

农户专用性投资、农社关系与合作社增收效应*

杨 丹¹ 刘自敏^{1,2}

摘要：农户与合作社之间的关系（即“农社关系”）对农户农业收入增长的影响是合作社政策效果评价中的重要问题。本文首先构建了一个农户专用性投资影响农社关系，进而导致农户农业收入差异的理论框架；然后利用中国 15 省微观调查数据建立内生转换回归（ESR）模型，通过构建反事实场景分析了差异化农社关系下农户的农业收入差异。研究表明：农户专用性投资有助于形成紧密的农社关系；随着农社关系由非社员逐步向影子社员、松散社员和紧密社员转变，农户的农业收入分别提高 8.01%、1.65% 和 2.46%；而对政府更为关注的低收入农户而言，当农社关系由松散社员转向紧密社员时，合作社的扶贫增收效应更明显。

关键词：专用性投资 农社关系 农业收入 ESR 模型

中图分类号：F276.2 **文献标识码：**A

一、引言

合作社是联结小农户和大市场的有效载体，在农村经济发展中发挥着重要作用。随着全球合作社运动的开展以及 2007 年中国《农民专业合作社法》的正式颁布，中国合作社得到蓬勃发展。截至 2016 年年底，全国依法登记的农民合作社达 179.4 万家，相比 2007 年年底的 2.6 万家增加了近 70 倍^①。2016 年 5 月，习近平总书记在黑龙江考察时指出，合作社是现代农业的发展方向，进一步明确了合作社在农业经济发展中的重要地位^②。

本文梳理了相关的三类研究文献，即农社关系的研究、农户专用性投资对农社关系影响的研究以及合作社增收效应的研究。农社关系的研究主要是对现象的描述。根据合作社原则，加入合作社的农户在享受合作社提供服务的同时，也需要承担惠顾合作社的义务，即履行“社员承诺”。但在中

*本文研究受到国家社会科学基金青年项目“农村新型合作组织的扶贫效应及相关政策研究”（编号：16CGL036）、国家社会科学基金重大项目“三权分置、农地流转与农民承包权益保护研究”（编号：15ZDA023）、教育部社科规划青年项目“工业化和城镇化背景下新型农业生产经营主体培育研究”（编号：13YJC790101）资助。刘自敏为通讯作者。

^①数据来自于国家工商总局网站，<http://www.saic.gov.cn/hd/ftzb/hdzb/lxxwfbh/>。

^②参见人民网《习近平黑龙江考察：农业合作社是发展方向》，<http://politics.people.com.cn/n1/2016/0525/c1001-28377906.html>。

国和欧美等国家的实践中，合作社社员把农产品销售给其他收购商或企业，非合作社社员把农产品销售给合作社，这两种“侧销”（side selling）现象常常发生^①（谭智心、孔祥智，2012；Mujawamariya et al., 2013）。因此，农社关系并不是简单的农户是否加入合作社，或者是否与合作社交易的关系，而是在此基础上形成的二维复杂关系（Pascucci et al., 2011）。农户专用性投资对农社关系影响的研究主要从契约理论、交易成本理论等角度展开。合作社理论文献指出，农户的专用性投资会导致其选择与合作社合作以降低其市场风险，包括与合作社交易和加入合作社（Hendrikse and Bijman, 2002；Ménard, 2007）。国内也有学者指出，当农户资产专用性程度较高时，他会面临更大的市场风险，而合作社有助于解决该问题（林坚、马彦丽，2006；罗必良等，2008）。合作社增收效应的实证研究相对较多，主要关注农户加入合作社或者与合作社交易对其农业收入的影响。研究表明：合作社能通过降低小规模农户交易成本，提高其市场参与度、议价能力以及专业化水平，获得规模经济等方式提高农户农业收入（潘劲，2011；Yang and Liu, 2012；温涛等，2015）。还有文献特别关注合作社对低收入农户的影响，认为合作社给穷人提供了增加收入的机会，能够从多个方面提升社员的福祉（Hind, 1997）。

已有文献注意到了农户与合作社之间的差异化关系，但并未对其进行系统的归纳，也没有把不同的农社关系放在统一的分析框架中加以研究。因此，本文旨在从农户角度出发，在一个统一的框架中研究农户社员资格和惠顾决策的不同组合导致的4种农社关系，构建农户专用性投资影响农社关系导致农户农业收入差异的理论框架，并对农户专用性投资影响农社关系以及差异化的农社关系导致农户农业收入差异的问题进行实证分析。本文的研究有助于准确评价合作社的增收效应，并对中国农民合作社发展以及农户增收等方面政策的制定和优化有重要的借鉴意义。

二、理论分析框架

农户的社员资格决策（即是否加入合作社）和惠顾决策（即是否与合作社交易）会导致4种农社关系，详见表1。很明显，关系模式从1至4表明农户和合作社之间的联系从不紧密到紧密。

表1 农户决策与农社关系

		社员资格决策	
		不加入合作社	加入合作社
惠顾决策	不与合作社交易	非社员（关系模式1）	松散社员（关系模式3）
	与合作社交易	影子社员（关系模式2）	紧密社员（关系模式4）

基于Fulton and Giannakas（2001）的研究，本文通过效用函数方法分析关系模式1~4给农户带来的效用。设定农户的效用为农户生产单位农产品的净收益，包括农产品物理特性带来的净收益以

^①这两种现象在文献中也被称为“外泄”（leakage）；这两种现象同时发生，则被称为“双侧销”（double side-selling）。

及农产品交易模式特性带来的净收益。则农户的效用函数如下：

$$U_j = P_i - C + \lambda_i + \alpha_i \quad (1)$$

(1) 式中, $j=1, 2, 3, 4$; $i=c, o$ 。 $U_1 \sim U_4$ 依次对应关系模式 1~4 给农户带来的效用。 P_c 、 P_o 分别表示农户与合作社或其他交易对象交易 1 单位农产品的价格。 C 表示农户生产 1 单位农产品的成本。 λ_i 、 α_i 为效用提升因子, 分别表示农户的社员资格决策或惠顾决策带来的除了交易价格溢价以外的效用提升。其中, λ_c 表示农户加入合作社带来的效用提升, 如获得的税收减免和财政补贴 (Cook, 1995)、归属感 (Fehr et al., 2007) 等; λ_o 表示不加入合作社带来的效用提升, 如减少由需要履行承诺导致的生产、交易和机会成本 (Fulton and Giannakas, 2001)。 α_c 表示农户与合作社交易带来的效用提升, 如由更高的要价能力和与合作社之间的信任而获得的更高的惠顾收益、惠顾返还 (Hendrikse and Bijman, 2002) 等; α_o 表示与其他交易对象交易带来的效用提升, 如获得净现金收益, 以及减少由具体的交货义务导致的生产、交易和机会成本 (Graubner et al., 2011) 等。

对于理性的农户而言, 差异化的农社关系选择是他们基于对不同农社关系下所获得效用的比较。如关系模式 4 和模式 3 带给农户的效用差异为:

$$\begin{aligned} \Delta U_{43} &= (P_c - C + \lambda_c + \alpha_c) - (P_o - C + \lambda_c + \alpha_o) \\ &= (P_c - P_o) + (\alpha_c - \alpha_o) \end{aligned} \quad (2)$$

该效用差异主要是由农户专用性投资、交易的不确定性及交易频率对农户交易模式选择的影响导致效用提升因子差异而形成 (Ménard, 2007)^①。在影响农户交易模式选择的三类因素中, 专用性投资的影响很大, 且农户很难进行理性决策 (Pascucci et al., 2011)。因此, 本文重点研究农户的专用性投资如何影响差异化农社关系的形成, 最终导致农户的农业收入差异。而对于交易不确定性和交易频率的研究与之类似 (Pascucci et al., 2011)。

根据 Ménard (2007) 和 Pascucci et al. (2011) 的研究, 可以推导出农户的专用性投资、差异化的农社关系、农户收益之间的关系, 如图 1 和图 2 所示。图 1 描述了农户专用性投资 (k) 与收益 (R) 之间的关系, 即随着专用性投资的增加, 农户会获得由专业化水平提升带来的更多经济收益 (Yang and Ng, 2015)。图 2 中曲线 $T_{1(1)}$ 、 T_2 、 T_3 、 T_4 、 $T_{1(2)}$ 分别表示不同农社关系模式下农户的专用性投资 (k) 和收益 (R) 之间的关系。从图 2 可知, 当 $k \in (k_0, k_1)$ 时, 农户面临的被“敲竹杠”和“锁定”风险较小, 会选择现货市场交易, 直接将产品销售给最终消费者, 即选择关系模式 1。但此时农户只能获得相对较低的市场平均收益。当 $k \in (k_1, k_2)$ 时, 农户面临的被“敲竹杠”和“锁定”风险增加, 由于合作社能够有效协调交易, 此时农户会选择准市场合约 (Ménard, 2007) 下的交易模式, 即关系模式 2。由于专用性资产可以为产权主体带来超额利润, 此时农户的收益相对较高。当 $k \in (k_2, k_3)$ 时, 农户会面临更高的被“敲竹杠”和“锁定”风险, 他们加入合作社就能

^①由于农产品交易价格主要受市场竞争形式等因素影响, 因此, 本文假定, 农产品交易价格是外生的。

够从战略上控制合作社资产以降低风险 (Fulton and Giannakas, 2001; Ménard, 2007), 因此会选择开放社员资格的合作社交易模式, 即关系模式 3。当 $k \in (k_3, k_4)$ 时, 农户会与合作社形成高度专业化的交易。合作社由于具有协调复杂任务的能力, 并能在保持低合约成本的基础上激励农户增加专用性投资 (Ménard, 2007), 因此比企业更有竞争优势。此时农户会选择社员资格较为封闭或有一定准入门槛的准一体化交易模式, 即关系模式 4。而当农户的专用性投资进一步提高 ($k > k_4$) 时, 农户会选择由公司严格控制的准科层交易模式 (Ménard, 2007), 即选择关系模式 1。需要说明的是, 虽然准科层交易模式下收益曲线更高, 但这仅意味着与农户成为一个整体的公司收益更高, 农户的收益并不一定会大幅增加^①。因此本文主要考虑前面 4 种农社关系对农户农业收入的影响。

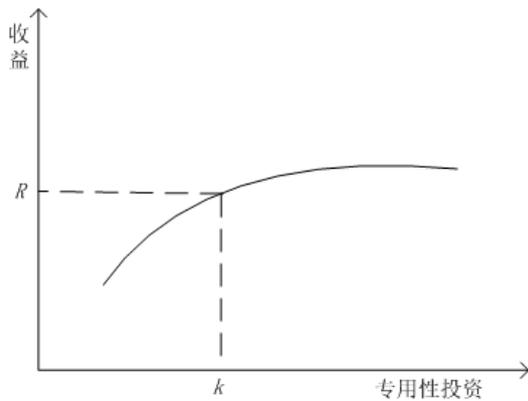


图1 农户专用性投资和收益

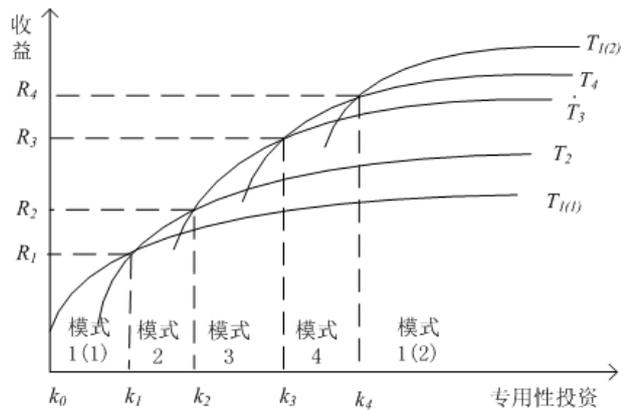


图2 农户专用性投资和差异化农社关系

三、实证研究设计

(一) 数据和变量

本文所用的数据资料来自于国家社会科学基金项目“农民专业合作经济组织和农业社会化服务供给模式创新研究”课题组 2013 年采集的微观数据。该调查采用分层抽样方法, 首先在中国东部、中部、西部地区分别抽取 4~6 个省份, 然后在每个省份抽取 1~3 个县, 再在每个县抽取 3~4 个合作社, 同时在被抽取的合作社所在村庄分别抽取 5~10 个农户 (包括已经加入被抽取合作社的和未加入任何合作社的)。受访对象包括合作社理事长和农户。为确保数据质量, 课题组在 3 次预调查的基础上反复修改问卷, 由经过严格培训的调查员询问并填写问卷, 最后由课题组成员对问卷内容进行核实甚至重访, 最终获得有效问卷 478 份, 包括 396 份有效农户问卷和 82 份有效合作社问卷。

表 2 对本文实证分析部分所使用的变量及其度量方法进行了详细说明。根据 Williamson (1989) 的理论, 本文把农户的专用性投资分为 4 种类型: 物质资产专用性投资、人力资本专用性投资、关

^①公司与合作社的利益分配方式有显著差异。公司是在资本利润最大化目标下按资本额分配收益, 农户的获益份额相对较低; 而合作社是在成员利益最大化目标下按惠顾额分配收益, 农户能够获得更多收益。

系专用性投资、区位专用性投资。根据现有文献，本文选取拥有农机、拥有农地面积、专业化意愿、商品化率 4 个变量度量农户物质资产专用性投资（参见 Hendrikse and Bijman, 2002; Pascucci et al., 2011; Yang and Liu, 2012）；选取户主受教育程度、户主是否接受过农业技术培训 2 个变量度量农户人力资本专用性投资（参见刘自敏、杨丹, 2014）；选取农户外出就业人数、户主是否党员 2 个变量度量农户关系专用性投资；选取市场距离、村内合作社竞争状况、农户所在村地形 3 个变量度量农户区位专用性投资（参见 Karantininis and Zago, 2001）。

表 2 变量定义和赋值

变量类别	变量名	含义和赋值	均值	标准差	
农业收入	当期农业收入	2012 年农户种养业收入（单位：元）的自然对数	10.58	1.14	
价格溢价	价格溢价	合作社是否向农户提供优惠的购销价格；否=0，是=1	0.40	0.49	
专用性投资	物质资产专用性	拥有农机	农户是否拥有农机；否=0，是=1	0.81	0.39
		拥有农地面积	农户拥有农地面积（单位：亩）的自然对数	2.35	0.79
		专业化意愿	农户从事农产品专业化生产的意愿；非常不愿意=1，不太愿意=2，无所谓=3，比较愿意=4，非常愿意=5	3.83	0.87
		商品化率	农户销售的农产品占生产农产品总量的比例	0.80	0.22
	人力资本专用性	户主受教育程度	不识字=1，小学=2，初中=3，高中=4，大专及以上=5	3.03	0.90
		农业培训	农户户主是否接受过农业技术培训；否=0，是=1	0.74	0.65
	关系专用性	农户外出就业人数	农户家庭外出就业的人数（单位：人）	0.49	0.69
		户主是否党员	否=0，是=1	0.20	0.45
	区位专用性	市场距离	本村离村外最近的农贸市场的距离（单位：公里）	6.92	9.25
		村内合作社竞争状况	农户所在村合作社总数（单位：家）	2.66	2.10
农户所在村地形		农户所在村庄地形是否是山区；否=0，是=1	0.28	0.45	
农户个体特征	合作传统	农户之间合作程度很低，基本不合作，各干各的=1；较低，偶尔互帮互助=2；较高，有时互帮互助=3；很高，经常互帮互助=4	2.44	1.18	
	了解《农民专业合作社法》	完全不了解=1，不太了解=2，比较了解=3，非常了解=4	2.62	0.78	
	合作意愿	非常不愿意入社=1，不太愿意入社=2，无所谓=3，比较愿意入社=4，非常愿意入社=5	4.18	0.90	
农户农业投入	物质资料投入	购买农业生产资料、雇工、租用农机等费用（单位：元）的自然对数	9.01	2.25	
	劳动力投入	农户家庭农业劳动力数量（单位：人）	2.95	1.05	
	农地投入	农户经营农地面积（单位：亩）的自然对数	2.35	0.79	

农户专用性投资、农社关系与合作社增收效应

	农机投入	农户拥有的农业机械设备现值（单位：元）的自然对数	7.82	3.72
农户人	户主年龄	2012 年户主实际年龄（单位：周岁）	44.38	9.27
	户主性别	女=0, 男=1	0.82	0.38
	经济状况自评	很穷=1, 比较贫穷=2, 一般=3, 比较富裕=4, 很富裕=5	3.93	0.79
	前期农业收入	2011 年农户种养业收入（单位：元）的自然对数	10.42	1.04
经济特征	贷款额	2012 年农户贷款额（单位：元）的自然对数	5.67	5.01
	合作社规模	合作社现有社员数量（单位：百人）	4.37	7.70
合作社经营能力	示范社级别	非示范社=0, 县级示范社=1, 市级示范社=2, 省级示范社=3, 国家级示范社=4	1.78	1.41
	理事长受教育程度	理事长是否受过大学或大专及以上教育；否=0, 是=1	0.20	0.40
合作社特征	民主决策	合作社决策主要由大股东、理事会做出=0, 由社员大会做出=1	0.69	0.46
	利益分配方式	合作社是否有二次返利；否=0, 是=1	0.44	0.50
	社员退出能力	社员是否能够自由退社；否=0, 是=1	0.76	0.43

注：本文分析的是农户样本，合作社特征变量反映的是样本农户所属合作社或所在地代表性合作社的特征。

（二）实证分析模型设定

农社关系是具有异质性的农户选择的结果。针对由个体异质性导致的选择性偏差问题，本文运用内生转换（endogenous switching regression, ESR）模型（Maddala, 1986）来减轻样本选择偏差，并通过构建反事实场景计算平均处理效应，以此来分析差异化农社关系下农户农业收入的差异。

由于存在 4 种农社关系，本文分别建立 3 个 ESR 模型进行分析，并在此基础上计算平均处理效应^①。下面以第一个 ESR 模型为例介绍模型的设定方法。假设已经加入合作社的农户面临两种选择：惠顾合作社（ $P=1$ ），不惠顾合作社（ $P=0$ ）。由于每个社员农户只能有一个选择，因此 $P=1$ 和 $P=0$ 不能同时被观测到。设 $P^* = \alpha Z + \varepsilon$ 。其中， P^* 表示社员农户惠顾合作社的效用（ U_4 ）与不惠顾合作社的效用（ U_3 ）之间的差异；解释变量 Z 包括价格溢价、农户的专用性投资、农户的合作特征等。当 $P^* = U_4 - U_3 > 0$ 时，社员农户会选择惠顾合作社。令：

$$P = \begin{cases} 1, & P^* > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (3)$$

则两个结果回归方程为：

$$\begin{cases} y_1 = \beta_1 X_1 + \omega_1, & \text{当 } P = 1 \text{ 时} \\ y_0 = \beta_0 X_0 + \omega_0, & \text{当 } P = 0 \text{ 时} \end{cases} \quad (4)$$

^①3 个 ESR 模型分别分析模式 4 和模式 3、模式 3 和模式 2、模式 2 和模式 1 的农社关系差异对农户农业收入的影响。

(4) 式中, y_1 表示社员农户惠顾合作社时的收益, y_0 表示社员农户不惠顾合作社时的收益; X_1 和 X_0 分别是一系列影响社员农户收益的变量, 包括农户各项投入、农户个体特征、合作社特征等; ω_1 和 ω_0 分别是服从零均值正态分布的误差项。

ESR 模型的两阶段估计思路为: 一阶段用极大似然估计方法进行 Probit 回归估计选择方程, 二阶段将一阶段得出的逆米尔斯比率和协方差代入结果方程, 从而得到参数的一致估计。据此还可以计算实际情况和反事实情况下社员农户是否惠顾合作社的收益的期望值, 进而估计处理组的平均处理效应 (ATT), 即社员农户惠顾合作社时的可观测收益与反事实收益之间的差异, 其形式为:

$$ATT = E(y_1 | P = 1; X) - E(y_0 | P = 1; X) \quad (5)$$

四、实证结果分析

(一) 合作社增收效应

表 3 和表 4 分别是第 1 个 ESR 模型的一阶段和二阶段回归结果。由表 3 可知: ①价格溢价促使农户选择紧密社员关系, 这与现有文献结论一致 (例如 Fulton and Giannakas, 2001)。②商品化率、农业培训、市场距离、村内合作社竞争状况和农户所在村地形为山区能够促进农户选择紧密社员关系, 这与现有文献结论一致 (例如 Karantininis and Zago, 2001)。户主是党员能够显著促使农户选择松散社员关系, 这可能是因为农户拥有更广的社会网络而减少了对合作社的依赖。③农户的合作传统能够促使农户选择紧密社员关系, 这与现有研究结论一致 (例如黄祖辉、高钰玲, 2012)。

表 3 差异化农社关系形成的影响因素 (ESR 模型的一阶段回归结果)

变量	紧密社员关系或松散社员关系		
	系数	z 值	
价格溢价	0.292	1.059	
物质资产专用性	拥有农机	-0.547	-1.574
	农地面积	-0.173	-1.147
	专业化意愿	-0.055	-0.377
	商品化率	2.054 ^{***}	3.172
人力资本专用性	户主受教育程度	0.026	0.172
	农业培训	0.676 ^{**}	2.192
关系专用性	外出就业人数	0.137	0.736
	户主是否党员	-0.432 [*]	-1.754
区位专用性	市场距离	0.074 ^{**}	2.006
	村内合作社竞争状况	0.354 ^{***}	3.519
	农户所在村地形	0.374	1.031
农户的合作特征	合作传统	0.269 ^{**}	2.448

农户专用性投资、农社关系与合作社增收效应

了解合作社法	0.005	0.025
合作意愿	0.135	0.612
常数项	-2.432**	-1.965
卡方值	835.442***	

注：被解释变量取值 1 表示农户选择紧密社员关系，取值 0 表示农户选择松散社员关系；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

由表 4 可知：①农户的各项投入（尤其是物质资料投入）正向影响农户农业收入。②对于紧密社员，户主年龄、经济状况自评、前期农业收入对其当期农业收入都有显著的正向影响，而贷款额有显著的负向影响；对于松散社员，户主年龄、户主性别、经济状况自评、前期农业收入对其当期农业收入都有正向影响。③从合作社经营能力来看，对于紧密社员，合作社规模、理事长受教育程度对其农业收入有正向影响；对于松散社员，合作社规模、示范社级别、理事长受教育程度对其农业收入有正向影响，这与现有研究结论一致（例如郭红东等，2009）。相对于松散社员而言，紧密社员农户所在的合作社经营能力对农户农业收入的正向影响更大。④从合作社治理来看，对于紧密社员农户，社员退出能力显著正向影响其农业收入；对于松散社员，利益分配方式、社员退出能力显著正向影响其农业收入。而合作社治理结构优化对紧密社员的农业收入提升效应更大。 $\rho_{\varepsilon 1}$

表 4 农社关系对农户农业收入的影响（ESR 模型的二阶段估计结果）

变量	农户农业收入				
	紧密社员 (N=240)		松散社员 (N=30)		
	系数	z 值	系数	z 值	
农户各项投入	物质资料投入	0.688***	3.447	0.057***	3.219
	劳动力投入	0.098	1.09	0.004	0.119
	土地投入	0.212	1.079	0.069	1.551
	农机投入	0.052	1.572	0.002	0.179
农户人口、经济特征	户主年龄	0.000	-0.07	0.002	0.550
	户主性别	-0.197	-1.512	0.316***	3.072
	经济状况自评	0.336***	3.605	0.027	0.597
	前期农业收入	0.055	0.297	0.522***	12.996
	贷款额	-0.436**	-2.334	0.066	0.915
合作社经营能力	合作社规模	0.020*	1.714	0.017**	2.536
	示范社级别	-0.111	-1.299	0.007	0.251
	理事长受教育程度	0.896	1.488	0.168*	1.906
合作社治理	民主决策	-0.134	-0.626	-0.004	-0.053
	利益分配方式	-0.188	-0.692	0.242***	3.157
	退出能力	0.484**	2.088	0.210**	2.379

常数项	4.562***	4.724	3.999***	8.287
Wald 卡方值	2002.891***			

注：*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

表 5 呈现了根据第 1 个 ESR 模型估计结果计算农社关系影响农户农业收入的平均处理效应，及根据第 2 个和第 3 个 ESR 模型估计结果计算的平均处理效应和相应的检验结果^①。可以看出，相比于松散社员关系，紧密社员关系能够将农户农业收入显著提高 2.46%；相比于影子社员关系，松散社员关系能够将农户农业收入显著提高 1.65%；相比于非社员关系，将农户农业收入显著提高 8.01%。

表 5 全样本农社关系对农户农业收入影响的平均处理效应

	结果均值		ATT	t 值	差异 (%)
	紧密社员 (拟合)	松散社员 (反事实)			
农户农业收入	11.23 (0.34)	10.96 (0.32)	0.27	9.38***	2.46
	结果均值		ATT	t 值	差异 (%)
	松散社员 (拟合)	影子社员 (反事实)			
农户农业收入	11.08 (0.03)	10.90 (0.05)	0.18	4.15***	1.65
	结果均值		ATT	t 值	差异 (%)
	影子社员 (拟合)	非社员 (反事实)			
农户农业收入	11.33 (0.05)	10.49 (0.03)	0.84	25.04***	8.01

注：农户农业收入拟合值和反事实预测值均为自然对数值；括号中数字为标准差；***表示在 1%的水平上显著。

为使分析结果更加直观，本文进一步根据 3 个 ESR 模型的估计结果绘制不同农社关系下农户的拟合农业收入和反事实农业收入的密度函数分布图（图 3）。从图 3 可以看出，实际的紧密社员若为松散社员，实际的松散社员若为影子社员，实际的影子社员若为非社员，其农业收入都会明显降低。

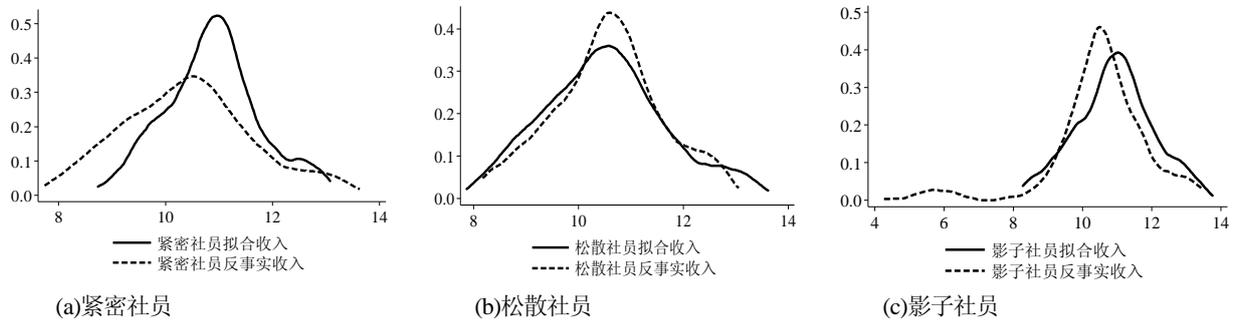


图 3 不同农社关系下农户拟合农业收入与反事实农业收入的差异

^①限于篇幅，文中并未汇报第 2 个和第 3 个 ESR 模型的回归结果。读者如感兴趣，可以向笔者索要。

注：图中横坐标均为农户农业收入的自然对数值，纵坐标均为概率密度。

（二）合作社扶贫增收效应

中国农民专业合作社制度的一个重要政策目标是使不同收入层次的农户有效联合，促使高收入农户带动低收入农户，不断提高低收入农户的收入水平，进而推动农村发展。本文进一步针对低收入组^①的农户样本进行合作社扶贫增收效应分析。和前文类似，本文对低收入组农户样本也分别建立了 3 个 ESR 模型，并在模型估计结果的基础上计算农社关系影响农户农业收入的平均处理效应。表 6 给出了根据低收入组 3 个 ESR 模型估计结果计算的平均处理效应及其相应的检验结果。从表 6 可以看出，在低收入组农户样本中，相比于松散社员关系，紧密社员关系能够将农户农业收入显著提高 4.31%；相比于影子社员关系，松散社员关系能够将农户农业收入显著降低 2.69%；相比于非社员关系，影子社员关系能够将农户农业收入显著提高 5.53%。

表 6 低收入组农户农社关系对农业收入影响的平均处理效应

	结果均值		ATT	t 值	差异 (%)
	紧密社员 (拟合)	松散社员 (反事实)			
农户农业收入	10.89 (0.06)	10.44 (0.16)	0.45	2.56**	4.31
	结果均值		ATT	t 值	差异 (%)
	松散社员 (拟合)	影子社员 (反事实)			
农户农业收入	10.50 (0.15)	10.79 (0.08)	-0.29	-1.96**	-2.69
	结果均值		ATT	t 值	差异 (%)
	影子社员 (拟合)	非社员 (反事实)			
农户农业收入	10.87 (0.07)	10.30 (0.06)	0.57	5.80***	5.53

注：农户农业收入的拟合值和反事实预测值均为自然对数值；括号中数字为标准差；**、***分别表示在 5%、1%的水平上显著。

通过对比表 6 和表 5 中的分析结果可知：①对于低收入组农户而言，由松散社员关系转向紧密社员关系能够将农业收入显著提高 4.31%，高于全样本农户 2.46% 的收入提升效应。这表明，相对于全部农户，由松散社员关系转向紧密社员关系对提高低收入组农户农业收入效应更明显。②在低收入组农户样本中，由影子社员关系向松散社员关系转变会将农业收入显著降低 2.69%，与全样本中农户农业收入增加 1.65% 的结论相反，这是一个有意思的结论。可能的原因是，现有的合作社大都设有入社门槛，导致一些低收入农户很难加入，只能通过与合作社交易享受合作社带来的好处。③在低收入组农户样本中，由非社员关系转变为影子社员关系能够将农业收入显著提高 5.53%，低

^①根据《中国统计年鉴 2013》(国家统计局编，中国统计出版社出版，2013 年)的数据统计，2012 年，中国农村居民人均纯收入为 7917 元。因此，本文通过计算，把样本农户中人均纯收入低于或等于 7917 元的农户样本归为低收入组。

于全样本农户 8.01% 的收入提升效应。可能的解释是，未加入合作社的低收入农户虽然也能通过与合作社交易获得收益，但此时更多的收益往往被拥有更多资源禀赋的高收入农户获取，因此，低收入农户需要加入合作社，才能更多地从合作社扶贫增收效应中获益。

上述分析结果表明：合作社是一个俱乐部性质的组织，低收入农户往往因为各种原因更容易被排除在外，仅靠与合作社交易并不能享受太多合作社带来的好处。对于低收入农户而言，更好的方法是加入合作社并与之交易，形成紧密的社员关系，这样他们才能真正享受合作社扶贫增收效应带来的好处。由于当前中国真正意义上的合作社难寻，而本文所述的紧密社员关系更接近于真正意义上的合作社。

五、主要结论与启示

本文首先构建了一个农户专用性投资影响农社关系，进而导致农户农业收入差异的理论框架；然后对中国 15 个省份的农户（和合作社）的微观调查数据拟合内生转换回归（ESR）模型，分析了差异化的农社关系对农户农业收入的影响。本文研究结论表明：首先，农社关系主要受到农户专用性投资等因素的影响。农户的资产专用性投资、人力资本专用性投资、区位专用性能够显著促进农户选择更紧密的农社关系。其次，紧密的农社关系能显著提升农户农业收入。随着农社关系由非社员向影子社员、松散社员、紧密社员转变，农户的农业收入分别提高 8.01%、1.65% 和 2.46%。再次，紧密的农社关系对低收入农户的增收效应尤其明显。低收入农户由松散社员向紧密社员转变能够将农业收入显著提高 4.31%，高于全部农户的收入提升效应。最后，农户农业收入还受到农户各项农业投入、合作社经营能力和治理结构等因素的影响。农户的物质性农业投入能够显著提升其农业收入，合作社经营能力提升和合作治理结构优化也有助于农户农业收入的提升。

基于上述结论，本文得到以下启示：第一，应进一步实施农业机械购置优惠和补贴政策提高农户的农业机械投资，对农民进行职业技术培训提高农户人力资本，进一步推进农地“三权分置”改革、促进农地流转市场发育提高农户的农地专用性投资水平。第二，采取措施规范合作社运营，帮助低收入农户加入合作社；完善合作社治理结构，促使合作社社员履行所承诺的义务。第三，进一步推进农村抵押贷款融资改革，为农户提供贷款担保服务，提升农户的农业投入能力。第四，对合作社理事长进行系统培训，提升其管理能力；拓宽“三农”投入资金渠道，提供形式多样的合作社补贴，提高合作社的经营能力。

参考文献

- 1.郭红东、楼栋、胡卓红，2009：《影响农民专业合作社成长的因素分析——基于浙江省部分农民专业合作社的调查》，《中国农村经济》第 8 期。
- 2.黄祖辉、高钰玲，2012：《农民专业合作社服务功能的实现程度及其影响因素》，《中国农村经济》第 7 期。
- 3.林坚、马彦丽，2006：《农业合作社和投资者所有企业的边界——基于交易费用和组织成本角度的分析》，《农业经济问题》第 3 期。

- 4.刘自敏、杨丹, 2014:《基于成员异质性的农民股份合作社收益分配研究——双边专用性投资的视角》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第1期。
- 5.罗必良、刘成香、吴小立, 2008:《资产专用性、专业化生产与农户的市场风险》,《农业经济问题》第7期。
- 6.潘劲, 2011:《中国农民专业合作社:数据背后的解读》,《中国农村观察》第6期。
- 7.谭智心、孔祥智, 2012:《不完全契约、内部监督与合作社中小社员激励——合作社内部“搭便车”行为分析及其政策含义》,《中国农村经济》第7期。
- 8.温涛、王小华、杨丹、朱炯, 2015:《新形势下农户参与合作经济组织的行为特征、利益机制及决策效果》,《管理世界》第7期。
- 9.Cook, M. L., 1995, “The Future of US Agricultural Cooperatives: A Neo-institutional Approach”, *American Journal of Agricultural Economics*, 77(5): 1153-1159.
- 10.Fehr, E., A. Klein, and K. M. Schmidt, 2007, “Fairness and Contract Design”, *Econometrica*, 75(1): 121-154.
- 11.Fulton, M., and K. Giannakas, 2001, “Organizational Commitment in a Mixed Oligopoly: Agricultural Cooperatives and Investor-owned Firms”, *American Journal of Agricultural Economics*, 83(5): 1258-1265.
- 12.Graubner, M., I. Koller, K. Salhofer, and A. Balmann, 2011. “Cooperative versus Noncooperative Spatial Competition for Milk. *European Review of Agricultural Economics*, 38(1): 99-118.
- 13.Hendrikse, G., and J. Bijman, 2002, “Ownership Structure in Agrifood Chains: The Marketing Cooperative”, *American Journal of Agricultural Economics*, 84(1): 104-119.
- 14.Hind, A. M., 1997, “The Changing Values of the Cooperative and Its Business Focus”, *American Journal of Agricultural Economics*, 79(4): 1077-1082.
- 15.Karantininis, K., and A. Zago, 2001, “Endogenous Membership in Mixed Duopsonies”, *American Journal of Agricultural Economics*, 83(5): 1266-1272.
- 16.Maddala, G. S., 1986, *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge.UK, Cambridge University Press
- 17.Ménard, C., 2007, “Cooperatives: Hierarchies or Hybrids?”, in K. Karantininis and J. Nilsson (eds.) *Vertical Markets and Cooperative Hierarchies* Dordrecht, Springer Netherlands, pp. 1-18.
- 18.Mujawamariya, G., M. D’Haese, and S. Speelman, 2013, “Exploring Double Side-selling in Cooperatives, Case Study of Four Coffee Cooperatives in Rwanda”, *Food Policy*, 39(1): 72-83.
- 19.Pascucci, S., C. Gardebroek, and L. Dries, 2011, “Some Like to Join, Others to Deliver: An Econometric Analysis of Farmers' Relationships with Agricultural Co-operatives”, *European Review of Agricultural Economics*, 39(1): 51-74.
- 20.Williamson, O. E. ,1989, “Transaction Cost Economics”, in R. Schmalensee and R. D. Willig (eds.) *Handbook of Industrial Organization*, Amsterdam, Elsevier Science Publishers B.V., pp.135-182.
- 21.Yang, D., and Z. Liu, 2012, “Study on the Chinese Farmer Cooperative Economy Organizations and Agricultural Specialization”, *Agricultural Economics-Czech*, 58(3): 135-146.
- 22.Yang, X., and Y. K. Ng, 1993, *Specialization and Economic Organization: A New Classical Microeconomic*

Framework, Amsterdam, Netherlands: Elsevier Science Publishers B.V.

(作者单位: ¹西南大学经济管理学院;
²西南大学农村经济与管理研究中心)
(责任编辑: 董 翀)

Farmers' Specific Investment, Relationship between Farmers and Cooperatives and Farmers' Income Growth

Yang Dan Liu Zimin

Abstract: The relationship between farmers and cooperatives can have an impact on farmers' agricultural income growth. This can be used to assess cooperatives' policy performance. This article constructs a theoretical framework including three components, namely, farmers' specific investment, relationship between farmers and cooperatives, and farmers' agricultural income. Furthermore, it builds an endogenous switching regression (ESR) model by using the survey data from 15 provinces in China. By constructing a counterfactual, the study analyzes the difference in farmers' agricultural income caused by differentiated relationship between farmers and cooperatives. The results show that farmers' specific investment contributes to the formation of a closer relationship between farmers and cooperatives. Farmers' agricultural income is shown to have a gradual increase by 8.01%, 1.65% and 2.46% with the change of relationship between farmers and organizations from no formal relationship to a nominal one, an incompact one and a tight one. For low-income farmers, their income growth appears more obvious when the relationship between farmers and cooperatives has changed from an incompact one to a tight one.

Key Words: Specific Investment; Relationship between Farmers and Cooperatives; Agricultural Income; ESR Model