

社员对合作社满意度影响因素研究

王丽佳^{1,2}, 霍学喜²

(1. 兰州大学 草地农业生态系统国家重点实验室草地农业科技学院,
甘肃 兰州 730020;
2. 西北农林科技大学 经济管理学院, 陕西 杨陵 712100)



摘要 以陕西 393 户果业合作社成员为调查对象,基于消费者满意理论,建立社员满意理论模型。采用探索性因子分析,得到 3 个影响社员满意度的潜变量,即合作社自身形象、社员对合作社感知质量和社员对合作社感知价值,进而构建社员满意度结构方程模型。结果表明,农民专业合作社自身形象与社员感知价值对社员满意度有较强直接影响作用;合作社自身形象对社员感知质量有较强间接效应。建议合作社从建立股份制以提高盈利能力与发展潜力,通过“口碑效应”带动周边农户积极入社以扩大经营规模,重视对社员在种植技术与病虫害防治方面的指导,以及提供集中分级与统一包装服务以降低社员在加工环节支出四方面入手,在提高社员满意度同时,实现合作社持续发展。

关键词 合作社;社员;满意度理论;结构方程模型;因子分析

中图分类号:F 325 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2016)01-0047-09

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2016.01.007

农民专业合作社是一种为成员服务并以提高成员收入为目的的特殊组织^[1]。长期以来,诸多学者专注于对合作社绩效、合作社投资激励方面的研究^[2]。尤其集中于对影响合作社盈利能力、发展绩效的社会和经济因素进行分析,指出合作社组织结构、政府支持力度、合作社注册人在合作社地位等对合作社发展有显著影响^[3-4]。国内相关学者也认为绩效问题是事关合作社发展的深层问题,并从治理机制角度对合作社绩效进行分析,发现合作社股权结构、理事会结构和牵头人情况对合作社绩效有显著影响^[5]。也有学者指出合作社发展不仅依赖于合作社资金流动能力和获取市场份额能力,更重要的是取决于合作社成员(以下简称“社员”)对合作社的忠诚度和满意度,即重点在如何留住社员^[6-7]。社员对合作社相关事务的参与程度与决策权,以及合作社为社员提供服务的能力是合作社运营与发展的关键所在^[8-9]。由此,对社员满意度的评估及其影响因素分析尤为重要。

本文基于消费者满意理论,结合中国农民专业合作社实际运营情况,分析影响社员对其所在合作社满意度因素,对发现我国农民专业合作社发展过程中存在问题,为促进合作社稳定发展提出针对性建议具有重要意义。

一、理论基础、理论模型构建与研究假设

1. 理论基础

消费者满意定义为“消费者对其要求已被满足的程度的感受,是消费者需求是否得到满足的反映”^[10]。消费者满意是现代质量管理的核心概念。本文借鉴消费者满意理论,将农户视为消费者,构建合作社成员满意理论(以下简称“社员满意理论”)分析框架,研究农户加入农民专业合作社后,影响

收稿日期:2015-09-16

基金项目:国家自然科学基金项目“农产品交易成本对农户销售行为和组织专业化创新的影响”(70973098);农业部现代农业产业技术体系建设专项(CARS-28);兰州大学中央高校基本科研业务费专项资金(lzujbky-2015-39);长江学者和创新团队发展计划(2RT13019)。

作者简介:王丽佳(1983-),女,讲师,博士;研究方向:农业合作组织、农业技术经济。

其对合作社满意度的因素。

社员对合作社满意度取决于他们对其所在合作社提供服务及帮助的主观预期与实际效果之间的对比。即若农户加入合作社后感受到的实际效果与主观预期相符合,则感到满意;若未能达到主观预期,则表现出不满意。社员加入合作社后感受的实际效果与主观预期的差距越大,其不满意程度越高,反之亦然。因此,社员满意度也就是农户对其所加入合作社提供服务情况,以及合作社在提高农户农产品收入方面潜力的主观预期与实际评价之间的关系。

社员对合作社满意程度,不仅决定了农户参与合作社活动(包括社员大会、股东大会、技术培训等)的积极性、农户是否继续留在合作社、农户今后对其所在合作社发展进行投资态度,还会影响到合作社所在地区其他农户的态度(农户间的“口碑效应”)。如果社员对其所在合作社不满意,失望的社员往往会进行反面宣传,使原本有意加入合作社的农户放弃,进而影响合作社持续发展。反之,较高满意度,不仅可以培养社员较高的信任度与忠诚感,社员口中合作社良好的口碑,还有助于提高合作社带动周边农户的辐射能力,是合作社持续发展核心所在。由此,社员对其所在合作社的满意度是合作社获取资金支持的最重要源泉,更是合作社持续运营与发展的决定因素。换句话说,追求社员的满意既是合作社建立与运营的目标,也是促进合作社持续运营与稳定发展的工具。

2. 模型构建与研究假设

社员满意理论模型的构建,取决于农民专业合作社提供的各项服务及其目标农户群体的特点。社员满意是建立在其对农民专业合作社形象认可的基础上,通过加入合作社,对合作社提供各项服务与帮助亲身体验而产生的一种农户农业生产需求或销售期望是否得到满足的心理状态。这种状态受农民专业合作社自身形象、社员需求得到满足的程度,以及加入合作社后的亲身质量体验的三方面的直接影响。

农民专业合作社自身形象。研究表明,合作社缺乏持续发展能力,在社员中口碑不好等问题,将导致社员对合作社极度不满^[11]。Sexton 等指出合作社不能很好地带动周围农户以扩大其辐射范围也是导致社员不满,进而致使社员流失的重要原因^[12]。此外,社员对其所在合作社盈利能力和发展潜力的评估,也影响其对合作社的满意度^[8]。因此,合作社形象可从合作社基本经济特征及运营情况,包括合作社在农户中的声誉、辐射带动周边农户情况、经营农产品规模及发展潜力等方面进行评估^[13]。一般而言,合作社在周边农户中的口碑越好,其辐射带动农户的能力越强,合作社规模与发展潜力越大,社员对其所在合作社的满意度越高。

由此假设:农民专业合作社自身形象对社员满意度有正向影响作用(H_1)。

农户加入农民专业合作社后的质量体验,即感知质量。根据 GB/T19000-2000,质量是一组特性满足要求的程度。合作社作为一个组织,其发展不仅依赖于自身盈利能力,更应注重农户加入合作社后的态度与行为。本文将农民专业合作社运营质量定义为合作社在为其成员提供服务过程中的固有特性满足社员要求的程度。研究表明,如果合作社忽视社员在农业生产过程中的直接和间接需求,包括农业生产资料的购买,农产品销售、加工、运输、贮藏及与农业生产经营销售相关的信息与技术等,则其发展也将受到限制^[14]。结合苹果种植户与苹果专业合作社基本特征,本文将农民专业合作社服务特性转化为“信息与技术服务”“果园标准化管理”“果品加工服务”“帮助农户获取农业贷款”“果品品牌化”以及“合作社盈利”6个指标进行评估^[15-16]。整体看,农民专业合作社为其社员提供较完善的服务,即社员对其所在合作社提供各项服务功能的感知体验评价越高,则该合作社发展前景越好,社员对合作社满意度也越高。

由此假设:社员感知质量对社员满意度有正向影响作用(H_2)。

农户对合作社的感知价值。农户加入合作社后获得的收益,即感知价值越高,其对合作社的满意度也将提高。因此,文章将农户加入合作社后通过获得合作社提供各种服务(即感知质量),定义为农户加入合作社后获得的感知价值。研究表明,社员通过与农民专业合作社进行的农资购买交易、农产品销售交易,以及分红等方式获取的直接收益越大,其对合作社评价越好,满意度也越高^[17]。社员在农民专业合作社中的话语权越大,即社员关于合作社运营与发展的有效建议被合作社管理者接受程

度越高,其对合作社满意度也越高^[18]。

本文将感知价值定义为农户加入合作社后获得直接和间接收益的程度。其中,直接收益指农户加入合作社后,在农产品生产与销售过程中,其实际成本与实际收益权衡后的价值。包括三部分:一是通过合作社以低于市场价格购买农资(主要包括化肥和农药^①);二是基于合作社对果园标准化管理与指导产出的果品,合作社以略高于市场价格收购;三是合作社盈利后,以分红形式发放给社员的报酬^[19]。间接收益指农户加入合作社后,其个人价值实现的感知,包括个人关于合作社发展建议被管理者采纳、个人的投票权和选举权对合作社股东变更的影响等。本文用“社员在合作社发展事务决策中的话语权”指标反映社员个人价值实现的间接收益。

由此假设:社员感知价值对社员满意度有正向影响作用(H_3)。

社员满意度。第一,社员退社情况反映合作社内部成员流动性程度。即较高的退社现象表现为社员对合作社较低的忠诚度和满意度,进而影响合作社稳定发展^[20]。第二,社员参与合作社活动积极性反映社员满意度。即只有社员参加合作社活动的初次体验得到满意,才可能激发其再次参加的行为。第三,社员对合作社的投资行为也可反映社员对合作社的满意程度。即只有当社员对其所在合作社当前运营情况表示满意,认为合作社有很好的发展潜力,其投入到合作社的资金可以获得更高收益时,才会选择进行投资。发达国家合作社持续发展主要依靠社员注资^[1]。由此,本文用“社员是否选择继续留在合作社”“参与合作社相关活动的积极程度”以及“社员对合作社进一步发展进行投资的行为”3 个可观测变量反映“社员满意度”潜变量。

交互作用。社员满意理论中的社员满意度、社员感知价值和社员感知质量 3 个变量既两两相关又相互独立。同时引入的合作社自身形象这一新变量与社员满意理论中原有的 3 个主要变量之间也可能存在两两相关的特性,并共同作用于社员满意度^[21]。Hakelius 通过研究发现,在农户中具有较好声誉、较强辐射带动能力以及较大经营规模的合作社,其为社员提供服务能力也相对较强,提供服务种类较多,社员满意度越高^[22]。

同理,具有较大的运营规模和发展潜力的农民专业合作社,其为社员提供团体低价购买农资,规模销售果品的能力越强,社员感知价值就越高。此外,鉴于社员对合作社的感知价值是基于感知质量赋予的特性,因此感知质量对感知价值有直接的正向作用。由此假设:农民专业合作社自身形象对社员感知质量有正向影响作用(H_4);农民专业合作社自身形象对社员感知价值有正向影响作用(H_5);社员对农民专业合作社感知质量对其感知价值有正向影响作用(H_6)。

基于上述分析,构建社员满意度结构方程模型及假设如图 1 所示。

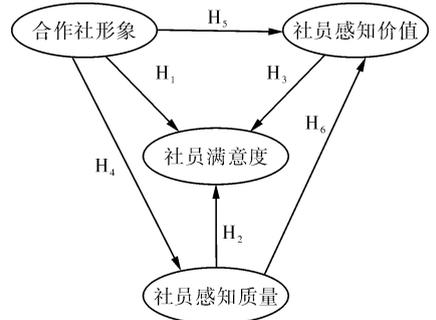


图 1 社员满意结构方程模型及假设

二、数据来源与统计描述

1. 数据来源与问卷设计

本次调研采取分层抽样与等距抽样相结合的抽样方法,以陕西省 7 个苹果重点生产县(白水、富平、千阳、凤翔、扶风、乾县和长武)为样本县,随机选取 27 个苹果专业合作社中 420 个农户进行面对面问卷调查,剔除不完整的无效问卷 27 份,研究中实际使用了 393 个有效样本社员数据,样本有效率为 93.6%。

结合文献与实地调研地区果品专业合作社运营及其社员(即苹果种植户)的基本特征,针对社员

① 通过对调研数据的统计,发现:农户在进行苹果种植过程中,化肥和农药投入占总生产投入(包括农药、化肥、地租、雇佣劳动力、果袋、灌溉、机械使用等费用)的 43.1%;雇佣劳动力费用占总生产投入的 30.3%。化肥和农药价格的上涨,以及农业劳动力不足和雇佣劳动力价格的激增,是导致农户在农业生产过程中入不敷出的主要原因,也是农户抱怨的重要方面。

满意度结构方程模型中基本假设进行变量设置,进而将其转化为实地调研问卷中的具体问题。整体看,问卷主要包括社员基本特征、社员对其所在合作社服务功能评估、合作社运营与发展情况评估,以及社员对合作社相关活动参与情况四方面内容。问卷设计中的问题采用李克特 5 级量表进行表述,即从 1~5 依次表示“非常差/小/低、较差/小/低、一般、较好/大/高、非常好/大/高”。具体变量设置见表 1。

表 1 变量设置与统计性描述

一级指标	二级指标	变量代码	均值	标准差
合作社自身形象(IM)	合作社规模 ²	IM ₁	3.251 9	1.002 6
	合作社在同类合作社中的声誉 ¹	IM ₂	3.282 4	1.191 5
	合作社辐射带动周围农户情况 ²	IM ₃	3.145 0	1.061 2
	合作社发展潜力 ²	IM ₄	3.633 6	1.061 2
合作社为其成员提供各项服务(FQ)	合作社提供信息与技术服务情况 ¹	FQ ₁	4.114 5	1.265 5
	合作社提供果园标准化管理情况 ¹	FQ ₂	4.114 5	0.800 4
	合作社提供果品加工服务情况 ¹	FQ ₃	1.709 9	0.980 5
	帮助社员获取农业贷款 ¹	FQ ₄	1.717 6	0.879 5
	合作社盈利情况 ¹	FQ ₅	2.564 9	1.089 1
	合作社果品品牌化情况 ³	FQ ₆	2.061 1	1.155 3
农户加入合作社后获得的直接收益与间接收益(FV)	低价购买农资 ¹	FV ₁	3.259 5	1.106 5
	高价销售果品 ¹	FV ₂	2.900 8	1.142 6
	规避违约风险 ³	FV ₃	2.877 9	1.215 4
	合作社年底为社员分红情况 ¹	FV ₄	1.641 2	1.023 3
	社员在合作社话语权(地位) ³	FV ₅	2.679 4	1.061 7
社员对其所在合作社满意度(SA)	继续留在合作社情况 ⁴	SA ₁	4.190 8	1.259 5
	参加合作社活动情况 ⁵	SA ₂	4.038 2	0.889 3
	为合作社发展投资情况 ⁴	SA ₃	3.534 3	0.870 9

注:1.评估方式从 1~5 依次表示“非常差、较差、一般、较好、非常好”; 2.评估方式从 1~5 依次表示“非常小、较小、一般、较大、非常大”; 3.评估方式从 1~5 依次表示“非常低、较低、一般、较好、非常高”; 4.评估方式从 1~5 依次表示“非常不愿意、较不愿意、一般、较愿意、非常愿意”; 5.评估方式从 1~5 依次表示“非常少、较少、一般、较多、非常多”。

2. 统计描述

基于消费者行为理论,农户在选择是否加入农民专业合作社,加入哪个农民专业合作社时,都是效用最大化者,以实现最大满意度为目的。农户加入合作社后的效用反映了其主观预期,主观预期受农户一般社会经济特征,包括年龄、受教育水平以及农业经营规模等的影响。因此,首先对社员经济特征进行描述性统计分析(表 2)。结果显示,加入农民专业合作社的农户以中老年人(89.3%)、获得初中与高中文凭(77.9%)且果园面积在 3 亩以上(83.2%)的农户为主。

表 2 社员经济特征与基本情况描述性统计

(n=393)

基本特征	类别	频数	频率/%	均值	标准差
年龄构成	小于 35	6	1.53	52.66	8.879 3
	[35,50)	162	41.22		
	[51,65)	189	48.09		
	66 岁及以上	36	9.16		
受教育水平构成	未上过学	12	3.05	9.34	2.775 6
	小学	66	16.79		
	初中	177	45.04		
	高中(中专)	129	32.83		
	大学(大专)	9	2.29		
	硕士及以上	0	0.00		
	苹果种植面积构成(亩)	[0.1,3.0)	66		
	[3.0~6.0)	171	43.51		
	6.0 及以上	156	39.69		

三、实证分析与结果

结构方程模型包含结构模型和测量模型两部分。其中,结构模型主要反映潜变量之间因果关系,潜变量是无法直接观测并测量的变量,需要通过设计若干指标间接测量;测量模型则反映潜变量与可观测变量之间的关系^[23],若潜变量被视作因子,则测量模型也被称为因子模型,用以反映指标与因子之间的关系。文章首先应用 SPSS17.0 软件,进行探索性因子分析,找出影响社员满意度的主成分,并进行归类;然后应用 AMOS17.0 软件,对社员满意结构方程模型进行验证。

1. 因子分析

因子分析是将多指标变量之间的关联关系转化为少数几个因子之间的关系,要求提取出的潜在因子相互之间是独立的,且要尽可能多的概括原来指标变量的信息^[24]。因子分析分为探索性因子分析和验证性因子分析,探索性因子分析是事先对指标不进行归类,由因子分析来确定分类后再由理论进行检验;实证性因子分析则是根据理论事先将测量指标进行分类,然后用因子分析进行验证(提取主成分特征值大于 1)。

(1) 探索性因子分析。鉴于已有文献中缺乏系统评估社员对合作社满意度评估指标体系,因此,本文应用主成分分析法对整体样本进行探索性因子分析。估计结果显示:巴特莱特球形检验统计量为 163.5,自由度为 84, Sig. 值为 0.000, KMO 测度统计值为 0.837,表明本研究中各变量间存在显著相关性,适宜于因子分析(见表 3)。

表 3 社员对合作社满意度评价指标因子分析摘要表

题项	累计解释 变异量/%	抽取的因子		
		因子 1 负荷量	因子 2 负荷量	因子 3 负荷量
合作社在同类合作社中的声誉(IM_2)	61.994	0.835		
合作社规模(IM_1)		0.742		
辐射带动周围农户情况(IM_3)		0.734		
发展潜力(IM_4)		0.501		
规避违约风险(FV_3)	71.866		0.887	
低价购买农资(FV_1)			0.643	
高价销售农产品(FV_2)			0.610	
合作社年底为社员分红情况(FV_4)			0.577	
社员在合作社的话语权(FV_5)	77.139			0.926
合作社提供信息与技术服务情况(FQ_1)				0.916
合作社盈利情况(FQ_5)				0.837
合作社提供果品加工服务情况(FQ_3)				0.549
KMO 值				0.837
Bartlett 检验	Approx. Chi-Square		163.5	
	df		84	
	Sig.		0.000	

基于因子分析结果确定评估影响社员对其所在合作社满意度的指标,最终得到 12 个可观测变量。具体看,合作社在同类合作社中的声誉、规模、辐射带动周围农户情况及发展潜力与第一主成分的相关系数较高,将第一主成分定义为“合作社形象”主成分;规避违约风险、社员可以低价购买农资、高价销售果品,以及获得合作社分红在第二主成分上的载荷较大,将第二主成分归类为“社员对合作社感知价值”主成分;社员在合作社的话语权、合作社提供信息与技术服务情况、合作社盈利情况,及合作社提供果品加工服务情况与第三主成分相关程度较高,将第三主成分定义为“社员对合作社感知质量”主成分。3 个公共因子对整体调查问卷的解释率达到 77.14%。

(2) 信度与效度检验。基于探索性因子分析结果,将影响社员满意度的指标分为合作社形象、社员对合作社感知质量及社员对合作社感知价值 3 类。应用 SPSS17.0 软件对分析出的样本数据进行可靠性与指标合理性检验。

信度用于测量数据一致性或稳定性的程度,通过克伦巴赫系数(Cronbach's α)检验潜变量的信

度。使用 α 模型,软件计算结果见表 4。由表 4 可知:合作社形象、社员对合作社感知质量,及社员对合作社感知价值的 Cronbach's α 系数依次为 0.873、0.843 和 0.720,调查问卷整体 Cronbach's α 值为 0.779,表明研究的调查量表和样本数据具有较好信度。

效度指测量工具能够正确测量出所要测量的特质的程度,测量效度越高,表明测量的结果越能显示其所欲测量内容的真正特征。效度分析主要由 Bartlett(球形)检验和 KMO 检验实现。其中, Bartlett 球形检验用于数据分布及各个变量之间独立情况的检验; KMO 检验用于比较观测相关系数数值与偏相关系数数值的一个指标,其值越接近 1,表明对变量进行因子分析的效果愈好。表 4 检验结果显示,合作社形象、社员感知质量和社员感知价值 3 个潜变量的 KMO 值均大于 0.7,说明量表具有较好结构效度。

表 4 信度与效度分析结果

潜变量	Bartlett 显著性检验	KMO 值	Cronbach's α 值
合作社自身形象	134.533(0.000)	0.865	0.873
社员对合作社感知质量	125.633(0.000)	0.876	0.843
社员对合作社感知价值	116.580(0.000)	0.786	0.720

注:括号中为各统计量的 P 值。

2. 结构方程模型分析

(1) 样本数据正态性检验采用极大似然法对结构方程模型进行估计,因此样本需要服从正态分布。样本服从正态分布的条件是中值和中位数相近,偏度值低于 2,同时峰度值低于 5^[25]。采用 SPSS17.0 对样本数据的偏度和峰度进行分析,结果显示,所有观察变量的偏度绝对值介于 0.871~1.266 之间,峰度绝对值介于 1.710~3.634 之间。由此,研究所用数据服从正态分布,满足极大似然法估计条件。

(2) 结构方程模型适配度检验与假说检验,应用 AMOS17.0 软件对影响社员满意度因素进行分析,得到全模型路径图、结构方程模型拟合指数和模型检验结果。图 2 为 AMOS17.0 软件拟合的完

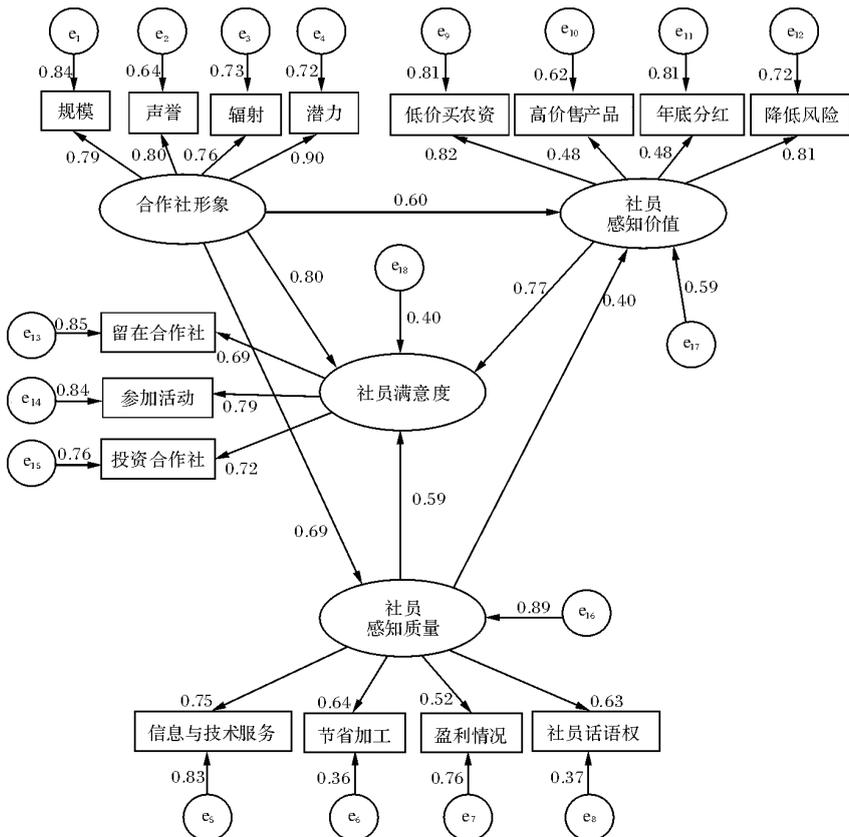


图 2 结构方程模型及路径系数

全标准化后的结构方程模型输出结果。从估值结果可知,标准化系数没有超过或者接近 1,方差估值也没有出现负值,且全部方差估计值均达到 0.01 的显著水平,表明本研究的因果模型符合基本适配标准。

适配度指标用于评估假设的路径分析模型与样本数据拟合程度。本文参照吴明隆^[26]的评价方法,结合 AMOS17.0 的计算结果呈现的拟合指标,选取 5 个指数评价模型的拟合程度。从指标适配标准与结构方程模型实际拟合结果来看,结构方程模型整体拟合度较好,各项指标均在标准范围之内(表 5)。可认为本文建立的社员满意度结构模型整体拟合效果较好。

表 5 结构方程模型拟合情况

适配指标	适配标准	检验结果	模型适配判断
卡方自由度比 χ^2/df	介于 1~2	1.946	理想
渐进残差均方和平方根(RMSEA)	<0.08(若<0.05 优良;<0.08 良好)	0.036	理想
拟合优度指标(GFI)	>0.90	0.971	理想
规准适配指数(NFI)	>0.90	0.956	理想
相对适合度指标(RFI)	>0.90	0.941	理想
比较适配指标(CFI)	>0.90	0.962	理想

结构方程模型的主要作用是揭示潜变量与可观测变量之间,及可观测变量之间的结构关系。这些关系在结构方程模型中主要通过路径系数体现。由此,结合图 1、表 6 和表 7 内容可知,合作社自身形象、社员对合作社感知质量,及感知价值是影响社员对其所在合作社满意度的重要因素。从表 6 中可看出,影响“社员满意度”潜变量的三个潜变量中,“合作社形象”和“社员感知价值”潜变量对“社员满意度”潜变量的直接效应均超过 70%,标准化系数路径分别为 0.797 和 0.766。“社员对合作社感知价值”潜变量同时受“合作社形象”潜变量和“社员感知质量”潜变量的影响,标准化路径系数分别为 0.601 和 0.395,且受“合作社形象”潜变量的影响大于受“社员对合作社感知质量”潜变量的影响程度。合作社自身形象对社员感知质量的间接效应达到 69.3%。

表 6 结构方程模型路径系数与假设检验

路径	标准化系数	对应假设	检验结果
社员满意度←—合作社形象	0.797***	H ₁	证实
社员满意度←—社员对合作社感知质量	0.589***	H ₂	证实
社员满意度←—社员对合作社感知价值	0.766***	H ₃	证实
社员对合作社感知质量←—合作社形象	0.693***	H ₄	证实
社员对合作社感知价值←—合作社形象	0.601***	H ₅	证实
社员对合作社感知价值←—社员对合作社感知质量	0.395***	H ₆	证实

注:***表示在 1%水平上显著。

对模型的路径系数和载荷系数^①进行显著性检验,以考察模型结果中估计出参数的统计意义。AMOS 采用临界比(C.R.),即参数估计值与其标准差的比值,来检验参数的统计意义,类似于回归分析中的参数显著性检验,原假设为系数等于零。表 7 中的各路径的临界比数值显示,结构方程模型中绝大部分可观测变量与其对应潜变量之间的系数均在 99%的置信度下显著,表明该模型中的观测变量可以充分反映其对应潜变量的情况。

在合作社形象潜变量中,合作社发展潜力与合作社声誉两个可观测变量的影响作用最大,其载荷系数分别为 0.90 和 0.80,表明社员主要通过合作社的声誉和发展潜力来判断合作社形象。即合作社在其所在地区农户中的口碑越好,发展潜力越大,则农户认为该合作社的形象越好。社员对合作社感知质量潜变量中,影响最大的是合作社为其社员提供信息与技术服务情况,载荷系数为 0.75,表明合作社为其社员提供的及时有效的果品市场价格信息、病虫害防治技术、新型果树栽培技术等服务功能性越强,越专业,社员对合作社感知质量体验越好。社员对合作社感知价值潜变量中,社员能够以较低价格购买农资和实现其果品稳定销售是影响作用较大的两个观测变量,载荷系数分别为 0.82 和

① 潜变量与潜变量之间的回归系数称为路径系数;潜变量与可测变量之间的回归系数称为载荷系数^[24]。

0.81,表明合作社通过批量购买农资后分销给其社员的方式降低社员购买农资成本,通过不受果品市场价格波动影响而稳定购买社员产出果品方式以保障社员果品销量,降低由于果品购买者违约而造成损失,以此提高社员对其所在合作社感知价值。

表 7 结构方程模型载荷系数表

可观测变量	路径方向	潜变量	估计值	标准差	临界比
合作社规模	<—	合作社形象	1.000	—	—
合作社声誉	<—	合作社形象	0.886***	0.153	5.779
辐射带动周围农户情况	<—	合作社形象	1.127***	0.205	5.496
发展潜力	<—	合作社形象	1.443***	0.206	6.996
提供信息与技术服务情况	<—	社员对合作社感知质量	1.000	—	—
节省加工环节	<—	社员对合作社感知质量	0.672***	0.159	4.226
盈利情况	<—	社员对合作社感知质量	1.235	0.381	3.241
社员话语权	<—	社员对合作社感知质量	0.521***	0.253	2.060
低价购买农资	<—	社员对合作社感知价值	1.000	—	—
高价销售产品	<—	社员对合作社感知价值	1.289***	0.203	6.349
降低违约风险	<—	社员对合作社感知价值	1.311***	0.211	6.222
年底分红	<—	社员对合作社感知价值	0.521***	0.152	3.427
为合作社投资情况	<—	社员对合作社满意度	1.000	—	—
参加合作社活动情况	<—	社员对合作社满意度	0.459	0.144	3.181
继续留在合作社情况	<—	社员对合作社满意度	0.520***	0.128	4.063

注:***表示参数估计值在1%水平上显著。

四、结论与政策启示

文章以陕西省 393 户苹果专业合作社成员为调查对象,基于消费者满意理论,建立合作社成员满意理论模型。通过探索性因子分析方法,得到 3 个影响社员满意度的潜变量,包括合作社自身形象、社员感知质量和社员感知价值,并构建结构方程模型,研究社员对其所在合作社满意影响因素。

基于理论与实证分析,得到如下结论与政策启示。

第一,农民专业合作社自身形象对社员满意度的直接影响作用较强。反映合作社自身形象最显著的因素是其发展潜力及其在同行中的声誉。鉴于此,建议通过建立合作社股份制,提高合作社发展潜力,并将合作社盈利与社员收入对接,激发社员积极性。从长远看,利于实现合作社持续发展与社员增收的双赢。其次,合作社应借助已获得合作社帮助,并取得收益的社员的“口碑效应”,进行正确的宣传,辐射带动周边农户加入合作社。

第二,社员感知价值对社员满意度的直接影响作用显著。影响感知价值的显著包括因素为以较高价格出售社员产品、稳定收购社员产品以降低由于收购者违约带来的损失。因此,合作社应提高自身在农产品生产与销售供应链中的谈判地位,并通过规模经营,力争为社员取到最优的果品销售价格;同时,合作社应提高自身抵御市场风险的能力,以实现社员果品的稳定收购,进而达到保障社员果品销量的目的。

第三,社员感知质量对社员满意度的直接影响作用显著。反映感知质量的最显著因素为提供信息技术服务与减少加工环节。因此,果品合作社应尤其注重对社员在果树种植技术,以及病虫害防治等方面的培训与指导,同时,应通过提供果品集中分级与统一包装服务,来降低社员在加工环节的支出。

参 考 文 献

- [1] GRAY T W, KRAENZLE C A. Problems and issues facing farmer cooperatives [R]. RBS Research Report 192, USDA Rural Development, Rural Business-Cooperative Service, 2002.
- [2] EZATOLLAH K, KUROSH R M. Modeling determinants of agricultural production cooperatives' performance in Iran [J]. Agricultural Economics, 2005(33):305-314.

- [3] HALL J H, GEYSER J M. The financial performance of farming co-operatives: Economic value added vs traditional measures [R]. Working paper: 2004-02. Department of Agricultural Economics, Extension and Rural Development. University of Pretoria, South Africa. 2004.
- [4] SOBOH RA M E, LANSINK A O, GIESEN G. Performance measurement of the agricultural marketing cooperatives: the gap between theory and practice [J]. *Review of Agricultural Economics*, 2009(31): 446-469.
- [5] 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.
- [6] DAKURAH H A, GRDDARD E, OSUTEYE N. Attitudes towards and satisfaction with cooperatives in Alberta: a survey analysis [C]. Selected Paper prepared for presentation at the American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Providence, Rhode Island, July 24-27, 2005.
- [7] FULTON M, GIANNAKAS K. Organizational commitment in a mixed oligopoly: agricultural cooperatives and investor-owned firms [J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2007, 83(5): 1258-1265.
- [8] ÖSTERBERG P, HAKELIUS K, NILSSON J. Members' perception of their participation in the governance of cooperatives: the key to trust and commitment in agricultural cooperatives [J]. *Agribusiness*, 2009(25): 181-197.
- [9] CENTNER T J. The role of cooperatives in agriculture: historic remnant or viable membership organization? [J]. *Journal of Agricultural Cooperation*, 1988(3): 94-106.
- [10] OLIVER R L, RUST R T, VARKIS. Customer delight: foundations, findings, and managerial insight [J]. *Journal of Retailing*, 1997, 73(3): 311-336.
- [11] JESSE E V, ROGERS R T. The cranberry industry and Ocean Spray Cooperative: lessons in cooperative governance [M]. Food System Research Group, Dept. of Agriculture and Applied Economics, University of Wisconsin-Madison, 2006.
- [12] SEXTON R, ISKOW J. Factors critical to the success or failure of emerging agricultural cooperatives [M]. California: Division of Agriculture and Natural Resources, University of California, 1988.
- [13] WANG L, HUO X. Member investment willingness in agricultural cooperatives in Shaanxi (China) [J]. *Journal of Rural Cooperation*, 2013(2): 176-198.
- [14] BHUYAN S. The "People" factor in cooperatives: an analysis of members' attitudes and behavior [J]. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 2007, 55(3): 275-298.
- [15] 黄杰, 张颖, 陈慈, 等. 农民专业合作社商标建设相关问题初探 [J]. *农业经济问题*, 2011(7): 81-85.
- [16] 王丽佳, 霍学喜. 合作社成员和非成员交易成本比较分析 [J]. *中国农村观察*, 2013(3): 54-64, 71.
- [17] HARRIS A., STEFANSON B., FULTON M. New generation cooperatives and cooperative theory [J]. *Journal of Cooperatives*, 1996(11): 15-28.
- [18] NILSSON J, KIHLEN A., NORELL L. Are traditional cooperatives an endangered species? about shrinking satisfaction [J]. *Involvement and Trust. International Food and Agribusiness Management Review*, 2009, 12(4): 103-123.
- [19] KYRIAKOPOULOU K M, MEULENBER G, NILSSON J. The impact of cooperative structure and firm culture on market orientation and performance [J]. *Agribusiness*, 2004, 20(4): 379-396.
- [20] BRUYNIS C, GOLDSMITH P D, HAHN D. E., TAYLOR W. J. Critical success factors for emerging agricultural marketing cooperatives [J]. *Journal of Cooperation*, 2001(16): 14-24.
- [21] AJZEN I. Residual effects of past on later behavior: Habituation and reasoned action perspectives [J]. *Personality and social psychology review*, 2002, 6(2): 107-122.
- [22] HAKELIUS K. Cooperative values. Farmers' cooperatives in the minds of farmers [M]. Department of Economics, 1996.
- [23] 易丹辉. 结构方程模型: 方法与应用 [M]. 2 版. 北京: 中国人民大学出版社, 2008.
- [24] 周利平, 苏红, 邓群钊, 等. 计划行为理论视角下农户参与用水协会意愿影响因素研究——基于结构方程模型的实证分析 [J]. *广东农业科学*, 2014(6): 231-236.
- [25] 吴明隆. 结构方程模型: AMOS 的操作与应用 [M]. 重庆: 重庆大学出版社, 2010.

(责任编辑: 金会平)