

农户加入合作社能提升农户家庭福利吗? 来自中国苹果种植户的证据*

Wanglin Ma Awudu Abdulai

摘要 本文采用中国截面田野调查数据,探讨了合作社对农户家庭福利的影响,选取了苹果产量、净收益和家庭收入3个指标进行衡量,并采用了内生转换回归模型解决选择性偏差。实证结果表明:合作社对农户的苹果产量、净收益和家庭收入具有正向显著的影响。此外,小规模农户往往比中大规模农户能够更多地从合作社中受益。

关键词 合作社 个人利益 苹果种植、中国

一 引言

在发展中国家,农民专业合作社是一种重要的制度安排,它可以帮助小农户从农产品生产和销售中获益(World Bank, 2006)。例如,农民专业合作社可以增强农民在市场上的谈判能力,获得更有竞争力的投入和产出价格,降低市场交易成本和减少信息不对称,提高农产品安全和质量标准(Hellin et al., 2009; Holloway et al., 2000; Jia et al., 2012; Markelova et al., 2009; Moustier et al., 2010; Trebbin, 2014; Valentinov, 2007)。农

* 本文译自:Ma, W., Abdulai, A. 2016. "Does Cooperative Membership Improve Household Welfare? Evidence from Apple Farmers in China." *Food Policy*, 58: 94-102. 译者:张琛,中国人民大学农业与农村发展学院博士研究生,主要研究方向为农业政策分析、合作经济。

民专业合作社有助于实现农业经济增长,因此越来越受到投资者、政府机构和学术界的广泛关注(Abebaw & Haile, 2013; Deng et al., 2010)。

中国政府已采用诸多政策支持推动农民专业合作社的发展,例如2007年颁布出台《中华人民共和国农民专业合作社法》,旨在实现农民专业合作社的可持续发展。尽管政府做出了很多努力,可是根据农业部的统计资料显示,2013年只有25.2%的农户参与农民专业合作社,出现这种现象的原因是村庄内部的农户签订销售合同的交易成本很高,导致很多村庄没有农民专业合作社(Deng et al., 2010; Francesconi & Wouterse, 2015; Ito et al., 2012)。

一些研究表明,农民专业合作社促进农民采纳新农业技术,提升了家庭福利(Abebaw & Haile, 2013; Fischer & Qaim, 2012; Francesconi & Heerink, 2011; Ito et al., 2012; Verhofstadt & Maertens, 2014a, 2014b)。Abebaw和Haile(2013)对埃塞俄比亚的研究发现,加入合作社社员对化肥的使用具有正向显著的影响,而最近的一项对卢旺达的研究也发现合作社社员更倾向于使用良种、有机肥和农药(Verhofstadt & Maertens, 2014a)。Ito等(2012)对中国瓜农的研究结果也表明,加入合作社能够促进瓜农收入水平的提升。现有研究中在考察合作社对社员影响的时候,大部分研究采用了能够解决样本选择性偏差的PSM方法(Abebaw & Haile, 2013; Bernard et al., 2008; Fischer & Qaim, 2012; Ito et al., 2012; Verhofstadt & Maertens, 2014b)。例如Verhofstadt和Maertens(2014b)采用PSM方法考察卢旺达合作社对社员福利的影响,具体用农户收入和贫困发生率进行衡量,研究结果表明农民专业合作社能有效地提升农村收入,减少农村贫困。但是,PSM方法也存在一些缺陷,无法考虑诸如先天技能和风险感知等不可观测因素,进而可能导致估计结果有偏差。

本文旨在通过鉴别影响农户加入合作社的决策因素和估计合作社对社员家庭作物产量、净收益以及农户收入效果两个方面进行研究,并采用甘肃、陕西和山东的481个苹果农户的最新数据进行实证分析。

本文对农户选择成为合作社社员的过程建立计量经济学模型,农户预期从合作社获得较高的净收益率。本文采用内生转换模型的方法来考虑选择性偏差(Lokshin & Sajaia, 2004),这种方法能够有效地分析决定农户加

入合作社的影响因素和合作社对社员福利指标（如苹果产量、净收益以及家庭收入）的影响。

二 中国苹果产业和农民专业合作社概述

中国是世界最大的苹果生产国，2012年，中国共生产苹果3849万吨（占世界总产量的49.67%），其次是美国和土耳其，分别生产4.11万吨和289万吨。中国苹果主产区在渤海湾地区（山东、辽宁、河北三省）和西北黄土高原地区（陕西、山西、河南和甘肃四省）。其中，甘肃、陕西和山东的苹果种植面积占中国苹果种植面积的50%以上，2012年达到了54.17%。甘肃、陕西和山东三省的地形属于丘陵和山地，同时具有适合苹果种植的土地和天气条件，这些都为优质苹果生长创造了有利条件。

虽然相比中国的其他地区，甘肃、陕西和山东三省在苹果种植和销售方面有更好气候和市场环境，但是甘肃、陕西和山东三省之间也具有明显差异。具体来说，山东省降雨量较多，基础设施较为发达，为出口创造了良好条件。山东省农户除生产苹果外，也生产梨、桃、樱桃、花生、玉米和杏等其他水果和经济作物，并向国际市场销售。相比之下，甘肃和陕西两省的降雨量较少，基础设施（如公路和电信）较为落后，农户只能依靠种植玉米和马铃薯作为额外收入来源，生产的苹果主要在国内销售。

中国尽管是最大的苹果生产国，但在世界市场上，只有大约3%的中国苹果生产者将苹果销售到国际市场，这主要原因是中国农户在生产过程中使用大量农药，无法达到国外食品安全和质量标准。此外，高交易成本和信息不对称问题的大量存在也影响了农户从事苹果生产和市场营销。

鉴于苹果生产和流通在中国所受到的限制，中国政府已致力于发展苹果种植的农民专业合作社。作为一种制度创新，农民专业合作社能促进农户接近农产品供应链，提高社员吸收新技术的能力，降低生产和营销成本，实现农民收入水平的提升（Zheng et al., 2012）。合作社在为社员提供先进的生产技术和即时的市场信息方面承担着重要角色，也有助于获得政府支持和补贴。合作社带来的促进生产的技术包括果园管理办法（例如修剪、拉枝）、有效率的利用投入品（例如化肥和农药）、质量控制和虫害管理。

同时，合作社以合理的价格为社员集中性地购买生产资料，提供农资服务。合作社也为农户提供市场服务，具体包括提供价格信息和进入营销渠道的信息，尽可能地实现小农户与大市场的对接。农民专业合作社提供的服务在不同地区有所不同。例如，在甘肃省和陕西省，苹果合作社主要向社员提供生产服务，而提供的农产品分销服务有限。相比之下，山东省的合作社对社员既能提供技术服务，也能提供分销服务。

三 数据来源和描述性统计分析

本研究使用的数据来自 2013 年 9~12 月在中国进行的农户调查。样本观测单位使用了多级采样程序。第一，根据中国苹果主要生产区特征有针对性地选择了甘肃省、陕西省和山东省。第二，在省级密集生产苹果的标准下选择了 4 个地区。其中包括甘肃静宁县，陕西洛川县，山东栖霞、莱阳市等。第三，利用当地农业局提供的资料，从这些地区随机选出 6 个农民专业合作社。第四，随机选出与选定区各合作社有关的 3 个村庄。第五，随机在每个村庄选出 25~30 户，包括合作社社员和非社员，共计 481 户。收集的数据包括苹果生产和销售信息（如投入使用、成本、收益率和产出价格），家庭收入以及家庭和农场特征（如年龄、教育程度、土地规模和资产所有权）。

表 1 列出了分析中使用的变量定义和统计分析数据。本文使用的虚拟变量是是否是合作社社员，如果家庭属于农民专业合作社社员，取值为 1；如果不是，取值为 0。研究中使用的结果变量是苹果产量、净收益和家庭收入。净收益以苹果亩均总收益与可变成本的差值计算，投入包括化肥、农药、雇用劳动力、袋子、灌溉、土地水分保护的薄膜以及给苹果着色。从表 1 可以看出，样本中约 43% 的家庭属于农民专业合作社社员。样本户主的平均年龄约 49 岁，平均土地规模为 5.07 亩。这说明大多数农户是小规模生产者，平均每个家庭包括 4~5 名社员。

表 1 变量定义与描述性统计

变量名称	定义	均值	标准差
合作社社员	是 = 1; 否 = 0	0.43	0.50
苹果产量	每亩苹果产量 (千克)	2218.46	820.29

续表

变量名称	定义	均值	标准差
净收益	苹果亩均总收益与可变成本的差值（元）	7540.34	3911.82
家庭收入	人均家庭收入（元）	15884.81	8566.27
年龄	户主年龄（年）	48.63	10.25
教育程度	农户受教育程度最高年限（年）	7.60	2.87
家庭规模	农户家庭居住人员数（人）	4.33	1.44
劳动力投入	亩均劳动力投入天数（天）	101.26	42.95
土地规模	苹果园的面积（亩）	5.07	3.24
电脑	拥有电脑 = 1；没有电脑 = 0	0.32	0.47
拓展联系	获得政府提供的服务 = 1；没有获得 = 0	0.38	0.49
信贷约束	获得信贷 = 1；没有获得 = 0	0.53	0.50
沙土	是 = 1；否 = 0	0.38	0.49
黏土	是 = 1；否 = 0	0.45	0.50
肥土	是 = 1；否 = 0	0.17	0.37
甘肃	是 = 1；否 = 0	0.17	0.37
陕西	是 = 1；否 = 0	0.40	0.49
山东	是 = 1；否 = 0	0.43	0.50
邻居是否是合作社社员	是 = 1；否 = 0	0.33	0.47

注：1 亩 = 1/15 公顷。

合作社社员和非社员特征的差异见表 2。合作社社员受教育程度高于非社员。社员的家庭规模和土地规模都比较大。特别是，社员有很大概率拥有电脑，这代表其本身的富裕以及能够便利地获取生产和营销信息。与非社员相比，合作社社员倾向于与政府推广机构建立更牢固的联系。在其他家庭和地块层面的特征，例如社员与非社员之间在社员年龄和获得信贷的难易程度上也存在一定差别。

表 2 合作社社员与非社员的差异特征

变量名称	社员	非社员	差值
年龄（年）	48.45 (0.66)	48.78 (0.66)	-0.33
教育程度（年）	8.05 (0.17)	7.27 (0.19)	0.78***
家庭规模（人）	4.57 (0.10)	4.14 (0.08)	0.43***

续表

变量名称	社员	非社员	差值
土地规模(亩)	5.51 (0.24)	4.73 (0.18)	0.78 ***
电脑	0.38 (0.03)	0.27 (0.03)	0.11 **
拓展联系	0.50 (0.03)	0.29 (0.03)	0.21 ***
信贷约束	0.57 (0.03)	0.51 (0.03)	0.07
沙土	0.44 (0.03)	0.34 (0.03)	0.09 **
黏土	0.37 (0.03)	0.51 (0.03)	-0.14 ***
肥土	0.20 (0.02)	0.15 (0.03)	0.05
邻居为合作社社员	0.56 (0.03)	0.16 (0.02)	0.40 ***
劳动力投入	105.58 (3.05)	97.98 (2.54)	7.61 *
苹果产量(千克)	2310.81 (64.07)	2148.10 (43.90)	162.71 ***
净收益(元)	8654.38 (301.88)	6691.55 (199.87)	1962.84 ***
家庭收入(元)	17538.88 (620.79)	14624.57 (487.22)	2914.31 ***

注：*、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。

苹果产量、净收益和家庭收入在社员与非社员之间的差异如表 2 所示。从表 2 中可以看出,社员平均每亩苹果产量比非社员高 162.71 千克,这在统计学上有显著差异。此外,社员平均每亩净收益和人均家庭收入均显著。这些描述性统计表明,与非合作社社员相比,农民专业合作社在提高社员生产力和福利方面发挥了重要作用。然而,表 2 中的结果不能用于推论合作社对苹果产量、净收益和家庭收入的影响,因为简单的平均差异比较没有考虑一些复杂因素,比如容易观测到的家庭和农场特征(例如年龄、教育程度、土地规模、家庭规模和资产所有权)以及不易观测到的因素(例如农民的天生技能、风险观念和社员选择动机)。

四 实证分析

(一) 选择成为合作社社员

研究框架提出了苹果种植户选择成为或不成为合作社社员的假定。本文认为农户是风险中性者,考虑到加入合作社获得的预期潜在收益为 D_M^* ,没有加入合作社的预期收益为 D_N^* ,本文定义加入合作社和没有加入合作社

的预期潜在收益差值为 D_i^* ，其中： $D_i^* = D_M^* - D_N^*$ 。当 D_i^* 大于 0 时，农户选择成为合作社社员。然而， D_i^* 是无法观测的，但是能够由一系列观测变量表示出来，如（1）式所示：

$$D_i^* = Z_i\beta + \mu_i, \text{ 当 } D_i = 1 \quad D_i^* > 0 \quad (1)$$

D_i^* 是一个二元选择变量，取 1 表示农户加入合作社，取 0 表示没有加入合作社。 Z_i 表示农户家庭层面和农场层面的特征变量，例如户主年龄、受教育程度、农村规模、家庭规模等。 μ_i 是误差项，满足零均值和正态分布， β 是待估系数。成为合作社社员的概率可以表示为（2）式， F 为累积正态分布。

$$\Pr(D_i = 1) = \Pr(D_i^* > 0) = \Pr(\mu > -Z_i\beta) = 1 - F(-Z_i\beta) \quad (2)$$

考虑到合作社社员的潜在收益，本文假定农民是理性的，实现苹果生产过程中的利润最大化具体可以表示为（3）式：

$$\pi_{\max} = PQ(R, Z) - OR \quad (3)$$

P 表示苹果出售价格； Q 表示苹果总产量； O 表示苹果投入品价格； R 表示苹果投入变量； Z 表示一系列农户特征和农场特征。 Q 的生产函数满足 $\partial Q / \partial R > 0$ 和 $\partial^2 Q / \partial^2 R < 0$ 。因此，净收益是一系列投入要素、产出要素、加入合作社以及家庭和农场特征的函数。

$$\pi = \pi(P, O, D, Z) \quad (4)$$

对（3）式进行一阶求导可以得出苹果产出供给函数：

$$Q = Q(P, O, D, Z) \quad (5)$$

由（4）式和（5）式可以得出，苹果生产的净收益和苹果产量由一系列投入要素、产出要素、是否加入合作社以及家庭和农场特征所表示。

（二）影响评价和选择性偏误

本文分析合作社社员对苹果产量、净收益和家庭收入方面的影响。考虑到一系列的产出变量（苹果产量、净收益和家庭收入）是被解释变量的线性函数，将产出函数定义为：

$$Y_i = X_i\alpha + D_i\eta + \varepsilon_i \quad (6)$$

Y_i 表示产出变量, X_i 表示家庭特征(如年龄、受教育程度和家庭规模)、农场和区位特征(如土地规模)、金融和制度变量(如拓展联系和信贷约束)。 D_i 是一个虚拟变量,用于表示农户是否加入合作社。 α 和 η 是待估系数, ε_i 表示随机干扰项。

(6) 式中农户是否选择成为合作社社员是外生决定的。农户加入合作社可能存在着自选择的情况,主要是由其自身特征,而不是被随机决定的。因此, OLS 估计将会是有偏误的。此外,一些不可观测的变量也会对(1)式中的 μ_i 和(6)式中的 ε_i 产生影响,进而会导致两个误差项存在着相关性,从而产生不一致的估计结果,即 $\text{corr}(\mu_i, \varepsilon_i) \neq 0$ 。例如,一方面,如果一个农户的福利指标(如苹果产量、净收益和家庭收入)低于平均水平,但是具有较高的动机提升苹果品质,则更倾向于加入合作社,这可能会导致负的选择性偏误,并低估了处理效应。另一方面,如果一个农户的苹果产量高于平均水平,更可能成为合作社社员,同时他们选择是否加入合作社受邻居是否加入合作社影响,这会导致正向的选择性偏误,进而高估了处理效应。

在非实验性的田野调查中,传统的方法如 PSM 已被广泛地使用于解决选择性偏误的问题。然而,正如之前所提及的,PSM 方法估计合作社社员的处理效应仅仅适用于可观测的非均质性。本文将采用内生转换模型(ESR)解决选择性偏误。内生转换模型既能解决可观测因素所导致的选择性偏误,也能够解决因不可观测因素所导致的选择性偏误的问题(Lokshin & Sajaia, 2004; Narayanan, 2014; Shiferaw et al., 2014)。这种方法采用完全信息下极大似然估计方法同时估计选择方程和产出方程。

(三) ESR 模型

内生转换模型包括两个阶段。第一个阶段是选择方程,用于决定农户是否加入合作社,如(1)式所示。第二个阶段包括两个状态方程,分别是合作社社员和非合作社社员。模型设定为:

$$\text{状态 1: } Y_{iM} = X'_i \beta_{iM} + \varepsilon_{iM} \quad \text{当 } D_i = 1 \quad (7a)$$

$$\text{状态 2: } Y_{iN} = X'_i \beta_{iN} + \varepsilon_{iN} \quad \text{当 } D_i = 0 \quad (7b)$$

Y_{iM} 和 Y_{iN} 是产出变量,用以反映合作社社员和合作社非社员苹果产量、

净收益和家庭收入情况。 X'_i 表示一系列能够影响产出变量的内生解释变量。 ε_i 表示随机干扰项。

(1) 式中的 Z_i 与 X'_i 允许相互重叠，合适的模式设定是至少有一个变量在 Z_i 中但并没有出现在 X'_i 中。因此，选择方程 (1) 式是由状态方程中所有的解释变量加上 1 个或 2 个工具变量组成。有效的工具变量能够使农户加入合作社但不影响产出。本文选取邻居是否是合作社社员作为工具变量，以往的研究表明农户选择加入合作社受到邻居是否加入合作社的影响 (Ito et al., 2012)。然而，邻居成为合作社社员并不会影响农业生产率和收入。为了获得对工具变量的有效性进行检验，本文分别采用简单的 Probit 模型用于选择方程，采用 OLS 对方程结果进行估计，保证工具变量能够满足与农户加入合作社有显著影响，但对产出变量无关。进一步的相关性结果证实选取的工具变量的有效性：与苹果产量、净收益和家庭收入没有相关性。

(7a) 式和 (7b) 式考虑到可观测因素所导致的选择性偏误。然而，一些不可观测因素仍然会导致选择方程和结果方程之间随机扰动项存在着相关性。ESR 模型将不可观测因素作为缺失变量。尤其是在估计完选择方程后，逆米尔斯比率 λ_{iM} 、 λ_{iN} 和协方差 $\sigma_{\mu M} = cov(\mu_i, \varepsilon_{iM})$ 、 $\sigma_{\mu N} = cov(\mu_i, \varepsilon_{iN})$ 能够由 (7a) 式和 (7b) 式计算出来，进而得到 (8a) 式和 (8b) 式：

$$Y_{iM} = X'_i \beta_{iM} + \sigma_{\mu M} \lambda_{iM} + \gamma_{iM} \quad D_i = 1 \quad (8a)$$

$$Y_{iN} = X'_i \beta_{iN} + \sigma_{\mu N} \lambda_{iN} + \gamma_{iM} \quad D_i = 0 \quad (8b)$$

λ_{iM} 和 λ_{iN} 能够控制来自不可观测因素造成的选择性偏误，误差项 γ_{iM} 和 γ_{iN} 满足零均值。Lokshin 和 Sajaia (2004) 提出的完全信息下极大似然估计能够用来同时对选择方程和结果方程进行估计。

ESR 模型估计中，相关系数 $\rho_{\mu M} = \sigma_{\mu M} / \sigma_{\mu} \sigma_{\varepsilon_{iM}}$ 和 $\rho_{\mu N} = \sigma_{\mu N} / \sigma_{\mu} \sigma_{\varepsilon_{iM}}$ 是选择方程 (1) 式和结果方程式 (8a) 和式 (8b) 协方差计算结果，具有经济含义。一是如果 $\rho_{\mu M}$ 和 $\rho_{\mu N}$ 在统计上是显著的，这意味着存在着不可观测因素所导致的选择性偏误。因此，要考虑可观测因素和不可观测因素的选择性偏误是解决处理效应偏误的先决条件。二是如果 $\rho_{\mu M}$ 和 $\rho_{\mu N}$ 存在着替代的迹象，说明农民加入合作社主要是考虑到其比较优势，如社员与非社员相比具有较高的平均收入，则农户选择加入合作社更加具有独立性。三是如果 $\rho_{\mu M} > 0$ 意味着存在着负向选择偏误，表明低于平均产出的农民更愿意加入合作

社, 反之如果 $\rho_{\mu M} < 0$, 则表明具有正向的选择性偏误。

(四) 处理效应估计

根据 Lokshin 和 Sajaia (2004) 的研究, ESR 模型中的系数能够反映平均处理效应 (ATT)。可观测和不可观察的“反事实”组的结果可以由 (9a) 式和 (9b) 式所示:

$$\text{农户是合作社社员: } E(Y_{iM}/D=1) = X_i\beta_{iM} + \sigma_{\mu M}\lambda_{iM} \quad (9a)$$

$$\text{农户不是合作社社员: } E(Y_{iN}/D=1) = X_i\beta_{iN} + \sigma_{\mu N}\lambda_{iN} \quad (9b)$$

因此, 由 (9a) 式和 (9b) 式可以推导出无偏的处理效应 (ATT) 为:

$$ATT = E(Y_{iM}/D=1) - E(Y_{iN}/D=1) = X_i(\beta_{iM} - \beta_{iN}) + \lambda_{iM}(\sigma_{\mu M} - \sigma_{\mu N}) \quad (10)$$

(五) 对潜在内生性的处理

在 (1) 式中, 一些解释变量如拓展联系、信贷约束可能存在着潜在的内生性。尤其是农业科技推广人员向农户传递新技术, 鼓励农民加入合作组织。一些合作社能够帮助社员从金融机构获得信贷服务。因此, 这两个变量在农户决定加入合作社这一决策中存在着潜在的内生性。

考虑到因变量的特性, 本文采用 Rivers 和 Vuong (1988) 提出的方法解决潜在内生性问题。这一方法是将潜在内生变量在第一阶段中作为其他解释变量的函数, 再加上一系列的工具变量, 如 (11) 式所示:

$$G_i = Z_i\beta + S_i\varpi + \xi_i \quad (11)$$

G_i 表示潜在的内生变量; Z_i 表示一系列农户特征和农场特征; S_i 表示工具变量, β 和 ϖ 表示待估系数, ξ_i 表示残差项。值得注意的是, 所选取的工具变量需要对潜在内生解释变量具有较强的显著性, 但是并不会决定农户是否选择加入合作社。因此, 两个工具变量从 (1) 式中排除, 这两个变量包括对推广接触的认知程度和农户获得信贷的距离。这些变量分别在两个方程中进行回归。此外, 需要注意的是, 这两个工具变量在 ESR 模型中并不与邻居是否是合作社社员这一变量相关。最终, 考虑到可观测因素和残差预测, (11) 式可以表示为:

$$D_i^* = Z_i\beta + G_i\eta + R_i\kappa + \theta_i \tag{12}$$

R_i 表示 (11) 式中内生变量的残差 (Wooldridge, 2010), β 、 η 、 κ 表示待估系数, θ_i 是残差项。内生变量将在第二阶段估计过程中被看成是外生的, 式中通过增加适合的残差作为控制变量。这种方法估计的结果会是稳健的, 满足豪斯曼内生检验的 (Wooldridge, 2015)。

五 结果与讨论

表 3 ~ 表 5 呈现的是对农户加入合作社影响因素的估计结果, 以及合作社对社员苹果产量、净收益和家庭收入影响的估计结果。如前所述, FIML 联合估计了选择 and 产出方程。在表 3 ~ 表 5 的第二列, 呈现的是选择方程, 体现农户选择加入合作社的决定因素。表 3 ~ 表 5 的第三列和第四列是产出方程的估计结果, 分别体现合作社对社员和非社员的苹果产量、净收益和家庭收入的影响。此外, 对于在第一阶段所进行的关于包括拓展联系和信贷约束在内的潜在内生变量所做回归的残差, 其估计也列在表 3 ~ 表 5 的第二列。这些残差并不显著异于零, 表明系数估计是一致的 (Wooldridge, 2010)。在接下来的章节中, 本文首先在表 3 ~ 表 5 选择方程的基础上, 一起讨论选择加入合作社的若干决定因素, 随后讨论合作社对社员苹果产量、净收益和家庭收入的影响。最后, 介绍平均处理效应 (ATT) 的估计结果。

表 3 农户决定加入合作社以及对苹果产量的影响

变量	选择方程	苹果产量	
		社员	非社员
常数项	-5.392 (1.518) ***	6.578 (0.604) ***	6.860 (0.405) ***
年龄	0.023 (0.050)	-0.022 (0.016)	0.007 (0.013)
年龄二次型	-0.0002 (0.001)	0.0003 (0.0002) *	-0.0001 (0.0001)
教育程度	0.058 (0.027) **	0.013 (0.009)	-0.015 (0.007) **
家庭规模	0.071 (0.061)	0.030 (0.017) *	0.023 (0.016)
劳动力投入	0.380 (0.183) **	0.192 (0.059) ***	0.187 (0.053) ***
土地规模	0.130 (0.029) ***	-0.029 (0.010) ***	-0.052 (0.009) ***
电脑	0.395 (0.169) **	0.184 (0.048) ***	-0.067 (0.048)

续表

变量	选择方程	苹果产量	
		社员	非社员
拓展联系	0.856 (0.404)**	0.137 (0.054)**	0.017 (0.050)
信贷约束	0.148 (0.653)	0.268 (0.040)***	0.008 (0.037)
沙土	1.419 (0.386)***	0.272 (0.133)**	0.085 (0.089)
黏土	-0.427 (0.234)	-0.034 (0.065)	-0.096 (0.056)*
甘肃	1.444 (0.401)	0.018 (0.148)	-0.136 (0.101)
陕西	0.226 (0.369)	-0.230 (0.126)*	0.153 (0.088)*
邻居为合作社社员	0.433 (0.137)***		
Res (推广接触)	-0.092 (0.166)		
Res (信贷约束)	0.018 (0.323)		
$Ln\sigma_{\mu M}$		-1.229 (0.101)***	
$\rho_{\mu M}$		0.620 (0.188)**	
$Ln\sigma_{\mu N}$			-1.145 (0.078)***
$\rho_{\mu N}$			-0.784 (0.106)***
LR-test	9.14***		
似然函数值	-301.229		
观察值	481	481	481

注：*、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。

表 4 农户决定加入合作社以及对净收益的影响

变量	选择方程	净收益	
		社员	非社员
常数项	-5.247 (1.507)***	9.101 (0.878)***	9.163 (0.678)***
年龄	0.025 (0.051)	-0.055 (0.026)**	-0.009 (0.020)
年龄二次型	-0.0002 (0.001)	0.001 (0.0003)**	-0.00002 (0.0002)
教育程度	0.036 (0.028)**	0.033 (0.014)**	-0.017 (0.012)
家庭规模	0.107 (0.062)*	0.009 (0.028)	0.019 (0.025)
劳动力投入	0.445 (0.182)**	-0.035 (0.093)	0.013 (0.090)
土地规模	0.132 (0.031)***	-0.051 (0.015)***	-0.047 (0.019)**
电脑	0.468 (0.174)***	0.338 (0.075)***	-0.026 (0.084)
拓展联系	0.793 (0.463)*	0.159 (0.087)*	0.228 (0.096)**

续表

变量	选择方程	净收益	
		社员	非社员
信贷约束	-0.621 (0.739)	0.437 (0.066) ***	0.105 (0.058) *
沙土	1.387 (0.439) ***	0.492 (0.205) **	0.126 (0.148)
黏土	-0.492 (0.244) **	-0.048 (0.104)	-0.206 (0.092) **
甘肃	1.429 (0.440) ***	0.691 (0.226) ***	0.346 (0.172) **
陕西	0.226 (0.402)	0.045 (0.205)	0.173 (0.135)
邻居为合作社社员	0.514 (0.140) ***		
Res (推广接触)	-0.063 (0.194)		
Res (信贷约束)	0.391 (0.365)		
$Ln\sigma_{\mu M}$		0.596 (0.164) ***	
$\rho_{\mu M}$			
$Ln\sigma_{\mu N}$			-0.781 (0.063) ***
$\rho_{\mu N}$			-0.239 (0.390)
$LR-test$	4.12 ***		
似然函数值	-548.694		
观察值	481	481	481

注：*、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。

表 5 农户决定加入合作社以及对家庭收入的影响

变量	选择方程	家庭收入	
		社员	非社员
常数项	-6.109 (1.518) ***	8.183 (0.664) ***	8.754 (0.545) ***
年龄	0.041 (0.053)	-0.024 (0.019)	0.035 (0.017) **
年龄二次型	-0.0004 (0.001)	0.0003 (0.0002) *	-0.001 (0.0002) ***
教育程度	0.035 (0.029) **	0.011 (0.011)	-0.014 (0.010)
家庭规模	0.089 (0.062)	-0.167 (0.021) ***	-0.202 (0.020) ***
劳动力投入	0.441 (0.188) **	0.231 (0.073) ***	0.080 (0.069)
土地规模	0.137 (0.030) ***	0.118 (0.011) ***	0.126 (0.0135) ***
电脑	0.352 (0.180) **	0.287 (0.057) ***	-0.025 (0.067)
拓展联系	0.468 (0.486) **	0.295 (0.066) ***	0.072 (0.066)

续表

变量	选择方程	家庭收入	
		社员	非社员
信贷约束	-0.261 (0.732)	0.211 (0.050) ***	0.017 (0.049)
沙土	1.289 (0.425) ***	0.583 (0.154) ***	0.175 (0.119)
黏土	-0.318 (0.248)	-0.093 (0.079)	-0.140 (0.075) *
甘肃	1.104 (0.428)	0.577 (0.172) ***	0.180 (0.135)
陕西	0.376 (0.408)	0.223 (0.155)	0.202 (0.115) *
邻居为合作社社员	0.848 (0.160) ***		
Res (推广接触)	0.136 (0.206)		
Res (信贷约束)	0.194 (0.366)		
$Ln\sigma_{\mu M}$		-1.039 (0.079) ***	
$\rho_{\mu M}$		0.547 (0.178) **	
$Ln\sigma_{\mu N}$			-0.922 (0.058) ***
$\rho_{\mu N}$			-0.354 (0.221)
LR-test	4.95 ***		
似然函数值	-439.18		
观察值	481	481	481

注：*、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。

(一) 参与合作社的决定因素

在表 3~表 5 选择方程中, 土地规模变量是正向而且显著不等于零的, 这表明拥有土地规模较大的农民更可能加入合作社, 这个发现与 Bernard 和 Spielman (2009) 和 Ito 等 (2012) 所研究的结果是一致的。劳动力投入变量估计系数为正, 通过了显著性水平检验, 这表明投入更多劳动力的家庭更有可能参加合作社。是否拥有计算机是决定参加合作社的重要因素, 这一发现与 Fischer 和 Qaim (2012) 的研究结果相一致。Fischer 和 Qaim (2012) 指出有效的沟通手段可以促进农民组织的形成。土壤类型和区域变量的系数也显著异于零, 表明具有显著的集群效应, 这揭示了在农业气候变化、环境资源、当地农业制度安排以及基础设施可得性方面存在差异。

（二）对苹果产量的影响

表3中，无论是对社员还是非社员，劳动力投入的变量都会对苹果产量产生显著的正向影响，这表明劳动力是实现苹果高产量的一个重要决定因素。土地规模变量对合作社社员和非社员的苹果产量都有负向的显著影响，这表明较大的土地规模不利于苹果产量提升。土地规模和生产率之间成反比关系，与Abdulai和Huffman（2014）和Kleemann等（2014）得出的结果一致。拥有电脑对合作社社员的苹果产量有正向显著的影响。计算机网络可能是至关重要的，可以减少搜索市场相关的信息成本，并且降低农民专业合作社推荐新技术的不确定性。

拓展联系变量对社员苹果产量有正向显著的影响，反映了政府推广服务对提高农业生产力具有积极作用。信贷约束这个变量对合作社社员的苹果产量有正向显著的影响，这个研究结果符合资本准入的概念。土壤类型这一变量对社员和非社员的苹果产量有着不同的影响。具体来说，沙土土壤往往对社员的苹果产量有显著正向影响，而黏土对非社员的生产力有显著负向影响。土壤变量的结果表明如果忽略环境变量，生产力估计方程可能是有偏误的（Abdulai & Huffman, 2014）。

（三）对净收益的影响

表4给出了合作社对社员净收益的影响估计结果。年龄变量的系数是负向显著的，这表明年轻的农民从苹果销售中获得更高的净收益。教育程度变量对社员和非社员的净收益影响存在差异，合作社社员教育程度变量的估计结果为正，通过了显著性水平检验，这表明更好的教育可以帮助社员获得足够的市场信息，以实现苹果能以较低成本进行出售。拥有计算机这个变量对社员的净收益具有显著的正向影响，但并不对非社员产生影响。在一定程度上，计算机等方便的现代设备可以加强社员与合作社二者之间的市场信息互动频率，从而降低投入成本和提高产品价格，最终提高苹果生产的净收益。这一结果与Mishra等（2009）的研究结果是一致的。Mishra等（2009）认为计算机是生产过程中重要的管理工具。联系和信贷约束这两个变量对社员和非社员的净收益都有正向显著的影响。省份虚拟变量估

计结果表明,位于甘肃的合作社社员和非合作社社员与位于山东的合作社社员和非社员相比往往会获得更高的净收益。

(四) 对家庭收入的影响

样本中的农户并不是专门从事苹果生产的,存在着其他农业生产活动。本文也研究了合作社对社员家庭收入的影响。这是因为合作社可能给农户种植其他作物带来好处,而这些好处不能完全被苹果生产的净收益所涵盖。表5显示了合作社对农户家庭收入影响的估计结果。计量结果表明土地规模对社员和非社员农户家庭收入具有显著的正向影响。土地规模变量的估计结果表明小规模苹果生产是有利可图的。合作社社员和非社员家庭规模变量的系数都显著为负,这表明较大的家庭规模可增加农业劳动力的供给,但不利于家庭收入水平的提升。信贷约束对合作社社员的家庭收入有正向显著影响。

表3~表5的下部呈现的是选择方程(1)的误差项 μ_i 和产出方程(7a)和(7b)的误差项 ε_i 之间协方差项的相关系数($\rho_{\mu M}$ 和 $\rho_{\mu N}$),并且这些数字有经济学解释(Abdulai & Huffman, 2014; Lokshin & Sajaia, 2004)。第一,在表3~表5中, $\rho_{\mu M}$ 和 $\rho_{\mu N}$ 具有统计显著性,说明存在选择性偏误。这表明在给定选择参加合作社的情况下,可观测因素和不可观测因素都会影响农户是否选择加入合作社,进而影响苹果产出结果。因此,未纠正的选择性效应可能会带来有偏误的系数估计结果。第二, $\rho_{\mu M}$ 和 $\rho_{\mu N}$ 有相反的迹象,这表明农户是基于比较优势进而选择加入合作社。第三, $\rho_{\mu M}$ 在表3~表5中均为正向,表明选择偏误是负向的。以上结果表明,苹果产量、净收益和家庭收入低于平均水平的农民更容易选择参加农业合作社。负向选择偏误是相当合理的,因为农民专业合作社预期能够提高农业生产绩效和农户福利。

(五) 估计处理效应

表6显示了对平均处理效应(ATT)的估计结果,揭示了参加合作社对农户苹果产量、净收益和家庭收入的影响。不同于表2给出的简单平均差异,ATT的估计结果通过可观察和不可观察的特征解释了选择偏误。结果

表明，加入合作社的果农比没有加入合作社的果农苹果产量提高 5.36%。收入方面，加入合作社的果农比没有加入合作社的果农净收益和家庭年均收入分别提高 6.06% 和 4.66%。表 6 的结果表明，农民专业合作社在提高农业绩效和提高农民收入方面发挥了重要作用，这与 Bernard 和 Spielman (2009) 在埃塞俄比亚以及 Verhofstadt 和 Maertens (2014b) 在卢旺达的研究结果相一致。

表 6 农户加入合作社对苹果产量、净收益和家庭收入的影响

项目	平均产出		ATT	t 值	变化率 (%)
	社员	非社员			
苹果产量	7.66 (0.33)	7.27 (0.27)	0.39	22.25 ***	5.36
净收益	8.92 (0.39)	8.41 (0.28)	0.51	21.37 ***	6.06
家庭收入	9.66 (0.36)	9.23 (0.42)	0.43	22.26 ***	4.66

注：*** 代表 1% 的显著性水平。

为了深入了解加入合作社对不同群体农户的影响，本文对不同土地规模的农户加入合作社对苹果产量、净收益和家庭收入的影响进行了进一步分析。表 7 的结果表明，在不同土地规模的群组里，加入合作社往往显著正向地影响苹果产量和家庭收入。当土地规模小于 6 亩时，加入合作社增加了社员 6.29% 的苹果产量。然而，对于中、大规模土地，加入合作社时，社员苹果产量分别增加 4.81% 和 4.66%。这一发现与先前观察到的土地规模和生产率之间的负相关关系是一致的。此外，表 7 中的结果还表明，加入合作社对净收益和家庭收入的影响将随着土地规模从小型、中型到大型的增加而减少。表 7 的结果表明，一般来说，种植规模较小的农民相比中型和大型农民能够从农业合作社获得更多利益。这些研究结果符合 Ito 等 (2012)

表 7 不同规模下农户加入合作社对苹果产量、净收益和家庭收入的影响

项目	分类	平均产出		ATT	t 值	变化率 (%)
		社员	非社员			
苹果产量	小规模 (6 亩以下)	7.94 (0.20)	7.47 (0.15)	0.47	19.36 ***	6.29
	中等规模 (6 ~ 10 亩)	7.64 (0.27)	7.27 (0.19)	0.37	12.06 ***	4.81
	大规模 (10 亩以上)	7.41 (0.26)	7.08 (0.27)	0.33	9.96 ***	4.66

续表

项目	分类	平均产出		ATT	t 值	变化率 (%)
		社员	非社员			
净收益	小规模 (6 亩以下)	9.18 (0.25)	8.49 (0.16)	0.69	20.96 ***	8.13
	中等规模 (6~10 亩)	8.92 (0.33)	8.49 (0.30)	0.43	10.99 ***	5.06
	大规模 (10 亩以上)	8.68 (0.40)	8.27 (0.31)	0.41	9.58 ***	4.96
家庭收入	小规模 (6 亩以下)	9.59 (0.25)	9.07 (0.27)	0.52	16.97 ***	5.73
	中等规模 (6~10 亩)	9.58 (0.35)	9.16 (0.37)	0.42	12.90 ***	4.59
	大规模 (10 亩以上)	9.80 (0.41)	9.44 (0.32)	0.36	10.29 ***	3.81

注: *** 代表 1% 的显著性水平。

对中国的研究结果以及 Fischer 和 Qaim (2012) 对肯尼亚的研究结果, 即加入合作社更有利于土地规模较小的农户, 但与 Verhofstadt 和 Maertens (2014b) 对卢旺达的研究结果相矛盾。

六 结论与政策启示

本文探讨了中国苹果种植户选择加入农民专业合作社的影响因素, 以及合作社对社员苹果产量、净收益和家庭收入的影响。本研究利用 2013 年从甘肃、陕西和山东三省随机抽取的 481 户农户层面的横截面数据, 通过对合作社社员和非社员之间苹果产量、净收益率和家庭收入的简单比较, 对一些显著的差异进行分析。这些比较仅仅是描述性的, 其并没有考虑到影响这种差异的复杂因素, 所以本文还采用了内生转换模型考虑一些可观测不可观测因素, 以解决选择偏误的问题。研究结果表明, 如果福利指标 (苹果产量、净收益和家庭收入) 在估计时不考虑参与合作社的决策, 那么就会导致样本选择偏误。本文研究结论表明存在负向的选择偏误, 这意味着在苹果产量、净收益和家庭收入方面低于平均水平的农民更容易选择加入合作社。

实证结果表明, 合作社与社员苹果产量、净收益和家庭收入之间存在着正向显著的关系。加入合作社的果农苹果产量提高 5.36%、净收益率提升 6.06% 以及家庭收入提升 4.66%。这一估计结果还会因土地规模不同而产生差异, 规模较小的农户加入合作社所实现农业生产率和收入水平的提

升要高于中等规模和大规模的农户。这一发现表明，合作社在增加小农收入和减少中国农村贫困方面可以发挥重要的作用。此外，农民加入农民专业合作社的影响因素中，土地规模、劳动力投入和是否拥有电脑等因素对农户决定是否加入合作社的决策是显著的。

本文的研究结果表明，农民专业合作社有助于提高农业生产力以及提高农民收入。因此，政府应该继续支持合作社的发展。此外，政府可以通过支持合作社的方式改善合作社的营销策略，从而确保合作社产品能以更高的价格出售。这些措施可以鼓励其他农民加入这些合作社，实现生产的高质量，保证食品安全，实现合作社与国际市场的对接。

农户拥有电脑这一变量是影响农户加入合作社的重要因素。这表明政府提高农村互联网基础设施的政策将大大增加农户加入合作社的数量，提升产品国际竞争力。拓展联系和信贷约束这两个变量正向显著地影响农户加入合作社，这说明良好的技术推广服务和信贷服务将利于农户加入合作社，实现福利水平的提升。正如 Deng 等（2010）所指出的，中国农民专业合作社在信贷便利方面为其社员提供的帮助很少。因此，政府可以制定适当的政策，在这方面对农户予以大力支持。

参考文献

- Abdulai, A., Huffman, W. 2014. "The Adoption and Impact of Soil and Water Conservation Technology: An Endogenous Switching Regression Application." *Land Economics*, 90 (1): 26 - 43.
- Abebaw, D., Haile, M. G. 2013. "The Impact of Cooperatives on Agricultural Technology Adoption: Empirical Evidence from Ethiopia." *Food Policy*, 38: 82 - 91.
- Bernard, T., Spielman, D. J. 2009. "Reaching the Rural Poor through Rural Producer Organizations? A Study of Agricultural Marketing Cooperatives in Ethiopia." *Food Policy*, 34 (1): 60 - 69.
- Bernard, T., Taffesse, A. S., Gabre-Madhin, E. 2008. "Impact of Cooperatives on Smallholders' Commercialization Behavior: Evidence from Ethiopia." *Agricultural Economics*, 39 (2): 147 - 161.
- Deng, H., Huang, J., Xu, Z., et al. 2010. "Policy Support and Emerging Farmer Professional Cooperatives in Rural China." *China Economic Review*, 21 (4): 495 - 507.

- Fischer, E. , Qaim, M. 2012. “Linking Smallholders to Markets: Determinants and Impacts of Farmer Collective Action in Kenya.” *World Development*, 40 (6): 1255 – 1268.
- Francesconi, G. N. , Heerink, N. 2011. “Ethiopian Agricultural Cooperatives in an Era of Global Commodity Exchange: Does Organisational form Matter?” *Journal of African Economies*, 20 (1): 153 – 177.
- Francesconi, G. N. , Wouterse, F. 2015. “Promoting the Role of Farmer-Based Organizations for Value Chain Integration: The Tension between a Program’s Targeting and an Organization’s Investment Strategy.” *Agricultural Economics*, 46 (4): 527 – 536.
- Hellin, J. , Lundy, M. , Meijer, M. 2009. “Farmer Organization, Collective Action and Market Access in Meso-America.” *Food Policy*, 34 (1): 16 – 22.
- Holloway, G. , Nicholson, C. , Delgado, C. , et al. 2000. “Agroindustrialization through Institutional Innovation Transaction Costs, Cooperatives and Milk-Market Development in the East-African Highlands.” *Agricultural Economics*, 23 (3): 279 – 288.
- Ito, J. , Bao, Z. , Su, Q. 2012. “Distributional Effects of Agricultural Cooperatives in China: Exclusion of Smallholders and Potential Gains on Participation.” *Food Policy*, 37 (6): 700 – 709.
- Jia, X. , Huang, J. , Xu, Z. 2012. “Marketing of Farmer Professional Cooperatives in the Wave of Transformed Agrofood Market in China.” *China Economic Review*, 23 (3): 665 – 674.
- Kleemann, L. , Abdulai, A. , Buss, M. 2014. “Certification and Access to Export Markets: Adoption and Return on Investment of Organic-certified Pineapple Farming in Ghana.” *World Development*, 64: 79 – 92.
- Lokshin, M. , Sajaia, Z. 2004. “Maximum Likelihood Estimation of Endogenous Switching Regression Models.” *Stata Journal*, 4: 282 – 289.
- Markelova, H. , Meinzen-Dick, R. , Hellin, J. , et al. 2009. “Collective Action for Smallholder Market Access.” *Food Policy*, 34 (1): 1 – 7.
- Mishra, A. K. , Williams, R. P. , Detre, J. D. 2009. “Internet Access and Internet Purchasing Patterns of Farm Households.” *Agricultural & Resource Economics Review*, 38 (2): 240 – 257.
- Moustier, P. , Tam, P. T. G. , Anh, D. T. , et al. 2010. “The Role of Farmer Organizations in Supplying Supermarkets with Quality Food in Vietnam.” *Food Policy*, 35 (1): 69 – 78.
- Narayanan, S. 2014. “Profits from Participation in High Value Agriculture: Evidence of Heterogeneous Benefits in Contract Farming Schemes in Southern India.” *Food Policy*, 44: 142 –

- 157.
- Rivers, D. , Vuong, Q. H. 1988. “ Limited Information Estimators and Exogeneity Tests for Simultaneous Probit Models. ” *Journal of Econometrics*, 39 (3): 347 – 366.
- Shiferaw, B. , Kassie, M. , Jaleta, M. , et al. 2014. “ Adoption of Improved Wheat Varieties and Impacts on Household Food Security in Ethiopia. ” *Food Policy*, 44: 272 – 284.
- Trebbin, A. 2014. “ Linking Small Farmers to Modern Retail through Producer Organizations- Experiences with Producer Companies in India. ” *Food Policy*, 45: 35 – 44.
- Valentinov, V. 2007. “ Why are Cooperatives Important in Agriculture? An Organizational Economics Perspective. ” *Journal of Institutional Economics*, 3 (1): 55 – 69.
- Verhofstadt, E. , Maertens, M. 2014a. “ Can Agricultural Cooperatives Reduce Poverty? Heterogeneous Impact of Cooperative Membership on Farmers’ Welfare in Rwanda. ” *Applied Economic Perspectives and Policy*, 2: 1 – 21
- Verhofstadt, E. , Maertens, M. 2014b. “ Smallholder Cooperatives and Agricultural Performance in Rwanda: Do Organizational Differences Matter?” *Agricultural Economics*, 45 (1): 39 – 52.
- Wooldridge, J. M. 2010. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press.
- Wooldridge, J. M. 2015. “ Control Function Methods in Applied Econometrics. ” *Journal of Human Resources*, 50 (2): 420 – 445.
- World Bank. 2006. *China-Farmers Professional Associations Review and Policy Recommendations*. The World Bank.
- Zheng, S. , Wang, Z. , Awokuse, T. O. 2012. “ Determinants of Producers’ Participation in Agricultural Cooperatives: Evidence from Northern China. ” *Applied Economic Perspectives and Policy*, 34 (1): 167 – 186.

Does Cooperative Membership Improve Household Welfare? Evidence from Apple Farmers in China

Wanglin Ma Awudu Abdulai

Abstract: This paper examines the impact of cooperative membership on farm performance indicators such as apple yields, net returns and household in-

come, using cross-sectional data from a survey of farmers in China. An endogenous switching regression model that accounts for selection bias is employed in the analysis. The empirical results reveal that cooperative membership exerts a positive and statistically significant impact on apple yields, farm net returns and household income. A disaggregated analysis also reveals that small-scale farms tend to benefit more from cooperatives than medium and large farms.

Key words: Agricultural cooperatives; Impact assessment; Apple farmers; China