

引用格式:李家辉, 陆迁. 加入合作社对农户土地转入行为的影响[J]. 资源科学, 2022, 44(6): 1181-1195. [Li J H, Lu Q. Influence of joining cooperatives on farmers' land transfer-in behavior[J]. Resources Science, 2022, 44(6): 1181-1195.] DOI: 10.18402/resci.2022.06.07

# 加入合作社对农户土地转入行为的影响

李家辉, 陆 迁

(西北农林科技大学经济管理学院, 杨凌 712100)

**摘 要:**提高农户的组织化水平是否有利于实现规模经营, 是农业现代化实现方式的重要议题。本文基于山西运城和陕西阎良 627 份甜瓜种植户的微观调查数据, 利用内生转换 Probit 模型构建“反事实”框架, 测算合作社对农户土地转入的平均处理效应及其群组差异, 并进一步利用逐步回归法分析合作社对农户土地转入的影响机制。主要研究结论如下: ①加入合作社能显著促进农户转入土地, 具体表现为在反事实假设下, 若未加入合作社的农户加入合作社, 其土地转入概率将提升 20.3%。②合作社对土地转入的促进作用分别在不同合作模式和异质农户之间表现出一定的差异性。在合作模式方面, 完全横向合作模式(通过合作社销售产品)比部分横向合作模式(不通过合作社销售产品)对农户土地转入的促进作用更大; 在农户异质性方面, 对于耕地面积较大、家庭年收入较高和受教育程度较高的农户而言, 加入合作社对土地转入的激励效应更高。③合作社能够通过溢价激励、节约成本、降低风险和融资支持 4 条路径促进农户转入土地。本文结论可在一定程度上为合作社服务体系的完善和农业适度规模经营的实现提供实证依据和参考。

**关键词:**合作社; 土地转入; 农业适度规模经营; 内生转换 Probit 模型; 影响机制; 中介效应模型

DOI: 10.18402/resci.2022.06.07

## 1 引言

推动农业适度规模经营, 是保障粮食安全和实现农业现代化的重要途径, 是现代农业的发展趋势。而土地流转是实现农业适度规模经营的有效手段之一。自 2003 年以来, 中国相继出台一系列推动土地流转的政策, 对土地流转形式、管理和服务作出政策引导。尤其是 2016 年国务院办公厅印发《关于完善农村土地所有权承包权经营权分置办法的意见》, 提出在原有集体土地所有权和农村土地承包经营权的基础上, 增设一项“农村土地经营权”, 即所有权、承包权、经营权(“三权”)分置并行。这一土地制度改革明确了土地产权关系, 为农户土地流转的安全性、稳定性、多样性作出重要保

障, 有效调动了农户流转土地的积极性。截至 2019 年底, 全国家庭承包耕地流转面积超过 5.55 亿亩<sup>①</sup>, 超过确权承包地的三成。但由于土地政策和交易市场尚不完善, 土地流转的潜在风险较高, 导致中国土地规模化经营比例较小<sup>[1]</sup>, 土地流转率较低<sup>[2]</sup>。对于农户而言, 扩大经营规模所面临的经济风险较高和生产成本上升带来的资金周转难题是阻碍农户转入土地的重要原因<sup>[3]</sup>。当前, 中国正处于农业现代化转型的关键时期, 亟需激发农户流转土地的积极性, 进一步提高土地流转率, 实现农业适度规模经营, 助力农业现代化转型。

当前, 学术界围绕农户自发性流转土地和产业组织带动农户流转土地两条规模化实现路径展开

收稿日期: 2022-01-25; 修订日期: 2022-04-06

基金项目: 国家自然科学基金项目(71973105)。

作者简介: 李家辉, 男, 山东蓬莱人, 博士研究生, 研究方向为农业经济与管理。E-mail: 1414205525@qq.com

通讯作者: 陆迁, 男, 宁夏中宁人, 教授, 博士生导师, 研究方向为农业经济管理。E-mail: xnluqian@126.com

① 数据来源为《对十三届全国人大三次会议第 4112 号建议的答复》, 网址为 [http://www.moa.gov.cn/govpublic/XZQYJ/202011/t20201106\\_6355931.htm](http://www.moa.gov.cn/govpublic/XZQYJ/202011/t20201106_6355931.htm)。

了较为丰富的研究。在土地流转的影响因素方面,研究发现政策环境、市场环境、土地产权和区域经济发展<sup>[4-6]</sup>等宏观因素以及农户自身及家庭特征、认知特征、兼业程度和资本禀赋<sup>[7-10]</sup>等微观因素能够影响农户土地流转的意愿与行为。在产业组织推动土地流转方面,学者们进行了大量案例分析。在“合作社+农户”的合作模式上,一方面,土地股份合作社以农户土地入股、按股份红的利益联结形式<sup>[11]</sup>,直接带动农户实现土地流转,形成规模化经营。另一方面,非土地股份合作社能通过提供统一生产管理和销售服务助力农业适度规模经营<sup>[12]</sup>。此外,合作社能通过联结农户和企业,形成“企业+合作社+农户”的合作模式,农户将土地流转至合作社获取租金和分红,同时也可以为企业打工获得工资收入,进而激励农户流转土地<sup>[13]</sup>。

通过梳理文献可以发现已有研究尚存以下两点不足:①中国的农业现代化沿着两条路径展开,一条是以“企业+农户”“合作经济组织+农户”等组织化的形式实现农业现代化,另一条是通过土地流转以规模化形式实现农业现代化,但是目前的研究分别阐述两条路径的实现方式,缺乏对组织化与规模化两条路径能否实现激励相容的研究。②案例分析表明,合作社在推动农户土地流转上扮演重要角色,但关于非土地股份制的合作社对土地流转的影响及其机理的研究缺乏实证检验。

农民专业合作社(以下简称合作社)作为农业转型过程中的重要经营主体,能够通过稳定销售渠道、产生溢价激励<sup>[14]</sup>、降低交易成本<sup>[12]</sup>和提供信贷支持<sup>[15]</sup>等方式,引领农户采用新型农业技术<sup>[16]</sup>、转变生产方式<sup>[17]</sup>,进而实现增收提效<sup>[18]</sup>。但学术界关于合作社对土地流转的影响尚未达成一致。部分学者的研究显示加入合作组织能促进农户流转土地<sup>[19]</sup>,部分学者的研究表明加入合作社对农户土地流转没有影响<sup>[20]</sup>。而且学术界也存在一些对合作社的服务和功能的质疑声。朱哲毅等<sup>[21]</sup>的研究表明合作社的统购农资服务受限于农资批发价、农资购买规模 and 产品质量要求,提供该服务的比例较低,由此导致合作社在降低农户生产成本方面表现较为乏力。也有研究认为合作社存在一定的精英俘获、成员收益不均以及服务理念与组织盈利相悖等问题,小农户的利益难以保障<sup>[22]</sup>。那么,合作社的服务和

功能到底能否缓解农户转入土地的阻碍,促进农户扩大经营规模?如果能,其作用机制又是什么?鉴于此,本文基于山西、陕西两省627份农户的微观调查数据,利用内生转换Probit模型(ESP)解决可能存在的内生性问题,实证分析农户加入合作社对土地转入的激励效应及其影响机制,以期对完善合作社服务体系,引领农户实现适度规模经营提供依据和参考。

相比于已有研究,本文可能的边际贡献在于:①以微观调查数据为基础,实证检验农户加入合作社对土地转入的激励效应;②考虑农户异质性,探讨合作社对土地转入的影响在不同禀赋特征农户之间的差异;③以合作社的服务和功能对接农户转入土地的阻碍为视角,实证分析合作社对农户土地转入行为的影响机制。

## 2 理论分析与研究假说

依据成本收益理论,经营者的最终目标是追求收益最大化。农户转入土地的决策是对成本收益比较、对潜在风险和自身能力评估的综合结果。在“大国小农”的基本国情下,小农户仍是中国现代农业发展的重要经营主体<sup>[23]</sup>。小农经济具有抵御市场风险能力弱、比较收益低、融资能力弱等特征<sup>[24]</sup>。显然,小农经济的特征成为小农户扩大经营规模的阻碍。农民专业合作社作为衔接农户与市场的中介组织,其所具有的信息共享、农资购买、技术培训、产品质量认证、产品销售以及信贷担保等服务与功能能够助力农户克服阻碍,扩大经营规模。加入合作社影响农户转入土地的机理主要表现为以下4个方面:

从收益角度看,农户对农业经营具有较高的收益预期能够激励农户扩大经营规模。收益预期的高低往往取决于产品的市场价格,而合作社在产品溢价方面扮演重要角色。一方面,合作社可以向农户提供“三品一标”认证和品牌认证等产品质量认证服务,通过对农业产前生产要素的投入、产中技术要素的投入以及产后的加工和包装等整个生产过程进行标准化控制,使得农产品因“优质”而在市场中更具竞争力,从而获得“质量溢价”<sup>[25]</sup>,而且产品的质量水平越高,获得的质量溢价水平就越高<sup>[26]</sup>。另一方面,由于单个农户经营规模不足,其面对大市场的竞争处于劣势地位,加之缺乏科学有效的营

2022年6月

销手段,难以作到优质优价。合作社作为一种集体组织,凭借其规模化、规范化优势,能够有效弥补单个农户在市场竞争中的议价劣势,从而使农产品获得溢价。基于上述分析,本文提出以下假说:

H1:合作社通过溢价激励促进农户转入土地。

从成本角度看,经营成本的节约有利于刺激农户扩大经营规模。然而,长期以来,以土地流转推进适度规模经营的方式呈现生产成本上升、经营利润下降的趋势,全国多个地区出现规模经营不进反退的现象<sup>[27]</sup>。而合作社可以通过为农户提供生产性服务降低农户的生产成本。例如,在农资供应上,合作社通过农资联购的方式,能够以较低的价格获取农业生产资料转售给农户,降低了农户的亩均生产成本。在技术服务上,合作社通过给农户进行技术指导与培训,提升农户的农场综合管理水平和农业生产效率,进而降低农场的生产管理成本<sup>[18]</sup>。基于上述分析,本文提出以下假说:

H2:合作社通过节约成本激励农户转入土地。

从风险角度看,发展中国家的农民多为风险规避者,不愿承担决策风险,进而影响其在农业生产上的投资<sup>[28]</sup>。而且,中国小农经济下的农户风险规避程度比一般的经济主体更高。农户扩大经营规模的潜在风险主要来自销路、价格等市场销售风险和病虫害、气象灾害等自然灾害风险。对于自然灾害风险而言,农户可以通过购买农业保险加以规避;但对于市场销售风险而言,农户个体往往难以有效应对。而加入合作社的农户可以选择参与合作社的销售服务,通过合作社统一销售农产品。合作社凭借其较高的市场对接能力,能够为农户提供稳定的销售渠道和较高的销售价格,帮助农户有效应对市场中的交易风险和不确定性,从而达到降低市场销售风险的效果,增强农户扩大经营规模的信心。基于上述分析,本文提出以下假说:

H3:合作社通过降低风险推动农户转入土地。

从融资角度看,农业生产是一项高投入、长周期的生产经营活动,农户自有资金往往难以满足扩大经营规模的资金需求<sup>[29]</sup>。一方面,扩大经营规模需要投入更多的生产资料;另一方面,经营规模的扩大需要投入更多劳动力,在家庭劳动力既定的情况下,农户不论是选择雇工、机械投资还是生产外包服务来缓解劳动力不足的约束,都将面临较大的

资金压力。因而,农户规模化经营需要信贷支持。已有研究表明,获得信贷资金有助于农户扩大经营规模<sup>[3]</sup>。农户获取信贷资金的途径主要有银行、信用社等正规信贷市场和私人信贷等非正规信贷市场。但是,由于农村正规信贷市场不完善,正规金融机构为减弱逆向选择和道德风险的不利影响,会对农户提出借贷抵押、担保品等高门槛要求<sup>[30]</sup>,降低了农户对正规信贷的可获得性。而合作社不仅可以通过与金融机构或互联网贷款公司合作,为农户提供信贷担保,引入外部信贷资源,缓解农户扩大经营规模的正规信贷约束;也可以通过扩大农户的社会网络,为社员之间、社员与外部市场之间的沟通与交流创造更多机会<sup>[31]</sup>,提高了私人信贷发生的可能性。基于上述分析,本文提出以下假说:

H4:合作社通过融资支持协助农户转入土地。

上述分析表明,加入合作社能够通过溢价激励、节约成本、降低风险和融资支持促进农户转入土地,扩大经营规模。因此,本文提出以下假说:

H5:加入合作社能够促进农户转入土地。

加入合作社对农户转入土地的影响机理如图1所示。

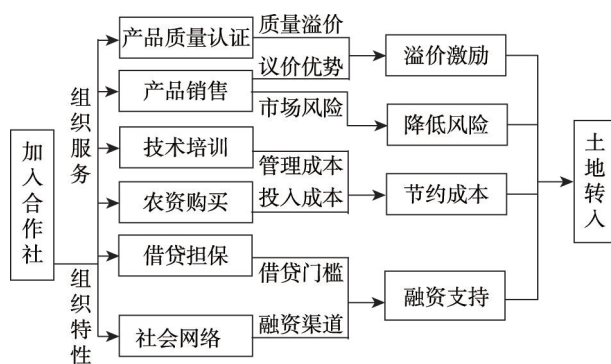


图1 加入合作社对农户转入土地的影响机理

Figure 1 Impact mechanism of joining cooperatives on the land transferred in by farmers

### 3 数据来源、模型设定和变量设置

#### 3.1 数据来源

本文数据来源于课题组于2020年10—11月对山西运城和陕西阎良的西瓜、甜瓜种植户开展的实地调查。调研区域的选择原因主要有两方面:一方面,山西和陕西两省整体均属于大陆性季风气候,雨热同步、光照充足且昼夜温差大,非常适合西瓜、



甜瓜的种植;另一方面,近年来运城和阎良甜瓜产业发展稳步提升,成立大量农业合作社,设施栽培比例大幅提高,品种不断优化更新,形成各自的区域特色产业。课题组采取分层抽样和随机抽样相结合的方法,每个县(区)随机选取3~5个镇,每个镇随机选取3~5个村庄,每个村庄随机选取15~30个农户。此次调研采取一对一问卷访谈的形式,调查内容主要包括农户个体和家庭生产经营情况、土地流转情况、合作社参与情况和农业技术采用情况,共发放问卷760份。由于西瓜种植需要频繁更换土地,造成土地流转率较高,因此本文选择剔除西瓜样本,以避免由于作物种植特性带来的估计偏差;另剔除数据缺失、逻辑矛盾等无效样本后,获得有效样本627份。其中,山西运城样本量为257个,占41.0%;陕西阎良的样本量为370个,占59.0%。

样本农户合作社参与和土地流转情况如表1所示。加入合作社的样本量为257个,占41.0%;未加入合作社的样本量为370个,占59.0%。土地转入

的样本量为339个,占54.1%;未转入土地的样本量为288个,占45.9%;土地流转率情况较好。

样本农户个体和家庭经营特征基本情况如表2所示。在受访对象中,男性占69.1%,明显高于女性,因为男性在家庭决策中更具代表性。年龄主要集中在40~60岁之间,占78.0%。受教育程度总体偏低,小学及以下占44.3%,且初中学历占47.4%。健康状况普遍较好,身体很好的比重占45.3%。种植经验较为丰富,种植年限超过20年的农户共占70.3%。家庭劳动力大多为3~4人,占73.0%。耕地规模总体偏小,10亩及以下占47.2%,20亩以上仅有12.1%。多数农村家庭比较依赖农业生产,农业收入占比不足四成的农户仅占25.2%。72.7%的农户具有务工经历;54.2%的农户接受过农业技术培训。大部分村庄距离集市很近,不足5里的占74.3%。

3.2 模型设定

3.2.1 内生转换Probit模型

衡量加入合作社对土地转入的影响时,需要考

表1 样本农户合作社参与和土地流转情况

Table 1 Participation and land transfer of sample farmer cooperatives

	合作社成员	非合作社成员	土地转入	非土地转入
样本量	257	370	339	288
比例/%	41.0	59.0	54.1	45.9

表2 样本农户的基本统计特征

Table 2 Basic statistical characteristics of sample farmers

变量	分类	样本量	比例/%	变量	分类	样本量	比例/%
性别	男	433	69.1	劳动力数量/人	≤2	137	21.9
	女	194	30.9		3~4	458	73.0
年龄/岁	(0,40]	59	9.4		≥5	32	5.1
	(40,60]	489	78.0	耕地面积/亩	(0,10]	296	47.2
	>60	79	12.6		(10,20]	255	40.7
受教育程度	小学及以下	278	44.3		>20	76	12.1
	初中	297	47.4	农业收入占比/%	[0,40]	158	25.2
	高中或中专	49	7.8		(40,70]	322	51.4
	大专及以上	3	0.5		(70,100]	147	23.4
健康状况	常年生病	122	19.5	务工经历	有	456	72.7
	一般	221	35.2		无	171	27.3
	很好	284	45.3	技术培训	有	340	54.2
种植年限	(0,10]	50	8.0		无	287	45.8
	(10,20]	136	21.7	到集市距离/里	[0,5]	466	74.3
	(20,30]	268	42.7		(5,10]	160	25.5
	>30	173	27.6		>10	1	0.2

2022年6月

虑可能存在内生性问题。一方面,农户是否加入合作社受自身初始禀赋的影响,是农户“自选择”的结果,而农户个体特征和家庭经营特征能够同时影响农户的合作社参与决策和土地转入决策,进而产生系统性偏差,若忽略这一问题将会造成估计结果有偏;另一方面,加入合作社与土地转入之间可能存在反向因果关系,土地转入的农户往往具有农业经营能力较高、对农业生产较为重视的特征,其加入合作社的概率也更高。基于此,选择能够同时克服可观测和不可观测因素导致的选择性偏误问题的内生转换Probit模型(ESP),在“反事实”框架下实证分析加入合作社对土地转入的影响。具体实施过程如下:

首先,用Probit模型估计农户加入合作社的概率。估计方程可以表示为:

$$T_i = \varphi Q_i + \mu_i, T_i = \begin{cases} 1, T_i > 0 \\ 0, T_i \leq 0 \end{cases} \quad (1)$$

式(1)为选择方程,  $T_i = 1$  表示农户  $i$  加入合作社,  $T_i = 0$  表示农户  $i$  未加入合作社;  $Q_i$  表示农户  $i$  加入合作社的影响因素,为控制变量集;  $\varphi$  为待估计系数;  $\mu_i$  为随机误差项。

其次,定义不同状态下农户对土地转入行为的结果方程:

$$y_i = \begin{cases} y_{ii}, T_i = 1, y_{ii} = 1(y_{ii}^* > 0), y_{ii}^* = \beta_i X_{ii} + \sigma_{ii} \lambda_{ii} + \varepsilon_{ii} \\ y_{iu}, T_i = 0, y_{iu} = 1(y_{iu}^* > 0), y_{iu}^* = \beta_u X_{iu} + \sigma_{iu} \lambda_{iu} + \varepsilon_{iu} \end{cases} \quad (2)$$

式中:  $y_{ii}$  和  $y_{iu}$  分别表示农户  $i$  加入合作社和未加入合作社的土地转入行为,若转入土地,则赋值为1,否则赋值为0;  $y_{ii}^*$  和  $y_{iu}^*$  分别表示农户  $i$  加入合作社和未加入合作社的土地转入概率,是无法观测到的潜变量;  $X_{ii}$  和  $X_{iu}$  分别表示加入合作社和未加入合作社农户的土地转入行为的影响因素;  $\beta_i$  和  $\beta_u$  为待估系数;  $\lambda_{ii}$  和  $\lambda_{iu}$  分别表示加入合作社和未加入合作社农户的逆米尔斯比率;  $\sigma_{ii}$  和  $\sigma_{iu}$  分别为逆米尔斯比率的协方差;  $\varepsilon_{ii}$  和  $\varepsilon_{iu}$  为随机误差项。

最后,基于ESP模型的估计结果,进一步测算加入合作社对农户转入土地的平均处理效应,即处理组的平均处理效应(ATT)。虽然依据估计结果,也能测算出对照组的平均处理效应(ATU)以及总体样本的平均处理效应(ATE),但二者包含没有受到加入合作社影响的样本的效应,其结果的实际意义

不大<sup>[32]</sup>。因此,本文重点关注处理组的ATT。其测算过程如下:

加入合作社的农户转入土地的条件期望为:

$$E(y_{ii}|T_i = 1, X = x) = \beta_i X_{ii} + \sigma_{ii} \lambda_{ii} \quad (3)$$

在反事实假设下,加入合作社的农户若未加入合作社,其转入土地的条件期望为:

$$E(y_{iu}|T_i = 1, X = x) = \beta_u X_{iu} + \sigma_{iu} \lambda_{iu} \quad (4)$$

则加入合作社对农户转入土地的ATT可以表示为:

$$ATT = E(y_{ii}|T_i = 1, X = x) - E(y_{iu}|T_i = 1, X = x) = (\beta_i - \beta_u) X_{ii} + (\sigma_{ii} - \sigma_{iu}) \lambda_{ii} \quad (5)$$

### 3.2.2 中介效应模型

为深入研究合作社如何影响农户的土地转入行为,采用中介效应模型进行机制分析。由于因变量为二分类变量,而常用的Bootstrap方法通常适用于中介变量、因变量均为连续型变量的中介检验。对此,参考Iacobucci<sup>[33]</sup>改进的中介变量或因变量为类别变量的中介效应检验方法,并借鉴李容容等<sup>[34]</sup>,分析合作社能否通过溢价激励、节约成本、降低风险和融资支持等4条路径促进农户转入土地。该方法不仅适用于中介变量、因变量为类别变量的中介效应检验,对中介变量、因变量为连续型变量的中介效应检验同样适用<sup>[35]</sup>。具体检验过程如下:

按照逐步回归法的思路建立3个回归方程:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 T_i + \beta_2 Q_i + \varepsilon_1 \quad (6)$$

$$M_i = \beta_3 + \alpha T_i + \beta_4 Q_i + \varepsilon_2 \quad (7)$$

$$Y_i = \beta_5 + \beta_6 T_i + \gamma M_i + \beta_7 Q_i + \varepsilon_3 \quad (8)$$

式中:  $Y_i$  表示农户  $i$  的土地转入行为;  $T_i$  表示农户  $i$  是否加入合作社;  $M_i$  表示中介变量;  $\beta_0$ 、 $\beta_3$ 、 $\beta_5$  表示常数项;  $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\alpha$ 、 $\beta_4$ 、 $\beta_6$ 、 $\gamma$ 、 $\beta_7$  为待估计参数;  $\varepsilon_1$ 、 $\varepsilon_2$ 、 $\varepsilon_3$  表示随机干扰项。在方程估计过程中,根据因变量( $Y_i$ 、 $M_i$ )的类型,选择OLS回归或Logit回归。但这两类回归得到的估计系数不在同一尺度上,不具有可比性。为统一尺度,需要依据中介效应检验用到的两个系数  $\alpha$  和  $\gamma$  及其标准误  $S_\alpha$ 、 $S_\gamma$  依次构造如下统计量:

$$\begin{aligned} Z_\alpha &= \alpha / S_\alpha, Z_\gamma = \gamma / S_\gamma \\ Z_{\alpha\gamma} &= Z_\alpha \cdot Z_\gamma, SE(Z_{\alpha\gamma}) = \sqrt{Z_\alpha^2 + Z_\gamma^2 + 1} \\ Z &= Z_{\alpha\gamma} / SE(Z_{\alpha\gamma}) = Z_\alpha \cdot Z_\gamma / \sqrt{Z_\alpha^2 + Z_\gamma^2 + 1} \end{aligned} \quad (9)$$

式中:统计量  $Z$  服从标准正态分布,若  $Z$  的绝对值

在1.96~2.58之间,说明中介效应在5%的水平上显著;若 $Z$ 的绝对值大于2.58,则说明中介效应在1%的水平上显著。

### 3.3 变量设置

变量定义、描述性统计及均值差异检验情况如表3所示。

(1)被解释变量:土地转入行为。若农户转入土地赋值为1;否则,赋值为0。

(2)处理变量:合作社参与情况。重点关注能为社员提供生产性、销售性服务的综合型农民专业

合作社,且不考虑土地要素入股的合作社,以避免对研究结果产生干扰。若农户加入此类合作社,赋值为1;否则,赋值为0。

(3)中介变量:选用销售价格衡量溢价激励,选用亩均生产成本衡量成本节约程度,选用农户对甜瓜市场前景的预期衡量风险降低,选用农户是否有借款或贷款衡量融资支持。

(4)控制变量:借鉴已有关于农户入社决策<sup>[36,37]</sup>和土地流转决策<sup>[32]</sup>的研究,选取性别、年龄、受教育程度、健康状况等农户个体特征和种植年限、家庭

表3 变量定义、描述性统计及均值差异检验

Table 3 Variable definitions, descriptive statistics, and test of difference between means

变量	定义	合作社成员均值 ( $N=257$ )	非合作社成员均值 ( $N=370$ )	均值差
土地转入	转入=1,未转入=0	0.763 (0.426)	0.386 (0.488)	0.376***
加入合作社	加入=1,未加入=0	1	0	—
年龄	实际年龄/岁	50.148 (7.983)	52.743 (8.168)	-2.595***
性别	男=1,女=0	0.693 (0.462)	0.689 (0.463)	0.003
受教育程度	受教育年限	8.125 (2.500)	6.946 (2.673)	1.179***
健康状况	很好=3,一般=2,常年生病=1	2.393 (0.748)	2.165 (0.760)	0.228***
家庭劳动力数量	农户家庭劳动力人数	3.331 (0.859)	3.276 (1.087)	0.055
种植年限	从事农业生产年限	27.004 (10.106)	27.765 (9.523)	-0.761
耕地面积	家庭承包地面积/亩	16.292 (12.034)	12.148 (8.328)	4.144***
农业收入占比	农业收入占家庭总收入的比例/%	59.868 (21.114)	54.019 (23.558)	5.849***
务工经历	家庭成员是否有外出务工经历:是=1,否=0	0.677 (0.469)	0.762 (0.426)	-0.085**
技术培训	是否接受过农业技术培训:是=1,否=0	0.700 (0.459)	0.432 (0.496)	0.268***
到集市距离	所在村庄到集市距离/里	3.524 (2.710)	4.648 (3.187)	-1.124***
本村除受访者外组织参与率	实际计算比例/%	0.347 (0.243)	0.220 (0.206)	0.127***
溢价激励	销售价格/(元/斤)	2.834 (1.391)	2.119 (1.066)	0.716***
成本节约	亩均生产成本/千元	4.920 (4.545)	5.995 (5.146)	-1.075***
风险降低	您对甜瓜市场前景持乐观预期?是=1,否=0	0.751 (0.433)	0.392 (0.489)	0.359***
融资支持	是否有借款或贷款:是=1,否=0	0.545 (0.499)	0.384 (0.487)	0.161***

注:\*, \*\*, \*\*\*分别表示统计结果在10%、5%、1%的水平上显著。下同。

2022年6月

劳动力数量、耕地面积、农业收入占比、外出务工经历、技术培训和到集市距离等家庭经营特征作为控制变量。

(5)工具变量:借鉴刘同山等<sup>[38]</sup>的研究,选取本村其他农户的合作社参与率作为是否加入合作社的工具变量。依据行为模仿理论,本村其他农户的合作社参与率越高,本人加入合作社的概率就越大,而其他农户的合作社参与率不会对本人的土地转入行为产生直接影响。

由表3均值差异可以看出,相较于非合作社成员,合作社成员在人力资本和农业经营方面具有较高的禀赋水平。

## 4 结果与分析

### 4.1 加入合作社对农户土地转入行为影响的回归结果

内生转换Probit模型估计结果如表4所示。 $\rho_1$ 在1%的水平上显著,说明回归模型存在选择性偏误,有不可观测因素同时影响农户是否加入合作社和土地转入行为; $\rho_1$ 为正数,说明加入合作社的农户的土地转入概率高于样本一般水平。方程独立性

检验在1%的水平上显著,模型拟合优度检验在1%的水平上显著,说明选择内生转换Probit模型是合理的。

表4的选择方程估计结果中,本村其他农户的合作社参与率对农户是否加入合作社有显著影响。经Probit模型检验,本村其他农户的合作社参与率对是否加入合作社影响显著( $p=0.000$ ),本村其他农户的合作社参与率对土地转入影响不显著( $p=0.435$ )。此外,是否加入合作社影响土地转入的工具变量估计结果显示第一阶段 $F$ 值为26.680,说明工具变量并非弱工具变量。因此,可以认为本文工具变量的选择是合理的。

(1)农户加入合作社的影响因素分析。根据表4中选择方程的估计结果,在农户个体特征方面,年龄通过1%水平的显著性检验,且系数为负。说明农户年龄越大,加入合作社的概率越低。可能是因为随着年龄增长,一方面,农户劳动能力下降,不愿对农业做进一步投资;另一方面,对新事物的接纳能力下降。健康状况通过1%水平的显著性检验,且系数为正,说明身体健康能够促进农户加入合作

表4 内生转换Probit模型估计结果

Table 4 Estimation results of endogenous switching Probit model

变量	选择方程	结果方程	
	是否加入合作社	合作社成员	非合作社成员
年龄	-0.025*** (0.09)	-0.026** (0.012)	-0.028** (0.014)
性别	-0.156 (0.119)	-0.117 (0.159)	-0.025 (0.182)
受教育程度	0.066*** (0.024)	0.107*** (0.034)	-0.053 (0.034)
健康状况	0.215*** (0.076)	0.067 (0.113)	0.002 (0.113)
家庭劳动力数量	0.078 (0.060)	0.137 (0.085)	0.064 (0.090)
种植年限	0.017** (0.007)	0.025*** (0.009)	-0.009 (0.011)
耕地面积	0.016** (0.006)	0.087*** (0.023)	0.156*** (0.021)
农业收入占比	0.003 (0.003)	0.007* (0.004)	0.010** (0.004)
务工经历	0.003 (0.135)	-0.155 (0.184)	0.135 (0.226)
技术培训	0.529*** (0.114)	0.339** (0.166)	0.355* (0.195)
到集市距离	-0.048** (0.019)	-0.050* (0.028)	0.031 (0.028)
本村其他农户的合作社参与率	1.277*** (0.241)	—	—
常数项	-1.392** (0.573)	-2.436*** (0.791)	-1.400* (0.851)
样本量	627	257	370
$\rho_1$		1.504*** (0.505)	
$\rho_0$			-0.330 (0.359)
模型拟合优度检验		123.38***	
对数伪似然值		-600.02	
方程独立性检验		9.99***	



社。健康状况是农户从事农业生产的基石,为农户加入合作社获取农业服务提供人力保障。受教育程度在1%的水平上显著,且系数为正。说明受教育程度越高,加入合作社的概率越大,这与刘俊文<sup>[36]</sup>的研究结论一致。受教育水平更高的农户拥有更高的学习能力和知识水平,接纳新事物的能力也较高,能够认识到合作社对农业增收的作用,更愿意加入合作社。在家庭经营特征方面,种植年限、耕地面积均在5%的水平上显著,且系数均为正。说明种植年限越长、耕地面积越大均能促进农户加入合作社,这与蔡荣等<sup>[17]</sup>的研究结论一致。可能的原因是种植年限越长意味着农户拥有更多的种植经验,对合作社功能和服务有更好的认知;耕地面积较大的农户,生产管理成本更高且产量大,更需要合作社为其提供生产和销售服务,帮助其降低生产管理成本和市场销售风险。技术培训在1%的水平上显著,且系数为正。说明获得过农业技术培训的农户更能感受到新型农业技术对于提升农业生产能力和收入水平的重要性,更倾向于加入合作社学习更多农业技术。此外,到集市距离通过5%的显著性水平检验,系数为负。说明农户到集市距离越短,其加入合作社的概率越高。集市作为信息集散地,能够为农户传播大量农业信息。距离集市越近,获得更多农业信息的机会就越大,更容易了解到合作社提供的各项服务对于农业生产的重要性,从而加入合作社的概率更高。

(2)农户土地转入行为的影响因素分析。在个人特征方面,年龄对合作社成员和非合作社成员的土地转入行为有显著负向影响,与韩家彬等<sup>[39]</sup>的研究结论一致。可能的原因是年龄较大的农户劳动能力相对较低,而扩大经营规模往往需要更多的劳动力投入,因而年龄会抑制农户转入土地。受教育程度对合作社成员的土地转入行为具有显著正向影响,但对非合作社成员的土地转入行为影响不显著。可能的原因是受教育程度较高的农户对合作社提供的各项服务的接纳能力较强,更愿意扩大规

模实现增收;而高学历农户的劳动力素养较高,没有加入合作社可能是由于在非农行业获得就业岗位,对农业经营的依赖程度较低,不愿意扩大经营规模。在家庭经营特征方面,种植年限对合作社成员的土地转入行为具有显著正向影响,对非合作社成员的土地转入行为影响不显著。可能是因为种植年限越长,种植经验越丰富,在合作社的帮助下,提质增效越明显,越愿意扩大经营规模;相比之下,种植年限较长的非社员农户缺乏生产性、技术性服务的获取渠道,农业经营效率相对较低,扩大经营规模面临较多阻碍。耕地面积对合作社成员和非合作社成员的土地转入行为均有显著正向影响,可能是因为耕地面积较大的农户往往专业化程度更高,扩大经营规模的边际成本相对较低,更愿意扩大经营规模。农业收入占比对合作社成员和非合作社成员的土地转入行为均有显著正向影响,可能是因为农业收入占比越高,农户对农业生产的依赖性越高,而且农业收入占比高也在一定程度上说明了家庭经营的专业化程度更高,更愿意扩大经营规模。技术培训对合作社成员和非合作社成员的土地转入行为均有显著正向影响,可能是因为对新技术的学习提高了农户的技术效率,降低了扩大规模的边际成本,促进农户扩大经营规模。到集市的距离对合作社成员的土地转入行为具有显著负向影响,对非合作社成员的土地转入行为影响不显著。可能是因为集市是信息传播中心,距离集市越近,土地流转的信息约束程度越低,越容易转入土地;对于非社员而言,距离集市越近,越容易获取非农就业的信息,非农就业一定程度上抑制了农户转入土地。

#### 4.2 加入合作社对农户土地转入行为的平均处理效应分析

由(3)–(5)式估计的平均处理效应如表5所示。加入合作社的农户转入土地的概率为30.7%;在反事实假设下,若加入合作社的农户未加入合作社,其转入土地的概率为10.4%;加入合作社对农户

表5 合作社对土地转入的平均处理效应

Table 5 Average treatment effect of cooperatives on land transfer-in

	加入合作社	未加入合作(反事实)	ATT	标准误	t值
平均处理效应	0.307	0.104	0.203***	0.010	20.668



2022年6月

土地转入行为的平均处理效应为20.3%,并且在1%的水平上显著。说明加入合作社能够促进农户的土地转入行为,原因可能是合作社通过为农户带来农资购买、技术指导、信息共享等生产性服务和帮助农户销售农产品、拓展销售渠道等销售性服务,使农户获得产品溢价、融资支持,并降低了农户的生产成本和市场风险,从而促进了农户扩大经营规模。H5得以验证。

4.3 稳健性检验

选择倾向得分匹配法对前文的估计结果进行稳健性检验。首先,为保证倾向得分匹配质量,需要检验匹配数据是否满足共同支撑域条件。若处理组和对照组的倾向得分区间有较大重叠,说明样本损失量较少,匹配质量较高;否则,样本损失量较大将会降低匹配质量。样本匹配前后的倾向得分概率密度图分别如图2所示。可以看出,相较于匹配前,匹配后实验组与对照组的倾向得分概率密度分布相似度更高,且倾向得分区间重叠度较高,说明匹配数据满足共同支撑域条件,匹配效果较好。

为检验匹配结果的稳健性,采用 $k$ 近邻匹配、卡

尺内 $k$ 近邻匹配、卡尺匹配和核匹配等4种匹配方法进行匹配。其中,为实现均方误差最小化<sup>[40]</sup>,近邻匹配取 $k=4$ ;保守起见,卡尺范围取0.01;卡尺内 $k$ 近邻匹配为卡尺范围为0.01的一对四匹配;核匹配使用默认核函数和带宽。由表6的估计结果可以看出,4种匹配方法测算的加入合作社对土地转入的ATT均值为0.200,与前文的估计结果(0.203)较为一致,说明ESP模型的估计结果是稳健的。

4.4 异质性分析

4.4.1 不同合作模式对农户土地转入的影响差异

农户加入产业组织是农户融入现代农业产业链的重要途径,不同的融入形式会导致农户与产业组织的利益联结程度不同,进而可能会导致产业组织对农户的规模化带动效果产生差异。本文借鉴李霖等<sup>[41]</sup>、万凌霄等<sup>[14]</sup>等的研究,以农户是否通过合作社销售产品将农户与合作社的合作模式划分为部分横向合作模式和完全横向合作模式,以探究不同合作模式对农户土地转入的影响差异。在部分横向合作中,农户享受合作社提供的农资购买、技术指导、信息共享等服务,农产品将自由销售;而在

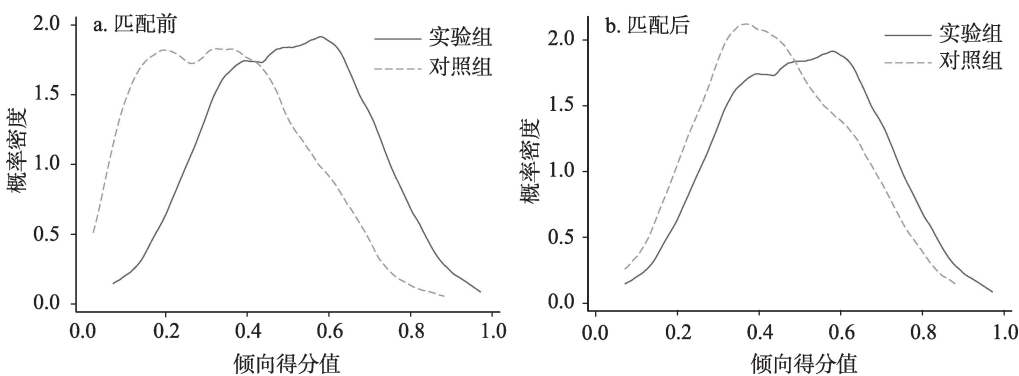


图2 匹配前后实验组和对照组的倾向得分概率密度图

Figure 2 Propensity score probability density map of the experimental group and the control group before and after matching

表6 合作社对土地转入的平均处理效应

Table 6 Average treatment effect of cooperatives on land transfer-in

匹配方法	处理组均值	对照组均值	ATT	标准误	t值
$k$ 近邻匹配	0.760	0.555	0.205***	0.049	4.21
卡尺匹配	0.755	0.555	0.200***	0.048	4.17
卡尺内 $k$ 近邻匹配	0.755	0.554	0.201***	0.049	4.07
核匹配	0.760	0.569	0.191***	0.045	4.23
平均值	0.758	0.558	0.200		

完全横向合作中,在享受合作社常规服务的同时,农户将把产品交给合作社统一销售,农户的农产品质量不仅关系到自身收益,同时也关乎合作社的声誉、品牌建设。合作社对农户的生产过程提供更加细致的服务和严格的监督,以实现对农产品质量的把控。

不同合作模式对农户土地转入的影响差异估计结果如表7所示。部分横向合作和完全横向合作均能显著促进农户转入土地,土地转入概率分别提高了17.3%和18.7%,完全横向合作模式对农户土地转入的处理效应相对较高。可能的原因是在部分横向合作中,农户虽然通过获取服务降低生产成本、获得融资支持,但面临的市场风险相对更高,且难以获得较高的溢价激励;在完全横向合作中,相比于部分横向合作,农户通过合作社销售更能降低市场销售风险,并可能获得更高的溢价激励。不可忽略的是,由于合作社对其生产过程实施严格的监督与管控,将消耗农户更多的人力资本,其经营管理成本会升高。但总体来看,完全横向合作模式对农户的规模化带动作用更高。

4.4.2 合作社对不同农户群体土地转入的影响差异

农户作为高度异质性群体,具有不同特征的农户群体在经营目标和面临的生产约束上存在较大差异<sup>[29]</sup>。为进一步理解合作社对具有不同特征的农户群体转入土地的影响差异,本文依据耕地面积、家庭年收入和受教育程度对农户进行分组,分组方式按照各指标的均值进行,高于均值为高分组,低

于均值为低分组。不同群体加入合作社对转入土地的ATT如表8所示。

(1)合作社对土地转入的激励效应在土地资本禀赋不同的农户之间存在差异。由于经营规模不同的农户在生产要素配置和经营方式上存在较大差异,可能导致不同经营规模的农户对土地要素的需求产生差异。耕地面积反映了家庭土地资源的禀赋,以该指标进行分组讨论有助于理解合作社对不同土地资本禀赋的农户转入土地的影响差异。由表8结果可以看出,合作社对土地资本禀赋较高和较低的农户的土地转入行为均有显著促进作用,土地转入概率分别提升了45.3%和6.4%。显然,对土地资本禀赋较高的农户而言,合作社对其土地转入行为的促进作用更大。这一差异产生的原因可能是耕地规模较大的农户对农业生产经营较为依赖,从而其对合作社提供的各项服务的参与度更高。同时,耕地规模较大的农户往往具备一定的专业化基础,对新技术的接纳能力较高,导致合作社对其生产能力的改善更明显,因而更容易扩大规模。

(2)合作社对土地转入的激励效应在家庭收入不同的农户之间存在差异。家庭年收入能够在很大程度上反映家庭的经济资本禀赋,农户扩大经营规模需要经济资本的支持,以该指标进行分组讨论有助于理解经济资本在合作社对农户转入土地的影响中发挥的作用。据表8结果显示,合作社对家庭收入较高和较低的农户的土地转入行为均有显著促进作用,土地转入概率分别提升了27.6%和

表7 不同合作模式对农户土地转入的影响差异结果

Table 7 Differences in the impact of different cooperation modes on farmers' land transfer-in

变量	加入合作社	未加入合作(反事实)	平均处理效应	标准误	t值
部分横向合作	0.280	0.107	0.173***	0.010	17.913
完全横向合作	0.278	0.091	0.187***	0.012	15.878

表8 农户加入合作社对土地转入影响的群体差异结果

Table 8 Results of group differences in the impact of farmers joining cooperatives on land transfer-in

变量	分组	加入合作社	未加入合作(反事实)	平均处理效应	标准误	t值
耕地面积	高分组	0.494	0.041	0.453***	0.012	38.130
	低分组	0.194	0.132	0.064***	0.013	4.921
家庭年收入	高分组	0.369	0.093	0.276***	0.016	17.011
	低分组	0.268	0.106	0.162***	0.013	12.573
受教育程度	高分组	0.401	0.077	0.324***	0.013	25.276
	低分组	0.220	0.125	0.095***	0.014	6.854

2022年6月

16.2%。合作社对高收入家庭转入土地的激励效应更明显,可能是因为收入较高的家庭面临扩大经营规模的资金约束较弱,在合作社的生产性、销售性服务带动下,降低了生产成本和市场风险,更容易扩大经营规模。

(3)合作社对土地转入的激励效应在受教育程度不同的农户之间存在差异。农户受教育程度的高低决定了劳动力的素质水平,是重要的人力资本变量<sup>[2]</sup>,以该指标进行分组讨论有助于理解人力资本在合作社对农户转入土地的影响中发挥的作用。表8结果表明,合作社对受教育程度较高和较低的农户的土地转入行为均有显著促进作用,且对高受教育水平农户的土地转入概率提升更高,为32.4%。这一差异产生的原因可能是受教育程度较高的农户具有更高的学习能力,通过合作社这一平台能够更高效地学习到新的农业技术和生产管理经验,降低了边际生产成本,更愿意扩大经营规模。受教育程度较低的农户在培训和学习的过程中存在较大阻碍,土地转入意愿相对较低。

#### 4.5 合作社对农户土地转入的影响机制分析

前文分析已经证实了合作社能够促进农户转入土地,但合作社影响农户转入土地的内在机理更值得关注。对此,采用改进的中介效应模型进行机

制分析。分析结果如表9所示。

(1)合作社通过溢价激励促进农户转入土地。根据模型(1)的估计结果,加入合作社能够显著促进农户转入土地;根据模型(2)的估计结果,加入合作社能够显著提升农户的产品销售价格;根据模型(3)的估计结果,将加入合作社、销售价格同时纳入回归方程,二者均对土地转入有显著正向影响。进一步,由模型(2)中加入合作社的估计系数及其标准误和模型(3)中销售价格的估计系数及其标准误,按照改进的中介效应检验方法(公式(9))进行检验,Z值为2.364(表9最后一行),在1.96~2.58之间,因此销售价格的中介效应在5%的水平上显著。说明合作社可以通过提供“三品一标”认证、品牌认证等服务提升农产品的市场竞争力,使得农户获得产品溢价,从而激励农户转入土地。H1得以验证。

(2)合作社通过降低成本促进农户转入土地。结合模型(1)、(4)、(5)的估计结果,模型(4)的结果显示加入合作社能够显著降低亩均成本;模型(5)的结果显示,将加入合作社、亩均成本同时纳入回归方程,亩均成本对土地转入有显著负向影响,加入合作社对土地转入有显著正向影响。进一步,由模型(4)中加入合作社的估计系数及其标准误和模

表9 加入合作社对农户土地转入的影响机制分析结果

Table 9 Analysis results of the impact mechanism of joining cooperatives on farmers' land transfer-in

	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)	模型(9)
	土地转入	销售价格	土地转入	亩均成本	土地转入	市场预期	土地转入	融资支持	土地转入
加入合作社	1.310*** (0.197)	0.730*** (0.107)	1.056*** (0.219)	-2.137*** (0.416)	1.227*** (0.201)	1.183*** (0.202)	0.894*** (0.274)	0.640*** (0.184)	1.243*** (0.247)
销售价格	—	—	0.412** (0.162)	—	—	—	—	—	—
亩均成本	—	—	—	—	-0.043** (0.019)	—	—	—	—
市场预期	—	—	—	—	—	—	2.454*** (0.271)	—	—
融资支持	—	—	—	—	—	—	—	—	0.909*** (0.233)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
LR $\chi^2$	149.77***	—	160.05***	—	155.02***	173.08***	455.33***	37.30***	376.69***
Pseudo $R^2$	0.173	—	0.185	—	0.179	0.200	0.526	0.043	0.436
F	—	5.00***	—	4.88***	—	—	—	—	—
Adj $R^2$	—	0.071	—	0.069	—	—	—	—	—
Z值		2.364**		2.028**		4.899***		2.554**	



型(5)中亩均成本的估计系数及其标准误,按照公式(9)计算的 $Z$ 值为2.028,在1.96~2.58之间,即亩均成本的中介效应在5%的水平上显著。说明合作社能够通过提供农资购买、技术指导等生产性服务降低农户的亩均生产成本,从而促进农户转入土地。H2得以验证。

(3)合作社通过降低风险促进农户转入土地。结合模型(1)、(6)、(7)的估计结果,模型(6)的结果显示加入合作社能够显著促进农户对市场前景持乐观态度;模型(7)的结果显示,将加入合作社、市场预期同时纳入回归方程,二者均对土地转入有显著正向影响。进一步,由模型(6)中加入合作社的估计系数及其标准误和模型(7)中市场预期的估计系数及其标准误,按照公式(9)计算的 $Z$ 值为4.899,大于2.58,即市场预期的中介效应在1%的水平上显著。说明合作社能够通过提供销售服务降低农户面临的市场风险,促使农户对市场持乐观预期,进而推动农户转入土地。H3得以验证。

(4)合作社通过融资支持协助农户转入土地。结合模型(1)、(8)、(9)的估计结果,模型(8)的结果显示加入合作社能够显著提升农户获得的融资支持;模型(5)的结果显示,将加入合作社、融资支持同时纳入回归方程,二者均对土地转入有显著正向影响。进一步,由模型(8)中加入合作社的估计系数及其标准误和模型(9)中融资支持的估计系数及其标准误,按照公式(9)计算的 $Z$ 值为2.554,在1.96~2.58之间,即融资支持的中介效应在5%的水平上显著。说明合作社可以通过为农户提供资金支持或信贷担保等服务并扩大农户的社会网络,提升农户获得融资支持的可能性,从而协助农户转入土地。H4得以验证。

## 5 结论与政策启示

### 5.1 结论

本文基于山西、陕西两省627份农户的微观调查数据,利用内生转换Probit模型构建“反事实”框架,测算合作社对农户土地转入的平均处理效应及其群组差异,并进一步利用逐步回归法分析合作社对农户土地转入的影响机制。主要研究结论如下:

(1)加入合作社对农户的土地转入行为具有显著的促进作用,具体表现为在反事实假设下,未加入合作社的农户若选择加入合作社,其土地转入概

率将提升20.3%。农户年龄、受教育程度、健康状况、耕地面积、种植年限、技术培训和到集市距离等因素是影响农户的入社决策的重要因素。

(2)合作社对土地转入的促进作用在合作社与农户的合作模式和农户异质性特征两方面表现出一定的差异性。在合作模式方面,完全横向合作模式比部分横向合作模式对农户土地转入的促进作用更大;在农户异质性方面,加入合作社更有助于耕地面积较大、家庭年收入较高和受教育程度较高的农户扩大经营规模。

(3)合作社能够通过溢价激励、节约成本、降低风险和融资支持4条路径促进农户转入土地。

### 5.2 政策启示

根据上述研究结论,可以得到以下两方面启示:

(1)进一步推动合作社这一新型经营主体的培育进程,并鼓励农户积极加入合作社。应建立更多合作社,从数量上增加合作社的“覆盖面积”,避免农户无社可入。同时,充分利用互联网、自媒体等渠道大力宣传“农户+合作社”这一合作模式的优势,提高农户对合作社的认知,从而激发农户加入合作社的积极性。

(2)建立健全合作社服务体系,提高服务质量。首先,鼓励合作社积极申请“三品一标”认证、品牌认证等产品质量认证,并向农户积极宣传产品质量认证的质量溢价效应,引导农户积极参与到产品质量认证中。其次,合作社应积极为农户开展技术培训,建立示范基地供农户参考学习,并利用市场谈判优势为农户低价引进生产资料,帮助农户降低生产管理成本。再次,加强合作社的销售服务支持力度,鼓励合作社充分发挥市场对接能力,为农户提供稳定的销售渠道和理想的销售价格,引导更多农户通过合作社销售产品以降低市场风险。最后,倡导金融机构开发惠农金融产品并与合作社合作,将抵押和担保方式多元化,尤其要降低用于农业生产的借贷门槛,以缓解农户扩大经营规模面临的信贷约束。

### 参考文献(References):

- [1] 杜志雄,肖卫东.农业规模化经营:现状、问题和政策选择[J].江

2022年6月

- 淮论坛, 2019, (4): 11-19. [Du Z X, Xiao W D. Large-scale agricultural management: Current situation, problems and policy choices [J]. Jiang-huai Tribune, 2019, (4): 11-19.]
- [2] 陈飞, 翟伟娟. 农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究[J]. 经济研究, 2015, 50(10): 163-177. [Chen F, Zhai W J. Land transfer incentive and welfare effect research from perspective of farmers' behavior[J]. Economic Research Journal, 2015, 50(10): 163-177.]
- [3] 侯建昀, 霍学喜. 信贷可得性、融资规模与农户农地流转: 以专业化生产农户为例[J]. 中国农村观察, 2016, (6): 29-39. [Hou J Y, Huo X X. Credit availability, financing scale and farmers' land transfer: A case study of specialized farmers[J]. China Rural Survey, 2016, (6): 29-39.]
- [4] 陈曼, 甘臣林, 梅昀, 等. 农户生计视角下农地流转绩效评价及障碍因子诊断: 基于武汉城市圈典型农户调查[J]. 资源科学, 2019, 41(8): 1551-1562. [Chen M, Gan C L, Mei Y, et al. Farmland transfer performance and obstacles from the perspective of farmers' livelihood: Based on rural household survey of greater Wuhan Metropolitan Area[J]. Resources Science, 2019, 41(8): 1551-1562.]
- [5] Deininger K, Jin S. The potential of land rental markets in the process of economic development: Evidence from China[J]. Journal of Development Economics, 2005, 78(1): 241-270.
- [6] 王雨格, 孟全省, 陈秉谱. 产权强度对公益林区林地流转的影响: 基于禀赋效应与安全感知视角[J]. 资源科学, 2021, 43(1): 161-170. [Wang Y G, Meng Q X, Chen B P. Impact of forest land tenure security on the circulation of ecological forest land: From the perspective of endowment effect and security perception[J]. Resources Science, 2021, 43(1): 161-170.]
- [7] 丁涛. 农户土地承包经营权流转意愿研究: 基于Logistic模型的实证分析[J]. 经济问题, 2020, (4): 95-103. [Ding T. Research on farmers' willingness to circulate land contract management rights: Empirical analysis based on logistic model[J]. On Economic Problems, 2020, (4): 95-103.]
- [8] 钟晓兰, 李江涛, 冯艳芬, 等. 农户认知视角下广东省农村土地流转意愿与流转行为研究[J]. 资源科学, 2013, 35(10): 2082-2093. [Zhong X L, Li J T, Feng Y F, et al. Farmland transfer willingness and behavior in the perspective of farm household cognition in Guangdong Province[J]. Resources Science, 2013, 35(10): 2082-2093.]
- [9] 章政, 祝丽丽, 张涛. 农户兼业化的演变及其对土地流转影响实证分析[J]. 经济地理, 2020, 40(3): 168-176. [Zhang Z, Zhu L L, Zhang T. An empirical analysis of the evolution of farmer household's concurrent business and impact on the land leased market in China[J]. Economic Geography, 2020, 40(3): 168-176.]
- [10] 钱琛, 邵砾群, 王帅, 等. 社会网络对牧户草地租入行为的影响: 以青海省门源县4个村为例[J]. 资源科学, 2021, 43(2): 269-279. [Qian C, Shao L Q, Wang S, et al. Influence of social network on grassland renting behaviors of herdsmen: A case study in four villages of Menyuan County, Qinghai Province[J]. Resources Science, 2021, 43(2): 269-279.]
- [11] 朱婷. 农村土地股份合作社发育动因及作用机制分析: 以经济欠发达地区为例[J]. 中国农业资源与区划, 2018, 39(3): 91-95. [Zhu T. The development motivation and mechanism of rural land stock cooperative system: Take the developing areas as an example [J]. Chinese Journal of Agricultural Resources and Regional Planning, 2018, 39(3): 91-95.]
- [12] 周振, 张琛, 钟真. “统分结合”的创新与农业适度规模经营: 基于新田地种植专业合作社的案例分析[J]. 农业经济问题, 2019, (8): 49-58. [Zhou Z, Zhang C, Zhong Z. Innovation of integration of unification and separation and the agricultural moderate large-scale management: Case study of Xintiandi Planting Cooperative[J]. Issues in Agricultural Economy, 2019, (8): 49-58.]
- [13] 李凌方. 农民合作社在土地流转中的作用机制研究: 基于湖北多地案例的实证分析[J]. 湖北民族学院学报(哲学社会科学版), 2018, 36(1): 84-89. [Li L F. Research on the mechanism of the role of farmers' cooperatives in land circulation: Empirical analysis based on cases in many places in Hubei[J]. Journal of Hubei Minzu University (Philosophy and Social Sciences), 2018, 36(1): 84-89.]
- [14] 万凌霄, 蔡海龙. 合作社参与对农户测土配方施肥技术采纳影响研究: 基于标准化生产视角[J]. 农业技术经济, 2021, (3): 63-77. [Wan L X, Cai H L. Study on the impact of cooperative's participation on farmers' adoption of testing soil for formulated fertilization technology: Analysis based on the perspective of standardized production[J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2021, (3): 63-77.]
- [15] Abate G T, Francesconi G N, Getnet K. Impact of agricultural cooperatives on smallholders' technical efficiency: Empirical evidence from Ethiopia[J]. Annals of Public and Cooperative Economics, 2014, 85(2): 257-286.
- [16] Ma W L, Abdulai A. IPM adoption, cooperative membership and farm economic performance: Insight from apple farmers in China [J]. China Agricultural Economic Review, 2019, 11(2): 218-236.
- [17] 蔡荣, 汪紫钰, 钱龙, 等. 加入合作社促进了家庭农场选择环境友好型生产方式吗? 以化肥、农药减量施为例[J]. 中国农村观察, 2019, (1): 51-65. [Cai R, Wang Z Y, Qian L, et al. Do cooperatives promote family farms to choose environmental-friendly production practices? An empirical analysis of fertilizers and pesticides reduction[J]. China Rural Survey, 2019, (1): 51-65.]
- [18] 来晓东, 杜志雄, 邵亮亮. 加入合作社对粮食类家庭农场收入影响的实证分析: 基于全国644家粮食类家庭农场面板数据[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2021, 21(1): 143-154. [Lai X D, Du Z X, Gao L L. An empirical analysis of the impact of joining cooperatives on farm income of grain family farms: Based on panel data of 644 grain family farms in China[J]. Journal of Nanjing Agricultural University (Social Sciences Edition), 2021, 21(1): 143-154.]
- [19] 王亚, 魏玮, 刘瑞峰, 等. 组织方式视角下农户土地流转决策行

- 为分析: 基于大样本农户调研[J]. 农业技术经济, 2017, (4): 38-49. [Wang Y, Wei W, Liu R F, et al. Analysis of farmers' land circulation decision-making behavior from the perspective of organizational mode: Based on a large sample farmer survey[J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2017, (4): 38-49.]
- [20] 张益丰, 韩杰, 王晨. 土地流转、农业适度规模化及农户增收的多维度检视: 基于三省584户农业经营户调研数据的实证研究[J]. 经济学家, 2019, (4): 89-102. [Zhang Y F, Han J, Wang C. Multi-dimensional inspection of land transfer, moderate scale of agriculture and income increase of farmers: An empirical study based on survey data of 584 agricultural operators in three provinces[J]. Economist, 2019, (4): 89-102.]
- [21] 朱哲毅, 邓衡山, 应瑞瑶. 价格谈判、质量控制与农民专业合作社农资购买服务[J]. 中国农村经济, 2016, (7): 48-58. [Zhu Z Y, Deng H S, Ying R Y. Price negotiation, quality control and purchase of agricultural materials by farmers' professional cooperatives[J]. Chinese Rural Economy, 2016, (7): 48-58.]
- [22] 何慧丽, 杨光耀. 农民合作社: 一种典型的本土化社会企业[J]. 中国农业大学学报(社会科学版), 2019, 36(3): 127-136. [He H L, Yang G Y. Farmer cooperatives: A typical localized social enterprise[J]. Journal of China Agricultural University (Social Sciences), 2019, 36(3): 127-136.]
- [23] 叶敬忠, 张明皓. 小农户为主体的现代农业发展: 理论转向、实践探索与路径构建[J]. 农业经济问题, 2020, (1): 48-58. [Ye J Z, Zhang M H. Development of modern agriculture with small-scale peasant: Theoretical turn, practical exploration and path construction[J]. Issues in Agricultural Economy, 2020, (1): 48-58.]
- [24] 余晓洋, 郭庆海. 小农户嵌入现代农业: 必要性、困境和路径选择[J]. 农业经济与管理, 2019, (4): 10-17. [Yu X Y, Guo Q H. Small farmers embedded in modern agriculture: Necessity, difficulty and path choice[J]. Agricultural Economics and Management, 2019, (4): 10-17.]
- [25] 李博伟, 朱臻, 沈月琴. 产业组织模式对经济林种植户生态化经营的影响[J]. 林业科学, 2020, 56(6): 152-164. [Li B W, Zhu Z, Shen Y Q. Impact of industrial organization model on ecological management of economic forest growers[J]. Scientia Silvae Sinicae, 2020, 56(6): 152-164.]
- [26] 李晗, 陆迁. 基于产品质量认证能否提高农户技术效率山东、河北典型蔬菜种植区的证据[J]. 中国农村经济, 2020, (5): 128-144. [Li H, Lu Q. Can product quality certification improve farmers' technological efficiency? [J]. Chinese Rural Economy, 2020, (5): 128-144.]
- [27] 高强. 理性看待种粮大户“毁约弃耕”现象[J]. 农村经营管理, 2017, (4): 1. [Gao Q. Rationally view the phenomenon of large grain growers “destroying contracts and abandoning farming” [J]. Rural Operation and Management, 2017, (4): 1.]
- [28] Cardenas J C, Carpenter J P. Three themes on field experiments and economic development[J]. Field Experiments in Economics, 2005, 10: 71-123.
- [29] 张应良, 欧阳鑫. 农户借贷对土地规模经营的影响及其差异: 基于土地转入视角的分析[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2020, 21(5): 18-27. [Zhang Y L, Ouyang X. The influence and difference of farmers' loan on scale management of land: Analysis based on the perspective of land transferring[J]. Journal of Hunan Agricultural University (Social Sciences), 2020, 21(5): 18-27.]
- [30] 柳凌韵, 周宏. 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[J]. 农业经济问题, 2017, 38(9): 65-76. [Liu L Y, Zhou H. Formal financial constraints, large-scale farmland inflow, and long-term investment in agricultural machinery: A data survey of large-scale rice farmers[J]. Issues in Agricultural Economy, 2017, 38(9): 65-76.]
- [31] 苏昕, 周升师, 张辉. 农民专业合作社“双网络”治理研究: 基于案例的比较分析[J]. 农业经济问题, 2018, (3): 67-77. [Su X, Zhou S S, Zhang H. Research on the governance of “double network” in farmer professional cooperative: Comparative analysis based on case[J]. Issues in Agricultural Economy, 2018, (3): 67-77.]
- [32] 李长生, 刘西川. 土地流转的创业效应: 基于内生转换Probit模型的实证分析[J]. 中国农村经济, 2020, (5): 96-112. [Li C S, Liu X C. The impacts of land rental market participation on entrepreneurship: An empirical analysis based on the Endogenous Switching Probit Model[J]. Chinese Rural Economy, 2020, (5): 96-112.]
- [33] Iacobucci D. Mediation analysis and categorical variables: The final frontier[J]. Journal of Consumer Psychology, 2012, 22: 582-594.
- [34] 李容容, 罗小锋. 职业发展能力如何影响种植大户的农业收入水平[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2017, 17(3): 63-73. [Li R R, Luo X F. How occupational ability might have influenced large-scale growers' agricultural income? [J]. Journal of Nanjing Agricultural University (Social Sciences Edition), 2017, 17(3): 63-73.]
- [35] 方杰, 温忠麟, 张敏强. 类别变量的中介效应分析[J]. 心理科学, 2017, 40(2): 471-477. [Fang J, Wen Z L, Zhang M Q. Mediation analysis of categorical variables[J]. Journal of Psychological Science, 2017, 40(2): 471-477.]
- [36] 刘俊文. 农民专业合作社对贫困农户收入及其稳定性的影响: 以山东、贵州两省为例[J]. 中国农村经济, 2017, (2): 44-55. [Liu J W. The impact of farmers' specialized cooperatives on rural poor households' income: Evidences from Shandong and Guizhou Provinces[J]. Chinese Rural Economy, 2017, (2): 44-55.]
- [37] 张连刚, 陈卓. 农民专业合作社提升了农户社会资本吗? 基于云南省506份农户调查数据的实证分析[J]. 中国农村观察, 2021, (1): 106-121. [Zhang L G, Chen Z. Do farmers' specialized cooperatives increase farmers' social capital? An analysis based on survey data from 506 farmers in Yunnan Province[J]. China Rural Survey, 2021, (1): 106-121.]
- [38] 刘同山, 苑鹏. 农民合作社是有效的益贫组织吗[J]. 中国农村经济, 2020, (5): 39-54. [Liu T S, Yuan P. Are farmers' coopera-



- tives effective pro-poor organizations?[J]. *Chinese Rural Economy*, 2020, (5): 39–54.]
- [39] 韩家彬, 刘淑云, 张书凤, 等. 农业劳动力老龄化对土地规模经营的影响[J]. *资源科学*, 2019, 41(12): 2284–2295. [Han J B, Liu S Y, Zhang S F, et al. Influence of aging of agricultural labor force on large-scale management of land[J]. *Resources Science*, 2019, 41(12): 2284–2295.]
- [40] 王慧玲, 孔荣. 正规借贷促进农村居民家庭消费了吗? 基于PSM方法的实证分析[J]. *中国农村经济*, 2019, (8): 72–90. [Wang H L, Kong R. Does formal lending promote rural households' consumption? An empirical analysis based on PSM method[J]. *Chinese Rural Economy*, 2019, (8): 72–90.]
- [41] 李霖, 郭红东. 产业组织模式对农户种植收入的影响: 基于河北省、浙江省蔬菜种植户的实证分析[J]. *中国农村经济*, 2017, (9): 62–79. [Li L, Guo H D. The impact of industrial organization models on farmers' production income: The case of vegetable farmers in Hebei and Zhejiang Provinces[J]. *Chinese Rural Economy*, 2017, (9): 62–79]

## Influence of joining cooperatives on farmers' land transfer-in behavior

LI Jiahui, LU Qian

(College of Economics and Management, Northwest A&F University, Yangling 712100, China)

**Abstract:** Whether improving the level of organization of farmers is conducive to the realization of large-scale operations is an important issue for the realization of agricultural modernization. Based on the micro survey of 627 rural households in Shanxi and Shaanxi Provinces, this study used the endogenous switching Probit model to construct a “counterfactual” framework, calculated the average treatment effect of cooperatives on rural households' land transfer-in and its group differences, and further used the stepwise regression to analyze the mechanism of influence of cooperatives on farmers' land transfer-in. The main conclusions are as follows: (1) Joining a cooperative can significantly promote the farmers to transfer-in land. The specific manifestation is that under the counterfactual assumption, if farmers who were not part of the cooperative join a cooperative, their land transfer-in probability will increase by 20.3%. (2) The role of cooperatives in promoting land transfer-in shows certain differences between different cooperative models and farmers. In terms of cooperation mode, the complete horizontal cooperation mode (products sold through cooperatives) has a greater effect on the land transfer-in of farmers than the partial horizontal cooperation mode (products are not sold through cooperatives). For farmers with larger arable land, higher annual family income, and higher education level, the incentive effect of joining cooperatives on land transfer-in is higher. (3) Cooperatives can promote the farmers to transfer-in land through four paths: spillover incentives, cost saving, risk reduction, and financing support. This research provides some empirical basis and reference for the improvement of the cooperative service system and the realization of moderate-scale management of agriculture.

**Key words:** cooperatives; land transfer-in; moderate-scale management of agriculture; endogenous switching Probit model; influencing mechanism; mediation effect model