

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

刘俊文

摘要：产业扶贫是促进贫困农户脱贫的重要措施，而农民专业合作社是帮助贫困农户实施产业扶贫和产业脱贫的主要载体。本文以 2014 年中国扶贫开发建档立卡数据库中山东和贵州两省 3 县 60 村 5891 户农户为样本进行研究，发现参加农民专业合作社对促进贫困农户和低收入农户增收均有显著的正向作用，但贫困农户受益更大，即农民专业合作社的“益贫性”特征比较明显。其根本原因在于贫困农户可获得“合作互助”与“政策扶持”的双重红利。然而，通过 Probit 模型分析农户入社与否的决定因素可知，相较于低收入农户，贫困农户加入农民专业合作社的可能性更小。此外，参加农民专业合作社对贫困农户返贫的抑制作用在统计上不显著。

关键词：农民专业合作社 扶贫 收入 贫困农户 低收入农户

中图分类号：F328 **文献标识码：**A

一、引言

自改革开放以来，中国大规模的扶贫开发使7亿多农村贫困人口摆脱贫困，取得了举世瞩目的成就，也积累了丰富的扶贫经验。但是，截止到2015年，中国仍有5000多万农村贫困人口，分散分布在广大的农村地区，成为扶贫工作最难啃的硬骨头。如何提升扶贫效益，一条可行的路径就是变革政府行政支配式的扶贫开发方式，引入市场要素，实现有限扶贫资源的优化配置，从而提升扶贫开发的效益，保障贫困人口共享经济发展成果的基本权利。当前，引入市场要素已经成为扶贫开发改革创新共识。2014年1月25日，中共中央办公厅、国务院办公厅印发了《关于创新机制扎实推进农村扶贫开发工作的意见》（下文简称“《意见》”），指出“使市场在资源配置中起决定性作用和更好发挥政府作用”，“构建政府、市场、社会协同推进的大扶贫开发格局”。《意见》表明要鼓励市场主体参与扶贫开发，让市场主体在扶贫开发中扮演更为积极的角色，从而推动贫困地区发展和贫困人群脱贫致富。

目前，贫困地区产业扶贫的载体主要包括农业龙头企业、农民专业合作社和种养大户。其中，农业龙头企业的扶贫方式侧重于三种：一是发展优势产业。即因地制宜发展农业支柱产业，以“公司+基地+农户”等形式，实现产供销一条龙发展，筑牢产业链，促进农户持续增收。二是产业植入。即根据自身发展需求，利用贫困地区资源，植入新的产业项目，打造全新产业链，调整贫困地区生产结构，为贫困农户提供产前、产中、产后服务，拓宽销售市场，增加贫困农户收入。三是产业转型升级。即利用地域优势，抓住产业转型升级的机遇，“勇转智转”，拓展产业空间，找准产业扶贫项目，带动贫困群众致富。农民专业合作社的扶贫方式是：首先，基于熟人社会的组织和运行逻辑，解决“扶持谁”的问题，提升贫困人口识别和瞄准的效率；其次，通过承接国家各部委涉农扶贫资源，吸纳贫困农户自有资源和资本，开展社会扶贫，突破财政扶贫资源有限的困境，化解“谁来扶”的难题；最后，明晰角色定位（中介组织），通过发展特色产业帮助贫困农户脱贫、组建农民专业合作社探索资产收益扶贫、发展信用合作实施金融扶贫以及推广农业技术实现科技扶贫等途径，解决“怎么扶”的问题。相比之下，种养大户具有人气优势、地缘优势、资金优势、市场优势，种养大户的扶贫方式可以以大户资产作抵押，为贫困户担保贷款，帮助贫困户解决资金困难；或者采取举办技术培训、邀请到场参观、入户现场指导等方式帮助贫困户学习、运用先进实用技术，实现科技帮扶；再或者帮助贫困户销售产品，解决帮扶对象的产品卖难和贱卖问题；还可以给有劳动能力的贫困户家庭成员提供就业机会。

诚然，在中国的扶贫开发过程中，扶贫主体日渐多元化，但在诸多经济组织形式中，合作社以独特的制度安排和运行机制，成为人们尤其是弱势群体通过互助达到自助的一个重要组织手段（傅晨，2003）。农民专业合作社的服务性是其与龙头企业和种养大户之间最根本的区别。龙头企业追求自身利益的最大化，只能返还一小部分利润给农户；种养大户多数亦以自身利益最大化为追求目标；而农民专业合作社以服务全体成员为宗旨，具有天然的“益贫性”，一直是实现益贫和脱贫的理想载体（吴彬、徐旭初，2009），也被视为减贫最有效率的经济组织（吴定玉，2000）。到2015年10月底，中国农民合作社数量达到147.9万家^①。农民专业合作社参与扶贫行动在提高贫困农户组织化程度、优化扶贫资源配置、提升扶贫效益方面发挥了重要作用（陈琦、何静，2015）。然而，在具体实践中，人们对农民专业合作社扶贫脱贫效果的质疑也此起彼伏、不绝于耳。要使农民专业合作社真正成为精准扶贫的组织载体，切实保障弱势农户的合作权益，还任重道远。那么，农民专业合作社这种组织形式到底是否具有良好的脱贫效果？贫困农户增收的稳定性如何？本文研究将有助于探讨这些问题。

二、文献综述

从世界范围来看，合作社已有100多年历史。1844年，在英国罗虚代尔诞生了世界第一个真正意义上的合作社组织——“罗虚代尔公平先锋消费合作社”。1895年，第一个非官方的合作经济国际

^①数据来源：李亚新：《147万家合作社覆盖全国四成农户》，《农民日报》，2015年12月8日。

组织“国际合作社联盟”成立，并提出了“罗虚代尔原则”，成为各国合作社原则的范本（胡宗山、付强，2006）。20世纪80年代，为适应市场经济发展的需要，中国真正意义上的农民合作社应运而生。2007年《农民专业合作社法》的实施，极大地推动了农民合作社的发展。《农民专业合作社法》规定，农民合作社是在农村家庭承包经营的基础上，同类农产品的生产经营者或者同类农业生产经营服务的提供者、利用者，自愿联合、民主管理的互助性经济组织。由此可见，农民合作社具有两个最根本的属性，即服务性和民主控制性（黄胜忠，2014）。农民合作社的根本属性决定了它是一种特殊的企业组织形式，具有经济效率与社会公平的双重目标（林坚、王宁，2002）。

对于农民专业合作社的扶贫作用，国内外不少学者做了较深入、细致的研究。Chikwendu（1997）以尼日利亚为例分析发现，农民专业合作社有助于贫困妇女获得医疗保健、教育、培训、经济机会以及决策权等。Simmons and Birchall（2008）认为，在经济全球化、科技革命等诸多挑战下，扩大农民专业合作社的组织网络可使更多贫困农户受益。Basu（2008）在比较印度两个村庄中农民专业合作社成效的基础上，着重强调奶牛合作社对不同农户脱贫的促进作用。苏群、陈杰（2014）利用江苏省海安县水稻种植户的调查数据，借助倾向得分匹配法分析了稻农加入农民专业合作社的增收效果，发现农民专业合作社可明显提高水稻种植户的净收益，并且对其中大规模农户的增收效果更加显著。张晋华等（2012）以16省32个行政村的561户农户为研究对象，采用两阶段模型分析了加入农民专业合作社对农户收入的影响，结果表明，加入农民专业合作社对农户纯收入有显著的正向作用，且这种正向效应在纯农户的农业收入和兼业户的农业收入及工资性收入上均有所体现。作为社会扶贫的重要组成部分，农民专业合作社参与精准扶贫主要通过嵌入村落社会以拓展农民自主发展空间并承担扶持主体的角色来实现，这既可在一定程度上缓解“谁来扶”的难题，又能通过农民专业合作社的产业项目、技术培训以及金融合作等来化解“怎么扶”的问题（赵晓峰、邢成举，2016）。

当然，亦有学者关注到了农民专业合作社对扶贫、收入分配等的负面作用。胡联（2014）认为，贫困地区农民专业合作社虽有促进农民增收的作用，但存在社员受益不均现象，难以保证贫困农户的利益。应瑞瑶（2002）发现，农民专业合作社存在异化现象。自《农民专业合作社法》实施以来，中国农民专业合作社进入快速发展阶段，但农民专业合作社制度表达与制度实践相背离的现象非但未能得到缓解，反而日益加剧，并呈现出从“合作制”向“会员制”蜕变的趋势（赵晓峰，2015）。不仅如此，社员资源禀赋差异所诱致的异质性社员结构对农民专业合作社的产权制度有直接影响。林坚、黄胜忠（2007）认为，在异质性社员结构下，农民专业合作社的剩余控制权和索取权主要由少数核心社员拥有，换言之，核心社员拥有农民专业合作社多数财产的所有权。而且，在农民专业合作社后续发展过程当中，少数核心社员与多数普通社员的初始分层将逐渐泛化和固化。更甚者，何安华等（2012）以典型的农民专业合作社为例研究发现，社员分层会形成不对等的权力格局，即农民专业合作社的主要权力集中于核心社员，而普通社员的收益获取能力微弱，甚至不断下降。

以上研究从正反两方面考察了农民专业合作社对扶贫的影响，所得结论和观点为本文奠定了坚实的研究基础。但是，其中有关农民专业合作社对扶贫的负面效应方面的研究多属于定性分析，缺少实证检验，容易诱导人们对农民专业合作社扶贫产生错觉。此外，有关农民专业合作社的积极扶

贫作用方面的研究多指向广义上的增加农民收入,极少瞄准贫困群体入社的实际受益状况。鉴于此,本文以山东和贵州两省受访农户为研究样本,试图分析、验证农民专业合作社的“益贫性”及其稳定性,这既是对农民专业合作社“益贫性”研究内容的补充或佐证,也可以为中国农民专业合作社扶贫的规范化管理提供参考。

三、数据来源与研究设计

(一) 数据来源和样本特征

本文数据源自2014年中国扶贫开发建档立卡数据库。本文研究首先在数据库中从具有代表性的贵州和山东各随机选择3个国家级或省级贫困县,再从每个县随机选择10个贫困村,然后以这60个贫困村内所有建档立卡农户为样本户(总计6163户),在将其细分为贫困农户和低收入农户两类并剔除信息缺失严重的样本后,获得有效样本5891户,有效率为95.59%。其中,贫困农户主要根据国务院扶贫办对建档立卡工作的要求来界定,包括以下两种情况:一是2013年人均纯收入低于2736元的农户;二是2013年人均纯收入在2736~6000元之间,且住房仍然为危房的农户、或者家里有人患长期慢性病及大病的农户、或者家里有义务教育年龄段因贫失学人员的农户。低收入农户特指建档立卡农户中不符合上述两个标准的其他农户,这些农户临近贫困边界但其收入又在贫困标准之上。

整体上讲,本文研究样本具有一定的代表性,其基本特征如下(见表1):①从地区分布来看,山东、贵州两省建档立卡农户的比重分别为40.89%和59.11%。②从农户参加农民专业合作社的情况来看,已参加者仅占有效样本的6.77%,未参加者占比高达93.23%,未来农户入社潜力较大。③从家人是否外出务工情况来看,有人外出务工的占37.26%,全部在家务农的占62.74%。④从贫困状态和户人均纯收入来看,贫困农户占77%,非贫困农户占23%。户人均纯收入平均为2504.26元,其中,户人均纯收入在1000元以下的占比为0.21%,1000~1500元的占5.14%,1501~2736元(2014年国家最新扶贫标准)的占52.80%,户人均纯收入超过国家最新贫困标准的占41.85%。⑤从户耕地面积来看,1亩以下的占15.58%,1~3亩(含3亩)的占69.83%,3~10亩的占14.53%,超过10亩的只有4户,占比几近忽略。⑥家庭人口规模方面,有2人及以下的家庭居主体,占有效样本的比重为61.84%;有3~5人的家庭占34.21%;有6人及以上的大家庭很少,只占3.96%。⑦从户劳动力人数来看,有劳动力1人及以下的农户占41.49%,有2~3人的占将近一半(49.47%),劳动力达到4人及以上的农户占9.04%。⑧在户主个体特征方面,户主平均年龄53.54岁,其中,青年人占25.74%,壮年人占41.59%,老年人占32.67%;户主平均受教育年限为5.51年,其中,户主受教育年限仅为1年的占12.97%,受教育年限为6年的占84.43%,受教育年限为9年的占2.60%。

表 1 样本基本特征

类别	选项	样本量	比例 (%)	类别	选项	样本量	比例 (%)
地区	山东	2409	40.89	是否贫困农户	贫困农户	4536	77.00
	贵州	3482	59.11		非贫困农户	1355	23.00
是否参加农民专业合作社	参加	399	6.77	家人是否外出务工	是	2195	37.26
	未参加	5492	93.23		否	3696	62.74
户人均纯收入	1000 元以下	12	0.21	户耕地面积	1 亩以下	917	15.57
	1000~1500 元	303	5.14		1~3 亩(含)	4114	69.84
	1501~2736 元	3111	52.81		3~10 亩	856	14.52
	2736 元以上	2465	41.84		10 亩以上	4	0.07
	均值 (元)	2504.26			均值 (亩)	2.08	
家庭人口规模	2 人及以下	3643	61.84	户劳动力人数	1 人及以下	2445	41.50
	3~5 人	2015	34.20		2~3 人	2913	49.45
	6 人及以上	233	3.96		4 人及以上	533	9.05
	均值 (人)	2.57			均值 (人)	1.69	
户主年龄	44 岁及以下	1517	25.75	户主受教育年限	1 年	764	12.97
	45~59 岁	2450	41.59		6 年	4974	84.43
	60 岁及以上	1924	32.66		12 年	153	2.60
	均值 (岁)	53.54			均值	5.51	

注：除户人均纯收入对应 2014 年以外，其他指标数据均对应 2013 年；按联合国世界卫生组织最新划分标准，定义年龄在“44 岁及以下”、“45~59 岁”、“60 岁及以上”者分别为青年人、壮年人和老年人；本文采用的贫困划分标准为 2736 元（由 2010 年不变价格贫困线根据物价水平调整得到）。

（二）模型构建和变量选取

1. 农民专业合作社对贫困农户收入的影响。本文拟从扶贫角度研究农民专业合作社对贫困农户收入的影响，对于研究对象的确有以下两点考虑：一是贫困村、非贫困村产业发展水平差异较大，本文研究的范围限定为贫困村中的农民专业合作社，以期更接近农民专业合作社扶贫主题。二是贫困农户、非贫困农户在劳动力数量、耕地面积状况等方面存在较大差异，参加农民专业合作社的动机及收益也可能有较大不同，为最大程度地排除这些方面的影响，下文选取贫困村中的低收入农户与贫困农户进行对比研究。计量模型设定如下：

$$Inc = \alpha + \beta_1 coprtv + \beta_2 povty + \beta_3 coprtv \times povty + \gamma X + \varepsilon \quad (1)$$

(1) 式中，*Inc* 表示 2014 年农户人均纯收入的对数形式。*coprtv* 为农户参加农民专业合作社哑变量。当农户参加农民专业合作社时，*coprtv* 取 1；反之，*coprtv* 取 0。*povty* 为贫困农户哑变量。当样本为贫困农户时，*povty* 取 0；反之，*povty* 取 1。*coprtv × povty* 为 *coprtv* 和 *povty* 的交互项，是本文最关注的核心解释变量，用以刻画农民专业合作社对贫困农户增收的影响。另外，

在参考以往文献的基础上，回归方程中引入了一些可测控制变量，用 X 表示。这些控制变量包括家人是否外出务工、家庭人口规模、户人均耕地面积、户劳动力人数占家庭人口比例、家里是否有人患长期慢性病或大病以及务工时间比等。

2. 农户贫困与否的入社概率差异分析。本部分以农户是否参加农民专业合作社为被解释变量。在确定影响因素的过程中，本文着重关注“农户是否贫困农户”这一解释变量，并基于既有研究将一些影响农户参加农民专业合作社的潜在因素经筛选、检验后纳入解释变量中，在研究方法上采用 Probit 模型。具体来说，Probit 模型是假设事件发生概率服从累积正态分布函数的二分类被解释变量模型，即假设每个个体都面临两者择一的选择，且其选择依赖于可分辨的特征，旨在描述个体的一组特征与该个体所做某一特定选择的概率之间的关系。农户参加农民专业合作社的概率用数学形式表示为：

$$P(y = 1 | X) = P(y = 1 | X_1, X_2, \dots, X_n) = F(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n) \quad (2)$$

(2) 式中， $y = 1$ 表示农户参加了农民专业合作社； $F(\cdot)$ 表示标准正态的累计分布函数； X_1, X_2, \dots, X_n 指影响农户参加农民专业合作社行为的诸种因素，包括农户是否贫困农户、家人是否外出务工、务工时间比、家里是否有人患长期慢性病或大病、地区、户劳动力人数占家庭人口比例、户主受教育年限、户劳动力人数、户耕地面积、村是否有农民专业合作社、户人均财产性收入以及户人均经营支出等农户户主、农户家庭和村级特征因素； $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n$ 为待估计系数。

3. 入社贫困农户的收入稳定性分析。在以往诸多扶贫实践中，贫困地区农户脱贫后返贫是一个特别突出且必须高度重视的问题，因此有必要进一步剖析入社贫困农户的收入稳定性问题。基于既有研究成果，本文构建如下计量分析模型：

$$Inratio = \alpha + \beta_1 coprtv + \beta_2 povty + \beta_3 coprtv \times povty + \eta \quad (3)$$

(3) 式中，以农户 2014 年与 2013 年户人均纯收入的比值 ($Inratio$) 作为被解释变量。该比值大于 1，表明 2014 年户人均纯收入同 2013 年相比是增长的；该比值等于 1 或小于 1，表明 2014 年户人均纯收入同 2013 年相比降低了（考虑到物价上涨，等于 1 也视为收入降低）。本文定义收入降低为收入不稳定，即有可能出现返贫现象。为突出重点研究目标，解释变量选取 3 个： $povty$ 、 $coprtv$ 以及上述两项的交互项 $coprtv \times povty$ 。同样， $coprtv \times povty$ 是此模型中最核心的解释变量，主要用于刻画农民专业合作社对保障贫困农户稳定持续增收的作用。

以上三个计量模型中各被解释变量与解释变量的说明和描述性统计见表 2。

表 2 各变量的描述性统计

	变量	含义或赋值	均值	标准差	极小值	极大值
被解释变量	户人均纯收入	2014年农户人均纯收入，取对数	7.78	0.31	6.64	8.97
	是否参加农民专业合作社	否=0，是=1；适时作解释变量	0.07	0.25	0.00	1.00
	2014年与2013年户人均纯收入的比值	2014年户人均纯收入/2013年户人均纯收入	1.10	0.22	0.31	3.09

(续表 2)

核心解释变量	是否贫困农户与是否参加农民专业合作社的交互项	是否贫困农户×是否参加农民专业合作社	0.02	0.16	0.00	1.00
控制变量	是否贫困农户	否=0, 是=1	0.77	0.58	0.00	1.00
	家人是否外出务工	否=0, 是=1	0.37	0.48	0.00	1.00
	家庭人口规模	农户人口总数(人), 取对数	0.81	0.53	0.00	2.56
	户劳动力人数占家庭人口比例	户劳动力人数(人)/家庭人口规模(人)	0.63	0.40	0.00	1.00
	家里是否有人患长期慢性病或大病	无=0, 有(因病致贫)=1	0.25	0.58	0.00	1.00
	务工时间比	务工时间占全年时间的比例	0.21	0.31	0.00	1.00
	地区	贵州=0, 山东=1	0.41	0.49	0.00	1.00
	户主受教育年限	户主受教育年限, 取对数	1.58	0.62	0.00	2.48
	户劳动力人数	家庭劳动力人数(人), 取对数	0.86	0.54	0.00	2.40
	户人均耕地面积	家庭耕地面积(亩)/家庭人口规模(人), 取对数	0.23	0.52	-1.77	2.51
	村是否有农民专业合作社	否=0, 是=1	0.55	0.50	0.00	1.00
	户人均财产性收入	家庭财产性收入(元)/家庭人口规模(人), 取对数	1.61	3.00	-2.40	8.04
	户人均经营支出	家庭经营支出(元)/家庭人口规模(人), 取对数	5.17	1.10	1.10	8.24

注: 由于变量“户劳动力人数”和“户人均耕地面积”存在不少 0 值, 但 0 不能取对数, 为避免取对数后出现过多缺失值, 以上变量在原值基础上加 1 后再取对数。

四、模型估计结果及解释

本文利用 Stata12.0 统计分析软件, 基于样本数据对所设的计量模型进行拟合检验和估计。

(一) 农民专业合作社的益贫效应

从(1)式的回归结果来看(见表3), 在控制了家人是否外出务工、家庭人口规模、户人均耕地面积、家里是否有人患长期慢性病或大病以及务工时间比等因素的情况下, 参加农民专业合作社对提高农户收入水平有显著的正向影响, 相比于未参加农民专业合作社的农户, 参加了农民专业合作社的农户, 其人均纯收入高 9.3%。本文的核心解释变量——“是否贫困农户”与“是否参加农民专业合作社”的交互项在 1%的统计水平上显著且系数为正。根据该变量的定义, 这说明, 相对于普通的低收入农户, 贫困农户参加农民专业合作社的受益更大, 即农民专业合作社的益贫效果明显。

此外, 控制变量的显著性和影响方向也与逻辑预期相符。其中, 有家人外出务工的农户, 其家庭人均纯收入水平显著高于没有家人外出务工的农户(两者相差 8.5%); 家庭人口规模、户人均耕

地面积、户劳动力人数占家庭人口比例和务工时间比更高的农户，其收入水平相对更高；相反，家里有人患长期慢性病或大病对提高农户收入水平有显著的负向影响，即家里有人患长期慢性病或大病的农户，其人均纯收入比家里没人患长期慢性病或大病的农户低 33.7%。

表 3 农户收入模型回归结果

变量	系数	标准化系数
是否参加农民专业合作社	0.093*** (0.014)	0.074
是否贫困农户	-0.496*** (0.007)	0.664
是否贫困农户×是否参加农民专业合作社	0.072*** (0.022)	-0.036
家人是否外出务工	0.085*** (0.009)	0.130
家庭人口规模	0.116*** (0.007)	0.194
户人均耕地面积	0.072*** (0.007)	0.120
户劳动力人数占家庭人口比例	0.117*** (0.007)	0.148
家里是否有人患长期慢性病或大病	-0.337*** (0.007)	-0.463
务工时间比	0.029*** (0.013)	0.028
常数项	7.695*** (0.009)	—
调整 R ²	0.592	—

注：***表示在 1%的统计水平上显著；括号中的数字是标准误。

贫困农户入社对收入提升的正面效果，提示了一个非常重要的政策取向——精准扶贫。回溯中国扶贫开发的历史，普遍存在着贫困农户从政策或项目中受益少（即贫困瞄准精度低）的现象。其根本原因在于扶贫项目和投资缺乏有效的到户机制，扶贫开发多侧重于贫困地区的基础设施建设和修缮，但贫困农户由于缺乏商品化的农产品生产而多数没有利用道路交通等基础设施来提高收入的能力，以至于基础设施的改善通常给贫困村中相对富裕的农户带来更多利益。例如，一些到户项目（如水窖、沼气项目）需要贫困农户进行相应的配套投入，且配套比例大多在 50%以上，致使贫困农户因负担不起配套资金而不能与非贫困农户平等参与。不仅如此，部分产业扶贫项目也因贫困农户自身观念、技术、能力和资金等方面的限制而益贫覆盖面小。可见，过去的扶贫开发往往带有“益富”特征，对真正贫困农户的帮扶作用并不明显。然而，反观农民专业合作社的扶贫作用，它为什么能给予贫困农户比低收入农户更大的收益？为此，本文尝试从影响农户参加农民专业合作社的主要因素的角度寻找答案。基于（2）式得到表 4 所示回归结果。

表 4 农户贫困与否的入社概率差异模型回归结果

变量	系数（标准误）	标准化系数
是否贫困农户	-0.044*** (0.009)	0.074
家人是否外出务工	0.058*** (0.010)	0.111

(续表 4)

务工时间比	0.031** (0.015)	-0.038
家里是否有人患长期慢性病或大病	0.049*** (0.009)	-0.083
地区	0.110*** (0.007)	0.215
户劳动力人数占家庭人口比例	0.063*** (0.014)	0.099
户主受教育年限	0.017*** (0.005)	0.042
户劳动力人数	0.073*** (0.012)	-0.156
户人均耕地面积	0.042*** (0.009)	0.066
村是否有农民专业合作社	0.058*** (0.008)	0.114
户人均财产性收入	-0.012*** (0.001)	-0.148
户人均经营支出	0.009*** (0.003)	0.039
常数项	-0.071 (0.025)	—
调整 R ²	0.137	—

注: **和***分别表示在 5%和 1%的统计水平上显著; 括号中的数字是标准误。

(二) 贫困户加入农民专业合作社的可能性

从表 4 中不难发现, 是否贫困农户对农户是否参加农民专业合作社有显著的负向作用, 说明相较于低收入农户而言, 贫困农户加入农民专业合作社的可能性更低, 原因在于他们的资源禀赋和利他条件均较差。其他变量的回归结果也都具有统计显著性。其中, 地区变量对农户是否参加农民专业合作社有显著的正向影响, 表明山东省农户入社的积极性更高(山东农户入社概率比贵州农户高 1.12%), 这与山东农民专业合作社相对发达有关, 符合经验判断。同时, 通过实地调查可知, 山东省对贫困农户制定了激励政策, 贫困农户加入农民专业合作社有保底分红, 农产品收购价格不低于市场价格。同样, 所在村是否有农民专业合作社对农户是否参加农民专业合作社有显著影响且方向为正, 意味着成立农民专业合作社可显著提高农户的入社概率。类似地, 家里是否有人患长期慢性病或大病对农户是否参加农民专业合作社的影响在 1%统计水平上显著且为正向, 说明有家人患病的农户家庭入社看中的是农民专业合作社的“合作互助”功能, 希望借此抵御外部风险的冲击, 降低贫困脆弱性。不仅如此, 家人是否外出务工、务工时间比对农户是否参加农民专业合作社均有显著的正向影响, 表明有家人外出务工且务工时间长的农户入社意愿更强, 原因是他们希望借助农民专业合作社的“合作互助”功能来发展自己。此外, 户劳动力人数占家庭人口比例、户主受教育年限、户人均经营支出对农户是否参加农民专业合作社均有显著的正向影响, 说明家庭参与劳动的人数越多、户主文化水平越高以及户人均经营支出越高, 农户参加农民专业合作社的可能性越大。

综上所述可知, 贫困农户和低收入农户选择参加农民专业合作社的动机主要是想利用合作社的互助功能。事实上, 入社贫困农户获得了“合作互助”和“政策扶持”双重红利, 因而收益更多。

(三) 入社贫困农户的收入稳定性

虽然以上研究证实参加农民专业合作社对农户脱贫有明显效果, 但如果贫困农户仍有很高的返

贫率，就还不能称农民专业合作社为一个有效的扶贫手段。据前文介绍，山东省贫困农户入社可享受保底分红收入等政策扶持。这意味着入社贫困农户的收入相比于不入社的农户更加稳定。事实确实如此吗？为考察贫困农户参加农民专业合作社后的收入稳定性，还需深入剖析和检验。基于（3）式，本文得到的回归结果见表 5。

表 5 入社农户收入稳定性模型回归结果

变量	系数（标准误）	标准化系数
是否贫困农户	-0.334 (0.007)	0.294
是否参加农民专业合作社	0.187 (0.015)	0.098
是否贫困农户×是否参加农民专业合作社	0.191 (0.030)	-0.062
常数	0.561 (0.050)	—
调整R ²	0.111	—

从表 5 中估计系数来看，解释变量是否贫困农户、是否参加农民专业合作社以及二者的交互项对入社农户的收入稳定性虽有一定作用，但在统计上均不显著。据统计，2014 年与 2013 年户人均纯收入的比值大于 1 的农户有 3787 户，占有效样本的 64.30%，其中，入社贫困农户 189 户，占有效样本的 3.21%。而上述比值小于或等于 1 的入社贫困农户仅有 64 户，占有效样本的 1.09%。由此说明，大部分农户及绝大多数入社贫困农户的收入都比较稳定。

五、结论与政策启示

本文利用山东、贵州两省 60 个贫困村 5891 户建档立卡户的数据，围绕农户参加农民专业合作社所产生的收入效应、影响农户参加农民专业合作社的主要因素以及入社农户的收入稳定性这三大问题进行了分析，得到如下主要结论：

其一，参加农民专业合作社对促进低收入农户和贫困农户增收均有显著的正向作用，但贫困农户受益更大，即农民专业合作社的“益贫性”特征显著，其根本原因在于贫困农户获得了“合作互助”和“政策扶持”的双重红利。

其二，在控制了家人是否外出务工、务工时间比、家里是否有人患长期慢性病或大病、地区、户劳动力人数占家庭人口比例、户主受教育年限、户劳动力人数、户人均耕地面积、村是否有农民专业合作社、户人均财产性收入、户人均经营支出等变量的情况下，农户是否贫困对其是否参加农民专业合作社具有显著的负向影响，换言之，贫困农户加入农民专业合作社的概率比低收入农户更低。

其三，与不入社贫困农户相比，入社贫困农户的收入稳定性不明显，即参加农民专业合作社对贫困农户返贫的抑制作用在统计上并不显著。

结合以上结论和全文主要内容，相应的政策启示有：

第一，促进农民专业合作社扩大规模、增加数量，提高贫困农户或低收入农户入社的几率。样

本村中只有 54.93%的村成立了农民专业合作社，表明还有不少村的农户缺乏入社机会，农村尤其是贫困村建立农民专业合作社仍任重道远。地方政府应多措并举、多管齐下；或强化激励机制，对拟建立农民专业合作社的村在涉农项目、资金、补助、政策等方面予以倾斜；或成立农民专业合作社发展协会，以协会统筹各村农民专业合作社的发展事务。

第二，多渠道提高贫困农户和低收入农户的入社概率，并对贫困农户给予优惠或特殊照顾。据本文分析可知，参加农民专业合作社能显著增加低收入农户和贫困农户的收入，且农户是否参加农民专业合作社受到多重因素的影响，但是，贫困农户入社的可能性比低收入农户更小。因此，为充分发挥农民专业合作社增加农民收入的作用或益贫功能，须全方位、多途径（如加强农村教育和培训、扩建农民专业合作社、促进土地入股等）提高低收入农户尤其是贫困农户的入社概率。

第三，充分挖掘农民专业合作社“互助合作”和稳定收入功能，降低入社农户的脆弱性，避免返贫现象。在机制设计上，除关注农民专业合作社的增收功能外，还应最大程度地挖掘农民专业合作社的扶贫潜力，更多发挥其“互助合作”功能（弥补家庭劳动力不足抑或在危困时抱团克艰）、稳定收入功能（降低农户收入波动或贫困农户的返贫率）以及对贫困农户的特殊扶持作用。

参考文献

- 1.陈琦、何静，2015：《专业合作社参与扶贫开发行动分析——来自 QZB 茶叶合作社的案例》，《中共福建省委党校学报》第 3 期。
- 2.傅晨，2003：《“新一代合作社”：合作社制度创新的源泉》，《中国农村经济》第 6 期。
- 3.何安华、邵锋、孔祥智，2012：《资源禀赋差异与合作利益分配——辽宁省 HS 农民专业合作社案例分析》，《江淮论坛》第 1 期。
- 4.胡联，2014：《贫困地区农民专业合作社与农户收入增长》，《财经科学》第 12 期。
- 5.胡宗山、付强，2006：《国外农村合作社：历史、经验与借鉴》，《社会主义研究》第 5 期。
- 6.黄胜忠，2014：《利益相关者集体选择视角的农民合作社形成逻辑、边界与本质分析》，《中国农村观察》第 2 期。
- 7.林坚、王宁，2002：《公平与效率：合作社组织的思想宗旨及其制度安排》，《农业经济问题》第 9 期。
- 8.林坚、黄胜忠，2007：《成员异质性与农民专业合作社的所有权分析》，《农业经济问题》第 10 期。
- 9.苏群、陈杰，2014：《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》，《农业技术经济》第 8 期。
- 10.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。
- 11.吴定玉，2000：《农业合作社：新世纪反贫困的组织支撑》，《农村经济》第 8 期。
- 12.应瑞瑶，2002：《合作社的异化与异化的合作社——兼论中国农业合作社的定位》，《江海学刊》第 6 期。
- 13.张晋华、冯开文、黄英伟，2012：《农民专业合作社对农户增收绩效的实证研究》，《中国农村经济》第 9 期。
- 14.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。

15. 赵晓峰, 2015: 《农民专业合作社制度演变中的“会员制”困境及其超越》, 《农业经济问题》第2期。
16. Basu, C., 2008, “Land Labour and Rural Development: Analyzing Participation in India's Village Dairy Cooperatives”, *Professional Geographer*, 60(3): 299-313.
17. Chikwendu, E., 1997, “Woman, Cooperation and Economic Recovery in Nigeria”, *Dialectical Anthropology*, 22(3-4): 353-371.
18. Simmons, R., and Birchall, J., 2008, “The Role of Cooperatives in Poverty Reduction: Network Perspectives”, *The Journal of Socio-economics*, 37(6): 2131-2140.

The Impact of Farmers' Specialized Cooperatives on Rural Poor Households' Income: Evidences from Shandong and Guizhou Provinces

Liu Junwen

Abstract: farmers' specialized cooperatives have played a critical role in developing the agricultural industry and in poverty alleviation. This article uses data in the China Poverty Alleviation and Development Database (2014) collected from 5891 households, 60 villages and 3 counties from Shandong and Guizhou Provinces, and analyzes the impact of farmers' specialized cooperatives on rural poor households' income. The findings suggest a positive impact of the participation in the farmers' specialized cooperatives on the income increase of both rural poor households and low-income households, implying a significant “pro-poor” effect displayed by farmers' specialized cooperatives. Because poor households can receive the double bonuses of “cooperation and mutual assistance” and “policy support”, they can benefit more than low-income households. However, the study uses a probit model to analyze the crucial factors determining the participation willingness of farmer households, and finds a smaller probability for poor households to join farmers' specialized cooperatives than low-income households. Finally, the study does not indicate a statistically significant effect of participation in cooperatives on preventing poor households returning to poverty.

Key Words: Farmers' Specialized Cooperative; Poverty Alleviation; Income; Rural Poor households; Rural Low-income Households

(作者单位: 华南理工大学工商管理学院)

(责任编辑: 白 描)