

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

张连刚¹ 陈卓²

摘要：农民专业合作社在农业增效和农民增收等方面的经济功能，已经受到农民和各级政府普遍认可，但其社会功能尚未得到社会的普遍认同。为了增强合作社的社会认同感，全面挖掘和揭示合作社的社会功能，本文基于云南省 7 县（市、区）506 份农户问卷调查数据，利用 ESR 模型实证研究合作社能否提升以及能在多大程度上提升农户社会资本。结果表明：加入合作社确实能够提升农户社会资本。进一步研究发现，农户加入不同级别合作社后社会资本的提升效果存在差异性，其中，加入示范社对农户社会资本提升效果更明显。具体而言，加入非示范社可以使农户社会资本提升 6.63%，而加入示范社可以使农户社会资本提升 21.44%。研究还表明，合作社对老一代农民和有外出务工经历农户的社会资本提升更多。因此，应全面认识和客观评价合作社的功能和作用；加强合作社规范化建设，以规范化建设促进农户社会资本提升；围绕合作社的社会资本效应等社会价值，全面挖掘合作社的社会功能，以此推动合作社有效参与乡村治理。

关键词：农民专业合作社 农户 社会资本 社会功能 内生转换回归模型

中图分类号：F321.42 **文献标识码：**A

一、引言

《中华人民共和国农民专业合作社法》颁布实施以来，中国农民专业合作社（以下简称“合作社”）蓬勃发展，呈现出数量快速增加、类型不断丰富等特点。合作社不再局限于农业增效和农民增收等经济功能，其社会功能日益凸显，正在由单一化向多元化发展转变（阎占定、白照坤，2011）。系统且深入地研究合作社的社会功能，不仅有利于满足农户的生产生活需要，更好地维护农户的经济利益，还有利于构建和谐稳定的农村社会结构，助推中国乡村振兴战略的顺利实施（张连刚等，2020）。

目前，合作社研究存在“经强社弱”的现象（徐旭初，2014）。这使得学界对合作社的经济功能问题研究较多，而围绕社会功能展开研究的较少。关于合作社的社会功能研究，现有文献主要从合作社

*本文研究受到国家社会科学基金项目“林业专业合作组织满意度评价及提升路径研究”（批准号：14XJY012）资助。感谢匿名审稿专家和编辑部老师提出的意见和建议。作者文责自负。本文通讯作者：陈卓。

社会功能的实现路径（郭庆海，2013；潘劲，2014）和合作社对乡村治理的影响（赵泉民，2015）两个视角展开。此外，部分学者在进行合作社绩效评估时，也会选取一些指标对合作社的社会功能进行测度（苏昕等，2018；韩旭东等，2020）。上述文献为合作社的社会功能研究奠定了良好的基础，但还不够全面和深入，可能会影响学界和实务界不能全面准确地认识合作社社会功能。对此，刘同山（2017）认为合作社的社会功能在中国已逐步显现，学界应由研究合作社的经济功能为主转变为重视并深入研究合作社的社会功能。

已有研究表明，合作社的社会功能主要表现在农户的民主参与意识增强、社会信任感提升、农户之间矛盾缓解等方面（潘劲，2014；赵昶、董翀，2019）。此外，合作社的社会功能还体现在其对农户社会资本提升的影响（崔宝玉，2015）。在中国农村“人情化”的社会实情下，社会资本不仅能够降低农户正规贷款门槛，提升农业生产效率（童馨乐等，2011；李博伟等，2016），还能够通过社会网络、社会信任、社会规范等形式影响乡村治理效率（李冰冰、王曙光，2013）。此外，社会资本还影响农户减贫、农户创业、农户消费等诸多方面（刘雯，2018；曹璨、罗剑朝，2019；刘同山、苑鹏，2020）。既然社会资本对于农民和农村等非常重要，那么农户社会资本的提升问题就值得学界关注。遗憾的是，现有研究较多地关注了农户社会资本的作用问题，而忽视了农户社会资本提升这一非常重要问题。农户社会资本的增强，不能仅靠农户自发地积累，还需要学界就该问题展开系统深入的研究，以便从学界角度促进农户社会资本提升提供建议。当然，农户社会资本的提升有多个途径。本文尝试以现有相关理论为基础，以合作社为研究对象，实证研究合作社是否能够提升农户社会资本，以及在什么条件下能够显著提升农户社会资本等问题。

基于此，本文利用云南省7县（区、市）506份农户调查数据，以期验证农户加入合作社能否显著提升其社会资本，以及验证加入不同级别合作社对农户社会资本提升的效果是否存在显著差异。与同类研究相比，本文可能的边际贡献在于：第一，研究内容上，从社会资本效应视角研究合作社的社会功能，拓宽学界对合作社社会功能这一重要问题的研究视野，以便为乡村治理能力现代化这一国家重大命题作出些许贡献。第二，研究对象上，细分合作社，从示范社和非示范社两个方面评估加入不同级别合作社对农户社会资本提升的影响效应。第三，研究方法上，运用内生转换回归模型（Endogenous Switching Regression Models，以下简称“ESR模型”），评估加入合作社对农户社会资本提升的影响效应。相较其他模型，ESR模型可以更好地解决遗漏变量、不可观测因素等引发的内生性问题，从而提高计量分析结果的准确性和可靠性。

本文余下部分的安排如下：第二部分是理论分析和研究假说；第三部分是数据来源、变量选取、计量方法与内生性问题解决；第四部分是模型估计结果与分析；第五部分是研究结论及政策启示。

二、理论分析与研究假说

农户行为理论认为，农户行为具有高度“自利性”。因此，作为“理性经济人”的农户，在制定生产决策时会优先考虑经济效益。学界普遍认为，合作社能够帮助农户降低交易成本，提高农户抵抗市场风险的能力（吴彬、徐旭初，2013），进而提高农户的家庭收入。因此，吸引农户加入合作社的主要

诱因是合作社能够有效带动农户增收（张晓山，2004）。现阶段，合作社作为新型农业经营主体的核心作用日益增强，在小农户与大市场有机衔接过程中扮演着重要角色，是一种最为普遍和非常适用的组织载体（徐旭初、吴彬，2018）。

然而，学界较多地关注了合作社的经济功能，而忽视了合作社的社会功能（唐宗焜，2007）。合作社的社会功能不仅强化了社员的社会交往行为，培养了社员的合作能力和社会交往能力（潘劲，2014），而且对农民文化素养、意识观念、人际网络等“看不见的因素”产生影响（赵泉民，2015）。这些影响可以运用社会资本理论进行解释。社会资本是一种资本形式（Uphoff and Wijayaratra, 2000），是所有社会网络的价值体现以及从中萌生的为个体服务的倾向（Putnam, 1993）。社会资本理论认为，农户之间通过交往、合作等行为，在生产要素互换的过程中可以获取相应的社会资本。研究发现，社会资本能够提高农户获得知识和资源等信息的机会（Mills et al., 2011）。同时，由于社会资本具有随着农户的使用进一步增加而不是减少的特性（Woolcock, 1998），社会资本的增强反过来又帮助农户提升农业生产效率，降低正规贷款门槛，改善生活质量。因此，合作社是一个基于社会资本运行的组织，是一种蕴含丰富社会资本的制度设计（Nilsson et al., 2012）。合作社能够发挥独特优势的一个重要原因就在于，其能够运用组织中所蕴含的巨大的社会资本（周月书等，2019）。然而，在“大国小农”的中国国情背景下（顾仲阳，2018），多数农户接触的物质资源有限，造成了农户积累的社会资本存在“质量低、层次低、回报低”等问题。恰巧，合作社及其社员间的信任、认同、规范、参与网络等关系，使其成为蕴含丰富社会资本的組織（崔宝玉，2015；罗文剑等，2017）。合作社通过对接外部优质资源和整合内部资源，扩大农户外部资源的接触面。因此，在农户加入合作社以后，他们不仅有更多机会同农产品购销商、政府部门、金融机构及其他农业经营主体展开联系（崔宝玉，2015），而且可以将原来潜在的社会资本转化为汲取更多外部资源与信息的能力。此外，在农户加入合作社以后，随着自身经济交往范围的扩大及观念意识的改变，出于对自身交易能力提升与经营效益增加的追求，他们通过合作社提供的平台，有意识地与其他地位较高或对自己有利的个人及家庭进行社会交往，以扩大社会网络规模（周月书等，2019）。综上所述，合作社可以解开制约农户社会资本积累的“枷锁”，有效提升农户社会资本。基于此，本文提出如下假说：

H1：合作社能够提升农户社会资本。

当前，中国合作社发展质量参差不齐，多数合作社未践行要素契约和商品契约相互治理的运行机制（刘西川、徐建奎，2017），导致民主管理缺失、盈余分配机制不健全、“空壳社”等诸多合作社运行不规范化问题的产生（潘劲，2011）。这不仅限制了合作社高质量发展，而且使得合作社的经济和社会功能无法充分发挥。以合作社的社会资本效应为例，一般来说，国家级或省级示范社（以下简称“示范社”）民主管理好、经营规模大、服务能力强，运行相对规范，它们更好地构建了农户普遍认同且愿意遵守的制度准则。示范社不仅可以增强组织内部的凝聚力（崔宝玉，2015），还可以促进合作社内部社员之间的信息及资源共享。不仅如此，在农户加入示范社后，合作社的学习型组织作用得以释放，农户习得新的规范和制度促使他们的合作和参与意识发生转变，增加了社员之间彼此联系（赵晓峰，2018）。与此相反，非示范社运行不够规范，未能在产前、产中、产后诸环节向农民提供全方位服务，

也缺乏对社员进行指导。这也使得非示范社社员与合作社领导层之间缺乏信任，社员之间鲜有机会进行广泛沟通交流，带来社员参与度和满意度偏低、组织凝聚力缺失、民主治理能力薄弱等问题（Nilsson et al., 2012）。此外，非示范社内更容易出现社员的“搭便车”行为（肖云等，2012），部分社员只希望通过加入合作社获取更多的经济利益，而不愿为此付出，社员之间的沟通交流相对较少。这些问题都使得运行不规范的非示范社难以有效提升农户社会资本。基于此，本文提出如下假设：

H2：示范社能够明显提升农户社会资本。

H3：非示范社未能明显提升农户社会资本。

三、数据、变量与方法

（一）数据来源

本文所用数据来自于课题组成员及研究生于2019年11~12月进行的实地调查。本文调查区域的选择主要基于以下两个方面的考虑：一方面，结合云南省农业农村厅提供的合作社数据及文字资料，选择在云南省具有一定的代表性样本县（市、区）。调查区域要拥有一定数量示范社，这有利于本文细化研究不同级别合作社对农户社会资本提升的影响效应。另一方面，样本区域的农户生活习惯应相似。这有利于减少入社、未入社农户样本产生的不必要偏差。综上所述，本文选定蒙自市、祥云县、通海县、易门县、华宁县、隆阳区、施甸县等7个县（市、区）作为调查区域。在调查区域确定的基础上，本文采用两阶段抽样方法。具体过程为：第一阶段，在综合考虑合作社发展情况、自然村土地规模、人口等因素的基础上，采用典型抽样的方法，在每个县（市、区）抽取5~7个自然村；第二阶段，采用随机抽样方法，在每个自然村抽取10~15个农户。由于调查涉及农业经营收入、耕地面积等较为具体内容，本研究要求调查员尽可能找到熟悉家庭情况的“主事人”作为受访者。最终，此次调查共发放问卷521份，剔除前后不一致和存在重要数据缺失的问卷后，得到有效问卷506份。其中，加入合作社的农户样本240份（示范社农户样本113份，非示范社农户样本127份），未入社农户样本266份，问卷回收有效率为97.1%。

（二）变量选取

1.被解释变量：农户社会资本。社会资本是主体调配其社会网络中各项资源的能力（Putnam, 1995）。现有研究中，学者们主要通过社会信任、社会共享、社会互惠等指标衡量社会资本（许兴龙等，2017；朱庆莹等，2019）。为考察合作社对农户社会资本提升的影响效应，本文借鉴现有研究，结合样本数据的可获得性，从认知性社会资本和结构性社会资本两个层面（Uphoff and Wijayarathna, 2000）出发，将社会资本分为社会信任、社会共享、社会互惠和社会网络等4个维度，并使用李克特量表对其进行赋值打分。具体步骤如下：首先，询问受访者关于“您对于村委会的信任程度”“您是否经常和其他村民交流以下信息（农产品价格、种子选择、种养技术等）”“当其他村民遇到困难时，您是否会给予及时的帮助”和“在您的亲友和熟人中，有多少是经常联系的”等4个问题。其次，让受访者从每个问题的“1~5”选项中，选择一个最符合个人情况的选项。最后，汇总4个问题的答案后计算均值，并以该计算结果作为每个农户社会资本的测度值。

2.关键解释变量：农户是否加入合作社。本文关注的是加入合作社对农户社会资本提升的影响，因此，选取“农户是否加入农民专业合作社”作为关键解释变量。值得注意的是，该变量可能引发反向因果问题，一方面，加入合作社可能对农户社会资本的提升产生影响；另一方面，拥有较多社会资本的农户入社的可能性更大。因此，本文在实证分析时将考虑消除模型反向因果问题带来的内生性影响。

3.控制变量。学者们研究发现，年龄、文化水平、家庭人口数、农业收入占比等因素（李树、陈刚，2012；程欣炜、林乐芬，2017）是影响农户社会资本高低的因素。基于现有研究，本文将控制变量分为两类：一是个体特征，主要包括年龄、性别、文化水平、婚姻状况、农技水平等；二是家庭特征，主要包括家庭人口数、耕地面积、农业类型等。上述各变量定义和描述性统计详见表1。

4.工具变量：农户对合作社的了解程度。为应对反向因果问题和保证模型的可识别性，本文拟引入工具变量。作为工具变量，其需要对农户入社行为产生影响，而对社会资本不会产生影响。经过对多个变量的分析后，本文认为，农户对合作社的了解程度，可能影响农户选择是否加入合作社，但并不直接影响农户社会资本的高低。因此，本文初步确定“农户对合作社的了解程度”作为工具变量。当然，该变量是否是有效的工具变量，还有待进一步检验。

表1 变量定义与描述性统计

变量	变量说明	均值	标准差
社会资本	根据受访者对于“信任”“共享”“互惠”“社会网络”等4个问题的回答，计算得到农户社会资本指标值：很低=1；较低=2；一般=3；较高=4；很高=5	3.330	0.974
合作社参与情况	受访者对“您家是否加入合作社？”的回答：是=1；否=0	0.474	0.499
年龄	接受调查时受访者的年龄：20岁以下=1；20~29岁=2；30~39岁=3；40~49岁=4；50岁及以上=5	3.735	1.019
性别	受访者的性别：男=1；女=0	0.579	0.494
文化水平	受访者的受教育水平：未上过学=1；小学=2；初中=3；高中（中专）=4；大专及以上=5	2.677	0.927
健康状况	受访者自评的健康状况：很差=1；比较差=2；一般=3；比较健康=4；很健康=5	3.666	0.865
婚姻状况	接受调查时受访者的婚姻状况：已婚=1；未婚=0	0.877	0.328
农技水平	受访者对“是否有村民向您请教农业生产或牲畜养殖等方面的问题”的回答：是=1；否=0	0.375	0.484
外出务工经历	受访者近5年是否曾外出务工：是=1；否=0	0.598	0.490
家庭人口数	接受调查时受访者家庭人口数	4.857	1.563
耕地面积	受访者家庭耕地面积总数（亩）	5.306	6.158
农业收入占比	受访者家庭农业经营收入占家庭总收入的比例	0.870	0.441
农业类型	受访者对“您家经营的农业类型主要是什么？”的回答：纯农业劳动=1；农业劳动和其他劳动=0	0.525	0.499
对合作社了解程度	受访者对“您对合作社的了解程度？”的回答：完全不了解=1；不是很了解=2；一般=3；比较了解=4；非常了解=5	2.513	1.249

(三) 描述性统计

表 1 给出了全体样本的变量均值及标准差。整体而言，样本数据呈现以下 5 个特点：第一，受访者的社会资本均值为 3.330，介于“一般”和“较高”之间。第二，受访者农业收入占比高达 87%，耕地面积变量的均值为 5.306。这表明，农业种养仍是受访者家庭主要的经济来源。第三，农业类型变量的均值为 0.525，即部分受访者在农忙之余，会通过外出打工等方式为家庭增加收入。第四，受访者的受教育水平、农技水平普遍偏低。第五，受访者加入合作社的比例较高，这与农业农村部公布的“近半数”基本相符^①。然而，从样本农户对合作社的了解程度来看（变量均值为 2.513），受访者对合作社的认知程度总体偏低。

表 2 给出了入社农户（包括示范社农户和非示范社农户）、示范社农户、非示范社农户、未入社农户在各变量上的均值差异：首先，个体特征层面，入社农户，文化水平相对更高，健康状况更好，农技水平也更精湛。其次，家庭特征层面，入社农户，耕地面积相对较多，农业收入占比也更高。值得注意的是，加入示范社的农户，文化水平、农技水平、耕地面积等变量均值明显高于加入非示范社的农户和未入社农户。第三，与未入社农户相比，加入合作社、示范社和非示范社的农户社会资本更高，并且均值差异均在 1% 的统计水平上显著。这一结果初步说明，农户无论是加入示范社，还是加入非示范社，都有助于提升其社会资本。

进一步分析社会资本变量均值可知，入社农户、示范社农户、非示范社农户、未入社农户的社会资本量存在一定的差异，但这并不能说明这些差异一定是由加入合作社引起的。要准确地论证合作社参与对农户社会资本提升的影响效应，需要采用更加严谨的计量分析方法。

表 2 入社农户、示范社农户、非示范社农户、未入社农户的均值差异

变量	入社农户	示范社农户	非示范社农户	未入社农户	差异 1	差异 2	差异 3
社会资本	4.000 (0.043)	4.017 (0.054)	3.984 (0.066)	2.725 (0.048)	1.275***	1.292***	1.259***
合作社参与情况	1.000 (0.000)	1.000 (0.000)	1.000 (0.000)	1.000 (0.000)	1.000	1.000	1.000
年龄	3.629 (0.062)	3.318 (0.093)	3.905 (0.075)	3.830 (0.064)	-0.201**	-0.512***	0.075
性别	0.537 (0.032)	0.601 (0.046)	0.480 (0.044)	0.616 (0.029)	-0.03**	-0.015	-0.136**
文化水平	2.700 (0.052)	2.867 (0.087)	2.551 (0.059)	2.657 (0.062)	0.043	0.210*	-0.106
健康状况	3.787 (0.053)	3.876 (0.070)	3.708 (0.079)	3.556 (0.054)	0.231***	0.320***	0.152
婚姻状况	0.887	0.920	0.858	0.868	0.019	0.052	-0.010

^①参见农业农村部发布的《2019 年农民合作社发展情况报告》。

农民专业合作社提升了农户社会资本吗？

	(0.020)	(0.025)	(0.031)	(0.020)			
农技水平	0.550	0.592	0.511	0.218	0.332***	0.374***	0.293***
	(0.032)	(0.046)	(0.044)	(0.025)			
外出务工经历	0.645	0.628	0.661	0.556	0.089**	0.072	0.105**
	(0.030)	(0.045)	(0.042)	(0.030)			
家庭人口	5.054	4.823	5.259	4.680	0.374***	0.143	0.579***
	(0.095)	(0.127)	(0.137)	(0.099)			
耕地面积	5.574	5.968	5.224	5.065	0.509	0.903	0.159
	(0.423)	(0.587)	(0.605)	(0.354)			
农业收入占比	0.852	0.868	0.837	0.658	0.194***	0.210	0.179
	(0.304)	(0.060)	(0.019)	(0.023)			
农业类型	0.550	0.557	0.543	0.503	0.047	0.054	0.040
	(0.032)	(0.046)	(0.044)	(0.030)			
对合作社了解程度	3.483	3.486	3.480	1.639	1.844***	1.847***	1.841***
	(0.051)	(0.080)	(0.065)	(0.054)			

注：①***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著；②括号内数字为标准误；③差异 1 是入社和未入社农户比较的结果，差异 2 是示范社农户和未入社农户比较的结果，差异 3 是非示范社农户和未入社农户比较的结果。

(四) 计量方法

理论分析表明，加入合作社可以提升农户成员的社会资本。除此以外，农户社会资本的高低还受到农户个体特征和家庭特征等因素的影响。因此，本文构建以下模型，测度加入合作社对农户社会资本提升的影响效应：

$$Y_i = \beta' X_i + \delta' P_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

(1) 式中， Y_i 表示农户的社会资本水平； X_i 为影响农户社会资本水平的个体特征、家庭特征等因素； P_i 为农户是否加入合作社的决策项， $P_i = 1$ 表示农户加入合作社， $P_i = 0$ 表示农户未入社； β' 、 δ' 表示待估系数； ε_i 为随机误差项。

ESR 模型的估计步骤由以下两个阶段组成：第一阶段是行为方程的回归，即使用 Probit 模型，对农户选择是否加入合作社或示范社及其影响因素进行估计；第二阶段是结果方程的回归，即测度加入合作社以及不同级别合作社对农户社会资本提升的影响效应。具体来说，ESR 模型估计包含以下方程：

第一阶段：行为方程（农户是否加入合作社）：

$$P_i = \gamma Z_i + \mu_i \quad (2)$$

行为方程（农户是否加入示范社）：

$$P_{i'} = \gamma Z_{i'} + \mu_{i'} \quad (3)$$

第二阶段：

结果方程 1（处理组 1，即入社农户的社会资本水平方程）：

$$Y_1 = \beta_1 X_i + \varepsilon_{1i} \quad (4-a)$$

结果方程 2（处理组 2，即加入示范社农户的社会资本水平方程）：

$$Y_2 = \beta_2 X_i + \varepsilon_{2i} \quad (4-b)$$

结果方程 3（处理组 3，即加入非示范社农户的社会资本水平方程）：

$$Y_3 = \beta_3 X_i + \varepsilon_{3i} \quad (4-c)$$

结果方程 4（控制组，即未入社农户的社会资本水平方程）：

$$Y_4 = \beta_4 X_i + \varepsilon_{4i} \quad (4-d)$$

在第一阶段行为方程（2）式和（3）式中， P_i 和 P_i' 分别表示农户是否加入合作社和示范社的多元选择变量； Z_i 和 Z_i' 分别是影响农户是否加入合作社和示范社的各个因素； μ_i 和 μ_i' 是随机误差项，即不可观测因素（受访者的性格、意识观念、劳动习惯等）。

在第二阶段结果方程（4-a）式、（4-b）式、（4-c）式和（4-d）式中， Y_1 、 Y_2 、 Y_3 、 Y_4 分别表示入社农户、示范社农户、非示范社农户和未入社农户的社会资本水平； β_1 、 β_2 、 β_3 、 β_4 分别表示各式的待估计参数； X_i 是影响农户社会资本水平高低的各个因素； ε_{1i} 、 ε_{2i} 、 ε_{3i} 、 ε_{4i} 为结果方程的误差项。

模型实证分析结果可以反映不同因素对入社农户和未入社农户社会资本的影响效果。然而，整体评估合作社参与对农户社会资本提升的影响效应，需要利用 ESR 模型估算得到的相关系数，计算合作社参与对农户社会资本影响的平均处理效应（Average Treatment Effect, ATE）。具体运算方程如下：

$$ATE = E(Y_i | P_i = 1) - E(Y_i | P_i = 0) \quad (5)$$

$$ATE = E(Y_i' | P_i' = 1) - E(Y_i' | P_i' = 0) \quad (6)$$

（5）和（6）式中， $E(Y_i | P_i = 1)$ 表示如果受访者加入示范社时，预期的社会资本估值； $E(Y_i' | P_i' = 1)$ 表示如果受访者加入非示范社时，预期的社会资本估值； $E(Y_i | P_i = 0)$ 表示如果受访者均不加入合作社时，预期的社会资本估值。

（五）内生性问题的解决

尽管本文在实证模型中尽可能地控制了影响农户社会资本提升的变量，但模型仍然可能存在一些不可观测因素。这些不可观测因素可能会带来自选择性偏差和解释变量遗漏问题。此外，影响农户社会资本提升的因素较为复杂，不可能找全所有解释变量，遗漏解释变量也不可避免。因此，在计量分析加入合作社对农户社会资本提升的影响效应时，必须考虑恰当解决自选择性偏差和遗漏解释变量等内生性问题。已有研究常用倾向得分匹配法（Propensity Score Matching, PSM）解决部分内生性问题。PSM 法在一定程度上能够解决自选择性偏差问题，但无法控制不可观测因素的影响，从而产生“隐性偏差”（陈强，2014）。为了更好地解决该问题，本文使用 Lokshin and Sajaia（2004）提出的 ESR 模型，实证分析合作社对农户社会资本提升的影响效应。相较于 PSM 法，ESR 模型将逆米尔斯比率加入结果方程进行估计，既能尽量减少因解释变量遗漏导致的内生性问题，又可以解决不可观测因素导致的

自选择性偏差问题（刘同山，2017；杨志海，2019）。

此外，为应对模型可能存在的反向因果内生性问题，本文选择“农户对合作社的了解程度”作为工具变量。为了检验“农户对合作社的了解程度”作为工具变量的有效性，且同时考虑到因变量的取值特征，本文采用 IV Oprobit 模型进行估计（详见表 3）。结果表明：首先，第一阶段回归结果显示，工具变量对“合作社参与情况”在 1% 的显著性水平上存在正向影响，且联合显著性检验的 F 值大于 10，这说明不存在弱工具变量的问题（Stock and Watson，2012）。其次，第二阶段回归结果显示，在排除变量的内生性问题之后，“合作社参与情况”变量仍在 1% 的显著性水平下正向影响农户社会资本。由此证实，“农户对合作社的了解程度”是有效的工具变量。因此，本文将“农户对合作社了解程度”作为工具变量，纳入行为方程作进一步分析。

表 3 工具变量有效性检测结果

变量	IV Oprobit	
	第一阶段回归 合作社参与情况	第二阶段回归 社会资本
合作社参与情况	—	1.804*** (0.169)
对合作社了解程度	0.279*** (0.012)	—
控制变量	控制	控制
样本量	506	506
第一阶段 F 值	58.32	—

注：①***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10% 的统计水平上显著；②括号内数字为标准误。

四、模型估计结果与分析

（一）农户加入合作社决策的 ESR 模型估计结果及分析

ESR 模型的估计结果见表 4。由表 4 可知，反映 μ_i 和 ε_i 相关性的 ρ_1 和 ρ_2 均在 1% 统计水平上显著。该结果表明，合作社参与和农户社会资本同时受不可观测因素影响。因此，本文采用 ESR 模型进行计量分析较为合适。

表 4 第 2 列报告了农户加入合作社决策影响因素的估计结果。本文将从个体特征和家庭特征两个方面分别进行分析。

第一，个体特征方面，性别变量和文化水平变量对农户入社意愿均具有显著负向影响，年龄变量和农技水平变量对农户加入合作社的意愿有显著正向影响。女性、受教育水平较低的受访者更加倾向于加入合作社。可能的原因在于，女性和受教育水平较低的受访者非农就业机会相对较少，农业就成为他们的主要经济来源（马彦丽、施轶坤，2012）。因此，这两类群体更愿意通过加入合作社来强化农业生产能力并提升就业机会。随着年龄的增加，农民个体劳动能力逐渐降低，在农业种养等方面更加需要合作社的帮助，从而倾向选择加入合作社以“抱团取暖”。农技水平越高的农户选择加入合作社的概率也越高。原因在于，拥有娴熟农技水平的农户更加追求农业生产“效益最大化”，他们希望通过入

社以更好地发挥自身的农技水平优势，从而进一步提高他们的家庭收入水平。

第二，家庭特征方面，农业收入占比和家庭人口数两个变量对农户加入合作社变量具有显著正向影响。不难理解，农业收入占比越高，农业经营对其家庭越重要。为了降低农业生产风险，稳定涉农收入和家庭总收入，农业收入占比较高的农户更倾向于加入合作社。合作社发挥的风险管理作用，可以为这些农户提供农业生产保障（钟颖琦等，2016）。家庭人口数多的农户，农业种植面积相对更多，对农业的依赖性也更高。为了稳定家庭生计，他们也更倾向于依靠合作社提供的农资采购、种苗供应、产品统销等服务。因此，家庭人口数较多的农户加入合作社的概率更大。

表4 合作社对农户社会资本影响的估计结果

	是否加入合作社	农户社会资本			
		加入合作社	未加入合作社	加入示范社	加入非示范社
年龄	0.433*** (0.059)	0.220* (0.124)	-0.138* (0.074)	-0.159** (0.075)	-1.339*** (0.146)
性别	-0.045* (0.026)	-0.144* (0.088)	-0.053 (0.171)	0.100 (0.193)	0.868 (0.646)
文化水平	-0.026* (0.015)	0.080 (0.057)	0.086 (0.091)	0.282*** (0.091)	0.447 (0.318)
健康状况	0.004 (0.051)	-0.287*** (0.109)	0.040 (0.063)	-0.458* (0.235)	0.403*** (0.109)
婚姻状况	0.993 (0.022)	-0.031 (0.142)	-0.049 (0.086)	-0.0438 (0.228)	0.123 (0.146)
农技水平	0.102** (0.034)	0.165*** (0.063)	0.152 (0.144)	2.166*** (0.256)	-1.171*** (0.221)
外出务工经历	0.017 (0.026)	0.194** (0.092)	-0.033 (0.164)	1.936*** (0.358)	-0.721 (0.504)
家庭人口数	0.023** (0.010)	-0.176 (0.041)	0.006 (0.036)	0.279*** (0.017)	0.105 (0.105)
耕地面积	-0.009 (0.007)	0.152*** (0.017)	0.031** (0.013)	0.051*** (0.001)	0.596*** (0.104)
农业收入占比	0.105* (0.045)	1.248*** (0.040)	-0.080 (0.187)	0.613** (0.260)	-0.114 (0.392)
农业类型	-0.096 (0.088)	-0.623*** (0.227)	-0.046 (0.140)	0.086 (0.198)	1.939*** (0.525)
对合作社了解程度	0.100*** (0.001)	—	—	—	—
常数项	-0.690*** (0.257)	1.668*** (0.592)	2.998*** (0.453)	3.560*** (1.268)	7.086*** (1.224)
$\ln \sigma_1$	—	-1.123** (0.524)	—	—	—
ρ_1	—	-1.431*** (0.389)	—	—	—
$\ln \sigma_2$	—	—	-0.576*** (0.065)	—	—
ρ_2	—	—	-0.827*** (0.211)	—	—
对数伪似然值	-301.176	—	—	—	—
样本量	506	240	266	113	127

注：①***、**、*分别表示估计结果在1%、5%、10%的统计水平上显著；②括号内数字为标准误；③ $\ln \sigma$ 是行为方程与结果方程残差方差的平方根， $\ln \sigma_1$ 表示行为方程与处理组结果方程残差方差的平方根， $\ln \sigma_2$ 表示行为方程与控制组结果方程残差方差的平方根；④ ρ 是残差相关系数， ρ_1 表示处理组残差相关系数， ρ_2 表示控制组残差相关系数。

(二) 农户社会资本提升影响因素的 ESR 模型估计结果及分析

表4中第3列和第4列分别报告了加入和未加入合作社农户社会资本提升影响因素的估计结果。第一，年龄变量对入社和未入社农民的社会资本提升分别具有显著正向和负向影响。这意味着，年龄越大的入社农民和年龄越小的未入社农民获取社会资本的概率更大。第二，耕地面积变量对未入社和

入社农户社会资本提升均有显著正向影响。这与赵立娟等人（2019）研究得到的“耕地面积减小会对农户社会资本产生消极影响”的研究结果一致。与耕地面积较大的农户相比，耕地面积较少的农户对农业的依赖程度更小，在农业方面的投入也更少，他们与其他农户的信息交流和相互往来也更少。这些情况在耕地面积较少的农户加入合作社后未得到明显改变。第三，农技水平变量和农业收入占比变量对入社农户社会资本提升均具有显著正向影响。一般而言，拥有较高农技水平的农户能够凭借自身的“技术资源优势”，增强其与其他农户的互动交流，从而促进农技水平较高农户社会资本的提升；农业收入占比越高家庭的社会资本提升越多，这与耕地面积越大农户的社会资本提升越多的研究结论相一致。

表4中第5列和第6列分别报告了加入示范社和未加入示范社农户社会资本提升影响因素的估计结果。第一，年龄、耕地面积变量对加入和未加入示范社的农户社会资本都有显著影响，两者均在1%的统计水平上显著。其中，耕地面积对农户社会资本的提升有促进作用。第二，农技水平变量对加入示范社农户的社会资本有显著正向影响，回归系数为2.166，明显高于表4中第3列（加入合作社）中农技水平变量对应的回归系数0.165。这表明，加入示范社强化了农技水平对农户社会资本提升的影响。与此类似的是外出务工经历变量。第三，外出务工经历变量对加入示范社农户社会资本有显著正向影响（回归系数为1.936），明显高于其对加入合作社农户社会资本提升的影响效果（回归系数为0.194）。由此可见，示范社相对健全的内部治理机制和更多更好的服务提供，促进了社员之间的交往和沟通，增强了社员之间联系，在一定程度上提升了农户的社会资本。

（三）合作社对农户社会资本影响的平均处理效应估计结果及分析

基于ESR模型估计结果，本文进一步计算出农户在加入非示范社、示范社后社会资本的变化情况。然后，将结果分别与未入社农户的社会资本进行比较，可以进一步计算出合作社参与对农户社会资本影响的平均处理效应（见表5）。表5显示，加入非示范社和示范社对农户社会资本影响的平均处理效应分别为0.252和0.815，两个估计值均在1%的统计水平上显著。从社会资本的变化情况来看，在控制了可观测因素和不可观察因素的情况下，加入非示范社和示范社，可以使预期的农户社会资本分别提升6.63%和21.44%。由此可见，合作社确实能够提升农户社会资本。与加入非示范社相比，加入示范社对农户社会资本的提升效果更加明显。因此，前文提出的3个研究假说都得以验证。

表5 合作社对农户社会资本影响的平均处理效应

农户社会资本		ATE	标准误	t值	变化(%)
加入非示范社	未加入合作社	0.252***	0.025	9.964	6.628
4.054	3.802				
加入示范社	未加入合作社	0.815***	0.038	21.507	21.436
4.617	3.802				

注：***表示估计结果在1%的统计水平上显著；变化(%)=[(非示范社农户社会资本-未入社农户社会资本)/未入社农户社会资本]×100%；[(示范社农户社会资本-未入社农户社会资本)/未入社农户社会资本]×100%。

（四）合作社社会资本效应的异质性分析

在中国，改革开放后出生的农民已经成为农村劳动力的主力军，并成为农村建设的主体。新生代农民在价值观、成长环境、文化程度等方面与老一代农民存在明显差异。因此，年龄的差异可能会影响合作社的社会资本效应。另外，外出务工经历也可能影响农户社会资本提升的效果。基于此，本文对年龄和外出务工经历两个变量的样本进行分组，分别考察不同组别下合作社参与对农户社会资本的影响的异质性。

1. 年龄异质性分析。本文把1980年及以后出生^①的农民分在新生代组，反之分在老一代组，考察按年龄分组时合作社参与对农户社会资本提升的影响效应差异。由表6第2行和第3行可知，合作社对新生代农民和老一代农民社会资本均有显著正向的处理效应，且均在1%的统计水平上显著。具体看，加入合作社以后，新生代农民和老一代农民的社会资本提升概率分别为15.40%和22.54%。这说明，加入合作社对新生代农民和老一代农民的社会资本提升都有显著正向影响，但合作社对老一代农民社会资本提升的效果更明显。这可能因为，与新生代农民相比，老一代农民由于受到文化水平相对较低等因素影响，不能更好地通过新媒体获得与农业相关的信息和技术，更多地是通过面对面的方式进行信息分享和技术交流，这在一定程度上促进了老一代农民的线下互动交流，从而提升了老一代农民的社会资本。这也进一步验证了表4中合作社对不同年龄受访者社会资本的影响存在显著差异的统计结果。

2. 外出务工经历异质性分析。由表6第4行和第5行可知，合作社对无外出务工经历农户和有外出务工经历农户的社会资本都有显著正向影响。具体来说，与未入社的农户相比，加入合作社对有外出务工经历和无外出务工经历农户的社会资本提升概率分别为21.43%和18.0%。这说明，加入合作社既能显著提升有外出务工经历农户的社会资本，又能提升无外出务工经历农户的社会资本。然而，比较可知，合作社对有外出务工经历农户社会资本提升的效果更明显。较为丰富的外出务工经历更有利于农户在合作社运行过程中扩大社交网络，促进自身的“资源优势”转化为社会资本。

表6 合作社对农户社会资本影响的异质性分析

分组情况	样本数	ATE	标准误	t 值	变化 (%)
新生代	192	0.577***	0.024	23.532	15.403
老一代	314	0.789***	0.011	67.829	22.536
有外出务工经历	203	0.780***	0.020	38.487	21.428
无外出务工经历	303	0.671***	0.010	69.957	17.991

注：***表示估计结果在1%的水平上显著；变化(%)=[(新生代入社农户社会资本-新生代未入社农户社会资本)/新生代未入社农户社会资本]×100%；外出务工经历变量作上述类似处理。

^①1980年出生的受访者，在2019年为39岁，该数值为“年龄”题项中第3组的上组限。因此，本文将受访者年龄选项的前3项归为新生代农户组。

五、研究结论与政策启示

本文拓展了合作社的社会功能研究。在阐述合作社参与对农户社会资本影响的理论基础上，本文利用云南省7县（市、区）506户农户的实地调查数据，应用ESR模型，充分考虑可观测和不可观测因素导致的自选择性偏差和解释变量遗漏等内生性问题，实证检验了合作社的社会资本效应。研究结果表明：第一，从总体上看，合作社参与具有显著的社会资本效应。第二，不同级别合作社对农户社会资本提升的影响效应存在较大差异，表现为，加入非示范社可以使农户社会资本提升6.63%，而加入示范社可以使农户社会资本提升21.44%。这说明，加入示范社对农户社会资本提升的效果明显高于加入非示范社。第三，异质性结果表明，在年龄和外出务工经历两个方面，合作社对农户社会资本提升的影响效果存在异质性。具体而言，合作社对老一代农民和有外出务工经历农户社会资本提升的效果更明显。第四，农技水平、家庭人口数、农业收入占比、对合作社的了解程度等因素对农户是否加入合作社具有显著的促进作用，而“主事人”的女性身份、较低的文化水平等因素对农户是否加入合作社具有显著的抑制作用。

基于本文的研究结果，可以得到以下几点政策启示：

首先，全面认识和客观评价合作社的功能和作用，回应近年来备受质疑的合作社的功能和作用。尽管中国的合作社在发展过程中存在运行不规范等问题，但不能以此否定合作社在实践中所发挥的重要作用，更不能以“空壳社”“挂牌社”“休眠社”等现象为由认为没有必要发展合作社。作为经济组织，合作社可以充分发挥其作为小农户和现代农业有机衔接的重要载体作用，进一步提高农户收入，不断巩固脱贫攻坚成果；作为社会组织，合作社可以发挥其在民主意识提升、社区治理参与等方面的社会价值。

其次，加强合作社规范化建设，以规范化建设促进农户社会资本提升。合作社能否显著提升农户社会资本，关键在于其规范化程度。为了促进合作社规范化发展，一方面，应当从组织机构、财务制度、社员管理等方面加强合作社规范化建设；另一方面，应改变以往地方政府惯性地以合作社数量增长为简单考核标准的不恰当做法，构建切实可行的清理和退出机制，全面清理“空壳社”“僵尸社”。通过采取上述措施，不仅可以从制度上规范合作社发展，而且可以消除社会上少数人对合作社的负面认知，增强合作社的社会认同感，从总体上提升合作社的社会声誉，进一步推动中国合作社高质量发展。

最后，围绕合作社的社会资本效应等社会价值，全面挖掘合作社的社会功能，以此推动合作社参与乡村治理，助力中国乡村振兴战略的顺利实施。合作社作为“创新社会管理的有效载体”，是实现乡村有效治理的重要主体之一。然而，合作社并不是“天生”就能够有效参与乡村治理，这不仅需要政府和相关部门合理引导合作社重视参与乡村治理，还需要合作社对其在乡村治理中的角色准确定位。

参考文献

- 1.曹璨、罗剑朝，2019：《社会资本、金融素养与农户创业融资决策》，《中南财经政法大学学报》第3期。

- 2.崔宝玉, 2015:《农民专业合作社: 社会资本的动用机制与效应价值》,《中国农业大学学报(社会科学版)》第4期。
- 3.陈强, 2014:《高级计量经济学及 Stata 应用》,北京: 高等教育出版社。
- 4.程欣炜、林乐芬, 2017:《经济资本、社会资本和文化资本代际传承对农业转移人口金融市民化影响研究》,《农业经济问题》第6期。
- 5.郭庆海, 2013:《新型农业经营主体功能定位及成长的制度供给》,《中国农村经济》第4期。
- 6.顾仲阳, 2018:《如何更好发挥农民专业合作社的作用》,《人民日报》,9月9日第9版。
- 7.韩旭东、李德阳、王若男、郑风田, 2020:《盈余分配制度对合作社经营绩效影响的实证分析: 基于新制度经济学视角》,《中国农村经济》第4期。
- 8.蒋乃华、卞智勇, 2007:《社会资本对农村劳动力非农就业的影响——来自江苏的实证》,《管理世界》第12期。
- 9.刘同山, 2017:《农民合作社的幸福效应: 基于 ESR 模型的计量分析》,《中国农村观察》第4期。
- 10.刘同山、苑鹏, 2020:《农民合作社是有益的益贫组织吗?》,《中国农村经济》第5期。
- 11.罗文剑、廖坤荣、吕华, 2017:《农民合作组织与乡村治理: 大陆与台湾经验比较》,《台湾研究集刊》第6期。
- 12.李树、陈刚, 2012:《“关系”能否带来幸福? ——来自中国农村的经验证据》,《中国农村经济》第8期。
- 13.李冰冰、王曙光, 2013:《社会资本、乡村公共品供给与乡村治理——基于10省17村农户调查》,《经济科学》第3期。
- 14.刘雯, 2018:《收入差距、社会资本与农户消费》,《中国农村经济》第6期。
- 15.刘西川、徐建奎, 2017:《再论“中国到底有没有真正的农民专业合作社”——对〈合作社的本质规定与现实检视〉一文的评论》,《中国农村经济》第7期。
- 16.李博伟、张士云、江激宇, 2016:《种粮大户人力资本、社会资本对生产效率的影响——规模化程度差异下的视角》,《农业经济问题》第5期。
- 17.马彦丽、施铁坤, 2012:《农户加入农民专业合作社的意愿、行为及其转化——基于13个合作社340个农户的实证研究》,《农业技术经济》第6期。
- 18.潘劲, 2011:《中国农民专业合作社: 数据背后的解读》,《中国农村观察》第6期。
- 19.潘劲, 2014:《农民合作社与社区治理》,《中国农民合作社》第7期。
- 20.苏昕、周升师、张辉, 2018:《农民专业合作社“双网络”治理研究——基于案例的比较分析》,《农业经济问题》第3期。
- 21.唐宗焜, 2007:《合作社功能和社会主义市场经济》,《经济研究》第12期。
- 22.童馨乐、褚保金、杨向阳, 2011:《社会资本对农户借贷行为影响的实证研究——基于八省1003个农户的调查数据》,《金融研究》第12期。
- 23.吴彬、徐旭初, 2013:《合作社的状态特性对治理结构类型的影响研究——基于中国3省80县266家农民专业合作社的调查》,《农业技术经济》第1期。
- 24.肖云、陈涛、朱治菊, 2012:《农民专业合作社成员“搭便车”现象探究——基于公共治理的视角》,《中国农村观察》第5期。

- 25.徐旭初, 2014:《农民合作社发展中政府行为逻辑:基于赋权理论视角的讨论》,《农业经济问题》第1期。
- 26.徐旭初、吴彬, 2018:《合作社是小农户和现代农业发展有机衔接的理想载体吗?》,《中国农村经济》第11期。
- 27.许兴龙、周绿林、陈羲, 2017:《城镇化背景下失地农民社会资本异质性与健康状况》,《中国农村观察》第5期。
- 28.杨志海, 2019:《生产环节外包改善了农户福利吗?——来自长江流域水稻种植农户的证据》,《中国农村经济》第4期。
- 29.张晓山, 2004:《促进以农产品生产专业户为主体的合作社的发展——以浙江省农民专业合作社的发展为例》,《中国农村经济》第11期。
- 30.赵泉民, 2015:《合作社组织嵌入与乡村社会治理结构转型》,《社会科学》第3期。
- 31.朱庆莹、陈银蓉、胡伟艳、梅昀、袁凯华, 2019:《社会资本、耕地价值认知与农户耕地保护支付意愿——基于一个有调节的中介效应模型的实证》,《中国人口·资源与环境》第11期。
- 32.张连刚、陈卓、李娅、谢彦明, 2020:《农民合作社研究的多维度特征与发展态势分析——基于1992~2019年国家社科和自然科学基金项目的实证研究》,《中国农村观察》第1期。
- 33.赵昶、董翀, 2019:《民主增进与社会信任提升:对农民合作社“意外性”作用的实证分析》,《中国农村观察》第6期。
- 34.钟颖琦、黄祖辉、吴林海, 2016:《农户加入合作社意愿与行为的差异分析》,《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第6期。
- 35.赵立娟、王苗苗、史俊宏, 2019:《农地转出视阈下农户生计资本现状及影响因素分析——基于CFPS数据的微观实证》,《农业现代化研究》第4期。
- 36.赵晓峰, 2018:《信任建构、制度变迁与农民合作组织发展——一个农民合作社规范化发展的策略与实践》,《中国农村观察》第1期。
- 37.周月书, 孙冰辰, 彭媛媛, 2019:《规模农户加入合作社对正规信贷约束的影响——基于社会资本的视角》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第4期。
- 38.Lokshin, M., and Z. Sajaia, 2004, “Maximum Likelihood Estimation of Endogenous Switching Regression Models”, *Stata Journal*, 4(3): 282-289.
- 39.Mills, J., D. Gibbon, J. Ingram, M. Reed, and J. Dwyer, 2011, “Organizing Collective Action for Effective Environmental Management and Social Learning in Wales”, *The Journal of Agricultural Education and Extension*, 17(1): 69-83.
- 40.Nilsson, J., G. L. H. Svendsen, and G.T. Svendsen, 2012, “Are Large and Complex Agricultural Cooperatives Losing their Social Capital?”, *Agribusiness*, 28(2):187-204.
- 41.Putnam, R. D., 1993, “The Prosperous Community: Social Capital and Public Life”, *American Prospect*, 4(13): 35-42.
- 42.Putnam, R. D., 1995, “Bowling Alone: America's Declining Social Capital”, *Journal of Democracy*, 6(1): 65-78.
- 43.Stock, J., and M. Watson, 2012, *Introduction to Econometrics (3rd edition)*, London: Person Education Limited.
- 44.Uphoff, N. and C. M. Wijayarathna, 2000, “Demonstrated Benefits from Social Capital: The Productivity of Farmer Organizations in Gal Oya, Sri Lanka”, *World Development*, 28(11):1875-1890.

45. Woolcock, M., 1998, "Social Capital and Economic Development: Toward a Theoretical Synthesis and Policy Framework", *Theory and Society*, 27(2): 151–208.

(作者单位: ¹西南林业大学经济管理学院;

²华南农业大学国家农业制度与发展研究院)

(责任编辑: 高 鸣)

Do Farmers' Specialized Cooperatives Increase Farmers' Social Capital? An Analysis Based on Survey Data from 506 Farmers in Yunnan Province

ZHANG Liangang CHEN Zhuo

Abstract: The economic functions of farmers' specialized cooperatives in increasing farmers' income and enhancing agricultural efficiency have been generally recognized by farmers and governments at all levels, but their social functions have not been generally accepted by the society. To enhance the social identity of cooperatives and fully explore their social functions, this article uses the questionnaire survey data collected from 506 farmers in 7 counties (cities and districts) in Yunnan Province, and employs the ESR model to empirically examine whether cooperatives can improve farmers' social capital and, if so, to what extent. The results indicate that joining cooperatives can indeed enhance farmers' social capital. Further study finds that there are differences in the effects of social capital enhancement after farmers join cooperatives of different levels, and that joining demonstration cooperatives has more obvious effect on the enhancement of farmers' social capital. Specifically, joining non-demonstration cooperatives can increase farmers' social capital by 6.63%, while joining demonstration cooperatives can increase farmers' social capital by 21.44%. The study also shows that cooperatives improve social capital of the old generation of farmers and farmers with migrant work experience more significantly. Therefore, it is necessary to comprehensively understand and objectively evaluate the functions and effects of cooperatives, and strengthen their standardized construction to promote farmers' social capital. Besides, the social functions of cooperatives should be fully explored to promote their effective participation in rural governance.

Keywords: Farmers' Specialized Cooperative; Farmer Household; Social Capital; Social Function; Endogenous Switching Regression Model