

加入合作社能否提高家庭农场绿色全要素生产率*

——基于苏赣陕 892 家种植类家庭农场的调查数据

薛永基 薛艳金 张园圆

摘要：本文基于江苏、江西和陕西 3 个省 892 家种植类家庭农场的调查数据，使用 Super-SBM 模型构建绿色全要素生产率的微观分析框架，并采用 Logit 模型分析家庭农场加入合作社的影响因素。本文进一步运用倾向得分匹配法构建反事实假设，估算加入合作社对家庭农场绿色全要素生产率的平均处理效应，并基于回归调整方法验证家庭农场加入合作社影响绿色全要素生产率的作用机制。研究结果表明：家庭农场经营年限、劳动力规模对其加入合作社具有正向作用，家庭农场经营者务农经历、家庭农场注册商标与拥有高标准农田对其加入合作社具有负向作用。加入合作社后，家庭农场绿色全要素生产率显著提高。加入合作社对家庭农场绿色全要素生产率提高的作用路径，按贡献率大小依次为成本压力、收益激励、组织规范和绿色意识。从驱动因素看，经济机制相较于管理机制更能驱动家庭农场提升绿色全要素生产率。

关键词：合作社 绿色全要素生产率 家庭农场 倾向得分匹配法

中图分类号：F272.3 **文献标识码：**A

一、引言

农业绿色发展关乎国家粮食安全、资源安全与生态安全。农业发展不仅面临增产保供的压力，也存在高投入与高污染的问题，农业可持续发展难以实现。因此，在中国“大国小农”的基本国情农情下，如何保障粮食安全、实现绿色发展，是农业长远发展面临的难题（黄祖辉，2018）。家庭农场是指以农户为经营主体、以适度规模为经营方式、以利润最大化为生产目标的农业经营主体（王春来，2014），兼顾家庭经营、集约生产、先进管理和高效合作等优势，是推进中国农业绿色发展的重要主体（朱启臻等，2014；赵佳和姜长云，2015）。一方面，家庭农场经营规模较大，与小农户相比，家庭农场更具备采纳绿色生产技术的条件，家庭农场的经营者也更考虑生产经营对生态、环境、社会和

*本文研究得到国家社会科学基金后期资助重点项目“乡村产业与生态协同振兴：理论逻辑、动力机制与实践进路”（编号：23FGLA002）的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，当然，文责自负。本文通讯作者：薛艳金。

后人的影响（朱启臻等，2014）。另一方面，在市场激励和政策激励下，家庭农场可能也更倾向于采取绿色生产技术来保证农产品质量安全（Wang et al., 2023）。因此，提高家庭农场的绿色生产效率尤为重要。

构建农业产业化联合体的新型组织形式为实现降本增效、规模经营和农产品绿色化提供了新的路径，即形成一种以家庭农场为生产基础，以农民专业合作社（以下简称“合作社”）为服务纽带，进行产业交易和要素共享的利益联合机制。《关于实施家庭农场培育计划的指导意见》明确提出要引导家庭农场发展合作经营，积极引导家庭农场领办或加入农民专业合作社^①。理论上，家庭农场经营规模较大、专业化程度较高，能够承担较大的自然风险和市场风险，也面临着产业链难以延伸和市场交易地位弱等问题（韩朝华，2017）。而合作社作为自愿联合、合作生产、互助经营的农业新型经营组织，可以与家庭农场形成优势互补。两者结合实质上是网络组织构建的体现，通过建立契约关系和破除产业联结断点带来整体经营效益的提升，为专业分工和要素流动提供解决方案（高思涵和鄢伟波，2023）。具体到农业绿色生产层面，从经济效应的角度来看：一方面，合作社可以更好地组织农户，以社区互动形成规模效应，以资源对接减少信息不对称，以技术指导实现收益激励，实现降本增效（王志刚和于滨铜，2019）；另一方面，合作社的标准化生产对要素投入有更高的要求，在成本压力下，家庭农场的绿色生产意愿随之增强。从管理经营的角度来看：一方面，合作社能提供绿色生产技术培训和指导，实现农场经营者的社会学习效应，并通过组织机制形成知识溢出，从而增强家庭农场经营者的绿色生产意识，提高家庭农场的绿色生产技术水平；另一方面，合作社也可以通过约束性规制倒逼家庭农场实现绿色生产。

合作社能否有效引领家庭农场实现绿色发展？目前的观点大致包括以下两类：一种观点认为，加入合作社有利于促进家庭农场和合作社形成优势互补与和谐共生的经营模式（王勇，2014）。合作社以提供技术服务、标准化生产、社员内部监督和集体惩罚等方式，可以促使家庭农场选择绿色生产行为（田云等，2015；蔡荣等，2019）。另一种观点认为，合作社在促进家庭农场绿色生产方面仍然面临诸多障碍。由于合作社发展存在名质分离、外部监管不严等现实困境，导致家庭农场并未与合作社建立良好的互补关系，合作社在促进家庭农场绿色生产方面也没有达到理论预期（王春来，2014；蔡荣等，2019；陆泉志和张益丰，2022）。因此，家庭农场加入合作社对绿色生产的影响仍有探讨空间，也有学者就此问题开展了实证研究。陆泉志和张益丰（2022）在探讨加入合作社对农户绿色生产行为的影响机制时发现，加入合作社能够提高农户的绿色技术采纳程度；蔡荣等（2019）发现，加入合作社能有效减少农药化肥施用量；刘同山和孔祥智（2019）认为，加入合作社对提升家庭农场收益、增加产量和创新销售渠道具有促进作用；张明月等（2023）发现，加入合作社通过影响农户对绿色生产的感知促进农户绿色技术采纳行为，对家庭农场绿色生产有积极作用。

综上所述，现有研究对加入合作社对家庭农场绿色生产的影响开展了一些探讨，但是仍然存在两方面不足。一方面，已有研究没有将加入合作社对家庭农场绿色生产效率的影响纳入一个综合分析框

^①参见《关于实施家庭农场培育计划的指导意见》，http://www.moa.gov.cn/govpublic/zcggs/201909/t20190909_6327521.htm。

架，它们大多数重点关注了绿色生产行为，却缺乏对加入合作社如何影响绿色生产效率的直接论证。即便有少量研究探讨了加入合作社对家庭农场绩效（人均收益和亩净收益）的影响，但收益并不等同于效率，可能存在高投入、高产出和高污染的情况。另一方面，已有研究没有考虑到加入合作社过程中存在一些不可观测因素，可能会导致研究结果有偏差。家庭农场生产经营效率受到制度环境、技术水平、要素投入、个体特征、家庭农场自身特征等多种因素的影响，而绿色全要素生产率（green total factor productivity，简称 GTFP）可以将资源、能源和环境等多重因素纳入其中，能够比较客观地度量家庭农场的绿色生产效率。

GTFP 是衡量要素质量的重要指标（Feng et al., 2019）。在绿色发展的背景下，家庭农场由要素驱动的投入导向型转变为创新驱动的效率导向型，需考虑资源和环境等因素。已有文献对中国农业 GTFP 开展研究，例如：郭海红和刘新民（2022）从静态和动态视角测算并解析了 2006—2016 年的中国农业 GTFP；葛鹏飞等（2018）基于中国省级面板数据，在农业 GTFP 中纳入农业碳排放的环境约束因素，分析了农业 GTFP 的时空演变和收敛性。从研究对象上看，学术界关于 GTFP 的研究，主要集中在从宏观视角对不同省份的 GTFP 进行测度，而从中观与微观主体开展 GTFP 研究的文献较少，关于家庭农场 GTFP 的研究更显不足。从研究方法上看，传统全要素生产率的测算方法以随机前沿方法（stochastic frontier approach，简称 SFA）、数据包络分析方法（data envelopment analysis，简称 DEA）为主，难以处理投入产出变量中同时具有径向和非径向特征的情况，对存在期望产出和非期望产出的测算更是有限，而超效率基于松弛值测算的模型（super-slacks based measure，简称 Super-SBM）可以解决有效决策单元难以比较的问题，并同时考虑期望产出与非期望产出因素（郭海红和刘新民，2022）。

基于此，本文尝试构建家庭农场 GTFP 的衡量指标体系，探讨加入合作社对家庭农场 GTFP 的影响，运用倾向得分匹配法进行测算，并分解分析不同驱动因素对家庭农场 GTFP 造成的影响。相比以往研究，本文可能的边际贡献在于：第一，本文以种植类家庭农场作为研究对象，拓展 GTFP 的研究范围，并在 GTFP 指标体系中加入面源污染、碳汇、碳排放等要素，丰富 GTFP 指标体系。第二，本文尝试从经济效应和管理运营的视角构建加入合作社对家庭农场 GTFP 影响的微观理论框架，并利用家庭农场调查数据进行实证检验，为加快引导家庭农场绿色生产提供方向借鉴。

二、理论分析与研究假说

家庭农场加入合作社，它们的经济行为决策相对独立，而合作社基于成员间互惠信任的原则，可以协调交易活动，合作社成员之间形成以经济联结为基础的纽带。家庭农场与合作社没有科层关系，通过契约关系形成互利互惠、风险共担的合作机制，是介于科层组织和市场之间的中间结构，符合网络组织的本质特征（胡平波，2015）。本文基于网络组织理论，对加入合作社影响家庭农场 GTFP 的机理进行分析。网络组织是当前中国农业纵向一体化的主流实践形式，家庭农场参与合作社顺应新型农业经营主体的合作发展趋势（高思涵和鄢伟波，2023）。农业生产经常受到自然地理、政策、市场条件的制约，供需存在不确定性，而加入合作社可以实现组织模式的动态调整，促进家庭农场的外部

网络化，由此增加对市场不确定性的应对能力，实现经营主体的协同发展。

家庭农场加入合作社可以促进农业生产绿色化，实现优势互补。家庭农场自身具备生产要素、资金和技术，结合合作社在技术服务、标准化生产、监督管理等方面的优势，能够更好地执行生产标准、提升农产品品质，促进农业绿色生产（陈吉平和任大鹏，2023）。学习能力、成员信任和交易成本等是解释网络成员行为决策的重要因素。本文在参考已有研究基础上，从经济效应和管理运营的视角分析加入合作社对家庭农场 GTFP 的作用。

从经济效应来看，加入合作社可能通过成本压力提高家庭农场的 GTFP。一方面，合作社生产标准化将带来一定的成本压力，使得家庭农场重新配置绿色生产要素以降低成本的动机增强。加入合作社后，家庭农场需遵守合作社已建立的标准化绿色生产模式，但绿色生产的投入要素（如有机肥、生物农药等）较传统生产要素价格往往更高，且由于投入品的清洁标准限制，家庭农场可能会降低一定的生产规模（纪月清等，2016）。在成本压力下，家庭农场提高绿色生产效率的意愿和动机将会增强，它们或将增加高效率 and 清洁性生产要素的使用，减少低效率和污染性生产要素的投入（Gray，1987）。另一方面，家庭农场在学习成本增加的同时，也可以提升自身的人力资本，增强学习和应用绿色生产技术的水平，并提高生产管理。加入合作社后，家庭农场需要付出更高的信息收集成本和学习成本，在作业源头实现对生产要素的规制，提高家庭农场经营人员的人力资本水平（顾莉丽和郭庆海，2015；Li et al.，2020），有利于改善农业生产技术的应用，进而实现 GTFP 提高。基于此，本文提出第 1 个研究假说。

H1：加入合作社通过成本压力促进家庭农场提高绿色全要素生产率。

加入合作社可能通过收益激励提高家庭农场的 GTFP。第一，加入合作社可以拓展农产品销售渠道，减少信息不对称问题，提高家庭农场的议价能力。随着生活水平提高，人们对绿色有机农产品的需求与日俱增，但绿色农产品存在的“柠檬市场”“劣币驱逐良币”等现象往往不利于生产方式绿色转型，而合作社能够提供更多的销售渠道，促进供需双方的信息交流，增强家庭农场对绿色农产品的议价能力，帮助农产品进入更广阔的市场，增加家庭农场的经济收益。第二，加入合作社可以实现农产品质量的溢价激励，避免机会主义行为。加入合作社便于对相关农产品进行质量分级和质量认证，使得品质更高的农产品能够获得相应的溢价（蔡荣等，2019），农产品“质优价高”可以向市场传递积极信号，也给家庭农场提供持续动态的经济激励（李晗和陆迁，2020），且在合作社分级收购中，可在保障成员利益的同时，避免成员不按照合作社要求进行合规生产的机会主义行为。第三，加入合作社可发挥规模效应，降低风险。加入合作社有利于标准化生产，充分发挥规模效应，在获得更高经济收益的同时实现降本增效，也可以减少农产品质量不达标造成的违约风险，由此促进绿色生产，增加家庭农场收益（汪阳洁等，2022）。基于此，本文提出第 2 个研究假说。

H2：加入合作社通过收益激励提高家庭农场绿色全要素生产率。

从管理运营来看，加入合作社可能通过组织规范促使家庭农场提高 GTFP。第一，加入合作社通过形成外部规制增加对家庭农场绿色生产的监督作用。中国人多地少，家庭农场是实现土地和劳动力

双集约生产的重要途径，但中国的家庭农场仍存在散、乱、差的情况（王春来，2014）。而合作社和家庭农场以建立“风险共担、利益共享”的联结机制形成组织规范，对生产进行监督，从而改善粗放的经营模式，更好地实现农业集约化发展（李晗和陆迁，2020）。第二，合作社能够通过约束性规制手段倒逼家庭农场提高 GTFP。合作社通过强化作业流程和提高管理标准，对家庭农场生产形成约束性规制（陆泉志和张益丰，2022）。并且，一旦家庭农场存在不按标准生产的情况，将造成违规，影响农产品质量，而合作社将发挥稳定契约的作用，按规定对家庭农场进行惩罚（张明月等，2023）。第三，基于组织控制理论，合作社通过设置目标、制定计划、提供培训、检测绩效、实施奖励机制等，可以全方位实现对绿色生产要素的质量把控（王图展，2016），从而提高家庭农场 GTFP。基于此，本文提出第 3 个研究假说。

H3: 加入合作社通过组织规范促使家庭农场提高绿色全要素生产率。

加入合作社可能通过增强家庭农场经营者的绿色意识提高家庭农场 GTFP。一方面，合作社能为家庭农场提供绿色生产指导，带来社会学习效应，进而提升经营者环保意识。在传统生产经营中，由于粗放型农业生产常施用过量化学药品以降低病虫害带来的产量损失，家庭农场经营者的绿色意识淡薄和知识匮乏，导致绿色生产难以为继（纪月清等，2016）。而合作社可以通过聘请专家和组织技术服务队等方式，为农户提供绿色生产技术培训，让家庭农场经营者对产品标准和市场需求有更深入的了解，由此促进绿色转型。另一方面，在合作社的作用下，家庭农场间的社区互动能够形成同群效应，有利于引导农户从粗放经营方式向绿色生产方式转型。合作社为家庭农场提供了信息交流的平台，可以使家庭农场互相模仿示范，促进知识溢出，有利于形成信息和技术扩散，强化绿色生产行为（于艳丽和李桦，2020）。基于此，本文提出第 4 个研究假说。

H4: 加入合作社通过增强家庭农场经营者绿色意识提高绿色全要素生产率。

以上分析表明，在经济效应和管理运营的双轮驱动下，加入合作社可能通过成本压力、收益激励、组织规范和绿色意识 4 个方面促进家庭农场 GTFP，作用路径如图 1 所示。基于此，本文提出第 5 个研究假说。

H5: 加入合作社能够提高家庭农场绿色全要素生产率。

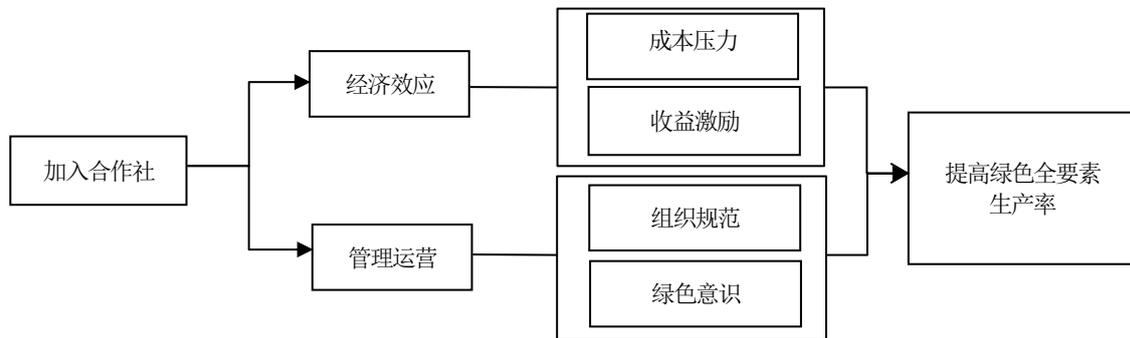


图 1 加入合作社影响家庭农场绿色全要素生产率的作用路径

三、数据来源、模型构建和变量选取

（一）数据来源

本文所用数据来自 2022 年 1 月至 2 月对江苏、江西、陕西 3 个省种植类家庭农场的问卷调查。江苏省是东部沿海地区的农业大省，家庭农场发展水平处于国内领先地位。截至 2023 年，江苏省家庭农场总数达 16 万家，各级示范家庭农场超过 2.3 万家。其中，粮食种植类家庭农场达 6.6 万家、土地经营面积超 1600 万亩^①。江西省是中部地区的粮食生产大省，有良好的粮食生产基础，家庭农场已成为主要的农业发展模式之一。截至 2022 年底，江西省家庭农场已达 9.89 万家^②，由实地调查可知，种植类家庭农场在该省家庭农场的占比约一半。陕西省地处黄河中游，该省各级农业农村部门加强对示范农场的指导、扶持和服务，落实和完善扶持政策，促进家庭农场做大做强。2023 年，陕西省 120 家家农场被认定为省级示范家庭农场^③。并且，陕西省不少种粮大户出现了向种植型家庭农场转型的趋势，已成为发展现代农业的主要力量。根据《中国家庭农场发展报告（2019）》（农业农村部政策与改革司和中国社会科学院农村发展研究所，2020），以上 3 个省中，加入合作社的种植类农场占本省种植类家庭农场的比重均大于全国平均水平 34.83%。因此，本文选取以上 3 个省的种植类家庭农场开展研究，具有代表性。

为保证数据的可靠性，课题组在预调查的基础上，结合实际情况采用分层抽样和随机抽样的线上调查方式。家庭农场样本需要满足以下条件：一是，以家庭成员为主要劳动力，从事农业规模化生产经营活动，并以农业收入作为家庭主要收入来源的经营主体。二是，选取生产经营情况比较稳定、经营规模符合县级以上农业部门确定的标准范围的家庭农场。三是，为保证样本的代表性，本文主要依据全国家庭农场名录系统进行随机抽样。调查内容覆盖家庭农场负责人情况、家庭农场经营情况、政策支持情况、经营绩效、绿色低碳生产情况、绿色低碳生产的意愿和行为等方面。调查共发放 1040 份问卷，其中有效问卷 892 份，问卷有效率为 85.77%。样本情况如表 1 所示。

表 1 家庭农场调查样本特征

指标	调查样本		
	江苏	江西	陕西
加入合作社比例 (%)	49.07	47.05	55.81
示范类农场占比 (%)	83.04	61.03	71.50

^①资料来源：《透过“百佳家庭农场”发布看现代农场主喜变新模样》，http://www.jiangsu.gov.cn/art/2023/9/19/art_60085_11018959.html。

^②资料来源：《奋进新征程 建功新时代·老区新貌 | 这里乡村“蜂”景独好》，https://www.moj.gov.cn/pub/sfbgw/zwgkztzl/2022zt/20220311fjxzc/20220311fjxzc_lqxm/202204/t20220425_453691.html。

^③资料来源：《陕西省农业农村厅关于公布 2023 年省级示范家庭农场名单及监测结果的通知》，<http://nynct.shaanxi.gov.cn/wap/synctwj/20231227/9833629.html>。

表1 (续)

平均土地经营面积 (亩)	320.52	589.36	265.75
经营者平均年龄 (岁)	45.07	46.50	41.03

(二) 绿色全要素生产效率测算

1. 测算模型。学术界测算 GTFP 的方法以传统 DEA、SFA 和 Malmquist 指数法为主，但不管是传统 DEA、SFA，还是 Malmquist 指数法，都难以处理投入和产出变量同时具有径向和非径向特征的情况。鉴于此，本文采用 Super-SBM 混合函数模型 (Tone and Tsutsui, 2010)，它可以测算同时包含径向与非径向特征的两类距离函数，从而弥补传统 DEA、SFA 等方法的缺陷。在农业实际生产中，经济、资源和环境的关系复杂，而该方法考虑了家庭农场经营中存在期望产出和非期望产出。其中，投入要素如劳动力、资本与产出之间具有非径向特征，而土地、水等资源要素与非期望产出之间具有径向特征，Super-SBM 模型能够较为综合地衡量静态生产效率。在设定的时期和生产技术条件下，本文利用该方法测算投入资源的使用效率和产出水平，将无效率值拆分为投入无效率、期望产出无效率和非期望产出无效率。GTFP 的计算方法如下：

$$y^* = \min \theta \frac{\theta - \varepsilon_x \sum_{i=1}^m \frac{\omega_i^- s_i^-}{x_{io}}}{\varphi + \varepsilon_y \sum_{r=1}^s \frac{\omega_r^+ s_r^+}{y_{ro}} + \varepsilon_b \sum_{p=1}^q \frac{\omega_p^{b-} s_p^{b-}}{b_{po}}}$$

$$\text{s.t.} \begin{cases} \sum_{j=1}^n \lambda_j x_{ij} + s_i^- - \theta x_{i0} = 0, & i = 1, \dots, m \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j y_{rj} - s_r^+ - \varphi y_{r0} = 0, & r = 1, \dots, s \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j b_{pj} + s_p^{b-} - \varphi b_{p0} = 0, & p = 1, \dots, q \\ \lambda_j \geq 0, s_i^- \geq 0, s_r^+ \geq 0, s_p^{b-} \geq 0 \end{cases} \quad (1)$$

(1) 式中： y^* 为 Super-SBM 测度 GTFP 的最优效率值； i 、 r 、 p 分别为投入要素、期望产出要素、非期望产出要素； m 、 s 、 q 分别为投入要素、期望产出要素、非期望产出要素的项数； θ 为径向条件下的效率值； ε_x 为同时包含径向变动比例和非径向松弛向量的参数，且 $0 \leq \varepsilon_x \leq 1$ ； ω_i^- 为投入要素的权重，并满足 $\sum_{i=1}^m \omega_i^- = 1$ ， $\omega_i^- \geq 0$ 的限制条件； s_i^- 为非径向条件下第 i 种投入要素的松弛量； x_{io} 为第 o 个农场的投入向量； φ 为非径向条件下的效率值； ε_y 为既要包含径向松弛变量变动比例，又体现非径向松弛向量的核心参数，并且 $0 \leq \varepsilon_y \leq 1$ ； ω_r^+ 为第 r 项期望产出指标的权重； ω_p^{b-} 为第 p 项非期望产出指标的权重； (s_r^+, s_p^{b-}) 为第 r 项期望产出与第 p 项非期望产出之间的松弛量，若二者的值均大于 0，则表示实际投入和产出都低于生产前沿边界，静态 GTFP 存在提升空间； ε_b 为同时包含径向变动比例和非径向松弛向量的参数，且 $0 \leq \varepsilon_b \leq 1$ ； b_{po} 为第 o 个农场的第 p 项非期望产出； λ_j 为第 j 个投入要素的相对权重； (x_j, y_j) 为的是第 j 个决策单元的投入产出向量。相关系数通过熵权法测算，可以更客观地反映各个决策单元间 GTFP 的差异。如果 $y^* = 1$ ，为决策单元有效。

2. 指标体系构建。本文在构建指标体系时, 打破了单纯侧重经济效益的思路, 向环境保护、资源节约与农业生产效益并重的方向转变, 根据农业生产五要素论和查阅相关文献(葛鹏飞等, 2018; 郭海红和刘新民, 2020), 归纳总结家庭农场 GTFP 测算的 5 类投入指标和 2 类产出指标。GTFP 测算指标体系如表 2 所示。

表 2 GTFP 测算指标体系

指标类型	一级指标	二级指标	指标含义	
投入指标	土地投入	土地投入	家庭农场 2021 年实际经营土地面积(亩)	
	劳动投入	劳动力投入	家庭农场 2021 年劳动力总投入量(工日)	
	资本投入	农业机械投入	农业机械投入	家庭农场 2021 年农业机械(自有、租用)投入费用(万元)
		化肥使用量	化肥使用量	家庭农场 2021 年施用的化肥折纯量(千克)
				家庭农场 2021 年施用的有机肥折纯量(千克)
		农药使用量	农药使用量	家庭农场 2021 年施用的农药折纯量(千克)
		农膜使用量	农膜使用量	家庭农场 2021 年的农膜使用量(千克)
	能源投入	除草剂使用量	除草剂使用量	家庭农场 2021 年的除草剂使用量(毫升)
		农用柴油使用量	农用柴油使用量	家庭农场 2021 年的农用柴油使用量(千克)
		农业用电量	农业用电量	家庭农场 2021 年的农业用电量(千瓦时)
	水资源投入	农业用水	农业用水	家庭农场 2021 年有效灌溉面积(公顷)
产出指标	期望产出	碳汇	家庭农场 2021 年总的农业碳汇量(吨)	
		农业总收入	家庭农场 2021 年的农业总收入(万元)	
	非期望产出	碳排放	家庭农场 2021 年的农业碳排放量(吨)	
		面源污染	家庭农场 2021 年的面源污染排放量(立方米)	

在投入指标上: 首先, 本文采纳生产要素三元论的思想, 从劳动、土地、资本的视角出发, 选取土地投入、劳动投入、资本投入作为评价指标, 相关二级指标数据由问卷填写直接得到。其次, 考虑资源约束, 本文将水资源投入纳入投入变量, 而资源类生产要素无法直接用货币计价, 因此, 本文采取潘丹和应瑞瑶(2012)的处理方法, 选取有效灌溉面积作为评价指标。最后, 本文将能源投入要素单独考虑, 更能反映能源对农业生产的制约。从能耗情况来看, 电力和柴油的能耗远高于其他能源, 因此, 本文将农业用电量和农用柴油使用量作为衡量能源投入的测度指标, 并将其纳入测算框架。

产出指标分为期望产出和非期望产出。期望产出除了考虑农业生产中的经济产出, 也要兼顾农业绿色生态产出, 故本文以家庭农场农业总收入作为衡量经济产出的变量, 以碳汇作为农业绿色生态产出指标。非期望产出考虑农业生产经营给环境带来的压力, 参考郭海红和李树超(2022)的观点, 以面源污染、碳排放作为非期望产出指标。

3. 碳汇测算。农业碳汇通过生物产量测算, 即作物光合作用形成的净初级生产量。考虑到草地生态系统具备一定的碳汇功能, 但由于其人工参与强度不高, 干预管理的程度较低, 且吸碳能力的测算未形成统一标准, 实际结果存在较大的争议性和差异性, 本文采用农作物生物产量^①进行测算, 具体

^①指作物一生中产生的全部有机物质的总量。

计算过程如下：

$$C = \sum_i^k C_i = \sum_i^k c_i \times Y_i \times (1 - \beta) / HI_i \quad (2)$$

(2)式中： C 表示农作物碳汇总量， C_i 表示某种农作物的碳汇量， k 表示农作物种类数， c_i 表示农作物通过光合作用合成单位有机物所需要吸收的碳含量， Y_i 表示作物的经济产量， β 表示农作物经济产品的含水量， HI_i 表示作物经济系数。本文各类农作物的碳吸收率与经济系数参考吴贤荣等（2014）设定。

4.碳排放测算。根据农业碳排放测算体系，本文将碳排放分为农业生产碳排放和作物碳排放，既测算农地利用活动所引发的二氧化碳（CO₂）排放，又从作物生长发育过程中所产生的甲烷（CH₄）等温室气体排放进行分析。为方便衡量，本文将CO₂、CH₄统一换算为标准碳。第一部分主要考虑农业生产过程中所产生的碳排放，结合已有研究结果（刘华军等，2013），本文将农地利用活动的碳排放分为间接碳排放和直接碳排放进行测度。参考一些学者（田云和尹恣昊，2022）的碳排放计算方法，本文将农地利用活动的碳排放公式设定如下：

$$E = \sum E_i = \sum Q_i \times \alpha_i \quad (3)$$

(3)式中： E 是农业碳排放总量， E_i 是第*i*类碳源因子的排放数量， Q_i 为各碳排放源的量， α_i 指代各碳排放源的碳排放系数。

第二部分主要对农作物碳排放进行测量。本文参考相关研究（闵继胜和胡浩，2012；田云和尹恣昊，2022），得到江苏省（32.4克/平方米）、江西省（42.2克/平方米）和陕西省（12.51克/平方米）3个省的作物甲烷排放系数，由此计算碳排放量。同时，本文考虑到天气、土壤和水文等影响因素，基于农作物的生长周期，计算得出各省的碳排放系数。由于农田中甲烷排放来源主要是水稻，并且水稻是本文调查的家庭农场大规模种植的作物，于是，本文选取水稻作为研究对象。水稻农作物碳排放量的具体计算公式如下：

$$E_{crop} = \sum_{i=1}^n S_i \times \alpha_{crop} \quad (4)$$

(4)式中： E_{crop} 表示水稻种植产生的总碳排放量， α_{crop} 表示研究省份相应的甲烷排放系数， S_i 则表示第*i*个省份样本家庭农场的水稻种植面积。

5.面源污染测算。面源污染指的是农业生产过程中损失的化肥农药、禽畜排出的粪便以及生产生活垃圾等引起的大面积污染。本文面源污染核算方法参考赖斯芸等（2004）的清单分析法，将农田化肥施用、农业固体废弃物丢弃和农村生活视作种植类家庭农场面源污染的3个主要来源。本文根据相关文献（梁流涛等，2010）确定了产污系数、排污系数和面源污染总排放量的测算方法。家庭农场的农业面源污染总排放量的具体计算公式如下：

$$P = \sum_i PU_i \rho_i (1 - \eta_i) F_i(PU_i, O) = \sum_i PE_i (1 - \eta_i) F_i(PU_i, O) \quad (5)$$

(5) 式中： P 表示指样本家庭农场的农业面源污染总排放量； PU_i 、 ρ_i 和 η_i 分别表示 i 家庭农场的指标数、产污强度系数和资源利用系数； F_i 表示指污染排放系数，由 i 家庭农场的指标数和空间特征 O 共同决定，经济含义是区域异质性会导致地理空间和管理政策对面源污染产生多方面的影响； PE_i 则表示污染产生量。农业面源污染主要包括化学需氧量（COD）、总磷（TP）、总氮（TN）3 种污染物，本文根据《地表水环境质量标准》（GB 3838-2002）^①中的Ⅲ类水质标准（COD、TP、TN 分别为 20 毫克/升、0.2 毫克/升、1 毫克/升）将它们换算为等标排放量，汇总得到农业面源污染总排放量。

（三）变量选取和描述性统计

1. 被解释变量。绿色全要素生产率是本文的被解释变量。农业生产不仅包括农产品生产带来经济效益的期望产出，还包括化肥、农机等投入带来环境污染的非期望产出。故本文把资源、环境、碳排放、碳汇等多种因素纳入研究框架，构建 GTFP 变量。

2. 核心解释变量。本文的核心解释变量为家庭农场加入合作社。选用构建反事实假设的方法分析加入合作社对家庭农场 GTFP 的处理效应，将是否加入合作社设置为虚拟变量，将加入合作社赋值为 1（处理组），否则赋值为 0（对照组）。本文一共调查 892 家家庭农场，加入合作社的家庭农场有 533 家，占比 59.75%，未加入合作社的家庭农场有 359 家，占比 40.25%。

3. 控制变量。本文综合考虑内部特征和外部特征的影响，以匹配效果为导向选取控制变量。在变量选取过程中，既要从理论上尽可能纳入影响家庭农场 GTFP 和加入合作社行为的变量，又要考虑实现样本损失少、平衡程度高的效果。借鉴已有研究（李晗和陆迁，2020），本文最终选取主要经营特征（年龄、受教育程度、务农经历）、家庭特征（家庭规模、劳动力规模）和家庭农场经营特征（示范农场类型、经营年限、土地规模、市场距离、注册商标、高标准农田和农产品认证）控制变量。

4. 工具变量。加入合作社是家庭农场自主选择的结果，存在一定的内生性。由此，本文采用工具变量法解决内生性问题。根据张连刚和陈卓的研究（2021），对合作社的了解程度会影响农业经营主体是否加入合作社，一般来说，农业经营主体越了解合作社，他们加入合作社的意愿就越强；但是否了解合作社并不会影响家庭农场的 GTFP。因此，本文采纳“对合作社的了解程度”作为工具变量，通过李克特五级量表测度。

5. 机制变量。根据前文分析，加入合作社可能通过收益激励、成本压力、组织规范和绿色意识 4 种途径提高家庭农场的 GTFP。在经济效应因素方面，对于家庭农场所面临的收益激励，本文使用该家庭农场的“年经营总收益”衡量；对于家庭农场所面临成本压力，本文则使用该家庭农场的“年投入总成本”衡量。

在管理运营因素方面，组织规范和绿色意识是无法被直接测度的，学术界多采用多维指标、构建综合指数方法将其量化。在组织规范指标测度上，由于合作社能够规范农场的粗放经营模式，减少农

^①资料来源：《地表水环境质量标准》，https://www.mee.gov.cn/ywgz/fgbz/bz/bzwb/shjbh/shjzlbz/200206/t20020601_66497.shtml。

药、农膜等污染排放，并以内部监督和社区互动引导农场选择规范的农业生产模式，将产生与组织利益一致的行为，从而达到成员和组织间互利互惠的目的（Organ, 2014）。因此，本文使用合作社支持通过绿色经营方式进行农业生产、合作社限制或禁止非绿色农业生产方式（如禁止施用高毒害、易残留的农药等）、合作社其他成员采取绿色生产的经营方式、认识的其他家庭农场经营者也采用绿色生产方式 4 个维度的指标测度组织规范。本文对观测值进行 KMO 和 Bartlett 检验，结果表明，KMO 值为 0.813，Bartlett 球形检验统计量 Sig 小于 0.01，说明指标测度符合主成分分析规则。

在绿色意识指标测度上，本文根据李晓静等（2021）的研究，从对农药残留危害的了解程度、绿色生产能提供优质安全农产品、对绿色技术的了解程度和减少农药化肥施用量的意识 4 个维度进行测度。本文对观测值进行 KMO 和 Bartlett 检验，结果表明，KMO 值为 0.820，Bartlett 球形检验统计量 Sig 小于 0.01，说明指标测度符合主成分分析规则。

本文通过 STATA17.0 软件，运用独立样本 t 检验分析加入合作社和未加入合作社的家庭农场在各项指标上的差异，结果如表 3 所示。其中，加入合作社的家庭农场 GTFP 比未加入合作社的家庭农场高 0.018，该结果在 1% 统计水平上显著。在匹配变量方面，加入合作社的家庭农场与未加入合作社的家庭农场在务农经历、家庭规模、劳动力规模、示范农场类型、经营年限、注册商标、高标准农田和农产品认证等方面都表现出显著的差异。加入合作社的家庭农场相较于未加入合作社的家庭农场，往往更具有示范性、经营年限更短、劳动力规模更小。而未加入合作社的家庭农场当中拥有注册商标、高标准农田和农产品质量认证的家庭农场占比高于加入合作社的家庭农场。处理组和对照组在主要经营年龄、经营者受教育程度、家庭农场土地规模和市场距离上没有显著的差异。

表 3 变量定义和描述性统计

变量名称	变量说明	总体 均值	处理组 均值	对照组 均值	差值
GTFP	由 Super-SBM 计算可得	0.328	0.335	0.317	0.018***
加入合作社	家庭农场是否加入合作社：是=1，否=0	0.598			
年龄	主要经营者的年龄段：61 岁及以上=5，51~60 岁=4，41~50 岁=3，31~40 岁=2，30 岁及以下=1	3.117	3.086	3.162	-0.075
受教育程度	主要经营者受教育程度：本科及以上=4，中专和大专=3，初中和高中=2，小学及以下=1	2.998	2.994	3.003	-0.008
务农经历	主要经营者是否有务农经历：是=1，否=0	0.931	0.914	0.955	-0.042**
家庭规模	家庭总人数（人）	3.651	3.495	3.883	-0.388***
劳动力规模	家庭长期劳动力人数（人）	3.578	3.377	3.877	-0.500***
示范农场类型	省级示范家庭农场=3，市级示范家庭农场=2，县级示范家庭农场=1，非示范家庭农场=0	2.440	2.514	2.331	0.183**
经营年限	家庭农场的经营年限：11 年及以上=5，8~10 年=4，5~7 年=3，3~4 年=2，1~2 年=1	3.169	3.075	3.309	-0.234***
土地规模	家庭农场实际经营的土地面积（亩）	255.539	251.952	260.864	-8.912

表3 (续)

市场距离	家庭农场到农产品市场的距离: 很远=3, 较远=2, 很近=1	1.577	1.614	1.552	0.062
注册商标	家庭农场是否拥有注册商标: 是=1, 否=0	0.467	0.385	0.588	-0.203***
高标准农田	家庭农场是否拥有高标准农田: 是=1, 否=0	0.468	0.430	0.524	-0.094***
农产品认证	家庭农场生产的农产品是否获得农产品质量认证: 是=1, 否=0	0.472	0.413	0.560	-0.147***

注: ①**和***分别表示 5%和 1%的显著性水平。②差值由处理组与对照组对应变量的均值相减而得。③空白单元格表示该项不适用。

(四) 模型设定

本文选用倾向得分匹配法 (PSM) 探讨家庭农场加入合作社对其 GTFP 的影响, 通过构造与处理组相似的反事实对照组, 获得近似随机的处理变量, 使得家庭农场加入合作社的行为近似随机。本文选择该方法主要基于 3 个方面的考虑: 首先, 家庭农场加入合作社的行为是自发产生的, 该行为由家庭农场经营者自愿决定, 存在样本自选择问题。其次, 由于家庭农场禀赋不同, 加入合作社对其 GTFP 的影响或存在选择性偏差等, 而该方法可以假设家庭农场加入合作社前后的场景, 检验未加入合作社时的 GTFP 是否与加入合作社后一致。最后, 由于在经济学实证中无法获得已经加入合作社的家庭农场在未加入合作社情况下的数据, 直接比较数据差异会产生内生性, 而倾向得分匹配法是处理样本自选择问题的常用方法, 它可以基于未加入合作社的家庭农场, 为每个加入合作社的家庭农场挑选或构造一个未加入合作社的家庭农场, 使得两个家庭农场除了参与合作社的行为存在差异外, 其余特征大致相似。因此, 同一家庭农场的两个不同实验可根据两个样本的结果得出, 结果变量差值即为加入合作社的净效应。

本文将处理组与对照组进行匹配, 在使得外部条件相同的情况下, 探究加入合作社行为对家庭农场 GTFP 的影响, 分析步骤如下。

第一, 为了获得家庭农场加入合作社的条件概率拟合值, 本文构建 Logit 模型进行估计, 倾向得分值的表达式如下:

$$p(X_i) = E(\text{Join} = 0 | X_i) = P_r(\text{Join} = 1 | X_i) \quad (6)$$

(6) 式中, $p(X_i)$ 为倾向得分值, Join 代表加入合作社行为, 其中, 当 $i=1$ 时, 代表加入合作社的家庭农场, 当 $i=0$ 时, 代表未加入合作社的家庭农场。 X_i 代表可观测到的一系列控制变量。

第二, 匹配处理组与对照组。为验证模型匹配结果的稳健性, 本文选择使用 K 近邻匹配、卡尺匹配和局部线性匹配等多种匹配方式进行匹配, 并进行共同支撑域检验和平衡性检验。共同支撑域检验是在倾向得分区间的取值范围上, 区分处理组与对照组农场有无局部重叠; 平衡性检验意在分析判断匹配质量。

第三, 计算家庭农场加入合作社的平均处理效应 (average treatment effect on treated, 简称 ATT) 测算处理组与对照组 GTFP 的差异, 即家庭农场在加入合作社结果下和其反事实的结果差值。以得到

加入合作社对家庭农场 GTFP 的影响。ATT 的表达式如下所示：

$$ATT = E(Y_{1i} | R_i = 1) - E(Y_{0i} | R_i = 1) = E(Y_{1i} - Y_{0i} | R_i = 1) \quad (7)$$

(7) 式中：ATT 是家庭农场加入合作社的平均处理效应， Y_{1i} 是处理组家庭农场的 GTFP 值， Y_{0i} 是对照组家庭农场的 GTFP 值， $E(Y_{1i} | R_i = 1)$ 代表加入合作社家庭农场的平均处理效应，可以直接观测，但代表反事实结果的 $E(Y_{0i} | R_i = 1)$ 不可以被直接观测，可以通过倾向得分匹配法构造相应的替代指标。

四、加入合作社对绿色全要素生产率的影响分析

(一) Logit 模型估计结果

基于 Logit 模型的家庭农场加入合作社的条件概率拟合值估计结果如表 4 所示。根据结果，也可以分析家庭农场加入合作社的影响因素。由自变量之间相关性的 Pearson 检验可以得知，变量之间不存在多重共线性。

表 4 基于 Logit 模型的家庭农场加入合作社的条件概率拟合值估计结果

变量	系数	标准误
年龄	0.082	0.094
受教育程度	0.005	0.104
务农经历	-0.706**	0.314
家庭规模	0.064	0.043
劳动力规模	0.069**	0.034
示范农场类型	0.014	0.066
经营年限	0.155**	0.071
土地规模	-0.000	0.000
市场距离	-0.145	0.121
注册商标	-0.723***	0.155
高标准农田	-0.357**	0.147
农产品认证	0.239	0.154
LR 值	73.83	
伪 R ²	0.061	

注：**和***分别表示 5%和 1%的显著性水平。

从表 4 可知，差异化的户主特征、家庭特征和经营特征是家庭农场是否加入合作社的影响因素。家庭农场的经营年限、劳动力规模对其加入合作社具有正向作用，家庭农场经营者务农经历、拥有高标准农田与注册商标对家庭农场加入合作社具有负向作用。值得注意的是，注册商标在 1%显著性水平上对家庭农场加入合作社具有显著的负向影响，可能的原因在于，已有注册商标的家庭农场生产的产品具有一定特色，考虑到未来发展，不倾向于加入合作社。

(二) 共同支撑域

在获得家庭农场加入合作社的倾向得分后，本文通过讨论匹配的共同支撑域进一步分析匹配质量。图2展示了家庭农场倾向得分匹配后的核密度曲线。

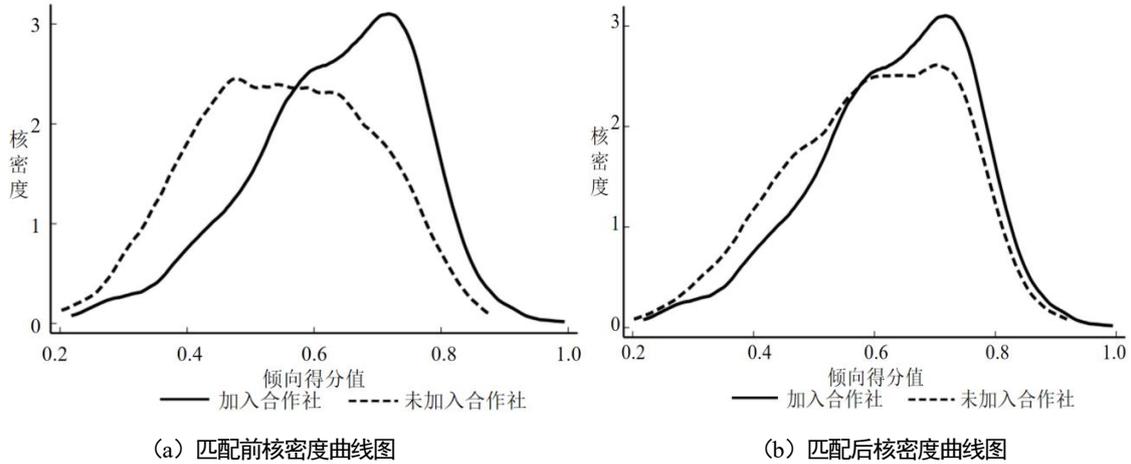


图2 倾向得分匹配前后家庭农场的核密度曲线图比较结果

加入合作社的家庭农场和未加入合作社的家庭农场的倾向得分区间会有一些的重叠，此区间称为共同支撑域。共同支撑域范围越大，表明匹配过程中样本损失的可能性就越小。从图2中的结果可以看出，匹配前处理组和对照组的核密度曲线相差较大，而匹配后处理组和对照组的倾向得分区间重合度较高，且多数观察值处于共同取值范围内，表明样本中家庭农场的匹配程度良好。此外，本文通过K近邻匹配、卡尺匹配和局部线性匹配3种不同匹配方法，得出样本最大损失结果，如表5所示。由表5可知，处理组与对照组在匹配后的最大损失样本数分别为1和6，表明样本损失数量较少，因此，本文使用倾向得分匹配法的匹配情况良好。

表5 样本倾向得分匹配情况

组别	家庭农场是否加入合作社		
	未匹配样本	匹配样本	合计
处理组	1	358	359
对照组	6	527	533
合计	7	885	892

注：本文3种样本损失量的数据来源于3种匹配方式的样本估计，其中，K近邻匹配的样本损失量最大。为保证研究的严谨性，本表报告的是K近邻匹配的样本损失量。

(三) 平衡性检验

本文根据倾向得分匹配前后加入合作社和未加入合作社的家庭农场的解释变量分布情况，判断匹配质量，但是无法据此准确测算家庭农场加入合作社的概率。因此，本文对匹配变量做了平衡性检验，平衡性检验的结果如表6所示。结果表明，倾向得分匹配后，大部分解释变量标准偏差明显降低，且各解

释变量的标准偏差均较低^①，即匹配之后实验组和对照组家庭农场各解释变量之间已不存在显著差异。

表 6 平衡性检验结果

匹配方法	伪R ²	LR统计量	p值	均值偏差 (%)	中位数偏差 (%)
匹配前	0.061	73.75	0.000	17.9	18.9
K 近邻匹配	0.011	13.96	0.303	4.8	3.7
卡尺匹配	0.004	5.68	0.931	2.9	2.2
局部线性匹配	0.008	11.35	0.500	4.3	3.1
平均值	0.008	10.33	0.578	4.0	3.0

由表 6 可知，在家庭农场两组样本匹配后，伪 R² 的值从匹配前的 0.061 下降到匹配后的 0.004~0.011，LR 统计量由匹配前的 73.75 下降到匹配后的 5.68~13.96。由联合显著性检验可知，解释变量的显著性水平发生了较大改变。此外，解释变量的均值偏差大幅降低，从匹配前的 17.9% 下降到匹配后的 2.9%~4.8%，而中位数偏差从匹配前的 18.9% 下降到匹配后的 2.2%~3.7%，总偏误大大降低。由此可知，倾向得分匹配降低了处理组与对照组之间解释变量的差异，匹配后加入合作社的家庭农场和未加入合作社的家庭农场其他特征基本一致。

(四) 平均处理效应

加入合作社对家庭农场 GTFP 的影响如表 7 所示。由测算结果可知，在采用 3 种匹配方法之后，本文所得到的匹配结果非常相近，且 ATT 值都在 1% 统计水平上显著，说明本文不同匹配方法的估计结果具有一致性，研究结果比较稳健。

表 7 加入合作社影响对家庭农场绿色全要素生产率的平均处理效应

匹配方法	处理组	对照组	ATT	标准误
K 近邻匹配	0.335	0.203	0.132***	0.031
卡尺匹配	0.335	0.215	0.120***	0.023
局部线性匹配	0.335	0.208	0.124***	0.029
平均值	0.335	0.209	0.125	

注：***表示 1% 的显著性水平。

总体来说，家庭农场加入合作社可以有效提高 GTFP，影响呈现差异化的结果。若家庭农场未加入合作社，其 GTFP 为 0.209，但由于加入了合作社，其 GTFP 增加到 0.335，实证结果显示了加入合作社对于家庭农场 GTFP 的促进作用。从理论上讲，加入合作社将对家庭农场带来降本增效的好处，从而激励家庭农场加入合作社。并且，加入合作社可以通过提升绿色环保意识、规范农业生产的方式，有效促进家庭农场的绿色生产行为，进而提升它们的 GTFP。

(五) 内生性问题

PSM 方法可以在一定程度上解决样本自选择的问题，但不能区分是家庭农场加入合作社使 GTFP 提高，还是 GTFP 的提高影响了家庭农场加入合作社的行为，这可能使得基准回归结果被高估。由此，

^①文章篇幅有限，部分结果未列出，感兴趣的读者可通过编辑部向作者索取。

本文采用工具变量法进行分析,估计结果如表 8 所示。第一阶段工具变量对合作社的了解程度在 1% 的统计水平上显著,说明工具变量满足相关性原则。第二阶段加入合作社在 5% 的统计水平上显著。这表明,在处理内生性问题之后,加入合作社仍然对家庭农场 GTFP 的提高具有显著影响。同时, F 统计量为 35.77,在 1% 的统计水平上显著, Wald 检验统计量为 51.7,大于弱工具变量检验 10% 水平上的临界值 16.38,说明总体而言,本文选取对合作社的了解程度作为工具变量具有一定的可靠性。

表 8 使用工具变量法的估计结果

变量	2SLS			
	第一阶段		第二阶段	
	系数	标准误	系数	标准误
对合作社的了解程度	0.078***	0.013		
加入合作社			0.293**	0.138
控制变量	已控制		已控制	
F 统计量	35.765***			
Wald 检验统计量	51.700***			
观测值数	892			

注:***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。

(六) 稳健性检验

1.敏感性分析。ATT 的敏感性分析结果如表 9 所示。Gamma 系数用于考察是否存在未能捕捉到的因素对家庭农场加入合作社的影响。当 Gamma 系数在接近 1 时不显著,表明模型存在隐藏偏差,则 PSM 的估计结果并不稳健;若 Gamma 系数取值很大的时候(通常接近 2),敏感性分析结果才变得不显著,那么,模型存在遗漏变量选择偏误的可能性较小,PSM 的估计结果是稳健的(Rosenbaum and Rubin, 1983)。从表 9 可知,随着 Gamma 系数的不断增加,到 2.0 时已有结果才在 5%的水平上变得不显著。虽然模型中可能仍存在一些不可观测因素,但分析结果表明,处理效应对这些潜在因素并不敏感,即其他因素不太可能导致 PSM 的估计结果存在较大偏差。

表 9 加入合作社影响家庭农场绿色全要素生产率 ATT 的敏感性分析

Gamma 系数	显著性水平上界	显著性水平下界	点估计上界	点估计下界	置信区间上界	置信区间下界
1.0	$2.10 \times e^{-15}$	$2.10 \times e^{-15}$	0.13	0.13	0.10	0.16
1.2	$6.90 \times e^{-10}$	0	0.10	0.16	0.07	0.20
1.4	$2.30 \times e^{-6}$	0	0.08	0.18	0.05	0.22
1.6	4.40×10^{-4}	0	0.06	0.21	0.03	0.25
1.8	0.01	0	0.04	0.23	0.01	0.28
2.0	0.10	0	-0.02	0.25	-0.01	0.30

注:Gamma 系数由不同安排的对数发生比得出,表示两个变量之间的相关性和敏感性。

2.安慰剂检验。稳健性检验虽然表明本文的基准回归结果是可靠的,但是并不能排除结果的随机性和其他不可观测因素的潜在影响。基于此,本文根据 Cai et al. (2016) 的研究,利用随机生成实验

组的方式进行安慰剂检验，重复 500 次，根据虚假实验得到加入合作社对家庭农场 GTFP 影响估计系数的概率，进而判断研究结果的可靠性。安慰剂检验结果如图 3 所示，估计系数分布在 0 附近，表明模型的设定是可靠的，且前文结果比较稳健。

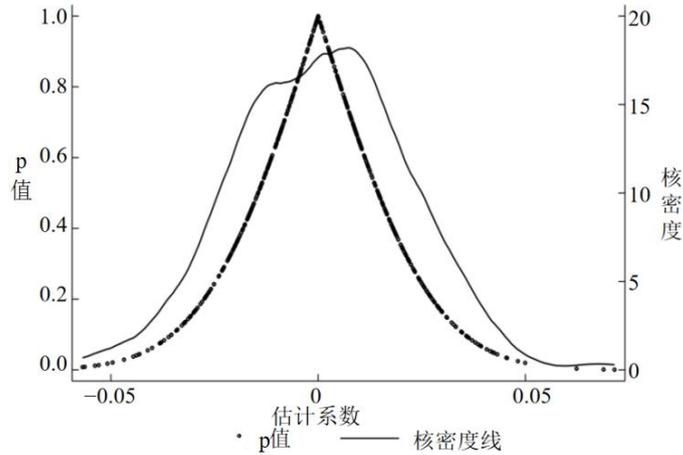


图3 安慰剂检验结果

3. 替换核心解释变量。本文采用多种匹配方法证明了结论的一致性，但家庭农场参与合作社可能存在选择性偏差，如家庭农场是否领办合作社、是否为合作社的核心成员等问题，不可观测变量可能对研究结果存在影响。因此，本文进一步采用替换核心解释变量的方法，避免单纯使用是否加入合作社这一指标带来的局限性。具体地，本文改用“是否为合作社的核心成员”这一指标来表征家庭农场是否为合作社实质性社员，替换核心解释变量的估计结果详见表 10。结果表明，替换核心解释变量后，估计结果与前文结果具有一致性，说明本文的研究结果是稳健的。

表 10 加入合作社影响家庭农场农业绿色全要素生产率的平均处理效应（替换核心解释变量）

匹配方法	处理组	对照组	ATT	标准误
K 近邻匹配	0.338	0.237	0.101***	0.029
卡尺匹配	0.338	0.210	0.128***	0.022
局部线性匹配	0.338	0.205	0.134***	0.029
平均值	0.338	0.217	0.121	

注：***表示 1% 的显著性水平。

4. 按省份分组分析。本文样本覆盖 3 个省 892 家家庭农场，由于不同省份的经济发展状况与自然地理条件差异较大，地方政府针对家庭农场的相关政策也不尽相同。在绿色生产方面，不同省份合作社的标准和规范可能存在差异，或将产生不同的结果。因此，本文按照不同省份对家庭农场样本进行分组，分析加入合作社对不同省份家庭农场 GTFP 的平均处理效应。由表 11 的测算结果可知，在采用 3 种匹配方法后，不同省份所得到的结果仍然非常相近，且 ATT 值大部分在 1% 统计水平上显著。这表明，本文研究结果具有稳健性。也进一步说明，本文的数据来源比较可靠，调查区域的样本具有良好的代表性。

表 11 加入合作社对不同省份家庭农场绿色全要素生产率影响的估计结果

匹配方法	江苏省		江西省		陕西省	
	ATT	标准误	ATT	标准误	ATT	标准误
K 近邻匹配	0.143***	0.037	0.123**	0.059	0.130***	0.038
卡尺匹配	0.137***	0.034	0.116***	0.038	0.107**	0.057
局部线性匹配	0.121***	0.037	0.118***	0.046	0.133***	0.029
控制变量	已控制		已控制		已控制	
ATT 平均值	0.137		0.119		0.123	
p 值	0.000		0.000		0.000	
R ²	0.103		0.182		0.056	
观测值数	376		227		289	

注：***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。

五、加入合作社影响家庭农场绿色全要素生产率的机制分析

上述研究表明，加入合作社对提高家庭农场 GTFP 具有显著的促进作用。但是，需要进一步通过更为直观准确的方法验证这一影响机制。家庭农场加入合作社后是由于哪些因素的变化引起 GTFP 提高？而这些因素对家庭农场 GTFP 的提高贡献又有多大？因此，本文利用主成分分析法测度绿色意识和组织规范的数值，并参考已有研究的分解方程(陈飞和翟伟娟, 2015)和回归调整方法(Rubin, 1997)，进一步分析和验证 GTFP 提高的来源因素和加入合作社提高 GTFP 的影响机制。

(一) 模型构建

为构建加入合作社对家庭农场 GTFP 影响机制的分析框架，本文将通过三步进行分析。首先，本文计算 GTFP 在处理组与对照组之间的差分结果，记为 $\Delta y_i = y_{1i} - y_{0i}$ ，该结果代表加入合作社后家庭农场 GTFP 的净增长。

其次，本文计算各驱动因素的差分结果，记为 $\Delta m_i = \Delta m_{1i} - \Delta m_{0i}$ 。该结果用来衡量加入合作社影响家庭农场 GTFP 的变化因素。因为处理组中的某一样本和它的对照匹配样本可以视为同一个家庭农场两次不同的实验，所以从驱动因素的差异来看，若处理组和对照组未受到加入合作社的影响，GTFP 的差值应为零且在统计意义上显著，而受到加入合作社影响的家庭农场，GTFP 驱动因素上的差异应不为零且在统计意义上显著。

最后，为了分析 Δm_i 中各部分对净效率增长 Δy_i 的影响，本文建立了 Δy_i 对 Δm_i 的回归方程，将驱动因素进行分解，计算各部分对 GTFP 增长的贡献率，构建如下方程：

$$\Delta y_i = \theta_0 + \theta_1 \Delta B_i + \theta_2 \Delta R_i + \theta_3 \Delta I_i + \theta_4 \Delta Z_i + \delta_i \quad (8)$$

(8) 式中： Δy_i 为加入合作社后家庭农场 GTFP 的净增长， θ_0 、 θ_1 、 θ_2 、 θ_3 、 θ_4 和 δ_i 为待估计参数， ΔB_i 为加入合作社后家庭农场成本压力的差值， ΔR_i 为收益激励的差值， ΔI_i 为绿色意识的差值， ΔZ_i 为组织规范的差值。

（二）结果分析

家庭农场 GTFP 净增长分解结果如表 12 所示。（1）列为加权 OLS 估计的驱动因素系数；（2）列为 K 近邻匹配法计算出的 GTFP 驱动因素的平均处理效应；（3）列为由 GTFP 驱动因素的 ATT 值乘以系数估计值得到的净效率增长来源；（4）列为 GTFP 驱动因素对家庭农场加入合作社的净效率贡献率。GTFP 驱动因素的 ATT 值至少在 5% 的统计水平上显著，表明家庭农场加入合作社所带来的 GTFP 增长主要是通过成本压力、收益激励、组织规范和绿色意识实现，假说 H5 得到了验证。

表 12 家庭农场绿色全要素生产率净增长的分解结果

驱动因素	(1) 系数	(2) ATT	(3) GTFP 增长源	(4) 贡献率水平 (%)
成本压力	0.492***	0.167**	0.083	36.715
收益激励	0.297**	0.210**	0.062	27.610
组织规范	0.164**	0.268***	0.044	19.607
绿色意识	0.208**	0.173***	0.036	16.066

注：**和***分别表示 5%和 1%的显著性水平。

由表 12 结果可知：其一，成本压力的边际效应为 0.492，对 GTFP 提高的贡献率最大达到 36.715%。这表明，作为理性人的家庭农场经营者，转变农业生产方式在很大程度上依赖于生产成本提高的压力，当农户在合作社标准化生产的要求下提高绿色生产成本，他们会积极对绿色生产要素进行优化配置，并在学习绿色生产技术的过程中，提高自身的人力资本和管理水平，进而实现 GTFP 提高，假说 H1 得到了验证。其二，收益激励对 GTFP 提高的贡献率也较大，达到 27.610%，这表明当家庭农场加入合作社后，会产生质量溢价效应和规模效应，家庭农场经营者更有动力改变传统的生产方式和管理模式，开展绿色化和规范化生产，进而提高 GTFP，假说 H2 得到了验证。其三，组织规范作用对 GTFP 提高的贡献率达到 19.607%，说明加入合作社的家庭农场在内部监督和约束性规制的压力下，不断提升绿色生产规范化水平，推动产品质量合规，并最终实现农业 GTFP 增长，假说 H3 得到了验证。其四，绿色意识对 GTFP 提高的贡献率达到 16.066%，说明加入合作社通过一系列组织制度和有效措施，可以增强家庭农场经营者的绿色生产意识，并且社区互动有助于形成知识溢出效应，在一定程度上提高了 GTFP，假说 H4 得到了验证。

从经济效应和管理运营的角度上看，经济效应因素比管理运营因素对 GTFP 提高的贡献水平更大。可能的原因是：现阶段中国新型农业经营主体正处于发展阶段，合作社在运营规范化和管理水平方面，仍有较大的提升空间，相较于经济因素直接带来的收益激励和成本压力，管理经营因素的驱动作用更弱，经济效应因素的驱动更有助于家庭农场提高 GTFP。

六、结论与建议

本文利用江苏、江西和陕西 3 个省种植类家庭农场的 892 家调查数据，探讨了加入合作社对家庭农场绿色全要素生产率提高的作用。本文在 GTFP 测算指标体系中，纳入家庭农场经营中存在的期望

产出和非期望产出,考虑生产要素间的径向性和非径向性,构建了 Super-SBM 模型,全面测度了家庭农场的 GTFP。并且,本文基于 PSM 构建反事实假设,利用 K 近邻匹配、卡尺匹配和局部线性匹配 3 种匹配方法估算了加入合作社对家庭农场 GTFP 的平均处理效应,并对加入合作社提高家庭农场 GTFP 的具体来源进行分解。研究表明:第一,加入合作社对家庭农场 GTFP 提高具有显著的促进作用。第二,家庭农场经营年限、劳动力规模对其加入合作社具有正向作用,家庭农场经营者务农经历、家庭农场注册商标与拥有高标准农田对其加入合作社具有负向作用。第三,对家庭农场加入合作社影响 GTFP 作用机制的分解结果显示,加入合作社对家庭农场绿色全要素生产率提高的作用路径,按贡献率大小依次为成本压力、收益激励、组织规范、绿色意识。并且,从驱动因素上看,经济效应因素相较于管理经营因素更能促进家庭农场提升 GTFP。

由此,本文提出如下政策启示:第一,引导家庭农场加入合作社。家庭农场以集约生产、先进管理的组织形式,结合合作社经营互助、规制监督的模式,有利于形成优势互补、绿色生产的格局。因此,政府应做好大力宣传、积极引导和有效联结的工作,通过财政和税收等手段给予针对性支持,鼓励具备条件的家庭农场加入或组建合作社。对于那些有丰富务农经历的家庭农场经营者,以及拥有高标准农田和已注册商标的家庭农场,政府可以选择性地予以重点扶持。此外,可以利用短视频、电视、宣传栏、广播等媒介,增强广大农民对合作社的了解。通过宣传,让更多家庭农场经营者了解加入合作社能够降本增效,拓展农产品销售渠道,增加议价空间,减少绿色生产技术的学习成本,形成“质优价高”的溢价激励。第二,加大政策扶持力度,降低合作社经营成本,多途径提升其经营绩效。政府可采取提供专项补贴、税收优惠的方式,加大对合作社的扶持力度,吸引更多的家庭农场加入合作社。例如,在生产资料购买方面给予家庭农场更多的价格优惠,适当调整有机肥等绿色环保生产资料的采购成本和绿色生产技术学习成本,使它们更具吸引力和市场竞争力。政府还应积极对接合作社,通过开展电商培训、打通超市直营等方式,增强资讯获取和渠道销售的便捷性,塑造绿色品牌,提升农产品品质。此外,应鼓励当地家庭农场生产经营有特色、附加价值高的绿色有机农产品,“投其所好”,迎合消费者对优质农产品的市场需求。第三,规范合作社组织建设,增强外部规制。提升合作社管理水平任重道远,应鼓励家庭农场建立绿色生产档案信息,将生产过程实时记录并公开;合作社加强对家庭农场生产规范化、标准化情况进行监督和指导,完善合作社组织建设。政府应加强对合作社执行绿色生产标准的监督,建立信息化平台,实现农产品可追溯,并使追溯结果与合作社申请补贴、评奖评优等政策挂钩。此外,政府还应加强对合作社和家庭农场的外部管理规制,建立明确的奖惩机制,促使家庭农场遵循合作社的绿色生产规范。第四,提高家庭农场经营者的绿色意识。合作社应加强绿色生产的宣传,政府也应积极促进合作社和农业龙头企业的合作,为更多家庭农场经营者提供示范引导、参观学习等服务。此外,政府可以邀请绿色生产领域的专家开展讲座培训、田间技术帮扶,强调绿色生产的重要性,以鼓励家庭农场经营者参与绿色生产技术学习。

参考文献

- 1.蔡荣、汪紫钰、钱龙、杜志雄,2019:《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》，《中国农村观察》第1期，第51-65页。

2.陈飞、翟伟娟，2015：《农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究》，《经济研究》第10期，第163-177页。

3.陈吉平、任大鹏，2023：《合作社绿色生产何以可能——来自四川案例的过程追踪》，《农业经济问题》第3期，第100-110页。

4.高思涵、鄢伟波，2023：《家庭农场加入合作社的行为特征与增收效应——基于网络组织的视角》，《中国农村经济》第6期，第161-184页。

5.葛鹏飞、王颂吉、黄秀路，2018：《中国农业绿色全要素生产率测算》，《中国人口·资源与环境》第5期，第66-74页。

6.顾莉丽、郭庆海，2015：《农民合作社在农产品质量安全中的功能及运作机制——基于吉林省农民合作社的分析》，《中国流通经济》第8期，第100-105页。

7.郭海红、李树超，2022：《环境规制、空间效应与农业绿色发展》，《研究与发展管理》第2期，第54-67页。

8.郭海红、刘新民，2020：《中国农业绿色全要素生产率时空演变》，《中国管理科学》第9期，第66-75页。

9.韩朝华，2017：《个体农户和农业规模化经营：家庭农场理论评述》，《经济研究》第7期，第184-199页。

10.胡平波，2015：《网络视角下农民专业合作社的形成与发展》，北京：中国时代经济出版社，第10-15页。

11.黄祖辉，2018：《准确把握中国乡村振兴战略》，《中国农村经济》第4期，第2-12页。

12.纪月清、张惠、陆五一、刘华，2016：《差异化、信息不完全与农户化肥过量施用》，《农业技术经济》第2期，第14-22页。

13.赖斯芸、杜鹏飞、陈吉宁，2004：《基于单元分析的非点源污染调查评估方法》，《清华大学学报（自然科学版）》第9期，第1184-1187页。

14.李晗、陆迁，2020：《产品质量认证能否提高农户技术效率——基于山东、河北典型蔬菜种植区的证据》，《中国农村经济》第5期，第128-144页。

15.李晓静、陈哲、夏显力，2021：《参与电商对农户绿色生产意识的空间溢出效应——基于两区制空间杜宾模型分析》，《农业技术经济》第7期，第49-64页。

16.梁流涛、冯淑怡、曲福田，2010：《农业面源污染形成机制：理论与实证》，《中国人口·资源与环境》第4期，第74-80页。

17.刘华军、鲍振、杨骞，2013：《中国农业碳排放的地区差距及其分布动态演进——基于Dagum基尼系数分解与非参数估计方法的实证研究》，《农业技术经济》第3期，第72-81页。

18.刘同山、孔祥智，2019：《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》，《学习与探索》第12期，第98-106页。

19.陆泉志、张益丰，2022：《合作社何以促进农户绿色生产？》，《农林经济管理学报》第6期，第707-715页。

20.闵继胜、胡浩，2012：《中国农业生产温室气体排放量的测算》，《中国人口·资源与环境》第7期，第21-27页。

21.农业农村部政策与改革司、中国社会科学院农村发展研究所，2020：《中国家庭农场发展报告（2019年）》，北京：中国社会科学出版社，第87页。

22.潘丹、应瑞瑶，2012：《中国水资源与农业经济增长关系研究——基于面板VAR模型》，《中国人口·资源与

环境》第1期,第161-166页。

23.田云、尹恣昊,2022:《中国农业碳排放再测算:基本现状、动态演进及空间溢出效应》,《中国农村经济》第3期,第104-127页。

24.田云、张俊飏、何可、丰军辉,2015:《农户农业低碳生产行为及其影响因素分析——以化肥施用和农药使用为例》,《中国农村观察》第4期,第61-70页。

25.汪阳洁、黄浩通、强宏杰、黄季焜,2022:《交易成本、销售渠道选择与农产品电子商务发展》,《经济研究》第8期,第116-136页。

26.王春来,2014:《发展家庭农场的三个关键问题探讨》,《农业经济问题》第1期,第43-48页。

27.王图展,2016:《农民合作社议价权、自生能力与成员经济绩效——基于381份农民专业合作社调查问卷的实证分析》,《中国农村经济》第1期,第53-68页。

28.王勇,2014:《家庭农场和农民专业合作社的合作关系问题研究》,《中国农村观察》第2期,第39-48页。

29.王志刚、于滨桐,2019:《农业产业化联合体概念内涵、组织边界与增效机制:安徽案例举证》,《中国农村经济》第2期,第60-80页。

30.吴贤荣、张俊飏、田云、李鹏,2014:《中国省域农业碳排放:测算、效率变动及影响因素研究——基于DEA-Malmquist指数分解方法与Tobit模型运用》,《资源科学》第1期,第129-138页。

31.于艳丽、李桦,2020:《社区监督、风险认知与农户绿色生产行为——来自茶农施药环节的实证分析》,《农业技术经济》第12期,第109-121页。

32.张连刚、陈卓,2021:《农民专业合作社提升了农户社会资本吗?——基于云南省506份农户调查数据的实证分析》,《中国农村观察》第1期,第106-121页。

33.张明月、郑军、赵晓颖,2023:《加入合作社对家庭农场绿色生产的影响——基于422家省级示范家庭农场的实证分析》,《中国生态农业学报(中英文)》第6期,第976-988页。

34.赵佳、姜长云,2015:《兼业小农抑或家庭农场——中国农业家庭经营组织变迁的路径选择》,《农业经济问题》第3期,第11-18页。

35.朱启臻、胡鹏辉、许汉泽,2014:《论家庭农场:优势、条件与规模》,《农业经济问题》第7期,第11-17页。

36.Cai, X., Y. Lu, M. Wu, and L. Yu, 2016, "Does Environmental Regulation Drive away In-bound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-Natural Experiment in China", *Journal of Development Economics*, Vol. 123: 73-85.

37.Feng, Y., S. Zhong, Q. Li, X. Zhao, and X. Dong, 2019, "Ecological Well-Being Performance Growth in China (1994-2014): From Perspectives of Industrial Structure Green Adjustment and Green Total Factor Productivity", *Journal of Cleaner Production*, Vol. 236, 117556.

38.Gray, W. B., 1987, "The Cost of Regulation: OSHA, EPA and the Productivity Slowdown" *The American Economic Review*, 77(5): 998-1006.

39.Li, M., J. Wang, P. Zhao, K. Chen, L. Wu, 2020, "Factors Affecting the Willingness of Agricultural Green Production from the Perspective of Farmers' Perceptions", *Science of the Total Environment*, 738(5), 140289.

40.Organ, D. W., 2014, "Organizational Citizenship Behavior: It's Construct Clean-Up Time", *Human Performance*,

10(2):85-97.

41. Rosenbaum, P. R., and D. B. Rubin, 1983, "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects", *Biometrika*, 70(1): 41-55.

42. Rubin, D. B., 1997, "Estimating Causal Effects from Large Data Sets Using Propensity Scores", *Annals of Internal Medicine*, 127(8): 757-763.

43. Tone, K., M. Tsutsui, 2010, "An Epsilon-Based Measure of Efficiency in DEA – A Third Pole of Technical Efficiency", *European Journal of Operational Research*, 207(3): 1554-1563.

44. Wang, J., Y. Xue, and P. Wang, J. Chen, L., Yao, 2021, "Participation Mode and Production Efficiency Enhancement Mechanism of Geographical Indication Products in Rural Areas: A Meta-Frontier Analysis", *Physics and Chemistry of the Earth*, Vol. 121, 102982.

45. Wang, R., J. Shi, D. Hao, and W. Liu, 2023, "Spatial-Temporal Characteristics and Driving Mechanisms of Rural Industrial Integration in China", *Agriculture*, 13(4):747.

(作者单位: 北京林业大学经济管理学院)

(责任编辑: 柳 荻)

Does Joining Cooperatives Enhance Green Total Factor Productivity of Family Farms? Evidence from 892 Planting-Oriented Family Farms in Jiangsu, Jiangxi, and Shaanxi Provinces of China

XUE Yongji XUE Yanjin ZHANG Yuanyuan

Abstract: Based on survey data collected from 892 planting-oriented family farms in Jiangsu, Jiangxi, and Shaanxi provinces, this paper constructs a micro-analysis framework of Green Total Factor Productivity (GTFP) using the Super-SBM model, and employs a Logit model to analyze the influencing factors of family farms joining cooperatives. The paper further applies the Propensity Score Matching (PSM) method to establish counterfactual hypotheses and estimate the Average Treatment Effect (ATE) of joining cooperatives on family farms' GTFP. Additionally, the paper utilizes regression methods to decompose the mechanism through which joining cooperatives enhances their GTFP. The findings are as follows. Operation year and labor scale positively impact the likelihood of family farms joining cooperatives, while the farm owner's experience in agriculture, land standards, and registered trademarks exert a negative effect. After joining cooperatives, the GTFP of family farms significantly increased. Multiple paths through which joining cooperatives attribute to the improvement of family farms' GTFP ranked according to their respective contributions are as follows: cost pressure, profit incentive, organizational regulations, and environmental awareness. From the perspective of driving factors, economic mechanisms are more effective in driving family farms to enhance GTFP compared to management mechanisms.

Keywords: Cooperatives; Green Total Factor Productivity; Family Farms; Propensity Score Matching