

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

高思涵¹ 鄢伟波^{2,1}

摘要：加入合作社是农业经营主体参与市场竞争的有效方式。基于网络组织视角，本文探讨了家庭农场加入合作社的行为特征，构建了家庭农场与合作社的生产、供销和信用“三位一体”协同增收机制框架，并采用2017—2019年全国层面家庭农场调查数据检验家庭农场加入合作社的增收效应。研究发现：具有初级内部组织结构的家庭农场通过加入合作社可以实现外部网络化；资产专用性和多元化程度更高的家庭农场入社动机更强；加入合作社有利于家庭农场总收入的提升，多元化程度更高的家庭农场加入合作社的增收效应更明显。在将1957年高级社规模作为工具变量缓解内生性问题后，本文的研究结论仍然成立。机制分析表明：与生产合作相比，供销合作和信用合作对家庭农场的增收效应更显著。异质性分析和无条件分位数处理效应表明：加入合作社的处理效应因家庭农场主在合作社中所担任职务和家庭农场收入水平的不同而存在差异。本文运用资产专用性理论和网络组织理论为家庭农场的外部网络化提供了一个新制度经济学分析框架，研究结论为加快引导家庭农场加入合作社、实现农民可持续增收与共同富裕提供了经验证据。

关键词：家庭农场 合作社 网络组织 农民增收

中图分类号：F325.1 **文献标识码：**A

一、引言

实现共同富裕的重点、难点和希望都在农村。农业生产的组织化和社会化是农业生产中最薄弱的环节，严重阻碍农民创收增收和共同富裕（杜志雄等，2019）。加入农民专业合作社（以下简称“合作社”）能够降低农业经营主体参与市场活动的交易成本（Jayne et al., 2010），改善其在市场中的弱势地位（刘同山和苑鹏，2020），是实现农业产业化和现代化的现实选择。截至2021年12月，全国

*本文得到国家社会科学基金重大项目“促进全体人民共同富裕研究”（编号：22ZDA031）和教育部人文社会科学研究青年基金项目“新就业形态劳动权益保障研究”（编号：22YJC790150）的资助。本文通讯作者：鄢伟波。

依法登记的合作社达 223 万家^①，这些合作社带动了全国近一半农户。然而，现实中“空壳合作社”、“农户被参与”和“成员俱乐部化”等现象屡见不鲜（万俊毅和曾丽军，2020），物质激励过度、外部监管缺失、农户经营规模小且异质性强等因素导致合作社效率低下（Bachke，2019），未来如何引导合作社高质量发展亟待探究。

在向现代农业转型的过程中，家庭农场作为兼具家庭经营、集约生产和先进管理的核心新型农业经营主体，克服了小农户的传统缺陷，加入合作社已经逐渐成为其经营的关键步骤。统计数据表明，中国加入合作社的家庭农场在全部家庭农场中的占比由 2014 年的 32.9%（杜志雄等，2019）上升到 2017 年的 39.7%^②。原因在于，家庭农场和合作社都具有一定的弱质性，两者有必要也有可能通过有效的协同合作增强各自的竞争力（王勇，2014）。一方面，家庭农场满足了合作社对成员要素资源投入的高要求，能有效降低由于成员缺乏向心力和自生能力而引发的效率损失；另一方面，合作社能为家庭农场实现组织化发展和获取外部社会化服务提供有效支持。2020 年，农业农村部印发《新型农业经营主体和服务主体高质量发展规划（2020—2022 年）》，提出要“引导家庭农场领办或加入农民合作社”。2023 年中央“一号文件”明确强调要“深入开展新型农业经营主体提升行动，支持家庭农场组建农民合作社”^③。这些政策既为家庭农场与合作社协同发展提供了制度支撑，也显示中央对加快促进农业经营增效的深深期许。

然而，近五年来家庭农场加入合作社的步伐开始放缓。2018 年，加入合作社的家庭农场在全部家庭农场中的占比降为 35.9%^④。主要原因有两点：第一，成本收益比是入社的决定性因素，家庭农场加入合作社后不可避免地需要调整以往的农资和农机等投入，这可能导致其生产成本不降反升（刘同山和孔祥智，2019），而家庭农场的入社收益则受合作社制度的规范性以及管理机制的完善性等多方面因素影响，具有一定的不确定性；第二，得益于自身生产的规模经济和日益完善的社会化服务，家庭农场对合作社的需求已由农机方面的传统互补性需求逐渐转向个性化、全程化的综合性服务需求。然而，为实现收益最大化、壮大组织实力，合作社更有意愿吸纳经营规模大和以非粮作物经营为主的成员（朋文欢和傅琳琳，2018）。合作社的服务供给和家庭农场需求之间的不匹配降低了部分家庭农场的入社积极性。因此，在加快构建以家庭经营为基础、以合作与联合为纽带、以社会化服务为支撑的现代农业经营体系的新形势下，厘清家庭农场加入合作社的具体行为特征及其实际增收效应，既有利

^①资料来源：《国务院关于加快构建新型农业经营体系 推动小农户和现代农业发展有机衔接情况的报告》，<http://www.npc.gov.cn/npc/c30834/202112/e0995f9916d747e38bcc7deafda97048.shtml>。

^②资料来源：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，2019：《中国家庭农场发展报告（2018）》，北京：中国社会科学出版社，第 88 页。

^③参见《中共中央国务院关于做好 2023 年全面推进乡村振兴重点工作的意见》，http://www.qstheory.cn/yaowen/2023-02/13/c_1129362232.htm。

^④资料来源：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）》，北京：中国社会科学出版社，第 87 页。

于通过制度创新赋能新型农业经营主体、提升农业生产经营效率、培育特色产业和激发农民增收新动能，也是推进中国式农业农村现代化、实施乡村振兴战略和实现全体人民共同富裕的应有之义。

文献梳理发现，合作社是连接“小农户”与“大市场”的纽带。学者们主要从实现规模经济（温涛等，2015；Bachke，2019）、促进新技术采用（Ma et al.，2018）和规避市场风险（Sokchea and Culas，2015）等角度评估了合作社的绩效。然而，合作社的纵向一体化对成员资源投入要求较高，小农户的兼业化、土地规模小、经营能力弱和异质性强等特征降低了其加入合作社后的合作效率。与小农户相比，家庭农场虽具有经营规模大、专业化程度高和资产专用性程度强等特征，但同时也面临更高的生产成本以及市场、政策和自然风险（杜志雄等，2019）。截至2021年9月底，全国家庭农场数量已超过380万家，平均经营规模达到134.3亩^①。随着经营规模的快速增长，家庭农场的经营模式也逐步走向多元化，实现了从粮经结合到种养结合再到种养一体化的一二三产业融合发展。现有关于加入合作社对家庭农场影响的研究或是基于必要性的理论分析（王勇，2014），或是对“家庭农场+合作社”产生的部分制度效益进行探讨（Shen and Shen，2018；杜志雄等，2019；来晓东等，2021；郑风田等，2022），缺少对家庭农场加入合作社的增收机制进行系统分析的理论框架和严谨的微观实证研究。

与小农户相比，家庭农场不仅能通过雇工缓解劳动力的短缺，而且拥有丰富多样的收入渠道，其发展呈现专业规模经济与多元范围经济并存的双轮驱动特点。考察加入合作社对家庭农场收入的影响及其作用机制需要在小农户分析框架的基础上融入规模化、多元化等家庭农场的典型特征。进一步地，家庭农场的内部组织化和加入合作社后形成的外部网络化交叉融合，形成了农业生产经营形式的创新路径，两者在一定的条件下能相互影响甚至相互替代。家庭农场与合作社的协同发展究竟能否促进家庭农场规模优势的进一步发挥、降低交易成本，进而分享农业产业链增值收益，值得深入探讨。

基于此，本文将合作社增收效应的研究对象从小农户转向家庭农场这一新型农业经营主体，根据家庭农场在资产专用性和多元化程度上区别于小农户的典型特征分析家庭农场的入社决策，并采用微观调查数据检验加入合作社能否促使具备内部组织化的家庭农场进一步实现外部网络化。特别地，本文尝试从合作社的实际服务功能出发，基于“三位一体”综合合作视角构建生产、供销和信用合作三大增收机制，以便全方位探索家庭农场与合作社协同发展的融合渠道。

本文的边际贡献有三点：第一，在研究对象上，将组织化的增收效应由小农户扩展到家庭农场，并细致刻画了增收机制。现有文献多以小农户为研究对象，囿于数据可得性，将小农户加入合作社等同于小农户实际获得了合作社的服务，未能刻画和区分“真实”的合作社服务的增收效应。本文聚焦于家庭农场这一高质量农业经营主体，以家庭农场实际获得的合作社服务为传导机制，为引导合作社联农带农提供了更为严谨的经验证据。第二，在研究框架上，系统构建了家庭农场加入合作社的行为特征与增收机制框架。首先，本文将资产专用性理论与中国现实情境紧密结合，探讨家庭农场的入社行为特征。其次，将家庭农场的内部组织化与外部网络化纳入统一分析框架，扩展了个体组织内部结

^①资料来源：《国务院关于加快构建新型农业经营体系 推动小农户和现代农业发展有机衔接情况的报告》，<http://www.npc.gov.cn/npc/c30834/202112/e0995f9916d747e38bcc7deafda97048.shtml>。

构对网络组织绩效影响的相关文献。最后，从生产、供销和信用“三位一体”综合合作视角构建了家庭农场加入合作社的增收机制框架，并利用2017—2019年全国层面907个家庭农场的调查数据进行实证检验，为加快培育与赋能家庭农场提供了新的发展方向。第三，在研究方法上，尝试改进农业组织化分析中的内生性处理和异质性分析方法。相关研究通常使用倾向得分匹配和均值工具变量法处理加入合作社存在的内生性问题，而且关于合作社增收效应的讨论也多停留在均值回归阶段。本文手动搜集了样本地区县志，以1957年高级社规模作为工具变量缓解内生性问题。进一步地，本文还通过无条件分位数处理效应对家庭农场加入合作社的增收效应进行异质性分析，以更加全面地刻画异质性增收效应。

二、理论分析与研究假说

（一）家庭农场的内部组织化与外部网络化

“小农户+合作社”模式是一种有助于增加农民收入的制度创新，小农户加入合作社后能利用外部规模经济和范围经济，实现农业产业链横向扩展基础上的纵向延伸（朱乾宇等，2021）。图1利用产业组织理论中的“结构—行为—绩效”（structure-conduct-performance, SCP）分析框架总结了“小农户+合作社”与“家庭农场+合作社”模式的特征。外部规模经济是指合作社通过整合土地、劳动力、资本、技术等要素扩大横向规模，这有助于小农户集中有限的资源完成批量交易从而实现规模效益。通过风险与收益相匹配的机制，合作社既可以帮助小农户有效规避和分担市场风险，还能降低小农户在采购、销售等监督费用高、个人又很难开展的服务环节的交易成本。外部范围经济是指合作社通过一二三产业的融合，同时开展生产、加工、储运、营销、消费等全过程的合作，促成外部市场内部化，在增加农民收入的同时拓展农业的文化、旅游、生态等多元化功能。

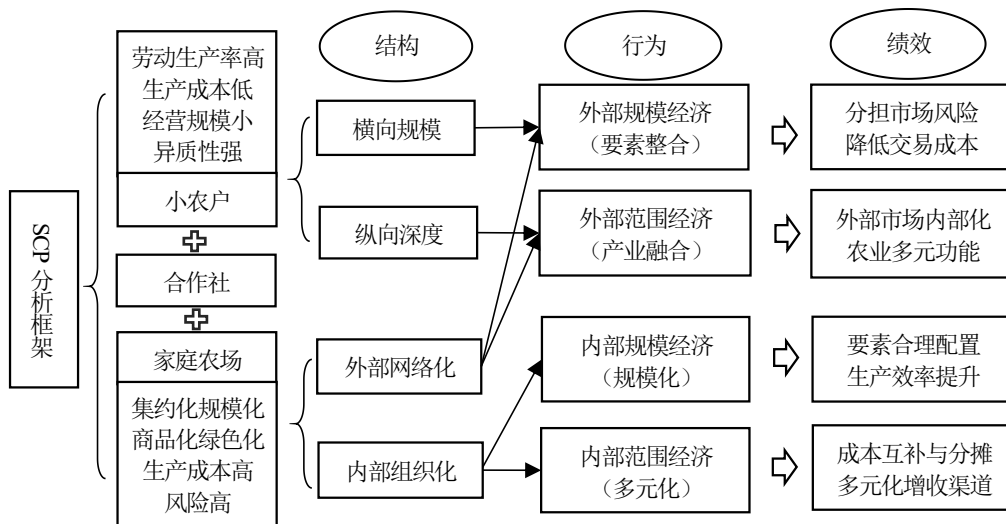


图1 “小农户+合作社”与“家庭农场+合作社”模式的SCP分析框架

家庭农场由于独特的组织形式和经营方式，能被看作是同时拥有内部规模经济与内部范围经济的科层组织（见图1）。内部规模经济多体现在农业生产环节，家庭农场能通过对土地、劳动力、资本

等生产要素的合理配置提升生产效益。内部范围经济多体现为农业内部的纵向一体化。例如，采取稻渔综合种养等生态循环农业模式的家庭农场能有效避免单一农产品生产的周期性限制，充分利用生产能力和要素资源，通过成本互补与分摊有效抵御市场风险。又如，部分综合家庭农场以自身产品为依托，纵向发展农产品加工业、农机服务业和乡村旅游业，在增加家庭农场效益的同时拓展了农业的生态、旅游等功能（高思涵和吴海涛，2021）。

作为新型农业经营主体，家庭农场加入合作社的内在动机植根于其自身特征。一方面，在实现内部规模经济和内部范围经济的同时，规模化经营的家庭农场也承担了较高的劳动监督费用、更多的生产资料投入以及更高的市场风险和自然风险。因此，家庭农场迫切需要进行成本控制和风险管理。另一方面，与合作社、农业企业等经营形式相比，家庭农场虽然在直接生产环节具有优势，也具备一定的农产品加工、农机服务等多元化功能，但在要素市场和产品市场上仍处于弱势地位。因此，家庭农场的生产方式主要改变了农业生产的产中环节，并没有完全内部化产前和产后环节，反而由于专用性资产的增加而更加倾向于实现纵向一体化（杜志雄等，2019）。

家庭农场的纵向一体化主要存在两种方式。一种是向上下游经营领域扩展，形成产供销一体化的农业产业化组织。现实中这种选择对家庭农场主的知识、经验、能力和资本实力的要求相当高，投入高、风险大，并不是大多数家庭农场主的首要选择。根据网络组织理论，农业生产的上下游经营活动与家庭农场经营活动可以形成互补，这种互补性活动可以由不同主体之间的合作来完成。因此，家庭农场的另一种选择是与合作社等农业社会化服务组织联合^①。那么，家庭农场加入合作社到底是形成完全纵向一体化的科层组织，还是会形成既不同于市场也不同于企业的准一体化网络组织^②？现有文献大多将二者混为一谈，或仅考虑某一种纵向一体化模式（刘源等，2019）。本文认为，加入合作社会促成家庭农场的外部网络化，原因有以下三点：第一，本质特征符合。网络组织是指两个或两个以上的独立经济主体通过正式或非正式契约所形成的互相依赖、共担风险的长期合作组织模式（杨瑞龙和冯健，2003）。家庭农场加入合作社是以独立身份在利益驱动下开展的自愿行为，家庭农场可以自由进出合作社，既能基于管理制度和契约安排从事生产活动，也能保留独立产权和市场激励，二者的合作几乎没有科层行政命令关系存在的土壤（胡平波，2015）。第二，当前实践主流。网络组织是介于科层组织和市场之间的一种制度安排。与市场相比，网络组织中的长期合作关系有助于降低市场交易成本。与科层组织相比，网络组织能减少官僚主义带来的内部管理成本。威廉姆森（2002）指出，随着资产专用性程度的提高，治理结构将沿着“市场—网络组织—企业科层”的路径演进。当家庭农场的资产专用性程度增加，加入合作社形成网络组织不仅能满足家庭农场协调产供销等高度互补但又不相似的活动的需要，也能满足家庭农场从外部构造持续竞争激励的需要。网络组织中资源和知识的协同创新会产生专有准租金，而自身能力与任务复杂程度又会限制家庭农场进一步向科层组织演进（杨

^①农业社会化服务组织包含政府或公共服务组织、农业产业化龙头企业、合作社等经济组织，本文主要讨论家庭农场加入合作社这一情形。

^②网络组织也可称为中间体组织或者混合组织。

瑞龙和冯健，2003）。因此，网络组织是当前中国农业领域纵向一体化实践的主流形式。第三，动态调整过程。农业生产因为季节性因素、生物安全、市场风险和政策环境变化而存在需求不确定性，这与缺乏灵活性的科层组织并不兼容。通过加入合作社形成具有自适应、自调节能力的网络组织，家庭农场能根据瞬息万变的市场形势迅速做出适应性调整。因此，农业组织模式选择是一个动态调整过程，在外生风险冲击下家庭农场可能会向混合契约的网络组织演变（江光辉和胡浩，2022）。

（二）家庭农场加入合作社的行为特征与内在逻辑

本文尝试通过威廉姆森（2002）的资产专用性理论解释家庭农场加入合作社的内在逻辑。令 $\beta(k)$ 代表组织内部的治理成本，包括劳动监督费用、官僚主义成本等； $M(k)$ 代表相应的市场治理成本，通常指搜寻成本，其中， k 是资产专用性程度。当不存在资产专用性时，市场搜寻成本几乎为 0。假定对于给定的 k 都有 $M' > \beta'$ ，这反映了市场的适应性低于组织。令 $\Delta G = \beta(k) - M(k)$ ，表示不同资产专用性程度下内部治理成本与市场治理成本之差， ΔG 曲线单调递减（见图 2）。令 ΔC 表示组织自身生产某产品（服务）和从市场交易相同产品（服务）所付出的成本之差，由于市场的通盘协调会产生规模经济和范围经济，大大节约生产成本，因而 ΔC 会随 k 的增大而减小。不过，随着各类产品和服务的独特性越来越大（ k 值越大），市场交易的成本优势逐渐丧失， ΔC 趋近于零。本文关注的是最优的资产专用性程度（ k^* ）既定的条件下相同产品由组织内部生产与从市场上交易的总成本（生产成本与治理成本）之差，即 $\Delta C + \Delta G$ 。由图 2 可知，当资产专用性最优水平较高（ $k^* > k_1$ ）时，在组织内部交易更有利。这不仅是由于市场交易未能实现规模经济和范围经济，而且，当资产具有高度专用性时，所形成的“锁定”效应会将行为主体束缚在特定的交易关系中，此时市场治理反而会带来各种矛盾。正如前文所述，受自身能力和任务复杂程度的限制，大多数家庭农场无法发展成完全纵向一体化的内部科层组织，而家庭农场加入合作社形成的网络组织不仅能使家庭农场实现对专用性资产的充分利用，还能较好地处理农业生产中的市场价格、交易条件等不确定因素对收入的影响，避免市场交易中的机会主义行为。因此，资产专用性程度较高的家庭农场更倾向于加入合作社。

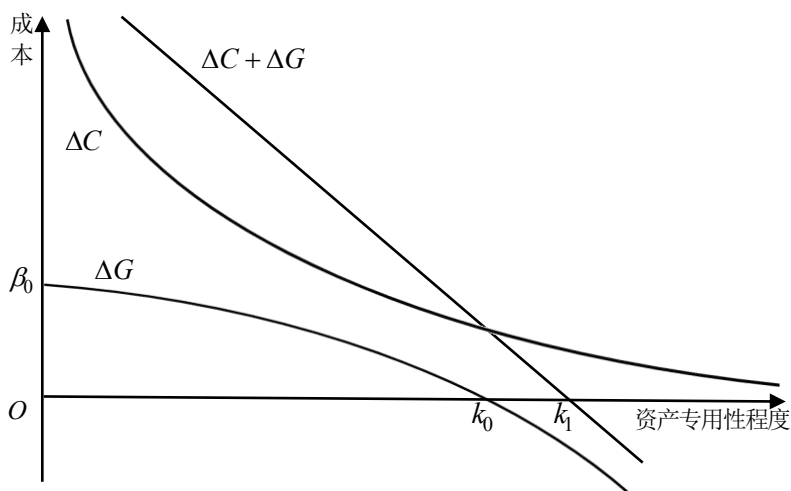


图2 家庭农场加入合作社的生产成本与治理成本

与资产专用性程度相对应，组织内部治理成本会因家庭农场组织结构的不同而存在差异。威廉姆森（2002）将企业划分为单一所有权企业（U型）和多元事业部企业（M型）。M型企业会制定多元化经营战略，把内部资源分配给收益高的事业部，以实现资源的有效配置。例如，联合企业利用M型组织结构，使其资本经营从专业化领域向多个领域扩展。企业在不同生产部门间实施独立但仍互相关联的管理制度。多元化的家庭农场也是一种M型组织结构。考虑到管理深度与管理幅度之间的平衡问题，由于家庭农场主的精力、技能和管理水平有限，一旦因为对资源的生产性能了解不够而使农场主的管理能力受到限制，随之便会产生资源配置不当问题。换句话说，家庭农场很难实现生产过程的全覆盖。因此，家庭农场的内部多元化并不能替代外部多元化合作。用图2表示就是，与U型组织相比，M型组织能针对不同情况使用不同的激励控制等手段，使 $\beta(k)$ 更小， ΔG 曲线的位置整体下降。在 ΔC 不变的情形下，综合表现便是 $\Delta C + \Delta G$ 曲线与横轴的交点（ k_1 ）左移，M型组织的纵向一体化倾向更强烈。M型组织结构的家庭农场的纵向一体化也有两种选择，一是通过扩大自身规模形成内部一体化的科层组织，二是加入合作社形成相互独立的网络组织。由于不同农产品的产供销过程需要的能力差异较大，家庭农场进行规模扩张的边际成本可能会远大于由此产生的边际收益，因此往往得不偿失（杨瑞龙和冯健，2003）。但在网络组织中，家庭农场不仅能与合作社在需求领域开展合作，还能保持相对独立，以最小化其余领域的效率损失。因此，多元化程度越高的家庭农场越有意愿加入合作社，形成外部网络化组织。基于此，本文提出假说H1。

H1：资产专用性程度越高、多元化程度越强的家庭农场越有意愿加入合作社。

（三）家庭农场加入合作社的协同增收机制

学界对合作社增收机制的探讨暗含一个重要的前提，即社员收入是否提高不仅取决于是否参与合作社，更取决于合作社向社员提供了哪些服务（朋文欢和黄祖辉，2017）。探讨家庭农场加入合作社的协同增收机制也需要从合作社的服务功能出发。“三位一体”综合合作是新时代中国特色合作经济的重大理论探索和实践尝试。2006年，习近平在指导瑞安市农村改革试验时就提出了“三位一体”综合合作的雏形。2017年中央“一号文件”首次提出要积极发展生产、供销、信用“三位一体”综合合作，后续年份的中央“一号文件”无一例外地强调继续开展多样化联合与合作的重要性。

“三位一体”综合合作是指通过实现产前、产中、产后各环节全过程合作和劳动力、土地、资金、技术、信息、企业家才能等全要素合作，使合作社的单一合作向生产、供销、信用“三位一体”综合合作转变。这种转变有利于在异质性社员之间形成更为稳定和可持续的合作关系，避免出现“空壳合作社”，进而围绕农业产业链上下游和多元要素合作形成具有利益趋同性的联合体（朱乾宇等，2021）。

1. 生产合作。生产合作是“三位一体”综合合作的基础（见图3），家庭农场通过生产合作能高效整合土地资源、生产资料和人力资本等生产要素，充分发挥技术优势和规模效应，提高农业生产效率，促进增产增收。具体地，生产合作包括提供土地流转、代耕代种、机播机收、统一施肥和病虫害防治等农业生产性服务，制定统一的农产品生产质量标准，组织种养殖培训和农技推广等。

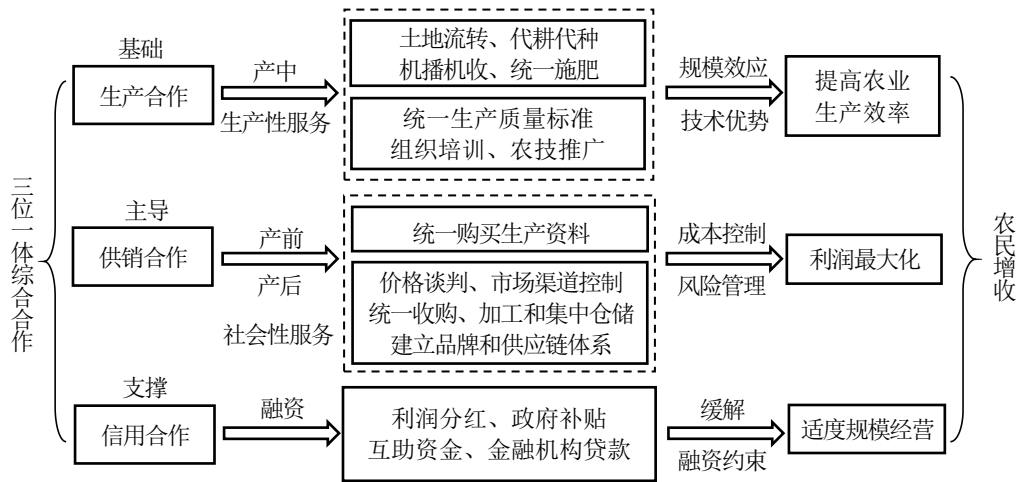


图3 “三位一体”协同增收机制

2. 供销合作。供销合作是“三位一体”综合合作的主导，在生产合作的基础上，以流通促进生产成果转化成现实收益，实现一二三产业融合发展，可以降低市场交易成本，推动家庭农场与大市场有机衔接。供销合作在产前环节主要表现为统一购买生产资料，在产后环节体现为提高市场价格谈判能力和市场渠道控制能力，对农产品进行统一收购、加工和集中仓储，建立自有品牌和供应链体系。

3. 信用合作。信用合作是“三位一体”综合合作的支撑，既能为生产合作、供销合作提供资金融通服务，推进农业产业化，也能通过金融创新将技术、管理、数据等生产要素纳入生产经营体系，进一步增强生产合作和供销合作的效率，以实现更高层次的综合合作。信用合作具体包括获得合作社分红、政府补贴、合作社的互助资金，以及由合作社担保推介以获得当地金融机构的小额贷款，以此缓解家庭农场的融资约束。基于此，本文提出假说 H2。

H2: 加入合作社有助于提升家庭农场的收入。

正如前文所述，家庭农场实现了一定程度的内部组织化，那么，家庭农场的内部组织化和外部网络化如何相互影响？在生产合作方面，家庭农场通过对土地、劳动力、资本等要素的合理配置已经实现了一定程度的规模经济，建立了统一的生产质量标准。因此，在要素配置、农机合作等生产环节加入合作社对家庭农场的增收效应有限。家庭农场的外部网络化可能体现在农技推广与职业培训方面，此时家庭农场的内部组织化与外部网络化是部分替代关系。在供销合作方面，经营规模大、资产专用性程度高的家庭农场面临较高的自然风险和市场风险，加入合作社有助于家庭农场通过统一购买生产资料、集中加工和仓储实现成本管控，通过控制市场渠道、建立品牌和供应链体系进行风险管控以实现利润最大化，此时家庭农场的内部组织化与外部网络化是互补关系。在信用合作方面，加入合作社有助于家庭农场解决因缺少担保而无法贷款的问题，使家庭农场更好地发展适度规模经营从而实现增收，此时家庭农场的外部网络化促进了其内部组织化。基于此，本文提出假说 H3。

H3: 相比于生产合作，供销合作和信用合作对家庭农场的增收效应更明显。

家庭农场的典型特征也会影响其外部网络化的增收效应。一方面，资产专用性程度越高，家庭农场进行外部网络化风险管控的效果越明显。此外，家庭农场还能通过提供农机共享和场地出租等社会

化服务,在分摊成本的同时获得额外收入。因此,资产专用性程度越高,家庭农场加入合作社的增收效应越明显。另一方面,网络组织的存在使成员之间能通过吸收彼此的知识进行技术创新,而知识创新很大程度上取决于网络组织共有知识的数量和质量。知识重组的渠道越多,知识创新的可能性就越大,网络组织可共享的经济利益也就越多。多元化程度更高的家庭农场能在不同的生产品种和生产环节上与合作社进行知识重组,从而实现更程度的外部范围经济,此时家庭农场内部组织化与外部网络化的结合发挥了乘数效应。由此,本文提出假说 H4 和 H5。

H4: 资产专用性程度越高的家庭农场加入合作社的增收效应越明显。

H5: 多元化程度越高的家庭农场加入合作社的增收效应越明显。

三、模型与数据

(一) 数据来源

本文所用数据来自武汉大学经济发展研究中心开展的三轮家庭农场问卷调查。第一轮调查于 2017 年 7 月开展,目的是了解家庭农场的基本情况,调查对象是全国家庭农场五大发展模式^①中的两大典型代表——都市郊区的代表湖北省武汉市和一般农业区的代表安徽省郎溪县的全部注册家庭农场。此次调查共获取 629 家家庭农场的信息,其中,郎溪县 330 家、武汉市 299 家。第二轮调查于 2018 年 7 月开展,调查范围扩展至全国。首先,按照分层抽样原则在地区层面选取东部 7 省(区、市)、中部 5 省(区、市)和西部 7 省(区、市)^②;其次,以 2017 年各县第一产业增加值为依据,将上述省份的 2081 个区、县级行政单位由高到低等分成四组,按照分层定比法,通过比较各组第一产业增加值之和确定各组的抽样比例后,共计随机抽取 100 个样本县;最后,将抽取的样本县与武汉大学和郑州大学提供的学生来源地名单进行匹配,在确认学生调查员后对其进行统一培训。每位调查员在自身来源地选取 5~10 家家庭农场进行入户访谈,共收回有效调查问卷 472 份。第三轮调查于 2019 年 7 月开展,目的是了解新情况、新问题。本次调查运用典型抽样法,基于数据可得性选取农业大省湖北省的两个相邻县级市——武穴市和麻城市的全部在册家庭农场进行调查,共获得 273 份有效问卷,其中,武穴市 157 份,麻城市 116 份。三轮调查使用同一套问卷,以面访形式开展,询问的都是前一年的有关信息,共获得 1374 份有效调查问卷。

由于不同类型的家庭农场收入结构差异较大,结合研究需要,本文最终选取种植型和种养结合型家庭农场作为研究对象。为尽量排除其他因素的干扰,本文首先保留种植型和种养结合型家庭农场,共得到 981 个样本。然后剔除主要变量缺失或有明显填写错误的样本,最终得到 907 个样本。样本基

^①为引导地方家庭农场有序发展,农业农村部根据各地情况总结出了上海松江、浙江宁波、湖北武汉、吉林延边和安徽郎溪五大家庭农场发展模式,并将其作为典型进行推广。武汉模式是都市郊区农业在工业化和城市化背景下服务城市发展的典型,郎溪模式则是欠发达地区在农业劳动力不断转移背景下农业规模化转型的典型。

^②东部地区包括北京市、河北省、山东省、江苏省、浙江省、福建省和广东省;中部地区包括湖北省、安徽省、湖南省、江西省和河南省;西部地区包括山西省、陕西省、四川省、云南省、广西壮族自治区、贵州省和重庆市。

本情况如下：356 家家庭农场加入了合作社，占样本总数的 39.3%；种植型家庭农场数量为 572 家，占样本总数的 63.1%；平均建场年限为 7.9 年；示范性家庭农场占比 45.1%；平均土地经营面积为 341.3 亩。《中国家庭农场发展报告（2018）》显示：2017 年，在中国全部家庭农场中，加入合作社的家庭农场占比为 39.7%；种植型家庭农场占比为 63.4%；从事农业规模经营的平均年限为 7.1 年；示范性家庭农场占比为 53.5%；平均土地经营面积为 394.3 亩。二者的对比表明，本文的样本代表性较好。

（二）变量选取与度量

1.被解释变量。为探究家庭农场加入合作社的行为特征与增收效应，本文的被解释变量分别为是否加入合作社和家庭农场总收入。前者为二元变量，如果家庭农场加入了合作社，则将变量赋值为 1，否则赋值为 0。后者包括经营性收入、提供农业服务的收入、政府补贴和奖励性收入、打工和自营工商业收入以及财产收入^①，其中，经营性收入由农场种植类和养殖类的总销售收入组成，包括未加工以及加工农产品收入。

2.核心解释变量。当研究家庭农场加入合作社的增收效应时，本文的核心解释变量为是否加入合作社。当研究家庭农场加入合作社的行为特征时，本文的核心解释变量则包含资产专用性程度和多元化程度。资产专用性是指在不牺牲生产价值的条件下，资产可用于其他用途和由其他使用者重新配置的程度。此类资产包括专用场地、专用实物投资、专用人力资本以及特定用途的资产（威廉姆森，2002）。资产专用性影响治理结构的核心逻辑在于：一旦进行了具有资产专用性特征的投资，家庭农场的各种交易就容易产生“锁定”效应，使市场购买和自身生产的成本和收益发生变化。沿着威廉姆森（2002）的思路，学者们试图寻找专用性资产的代理变量（杨丹和刘自敏，2017；刘灵辉等，2020）。本文使用家庭农场实际经营的土地总面积和生产性固定资产价值作为资产专用性程度的代理变量。生产性固定资产对应于专用场地和专用实物资产，包括全部种养殖机械设备以及厂房、仓库、圈舍等建筑物生产设施，其价值由笔者通过详细的问卷调查逐一加总得到。在稳健性检验中，本文构造了两个资产专用性程度的间接代理变量——“最大承受租金”和“对流转土地改良投入”。二者间接反映了家庭农场已投入的专用性资产，与“锁定”“敲竹杠”效应相对应。本文使用家庭农场类型（种植或种养结合）和经营种类度量多元化程度，种养结合型家庭农场的多元化程度高于种植型家庭农场，经营种类越多代表多元化程度越高。考虑到家庭农场内部各经营种类的分布情况对多元化程度的影响，在稳健性检验中，本文利用不同经营种类的销售收入构造表征集中度的赫芬达尔-赫希曼指数（HHI），指数越大表示家庭农场的经营范围越集中，多元化程度越低。

3.控制变量。参照现有文献（钱忠好和李友艺，2020；郑风田等，2022），本文的控制变量如下：在个体特征方面，本文控制了家庭农场主年龄、性别和受教育年限；在劳动投入方面，考虑到家庭农场的规模经营特征，本文使用家庭农场雇佣劳动力所支付的全部工资衡量；在经营特征方面，本文控制了是否为示范性家庭农场和是否为粮食类家庭农场；在环境特征方面，本文控制了自然灾害损失和

^①农业服务性收入是指为其他农户或农场提供农机作业、产品销售、农资购买等与农业经营有关的服务性收入；财产收入指土地和房屋出租的租金收入，存款所获得的利息收入等。

动植物疫情损失。为缓解极端值的影响，本文对连续变量进行了上下1%的缩尾处理。

4.机制变量。生产合作主要体现在统一标准、农技推广与职业培训方面，因此选取采用新技术的种类、参加新型职业农民培训天数和产品是否经过正规机构质量检测作为生产合作的代理变量。供销合作体现在通过控制市场渠道、建立品牌等方式进行风险管控，以及通过统一购买生产资料、集中加工和仓储进行成本管控，因此选取销售模式、销售合同、注册商标品牌和水稻销售价格^①作为供销合作的代理变量；信用合作体现在通过担保推介获得小额贷款，因此选取不同类型的贷款和政府补贴获得情况作为其代理变量。

有关变量的定义和描述性统计见表1。

表1 变量定义与描述性统计

变量名称	变量定义及赋值	均值	标准差
家庭农场总收入	经营性收入、提供农业服务的收入、政府补贴和奖励性收入、打工和自营工商业收入以及财产收入的总和（万元），取对数	102.27	147.76
是否加入合作社	家庭农场是否加入农民专业合作社：是=1，否=0	0.39	0.49
土地总面积	家庭农场经营的土地总面积（亩）	341.28	548.44
生产性固定资产价值	家庭农场机械设备和建筑物总购买价值（万元），取对数	13.83	34.56
家庭农场经营种类	家庭农场的经营种类数量	1.81	0.97
最大承受租金	如果承包户要求涨地租，每年您能负担的最大租金（元/亩）	548.29	303.86
对流转土地改良投入	对转入土地进行平整、改良或改造的总费用（万元），取对数	22.25	41.98
年龄	农场主年龄（岁）	47.61	8.34
性别	农场主性别：男=1，女=0	0.88	0.32
受教育年限	农场主受教育年限（年）	10.18	2.97
雇工工资	家庭农场的长、短期雇工工资总额（万元）	15.75	29.14
示范性家庭农场	是否入选示范性家庭农场：是=1，否=0	0.45	0.50
粮食类家庭农场	是否以粮食作物为主要经营范围之一：是=1，否=0	0.51	0.50
自然灾害损失	调查前一年遭受自然灾害导致损失的程度：很大=4，较大=3，较小=2，无=1	2.50	1.12
动植物疫情损失	调查前一年是否发生重大动植物疫情：是=1，否=0	0.13	0.02
新技术采用	采用的新技术种类（种）	2.11	1.34
职业培训	农场主在调查前一年参加新型职业农民培训天数（天）	9.76	13.32
质量检测	产品是否经过正规机构质量检测：是=1，否=0	0.40	0.49
销售模式	农产品主要销售模式：间接销售=1，直接销售=0	0.62	0.49
销售合同	是否签订过农产品销售合同：是=1，否=0	0.21	0.40
商标品牌	产品是否注册过商标品牌：是或正在申请=1，否=0	0.23	0.42
水稻销售价格	调查前一年水稻销售价格（元/千克）	2.45	0.32
亲友借款	家庭农场外部资金来源是否包含亲戚朋友无息借款：是=1，否=0	0.27	0.44
非金融机构	家庭农场外部资金来源是否包含非金融机构借贷：是=1，否=0	0.07	0.25
金融机构	家庭农场外部资金来源是否包含金融机构贷款：是=1，否=0	0.36	0.48

^①考虑到农产品价格可比性和样本地区多数家庭农场均种植水稻，本文仅选取水稻销售价格作为销售价格的代理变量。

表1 (续)

政府补贴	家庭农场外部资金来源是否包含政府补贴: 是=1, 否=0	0.10	0.31
------	------------------------------	------	------

注: ①所有价格变量已通过家庭农场所在省份 CPI 调整到 2016 年的不变价。②家庭农场的经营种类包括 11 大类: 粮油种植, 经济作物 (茶叶、烟叶等), 家畜养殖, 家禽养殖, 水产养殖, 蔬菜瓜果, 花卉苗木, 果园, 经济林木, 特种植物, 特种动物。③采用的新技术种类包括 7 大类: 新品种, 新机械, 新化肥, 新农药, 病虫害防治新方法, 新生产方法 (如新作物栽培方法、新施肥配方、新农药喷洒方法、新灌溉方法等), 新管理方法 (如新田间管理、新作业方法、新成本控制方法等)。④销售模式中的间接销售指企业或中间商上门收购, 运送到加工企业、中间商或超市; 直接销售指直接在农贸市场上销售、通过互联网销售或亲友间推荐销售。⑤表中取对数变量的描述性统计是对该变量原值所做的描述, 在模型估计时则取对数。

(三) 模型设定

1. 基准模型。为探究家庭农场加入合作社的增收效应, 本文的计量模型设定如下:

$$\ln income_i = \beta_0 + \beta_1 membership_i + X_i' \beta_2 + \mu_r + \delta_t + \varepsilon_i \quad (1)$$

(1) 式中: 被解释变量 $\ln income_i$ 表示家庭农场 i 的总收入的取对数。核心解释变量 $membership_i$ 为家庭农场是否加入合作社的二元变量。 β_1 为加入合作社对家庭农场总收入的影响。向量 X_i' 为控制变量。此外, 本文还控制了省份固定效应 μ_r 和时间固定效应 δ_t , ε_i 为扰动项。为缓解县域内家庭农场加入合作社行为的相关性, 稳健标准误聚类到县域层面。

2. 两阶段最小二乘法。若随机选取家庭农场并将其分配到合作社中, 则 (1) 式中的 β_1 是加入合作社对家庭农场总收入影响的无偏估计量。但正如 Ma et al. (2018) 所指出的, 是否加入合作社是家庭农场主基于自身特征和比较优势分析后的“自选择”行为, 存在一些影响家庭农场加入合作社的不可观测因素 (如农场主的生产偏好、管理技能和进取精神等)。因此, 本文的基准结果可能存在遗漏变量导致的内生性问题, 采用最小二乘法得到的估计量可能存在偏误。为此, 本文采用工具变量法缓解内生性问题, 两阶段最小二乘法 (2SLS) 的模型设定如下:

$$membership_i = \alpha_0 + \eta Coop_{1957} + X_i' \alpha_1 + \mu_r + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$\ln income_i = \beta_0 + \pi \overline{membership}_i + X_i' \beta_2 + \mu_r + \varepsilon_i \quad (3)$$

(2) 式^①中, $Coop_{1957}$ 是本文的工具变量, 表示家庭农场所在县 (市、区) 1957 年高级社的平均规模 (入社农户总数/高级社数量, 取对数)。(3) 式中, $\overline{membership}_i$ 表示家庭农场加入合作社概率的拟合值。

3. 中介效应模型。本文进一步按照“三位一体”综合合作框架, 从生产、供销和信用三方面检验“家庭农场+合作社”的协同增收机制。通过 (1) 式、(4) 式和 (5) 式构建中介效应模型^②:

^①此外, (2) 式还被用于检验家庭农场加入合作社的行为特征, 即假说 H1。

^②“三步走”的中介效应方法在应用中存在一定的滥用和误用 (江艇, 2022)。中介效应成立的前提除需满足“统计步骤”外, 核心在于中介变量对结果变量的影响应符合理论逻辑。本文所选取的中介变量, 如生产合作中的新技术采用、职业培训, 供销合作中的销售渠道等对家庭农场收入产生影响的逻辑是较为直观的, 故适合采用中介效应进行机制检验。

$$mediate_i = \beta_0 + \gamma_1 membership_i + X_i' \beta_2 + \mu_r + \delta_t + \varepsilon_i \quad (4)$$

$$lnincome_i = \beta_0 + \phi_1 membership_i + \rho_1 mediate_i + X_i' \beta_2 + \mu_r + \delta_t + \varepsilon_i \quad (5)$$

(4) 式中的 γ_1 表示加入合作社对中介变量的影响，(5) 式在 (1) 式的基础上增加了中介变量 $mediate_i$ 。

四、实证结果与分析

(一) 家庭农场加入合作社的行为特征

本文首先利用未引入工具变量的 (2) 式检验家庭农场加入合作社的行为特征 (见表 2)。考虑到是否加入合作社为二元变量，表 2 还报告了 Probit 和 Logit 模型的估计结果。无论采用哪种计量模型，家庭农场的土地总面积、生产性固定资产价值的估计系数均大于零，说明随着资产专用性程度的提升，家庭农场加入合作社的概率也会上升，这与杜志雄等 (2019) 的结论一致。家庭农场经营种类的估计系数大于零，表明多元化程度越高的家庭农场越倾向于加入合作社，这初步验证了假说 H1。此外，示范性家庭农场加入合作社的概率更高，说明具有较高农场经营管理水平的农场主更倾向于加入合作社。

表 2 家庭农场加入合作社行为特征的估计结果

	被解释变量：是否加入合作社					
	OLS		Probit模型		Logit模型	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
土地总面积	0.059***	0.016	0.177***	0.048	0.291***	0.081
生产性固定资产价值	0.006**	0.003	0.018*	0.010	0.032*	0.017
家庭农场经营种类	0.029**	0.013	0.083**	0.035	0.134**	0.059
年龄	0.002	0.002	0.004	0.005	0.007	0.008
性别	0.019	0.043	0.076	0.126	0.105	0.207
受教育年限	-0.004	0.007	-0.013	0.021	-0.023	0.034
雇工工资	0.000	0.001	0.000	0.002	0.000	0.004
示范性家庭农场	0.199***	0.044	0.543***	0.117	0.882***	0.195
粮食类家庭农场	-0.045	0.029	-0.126	0.079	-0.214*	0.129
常数项	-0.118	0.182	-1.774***	0.546	-2.903***	0.904
省份和时间虚拟变量	已控制		已控制		已控制	
观测值数	907		907		907	
调整后的R ²	0.092		0.082		0.082	

注：①标准误为聚类到县域层面的稳健标准误。②*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

(二) 加入合作社对家庭农场总收入的影响

加入合作社影响家庭农场总收入的基准结果如表 3 所示。OLS 估计结果均表明，加入合作社会显著提高家庭农场的总收入，假说 H2 得到验证。家庭农场总收入与土地总面积、生产性固定资产价值和经营种类数正相关。

为缓解内生性问题,本文尝试利用1954—1957年的农业合作化运动构造家庭农场是否加入合作社的工具变量。为解决新中国成立初期“耕地农有”后生产资料不足问题,满足农民劳动互助需求和国家合作经营需要,1951年,中共中央做出大力发展农业生产互助合作的决定。初期以互助组形式为主,农户根据“自愿、互利”原则选择是否加入,且仍保留生产经营决策权。随着合作化运动的推进,农业合作化运动在1954—1957年迅速转向初级社和高级社阶段。1958年,高级社普遍升级为规模更大的人民公社。从早期的互助组、初级社到高级社直至人民公社,农业生产合作化程度和规模逐步增加,弥补了单家独户生产资料不足和效率低下的缺陷。但随着合作化程度的提升,农户自愿性和决策自主权逐步减弱,生产积极性降低(Chen and Lan, 2017)。与其他形式的合作社相比,1957年的高级社一方面提升了规模化生产效率,另一方面对生产积极性也未产生更大的负面激励。因此,本文以家庭农场所在县(市、区)1957年高级社的平均规模^①作为家庭农场是否加入合作社的工具变量。一方面,合作化运动塑造了集体观念,培养了集体劳动习惯。1957年高级社平均规模越大,合作社对农民的影响越深,越容易产生文化、观念和习惯的代际传递。这与教育观念代际传递的文献具有类似的逻辑(Chen et al., 2020)。另一方面,1957年高级社平均规模可能通过影响家庭农场加入合作社的决策来影响其总收入,而通过其他途径影响家庭农场总收入的可能性较小,因而可以认为工具变量是外生的。本文手工查阅了样本家庭农场所在县的县志资料,整理出1957年县级层面的高级社数量和入社农户数,计算出高级社平均规模。表3(2)列和(3)列分别显示了2SLS的第一阶段和第二阶段的估计结果。表3(2)列显示,1957年高级社平均规模每提升100%,研究期内家庭农场加入合作社的概率将提高0.092。第一阶段的F值为22.2,大于经验值10,说明不存在弱工具变量问题。表3(3)列显示,加入合作社使家庭农场总收入提高了186.6%。是否加入合作社的2SLS估计系数大于OLS估计系数的可能原因在于工具变量识别的是“政策遵从者”^②的处理效应^③。

表3 加入合作社对家庭农场总收入影响的OLS和2SLS估计结果

	(1)		(2)		(3)	
	家庭农场总收入		是否加入合作社		家庭农场总收入	
	OLS		2SLS的第一阶段		2SLS的第二阶段	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
是否加入合作社	0.185***	0.051			1.866**	0.871
土地总面积	0.0005***	0.0001	0.0001**	0.0000	0.0004***	0.0001
生产性固定资产价值	0.029***	0.007	0.008**	0.004	0.010	0.012

^①考虑到该工具变量可能反映的是1957年的行政单位规模而非高级社发展水平,本文收集了县志中20世纪50年代的乡镇和农户资料,并未发现乡镇规模(农户数/乡镇数)影响家庭农场加入合作社比例的证据。感谢审稿人的宝贵意见。

^②指若1957年高级社平均规模较低则不加入合作社,1957年高级社平均规模较高则加入合作社的家庭农场。

^③是否加入合作社变量的2SLS估计系数偏大还可能是弱工具变量问题导致的,为缓解这一担忧,本文进一步以乡镇内参与合作社的家庭农场比例为工具变量。使用两个工具变量的Woodridge检验表明不存在过度识别问题。第一阶段的F值提升到41,估计系数降低为0.92,限于篇幅未报告该结果。

表3 (续)

家庭农场经营种类	0.133***	0.030	0.037**	0.018	0.096**	0.045
年龄	-0.014***	0.004	0.002	0.002	-0.018***	0.005
性别	-0.034	0.069	0.036	0.051	-0.062	0.130
受教育年限	0.016*	0.008	-0.003	0.006	0.015	0.016
雇工工资	0.012***	0.002	0.001	0.001	0.011***	0.002
示范性家庭农场	0.273***	0.062	0.174***	0.039	-0.059	0.176
粮食类家庭农场	-0.178**	0.073	-0.058	0.038	-0.152	0.099
自然灾害损失: 较大	0.254***	0.085	-0.029	0.046	0.294***	0.107
较小	0.232**	0.092	0.028	0.050	0.158	0.124
无	0.155	0.096	-0.052	0.051	0.187	0.132
动植物疫情损失	-0.059	0.110	-0.006	0.051	0.023	0.111
常数项	3.632***	0.310	-0.415*	0.240	3.510***	0.361
省份和时间虚拟变量	已控制		已控制		已控制	
1957年高级社平均规模			0.092***	0.033		
第一阶段F值			22.2			
观测值数	907		821		821	
调整后的R ²	0.465		0.085		/	

注: ①自然灾害损失通过3个虚拟变量引入模型, 基准组为“损失很大”。②标准误为聚类到县域层面的稳健标准误。③*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

为探究家庭农场的内部组织化和外部网络化如何相互影响, 本文将家庭农场分为纯种植型和种养结合型两类。表4(1)列和(2)列显示, 对纯种植型家庭农场和种养结合型家庭农场而言, 加入合作社分别使其总收入提升了18.1%和25.3%。按照家庭农场的经营种类数量分类, (3)列和(4)列显示, 加入合作社分别使经营种类不超过两类和超过两类的家庭农场的总收入提高了17.2%和32.6%。这验证了假说H5, 即具有内部组织化的家庭农场, 通过加入合作社能进一步实现外部网络化, 内部多元化程度更高的家庭农场加入合作社的增收效应更明显。按生产性固定资产价值的中位数将家庭农场分为资产专用性程度高和资产专用性程度低两组, 似不相关回归卡方检验显示, (5)列和(6)列是否加入合作社变量的估计系数不存在显著差异, 表明资产专用性程度对家庭农场加入合作社的增收效应没有显著影响, 与假说H4不符。可能的原因是, 合作社的收益分配方式是成员谈判实力的体现, 谈判实力大小取决于谈判一方对另一方的依赖程度, 这种依赖性来源于合作社成员的资产专用性程度(周振和孔祥智, 2017)。资产专用性程度高的家庭农场是合作社绝大部分专用性资产的直接出资者和提供者, 这些专用性资产会形成专用性准租, 引发“敲竹杠”现象, 进而使得家庭农场处于交易的劣势地位(郑风田等, 2022)。资产专用性程度越高, 家庭农场对合作社的依赖性越强, 为了维护合作关系, 家庭农场会进行一定程度的妥协和让利。前文理论分析表明, 资产专用性程度越高的家庭农场, 外部网络化风险管控降低成本的效果越明显, 正负效应相互抵消, 使得资产专用性程度对家庭农场加入合作社的增收效应没有显著影响。

表4 不同资产专用性和多元化程度的家庭农场加入合作社的增收效应

	被解释变量：家庭农场总收入					
	(1) 纯种植型	(2) 种养结合型	(3) 经营种类≤2	(4) 经营种类>2	(5) 资产专用性程度高	(6) 资产专用性程度低
是否加入合作社	0.181*** (0.057)	0.253*** (0.089)	0.172*** (0.060)	0.326*** (0.092)	0.163* (0.083)	0.180*** (0.049)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	572	335	732	175	454	453
调整后的R ²	0.542	0.401	0.499	0.301	0.469	0.418
组间系数检验 (χ^2)	0.072*** (3.04)		0.153*** (4.36)		0.017 (0.06)	

注：①括号内为聚类到县域层面的稳健标准误。②*和***分别表示 10%和 1%的显著性水平。

五、稳健性检验、机制分析与异质性分析

(一) 稳健性检验

1. 样本选择偏误。前文通过工具变量缓解了可能存在的内生性问题，但没有考虑处理效应的异质性，缺少对不同家庭农场加入合作社行为的刻画。考虑到内生转换模型允许系数估计值在不同组别间变化，本文进一步在放松系数同质性假设的情况下通过内生转换模型缓解样本选择偏误问题，估计结果见表5。(1)列内生转换模型第一阶段的结果与表2的结果基本一致。通过(2)列和(3)列可计算加入合作社对家庭农场总收入的处理效应，结果表明，已加入合作社的家庭农场如果不加入合作社，其总收入会降低 12.3% (处理组的平均处理效应，ATT)，与 OLS 估计的基准结果相当。未加入合作社的家庭农场如果加入合作社，总收入的提升 (对照组的平均处理效应，ATU) 更加明显^①。

表5 家庭农场加入合作社的影响因素与增收效应 (ESR 模型)

	(1) 是否加入合作社		(2) 家庭农场总收入 (合作社成员)		(3) 家庭农场总收入 (非合作社成员)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
土地总面积	0.0003***	0.0001	0.0004***	0.0001	0.0008***	0.0001
生产性固定资产价值	0.022**	0.011	0.014	0.013	0.034***	0.008
家庭农场经营种类	0.128**	0.051	0.130**	0.053	0.127***	0.043
1957年高级社平均规模	0.268***	0.096				
控制变量	已控制		已控制		已控制	
观测值数	821		320		501	

注：**和***分别表示 5%和 1%的显著性水平。

^①文章篇幅有限，平均处理效应估计结果未列出。

2. 替换解释变量的代理变量。考虑到资产专用性程度和多元化程度的代理变量可能存在测量偏误或代理不足问题。为此，本文尝试将资产专用性程度的代理变量替换为“最大承受租金”和“对流转土地改良投入”，将多元化程度的代理变量替换为HHI。表6报告了内生转换模型的估计结果，（1）列和（2）列显示，最大承受租金和对流转土地改良投入越大，家庭农场越可能加入合作社。（3）列显示，HHI 越小（多样化程度越高）的家庭农场越可能加入合作社，表明基准结果是稳健的。

表6 替换资产专用性程度和多元化程度代理变量、剔除“伪合作”样本的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	是否加入合作社	是否加入合作社	是否加入合作社	家庭农场总收入	家庭农场总收入	家庭农场总收入
是否加入合作社				0.146** (0.061)	0.188*** (0.052)	0.188** (0.090)
最大承受租金	0.0004** (0.0002)					
对流转土地改良投入		0.084** (0.034)				
HHI			-0.182** (0.089)			
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	702	456	410	781	888	642

注：①（3）列剔除了经营种类仅有一类的样本，（4）列和（5）列分别剔除了以“获得政策支持”为加入合作社的目的之一和唯一目的样本，（6）列剔除了合作社未提供服务的样本。②括号内为标准误。③**和***分别表示5%和1%的显著性水平。

3. 考虑“伪合作”问题。政府部门为了扶持合作社发展，往往通过资金扶持、项目支持等方式提供多种优惠政策，部分家庭农场可能出于获取政策优惠的动机加入合作社，“伪合作”现象较为普遍（郑风田等，2022）。表6（4）～（6）列表明，剔除“伪合作”后的估计结果依然稳健。

（二）机制分析

1. 总体分析。基准回归结果表明，加入合作社有利于提升家庭农场总收入，但两者的协同增收机制仍不明晰。本文从合作社提供的服务角度探究加入合作社对家庭农场总收入的影响机制，估计结果见表7。本文主要关注加入合作社与合作社提供服务类型（用8个虚拟变量表示，提供该项服务取值为1，否则取值为0）的交互项。根据统计显著性（t值）和经济显著性（系数大小）的大小，可以认为加入合作社对家庭农场总收入影响最大的三类服务分别为信贷服务、农产品储藏和运输服务以及生产资料购买服务。这表明，合作社对家庭农场的增收机制主要体现在产前和产后环节，假说H3得证。

表 7 合作社提供服务种类对家庭农场总收入的影响 (OLS 模型)

	被解释变量: 家庭农场总收入							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	资料购买	生产技术	市场信息	农机共享	产品销售	产品加工	储藏运输	信贷服务
是否加入合作社	0.178** (0.068)	0.209*** (0.065)	0.218*** (0.068)	0.212*** (0.072)	0.231*** (0.069)	0.177*** (0.056)	0.158*** (0.051)	0.155*** (0.052)
是否加入合作社× 服务类型1~8	0.193*** (0.056)	0.136** (0.064)	0.162*** (0.058)	0.155** (0.061)	0.131** (0.053)	0.250* (0.141)	0.319** (0.146)	0.436*** (0.130)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	907	907	907	907	907	907	907	907
调整后的R ²	0.459	0.459	0.459	0.459	0.459	0.459	0.460	0.461

注: ①在(1)列中,交互项表示是否加入合作社与提供资料购买服务的交互项,(2)~(8)列同理。②括号内为聚类到县域层面的稳健标准误。③*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

2.生产合作。加入合作社可能通过新技术采用、职业培训和质量检测等生产合作影响家庭农场的总收入。将以上变量作为中介变量的估计结果见表8。(1)列显示,加入合作社使家庭农场采用新技术的种类平均提升了0.2类。(2)列同时引入了是否加入合作社和新技术采用两个变量,新技术采用对总收入的影响显著为正,说明加入合作社通过提升新技术采用进而提高了家庭农场总收入。同理,

(3)列显示加入合作社使家庭农场主参加新型职业农民培训的总天数平均提升了3天,(5)列显示加入合作社有利于农产品接受正规机构质量检测,且(4)列和(6)列显示在引入职业培训和质量检测变量后,加入合作社对家庭农场总收入的影响有所减弱。以上结果说明,加入合作社可以通过新技术采用、职业培训和质量检测等生产合作提升家庭农场总收入。

表 8 加入合作社对家庭农场新技术采用、职业培训和质量检测的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	新技术采用	家庭农场总收入	职业培训	家庭农场总收入	质量检测	家庭农场总收入
是否加入合作社	0.202*** (0.071)	0.171*** (0.049)	3.031*** (1.132)	0.172*** (0.050)	0.098*** (0.031)	0.159*** (0.051)
新技术采用		0.068*** (0.021)				
职业培训				0.004** (0.002)		
质量检测						0.270*** (0.060)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	907	907	907	907	907	907
调整后的R ²	0.085	0.465	0.105	0.461	0.118	0.471

注: ①括号内为聚类到县域层面的稳健标准误。②**和***分别表示5%和1%的显著性水平。

3. 供销合作。在产后环节的供销合作方面, 本文分别选取水稻销售价格、销售模式、销售合同和是否注册过商标品牌作为机制分析变量。表 9 (1) 列分析了加入合作社对家庭农场水稻销售价格的影响, 结果显示, 加入合作社使家庭农场的水稻销售价格平均每千克提升了 0.047 元。结合表 1 可知水稻的平均价格为 2.446 元/千克, 因此加入合作社后水稻平均销售价格提升了 1.9%。由于水稻销售价格的提升本身说明了加入合作社带来的制度红利, 且表 9 (1) 列仅选取了种植水稻的家庭农场, 因此不再探究水稻销售价格对家庭农场总收入的影响。(3) 列表明加入合作社显著提升了家庭农场签订销售合同的可能性, 同时引入是否加入合作社和销售合同变量后, (4) 列表明加入合作社对家庭农场总收入的影响有所降低。(5)~(7) 列研究商标品牌的中介作用。(5) 列显示加入合作社能显著提升家庭农场注册或正在注册商标品牌的可能性, 同时引入是否加入合作社和商标品牌变量后, (6) 列表明加入合作社对家庭农场总收入的影响有所降低。不过, 家庭农场可能在加入合作社前就已经拥有商标品牌, 本文在 (7) 列中引入是否加入合作社与商标品牌的交互项, 探究加入合作社对商标品牌影响家庭农场总收入的调节效应。结果表明, 即使家庭农场在入社前已经拥有商标品牌, 加入合作社也有利于其更好发挥品牌效应, 进一步增加总收入。综上, 签订销售合同和注册商标品牌是家庭农场加入合作社后总收入提升的中介渠道。

表 9 加入合作社对家庭农场水稻销售价格、销售模式、销售合同和商标品牌的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	水稻销售 价格	销售模式	销售合同	家庭农场 总收入	商标品牌	家庭农场 总收入	家庭农场 总收入
是否加入合作社	0.047** (0.020)	-0.041 (0.044)	0.064** (0.029)	0.168*** (0.049)	0.116*** (0.026)	0.136** (0.054)	0.081 (0.055)
销售合同				0.269*** (0.071)			
商标品牌						0.428*** (0.080)	0.308*** (0.109)
是否加入合作社× 商标品牌							0.232** (0.104)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	431	907	907	907	907	907	907
调整后的R ²	0.350	0.148	0.108	0.467	0.195	0.479	0.480

注: ①括号内为聚类到县域层面的稳健标准误。②销售模式、销售合同和商标品牌的中介效应显著性 Sobel 检验系数(标准误)分别为: 0.002 (0.003)、0.017** (0.009) 和 0.049*** (0.014), 表明销售合同和商标品牌的中介效应显著。③**和***分别表示 5%和 1%的显著性水平。

4. 信用合作。为探究信用合作对家庭农场总收入的影响, 本文按家庭农场融资渠道构造了亲戚朋友无息借款、非金融机构借贷、金融机构借贷和政府补贴四个二元变量。表 10 (1)~(4) 列报告了加入合作社对四类融资渠道的影响, (5)~(8) 列依次为同时引入核心解释变量和中介变量的结果。

根据（3）列和（7）列的结果可知，加入合作社通过提升家庭农场在金融机构贷款的可得性提升了家庭农场的总收入，验证了信用合作机制。

表 10 加入合作社对家庭农场融资渠道的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	亲友借款	非金融机构	金融机构	政府补贴	家庭农场 总收入	家庭农场 总收入	家庭农场 总收入	家庭农场 总收入
是否加入合作社	-0.029 (0.032)	0.007 (0.019)	0.058** (0.030)	0.019 (0.022)	0.188*** (0.061)	0.184*** (0.061)	0.169*** (0.060)	0.183*** (0.061)
亲友借款					0.040 (0.064)			
非金融机构						0.347*** (0.112)		
金融机构							0.310*** (0.074)	
政府补贴								0.176** (0.089)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	907	907	907	907	907	907	907	907
调整后的R ²	0.007	0.035	0.291	0.079	0.452	0.457	0.464	0.454

注：①括号内为聚类到县域层面的稳健标准误。②金融机构的中介效应显著性 Sobel 检验系数（标准误）为 0.018*（0.01），表明金融机构借贷的中介效应显著。③**和***分别表示 5%和 1%的显著性水平。

（三）异质性分析

1.家庭农场主职务与合作社成员数量的异质性。中国绝大多数合作社的成员异质性在合作社成立之初就非常明显（廖小静等，2016）。部分成员因拥有较大的生产规模、较多的社会资本和物质资本而成为核心成员，主要充当管理者角色。其余成员则由于缺乏生产资源、人力资本和社会资源，或出于风险规避的考虑，主要充当惠顾者角色。核心成员在资源占有和利用方面的优势可能使其加入合作社后的增收效应更明显。为检验是否存在“精英俘获”现象，按家庭农场主是否在合作社中担任理事长、理事、监事长或监事等职务，将家庭农场分为管理层和普通家庭农场，以研究家庭农场主在合作社中的职务对家庭农场分红收入的影响。表 11（1）列显示，相比未加入合作社的家庭农场，加入合作社的家庭农场平均获得 1.80 万元的分红收入。（2）列显示，管理层家庭农场的分红收入比普通家庭农场平均高 2.17 万元。（3）列将被解释变量更换为家庭农场总收入，结果显示，是否加入合作社与管理层交互项的估计系数大于零。以上结果说明家庭农场加入合作社可能存在“精英俘获”现象，即相对于普通家庭农场，管理层家庭农场既获得了更多的分红收入，其总收入提升程度也更大。此外，家庭农场加入合作社的增收效应还可能与合作社成员数量有关。表 11（4）列和（5）列显示，分红收入与合作社成员数量负相关，合作社成员数量对家庭农场加入合作社增收效应的影响不显著。

表 11 家庭农场主职务与合作社成员数量对家庭农场收入的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	分红收入	分红收入	家庭农场总收入	分红收入	家庭农场总收入
是否加入合作社	1.798*** (0.310)		-0.046 (0.056)		0.215*** (0.052)
管理层		2.168*** (0.258)			
是否加入合作社×管理层			0.397*** (0.070)		
合作社成员数量				-0.005*** (0.002)	
是否加入合作社×合作社成员数量					0.000 (0.001)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	907	356	907	321	872
调整后的R ²	0.164	0.164	0.462	0.120	0.465

注：①括号内为聚类到县域层面的稳健标准误。②***表示 1% 的显著性水平。

2. 不同收入水平的异质性。以上分析聚焦于加入合作社对家庭农场的平均增收效应及其传导机制，考虑到政策执行者也关注不同收入水平的家庭农场加入合作社的差异化影响，本文尝试通过分位数处理效应回答这一问题。相比于条件分位数处理效应模型，无条件分位数处理效应模型不需要样本具有相同特征，结果更加具有外部有效性。为排除不同区位家庭农场间的系统差异，保证可比性，本文将样本集中在湖北武汉和安徽郎溪两类地区。原因在于：一方面，这两类地区具有类似的区位、地理和气候特征；另一方面，课题组在这两类地区的调研覆盖了全部家庭农场，两类地区的家庭农场是研究加入合作社的分位数处理效应的理想样本。本文估计了加入合作社对不同总收入水平家庭农场的收入影响，结果见表 12。可以发现，处理效应在总收入超过第 2 个十分位数后不断增大，说明加入合作社更大程度地提升了高收入家庭农场的总收入，这可能会进一步拉大家庭农场之间的收入差距。

表 12 加入合作社对家庭农场总收入影响的无条件分位数处理效应

	分位数								
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
处理效应	2.242	2.184	2.346	2.412	2.663	2.943	3.103	3.130	3.276
标准误	0.852	0.649	0.589	0.628	1.054	0.764	0.752	0.788	0.766
p 值	0.009	0.001	0.000	0.000	0.012	0.000	0.000	0.000	0.000

六、结论与对策建议

本文首先运用“结构—行为—绩效”分析框架系统阐释了“农户+合作社”与“家庭农场+合作社”模式的内在区别，并从资产专用性程度和多元化程度两方面探讨了家庭农场加入合作社的行为特征，

进一步从合作社提供的实际服务角度构建了生产、供销和信用“三位一体”综合合作的增收机制框架。在此基础上,本文采用全国2017—2019年家庭农场微观调查数据,实证检验了家庭农场加入合作社的行为特征与增收效应。研究发现:资产专用性程度和多元化程度更高的家庭农场入社动机更强;加入合作社能进一步实现家庭农场的外部网络化,有利于家庭农场总收入的提升;内部多元化程度高的家庭农场加入合作社的增收效应更明显,而资产专用性程度对家庭农场加入合作社的增收效应则没有显著影响。本文将1957年高级社规模作为工具变量缓解内生性问题,估计结果依然稳健。机制分析表明,与生产合作相比,供销和信用合作对家庭农场的增收效应更明显。异质性分析和无条件分位数处理效应表明,加入合作社的处理效应随家庭农场主在合作社中所担任职务和家庭农场收入水平的不同而存在差异。

实现共同富裕不仅要促进农民增产增收,还要兼顾农民生产能力和生产收益的公平、效率和可持续性。本文以家庭农场加入合作社为研究对象,对实现共同富裕的路径进行了探索,研究结论具有以下启示:第一,引导家庭农场与合作社协同发展形成网络组织,促使二者共同向农业产业化联合体演进。家庭农场在实现自身适度规模化与多元化发展的同时,应根据自身特点和发展需求积极探索外部网络化路径,以降低生产成本、规避外在风险、拓宽增收渠道和提升经营效益。政府要重视家庭农场和合作社的“关系共同体”建设,增强二者在全产业链中的地位和作用,促进优势互补、实现合作共赢。第二,开展“三位一体”全过程综合合作,特别是供销和信用合作。一方面,与生产合作相比,供销和信用合作对促进家庭农场增收具有更重要的现实意义。然而,当前中国合作社提供的服务却主要集中在大田作物的产中环节,产前和产后环节的服务供给还较为薄弱。另一方面,合作社的社会经济环境和技术环境发生了显著变化,合作社必须做出与时俱进的适应性改变。开展“三位一体”综合合作有助于创造和维护合作社与社员之间互助、互信、互惠的利益联结点,提高合作社与社员之间的合作紧密程度,进而优化组织内部收益共享与风险共担机制。第三,提倡由财政支持转向制度建构,避免“精英俘获”。政府对合作社进行单一的补贴支持可能会形成套取财政资金的“空壳”组织,合作社的利益分配也会偏向职务和收入更高的核心成员。在财政支持的同时,政府也要帮助合作社建立严格规范的管理制度,例如,外部代理人制度、绩效信用评估监督机制等。与此同时,政府还应建立有效的甄别机制和淘汰机制,使合作社不受新加入“不良主体”的侵蚀,以维持共生系统的稳定运行。

参考文献

- 1.杜志雄、谭洪业、郜亮亮,2019:《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》,《北京工业大学学报(社会科学版)》第2期,第60-73页。
- 2.高思涵、吴海涛,2021:《典型家庭农场组织化程度对生产效率的影响分析》,《农业经济问题》第3期,第88-99页。
- 3.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。
- 4.江光辉、胡浩,2022:《农业企业纵向一体化契约模式选择及动态演变:基于生猪养殖企业的案例分析》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第3期,第164-176页。

- 5.江艇, 2022: 《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》, 《中国工业经济》第5期, 第100-120页。
- 6.来晓东、杜志雄、郜亮亮, 2021: 《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》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第1期, 第143-154页。
- 7.廖小静、应瑞瑶、邓衡山、徐志刚, 2016: 《收入效应与利益分配: 农民合作效果研究——基于农民专业合作社不同角色农户受益差异的实证研究》, 《中国软科学》第5期, 第30-42页。
- 8.刘灵辉、李明玉、任焦阳, 2020: 《家庭农场退出诱发的专用性资产问题研究》, 《中国土地科学》第7期, 第79-87页。
- 9.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。
- 10.刘同山、苑鹏, 2020: 《农民合作社是有效的益贫组织吗? 》, 《中国农村经济》第5期, 第39-54页。
- 11.刘源、王斌、朱炜, 2019: 《纵向一体化模式与农业龙头企业价值实现——基于圣农和温氏的双案例研究》, 《农业技术经济》第10期, 第114-128页。
- 12.朋文欢、傅琳琳, 2018: 《贫困地区农户参与合作社的行为机理分析——来自广西富川县的经验》, 《农业经济问题》第11期, 第134-144页。
- 13.朋文欢、黄祖辉, 2017: 《农民专业合作社有助于提高农户收入吗? ——基于内生转换模型和合作社服务功能的考察》, 《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第4期, 第57-66页。
- 14.钱忠好、李友芝, 2020: 《家庭农场的效率及其决定——基于上海松江943户家庭农场2017年数据的实证研究》, 《管理世界》第4期, 第168-181页、第219页。
- 15.万俊毅、曾丽军, 2020: 《合作社类型、治理机制与经营绩效》, 《中国农村经济》第2期, 第30-45页。
- 16.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、第93-94页。
- 17.威廉姆森, 2002: 《资本主义经济制度》, 段毅才、王伟译, 北京: 商务印书馆, 第128-152页。
- 18.温涛、王小华、杨丹、朱炯, 2015: 《新形势下农户参与合作经济组织的行为特征、利益机制及决策效果》, 《管理世界》第7期, 第82-97页。
- 19.杨丹、刘自敏, 2017: 《农户专用性投资、农社关系与合作社增收效应》, 《中国农村经济》第5期, 第45-57页。
- 20.杨瑞龙、冯健, 2003: 《企业间网络的效率边界: 经济组织逻辑的重新审视》, 《中国工业经济》第11期, 第5-13页。
- 21.郑风田、崔梦怡、郭宇桥、王若男, 2022: 《家庭农场领办合作社对农场绩效的影响——基于全国556个家庭农场两期追踪调查数据的实证分析》, 《中国农村观察》第5期, 第80-103页。
- 22.周振、孔祥智, 2017: 《资产专用性、谈判实力与农业产业化组织利益分配——基于农民专业合作社的多案例研究》, 《中国软科学》第7期, 第28-41页。
- 23.朱乾宇、龙艳、钟真, 2021: 《“三位一体”: 从单一合作到综合合作的制度创新——基于三个案例的比较分析》, 《农业经济问题》第6期, 第19-33页。
- 24.Bachke, M. E., 2019, “Do Farmers’ Organizations Enhance the Welfare of Smallholders? Findings from the Mozambican National Agricultural Survey”, *Food Policy*, 89: 101792.
- 25.Chen, S., and X. Lan, 2017, “There will be Killing: Collectivization and Death of Draft Animals”, *American Economic Journal*:

Applied Economics, 9(4): 58-77.

26.Chen, Y., Z. Fan, X. Gu, and L. A. Zhou, 2020, “Arrival of Young Talent: The Send-down Movement and Rural Education in China”, *American Economic Review*, 110(11): 3393-3430.

27.Jayne, T. S., D. Mather, and E. Mghenyi, 2010, “Principal Challenges Confronting Smallholder Agriculture in Sub-Saharan Africa”, *World Development*, 38(10): 1384-1398.

28.Ma, W., A. Renwick, P. Yuan, and N. Ratna, 2018, “Agricultural Cooperative Membership and Technical Efficiency of Apple Farmers in China: An Analysis Accounting for Selectivity Bias”, *Food Policy*, Vol.81: 122-132.

29.Shen, M., and J. Shen, 2018, “Evaluating the Cooperative and Family Farm Programs in China: A Rural Governance Perspective”, *Land Use Policy*, Vol.79: 240-250.

30.Sokchea, A., and R. J. Culas, 2015, “Impact of Contract Farming with Farmer Organizations on Farmers’ Income: A Case Study of Reasmeay Stung Sen Agricultural Development Cooperative in Cambodia”, *Australasian Agribusiness Review*, Vol.23: 1-11.

(作者单位: ¹ 中南财经政法大学收入分配与现代财政学科创新引智基地;

² 中南财经政法大学财政税务学院)

(责任编辑: 马太超)

Behavioral Characteristics and Income Effects of Family Farms Participation in Cooperatives: From the Perspective of Network Organization

GAO Sihan YAN Weibo

Abstract: Participation in cooperatives is an efficient way for agricultural business entities to embed themselves in the market competition. From the perspective of network organization, this paper explores the behavioral characteristics of family farms’ participation in cooperatives. We further construct a mechanism framework for family farms and cooperatives to synergistically increase income regarding production, supply-market, and credit cooperation. By exploiting a nationally representative survey data on family farms between 2017 and 2019, we find that family farms with preliminary organization structure form an outside network by participating in the farming cooperatives. While family farms with higher asset specificity and diversity are more likely to participate in cooperatives, those with higher diversity benefit more from participation in cooperatives. To address endogeneity, we adopt the scale of the Advanced Farming Cooperatives in 1957 as an instrumental variable. To disentangle the mechanisms, we find that compared to production cooperation, supply-market and credit cooperation have more significant impacts on increasing income. Through heterogeneity analyses, we find that the treatment effects of participating in cooperatives vary according to the position held by the family head in the cooperative and the income level of the family farm. This paper provides valuable insights in terms of the participation of family farms in cooperatives, the sustainable income increase of farmers, and the acceleration of common prosperity.

Keywords: Family Farms; Cooperatives; Network Organization; Farmers’ Income Increase