

农机服务市场发育对农地流转的影响*

——基于农业规模经营的视角

周旭海 罗崇佳 张清勇

内容提要：农业规模经营是我国农业强国建设的重要动能。依托农机服务市场发育推进服务规模经营已得到学术界的广泛认同，但服务规模经营会给传统的农地规模经营路径带来何种改变尚不明晰。本文将两类农业规模经营路径纳入同一分析框架，采用5轮中国家庭追踪调查（CFPS）数据，考察农机服务市场发育对农地流转的影响。研究表明，第一，农机服务市场发育会促进农户转入农地和抑制农户转出农地，且通过提升农户的农业生产效率来影响其农地流转行为；第二，农机服务市场发育对农户扩大农地经营规模的促进作用在获得农业补贴和未自购农机的农户中更明显；第三，农机服务市场发育能够促进农户农地流转有偿化；第四，对于未融入农业机械化进程的农户而言，农机服务市场发育会促使其转出农地，但其不会因此退出农业经营。上述结果表明服务规模经营能够对农地规模经营起到带动作用，但这一带动作用又具有不彻底性。本文揭示了服务规模经营与农地规模经营协同发展的可行性，为完善推进农业规模经营的相关政策提供实证依据。

关键词：农机服务市场发育；农地流转；农户；农业规模经营

DOI: 10.19343/j.cnki.11-1302/c.2025.10.008

中图分类号：F326 文献标识码：A 文章编号：1002-4565(2025)10-0106-13

The Impact of the Development of Agricultural Machinery Service Market on Farmland Transfer: From the Perspective of Agricultural Scale Management

Zhou Xuhai Luo Chongjia Zhang Qingyong

Abstract: Agricultural scale management is an important driving force for China to build up its strength in agriculture. The significance of facilitating service scale management through the development of agricultural machinery service market has been widely recognized by academia. However, it is still not clear what changes service scale management will bring to the traditional farmland scale management path. This paper includes two types of agricultural scale management paths in the same analytical framework, and adopts five rounds of China Family Panel Studies data to investigate the impact of the development of agricultural machinery service market on farmland transfer. The results show that, firstly, the development of agricultural machinery service market encourages rural households to transfer in farmland while

*基金项目：国家自然科学基金面上项目“部门利益、官僚结构与政策的制定和执行——以中国若干重大土地政策为例”（72074216）；中国社会科学院“青启计划”资助“东亚农业规模经营路径研究”（2025QQJH82）。

discouraging them from transferring out their farmland, and it affects their farmland transfer behavior by improving the efficiency in agricultural production. Secondly, the promotional effect of the development of agricultural machinery service market on rural households' expansion of farmland management scale is more obvious among those who have received agricultural subsidies and those who haven't purchase agricultural machinery on their own. Thirdly, the development of agricultural machinery service market contributes to rural households' compensation-based farmland transfer. Fourthly, for rural households that have no access to agricultural mechanization, the development of agricultural machinery service prompts them to transfer out farmland, but it may not result in their withdrawal from agricultural management. The above results show that service scale management can play a role in promoting farmland scale management, and this promotional effect is inexhaustive at the same time. This paper reveals the feasibility of the coordinated development of service scale management and farmland scale management, which provides empirical evidences to improve policies aiming at promoting agricultural scale.

Key words: Development of Agricultural Machinery Service Market; Farmland Transfer; Rural Household; Agricultural Scale Management

一、引言

农业规模经营有利于促进农业增效和农民增收，是我国农业强国建设的重要动能（陈锡文，2023；盖庆恩等，2023）。党的二十大报告明确指出，发展新型农业经营主体和社会化服务，发展农业适度规模经营。与工业生产类似，农业生产中既存在经营单位自身规模扩大所带来的内部规模经济，又存在外部服务规模变动的效益流入所带来的外部规模经济（许庆等，2011）。现有研究认为，农业规模经营包含农地规模经营和服务规模经营这两条主要路径（罗必良，2017）。

扩大农业经营规模的传统路径是以农地流转为动力推进农地规模经营。然而，我国农地流转面积在经历了2008—2014年的快速增长期后，增速逐渐放缓，小农户仍占农业经营主体的较大比例。农业农村部公布的数据显示，2014—2023年，我国家庭承包耕地流转面积由4.03亿亩持续增加至5.91亿亩，但环比增速由18.3%降至2.6%，2023年耕地经营规模小于10亩的农户占比仍高达85.4%^①。在农地规模经营进程趋于放缓的背景下，依托农机服务市场发育推进服务规模经营的重要性得到学术界的广泛认同。农机是现代农业不可或缺的物质基础，呈现出资产专用性强和难以分割的特点，进而农机服务在农业生产性服务体系中处于关键节点地位（刘守英和王瑞民，2019）。服务规模经营并不要求农地的人为集中，农户可以在不扩大农地经营规模的情况下，向农机服务主体购买成片化、规模化的服务（彭新宇，2019）。随着高昂的农机购置成本得到有效分摊，农户能够获取服务规模经济效益。

传统观点将服务规模经营理解为一条与农地规模经营相独立的路径，但事实上二者不可割裂。考虑到东亚小农生产格局^②下农业经营规模的扩大具有长期性和复杂性，服务规模经营的推进会给传统农地规模经营路径带来何种改变，值得深入探讨。总体来看，现有研究中存在两种截然相反的观点。一种观点认为，服务规模经营会鼓励农户维持小规模分散经营，进而延缓农地规模经营进程（吴偎立等，2022）；另一种观点认为，推进服务规模经营并不意味着对农地规模经营的排斥，实际上服

^①数据来源于原农业部农村经济体制与经营管理司、农业部农村合作经济经营管理总站编写的《中国农村经营管理统计年报（2015年）》，以及农业农村部政策与改革司编写的《2023年中国农村政策与改革统计年报》。

^②东亚小农生产格局是指在人多地少的资源禀赋条件下，小规模家庭农业成为东亚农业生产的主要形态，过密化的劳动力投入导致边际报酬递减。

务规模经营能够带动农地规模经营（章丹等，2022）。客观评估服务规模经营带动农地规模经营的实际效力，有助于更好地把握我国农业规模经营的方向和节奏。然而，深入探讨该问题的文献较少，仅有少数实证研究使用特定区域的小样本数据，难以深刻揭示服务规模经营与农地规模经营能否实现协同发展。

基于此，本文将服务规模经营和农地规模经营置于同一分析框架内，采用家庭层面的微观调查数据，系统考察农机服务市场发育对农地流转的影响，旨在为判断服务规模经营与农地规模经营协同发展可行性提供进一步的依据。与现有研究相比，本文在研究视角上有以下三方面创新。第一，阐明农机服务市场发育影响农地流转的具体渠道，在测算农户农业生产效率的基础上，验证农机服务市场发育是否会通过提升农业生产效率来影响农户的农地流转行为；第二，鉴于有偿流转相比无偿流转更有利于农地经营规模的实际扩大，从农地流转形式优化的维度出发，检验农机服务市场发育是否会促进农户农地流转有偿化；第三，从农地资源配置优化的维度出发，尝试将农业跑步机理论引入农机服务市场发育影响农地流转的分析逻辑，进一步研究未融入农业机械化进程的农户农地流转行为。本文以更加深刻的视角考察分析服务规模经营带动农地规模经营的实际效力，对于全面认识服务规模经营与农地规模经营二者之间的关系具有一定价值，并为完善农业规模经营相关政策提供有益参考。在研究方法方面，本文对现有研究进行一定拓展，包括结合图形分析农业跑步机理论的逻辑、利用Bivariate Probit模型考虑农户农地转入和转出决策的关联性、利用随机前沿分析(SFA)方法测算农户的生产技术效率等。

二、理论分析与研究假说

（一）农机服务市场发育对农地流转的整体影响及渠道

通过转入农地扩大经营规模是农户获取更高收入的重要途径。但现实中，农户在实现农地规模经营的过程中面临技术、劳动力、资金等方面的约束（杨子等，2019）。在此背景下，农机服务市场的发育壮大有助于缓解农户所面临的资源禀赋约束，提升农业生产效率，进而强化农户扩大农地经营规模的内在动力。

首先，农机服务市场发育有助于缓解农户扩大农地经营规模所面临的技术约束。较高的农业经营成本和风险会对农户的农地规模经营意愿形成制约，依托技术发展和应用提高生产效率成为农业破局的一大关键（罗良清等，2025）。基于诱致性技术变迁理论的观点，人多地少的国家应将发展土地节约型生物化学技术作为农业增长的主要路径（Hayami和Ruttan，1970），我国也凭借生物化学技术实现了农业土地生产率的快速提升。然而，随着农村劳动力的持续流失和人口红利的逐渐减弱，近年来我国劳动力要素和土地要素的相对价格出现明显变化，农业技术进步越来越偏向于节约劳动的机械技术。当一个健全的农机服务市场存在时，只要农户依照自身需求及时购买农机服务，在任意规模的地块上使用农机都可能是有效率的（Wang等，2016）。技术约束的缓解让更多农户能获利、多得利，为农地经营规模的扩大奠定了良好基础。

其次，农机服务市场发育有助于缓解农户扩大农地经营规模所面临的劳动力约束。由于理性农户会参照不同家庭成员的务农机会成本对劳动力进行合理配置，在农业与非农行业之间收入差距较大的情况下，大量农村青壮年向非农行业转移，农业劳动力呈现明显的老龄化特征。然而，以留守中老年为主的劳动力结构较难适应农地规模经营对劳动能力所提出的更高要求。同时，随着农机服务体系的不断完善，农业生产环节的可分性、农业生产活动的可交易性和农业劳动过程的可监督性

大幅增强，越来越多的农户开始打破封闭经营格局、卷入分工经济（罗必良，2017）。根据 Young（1928）的分工理论，农户通过采用农机服务而加强资本对劳动的替代，实质上是以一种利用中间产品的迂回生产方式改进最终产品的生产效率。因此，农机服务市场发育在降低农业生产对青壮年劳动力依赖程度的同时，为农户扩大农地经营规模创造条件。

最后，农机服务市场发育有助于缓解农户扩大农地经营规模所面临的资金约束。农机是现代农业的重要物质基础，农地经营规模的扩大要求匹配相应的机械化资金，避免因延误农时而影响农产品的产量和品质。但农机是一类资产专用性较强的大型不可分割投入，农户单家独户购置农机自行使用容易引发不经济性（刘守英和王瑞民，2019）。在农机服务市场发育壮大的背景下，通过购买农机服务来节省机械化资金，有农地规模经营意愿的农户能够更好地应对农业经营成本攀升的压力，形成配比协调的要素有机组合，如农户可以将节省的机械化资金用于支付农地流转费用。基于上述分析，本文提出以下研究假说。

假说1：农机服务市场发育会促进农户转入农地和抑制农户转出农地。

假说2：农机服务市场发育会通过提升农户的农业生产效率来影响其农地流转行为。

（二）农机服务市场发育影响农地流转的异质性

前文将农户作为一个整体来考虑，但现实中农机服务市场发育对农户扩大农地经营规模的促进作用存在一定异质性，需从农户获得农业补贴情况和自购农机情况两个方面进行分析。

一方面，相较于未获得农业补贴的农户，获得农业补贴的农户更可能因农机服务市场发育而扩大农地经营规模。无论是购买农机服务，还是有偿转入农地，都要求农户具备一定的资金实力，农机服务价格和农地租金上涨会抑制其采用农机服务和扩大农地经营规模。在此情形下，农业补贴发挥重要作用，其有助于缓解农户的成本压力和改变农户的风险偏好，提高其生产投资的积极性（许庆等，2024）。换言之，农业补贴的投资激励效应会促使农户随着农机服务市场发育而扩大农地经营规模。

另一方面，相较于自购农机农户，未自购农机的农户更可能因农机服务市场发育而扩大农地经营规模。自购农机农户采用农机服务的倾向通常较低，这是其避免过剩投资和回收前期投入资金的必然选择，反映出两条农业机械化路径之间的替代性强于互补性。从交易成本的角度考虑，农户是否采用农机服务取决于其内部管理协调能力和参与市场交易能力的对比（朱文珏和罗必良，2016）。具备内部管理协调能力优势的农户往往倾向于通过自购农机来实现内部一体化，具备市场交易能力优势的农户则往往倾向于通过采用农机服务来参与外部分工（李宁等，2020）。据此可以判断，农机服务市场发育对自购农机农户扩大农地经营规模的促进作用相对有限。基于上述分析，本文提出以下研究假说。

假说3：农机服务市场发育对农户扩大农地经营规模的促进作用在获得农业补贴和未自购农机的农户中更明显。

（三）农机服务市场发育对农地流转有偿化的影响

按照是否收取租金这一标准，农地流转可分为有偿流转和无偿流转两种形式。由于无偿流转通常伴随较小的流转面积和较短的流转期限，规范程度和市场化程度更高的有偿流转更有利于农地经营规模实际扩大。农机服务市场发育对农地流转有偿化的促进作用主要体现在两方面。一方面，农机服务市场发育扩大了农地流转的交易范围，进一步打破了原本相对封闭的农业经营格局。随着农机服务主体面临越发激烈的市场竞争压力，其将有更大动力搜寻新的服务对象和扩大农机作业面积，甚至倾向于有偿转入农地来确保一定量的农机作业面积。另一方面，农机服务主体参与农地流转还

会通过间接示范效应和竞争机制，激励农户引入市场化的农地流转规则，订立合理的流转租金，从而有效缓解农地流转市场信息不对称（朋文欢等，2022）。这意味着单从农地流转形式优化的角度来考虑，服务规模经营的推进能够对农地规模经营起到带动作用。基于上述分析，本文提出以下研究假说。

假说4：农机服务市场发育会促进农户农地流转有偿化。

（四）农机服务市场发育对未融入农业机械化农户的影响

根据农业跑步机理论（Cochrane, 1958），当一项新技术能够带来更高的农业收益时，最先采用这项技术的农业经营者可从中获利。但随着技术的逐渐普及，农产品市场供应量会大幅增加。由于农产品需求是缺乏弹性的，农产品价格和农业收益将面临下行压力。为进一步提高农业收益和支付技术投入成本，最终农户不得不在农业跑步机上持续奔跑。Cochrane认为，农业跑步机现象为农业生产资源在优势经营者和劣势经营者之间的再分配创造条件。对于停止在跑步机上奔跑，即不再采用新技术的农户和从未踏上过跑步机的农户而言，农业经营将越来越难以维系，该部分农户甚至有退出农业经营的可能。

下面将利用图形来阐释为何农机服务市场发育会促使未在农业跑步机上奔跑的农户转出农地。借鉴Hayami和Herdt（1977）针对农业技术进步的收益分配效应的分析框架，同时在俞培果和蒋葵（2006）的基础上纳入农业机械化成本的考量。图1（a）中， D_h 代表个体农户的农产品需求曲线，假定其完全缺乏弹性， S_{h1} 代表个体农户的农产品供给曲线。图1（b）中， D_{th} 代表全体农户的农产品需求曲线， D_c 代表其他所有不从事农业生产家庭的农产品需求曲线， S 代表全体农户的农产品供给曲线。 P 为农产品价格， Q 为农产品数量， C 为农户生产单位农产品付出的农业机械化成本， E 代表市场均衡点。

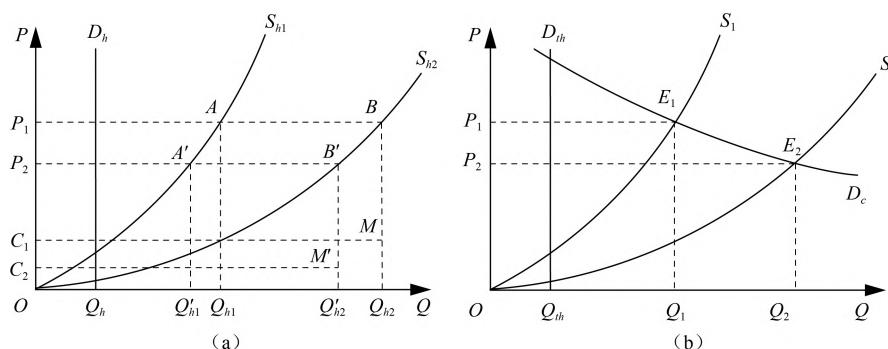


图1 农机服务市场发育给农户收益分配所带来的改变

资料来源：在Hayami和Herdt（1977）、俞培果和蒋葵（2006）的研究基础上绘制而成。

农业机械技术进步发生前，个体农户的农产品供给曲线为 S_{h1} 。根据前述假定，农户的农产品消费量并不随价格的变动而变化，其固定消费数量为 Q_h 的农产品。在满足家庭自身的消费需求后，农户会将剩余农产品拿到市场上售卖。当市场均衡点为 E_1 时，对应的均衡价格和均衡数量分别为 P_1 和 Q_1 ，个体农户获得的农业收益可用矩形 P_1AOQ_h 的面积表示。

农业机械技术推广初期，较早采用新技术农户的供给曲线由 S_{h1} 移动至 S_{h2} ，同时这些农户生产单位农产品付出的农业机械化成本为 C_1 。由于采用新技术的农户在全体农户中只占少数，市场上农产品总供应量没有明显增加，市场均衡点保持不变。此时较早采用新技术的农户获得的农业纯收益可用矩形 P_1BC_1M 的面积表示，通常情况下其要大于矩形 P_1AOQ_h 的面积。

但是，随着农机服务市场的发育壮大，农业机械技术的普及程度会越来越高，进而导致农产品总供给曲线由 S_1 移动至 S_2 ，市场均衡点由 E_1 变为 E_2 ，均衡价格由 P_1 降至 P_2 。考虑到农机服务市场的发育壮大能够有效分摊农机购置成本，农户生产单位农产品付出的农业机械化成本也将由 C_1 降至 C_2 。此时采用新技术的农户获得的农业纯收益可用矩形 $P_2B'C_2M'$ 的面积表示，通常情况下要小于矩形 P_1BC_1M 的面积。背后的逻辑是，较晚采用新技术的农户难以从农业机械技术进步中获利。对于未采用新技术的农户而言，农机服务市场发育则会给其带来明显的损失。随着均衡价格由 P_1 降至 P_2 ，未采用新技术的农户获得的农业收益将由矩形 P_1AOQ_{h1} 的面积变为相对较小的矩形 $P_2A'Q_{h1}'$ 的面积。

现实中，部分弱势农户既无力自购农机，也负担不起购买农机服务的成本，农机服务市场发育会使其处于更加边缘化的地位。最终，这些农户的农业经营行为将逐渐弱化，可能会选择将部分或全部农地流转给仍在农业跑步机上奔跑的经营者。这意味着如果单从农地资源配置优化的角度考虑，服务规模经营能够对农地规模经营起到带动作用。基于上述分析，本文提出如下研究假说。

假说5：对于未融入农业机械化进程的农户而言，农机服务市场发育会促使其转出农地。

三、实证设计

（一）数据来源

本文使用的数据来自北京大学中国社会科学调查中心的中国家庭追踪调查（CFPS）。CFPS覆盖25个省（自治区、直辖市），于2010年开始正式实施，每两年对调查对象进行一次追访，数据已更新至2022年。其涵盖的信息较丰富，提供了农户农业生产行为和村庄特征等关键信息，能够很好地满足研究需要。基于核心变量数据连续性的考量，本文选取2014—2022年5轮调查数据。在剔除未承包农地和核心变量数据存在缺失值的样本后，得到17658个有效样本。

（二）变量说明

1.被解释变量。

被解释变量为农地转入和农地转出，当农户存在农地转入或转出行为时赋值为1，当农户不存在农地转入或转出行为时赋值为0。

2.核心解释变量。

参照已有研究的思路，将农机服务市场发育程度作为核心解释变量，使用农户所在村庄采用农机服务的农户占比进行衡量（Zhang等，2020；闫桂权等，2022）。村庄采用农机服务的农户占比越高，可认为当地的农机服务市场发育程度越高。

3.控制变量。

本文从户主、家庭和村庄三个层面选取可能对农地流转产生影响的变量作为控制变量。户主层面的变量包括年龄、性别、婚姻状况、受教育程度、健康状况、参保情况；家庭层面的变量包括非农劳动力占比、老龄化率、人均收入、社会资本、互联网信息获取、自有农机^①、农地征用经历、承包地面积；村庄层面的变量包括到县城的距离和地形^②。

变量含义及描述性统计如表1所示。

^①CFPS2014提供了农户是否拥有农机的信息，但未进一步调查农机价值。本文采取的处理方法是，对于当年拥有农机的农户，参照CFPS2016补齐农机价值数据。

^②CFPS2016—2022未涉及村庄层面的信息，因此本文从CFPS2014中匹配获取。

表1

变量含义及描述性统计

变量名称	变量含义与赋值	均值	标准差	最小值	最大值
农地转入	转入农地=1, 未转入=0	0.154	0.361	0	1
农地转出	转出农地=1, 未转出=0	0.170	0.376	0	1
农机服务市场发育程度	村庄采用农机服务的农户占比	0.491	0.301	0	1
户主年龄	户主接受调查时的年龄(岁)	53.263	11.835	18	94
户主性别	户主为男性=1, 女性=0	0.570	0.495	0	1
户主婚姻状况	户主在婚=1, 非在婚=0	0.892	0.310	0	1
户主受教育程度	户主未接受教育=1, 小学=2, 初中=3, 高中/中专/技校/职高=4, 大专=5, 大学本科及以上=6	2.235	1.052	1	6
户主健康状况	户主身体不健康=1, 一般=2, 比较健康=3, 很健康=4, 非常健康=5	2.796	1.272	1	5
户主参保情况	户主购买养老保险=1, 未购买=0	0.550	0.497	0	1
家庭非农劳动力占比	家庭从事非农工作的劳动力占比	0.341	0.331	0	1
家庭老龄化率	家庭60岁以上人口占比	0.293	0.362	0	1
家庭人均收入	家庭人均纯收入(万元)	1.201	1.136	0.017	6.466
社会资本	家庭人情礼支出(元, 取对数)	7.644	1.088	1.386	12.707
互联网信息获取	通过互联网获取信息非常不重要=1, 不重要=2, 一般=3, 重要=4, 非常重要=5	2.101	1.501	1	5
自有农机	家庭自有农机折算价值(元, 取对数)	3.310	4.083	0	13.459
农地征用经历	家庭经历农地征用=1, 未经历=0	0.062	0.242	0	1
承包地面积	家庭承包农地面积(亩)	8.805	10.473	0.100	100
村庄到县城的距离	村庄距本县县城的距离(千米)	25.612	20.062	0	140
村庄地形	村庄地形为平原=1, 其他类型=0	0.452	0.498	0	1

(三) 模型设定

由于被解释变量为虚拟变量, 为检验农机服务市场发育对农地流转的影响, 构建Probit模型如下:

$$\begin{aligned} \text{Prob}\left(\text{Transfer}_{ijt} = 1 | \mathbf{X}_{ijt}\right) &= \text{Prob}\left(\text{Transfer}_{ijt}^* > 0 | \mathbf{X}_{ijt}\right) \\ &= \Phi\left(\beta_0 + \beta_1 \text{Service}_{ijt} + \beta_2 \mathbf{controls}_{ijt} + \theta_j + \delta_t\right) \end{aligned} \quad (1)$$

其中, 下标 j 表示省(自治区、直辖市), i 表示农户, t 表示年。 Transfer_{ijt} 表示农地转入及转出, Transfer_{ijt}^* 为其潜变量; Service_{ijt} 表示农机服务市场发育程度; \mathbf{X}_{ijt} 表示所有解释变量; $\mathbf{controls}_{ijt}$ 表示所有控制变量; θ_j 、 δ_t 分别表示省份和年份虚拟变量。

同时, 本文使用SFA方法和超越对数生产函数测算农户的生产技术效率, 将其作为农业生产效率的度量指标, 构建模型如下:

$$\ln Y_{ijt} = \gamma_0 + \sum_{k=1}^3 \gamma_k \ln x_{ijk} + \gamma_4 T + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^3 \sum_{m=1}^3 \gamma_{km} \ln x_{ijk} \ln x_{ijm} + \sum_{k=1}^3 \gamma_{k4} \ln x_{ijk} \times T + \frac{1}{2} \gamma_5 T^2 + v_{ijt} - u_{ijt} \quad (2)$$

其中, Y_{ijt} 表示农业产值; x_{ij1t} 、 x_{ij2t} 、 x_{ij3t} 分别表示农业生产投入的资本、劳动力、土地; T 表示时间趋势; v_{ijt} 为随机误差项; u_{ijt} 为技术无效率项。具体而言, 资本投入用农户生产投入金额衡量, 包括化肥、农药、雇工、机械、灌溉等方面费用; 劳动力投入用农户家中从事农业生产工作的人数衡量; 土地投入用农户承包地面积衡量; $(v_{ijt} - u_{ijt})$ 为复合误差项; v_{ijt} 服从正态分布, 即 $v_{ijt} \sim N(0, \sigma_v^2)$; u_{ijt} 独立于 v_{ijt} , 且服从非负半正态分布, 即 $u_{ijt} \sim N^+(\mu_{ijt}, \sigma_u^2)$ 。

测算农户生产技术效率的公式表述如下:

$$TE_{ijt} = \frac{\text{E}(Y_{ijt} | u_{ijt}, Q_{ijt})}{\text{E}(Y_{ijt} | u_{ijt} = 0, Q_{ijt})} \quad (3)$$

其中， TE_{ijt} 表示生产技术效率； Q_{ijt} 表示投入要素； $E(Y_{ijt} | u_{ijt}, Q_{ijt})$ 表示实际产出的期望值； $E(Y_{ijt} | u_{ijt} = 0, Q_{ijt})$ 表示不存在技术无效率情况下前沿面上产出的期望值。

四、实证结果分析

(一) 基准回归分析

表2汇报了基准回归结果。从中可知，农机服务市场发育会促进农户转入农地和抑制农户转出农地，且分别在1%和5%的水平上显著。在其他因素不变的情况下，农机服务市场发育程度每提高10个百分点，农户转入农地的概率平均上升0.61%，农户转出农地的概率平均下降0.68%。由此，假说1得到初步验证。

表2 基准回归结果

变量	农地转入		农地转出	
	估计系数	边际效应	估计系数	边际效应
农机服务市场发育程度	0.282*** (0.085)	0.061*** (0.018)	-0.299** (0.139)	-0.068** (0.032)
常数项	-1.342*** (0.198)		-0.431** (0.189)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
Pseudo R ²	0.089		0.099	
观测量	17658	17658	17658	17658

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著，使用Probit、IV-Probit、Bivariate Probit模型时括号内为聚类到村庄的标准误。下同。

(二) 稳健性检验^①

1. 内生性处理：IV-Probit模型。

本文选用村庄层面的变量作为核心解释变量，有助于避免双向因果关系，但考虑到影响农地流转的因素众多，仍无法排除遗漏变量的可能性。为此，本文参照杨子砚和文峰（2020）使用的“留一法”（Leave-One-Out Strategy），将“同一区县其他村庄平均农机服务市场发育程度”作为工具变量，使用IV-Probit模型处理内生性问题。首先，同一区县各个村庄的自然条件和社会经济条件通常具有一定的相似性，其他村庄的农机服务市场理论上会通过示范效应对本村庄的农机服务市场产生影响（康晨等，2020），进而本文选取的工具变量满足相关性条件；其次，由于长期以来，农地是连接社区和加强熟人关系的重要工具，目前大部分农地流转仍发生在村庄内部（罗必良，2017），同一区县其他村庄的农机服务市场发育程度难以对本村农户的农地流转行为产生直接影响（章丹等，2022），进而可以认为该工具变量满足外生性条件。从Kleibergen-Paap rk Wald F统计量和第一阶段F统计量可以看出，工具变量是有效的。农机服务市场发育程度的回归系数在5%的水平上显著，且对农户转入农地和转出农地分别具有促进和抑制作用，假说1得到验证。

2. 替换核心解释变量。

本文使用村庄亩均农机服务支出作为村庄农机服务市场发育程度的替代性变量。原因在于，现实中两个变量之间呈同向变动关系，且亩均指标还能在一定程度上排除农地经营规模本身带来的影响。估计结果显示，村庄亩均农机服务支出的增加能够显著促进农户转入农地，且能够显著抑制农

^①因篇幅所限，稳健性检验结果以附表1~4展示，见《统计研究》网站所列附件。下同。

户转出农地，假说1再次得到验证。

3. 替换被解释变量。

虽然CFPS自2014年开始不再调查农户的农地转入面积和农地转出面积，但仍提供了农户的农地转入支出和农地转出收入数据，从而为本文从替换被解释变量的维度进行稳健性检验提供便利。考虑到农户的农地转入支出和农地转出收入存在较多的零值，二者均属于受限被解释变量，需要使用Tobit模型进行估计。估计结果显示，农机服务市场发育程度的提高对农户的农地转入支出具有显著正向影响，且对农户的农地转出收入具有显著负向影响，假说1得以进一步验证。

4. 更换估计方法：Bivariate Probit模型^①。

本文在基准回归部分构建两个Probit模型来分别检验农机服务市场发育程度对农地转入和转出的影响。但现实中，农户的农地转入和转出决策可能并不独立，且有关农地流转的“开关模型”无法考虑同一农户既转入农地又转出农地的情形（李庆海等，2012）。为此，本文使用Bivariate Probit模型来检验农机服务市场发育程度对农地转入和转出的影响，尽可能地避免因农地转入方程和农地转出方程的随机扰动项之间相关而使估计结果出现偏误。

Bivariate Probit模型的估计结果显示，反映随机扰动项相关性的辅助估计参数athrho取值为-0.237，在1%的水平上显著，表明农地转入和转出方程的随机扰动项之间存在一定的相关性。但将这一情况纳入考量后，农机服务市场发育程度依然显著正向影响农地转入和显著负向影响农地转出，由此验证了基准回归结果的稳健性。

（三）影响渠道分析

为验证农业生产效率这一影响渠道是否成立，本文参照江艇（2022）的研究，重点检验农机服务市场发育对农业生产效率的影响，后者与农地流转之间的因果关系则运用已有理论解释。表3汇报了随机前沿生产函数的估计结果。从中可知，绝大多数变量对农业产值有显著影响。 γ 为技术无效率项与复合误差项之比，其值为0.708，表明实际产出与潜在最大产出之间的差距并非主要由随机因素导致，适合采用SFA方法。为进一步验证超越对数生产函数是否比C-D生产函数更适合作为随机前沿生产函数，本文检验了C-D生产函数未包含的所有变量系数的联合显著性。LR统计量的值为1031.223，且在1%的水平上拒绝各变量系数联合为0的原假设，表明选取超越对数生产函数作为随机前沿生产函数确实更为合适。此外，测算结果显示，样本农户的生产技术效率（TE）均值为0.514。

表3 随机前沿生产函数估计结果

变量	农业产值	变量	农业产值
资本投入	-0.168*** (0.038)	劳动力投入×土地投入	0.026 (0.026)
劳动力投入	0.159 (0.133)	资本投入×时间	-0.006 (0.006)
土地投入	0.656*** (0.081)	劳动力投入×时间	0.101*** (0.017)
时间	-0.228*** (0.054)	土地投入×时间	-0.023** (0.009)
资本投入平方项	0.120*** (0.005)	常数项	7.094*** (0.210)
劳动力投入平方项	0.132** (0.064)	γ	0.708
土地投入平方项	-0.087*** (0.021)	Log Likelihood	-21980.368
时间平方项	0.058*** (0.011)	Wald χ^2	9456.594***
资本投入×劳动力投入	-0.049*** (0.016)	观测量	14270
资本投入×土地投入	-0.041*** (0.009)		

注：括号内数值为标准误。

^①因篇幅所限，Bivariate Probit模型基本表达式和被解释变量赋值方法分别以附录1和附表5展示。

农业生产效率在区间[0, 1]上取值，属于受限变量，故使用IV-Tobit模型进行影响渠道检验^①。估计结果表明，农机服务市场发育能够显著提升农户的农业生产效率。进一步将核心解释变量替换为村庄亩均农机服务支出后，上述正向影响依然存在。结合前文理论分析，可认为农业生产效率这一影响渠道成立，假说2得到验证。

（四）异质性分析

本节依据农户是否获得农业补贴和是否自购农机进行分样本回归，以验证假说3^②。由表4回归结果可知，农机服务市场发育对农地转入的促进作用和对农地转出的抑制作用仅在获得农业补贴的农户中显著。这表明，相较于未获得农业补贴的农户，农机服务市场发育对获得农业补贴的农户扩大农地经营规模的促进作用更明显。

表4 按照农户是否获得农业补贴的分样本回归结果

变量	农地转入		农地转出	
	获得补贴	未获得补贴	获得补贴	未获得补贴
农机服务市场发育程度	0.510** (0.257)	0.052 (0.294)	-0.746*** (0.253)	0.087 (0.361)
常数项	-1.489*** (0.238)	-1.285*** (0.343)	-0.303 (0.225)	-0.662* (0.346)
组间差异检验p值		0.035		0.000
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
一阶段F统计量	293.274	105.088	293.274	105.088
观测量	12259	4911	12259	4911

由表5回归结果可知，农机服务市场发育对农地转入的促进作用和对农地转出的抑制作用仅在未自购农机的农户中显著。这表明，相较于未自购农机的农户，农机服务市场发育对自购农机的农户扩大农地经营规模的促进作用相对有限。综上所述，假说3得到验证。

表5 按照农户是否自购农机的分样本回归结果

变量	农地转入		农地转出	
	未自购农机	自购农机	未自购农机	自购农机
农机服务市场发育程度	0.795*** (0.265)	-0.026 (0.251)	-0.659** (0.267)	-0.312 (0.315)
常数项	-1.503*** (0.243)	-1.832*** (0.280)	-0.522** (0.232)	0.287 (0.365)
组间差异检验p值		0.000		0.045
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
一阶段F统计量	222.373	201.323	222.373	201.323
观测量	10142	7145	10142	7145

（五）对农地流转有偿化的检验^③

本文选取在上一轮调查中未有偿流转农地的流转户样本进行回归，考察农机服务市场发育能否优化农地流转形式。具体而言，本文将“农地有偿流转”这一虚拟变量作为被解释变量，当农户流

^①因篇幅所限，影响渠道检验结果以附表6展示。

^②关于农户是否获得农业补贴，考虑到CFPS2016—2022没有进一步区分各类政府补贴，本文参照CFPS2014进行分组。

^③因篇幅所限，对农地流转有偿化的检验结果以附表7展示。

转农地的形式为有偿时将其赋值为1，当农户流转农地的形式为无偿时将其赋值为0。农地流转有偿化的检验结果表明，农机服务市场发育程度对农地有偿流转具有显著正向影响，假说4得到验证。考虑到与无偿流转相比，规范程度和市场化程度更高的有偿流转更有利于农地经营规模的实际扩大，从农地流转形式优化的角度出发，可以认为服务规模经营的推进有利于农地规模经营目标的顺利实现。

（六）对农业跑步机逻辑的检验^①

本文选取未采用农机社会化服务且未自购农机的农户样本进行回归，以检验农业跑步机逻辑及假说5。农业跑步机逻辑的检验结果显示，农机服务市场发育程度的提高会促使未融入农业机械化进程的农户转出农地，假说5得到验证。结合前文分析可以发现，农机服务市场发育推动了农地资源由低生产效率农户流向高生产效率农户。一方面，农机服务市场发育促进农业机械技术普及，处于农业跑步机上的农户有较大的动力通过转入农地扩大农地经营规模；另一方面，农机服务市场发育将劣势农户置于更加边缘化的地位，无法在农业跑步机上持续奔跑的农户倾向于通过转出农地缩小农地经营规模。从优化农地资源配置的角度来理解，服务规模经营确实能够对农地规模经营起到带动作用。

需注意的是，如果农业跑步机理论在本文所探讨的情境中完全成立，那么未融入农业机械化进程的农户将难以避免地陷入经营困境，甚至有退出农业经营的可能。鉴于此，本文将“退出农业经营”这一二值虚拟变量作为被解释变量，继续选取未采用农机社会化服务且未自购农机的农户样本进行回归。基于数据可获得性和度量精确性的考量，对农户退出农业经营的界定标准是农户在当年未进行任何农业投入。结果显示，农机服务市场发育程度的提高未显著促进未融入农业机械化进程的农户退出农业经营，由此表明农业跑步机理论并非完全适用。该结果反映的事实是，无法在农业跑步机上持续奔跑的农户不会放弃农业生产，相反其会充分利用家庭内部和外部的资源，通过兼业将农业生产安排到符合家庭需要的水平，这是农户理性选择的结果（高雪莲和李阳阳，2019）。我国推进农地确权降低了农户的失地风险，使其能够更加自主和灵活地从事非农兼业工作，无法在农业跑步机上持续奔跑并不必然导致农户完全退出农业经营（郑淋议和钱文荣，2024）。

就本文农户样本而言，未融入农业机械化进程的农户相比融入农业机械化进程的农户具有明显更高的兼业化程度。从非农收入占比来看，未融入农业机械化进程的农户为78.9%，融入农业机械化进程的农户为72.4%；从非农劳动力占比来看，未融入农业机械化进程的农户为36.4%，融入农业机械化进程的农户为33.1%。非农收入占比和非农劳动力占比的组间均值差异检验p值均为0.000，支持两组农户兼业化程度存在显著差异的推断。

在经营能力较弱的农户未及时退出农业经营的情况下，经营能力较强的农户只能转入小于其经营能力上限所对应规模的农地，其农地规模经营需求难以得到满足。图2呈现了本文样本农户资本、劳动力和土地投入增长率与农地转入支出增长率之间的关系，三类投入增长率对农地转入支出增长率的正向影响效应均呈现出显著的边际递减特征，反映出农业生产投入增长对农户扩大农地经营规模的激励作用趋于减弱。换言之，由于经营能力较弱的农户仅转出部分农地，经营能力较强的农户无法有效实现农地规模经营。这解释了为何在农地流转率持续提高的情形下仍存在大量小农户，学界将此现象称为农地流转的“内卷化”陷阱（匡远配和陆钰凤，2018）。鉴于单纯依靠农机服务市场发育无法从根本上扭转小规模农地流转格局，服务规模经营对农地规模经营的带动作用具有不彻底性。

^①因篇幅所限，对农业跑步机逻辑的检验结果以附表8展示。

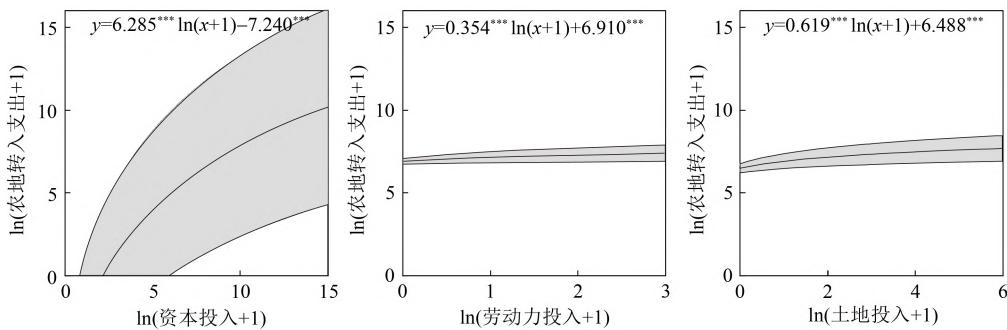


图2 农户资本、劳动力和土地投入增长率与农地转入支出增长率之间的关系

五、研究结论与政策启示

本文基于农业规模经营的视角,采用2014—2022年5轮CFPS数据,系统考察农机服务市场发育对农地流转的影响,得出以下主要结论。第一,农机服务市场发育总体上促进农户转入农地和抑制农户转出农地,表明农机服务市场发育总体上能够促进农户通过农地流转扩大农地经营规模。从具体影响渠道来看,农机服务市场发育通过提升农户的农业生产效率来影响其农地流转行为。第二,农机服务市场发育对农户扩大农地经营规模的促进作用具有群体异质性,相比未获得农业补贴和自购农机的农户,该作用在获得农业补贴和未自购农机的农户中更明显。第三,农机服务市场发育促进了农户农地流转有偿化,单从农地流转形式优化的角度来看,服务规模经营的推进能够对农地规模经营起到带动作用。第四,农机服务市场发育促进未融入农业机械化进程的农户转出农地,从农地资源配置优化的维度出发,服务规模经营能够对农地规模经营起到带动作用,但农机服务市场发育难以驱使农地流转走出“内卷化”陷阱,服务规模经营对农地规模经营的带动作用具有不彻底性。

根据本文研究结论,可以得到如下两方面政策启示。首先,持续推动农机服务市场发育壮大,使更多的农户分享农业机械化红利。扩大农地经营规模不光需要农户具备长期稳定的务农意愿,还需要其具备较强的经营能力,农机服务市场的蓬勃发展能够为弥补小农户务农实力方面的不足创造条件。为此,应当充分发挥农机购置与应用补贴政策效能,有针对性地扶持农机服务主体,引导其进行横向联合与纵向延伸,推动形成主体多元、服务专业、竞争充分的农机服务发展格局,提高存量农机的利用效率;鼓励农机服务业态和模式不断创新,构建“全程机械化+综合农事”服务机制,为农户提供一站式、菜单式服务。其次,继续支持以农地流转为动力的农业适度规模经营,规范有序推进农地流转。农业强国建设要求发展多种形式适度规模经营,其中农地规模经营的最终取向是让规模经营主体成为现代农业发展的骨干力量。为此,需要加大对规模经营主体的支持力度,建立统一的农地流转管理服务平台,健全农地流转价格形成机制,降低农地流转交易成本;积极稳妥推进农村土地制度改革,进一步完善农村土地权利体系,探索建立农户依法自愿有偿退出承包地机制,始终坚持服务规模经营和农地规模经营“两条腿走路”。

参考文献

- [1] 陈锡文.当前农业农村的若干重要问题[J].中国农村经济,2023(8): 2-17.
- [2] 盖庆恩,李承政,张无疴,等.从小农户经营到规模经营:土地流转与农业生产效率[J].经济研究,2023,58(5): 135-152.
- [3] 高雪莲,李阳阳.农业跑步机理论:研究述评与中国实践[J].中国农业大学学报(社会科学版),2019,36(2): 35-43.
- [4] 江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5): 100-120.
- [5] 康晨,刘家成,徐志刚.农业生产外包服务对农村土地流转租金的影响[J].中国农村经济,2020(9): 105-123.

- [6] 匡远配, 陆钰凤. 我国农地流转“内卷化”陷阱及其出路[J]. 农业经济问题, 2018(9): 33–43.
- [7] 李宁, 周琦宇, 汪险生. 新型农业经营主体的角色转变研究: 以农机服务对农地经营规模的影响为切入点[J]. 中国农村经济, 2020(7): 40–58.
- [8] 李庆海, 李锐, 王兆华. 农户土地租赁行为及其福利效果[J]. 经济学(季刊), 2012, 11(1): 269–288.
- [9] 刘守英, 王瑞民. 农业工业化与服务规模化: 理论与经验[J]. 国际经济评论, 2019(6): 9–23.
- [10] 罗必良. 论服务规模经营——从纵向分工到横向分工及连片专业化[J]. 中国农村经济, 2017(11): 2–16.
- [11] 罗良清, 刘钰, 王亚菲. 迈向农业强国——现代农业产业链供应链的形成驱力、典型路径与收入效应[J]. 统计研究, 2025, 42(6): 3–20.
- [12] 朋文欢, 李寒凝, 傅琳琳, 等. 新型经营主体发育对农地有偿流转的影响机制研究——来自中国农村家庭追踪调查的证据[J]. 中国土地科学, 2022, 36(12): 58–68.
- [13] 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(9): 74–84.
- [14] 吴偎立, 郑梦圆, 平新乔. 论农业生产托管与土地流转[J]. 经济科学, 2022(6): 142–159.
- [15] 许庆, 杨青, 张霄. 农业投资与土地流转价格——基于地租理论视角[J]. 统计研究, 2024, 41(11): 104–116.
- [16] 许庆, 尹荣梁, 章辉. 规模经济、规模报酬与农业适度规模经营——基于我国粮食生产的实证研究[J]. 经济研究, 2011, 46(3): 59–71.
- [17] 闫桂权, 何玉成, 张晓恒. 数字普惠金融发展能否促进农业机械化——基于农机作业服务市场发展的视角[J]. 农业技术经济, 2022(1): 51–64.
- [18] 杨子, 饶芳萍, 诸培新. 农业社会化服务对土地规模经营的影响——基于农户土地转入视角的实证分析[J]. 中国农村经济, 2019(3): 82–95.
- [19] 杨子砚, 文峰. 从务工到创业农地流转与农村劳动力转移形式升级[J]. 管理世界, 2020, 36(7): 171–185.
- [20] 俞培果, 蒋葵. 农业科技投入的价格效应和分配效应探析[J]. 中国农村经济, 2006(7): 54–62.
- [21] 章丹, 徐志刚, 刘家成. 外包与流转: 作业服务规模化是否延缓农地经营规模化——基于要素约束缓解与地租上涨的视角[J]. 中国农村观察, 2022(2): 19–38.
- [22] 郑淋议, 钱文荣. 农地确权对农民市民化的影响研究[J]. 统计研究, 2024, 41(2): 114–126.
- [23] 朱文珏, 罗必良. 行为能力、要素匹配与规模农户生成——基于全国农户抽样调查的实证分析[J]. 学术研究, 2016(8): 83–92.
- [24] Cochrane W W. Farm Prices: Myth and Reality[M]. Minneapolis: University of Minnesota Press, 1958.
- [25] Hayami Y, Herdt R W. Market Price Effects of Technological Change on Income Distribution in Semisubsistence Agriculture[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1977, 59(2): 245–256.
- [26] Hayami Y, Ruttan V W. Factor Prices and Technical Change in Agricultural Development: The United States and Japan, 1880—1960[J]. Journal of Political Economy, 1970, 78(5): 1115–1141.
- [27] Wang X, Yamauchi F, Otsuka K, et al. Wage Growth, Landholding, and Mechanization in Chinese Agriculture[J]. World Development, 2016, 86: 30–45.
- [28] Young A. Increasing Returns and Economic Progress[J]. The Economic Journal, 1928, 38(152): 527–542.
- [29] Zhang J, Mishra A K, Zhu P, et al. Land Rental Market and Agricultural Labor Productivity in Rural China: A Mediation Analysis[J]. World Development, 2020, 135: 105089.

作者简介

周旭海, 中国社会科学院日本研究所助理研究员。研究方向为东亚经济、发展经济学。

罗崇佳, 清华大学能源环境经济研究所博士研究生。研究方向为资源经济。

张清勇(通讯作者), 中国人民大学农业与农村发展学院教授。研究方向为土地经济。电子邮箱: qyzh@ruc.edu.cn。

(责任编辑: 张晓梅)