

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*

张 晖¹ 吴 霜¹ 张燕媛¹ 虞 祎²

摘要：农业机械化水平是衡量现代农业发展程度的重要指标。以种粮大户、合作社等为代表的新型农业经营主体逐渐成为农机投资和提供农机服务的主力军。基于2018年江苏省686个种粮大户的微观调查数据，本文选用了多重跨栏模型并采用控制函数法实证检验了加入合作社对种粮大户农机投资与提供农机服务的影响。研究发现：相较于未加入合作社的种粮大户，加入合作社的种粮大户购买农机和提供农机作业服务的动机更强，户均农机作业服务供给水平更高。具体而言，加入合作社的种粮大户，其农机投资和提供农机作业服务的**概率**分别上升10.5和12.5个百分点，户均农机作业服务收益约增加3.382万元。由此，本文提出三点政策建议：一是引导种粮大户兼具生产性和服务性的双重功能，并鼓励合作社将种粮大户组织起来，共同开展农机服务。二是发挥合作社的组织优势，引导种粮大户投资相对短缺的农机装备。三是农机补贴向服务供给短缺的农机品种倾斜。

关键词：种粮大户 加入合作社 农机服务 多重跨栏模型

中图分类号：F061.1 **文献标识码：**A

一、引言

农机装备是建设现代农业的重要物质基础。农业机械化的发展实现了机器对劳动力的替代：一方面，有更多的劳动力从农业生产中释放出来，促进了劳动力转移和农民增收；另一方面，保障了农业生产中对劳动力的季节性需求，对稳定粮食产量和保障粮食安全具有重要意义（伍骏骞等，2017）。进入本世纪以来，农业机械化水平取得了重大进展（曹阳、胡继亮，2010）。2018年，农业农村部公布的数据显示，全国农业机械总动力突破10亿千瓦；同年，全国农作物耕种收综合机械化率已达到69.10%^①。

欧美发达国家的农场往往自购农机完成生产作业，然而，中国的农业生产经营者在农机投资的决

* 本文研究得到国家自然科学基金青年项目“家庭农场存续期内土地保护性投入的影响因素研究”（项目编号：71603117）的资助。本文通讯作者：虞祎。

^① 数据来源：《2018年全国农业机械化统计年报》。

策上却出现了分化,进一步影响了农机作业服务的需求和供给。普及小农户自购农机(尤其是中大型农机具)既不经济,也不现实(董欢,2018)。然而,一方面,兼业化、老龄化的趋势在小农户生产经营中十分普遍,使其对农机作业服务的需求急剧增长;另一方面,在规模化发展的过程中,不少种粮大户选择自行购置全部或部分农机装备。拥有农机的种粮大户对外部农机作业服务的需求会降低。在农机购置补贴等政策的激励下,农机装备大型化的趋势日益明显(路玉彬、孔祥智,2018)。因此,更多种粮大户选择装备中大型农机具。当大户自身的耕地经营规模不能完全匹配中大型农机具的生产能力时,必将导致农机装备投资的低效率。于是,部分种粮大户开始向周边农户提供有偿农机作业服务。一些学者已经注意到种粮大户既是农机作业服务需求者又是农机作业服务供给者的事实(赵晓峰,赵祥云,2018;闵继胜、孔祥智,2016;王新志,2015)。兼具农机作业服务功能的种粮大户为农机服务市场注入了新的活力,对创新和完善中国农机作业服务体系具有重要意义,有助于引领农机作业服务业进入新的发展阶段(杜志雄、刘文霞,2017)。

对种粮大户农机投资及提供农机作业服务的分析,需要着重考虑合作社的影响。种粮大户加入合作社的需求比小农户强烈(朱红根等,2008)。这是因为,种粮大户在生产过程中承担的风险更大,需要加入合作社共同抗御风险;同时,种粮大户生产的产品数量更大,也需要通过合作社获得稳定的销售渠道(任晓娜,2015)。所以,种粮大户更可能加入合作社,其行为更可能受合作社的影响。一方面,种粮大户加入合作社可以获得专业化的服务,包括农机作业服务,客观上降低了种粮大户自购农机的意愿;另一方面,种粮大户通过合作社更容易对接农机服务的需求方,可以有效地将富余机械生产力转化为收入,解决了投资中大型农机的后顾之忧,在一定程度上激励种粮大户进行农机投资。上述两股相反的作用力孰强孰弱,需要通过实证检验来回答。

本文将重点围绕下述两个问题开展实证分析:第一,加入合作社是否会影响种粮大户农机投资?第二,加入合作社如何影响种粮大户提供农机作业服务?考虑到种粮大户加入合作社、购买中大型农机以及提供农机作业服务之间可能存在双向因果关系,且种粮大户是否进行农机投资、是否提供农机作业服务以及农机作业服务供给水平等决策之间具有序贯性(或嵌套性),对此,本文将采用多重跨栏模型(multiple hurdle model)并结合控制函数法(control function method),实证检验加入合作社对于种粮大户农机投资与农机作业服务供给的影响。

二、简短文献回顾

一直以来,中国的农业机械化发展都是由农户自己拥有农机和雇佣农机服务两条路共同实现的。在家庭联产承包责任制实施以前,由集体农机站和农机队等构成农机作业服务体系。在家庭联产承包制改革的过程中,原来的农机作业服务体系为市场化农机作业服务主体迅速形成奠定了基础(芦千文等,2019)。所以,对于超小规模经营的农户而言,购买农机作业服务是理性的选择(胡雯等,2019)。随着农业生产规模化发展的,加之各种政策的激励,以农民为主的私人主体已经成为中国农业机械投资的主体。林万龙、孙翠清(2007)的研究发现,土地经营规模越大,种植业的专业化程度越高,越有利于农业机械私人投资。在劳动力成本快速上升的背景下,使用机械化替代劳动成为规模经营者的

必然选择。Wang et al. (2016) 基于中国六个省份的农户面板调查数据的研究表明, 土地经营规模及其与农业劳动力雇佣成本的交叉项对农户农机投资行为具有积极促进作用。此外, 有研究表明, 加入合作社、农户的信贷约束越小、政策激励越强越会增加规模经营户的农机投资 (潘经韬、陈池波, 2018; 柳凌韵、周宏, 2017; 曹光乔等, 2010)。但是, 家庭农场、专业大户等也亟需大型化、高端化、全程化的农机服务作为外部支撑条件, 完全依赖规模经营户自购农机实现全程机械化是不可行的。王新志 (2015) 指出, 持续鼓励家庭农场投入大量资金购入成套农机设备不利于家庭农场的可持续发展, 可能造成资金压力, 机械浪费和沉没成本巨大。大户同样需要农机服务, 农机服务也在向规模化方向发展。韩俊 (2017)^①强调, 规模化的服务也是规模经营的重要方面。

上述研究将规模经营户视为农机作业的需求方。但是, 杜志雄、刘文霞 (2017) 在研究中指出, 规模经营主体在农业生产实践中最终呈现既是生产主体又是服务主体的特征。倘若可以通过服务周边农户来提高农机的使用效率, 那么不仅可以降低农机使用的单位成本还能获得收益, 规模经营主体农机投资的决策可能也会不同。刘文霞、杜志雄 (2018) 以烘干服务为例, 研究显示, 加入合作社和生产规模大的规模化经营主体更有可能对外提供服务。张宗毅、杜志雄 (2018) 指出, 自购农机的机会成本和作业服务市场价格是影响专业化规模经营主体自购农机的关键因素, 作业服务市场价格越高, 自购农机的潜在收益就越大。

总体而言, 已有一些文献围绕专业化规模经营主体的农机投资与服务供给行为开展了相关研究。但以往的合作社会研究更多关注对小农的影响, 更多偏重合作社的组织生产及统购统销方面的功能, 对于种粮大户加入合作社对其农机投资与提供农机服务的影响还无法给予解答。本文认为, 对这一问题的分析具有三点价值或意义。一是有助于认识加入合作社对种粮大户发展服务功能的潜在影响。二是针对现实中大户农机投资的低效率和资源浪费问题, 从合作社的角度提供解决方案。三是所使用的方法同时考虑了模型内生性和多重决策之间的序贯逻辑, 将多重跨栏模型与控制函数法相结合, 解决解释变量内生性带来的估计偏差, 识别解释变量对被解释变量的偏效应 (史雨星等, 2018; Fan et al., 2018)。因此, 本文可以给其它类似研究提供方法借鉴。

三、数据与样本

本文所用数据均来自 2018 年寒假期间课题组对江苏省的实地调研。江苏省地处华东地区, 既是经济、人口大省, 也是全国主要的粮食主产省份之一。抽样的主要思路和基本原则如下: 第一, 江苏省的经济发展水平自北向南依次增强, 且土地规模苏北大于苏南。基于此, 选取苏北地区的徐州和淮安、苏中地区的泰州和苏南地区的常州四市作为样本地级市。第二, 在每个样本地级市选取 5 个县 (市、区)。第三, 在每个样本县 (市、区) 选取 4~5 个乡镇。第四, 在每个样本乡镇选取 1~2 个自然村。第五, 在每个样本自然村中选取 3~4 个种粮大户作为个体样本。最终, 调查样本涵盖 4 个地级市、18 个县 (市、区)、90 个乡镇、176 个自然村, 调查对象为耕地规模在 30 亩及以上的种粮大户。在各

^① 资料来源: 韩俊, 《供给侧结构性改革是塑造中国农业未来的关键之举》, 人民日报, 2017 年 2 月 6 日。

地农业农村部门的支持下，本次调查共发放问卷 700 份，回收并剔除无效问卷后，最终获得有效问卷 686 份，有效率 98.0%。样本分布情况如表 1 所示。

表 1 样本分布情况

地区	市	县(市、区)	乡镇	村	有效样本数
苏南	常州	4	17	33	135
苏中	泰州	4	20	38	139
苏北	徐州	5	28	55	214
苏北	淮安	5	25	50	198

样本基本特征见表 2。样本农户户主受教育程度不高，初中和高中学历的占了绝大多数；在这些农户中，从事农业规模经营（30 亩及以上）的平均时间约 8 年，且约有 20% 有过农机手经历。样本农户拥有的劳动力个数多数都在 4 人及以内，但这并未对耕地规模的扩张形成实质性约束。根据统计，样本农户平均耕地规模约 390 亩，中值为 280 亩。其中，耕地规模 500 亩以上的样本占 23.032%，他们的耕地规模要比当地政府建议的适度经营规模大得多。样本农户经营耕地的来源以转入为主，农地亩租金最低 600 元，最高 1300 元，平均为 794 元，一定程度上反映了江苏省耕地流转市场的价格行情。鉴于平整土地一方面可以减少由多余沟壑、田垄造成的耕地浪费，另一方面也便于农机作业，有 96.501% 的样本农户对转入耕地进行了平整。这些大户都有农机服务需求，但能够及时获得农机作业服务的样本农户仅占 42.420%，表明样本区的农机作业服务体系存在发展失衡的情况。从表 2 还可以看出，有 87.755% 的样本农户参加过当地政府组织的与农业生产及经营有关的技术培训，但仅有 41.545% 的样本农户购买了作物保险，半数以上的样本农户仍缺乏借助作物保险规避风险的意识。另外，在样本区，雇工工资平均约每天 106.5 元，与外出务工劳动力收入水平相当。

表 2 样本基本特征（总样本量=686）

变量		样本(个)	占比(%)	变量		样本(个)	占比(%)
受教育年限	≤9 年	311	45.335	技术培训	有	602	87.755
	9-12 年	363	52.915		没有	84	12.245
	>12 年	12	1.749	服务及时性	及时	291	42.420
规模种植年限	≤5 年	278	40.525		不及时	395	57.580
	5~10 年	269	39.213	加入合作社	是	285	41.545
	>10 年	139	20.262		否	401	58.455
农机手经历	有	138	20.117	作物保险	购买	285	41.545
	没有	548	79.883		未购买	401	58.455
家庭劳动力个数	≤4 人	535	77.988	耕地平整	有	662	96.501
	5-6 人	130	18.950		没有	24	3.499
	>7 人	21	3.061		≤800 元	393	57.289
耕地规模	≤200 亩	259	37.755	农地亩租金	800~900 元	122	17.784
	200~300 亩	139	20.262		900~1000 元	64	9.329
	300~500 亩	130	18.950		>1000 元	107	15.598

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

	500~1000 亩	98	14.286	雇工日工资	≤80 元	183	26.676
	>1000 亩	60	8.746		80~100 元	234	34.111
					100~150 元	267	38.921
					>150 元	42	6.122

样本农户中自购中大型农机（包括直播机、插秧机、旋耕机、收割机、喷雾机等农业机械设施）的约占 70%，但拥有全套农机的种粮大户几乎没有。有农机的种粮大户向周边农户提供农机作业服务的占比为 58.799%，平均农机作业服务收益为 3.163 万元。根据统计，受访种粮大户加入合作社的约占 41.5%。我们将样本分成加入合作社和未加入合作社两组。与未加入合作社的样本农户相比，加入合作社的样本农户农机投资的比例高出 5.456%，向周边农户提供农机作业服务的比例高出 7.684%，每户每年农机作业服务收益则明显高出约 1.773 万元（见表 3）。鉴于组间差异受到诸多因素的共同影响，对于加入合作社这一因素在其中是否发挥作用以及发挥多大的作用还需要通过实证检验回答。

表 3 农机投资与服务供给的组间差异检验

指标	总样本	加入合作社样本	未加入合作社样本	均值差异 t 检验
农机投资的种粮大户占比 (%)	70.845	74.035	68.579	t=1.550*
提供农机作业服务种粮大户占比 (%)	58.799	63.158	55.474	t=1.701**
农机作业服务收益 (万元/年)	3.163	4.112	2.339	t=6.978***

注：***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。

四、研究方法

基于 Burke et al. (2014) 和 Fan et al. (2018) 对发展中国家农户市场参与行为的研究，本文构建了一个序贯决策分析框架（图 1）分析加入合作社对种粮大户农机投资与服务供给的影响：

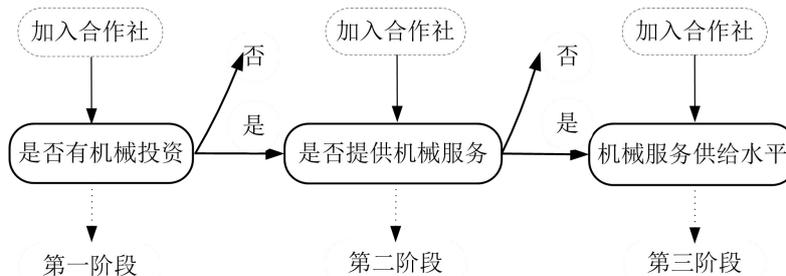


图 1 农机投资与服务供给的序贯决策

图 1 中，农机投资是种粮大户向周边农户提供农机作业服务的前提，因而需要考虑样本选择偏误问题。进一步，种粮大户农机作业服务供给包括是否提供和供给水平两个层面。为了解决多重决策的样本选择偏误问题，Burke et al. (2014) 在研究肯尼亚农户市场参与行为时，将双重跨栏模型拓展为多重跨栏模型。类似地，本文构建多重跨栏模型估计加入合作社对种粮大户农机投资与服务供给决策的影响。农机投资与服务供给序贯决策的三阶段如下：

序贯决策的第一阶段：种粮大户 i 是否进行农机投资。投资、不投资的概率模型分别为：

$$\begin{aligned}\Pr(y_{1i} = 1 | x_{1i}) &= \Phi(x_{1i}\beta), \\ \Pr(y_{1i} = 0 | x_{1i}) &= 1 - \Phi(x_{1i}\beta)\end{aligned}\quad (1)$$

序贯决策的第二阶段：种粮大户是否提供农机作业服务。提供、不提供的概率模型分别为：

$$\begin{aligned}\Pr(y_{1i} = 1, y_{2i} = 1 | x_{1i}, x_{2i}) &= \Phi(x_{1i}\beta) \times \Phi(x_{2i}\gamma), \\ \Pr(y_{1i} = 1, y_{2i} = 0 | x_{1i}, x_{2i}) &= \Phi(x_{1i}\beta) \times (1 - \Phi(x_{2i}\gamma))\end{aligned}\quad (2)$$

序贯决策的第三阶段：种粮大户的农机作业服务供给水平。假设农机作业服务供给水平服从对数正态分布，相应的期望值模型可表示为：

$$E(y_{3i} | x_{1i}, x_{2i}, x_{3i}) = \Phi(x_{1i}\beta) \times \Phi(x_{2i}\gamma) \times \exp(x_{3i}\eta + \sigma^2/2) \quad (3)$$

在（1）～（3）式中， y_{1i} 表示种粮大户是否进行农机投资（是=1；否=0）， x_{1i} 表示影响种粮大户农机投资的解释变量； y_{2i} 表示种粮大户是否提供农机作业服务（是=1；否=0）， x_{2i} 表示影响种粮大户是否提供农机作业服务的解释变量； y_{3i} 表示种粮大户农机作业服务供给水平（对数形式，万元）， x_{3i} 表示影响种粮大户农机作业服务供给水平的解释变量。 β, γ, η 表示待估参数。 $\Phi(\cdot)$ 表示标准正态分布的累积函数。 σ^2 为农机作业服务供给水平（取对数）模型的误差项的方差。

整合上述公式，构建多重跨栏模型的似然函数：

$$\begin{aligned}f(y_{1i}, y_{2i}, y_{3i} | \beta, \gamma, \eta, \sigma) \\ = [1 - \Phi(x_{1i}\beta)]^{1(y_{1i}=0)} [\Phi(x_{1i}\beta)] \left\{ \begin{aligned} & [\Phi(x_{2i}\gamma) \times \frac{\phi(y_{3i} - x_{3i}\eta)}{\sigma}]^{1(y_{2i}=1)} \\ & [1 - \Phi(x_{2i}\gamma)]^{1(y_{2i}=0)} \end{aligned} \right\}^{1(y_{1i}=1)}\end{aligned}\quad (4)$$

在（4）式中， $1(\cdot)$ 为示性函数，若括号里表达式为真，赋值为 1，反之为 0。 $\phi(\cdot)$ 为标准正态分布的概率密度函数。在对模型参数进行估计时，鉴于样本可能存在自选择偏误，本文先对（1）式进行 Probit 回归，计算出序贯决策第一阶段的逆米尔斯比值（ IMR_1 ）。然后，将 IMR_1 代入（2）式进行 Probit 回归。若 IMR_1 系数显著，表示种粮大户是否提供农机作业服务存在样本自选择偏误，需要予以校正，即（2）式在估计时应该包含 IMR_1 ；若 IMR_1 系数不显著，表示种粮大户是否提供农机作业服务不存在样本自选择偏误，此时（2）式在估计时不必包含 IMR_1 。接着，计算出序贯决策第二阶段的逆米尔斯比值（ IMR_2 ），将 IMR_2 代入（3）式进行 OLS 回归。若 IMR_2 系数显著，表示种粮大户农机作业服务供给水平存在样本自选择偏误，需要予以校正，即（3）式在估计时应包含 IMR_2 ；若 IMR_2 系数不显著，表示种粮大户农机作业服务供给水平不存在样本自选择偏误，此时（3）式在估计时不必包含 IMR_2 。需说明的是，为提高模型回归的参数估计效率，（1）式中应至少包含一个排他约束变量不在（2）式中出现。同样，（2）式中也应至少包含一个排他约束变量不在（3）式中出现。

为评估加入合作社对种粮大户农机投资与服务供给的影响，上述模型解释变量 x_{1i} 、 x_{2i} 和 x_{3i} 中

均包含核心变量“加入合作社”（是=1；否=0）。获得有效、一致的估计结果要求“加入合作社”外生，但这一要求极有可能得不到满足。原因主要有两点：第一，可能存在一些不可观测的因素，既影响种粮大户是否加入合作社又影响其农机投资与服务供给，例如，创业动机、风险态度等。创业动机强的种粮大户更有可能选择加入合作社，农机投资以及提供农机作业服务。风险厌恶程度高的种粮大户加入合作社的概率较高，但农机投资的概率则较低。第二，种粮大户农机投资与服务供给可能会反向促进其加入合作社。这是因为，拥有农机的种粮大户更有可能被合作社吸纳为社员，且这类种粮大户也更期望通过合作社向其他农户提供农机作业服务，节约交易成本。为此，基于 Wooldridge (2015) 提出的控制函数法（control function methods）解决模型内生性问题的思路，本文构建了种粮大户加入合作社的行为决策方程，见（5）式。在 Probit 回归得到参数估计结果的基础上，计算出模型的广义残差值（ GR_D ），并将其代入（1）~（3）式中。若 GR_D 系数显著，表示“加入合作社”这一变量为内生变量，需要予以校正，即模型估计时应包含 GR_D ；若 GR_D 系数不显著，表示“加入合作社”这一变量为外生变量，模型估计时不必包含 GR_D 。

$$D_i = \alpha_0 + \alpha_1 x_{4i} + \alpha_2 IV + \varepsilon_i \quad (5)$$

在（5）式中， D_i 表示是否加入合作社（是=1；否=0）， x_{4i} 表示影响种粮大户加入合作社的解释变量， IV 为工具变量。在本文中， IV 表示周围其他种粮大户是否加入合作社。根据社会网络理论，该因素会直接影响其是否选择加入合作社，但对其农机投资与服务供给不存在直接影响。 $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2$ 表示待估计参数， ε_i 表示随机扰动项。

根据模型参数估计结果，本文进一步计算加入合作社对种粮大户农机投资概率、农机作业服务提供概率和农机作业服务供给水平的偏效应，公式分别为：

$$\partial \Pr(y_{1i} | x_{1i}) / \partial x_{ci} = \beta_c \phi(x_{1i} \beta) \quad (6)$$

$$\partial \Pr(y_{2i} | x_{1i}, x_{2i}) / \partial x_{ci} = \beta_c \phi(x_{1i} \beta) \times \Phi(x_{2i} \gamma) + \gamma_c \Phi(x_{1i} \beta) \times \phi(x_{2i} \gamma) \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \partial E(y_{2i} | x_{1i}, x_{2i}, x_{3i}) / \partial x_{ci} = & \beta_c \phi(x_{1i} \beta) \times \Phi(x_{2i} \gamma) \times \exp(x_{4i} \eta + \sigma^2 / 2) + \gamma_c \Phi(x_{1i} \beta) \times \phi(x_{2i} \gamma) \\ & \times \exp(x_{4i} \eta + \sigma^2 / 2) + \eta_c \Phi(x_{1i} \beta) \times \Phi(x_{2i} \gamma) \times \exp(x_{4i} \eta + \sigma^2 / 2) \end{aligned} \quad (8)$$

其中， x_{ci} 是拟求导的变量， β_c 、 γ_c 、 η_c 分别是该变量在序贯决策第一阶段、第二阶段和第三阶段方程中的系数。结合以往研究经验（Wang et al., 2016；柳凌韵、周宏，2017；刘文霞、杜志雄，2018），本文选取户主特征、经营特征及制度环境等三类变量作为模型的控制变量。其中，户主特征包括受教育年限、规模种植年限和农机手经历等因素；经营特征包括耕地规模、耕地平整、家庭劳动力个数等因素；制度环境包括技术培训、农地亩租金、作物保险、服务及时性、雇工工资等因素。各变量的名称、定义及基本统计量见表 4。

表 4 变量、定义及基本统计

变量	定义	观测值	均值	标准差
----	----	-----	----	-----

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

农机投资	是=1; 否=0	686	0.708	0.455
提供农机作业服务	是=1; 否=0	483	0.588	0.493
农机作业服务供给水平	农机作业服务收益的对数值	284	0.897	0.713
加入合作社 ^a	是=1; 否=0	686	0.415	0.493
规模经营年限	从事规模种植的年限: 年	686	8.004	4.373
受教育年限	户主受教育年限: 年	686	9.844	1.074
耕地平整	是否对转入耕地进行平整: 是=1; 否=0	686	0.965	0.184
作物保险	是否购买粮食作物保险: 是=1; 否=0	686	0.415	0.493
家庭劳动力个数	农户家庭自有劳动力个数	686	3.520	1.422
耕地规模	实际经营的耕地面积(亩)	686	390.923	359.333
服务及时性	需要农机作业时能否及时获得: 是=1; 否=0	686	0.424	0.495
技术培训	参加专门技术培训: 是=1; 否=0	686	0.878	0.328
农地亩租金	平均每亩耕地转入租金: 元/亩	686	694.367	201.416
雇工工资	当地雇佣农业劳动力平均工资: 元/日	686	106.539	34.768
农机手经历	曾经当过农机手: 是=1; 否=0	686	0.201	0.401
工具变量	周围其他种粮大户是否加入合作社: 是=1; 否=0	686	0.372	0.483

注: ^a表中变量“加入合作社”主要包含了加入“生产合作社”、“销售合作社”等等,并不特指加入农机合作社。

五、实证分析

本文在 Stata15.0 软件中使用条件混合过程程序 (conditional mixed-process) 对 (4) 式进行极大似然估计。表 5 为模型参数估计结果,整体拟合效果较好。需要指出的是,估计 (1) ~ (3) 式和 (5) 式时,我们在方程中加入了样本所在地的虚拟变量以控制地区固定效应。在加入合作社的决策方程中,合作社认知变量系数在 1% 的统计水平上显著为正,表明周围邻居是否加入合作社的行为会通过社会网络影响种粮大户的行为决策。此外,规模经营年限、技术培训、耕地规模等变量对种粮大户加入合作社的行为也有显著影响。参加过技术培训或规模经营年限相对较久的种粮大户更倾向于加入合作社。这可能是因为,技术培训经历或规模种植经验有助于种粮大户认识到加入合作社对于稳定销售渠道和降低市场风险的重要性。种粮大户规模越大,加入合作社的概率也越高。

表 5 模型参数估计结果

变量	加入合作社	多重跨栏模型		
		农机投资 (第一阶段)	提供农机作业服务 (第二阶段)	服务供给水平 (第三阶段)
规模经营年限	0.088*** (0.017)	-0.061*** (0.013)	-0.052 (0.036)	-0.004 (0.007)
耕地平整	0.094 (0.407)	0.527 (0.294)	-0.075 (0.047)	0.077 (0.160)
受教育年限	0.143 (0.098)	0.067 (0.066)	-0.104 (0.076)	-0.026 (0.025)
作物保险	0.158 (0.264)	-0.019 (0.186)	—	—
家庭劳动力个数	-0.025 (0.054)	0.016 (0.040)	0.029 (0.052)	0.005 (0.018)
耕地规模	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	-0.001** (0.000)	0.000 (0.000)

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

技术培训	0.639** (0.268)	-0.236 (0.176)	-0.142 (0.251)	-0.003 (0.101)
服务及时性	0.104 (0.227)	-0.257 (0.157)	—	—
农地亩租金	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.004 (0.003)	0.000 (0.000)
雇工工资	-0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	0.009*** (0.002)	0.006*** (0.001)
农机手经历	—	0.696*** (0.151)	1.512 (1.312)	—
加入合作社	—	0.350** (0.145)	0.833*** (0.229)	0.377*** (0.072)
工具变量	2.929*** (0.166)	—	—	—
IMR_t	—	—	2.961*** (0.946)	—
IMR_{t-1}	—	—	—	-1.595*** (0.177)
GR_{D_t}	—	-0.315** (0.148)	-0.374** (0.184)	-0.099* (0.056)
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
对数似然值	-175.752	-363.551	-216.928	—
卡方检验	579.756***	100.943***	220.682***	—
F 检验	—	—	—	38.211***
调整 R ²	—	—	—	0.658
观测值	686	686	483	284

注：①括号中为标准误；②***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。

本文分析证实，加入合作社这一变量确实是内生的。模型结果显示，加入合作社行为决策方程的广义残差项 (GR_{D_t}) 在多重跨栏模型中的三个阶段均显著，说明是否加入合作社在农机投资决策方程（序贯决策的第一阶段）、农机作业服务决策方程（序贯决策的第二阶段）和农机作业服务供给数量方程（序贯决策的第二三阶段）中均为内生，方程估计时必须加入广义残差项 (GR_{D_t}) 来缓解内生性问题所产生的估计偏误。

加入合作社对种粮大户农机投资行为有显著促进作用。在农机投资决策方程中，加入合作社的影响为正，且在 5%的统计水平上显著。这表明与未加入合作社的种粮大户相比，加入合作社的种粮大户农机投资的概率更高。近年来，农村劳动力转移就业导致从事农业生产经营的劳动力数量急剧下降，主要粮食作物生产中的机械投入快速上升，农户愈发倾向于节约劳动的农业生产方式（许秀川等，2017）。然而，现有服务的总体水平还比较低，供需不平衡、结构不匹配的问题尤其突出。加入合作社后，种粮大户获得了稳定的销售渠道，降低了市场交易成本及交易风险，从而激发其进行生产性投资的积极性。加入合作社有助于降低种粮大户提供农机服务的信息搜寻成本，这对其进行农业农机投资也具有积极作用。此外，在农机投资决策方程中，耕地规模、规模经营年限和农机手经历等变量对种粮大户农机投资的行为也有显著性影响。其中，耕地规模的系数为正，且在 1%的统计水平上显著，说明规模越大的种粮大户越有可能进行农机投资。Wang et al. (2016) 从劳动力成本上升的角度解释了经营规模对农机投资的促进作用，耕地规模越大，种粮大户通过机械化节约雇工成本的作用越大。在农机作业服务市场不完善的背景下，种粮大户无法依靠市场实现机械对劳动的替代，其自购农机的概率必然进一步上升。规模经营年限的系数显著为负，表明规模经营年限越长的种粮大户农机投资的概率不仅没有提高，反而下降了。可能的原因是，规模经营年限越长的种粮大户，户主年龄也较大，在

农机投资决策上相对保守。农机手经历的系数显著为正，表明曾当过农机手的种粮大户更有可能购买农机。雇工工资对种粮大户农机投资具有正向影响，但不显著，可能的原因是当前粮食生产全过程投入的劳动力越来越少，雇工成本在总成本中的比重不断降低，雇工工资的影响十分有限。

加入合作社能显著提升已购置农机的种粮大户对外提供农机服务的概率。从表 5 第 4 列可以看出，加入合作社的系数在 1% 的统计水平显著为正，说明加入合作社将有助于促进农机投资的种粮大户对外提供农机作业服务。以往研究（刘文霞、杜志雄，2018）也有类似的发现。加入合作社的种粮大户不仅可以服务合作社其他社员，还可以与其他拥有农机的社员组织起来。社员之间相互补充，为需求方提供全套农机服务。由于为需求方节约了交易成本，每个社员的服务更具竞争力了。耕地规模的系数为负向显著，表明规模较大的种粮大户提供农机作业服务的概率相对较低。这在一定程度上说明，种粮大户农机投资的主要目的是自我服务，机械动力有富余时才会向他人提供服务。此外，从表 5 第 4 列还可以看出两点：一是雇工工资的系数为正，且在 1% 的统计水平显著，表明雇工成本上涨会促进种粮大户对外提供农机作业服务。以往研究发现，农业劳动力成本上涨将促使农户（特别是规模经营农户）对农机作业服务的需求上升（Wang et al., 2016），从而为种粮大户提供农机作业服务创造了市场条件。二是 IMR_I 的系数在 1% 的统计水平上显著，这表明种粮大户农机投资不满足随机分布的假设。因此，通过在提供农机作业服务决策的方程中加入 IMR_I ，可以控制样本自选择偏误，避免估计结果有偏。

加入合作社也有助于提升种粮大户对外提供农机作业服务的水平。表 5 第 5 列汇报的结果显示，加入合作社的系数在 1% 的统计水平上显著为正，表明与未加入合作社相比，加入合作社能够使种粮大户农机作业服务供给水平平均提高约 37.7%。从表 5 第 5 列汇报的结果还可以看出：第一，雇工工资的系数在 1% 的统计水平上显著为正，表明雇工工资上涨对种粮大户农机作业服务供给水平具有促进作用。其原因主要有两点：一是前文指出的雇工工资上涨促使更多的种粮大户提供农机作业服务；二是雇工工资上涨必然也会带来农机作业服务价格的上涨，这将进一步激励种粮大户提供农机作业服务。第二， IMR_S （逆米尔斯比值）系数在 1% 的统计水平上显著，这表明种粮大户提供农机作业服务也不满足随机分布的假设。因此，在服务供给水平的决策方程中加入 IMR_S 同样可以控制样本自选择偏误。

最后，本文利用公式（6）～（8）分别计算了加入合作社对种粮大户农机投资的概率、提供农机作业服务的概率和农机作业服务供给水平的偏效应（表 6）。总体而言，加入合作社使得种粮大户农机投资的概率整体上升了约 10.5 个百分点，使种粮大户提供农机作业服务的概率整体提高了约 12.5 个百分点，农机作业服务的收益增加了约 3.382 万元。

表 6 加入合作社对种粮大户农机投资与服务供给的偏效应

	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
农机投资概率	686	0.105	0.035	-0.007	0.139
农机服务供给概率	483	0.125	0.097	-0.012	0.270
农机服务供给收益	284	3.382	2.254	0.103	16.283

六、结论与启示

在当前中国农机作业服务市场发展不平衡、不充分的背景下，越来越多的种粮大户选择自行购置部分或全部农机设备。从种粮大户的角度看，确实存在农机装备低效使用的风险。但是，如果能通过市场化的方式再次配置富余的机械动力，这将增加农机服务市场的供给，为完善农机作业服务体系提供了条件。本文基于江苏省种粮大户的调查数据，选用多重跨栏模型并采用控制函数法实证检验了加入合作社对种粮大户农机投资及供给农机服务的影响。描述性统计结果表明：第一，加入合作社的种粮大户比未加入合作社的种粮大户农机投资的比例高出 5.456%。第二，加入合作社的种粮大户比未加入合作社的种粮大户向周边农户提供农机作业服务的比例高出 7.684%。第三，加入合作社的种粮大户比未加入合作社的种粮大户每户农机作业服务收益则明显高出 1.785 万元。实证结果表明，加入合作社对种粮大户农机投资和供给农机作业服务均具有显著的促进作用。具体而言：第一，加入合作社使种粮大户农机投资的概率整体上升了约 10.5 个百分点。第二，加入合作社使种粮大户提供农机的概率整体提高了约 12.5 个百分点。第三，加入合作社使种粮大户户均农机作业服务收益整体增加了约 3.382 万元。

种粮大户既是农机服务的需求方，又可能是农机服务的供给方。在种粮大户决策行为受合作社影响较大的条件下，充分发挥合作社的作用将更好地引导种粮大户提供农机服务。基于研究结论，本文提出三点政策建议：第一，引导种粮大户兼具生产性和服务性的双重功能，并鼓励合作社将种粮大户组织起来，共同开展农机服务。在培育新型农业经营主体过程中，既要鼓励和支持种粮大户发挥生产性功能，也要引导种粮大户开发服务性功能。例如，通过村集体、合作社发布种粮大户提供农机服务的信息，让有需求的农户方便地联系种粮大户。同时，当前正是完善多元化农业生产性服务体系的关键时期。合作社不仅可以组织种粮大户统购统销，还可以组织种粮大户相互补充机械动力，富余机械动力还可以进一步打包提供。例如，合作社可以统计社员的农机保有情况，首先做到内部调剂余缺，然后统筹对外的服务供应。第二，发挥合作社的组织优势，引导种粮大户投资相对短缺的农机装备。具体地，可以通过村集体、合作社了解小农户、种粮大户的农机需求，发现农机服务供给的主要缺口。一方面，对于合作社内部可以协调的农机，合作社应避免社员重复购买；另一方面，对于外部需求强烈的农机服务项目，合作社可以组织社员共同购买。第三，农机补贴向服务供给短缺的农机品种倾斜，增强补贴政策的针对性。

参考文献

- 1.曹光乔、周力、易中懿、张宗毅、韩喜秋，2010：《农业机械购置补贴对农户购机行为的影响——基于江苏省水稻种植业的实证分析》，《中国农村经济》第6期。
- 2.曹阳、胡继亮，2010：《中国土地家庭承包制度下的农业机械化——基于中国17省（区、市）的调查数据》，《中国农村经济》第10期。
- 3.董欢，2018：《农机服务体系：模式比较与政策优化——基于农业经营主体分化视角的考察》，《农村经济》第10期。

期。

- 4.杜志雄、刘文霞, 2017:《家庭农场的经营和服务双重主体地位研究: 农机服务视角》,《理论探讨》第2期。
- 5.胡雯、张锦华、陈昭玖, 2019:《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》,《农业技术经济》第6期。
- 6.林万龙、孙翠清, 2007:《农业机械私人投资的影响因素: 基于省级层面数据的探讨》,《中国农村经济》第9期。
- 7.刘文霞、杜志雄, 2018:《哪些家庭农场在提供农业生产性服务? ——基于2014年、2015年全国种植类家庭农场监测数据》,《农村经济》第3期。
- 8.柳凌韵、周宏, 2017:《正规金融约束、规模农地流入与农机长期投资——基于水稻种植规模农户的数据调查》,《农业经济问题》第9期。
- 9.芦千文、吕之望、李军, 2019:《为什么中国农户更愿意购买农机作业服务——基于对中日两国农户农机使用方式变迁的考察》,《农业经济问题》第1期。
- 10.路玉彬、孔祥智, 2018:《农机具购置补贴政策的多维考量和趋势》,《改革》第2期。
- 11.闵继胜、孔祥智, 2016:《新型农业经营主体经营模式创新的制约因素及制度突破》,《经济纵横》第5期。
- 12.潘经韬、陈池波, 2018:《农机购置补贴对农机作业服务市场发展的影响——基于2004-2013年省级面板数据的实证分析》,《华中农业大学学报(社会科学版)》第3期。
- 13.任晓娜, 2015:《种粮大户经营状况与困境摆脱: 五省155户证据》,《改革》第5期。
- 14.史雨星、姚柳杨、赵敏娟, 2018:《社会资本对牧户参与草场社区治理意愿的影响——基于Triple-Hurdle模型的分析》,《中国农村观察》第3期。
- 15.王新志, 2015:《自有还是雇佣农机服务: 家庭农场的两难抉择解析——基于新兴古典经济学的视角》,《理论学刊》第2期。
- 16.伍骏骞、方师乐、李谷成、徐广彤, 2017:《中国农业机械化发展水平对粮食产量的空间溢出效应分析——基于跨区作业视角》,《中国农村经济》第6期。
- 17.许秀川、李容、李国珍, 2017:《小规模经营与农户农机服务需求——一个两阶段决策模型的考察》,《农业技术经济》第9期。
- 18.张宗毅、杜志雄, 2018:《农业生产性服务决策的经济分析——以农机作业服务为例》,《财贸经济》第4期。
- 19.赵晓峰、赵祥云, 2018:《新型农业经营主体社会化服务能力建设与小农经济的发展前景》,《农业经济问题》第4期。
- 20.朱红根、陈昭玖、翁贞林、刘小春, 2008:《稻作经营大户对专业合作社需求的影响因素分析——基于江西省385个农户调查数据》,《农业经济问题》第12期。
- 21.Burke, W. J., R. J. Myers, and T. S. Jayne, 2014, "A Triple-Hurdle Model of Production and Market Participation in Kenya's Dairy Market", *American Journal of Agricultural Economics*, 97(4): 1227-1246.
- 22.Fan, Q., S. Garcia, and Vinia. B, 2018, "Information Access and Smallholder Farmers' Market Participation in Peru", *Journal of Agricultural Economics*, 69(2): 476-494.
- 23.Wang, X., F. Yamauchi, K. Otsuka, and J. Huang, 2016, "Wage Growth, Landholding, and Mechanization in Chinese

Agriculture”, *World Development*, 86(3): 30-45.

24. Wooldridge, J. M., 2015, “Control Function Methods in Applied Econometrics”, *Journal of Human Resources*, 50(2): 420-445.

(作者单位: ¹南京林业大学经济管理学院;

²南京农业大学经济管理学院)

(责任编辑: 高 鸣)

An Analysis of the Effects of Joining Cooperatives on Agricultural Machinery Investment and Service Supply Behavior of Large Grain Growers

Zhang Hui Wu Shuang Zhang Yanyuan Yu Yi

Abstract: The level of agricultural mechanization is an important index to measure the development of modern agriculture. New types of agricultural operators such as large grain growers and cooperatives are expected to become the main force in purchasing agricultural machinery and providing agricultural machinery services. Based on the micro survey data of 686 large grain growers in Jiangsu Province in 2018, this article uses the multiple hurdle model and control function method to empirically test the impact of joining cooperatives on the investment in and provision of agricultural machinery services for large grain growers. The statistical results show that, compared to large grain growers who have not joined the agricultural cooperatives, those who have joined one would have a higher level of motivation to purchase agricultural machinery and provide agricultural machinery operation services, and average supply level of agricultural machinery operation services per household is higher. Specifically, the possibility of investment in agricultural machinery and provision of agricultural machinery operation services for large grain growers who joined cooperatives increased by 10.5 and 12.5 percentage points, respectively, and the average income from agricultural machinery operation services increased by about 33,820 Yuan per household. Finally, the study puts forward three policy suggestions based on the findings, namely, to improve both production function and service function of large grain growers and to encourage cooperatives to organize them to jointly carry out agricultural machinery services; to take the organizational advantages of cooperatives and to guide large grain producers to invest in agricultural machinery and equipment in shortage; to provide subsidies for agricultural machinery varieties which are in short supply.

Key Words: Large Grain Grower; Agricultural Cooperative; Agricultural Machinery Service; Multiple Hurdle Model