

农民合作社是有效的益贫组织吗？*

刘同山¹ 苑鹏²

摘要：本文从农民合作社的组织特性出发，分析了贫困户加入合作社改善其经济状况、提高其生活满意度的机理，然后利用2017年“精准扶贫精准脱贫百村调查”的3216户贫困户数据，使用可处理内生性的扩展回归模型，估计了贫困户加入合作社对其收入和生活满意度的影响。研究发现：加入合作社可以让贫困户年家庭人均纯收入增加872元，且对实际贫困户的增收效应更大；加入合作社可以显著提高贫困户的生活满意度，且对实际贫困户的提升作用更强；社会交往是加入合作社影响贫困户生活满意度的中介变量，可以解释加入合作社对贫困户生活满意度影响的17.37%。因此，政策制定应更加重视农民合作社的多维益贫性。

关键词：农民合作社 益贫组织 贫困户 收入 生活满意度

中图分类号：F321.42 **文献标识码：**A

一、引言

作为社会弱势群体的联合体，合作社具有天然的扶弱性和广泛的群众性。从国际农业合作社运动发展的经验看，合作社以开放的成员制度和市场化的经营方式，成为助力广大小农户消除饥饿、改善营养状况、促进农业可持续发展的重要载体（管爱国、符纯华，2000）。中国政府和学界高度重视合作社的益贫功能（赵晓峰、邢成举，2016；孔祥智，2016；邵科、于占海，2017）。在实施脱贫攻坚战略中，各级政府一直将农民合作社作为落实精准扶贫尤其是产业扶贫政策的重要载体（苑鹏，2019）。有学者认为，农民合作社是市场经济条件下农村贫困群体脱贫的理想组织（吴彬、徐旭初，2009）。然而，农民合作社能够帮扶作为弱势群体的小农户，并不意味着它必然能够帮扶小农户中的贫困群体（Hunter，1981；徐旭初、吴彬，2018）。实际上，关于农民合作社能否在精准扶贫中发挥作用仍存在不少争论。

很多研究发现加入合作社能够增进成员福利。农民合作社不仅联结了穷人和富人，为穷人创造了增收机会（Wanyama et al., 2008），还增强了贫困群体在信贷、销售渠道和农业技术上的可得性（Birchall and Simmons, 2009；Ma et al., 2018），提高了其自主、自立发展的能力，因而有助于减少贫困（韩

*本文研究受到中国社会科学院国情调研特大项目“精准扶贫精准脱贫百村调查”的资助。感谢周应恒教授、任大鹏教授、马培衢教授和审稿专家的宝贵意见、建议。当然文责自负。本文通讯作者：苑鹏。

国明、安杨芳，2010）。刘俊文（2017）对山东、贵州两省贫困户数据的分析发现，在合作互助、政策扶持的双重作用下，农民合作社显著提高了贫困户收入。Verhofstadt and Maertens（2015）分析了卢旺达穆汉加（Muhanga）地区 154 户合作社成员农户和 235 户非合作社成员农户的数据，发现合作社能够提高农户收入和减少农村贫困，而且对土地经营规模大、居住偏僻的成员农户的收入提升作用尤为明显。除提高成员收入外，农民合作社还具有明显的社会价值。它不仅为贫困群体创造了就业机会，还促进了成员之间民主、平等的面对面交流（Parnell, 2001; Bruni et al., 2019），推动了贫困地区的社会资源整合，有效引导贫困群体融入社会主流（Majee and Hoyt, 2011）。

然而，也有研究指出，加入合作社不一定能够有效地帮助贫困成员，给他们带来福利的改善（张晓山、苑鹏，2009）。由于农民合作社存在内部管理不善、成员受益不均和“精英俘获”问题，普通成员尤其是弱势贫困群体很难从中受益（Holmén, 1990; 邢成举、李小云，2013; 胡联，2014）。联合国社会发展研究所（UNRIFD）在 20 世纪 70 年代对 40 多个发展中国家的案例研究发现，农民合作社的扶贫效果差强人意（张晓山、苑鹏，2009）。有学者甚至直言，当前中国农民合作社发展“令人感到沮丧”（黄宗智，2017），大部分是“假合作社”，因此不能给小农户带来预期的收益（Hu et al., 2017）。以此而言，农民合作社难以在精准扶贫中发挥作用。

上述研究的一个共同特点是以案例研究或理论分析为主，尚未发现有学者基于大样本调查数据对农民合作社的减贫效应（特别是消除社会性贫困方面的作用）进行计量分析。针对这一问题，本文利用 2017 年中国社会科学院国情调研特大项目“精准扶贫精准脱贫百村调查”的农户数据，基于农民合作社的组织功能和运行特性，借助社会性贫困概念，从农户的经济互助和社会交往需要出发，实证分析加入合作社能否缓解贫困群体的收入贫困和社会性贫困从而改善其生活状况，以期全面、客观地评判农民合作社的益贫性。

二、理论分析：社会性贫困与合作社的益贫性

（一）贫困的多维性及社会性贫困

20 世纪中后期以来，学术界主流关于贫困的研究从收入贫困转向了包括经济、社会等方面测量的多维贫困。Townsend（1979）较早提出了相对贫困理论，他指出，“贫困不仅仅是缺乏基本生活必需品，而是个人、家庭、社会组织缺乏获得饮食、住房、娱乐和参与社会活动等方面的资源，因而不足以达到按照社会习俗或所在社会鼓励提倡的平均生活水平，从而被排斥在正常的生活方式和活动之外的一种生存状态”。虽然 Townsend 未明确提出社会性贫困，但其理论显然涵盖了这一概念。

作为资源缺乏和社会排斥的结果，社会性贫困指的是社会个体成员与其他个体成员、正式或非正式组织的社会交往缺乏，导致其在社区的生产生活中被边缘化、孤立化。“穷在闹市无人问”，是收入贫困引发社会性贫困的生动表述。社会性贫困意味着某个人、某个群体难以和更大的群体建立社会联系，这显然不利于社会团结和社会生活，会造成社会福利损失。

Sen（1999）指出，贫困不仅仅是指收入的匮乏，更是指人们的可行能力遭到剥夺。所谓可行能力，是一个人“有可能实现的、各种可能的功能性活动组合”，不仅包括有足够的营养和不受可以避免的

疾病之害，还包括参与社区生活和拥有自尊等。收入水平低是社会性贫困的诱发性条件，是一个人可行能力被剥夺的重要因素（Sen，1999）。基于 Sen 的理论，联合国开发计划署（UNDP）在 1997 年《人类发展报告》中提出了人类贫困（human poverty）指数的概念，并在 2010 年《人类发展报告》中正式使用多维贫困指数（multidimensional poverty index，MPI）。世界银行 2000 年发布的《世界发展报告》，更是把脆弱、无助和孤立纳入贫困的界定维度中（World Bank，2001）。有学者曾对中国城市和农村家庭的多维贫困进行了测量（王小林、Alkire，2009）。中国政府在实施精准扶贫战略中提出的“两不愁、三保障”，本身就是针对多维贫困的脱贫目标。

总之，关注社会性贫困，已经成为学界和政界的主流。研究贫困问题，既要关注贫困群体的收入水平，也要重视其社会参与、社会联系的状况，即在缓解贫困人口物质匮乏的同时消减社会性贫困。接下来，本文将从农民合作社的组织特性出发，结合收入贫困和社会性贫困的概念，具体分析合作社在扶贫脱贫中的作用。

（二）农民合作社的益贫性及其机理

合作社的本质属性决定了合作社的功能。国际合作社联盟（ICA）将合作社定义为“人们自愿联合、通过共同所有和民主控制的企业，来满足社员经济、社会和文化方面的共同需求和渴望的自治组织”。作为弱势群体为满足自身需要而自愿联合组成的合作组织，合作社通过互助实现自助，依靠联合的力量克服单个成员面临的困难，进而提高成员的生活水平和生命质量，促进社会进步（唐宗焜，2007）。因此，从理论上讲，植根于农村社区的农民合作社，不仅可以改善贫困户成员的经济状况，缓解其收入贫困，还可以增强贫困户成员的社会交往，缓解其社会性贫困，最终改善他们的社区生活。

一方面，农民合作社可以通过发展生产来缓解贫困户成员的收入贫困。首先，农民合作社可以让农户联合起来获得更大的生产经营规模，提升市场谈判地位（张晓山，2004）。这有助于成员提高农产品销售价格以及压低农资采购和农机作业的成本，让其实现提价增收、节本增收。其次，对于在市场交换中缺乏优势的小农户，农民合作社组织内部交易、按交易量返还盈余的方式可以让他们获得一些“组织化收益”，从而改善经济状况（Hunter，1981；邓衡山等，2011；孔祥智，2016）。最后，作为民主管理、互帮互助的组织平台，农民合作社可以通过示范效应、技术扩散等，带动成员科学生产、转变种植结构或养殖类型，提高农业生产效率和科技水平，提升农业经营效益。作为农户中收入较低的群体，贫困户加入合作社后，也可以通过上述三个途径改善经济状况。并且，不少地方政府将农民合作社作为精准扶贫的重要抓手，通过委托其承担扶贫项目、按照吸纳贫困户的规模提供就业补贴以及扶贫项目收益分配向贫困户倾斜等方式，增加合作社中贫困户成员的收入（苑鹏等，2019）。基于此，本文提出研究假说 1。

H1：贫困户加入合作社能够改善其经济状况，缓解收入贫困。

另一方面，在经济社会变革导致传统农村社会解构以及农村社会生活遭受巨大冲击的背景下，农民合作社作为一种社会共同体，让日益原子化、个体化的农民实现了“再组织化”，满足了成员的社会交往和情感交流需求，改善了其社区生活。加入合作社后，农户还可以通过参加合作社组织的技术培训、联采联销等各种活动，增加交往频次，扩大交往范围，从而改善自身的社会交往和社区生活。

英国新经济学基金会研究发现，包括社会交往在内的“有意向的活动（intentional activities）”解释了人们幸福感变化的40%^①。不仅如此，基于民主要求设计和运行的农民合作社，在管理内部事务时还可以赋权于民，让成员在社区生活中获得平等参与和决策的权力，强化成员的自尊和自信心，直接改善其社区生活（Bibby and Shaw, 2005；刘宇翔，2015）。对于因收入较低而被排斥在正常社会交往之外的贫困户，加入合作社后成员内部的互助合作和交往交流，能够增强他们的社会联系，消减他们遭受的社会排斥和社会性贫困，进而提高其主观幸福感和生活满意度。也就是说，社会交往可能充当了加入合作社影响贫困户生活满意度的中介变量。社会性贫困是社会交往缺乏造成的，因此，社会交往的改善也就意味着社会性贫困的缓解。由此，本文提出研究假说2。

H2：贫困户加入合作社能够改善其社会交往（缓解社会性贫困），进而提高生活满意度。

综合上述分析，本文的逻辑框架如图1所示。

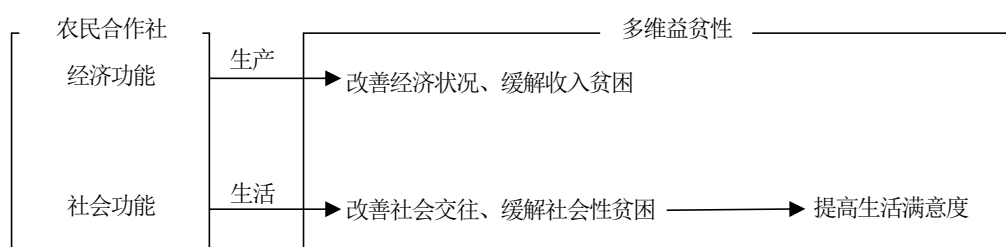


图1 农民合作社的益贫性及其作用机理

三、模型、变量与数据

（一）模型设定

要分析加入合作社与贫困户收入增加、生活满意度提高之间的因果关系，须先进行因果效应识别。假定贫困户追求收益最大化且风险中立，那么只有加入合作社的潜在收益大于预期成本，他们才会选择加入合作社。由于潜在收益和预期成本都是主观的，因而贫困户是否选择加入合作社的行为是一个受多种因素综合影响且不可观测的潜变量（ $Coop_i^*$ ）。如果没有政府的行政干预，是否加入合作社是贫困户（主要是作为决策者的户主）考虑到成本收益后自我选择的结果。本文将是否加入合作社作为处理变量（ $Coop_i$ ）。当且仅当加入合作社的潜在净收益大于零（ $Coop_i^* > 0$ ）时，贫困户才加入合作社，即 $Coop_i = 1$ ；否则， $Coop_i = 0$ 。因此，贫困户 i 是否加入合作社可用如下模型表示：

$$Coop_i^* = \alpha D_i + \mu_i \quad (1)$$

$$Coop_i = \begin{cases} 1, Coop_i^* > 0 \\ 0, Coop_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

^①资料来源：https://neweconomics.org/uploads/files/813660812dc0c82af5_vkm6vve98.pdf。

(1) 式中, D_i 是影响贫困户是否加入合作社的因素, 包括户主个人特征、家庭特征和经营情况等; α 是待估计系数, μ_i 是随机误差项。

在分析贫困户加入合作社能否实现收入增加时, 本文还引入了其他控制变量, 建立如下计量模型:

$$Income_i = \lambda Coop_i + \eta X_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

(3) 式中, $Income_i$ 是贫困户的收入; $Coop_i$ 为贫困户是否加入合作社, 是模型的核心解释变量; X_i 是一系列影响贫困户收入的因素, 包括户主的个人特征、家庭特征、经营情况等; λ 和 η 是待估计系数, ε_i 是随机误差项。

在分析贫困户加入合作社对其社会交往以及生活满意度的影响时, 本文首先分析加入合作社是否能提高贫困户的生活满意度, 计量模型的形式为:

$$Life_i = c Coop_i + \theta S_i + \varepsilon_{1i} \quad (4)$$

(4) 式中, $Life_i$ 为生活满意度; S_i 是其他影响因素; c 、 θ 是待估系数, ε_{1i} 是随机扰动项。

其次, 本文以社会交往 ($Comm_i$) 作为中介变量, 分析加入合作社是否通过改善贫困户的社会交往 (从而缓解社会性贫困) 来影响其生活满意度。根据温忠麟、叶宝娟 (2014) 的中介效应检验程序, 本文在 (4) 式的基础上增加两个计量模型, 具体形式如下:

$$Comm_i = a Coop_i + \gamma S_i + \varepsilon_{2i} \quad (5)$$

$$Life_i = c' Coop_i + b Comm_i + \beta S_i + \varepsilon_{3i} \quad (6)$$

(5) ~ (6) 式中, a 、 γ 、 c' 、 b 、 β 是待估系数, ε_{2i} 、 ε_{3i} 是随机扰动项。如果 (4) ~ (6) 式中的系数 c 、 a 、 b 都显著, 则表明社会交往的间接效应显著。若 ab 与 c' 同号, 表明社会交往具有部分中介效应, 中介效应占总效应的比例为: ab/c ; 若 a 、 b 中至少有一个不显著, 则需用 Bootstrap 法直接检验 $H_0: ab = 0$, 然后再考察是否存在中介效应及其大小 (参见温忠麟、叶宝娟, 2014)。

由于模型中的收入、生活满意度分别是连续变量和有序变量, 而社会交往是二分变量, 故本文首先利用可处理内生性的扩展回归模型 (extended regression models, ERM) 中的内生线性模型同时估计

(1) 式和 (3) 式, 然后利用 ERM 中的内生有序 Probit 模型同时估计 (1) 式和 (4) 式以及中介效应检验时的 (1) 式和 (6) 式, 最后利用 ERM 中的内生 Probit 模型同时估计 (1) 式和 (5) 式。

内生线性模型、内生有序 Probit 模型和内生 Probit 模型都需要包含至少一个工具变量才可识别。而且贫困户是否加入合作社与收入、生活满意度等变量可能存在互为因果的关系, 比如一些收入或生活满意度较高的贫困户可能更愿意加入合作社, 即贫困户是否加入合作社可能是一个内生变量。为了解决是否加入合作社这一变量的内生性, 并让计量模型可识别, 本文借鉴 Ma and Abdulai (2016) 以邻居是否加入合作社作为样本农户是否加入合作社的工具变量的思路, 用本村其他贫困户加入合作社的比例作为该贫困户是否加入合作社的工具变量。根据行为模仿理论, 在农村熟人社区, 本村其他贫

困户加入合作社的情况会影响该贫困户是否加入合作社。本村其他贫困户加入合作社的比例越高，该贫困户加入合作社的可能性一般也越大；但是，本村其他贫困户加入合作社的比例一般不会影响该贫困户的收入和生活满意度。

（二）变量说明

1.被解释变量。本文拟借助收入、生活满意度指标，实证分析农民合作社的益贫性。家庭人均纯收入是测度收入贫困最常用的指标，中国的贫困线就是依据年家庭人均纯收入划定的。本文采取国家统计局的方法，将农户家庭每年得到的各类收入进行加总，然后减去农业及非农业经营支出，得到年家庭纯收入，再将年家庭纯收入除以家庭人数得到年家庭人均纯收入，用以反映贫困户收入。

本文同时将贫困户户主的生活满意度（5级李克特量表打分）作为被解释变量，用以反映贫困户的生活满意度。生活满意度是测度人们生活状况的重要指标，它无疑会受到社会交往以及社会性贫困的影响。社会交往作为中介变量，既是被解释变量也是解释变量。本文以是否参加文化娱乐或兴趣组织（以下简称“参加文娱组织”）表征贫困户的社会交往情况，分析贫困户加入合作社是否以及在多大程度上通过社会交往影响其生活满意度。

2.核心解释变量。本文关注的是贫困户加入合作社能否增加收入、提高生活满意度以及是否会通过改善其社会交往（从而缓解社会性贫困）来提高生活满意度。因此，贫困户是否加入合作社是本文的核心解释变量。

3.控制变量。本文将控制变量分为个人特征、家庭特征、经营情况三类。其中，个人特征包括户主（即受访者）性别、年龄与受教育年限；家庭特征主要是贫困户的家庭人数与家庭供养压力；经营特征包括贫困户家庭农业收入占比、家庭人均务工强度与家庭自有土地面积。大量研究表明（例如Verhofstadt and Maertens, 2015；刘俊文，2017），上述三类变量不仅会影响贫困户是否选择加入合作社，还会影响其收入和生活满意度^①。同时，考虑到地区差异，本文在模型中还将样本所在地区按照东、中、西部加以控制。

表1对各变量进行了定义。

表1 变量名称与变量定义

变量名称	变量定义
收入	家庭每年的各类收入减去经营支出后除以家庭人数（千元/人·年）
生活满意度	户主的生活满意程度：很不满意=1；不太满意=2；一般=3；比较满意=4；很满意=5
是否加入合作社	否=0；是=1
社会交往	是否参加文娱组织：否=0；是=1
户主性别	女=0；男=1
户主年龄	2016年底受访者的年龄（岁）
户主受教育年限	户主的受教育年限：文盲=0；小学=5；初中=8；高中或中专=11；大专及以上=14

^①因为生活满意度和社会交往可能受收入状况影响，所以在分析贫困户加入合作社是否能提高其生活满意度、是否会改善其社会交往时，本文还控制了以年计的家庭人均纯收入。

家庭人数	家庭人口数
家庭供养压力	15岁以下和65岁以上成员数量占家庭人口数的比例
家庭农业收入占比	减去农业经营支出后的家庭农业经营收入除以家庭总收入
家庭人均务工强度 ^a	所有家庭成员务工时间的均值
家庭自有土地面积	家庭自有的耕地、林地、园地、牧草地等的总面积（亩）
工具变量	本村其他贫困户加入合作社的比例

注：a 户主报告的各个家庭成员每年务工时间为：从不=0；3个月以下=1；3~6个月=2；6~12个月=3。将各个家庭成员每年务工时间加总后除以家庭人数，用以反映农户层面的务工强度。

（三）数据来源

本文使用的数据来自中国社会科学院国情调研特大项目“精准扶贫精准脱贫百村调查”课题组于2017年1~10月在全国26个省（市、区）近百个贫困村开展的问卷调查。该项目下设100个子课题，子课题负责人主要来自中国社会科学院农村发展研究所、社会学研究所等单位，个别子课题负责人来自各大高校或地方社会科学院。为保证贫困村选择的随机性和代表性，课题组首先让每个子课题负责人在全国范围内提供意向样本贫困村，然后在国务院扶贫开发领导小组办公室的支持下对部分贫困村进行调整，以便能够有一定比例的样本贫困村分布在“老少边穷”地区，并为找不到合适样本的子课题推荐贫困村。按照要求，子课题调查组需要在样本贫困村开展分层抽样，抽取不少于30户贫困户和30户非贫困户进行问卷调查。调查问卷由课题组统一提供，由子课题负责人、所在单位青年科研人员以及部分相关专业的研究生等接受培训后驻村入户与户主一对一访谈完成。一般而言，作为家里的主事人，贫困户户主最了解家里的生产、生活情况，也是收入贫困和社会性贫困压力的主要承担者。

剔除完成的问卷数量远小于60的样本贫困村的所有问卷以及有重要信息遗漏的问卷，课题组共得到90个村的6006个有效样本，其中贫困户、非贫困户分别为3216户和2790户^①。在6006个有效样本中，贫困户加入合作社的比例为21.49%；非贫困户加入合作社的比例为15.66%。样本贫困户与非贫困户加入合作社的比例相差不大（不到6个百分点），且都远低于官方统计的2016年底全国农户加入合作社的比例（46.80%）^②。这表明，样本贫困村的合作社在参与精准扶贫时，可能受到了一定的行政干预，但力度不大，样本数据具有较好的真实性与代表性。由于本文关注的是加入合作社对贫困群体的影响，所以接下来本文仅使用3216户样本贫困户数据进行实证分析。

表2显示了3216户样本贫困户各变量的均值以及加入与未加入合作社的两类贫困户各变量的均值差异。表2表明，加入合作社的贫困户收入和生活满意度都显著较高，而且社会交往也明显较多。具体来看，与未加入合作社的贫困户相比，加入合作社的贫困户年家庭人均纯收入均值高541元，生活满意度均值高0.44。另外，在给定的显著性水平上，加入合作社的贫困户户主年龄较小、家庭人数较多、家庭人均务工强度较大，但是其家庭供养压力明显较小。就此而言，农民合作社在增加贫困户

^①根据“2016年底是否为建档立卡贫困户”来划分贫困户与非贫困户。

^②资料来源：《农业部副部长叶贞琴在农民合作社发展论坛上的讲话》，http://jiuban.moa.gov.cn/sjzz/jgs/cfc/zcdt/ldjh/201709/t20170922_5823309.htm。

收入、提高生活满意度方面有重要作用。当然，要确认农民合作社是否是有效的益贫组织，还需要进行更为严谨的计量分析。

表2 样本贫困户各变量均值及两类贫困户样本的均值差异

变量	全样本贫困户 N=3216	加入合作社的贫困户 N=691	未加入合作社的贫困户 N=2525	两类贫困户样本 的均值差异
收入	6.657 (7.641)	7.082 (9.331)	6.541 (7.106)	0.541*
生活满意度	3.240 (1.068)	3.584 (0.993)	3.146 (1.069)	0.438***
社会交往	0.328 (0.470)	0.476 (0.500)	0.273 (0.446)	0.204***
户主性别	0.707 (0.455)	0.73 (0.02)	0.70 (0.01)	0.033
户主年龄	55.322 (13.446)	52.879 (12.030)	55.992 (13.735)	-3.113***
户主受教育年限	4.814 (3.180)	5.079 (2.994)	4.744 (3.224)	0.335**
家庭人数	3.570 (1.697)	3.948 (1.565)	3.467 (1.717)	0.481***
家庭供养压力	0.336 (0.322)	0.290 (0.283)	0.348 (0.331)	-0.058***
家庭农业收入占比	0.191 (0.622)	0.172 (0.364)	0.196 (0.676)	-0.024
家庭人均务工强度	0.897 (0.907)	0.978 (0.875)	0.875 (0.915)	0.104***
家庭自有土地面积	43.766 (181.725)	47.653 (185.569)	42.702 (180.681)	4.951
工具变量	0.208 (0.242)	0.474 (0.288)	0.135 (0.164)	0.339***

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号外为均值，括号内为标准差；③因样本数据缺失，有些变量的样本数少于 3216。

此外，农民合作社在生产生活方面的作用可能因成员农户收入状况的不同而有所区别。在分析是否加入合作社对贫困户收入和生活满意度的影响时，本文根据年家庭人均纯收入是否高于 2017 年很多省份设定的 3335 元的贫困线^①，将样本贫困户分为两大类：一类是年家庭人均纯收入低于 3335 元

^①因各地情况不同，国务院未给出 2017 年全国统一的贫困线或贫困（脱贫）标准。国家统计局住户调查办公室出版的《中国农村贫困监测报告（2018）》中，按当年价 2017 年的贫困标准定为 2962 元/年，与 2016 年的贫困标准完全相同，这不符合贫困标准以 2010 年不变价格为基础根据每年物价水平调整的普遍做法。考虑到不少地方（例如贵州省、黑龙江

的实际贫困户；另一类是年家庭人均纯收入虽然高于或等于 3335 元，但因各种原因暂未退出贫困户序列，仍享受贫困户政策的政策贫困户。在 3216 户样本贫困户中，实际贫困户为 1026 户，占比 31.90%；政策贫困户为 2190 户，占比 68.10%。

四、估计结果分析

（一）加入合作社对贫困户收入的影响

虽然实际贫困户与政策贫困户都为建档立卡贫困户，享受相同的扶贫政策，但是两类贫困户的收入状况有所不同，加入合作社对其收入的影响也可能存在差别，因而需要对两类样本分别进行计量分析，于是本文将贫困户是否加入合作社、收入和生活满意度三个变量分别对工具变量进行回归。回归结果发现，工具变量对贫困户是否加入合作社的影响显著，对贫困户收入和生活满意度的影响不显著。这与理论分析的结果一致，表明本文选定的工具变量是一个有效的工具变量。另外，控制变量和核心解释变量之间的条件数为 20.69，可以认为变量不存在多重共线性，数据适合进行计量分析。本文使用内生线性模型，同时估计（1）式和（3）式，可以得到是否加入合作社对贫困户收入的影响，估计结果如表 3 所示。表 3 表明，对于全样本贫困户和政策贫困户，是否加入合作社的内生性不显著；但是对于实际贫困户，（1）式与（3）式的残差相关系数 ρ 显著不为零。这表明，样本贫困户是否选择加入合作社具有一定的内生性，应当采用可以控制内生性的计量模型进行分析。

从表 3 的回归结果看，对于全样本贫困户，户主受教育年限、家庭人数对贫困户是否加入合作社有显著的正向作用。加入合作社能够让贫困户年家庭人均纯收入增加 872 元，且在 10%的水平上显著。农民合作社的增收效应对实际贫困户和政策贫困户有很大差别：加入合作社能够让实际贫困户年家庭人均纯收入增加 4446 元，且在 1%的水平上显著；但是，加入合作社对政策贫困户收入的影响却不显著。上述结果表明：一方面，农民合作社有助于提高贫困户收入，改善贫困户的经济状况；另一方面，农民合作社对实际贫困户的增收效应远比对政策贫困户的增收效应显著，因而有助于缓解实际贫困户的相对贫困。加入合作社能够增加贫困户收入，且对收入较低的实际贫困户的经济状况改善作用尤为明显，假说 1 得到证实。

此外，表 3 还表明，虽然家庭人均务工强度较大的实际贫困户更愿意加入合作社，但是务工强度的增大并没能增加其收入。相对富裕的政策贫困户则不同，其收入会随着务工强度的增大而显著增加。

表 3 加入合作社对贫困户收入的影响：内生线性回归

	全样本贫困户		实际贫困户		政策贫困户	
	(1) 式	(3) 式	(1) 式	(3) 式	(1) 式	(3) 式
是否加入合作社	—	0.872* (0.507)	—	4.446*** (0.293)	—	-0.424 (0.631)

省等)将 3335 元/年作为 2017 年贫困户脱贫标准，再加上需要依据脱贫标准划分实际贫困户和政策贫困户，本文从实际情况出发，以 3335 元/年作为 2017 年的脱贫标准。

农民合作社是有效的益贫组织吗？

户主性别	0.084 (0.074)	0.048 (0.309)	-0.227** (0.111)	0.430 (0.314)	0.152*** (0.090)	0.212 (0.379)
户主年龄	0.000 (0.003)	0.018 (0.012)	0.000 (0.004)	0.019 (0.012)	0.001 (0.003)	0.011 (0.015)
户主受教育年限	0.022** (0.011)	0.057 (0.046)	0.049*** (0.017)	-0.076* (0.046)	0.009 (0.013)	0.001 (0.056)
家庭人数	0.046** (0.021)	-0.726*** (0.088)	0.026 (0.032)	-0.061 (0.091)	0.066*** (0.025)	-0.712*** (0.108)
家庭供养压力	-0.357*** (0.121)	-0.293 (0.484)	0.102 (0.183)	0.531 (0.501)	-0.394*** (0.146)	-1.063* (0.594)
家庭农业收入占比	0.017 (0.051)	-0.921*** (0.210)	0.001 (0.037)	-0.129 (0.126)	0.229 (0.158)	-2.953*** (0.730)
家庭人均务工强度	0.021 (0.037)	0.987*** (0.157)	0.111** (0.056)	-0.190 (0.162)	0.025 (0.045)	0.913*** (0.195)
家庭自有土地面积 对数	0.022 (0.019)	0.371*** (0.078)	0.043 (0.028)	0.003 (0.080)	0.000 (0.023)	0.146 (0.098)
中部地区	-0.160 (0.112)	-1.209*** (0.472)	-0.099 (0.180)	-0.071 (0.511)	-0.163 (0.135)	-1.323** (0.562)
西部地区	-0.131* (0.108)	-1.036** (0.471)	0.033 (0.177)	-0.226 (0.502)	-0.033 (0.130)	-0.467 (0.568)
工具变量	3.547*** (0.144)	—	1.604*** (0.190)	—	3.504*** (0.174)	—
常数项	-1.869*** (0.234)	7.470*** (0.968)	-1.341*** (0.384)	0.126 (0.993)	-1.993*** (0.279)	11.153*** (1.186)
Wald 检验值	160.62***		240.57***		99.28***	
残差相关系数 ρ	-0.045 (0.043)		-0.903*** (0.014)		0.063 (0.054)	
样本数	2735		857		1878	

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为标准误；③地区虚拟变量以东部地区为参照；④家庭自有土地面积是农户报告值+0.1 后再取自然对数以消除量纲，同时避免因一些农户自有土地面积为 0 导致的样本被剔除问题；⑤因一些变量的数据缺失，样本数少于贫困户样本数，下同。

（二）加入合作社对生活满意度的影响

接下来，本文使用内生有序 Probit 模型，同时估计（1）式和（4）式，得到是否加入合作社对贫困户生活满意度的影响。表 4 的回归结果表明，无论是全样本回归，还是对实际贫困户、政策贫困户两类样本分别回归，（1）式和（4）式的残差相关系数 ρ 都显著不为零。该回归结果再次表明，贫困户是否选择加入合作社具有内生性，本文采用的计量模型是合适的。

表 4 加入合作社对贫困户生活满意度的影响：内生有序 Probit 回归

	全样本贫困户	实际贫困户	政策贫困户
--	--------	-------	-------

农民合作社是有效的益贫组织吗？

	(1) 式	(4) 式	(1) 式	(4) 式	(1) 式	(4) 式
是否加入合作社	—	0.950*** (0.079)	—	1.200*** (0.140)	—	0.817*** (0.099)
家庭人均纯收入	0.000 (0.004)	0.018*** (0.003)	-0.031* (0.016)	0.005 (0.010)	0.005 (0.005)	0.012*** (0.003)
户主性别	0.082 (0.073)	0.100** (0.046)	-0.085 (0.135)	0.057 (0.081)	0.145 (0.089)	0.143*** (0.056)
户主年龄	0.000 (0.003)	0.010*** (0.002)	-0.003 (0.005)	0.017*** (0.003)	0.001 (0.003)	0.006*** (0.002)
户主受教育年限	0.023** (0.011)	-0.006 (0.007)	0.053*** (0.020)	0.004 (0.012)	0.008 (0.013)	-0.015* (0.008)
家庭人数	0.045** (0.021)	-0.001 (0.013)	0.004 (0.039)	-0.028 (0.024)	0.068*** (0.025)	0.018 (0.016)
家庭供养压力	-0.326*** (0.120)	0.247*** (0.072)	-0.013 (0.225)	0.220* (0.131)	-0.378*** (0.146)	0.267*** (0.087)
家庭农业收入占比	0.016 (0.048)	0.040*** (0.032)	0.005 (0.055)	0.067* (0.035)	0.211 (0.158)	0.003 (0.108)
家庭人均务工强度	0.024 (0.036)	0.034 (0.023)	0.086 (0.068)	0.000 (0.042)	0.017 (0.045)	0.040 (0.029)
家庭自有土地面积对数	0.016 (0.019)	0.043*** (0.012)	0.046 (0.034)	0.051** (0.021)	-0.006 (0.023)	0.029** (0.014)
中部地区	-0.189* (0.112)	0.117* (0.070)	-0.131 (0.212)	0.187 (0.133)	-0.186 (0.134)	0.082 (0.082)
西部地区	-0.106 (0.107)	-0.006 (0.070)	-0.318 (0.210)	0.114 (0.131)	-0.013 (0.128)	-0.014 (0.083)
工具变量	3.562*** (0.144)	—	3.709*** (0.270)	—	3.508*** (0.175)	—
常数项	-1.880*** (0.234)	—	-1.700*** (0.452)	—	-2.037*** (0.285)	—
Wald 检验值	288.41***		132.37***		127.56***	
残差相关系数 ρ	-0.363*** (0.052)		-0.470*** (0.086)		-0.317*** (0.066)	
样本数	2719		851		1868	

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为标准误；③地区虚拟变量以东部地区为参照。

表 4 中，从回归系数看，与未加入合作社相比，加入合作社在 1%的显著性水平上能够提高贫困户的生活满意度。这一结论无论是在全样本回归还是在分样本回归中都成立，假说 2 得到初步证实。结合表 3 的回归结果可以发现，加入合作社对于政策贫困户收入没有显著影响，却能够显著提高其生活满意度。这表明：一方面，加入合作社对贫困户收入和生活满意度的影响存在不同的作用机理；另一方面，也意味着加入合作社即便不能增加收入较高的成员收入，亦可以改善他们的生活状态。这可

能是因为在乡村共同体持续衰败、农民日益“个体化”的社会转型期，农民合作社在一定程度上发挥了乡村社会共同体的作用（刘同山，2017）。

由于生活满意度为有序变量，表4的回归系数反映了是否加入合作社对贫困户生活满意度的作用方向。为了得到更为直观的结果，即加入合作社将在多大程度上提高贫困户的生活满意度，本文接下来在内生有序Probit回归的基础上进行边际分析。表5的结果表明，加入合作社可以显著地提高贫困户的生活满意度，尤其是对实际贫困户而言。具体地，加入合作社分别让全样本贫困户、实际贫困户和政策贫困户“对现在生活很不满意”的概率降低了7.60%、12.50%和5.40%。

表5 加入合作社对贫困户生活满意度的边际影响

	全样本贫困户	实际贫困户	政策贫困户
合作社成员与非成员相比	-0.076*** (0.007)	-0.126*** (0.015)	-0.054*** (0.007)
加入合作社让户主回答“对现在生活很不满意”的概率降低比例(%)	7.60	12.50	5.40

注：①***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号内为标准误。

（三）社会交往的中介效应分析

从上述分析可以知道，加入合作社能够提高贫困户的生活满意度，但上述分析不能判定生活满意度的提高是否源自贫困户社会交往的改善。为了找到加入合作社通过改善贫困户的社会交往来提高其生活满意度的证据，需要对社会交往的中介效应进行检验。

表4和表6的结果表明，对于全样本贫困户，(4)~(6)式中是否加入合作社、是否参加文娱组织的回归系数都通过了给定水平的显著性检验($c=0.95$ 、 $a=0.50$ 和 $b=0.33$)。这说明社会交往的间接效应显著，加入合作社确实会通过改善贫困户的社会交往来提高其生活满意度。具体来看， ab 与 c' 同号，属于部分中介效应，中介效应占总效应的比例为17.37%。也就是说，在贫困户加入合作社后生活满意度提高的总效应中，有17.37%的比例是通过以参加文娱组织所反映的社会交往的改善实现的，假说2得到进一步证实。

表6 社会交往的中介效应检验

	社会交往：全样本贫困户		生活满意度：全样本贫困户	
	(1)式	(5)式	(1)式	(6)式
是否加入合作社	—	0.497** (0.228)	—	1.213*** (0.145)
是否参加文娱组织	—	—	—	0.329*** (0.080)
家庭人均纯收入	0.004 (0.006)	-0.010 (0.007)	0.005 (0.006)	0.014*** (0.004)
户主性别	0.071 (0.123)	-0.100 (0.107)	0.080 (0.122)	0.089 (0.084)
户主年龄	0.004	0.001	0.003	0.008**

农民合作社是有效的益贫组织吗？

	(0.005)	(0.004)	(0.005)	(0.003)
户主受教育年限	0.029	-0.001	0.028	-0.035***
	(0.019)	(0.017)	(0.019)	(0.013)
家庭人数	0.070*	0.030	0.059	-0.007
	(0.037)	(0.033)	(0.037)	(0.026)
家庭供养压力	-0.702***	0.131	-0.747***	0.544***
	(0.222)	(0.183)	(0.222)	(0.139)
家庭农业收入占比	0.093	0.189	0.063	0.043
	(0.130)	(0.134)	(0.090)	(0.054)
家庭人均务工强度	0.032	0.091	0.028	0.042
	(0.068)	(0.061)	(0.066)	(0.048)
家庭自有土地面积对数	0.039	0.044*	0.049*	0.010
	(0.031)	(0.026)	(0.029)	(0.021)
中部地区	-0.193	0.892***	-0.144	0.022
	(0.187)	(0.182)	(0.184)	(0.123)
西部地区	-0.134	0.856***	-0.102	-0.004
	(0.157)	(0.169)	(0.157)	(0.114)
工具变量	3.211***	—	3.263***	—
	(0.273)		(0.269)	
常数项	-2.016***	-1.460***	-1.954***	—
	(0.402)	(0.353)	(0.395)	
Wald 检验值		48.03***		161.38***
残差相关系数 ρ		0.052		-0.513***
		(0.149)		(0.093)
样本量		787		785

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为标准误；③地区虚拟变量以东部地区为参照。

值得提出的是，以是否参加文娱组织反映贫困户的社会交往情况，会导致农民合作社的益贫性被严重低估。原因主要有三个：一是很多村庄有农民合作社，但没有文娱组织^①，因此贫困户加入合作社后的社会交往情况没能得到真实反映；二是参加文娱组织只是社会交往的一个很小的方面，其能表征的社会性贫困缓解更是非常有限；三是合作社成员内部交流已经满足了贫困户的社会交往需要，而且一些社区性的综合合作社本身就兼具文娱组织的功能，成员不需要再参加此类组织。一旦考虑到成员内部的交流、交往和社会支持，农民合作社在缓解社会性贫困、提高贫困群体生活满意度中的作用将更加突出。遗憾的是，本文没能找到可以更好地反映社会交往或社会性贫困情况的指标。

五、研究结论与政策启示

^①当被问及本村及邻近村有没有农民合作社以及有没有文娱组织时，在 6006 个有效样本中，分别有 2910 个和 1950 个样本回答“有”。而且，在回答“本村及邻近村有农民合作社”的 2910 个样本中，只有 54.21%的样本回答“本村及邻近村有文娱组织”。可见，很多村庄确实只有农民合作社而没有文娱组织。

在理论分析农民合作社可以帮助贫困户成员改善经济状况和社区生活的基础上，本文利用全国 26 个省（市、区）90 个贫困村的 3216 户贫困户调查数据，采用可以处理内生性的内生线性回归模型、内生有序 Probit 模型和内生 Probit 模型，将贫困户分为实际贫困户和政策贫困户两类，实证研究了加入合作社对贫困户收入和生活满意度的影响。

本文结果表明：首先，与未加入合作社相比，加入合作社可以显著增加贫困户的收入，且对实际贫困户的增收效应较大；其次，与未加入合作社相比，加入合作社可以显著提高贫困户的生活满意度，且对实际贫困户的提升作用较强；最后，社会交往的改善是加入合作社提高贫困户生活满意度的中介变量，加入合作社有助于缓解贫困户的社会性贫困。总之，农民合作社不仅能够增加贫困群体的收入、缓解收入贫困，还可以改善贫困群体的社会交往、缓解社会性贫困，进而提高其生活满意度，具有很好的益贫性。

本文从上述结论中可以得到以下政策启示。第一，农民合作社作为有效的益贫组织，能够显著改善贫困群体的生活状况，各级政府在完善农村扶贫机制、改进扶贫效果的举措中，应当继续重视农民合作社的减贫效应，不应因“空壳社”问题而对此产生动摇、质疑。第二，无论是改善收入状况，还是提高生活满意度，家庭收入较低的实际贫困户都可以从合作社参与中获得更多益处。因此，在引导农民合作社实现高质量发展转型时，政策上要特别鼓励和支持实际贫困户加入合作社，通过改善贫困户的组织化程度，提升其市场竞争力和生活获得感。第三，作为植根于传统农村社区的互助性经济社会组织，农民合作社在解决贫困群体因社会排斥而遭受的社会性贫困方面有独特优势。为了增强社会联系、缓解贫困群体的社会性贫困，政府要积极利用农村社区的传统组织和文化资源，强化农民合作社的社会功能建设。

参考文献

- 1.邓衡山、徐志刚、黄季焜、宋一青，2011：《组织化潜在利润对农民专业合作组织形成发展的影响》，《经济学（季刊）》第4期。
- 2.管爱国、符纯华，2000：《现代世界合作社经济》，北京：中国农业出版社。
- 3.韩国明、安杨芳，2010：《贫困地区农民专业合作社参与农业技术推广分析——基于农业技术扩散理论的视角》，《开发研究》第2期。
- 4.胡联，2014：《贫困地区农民专业合作社与农户收入增长——基于双重差分法的实证分析》，《财经科学》第12期。
- 5.黄宗智，2017：《中国农业发展三大模式：行政、放任与合作的利与弊》，《开放时代》第1期。
- 6.孔祥智，2016：《合作社的益贫性》，《中国农民合作社》第7期。
- 7.刘俊文，2017：《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》，《中国农村经济》第2期。
- 8.刘同山，2017：《农民合作社的幸福效应：基于ESR的计量分析》，《中国农村观察》第4期。
- 9.刘宇翔，2015：《欠发达地区农民合作扶贫模式研究》，《农业经济问题》第7期。

- 10.邵科、于占海, 2017: 《农民合作社在促进产业精准脱贫中的功能机理、面临问题与政策建议》, 《农村经济》第7期。
- 11.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。
- 12.王小林、Alkire Sabina, 2009: 《中国多维贫困测量: 估计和政策含义》, 《中国农村经济》第9期。
- 13.温忠麟、叶宝娟, 2014: 《中介效应分析: 方法和模型发展》, 《心理科学进展》第5期。
- 14.吴彬、徐旭初, 2009: 《农民专业合作社的益贫性及其机制》, 《农村经济》第3期。
- 15.邢成举、李小云, 2013: 《精英俘获与财政扶贫项目目标偏离的研究》, 《中国行政管理》第9期。
- 16.徐旭初、吴彬, 2018: 《农民合作社参与扶贫的若干思考》, 《中国合作经济》第10期。
- 17.苑鹏, 2019: 《农民合作社参与精准扶贫的政策措施与实践探索》, 载魏后凯(主编): 《中国农村发展报告(2019)》, 北京: 中国社会科学出版社。
- 18.苑鹏、曹斌、崔红志, 2019: 《空壳农民专业合作社的形成原因、负面效应与应对策略》, 《改革》第4期。
- 19.张晓山、苑鹏, 2009: 《合作经济理论与中国农民合作社的实践》, 北京: 首都经贸大学出版社。
- 20.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。
- 21.赵晓峰、邢成举, 2016: 《农民合作社与精准扶贫协同发展机制构建: 理论逻辑与实践路径》, 《农业经济问题》第4期。
- 22.Bibby, A., and L. Shaw, 2005, *Making a Difference: Co-operative Solutions to Global Poverty*, London: Co-operative College.
- 23.Birchall, J., and R. Simmons, 2009, *Cooperatives and Poverty Reduction: Evidence from Sri Lanka and Tanzania*, Oldham: Co-operative College.
- 24.Bruni, F., D. De Rosa and G. Ferri, 2019, “Cooperatives and Happiness. Cross-country Evidence on the Role of Relational Capital”, *Applied Economics*, 51(30):3325-3343.
- 25.Holmén, H., 1990, *State, Cooperatives and Development in Africa*, Uppsala: The Scandinavian Institute of African Studies.
- 26.Hu, Z., F. Q. Zhang, and J. A. Donaldson, 2017, “Farmers’ Cooperatives in China: A Typology of Fraud and Failure”, *China Journal*, 78(7):1-24.
- 27.Hunter, G., 1981, *A Hard Look at Directing Benefits to the Rural Poor and at Participation*, London: Overseas Development Institute.
- 28.Ma, W., and A. Abdulai, 2016, “Does Cooperative Membership Improve Household Welfare? Evidence from Apple Farmers in China”, *Food Policy*, 58(1):94-102.
- 29.Ma, W., A. Renwick, P. Yuan, and R. Nazmun, 2018, “Agricultural Cooperative Membership and Technical Efficiency of Apple Farmers in China: An Analysis Accounting for Selectivity Bias”, *Food Policy*, 81(11):122-132.
- 30.Majee, W., and A. Hoyt, 2011, “Cooperatives and Community Development: A Perspective on the Use of Cooperatives in Development”, *Journal of Community Practice*, 19(1): 48-61.
- 31.Parnell, E., 2001, *The Role of Cooperatives and Other Self-help Organizations in Crisis Resolution and Socio-economic*

Recovery, Geneva: International Labour Office.

32. Sen, A., 1999, *Development as Freedom*, Oxford: Oxford University Press.

33. Townsend, P., 1979, *Poverty in the United Kingdom*, Berkeley: University of California Press.

34. Verhofstadt, E., and M. Maertens, 2015, "Can Agricultural Cooperatives Reduce Poverty? Heterogeneous Impact of Cooperative Membership on Farmers Welfare in Rwanda", *Applied Economic Perspectives and Policy*, 37(1):86-106.

35. Wanyama, F., P. Develtere, and I. Pollet, 2008, *Encountering the Evidence: Cooperatives and Poverty Reduction in Africa*, Belgium: Catholic University of Leuven.

36. World Bank, 2001, *World Development Report 2000/2001: Attacking Poverty*, New York: Oxford University Press.

(作者单位: ¹南京林业大学经济管理学院;

²中国社会科学院农村发展研究所)

(责任编辑: 何 欢)

Are Farmers' Cooperatives Effective Pro-poor Organizations?

Liu Tongshan Yuan Peng

Abstract: Based on the organizational characteristics of farmers' cooperatives, this article analyzes the mechanism of joining farmers' cooperatives to improve poor farmer households' economic conditions and life satisfaction. It then examines the impacts of joining farmers' cooperatives on poor farmer households' income and life satisfaction by utilizing an extended regression model with a survey dataset of 3216 poor farmer households in 2017 "Survey on Precise Poverty Alleviation in 100 Villages" in China. The empirical results show that joining farmers' cooperatives can not only enhance the expected annual per capita income of poor households by 872 Yuan but also improve their life satisfaction, and the effects are more pronounced for poor households with lower income. In addition, the study finds that social interaction is an intermediary variable that can account for 17.37 percent of the impact of joining farmers' cooperatives on the life satisfaction of poor households. So policymakers should pay more attention to the multidimensional pro-poor effect of farmers' cooperatives.

Key Words: Farmers' Cooperative; Pro-poor Organization; Poor Household; Income; Life Satisfaction