

加入合作社促进了家庭农场选择环境友好型 生产方式吗？*

——以化肥、农药减量施用为例

蔡 荣¹ 汪紫钰² 钱 龙² 杜志雄³

摘要：在资源环境约束趋紧的背景下，家庭农场能否以及如何促进农业可持续发展成为亟待回答的重大现实问题。本文以化肥和农药减量施用行为为例，利用全国家庭农场监测数据并基于计量分析模型构建“反事实”分析框架，估计了加入合作社对家庭农场化肥和农药减量施用概率的平均处理效应。本文研究发现：减量施用化肥和农药的家庭农场占比目前还比较低；加入合作社对家庭农场选择环境友好型生产方式能够起到积极效果，与不加入合作社相比，加入合作社能够使家庭农场化肥和农药减量施用概率分别提高 43.3%和 43.7%；另外，从合作社获得的服务或福利差异在一定程度上能够解释不同家庭农场加入合作社对其选择环境友好型生产方式概率的处理效应差异。

关键词：家庭农场 合作社 环境友好型生产方式 处理效应

中图分类号：F325.1 **文献标识码：**A

一、引言

伴随中国城乡一体化的深入推进和农村剩余劳动力的非农化转移，推进多种形式的农地适度规模经营成为发展现代农业的重要举措。其中，家庭农场作为转变农业发展方式的有效载体和构建现代农业经营体系的重要组成部分，近年来得到了各级政府的积极扶持和推动，数量增长十分显著。据有关部门统计，截至 2016 年底，全国共有符合统计标准的家庭农场 120 多万个，平均经营规模 210 亩（何劲、祁春节，2018）。然而，整体而言，当前中国家庭农场发展壮大所需的社会化服务还十分短缺。并

*本文研究得到国家自然科学基金面上项目“合作社农产品质量治理：基于成员层面的理论分析与实证研究”（项目编号：71773044）、国家自然科学基金青年基金项目“农地确权、调整经历与农户耕地质量保护行为：机理与实证”（项目编号：71803077）、农业部项目“家庭农场生产经营典型监测（2014-2017）”（项目编号：2014T2017）的资助。感谢家庭农场研究团队在数据收集和整理过程中所做的大量工作，也感谢匿名评审专家和编辑提出的修改意见，但作者文责自负。本文通讯作者：杜志雄。

且，与传统兼业农户相比，家庭农场投入更多，资产专用性更强，面临的经营风险也更大。为了规避风险和追求最大化收益，家庭农场对合作的需求明显增强，加入合作社成为家庭农场稳定销售渠道、节约交易成本、获取销售订单的重要途径之一。例如，2016年，在东北三省和内蒙古地区实施的以“市场定价、价补分离”为原则的玉米收储制度改革，使得该区域的玉米农场开始面临市场销售问题。为了规避玉米销售风险，该区域的家庭农场选择加入合作社的概率要明显高于其他地区（刘文霞等，2018）。这是因为，合作社的服务功能有助于破解家庭农场在农技服务获取、农资采购、产品销售、仓储物流等方面的约束。“家庭农场+合作社”模式及其扩展形态未来有望成为联结中国农业生产与现代市场，加速实现农业现代化的创新组织模式。

然而，必须要指出，家庭农场能否成为现代农业发展的理想主体还取决于其能否克服传统农业生产方式的局限，其中包括撇弃对农业生态环境和农产品质量安全产生负面效应的过量施肥和施药行为。长期以来，中国化肥和农药施用量远远超出经济学意义上的最优施用量，是危及农业可持续发展的极大隐患（仇焕广等，2014；朱淀等，2014）。一些学者从理论上给出了判断，认为与传统兼业农户相比，家庭农场有激励将农业生产带来的生态与环境效应纳入其行为决策中，从而有利于耕地保护和农业可持续发展（朱启臻，2013）。有学者利用农业部家庭农场监测数据进行统计分析发现，家庭农场在农业生产过程中总体上开始呈现出注重生态和低碳生产方式的端倪与趋势（蔡颖萍、杜志雄，2016）。与此相关，本文研究旨在回答的问题是，加入合作社的行为决策在实践中是否加快了家庭农场对环境友好型生产方式的选择？目前，针对这一问题为数不多的研究（例如王兴国等，2018；蔡颖萍、杜志雄，2016）并未给出明确答案，并且在模型估计时将加入合作社的行为决策直接作为外生变量来处理，忽视了模型内生性问题可能产生的估计偏误。

鉴于此，本文基于农业部家庭农场监测数据，采用计量分析模型并构建“反事实”分析框架，估计加入合作社对家庭农场选择环境友好型生产方式概率的平均处理效应。此外，本文还从合作社功能视角分析不同家庭农场加入合作社对其选择环境友好型生产方式概率的处理效应差异及其形成原因。

二、理论分析

根据国内合作社发展实践和以往相关研究成果，合作社影响成员生产行为的作用机制具有多元性。一是提供生产技术培训或指导。农户过量施肥或施药的主要原因之一是农技推广机构未能向其有效地提供信息和支持，尤其是农业化学品投入水平和养分平衡等信息。如果向农户提供优质的、足够的农技指导，帮助其掌握或选择环境友好型田间管理技术，提升化肥和农药利用率，农业化学品投入过量问题在一定程度上就能得到合理控制。在实践中，合作社向成员提供种植技术培训与指导方面的服务最为普遍，此类服务主要通过合作社的技术服务队、合作社邀请的农业专家、当地的农技推广人员等共同向成员提供标准化的技术指导和培训，从而减少化肥和农药滥用。二是传递农业化学品质量信息。在农资市场上，化肥和农药的种类繁多，各种肥料在用途、有效成分含量及配比、作物吸收利用效率等方面存在差异性，不同农药对作物的作用及病虫害防治效果也是如此。农资市场的差异化使农户很难通过经验积累正确地使用农资，加上农资质量信息获取成本较高，致使一些农户出于规避风险的考

虑而普遍采取过量施肥或施药行为（纪月清等，2016）。目前，有很多合作社都具备了统一农资采购服务功能，一方面能够确保肥料和农药质量，另一方面也减少了成员获取农资质量信息的成本，从而起到促进化肥和农药规范使用的效果。三是提供优质农产品溢价激励。质量溢价激励往往与分级收购制度联系在一起，是指对同等级农产品，合作社的收购价高于市场价的水平。在生产过程中存在信息不对称以及监督成员生产比较困难的情况下，为了保证能够收购到高质量的农产品，不少合作社选择了分级收购制度来激励成员采取合意的生产行为，从而在保障成员利益的同时避免了成员不按照合作社要求进行生产的机会主义行为（王军，2011）。对于质量溢价激励与农户生产行为之间的关系，已有研究证实了前者对后者处理效应的存在，即农户生产行为受到收购合同中质量溢价条款的影响，溢价激励强度越大，这些影响就越明显（Goodhue et al., 2010; Saenger et al., 2013）。四是提升成员生产管理水平。对成员生产管理水平的衡量往往采用技术效率指标，是指在既定的技术和产出水平下，潜在的最小要素投入量与实际投入量之间的距离。距离越大，技术效率越低；距离越小，技术效率越高。根据技术效率的高低可以判断要素配置的合理性及其利用效率水平。合作社运作规范化和服务功能强化是提高成员技术效率的基本前提。当前，不少合作社的服务功能已经从单一向多样的格局发展，这些多样化的服务有助于改善成员生产技术效率，降低成员市场风险和保障成员收益长期稳定。

基于以上阐述，本文提出研究假说：加入合作社能够促进家庭农场选择环境友好型生产方式。

三、数据来源与描述性统计

（一）数据来源

本文所用数据来自于全国家庭农场的监测数据。受原农业部委托，中国社会科学院农村发展研究所自2014年起对全国约3000个家庭农场开展长期固定的监测工作。在样本选择上，首先按照经济发展水平高低在每个省级行政区选择2~4个样本县，再在每个样本县随机选择30~50个家庭农场，然后由县级农业主管部门组织家庭农场主在线填报问卷。2016年初，全国共有3073个家庭农场进行了数据填报，内容涉及2015年全年生产经营的各个方面。本文选取样本中以种植业为主的家庭农场，剔除了生产规模达不到家庭农场最低经营规模要求、身份信息有误、关键变量缺失的样本。此外，为了避免异常值的影响，笔者又根据农场规模对样本进行了右侧“缩尾”处理，剔除了所有大于99%分位数的样本。最终，本文分析所用的家庭农场样本个数为1927个，在各省级行政区的分布情况见表1。

表1 家庭农场样本在各省级行政区的分布情况

地区	样本数	地区	样本数	地区	样本数	地区	样本数	地区	样本数
北京	14	辽宁	93	江西	34	广东	45	贵州	57
天津	25	黑龙江	253	福建	63	广西	29	陕西	50
河北	75	上海	87	山东	62	海南	16	甘肃	33
山西	59	江苏	56	河南	81	重庆	50	青海	46
内蒙古	53	浙江	53	湖南	43	四川	47	宁夏	64
吉林	203	安徽	72	湖北	29	云南	100	新疆	35

（二）描述性统计

1. 农场主特征。在 1927 个样本家庭农场中，农场主年龄介于 26~66 岁之间，平均为 46 岁；其中，55 岁及以下的农场主占到了 88.4%，说明年轻农场主占据主导地位。样本农场主平均受教育年限为 10.5 年，绝大多数都具有初中及以上受教育程度，其中，约有 47.0% 的农场主受教育程度为高中及以上，表明农场主普遍受教育程度较高。接近 82% 的农场主接受过育种栽培、地膜覆盖、农机驾驶操作等专门的技术培训，培训内容范围较广。样本农场主从事耕地规模经营（一般为当地农户承包面积的 10~15 倍）的年限最短为 1 年，最长为 30 年，平均年限超过 6 年。

2. 家庭农场特征。绝大多数家庭农场规模分布在 500 亩及以下的区间，处于这个区间的农场占样本总数的 79.2%，而达到 1000 亩的农场仅占 8.9%。农场规模的扩大主要依靠耕地流转，平均土地转入租金约 504 元/亩·年。样本农场自有劳动力个数平均为 3.6 个，最多的有 20 个。经农业部门认定的示范农场约占样本总数的 40%，其中，县级示范农场、市级示范农场、省级示范农场分别占示范农场数的 55.9%、28.0%、16.1%。以粮食作物为主要作物的家庭农场占 62.0%。绝大多数家庭农场都有完整的日常收支记录，占样本总数的 71.0%。产品获得“三品一标”认证（无公害农产品、绿色食品、有机农产品和农产品地理标志）的家庭农场占全部样本的 15.1%。采用测土配方施肥技术、节水灌溉技术（包括滴灌、渗灌、喷灌等）和购买作物保险的家庭农场分别占样本总数的 60.0%、27.0% 和 59.0%。约有 42.9% 的家庭农场存在生产经营性借款，每个家庭农场获得的各类财政补贴接近 4 万元，平均每亩补贴约 246.7 元，包括农机具购置补贴、土地租金补贴、农场专项补贴等多种类别。未来打算继续扩大生产规模的家庭农场占全部样本农场的 57.0%。另外，以平地为主、以丘陵为主和以山地为主的家庭农场分别占样本总数的 69.3%、17.3% 和 13.4%。

3. 家庭农场加入合作社与选择环境友好型生产方式之间的关系。根据统计，有 650 个样本家庭农场加入了合作社（占比为 34%）。这些家庭农场从合作社获得的服务或福利有：生产技术支持（23.2%）、农资成本节约（18.1%）、销售价格提高（17.5%）、经营能力提升（17.5%）、产品质量改善（15.6%）、农业机械作业（14.3%）和年末利润分红（8.4%）。在加入合作社的家庭农场中，化肥减量施用的占 37.2%，农药减量施用的占 41.7%；在未加入合作社的家庭农场中，化肥减量施用的占 22.2%，农药减量施用的占 25.1%。很显然，不论是化肥施用还是农药施用，加入合作社的家庭农场选择环境友好型生产方式的比例均相对较高。

四、计量模型设定与变量选取

（一）计量模型设定

因果效应识别是本文确定计量模型时必须考虑的问题。因为无法同时观测到同一个家庭农场在加入和未加入合作社两种状态下对环境友好型生产方式的选择情况，所以无法直接评价加入合作社对家庭农场选择环境友好型生产方式的影响。另外，本文使用的是调查数据，家庭农场是否加入合作社的状态并非随机分配，而是其在各种条件或约束下所做出的最优决策。因此，如何在考虑家庭农场选择加入合作社的概率的情况下，估计加入合作社对其选择环境友好型生产方式概率的处理效应，成为本

文需要解决的关键问题。为此，本文通过构建内生转换 Probit 模型 (endogenous switching probit, ESP)，在回归结果的基础上构造“反事实”分析框架，进而估计加入合作社对家庭农场选择环境友好型生产方式概率的处理效应。

首先，将家庭农场是否选择加入合作社作为处理变量 (S_i)，如果它接受处理则 S_i 值为 1，否则 S_i 值为 0。家庭农场是否接受处理可以表示为：

$$S_i^* = Z_i \alpha + \mu_i, \quad S_i = \begin{cases} 1, & S_i^* > 0 \\ 0, & S_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (1)$$

(1) 式中， S_i^* 表示家庭农场选择加入合作社行为的不可观测潜变量； Z_i 表示影响家庭农场选择加入合作社的变量； α 为待估计系数； μ_i 为随机扰动项。 S_i 表示实际观测到的家庭农场是否加入合作社的决策结果， $S_i=1$ 表示加入合作社， $S_i=0$ 表示未加入合作社。

接着，定义不同状态下家庭农场对环境友好型生产方式采用行为的结果方程：

$$y_i = \begin{cases} y_{1i}, & S_i=1, y_{1i} = I(y_{1i}^* > 0), y_{1i}^* = X_{1i} \beta_1 + \varepsilon_{1i} \\ y_{0i}, & S_i=0, y_{0i} = I(y_{0i}^* > 0), y_{0i}^* = X_{0i} \beta_0 + \varepsilon_{0i} \end{cases} \quad (2)$$

(2) 式中， y_{1i}^* 和 y_{0i}^* 分别表示加入合作社和未加入合作社时家庭农场选择环境友好型生产方式的潜变量，决定了观测到的二元环境友好型生产方式状态变量 y_{1i} 和 y_{0i} ； X_{1i} 和 X_{0i} 是影响家庭农场选择环境友好型生产方式的协变量； β_1 和 β_0 是待估计系数； ε_{1i} 和 ε_{0i} 是随机扰动项，且均值为 0，假设它们都服从正态分布； ε_{1i} 和 μ_i 之间的相关系数为 ρ_1 ， ε_{0i} 和 μ_i 之间的相关系数为 ρ_0 。

在构建选择方程 (1) 式和结果方程 (2) 式的基础上，可利用正态分布的累积分布函数 $\Phi(\cdot)$ 估计出家庭农场选择加入合作社的概率，即： $\text{Prob}(S=1|Z) = \Phi(Z\alpha)$ 。

同样，可利用正态分布的累积分布函数 $\Phi(\cdot)$ 估计出家庭农场选择加入合作社且选择环境友好型生产方式的概率为：

$$\text{Prob}(S=1, y=1|X=x) = \Phi(Z\alpha, X_1\beta_1, \rho_1) \quad (3)$$

家庭农场选择加入合作社但未选择环境友好型生产方式的概率为：

$$\text{Prob}(S=1, y=0|X=x) = \Phi(Z\alpha, -X_1\beta_1, -\rho_1) \quad (4)$$

家庭农场选择不加入合作社但选择环境友好型生产方式的概率为：

$$\text{Prob}(S=0, y=1|X=x) = \Phi(-Z\alpha, X_0\beta_0, \rho_0) \quad (5)$$

家庭农场选择不加入合作社且未选择环境友好型生产方式的概率为：

$$\text{Prob}(S=0, y=0|X=x) = \Phi(-Z\alpha, -X_0\beta_0, \rho_0) \quad (6)$$

针对（1）～（6）式所刻画的内生选择变量和二元结果变量模型，如果选择联立 Probit 模型或带有样本选择偏误纠正项的 Probit 模型进行估计，并不能得到有效的估计量。考虑到选择方程和结果方程误差项之间的相关性，本文采用 Lokshin and Newson（2011）构建的对数似然函数，并利用极大似然法进行估计，从而得到一致的估计量。在得到模型的参数估计结果 $\hat{\beta}_1$ 、 $\hat{\beta}_0$ 和 $\hat{\alpha}$ 以及相关系数 $\hat{\rho}_1$ 和 $\hat{\rho}_0$ 之后，就可以计算加入合作社对家庭农场选择环境友好型生产方式概率的处理效应。其中，处理组（ $S_i=1$ ）样本加入合作社对其选择环境友好型生产方式概率的处理效应为：

$$TT = \frac{\Phi(X_1\hat{\beta}_1, Z\hat{\alpha}, \hat{\rho}_1) - \Phi(X_0\hat{\beta}_0, -Z\hat{\alpha}, \hat{\rho}_0)}{\Phi(Z\hat{\alpha})} \quad (7)$$

控制组（ $S_i=0$ ）样本加入合作社对其选择环境友好型生产方式概率的处理效应为：

$$TU = \frac{\Phi(-X_1\hat{\beta}_1, Z\hat{\alpha}, -\hat{\rho}_1) - \Phi(-X_0\hat{\beta}_0, -Z\hat{\alpha}, \hat{\rho}_0)}{\Phi(-Z\hat{\alpha})} \quad (8)$$

全部样本加入合作社对其选择环境友好型生产方式概率的处理效应为：

$$TE(x) = \Phi(X_1\beta_1) - \Phi(X_0\beta_0) \quad (9)$$

（二）变量选取

参照最近的相关研究成果（例如刘文霞等，2018；蔡颖萍、杜志雄，2016；王兴国等，2018），本文选取了影响家庭农场加入合作社的变量（ Z ）和影响家庭农场选择环境友好型生产方式的变量（ X ），变量名称及定义情况见表 2。需要说明的是，在对内生转换 Probit 模型（ESP）进行完全信息极大似然估计时，要求在选方程中加入排他约束变量，本文使用家庭农场是否认同“合作社都是假的，没有用”的观点构造排他约束变量“假合作社”。本文认为，该变量会显著影响家庭农场是否选择加入合作社，但对家庭农场是否选择环境友好型生产方式无直接影响^①。

表 2 主要变量名称及定义

变量名称	变量定义	均值	标准差
化肥减量施用	农场亩均化肥施用量是否较周边农户少：是=1，否=0	0.30	0.46
农药减量施用	场亩均农药施用量是否较周边农户少：是=1，否=0	0.27	0.44
户主特征			
年龄	截至 2015 年底的年龄；单位：岁	45.97	8.18
受教育年限	家庭农场主受教育年限；单位：年	10.51	6.82
种植年限	截至 2015 年底家庭农场主从事耕地规模种植的时间；单位：年	6.11	4.51
农场特征			
劳动力个数	农场自有劳动力个数；单位：个	3.65	2.13
农场规模	农场耕地规模；单位：亩	378.04	457.62

^①将化肥是否减量施用作为被解释变量、排他约束变量及其他控制变量作为解释变量，运用 Probit 模型回归后发现，排他约束变量的系数为-0.194，对应的 p 值为 0.290。将农药是否减量施用作为被解释变量、排他约束变量及其他控制变量作为解释变量，运用 Probit 模型回归后发现，排他约束变量的系数为-0.139，对应的 p 值为 0.425。

加入合作社促进了家庭农场选择环境友好型生产方式吗？

示范农场	是否是示范家庭农场：是=1，否=0	0.40	0.49
丘陵地形	农场耕地以丘陵地形为主（参照组为平地地形）：是=1，否=0	0.17	0.37
山地地形	农场耕地以山地地形为主（参照组为平地地形）：是=1，否=0	0.13	0.34
经营特征			
加入合作社	家庭农场是否加入合作社：加入=1，未加入=0	0.34	0.47
收支记录	是否有完整的日常收支记录：是=1，否=0	0.71	0.45
以粮为主	农场第一大作物品种是否为三大主粮：是=1，否=0	0.62	0.48
技术培训	是否接受过农业技术培训：是=1，否=0	0.81	0.38
测土配方	是否采用测土配方施肥技术：是=1，否=0	0.60	0.49
节水灌溉	是否采用节水灌溉技术：是=1，否=0	0.27	0.44
有无借款	2015年家庭农场是否有生产经营性借款：是=1，否=0	0.43	0.49
“三品一标”	农场产品是否获得“三品一标”认证：是=1，否=0	0.15	0.36
扩张意愿	下一步是否有继续扩大规模的打算：是=1，否=0	0.57	0.49
作物保险	是否购买作物保险：是=1，否=0	0.59	0.49
流转租金	转入土地的平均租金；单位：元/亩·年	504.53	322.75
财政补贴	2015年每亩耕地平均获得的政府补贴；单位：元	246.71	4569.76
排他约束变量			
假合作社	是否认同“合作社都是假的，没有用”的观点：是=1，否=0	0.04	0.19

注：观测值个数为1927。

五、实证结果分析

（一）模型回归结果

以家庭农场是否选择环境友好型生产方式为结果变量，对（1）式和（2）式进行完全信息极大似然估计，回归结果见表3。

表3 家庭农场选择环境友好型生产方式模型的回归结果（内生转换 Probit 模型）

变量名	选择方程 (是否加入合作社)	结果方程（化肥减量施用）		结果方程（农药减量施用）	
		加入合作社	未加入合作社	加入合作社	未加入合作社
户主特征					
年龄	-0.006 (0.004)	0.004 (0.006)	0.002 (0.005)	-0.001 (0.005)	-0.001 (0.004)
受教育年限	0.024 (0.046)	0.197 (0.170)	0.021 (0.052)	0.019 (0.060)	-0.011 (0.050)
种植年限	0.032*** (0.007)	-0.026 (0.010)	0.005 (0.009)	-0.007 (0.009)	0.003 (0.008)
农场特征					
劳动力个数	-0.002	0.001	-0.018	0.008	-0.010

加入合作社促进了家庭农场选择环境友好型生产方式吗？

	(0.015)	(0.022)	(0.018)	(0.020)	(0.017)
农场规模	0.001***	-0.001	0.000	-0.001	-0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.000)	(0.003)
示范农场	-0.029	0.301***	0.137*	0.334***	0.101*
	(0.074)	(0.106)	(0.079)	(0.097)	(0.060)
丘陵地形	-0.285	0.269	0.110	0.077	0.163
	(0.202)	(0.178)	(0.102)	(0.070)	(0.134)
山地地形	-0.173	0.258	0.325	0.073	0.182
	(0.145)	(0.171)	(0.253)	(0.076)	(0.165)
经营特征					
收支记录	—	-0.031	-0.087	0.004	0.038
	—	(0.128)	(0.082)	(0.111)	(0.077)
以粮为主	-0.057	-0.072	-0.072	-0.167	-0.117
	(0.092)	(0.129)	(0.109)	(0.120)	(0.100)
技术培训	0.343***	-0.026	0.187	0.014	0.127
	(0.098)	(0.173)	(0.128)	(0.171)	(0.102)
测土配方	0.184***	0.388***	0.413***	0.155	0.379
	(0.071)	(0.124)	(0.082)	(0.105)	(0.376)
节水灌溉	0.188**	0.260**	0.078	0.084	0.046
	(0.088)	(0.123)	(0.093)	(0.108)	(0.091)
有无借款	0.187***	0.064	-0.168	0.112	-0.002
	(0.070)	(0.110)	(0.181)	(0.093)	(0.070)
“三品一标”	0.462***	-0.097	0.027	0.211***	0.285***
	(0.103)	(0.128)	(0.121)	(0.067)	(0.103)
扩张意愿	0.103	0.098	0.073	0.106	0.046
	(0.068)	(0.104)	(0.075)	(0.104)	(0.074)
作物保险	0.188	-0.063	-0.067	-0.033	-0.052
	(0.180)	(0.118)	(0.085)	(0.108)	(0.083)
流转租金	—	-0.001	-0.000	-0.000	-0.000
	—	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.001)
财政补贴	—	0.000	-0.000	0.000	-0.000
	—	(0.001)	(0.000)	(0.001)	(0.003)
排他约束变量					
假合作社	-1.923***	—	—	—	—
	(0.429)	—	—	—	—
常数项	-0.590**	-0.589**	-0.712***	0.498***	0.232***
	(0.254)	(0.284)	(0.271)	(0.082)	(0.087)
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
残差相关系数	—	$\rho_1 = -0.637$	$\rho_0 = -0.874$	$\rho_1 = -0.794$	$\rho_0 = -0.653$

加入合作社促进了家庭农场选择环境友好型生产方式吗？

瓦尔德检验值	—	44.52***	74.22***
观测值数	1927	1927	1927

注：括号内为系数标准误；***、**、*分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。

从表 3 的回归结果中可以总结出以下几点：

第一，对加入合作社是否会促进家庭农场选择环境友好型生产方式进行评估确实面临样本选择性偏误的问题，建立模型分析时有必要纠偏。表 3 中的结果显示，不论是化肥施用还是农药施用，选择方程和结果方程残差项的相关系数都较高，且根据瓦尔德检验值（Wald χ^2 ）结果， $\rho_1 = \rho_0 = 0$ 的原假设（ H_0 ）均在 1% 的统计水平上被拒绝，表明存在不可观测因素同时影响家庭农场是否选择加入合作社和是否对化肥和农药进行减量施用，因而有必要对家庭农场加入合作社的内生性行为所带来的估计偏误进行纠正。

第二，家庭农场的户主特征、农场特征、经营特征以及家庭农场对合作社的认知对家庭农场是否选择加入合作社具有显著影响。在选择方程的回归结果中，种植年限变量在 1% 的统计水平上显著，并且系数为正，表明从事耕地规模种植年限较长的家庭农场更有可能选择加入合作社。这可能是因为，规模种植经验有助于家庭农场认识到加入合作社对于稳定销售渠道和降低市场风险的重要性。农场规模变量在 1% 的统计水平上显著，并且系数为正，表明家庭农场规模越大，选择加入合作社的概率也越高。这与刘文霞等（2018）的研究结论相吻合。其原因可能有两点：一是经营规模大的家庭农场更希望通过合作社的销售渠道来实现产品的顺利销售；二是合作社自身也倾向于吸收规模大的家庭农场成员来节约交易成本。技术培训变量在 1% 的统计水平上显著，并且系数为正，表明参加过技术培训的家庭农场更倾向于选择加入合作社。经调查发现，在参加过技术培训的家庭农场中，有 44.4% 的家庭农场表示技术培训内容包含了农场经营管理知识，这有助于增强家庭农场的风险管理意识，从而促进其选择加入合作社。测土配方变量和节水灌溉变量分别在 1% 和 5% 的统计水平上显著，并且系数均为正，表明采用测土配方施肥技术和节水灌溉技术的家庭农场选择加入合作社的概率也较大。其原因在于，与家庭农场自身相比，合作社在与配方肥供应商、节水灌溉设备销售商交易时，具有较高的议价能力，有助于节约技术采用成本。有无借款变量在 1% 的统计水平上显著，并且系数为正，表明有借款的家庭农场更倾向于加入合作社。这可能是因为，有借款未还的家庭农场面临着相对较强的流动资金约束，而现实中有很多合作社会向成员赊账供应农资（化肥、农药、种子等），这在一定程度上能够促进有借款的家庭农场选择加入合作社。“三品一标”变量在 1% 的统计水平上显著，并且系数为正，表明产品获得“三品一标”认证的家庭农场加入合作社的概率较高。其原因有二：一是这类家庭农场为了更好地获取产品质量溢价，更期望借助合作社来拓展营销渠道；二是合作社出于品牌创建的需要，也更愿意吸引这类家庭农场加入。此外，假合作社变量在 1% 的统计水平上显著，且系数为负，表明那些认为“合作社都是假的，没有用”的家庭农场更倾向于不加入合作社。

第三，影响化肥减量施用和农药减量施用的因素具有差异性，并且化肥减量施用方程和农药减量施用方程的回归结果在处理组（ $S=1$ ）和控制组（ $S=0$ ）之间也存在差异。从结果方程的回归结果看，入选示范农场能够促使家庭农场减量施用化肥和农药。其原因可能在于，入选示范农场将接受所

在地相关政府部门的动态监测，监测内容一般包括化肥和农药减量施用等环境友好型生产方式的执行情况，如果考核不合格将直接被取消示范家庭农场的称号以及相应的后续扶持，从而对家庭农场化肥和农药施用行为起到了规范和约束作用。采用测土配方施肥技术能够促使家庭农场减量施用化肥。长期以来，中国农业生产中盲目施肥、过量施肥的现象十分严重，化肥利用效率远低于发达国家的平均水平。实践表明，采用测土配方施肥技术的农户施肥相对更合理，而没有采用该技术的农户施肥存在一定的盲目性（张成玉、肖海峰，2009）。产品获得“三品一标”认证的家庭农场更倾向于选择农药减量施用。这可能是因为，“三品一标”认证能够向消费者有效传递农场产品的质量信息，摆脱信息不对称条件下“劣币驱逐良币”的困境，从而形成优质产品的质量溢价。同时，产品获得“三品一标”认证的农场需要接受农业相关部门的质量抽检，对发生重大农产品质量安全事故、产地被污染、产品质量达不到认证标准、质量抽检出现农药残留超标等情况的农场，将被撤销认证证书。因此，获得“三品一标”认证有助于家庭农场形成自我规范农药投入的约束机制，施用不合格农药或过量施用农药的动机得到了弱化。此外，对于加入合作社的家庭农场，采用节水灌溉技术能够促使其减量施用化肥，但对于未加入合作社的家庭农场，采用节水灌溉技术的影响不显著。可能的原因是，加入合作社的家庭农场更加注重生产经营管理效率，在采用滴灌、渗灌等节水灌溉技术时，倾向于将水肥溶液直接输送至作物根系部位，促使养分被充分吸收，提高了肥料利用率，从而减少肥料施用量。

（二）处理效应估计

得到选择方程和结果方程的回归系数之后，根据（7）～（9）式分别计算出处理组、控制组和全部样本的个体处理效应（TT、TU、TE），分别加总后再除以各自的样本个数就可以求出处理组、控制组和全部样本的平均处理效应（ATT、ATU、ATE），结果报告在表4中。对于化肥减量施用的概率，处理组（ $S=1$ ）的平均处理效应（ATT）为0.383，表明对于已经加入合作社的家庭农场，如果不加入合作社，化肥减量施用的概率将会降低38.3%；控制组（ $S=0$ ）的平均处理效应（ATU）为0.460，表明对于尚未加入合作社的家庭农场，如果加入合作社，化肥减量施用的概率将提高46.0%；总体平均处理效应（ATE）为0.433，表明如果家庭农场都加入合作社，那么化肥减量施用的概率将提高43.3%。对于农药减量施用的概率，处理组（ $S=1$ ）的平均处理效应（ATT）为0.420，表明对于已经加入合作社的家庭农场，如果不加入合作社，农药减量施用的概率将会降低42.0%；控制组（ $S=0$ ）的平均处理效应（ATU）为0.448，表明对于尚未加入合作社的家庭农场，如果加入合作社，农药减量施用的概率将提高44.8%；总体平均处理效应（ATE）为0.437，表明如果家庭农场都加入合作社，那么农药减量施用的概率将提高43.7%。由此可见，加入合作社有助于家庭农场选择环境友好型生产方式。表4最后一列报告了运用Probit模型回归得到的关键变量（加入合作社）的边际效应^①，如果不控制模型内生性估计偏误，加入合作社对家庭农场化肥减量施用概率的平均处理效应将被低估36.1个百分点（43.3%—7.2%），对农药减量施用概率的平均处理效应将被低估34.2个百分点（43.7%—9.5%）。因此，采用恰当的计量模型控制内生性偏误对准确估算处理效应非常重要。

^①解释变量包括是否加入合作社变量和其他控制变量。为节省篇幅，模型回归结果没有列出。

表 4 加入合作社对家庭农场化肥和农药减量施用概率的处理效应

	内生转换 Probit 模型			Probit 模型
	ATT (N=650)	ATU (N=1277)	ATE (N=1927)	边际效应 (N=1927)
化肥减量施用概率	0.383*** (0.192)	0.460*** (0.123)	0.433*** (0.119)	0.072*** (0.022)
农药减量施用概率	0.420*** (0.181)	0.448*** (0.111)	0.437*** (0.108)	0.095*** (0.022)

注：括号内为系数标准误；***、**、*分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。

(三) 稳健性检验

为了检验上述结果的稳健性，笔者进一步对家庭农场是否加入合作社方程、化肥是否减量施用方程和农药是否减量施用方程进行递归三元 Probit 回归^①，也就是说，家庭农场是否加入合作社将作为解释变量出现在另外两个方程中，而化肥是否减量施用和农药是否减量施用这两个变量不出现在家庭农场是否加入合作社方程中。上文采用的内生转换 Probit 模型暗含着化肥是否减量施用和农药是否减量施用这两个决策相互独立，而采用递归三元 Probit 模型将放松这一假设。在表 5 的回归结果中，前 3 列为递归三元 Probit 模型的回归结果。关键变量的回归结果证实了前文的研究结论，即加入合作社有助于家庭农场选择化肥减量施用和农药减量施用的环境友好型生产方式。

表 5 加入合作社对家庭农场选择环境友好型生产方式影响的稳健性检验结果

变量名	递归三元 Probit 模型			递归 Logit 模型（第二阶段）	
	是否加入合作社	化肥减量施用	农药减量施用	化肥减量施用	农药减量施用
假合作社	-2.010*** (0.432)	—	—	—	—
加入合作社	—	0.747*** (0.107)	0.793*** (0.113)	1.072*** (0.053)	0.794*** (0.072)
常数项	1.286*** (0.412)	-0.406*** (0.130)	-0.961*** (0.285)	-2.142*** (0.442)	-1.650*** (0.501)
户主特征	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
农场特征	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
经营特征	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
残差相关系数 ^②	$\rho_{12} = 0.886^{***}$	$\rho_{13} = -0.377^{***}$	$\rho_{23} = -0.366^{***}$	—	—
瓦尔德检验值	824.96***			656.46***	475.79***
观测值数	1927			1927	1927

^①在 STATA 软件中可使用 cmp 命令进行估计。

^② ρ_{12} 、 ρ_{13} 为是否加入合作社方程的残差分别与化肥是否减量施用方程的残差、农药是否减量施用方程的残差的相关系数， ρ_{23} 为化肥是否减量施用方程的残差与农药是否减量施用方程的残差的相关系数。

注：括号内为系数标准误；***、**、*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著。

另外，内生转换 Probit 模型和递归三元 Probit 模型在进行参数估计时都假设（1）式和（2）式中的随机扰动项服从正态分布，下面假设化肥是否减量施用方程和农药是否减量施用方程的随机扰动项服从 Logistic 分布，并且采用递归 Logit 模型对家庭农场是否加入合作社方程和化肥是否减量施用方程进行联立估计，同样，也对家庭农场是否加入合作社方程和农药是否减量施用方程进行联立估计（参见 Miranda and Rabe-Hesketh, 2006），所得结果（第二阶段）见表 5 中的最后 2 列。可以看出，加入合作社对家庭农场选择化肥减量施用和农药减量施用的环境友好型生产方式仍存在正向显著影响。与不加入合作社的情形相比，加入合作社能够使家庭农场化肥减量施用和农药减量施用的概率分别提高 1.92 倍^①和 1.21 倍^②，从而进一步证实本文研究结果具有较强的稳健性。

（四）进一步分析：个体处理效应差异及其产生原因

上文分析了加入合作社对家庭农场化肥和农药减量施用概率的平均处理效应（ATT、ATU、ATE），但没有指出不同家庭农场加入合作社对化肥和农药减量施用概率的影响差异（即个体处理效应，TT）。事实上，家庭农场之间存在诸多差异，并且各自加入的合作社也不相同，从而决定了加入合作社对家庭农场化肥和农药减量施用概率的个体处理效应（TT）可能高于平均处理效应，也可能低于平均处理效应。基于前文内生转换 Probit 模型的估计结果，笔者利用（7）式计算出加入合作社对家庭农场化肥减量施用概率和农药减量施用概率的个体处理效应（TT）。经统计发现，加入合作社对家庭农场化肥减量施用概率的个体处理效应（TT）介于 0.01~0.90 之间，对家庭农场农药减量施用概率的个体处理效应（TT）介于 0.02~0.91 之间，因此，不论是化肥减量施用概率还是农药减量施用概率，家庭农场加入合作社的个体处理效应（TT）之间存在明显差异。

接下来，笔者从家庭农场从合作社获得的服务或福利角度来揭示个体处理效应（TT）差异产生的原因。为此，本文构建了计量分析模型，将化肥减量施用概率和农药减量施用概率的个体处理效应（TT）作为被解释变量，将家庭农场从合作社实际获得的服务或福利类别（共分 7 类）作为解释变量。鉴于被解释变量的取值范围在 0~1 之间，且为连续值，本文选择分数 Probit 模型（fractional probit model）和普通最小二乘法（OLS）进行回归分析，估计结果见表 6。结果显示，生产技术支持、销售价格提高、经营能力提升、产品质量改善和年末利润分红均能够提高家庭农场加入合作社对化肥和农药减量施用概率的个体处理效应。相反地，农资成本节约会削弱家庭农场加入合作社对化肥和农药减量施用概率的个体处理效应，这与直觉也较为吻合。

表 6 家庭农场选择环境友好型生产方式个体处理效应差异的成因分析

变量名	化肥减量施用概率的个体处理效应		农药减量施用概率的个体处理效应	
	分数 Probit 模型	OLS 回归	分数 Probit 模型	OLS 回归
生产技术支持	0.193***	0.069***	0.061***	0.159***

^① $\exp(1.072) - 1 \approx 1.92$ 。

^② $\exp(0.794) - 1 \approx 1.21$ 。

加入合作社促进了家庭农场选择环境友好型生产方式吗？

	(0.039)	(0.012)	(0.013)	(0.036)
农资成本节约	-0.084**	-0.030**	-0.044***	-0.112***
	(0.042)	(0.012)	(0.017)	(0.038)
销售价格提高	0.125***	0.043***	0.030**	0.083**
	(0.042)	(0.016)	(0.012)	(0.039)
经营能力提升	0.082**	0.028*	0.027**	0.076**
	(0.041)	(0.014)	(0.016)	(0.038)
产品质量改善	0.096**	0.037**	0.041***	0.104***
	(0.040)	(0.014)	(0.017)	(0.038)
农业机械作业	-0.015	-0.005	-0.001	-0.004
	(0.037)	(0.017)	(0.015)	(0.033)
年末利润分红	0.081*	0.033*	0.027*	0.073*
	(0.043)	(0.017)	(0.013)	(0.039)
常数项	0.213***	0.246***	-0.562***	-0.529**
	(0.069)	(0.094)	(0.214)	(0.266)
观测值数	1927	1927	1927	1927
卡方值	70.94***	—	61.45***	—
R ²	—	0.12	—	0.11

注：括号内为系数标准误；***、**、*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著。

五、结论与政策启示

在资源环境约束趋紧的背景下，如何走产出高效、产品安全、资源节约、环境友好的农业现代化道路是新时期中国迫切需要解决的重大现实问题。作为被寄予厚望的新型农业经营主体之一，家庭农场能否以及如何促进农业可持续发展成为备受关注的课题。本文利用全国家庭农场的监测数据，以化肥和农药减量施用来表征环境友好型生产方式，基于计量分析模型构建“反事实”分析框架，估计了加入合作社对家庭农场化肥和农药减量施用概率的平均处理效应，并且分析了家庭农场从合作社获得的服务或福利类别差异对个体处理效应的影响。本文研究发现，减量施用化肥和农药的家庭农场占比仍较低，分别仅占37.2%和41.7%；农场主从事规模种植年限、是否参加过技术培训、农场规模、有无借款、产品是否获得“三品一标”认证、是否采用测土配方施肥技术及节水灌溉技术等因素对家庭农场是否加入合作社的行为决策存在显著影响；加入合作社对家庭农场选择环境友好型生产方式能够起到一定的积极效果，平均而言，与不加入合作社相比，加入合作社能够使家庭农场减量施用化肥和农药的概率分别提高43.3%和43.7%；如果不考虑模型内生性造成的估计偏误，那么将得出加入合作社只能使家庭农场减量施用化肥和农药的概率分别提高7.2%和9.5%的结论，从而造成加入合作社对家庭农场选择环境友好型生产方式的作用被严重低估。进一步的分析发现，不同家庭农场加入合作社对化肥和农药减量施用概率的个体处理效应存在明显差异，生产技术支持、销售价格提高、经营能力提升、产品质量改善和年末利润分红均能够增强家庭农场加入合作社对化肥和农药减量施用概率的个

体处理效应,但农资成本节约会削弱家庭农场加入合作社对化肥和农药减量施用概率的个体处理效应。

根据上述研究结论,本文得到如下3点政策启示:第一,积极推广“家庭农场+合作社”及其扩展形态的农业产业化经营模式。作为新型农业经营主体重要形式的家庭农场和合作社,两者之间并非仅有竞争关系,而是可以相辅相成,互相促进。一方面,合作社为家庭农场提供社会化服务,增强其市场竞争力;另一方面,家庭农场也能够为合作社发展提供优质成员基础。因此,应探索构建完善的扶持合作社发展的政策体系,对以家庭农场为基础的合作社给予财政、税收等方面重点扶持,引导各种类型的合作社健康发展。第二,促进合作社提升对家庭农场的社会化服务水平。鉴于目前从合作社获得服务的家庭农场占比仍非常低的客观实际,应该鼓励合作社积极与家庭农场合作,探索符合家庭农场生产特点的社会化服务形式;同时,还要加大对合作社的专项扶持,帮助合作社拓宽服务功能范围和提升服务供给能力。第三,鼓励家庭农场积极申请“三品一标”认证、参加农业技术培训和采用农业可持续发展技术。在实践中,各地应充分利用广播、电视、网络等媒介和科技下乡及各种技术培训班等形式大力开展“三品一标”宣传教育活动,提高家庭农场对“三品一标”认证申报的积极性;积极组织农技推广中心等机构开展农业新技术培训指导,帮助家庭农场解决生产经营过程中遇到的困难及问题;通过技术应用效果现场示范积极向家庭农场推广测土配方施肥技术和节水灌溉技术。这些举措均能够促进家庭农场加入合作社,从而对家庭农场选择环境友好型生产方式产生间接影响。

参考文献

- 1.蔡颖萍、杜志雄,2016:《家庭农场生产行为的生态自觉性及其影响因素分析》,《中国农村经济》第12期。
- 2.何劲、祁春节,2018:《家庭农场产业链:延伸模式、形成机理及制度效率》,《经济体制改革》第2期。
- 3.纪月清、张惠、陆五一、刘华,2016:《差异化、信息不完全与农户化肥过量施用》,《农业技术经济》第2期。
- 4.刘文霞、杜志雄、郜亮亮,2018:《玉米收储制度改革对家庭农场加入合作社行为的影响的实证研究》,《中国农村经济》第4期。
- 5.仇焕广、栾昊、李瑾、汪阳洁,2014:《风险规避对农户化肥过量施用行为的影响》,《中国农村经济》第3期。
- 6.王兴国、王新志、杜志雄,2018:《家庭农场施药行为的影响因素分析》,《东岳论丛》第3期。
- 7.王军,2011:《中国农民专业合作社社员机会主义行为的约束机制分析》,《中国农村观察》第5期。
- 8.朱淀、孔霞、顾建平,2014:《农户过量施用农药的非理性均衡:来自中国苏南地区农户的证据》,《中国农村经济》第8期。
- 9.朱启臻,2013:《新型职业农民与家庭农场》,《中国农业大学学报(社会科学版)》第2期。
- 10.张成玉、肖海峰,2009:《我国测土配方施肥技术增收节支效果研究——基于江苏、吉林两省的实证分析》,《农业技术经济》第3期。
- 11.Goodhue, R., S. Mohapatra, and C. Rausser, 2010, “Interactions between Incentive Instruments: Contracts and Quality in Processing Tomatoes”, *American Journal of Agricultural Economics*, 92(5): 1283-1293.
- 12.Lokshin, M., and B. Newson, 2011, “Impact of Interventions on Discrete Outcomes: Maximum Likelihood Estimation of the Binary Choice Models with Binary Endogenous Regressors”, *Stata Journal*, 11(3): 368-385.

13.Miranda, A., and S. Rabe-Hesketh, 2006, “Maximum Likelihood Estimation of Endogenous Switching and Sample Selection Models for Binary, Ordinal, and Count Variables”, *Stata Journal*, 6(3): 285-308.

14.Saenger, C., M. Qaim, and M. Torero, 2013, “Contract Farming and Smallholder Incentives to Produce High Quality: Experimental Evidence from the Vietnamese Dairy Sector”, *Agricultural Economics*, 44(3): 297-308.

(作者单位: ¹南京林业大学经济管理学院;

²南京财经大学粮食安全与战略研究中心;

³中国社会科学院农村发展研究所)

(责任编辑: 张丽娟)

Do Cooperatives Promote Family Farms to Choose Environmental-friendly Production Practices? An Empirical Analysis of Fertilizers and Pesticides Reduction

Cai Rong Wang Ziyu Qian Long Du Zhixiong

Abstract: Under the background of resource and environment constraints, whether and how family farms can coordinate the sustainable development of agriculture and environment have become major practical problems. Taking the fertilizers and pesticides reduction behavior as an example, this article uses the national monitoring data of family farms and builds a “counterfactual” framework based on an econometric analysis model to evaluate the treatment effects of cooperatives on the probability of fertilizers and pesticides reduction. The study finds that the proportion of family farms that reduce the application of fertilizers and pesticides is still low. Cooperatives have positive impacts on the adoption of environmental-friendly production practices. Compared with non-members, cooperative members can increase the probability of fertilizers and pesticides reduction by 43.3% and 43.7%, respectively. In addition, differences in services and benefits obtained from cooperatives can partly explain family farms’ different treatment effects of joining cooperatives. Finally, the study provides three policy suggestions.

Key Words: Family Farm; Cooperative; Environmental-friendly Production Practice; Treatment Effect