卷数据缺失较多,该变量根据个人问卷中的多项指标筛选得到,包括从事主要行业类型以及从事非农业劳动时间、收入、支出、地点等。二是农业生产性服务,根据全国农村固定观察点2019年问卷指标设计的更新细化,本文将外购机械作业费用大于零的农户定义为采用了农业生产性服务,取值为1,反之则取值为0。

(3)控制变量。参考李谷成等^[26-27]的研究,本文选取的控制变量主要包括:①户主年龄;②户主性别;③户主受教育程度;④农业技术能力;⑤家庭经营规模;⑥家庭经营地块数;⑦合作社;⑧交通便利程度;⑨地区。变量说明及其描述性统计见表1。

三、实证结果分析

1. 农户的生产效率测算

本文运用Stata17软件进行随机前沿分析,得到以农户技术效率表征的生产效率,其均值为0.815。表2报告了SFA模型的估计结果,土地投入、物质费用投入、劳动投入的产出弹性分别为0.434、0.473、0.069,且均在1%水平上通过显著性检验,弹性之和为0.976,表明规模报酬递减,该结果也与现有大多数研究相符^[25],这充分说明了本文研究结论具有可靠性与可比性。

2. 农户兼业对农业生产性服务的影响效应

(1)第一阶段:农户兼业的影响因素分析。表3第2列及第6列汇报了基于内生转换Probit模型第一阶段选择方程的回归结果。首先户主特征方面,户主年龄对农户兼业的影响显著为负。Chang等的研究表明,生命周期对参与兼业的影响是非线性的^[23],呈现一种“倒U型”的关系,以农户41岁为拐点。由于样本农户平均年龄为58岁,老龄化特征显著,样本中的农户更接近于后一阶段的特征,参与兼业的可能性会随着年龄的增长而降低,与已有研究结论相符^[28]。同时,户主性别也是影响是否兼

表1 主要变量定义及描述性统计

指标类型	变量	定义	均值	标准差
核心指标	农业生产效率	基于SFA测算的技术效率	0.82	0.05
	农户兼业行为	2019年户主是否兼业:是=1;否=0	0.67	0.47
	农业生产性服务	2019年是否外购机械作业:是=1;否=0	0.63	0.48
户主特征	年龄	户主实际年龄	57.88	10.93
	性别	户主性别:男=1;女=0	0.94	0.23
	受教育程度	户主受教育年限	7.17	2.43
	农业技术能力	户主是否受过农业技术培训:是=1;否=0	0.04	0.20
家庭特征	经营规模	年初经营耕地面积/亩	9.75	12.62
	地块数	年末实际经营耕地地块数	5.04	4.79
	合作社	是否加入合作社:是=1;否=0	0.04	0.21
村庄特征	交通便利程度	村庄与最近公路干线的距离/千米	1.95	2.24
虚拟变量	东部地区	是=1;否=0	0.20	0.40
	中部地区	是=1;否=0	0.27	0.44
	西部地区	是=1;否=0	0.32	0.47

业的一个重要因素。与女性户主相比,男性更有可能参与兼业,这一发现与Wang等^[29]的研究结果一致。其次家庭特征方面,家庭经营规模与农户兼业显著负相关,而家庭地块数与农户兼业显著正相关。经营规模和地块数在一定程度上反映了农户的农业生产经营状况,经营规模越大的农户,参与兼业的可能性越小,更倾向于从事专业性的农业活动。而地块数越多的农户,土地细碎化,参与兼业的可能性越高。最后村庄特征方面,村庄交通便利程度与农户兼业呈显著负相关。村庄距最近公路干线的距离在一定程度上反映了村庄的经济状况和交通便利程度,村庄距离公路干线越远,交通阻隔,农户从事兼业的可能性越低。

(2)第二阶段:农户兼业对农业生产性服务的影响。表3第3列和第7列、第4列和第8列汇报了基于内生转换Probit模型第二阶段结果方程的回归结果。兼业农户和专业性农户的估计系数存在显著差异,这表明使用内生转换Probit模型是合适的。首先,兼业农户的年龄系数为正且显著,这说明年龄越大的兼业农户,更倾向于采用农业生产性服务,以缓解劳动力质量和数量下降的双重挤压状况。其次,兼业农户的经营规模系数略大于专业性农户,这说明经营规模越大的兼业农户相较于专业性农户,更倾向于采用农业生产性服务以弥补劳动力短缺的问题。最后,专业性农户的交通便利程度系数为负且显著,说明处于交通区位优势的专业性农户采用农业生产性服务的可能性也越低。与其他地区相比,西部地区农户采用农业生产性服务的程度普遍较低。这说明当地交通便利程度和农业生产性服务的培育程度在极大程度上影响了服务的采用。

表3最后报告了选择性修正项的估计值 ρ ,该估计系数衡量了内生转换Probit模型的两阶段方程中误差项之间的相关性。值得注意的是, ρ_1 的负号表示由未观测到的异质性引起了负选择性偏差^[21]。如果不处理该偏差,会导致农户兼业对农业生产性服务的影响估计有偏。此外,Wald检验结果表明可以拒绝农户兼业变量是外生的原假设。因此,上述结论证明使用内生转换Probit模型以分析农户兼业对农业生产性服务的影响是合理且必要的。

(3)农户兼业对农业生产性服务的平均处理效应。表4中,ATT和ATU的值为正且在1%的置

表2 SFA模型估计结果 N=8393

变量	估计系数	标准误
$\ln Land$	0.434***	0.010
$\ln Capital$	0.473***	0.008
$\ln Labor$	0.069***	0.006
$_{-}cons$	2.808***	0.044
σ_u	0.210***	0.011
σ_v	0.557***	0.005
Log Likelihood	-9534.640	
χ^2	45758	
$Prob > \chi^2$	0.000	

注:***表示在1%的水平上显著。

表3 基于内生转换Probit模型的估计结果

N=8393

变量	农户兼业	农业生产性服务		变量	农户兼业	农业生产性服务	
		兼业农户	专业性农户			兼业农户	专业性农户
年龄	-0.023*** (0.001)	0.010*** (0.002)	0.003 (0.005)	中部地区	0.170*** (0.048)	-0.131** (0.053)	0.155 (0.097)
性别	0.250*** (0.061)	-0.051 (0.067)	-0.133 (0.103)	西部地区	0.058* (0.045)	-0.540*** (0.050)	-0.354*** (0.074)
受教育程度	0.017*** (0.006)	0.018*** (0.007)	0.041*** (0.012)	劳动力流出率	0.513*** (0.051)		
农业技术能力	0.356*** (0.080)	-0.164** (0.077)	0.124 (0.167)	常数项	1.447*** (0.141)	-0.195*** (0.149)	-0.162 (0.766)
经营规模	-0.020*** (0.001)	0.028*** (0.002)	0.018*** (0.003)	ρ_1		-2.101** (0.842)	
地块数	0.014*** (0.003)	-0.001 (0.004)	-0.007 (0.005)	ρ_0			-0.300 (0.243)
合作社	-0.221*** (0.070)	-0.169** (0.073)	0.113 (0.115)	Log likelihood		-10330.692	
交通便利程度	-0.027*** (0.007)	-0.002 (0.007)	-0.042*** (0.001)	Wald 检验		$\chi^2(2)=21.55, \text{Prob}>\chi^2=0.000$	
东部地区	0.118** (0.050)	-0.034 (0.056)	-0.092 (0.084)				

注: *、**、***分别表示在10%、5%和1%的统计水平上显著,括号内为稳健标准误,下表同。

信水平上显著,这说明农户兼业对农业生产性服务的采用有显著正向影响。兼业农户会显著提高36.3个百分点的农业生产性服务采用概率。在反事实情境下,专业性农户若参与兼业,将提高36.8个百分点的农业生产性服务采用概率。综上可知,农户兼业能显著提升农业生产性服务的采用,假设 H_1 得到验证。

3. 农户兼业和农业生产性服务对农业生产效率的联合影响

由于本研究中的SUBP模型的主要目标不是分析影响农户决策的因素,而是作为控制函数得到预测的 IMR 以控制选择性误差,因此基于控制函数法第一阶段的似不相关双变量Probit模型的联立回归结果在此不作赘述^①。需要说明的是,

ρ 的系数为正且显著,表明农户兼业决策和农业生产性服务采用的决策显著相关(5.9%)。如果不校正两个决策与生产效率的内生性,将导致估计结果的有偏性。

表5汇报了基于控制函数法第二阶段的回归结果。结果显示,农户兼业和农业生产性服务对生产效率的联合影响均积极且显著。其中,兼业农户的生产效率比专业性农户高0.182,采用农业生产性服务的农户比自有机机械农户高0.209,相较于平均生产效率水平分别高出22.20%和25.49%。由此,假说 H_2 得到验证。

此外,户主年龄的系数正向显著,这表明年龄较大的户主,生产效率越高;户主性别的系数为负向且显著,女性户主的生产效率相对更高。在农村老龄化和女性化趋势的背景下,这体现了农业生产性服务的优势,弥补了劳动力老龄化、女性化可能带来的劣势。家庭地块数与农业生产效率呈显著负向关系,这说明土地细碎化限制了农业生产效率的提升,如何探索适度规模经营之路仍是当今重要的问题。

① 限于篇幅,此处仅引用 ρ 系数以表明使用SUBP模型作为控制函数法第一阶段的必要性,回归结果可向笔者索取。

表4 农户兼业对农业生产性服务的平均处理效应估计结果

农户类型	参与兼业	未参与兼业	ATT	ATU
兼业农户	0.638	0.275	0.363***	
专业性农户	0.588	0.220		0.368***

表5 农户兼业和农业生产性服务对农业生产效率的联合效应

N=8393

变量	系数	z值	变量	系数	z值
农户兼业行为	0.182*** (0.046)	3.99	交通便利程度	0.001*** (0.000)	3.43
农业生产性服务	0.209*** (0.051)	4.11	东部地区	-0.018*** (0.002)	-10.91
年龄	0.001*** (0.000)	3.17	中部地区	-0.032*** (0.002)	-15.83
性别	-0.009*** (0.003)	-3.13	西部地区	-0.018*** (0.004)	-4.65
受教育程度	-0.001 (0.001)	-0.77	IMR _{w_i}	-0.111** (0.027)	-4.11
农业技术能力	-0.013*** (0.003)	-3.83	IMR _{s_i}	-0.129*** (0.030)	-4.26
经营规模	0.000 (0.000)	0.44	常数项	0.506*** (0.067)	10.24
地块数	-0.001*** (0.000)	-4.39	调整R ²	0.074	
合作社	-0.003 (0.004)	-0.78	Wald 检验	$\chi^2(16)=861.85, Prob>\chi^2=0.000$	

4. 稳健性检验

本文采用以下两种方法进行稳健性检验,结果见表6。

一是替换核心解释变量,用家庭内成员是否兼业替换户主是否兼业(模型1)。考虑到农户兼业并非个人的理性抉择,更多的是家庭层面的共同决策。为实现家庭收益最大化,家庭内部会整合劳动力资源在农业和非农业上重新配置,也会整合家庭收入重新投入到农业投资或是家庭消费。因此,本文在稳健性检验部分选用家庭内成员是否兼业的变量作替换。二是替换被解释变量,将原C-D生产函数形式更

表6 稳健性检验结果

N=8393

变量	模型1	模型2
兼业行为	0.144***(0.043)	0.130**(0.065)
农业生产性服务	0.139***(0.051)	0.201***(0.068)
个体控制变量	已控制	已控制
家庭控制变量	已控制	已控制
村级控制变量	已控制	已控制
地区虚拟变量	已控制	已控制
常数项	0.631***(0.050)	0.588***(0.001)

换为 Translog 形式用以估计生产效率(模型2)。由于原C-D生产函数形式较为简单,可能难以体现生产要素替代的复杂情况,且超越对数函数形式的生产函数更具灵活性和包容性。因此,选用 Translog 函数形式估计的生产效率作为稳健性检验。从回归结果来看,两种稳健性检验的结果在系数方向和显著性水平上没有发生明显改变,这表明本文的结果是稳健的。

四、结论和政策启示

本文基于全国农村固定观察点8393户农户数据,利用内生转换 Probit 模型评估农户兼业对农业生产性服务的影响效应,进一步运用似不相关双变量 Probit 模型和控制函数法实证分析农户兼业和农业生产性服务对农业生产效率的联合效应。研究表明:第一,农户兼业具有自选择性,在不调整样本选择偏差的情况下,农户兼业对农业生产性服务采用的影响估计是有偏的。在解决样本选择偏差问题后,农户兼业对农业生产性服务的采用具有积极且显著的影响。兼业农户相对于专业性农户,更愿意采用农业生产性服务,且显著提高了36.3个百分点的农业生产性服务采用概率。此外,基于反事实分析,专业性农户若选择参与兼业,将提高36.8个百分点的农业生产性服务采用概率。第二,不同影响因素对兼业农户和专业性农户的农业生产性服务的采用决策有不同影响,年龄越大、经

营规模越大的兼业农户相较于专业性农户,更倾向于采用农业生产性服务以弥补劳动力短缺问题。第三,农户兼业和农业生产性服务对生产效率的联合影响积极且显著,农户兼业和农业生产性服务的采用能显著提高农业生产效率。兼业农户的生产效率比专业性农户高0.182,农业生产性服务的采用农户比自有机机械农户的生产效率高0.209,相较于生产效率的平均水平分别高出22.20%和25.49%。

基于上述研究结论,本文有以下几点政策启示:第一,正确认识农户兼业化的发展方向。在考虑农户资源禀赋的基础上,政府应对不同农户群体进行相应引导工作,实施相关配套政策。对资源禀赋较好的兼业农户,保障生产性服务的可得性,充分发掘非农就业潜力,鼓励发展县域经济,而对于重心发生偏移的兼业农户,合理引导其退出农业。第二,政府应积极培育作为农业生产性服务供给主体的新型农业经营主体和农业生产性服务组织,拓展服务领域,创新服务方式,提高生产环节标准化程度,保障农业生产性服务的可得性和对小农户的辐射范围,加大推广、普及关于农业生产性服务的农业技术讲座,积极组织实地参观与交流,加深农户对农业生产性服务的全面了解,提高农业生产性服务的采用率。第三,要聚焦服务小农户,发现并解决小农户实际生产过程面临的难点堵点,引领小农户进入现代农业发展轨道,促进农民增收增收,共享改革发展成果。在积极培育农业生产性服务组织的基础上,引导农户调整农业生产投入要素结构以适应非农就业对转移劳动力的需求,提升农业生产效率,助推现代农业发展。

参 考 文 献

- [1] 李晶晶,刘文明,郭庆海.农户兼业经营的生成条件、效应及其演化方向[J].经济学家,2021(5):120-128.
- [2] 黄季焜,靳少泽.未来谁来种地:基于我国农户劳动力就业代际差异视角[J].农业技术经济,2015(1):4-10.
- [3] QIU T W, SHI X J, HE Q, et al. The paradox of developing agricultural mechanization services in China: supporting or kicking out smallholder farmers?[J]. China economic review, 2021, 69: 101680.
- [4] 钱龙,钱文荣.外出务工对农户农业生产投资的影响:基于中国家庭动态跟踪调查的实证分析[J].南京农业大学学报(社会科学版),2018,18(5):109-121.
- [5] 钟甫宁,陆五一,徐志刚.农村劳动力外出务工不利于粮食生产吗?——对农户要素替代与种植结构调整行为及约束条件的解析[J].中国农村经济,2016(7):36-47.
- [6] 黄祖辉,王建英,陈志钢.非农就业、土地流转与土地细碎化对稻农技术效率的影响[J].中国农村经济,2014(11):4-16.
- [7] 魏素豪.兼业对农户种粮技术效率的影响研究:基于随机前沿生产函数的实证[J].商业研究,2019(5):121-128.
- [8] 黄炎忠,罗小锋,李兆亮,等.农户兼业对粮食生产效率的非线性影响[J].资源科学,2021,43(8):1605-1614.
- [9] 楚明钦.农业生产性服务嵌入对农业效率影响的实证[J].统计与决策,2021,37(24):75-79.
- [10] 魏修建,李思霖.我国生产性服务业与农业生产效率提升的关系研究——基于DEA和面板数据的实证分析[J].经济经纬,2015,32(3):23-27.
- [11] 许佳彬,王洋.农业生产性服务对玉米生产技术效率的影响研究——基于微观数据的实证分析[J].中国农业资源与区划,2021,42(7):27-36.
- [12] 徐勤航,诸培新,曲福田.小农户组织化获取农业生产性服务:演进逻辑与技术效率变化[J].农村经济,2022(4):107-117.
- [13] 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.
- [14] ZHENG H Y, MA W L, GUO Y Z, et al. Interactive relationship between non-farm employment and mechanization service expenditure in rural China[J]. China agricultural economic review, 2022, 14(1): 84-105.
- [15] 钱龙,洪名勇.非农就业、土地流转与农业生产效率变化——基于CFPS的实证分析[J].中国农村经济,2016(12):2-16.
- [16] 方师乐,史新杰,高叙文.非农就业、农机投资和农机服务利用[J].南京农业大学学报(社会科学版),2020,20(1):139-149.
- [17] 胡雯,张锦华,陈昭玖.小农户与大生产:农地规模与农业资本化——以农机作业服务为例[J].农业技术经济,2019(6):82-96.
- [18] 李颖明,王旭,刘扬.农业生产性服务对农地经营规模的影响[J].中国农学通报,2015,31(35):264-272.
- [19] 李江一,仇童伟,秦范.新型农业经营主体的非农就业带动效应研究[J].华中农业大学学报(社会科学版),2022(3):10-21.
- [20] BATTESE G E, COELLI T. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data[J]. Empirical economics. 1995, 20(2): 325-332.
- [21] LOKSHIN M, SAJAIA Z. Impact of interventions on discrete outcomes: maximum likelihood estimation of the binary choice mod-

- els with binary endogenous regressors[J].Stata journal,2011,11(3):368-385.
- [22] QIU T W, CHOY S T B, LI S P, et al. Does land renting-in reduce grain production? Evidence from rural China[J]. Land use policy, 2020, 90: 104311.
- [23] CHANG H H, MISHRA A. Impact of off-farm labor supply on food expenditures of the farm household[J]. Food policy, 2008, 33(6):657-664.
- [24] HübLER M, HARTJE R. Are smartphones smart for economic development?[J]. Economics letters, 2016, 141(8): 130-133.
- [25] 王璐, 杨汝岱, 吴比. 中国农户农业生产全要素生产率研究[J]. 管理世界, 2020, 36(12): 77-93.
- [26] 李谷成, 冯中朝, 范丽霞. 小农户真的更加具有效率吗? 来自湖北省的经验证据[J]. 经济学(季刊), 2010, 9(1): 95-124.
- [27] 李谷成, 叶锋, 贺亚琴. 目标价格补贴政策改革对粮食全要素生产率的影响研究——来自全国大豆种植户的微观证据[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2024(1): 1-14.
- [28] 刘若斯, 刘丽芬. 农民专业合作社促进小农户和现代农业有机衔接: 基于“知识守门人”的视角[J]. 湖湘论坛, 2022, 35(1): 121-128.
- [29] WANG X B, HAN L H, HUANG J K, et al. Gender and off-farm employment: evidence from rural China[J]. China and world economy, 2016, 24(3): 18-36.

Off-farm Work, Agricultural Productive Services and Production Efficiency

——Empirical Evidence from National Rural Fixed Observation Points Survey

NIU Qiuchun, LI Gucheng

Abstract Off-farm work is a significant feature of farmer differentiation. How to encourage small household farmers to become involved in modern agriculture is a major issue put forward by the 19th National Congress of the Communist Party of China. It is of great practical significance to explore the impact of farmers' off-farm work and agricultural productive services on agricultural production efficiency. Based on the National Fixed Points dataset, this paper uses the endogenous switching probit model to evaluate the impact of participation in off-farm work on agricultural productive services use. Moreover, the joint impacts of off-farm work participation and agricultural productive services use on agricultural production efficiency are also analyzed using a seemingly unrelated bivariate Probit model and a control function method. The results show that participation in off-farm work facilitates the adoption of agricultural productive services use. Furthermore, off-farm work participation and agricultural productive services can significantly promote the agricultural production efficiency. Compared to specialized farmers and those using self-owned machinery, part-time farmers and farmers using agricultural production services exhibit higher production efficiency. Therefore, it's suggested to actively cultivate new types of agribusiness, expand service areas, innovate service methods, and guide farmers into the path of modern agricultural development. Meanwhile, it is important to correctly understand the development trend of off-farm work, guide farmers to adjust the input structure of agricultural production factors and mitigate the potential negative impacts of off-farm work on agriculture.

Key words off-farm work; agricultural productive services; production efficiency; rural household

(责任编辑:陈万红)