

【农业经济】

加入合作社对粮食类家庭农场收入影响的实证分析

——基于全国644家粮食类家庭农场面板数据

来晓东¹, 杜志雄², 郜亮亮²

(1.中国社会科学院大学研究生院,北京102488;2.中国社会科学院农村发展研究所,北京100732)

摘要:家庭农场加入合作社是顺应新型农业经营主体协同发展的重要表现,保护农民种粮积极性、提高粮食生产效益更是稳定我国“三农”发展的重要基础。因此,研究粮食类农场入社行为对其收入的影响具有重要的现实意义。基于此,利用2014—2015年644家粮食类家庭农场面板数据进行实证分析,验证了加入合作社对粮食类家庭农场亩均纯收入的影响作用,为了避免作物类别对两者关系的影响,本文分作物种类对农场入社行为与亩均纯收入之间的关系作进一步实证检验。研究表明:加入合作社对玉米类家庭农场亩均纯收入产生了显著的正向促进作用;小麦和水稻类家庭农场加入合作社对其亩均纯收入同样也具有显著的正向促进作用;即使考虑到种植作物类别差异的影响,结论依然稳健。最后,为切实提高家庭农场经营效率和生产效益,保障未来家庭农场发展的稳定性和持续性,政府应进一步支持家庭农场加入合作社,优化完善农地流转平台建设,鼓励家庭农场发展适度规模经营,倡导家庭农场开展土地整理工作等。

关键词:家庭农场;加入合作社;家庭农场收入

中图分类号:F325.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2021)01-0143-12

一、引言

培育壮大新型农业经营主体是实现我国农业农村现代化的重要保障,各类新型农业经营主体之间的协同发展势在必行。家庭农场、合作社和龙头企业作为乡村振兴战略中的重要生产经营主体,是确保我国粮食供给和粮食安全的重要载体,更是实现我国农业高质量发展、提高农业综合竞争力的中坚力量。但家庭农场、合作社和龙头企业在具体经营中各有优势与不足,在农业生产经营中发挥着不同的作用与功能^[1]。基于此,2014年2月农业部印发的《关于促进家庭农场发展的指导意见》提出,“鼓励工商企业通过订单农业、示范基地等方式,与家庭农场建立稳定的利益联结机制,提高农业组织化程度”,从而引导家庭农场加强联合与合作。2019年9月,中央农办、农业农村部、国家发展改革委、财政部等11家部门联合发布了《关于实施家庭农场培育计划的指导意见》,鼓励家庭农场发展合作经营,并提出“积极引导家庭农场领办或加入农民合作社,开展统一生产经营”,充分调动了家庭农场加入合作社的积极性。可以看出,家庭农场与其他新型农业经营主体之间的合作,尤其是与农民合作社之间的合作受到了高度重视。

收稿日期:2020-04-26

基金项目:文化名家暨“四个一批”人才自主选题项目“中国特色农业农村现代化研究”;国家社会科学基金项目“中国农地‘三权分置’改革的经验总结及效果评估”(17BJY010)

作者简介:来晓东,男,中国社会科学院大学(研究生院)博士生;杜志雄(通信作者),男,中国社会科学院农村发展研究所研究员,博士生导师;郜亮亮,男,中国社会科学院农村发展研究所土地经济研究室副研究员。

家庭农场加入合作社是顺应新型农业经营主体协同发展的重要体现,学者们对此展开了一系列研究。相关研究集中在以下几个方面:第一,对家庭农场加入合作社的必要性进行研究。家庭农场以家庭生产经营为主导,在农业生产经营中发挥着基础性作用,保障了中国未来农业经营主体发展的稳定性和持续性^[2]。但是,家庭农场的主要优势在于直接生产环节,在产前和产后环节则表现相对不足^[3]。而合作社更加注重企业家精神,其宗旨在于为其成员提供高质量服务^[4],且在对接企业、联结市场方面,合作社的优势更加明显^[5-6]。研究表明,家庭农场加入合作社有助于二者在生产经营过程中优势互补、和谐共生^[7-9]。第二,对家庭农场加入合作社的影响因素展开研究。随着家庭农场土地经营规模的扩大,农场加入合作社的概率将逐渐上升^[10]。刘文霞等的研究发现2016年内蒙古和东北三省实行的玉米收储制度改革政策也提高了当地玉米类农场加入合作社的概率^[11]。第三,家庭农场入社行为对其生产经营影响的研究。一方面,家庭农场加入合作社不仅有益于改善农业生产设施条件、增强农民主体地位^[12],而且对于农场选择环境友好型生产方式^[13]和优化农业治理结构^[14]同样具有促进作用。同时,加入合作社的种粮大户购买农机和提供农机服务的意愿更强,其农机社会化服务水平更高^[15]。另一方面,家庭农场加入合作社有助于提高农场单产水平和纯利润^[16]。此外,加入合作社对种植类农场创新销售渠道、增加销售收入、提高亩均净效益也具有显著的正向作用^[17]。对于普通农户而言,加入合作社也能提高其收入水平,且低收入水平的农户受益程度更高^[18]。需要指出的是,一些研究低估了收入影响因素的复杂性,比如经济类作物与粮食类作物的亩均收入差距悬殊,即使同为粮食类的玉米农场和水稻农场不但有不同的生产资料投入,而且也面临不同的产品销售市场(在所享受的收购政策与价格上存在差别)。忽略这些多因素且有差别的影响,仅将粮食类农场作为整体研究加入合作社对其收入的影响,得出的结论缺乏稳健性。本文将对此进行科学改进。需要说明的是,本文的出发点依然是加入合作社对粮食类农场的收入影响(并不是聚焦于某一作物农场),只是在进行实证分析时,先对不同作物农场进行分析,如果不同作物农场的结论一致,则可以得出加入合作社对粮食类农场影响的结论。

综上所述,家庭农场通过加入合作社实现了彼此优势互补、和谐共生,推动了家庭农场持续、稳定和高质量发展。但是,通过文献梳理发现,对于家庭农场加入合作社的研究更多是基于理论分析层面^①,实证分析层面也大多基于对家庭农场入社行为的研究,鲜有文章研究家庭农场尤其是粮食类农场入社行为对其收入的影响。此外,确保粮食安全和粮食供给是乡村振兴战略的重要任务,如何保护农民种粮积极性,提高粮食生产效益更是保障我国粮食安全的重要基础,这为本文研究提供了现实依据。因此,基于2014—2015年全国644家粮食类家庭农场监测数据,利用面板固定效应模型的估计方法,实证分析小麦、玉米和水稻三类农场加入合作社对其收入的影响作用,从而为家庭农场与合作社协同发展提供理论依据^②。接下来的内容安排如下:第二部分是加入合作社对家庭农场增收影响机制的理论分析;第三部分介绍数据来源以及描述性统计分析;第四部分构建计量模型并验证本文假说;第五部分是研究结论及其政策含义。

二、理论分析:加入合作社对家庭农场增收的影响机制

家庭农场加入合作社通过优势互补、契约分工、要素互通和风险共担,促进了家庭农场整体

① 其中最为著名的是杜志雄曾经提出的假设,“无论农业生产主体的特征如何,客观上存在着对‘合作’的日常需要,但其是否将这种(日常)合作的需求转化为合作的行动,取决于其参与合作收益的大小,而收益的大小又取决于其经营规模的大小。相对于小规模农户,家庭农场对农资购买、农产品加工销售、运输贮藏以及农业生产经营技术等服务的需求更为迫切,其能从合作中获得的效益更大”^[19],因而更具有合作的需求与行动。

② 本文粮食类农场指种植作物主要为小麦、玉米、水稻的家庭农场。

效益的提升。本文将家庭农场加入合作社的行为定义为家庭农场通过合作社获取农资购买、土地流转、技术指导、农机服务、产品销售等各类服务而开展的契约合作模式,并将入社行为对家庭农场收入产生的影响划分为降低生产资料交易成本、降低家庭农场管理成本和提高家庭农场销售收入三个主要方面^①。

(一) 降低生产资料交易成本

家庭农场通过加入合作社主要降低了农资交易成本和土地交易成本。一是合作社在良种供应、农资购买方面优势明显,能够降低家庭农场农资交易成本^[20-21]。这可能是由于农资联购使得市场谈判能力增强,农业生产资料如种子、化肥、农药等的购买价格较单方面购买有所降低,进而降低了亩均生产成本。二是土地流转交易成本降低。有序开展土地流转是实现家庭农场规模经营的一个必要环节。但是,由于土地规模流转难度大以及土地承包关系的不稳定性,家庭农场土地细碎化问题突出,从而难以从事土地集中连片经营,这是制约农场增收的重要现实障碍。而合作社(如土地合作社)能够稳定土地承包关系,协助家庭农场流转土地并开展规模化、专业化经营,为家庭农场获取规模经济效益提供保障^[22]。

(二) 降低家庭农场管理成本

合作社对家庭农场的帮助主要表现在技术指导和农机服务两个方面,这有效降低了家庭农场管理成本。一是技术指导提高了农场综合管理水平。通过开展生产技术、病虫害防治培训指导,引导农场主科学管理、合理施肥、统防统治,降低农场综合治理成本,增强风险抵抗能力。二是农机服务水平得到提升。拥有大型农机具的家庭农场在加入合作社后其农机社会化服务水平得到提高,增加了农机对外作业收入。而经营规模较小的家庭农场通常情况下未购买大型农机具,加入合作社则满足了其农机服务的需求。如上海松江区农委组建 30 家农机专业合作社,开创“大机互助化、小机家庭化”的服务模式,提高了农机服务综合使用效率,降低了家庭农场农机具闲置成本^[23]。

(三) 提高家庭农场销售收入

通过加入合作社提高家庭农场销售收入具体体现在亩产水平提高、产品优质优价和产品销售稳定三个方面。一是加入合作社的农场前期通过合作社引进良种、开展综合治理后,其亩产水平得到提高。如闻朝鲜家庭农场在加入合作社后,2013 年和 2014 年其单季稻每公顷产量均高于当年村民单产水平^[11]。二是单个农场由于缺乏市场势力,难以保障农产品优质优价。家庭农场与合作社联合后,市场谈判能力增强,通过协同定价避免农产品被低价收购^[24]。三是加入合作社的家庭农场销售关系通常较为稳定。随着农产品同质化现象日趋严重,市场竞争愈加激烈,导致部分农场产品销售受阻。而加入合作社的农场由于可能与合作社签订了订单合同,从而规避了农产品滞销风险,农场收入得到进一步保障。

综上,家庭农场通过与合作社建立密切合作关系,使得生产资料交易成本、家庭农场管理成本降低以及农场销售收入增加,综合提高了农场经营效率和整体效益。因此,本文提出如下研究假说:在其他因素保持不变的情况下,家庭农场加入合作社能够提高农场收入水平。

三、数据来源与描述性统计

(一) 数据来源

本文数据来自 2014—2015 年全国家庭农场监测项目。该项目由中国社会科学院农村发展

^① 除了生产型合作社(土地合作社等)外,农户加入合作社,通过合作购买农业生产资料投入品、共同销售农产品从而获得购买低价降低成本、销售高价提高销售收入,是农户为什么要加入合作社的接近公理性的经济解释。这里的讨论旨在对家庭农场加入合作社为何有增收效应做前提性解释,而非是需要验证的假设。

研究所“全国家庭农场发展监测研究”课题组对全国家庭农场开展的长期固定监测工作。截至2019年底已完成为期5年的家庭农场监测,监测范围覆盖全国31个省,监测内容涵盖家庭农场生产经营各方面。

考虑到种植类农场作物种类较复杂、专业化程度较低,本文选取粮食类家庭农场作为数据分析样本,并且以家庭农场亩均纯收入作为主要被解释变量,同时对是否加入合作社对其他类别收入(劳均纯收入、纯收入和总收入)的影响作进一步分析^①。经过数据处理,形成了一个包含644家粮食类家庭农场共1288个有效样本的2年面板数据集(表1)。

表1 家庭农场样本概况

年份	有效样本	粮食类农场	粮食类农场分析样本		
			总数	入社数量	入社比例/%
2014	2826	918	644	204	31.68
2015	2903	1188	644	236	36.65
合计	5729	2106	1288	440	34.16

(二) 描述性统计

各类家庭农场是否加入合作社与亩均纯收入的关系见表2。

表2 各类家庭农场是否加入合作社与亩均纯收入的关系

家庭农场类别	是否加入合作社	样本数及占比		亩均纯收入/元		
		2014年	2015年	2014年	2015年	平均
粮食类家庭农场	否	440(68.32%)	408(63.35%)	621.16	647.99	634.07
	是	204(31.68%)	236(36.65%)	647.12	774.53	715.46
小麦家庭农场	否	74(73.27%)	76(58.46%)	584.53	524.83	554.28
	是	27(26.73%)	54(41.54%)	578.97	747.70	691.46
玉米家庭农场	否	203(73.29%)	168(68.85%)	614.49	599.31	607.61
	是	74(26.71%)	76(31.15%)	540.98	648.66	595.54
水稻家庭农场	否	163(61.28%)	164(60.74%)	646.09	754.94	700.68
	是	103(38.72%)	106(39.26%)	741.24	878.44	810.83

总体看,加入合作社的粮食类农场亩均纯收入高于未加入合作社的农场,2014年和2015年,加入合作社的粮食类农场亩均纯收入比未加入合作社的粮食类农场分别多25.96元和126.54元。平均来看,加入合作社的粮食类农场亩均纯收入均值同样高于未加入合作社的粮食类农场。这表明,加入合作社有助于提高粮食类农场亩均纯收入水平。

接下来,分作物种类进一步比较家庭农场入社行为对亩均纯收入的影响,比较结果如下:第一,2014—2015年,各类家庭农场加入合作社的比例逐渐上升。其中,小麦类农场加入合作社的占比在各类农场中增幅最大(从26.73%到41.54%),提高了14.81个百分点;玉米类农场和水稻类农场加入合作社的占比增加幅度相对较小,分别为4.44%和0.54%,这表明,随着家庭农场的发展,新型农业经营主体之间的合作更加紧密,协同发展、互促共赢成为二者的共同目标。第二,除玉米类农场亩均纯收入外,加入合作社的其他各类农场亩均纯收入均值均高于未加入合作社的农场。从亩均纯收入均值来看,加入合作社的小麦类和水稻类农场亩均纯收入均值分别高出未加入合作社的农场137.18元和110.15元,而玉米类农场亩均纯收入均值较未加入合作社的玉米类农场略低12.07元。这表明,除玉米类农场亩均纯收入均值发生小幅波动外,加入

^① 对于家庭农场而言,总收入和纯收入所包含的收入来源及影响因素相对较为复杂,而劳均纯收入则受到家庭农场自有劳动力变化的动态影响,亩均纯收入相对以上三类收入来说更具解释力度,能够更好地衡量家庭农场入社行为对其收入的影响作用。

合作社为小麦、玉米和水稻类农场带来的增收效益与粮食类农场保持基本一致,这进一步说明加入合作社能够提高家庭农场亩均纯收入水平。

通过比较发现,农场主个人特征不同,其农场亩均纯收入也存在一定差异(表 3)。

表 3 农场主特征与家庭农场亩均纯收入的关系

农场主特征	选项	家庭农场亩均纯收入/元		
		2014 年	2015 年	平均
教育程度	小学及以下	688.66	771.69	730.18
	初中	666.32	718.42	692.37
	高中/中专/职高	563.52	634.23	598.88
	大专及以上学历	564.93	695.12	630.03
从事规模经营年限	(0,2]	557.77	713.82	590.59
	(2,4]	584.23	591.96	588.96
	(4,7]	725.70	779.97	754.06
	>7	661.43	753.47	711.64

第一,随着农场主教育程度提高,家庭农场亩均纯收入水平呈现先下降后上升的发展趋势。从表 3 可以看出,教育程度为小学及以下的农场主其农场亩均纯收入水平最高,平均值达到 730.18 元。可能的解释是,教育程度为小学及以下的农场主大多年龄较大,从事农业生产经营的时间较长,在农业生产经营、社会网络构建、人力资本积累等方面已相对较为成熟,从而在生产经营中占据优势地位。

第二,从亩均纯收入均值来看,按照从事规模经营年限的组别顺序,家庭农场亩均纯收入分别为 590.59 元、588.96 元、754.06 元和 711.64 元。可以看出,农场主从事规模经营年限范围在 (0,2] 和 (2,4] 的农场组别在亩均纯收入方面仅表现出细微差异,亩均纯收入差值仅为 1.63 元。因此,基本可以认为农场亩均纯收入随农场主规模经营年限增加呈现先上升后下降的趋势^①。

此外,通过比较发现,家庭农场经营特征与亩均纯收入也存在一定的关系(表 4)^②。如粮食类示范农场亩均纯收入均值略低于非示范农场,亩均纯收入分别为 668.85 元和 648.23 元。亩均农资投入方面,农场亩均农资投入小于 250 元对应的亩均纯收入最低,为 630.59 元;而农场亩均农资投入大于等于 650 元对应的亩均纯收入最高,为 729.30 元^③。农场雇工支出方面,农场雇工支出小于 2 万元对应的亩均纯收入最高,达到 730.46 元;而当雇工支出大于等于 9 万元时,农场亩均纯收入最低,为 582.01 元。土地经营规模方面,家庭农场土地经营面积与亩均纯收入呈负向关系,土地经营规模越大,农场亩均纯收入越低。这说明,土地经营规模扩大降低了家庭农场亩均纯收入水平。租金方面,租金小于 500 元/年的农场亩均纯收入均值为 642.81 元,而租金大于等于 500 元/年的农场亩均纯收入均值为 676.04 元。农场土地块数方面,土地块数越多,亩均纯收入越低,这与土地细碎化经营制约农场效益增值的观点相一致。土地整理方面,就亩均纯收入均值来看,对转入地进行整理的农场亩均纯收入低于未对转入地进行整理的农场。由于描述性统计并未考虑到个体和时间效应,这并不能说明土地整理制约了亩均纯收入的增长,本文将在下文计量分析中对此进行进一步检验。另外,从家庭农场拥有的农机具总

① 在对粮食类农场 2 年面板数据的分析中,按照四分法原则对规模经营年限进行分组,规模经营年限小于等于 2 年、小于等于 4 年、小于等于 7 年的农场占比分别为 18.09%、50.31% 和 77.80%。

② 农场亩均农资投入、农场雇工支出、土地经营面积、农机具总值均按照四分法原则进行分组,土地平均租金和农场土地块数均按照二分法原则进行分组,此处不再对各分界点数值进行描述。

③ 农场亩均农资投入包括直接投入和间接投入两个部分,其中直接投入包括种子、化肥、农药等直接生产资料投入,间接投入为农机作业成本。

值来看,农机具总值越高,其亩均纯收入水平越低。

表 4 家庭农场经营特征与亩均纯收入的关系

家庭农场经营特征	选项	家庭农场亩均纯收入/元		
		2014 年	2015 年	平均
是否示范农场	否	645.32	702.27	668.85
	是	574.03	684.83	648.23
亩均农资投入/元	<250	553.76	692.91	630.59
	[250,400)	599.28	689.29	652.95
	[400,650)	611.18	651.97	631.16
	≥650	712.13	756.66	729.30
雇工支出/万元	<2	728.31	732.50	730.46
	[2,4)	638.91	653.40	645.77
	[4,9)	630.28	750.27	691.24
	≥9	522.59	640.36	582.01
土地经营面积/亩	<130	883.80	895.81	889.86
	[130,230)	659.18	760.58	709.72
	[230,420)	557.17	615.54	587.07
	≥420	432.15	505.69	467.77
土地平均租金/元·年 ⁻¹	<500	633.86	651.71	642.81
	≥500	626.06	726.15	676.04
农场土地块数/块	<7	633.53	724.35	678.86
	≥7	625.58	667.05	646.34
是否对转入地进行整理	否	667.92	688.21	678.27
	是	567.44	705.36	634.09
农机具总值/万元	<5	665.82	823.83	740.61
	[5,15)	660.39	712.61	684.73
	[15,30)	624.95	661.77	644.42
	≥30	567.38	610.73	590.40

四、计量分析

(一) 模型设定

为进一步分析是否加入合作社对粮食类家庭农场收入的影响,建立如下模型:

$$Y_{it}^a = \alpha_0 + \beta M_{it} + \lambda_k Z_{it}^k + \varphi_j W_{it}^j + \delta D_{year} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中, Y_{it}^a 表示第*i*个农场在第*t*年的亩均纯收入、劳均纯收入、纯收入和总收入情况; M_{it} 表示第*i*个家庭农场在第*t*年是否加入合作社(*t*为2014年或2015年),加入合作社取值为1,反之取值为0; Z_{it}^k 是随个体和时间变化影响家庭农场收入的一系列控制变量; W_{it}^j 是不随时间变化影响家庭农场收入的一系列控制变量,包括农场主性别、农场主教育程度、省份(家庭农场所在省)和地区(家庭农场所在地区)^①; D_{year} 表示年份虚拟变量(2015年为1,2014年为0),用于控制不随时间变化的不可观察因素; α_0 、 β 、 λ_k 、 φ_j 、 δ 为模型中的待估计参数,其中 β 是本文重点关注的参数,它衡量了家庭农场入社行为对收入的影响,当 $\beta > 0$ 时,说明家庭农场加入合作社对于提高农场收入水平有正向促进作用, $\beta < 0$ 时,则反之; u_i 表示农场固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。模型中相关变量的描述性统计见表5。

① 本文家庭农场分析样本来源地区包括华北、东北、华东、华中、西南和西北6个地区。

表 5 回归分析所用变量的描述性统计结果

变量名称	含义及单位	均值	标准差
亩均纯收入	万元	0.0662	0.0436
是否加入合作社	是=1,否=0	0.3416	0.4744
农场主性别	男=1,女=0	0.9270	0.2602
农场主年龄	岁	45.7329	8.3052
农场主教育程度	小学及以下=1,初中=2,高中/中专/职高=3,大专及以上=4	2.3960	0.6986
农场主从事规模经营年限	年	5.6273	4.1244
亩均农资投入	万元	0.0547	0.0547
雇工支出	万元	6.8579	9.4131
农机具总值	万元	27.1138	41.0266
土地流转平均租金(对数)	元/亩·年 ⁻¹	553.7227	256.4632
土地经营面积(对数)	亩	365.9147	431.8614
土地块数	块	24.3012	55.1200
是否对转入地进行整理	是=1,否=0	0.3711	0.4833
亩均化肥施用量是否比周边农户少	是=1,否=0	0.2640	0.4410
亩均农药施用量是否比周边农户少	是=1,否=0	0.3385	0.4734
是否示范类农场	是=1,否=0	0.3385	0.4734
各县家庭农场加入合作社占比	100%	0.3447	0.2278

控制变量由家庭农场生产经营特征变量(农场生产投入变量和经营特征变量)和农场主特征变量两部分组成。农场生产投入变量(亩均农资投入、雇工支出、农机具总值、土地流转平均租金、土地经营面积)用来考察农场农资投入、劳动力雇佣成本、农机设备总值、土地租金成本以及土地经营规模大小对农场收入的影响。在控制了农场生产投入变量的基础上,进一步对家庭农场经营特征变量(土地块数、是否对转入地进行整理、亩均化肥施用量是否比周边农户少、亩均农药施用量是否比周边农户少、是否示范类农场)进行控制。如考虑到同等土地经营规模的农场可能在地块数量方面存在差异以及是否对转入地进行整理对农场收入的影响,本文进而对农场土地块数、是否对转入地进行整理变量进行控制。此外,亩均化肥或农药施用量是否比周边农户少这两个控制变量用于考察农场化肥、农药减量施用对农场收入的影响,是否示范类农场变量则用来检验示范类农场是否具有更高的收入水平。农场主特征变量(农场主性别、农场主年龄、农场主年龄平方项、农场主教育程度、农场主从事规模经营年限)用来考察农场主个人特征对家庭农场收入的影响,其中农场主年龄平方项变量用来检验年龄对家庭农场收入的边际影响作用^①。

(二) 估计方法

为尽可能解决模型中可能存在的遗漏变量问题,本文使用面板双向固定效应模型对(1)式进行估计。第一,从理论上讲,面板双向固定效应模型能够解决不随时间变化但随个体而异的和随个体变化但随时间变化的遗漏变量问题。一方面,通过使用面板双向固定效应模型有效解决了家庭农场所在地地形地貌、农场主户籍归属、农场主从业经历、农场主个人能力以及农场主性格等遗漏变量问题。另一方面,在使用面板双向固定效应模型的基础上,对农场主个人特征变量、农场经营特征变量进行控制。同时,考虑到家庭农场所在地地区以及省份差异可能对收入产生一定的影响,本文在所有回归方程中对地区、省份等一系列虚拟变量进行进一步控制。此外,不同作物种类(小麦、玉米或水稻)的家庭农场在收入方面可能具有差异性,本文在表 6

① 农场主年龄平方项变量在下文回归结果中呈现,在表 5 变量描述性统计结果中未体现。

模型(4)和表7模型(1)—模型(3)中通过控制作物类别虚拟变量以解决农场收入可能因经营作物不同而发生变化的问题。考虑到家庭农场是否选择加入合作社受到农场所在县有无合作社以及合作社数量的影响,进而会对农场收入产生影响,本文将“各县家庭农场加入合作社的占比”作为各县合作社数量的代理变量,并对此进行控制,从而进一步确保估计结果的一致性。第二,本文在对混合回归、随机效应和固定效应的方法选择上进行了统计检验。其中,LM检验在1%水平上拒绝了“不存在个体随机效应”的原假设,同时Hausman检验在1%水平上拒绝了随机效应模型,故本文选择采用固定效应模型对(1)式进行估计。第三,在样本回归分析中,本文首先分作物种类对小麦、玉米和水稻家庭农场是否加入合作社对亩均纯收入的影响进行分析,以考察是否加入合作社对不同作物类别的农场收入影响是否具有—致性;然后对粮食类农场(小麦、玉米和水稻的混合样本农场)是否加入合作社对亩均纯收入的影响进行估计;最后对粮食类农场是否加入合作社对劳均纯收入、纯收入和总收入的影响作进一步分析。

(三) 内生性讨论

本文可能存在的内生性问题主要体现在两个方面:一是遗漏变量。“能力”强的农场主不但会加入合作社甚至会领办合作社,由此而导致样本存在“自选择”问题。本质上,这种“自选择”问题主要源于遗漏变量^[25],特别是遗漏家庭农场主的“能力”变量。为此,本文将农场主教育程度、从事规模经营年限等变量作为“能力”变量的代理变量并加以控制。同时,本文使用2014和2015年两期面板数据并采用了面板双向固定效应模型进行回归估计,控制了那些不随时间变化但会影响被解释变量和关键解释变量的因素,比如“能力”,特别是那些影响农场主加入合作社且也影响其亩均纯收入的因素。因此,本文存在遗漏变量的可能性较低。二是反向因果关系。家庭农场加入合作社可能会提高农场亩均纯收入,但家庭农场亩均纯收入的高低并不会对农场是否加入合作社产生必然联系。这是因为,家庭农场是否加入合作社与当地有无合作社、合作社数量的多少以及合作社与家庭农场之间距离的远近有着必然联系。因此,这就就会导致家庭农场可能受限于当地没有合作社或者合作社位置较为偏远而不能选择加入合作社,这一行为与家庭农场亩均纯收入的高低无关。所以,反向因果关系而导致的内生性问题在本文计量分析中可以基本忽略。此外,本文还进行了稳健性检验以克服可能存在的内生性问题,比如分样本回归和替换被解释变量(劳均纯收入、纯收入和总收入)。结果显示,表6和表7中的各回归结果均保持一致。综上,本文较好地解决了模型中可能存在的内生性问题。

(四) 估计结果

表6中,模型(1)—模型(3)分别是玉米、小麦和水稻类农场加入合作社对亩均纯收入影响的OLS固定效应模型估计结果;模型(4)为粮食类农场加入合作社对亩均纯收入影响的OLS固定效应模型估计结果。表7中,模型(1)—模型(3)分别为粮食类农场加入合作社对劳均纯收入、纯收入和总收入影响的OLS固定效应模型估计结果。总的来看,表6和表7中各列F值均较大,模型估计效果良好,具体估计结果解释如下:

1. 玉米类家庭农场加入合作社对其亩均纯收入具有显著的正向影响作用

如表6模型(1)所示,是否加入合作社变量的估计系数为正,且在1%水平上显著;该变量估计系数为0.0225,即在控制其他变量不变的前提下,加入合作社的玉米类家庭农场亩均纯收入较未加入合作社的玉米类家庭农场高出225元。这一亩均纯收入增值相当于2014年和2015年玉米类家庭农场亩均纯收入均值的1/3^①。

除核心解释变量外,其他解释变量对粮食类农场亩均纯收入也产生了一定影响。由表6模型(1)可以看出,农场主年龄变量的估计系数为正且在5%水平上显著,而农场主年龄平方项变

① 具体值为37.24%,2014—2015年521家玉米类农场亩均纯收入均值为604.14元。

量的估计系数为负且在5%水平上显著,这与表6模型(4)的估计结果一致。这表明农场主年龄越大,该农场亩均纯收入水平越高,但随着农场主年龄的增长,其对农场亩均纯收入的边际影响先上升后下降。这意味着农场主年龄对农场亩均纯收入的影响呈现“倒U型”。此外,亩均农资投入对亩均纯收入具有正向影响且在5%水平上显著,这进一步证明了农资投入与农场产出的正向关系。同时发现,是否示范类农场和是否对转入地进行整理两个变量分别在1%和5%水平上显著,且对亩均纯收入均具有正向影响。这意味着玉米类示范农场较非示范农场在生产经营方面亩均纯收入水平更高,对转入地进行整理也能够提高玉米类农场亩均纯收入水平。

2. 小麦、水稻类家庭农场加入合作社对其亩均纯收入具有显著的正向影响作用

由表6的模型(2)和模型(3)可以看出,是否加入合作社变量的估计系数均为正,且在5%的水平上显著,该变量估计系数分别为0.0236和0.0132。这表示,在控制其他变量不变的前提下,小麦和水稻类家庭农场加入合作社分别能够提高该农场亩均纯收入236元和132元。通过比较可以看出,加入合作社对小麦和玉米类农场亩均纯收入的影响效果基本一致,而水稻类农场加入合作社带来的亩均纯收入增值相对较小。

从其他解释变量来看,土地流转平均租金、土地经营面积(对数)和土地块数对亩均纯收入也产生了一定影响。由表6模型(2)和模型(3)可以看出,土地流转平均租金(对数)分别在10%和5%水平上对小麦和水稻农场亩均纯收入产生了负向影响作用。土地经营面积方面,表6的模型(2)和(3)中该变量估计系数均为负,但只有模型(3)在10%的水平上显著。通过对比表6各模型后,仍然可以认为,土地规模的增大降低了粮食类农场尤其是水稻类农场的亩均纯收入水平。这一判断与家庭农场适度规模经营的理念相一致^[26]。土地块数方面,表6模型(2)中该变量在1%水平上对小麦类农场亩均纯收入产生了负向影响,这可能是因为农场土地块数越多,其土地细碎化程度越高,使得农场呈现土地碎片化经营,从而制约了农场收入增加。

3. 即使考虑到作物类别差异,用玉米、小麦和水稻混合的样本农场数据进行分析,在控制作物类别后,加入合作社对农场亩均纯收入也具有显著的正向影响作用

由表6模型(4)可以看出,是否加入合作社变量的估计系数为正且在1%水平上显著。这意味着,在其他变量保持不变的前提下,加入合作社能够提高粮食类农场亩均纯收入178元。此外,在作物类别虚拟变量中,以小麦为基准,玉米和水稻虚拟变量的系数均不显著。这进一步表明,至少对于粮食类家庭农场来说,加入合作社对家庭农场亩均纯收入的影响并不会因种植作物种类不同而发生显著变化。

4. 若不考虑其他类别收入影响因素的异质性,加入合作社对粮食类农场其他类别收入仍具有显著的正向影响作用

由表7模型(1)—模型(3)可以看出,是否加入合作社变量的估计系数均为正且在1%水平上显著。这说明,即使考虑到劳均纯收入、纯收入和总收入影响因素的差异性,加入合作社对其仍具有正向促进作用。此外,农机具总值和土地经营面积(对数)两个变量的系数在其他收入类别估计结果中均表现为显著的正向性。一般来讲,农机具总值在一定程度上衡量了农业机械化水平,而农业机械化水平的提高是建立在规模经营的基础上。因此,农机具总值越高的家庭农场其土地经营规模可能越大。这意味着,土地经营规模扩大和农机具总值增加能够明显提高劳均纯收入、纯收入和总收入,为家庭农场带来规模经济效益,但这并不能提高亩均效益。

表 6 各类型家庭农场加入合作社对亩均纯收入影响的估计结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
是否加入合作社	0.0225*** (0.0079)	0.0236** (0.0106)	0.0132** (0.0067)	0.0178*** (0.0052)
农场主性别	—	—	—	—
农场主年龄	0.0255** (0.0115)	0.0187 (0.0218)	0.0064 (0.0195)	0.0283** (0.0110)
农场主年龄平方项	-0.0003** (0.0001)	-0.0002 (0.0002)	0.0001 (0.0002)	-0.0002** (0.0001)
农场主教育程度	—	—	—	—
农场主从事规模经营的年限	—	—	—	—
亩均农资投入	0.1009** (0.0431)	0.0650 (0.0760)	0.1593*** (0.0468)	0.1514*** (0.0351)
雇工支出	0.0008 (0.0006)	0.0008* (0.0005)	0.0002 (0.0003)	0.0004* (0.0003)
农机具总值	-0.0000 (0.0001)	0.0002 (0.0001)	0.0001 (0.0001)	0.0001 (0.0001)
土地流转平均租金(对数)	0.0038 (0.0081)	-0.1109* (0.0584)	-0.0333** (0.0149)	-0.0314** (0.0122)
土地经营面积(对数)	0.0070 (0.0084)	-0.0133 (0.0151)	-0.0198* (0.0108)	-0.0242** (0.0101)
土地块数	-0.0001 (0.0001)	-0.0021*** (0.0007)	-0.0002 (0.0001)	-0.0002** (0.0001)
是否对转入地进行整理	0.0108** (0.0047)	0.0069 (0.0090)	0.0007 (0.0058)	0.0075* (0.0040)
亩均化肥施用量是否比周边农户少	0.0054 (0.0080)	-0.0073 (0.0124)	-0.0003 (0.0050)	0.0010 (0.0047)
亩均农药施用量是否比周边农户少	0.0023 (0.0067)	0.0230** (0.0101)	0.0057 (0.0054)	0.0048 (0.0042)
是否示范类农场	0.0169*** (0.0047)	-0.0124 (0.0100)	0.0061 (0.0072)	0.0069* (0.0041)
各县家庭农场加入合作社占比	-0.0092 (0.0180)	0.0409** (0.0157)	-0.0157 (0.0184)	0.0004 (0.0124)
作物类别虚拟变量(玉米)	—	—	—	0.0027 (0.0089)
作物类别虚拟变量(水稻)	—	—	—	0.0066 (0.0104)
控制变量	控制	控制	控制	控制
观测值数	521	231	536	1288
组数	303	143	292	644
F 值	10.3713	3.3220	5.2452	8.1739
Prob > F	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000

注:括号内为标准误;***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著;控制变量包括地区、省份和年份(下表同)。

表 7 家庭农场加入合作社对其他类型收入影响的估计结果

N = 1288

变量名称	(1)	(2)	(3)
是否加入合作社	1.8311*** (0.6037)	5.9921*** (1.7342)	19.4293*** (5.0885)
农场主性别	—	—	—
农场主年龄	1.3686 (1.2203)	7.3905** (3.2820)	17.4046* (9.2202)
农场主年龄平方项	-0.0090 (0.0126)	-0.0642* (0.0339)	-0.1056 (0.0987)
农场主教育程度	—	—	—
农场主从事规模经营的年限	—	—	—
亩均农资投入	11.7163*** (3.5494)	38.6702*** (10.4142)	378.4353*** (69.8896)
雇工支出	0.0204 (0.0603)	0.1624 (0.1478)	2.0572*** (0.5093)
农机具总值	0.0226** (0.0097)	0.0708** (0.0272)	0.2205** (0.1058)
土地流转平均租金(对数)	-0.6011 (0.8689)	-4.8525* (2.6673)	-4.4413 (9.3456)
土地经营面积(对数)	5.6112*** (1.5728)	20.0813*** (4.1977)	71.3430*** (11.1399)
土地块数	-0.0271** (0.0115)	-0.0967*** (0.0337)	-0.2538*** (0.0978)
是否对转入地进行整理	1.1245*** (0.4318)	3.5483*** (1.2400)	5.7096* (3.3276)
亩均化肥施用量是否比周边农户少	0.5161 (0.5456)	2.2605 (1.5664)	6.3601* (3.3974)
亩均农药施用量是否比周边农户少	1.1168** (0.4630)	3.2044** (1.2926)	3.2683 (3.4936)
是否示范类农场	1.8480*** (0.5680)	6.2581*** (1.5670)	7.3939* (3.8940)
各县家庭农场加入合作社占比	-0.8880 (1.1418)	0.2186 (3.6386)	-19.0203 (11.5569)
作物类别虚拟变量(玉米)	-1.1088 (1.1104)	-0.8227 (2.9538)	-0.4434 (5.8679)
作物类别虚拟变量(水稻)	0.4826 (1.3067)	1.9838 (3.4085)	8.2102 (7.4892)
控制变量	控制	控制	控制
组数	644	644	644
F 值	5.6192	7.8929	8.9841
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000

五、结论与政策启示

本文利用2014—2015年644家粮食类家庭农场面板数据进行实证分析,主要结论如下:第一,无论是小麦类农场、玉米类农场还是水稻类农场,加入合作社均能够有效提高家庭农场亩均纯收入水平;第二,农场主年龄与亩均纯收入呈现“倒U型”关系,随着农场主年龄增长,其对农场亩均纯收入的边际影响作用先上升后下降;第三,土地经营规模扩大能够带来规模经济效应,但抑制了家庭农场亩均纯收入的提高,家庭农场适度规模经营才是更适宜、更合意的生产经营方式;第四,农业机械化程度提高能够显著增加农场劳均纯收入、纯收入和总收入,但对于提高农场亩均纯收入并无明显作用;第五,土地细碎化经营制约了家庭农场各类收入的增加,对流转土地进行整理则有助于提高农场各类收入水平。

综合以上研究结论,提出以下政策建议:第一,鼓励并支持家庭农场加入或领办合作社以及组建具有合作经济功能的家庭农场联盟和协会。充分发挥合作社互助经济组织平台作用,促进家庭农场与合作社形成优势互补、产业融合、利益共享的互助合作体系,为家庭农场在农资购买、技术指导、农机服务和产品销售等方面提供帮助,从而增强家庭农场市场竞争能力、提高农业生产效益。此外,支持各地组建家庭农场联盟和协会,通过家庭农场联盟或协会来降低农业生产资料购买成本,提高农产品市场价格谈判能力,稳定农产品市场销售关系,增强家庭农场健康发展的可持续性和稳定性。第二,全面推广家庭农场主培训制度,尤其是加强青壮年农场主及新建家庭农场主的培训工作,不断提升家庭农场专业化、标准化、规模化和集约化生产水平。各地对家庭农场主的培训工作应体现针对性和具体性,需按照家庭农场类型以及种养品种开展特定的指导培训,全面提高农场主综合素质能力。第三,坚持家庭农场适度规模经营的发展理念。家庭农场经营发展要适应自身生产力,规避经营规模过大或过小引致的农场收益降低的经营风险。在充分考虑家庭经营特征的前提下,当地政府应因地制宜,合理确定家庭农场经营规模并予以积极引导,提高农场主适度规模经营的科学发展意识。第四,优化完善农地流转平台建设,保障土地流转有序高效进行。当地政府应进一步完善农地市场交易平台建设,对农地流转交易信息予以及时公布,增强流转双方信息获取的可得性、便利性和及时性。同时,依托农村土地合作社等平台优势,鼓励和支持土地流转重点向家庭农场倾斜,为家庭农场开展土地流转提供有效帮扶,解决好农业生产经营中的土地细碎化等突出问题,引导家庭农场土地集中连片与适度规模经营。第五,推动当地政府开展土地宜机化整治,鼓励具备条件的家庭农场自行开展土地整理工作,为农场机械化生产经营提供保障。通过土地平整、陡坡缓坡化等综合改造改善农业生产经营条件,为中大型农机具作业提供便利,提高农地综合利用率和土地产出率,进而提高家庭农场经营效益。

参考文献:

- [1]姜长云.龙头企业与农民合作社、家庭农场发展关系研究[J].社会科学战线,2018(2):58-67.
- [2]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.
- [3]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.
- [4]Diaz-Foncella M, Marcuello C. Entrepreneurs and the Context of Cooperative Organizations: A Definition of Cooperative Entrepreneur[J]. Canadian Journal of Administrative Sciences, 2013, 30(4):238-251.
- [5]张秀生,单娇.加快推进农业现代化背景下新型农业经营主体培育研究[J].湘潭大学学报(哲学社会科学版),2014,38(3):17-24.
- [6]郭亮,刘洋.农业商品化与家庭农场的功能定位——兼与不同新型农业经营主体的比较[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2015,15(4):87-91,128.
- [7]陈文标.家庭农场兴起背景下的农民专业合作社转型升级[J].农村经济,2014(2):113-116.
- [8]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.

- [9]姜长云.龙头企业的引领和中坚作用不可替代[J].农业经济与管理,2019(6):24-27.
- [10]杜志雄,谭洪业,郜亮亮.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[J].北京工业大学学报(社会科学版),2019,19(2):60-73.
- [11]刘文霞,杜志雄,郜亮亮.玉米收储制度改革对家庭农场加入合作社行为影响的实证研究——基于全国家庭农场监测数据[J].中国农村经济,2018(4):13-27.
- [12]赵晓峰,刘威.“家庭农场+合作社”:农业生产经营组织体制的理想模式及功能[J].天津行政学院学报,2014,16(2):80-86.
- [13]蔡荣,汪紫钰,钱龙,等.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[J].中国农村观察,2019(1):51-65.
- [14]Shen M R, Shen J F. Evaluating the Cooperative and Family Farm Programs in China: A Rural Governance Perspective[J]. Land Use Policy, 2018, 79:240-250.
- [15]张晖,吴霜,张燕媛,等.加入合作社对种粮大户农机投资及服务供给行为的影响分析[J].中国农村观察,2020(2):68-80.
- [16]周其淋.“家庭农场+农民专业合作社”的经济效益分析[J].云南农业大学学报(社会科学版),2018,12(3):58-63.
- [17]刘同山,孔祥智.加入合作社能够提升家庭农场绩效吗?——基于全国1505个种植业家庭农场的计量分析[J].学习与探索,2019(12):98-106.
- [18]徐阳,谭一杰,邵慧敏,等.加入合作社提高了农户的收入水平吗——基于云南省微观调查数据的实证分析[J].西部经济理论论坛,2019,30(6):32-41.
- [19]杜志雄.家庭农场发展与中国农业生产经营体系建构[J].中国发展观察,2018(Z1):43-46.
- [20]万江红,苏运勋.村庄视角下家庭农场的嵌入性分析——基于山东省张村的考察[J].华中农业大学学报(社会科学版),2016(6):64-69,144.
- [21]伍开群.家庭农场的理论分析[J].经济纵横,2013(6):65-69.
- [22]兰勇,蒋崑,何佳灿.三种流转模式下家庭农场土地经营权的稳定性比较研究[J].农业技术经济,2019(12):21-33.
- [23]袁吕岱,操家齐.政府与市场双轮驱动下的家庭农场发展路径选择——基于上海松江、浙江宁波的调查数据分析[J].上海经济研究,2016(3):120-129.
- [24]王征兵.论新型农业经营体系[J].理论探索,2016(1):96-102.
- [25]Heckman J J. Sample Selection Bias as A Specification Error[J]. Econometrica, 1979, 47(1):153-161.
- [26]杜志雄,肖卫东.家庭农场发展的实际状态与政策支持:观照国际经验[J].改革,2014(6):39-51.

(责任编辑:蒋玮)

An Empirical Analysis of the Impact of Joining Cooperatives on Farm Income of Grain Family Farms: Based on Panel Data of 644 Grain Family Farms in China

LAI Xiaodong, DU Zhixiong, GAO Liangliang

Abstract: To protect farmers' enthusiasm for grain production and improve the efficiency of grain production is a mainstay for stabilizing the development of agriculture, rural areas and farmers in China. Therefore, it is of great practical significance to study the impact of joining cooperatives on the income of grain family farms. Based on this, this paper uses the panel data of 644 grain family farms in 2014-2015 for empirical analysis, and verifies the effect of joining cooperatives on the net income per mu of grain family farms. In order to avoid the influence of crop types, this paper makes a further empirical test on the relationship between family farms joining cooperatives and net income per mu according to crop types. The results show that: joining the cooperative has a significant positive effect on the net income per mu of corn family farms; Wheat and rice family farms joining cooperatives also have a significant positive effect on their net income per mu; even considering the impact of the differences in crop types, the conclusion of this paper is still robust. Finally, in order to improve the management efficiency and production benefit of family farms, and ensure the stability and sustainability of the future development of family farms, the government should further support family farms to join cooperatives, optimize and improve the construction of farmland transfer platform, encourage family farms to operate on a moderate scale, and advocate family farms to carry out land consolidation.

Keywords: Family Farm; Joining Cooperatives; Family Farm Income