

DOI: 10.12120/bjutsksxb20190260

新型农业经营主体与其加入合作社行为的实证分析 ——基于全国795家种植业家庭农场面板数据

杜志雄, 谭洪业, 郜亮亮

(中国社会科学院农村发展研究所, 北京 100732)

摘要: 加入合作社作为农业经营主体参与市场竞争的有效方式, 不仅是构建新型农业经营体系的重要举措, 也是建设现代农业的应有之义。就新型农业经营主体家庭农场而言, 理论上, 家庭农场加入合作社的意愿和概率会随其经营规模的扩大而逐渐提升。文章的研究目的就在于实证分析土地经营规模与家庭农场入社行为之间的关系。考虑到土地经营规模与农场加入合作社之间的联立性关系会带来内生性问题, 文章采用工具变量估计方法, 基于全国家庭农场监测2014—2016年795家种植业家庭农场面板数据进行实证分析。估计结果表明: 家庭农场土地经营规模对于农场加入合作社具有显著的正向作用, 即那些经营规模大的农场加入合作社的概率更高; 即使考虑到家庭农场所在地区合作社数量的外生影响, 这个结论依然稳健。文章最后给出了相应的政策建议。

关键词: 农业经营主体; 家庭农场; 土地经营规模; 加入合作社

中图分类号: F324.1

文献标志码: A

文章编号: 1671-0398(2019)02-0060-14

引言

培育新型农业经营主体和构建新型农业经营体系是建设社会主义新农村和全面建成小康社会的必要一环。中国共产党的“十九大”报告指出, 从现在到2020年, 是全面建成小康社会的决胜期, 要坚定实施乡村振兴战略和区域协调发展战略。全面小康社会是涵盖农业农村和经济社会各个方面的全方位小康, 而稳妥有效地解决“三农”问题也是全面小康的题中之义。农业作为“三农”问题的核心, 其生产方式的转型升级、经营管理的高质高效和市场地位的转变提升等直接关系到农民创收增收和农村经济发展, 所以农业现代化势在必行。而发展现代农业迫切需要新型农业经营主体和完整农业经营体系来支撑^[1]。

农业生产的组织化和社会化作为当前农业生产的最薄弱环节, 需要坚定不移地推进新型农业经营

体系建设^[2]。从中国共产党“十八大”提出“培育新型农业经营主体, 构建新型农业经营体系”, 到“十九大”再次重申“发展多种形式适度规模经营, 培育新型农业经营主体, 健全农业社会化服务体系, 实现小农户和现代农业发展有机衔接”, 以及历年“中央一号文件”重申培育新型农业经营主体和建立新型农业经营体系等一系列宏观政策方针, 不断凸显现代农业中新型农业经营体系的重要性。而现代农业本质上同样需要打破传统农业产供销、农工商分割的体制安排, 要求按照市场规律将农业生产、加工、储运和销售等环节一体化, 通过合同、合作社、企业等组织形式实现农业市场化经营^[3]。这就使得培育新型农业经营主体, 构建新型农业经营体系, 提升农业组织化与社会化成为当前农业现代化发展的重要任务。

事实上, 合作社可以提供提升农民组织化和农业生产社会化的组织基础, 也是农业经营主体有效

收稿日期: 2018-10-24

项目基金: 国家社会科学基金一般项目资助(17BJY010); 国家自然科学基金项目资助(71803045); 教育部重大课题资助(16JZD024); 中国社会科学院“农业现代化”重点学科建设项目资助; 农业部“家庭农场生产经营典型监测”项目资助(2014—2017); 中国社会科学院创新工程项目资助

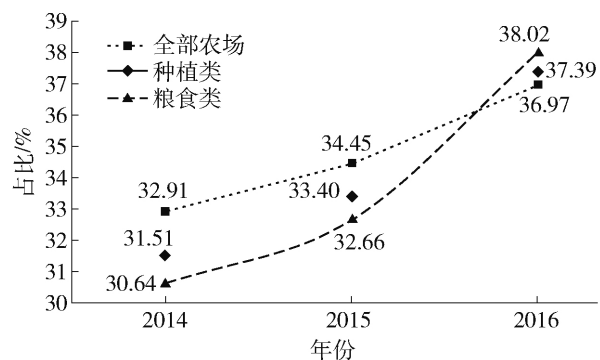
作者简介: 杜志雄(1963—), 男, 安徽铜陵人, 中国社会科学院农村发展研究所研究员, 博士生导师, 博士;
谭洪业(1988—), 男, 山东潍坊人, 中国社会科学院农村发展研究所博士生

参与市场竞争最直接和最有效的方式^[4]。一方面,从农业合作社本质看,合作社作为农户间的一种经济互助组织在促进农业生产要素高效配置、提高农户抗风险能力、提升农业市场竞争力和推进农业产业化发展等方面极大地改善了农户的弱势地位;同时,合作社在一定程度上也解决了“小农户”参与“大市场”存在的交易信息缺失、市场地位弱小、谈判能力不足等矛盾,充分发挥“桥梁”作用以有效嫁接“小农户”与“大市场”^[5-6]。另一方面,从农业经营主体合作方式看,“企业+”的纵向合作方式与“合作社+”的横向合作方式相比普遍存在交易成本过高、利益联结关系脆弱、信息资源不对称等问题^[7],而唯有合作社一体化才是最优的农业产业化模式^[8],更是我国实现农业现代化和产业化的现实选择^[9]。然而,从合作社的发展现实看,虽然自《农民专业合作社法》颁布以来,合作社如雨后春笋般迅速发展,合作社数量突飞猛进,但“空壳合作社”“翻牌合作社”“合作社异化”“农户被参与”等“合作社有名无实”现象屡见不鲜,合作社发展质量和前景饱受质疑^[10-12]。当下,过于追求发展数量、过度物质激励、外部监管缺失、农户经营规模小且异质性强等因素导致了合作社效率水平低下,合作社行为扭曲,甚至真正的合作社难以实现等问题^[13-14]。因此,基于现代农业发展实践,探究如何培育新型农业经营主体?如何保障农业经营主体有效的市场参与?如何引导合作社未来可持续发展?进而完善相关政策以不断推进农业现代化事业等问题便具有鲜明的时代内涵和现实意义。

家庭农场作为新型农业经营主体和农业经营体系的关键部分,加入合作社已成为必然选择。就发展现实而言,家庭农场和农业专业合作社作为新型农业经营主体的重要组成部分,已经成为现代农业经营体系不可或缺的重要力量。截至2016年,我国家庭农场、农民专业合作社、农业产业化龙头企业等新型农业经营主体总量达到280万个,其中家庭农场达到87.7万家,农民合作社达到179.4万家^[15],两者已经成为我国现代农业的生力军。而且,基于2014—2016年家庭农场监测数据,可以明显地发现家庭农场加入合作社的比例和增速逐年提高,入社已经逐渐成为家庭农场经营的“关键步骤”(见图1)。而就理论而言,家庭农场的规模化生产方式必然需要农场的横向组织化行为,需要外部社会化服务的有效支持。这是因为:第一,家庭农场规模化经营带来了农业生产成本和风险的显著增加,使得家

庭农场更倾向于采取合作的方式进行成本控制和风险管理。张晓山(2004)指出:农户的较大经营规模在其生产过程中成本投入较多,风险也要高于小规模农户,通过合作可以提高市场谈判能力,从而降低市场风险,因而会具有较强的合作意愿^[16]。林坚等(2007)认为:合作社纵向一体化功能对各种资源投入要求较高,这就导致只有具有较高规模、商品化程度较高的大户才有能力和意愿进行横向间的合作^[17]。伍开群(2013)指出:家庭农场在生产经营过程中要承担相当大的风险成本,可以利用市场途径进行风险成本的转嫁,而合作社则为家庭农场提供了降低生产资料市场和销售市场交易成本的途径,因此,家庭农场会有更强的意愿加入合作社^[18]。第二,我国农业社会化服务发展相对滞后,并不能完全满足家庭农场等新型农业经营主体的发展需要。杜志雄(2013)指出:合作社是家庭农场最主要的服务主体,家庭农场大规模的生产面积、专业化的分工生产、紧密的产业链关系和复杂的经营风险,要求家庭农场利用合作社的方式提供社会化服务。并且“家庭农场+合作社”的经营方式可以实现规模化种植、标准化生产和产业化经营,是对“统分结合”经营模式的进一步创新^[19]。第三,从农业产业链看,家庭农场农业生产和农产品供给的根本职能决定了其依旧“雄踞”农业产业链中游的“产出环节”,单个家庭农场在市场竞争中依旧处于弱势地位。Vladislav Valentinov(2007)指出:家庭农场与农业生产上下游企业相比存在明显的组织规模弱小问题,这就使得家庭农场在与之进行交易的过程中一定会处于弱势地位,从而存在机会主义威胁,家庭农场同样需要发展合作社^[20]。张滢(2015)指出:位于产业链“产中”位置的家庭农场,要实现产业链利益最大化,应当采用“家庭农场+合作社”的方式,从而实现外部经济内部化和获取市场竞争的制度效益^[21]。韩朝华(2017)通过文献梳理发现家庭农场的优势仅局限在生产环节,而相比于农业产业链的上游与下游来看,家庭农场和小农户都属于弱小者,同样需要发展农业合作社之类的组织^[22]。就农业产业链而言,家庭农场的生产方式主要改变了农业生产的产中环节,并没有改善产前和产后环节必然发生的交易行为,反而由于农场专用性资产的增加而更加倾向于合作。

当然,加入合作社也并非农户“一时冲动”,而是多种因素引发的“连锁反应”。第一,农户个体特征。加入合作社是农户自我选择的结果,个体特征



图表来源《中国家庭农场发展报告(2017)》

图1 2014—2016年各类家庭农场中加入合作社的农场占比

的差异会直接影响农户的入社意愿和入社行为。相关文献研究发现,农户的文化程度、农民身份特征、对合作社的认知水平、对管理层的信任程度、预期收益和风险偏好等因素对农户参与合作社有显著的影响^[23-26]。第二,农业生产经营特征。农户入社的主要动机在于获取必要的农业社会化服务,因此,农业生产经营特征也左右着农户的入社决策。在以往的文献中,农作物种植面积、农业生产技术、农产品附加值和农业年收入等生产经营特征被认为是影响农户加入合作社的重要因素^[27-28]。第三,市场交易特征。市场交易中的弱势地位催生了单个农户走向合作的意愿,以期望利用合作社的组织方式来降低交易成本,提高市场获利能力。姜明伦等(2005)认为:农民组织的出现是为了应对市场交易的风险,农户为提高市场谈判能力和改善市场交易地位就会寻求加入合作社^[29]。卢向虎等(2008)指出:农产品商品化程度、农产品销售半径和 market 价格的波动程度会影响农户的市场交易预期,为降低市场交易成本和风险,个体农户倾向于进行相互间的合作^[30]。朱红根等(2008)指出:当地农产品流通体系和销售渠道的完善程度反向地影响农户合作社的需求,即当地农产品流通体系越不健全和销售渠道越不顺畅,农户对合作社的需求就会越高^[31]。第四,合作社制度。合作社制度的规范性、治理机制的完善程度以及合作社理念的正确实施与否是吸引农户参与合作社以及合作深度的重要“拉力”。Fulton(1999)指出:只有在合作社产权和管理权明晰、民主化的治理

结构中,合作社成员才会加大对合作社的投资与交易^[32]。Cook等(2003)在其研究中也指出:合作社的产权结构和成员认证政策是影响合作社成员合作意愿的重要因素^[33]。孙亚范(2012)对农户合作行为的研究则发现合作社的股金制度和盈余分配制度是影响合作意愿的重要因素^[34]。第五,成本收入比。成本与收入永远是经济人行为的“尚方宝剑”,而入社的收入与成本比其实是最终决定农户入社与否、退社与否的核心要义。Rhodes(1983)^[35]、黄胜忠(2008)^[36]、崔宝玉(2008)^[37]等学者指出:农户的集体行动是农户根据成本、风险和收益进行选择的行为结果,并且集体合作的范围和程度同样由这几个因素决定。

综上所述,基于建设现代农业和全面建成小康社会的时代任务,加入合作社不仅是发展现代农业的关键举措,更是家庭农场等新型农业经营主体有效参与市场竞争的必然选择。但是,通过文献梳理可以发现,在影响农场入社选择的种种因素中,鲜有文章专门从土地经营规模视角入手解析其入社行为;已有文献也只是从理论上指出,随着经营规模的扩大,家庭农场会倾向于进行横向合作^[19,38]①。并且在实证层面,农场扩大经营规模对其加入合作社是具有促进作用还是抑制作用?如果是促进作用,那么这种影响是否显著?以及土地经营规模会在多大程度上影响农场入社行为等问题也并没有得到实证数据的验证。这使得从经营规模角度实证分析农场入社行为不仅可以进一步深化已有的理论研究,也可以利用微观数据来检验理论的可靠性。从而为家庭农场、合作社等新型农业经营主体的可持续发展指明方向。

据此,本文的研究目的就是基于全国795家种植业家庭农场2014—2016年的监测数据,利用面板数据和工具变量估计方法,实证分析家庭农场土地经营规模对其入社行为的影响,从而为新型农业经营主体的培养和发展提供一定的政策依据。文章接下来会进行三部分的深入探讨:第一部分,探讨家庭农场土地经营规模与农场入社行为之间的理论逻辑关系,并提出本文的研究假说;第二部分,介绍文章将要用到的数据,同时进行简单的统计描述性检验;

① 具体而言,杜志雄(2013)在《中国农业基本经营制度变革的理论思考》中指出:家庭农场的规模化经营不能将各种社会服务内部化,“农民合作社+家庭农场”才是未来农业的基本经营形式之一;郜亮亮(2015)在《农业生产经营主体的经营规模与合作需求》一文中,通过对家庭农场案例的分析,发现随着农场经营规模扩大,其内生出真实的合作需求,从而走向利己利他的双赢合作。

第三部分,建立计量模型并进行实证分析,进一步检验文章假说的正确性。结合上述探讨,文章最后将给予一定的总结和政策启示。

一、理论分析:家庭农场土地经营规模与其入社行为

从已有研究可以看出,家庭农场的入社选择是多种因素影响的结果,加入合作社更是农场主“深思熟虑”后的理性选择。但是,土地作为家庭农场最为核心的生产要素,农场主的入社行为是否会随其经营规模的增加而变化以及如何变化等问题仍值得深入探究。因此,本章将从成本/收益角度和专用性资产投资角度来分析农场土地规模与入社行为之间的理论逻辑关系。

第一,成本—收益视角。随着土地经营规模的扩大,农地租金、农场雇工、农资农机等生产成本支出成倍增加。相对于传统兼业农户来说,家庭农场的生产经营成本已经成为影响农场利润的关键因素。众所周知,农业作为弱质性产业必然面临着自然风险和市场风险,而家庭农场生产的商品化又使得农产品供求、产销价格、销售渠道等市场风险水平提高。并且农地经营规模的不断增加,又进一步放大了农场风险损失程度,这就使得如何有效地规避风险,控制不确定性因素成为实现收益最大化必须解决的问题^[39]。

而合作社作为连接农户与市场的重要载体,在降低成本和风险、提高组织化程度和农民增收方面可以发挥重大作用。一般来说,合作社可以带来4个方面的潜在收益:(1)规模经济收益。单个独立生产经营的家庭农场仍旧不具备足够实力以保证规模经营引致的规模经济水平^[9],只有通过规模经营主体间合作,方可实现农产品的有效供给,进一步获取规模经济带来的收益^[40]①。(2)降低市场风险水平。合作社成员的集体行动可以提高市场价格谈判能力和市场渠道控制能力,以削弱市场风险。(3)农业生产经营信息获取。合作社连接着农户和市场,可以帮助农户降低信息不对称问题,及时掌握市场动态和优化生产决策^[41]。(4)提供社会服务职

能。合作社具有的专业服务职能,可以提供农资供应、农业技术、设施、仓储等方面的社会化服务^[42]。

基于成本—收益视角,作为理性行为人的家庭农场主,在农场经营规模扩大引致农业生产经营成本和农业风险损失增大的情况下,合作社在规模经济获取、风险控制、农业社会服务等方面的潜在收益,会诱使家庭农场通过加入合作社来实现利润最大化的经营目标。

第二,资产专用性视角。威廉姆森(1979)从资产专用性、不确定性和交易频率3个维度出发定义了市场交易过程,并率先提出了资产专用性理论,将资产专用性定义为:为支持某项特殊交易而进行的耐久性投资^[43]。也就是说,资产被限定在特定的生产过程,被锁定于特定的交易关系,一旦用于其他用途,资产的生产价值就会大打折扣。事实上,专用性资产大量投资将行为主体“束缚”在特定的交易关系中,由于交易活动的不确定性和交易主体之间容易产生的“敲竹杠”行为,使得行为主体的交易由商品契约形式转向要素契约形式,不断深化一体化的交易模式。

就家庭农场而言,农场经营规模的扩大必然会导致农业机械、场地设施等专用性资产投资规模的增加^②,而随着专用性资产水平的提高,内部组织则成为相较于市场机制更为有利的交易方式。这是因为,与市场交易方式相比,内部组织中的交易方式可以实现专用性资产的充分利用,从而避免机会主义行为。以农业机械为例,由于合作社内部成员在信息搜集、谈判议价、交易完成等方面相对较低的交易成本,使得家庭农场为合作社内部成员提供农业机械服务会比为外部其他市场主体提供服务面临更低的成本和更小的风险,也就可以实现农业机械专用性资产的有效利用。

基于资产专用性理论,家庭农场随着生产规模的扩大必然会进行大量的专用性资产投资,而合作社则提供了解决专用性资产市场交易过程中机会主义问题的有效途径。并且合作社也可以利用成员间的横向合作在农业生产资料、生产技术、农产品销售等环节进行市场谈判,可以利用集体行动的方式处

① 以农超对接为例,单个农场依旧不能满足超市对农产品大批量、持续性的供给需求,而农户只有通过联合周边同产业农场进一步扩大生产规模,通过合作社的方式来实现规模化、产业化生产和销售,才能满足“大市场”的农产品需求。

② “随着家庭农场土地经营规模的增加,家庭农场的拖拉机、插秧机、联合收割机和烘干机的拥有数量整体呈上升趋势,农机装备总价值同样呈上升趋势”;“同时,随着土地经营规模的增加,家庭农场自有仓库面积和自有晒场面积也呈正向增加趋势。”摘自《中国家庭农场发展报告(2017)》

理生产环节和市场环节的不确定性问题,降低单个农场市场参与的交易费用,提高生产主体的价格弹性和抵御突发事件的能力^[44]。

总之,家庭农场在已有的高额生产要素投入基础上,农场土地经营规模的扩大不仅会引致农场生产经营成本的成倍增加,也带来了农场专用性资产水平的迅速提升,面对农业生产经营过程中的自然风险和市场交易风险,农场必然会倾向于采取有效渠道(加入合作社)来管控成本、分散风险,以实现利润最大化。因此,提出本文的研究假说:在保持其他条件不变的情况下,对于家庭农场而言,随着土地经营规模的扩大,家庭农场会更加倾向于加入合作社,即家庭农场的入社概率会随着农场经营规模的扩大而不断提升。

二、样本来源与统计描述性证据

(一) 样本数据来源

本文研究所用样本数据来自农业部与中国社会科学院联合开展的全国家庭农场监测活动,该监测活动覆盖全国31省,每个省选取2~4个监测县,每个县选取30~50个样本农场,共计3000多家样本

家庭农场,监测内容涉及与家庭农场生产经营相关的各个方面。监测活动自2014年开始,已对样本农场进行了连续3年的持续性追踪监测。从样本结构看,2014年有效样本2826个,其中种植业家庭农场1849户;2015年有效样本2903个,其中种植业家庭农场1972个;2016年有效样本2998个,其中种植业家庭农场1964个。

本文选取种植业家庭农场作为分析对象主要是考虑到两方面原因:一方面,种植业家庭农场获取流转土地后需要进行较少的农地建设投资,而其他类型家庭农场必须对农地进行较大规模的基础设施建设,相比而言,种植业家庭农场更容易扩大经营规模^①;另一方面,与其他类型家庭农场相比,种植业家庭农场生产经营面积相对较大,单位面积产值相对较低,更加追求规模经济。当然,从实证分析角度看,种植业家庭农场具有较大的样本容量,可以保证计量分析结果的有效性和可靠性。因此,文章以2014—2016年种植业家庭农场面板数据为基础,在进行了相应的数据处理后,构建了一个包含795家种植业家庭农场共2383个有效样本的3年面板数据集,并对样本信息进行了基本描述(见表1)。

表1 总样本与分析样本

年份	有效样本	种植业农场	种植业农场分析样本			
			总数	平均经营规模	入社数量	入社比例/%
2014	2 826	1 849	793	361.97	250	31.45
2015	2 903	1 972	795	385.79	271	34.09
2016	2 998	1 964	795	390.55	290	36.48
合计	8 727	5 785	2 383	379.45	811	34.00

数据来源:2014—2016年全国家庭农场监测数据

(二) 描述性证据

首先从数据的描述性统计入手,测算了家庭农场土地经营规模与农场的入社比例。为便于比较,本文将家庭农场的土地经营规模划分为5个等级^②,然后分别比较在不同年份、不同经营规模下家庭农场的入社比例(见表2)。

由表2可以发现:土地经营规模越大,加入合作社的家庭农场占比越高。

第一,分别从3个年份的时间维度看。在区分时间维度和规模维度的情况下,在2014年、2015年、2016年3个年份中,可以明显地看出随着家庭农场经营规模的增加,农场加入合作社的比例也呈

① 一般来说,种植业家庭农场仅需对农地进行必要的整理,在保持农地原有状态的情况下就可以开展农业生产活动;养殖类家庭农场则需要建立必要的圈舍、饲料库、卫生防疫室等硬件设施,前期农地投资建设较大。

② 对795家家庭农场土地经营规模3年数据的整体分析发现:5%分界点的土地规模为76亩(约5.07公顷),25%分界点的土地规模为130亩(约8.67公顷),50%分界点的土地规模为220亩(约14.67公顷),75%分界点的土地规模为428亩(约28.53公顷),95%分界点的土地规模为1200亩(80公顷)。所以,家庭农场的土地经营规模主要集中在50~1000亩(约3.33~66.67公顷),进一步选用200亩(约13.33公顷)和500亩(约33.33公顷)的分界点大致可以反映农场土地面积的分布情况。

现出明显的递增趋势。以2016年为例,经营规模在50亩(约3.33公顷)以下的家庭农场加入合作社的寥寥无几(仅占13.64%);而当经营规模在500~1000亩(约33.33~66.67公顷)时,家庭农场加入

合作社已经蔚然成风(增至38.95%);尤其是当经营规模超过1000亩(约66.67公顷)后,加入合作社的家庭农场已经占据了半壁江山(高达60.94%)。

表2 按规模分组的家庭农场入社比例

经营规模	2014年		2015年		2016年		平均
	农场数量	入社比例/%	农场数量	入社比例/%	农场数量	入社比例/%	入社比例/%
≤50	15	6.67	14	21.43	22	13.64	13.73
(50,200]	368	26.63	345	28.7	332	30.72	28.61
(200,500]	259	33.2	266	33.46	282	38.65	35.19
(500,1000]	104	37.5	104	40.38	95	38.95	38.94
>1000	47	53.19	66	57.58	64	60.94	57.63
平均	-	31.45	-	34.09	-	36.48	34.00

数据来源:795家种植业家庭农场2014—2016年面板数据

第二,从整体时间维度看。在不区分时间维度,区分规模维度的情况下,家庭农场随着经营规模的增加,其加入合作社的比例依旧明显增加。具体看,经营规模小于50亩(约3.33公顷)的家庭农场,仅有1/10左右的农场加入了合作社(13.73%);随着经营规模达到500~1000亩(约33.33~66.67公顷)时,家庭农场入社比例已经超过了1/3(38.94%);如果经营规模超过1000亩(约66.67公顷),已经过半数的家庭农场选择加入合作社(57.63%)。

第三,从整体规模维度看。在区分时间维度,不区分规模维度的情况下,随着时间的推移,家庭农场加入合作社的比例同样逐年增加。就所有的样本家庭农场来说,2014—2016年入社比例分别为

31.45%、34.09%、36.48%。当然,看似时间维度上的变化趋势与本文研究假说并没有关系,但这为后文设定计量模型时必须引入时间趋势变量提供了统计数据支持。

同时,也发现农场主不同的个人特征与农场入社比例之间也存在一定的关系(见表3)。

第一,具有高中及以上学历的农场主中加入合作社的比例相对较高。可以认为:较高的学历水平一定程度上反映了农场主较高的认知水平和综合素质,对合作社有相对全面的认识,从而更容易选择加入合作社。

第二,接受专门培训的农场主中加入合作社的比例相对较高。这主要是因为专门培训涉及农业生产经营的各个方面,接受专门培训的农场主可能会

表3 农场主特征与农场入社比例

农场主特征	选项	2014年	2015年	2016年	平均
教育程度	高中以下	30.11	32.26	34.62	32.33
	高中及以上	33.33	36.67	39.09	36.36
是否接受专门培训	是	35.12	35.83	40.60	37.19
	否	14.69	23.68	15.38	17.57
从业经历	在合作社、企业或村集体从事过管理工作	47.10	49.03	58.30	51.48
	其他	23.88	26.87	25.93	25.56
规模经营年限	≤5	28.29	28.74	29.14	28.69
	(5,10]	38.89	44.56	47.50	44.05
	>10	39.62	43.75	43.14	42.55

数据来源:795家种植业家庭农场2014—2016年面板数据

对合作社在农场生产经营过程中的作用和重要性有着相对较好的理解,从而导致较高的入社比例。

第三,具有合作社、企业或者村委工作经历的农场主中加入合作社的比例相对较高。合作社、企业或者村委的工作经历可以视为农场主的社会资本积累,具有这种工作经历的农场主相比于一般的农场主来说,不仅对合作社具有较好的认识,而且也具有相对丰富的资源和渠道参与到农业合

作过程中。

第四,整体看,农场主从事规模经营年限的时间越长,其加入合作社的比例越高。可能是因为,随着规模经营时间和经验的积累,农场主对农业规模经营的成本和风险认知逐渐加深,更加体会到合作社的重要作用,从而更加倾向于走向合作的道路。

当然,当进一步考虑农场经营特征与入社比例时,同样发现两者之间存在一定的关系(见表4)。

表4 家庭农场经营特征与农场入社比例

农场经营特征	选项	2014年	2015年	2016年	平均
农机具价值/万元	≤20	28.75	30.91	30.91	30.15
	(20,50]	37.58	34.76	41.07	37.70
	>50	39.53	49.00	51.52	47.48
是否登记注册	是	30.23	32.76	36.79	33.42
	否	33.33	36.67	35.47	35.13
示范农场类型	否	29.62	29.87	30.95	30.06
	区县级	37.40	41.21	43.39	41.09
	市级	32.73	34.29	40.98	36.88
	省级	39.39	43.84	39.78	41.21

数据来源:795家种植业家庭农场2014—2016年面板数据

第一,从农场拥有的农机具价值看,将农机具价值划分为3组后,无论是每个年份还是3年平均,都可以发现,拥有农机具价值较高的农场加入合作社的占比要高于拥有农机具价值相对较低的农场。具体用3年平均值来说,农机具价值低于20万元的农场加入合作社的比例将近1/3(30.15%),而农机具价值高于50万元的农场加入合作社的比例却将近一半(47.48%),加入合作社的比例变化显著。从时间维度看,在每个组内家庭农场加入合作社的比例基本都存在随着年份变化而逐渐增加的趋势。

第二,从家庭农场是否登记注册看,登记注册的农场与未登记注册的农场在农场入社比例方面相差不大。但是,登记注册的家庭农场中选择加入合作社的比例呈现出明显的随时间递增的趋势:由2014年的30.23%增加到2016年的36.79%。与之相反,在未登记注册的家庭农场中加入合作社的比例近3年变化较小,甚至出现了降低状况。

第三,从示范农场类型看,无论是每个年份还是3年平均,示范类农场(区县级、市级、省级)加入合

作社的比例都要高于非示范类农场。具体用3年平均来说,区县级示范农场入社比例为41.09%、市级示范农场入社比例为36.88%、省级示范农场入社比例为41.21%,明显高于非示范类农场入社比例(30.06%)。从时间维度看,农场无论是示范与否,还是不同层次的示范农场,其加入合作社的占比整体上呈现随年份变化而逐渐增加的趋势。

三、计量分析

(一)模型设定

为进一步实证分析经营规模对农场入社行为的影响,本文将计量模型设定如下:

$$Y_{it} = \alpha + \beta M_{it} + \sum_j^6 \gamma_j Z_{it}^j + \delta D_{year} + \sum_p^7 \varepsilon_p W_{it}^p + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Y_{it} 表示第*i*个农场在第*t*年是否加入合作社,加入合作社取值为1,未加入合作社取值为0。 M_{it} 表示第*i*个农场在第*t*年的土地经营规模(亩)。 Z_{it}^j 是随时间和个体变化的6个控制变量,包括农场主

特征:年龄、是否接受专门培训、规模经营年限;也包括农场经营特征:农机具价值、是否登记注册和是否为示范农场。 W_i^p 是不随时间变化的控制变量,包括性别、户籍、教育程度、从业经历、县域、省份、地区7

个变量。 D_{year} 表示年份虚拟变量(2015 = 1,其他 = 0;2016 = 1,其他 = 0),以利用双向固定效应模型来控制计量过程中的时间趋势问题^①。其中,模型相关变量的描述性统计见表5。

表5 计量模型变量的统计描述

变量名称	含义及单位	均值	标准差	最小值	最大值
是否加入合作社	是 = 1, 否 = 0	0.34	0.47	0	1
经营规模	亩	379.45	465.34	8	6 058
从事农业规模经营年限	年	5.78	4.10	0	27
受教育年限	没上小学 = 0, 小学 = 6, 初中 = 9, 高中 = 12, 中专 = 12, 职高 = 12, 大专 = 15, 本科 = 16, 研究生及以上 = 19	10.37	2.17	0	16
农场主是否接受专门培训	是 = 1, 否 = 0	0.84	0.37	0	1
户籍归属状况	本村 = 0, 其他 = 1	0.05	0.21	0	1
农场农机具价值	万元	25.67	40.18	0	420
性别	男 = 1, 女 = 0	0.91	0.28	0	1
年龄	岁	46.69	8.31	21	75
从业经历	在合作社、企业或村集体从事过管理工作 = 1, 其他 = 0	0.33	0.47	0	1
登记注册	登记 = 1, 未登记 = 0	0.66	0.47	0	1
是否为示范农场	是 = 1, 否 = 0	0.40	0.49	0	1

考虑到某一地区在一定时期内合作社的数量和规模变化会影响家庭农场的入社行为,即农场所在地区合作社数量越多,其加入合作社可能会越便利,从而导致更高比例的农场选择加入合作社。也就是说,合作社数量同样是影响农场加入合作社的关键因素之一。因此,为获得无偏估计结果,需要在计量模型中对合作社数量这一关键变量进行控制。但是,问卷中并没有合作社数量题目,所以,本文尝试引入县域虚拟变量与年份虚拟变量交互项($coun_i D_{year}$)的方式,以间接控制县域内不同年份合作社数量变化这一事实。这是因为,由县域维度和时间维度乘积构成的交互项($coun_i D_{year}$),一方面,可以对不同县域差异的静态事实加以控制;另一方面,也可以对不同县域随年份变化的动态事实加以控制(以2014年为基期)。从而,可以实现对合作社外部数量进行间接控制的效果,得到计量模型见式(2):

$$Y_{it} = \alpha + \beta M_{it} + \sum_j \gamma_j Z_{it}^j + \delta D_{year} +$$

$$\sum_p \varepsilon_p W_i^p + \varphi(coun_i D_{year})_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(二)内生性

就本文而言,计量检验过程中可能存在3个方面的内生性问题。

第一,遗漏关键解释变量。由前文论述看,合作社数量也是影响家庭农场加入合作社的关键解释变量,倘若不能进行有效的控制,可能会导致估计结果的有偏性问题。但是,本文通过在计量模型中引入县域虚拟变量与年份变量的交互项($coun_i D_{year}$)来反映外部合作社数量动态变化的事实,从而一定程度上控制了该内生性问题。

第二,非观测效应影响。从农场层面看,农场主的性别、工作经历、教育程度等不随时间变化的非观测效应同样会影响农场的入社行为选择,需要对这类变量进行有效控制。于是,本文采用固定效应模型估计方法,以对农场层面的各类非观测效应进行有效控制,从而保证估计结果的无偏性和一致性。

① 从实际情况看,家庭农场中加入合作社的比例呈现逐年增加的态势(见表2)。若不对时间趋势加以控制,可能会导致估计结果有偏性,因此,需要在模型中加入时间虚拟变量以解决计量过程中的时间趋势问题。

第三 联立性。就本文而言 经营规模与农场是否加入合作社之间可能存在互为因果关系,一方面,家庭农场可能会随着经营规模扩大而选择加入合作社;另一方面,加入合作社后农场也可能会继续选择扩大经营规模。也就是说,经营规模与加入合作社2个变量互相影响、互为因果,从而产生内生性问题。

因此,本文在面板数据的基础上进一步尝试采用工具变量估计方法进行实证检验。工具变量选择参考借鉴 Groves 等(1994)在研究员工激励制度与企业生产效率关系一文中,采用奖金比例的滞后项作为当期激励制度的工具变量来解决互为因果带来的内生性问题的做法。所以,本文将农场经营规模的一阶滞后项(上一期经营规模)作为当期农场经营规模的工具变量。这是因为,上一期经营规模与当期经营规模相关,但当期加入合作社与否并不影响上一期农场经营规模,即上一期经营规模与当期加入合作社之间不存在互为因果关系。在控制了其他影响农场加入合作社的变量后,可以认为,上一期的经营规模只通过影响当期经营规模来左右农场当期的入社行为,即滞后一期的经营规模变量符合工具变量的要求。

(三) 计量方法

根据数据特征以及处理内生性问题的需要,逐步采用如下计量方法进行模型估计。

第一,在不考虑3年面板数据结构的基础上,首先对样本的3年混合数据运用 Ols 估计方法进行初步估计(方程1),结果见表6。

第二,考虑到3年面板数据的数据结构,本文利用 Ols 固定效应方法(Ols-FE)来控制农场层面的固定效应以及其他不随时间变化的变量,以得到一致性的估计结果(方程2),结果见表6。

第三,进一步考虑互为因果带来的内生性问题,在面板固定效应模型的基础上再利用工具变量固定效应模型(Ols-FE-IV)对计量模型进行估计,以保证估计结果的无偏性(方程3),结果见表6。

第四,考虑到被解释变量的数据特征(是否加入合作社为0~1类型的二值变量),文章进一步采用 Logit、Probit 模型再次进行计量检验。本文分别利用 Logit 固定效应模型(Logit-FE)和 Probit 固定效

应模型(Probit-FE)^①进行估计,以对农场层面的固定效应进行控制(方程4和方程5),结果见表7。

第五,针对二值因变量计量模型中可能存在的内生性问题,文章进一步利用 Probit 工具变量方法(Probit-IV)来解决计量过程中的互为因果问题(方程6),结果见表7。

当然,考虑到 Logit 模型和 Probit 模型的估计结果并没有直观的经济学含义,并不能直接反映变量间的影响程度,因此,本文分别计算出了 Logit 模型的边际概率(方程7)和 Probit 模型的边际概率(方程8),结果见表7。

为解决互为因果关系带来的内生性问题,文章采用了2种工具变量计量方法:工具变量固定效应模型(Ols-FE-IV)和 Probit 工具变量模型(Probit-IV)。具体来说,第一,针对工具变量固定效应模型方法(方程3),第一阶段的弱工具变量检验 F 统计量为 69.48,远高于 10 的临界值水平,因此,不存在弱工具变量问题。而且,相应的内生性检验结果(DWH Chi2 Test = 7.42)在 10% 的显著水平上显著,表明方程(3)的计量结果具有无偏性,而方程(2)的估计结果存在一定的偏误。第二,针对 Probit 工具变量方法(方程6),其内生性检验结果(Wald Test = 0.29)并不显著,从统计意义上讲,Probit 工具变量方法中体现出来的内生性问题并不严重,Probit-FE(方程5)的估计结果本身就具有较高的真实性水平。

因此,文章将以表6中的工具变量固定效应模型(方程3)和表7中的 Probit 固定效应模型及其边际效应(方程5和方程8)来进行后文的计量结果分析。当然,Ols 估计模型(方程1)和 Logit 固定效应模型(方程4和方程7)可以从侧面反映本文计量结果的稳健性。

(四) 估计结果

第一,无论采用哪种计量方法,家庭农场经营面积的系数都表现为显著的正向性。说明随着家庭农场经营规模的扩大,其加入合作社的概率就会上升,再一次验证了文章假说。

进一步考虑模型的内生性问题,无论是工具变量固定效应模型(方程3),还是 Probit 固定效应模型(方程5)的计量检验结果同样显示经营面积系数

① 在具体计量操作过程中,Probit-FE 估计并不能直接实现,因此,采用虚拟变量回归方法(Probit-LSDV),通过控制所有县域虚拟变量来得到固定效应估计结果。因为,虚拟变量回归估计值与除均值所得固定效应回归估计值恰好一样,并且标准误和其他主要统计量也一样,所以,固定效应估计可以由虚拟变量回归得到(见伍德里奇的《计量经济学导论》)。

表6 家庭农场入社行为 Ols 估计结果

变量名称	方程		
	(1) Ols	(2) Ols-FE	(3) Ols-FE-IV
经营面积	0.000 128 *** (0.000 02)	0.000 165 *** (0.000 05)	0.000 46* (0.000 27)
从事规模经营年限	0.011 62 *** (0.002 42)	0.002 42 (0.005 12)	0.003 83 (0.004 89)
教育程度	-0.013 7* (0.007 78)		
是否接受专门培训	0.139 42 *** (0.022 32)	0.066 07 ** (0.026 85)	0.077 3 *** (0.027 63)
户籍	0.024 28 (0.018 25)		
农机具价值	0.000 68 *** (0.000 243)	0.000 41 (0.000 40)	-0.000 1 (0.000 58)
性别	0.115 09 *** (0.034 00)		
年龄	0.001 36 (0.001 18)	0.000 2 (0.018 16)	-0.002 70 (0.017 80)
从业经历	0.233 82 *** (0.021 54)		
是否登记注册	-0.060 99 *** (0.021 07)	0.112 73* (0.058 23)	0.128 21 ** (0.060 53)
是否为示范农场	0.016 6 (0.020 67)	0.010 94 (0.025 89)	0.007 32 (0.026 06)
县域虚拟变量* 2015	0.000 19 (0.000 27)	0.000 183 (0.000 196)	0.000 20 (0.000 204)
县域虚拟变量* 2016	0.000 13 (0.000 26)	0.000 189 (0.000 223)	0.000 16 (0.000 224)
年份虚拟变量 2015	控制	控制	控制
年份虚拟变量 2016	控制	控制	控制
省份	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制
观测值	2 377	2 377	2 372
组数	-	795	793
F/LR Chi2/Wald Chi2	25.18 ***	3.21 ***	2.88 ***

注: (1) 括号内为稳健标准误

(2) **、*和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著水平上显著

表 7 家庭农场入社行为 Logit、Probit 估计结果

变量名称	方程				
	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Logit-FE	Probit-FE	Probit-IV	Logit-FE 边际概率	Probit-FE 边际概率
经营面积	0.001 58*** (0.000 48)	0.000 357*** (0.000 09)	0.000 33*** (0.000 112)	0.000 17**	0.000 1***
从事规模经营年限	0.018 74 (0.039 28)	0.026 99*** (0.008 715)	0.034 56*** (0.007 04)	0.002 1	0.007 4***
教育程度	-	-0.066 07** (0.027 19)	-0.043 52* (0.024 24)	-	-0.016 9**
是否接受专门培训	0.674 1** (0.264 53)	0.361 09*** (0.099 66)	0.488 24*** (0.087 40)	0.074 4***	0.098 6***
户籍	- (0.066 65)	0.112 48* (0.055 62)	0.070 31	-	0.030 71*
农机具价值	0.002 24 (0.002 88)	0.003 19*** (0.000 85)	0.001 97** (0.000 77)	0.000 23	0.000 9***
性别	-	0.457 98*** (0.113 51)	0.356 0*** (0.101 15)	-	0.125 0***
年龄	- (0.004 16)	-0.000 46 (0.003 63)	0.003 39	-	-0.000 1
从业经历	-	0.735 96*** (0.072 68)	0.679 08*** (0.062 03)	-	0.200 9***
是否登记注册	0.845 14** (0.398 40)	0.609 96*** (0.133 01)	-0.167 26** (0.066 10)	0.093 26***	0.166 5***
是否为示范农场	0.094 15 (0.214 78)	0.212 17*** (0.081 77)	0.054 15 (0.061 96)	0.010 39	0.057 92***
县域虚拟变量* 2015	0.002 502 (0.002 03)	0.000 73 (0.000 95)	0.000 66 (0.000 86)	0.000 28	0.000 20
县域虚拟变量* 2016	0.002 49 (0.002 03)	0.000 87 (0.000 94)	0.000 51 (0.000 84)	0.000 27	0.000 24
年份虚拟变量 2015	控制	控制	控制	-	-
年份虚拟变量 2016	控制	控制	控制	-	-
省份	控制	控制	控制	-	-
地区	控制	控制	控制	-	-
观测值	866	2 304	2 374	866	2 304
组数	289	-	-	-	-
F/LRChi2/Wald Chi2	39.30***	588.66***	291.42***	-	-

注: (1) 括号内为稳健标准误

(2) ***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著水平上显著

为显著的正向性,更进一步地证明了文章假说。

具体看,在控制其他变量不变的前提下,工具变量固定效应模型(方程 3)显示农场经营面积每增加 10 亩(约 0.67 公顷),农场加入合作社的概率就会上升 0.46%; Probit 固定效应模型显示(方程 8)农

场经营面积每增加 10 亩(约 0.67 公顷),农场加入合作社的概率就会上升 0.1%。而且 Ols 模型和 Logit 模型的估计结果(方程 1 和方程 7)也从侧面证实了估计结果的稳健性。

第二,从县域虚拟变量与年份的交互项看,其计

量结果并不显著,但具有一定的符号意义。交互项(县域虚拟变量*2015和县域虚拟变量*2016)在方程3、方程5和方程8中都表现为正向的符号性,可以认为在各个县域地区2015年和2016年(2014年作为基期)合作社数量都在增加,但是并没有显著地促进农场加入合作社。也就是说,外部合作社数量的增加并不是吸引农场加入合作社的关键因素,农场对合作的自身需求才是诱发其入社决策的根本所在。

第三,至于其他解释变量的估计结果,可以发现农场主是否接受专门培训对农场加入合作社具有明显的促进作用,而且在1%的显著水平上显著(方程3和方程8)。具体说,在控制其他因素不变的条件下,相对于未接受专门培训的农场主而言,接受专门培训的农场主加入合作社的概率要高7.73%和9.86%。这说明,关于农业生产经营方面的专门培训,不仅可以提高农场的农业生产技术水平,而且对于提高经营管理水平,尤其是农场合作方面可能具有一定的促进作用。

同时可以发现:登记注册对于家庭农场加入合作社也具有十分明显的促进作用。具体看,在控制其他因素的情况下,登记注册的农场比未注册的农场加入合作社的概率要高12.82%(方程3)和16.65%(方程8),进一步说明具有较强农场经营管理水平的农场主在选择进行登记注册的同时,可能也会更加倾向于选择加入合作社。

四、结论及政策启示

作为新型农业经营主体的家庭农场,其农业生产经营活动要围绕土地的规模化展开,随着土地经营规模的扩大,农场生产过程中的成本和风险不断上升,加之土地、农机等专用性资产投资的增加,需要农场寻找有效途径进行成本和风险控制。而合作社则为家庭农场提供了通过合作方式以优化生产经

营和市场竞争行为的有效途径。因此,文章提出了扩大土地经营规模会促进家庭农场加入合作社的研究假说,并利用795家种植业家庭农场2014—2016年面板数据进行了实证检验。考虑到农场经营规模与其入社行为间的互为因果关系可能会导致面板估计结果的有偏性,于是采取了工具变量方法来控制可能存在的内生性问题,并且计量结果也非常显著地证明了文章假说。与此同时,计量检验还发现,农场主接受农业生产经营专门培训和农场登记注册对于农场加入合作社同样具有非常显著的促进作用。

根据以上研究结论,可以得到以下三点政策启示:第一,进一步鼓励并支持家庭农场等新型农业经营主体的发展。通过深入开展土地确权、建设土地流转市场机制、健全土地流转服务平台等措施促进农地的合理、有序、高效流转,保障家庭农场等新型农业经营主体有效开展规模化生产。同时,培育新型农业经营主体的政策导向也可以实现通过推动土地规模化经营来主动引导合作社事业发展的现实效果,从而在一定程度上避免了“空壳合作社”问题。第二,构建并完善农业社会化服务体系,以满足农业经营主体的合作需求。政策上应改变以往单纯追求合作社发展的思路,通过建立完善的农业社会化服务体系,为农业经营主体提供一系列切实有效的社会化服务,以满足其农业生产经营需要。第三,积极推进农民和农业培训,培育一大批高素质的新型职业农民。农业现代化需要一大批、高素质的“新农人”为支撑,新型农业经营主体的培育和发展也离不开高水平的职业农民。因此,要继续推进对于农民和农业的专门培训,一方面,要注重农业生产的技术培训,提高农业规模化生产的集约化水平;另一方面,要重视农业经营管理能力的培养,打造具有创业家精神和企业家能力的“新农人”,从而为农业现代化建设提供强有力的人才支撑和智力支持。

参考文献:

- [1] 张红宇. 中国现代农业经营体系的制度特征与发展取向[J]. 中国农村经济, 2018(1): 23-33.
- [2] 陈锡文. 构建新型农业经营体系 加快发展现代农业步伐[J]. 经济研究, 2013, 48(2): 4-6.
- [3] 周应恒, 耿献辉. 现代农业内涵、特征及发展趋势[J]. 中国农学通报, 2007(10): 33-36.
- [4] 蔡荣, 马旺林, 王舒娟. 小农户参与大市场的集体行动: 合作社社员承诺及其影响因素[J]. 中国农村经济, 2015(4): 44-58.
- [5] 黄祖辉, 邵科. 合作社的本质规定性及其漂移[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版), 2009, 39(4): 11-16.
- [6] 王曙光. 中国农民合作组织历史演进: 一个基于契约—产权视角的分析[J]. 农业经济问题, 2010, 31(11): 21-27, 110.
- [7] 黄祖辉. 发展农民专业合作社, 创新农业产业化经营模式[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2013, 14

- (4): 8-9.
- [8] 郭晓鸣,廖祖君,付尧. 龙头企业带动型、中介组织联动型和合作社一体化三种农业产业化模式的比较——基于制度经济学视角的分析[J]. 中国农村经济, 2007(4): 40-47.
- [9] 黄祖辉,徐旭初,冯冠胜. 农民专业合作社发展的影响因素分析——对浙江省农民专业合作社发展现状的探讨[J]. 中国农村经济, 2002(3): 13-21.
- [10] 仝志辉,温铁军. 资本和部门下乡与小农户经济的组织化道路——兼对专业合作社道路提出质疑[J]. 开放时代, 2009(4): 5-26.
- [11] 潘劲. 中国农民专业合作社: 数据背后的解读[J]. 中国农村观察, 2011(6): 2-11, 94.
- [12] 苑鹏. 中国特色的农民合作社制度的变异现象研究[J]. 中国农村观察, 2013(3): 40-46, 91-92.
- [13] 黄祖辉,扶玉枝,徐旭初. 农民专业合作社的效率及其影响因素分析[J]. 中国农村经济, 2011(7): 4-13, 62.
- [14] 邓衡山,徐志刚,应瑞瑶,等. 真正的农民专业合作社为何在中国难寻? ——一个框架性解释与经验事实[J]. 中国农村观察, 2016(4): 72-83, 96-97.
- [15] 农民日报. 我国新型农业经营主体数量达 280 万个[EB/OL]. (2017-03-08) [2018-9-05]. http://szb.farmer.com.cn/nmr/2017-03/08/nw.D110000nmrb_20170308_5-06.htm?div=-1.
- [16] 张晓山. 促进以农产品生产专业户为主体的合作社的发展——以浙江省农民专业合作社的发展为例[J]. 中国农村经济, 2004(11): 4-10, 23.
- [17] 林坚,黄胜忠. 成员异质性与农民专业合作社的所有权分析[J]. 农业经济问题, 2007(10): 12-17, 110.
- [18] 伍开群. 家庭农场的理论分析[J]. 经济纵横, 2013(6): 65-69.
- [19] 杜志雄,王新志. 中国农业基本经营制度变革的理论思考[J]. 理论探讨, 2013(4): 72-75.
- [20] VALENTINOV V. Why are cooperatives important in agriculture? An organizational economics perspective [J]. Journal of Institutional Economics, 2007, 3(1): 55-69.
- [21] 张滢. “家庭农场+合作社”的农业产业化经营新模式: 制度特性、生发机制和效益分析[J]. 农村经济, 2015(6): 3-7.
- [22] 韩朝华. 个体农户和农业规模化经营: 家庭农场理论评述[J]. 经济研究, 2017, 52(7): 184-199.
- [23] 黄璐. 信任与农户合作需求影响因素分析[J]. 农业经济问题, 2009, 30(8): 45-49, 111.
- [24] 张冬平,丁鹭,夏海龙. 基于 Logit 模型下农民加入专业合作社的意愿分析[J]. 河南农业大学学报, 2007(3): 338-341.
- [25] 陈楠. 基于 Logistic 模型的粮农合作生产经营意愿及动因分析[J]. 江苏农业科学, 2012, 40(12): 382-385.
- [26] 于潇,王鹏,庄园,等. 农户参与农业合作组织意愿及其影响因素分析——基于福建南平市的 280 份调查问卷[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2013, 14(5): 33-38.
- [27] 占小军. 粮食主产区农户加入农业合作组织意愿的实证分析——以江西省为例[J]. 经济地理, 2012, 32(8): 131-135.
- [28] 林海英,侯淑霞,李文龙. 基于 Logistic 模型的农民参与农民专业合作组织影响因素分析[J]. 商业经济研究, 2016(14): 136-137.
- [29] 姜明伦,于敏,郭红东. 农民合作的经济学分析[J]. 经济问题探索, 2005(3): 21-25.
- [30] 卢向虎,吕新业,秦富. 农户参加农民专业合作组织意愿的实证分析——基于 7 省 24 市(县)农户的调研数据[J]. 农业经济问题, 2008(1): 26-31.
- [31] 朱红根,陈昭玖,翁贞林,等. 稻作经营大户对专业合作社需求的影响因素分析——基于江西省 385 个农户调查数据[J]. 农业经济问题, 2008(12): 71-78, 112.
- [32] FULTON M. Cooperatives and member commitment [J]. The Finnish Journal of Business Economics, 1999, 48(4): 418-437.
- [33] COOK M L, CHADDAD F R. Redesigning cooperative boundaries: the emergence of new models [J]. American Journal of Agricultural Economics, 2004, 86(5): 1249-1253.
- [34] 孙亚范,余海鹏. 农民专业合作社成员合作意愿及影响因素分析[J]. 中国农村经济, 2012(6): 48-58, 71.
- [35] RHODES V J. The large agricultural cooperative as a competitor [J]. American Journal of Agricultural Economics, 1983, 65(5): 1090-1095.
- [36] 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.
- [37] 崔宝玉,张忠根,李晓明. 资本控制型合作社合作演进中的均衡——基于农户合作程度与退出的研究视角

- [J]. 中国农村经济,2008(9): 63-71.
- [38] 郜亮亮,杜志雄. 农业生产经营主体的经营规模与合作需求——宁波市鄞州区 YSN 家庭农场从经营主体到合作社的蜕变[J]. 中国乡村发现,2015(3): 106-111.
- [39] 苑鹏. 中国农村市场化进程中的农民合作组织研究[J]. 中国社会科学,2001(6): 63-73,205-206.
- [40] 李莹,杨伟民,张侃,等. 农民专业合作社参与“农超对接”的影响因素分析[J]. 农业技术经济,2011(5): 65-71.
- [41] 罗玉峰,邓衡山,陈菲菲,等. 农民专业合作社的农户参与: 自选择还是被参与[J]. 农业现代化研究,2017,38(1): 103-110.
- [42] 王勇. 家庭农场和农民专业合作社的合作关系问题研究[J]. 中国农村观察,2014(2): 39-48,93-94.
- [43] WILLIAMSON O E. Transaction-cost economics: the governance of contractual relations [J]. Journal of Law & Economics,1979,22(2): 233-261.
- [44] 邓衡山,徐志刚. 《农民专业合作社法》需要大改吗? ——兼论名实之辨的意义与是否需要发展中国特色合作社理论[J]. 农业经济问题,2016,37(11): 78-85,111-112.

An Empirical Analysis of Land Management Scale of New Types of Agricultural Businesses and Their Participation in Cooperatives: Based on the National 795 Farming Family Farm Panel Data

DU Zhixiong, TAN Hongye, GAO Liangliang
(Rural Development Institute, CASS, Beijing 100732, China)

Abstract: Joining cooperatives as an effective way for agricultural businesses to participate in market competition is not only an important measure for constructing a new type of agricultural management system, but also a proper meaning for building modern agriculture. For the new type of agricultural business—family farms, theoretically, the willingness and probability of family farms joining cooperatives will gradually increase with the expansion of their scale of operation. Therefore, the purpose of this paper is to empirically analyze the relationship between the scale of land management and the behavior of joining cooperatives of family farms. Considering the endogenous problems caused by the simultaneous relationship between land management scale and the behavior of joining cooperatives, this paper adopts the instrumental variable estimation method and the panel data of 795 farming family farms by the national family farm monitoring activities from 2014—2016 to analyze the behavior of joining cooperatives empirically. The estimation results show that the scale of land management for family farms has a significant positive effect on farms joining cooperatives, that is, the probability of farms with large scale of operations joining cooperatives is even higher; and even considering the exogenous effects of the number of cooperatives in the area of the family farms, this conclusion is still robust. Finally, the article gives the corresponding policy recommendations.

Key words: agricultural business entities; family farm; scale of land management; joining cooperatives

(责任编辑 李世红)