

入社动因、合作社治理与合作社绩效关系

陈汉辉

(安徽财经大学 工商管理学院, 安徽 蚌埠 233030)

摘要: 农民专业合作社治理属于不完全契约, 参与主体、内部制度安排及外部环境都会对合作社绩效产生影响。在回顾相关研究文献基础上, 首先构建“农户入社动因—合作社治理—合作社绩效”三者关系模型并提出研究假设。其次基于安徽地区 289 份农户调查问卷数据, 实证检验三者关系机理, 研究结论表明: (1) 农户入社动因中直接效用因子显著正向影响合作社治理的同时, 对合作社绩效亦呈显著正向影响, 但是抑制效用因子与两者关系并不显著; (2) 合作社治理显著正向影响合作社绩效, 良好的合作社治理结构与机制能够促进合作社经营绩效的提升; (3) 合作社治理在农户入社动因与合作社绩效关系中并不起中介变量作用。最后对促进农民专业合作社构建及成长提出对策建议。

关键词: 入社动因; 合作社治理; 合作社绩效

中图分类号: F 321.42 **文献标志码:** A **文章编号:** 1008-7192(2016)05-0036-07

一、引言

合作社组织形式在组织光谱上处于公司与非盈利组织形式的中端, 能够减少市场失灵与扭曲^[1], 帮助农户进行自我服务和共同运营, 实现个人所无法完成的集体任务, 能够有效地降低交易成本^[2], 在对抗市场力量的同时提供独特性产品与服务, 增加农户收益。但是鉴于社员自身特点及治理缺失, 农民专业合作社往往被控于少数核心成员, 普通社员较少参与管理, 产生严重的利益侵占与冲突。2014 年 4 月 8 日央视报道了河北伟光种植专业合作社非法集资三亿元的新闻, 更是暴露目前国内合作社治理混乱的现状。

以往学者从影响农户加入合作社意愿的因素、合作社治理及其与合作社绩效关系等方面做了深入探讨, 但从农户入社动因 (预期) 视角进行分析尚属研究缺口。本文针对国内农民专业合作社自身不完全契约的特点, 构建“入社动因—合作社治理—合作社绩效”关系模型, 前拓研究视角。首先, 探讨合作社成员入社动机与利益诉求对合作社治理以及合作社绩效的影响; 其次, 分析合作社治理

对合作社绩效的影响; 再次, 检验合作社治理变量在合作社成员入社动因与合作社绩效关系中的中介作用; 最后, 借助实证分析结论为农民专业合作社的构建和健康成长提供可行性对策建议, 为混乱的治理现状提供新的解决视角——注重参与主体入社动因, 强化收益预期激励。

二、相关研究

作为成员控制型组织, 合作社具有更大的潜力进行有效利用信息^[3], 是介于官僚行政组织与市场之间的混合治理模式, 将所有者、控制者、生产者和顾客四个角色集为一体, 依靠民主管理进行交易, 但是目前我国农民专业合作社的治理结构存在较多问题: 合作社内部机构不完整, 权责不清晰^[4]; 决策权集中于少数理事手中, 监事会形同虚设, 很少召开成员代表大会等^[5]。

1. 农户入社动因与合作社治理

Rhodes^[6]认为, 经济收益是影响农户入社的关键因素。在多数小农户看来, 合作社的主要功能应该是解决产品的销路并提供良好的服务^[7]。在吸引农户入社的动机因素中, “保护价收购产品和提供

收稿日期: 2016-05-25

基金项目: 中华全国供销合作总社 2011 年研究课题“供销合作社发展中的产权制度安排与治理研究”(201169-8)

作者简介: 陈汉辉(1980-), 男, 安徽财经大学工商管理学院讲师, 管理学博士, 研究方向为企业组织与制度。Email: C28325277@163.com

技术服务”影响力最大，“以优惠价格提供农资产品”影响次之，农户对“合作社投票权制度”并未表现出较大兴趣^[8]。

与此同时，合作社的不充分产权会致使成员免费搭车现象频发^[9]，只有当产权明晰并不被小团体控制时，成员才会积极主动与合作社投资交易^[10]。王军^[11]从产权安排、理事会构成、成员投票等因素对合作社治理的影响和作用进行了论述。赵谦^[12]通过对重庆市农民专业合作社的调查研究显示，影响农户入社和参与治理的关键因素有三个：农户的参与能力、参与积极性和参与空间。孙亚范^[13]利用江苏省合作社成员的调查数据进行实证分析，结果表明绝大多数农户成员缺乏主动参与管理的强烈愿望，农户对合作社收益的满意度、经营管理人员的信任度、自身所处组织角色等因素显著影响农户参与合作社的意愿。通过梳理前期文献可以发现，关于农户入社动因与合作社治理的关系并无直接研究，作为合作社直接交易者和剩余索取权拥有者的农户，他们的入社动因更倾向于直接经济利益，但受限于多方因素影响，而缺乏治理参与积极性。

2. 合作社治理与绩效

关于合作社治理对绩效的影响，Harold Demsetz^[14]和Hansmann^[15]观点相左，Demsetz认为合作社管理者由于不拥有剩余索取权，无法将改善的经营管理收益转化为个人资产，从而投机取巧行为更容易发生，进而提高组织运营成本。Hansmann则从合作社性质出发，认为合作社作为成员基于共同目标自发形成的互助组织，成员利益具有高度一致性，为农户有效监督合作社运营提供了动力和机会，从而可以降低所有权成本和决策成本。合作社组织的形式相比于其他组织形式，更贴合当地农户^[16]，恰当的治理制度安排对合作社绩效产生正向影响^[17]。

国内学者黄胜忠等^[18]通过对168家农民专业合作社的调查，实证分析了合作社治理机制与绩效间的关系，发现两者紧密相关，治理良好的合作社，其成长能力和盈利能力较强。徐旭初等^[19]对浙江省526家农民专业合作社的调查分析结论亦证实合作社治理与绩效之间存在紧密正相关，其中理事会的

结构和股权构成对合作社绩效的影响较大。文雷^[20]通过对153家农民专业合作社问卷数据信息进行多元回归分析，结论表明良好的合作社治理机制对合作社绩效产生重要作用，其中严格的退出机制、内部监督机制对合作社绩效有显著正向影响。许晓春、孟枫平^[21]对安徽省286个农民专业合作社的调查数据进行实证分析，结论表明合作社制度建设越完备、重视社员大会的民主治理机制有利于合作社的未来发展，只有通过教育培训提升农户的民主管理意识和能力，才能有效促进合作社的民主管理机制的落实。邵科等^[22]研究却发现，成员资本和业务参与下的均衡股权和惠顾结构对合作社绩效的正面影响并不显著，只有成员广泛管理参与下的治理结构才有可能对合作社的绩效产生一些正面作用。

三、理论模型及假设

合作社组织一直被视为亲市场的，可以帮助农户获得市场准入与对抗市场力量，实现个人所无法实现的目标。农户加入相关合作社存在利益导向的动机，或许是为了获得低价的物资与服务（即直接增加农户效用的因素），又或许是为了抑制相关产品物价的波动，他们都是在追求个体利益最大化。

1. 农户入社动因与合作社治理

农民专业合作社是异质化成员为共同利益而形成的一种契约组织，参与主体无论是在资源投入还是角色定位等方面均存在明显差异，有如普通成员对合作社集体事务的参与兴趣和参与能力是不足的^[23]，他们希望以较小的成本付出以共享其稀缺要素而获得良好的市场环境、合理的价格与优惠的技术辅导。成员对关键性稀缺资源的预期收益的共同重视决定了合作社的治理机制^[24]，治理契约的有效执行会受到参与农户预期（加入合作社动因）的影响^[25]。计划行为理论与动机理论亦认为，动机（意向）是影响人们行为最主要的因素，合作社给农户带来的预期收益越大，农户愈有积极性参与合作社运营。

为此提出第一个理论假设：

H1——农户入社动因会对合作社治理产生显著正向影响。

结合农户入社动因中两个方面因素,增加两个假设条件为:

H1a——直接效用动因会对合作社治理产生显著正向影响。

H1b——物价抑制动因会对合作社治理产生显著正向影响。

2. 合作社治理与合作社绩效

合作社治理是决定和影响合作社绩效的关键因素(作用比例为21.826%),其中是否成立三会、是否执行了法定财务管理制度、是否公开了财务及经营情况以及社员大会召开的次数对绩效有显著正向影响^{[19][22][26]}。合作社绩效是内外部因素及相关制度有机结合作用的结果^[27],但主要依赖于内部制度安排,没有完善的内部制度和监督制衡,合作社则徒有虚表,完善治理结构有助于提升合作社绩效^[28]。

为此提出第二个理论假设:

H2——合作社治理对合作社绩效产生显著正向影响。

3. 农户入社动因与合作社绩效

农民专业合作社的成立往往是由少数核心社员发起与带动,属于多人共有、所有者与惠顾者角色统一的共同体,一方面深受乡土社会文化与社会关系如宗族、邻里等关系网络的影响,但另一方面作为利益集合体,合作社如若不能够给成员带来足够的利益满足,这种原有的关系信任就会被破坏,进而影响合作社的绩效增加与健康成长^[29]。增强农户入社动因及收益预期,有助于增强信任关系强度,减少核心社员与外围社员之间的协调成本,提升合作社决策与执行效率,对合作社绩效产生正向指数式效应^[30]。郭泉^[31]对山东省莱芜市农业高新技术产业示范区菜农专业合作社经济组织社员进行问卷调查,数据结论表明合作社为农户提供的各种服务(动因)对合作社绩效呈正向显著影响(相关系数 $r=0.157$, $sig=0.02$)。

为此提出第三个理论假设:

H3——农户入社动因会对合作社绩效产生显著正向影响。

H3a——直接效用动因会对合作社绩效产生显著正向影响。

H3b——物价抑制动因会对合作社绩效产生显著正向影响。

归纳前面三种关系假设,农户的入社动机因素、合作社治理、合作社绩效三者间可能存在如下关系模型(图1)。

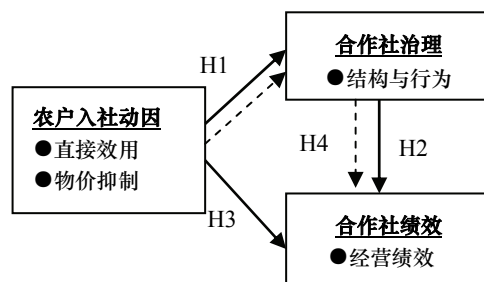


图1 理论假设模型

在图1中,三者间存在着相互影响关系,那么合作社治理是否会在农户入社动因与合作社绩效之间产生一定的中介作用,亦即农户入社动因越强烈,越有可能积极参与合作社成员代表大会和监事会,督促合作社良好运转,进而提高组织绩效呢?

为此提出第四个假设:

H4——合作社治理在农户入社动因与合作社绩效关系中起中介作用。

四、研究设计

1. 样本选择与数据来源

采取问卷调查研究的方法,以安徽地区相关合作社农户为问卷发放对象搜集样本数据。通过文献梳理,设计相关调研问卷,并在小规模试调的基础上进行修正。主要发放途径:团队成员在假期内走访淮北、淮南、宿州、阜阳、蚌埠、六安、铜陵、黄山等八个市区的相关农业合作社的农户家庭进行问卷填写,共计发放400份问卷,回收370份问卷,有效问卷289份,占回收问卷的78.11%。具体问卷主要特征构成如表1所示。

表1 样本特征描述

| | 描述指标 | 数量 | 百分比(%) |
|---------|-------|-----|--------|
| 户主性别 | 男 | 255 | 88.24 |
| | 女 | 34 | 11.76 |
| 种植或饲养历史 | 5年以内 | 76 | 26.29 |
| | 6~10年 | 75 | 25.95 |
| | 10年以上 | 138 | 47.76 |
| 加入合作社类型 | 种植业 | 161 | 55.71 |
| | 养殖业 | 73 | 25.26 |
| | 加工运输业 | 23 | 7.96 |
| | 服务业 | 19 | 6.57 |
| | 其他 | 13 | 4.50 |

2. 变量定义与说明

(1) 农户入社动因变量。基于学者们前期相关研究文献的梳理,农户加入合作社的动因可以分为两个类别:第一,直接的经济利益获取,有如保护价收购、低成本农资、优惠的技术服务等;第二,物价抑制作用,有如生产资料价格波动抑制、农产品价格波动抑制等。采取5点利克特量表法,设计6道题项(克伦巴赫系数为0.742)以描述农户加入合作社的动机因素,借助SPSS软件分析功能,此部分问卷KMO值为0.741, sig 为0,表明非常显著,适合进行探索性因子分析,共提取两个公因子:直接效用因子(DU , *Direct Utility*),包含4道题项,解释为农户加入合作社的直接利益索取动因;抑制效用因子(RU , *Restraining Utility*),包含2道题项,解释为农户加入合作社的物价抑制方面的诉求动因。对两个公因子的取值,采取两个方法进行计算与验证:因子生成值和因子所含题项简单平均值,计算结果表明两种方法并无差异,为统一起见,文中涉及变量因子取值均为题项简单平均值。

(2) 合作社治理变量。关于合作社治理现状的描述,分别为“在您参加的合作社组织中,是否成立董事会和监事会等机构”、“在您参加的合作社组织中,是否有经社员共同制定的合作社章程?”、“在您参加的合作社组织中,过去一年召开过社员(代表)大会的次数”等3道题项(克伦巴赫系数为0.557),被调查者根据自己所在合作社的了解做出选择。通过探索性因子分析提取一个公因子(KMO值为0.623, sig 为0),界定为合作社治理因子(GOV , *Governance*),在3道题项上的载荷分别为0.797、0.685、0.762,均在0.55以上。

(3) 合作社绩效变量。合作社绩效的调查依然采取利克特5点量表法进行设计题项,要求被调查者根据实际情况做出选择,共包含4个题项(克伦巴赫系数为0.731):“在您所参加的合作社组织中,针对其过去一年的经营绩效,您认为如何?”、“在您所参加的合作社组织中,您认为该合作社的发展前景如何?”、“在您所参加的合作社组织中,您对加入该合作社是否感觉到满意?”、“在您所参加的合作社组织中,合作社内成员关系以及财产制度分配,您认为清晰吗?”。通过探索性因子分析(KMO

值为0.684, sig 为0),提取一个公因子——合作社绩效因子(PER , *Performance*),并在4道题项上的载荷分别为0.788、0.822、0.803、0.566,均超过0.55以上。

(4) 控制变量。借鉴文献所及学者的相关研究,将被调查者的性别(Sex_i , $i=0、1$,分别为男和女)、文化程度(Edu_i , $i=1、2、3、4$,分别代表小学及以下、初中及中专、高中及大专、大学本科及以上)、年龄(Age_i , $i=1、2、3、4$,分别代表29岁及以下、30~40岁、41~50岁、51岁及以上)、种植或饲养历史(His_i , $i=1、2、3、4$,分别代表1~3年、4~6年、7~9年、10年及以上)、加入合作社类型($Type_i$, $i=1、2、3、4、5$,分别代表种植业、养殖业、加工运输业、服务业、其他)等5个变量作为控制变量。

五、实证结果与分析

1. 相关分析

将农户入社动因的两个变量、合作社治理变量、合作社绩效变量同时置入SPSS软件中相关分析功能,计算结果如表2所示。依据表2可以看出:入社动因中直接效用因子(DU)与合作社治理变量(GOV)呈显著正相关($r=0.271$, $sig=0.017$);直接效用因子(DU)与合作社绩效变量(PER)呈显著正相关($r=0.354$, $sig=0.002$);合作社治理变量(GOV)与合作社绩效变量(PER)呈显著正相关($r=0.281$, $sig=0.013$);入社动因中抑制效用因子(RU)与合作社治理变量、合作社绩效变量均不呈现显著相关性,假设H1b、H3b未通过验证。

2. 回归分析

相关分析给出了变量之间可能的关联性,但并无法明确两者之间的影响途径。为此纳入控制变量后,采取回归分析,以判别入社动因对合作社治理与合作社绩效、合作社治理对合作社绩效的作用方向及大小。

(1) 以合作社治理(GOV)为因变量,农户入社动因中直接效用因子(DU)为自变量,为降低变量间共线性的影响,采取Stepwise方式将自变量与控制变量置入线性回归分析,最终结果如表3中模型1所示。

根据模型1的标准化回归系数,可以建立标准

化回归方程:

$$GOV=0.265DU+0.038Sex_i-0.128Edu_i-0.096Age_i-0.164His_i-0.155Type_i$$

结合模型 1 中显著性系数可以看出,农户入社动因中直接效用因子对合作社治理起显著正向影响作用 ($r=0.265$, $sig=0.027$),假设 H1a 通过验证。

(2) 以合作社绩效 (PER) 为因变量,农户入社动因中直接效用因子 (DU) 为自变量,置入控制变量,以 Stepwise 方式进行线性回归,最终结果如表 3 模型 2 所示,得到最终标准化回归方程为:

$$PER=0.317DU-0.092Sex_i-0.128Edu_i+0.025Age_i-0.184His_i-0.20Type_i$$

结果表明,农户入社动因中直接效用因子对合作社绩效呈显著正向促进作用 ($r=0.317$, $sig=0.006$),假设 H3a 通过验证。

(3) 以合作社绩效 (PER) 为因变量,合作社治理 (GOV) 为自变量,置入控制变量,以 Stepwise 方式进行线性回归,最终结果如表 3 模型 3 所示,得到最终标准化回归方程:

$$PER=0.245GOV-0.073Sex_i-0.077Edu_i+0.684Age_i-1.243His_i-1.58Type_i$$

数据结果表明,合作社治理 (GOV) 对合作社绩效 (PER) 起显著正向影响作用 ($r=0.245$, $sig=0.034$),假设 H2 通过验证。

表 2 入社动因、合作社治理与合作社绩效相关分析

| | | 合作社治理 (GOV) | 直接效用 (DU) | 抑制效用 (RU) |
|--|---------------------|----------------|--------------|--------------|
| 合作社治理 (GOV) | Pearson Correlation | 1 | 0.271* | 0.201 |
| | Sig. (2-tailed) | | 0.017 | 0.078 |
| 合作社绩效 (PER) | Pearson Correlation | 0.281* | 0.354** | 0.177 |
| | Sig. (2-tailed) | 0.013 | 0.002 | 0.124 |
| 直接效用 (DU) | Pearson Correlation | 0.271* | 1 | 0.387** |
| | Sig. (2-tailed) | 0.017 | | 0.000 |
| *. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed). | | | | |
| **. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed). | | | | |

表 3 回归分析最终模型汇总

| 自变量 | 因变量 | | |
|------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 合作社治理 (GOV) 模型 1 | 合作社绩效 (PER) 模型 2 | 合作社绩效 (PER) 模型 3 |
| 直接效用因子 (DU) | 0.265* (0.027) | 0.317** (0.006) | — |
| 合作社治理 (GOV) | — | — | 0.245* (0.034) |
| 性别 (Sex _i) | 0.038 (0.753) | -0.092 (0.419) | -0.073 (0.531) |
| 文化程度 (Edu _i) | -0.128 (0.441) | -0.128 (0.416) | -0.077 (0.631) |
| 年龄 (Age _i) | -0.096 (0.570) | 0.025 (0.873) | 0.684 (0.496) |
| 种植或饲养历史 (His _i) | -0.164 (0.184) | -0.184 (0.117) | -1.243 (0.218) |
| 加入合作社类型 (Type _i) | -0.155 (0.207) | -0.200 (0.086) | -1.580 (0.119) |

注:数据为标准化回归系数。**代表 0.01 的显著水平,*代表 0.05 的显著水平。

3. 合作社治理中介效应检验

首先对农户入社动因之直接效用因子 (DU)、合作社治理 (GOV)、合作社绩效 (PER) 三个变量进行中心化处理,再次对中心化后变量进行相关性分析,结果和表 2 一样,最后采取依次检验法进行中介效应检验。

第一步,检验方程 $PER=aDU+e1$,通过 SPSS 回归分析功能得到相关数据,具体见表 4 方程一,结果显示标准化回归系数 a 为 0.354, $sig=0.002$,

远远小于 0.05,非常显著,可以进行第二步方程检验。

第二步,检验方程 $GOV=bDU+e2$,回归系数如表 4 方程二所示,标准化回归系数 b 为 0.271, $sig=0.017$,小于 0.05,非常显著,进行第三步方程检验。

第三步,检验方程 $PER=aDU+bGOV+e3$,回归系数如表 4 方程三所示,a 为 0.299, $sig=0.009$,但是 b 为 0.199, $sig=0.077$,大于 0.05,表明不显著,说明拒绝中介效应假设,假设 H4 未通过验证。

表4 GOV在DU与PER间中介作用检验回归结果汇总

| 自变量 | 方程一 | 方程二 | 方程三 |
|------------|-----------------|----------------|-----------------|
| | PER对DU回归 | GOV对DU回归 | PER对DU和GOV回归 |
| DU标准化回归系数 | 0.354** (0.002) | 0.271* (0.017) | 0.299** (0.009) |
| GOV标准化回归系数 | — | — | 0.199 (0.077) |

注：*代表 0.05 的显著水平，**代表0.01的显著水平。

4. 实证结果

在过往期刊文献中关于合作社治理与绩效的相关研究较多，尽管结论有所争议，但两者之间的确存在着显著关联。作为合作社的交易客户与拥有者的农户，加入合作社的动因有多种，大致可以分为两类：直接效用满足与物价抑制作用。文章借助问卷调查方法，基于农户视角出发，对农户入社动因、合作社治理与绩效三者关系进行了实证分析，结论表明：（1）农户入社动因中直接效用因子对合作社治理起显著正向影响作用（ $r=0.265$ ， $sig=0.027$ ，假设 H1a 通过验证），表明农户加入合作社为获得经济利益满足的动机越强，农户越有可能监督合作社的构建与规范化，参与合作社投票等治理行为，以寻求自身利益的话语权；（2）农户入社动因中直接效用因子对合作社绩效起显著正向影响作用（ $r=0.317$ ， $sig=0.006$ ，假设 H3a 通过验证），受经济利益动因的驱使，农户会从自身出发，积极督促各成员与合作社的公平交易，降低成员间彼此利益纠纷，推进合作社高效运转，实现绩效的增加；（3）合作社治理对合作社绩效呈显著正向促进影响（ $r=0.245$ ， $sig=0.034$ ，假设 H2 通过验证），这与前期学者的研究结果相似，良好的合作社治理机制有助于合作社绩效的提升。与此同时，未通过显著性检验的假设中：（1）农户入社动因之物价抑制作用因子与合作社治理和合作社绩效关系并不显著相关（假设 H1b，H3b 未通过验证），其中可能的原因是农户加入合作社的主要目的还是为了获得直接利益满足，而对于物价抑制作用的动因属于次要要求，这也与广大农户的性质有关联，具有长远发展意识的农户仍属少数。（2）合作社治理在农户入社动因与合作社绩效关系中并不充当中介变量作用（假设 H4 未通过验证）。实证研究表明，农户入社直接效用动因、合作社治理都分别会对合作社绩效产生显著正向促进作用，但事实上合作社绩效还会受到其他管理方面、外部宏观环境因素、政策的影响。农户入社直接效用动因尽管同时会对合作社治理与绩效产生积极作用，但是对绩效的影响并不是通过合作社的治理产生作用的。这其中的原因可

能是作为组织层面的合作社治理机制受到不止农户入社动因这个因素的影响，在作用于组织绩效的过程中，亦无法充当两个变量的过程中介。

六、结论与不足

在推进广大农业合作社构建过程中，首先从农户的入社动因出发，加强对农户的利益引导，减少空话、大话等大局形势上的规劝；其次将直接经济利益显性化和书面化，摆到明处，正向激励农户参与合作社管理，不要将其作为隐性的共识而产生低微作用；最后，在地区范围内构建第三方监督平台，引入媒体、独立机构的介入，使得社员可以透过正式的言路抒发自己的意见，减少合作社被少数大户把控的风险。文章在研究过程中也存在着一些不足之处：首先，问卷调查方式所获得的信息资料是相对有限的，在阐释合作社治理在农户入社动因与合作社绩效间的中介作用时存在数据上的局限性；其次，文章理论逻辑中仅考虑了变量之间的单向影响作用，没有考虑它们彼此之间的互动作用。上述的两点不足，也为下一步研究提出了关注焦点和方向。

参 考 文 献

[1] HART O, MOORE J. The governance of exchanges: members' cooperatives versus outside ownership[J]. Oxford Review of Economic Policy,1996,32(12):53-69.

[2] CHARLES LING. The nature of cooperatives[J]. Rural Cooperatives,2012,13(1): 32-35.

[3] ANDREA HARRIS. New generation cooperatives and cooperative theory[J]. Journal of Cooperatives,1996,11(6): 15-28.

[4] 陈俊梁. 创新农民专业合作社治理结构的思考[J]. 南方农村,2010(2):64-67.

[5] 唐亚,邓军蓉. 湖北省农民专业合作社治理结构现状与对策——基于 23 家合作社的调查[J]. 长江大学学报（自然科学版）,2013,10(17):85-88.

[6] RHODES V J. The large agricultural cooperatives as a competitor[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1983,65(5):1090-1095.

[7] 黄胜忠,徐旭初. 农民专业合作社的运行机制分析[J]. 商业研究,2009(10):121-124.

[8] 赵建欣. 中国农民专业合作社存在的问题及对策分析——基于合作社快速发展的背景[J]. 中国农学通报,

- 2011,27(29):187-192.
- [9] COOK M L. The future of U. S. Agriculture cooperatives: a neo-institutional approach[J]. American Journal of Agricultural Economics,1995,77(5): 1153-1159.
- [10] FULTON M. Cooperatives and member commitment[J]. The Finnish Journal of Business Economics,1999,48(4): 418-437.
- [11] 王军. 合作社治理:文献综述[J]. 中国农村观察,2010(2):71-77.
- [12] 赵谦. 专业合作社法实施中的农民参与困境及校正——以重庆为例[J]. 法学,2012(3):131-142.
- [13] 孙亚范. 农民专业合作社治理中的社员参与意愿影响因素研究——基于江苏省的调查数据[J]. 经济问题,2014(3):93-98.
- [14] HAROLD DEMSETZ. Ownership, control and the firm[M]. Blackwell Publishers,1988.
- [15] HANSMANN H. The ownership of enterprise[M]. The Belknap Press of Harvard University Press,1996.
- [16] FULTON,MURRAY, LOU HAMMOND KETILSON. The role of cooperatives in communities: examples from saskatchewan[J]. Journal of Agricultural Cooperation, 1992(7): 15-42.
- [17] CHIBANDA M,ORTMANN G F,LYNE M C. Institutional and governance factors influencing the performance of selected small holder agricultural cooperatives in Kwa Zulu Natal[J]. Agrekon,2009,48(3):293-315.
- [18] 黄胜忠,林坚,徐旭初. 农民专业合作社治理机制及其绩效实证分析[J]. 中国农村经济,2008(3):65-73.
- [19] 徐旭初,吴彬. 治理机制对农民专业合作社绩效的影响——基于浙江省 526 家农民专业合作社的实证分析[J]. 中国农村经济,2010(5):43-55.
- [20] 文雷. 中国农民专业合作社治理机制与绩效[D]. 杨凌:西北农林科技大学,2013.
- [21] 许晓春,孟枫平. 安徽省农民专业合作社发展影响因素分析[J]. 华东经济管理,2014,28(2):15-20.
- [22] 邵科,郭红东,黄祖辉. 农民专业合作社组织结构对合作社绩效的影响——基于组织绩效的感知测量方法[J]. 农林经济管理学报,2014,13(1):41-48.
- [23] 刘秀玲,朱文涛. 合作社农户入社偏好、违约风险与治理研究[J]. 农林经济管理学报,2015,14(6):560-566.
- [24] 孔祥智,蒋忱忱. 成员异质性对合作社治理机制的影响分析——以四川省井研县联合水果合作社为例[J]. 农村经济,2010(9):8-11.
- [25] 肖端. 不完全契约视野的农民合作社组织绩效比较及其提升策略[J]. 宏观经济研究,2016(5):128-138.
- [26] 娄锋,程士国,樊启. 农民专业合作社绩效评价及绩效影响因素[J]. 北京理工大学学报(社会科学版),2016,18(2): 79-87.
- [27] 张开华,张清林. 农民专业合作社成长的困惑与思考[J]. 农业经济问题,2000(5):62-66.
- [28] 刘同山,孔祥智. 治理结构如何影响农民合作社绩效?——对 195 个样本的 SEM 分析[J]. 东岳论丛,2015, 36(12):16-23.
- [29] 罗朝健. 关系治理与农民专业合作社成长[J]. 中国集体经济,2015(1):20-21.
- [30] 袁国玲. 提升农民专业合作社组织绩效的思考[J]. 南方农村,2016(2):48-51.
- [31] 郭泉. 基于 SEM 模型的农村合作社绩效影响因素分析[J]. 商业经济研究,2015(11):41-43.

A Study on the Relation among the Motivation to Join Cooperatives, the Cooperative Governance and the Cooperative Performance

CHEN Han-hui

(School of Business Administration, Anhui University of Finance & Economics, Bengbu 233030, China)

Abstract: Since the governance of farmer specialized cooperatives belongs to a category of incomplete contract, the performance of the cooperative is influenced by kinds of participators, internal system arrangement and external environment. Based on the relevant literature reviews, this paper constructs a triadic relation model of the famers' motivation to join cooperatives, the cooperative governance and the cooperative performance, thus putting forward the research hypotheses. Analyzing empirically the triadic relation by means of a questionnaire of 289 peasant households in Anhui, the paper comes up with the conclusions: (1) the direct utility factor of the farmers' motivation to join cooperatives positively influences either the cooperative governance or the cooperative performance, but the restraining utility factor has little to do with both of them; (2) the cooperative governance has obviously the positive influence on the cooperative performance so that a good cooperative governance structure and mechanism can promote the advancement of cooperative performance; (3) the cooperative governance doesn't play a role of mediating variable between the farmers' motivation to join cooperatives and the cooperative performance. Finally, the countermeasures and suggestions are put forward to further the construction and development of farmers' professional cooperatives.

Key words: motivation to join cooperatives; cooperative governance; cooperative performance

【编辑 吴晓利】