

供销合作社综合改革与农户增收*

——基于2014年供销合作社综合改革试点的准自然实验

张 霆¹ 王子栋²

摘要：本文以2014年的供销合作社综合改革试点为准自然实验，基于2010—2020年中国家庭追踪调查数据，实证检验供销合作社综合改革对农户的增收效应。研究发现：供销合作社综合改革可以提高农村家庭的人均收入，该结论在一系列稳健性检验中依然成立；供销合作社综合改革主要通过降低农资成本、提供技术支持、推动土地适度规模经营、促进农产品销售等机制促进农户增收。进一步研究发现，供销合作社综合改革可以缓解农户个体之间、地区之间、城乡之间的贫富差距，进而促进共同富裕。本文的研究结论有助于认识供销合作社在新时代下的存续价值，为供销合作社综合改革的持续推进提供经验证据支撑。在未来深化供销合作社改革的进程中，可以考虑健全中国特色的供销合作社治理体系，重点建设农村地区和欠发达地区的供销合作社基础，并注意对接收入较低的小农户。

关键词：供销合作社综合改革 农户增收 共同富裕 双重差分模型

中图分类号：F721.2; F323.8 **文献标识码：**A

一、问题的提出

供销合作社（以下简称“供销社”）是一个组织架构与运作模式都十分独特的合作经济组织，在计划经济时期起到了促进城乡物资交流、保障市场供给、扶持工业发展的作用，对经济发展和居民日常生活具有重要意义。而随着中国特色社会主义市场经济体制的不断完善，供销社原有的经营策略无法适应市场经济的发展，在市场竞争中日渐式微，逐渐淡出大众视野。贫富差距成为目前制约中国经济发展、影响社会稳定的症结。而共同富裕最艰巨、最繁重的任务仍然在农村。分散的小农户具有兼业化、粗放化和细碎化的典型特征，农民现代化在较长一段时间内将是农业农村现代化整体进程中的突出短板（中国社会科学院农村发展研究所课题组，2024），化解小农户与大市场脱节的问题无疑将有助于农户增收、促进共同富裕。供销社“组织体系比较完整，经营网络比较健全，服务功能比较完

*感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：王子栋。

备，完全有条件成为党和政府抓得住、用得上的为农服务骨干力量”^①，在新发展阶段理应肩负起服务“三农”的时代使命。

虽然供销社具有为农服务的潜力，但在过去很长一段时间内，供销社与农民之间的合作关系并不紧密，部分供销社为扭亏增盈出现了非农化趋势，功能定位模糊。在此背景下，对供销社进行深化改革成为激发其内生动力和发展活力的必然选择。按照试点先行的工作思路，中共中央、国务院于2014年批准在山东、浙江、广东和河北4省开展供销社综合改革试点，旨在推动供销社履行为农服务职责，提升为农服务综合实力。这一轮改革开启了供销社从“单纯的购销服务向农村综合服务平台”的转变^②。

新时代下的供销社能否为农服务？现有文献多是通过理论分析和实地调研对这一问题进行讨论。在理论层面，孟庆国等（2021）认为，供销社作为一种嵌入性组织，或称混合型组织，能够为多方合作提供正当性，降低交易成本，具有服务农业发展的独特优势。杨旭和李竣（2023）从政府治理视角分析了供销社的角色、功能和改革方向，认为本轮以为农服务为宗旨的供销社综合改革是推动有为政府和有效市场相结合的有效实现形式。在为农服务细节上，一些案例研究认为供销社能够在推进土地托管（孔祥智，2018）、农资保供稳价（靳梦瑞和刘岩军，2023）、发展电子商务（冯亚伟，2016）、创新农产品流通模式（钱昭英和徐大佑，2020）、优化乡村治理（张瑞等，2023）等方面发挥作用。

值得注意的是，学术界关于供销社的争议中，最频繁、最激烈、最长期的焦点就是其产权问题。许建明（2017）认为，如果产权收益得不到落实，供销社能否履行公益性职能就会受到质疑。具体来说，《中华全国供销合作总社章程》对供销社的定义是“集体所有制的综合性合作经济组织”。从产权性质看，供销社无疑是集体所有制，但是“集体”的边界如何界定，收益权实际归属于谁，仍是尘埃未定的问题。最终所有者的缺位引发了学者对于供销社一系列问题的担忧。例如，产权制度缺失可能导致治理结构不完善，使得供销社缺乏对内部人控制问题的利益制衡机制（徐旭初和黄祖辉，2006）。作为产权实现的关键环节，目前供销社对产权的保护从理论到实践都是缺失的，容易致使各级社改革改制无章可循（李涛和张富春，2016）。同时，由于产权界定不清，农民作为供销社合法所有者的收益得不到落实，农民与供销社之间容易变成单纯的买卖关系（韩俊，1998）。此外，也有学者指出了供销社存在的一些其他问题。例如，豆书龙和张明皓（2021）对山东省某县供销社的土地托管业务进行考察，认为供销社具有成为为农服务主体的天然优势，但在实践中面临内部关系不协调、与农业部门职能重叠等一系列挑战，破解这些难题需进一步深化供销社综合改革。

综合来看，关于“供销社能否为农服务”，现有研究结论存在较大争议。虽然大量案例分析持肯定或部分肯定的观点，但也有不少理论或案例研究指出，囿于产权不清、体制不顺、职能重叠等因素，供销社对农业生产经营的影响可能较小。本文认为，从中央对供销社的功能定位和现实的改革措施看，2014年的供销社综合改革是在暂时搁置供销社产权“存量”问题的基础上，从业务重心、服务手段、

^①参见《中共中央 国务院关于深化供销合作社综合改革的决定》（中发〔2015〕11号），https://www.gov.cn/zhengce/202203/content_3635175.htm。

^②资料来源：《供销社合作社的春天来了》，<https://www.chinacoop.gov.cn/news.html?aid=853106>。

恢复基层基础等方面入手的“增量”性改革。那么，本轮“增量”性改革能否提升供销社为农服务的能力？如果答案是肯定的，那么至少部分说明，即使在产权问题暂未得到实质性解决的情况下，供销社也是可以为农服务的。换句话说，供销社在新时代仍然具有重要的存续价值。虽然既有文献提供了相关理论指引，并深入剖析了具体案例，但上述问题仍有待进一步实证研究，以得出关于供销社综合改革效果的较为一般性的结论。

鉴于此，本文的边际贡献主要有两个方面。一是在研究命题方面，本文关注供销社对农户收入的影响。目前，这一问题仅在部分理论文献中有所提及，有针对性的讨论尚显欠缺。二是在研究方法方面，目前关于供销社的研究多采用理论分析或者案例分析，鲜有实证研究，本文采用实证分析方法探讨供销社如何影响农户收入。具体来说，本文尝试使用2010—2020年中国家庭追踪调查（CFPS）数据，基于2014年供销社综合改革试点，通过收集各地政府文件及供销社相关资料，将试点地区精确到区县一级，构建双重差分模型检验供销社综合改革对农户收入增长的促进作用；在此基础上，进一步分析供销社综合改革的共同富裕效应。本文的研究结论有助于理解供销社在新时代的存续价值，为供销社综合改革的持续推进提供经验证据的支撑，解释供销社促进农户增收的机制，以及探讨未来需要深化改良之处。在供销社持续深化改革和实现共同富裕目标的背景下，本研究具有重要的现实意义。

二、政策背景和理论分析

（一）供销社综合改革试点的提出和原则

供销社的改革发展经历了一个曲折的过程。客观上，供销社并不完全是一般意义上的合作经济组织，而是具有鲜明的中国特色，与中国农村地区的经济发展相伴而生。与西方语境中由民间自发形成且分散的合作经济组织不同，供销社从一开始就是由政府“自上而下”推动建设的组织系统。中华人民共和国成立之初，供销社发挥了组织农业生产、沟通城乡物资、帮助国家完成工业化原始积累等作用。自20世纪80年代以来，在改革开放和家庭承包责任制的影响下，农村生产经营和消费的决策主体从集体转变为分散的农户家庭，个体工商业和农村集贸市场等逐渐兴起，这一转变导致供销社的垄断地位受到了冲击，出现供销社自身定位混乱、组织衰败等现象。时代大潮下，供销社在部分群众眼中一度被视为依赖财政生存、安排干部岗位的一类行政机构。直至21世纪初的很长时间内，实现扭亏为盈成为供销社的工作重点。这一时期，部分供销社出现非农化趋势，发展方向不明，而传统的农业生产销售模式亟须转型。在此背景下，为了做强农业，中共中央、国务院于2014年批准在山东、浙江、广东和河北4省开启以为农服务为宗旨的供销社综合改革先行试点。

2015年，《中共中央 国务院关于深化供销合作社综合改革的决定》（以下简称“《决定》”）进一步明确本轮改革的原则，包括坚持为农服务根本宗旨、坚持合作经济基本属性、坚持社会主义市场经济改革方向，以及坚持因地制宜和分类指导。其中，因地制宜原则是本轮改革区别于以往改革的重要特点，该原则强调要给基层更多选择权，充分尊重地方差异，试图通过各地实践探索，“自下而上”重新组织基层供销社，从而缓解宏观设计和微观环境之间不匹配的问题。从历史发展的视角来看，由政府“自上而下”推动或者由民间“自下而上”形成，均不能独立解释供销社综合改革和发展的逻辑。这是因为，

供销社是由政府推广才得以建立的遍布全国的组织系统，改革供销社必须支付显而易见的高昂成本，从而单纯寄望农村内生力量的自行改革将会遥遥无期，必须依靠政府外力介入来负担改革成本；同时，各地村情农情有较大差异，从政府需求出发推行的“一刀切”政策势必无法适应复杂的地区差异。这些因素导致改革必须走“上下结合”的路径，即既依靠政府强力支持，又依赖基层自发探索。2014年开启的供销社综合改革试点，正体现了上述政府指引、基层选择的“上下结合”的改革思路，同时标志着供销社合作事业进入了新的历史阶段（汤益诚，2017）。

（二）供销社综合改革何以促进农户增收

同时具有公共组织和非公共组织的性质，但又不完全属于其中任何一种，这类组织被称为混合型组织或嵌入性组织。徐旭初和金建东（2024）认为，供销社的本质是在中国特色社会主义制度下具有合作经济性质、类行政性的、为农服务的混合型组织。同属混合型组织，与供销社类似的还有一些商业二类国有企业、涉农金融机构等（董玄等，2018）。传统经济学理论认为，混合型组织不利于分工，因而是低效的、不合理的。并且有研究指出，公共组织与非公共组织分工合作，可以提升非公共组织的资源配置效率，缓解公共组织的激励机制问题（敬义嘉，2007）。既然如此，混合型组织为什么还会在中国长期且普遍性地存在呢？制度逻辑相关理论或许可以回答这一问题：当同一场域内的不同制度主体存在相互冲突的逻辑导向时，混合型组织存在的意义就是消除冲突和协调差异化的制度逻辑（Skelcher and Smith, 2015）。

上述理论为混合型组织的存续意义提供了学理上的支撑。本文无意深入抽象的理论辨析，仅以供销社为例，简要阐释混合型组织的存在为何可以协调冲突和降低交易成本。农业生产销售过程涉及多种主体，包括政府部门、农业资料生产单位、农户和农产品销售组织等，这些主体有各自的行为动机和处事原则（制度逻辑），相互之间的联系需支付高昂的交易成本。例如，以政府部门与农户之间的联系来说，很多农户只懂种田，不熟悉政府运作，不知道该如何申请政策支持，导致政府宏观支农政策在微观层面落实困难。供销社基层社长期扎根农村，积累了当地农户的“软信息”，有利于将上层政策分配落实到适配的农户群体，从而减少政府部门与农户之间的交易成本。考虑到基层网点的普及程度，在中国难以找到除供销社以外的第二个类似组织可以完成上述工作，这反映了供销社的政策性作用。作为混合型组织，供销社也从事商业经营活动，包括土地托管、农资供应、产销对接等，但是这些活动通常是微利性的，具有较强的正外部性，从而可以协调冲突并降低交易成本（孟庆国等，2021）。

从最高决策层对供销社在新时代的定位来看，2015年《决定》开篇就指出“供销社是为农服务的合作经济组织，是党和政府做好‘三农’工作的重要载体”，强调供销社的“工具性”价值。结合前文关于混合型组织的理论分析以及供销社的上述“工具性”定位，本文尝试将此轮供销社综合改革的性质界定为在暂时搁置产权“存量”问题的基础上进行的“增量”性改革。一方面，之所以认为供销社综合改革暂时搁置了产权“存量”问题，是因为《决定》中与产权相关的意见主要集中在供销社与农民专业合作社以及供销社与社有企业之间的产权关系确定方面，少有关于落实供销社自身产权收益的指导意见。而从各地实践来看，地方上也较少出台实质性改革措施，这可能与落实产权收益的难度较大有关。另一方面，供销社综合改革的“增量”性主要体现在措施方面。改革措施主要从业务重心、

服务手段、恢复基层基础等方面入手，不少措施体现了较强的实用价值。此外，本轮改革在政策级别、改革规模、措施手段等方面，与历史上的供销社其他改革相比均存在较为明显的区别。

在“因地制宜”原则的指引下，各地供销社综合改革措施各有特色。例如，山东省创新性推出了土地托管的社会化服务，浙江省推进了生产、供销、信用“三位一体”合作体系建设，河北省打造农村产权交易、电子商务服务平台，广东省推动社有企业与基层社之间产权联结和业务对接^①。当然，具体的改革措施不止如此，且随着时间推移，以上早期作为各地特色的改革措施也逐渐在多个地区推广^②，从而各省份得以不断丰富自身改革措施。在考虑改革措施与农户收入之间的相关性以及改革措施的普遍运用性等基础上，本文将这些措施归纳为以下四大类。

一是降低农资成本。农资供应是供销社的传统经营业务。本轮供销社综合改革的重要内容之一是引导供销社的业务重心回归农业，真正为农服务。而为农服务并非一定要依靠新的手段，供销社的一些传统功能如果有用并能够被重视和发挥出来，也相当重要。供销社的多种业务均可以降低农资成本。首先，最为直接的方式就是低价让利。例如，广东省惠城区供销社在春耕期间开展送肥下乡活动，每袋化肥优惠 10~20 元^③。其次，供销社提供的测土配方技术服务可以通过指导科学施肥，发挥降低农资成本的作用。徐洋等（2023）利用国家测土配方施肥管理系统数据研究发现，采用测土配方施肥技术的化肥施用总量和单位面积化肥用量分别较峰值下降了 10.3%和 10.1%。最后，供销社稳定农资供给的行为本身也可以分散农资价格波动的风险。

二是提供技术支持。技术水平对农业生产和农民增收的重要性不言而喻。供销社在改革中可以通过向农民提供技能培训等方式提供技术支持。技能培训内容通常包括教授科学施肥、病虫害防治和农机操作等技术。例如，河北省唐山市供销社 2014 年依靠“常年培训与定期培训相结合、职业技能培训与科普培训相补充”模式，全年培训农民 20 万人^④。山东省济宁市供销社开展“新型农民社员素质提升工程”，全市供销系统于 2015 年上半年共举办农民专业技术培训班 96 场，培训农民 9700 余人^⑤。此外，供销社也可以通过派遣技术专家到现场指导以及建立技术服务中心等方式为农户提供技术服务。

三是推动土地适度规模经营。供销社推动土地适度规模经营的主要方式有土地流转、土地托管两种。土地流转是指土地经营权的流转。基层供销社在土地流转过程中主要起到组织、协调和保障的作用，建立土地流转平台，并提供信息咨询、市价评估、合同撮合等服务。在合同成交后，供销社不仅通过流转土地建档、记录履约情况来保障农户利益，还对土地受让人提供农业技术培训等服务。土地

^①资料来源：《王侠在总社六届四次理事会议上的工作报告（摘要）》，<https://www.chinacoop.gov.cn/HTML/2017/01/19/112162.html>。

^②参见《关于做好综合改革试点经验复制推广工作的通知》，<https://www.chinacoop.gov.cn/news.html?aid=866189>。

^③资料来源：《让利化肥 40 余吨！惠城启动春耕农资惠农活动》，https://www.huizhou.gov.cn/hzgxhzls/gkmlpt/content/5/5216/mpost_5216378.html#1160。

^④资料来源：《河北省社召开全省供销合作社综合改革试点工作评估会议》，<https://www.chinacoop.gov.cn/news.html?aid=852318>。

^⑤资料来源：《山东济宁市社开展“新型农民社员素质提升工程”》，<https://www.chinacoop.gov.cn/news.html?aid=855096>。

托管是指在不改变承包权、经营权和收益权的情况下，农户将土地委托给供销社，由供销社负责管理、农民专业合作社或其他主体负责耕作（曾起艳等，2019）。根据《全国供销合作社系统2020年基本情况统计公报》，全系统土地流转面积达3923.2万亩，土地全托管面积达3701.3万亩^①。

四是促进农产品销售。促进农产品销售同样是供销社的传统业务。农产品的利润较低，适宜扁平化的销售渠道。供销社的传统渠道优势可以降低中间成本，从而促进农产品销售。但是，在过去较长的一段时间，由于多方面的原因，供销社的各类基层网点收缩，组织建设十分薄弱，从而制约了供销社的为农服务能力（王军，2012）。因此，重建或完善部分地区供销社包括物流、储藏、销售网点等在内的整套流通体系也是本轮供销社综合改革的内容之一。例如，自2015年以来，广东省江门市政府每年安排500万元专项资金支持供销社开展农产品流通体系建设，累计投入资金过亿元，目前已经建成包括农产品冷库、配送中心、农产品销售网点等在内的一系列物流和销售体系^②。除了重建流通体系，部分供销社也拓展了网络直播等新的农产品销售渠道。

事实上，还有一些供销社综合改革措施未被纳入上述机制框架，例如优化内部治理、完善规章制度、改造社有企业、发展合作金融等。这些措施关系供销社长远发展，十分重要，但与农户收入的关联不直接，且量化非常困难。因此，本文在机制分析中将聚焦于以上四类主要措施，并采用代表性指标进行实证检验和分析。基于此，本文提出如下假说。

H1：供销社综合改革有助于农户增收。

H2：供销社综合改革通过降低农资成本、提供技术支持、推动土地适度规模经营和促进农产品销售促进农户增收。

（三）供销社综合改革的共同富裕效应

共同富裕主要体现在个体之间、地区之间和城乡之间的收入差距缩小（李实和朱梦冰，2022）。本文认为供销社综合改革可以从上述三个方面促进共同富裕。这是因为，供销社综合改革的共同富裕效应与增收机制有关：其一，就农户个体收入差距而言，供销社综合改革的增收机制主要通过降低成本、提高技术、规模经营和促进销售来实现，而高收入农户在成本管控、生产技术、经营规模、销售渠道等方面都相对优于低收入农户，因此他们从改革中获得的边际收益可能相对有限；其二，就地区间的收入差距而言，一般在经济欠发达地区，农民组织化程度较弱，农业生产的技术水平较低，销售渠道较有限，因而经济欠发达地区的农户能够从供销社提供的农业社会化服务之中获得更多的边际收益；其三，就城乡之间的收入差距而言，供销社综合改革的具体增收机制主要集中于农业领域，对城镇居民收入没有直接影响。基于此，本文提出如下假说。

H3：供销社综合改革可以缩小贫富差距，具有共同富裕效应。

^①资料来源：《全国供销合作社系统2020年基本情况统计公报》，<https://www.chinacoop.gov.cn/news.html?aid=1708771>。

^②资料来源：《广东江门市社：推进助农服务示范体系建设 提升农业社会化服务水平》，<https://www.chinacoop.gov.cn/news.html?aid=898732>。

三、数据说明、变量选取和模型设定

（一）数据来源和处理

1. 供销社综合改革数据。2014年的供销社综合改革以山东、浙江、广东和河北4省为试点地区。本文通过手工收集资料，将试点地区精确到区县一级，原因有二：一是地方政府在本轮改革中有较大选择权，4个省份内部并不是所有区县都参与试点；二是将分析定位到省一级进行实证估计的识别过程较为模糊。

笔者从山东、浙江、广东、河北4省的人民政府、省供销社、市供销社等官方网站收集得到各省的试点名单：山东省试点名单包括6个市级供销社和18个县级供销社；浙江省试点名单涵盖3个市级社和21个县级社；广东省试点名单包括40个县级社；河北省试点名单包括11个市级社（下辖60个县级社）和2个省直辖县的县级社。对比上述4省的试点名单可知，河北省的试点名单包括市级社及其下辖的县级社，广东省的试点名单只包括县级社，但山东和浙江两省的相关文件中并没有明确指出市级试点社的下辖县级社中有哪些参与试点，抑或全体都参与试点。对此，本文认为，如果相关文件没有详细说明市级试点社下辖的县级社中有哪些参与试点，则很可能是该市的供销社（包括市级社和县级社）全体参与试点。这是因为，本轮供销社综合改革的重点是针对基层供销社的改造，当市级供销社被列为试点单位时，有必要将改革落实到具体的基层社，从而动员所有下辖基层社参与改造。例如，在《浙江省供销社关于开展供销合作社综合改革试点工作的通知》中，宁波、温州、嘉兴3个市级供销社和萧山、富阳、余姚等21个县级供销社被确定为浙江省供销社综合改革试点单位^①。通过进一步收集资料，笔者在宁波、温州、嘉兴3市的市级试点社相关报道中发现：宁波市供销社提出“以实现供销社经营服务网络在建制村全覆盖为改革目标之一”^②；温州市供销社提出“实施农业社会化服务全覆盖工程”^③；嘉兴市供销社提出“全覆盖开展农药废弃包装物回收工作”^④。根据“全覆盖”等相关表述，笔者推断浙江省上述3个市级试点社安排各自下辖的全部县级社参与试点。山东省市级试点社官方网站也有类似表述，因篇幅原因不再列举。综上，本文将浙江和山东两省9个市级试点社所在城市下辖的所有区县以及4省文件中明确的县级试点社所在区县均视为试点地区。通过以上梳理，4省中实际参与改革的试点区县占4省全部区县数量的43%左右，可见，如果直接以省份作为试点地区展开实证，那么结果可能产生较大偏差。

^①资料来源：《浙江省供销社关于开展供销合作社综合改革试点工作的通知》，https://gxs.zj.gov.cn/art/2014/6/4/art_1450899_15068547.html。

^②资料来源：《宁波：供销社综合改革先行先试 服务网络全覆盖》，https://www.dailyqd.com/2014-07/12/content_91221.htm。

^③资料来源：《2018年市社及各县（市、区）供销社主要工作思路（一）》，https://gxs.wenzhou.gov.cn/art/2018/1/17/art_1308251_15200512.html。

^④资料来源：《嘉兴市社认真贯彻落实全国供销合作社综合改革工作会议精神五项措施降低春耕备耕成本》，http://www.jxsgxs.cn/news_view.asp?AID=1906。

以上处理方式可能存在一定争议，因此，在稳健性检验中本文采用另外两种处理方式：第一，仅将省级文件中明确列出的县级试点社的所在区县作为试点地区，将浙江和山东两省市级试点社所在城市剔除；第二，由于多个非试点省份为响应国家号召在 4 省开展试点后也陆续组织本省份部分市、县进行自发性改革，本文将自发改革地区也视为处理组来进行稳健性检验。

2.CFPS 数据和其他数据。本文研究使用的农户数据主要来自北京大学的 CFPS 数据库。该数据库每 2 年调查一轮，2010—2022 年共进行了 7 轮调查，覆盖全国 25 个省份，样本包括各种收入水平的家庭，具有全国代表性，抽样科学性高。考虑到 2022 年供销社综合改革已处于全面推广阶段，本文选取 2010—2020 年共 6 轮 CFPS 的限制性机房数据进行实证分析。限制性机房数据提供了农户家庭所在的区县信息。数据处理过程如下：第一，从每一年的数据中选取需要的变量，形成 6 年的截面数据，再将截面数据纵向合并，形成面板数据；第二，家庭跨区县迁移可能干扰本文的识别过程，进而影响估计结果，故将样本期内跨区县迁移的家庭剔除；第三，保留调查不少于 3 轮且在 2014 年试点前和试点后至少各有一期的家庭样本；第四，以 2010 年为基期的各省份农村消费价格指数对以货币计价的所有变量进行平减；第五，将上述处理过的数据与县域层面控制变量数据、各区县供销社网点数量进行匹配，其中，县域层面控制变量数据来源于 2010 年、2012 年、2014 年、2016 年、2018 年和 2020 年的《中国县域统计年鉴》，各区县供销社网点数量来源于企查查网站^①；第六，基于国家市场监督管理总局提供的 1949—2020 年全国工商企业注册数据，计算区县一年份层面的各地供销超市存量数据，截取对应年份供销超市数据并与前文数据进行匹配；第七，为避免离群值影响，剔除关键变量缺失、数值明显异常、家庭人均收入小于或等于 0 的样本，并对所有非虚拟变量进行上下 1% 缩尾处理。

由于供销社综合改革主要作用于农业领域，本文将经过上述处理后获得的样本分为农村样本和城镇样本，并以农村样本作为研究的主样本，城镇样本则用以考察供销社综合改革在城乡层面的共同富裕效应。农村样本包含 22 个省份 105 个区县 5345 个农村家庭，总计 24109 个观测值。其中，参与试点的区县有 11 个，涵盖农户 511 户，占全部农村家庭样本的 9.56%。城镇样本包括 3879 个城镇家庭，共 16133 个观测值。其中，位于试点区县的城镇家庭样本有 348 个，占全部城镇家庭样本的 8.97%。

（二）变量选取和说明

1.被解释变量。参考程名望等（2016）的做法，本文采用以不变价格计算的家庭人均总收入衡量农村家庭人均收入水平，并将其作为被解释变量。本文以 2010 年为基期，利用各省份历年农村居民消费价格指数（CPI）进行平减，计算得到不变价格的农村家庭人均总收入。为了避免异方差影响，在回归时对家庭人均收入进行取对数处理。样本期内，处理组、控制组的不变价农村家庭人均收入水平的变动趋势^②表现为：2010 年和 2012 年，处理组的收入水平略低于控制组；在试点开展的 2014 年，处理组收入水平出现一定幅度提升，首次超越控制组，初步说明供销社综合改革在当年起到了促进农户增收的作用；2016 年，两组收入水平接近；2018 年和 2020 年，处理组收入水平逐渐与控制组拉开

^①资料来源：企查查官方网站，<https://www.qcc.com>。

^②受限于篇幅，未在此展示，感兴趣者可在知网或本刊网站查阅本文附录中的图 1。

差距。从中可以初步看出，供销社综合改革对农户有增收效应，并且改革效果可能需要一定时间才能充分体现。此外，本文参考夏会珍等（2023）的做法，采用家庭人均纯收入和人均经营性收入进行稳健性检验。

2.核心解释变量和控制变量。本文的核心解释变量是供销社综合改革。结合已有文献（程名望等，2016）和可得数据，本文从三个层面选取控制变量：一是户主层面的控制变量，包括是否党员、受教育年限、婚姻状态、年龄等户主特征；二是家庭层面的控制变量，包括家庭规模、是否分得土地、是否个体私营等家庭特征；三是县域层面的控制变量，包括经济发展和人口密度。其中，分得土地是指家庭是否从村集体分配到承包地。个体私营是指家庭成员中是否有人经营企业或者从事个体工商业。受教育年限是指已完成的最高学历相对应的年数加上未完成的最后一个阶段的受教育年数。

3.机制分析变量。一是降低农资成本机制。本文使用化肥、农药、种子支出与经营性收入之比^①来测算农资成本。化肥、农药、种子支出越小，说明农资成本越低。此外，为保证机制分析结果的稳健性，本文使用家庭人均农业生产总成本衡量农资成本以进行稳健性检验。2010年CFPS问卷直接统计了农业生产总成本，其后年份的农业生产总成本由种植业林业投入总成本和畜牧水产品投入总成本加总得到。考虑经济意义，农资成本主要影响从事农业生产的农户，因此本文在降低农资成本的机制分析中仅保留从事农业生产的农户样本，这些样本占全部农村家庭样本的80.81%，具有较强的代表性。

二是提供技术支持机制。囿于数据可得性，本文以家庭成员是否参加非学历培训来度量农户参与技能培训^②：如果家庭成员中任意的适龄劳动力（16~70岁）当年参加非学历培训，该变量取值为1，否则取值为0。尽管供销社所提供的技能培训仅是农户参加的众多非学历培训类型中的一种，但如果试点地区的农户参与非学历培训的概率在供销社综合改革之后显著上升，则可以在一定程度上说明，本轮改革有助于增强试点地区的供销社在技能培训服务上的供给。

三是推动土地适度规模经营机制。供销社主要是通过土地流转和土地托管来推动土地适度规模经营。但由于缺乏土地托管数据，本文以土地流转为规模经营的代理变量：如果农户有土地转入或转出行为，土地流转变量取值为1，否则取值为0。本文进一步区分为土地转入和土地转出行为：如果农户转入土地，代表土地经营规模扩大；如果农户转出土地，则代表土地经营规模缩小。

四是促进农产品销售机制。本文以县级供销社超市数量为代理变量。供销社超市作为供销社流通体系的销售环节，其数量越多，越有利于农产品销售。本文从工商企业注册数据中剔除了注销企业，并在所属行业为“批发业”或“零售业”企业中，将名称中含有“供销”一词且同时含有“超市”“市场”

^①为缓解规模因素对农资支出的影响，本文将化肥、农药、种子支出除以经营性收入。理论上，将化肥、农药、种子支出除以土地经营面积或者农业生产收入来度量农资成本，或许更能缓解规模因素的影响。但由于CFPS数据中的土地面积数据缺失严重，并且农业生产收入的数据质量不高，因此，本文以经营性收入作为农业生产收入的替代变量。

^②非学历培训指的是旨在提高个人工作和学习能力，但不授予学位的培训或进修。本文将农户参与业务学习和非正规教育均视为参加非学历培训。另外，由于2018年和2020年的CFPS问卷中没有非学历培训相关问题，因此，技能培训相关实证分析的样本期间是2010—2016年。

“百货”“便利店”名词中至少一个的企业界定为供销超市。

(三) 变量描述性统计

主要变量的含义、赋值和描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 变量含义、赋值和描述性统计结果

变量	变量含义	观测值	最小值	最大值	均值	标准差
主要因变量和自变量						
家庭人均收入	家庭人均总收入（元/人）	24109	131.47	49461.40	7592.70	7281.52
供销社综合改革	是否为试点区县农村家庭且在2014年及以后：是=1，否=0	24109	0	1	0.06	0.24
控制变量						
是否党员	户主是否中共党员：是=1，否=0	24109	0	1	0.06	0.23
受教育年限	户主受教育年限（年）	24109	0	19	5.85	4.17
婚姻状态	户主是否已婚：是=1，否=0	24109	0	1	0.97	0.17
年龄	户主年龄（年）	24109	16	85	51.86	12.7
家庭规模	家庭人员数量（人）	24109	1	26	4.42	2.00
是否分得土地	家庭是否分到村集体承包地：是=1，否=0	24109	0	1	0.91	0.29
是否个体私营	家庭成员中是否有人经营企业或从事个体工商业：是=1，否=0	24109	0	1	0.08	0.27
经济发展	全县人均生产总值（万元/人）	24109	0.61	35.15	3.61	4.42
人口密度	全县总人口/面积（人/平方千米）	24109	36.39	4505.12	406.91	456.71
机制分析变量						
农资成本	家庭化肥、农药、种子支出与经营性收入之比	14837	0.01	10	0.76	1.47
	家庭人均农业生产总成本（元/人）	19002	0	7102.79	821.37	1376.71
技能培训	家庭成员是否参加非学历培训：是=1，否=0	16891	0	1	0.19	0.39
土地流转	是否有土地转出或转入：是=1，否=0	24109	0	1	0.26	0.44
土地转出	是否有土地转出：是=1，否=0	24109	0	1	0.11	0.32
土地转入	是否有土地转入：是=1，否=0	24109	0	1	0.15	0.36
供销超市数量	全县供销超市数量（家）	605	0	70	2.05	8.00

注：①为了方便观测原始情况，收入类（家庭人均收入）、支出类（化肥、农药、种子支出，以及农业生产成本）、经济发展水平、受教育年限汇报的是绝对水平，前三项在回归中均做对数化处理，受教育年限做平方化处理；②所有货币计价变量已经采用各省份农村居民消费价格指数调整为2010年不变价。

(四) 模型设定

1. 基准回归模型设定。为了考察供销社综合改革对农户收入的影响，本文以2014年供销社综合改革试点作为准自然实验，采用双重差分方法（DID）进行因果识别，将位于11个试点区县的农村家庭视为处理组，将位于其余94个区县的农村家庭视为控制组，构建如下基准回归模型：

$$Income_{it} = \alpha_0 + \beta_1 DID_{it} + \beta_2 treat_i + \beta_3 time_t + \theta Z_{it} + \lambda_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中: $Income_{it}$ 为农户 i 在 t 年的家庭人均总收入。 DID_{it} 是供销社综合改革, $DID_{it} = treat_i \times time_t$ 。其中, $treat_i$ 代表处理组虚拟变量, 若农户位于试点区县则取值为 1, 否则取值为 0; $time_t$ 是时间虚拟变量, 年份大于等于 2014 年则取值为 1, 否则取值为 0^①。 Z_{it} 为控制变量矩阵, 包括户主、家庭、县域三个层面的控制变量。 α_0 代表常数项, β_1 、 β_2 、 β_3 依次表示供销社综合改革、处理组虚拟变量、时间虚拟变量的待估计系数, θ 为各控制变量的待估计系数。 λ_i 和 $Year_t$ 分别代表家庭固定效应和时间固定效应, ε_{it} 为误差项。

2.平行趋势检验模型设定。使用双重差分法的前提条件是处理组和控制组在供销社综合改革之前具有相同的变化趋势。本文基于以下模型进行平行趋势检验:

$$Income_{it} = \alpha_1 + \sum_{k=-4}^{k=6} A_k \times D_{it}^k \times treat_i + \beta_2 treat_i + \alpha_3 D_{it}^k + \theta Z_{it} + \lambda_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2) 式中: D_{it}^k 为哑变量, 取值为 0 或 1, k ($k = -4, -2, 0, \dots, 6$) 表示距离政策发生的时间。 A_k 为交互项 $D_{it}^k \times treat_i$ 的估计系数, 反映距离 2014 年供销社综合改革试点第 k 年试点区县与非试点区县农户收入的差异。本文以 2010 年为基期进行回归, 如果 2014 年之前 A_k 不显著, 而 2014 年当年和之后 A_k 显著或部分显著, 则表示满足平行趋势假设。 α_1 为常数项, α_3 为哑变量的待估计系数, 其余变量含义与 (1) 式相同。

3.机制分析模型设定。对于降低农资成本机制, 本文以农资成本为因变量, 以供销社综合改革为关键自变量, 使用 (1) 式模型进行回归。

对于提供技术支持机制和推动土地适度规模经营机制, 由于作为因变量的技能培训和土地流转等机制变量均是虚拟变量, 本文采用双向固定效应的 Probit 模型进行回归, 模型形式如下:

$$\text{Prob}(Mechanism_{it} = 1) = \Phi(\alpha_0 + \beta_1 DID_{it} + \beta_2 treat_i + \beta_3 time_t + \theta Z_{it} + \lambda_i + Year_t) \quad (3)$$

(3) 式中: $Mechanism_{it}$ 代表技术支持和土地适度规模经营等机制变量。 $\Phi(\cdot)$ 为标准正态累积分布函数。其余变量含义与 (1) 式相同。

对于促进农产品销售机制, 由于约六成样本区县的供销超市数量为 0, 因此供销超市数量是受限因变量, 本文用 Tobit 模型进行检验。且由于供销超市数量和供销社综合改革均属于县域层面变量, 本文将基于县域面板数据进行机制分析。Tobit 模型形式如下:

^①供销社综合改革始于 2014 年 4 月, 时值春耕与秋收之间。任何政策的实施都会存在一定的时滞, 在本轮改革中, 执行时滞 (政策公布后到各地供销社开始执行所需的时间) 和效果时滞 (从供销社开始执行措施到农户增收所需的时间) 可能会影响实证分析的可信度。如果供销社综合改革的执行时滞不至于过长, 那么从 2014 年春季的 4 月到秋收的 9 月、10 月, 一些改革措施是来得及作用于当年的农业生产和销售的, 并在当年提升农户收入。试点省份的供销社工作报告也肯定了部分地区在当年取得的初步改革成效。出于对时滞的考虑, 本文对 2014 年处理组的双重差分变量分别赋值为 2/3、1/2、1/3, 定性结论依然成立 (感兴趣者可在中国知网或本刊网站查阅本文附录中的表 1)。

$$Supermarket_{jt}^* = \alpha_2 + \gamma_1 DID_{jt} + \gamma_2 treat_j + \gamma_3 time_t + \eta C_{jt} + \lambda_j + Year_t + \tau_{jt} \quad (4)$$

$$Supermarket_{jt} = \max(0, Supermarket_{jt}^*) \quad (5)$$

(4) 式和 (5) 式中: j 代表区县; $Supermarket_{jt}$ 代表实际观测到的区县 j 在 t 年的供销超市数量; $Supermarket_{jt}^*$ 是不可观测的潜变量, 当 $Supermarket_{jt}^* > 0$ 时, $Supermarket_{jt} = Supermarket_{jt}^*$, 否则 $Supermarket_{jt} = 0$; $DID_{jt} = treat_j \times time_t$; $treat_j$ 是县域层面处理组虚拟变量, 如果某区县位于试点范围, 则 $treat_j = 1$, 否则 $treat_j = 0$; $time_t$ 、 $Year_t$ 的含义与 (1) 式相同; C_{jt} 代表县域层面控制变量矩阵; γ_1 、 γ_2 、 γ_3 为供销社综合改革、县域层面处理组虚拟变量、时间虚拟变量的待估计系数, η 为各县域控制变量的待估计系数; λ_j 为县域固定效应, τ_{jt} 为误差项。

四、供销社综合改革对农户收入的影响分析

(一) 基准回归

表 2 汇报了基准回归的结果。表 2 (1) 列不添加任何控制变量, (2) ~ (4) 列在 (1) 列基础上依次加入家庭层面、户主层面和县域层面的控制变量。本文以 (4) 列作为基准回归结果^①, 该列结果显示, 供销社综合改革的估计系数在 5% 的统计水平上显著为正, 表明相较于非试点区县, 供销社综合改革使得试点区县农户的家庭人均收入平均上升了 18.64%。基准回归结果初步验证了假说 H1, 但是还需要一系列稳健性检验来确证供销社综合改革对农户的增收作用。

表 2 基准回归结果

变量	家庭人均收入							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
供销社综合改革	0.1713**	0.0689	0.1861**	0.0733	0.1863**	0.0737	0.1864**	0.0740
家庭规模			-0.0615***	0.0098	-0.0653***	0.0098	-0.0660***	0.0098
是否分得土地			0.1783***	0.0459	0.1778***	0.0459	0.1744***	0.0453
是否个体私营			0.3579***	0.0323	0.3514***	0.0327	0.3495***	0.0328
是否党员					0.1163***	0.0410	0.1173***	0.0410
受教育年限					0.0006**	0.0003	0.0006**	0.0003
婚姻状态					-0.0876	0.0749	-0.0854	0.0749
年龄					-0.0045***	0.0013	-0.0046***	0.0013
经济发展							0.0712	0.0870
人口密度							0.0006**	0.0002
常数项	8.3595***	0.0295	8.4234***	0.0719	8.7088***	0.1073	8.4534***	0.1366

^① 由于本文剔除了跨区县迁移的家庭样本, $treat_j$ 和 $time_t$ 被双向固定效应完全共线, 因此在实证结果中不再汇报这两项。

表 2 (续)

观测值	24109	24109	24109	24109
调整后的R ²	0.4767	0.4834	0.4851	0.4855

注：①标准误为聚类到区县的稳健标准误；②***和**分别代表 1%和 5%的显著性水平；③家庭固定效应和时间固定效应均已控制。

(二) 稳健性检验

1.平行趋势检验。本文基于(2)式进行平行趋势检验,结果显示^①:供销社综合改革试点政策实施之前,处理组和控制组的家庭人均收入变化不存在系统性差异。政策实施之后,2014年处理组和控制组的家庭人均收入呈现显著差异。但是供销社综合改革在2016年的增收效应并不显著,这可能是由于改革效果短期内存在反复。2018年和2020年,改革的增收效果随着时间推移逐渐稳定。由于平行趋势检验结果具有随机性,下文仍需进行其他稳健性检验。

2.控制试点地区选择标准。试点地区的非随机性可能是本文内生性的主要来源。供销社综合改革试点的选择过程可能与处理组和控制组之间天然存在的差异相关,例如各地区供销社的发展水平、农业发展情况和劳动力禀赋,这些因素可能会共同影响不同地区的农户收入。为了验证基准回归结果的稳健性,本文参考Li et al.(2016)的做法,尝试从试点地区的选择标准入手讨论此问题。遗憾的是,中央与地方政府并没有公布具体的试点选择标准,本文根据常识从试点地区的选择结果进行倒推。一般来说,供销社网点多、农业产值大、人口较多的地区更容易被中央与地方政府选为试点。这是因为,供销社网点是执行改革的主体,同时本轮改革的宗旨是为农服务,农业产值越大、农村人口越多的地区,供销社更容易找到服务的对象。在105个样本区县中,处理组和控制组在供销社网点、农业产值、人口这3个变量上存在明显差异。2013年,处理组的供销社网点数量、第一产业增加值、年末人口数量的均值分别是269家、50.7亿元和102万人,而控制组对应均值分别是103家、21.3亿元和59万人,前者均为后者的两倍左右。本文以试点开展前2013年的供销社网点数量、第一产业增加值和年末总人口数分别构造供销社基础、一产基础和人口基础3个虚拟变量,赋值方法为:若某区县上述3个变量的样本数值超过各自变量的90分位数,则相应的虚拟变量取值为1,否则取值为0^②。最终,本文将供销社基础、一产基础、人口基础3个虚拟变量分别与年份虚拟变量交互,并控制高维固定效应,用以缓解处理组和控制组在试点前的差异可能对识别结果产生的影响。表3(1)列显示,控制试点地区选择标准后,供销社综合改革的系数值有所下降,但仍显著为正。

3.采用PSM-DID估计。由于中央与地方政府没有公布试点地区选择标准,前文对选择标准的推测可能不够准确,这里采用PSM-DID方法进行补充检验。具体而言,使用各区县历年的供销社网点数

^①篇幅所限,平行趋势检验的实证回归结果未在此展示,感兴趣者可在中国知网或本刊网站查阅本文附录中的图2和表2。

^②例如某区县2013年的供销社网点数量为365家,当年105个区县的供销社网点数量的90分位数为316家。由于该区县的供销社网点数量超过了样本区县供销社网点数量的90分位数,则供销社基础虚拟变量取值为1。之所以选择90分位数,是因为样本中试点区县占全部样本区县的10%左右。另取75分位数、50分位数检验,表3(1)列的结论亦不变。

量加 1 取对数、第一产业增加值对数值和年末人口数量对数值作为协变量进行匹配。Logistic 回归的 AUC 值为 0.81, 说明 3 类协变量起到了较好的分类效果。PSM 采用共同区间核匹配, LR 统计量由匹配前的 2964.46 降到 0.83, 协变量标准化偏差由 77.72%~115.13%降到 5%以内。表 3 (2) 列 PSM-DID 回归结果显示, 供销社综合改革的估计系数在 10%统计水平上显著为正。结合表 3 (1) 列和 (2) 列的结果可知, 处理样本选择问题后, 基准回归结论不变。

4. 安慰剂检验。平行趋势检验的结果具有随机性, 为了检查随机因素是否对估计结果造成干扰, 本文使用两种安慰剂检验方法。一是构造伪试点年份。双重差分方法要求试点前后至少各有一年的数据, 本文选取 2012 年作为伪试点年份, 并以此构造伪时间虚拟变量, 将试点区县与伪时间虚拟变量进行交互构成双重差分项, 并用 (1) 式回归。表 3 (3) 列显示, 供销社综合改革的估计系数不显著, 说明改革促进农户增收的结果并非由改革前的其他政策或者事件导致, 即通过了第一种安慰剂检验。

表 3 稳健性检验回归结果 I

变量	家庭人均收入		
	(1)	(2)	(3)
	控制试点地区选择标准	采用PSM-DID估计	构造伪试点年份
供销社综合改革	0.1271** (0.0588)	0.1821* (0.0934)	0.1780 (0.1273)
常数项	8.5988*** (0.1424)	8.4852*** (0.2008)	8.4504*** (0.1390)
供销社基础×年份虚拟变量	已控制	未控制	未控制
一产基础×年份虚拟变量	已控制	未控制	未控制
人口基础×年份虚拟变量	已控制	未控制	未控制
控制变量	已控制	已控制	已控制
观测值	23677	14991	24109
调整后的R ²	0.4840	0.5145	0.4853

注: ①括号内为聚类到区县的稳健标准误; ②***、**和*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平; ③控制变量与表 2 (4) 列相同, 估计结果省略, 家庭固定效应和时间固定效应均已控制。

二是构造伪处理组。本文从 105 个区县中随机抽取 11 个区县作为伪处理组, 将伪处理组与时间虚拟变量相乘, 基于 (1) 式进行回归并重复 1000 次。如果说基准回归模型的估计结果具有非随机性, 那么随机抽样后进行回归得到的估计系数均值应在 0 附近。随机抽取处理组的回归结果显示^①, 所得估计系数的均值为-0.0161, 远小于基准回归的估计系数 (0.1864), 说明可以通过第二种安慰剂检验。结合两种安慰剂检验的结果可知, 供销社综合改革促进农户增收的结论并非由随机因素所致。

5. 剔除两省市级试点社。尽管本文有理由认为, 山东和浙江两省的市级试点社有动机安排其下辖所有基层社参与改造, 但不能排除市级试点社的改革范围仅涵盖部分区县情况的存在。因此, 这里将

^①受限于篇幅, 未在此展示, 感兴趣者可在中国知网或本刊网站查阅本文附录中的图 3。

两省市级试点社所在的城市从样本中剔除。由表 4（1）列可知，供销社综合改革的估计系数仍然显著为正。这说明，剔除特定地区不会影响供销社综合改革有助于农户增收这一主要结论。

6.纳入自发改革地区。笔者在收集各地有关供销社综合改革的文件时发现，除广东、河北等 4 个中央指定的试点省份外，江苏、湖南、四川、福建等 20 多个非试点省份也参照中央文件精神，在 2014—2020 年陆续组织省份内部分市、县级供销社进行自发改革。考虑到这些地区的自发改革或许会对估计结果造成干扰，本文收集这 20 多个非试点省份的供销社综合改革的文件和新闻资料，将自发改革地区同样视为处理组，并使用多时点 DID 进行回归。表 4（2）列显示，供销社综合改革的估计系数依然显著为正。这说明，即使考虑非试点省份自发改革的干扰，供销社综合改革仍然可以促进农户增收。

7.排除其他政策干扰。与供销社综合改革同期发生的可能影响地区农户收入的政策会干扰供销社综合改革效果：一是 2010 年、2012 年和 2014 年的三批国家现代农业示范区创建；二是 2011 年和 2014 年的第一批、第二批农村改革试验区建设；三是 2016 年农村“两权”抵押贷款试点。本文用 3 个虚拟变量分别控制上述三项政策实施的影响：当区县位于试点范围且在相应政策执行年份及之后时，变量取值为 1，否则取值为 0。表 4（3）列显示，控制其他政策后，估计结果与基准回归结果基本一致。

表 4 稳健性检验回归结果 II

变量	家庭人均收入		
	(1) 剔除两省市级试点社所在市	(2) 纳入自发改革地区	(3) 控制其他政策
供销社综合改革	0.2522*** (0.0751)	0.1009* (0.0551)	0.1730** (0.0753)
常数项	8.4679*** (0.1352)	8.4721*** (0.1377)	8.4821*** (0.1370)
控制变量	已控制	已控制	已控制
观测值	23358	24109	24109
调整后的R ²	0.4826	0.4854	0.4860

注：①括号内为聚类到区县的稳健标准误；②***、**和*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平；③控制变量与表 2（4）列相同，估计结果省略，家庭固定效应和时间固定效应均已控制。

本文还进行了其他的稳健性检验，包括采用三重差分法、替代被解释变量和控制城市一时间高维固定效应等^①，检验结果均进一步确证了基准回归结果的稳健性。综上，假说 H1 得证。

五、机制分析

（一）降低农资成本

表 5（1）列和（2）列显示，供销社综合改革的估计系数在 5%的水平上显著为负，说明改革显著降低了试点区县农村家庭的农资成本。可能的原因正如理论分析中所言，供销社通过农资低价让利和

^①篇幅所限，其他稳健性检验的方法和回归结果未展示，感兴趣者可在知网或本刊网站查阅本文附录中的表 3 和表 4。

提供测土配方技术服务等方式降低农资成本，从而促进农户增收。农资成本对农户收入的影响已经得到既有文献的支持。例如，刘畅等（2021）基于东北种植型家庭农场数据的研究表明，测土配方技术的采用可以显著提升家庭农场的农业收入。

（二）提供技术支持

表 5（3）列显示，供销社综合改革的估计系数在 5%的水平上显著为正，即相对于控制组，供销社综合改革显著提高了试点区县农户参加非学历培训的概率^①。农户参加技能培训对于增收的作用已得到现有文献的支持。例如，翟世贤和彭超（2024）基于农村固定观察点的研究发现，培训有助于农户增收，增收效应主要来源于农业收入增长，且具有一定的持续性和累积性。

表 5 机制分析回归结果：降低农资成本和提供技术支持

变量	降低农资成本		提供技术支持
	(1) 化肥、农药、种子支出与经营性收入之比	(2) 家庭人均农业生产总成本	(3) 技能培训
供销社综合改革	-0.3152** (0.1462)	-0.2139** (0.0985)	0.3652** (0.1564)
常数项	-0.9097*** (0.2374)	4.4975*** (0.2959)	-3.1475*** (0.9460)
控制变量	已控制	已控制	已控制
观测值	14837	19002	8065
调整后的R ²	0.5049	0.9453	0.3808

注：①（3）列的样本期间为 2010—2016 年；②括号内为聚类到区县的稳健标准误；③***和**分别代表 1%和 5%的显著性水平；④控制变量与表 2（4）列相同，估计结果省略，家庭固定效应和时间固定效应均已控制。

（三）土地适度规模经营

表 6（1）列显示，供销社综合改革对土地流转行为的影响在整体上不显著。这可能是因为，改革对土地转入、土地转出这两种行为存在不同影响。表 6（2）列和（3）列分别以土地转入和土地转出为因变量进行回归，结果显示，供销社综合改革显著增加了农户转入土地的概率，但是对其土地转出行为没有显著影响。这可能是因为：改革可以从多个方面服务于农业生产全流程，提高农户进行规模化生产的利润空间，进而提升农户转入土地的积极性；反之，也意味着农户转出土地需要支付更高的机会成本。综合表 6（1）～（3）列的结果可知，供销社综合改革可以吸引农户转入土地并进行土地适度规模化经营。土地流转对于农户收入的影响已经得到一些文献的支持。例如，杨子等（2017）的研究表明：土地转入行为可以提升农户收入，并且得益于规模经营，转入土地的规模越大，增收效果越明显；但是，转出土地对农户收入没有显著影响，这可能与土地租金较低等因素有关。

^①本文在度量农户参加非学历培训时，将适龄劳动力的年龄范围界定为 16~70 岁。另将年龄范围界定为 16~60 岁或 16~65 岁，表 5（3）列的结论不变。

(四) 促进农产品销售

表6(4)列显示,供销社综合改革的估计系数在1%的水平上显著为正,即相比于非试点区县,供销社综合改革使得试点区县的供销社数量增加了2家左右。供销社属于供销社流通体系中的终端销售环节,试点区县供销社数量有所增加,这在一定程度上也意味着当地供销社基层基础的恢复。虽然供销社(或者说供销社流通体系)对于农户增收的效果较为直观,但是目前学术界少有相关的实证文献可以支撑。本文以农户家庭人均收入对供销社数量进行回归,结果显示,农户所在区县供销社数量每增加1家,农户收入将提高约1.29%^①。综合本节内容可知,假说H2得证。

表6 机制分析回归结果:推动土地适度规模经营和促进农产品销售

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	土地流转	土地转入	土地转出	供销社数量
供销社综合改革	0.1184 (0.0903)	0.3309*** (0.1122)	-0.1520 (0.1354)	2.0050*** (0.7319)
常数项	-2.8946*** (0.6592)	-1.0145 (0.7234)	-5.2023*** (0.8464)	-13.1823*** (4.5302)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	13088	8268	7213	605
调整后的R ²	0.1833	0.1670	0.2615	0.6199

注:①括号内为聚类到区县的稳健标准误;②***代表1%的显著性水平;③(1)~(3)列的控制变量与表2(4)列相同,估计结果省略,家庭固定效应和时间固定效应均已控制;④(4)列仅控制县域层面控制变量,估计结果省略,且控制县域固定效应和时间固定效应。

六、供销社综合改革的共同富裕效应

共同富裕主要体现在个体之间、地区之间和城乡之间的收入差距缩小,本文依次从这三个方面考察供销社综合改革的共同富裕效应。

1. 农户个体之间收入差距。本文使用无条件分位数模型考察供销社综合改革对农户收入的影响,并采用Bootstrap再抽样法迭代200次以增加估计结果的可靠性^②。表7(1)~(5)列显示,供销社综合改革的显著性和系数值随着家庭收入分位数的上升而下降。对收入位于10分位数的贫困农户而言,供销社综合改革可使家庭人均收入提高39.73%;对收入位于50分位数的中等收入农户而言,改革使家庭人均收入提高16.85%;而对收入位于70分位数及以上的较富裕农户,供销社综合改革对其家庭人均收入几乎没有影响。以上实证结果表明,从微观家庭视角来看,供销社综合改革可以缩小农户个体间的贫富差距。

^①篇幅所限,实证结果未在此展示,感兴趣者可在中国知网或本刊网站查阅本文附录中的表5。考虑到这一结果可能受到内生性问题的影响,仅供参考。

^②篇幅所限,无条件分位数回归模型的形式未在此展示,感兴趣者可在中国知网或本刊网站查阅本文附录中的(2)式。

表 7 供销合作社综合改革的共同富裕效应：农户间收入差异

变量	家庭人均收入				
	(1) 10分位数	(2) 30分位数	(3) 50分位数	(4) 70分位数	(5) 90分位数
供销社综合改革	0.3973** (0.1650)	0.2621*** (0.0781)	0.1685*** (0.0545)	0.0752 (0.0507)	0.0429 (0.0558)
常数项	7.4096*** (0.4198)	8.3387*** (0.2395)	9.0832*** (0.2168)	9.3694*** (0.1755)	9.7348*** (0.2131)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	24109	24109	24109	24109	24109
调整后的R ²	0.0162	0.0153	0.0284	0.0404	0.0379

注：①表 7 使用 Stata 软件的 xtrifreg 命令进行回归，括号内为聚类到家庭的稳健标准误；②***和**分别代表 1%和 5%的显著性水平；③控制变量与表 2（4）列相同，估计结果省略，家庭固定效应和时间固定效应均已控制。

2.地区之间收入差距。根据常规做法，本文以县域人均生产总值的中位数判断地区发展水平，将人均生产总值大于中位数的样本区县视为发达地区，将小于或等于中位数的样本区县视为欠发达地区。表 8（1）列和（2）列结果显示：发达地区供销社综合改革的估计系数为 0.1923，但不显著；欠发达地区供销社综合改革的估计系数为 0.2119，且在 5%的水平上显著。由此可知，在经济发展较为落后的地区，供销社综合改革的效果更强。这可能是由于，欠发达地区的农民组织化、农业现代化程度较低，从供销社综合改革中获得的边际收益更高。

3.城乡之间收入差距。前文基准回归结果已然表明，供销社综合改革可以促进农村家庭收入增长。此外，本文基于城镇家庭样本分析供销社综合改革对城镇家庭人均收入的影响。表 8（3）列显示，供销社综合改革的回归系数并不显著，说明供销社综合改革不能提升城镇居民的收入。其原因较为简单：供销社综合改革的多项措施均是作用于农业生产和供销领域，不具备影响城镇居民收入的直接机制。正因如此，供销社综合改革可以缩小城乡之间的收入差距。

表 8 供销合作社综合改革的共同富裕效应：地区间和城乡间收入差异

变量	家庭人均收入		
	(1) 发达地区	(2) 欠发达地区	(3) 城镇家庭
供销社综合改革	0.1923 (0.1354)	0.2119** (0.1050)	-0.0596 (0.0711)
常数项	8.6950*** (0.2481)	8.0324*** (0.7795)	9.3407*** (0.1404)
控制变量	已控制	已控制	已控制
观测值	12054	12055	16133
调整后的R ²	0.5847	0.5224	0.6234

注：①括号内为聚类到区县的稳健标准误；②***和**分别代表 1%和 5%的显著性水平；③控制变量与表 2（4）列相同，估计结果省略，家庭固定效应和时间固定效应均已控制。

综上，从缩小个体间、地区间、城乡间收入差距的效果差异看，供销社综合改革具有共同富裕效应，假说 H3 得证。

七、结论与启示

供销社发展至今，逐渐走出了“计划”与“市场”之争，研究供销社改革对农户收入的影响，实质上是在探讨具有中国特色的农村混合型组织如何促进农户增收。本文首先阐释了供销社综合改革影响农户收入的机制框架，在此基础上，本文以 2014 年供销社综合改革试点为准自然实验，通过手工收集资料将试点地区定位到区县一级，并利用 2010—2020 年中国家庭追踪调查数据实证检验供销社综合改革对农户的增收效应。研究发现，供销社综合改革有利于提高试点地区的农户收入。机制分析发现，供销社综合改革主要通过降低农资成本、提供技术支持、推动土地适度规模经营和促进产品销售对农户增收发挥作用。进一步研究发现，供销社综合改革具有促进共同富裕效应。

本文研究结论可以为供销社在新时代下的存续价值（为农服务）提供经验证据的支撑，解释供销社为农服务的机制，发现未来需要深化改良之处。供销社综合改革自 2014 年开展试点以来，受到党和政府的持续关注，目前已经进入全面推广阶段。这一轮开启的深化改革，在性质上属于“增量”性改革，关于产权这一“存量”问题的改革举措较少。如何落实供销社的产权收益涉及政治、法律、历史、利益、可行性等诸多因素，留给未来的仍然是一个长期的、艰巨的难题。但是，本文的研究结果表明，在混合特征一直没有减弱的情况下，供销社仍然发挥着一定的为农服务效应，说明供销社在新时代下的存续价值应该被充分重视。鉴于此，本文认为，即使在暂时搁置产权问题的情况下，在未来工作的推进中至少有以下两个“增量”方面值得考虑。第一，健全供销合作社治理体系。供销合作社是中国规模最大的合作经济组织，层级关系复杂、职能边界多元，内部治理体系有待完善。建议出台《供销合作社法》，推行符合合作经济属性的干部人事任命制度和激励约束机制，为供销社持续健康发展提供法律支撑。在基层社全面落实三会制度，实现运营规范化和民主化。加大宣传，破除民间对供销社即代表“计划经济”的刻板印象，认识供销社存续的重大意义，吸引人才流入。第二，重点建设农村地区、欠发达地区的供销社。在资源约束的条件下，除了必要的流通体系，供销社或许不需要在发达地区、城市中心地区投入过多资源。应将有限资源优先投入农村地区和欠发达地区的供销社基层基础建设。同时，供销社应在保本微利的基础上维持其公益性属性，注意对接收入较低的小农户。

参考文献

- 1.程名望、盖庆恩、Jin Yanhong、史清华，2016：《人力资本积累与农户收入增长》，《经济研究》第1期，第168-181页。
- 2.董玄、孟庆国、周立，2018：《混合型组织治理：政府控制权视角——基于农村信用社等涉农金融机构的多案例研究》，《公共管理学报》第4期，第68-79页。
- 3.豆书龙、张明皓，2021：《供销部门土地托管何以遭遇困境？——以山东省共享县为例》，《中国农村经济》第1期，第125-143页。
- 4.冯亚伟，2016：《供销社综合改革视角下农产品电子商务模式研究》，《商业研究》第12期，第132-137页。

- 5.韩俊, 1998: 《关于农村集体经济与合作经济的若干理论与政策问题》, 《中国农村经济》第12期, 第11-19页。
- 6.靳梦瑞、刘岩军, 2023: 《强化农资保供稳价 夯实粮食安全根基——山西省临汾市供销合作社农资保供稳价机制调研报告》, 《中国合作经济》第11期, 第54-57页。
- 7.敬义嘉, 2007: 《中国公共服务外部购买的实证分析——一个治理转型的角度》, 《管理世界》第2期, 第37-43页。
- 8.孔祥智, 2018: 《农民合作、土地托管与乡村振兴——山东省供销社综合改革再探索》, 《东岳论丛》第10期, 第18-24页。
- 9.李实、朱梦冰, 2022: 《推进收入分配制度改革促进共同富裕实现》, 《管理世界》第1期, 第52-61页。
- 10.李涛、张富春, 2016: 《体制机制改革: 供销社综合改革的方向与实践路径选择》, 《经济问题》第8期, 第30-34页。
- 11.刘畅、张馨予、张巍, 2021: 《家庭农场测土配方施肥技术采纳行为及收入效应研究》, 《农业现代化研究》第1期, 第123-131页。
- 12.孟庆国、董玄、孔祥智, 2021: 《嵌入性组织为何存在? 供销合作社农业生产托管的案例研究》, 《管理世界》第2期, 第165-184页。
- 13.钱昭英、徐大佑, 2020: 《供销合作社农产品流通模式优化路径探讨》, 《商业经济研究》第24期, 第21-23页。
- 14.汤益诚, 2017: 《供销合作社改革的顶层设计与政策匹配》, 《改革》第8期, 第31-39页。
- 15.王军, 2012: 《供销社领办农民专业合作社的相关问题分析》, 《中国农村观察》第5期, 第65-69页。
- 16.夏会珍、王亚柯、刘东亚, 2023: 《信贷约束与农户收入——基于CHIP数据的实证研究》, 《吉林大学社会科学学报》第6期, 第120-134页。
- 17.徐旭初、黄祖辉, 2006: 《转型中的供销社——问题、产权与演变趋势》, 《浙江大学学报(人文社会科学版)》第3期, 第117-124页。
- 18.徐旭初、金建东, 2024: 《供销社改革发展再审视: 组织特征、发展机制与若干思考》, 《新疆师范大学学报(哲学社会科学版)》第2期, 第80-93页。
- 19.徐洋、杜森、钟永红、薛彦东、潘晓丽、傅国海、周璇、胡江鹏、李贝、闫湘、沈德龙、张卫峰、张福锁, 2023: 《测土配方施肥项目十五年进展与展望》, 《中国土壤与肥料》第3期, 第236-244页。
- 20.许建明, 2017: 《作为全部社会关系的所有制问题——马克思主义视野里的供销合作社集体资产产权性质问题研究》, 《中国农村经济》第6期, 第2-15页。
- 21.杨旭、李竣, 2023: 《供销合作社: 角色、功能与改革》, 《经济学家》第1期, 第98-108页。
- 22.杨子、马贤磊、诸培新、马东, 2017: 《土地流转与农民收入变化研究》, 《中国人口·资源与环境》第5期, 第111-120页。
- 23.张瑞、高天、韩艺, 2023: 《乡村治理中的供销社嵌入: 学理分析、现实考量与优化路径》, 《农林经济管理学报》第3期, 第379-387页。
- 24.中国社会科学院农村发展研究所课题组, 2024: 《农业农村现代化: 重点、难点与推进路径》, 《中国农村经济》第5期, 第2-20页。
- 25.曾起艳、孙凯、仝志辉, 2019: 《基于农户选择视角的土地流转与土地托管比较分析》, 《世界农业》第9期, 第4-11页。

26. 翟世贤、彭超, 2024: 《培训能增加农民收入吗——基于全国农村固定观察点数据的实证研究》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第2期, 第108-121页。

27. Li, P., Y. Lu, and J. Wang, 2016, “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, 123(6): 18-37.

28. Skelcher, C., and R. Smith, 2015, “Theorizing Hybridity: Institutional Logics, Complex Organizations, and Actor Identities: The Case of Nonprofits”, *Public Admin*, 93(2): 433-448.

(作者单位: ¹安徽财经大学金融学院;

²中央财经大学经济学院)

(责任编辑: 黄 易)

Comprehensive Reform of Supply and Marketing Cooperatives and Farmer Income Increase: A Quasi-natural Experiment Based on the 2014 Pilot Program

ZHANG Ting WANG Zidong

Abstract: Using the comprehensive reform pilot of supply and marketing cooperatives (SMCs) in 2014 as a quasi-natural experiment, this paper empirically examines the income-increasing effect of the comprehensive reform of SMCs on rural households based on the data of the 2010-2020 China Family Panel Studies (CFPS). The study finds that the comprehensive reform of SMCs increases the per capita income of rural households. This conclusion remains robust across a series of robustness checks. The comprehensive reform of SMCs promotes income increase primarily through mechanisms such as reducing agricultural input costs, providing technical support, promoting moderate-scale land management, and enhancing the sales of agricultural products. Further analysis reveals that the comprehensive reform of SMCs alleviates poverty disparities within individual farmers, across regions, and between urban and rural areas, thereby promoting common prosperity. The conclusions of this paper contribute to understanding the enduring value of SMCs in the new era and provide empirical evidence to support the continuous advancement of their comprehensive reform. In the process of deepening the reform of SMCs in the future, it is supposed to consider improving the governance system of SMCs with Chinese characteristics, focusing on building the foundation of SMCs in rural and less developed areas, and paying attention to connecting with small farmers with lower incomes.

Keywords: Comprehensive Reform of Supply and Marketing Cooperatives; Farmer Income Increase; Common Prosperity; Difference-in-Differences Model