

土地经营规模、农社交易关系与合作社增收效应

崔宝玉¹, 马璐¹, 王孝璿²

(1.安徽大学 中国乡村振兴研究院, 安徽 合肥 230039; 2.安徽农业大学 经济管理学院, 安徽 合肥 230036)

摘要: 基于2020年中国乡村振兴综合调查数据,运用内生转换模型实证检验农户的土地经营规模对农社交易关系的影响以及不同类型交易关系下的合作社增收效应。结果表明:土地经营规模会显著促进农户选择松散型和紧密型交易,而对准一体化交易的影响并不显著,且其影响会因农户家庭人力资本、所在村庄集体行动能力和村庄地形而具有明显的异质性。合作社增收效应与农社交易关系之间并非简单的线性关系,在紧密型交易关系下合作社具有明显的增收效应,在松散型交易关系下增收效应并不明显,在准一体化交易关系下增收效应反而会受到抑制。不同农社交易关系的合作社增收效应在不同家庭人力资本农户中没有显著差异;对于村庄集体行动能力较弱的农户,松散型交易关系下的合作社增收效应会受到抑制;对于非平原地区的农户,紧密型交易关系下的合作社增收效应较明显。

关键词: 土地经营规模; 农社交易关系; 合作社增收效应

中图分类号: F321.42; F323.8

文献标识码: A

文章编号: 1009-2013(2025)01-0001-12

Scale of land management, transaction relationship between farmers and cooperatives and the income-increasing effect of cooperatives

CUI Baoyu¹, MA Lu¹, WANG Xiaose²

(1.Research Institute for China Rural Revitalization, Anhui University, Hefei 230039, China;

2.School of Economics and Management, Anhui Agricultural University, Hefei 230036, China)

Abstract: Based on the comprehensive survey data of China rural revitalization in 2020, the impact of farmers' land management scale on the transaction relationship between farmers and cooperatives, and the income-increasing effect of cooperatives in different types of transaction relationship have been tested empirically by using the endogenous transformation model. The results show that the scale of land management significantly promotes farmers' choices of loose and close transactions, but it has no significant effect in quasi-integrated transactions. Meanwhile, the influence shows an obvious heterogeneity according to the human capital of the peasant household, the collective action ability of the village and the village topography. The relationship between the income-increasing effect of cooperatives and the transaction relationship between farmers and cooperatives is not a simple linear relationship: Cooperatives have an obvious income-increasing effect in close transaction relationship but no obvious income-increasing effect in loose transaction relationship while their income-increasing effect would be inhibited in quasi-integrated transaction relationship. The income-increasing effect of cooperatives with different transaction relationship between farmers and cooperatives is not significantly different among farmers with different family human capital. For rural households with weak village collective action ability, the income-increasing effect of cooperatives would be restrained in loose transaction relationship while for rural households in non-plain areas, the effect would be more obvious in close transaction relationship.

Keywords: scale of land management; transaction relationship between farmers and cooperatives; the income-increasing effect of cooperatives

收稿日期: 2024-11-05

基金项目: 国家自然科学基金项目(72173001); 教育部人文社会科学研究一般项目(21YJA790012)

作者简介: 崔宝玉(1982—),男,博士,安徽宿州人,教授、博士生导师,主要研究方向为农业经济与农村发展。

一、问题的提出

“大国小农”的国情农情决定了中国在实现适度规模经营方面还有很长的路要走,平均经营规模仅为7.8亩的小农户,仍是当前及未来较长时期中

国农业生产经营的重要主体^[1]。如何促进小农户与现代农业的有机衔接,将产业链增值收益更多地留给小农户,是中国农业农村现代化进程中必然要解决的关键问题。纵观发达国家农业现代化历程,农民专业合作社(以下简称“合作社”)在链接小农户融入大市场、重塑农业产业链条和破除市场垄断等方面做出了重要贡献^[2,3]。中国真正意义上的合作社萌芽于20世纪80年代,成长于90年代中后期,勃发于21世纪10年代。截至2023年10月底,全国依法登记的合作社已达221.6万家^①,比2006年底《中华人民共和国农民专业合作社法》颁布初期的2.6万家增加了84.23倍,平均一个行政村就有三家合作社。合作社作为弱势群体联合成立的、具有益贫性的组织,增收效应是其制度优势的直接体现。然而,合作社能够实现增收,并不意味着其必然能够促进农户增收^[4]。

理论上,合作社可以通过统一购销降低农业生产成本,提高市场议价能力,可以通过按交易量(额)返还盈余增加农户收入,还可以通过延伸产业链条实现产加销融合发展,提高农产品附加值,让农户分享到更多增值收益。然而,在合作社发展中,由于外部环境的不确定性和内部治理机制的偏离失效^[5],成员边界游移、中小社员“搭便车”、成员“俱乐部化”等现象屡见不鲜^[6-8],强化了合作社“中心-外围”的圈层社员结构,合作社所有者、惠顾者身份背离,投资者、使用者角色分离。在投资导向的治理逻辑下,普通社员难以成为合作社真正的所有者,合作社对农户的增收效应到底如何值得深入探究。

虽有研究认为合作社并没有发挥其“益贫性”功能^[9],但大部分研究认为合作社发挥了促进农户增收的基本功能,并从农户是否加入合作社、是否利用服务以及与合作社关系紧密程度三个层面评估了合作社增收效应。在是否加入合作社层面,苏群和陈杰^[10]运用PSM方法消除潜在偏差后,发现合作社社员收入高于非社员收入。刘杰等^[11]也发现社员身份对农户增收的水平和垂直效应均具有显著的提升作用。在是否利用服务层面,朋文欢和黄祖辉^[12]通过对比利用与未利用合作社服务的成员之间的收入差异,发现只有利用合作社服务的成员的增收效果才具有显著性。在与合作社关系紧密程度层面,刘宇荧等^[13]基于成员参与模式的考察发现,随着成员参与合作社模式由消极型向松散型和紧密型转变,其农业人均收入分别提高2.82%和4.00%。

综上,对合作社增收效应持肯定观点的研究都

强调农户与合作社关系(即“农社关系”)越紧密,合作社增收效应就会越明显,但这其中还存在一定的研究盲点。一是中国现在及未来一段时间推进农业农村现代化的基本导向是以小农户为基础发展适度规模经营^[14]。然而,现有研究未能从经营规模视角对农户进行细分,而不同经营规模农户会倾向与合作社建立不同的交易关系,进而产生不同的合作社增收效应。二是尽管已有研究尝试将农社关系划分为松散型、紧密型等类型,但却忽略了农户与合作社交易关系的演进性,也未能充分反映农社关系的复杂性及多样性。自1987年中央第一次明确提出实行适度规模经营以来,农地小规模均田制格局向适度规模经营转变。据统计,2021年底,全国土地流转率为35.4%,经营耕地面积在30亩以上的农户达到4028.9万户,较2011年的887.4万户增加了3.5倍,其中经营耕地面积在50亩以上的农户增加了176.6万户^②。随着土地经营规模不断扩张,农业机械、农田水利等专用性投资不断增加,农户生产经营活动逐步融入外部分工以及社会化分工网络,农户随之逐渐分化为基于资源禀赋、比较优势和行动能力异质性的生产主体、经营主体和管理主体^[15]。不同类型及经营规模农户与合作社的交易关系会呈现出分化特征,并形成基于不同交易频率、额度与稳定性的交易特质,从而产生差异化的增收效应。因此,有必要进一步审视农业农村现代化进程中的农社交易关系,全面、精准刻画中国合作社的增收效应。党的二十届三中全会提出要完善农业经营体系,促进农民合作经营,推动新型农业经营主体扶持政策同带动农户增收挂钩。本文拟在深入分析农户与合作社交易关系的基础上,实证检验土地经营规模对农社交易关系的影响,并进一步分析合作社的增收效应及其在不同农社交易关系下的差异,旨在为准确评估合作社增收效应提供实证依据,为推动合作社高质量发展提供政策启示。

二、理论分析

(一) 农户与合作社的交易关系及类型

无论是农户出于进入大市场的目的所产生的横向联合,还是出于参与大生产的目的所发生的纵向联合,最终都会形成以合作为纽带、以契约为基础、以利益为驱动的组织模式或机制^[16]。根据交易成本理论,契约本身就意味着具体达成的交易。若将合作社视为由一系列或松或紧的契约关系所构成的契约

集合,那么,农社交易实际上就是农户与合作社形成的内部契约。根据契约对象和性质的不同,合作社内部契约可分为商品契约和要素契约^[16]。因而,合作社作为不同类型契约的集合,农户与合作社之间的交易既有商品交易,也有要素交易。借鉴 Pascucci 等^[17]的研究,本文根据农户是否取得社员资格和交易特征将其分为四类群体,包括非社员、松散型社员、紧密型社员和投资型社员,并对不同群体农户的农社交易类型进行界定。对于非社员来说,不加入合作社意味着农户与合作社之间可能不产生任何交易标的,也可能以非成员的身份与合作社产生交易。本文把未加入合作社的农户与合作社的交易界定为非成员性交易,这类交易往往具有自发性、非连续性和非重复性,一般以信息提供等“软”交易^③为主。当然,现实中取得社员资格的农户与合作社之间仅发生“软”交易的情况也是常见的,二者的区别仅在于是否取得社员资格。本文把取得社员资格的农户与合作社的“软”交易界定为松散型交易,在这类交易中,农户与合作社之间往往不存在商品契约和要素契约,采取这类交易的农户并不具有组织化特征,是合作社的松散型社员。紧密型社员取得社员资格,与合作社存在统一购销等“硬”交易。这类交易具有明显的组织化特征,且具有连续性和重复性,本文把这类交易界定为紧密型交易。紧密型社员与合作社之间主要存在商品契约。而当取得社员资格的农户与合作社进一步发生要素契约,二者的交易频率和交易稳定性会增加,接近于威廉姆森意义上的纵向一体化^[18]。本文把这类交易界定为准一体化交易,例如农户利用土地、资金、设备等入股合作社,采取这类交易的农户是合作社的投资型社员。松散型交易只是农社交易关系的逻辑起点,如果松散型交易取得合意效果,农户与合作社交易双方就会推进农社交易关系由松散型交易关系向紧密型关系及准一体化交易关系转化,农户与合作社交易关系会不断增进。

(二) 农户与合作社交易关系的策略选择

农户行为遵循效用最大化原则^[19],然而,由于实际效用的测度较为困难,通常使用净收益作为替代衡量指标^[20]。本文通过效用函数法分析 4 种不同类型的农社交易关系给农户带来的效用。设定农户的效用为农户所生产的农产品的净收益,一般来说,农户总收益包括生产性收益与非生产性收益,农户总成本包括生产性成本与非生产性成本,其中,非生

产性成本即交易成本,则农户的效用函数如下:

$$\begin{aligned} U_i &= P_i - C_i + R - S_i \\ &= P(S_i) - C(S_i) + R - S_i \\ &= f(S_i) \end{aligned} \quad (1)$$

式(1)中, $i=1, 2, 3, 4$ 。 U_1 、 U_2 、 U_3 和 U_4 依次对应着农户与合作社发生非成员性交易、松散型交易、紧密型交易与准一体化交易给农户带来的效用。 P_i 表示不同农社交易关系下农户的销售收入, C_i 表示不同农社交易关系下农户的生产成本。 R 表示农户的非生产性收益,如各类农业补贴等,一般与农户资源禀赋、产业特征、农业机械化水平和农户生产需求有关,并假定该收益与农社交易关系无关。 S_i 表示不同农社交易关系下的交易成本,如农户与合作社之间的谈判、签约、契约维护和监督等成本。在假定其他条件不变的情况下,农户的生产成本和销售收入会受到农社交易关系变化的影响,而农社交易关系的变化主要由交易成本所决定,因此,不同农社交易关系下销售收入 P_i 和生产成本 C_i 均与交易成本 S_i 相关,可假定 P_i 与 C_i 均是 S_i 的函数。

对于理性的农户而言,差异化的农社交易关系是他们基于不同农社交易关系下所获得效用的比较及选择的结果。如松散型交易和非成员性交易带给农户效用差异如下:

$$\begin{aligned} \Delta U_{21} &= [P(S_2) - C(S_2) + R - S_2] - [P(S_1) - C(S_1) + R - S_1] \\ &= f(S_2) - f(S_1) \end{aligned} \quad (2)$$

紧密型交易和松散型交易带给农户效用差异如下:

$$\begin{aligned} \Delta U_{32} &= [P(S_3) - C(S_3) + R - S_3] - [P(S_2) - C(S_2) + R - S_2] \\ &= f(S_3) - f(S_2) \end{aligned} \quad (3)$$

准一体化交易和紧密型交易带给农户效用差异如下:

$$\begin{aligned} U_{43} &= [P(S_4) - C(S_4) + R - S_4] - [P(S_3) - C(S_3) + R - S_3] \\ &= f(S_4) - f(S_3) \end{aligned} \quad (4)$$

在交易费用经济学看来,契约是交易的架构和工具,组织选择不同的契约治理结构,其目的是在既定契约中实现交易成本最小化。在既定契约中非生产成本最小化和收益最大化本质上是一体两面^④。从式(2)—式(4)可知,决定农户效用差异的正是非生产性活动产生的交易成本。然而,经交易双方缔结的契约并非最终形态,而是随着约束集的变化而调整,契约的动态性变化轨迹是交易剩余不断增加、交易成本不断降低的帕累托改进过程^[21]。从

理论上说,当农户与合作社缔约的交易成本为零时,农户可以根据成本-收益权衡标准选择最优的交易类型,从而实现交易的均衡和稳定。然而,在实践中,农户与合作社缔约的交易成本总是为正,当农户与合作社缔约的交易成本过高时,农户就会选择变革既有的交易类型,由紧密型交易转向松散型交易或准一体化交易。例如,当农户投入了较多的专用性资产时,农户退出权受到限制,农社交易关系在一定程度上就可能会被低效“锁定”,农户为降低交易成本选择与合作社建立更紧密的交易关系。理性的农户总是会根据交易成本变化选择合意的交易关系,这也是实践中产生不同农社交易关系的真正原因。

(三) 不同农社交易关系下土地经营规模与合作社增收效应

威廉姆森^[22]认为,交易频率、交易不确定性以及资产专用性决定交易成本,他尤其关注资产专用性对交易成本的影响。他认为,资产专用性程度越高,交易过程中交易双方所面临的转换成本和沉没成本就越大。现实情境中,农产品市场结构的特殊性和合同约束效力的局限性,共同构成了交易过程中的不确定性因素,推高了交易成本。一方面,在农产品市场上卖方产品具有高度竞争性,即使是土地经营规模较大的农户,也往往面临着买方市场,寻找交易对象的成本较高;另一方面,合同契约对农户和其他交易方均缺乏有效的约束机制,交易双方存在强烈的机会主义倾向。因此,专用资产内部化和减少交易不确定性是农户降低交易成本的重要考量。农户倾向于与合作社建立不同类型的交易关系,以分散风险并回收投资成本。这些交易关系包括松散型交易、紧密型交易以及准一体化交易,它们在不同程度上影响着农户的收入水平。当然,只要农户与合作社缔约的交易成本较低且退出权能够得到保障,无论何种交易关系都是农户在自身资源禀赋约束下利益最大化的理性选择。

当农户土地经营规模较小时,家庭劳动力和自我服务通常能满足其生产经营的基本需求,农户专用性投资相对较少,寻找交易对象的成本较低,不易被市场“锁定”。为了获得净现金收益和减少由具体交货义务产生的生产、交易和机会成本,土地经营规模较小的农户更倾向于直接在现货市场进行交易,将农产品销售给最终消费者、零售商或企业。而由于土地经营规模较小的农户存在市场准入

障碍,包括信息获取难、农产品标准化程度低、市场渠道少,其议价能力通常较弱,容易受到零售资本的单边垄断和压制,最终只能获得相对较低的市场平均收益。随着土地经营规模的扩大,农户专用性资产投资随之增加^[23,24],被“锁定”风险也在增大。由于在谈判方面处于相对弱势地位以及资产难以轻易转换用途,农户面临交易成本上升的问题。而合作社作为社员共享资产剩余决策权与所有权的治理结构,理论上能够使专用性资产内部化,从而促使农户从战略上控制合作社资产以降低风险^[25],并进一步削减交易成本。

在中国本土化的合作社发展情境下,某种程度上也能使专用性资产内部化,因此农户往往会选择加入合作社,与合作社建立交易关系,如松散型交易关系或紧密型交易关系甚至是准一体化交易关系。当农户与合作社发生松散型交易时,农户与合作社实质上既无商品契约也无要素契约,这类农户基本上也是按照随行就市的方式销售农产品,难以获得组织化潜在收益。当农户与合作社发生紧密型交易时,农户不仅能够获得农产品交易溢价、投入品交易折价等交易过程中的风险溢价补偿,还能获得按惠顾额分配的合作盈余。当农户与合作社发生准一体化交易时,农户不仅能获得按交易额分配的合作盈余,还能获得投资分红等(图1)。图1的曲线 $T_{1,2}$ ^⑤、 T_3 、 T_4 分别表示不同农社交易关系下土地经营规模和农户收入之间的关系^[4]。

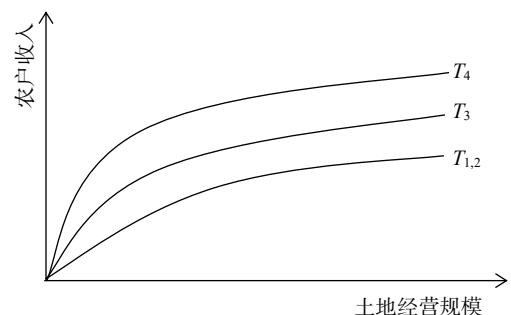


图1 不同农社交易关系下土地经营规模和农户收入的关系

三、研究设计

(一) 模型构建

为揭示差异化农社交易关系对农户收入的影响,需要测度差异化农社交易关系下农户收入的平均处理效应(average treatment effect of treated, ATT)。鉴于以下原因,本文拟采用Maddala^[26]提出的内生转换(endogenous switching regression, ESR)

模型进行测算。第一,从理论上,差异化农社交易关系是农户根据资源禀赋和家庭特征等因素选择的结果,农户收入与这些可观测或不可观测的因素相关,且农户收入较高时也可能反向促进差异化农社交易关系的形成,因此需要将遗漏变量、互为因果等原因产生的内生性问题考虑在内。第二,ESR 模型不仅能够有效克服样本自选择和内生性问题,还能够实现反事实分析,得到更为严谨的测算结果。

由于农户与合作社之间存在 4 种交易关系(非成员性交易关系、松散型交易关系、紧密型交易关系和准一体化交易关系),本文分别建立 3 个 ESR 模型^⑥进行分析,并在此基础上计算平均处理效应。下面以第一个 ESR 模型为例介绍模型设定方法。该 ESR 模型分为两部分,在第一部分,利用随机效用最大化框架定义松散型交易决策方程,具体表达式如下:

$$T_i^* = \alpha Z_i + \varepsilon_i \quad T_i = \begin{cases} 1, T_i^* > 0 \\ 0, T_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (5)$$

式(5)中, T_i^* 表示农户*i*与合作社发生松散型交易的效用(U_2)和与合作社发生非成员性交易的效用(U_1)之间的差异。具体地,当 $T_i^* = U_2 - U_1 > 0$ 时, $T_i = 1$,农户*i*选择松散型交易;当 $T_i^* = U_2 - U_1 \leq 0$ 时, $T_i = 0$,农户*i*选择非成员性交易。 Z_i 表示农户*i*选择松散型交易的影响因素向量,包括户主特征、家庭特征、村庄特征、地区特征等。 α 为 Z_i 的回归系数, ε_i 为随机误差项。

第二部分为农户收入结果方程,用于分析合作社增收的影响因素,具体表达式如下:

$$\begin{aligned} y_{i0} &= \beta_0 X_{i0} + \delta_{i0}, T = 0 \\ y_{i1} &= \beta_1 X_{i1} + \delta_{i1}, T = 1 \end{aligned} \quad (6)$$

式(6)中, y_{i0} 和 y_{i1} 分别表示农户*i*与合作社发生非成员性交易和松散型交易时的收入; X_{i0} 和 X_{i1} 分别表示与合作社发生非成员性交易和松散型交易的农户收入的影响因素向量,包括户主特征、家庭特征、村庄特征、地区特征等, β_0 和 β_1 分别为其估计系数; δ_{i0} 和 δ_{i1} 为随机误差项。在实际情形中,由于无法同时测算出农户*i*与合作社发生非成员性交易和松散型交易两种情境下的收入,若直接对式(6)进行 OLS 估计,将存在由不可观测因素造成的样本选择偏差问题,从而导致估计结果出现偏误。因此,ESR 模型通过引入逆米尔斯比率^⑦ λ_{i1} 、 λ_{i0} 以及式(5)和

式(6)随机误差项之间的协方差 σ_{u1} 、 σ_{u0} 以解决由不可观测因素引起的样本选择偏差问题。对样本选择偏差问题修正后的结果方程可表示为:

$$\begin{aligned} y_{i0} &= \beta_0 X_{i0} + \sigma_{u0} \lambda_{i0} + w_{i0}, T = 0 \\ y_{i1} &= \beta_1 X_{i1} + \sigma_{u1} \lambda_{i1} + w_{i1}, T = 1 \end{aligned} \quad (7)$$

式(7)中, $\sigma_{u0} \lambda_{i0}$ 与 $\sigma_{u1} \lambda_{i1}$ 为样本选择偏差修正项, w_{i0} 与 w_{i1} 为随机误差项。通过完全信息极大似然法对式(5)和式(7)进行联立估计,进而,在内生转换回归模型的反事实框架下,农户收入处理效应为:

$$\begin{aligned} E(y_{i1} | T = 1) &= \beta_1 X_{i1} + \sigma_{u1} \lambda_{i1} \\ E(y_{i0} | T = 1) &= \beta_0 X_{i1} + \sigma_{u0} \lambda_{i1} \end{aligned} \quad (8)$$

式(8)中, $E(y_{i1} | T = 1)$ 表示松散型交易的农户收入期望值,在实践中可观测到。 $E(y_{i0} | T = 1)$ 表示松散型交易的农户在非成员性交易的反事实假设下的收入期望值。松散型交易的农户收入平均处理效应 ATT 为 $E(y_{i1} | T = 1)$ 与 $E(y_{i0} | T = 1)$ 之差,即:

$$\begin{aligned} ATT &= E(y_{i1} | T = 1) - E(y_{i0} | T = 1) \\ &= X_{i1}(\beta_1 - \beta_0) + \lambda_{i1}(\sigma_{u1} - \sigma_{u0}) \end{aligned} \quad (9)$$

为保证决策方程和结果方程的可识别性,决策方程应至少包含一个可识别变量,该识别变量应对农户的农社交易关系选择决策有直接影响,但对农户收入无直接影响。根据同群效应理论,本村其他农户与合作社交易关系会影响该农户与合作社交易关系选择决策,满足相关性条件;而本村其他农户加入合作社或惠顾合作社比例一般不会直接影响该农户收入。原因在于,每个农户的生产和销售活动具有一定的独立性,其收入主要受到自身生计资本存量、生产能力、市场需求状况等内部因素的影响。换句话说,农户的收入是由农户自身的经营状况和外部环境共同作用的结果,而不是由外部农户与合作社的交易行为直接决定的,因此满足外生性条件,即所选工具变量对特定农户的收入水平不产生直接的、决定性的影响。借鉴刘同山和苑鹏^[27]的研究,用本村其他农户松散型社员比例、本村其他农户紧密型社员比例以及本村其他农户投资型社员比例分别作为 3 个 ESR 模型的识别变量。此外,除识别变量外,决策方程与结果方程特征变量保持一致。

(二) 数据来源

本文使用的数据来源于 2020 年中国乡村振兴综合调查数据库(CRRS)。该数据库能够为本研究提供翔实可靠的数据支撑,主要有以下原因:一是该数据库涵盖中国农村发展比较完整的信息,涉及

农户土地经营、种植结构、家庭收支、社会福祉等内容；二是该数据库采取分层抽样和随机抽样相结合的方法，样本覆盖全国不同经济发展状况、区域位置以及农业发展水平的10个省份50个县（市）156个乡镇，在全国层面具有代表性。剔除缺失值和无效样本后，最终得到由305个农村社区3156份农户样本组成的数据，其中非社员2249户，松散型社员393户，紧密型社员385户，投资型社员129户。

（三）变量选取

1. 被解释变量

在结果方程中，被解释变量为农户收入，将农户经营性收入作为农户收入的衡量指标，具体指2019年农户经营性纯收入^⑧。在决策方程中，被解释变量分别为松散型交易、紧密型交易以及准一体化交易。为探讨随着土地经营规模扩大农户是否会选择更紧密的交易关系以及由此导致的农户收入变化，以农社交易关系为依据，将样本划分为四类子样本。当农户加入合作社但只利用合作社提供的信息时，将农社交易类型认定为松散型交易，赋值“社员与合作社发生松散型交易=1，农户未加入合作社=0”；当社员利用合作社统一采购、销售等服务时，认定为紧密型交易，赋值“社员与合作社发生紧密型交易=1，发生松散型交易=0”；当农户入

股合作社时，认定为准一体化交易，赋值“社员与合作社发生准一体化交易=1，发生紧密型交易=0”。

2. 核心解释变量

在决策方程中，核心解释变量为土地经营规模，用农户土地经营面积来衡量；在结果方程中，核心解释变量为农户与合作社的交易关系类型。

3. 控制变量

已有研究证实，农户户主特征、家庭特征、村庄特征以及地区特征不仅会影响农户收入，还会影响农户的合作意愿与行为，进而影响农户与合作社交易关系的选择决策。借鉴董晓霞^[28]的研究，选取户主特征、家庭特征、村庄特征以及地区特征作为控制变量。户主特征包括户主性别、年龄、受教育程度和是否为党员，家庭特征包括家庭成员规模、平均受教育程度、人均务农时间、非农就业人数和邻里互助水平，村庄特征包括村组道路是否硬化、村委会距县政府距离、近三年是否遭受自然灾害以及村庄人均可支配收入。

4. 识别变量

选取本村其他农户松散型社员比例、本村其他农户紧密型社员比例以及本村其他农户投资型社员比例分别作为3个ESR模型的识别变量。变量定义及描述性统计见表1。

表1 变量定义及描述性统计

变量	含义和赋值	样本数	均值	标准差
农户收入	2019年农户经营性纯收入(元, 取对数)	3 156	6.469 0	4.298 8
土地经营规模	2019年土地经营总面积(百亩)	3 156	0.204 5	0.701 1
松散型交易	社员与合作社发生松散型交易=1, 农户未加入合作社=0	2 642	0.148 8	0.355 9
紧密型交易	社员与合作社发生紧密型交易=1, 发生松散型交易=0	778	0.494 9	0.500 3
准一体化交易	社员与合作社发生准一体化交易=1, 发生紧密型交易=0	514	0.251 0	0.434 0
户主特征				
性别	户主性别(男=1; 女=0)	3 156	0.939 8	0.237 9
年龄	2019年户主年龄(岁)	3 156	54.792 5	10.958 0
受教育程度	户主受教育程度(小学及以下=1; 初中=2; 高中及以上=3)	3 156	1.742 1	0.678 4
是否为党员	户主是否为党员(是=1; 否=0)	3 156	0.233 8	0.423 3
家庭特征				
家庭成员规模	家庭人口规模(人)	3 156	4.112 5	1.555 0
平均受教育程度	家庭成员平均受教育程度(小学及以下=1; 初中=2; 高中及以上=3)	3 156	1.764 1	0.452 1
人均务农时间	家庭户内农业劳动时间与家庭人口数的比值(取对数)	3 156	3.246 6	1.777 5
非农就业人数	家庭非农就业人数	3 156	1.502 9	1.201 3
邻里互助水平	家庭是否在农业生产、建房、红白喜事、借款等方面与邻居互帮互助(是=1, 否=0)	3 156	0.546 9	0.497 9
村庄特征				
村组道路是否硬化	村组道路是否硬化(是=1; 否=0)	3 156	0.942 6	0.232 5
村委会距县政府距离	村委会距县政府距离(千米)	3 156	23.494 4	16.705 7
近三年是否遭受自然灾害	村庄近三年是否遭受自然灾害(是=1; 否=0)	3 156	0.554 8	0.497 1
村庄人均可支配收入	村庄人均可支配收入(元, 取对数)	3 156	9.325 0	1.185 8
地区特征	西部地区=1; 中部地区=2; 东部地区=3	3 156	1.845 4	0.830 6
识别变量				
本村其他农户松散型社员比例	在非社员和松散型社员中, 本村其他农户是松散型的比例	2 642	0.148 4	0.247 1
本村其他农户紧密型社员比例	在松散型社员和紧密型社员中, 本村其他农户是紧密型社员的比例	778	0.447 3	0.481 7
本村其他农户投资型社员比例	在紧密型社员和投资型社员中, 本村其他农户是投资型社员的比例	514	0.212 1	0.342 6

四、实证结果分析

(一) ESR 模型的估计结果分析

1. 松散型交易决策方程估计结果分析

表 2 列 (1) 报告了合作社增收模型中松散型交易决策方程估计结果。结果显示, 土地经营规模对农户加入合作社有正向影响, 且在 1% 水平上显著。这可能是因为, 随着土地经营规模扩大, 农户获得价格改进、服务提升和价值增值的需求会更加强烈, 从而更愿意加入合作社。然而, 在实践中, 仍有较多农户与合作社仅保持松散型交易关系。这可能主要基于两个方面原因: 一是土地经营规模扩大虽增加了农户专用性资产投资, 但同时也让社员获得了更多的市场交易机会, 在合作社对惠顾承诺约束有限的情况下, 社员往往会违背承诺做出“侧销”行为, 从而导致合作社的市场进入、价格改进激励部分失效; 二是囿于治理能力, 部分合作社并不能有效满足社员的服务需求, 有些合作社甚至不具备真正的为农服务能力, 从而使得松散型交易成为社员的次优选择。

2. 紧密型交易决策方程估计结果分析

表 2 列 (2) 报告了合作社增收模型中紧密型交易决策方程估计结果。结果显示, 与松散型交易相比, 土地经营规模对农户选择紧密型交易有正向影响, 且在 5% 的水平上显著。可能的原因是, 随着土地经营规模的扩大, 农户的要素投入, 例如农业机械、农田水利等将发生结构性转换以及调适性匹配, 如通过增加专用性投资实现要素投入均衡配置^[29], 这些专用性资产会引发专用性准租, 增加“敲竹杠”风险。由于合作社投入的专用机械、场地等专用性资产较多, 社员会更倾向于与合作社发生紧密型交易, 从而消除“敲竹杠”风险。这也表明, 土地经营规模较大的农户可能会对合作社产生较强的交易依赖性, 从而奠定合作社规范治理的成员基础, 这也契合当前促进新型农业经营主体融合发展的政策导向。

3. 准一体化交易决策方程估计结果分析

表 2 列 (3) 报告了合作社增收模型中准一体化交易决策方程估计结果。结果显示, 与紧密型交易相比, 土地经营规模对农户选择准一体化交易的影响为负且不显著。可能是因为, 一方面, 随着土地经营规模的扩大, 投入的专用性资产增多, 为获得

投资回报并减少因管理不善或决策失误带来的资产损失风险, 农户可能会倾向于选择准一体化交易。但另一方面, 准一体化交易也意味着经营权与决策权的让渡, 剩余控制权与剩余索取权不匹配又会使农户不愿意与合作社发生准一体化交易。因此, 土地经营规模扩大总体上对农户选择准一体化交易并无显著影响。

表 2 交易决策方程的 ESR 模型估计结果

变量	松散型交易 紧密型交易 准一体化交易		
	(1)	(2)	(3)
土地经营规模	0.151 9*** (0.056 1)	0.141 5** (0.061 4)	-0.192 2 (0.140 3)
户主 性别	0.181 4 (0.175 3)	0.069 4 (0.367 6)	-0.458 5 (0.281 2)
特征 年龄	0.001 4 (0.003 7)	0.002 9 (0.007 6)	0.004 5 (0.007 1)
受教育程度	-0.015 8 (0.071 5)	0.041 6 (0.142 7)	-0.004 1 (0.139 5)
是否为党员	0.135 1 (0.089 0)	0.357 5** (0.170 8)	0.027 3 (0.158 9)
家庭 家庭成员规模	-0.025 4 (0.028 1)	-0.001 2 (0.058 6)	-0.003 4 (0.056 4)
特征 平均受教育程度	0.192 8* (0.108 4)	-0.158 6 (0.227 4)	0.162 5 (0.219 1)
人均务农时间	0.006 7 (0.023 5)	0.179 1*** (0.050 2)	-0.142 3*** (0.039 6)
非农就业人数	0.116 4*** (0.037 7)	-0.191 3** (0.079 6)	-0.064 7 (0.074 7)
邻里互助水平	0.077 4 (0.078 8)	-0.405 7** (0.162 4)	0.039 0 (0.152 5)
村庄 村组道路是否硬化	-0.011 1 (0.166 8)	-0.203 7 (0.556 0)	-1.407 0*** (0.542 8)
特征 村委会距县政府距离	0.003 4 (0.002 3)	-0.005 1 (0.004 7)	-0.000 9 (0.004 1)
近三年是否遭受自然灾害	-0.011 6 (0.078 4)	-0.042 7 (0.163 9)	0.091 3 (0.145 8)
村庄人均可支配收入	-0.018 9 (0.030 6)	0.036 0 (0.082 6)	-0.141 9* (0.072 9)
地区特征	0.067 5 (0.047 8)	-0.200 6* (0.105 4)	0.086 7 (0.089 1)
本村其他农户松散型社员比例	3.142 0*** (0.134 0)	—	—
本村其他农户紧密型社员比例	—	3.667 8*** (0.232 3)	—
本村其他农户投资型社员比例	—	—	2.006 7*** (0.207 5)
常数项	-2.574 1*** (0.481 7)	-1.164 3 (1.117 4)	1.764 1 (1.103 7)
观测值	2642	778	514

注: **、*和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平, 下同。

4. 差异化农社交易关系对合作社增收的平均处理效应

根据以上 ESR 模型拟合结果进行反事实估算, 得到 4 种差异化农社交易关系对农户收入影响的平均处理效应, 见表 3。结果显示, 首先松散型交易

的农户在非成员性交易反事实假设下,收入下降5.66%,但不显著。这表明,中国合作社目前的功能主要表现为服务功能,合作社增收效应主要取决于服务功能,而合作社提供的服务具有“软”“硬”之分,如果合作社仅能够为农户提供软服务(诸如信息提供等),实际上,合作社对农户收入并不会有明显的促进作用。其次紧密型交易的农户在松散型交易反事实假设下,收入下降16.11%,且在1%水平上显著。这表明,合作社增收功能在信息提供等“软”服务上体现并不明显,而主要体现在市场进入、价格改进、产业链增值等“硬”服务上。最后,准一体化交

易的农户在紧密型交易反事实假设下,收入提高20.29%,且在1%水平上显著。这可能是,准一体化交易下,资本在合作中占主导优势,合作社可能会异化为资本联合的组织,出资较多的社员容易形成“利益共谋”以追求利益最大化和资本投资回报率,在“大农吃小农”的逻辑下^[30],盈余分配向资本倾斜,导致合作社本质规定性发生漂移;同时普通社员剩余控制权的让渡,会使得少数核心社员合谋控制合作社,普通社员难以获得市场价格改进和增值收益。这也意味着,准一体化交易在一定程度上会扭曲合作社的服务功能,进而抑制合作社增收效应。

表3 差异化农社交易关系对农户收入影响的平均处理效应估计结果

变量	(1)		(3)		(4)	
	松散型交易(拟合)	非成员性交易(反事实)	紧密型交易(拟合)	松散型交易(反事实)	准一体化交易(拟合)	紧密型交易(反事实)
农户收入	6.237 0 (0.160 4)	5.902 9 (0.130 7)	7.647 0 (0.078 8)	6.585 9 (0.144 1)	4.838 2 (0.315 9)	6.070 0 (0.148 2)
ATT	0.334 0 (0.206 9)		1.061 0*** (0.164 2)		-1.231 9** (0.348 9)	
变化	5.66%		16.11%		-20.29%	

注:农户收入拟合值和反事实预测值均为自然对数值。

以上分析结果表明,合作社增收效应与农社交易关系的交易一体化程度之间并不是简单的线性关系(图2),农户只有与合作社发生紧密型交易,合作社才具有真正的增收效应,而松散型交易下合作社增收效应并不明显,准一体化交易下合作社增收效应甚至会受到抑制。因此,农户与合作社之间的交易关系既不是越松散越好,也非一体化程度越高越好,最好是保持以市场准入、价格改进等收益增进为特征的紧密型交易关系。这也意味着,中国合作社未来发展的定位可能更应注重“硬”的服务功能的发挥,而应避免盲目以一体化方式扩大规模。图2描述了交易一体化程度与合作社增收效应之间的关系。

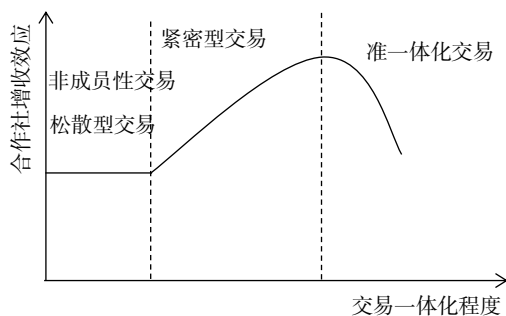


图2 交易一体化程度与合作社增收效应

(二) 稳健性检验

为验证估计结果的稳健性,本文采用处理效应

模型(TEM)对估计结果进行稳健性检验,处理效应模型估计结果如表4所示。

表4 基于处理效应模型的稳健性检验结果

变量	松散型交易 (1)	紧密型交易 (2)	准一体化交易 (3)
土地经营规模	0.143 5** (0.056 4)	0.119 6** (0.061 1)	-0.254 1 (0.166 0)
农户收入	0.017 6 (0.398 7)	0.952 2*** (0.251 9)	-2.971 4*** (0.558 5)
控制变量	已控制	已控制	已控制
观测值	2 642	778	514

结果表明:一方面,土地经营规模对松散型交易和紧密型交易的影响均为正,且均在5%水平上显著,而对准一体化交易影响为负且不显著。这意味着,土地经营规模扩大能够促进农户选择松散型交易和紧密型交易,而对农户选择准一体化交易的影响并不明显。另一方面,松散型交易对农户收入的影响为正但不显著,紧密型交易对农户收入影响为正且在1%水平上显著,准一体化交易对农户收入影响为负且在1%水平上显著,这表明,松散型交易对农户收入的促进作用不明显,紧密型交易能够显著提升农户收入,而准一体化交易显著抑制农户收入增长。以上结果与前文估计结果吻合,验证了估计结

果的稳健性。

(三) 异质性分析

1. 基于村庄集体行动能力的异质性分析

村庄集体行动能力在一定程度上能反映农户合作的能力，村庄集体行动能力越强，农户之间越容易形成有效的合作机制，这对农户与合作社的交易关系可能会产生影响。本文借鉴已有的研究^[31]，选取村庄社员数量作为衡量村庄集体行动能力的指标，将村庄社员数量高于或等于均值的村庄定义为集体行动能力较强村庄，将村庄社员数量低于均值的村庄定义为集体行动能力较弱村庄，基于农户所在村庄集体行动能力进行分组，回归结果如表 5 所示。结果显示：一是土地经营规模会显著促进集体行动能力较强村庄的农户加入合作社，而加入合

作社却显著降低了集体行动能力较弱村庄的农户收入。其原因可能是，在集体行动能力较弱村庄，合作成本较高，农户更倾向“搭便车”，合作社容易陷入集体行动困境，导致农户收入减少。二是紧密型交易显著提升了集体行动能力较强村庄的农户收入。可能是，集体行动能力较强的村庄通常组织化程度较高，在与合作社发生紧密型交易时，农户更容易获得价格改进和增值收益。三是准一体化交易显著抑制了农户收入增长，这与基准回归结果相一致，且对集体行动能力较弱村庄的抑制效应更大。这是因为，在集体行动能力较弱村庄，合作社的市场进入能力往往较弱，农户更难获得价格改进和增值收益，同时，准一体化交易也更容易产生内部人掏空行为，进而抑制农户收入增长。

表 5 基于村庄集体行动能力分组的异质性分析估计结果

变量	村庄集体行动能力较弱			村庄集体行动能力较强		
	松散型交易	紧密型交易	准一体化交易	松散型交易	紧密型交易	准一体化交易
土地经营规模	-0.072 8 (0.153 8) -3.131 4*** (0.741 6)	0.127 3 (0.185 6)	-2.529 6*** (0.690 3)	0.200 7*** (0.070 1) 0.851 8 (0.457 4)	0.107 2 (0.067 6)	-0.091 0 (0.207 4)
农户收入	—	0.228 4 (0.413 0)	—	—	1.368 8*** (0.329 0)	—
控制变量	已控制	已控制	-4.632 1*** (0.549 9)	已控制	—	-3.414 6*** (0.705 2)
观测值	1 117	1 525	284	494	203	311

2. 基于家庭人力资本的异质性分析

家庭人力资本反映农户知识技能水平，家庭人力资本越高意味着农户拥有更丰富的知识储备和管理技能，这对农户与合作社的交易关系可能会产生影响。本文借鉴张文娥等^[32]的研究，选取家庭平

均受教育程度作为衡量家庭人力资本的指标，将家庭平均受教育程度高于或等于均值的农户定义为家庭人力资本较高的农户组，将家庭平均受教育程度低于均值的农户定义为家庭人力资本较低的农户组，回归结果如表 6 所示。

表 6 基于家庭人力资本分组的异质性分析估计结果

变量	家庭人力资本较低			家庭人力资本较高		
	松散型交易	紧密型交易	准一体化交易	松散型交易	紧密型交易	准一体化交易
土地经营规模	0.071 8 (0.097 3) -0.303 1 (0.597 6)	0.070 8 (0.076 0)	-0.595 2** (0.302 8)	0.183 4*** (0.070 1) 0.262 0 (0.544 0)	0.204 4** (0.089 1)	-0.238 8 (0.204 0)
农户收入	—	1.170 7*** (0.396 7)	—	—	0.798 0** (0.328 4)	—
控制变量	已控制	已控制	-4.538 0*** (0.653 6)	已控制	—	-2.673 7*** (0.631 0)
观测值	1 377	1 265	337	441	226	288

结果显示：一是土地经营规模扩大会显著促进家庭人力资本较高的农户加入合作社。可能是因为，家庭人力资本较高农户更能认识到合作社在市场进入、价格改进等方面的优势，会更倾向于加入

合作社。二是土地经营规模显著促进家庭人力资本较高的农户选择紧密型交易，而紧密型交易对家庭人力资本较低农户的收入提升效应更大。这是因为，对家庭人力资本较高的农户而言，随着土地经

营规模扩大,专用性资产投入会增加,市场风险也自然会增大,他们会更倾向于与合作社建立紧密型交易关系。而家庭人力资本较低农户与合作社发生紧密型交易更能显著提升其市场进入与议价能力,合作社的收入增进效应会更为明显。三是土地经营规模显著抑制家庭人力资本较低的农户选择准一体化交易,且准一体化交易对家庭人力资本较低农户的收入抑制效应更大。这是因为,家庭人力资本较低农户往往是风险规避者^[33],通常不愿意选择准一体化交易和让渡决策权,即使选择了准一体化交易,但由于知识技能匮乏或管理参与不足等限制,合作收益可能会被内部人侵占,农户难以真正享受到加入合作社所带来的价格改进和收益增值,从而产生较为显著的收入抑制效应。

3. 基于村庄地形的异质性分析

村庄地形反映农户所处的外部环境特征,对农户的生产能力、交易意愿和交易策略可能会产生影响。本文将样本分为平原地区农户和非平原地区农户,回归结果如表7所示。结果显示:一是土地经营规模会显著促进非平原地区的农户加入合作社。这可能是因为,在非平原地区,特色产业如茶产业、蔬菜产业等更为突出,又由于交通不便、信息不畅等,非平原地区农户市场进入成本更高,为降低交易成本,其更愿意加入合作社。二是土地经营规模会显著促进平原地区的农户选择紧密型交易,而紧

密型交易对非平原地区的农户收入提升的促进作用更明显。这是因为,平原地区农业机械化、标准化程度较高,随着土地经营规模的扩大,农户生产会呈现农场化特征,对集约化的农业生产方式需求增加,更倾向于与合作社进行紧密型交易以获取产加销一体化服务。而紧密型交易对非平原地区农户收入提升的促进作用更明显。可能原因在于,非平原地区农户大多经营特色农业,与合作社进行紧密型交易能够实现资源互补、风险分散和产业链延伸,经济效益能较好地提升,从而增收效应更为明显。三是土地经营规模会显著促进非平原地区农户选择准一体化交易,同时无论是平原地区还是非平原地区,准一体化交易都会显著抑制农户收入增长,且对平原地区农户收入的抑制效应更大。这是因为,随着土地经营规模扩大,非平原地区特色农作物的专用性投资更大,产品销售更容易受到市场波动的影响,农户更愿意与合作社发生准一体化交易以降低生产成本和市场风险。而在准一体化交易下,合作社决策权可能会更多地向资本集中,合作社盈余分配可能会更多地向资本倾斜,这会抑制农户的收入增进。特别是在平原地区,由于农产品同质性较高,农户在准一体化交易中的弱势地位更加凸显,再加上外部市场竞争较为激烈,导致合作社不但不能增收,反而产生负向影响。

表7 基于村庄地形分组的异质性分析估计结果

变量	非平原地区			平原地区		
	松散型交易	紧密型交易	准一体化交易	松散型交易	紧密型交易	准一体化交易
土地经营规模	0.1737** (0.0798)	0.061 6 (0.121 3)	0.004 1** (0.152 0)	0.114 3 (0.082 1)	0.142 8* (0.077 1)	-0.472 5 (0.343 6)
	-0.1461 (0.5549)	—	—	-0.461 9 (0.633 2)	—	—
农户收入	—	1.210 7*** (0.337 4)	—	—	0.097 9 (0.377 3)	—
	—	—	-1.401 2** (0.711 1)	—	—	-4.897 8*** (0.720 1)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	1534	1108	419	359	263	251

五、研究结论与政策建议

(一) 研究结论

本文在深入分析农户与合作社交易关系的基础上,基于2020年中国乡村振兴综合调查数据,采用内生转换模型探究了土地经营规模对农社交易关系的影响,并进一步分析了合作社的增收效应及

其在不同农社交易关系下的差异。研究发现:第一,土地经营规模会显著促进农户选择松散型交易和紧密型交易,而对准一体化交易的影响并不显著。第二,只有在紧密型交易下,合作社才具有真正的增收效应;在松散型交易下,合作社增收效应并不明显;在准一体化交易下,合作社增收效应反而会受到抑制。第三,土地经营规模对农社交易关系的

影响具有异质性,土地经营规模会显著促进村庄集体行动能力较强、家庭人力资本较高和非平原地区的农户选择松散型交易,会促进家庭人力资本较高和平原地区农户选择紧密型交易,也会促进非平原地区农户选择准一体化交易,但却会抑制村庄集体行动能力较弱农户选择准一体化交易。第四,不同农社交易关系的增收效应在不同家庭人力资本的农户中没有显著差异,而对于村庄集体行动能力较弱的农户,松散型交易则会显著降低其收入,而紧密型交易则会显著提高其收入。

(二) 政策建议

基于上述研究结论,本文提出如下政策建议:

一是要继续推进土地适度规模经营。首先,在第二轮土地承包到期后,延长土地承包期,为农户提供长期稳定的土地使用权,降低其投资风险和经营的不确定性。其次,规范农地流转市场,健全土地流转机制,搭建土地流转交易平台,确保土地流转公平、公正和透明,为农户提供更多土地流转的选择和机会。同时,实施精准补贴政策,对进行适度规模经营的农户给予财政补贴,进一步鼓励农户进行适度规模经营。

二是要精准定位合作社的功能效应。中国合作社的功能当前主要表现为服务功能,应继续引导合作社发挥其服务功能尤其是市场准入、价格改进和产业链增值等方面的功能,避免合作社盲目一体化和扩大规模。尤其是在当下农业社会化服务供需不匹配的情境下,提升服务质量更应成为合作社高质量发展的靶点。

三是通过长期契约签订、共享收益和风险、增强经济关联等方式,推动农户与合作社交易由松散型交易向紧密型交易转变,引导农户与合作社形成紧密型交易关系,促进农户与合作社之间构建利益和命运共同体。

四是对于村庄集体行动能力较强、家庭人力资本较低和非平原地区的农户,应通过提高村庄组织化水平、拓展关系网络等途径,为促进农户与合作社构建紧密型交易关系创设有利条件,推动合作社成为农村经济社会发展的重要力量,进而有效消除增收效应梗阻。

注释:

① 数据来源:《2023 中国新型农业经营主体发展分析

报告(一)——基于中国农民合作社 500 强的调查》, <https://www.farmer.com.cn/2023/12/22/99943210.html>.

- ② 参见《中国农村政策与改革统计年报(2021年)》和《中国农村经营管理统计年报(2011年)》。
- ③ 徐旭初把交易划分为“硬”交易和“软”交易。其中,“硬”交易(服务)涉及资金核算和支付,且具有组织化特征,如合作社的统一采购、统一销售、统一机械化作业等;而“软”交易(服务)不涉及资金核算和支付,如合作社的技术培训、信息提供、文化活动等。
- ④ 本文假定其他条件不变的情况下,农户销售收入 P_i 和生产成本 C_i 均与交易成本 S_i 相关,效用计算时采用 $P(S_i)$ 和 $C(S_i)$ 表示。因此,非生产成本最小化(即交易成本最小化)聚焦于交易角度,而收益最大化则主要聚焦于生产角度,二者尽管关注角度不同,但经济目标一致。
- ⑤ 中国合作社普遍成员界限不清晰,即非社员也能从合作社获得信息提供等“软”服务,能享受到合作社的溢出效应,合作社对松散型社员和非社员收入的影响没有明显差异。因此, T_1 和 T_2 重合。
- ⑥ 3 个 ESR 模型分别分析松散型交易和非成员性交易、紧密型交易和松散型交易、准一体化交易和紧密型交易对农户收入的影响。
- ⑦ 逆米尔斯比率是基于选择方程预测概率的函数,反映农户选择某种交易类型的倾向性。这个比率能够捕捉那些未被观测到的选择倾向,将其引入 ESR 模型结果方程中可修正或减少样本选择偏差。
- ⑧ 一方面,尽管实践中存在部分社员农户因受雇于合作社而获得工资性收入,但经营性收入占据农户总收入的主导地位;另一方面,本文考察的是土地经营规模、农社交易关系和合作社增收之间的关系,而合作社的增收功能主要体现在与农户的生产经营活动直接相关的收入上,因此,本文选取农户经营性纯收入作为衡量农户收入的关键指标。

参考文献:

- [1] 陈军亚. 韧性小农: 历史延续与现代转换——中国小农户的生命力及自主责任机制[J]. 中国社会科学, 2019(12): 82-99, 201.
- [2] 吴学兵, 丁建军. 发达国家农业现代化的主要做法及其启示——以美法日为例[J]. 农业经济, 2016(9): 10-12.
- [3] 王图展. 农民合作社议价权、自生能力与成员经济绩效——基于 381 份农民专业合作社调查问卷的实证分析[J]. 中国农村经济, 2016(1): 53-68, 82.
- [4] 廖小静, 应瑞瑶, 邓衡山, 等. 收入效应与利益分配: 农民合作效果研究——基于农民专业合作社不同角色农户受益差异的实证研究[J]. 中国软科学, 2016(5): 30-42.
- [5] 张滢. 农民专业合作社风险识别与治理机制——两种基本合作社组织模式的比较[J]. 中国农村经济, 2011(12): 14-24.

- [6] 李琳琳,任大鹏. 不稳定的边界——合作社成员边界游移现象的研究[J]. 东岳论丛, 2014(4): 93-98.
- [7] 谭智心,孔祥智. 不完全契约、内部监督与合作社中小社员激励——合作社内部“搭便车”行为分析及其政策含义[J]. 中国农村经济, 2012(7): 17-28.
- [8] 万俊毅,曾丽军. 合作社类型、治理机制与经营绩效[J]. 中国农村经济, 2020(2): 30-45.
- [9] 徐健,汪旭晖. 订单农业及其组织模式对农户收入影响的实证分析[J]. 中国农村经济, 2009(4): 39-47.
- [10] 苏群,陈杰. 农民专业合作社对稻农增收效果分析——以江苏省海安县水稻合作社为例[J]. 农业技术经济, 2014(8): 93-99.
- [11] 刘杰,李聪,戚东. 农民合作社社员身份的增收和减贫效应[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2021(5): 65-75.
- [12] 朋文欢,黄祖辉. 农民专业合作社有助于提高农户收入吗?——基于内生转换模型和合作社服务功能的考察[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2017(4): 57-66.
- [13] 刘宇荧,张社梅,傅新红. 农民专业合作社能否提高成员的收入?——基于参与模式的考察[J]. 农村经济, 2019(4): 71-79.
- [14] 陈奕山. 小农户在中国农业现代化进程中的作用及处境变化[J]. 中国农业大学学报(社会科学版), 2021(4): 19-30.
- [15] 宋震宇,黄强,陈昭玖. 规模经营、分工深化与农业生产率——基于江西省水稻种植户的经验证据[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2020(3): 17-25.
- [16] 刘洁,祁春节,陈新华. 农民专业合作社契约模式选择的影响因素分析——基于江西赣州 98 家合作社企业的实证研究[J]. 经济经纬, 2012(5): 27-32.
- [17] PASCUCCHIS, GARDEBROEK C, DRIES L. Some like to join, others to deliver: An econometric analysis of farmers' relationships with agricultural co-operatives[J]. *European review of agricultural economics*, 2011(1): 51-74.
- [18] 苟茜,罗必良,王宣喻. 专用性投资、交易成本与农民入社行为选择[J]. 农村经济, 2018(12): 62-66.
- [19] WALLACE M T, MOSS J E. Farmer decision-making with conflicting goals: A recursive strategic programming analysis[J]. *Journal of agricultural economics*, 2002(1): 82-100.
- [20] EDWARDS JONES G. Modelling farmer decision-making: Concepts, progress and challenges[J]. *Animal science*, 2006(6): 783-790.
- [21] 周立群,邓宏图. 为什么选择了“准一体化”的基地合约——来自塞飞亚公司与农户签约的证据[J]. 中国农村观察, 2004(3): 2-11, 20-80.
- [22] WILLIAMSON O E. Transaction cost economics: How it works; where it is headed[J]. *De Economist*, 1998(1): 23-58.
- [23] 阮锋儿. 中国农户投融资机制研究[D]. 杨凌: 西北农林科技大学, 2006.
- [24] 林雪梅. 家庭农场经营的组织困境与制度消解[J]. 管理世界, 2014(2): 176-177.
- [25] FULTON M, GIANNAKAS K. Organizational commitment in a mixed oligopoly: Agricultural cooperatives and investor-owned firms[J]. *American journal of agricultural economics*, 2001(5): 1258-1265.
- [26] MADDALA G S. Limited-dependent and qualitative variables in econometrics[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1983.
- [27] 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.
- [28] 董晓霞. 种植业结构调整对农户收入影响的实证分析——以环北京地区为例[J]. 农业技术经济, 2008(1): 10-17.
- [29] 陈昭玖,胡雯. 农业规模经营的要素匹配: 雇工经营抑或服务外包——基于赣粤两省农户问卷的实证分析[J]. 学术研究, 2016(8): 93-100, 177.
- [30] 温铁军. 农民专业合作社发展的困境与出路[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2013(4): 4-6.
- [31] 崔宝玉,王孝璠. 中国农民究竟是“善分”还是“善合”——论儒家文化对农民合作的影响[J]. 江西财经大学学报, 2024(5): 94-109.
- [32] 张文娥,罗宇,高军军,等. 互联网使用促进农户参与“粮改饲”了吗?——基于农牧交错带农户调研的微观证据[J]. 中国农业大学学报, 2024(3): 287-300.
- [33] SCHULTZ T. Investments in human capital[J]. *American economic review*, 1961(1): 1-17.

责任编辑: 李东辉