

# 农民合作社的幸福效应： 基于 ESR 模型的计量分析\*

刘同山

**摘要：**农民合作社不仅具有经济功能，还具有社会功能。本文通过对河北、山东、河南三省 615 个样本农户数据比较分析发现，合作社参与会显著影响农户幸福感。合作社成员幸福感均值为 4.13，比非成员幸福感均值高出 0.30。ESR 模型的估计结果表明，与全部不加入合作社相比，样本农户全部加入合作社，预期的整体幸福感可以提高 43.81%。中国农民合作社的社会功能逐步显现，因此，应转变“经济主义”挂帅的发展思路，重视农民合作社的社会功能并对其进行引导。

**关键词：**农民合作社 社会功能 农民幸福感 内生转换回归

**中图分类号：**F328 **文献标识码：**A

## 一、引言

进入21世纪以来，连续多个中央“一号文件”都对农民合作社<sup>①</sup>发展做出了部署。农民合作社已经成为中国解决“三农”问题的重要抓手（Zhao, 2011）。政府支持合作社发展的最初目标，是让农民通过联合与合作，扩大经营规模，提高市场地位，获得更多经济收益。但不少学者发现，当前农民合作社对提高农业经营效率、增加农民收入的作用有限。张红宇（2016）指出，当前合作社的数量增长较快但质量不高，有基本制度但规范不够，能促进农民增收但力度不大。黄祖辉、朋文欢（2016）利用安徽省砀山县水果种植户的数据，采用PSM方法估计了合作社的生产技术效率，发现加入合作社对农户的生产技术效率并没有实质性影响。朱哲毅等（2016）对三省242家涉及农资购买服务的合作社研究发现，样本合作社农资统购的比例较低，且主要作用是“牵线搭桥”。黄宗智（2017）甚至直言，中国这种“模仿美国模式，意图围绕某些专业产品而组织纯经济性的合作社”，发展“不尽如人意，甚或令人感到沮丧”。

实际上，作为一种拥有一整套行为准则的“我为人人、人人为我”的经济社会组织，合作社具

---

\*本文是国家社会科学基金项目“多维视角下农民合作社功能发展演化机理与发展目标再定位研究”（项目编号：17BJY124）的阶段性成果。感谢马旺林、李竣以及编辑部老师们的帮助和建议。当然，笔者文责自负。

<sup>①</sup>中国农民合作社发展日趋多样化、综合性，为行文方便，本文不区分农民专业合作社、农民合作社、合作社的概念。

有营利性组织和自治共同体双重属性（梁巧、黄祖辉，2011）。它不仅具有经济功能，还具有社会功能。近年来，国外一些学者利用菲律宾（Becchetti et al., 2013）、意大利（Sabatini et al., 2014）和瑞典（Hakelius and Hansson, 2016）等国的数据分析发现，合作社参与不仅能够产生和增强成员的社会信任，还会让成员注重承诺并提高其满足感。然而，国内这方面的研究比较缺乏，只有少数学者关注了合作社的社会功能及其社区治理作用。例如，张纯刚等（2014）认为，作为政策目标的一个“意外”结果，合作社使社区内生成了新公共空间。潘劲（2014）指出，合作社通过参与社区治理和对社区成员的示范带动，提升了社区治理的水平。赵泉民、井世洁（2016）研究发现，综合性合作社对于滋养社区公共性、缓解农民焦虑感等有重要作用。

幸福是终极的和自足的，它就是一切行为的目的（亚里士多德，1990）。2016年中央“一号文件”也提出，“把坚持农民主体地位、增进农民福祉作为农村一切工作的出发点和落脚点”。合作社运动先驱罗伯特·欧文1824年在美国进行“新和谐公社”试验的初衷，是探索“让更多的人获得幸福”的具体方式。另一个合作社运动先驱威廉·汤普逊<sup>①</sup>认为，在一个安全与平等得到调和的社会，人们对闲暇、交谈及辩论、艺术创作及享受的追求，会平衡其对财富的渴望，使财富追求更加温和，而合作社是实现这种结果的理想方式（Kaswan, 2014）。当前农村社会正在快速转型、传统乡村共同体日趋衰败，农民合作社的社会价值更应重视。唐宗焜（2007）甚至认为，在今日中国社会部门功能严重缺失的背景下，农民合作社在农村社区发展方面具有独特的至关重要的作用。因此，本文从社会转型期农民的需求出发，通过分析合作社的幸福效应来考察其社会功能，对于客观全面评价合作社的作用及制定有关政策有重要意义。

## 二、理论分析与假说：需求得到满足的幸福

众所周知，改革开放以来，中国农村发生了翻天覆地的变化。一方面，经历近 40 年的快速发展，2016 年，全国农村居民人均可支配收入达到 12363 元<sup>②</sup>，大部分农民生活达到了小康水平，不再担心吃饭、住房等基本生活问题。根据马斯洛需求层次理论，在较低层次的生理需求和安全需求得到满足后，人们会有较高层次的情感需要，人际交往及和他人建立充满友情的关系的动机就会变得强烈。汤普逊也认为，幸福并非如边沁所宣称的那样不存在“质”的差别，来自精神和社会的愉悦是更高级的幸福（Kaswan, 2014）。在此意义上，对于基本实现小康生活且拥有“小富即安”生活观念（廖永松，2014）的农民来说，除有进一步改善经济状况的需求外，还有更高层次的情感需求。

另一方面，随着农村人口持续向外流动，农村日趋衰败，传统的农村社会网络和乡村共同体不断消解，农民被裹挟到市场经济和城市多元文化的洪流中，遭受严重的情感冲击和心理落差。尤其

<sup>①</sup>据 Kaswan（2014）考证，1831 年英国第一次合作社代表大会通过的决议以汤普逊的理论为指导，且汤普逊参与了英国第二次、第三次合作社代表大会，是合作社运动的先驱。

<sup>②</sup>数据来源：中华人民共和国国家统计局：《2016 年国民经济和社会发展统计公报》，[http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201702/t20170228\\_1467424.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201702/t20170228_1467424.html)。

是农村税费改革后，集体经济组织不断弱化、虚化，进一步解构了传统农村社会结构，加速了农户的原子化、碎片化（赵泉民、井世洁，2016）。社会交换理论的代表人物布劳（2012）强调，社会交往会影响幸福感，个体之所以相互交往，是因为他们可以在交往中交换得到彼此需要的东西。在社会交换中，每个人的行为目标永远是指向获取物质上的满足和精神上的喜悦，并总是追求以最小的代价获取最大的满足和喜悦（朱翠英等，2011）。Diener and Biswas-Diener（2002）基于印度加尔各答的研究发现，与遭受社会隔离、缺乏社会支持的性工作者和街头流浪者相比，贫民窟里的穷人因拥有更多的社会关系而更幸福，来自家人和周边朋友的社会支持缓解了极端贫困对幸福感的消极影响。因此，为了消减社会转型带来的心理不适和痛苦，农民希望组建各种复合多元的乡村共同体，加强社会联系，以便“在共同生活中体验到确定性、归属感和幸福”（周濂，2009）。

根据国际合作社联盟（ICA）给出的权威定义——“合作社是人们自愿联合起来，通过共同所有和民主控制的企业，满足经济、社会和文化需求和愿望的一种自治组织”，合作社是一种兼具经济功能和社会功能的特殊企业。就中国农民合作社而言，它不仅向成员农户提供一定数量的公共物品和公共服务，满足农户与合作社之间的农资采购、农产品销售等需要，在城乡大变革时代农村社会快速转型的背景下，还打造了新的公共空间，充当情感和信息交流平台，发挥乡村共同体的作用，满足农民的情感及社会需求，从而提高其幸福感。基于此，本文提出研究假说：

H1：合作社参与能够提高农户的幸福感。

本文接下来将利用一手农户调查数据，检验合作社是否如理论分析的那样具有幸福效应。

### 三、数据、变量和描述统计

#### （一）数据来源

本文使用的数据来自中国人民大学承担的国家社会科学基金重点项目“农业现代化体制机制创新与工业化、信息化、城镇化同步发展研究”课题组于2014年7~9月进行的农户问卷调查。考虑到调研的便利性和农民生活习惯的相似性，课题组选定了河北省清河县、南宫县、巨鹿县，山东省菏泽市牡丹区、郓城县、鄄城县和河南省新密市、沁阳市、正阳县共三省9县（区、市）作为调查区域。在确定样本县（区、市）之后，课题组采取二阶段抽样方法，先在每个指定县（区、市）随机抽取5个村庄，然后根据村庄规模，在每个样本村庄随机选择15~20户农户作为调查样本。

此次调查中，调查员接受培训后入户访谈。由于调查内容涉及家庭成员收入、土地经营状况、粮食产量等内容，调查员需要找到熟悉家庭情况的“主事人”作为受访者。最终，调查共收回问卷779份，其中620份由中国人民大学、华南农业大学的4位研究生完成。由于这4位调查员参与了项目的前期讨论、问卷设计及预调查后问卷修改等工作，其问卷调查质量更有保证，故本文使用这部分数据进行分析。选定变量后，删除有数据缺失的样本，本文最终得到615个样本农户。

#### （二）变量选择

1.被解释变量。幸福感是人们根据个体心理自定的标准对生活状况的总体评价（Veenhoven，1984）。在具体测量时，一般是把幸福感划分为几个等级，让受访者选择自认为的总体幸福程度。为

了考察家庭层面上的幸福感，本文研究中调查员通过询问受访者“总的来说，你觉得你家生活幸福吗？”，并让其从“很不幸福=1”到“很幸福=5”的 5 个顺序选项中选择一个。受访者作为“主事人”，了解家里的整体状况，因此，其对家庭幸福情况的总体评判可以较好地反映农户层面的幸福感。由于逐个询问家庭成员并对其幸福感进行加总存在困难，上述做法虽不完美，但亦有可取性。

2.关键解释变量。本文关注的是合作社参与是否会影响农户幸福感，因此，农户是否加入合作社是关键解释变量。本文研究中调查员通过询问受访者“你家是否加入了某种合作社？”来考察样本农户的合作社参与情况。虽然合作社加入多以户为单位，但家庭“主事人”才是合作社事务的实际参与者。这也意味着基于“主事人”报告的家庭总体幸福情况，考察合作社参与对农户幸福感的影响具有合理性。不过，农户是否加入合作社，不仅可能对其幸福感产生影响，还可能与幸福感一起，受各种可观测与不可观测因素的共同影响。计量分析必须关注影响因素的自选择和内生性问题。

3.其他解释变量。现有研究表明，幸福感受较多因素的作用。Alan Carr (2013) 指出，包括身体状况、受教育和工作状况、人际关系等九个方面的 20 多种因素都会对幸福感产生影响。苑鹏、白描 (2013) 基于农户调查数据，考察了非正式社会联系对农民幸福感的影响，发现非正式社会联系越广，农民幸福感越强。本文认为，影响幸福感的因素可以归结为物质（主要是收入与财富）、自身（包括年龄、受教育年限、健康状况、宗教信仰等）以及与他人的关系（包括人际关系、民主参与等）三个方面。为了重点分析合作社参与对农户幸福感的影响，本文借鉴现有文献，结合中国农村实际情况，控制受访者年龄、性别、受教育年限、健康状况，家庭相对经济状况、家庭人均收入、家庭非农收入比例、家庭劳动力比例、家庭人均承包地面积以及反映社会交往的城市社会资本、城乡联系、村庄民主参与、邻里关系，共 13 个因素。其他未列出的因素则通过误差项对幸福感产生影响。各变量定义与描述性统计见表 1。

表 1 变量定义与描述性统计

变量	变量说明	均值	标准差
幸福感	受访者对“总的来说，你觉得你家生活幸福吗？”问题的回答：很不幸福=1；比较不幸福=2；一般=3；比较幸福=4；很幸福=5	3.88	0.79
合作社参与	受访者对“你家是否加入了某种合作社？”问题的回答：否=0；是=1	0.16	0.37
年龄	接受调查时受访者的岁数（岁）	50.57	11.91
性别	受访者性别：男=0；女=1	0.26	0.44
受教育年限	受访者受教育年限：文盲=0；小学=5；初中=8；高中=11；大专及以上=14	6.73	3.35
健康状况	受访者对“你目前的身体状况如何？”问题的回答：很不健康=1；不健康=2；一般=3；健康=4；很健康=5	3.83	1.00
家庭相对经济状况	受访者对“你觉得你家的收入水平，在当地属于哪一档？”问题的回答：远低于平均水平=1；低于平均水平=2；平均水平=3；高于平均水平=4；远高于平均水平=5	2.80	0.68

家庭人均收入	2013 年家庭纯收入（元）除以家庭总人口（取自热对数）	9.56	0.60
家庭非农收入比例	2013 年非农收入占家庭纯收入的比例	0.73	0.26
家庭劳动力比例	劳动力占家庭总人口的比例	0.72	0.21
家庭人均承包地面积	家庭承包地面积（亩）除以家庭总人口	1.44	0.96
城市社会资本	受访者对“与别人相比，你家人在城里认识的人数如何？”问题的回答：偏少=1；差不多=2；偏多=3	1.87	0.84
城乡联系	受访者对“你家人进城办事或串门的频率如何？”问题的回答：从不=1；很少=2；有时=3；经常=4；总是=5	2.69	1.00
村庄民主参与	受访者对“上次村里选举，你是否参加了投票？”问题的回答：否=0；是=1	0.59	0.51
邻里关系	受访者对“你是否可以顺利从周边农户家借东西？”问题的回答：不能=1；基本可以=2；可以=3	2.89	0.33
家里是否有党员	没有=0；有=1	0.22	0.41

### （三）描述性分析

表 1 表明，在 2014 年 8 月份即调查时间前后，样本地区农民合作社已经比较普遍，约有 16% 的农户加入了合作社。总体来看，样本农户的幸福感受介于“一般幸福”和“比较幸福”之间，且更偏向后者。样本农户平均非农收入比例高达 73%，平均家庭年人均纯收入超过 1.4 万元，可知农业已经不再是样本农户的生计之本，相当一部分农民的生活实现了小康<sup>①</sup>。

表 2 给出了合作社成员与非成员农户在各变量上的均值差异。整体而言，加入合作社的农户，其家庭“主事人”为男性的比例更高、受教育年限更长、健康状况更好，而且家庭相对经济状况更好，家庭非农收入比例更低，城市社会资本更多，邻里关系更融洽，村庄民主参与和家里有党员的可能性都更大，且上述差异在给定的水平上显著。而且，加入合作社的农户，其幸福感均值为 4.13，而未加入合作社的农户，其幸福感均值为 3.83。可见，加入合作社能够明显提高幸福感。当然，简单的均值比较只是粗略地反映出合作社成员与非成员在幸福感、“主事人”的个体特征、农户家庭特征等方面存在差异。更加准确地考察合作社的幸福效应，需要采用更为严谨的计量分析方法。

表 2 农民合作社成员与非成员的均值差异

变量	成员 (n=99)	非成员 (n=516)	差异
幸福感	4.13 (0.07)	3.83 (0.04)	0.30***
年龄	51.07 (1.08)	50.60 (0.53)	0.47
性别	0.18 (0.04)	0.28 (0.02)	-0.10***
受教育年限	7.84 (0.28)	6.51 (0.15)	1.33***

<sup>①</sup>中共十八大提出，全面建成小康社会时，农村居民人均纯收入要比 2010 年（5919 元）翻一番。按照这一标准，考虑价格因素，2013 年有超过半数（54.47%）的样本农户家庭人均纯收入达到了小康水平（约为 6600 元）。

健康状况	4.27 (0.09)	3.75 (0.04)	0.52 <sup>***</sup>
家庭相对经济状况	2.93 (0.06)	2.78 (0.03)	0.15 <sup>**</sup>
家庭人均收入	9.56 (0.06)	9.56 (0.03)	0.00
家庭非农收入比例	0.64 (0.03)	0.75 (0.01)	-0.11 <sup>***</sup>
家庭劳动力比例	0.72 (0.02)	0.72 (0.01)	0.00
家庭人均承包地面积	1.41 (0.09)	1.45 (0.04)	-0.04
城市社会资本	2.12 (0.08)	1.82 (0.04)	0.30 <sup>***</sup>
城乡联系	2.84 (0.11)	2.66 (0.04)	0.18
村庄民主参与	0.96 (0.03)	0.52 (0.02)	0.44 <sup>***</sup>
邻里关系	2.95 (0.02)	2.88 (0.02)	0.07 <sup>*</sup>
家里是否有党员	0.39 (0.05)	0.19 (0.02)	0.20 <sup>***</sup>

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著；括号内数字为标准误。

#### 四、计量方法：ESR 模型

一些学者常用 PSM 法处理样本的选择性偏差和变量的内生性问题。但是，PSM 法有一个缺陷，它只控制了可观测因素的影响，如果存在不可观测因素影响农户的选择，则会产生“隐性偏差”（陈强，2014）。为了避免这一问题，本文使用 Lokshin and Sajaia (2004) 提出的内生转换回归 (endogenous switching regression, ESR) 模型来分析合作社参与对农户幸福感的影响。与 PSM 法相比，ESR 模型有 3 个优势：①在解决合作社参与的自选择问题和内生性问题时，同时考虑可观测因素和不可观测因素的影响；②分别回归加入与未加入合作社农户的结果方程，即同时估计两个幸福方程，能够更好地分析各种因素的作用；③使用全信息最大似然估计，可以更好地避免有效信息的遗漏问题。

ESR 模型同时估计以下 3 个方程：

行为方程（是否加入合作社）：

$$P_i = \gamma Z_i + \mu_i \quad (1)$$

结果方程 1（处理组即合作社成员的幸福方程）：

$$Y_1 = \eta_1 X_i + \nu_{1i}, \quad (2a)$$

结果方程 2（控制组即非合作社成员的幸福方程）：

$$Y_2 = \eta_2 X_i + \nu_{2i}, \quad (2b)$$

(1) 式中， $P_i$  是表示农户是否加入合作社的二元选择变量； $Z_i$  是一系列影响农户是否加入合作社的因素； $\mu_i$  是误差项，代表无法观测的影响因素，比如样本农户家庭“主事人”的性格是否外向等。(2a) 式和 (2b) 式中， $Y_1$  和  $Y_2$  分别表示合作社成员和非合作社成员两个样本组的幸福感变量； $X_i$  是一系列影响农户幸福感的因素； $\nu_i$  为结果方程的误差项。

ESR 模型估计结果给出了各种因素对合作社成员和非合作社成员幸福感的差别化影响。要考察加入合作社对幸福感的整体影响，需要利用 ESR 模型的估计系数，计算合作社参与对幸福感影响的

平均处理效应 (average treatment effect, ATE)。ATE 可由如下方程计算：

$$ATE = E(Y_i | P_i = 1) - E(Y_i | P_i = 0) \quad (3)$$

(3) 式中,  $E(Y_i | P_i = 1)$  表示如果所有样本农户都加入农民合作社, 预期的平均幸福感;  $E(Y_i | P_i = 0)$  表示如果所有样本农户都不加入合作社, 预期的平均幸福感。根据 (3) 式计算获得的平均处理效应控制了可能由可观测因素和不可观测因素引起的估计偏误问题。借助 ATE, 可以从整体上考察合作社参与对农户幸福感的影响。

需要指出的是, (1) 式中  $Z_i$  除了需要包含至少 1 个工具变量以便让模型可识别外, 其余变量一般应与 (2a) 式、(2b) 式中  $X_i$  包含的变量相同。工具变量需要影响农户的合作社参与 ( $P_i$ ), 而对其幸福感 ( $Y$ ) 没有影响。考虑到农民合作社是一个新生事物, 农户是否加入合作社, 可能与其参与社区公共事务的积极性有关, 因此, 本文选择“家里是否有党员”作为工具变量, 进入农户“是否加入合作社”模型。另外, 为了检验“家里是否有党员”作为工具变量的有效性, 可以把“家里是否有党员”和其他变量一起, 分别对农户“是否加入合作社”以及农户幸福感进行简单的 Probit 回归和有序 Probit 回归。结果发现, “家里是否有党员”对幸福感影响不显著, 但对农户“是否加入合作社”在 5% 的水平上有显著影响, 因此, 是一个有效的工具变量。

## 五、模型估计结果与分析

### (一) 合作社参与和农户幸福感的影响因素

ESR 模型估计结果见表 3。在表 3 所示的估计结果中, Wald 检验在 1% 的水平上拒绝了行为方程和结果方程相互独立的原假设, 而且反映  $\mu_i$  和  $\nu_i$  相关性的  $\rho_1$  和  $\rho_0$  都在 1% 的水平上显著不为零, 表明不可观测因素同时影响了农户的合作社参与选择和幸福感。这表明, 对样本农户数据采用 ESR 模型做计量分析是合适的。ESR 模型估计结果表明, 农户是否加入合作社, 受到受访者个体特征、农户家庭特征以及城乡社会交往等多方面因素的影响。具体来看, 在其他条件不变时, “主事人”年龄越大、受教育年限越长、健康状况越好, 家庭非农收入比例越低、家庭人均承包地面积越小的农户, 越乐于加入农民合作社。而且, 村庄民主参与越多、邻里关系越好、家里有党员的农户, 其加入合作社的可能性更高, 表明有更好的社会交往能力的农户, 一般也更乐于加入合作社。

比较表 3 可以发现, 合作社成员和非合作社成员幸福感的影响因素明显不同。尚未加入合作社的农户, 其家庭“主事人”年龄、性别、健康状况和其家庭相对经济状况、城乡联系, 都会对幸福感产生显著影响。一些研究发现, 社会阶层会影响人们的幸福感 (例如刘同山、孔祥智, 2015), 因此, 与周边农户相比, 认为自家经济状况更好的农户更幸福。城乡联系较多的农户, 更熟悉市场经济和城市多元文化, 因此在城镇化和传统乡村转型中遭受到的心理冲击更弱, 从而有更高的幸福感。不过, 一旦成为合作社成员, 城乡联系强弱将不会对农户幸福感产生作用。这表明, 农民合作社作为一种具有共同体特征的经济社会组织, 某种程度上充当了农村社会抵御市场经济和城市文化冲击的缓冲器。而且, 对于已经加入合作社的农户而言, 家庭非农收入比例越高、拥有的城市社会资本

越多，其幸福感也越强。收入和财富状况是幸福感的基础保证已经得到普遍证实。不过，家庭非农收入比例越高，成员通过合作社改善经济状况的愿望会越弱，他们反而可能更看重合作社作为乡村共同体和公共空间的社会功能。这就使得合作社成员更容易感受到合作社的幸福效应。

另外，与村庄民主参与较少的成员相比，村庄民主参与较多的合作社成员的幸福感较低。这可能是因为合作社规范化程度不够，内部决策的民主性不强，导致原先村庄民主参与较多的成员心理落差更明显，从而降低了其参与合作社的幸福感。由于民主参与能够提升人们的幸福感（陈前恒、职嘉男，2014），上述发现意味着，将合作社打造为真正的“民办、民管”组织，可以增加社会福利。此外，为什么在合作社成员中，诸如健康状况之类的个体特征对幸福感的影响不再显著？原因可能有两个：一是“物以类聚、人以群分”，合作社成员具有比较相近的个体特征，比如身体都比较健康<sup>①</sup>；二是合作社成员的家庭相对经济状况较好，抵抗疾病等风险的能力较强，农户幸福感更不易受到“主事人”个体特征的影响。表 2 中合作社成员与非合作社成员受访者健康状况和家庭相对经济状况的对比结果支持上述解释。

表 3 合作社参与对农户幸福感影响的估计结果

	是否加入合作社	农户幸福感	
		合作社成员	非合作社成员
年龄	0.014** (0.007)	-0.009 (0.008)	0.006** (0.003)
性别	-0.043 (0.176)	0.231 (0.224)	0.195** (0.083)
受教育年限	0.042* (0.024)	-0.013 (0.027)	-0.018 (0.012)
健康状况	0.317*** (0.098)	-0.087 (0.118)	0.104*** (0.041)
家庭相对经济状况	-0.027 (0.108)	0.048 (0.131)	0.231*** (0.055)
家庭人均收入	0.108 (0.128)	-0.144 (0.141)	-0.026 (0.078)
家庭非农收入比例	-1.306*** (0.301)	0.897** (0.404)	0.035 (0.202)
家庭劳动力比例	0.123 (0.332)	-0.212 (0.457)	0.128 (0.165)
家庭人均承包地面积	-0.377*** (0.097)	0.108 (0.107)	0.025 (0.049)
城市社会资本	0.089 (0.087)	0.217** (0.106)	-0.048 (0.047)
城乡联系	0.007 (0.082)	-0.046 (0.082)	0.137*** (0.038)
村庄民主参与	1.177*** (0.184)	-0.809*** (0.302)	0.090 (0.080)
邻里关系	0.521** (0.247)	0.511 (0.329)	-0.050 (0.116)
家里是否有党员	0.303** (0.123)	—	—
常数项	-5.523*** (1.559)	5.538*** (2.159)	2.370*** (0.754)
$\ln \sigma_1$	—	-0.110 (0.174)	—
$\rho_1$	—	-1.331*** (0.376)	—
$\ln \sigma_0$	—	—	-0.255*** (0.036)

<sup>①</sup>不难理解，身体健康状况较差的农民，一般不是家里的“主事人”，而且加入农民合作社的意愿和能力也较弱。

$\rho_0$	—	—	-0.550 <sup>***</sup> (0.188)
方程独立性Wald检验	20.63 <sup>***</sup>	—	—
对数伪似然值	-879.283	—	—
样本量	615	615	615

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示估计结果在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著；括号内数字为稳健标准误； $\ln \sigma$  是行为方程与结果方程残差方差的平方根， $\rho$  是残差相关系数。

## （二）合作社参与对农户幸福感影响的平均处理效应

在 ESR 模型估计的基础上，可以预测样本农户全部加入合作社和全部不加入合作社时的幸福感，进而测算出合作社参与对幸福感影响的平均处理效应，得到合作社参与对农户幸福感的总体影响，结果如表 4 所示。合作社成员与非合作社成员农户的幸福感分别为 5.410 和 3.762，合作社参与对农户幸福感影响的平均处理效应为 1.648，且在 1% 的水平上显著。从幸福感的变化情况来看，在控制了可观测因素和不可观测因素的情况下，加入合作社可以使预期的农户幸福感提高 43.81%。虽然幸福感无法准确量化，但上述结论至少表明，农民合作社具有很强的幸福效应，即合作社参与能够提高农户幸福感，研究假说 H1 得到了证实。

表 4 合作社参与对农户幸福感影响的平均处理效应

农户幸福感	合作社成员	非合作社成员	ATE	t 值	变化 (%)
	5.410 (0.711)	3.762 (0.345)	1.648 <sup>***</sup> (0.028)	59.259	43.806

注：\*\*\*表示估计结果在 0.01 的水平上显著；括号内数字为标准误。变化 (%) = [(合作社成员幸福感 - 非合作社成员幸福感) / 非合作社成员幸福感] × 100%。

## 六、结论与政策启示

作为一种经济社会组织，农民合作社不仅具有经济功能，还具有社会功能。本文结合中国城乡大变革的社会现实，考虑到市场经济和城市文化对农民的心理冲击，以及进入小康生活后农民的情感及社会交往需求，在对河北、山东和河南 9 个县（区、市）615 户农户调查数据描述性分析的基础上，利用可以消除内生性、同时考虑可观测因素和不可观测因素影响并能够估计平均处理效应的内生转换回归模型，以幸福感为切入点，实证分析了农民合作社的社会功能。简单的均值比较发现，合作社成员的幸福感均值为 4.13，显著高于非合作社成员的幸福感均值（3.83）。计量分析结果表明，合作社参与具有显著的幸福效应，即加入合作社有助于提高农民幸福感。从平均处理效应来看，在控制了可观测因素和不可观测因素的情况下，加入合作社可以让预期的农户幸福感提高 43.81%。此外，内生转换回归还发现，一旦农户加入合作社，城乡联系强弱对其幸福感的影响将不再显著，但家庭非农收入比例、拥有的城市社会资本，对幸福感的影响变得显著。

上述结论主要有三个方面的政策启示：一是要充分认识并重视农民合作社的社会功能。农民合作社在市场化经营的同时，还提供了公共物品，打造了公共空间，重构了农民的社会交往和人际关系，从而缓解了社会转型期农民的焦虑感（赵泉民、井世洁，2016），因此具有重要的社会功能和乡村社会治理价值。二是要引导农民合作社更好地发挥社会功能，支持其从“专业性”向“综合性”转变。既然农民合作社在理论上和实践上都具有经济功能和社会功能，那么，在制定有关政策时，为了提升农民的改革获得感、增加农民福祉，就应摒弃“经济主义”挂帅（郑永年，2011）的思维，扶持社会价值突出的农民合作社，鼓励其提供一些力所能及的公共产品和公共服务。三是应加快修改《农民专业合作社法》。可以将《农民专业合作社法》名称修改为《农民合作社法》，去掉“专业”二字，给侧重于社会功能的综合性农民合作社发展松绑，同时增加关于社会服务型农民合作社的法律条文，引导农民合作社在农村社会转型和乡村综合治理中发挥更多积极作用。

#### 参考文献

1. Alan Carr, 2013: 《积极心理学：有关幸福和人类优势的科学（第二版）》，丁丹等译，北京：中国轻工业出版社。
2. 布劳，2012：《社会生活中的交换与权力》，李国武译，北京：商务印书馆。
3. 陈前恒、职嘉男，2014：《村庄直接民主对农村居民幸福感的影响》，《中国农村观察》第6期。
4. 陈强，2014：《高级计量经济学及 Stata 应用（第二版）》，北京：高等教育出版社。
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. 黄祖辉、朋文欢，2016：《农民合作社的生产技术效率评析及其相关讨论——来自安徽砀山县5镇（乡）果农的证据》，《农业技术经济》第8期。
7. 梁巧、黄祖辉，2011：《关于合作社研究的理论和分析框架：一个综述》，《经济学家》第12期。
8. 廖永松，2014：《“小富即安”的农民：一个幸福经济学的视角》，《中国农村经济》第9期。
9. 刘同山、孔祥智，2015：《经济状况、社会阶层与居民幸福感——基于 CGSS2010 的实证分析》，《中国农业大学学报（社会科学版）》第5期。
10. 潘劲，2014：《农民合作社与社区治理》，《中国农民合作社》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. 亚里士多德，1990：《尼各马科伦理学》，苗力田译，北京：中国社会科学出版社。
13. 苑鹏、白描，2013：《社会联系对农民生活幸福状况影响的实证分析——基于山东、河南、陕西三省六县487户农户问卷调查》，《学习与实践》第7期。
14. 赵泉民、井世洁，2016：《合作社组织与乡村公民共同体构建》，《学术论坛》第4期。
15. 张纯刚、贾莉平、齐顾波，2014：《乡村公共空间：作为合作社发展的意外后果》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第2期。
16. 张红宇，2016：《我国农民合作社的发展方向》，《农村工作通讯》第19期。
17. 郑永年，2011：《保卫社会》，杭州：浙江人民出版社。
18. 周濂，2009：《政治社会、多元共同体与幸福生活》，《华东师范大学学报（哲学社会科学版）》第5期。

- 19.朱翠英、凌宇、银小兰, 2011:《幸福与幸福感: 积极心理学之维》, 北京: 人民出版社。
- 20.朱哲毅、邓衡山、应瑞瑶, 2016:《价格谈判、质量控制与农民专业合作社农资购买服务》,《中国农村经济》第7期。
- 21.Becchetti, L., S. Castriota, and P. Conzo, 2013, “Cooperative Membership as a Trust and Trustworthiness Reinforcing Device: Results from a Field Experiment in the Philippines”, *The Journal of Development Studies*, 49(3): 412-425.
- 22.Diener, E., and R. Biswas-Diener, 2002, “Will Money Increase Subjective Well-being? ”, *Social Indicators Research*, 57(2): 119-169.
- 23.Hakelius, K., and H. Hansson, 2016, “Measuring Changes in Farmers’ Attitudes to Agricultural Cooperatives: Evidence from Swedish Agriculture 1993–2013”, *Agribusiness*, 32(4): 531-546.
- 24.Kaswan, M. J., 2014, *Happiness, Democracy and the Cooperative Movement: The Radical Utilitarianism of William Thompson*, New York: State University of New York Press.
- 25.Lokshin, M., and Z. Sajaia, 2004, “Maximum Likelihood Estimation of Endogenous Switching Regression Models”, *Stata Journal*, 4(3): 282-289.
- 26.Sabatini, F., F. Modena, and E. Tortia, 2014, “Do cooperative enterprises create social trust?” *Small Business Economics*, 42(3): 621-641.
- 27.Veenhoven, R., 1984, *Conditions of Happiness*, Dordrecht: Kluwer Academic Press.
- 28.Zhao, L., 2011, “Understanding the New Rural Co-operative Movement: Towards Rebuilding Civil Society in China”, *Journal of Contemporary China*, 20(71): 690-698.

(作者单位: 中国社会科学院农村发展研究所)

(责任编辑: 白 描)

## The Happiness Effect of Farmers’ Cooperatives: An Endogenous Switching Regression Analysis

Liu Tongshan

**Abstract:** Farmers’ cooperatives not only have an economic function, but also a social function. This study uses a sample of 615 households in Hebei, Shandong and Henan provinces and indicates that farmers’ participation in cooperatives significantly influences their sense of happiness. The results show that the mean value of cooperative members’ sense of happiness is 4.13, which is 0.30 higher than that of non-members. In addition, the estimation of an endogenous switching regression model indicates that in case of participation by all farmers in sample, the level of their sense of happiness is expected to increase by 43.81%, compared to the situation of non-participation. Therefore, the study suggests a change from a preference for the economic function of cooperatives in China to a preference for their social function which should be valued and better guided.

**Key Words:** Farmers’ Cooperative; Social Function; Sense of Happiness; Endogenous Switching Regression