

合作社自办企业能否更好地带动农户增收？*

——基于纵向外部性与不完全契约理论

郑风田 王若男 刘爽 朱佳

摘要:通过农业产业化组织促进一二三产业融合发展是实现乡村产业振兴和农民增收的重要路径。基于纵向外部性与不完全契约理论，本文分析了合作社自办企业的纵向一体化组织模式相较“公司+合作社+农户”的准一体化组织模式的制度优势及其带动农户增收的作用机理，并使用具有全国代表性的452个合作社样本的追踪调查数据进行实证检验。通过构建控制了个体和年份固定效应的PSM-DID模型，本文发现，相较“公司+合作社+农户”，合作社自办企业在总体上没有显著带动农户增收。分样本回归结果表明，内部产权结构和外部政策环境对合作社自办企业的农户增收效应具有重要影响，内部成员同质、民主决策机制和税收优惠政策可以促进合作社自办企业增收效应的发挥。因此，规范合作社注册企业程序并杜绝异化合作社、完善激励及监督措施是保障合作社自办企业过程中农民增收的可行举措。

关键词: 农业产业化组织 合作社自办企业 纵向外部性 不完全契约 PSM-DID

中图分类号: F306.4 **文献标识码:** A

一、引言

如何促进农村一二三产业融合发展，将更多价值分配留在农村、留给农民，是中国农业现代化发展中面临的重要问题。纵观美国、日本、韩国等发达国家的农业发展历程，组织完备、运行高效的农业产业化组织均为其促进农村经济增长、农业现代化发展和农民增收做出过重要贡献（夏英、牛若峰，1996）。20世纪90年代以来，农业产业化组织逐渐成为中国农业现代化发展的重要载体（张平等，2013；文理等，2009），截至2020年8月，中国已累计培育龙头企业、农民合作社、家庭农场等各类新型农业经营主体309万家，并逐渐形成“公司+农户”、“合作社+农户”、“公司+家庭农场+农户”、“公司+合作社+农户”等多种农业产业化组织模式，共辐射带动1.25亿小农户，实现户均增

*本文为中国人民大学科学研究基金（中央高校基本科研业务费专项资金资助）项目成果（编号：21XNH121）。本文通讯作者：朱佳。

收 3500 多元^①。随着农业产业化发展不断深化，上述产业化组织模式也呈现出更加多元的形态。例如，2015 年以来，“公司+合作社+农户”组织模式逐渐演变为“合作社自办企业”模式。那么，这样的演变是否能够呼应中国强调的“更多价值分配留在农村、留给农民”这一战略目标？对两种产业化组织模式的经营绩效及带动农户增收效果进行研究，具有重要的理论价值和现实意义。

合作社自办企业是以合作社为核心的纵向一体化产业组织模式，最初由准一体化产业组织模式“公司+合作社+农户”中处于相对弱势地位的合作社自发创造而成。这种产业组织模式创立的初衷是通过在合作社内部建立企业实体，以延长产业链和促进合作社发展壮大，由此实现纵向一体化发展（孔祥智、程泽南，2012）。基层关于合作社自办企业的大胆探索取得了良好成效，昭示了合作社自办企业是一种合作社转型升级的可行路径（徐旭初，2010）。为此，2009 年 12 月 31 日，《中共中央 国务院关于加大统筹城乡发展力度进一步夯实农业农村发展基础的若干意见》中，首次在中央层面提出“扶持农民专业合作社自办农产品加工企业”。2018 年 7 月 1 日重新修订后的新《农民专业合作社法》第十八条新增规定“农民专业合作社可以依法向公司等企业投资，以其出资额为限对所投资企业承担责任”。自此，中国从法律层面赋予了农民专业合作社注册企业、投资企业的权利。

按照处于支配地位的主体不同，中国的农业产业化组织大体可分为龙头企业带动型（“公司+农户”、“公司+合作社+农户”等）、市场带动型（“经销商+农户”等）、中介组织带动型（“合作社+农户”、合作社联合社、合作社自办企业等）几类（黄祖辉、王祖锁，2002）。由于不同农业产业化组织中农户所处地位不同，因而带动农户增收效果存在显著差异（杜吟棠，2005）。目前学术界的一个普遍共识是，只有在以农户为核心的农业产业化组织模式下，广大农户才有机会获得最大的福利（郭晓鸣等，2007；苑鹏，2013；邓宏图等，2018）。张晓山（2009）指出，合作社本质上是弱者的联合，以合作社为核心的农业产业化组织，才能代表广大农户的利益，才能将增加的农业附加值真正分配到农民手中。与之相对，郭晓鸣等（2007）基于对龙头企业带动型、中介组织联动型和合作社一体化三种农业产业化模式比较分析发现，合作社一体化在制度设计、收益分配和维护农户利益方面更优。在此基础上，苑鹏（2013）进一步分析了公司、合作社、农户三者共同参与的产业化组织模式下农户收入的变化，发现农户在产业链中地位越高，农户总体福利提升越大，其中“合作社自办企业”模式实现了以农户为主体的纵向一体化，农户获得相对最高收益的可能性最大。

已有研究对合作社自办企业对农户增收的影响进行了有益探索。理论上，合作社自办企业的本质是对产业链上不同主体间所有权结构进行调整，将“公司+合作社+农户”模式中分散于不同主体间的所有权集中于农户，规避利益侵占、机会主义以及中间品市场的市场失灵问题，由此可以更好地带动农户增收（Swinnen and Maertens, 2007；刘畅、高杰，2014）。但在实际运营中，受到内部产权结构和外部政策环境的影响，合作社自办企业的组织模式演化目标可能发生扭曲。比如，中国部分合作社注册企业并非是社员的选择，也并非是为社员“谋福利”，而是为了少数核心成员的利益。不少学者已经注意到这类合作社，并将这种现象概括为“合作社异化”（张晓山，2009）。同时，中国部

^①数据来源：http://www.moa.gov.cn/govpublic/XZQYJ/202011/t20201106_6355928.htm。

分合作社自办企业是为了顺应国家政策的“潮流”，攫取国家政策福利，体现出强烈的政策倾向性（苑鹏，2013；徐旭初、吴彬，2017）。由于上述扭曲现象的存在，这种产业化组织模式究竟能否发挥其“初心”，带领农民增收，也引起了学术界的广泛争论（王图展，2016；徐旭初、吴彬，2017；万俊毅、曾丽军，2020）。

现有文献围绕各类农业产业化经营组织的所有权结构、经营绩效、农户所占地位等主题进行了深入研究，但针对合作社自办企业这一新兴的产业化组织模式的研究仍旧不足。理论方面，前人研究尚未建立起一个对合作社自办企业的制度优势及其带动农户增收的影响机理进行系统分析的理论框架。数据方面，由于缺乏大样本的调研数据，也难以实证检验并解答合作社自办企业能否更好地带动农户增收这一核心问题。由此可见，合作社自办企业的产业化组织模式能否发挥其该有的效力，仍需进行深入的分析。为深入剖析上述问题，本文首先基于纵向外部性和不完全契约理论构建数理模型，从理论层面分析合作社自办企业的产业化组织模式的制度优势及其带动农户增收的影响机理，在此基础上，利用全国范围内 452 个合作社样本的追踪调查数据进行实证检验。

本文在已有研究的基础上有以下三方面贡献：一是应用一套具有全国代表性的追踪调查数据，对合作社自办企业带动农户增收的效果进行实证检验，弥补了国内现有研究多为学理性分析和案例分析的不足；二是进一步发展了供应链交易的双重加价模型，将纵向外部性与机会成本问题同时引入中间品市场交易模型，深入剖析了合作社自办企业带动农户增收的作用机理；三是立足中国合作社本土特色，从内部产权结构和外部政策环境两方面探讨合作社自办企业是否必然带动农户增收，并深入分析了影响增收效应的关键因素，回应了学界对于“异化合作社”的关注，对于解决中国目前存在的现实问题具有一定的实践指导意义。

二、理论分析与研究假说

本文的中心问题在于：合作社自办企业相对于“公司+合作社+农户”等产业化组织模式，能否在更大程度上带动农户增收，或具有怎样的比较优势。从该问题视角出发，本文将比较分析传统的“公司+合作社+农户”与合作社自办企业两种产业化组织模式的经营绩效和带动农户增收效果差异。

纵向一体化（也称“完全纵向一体化”）是指经营主体沿供应链上下游环节进行业务扩大和组织扩张，将产品的产、供、销等不同环节纳入到同一经营主体内部，将外部市场交换关系转换成内部管理关系，产业链或供应链的上下游交易关系由制度统一安排。企业的纵向兼并、纵向扩张以及合作社自办企业均属于完全纵向一体化的组织发展模式。在此基础上，准一体化是一种介于企业制度与完全市场交易之间的一体化组织形式，是由供应链上下游主体基于特定的交易关系和利益联结，签订长期稳定的交易契约，形成的半紧密型生产经营组织联盟。准一体化是处于完全纵向一体化和市场形式之间的混合型治理结构，其经营主体既基于管理制度和契约安排进行生产活动，又保留独立产权和价格机制的市场激励（刘畅、高杰，2014）。“公司+农户”、“公司+合作社+农户”、“农业产业化联合体”等经营模式均属于准一体化组织模式（王志刚、于滨铜，2019）。

合作社自办企业是否优于准一体化的合作经营模式？其比较优势的实现又受到哪些现实经营环境

和合作社经营特征的制约？为回答上述问题，本文首先结合纵向外部性与不完全契约理论，分析在理论状态下合作社自办企业对农户而言为什么是一种更优的产业化组织模式，在此基础上，进一步讨论合作社自办企业带动农户增收的制约因素，即分析在不同的合作社内部产权结构和外部经营情境下，合作社自办企业的产业化组织模式如何带动农户增收。

（一）合作社自办企业的比较优势与增收效应

本文进一步发展供应链交易的双重加价模型（Spengler, 1950），将纵向外部性与机会成本同时引入中间品市场交易模型，以剖析在理想情形下，合作社自办企业相对于“公司+合作社+农户”等产业化组织模式在促进产业经营绩效提升和带动农户增收方面的比较优势。

假设在一个“公司+合作社+农户”的产业化组织模式中，存在上游农户、上游合作社和下游企业，合作社主要由农户根据相关法规成立，代表农户利益，组织农户进行初级农产品生产，经营所得收益由农户分红。同时，农户所生产的初级农产品通过合作社统一销售，由合作社与公司议价，并与公司签订产前契约，与公司形成稳定的交易合作关系，向其供应初级产品。在此基础上，企业根据契约向合作社收购初级农产品，经加工面向最终品市场销售。

假设最终品市场的需求函数为 $q = 1 - p$ ，并满足市场出清条件，合作社以 P_w 的价格向下游企业供应初级农产品，其生产成本为 c ，下游企业面向市场最终产品的销售价格为 P_r 。为简化分析，本文假设企业的经营成本为中间品价格 P_w （Spengler, 1950）。与此同时，基于不完全契约理论，合作社与企业在达成中间品（初级农产品）的最终交易时均需付出一定的机会主义成本（Grossman and Hart, 1986），即当收购价格高于市场价格时，企业往往会以产品质量不达标为由，压低农产品收购价格，侵占合作社应得收益；而当收购价格低于市场价格时，合作社往往会提出重新谈判收购价格，或以产量不足为由违约将农产品直接面向市场出售，损害公司利益（王志刚等，2021）。鉴于此，本文假设双方在中间品交易中所需付出的机会主义成本为 c_t 。

由此，企业的利润函数为：

$$\pi_r = (p_r - p_w - c_t)(1 - p_r) \quad (1)$$

根据利润最大化的一阶条件，解得：

$$\frac{\partial \pi_r}{\partial p_r} = 1 - 2p_r + p_w + c_t = 0 \quad (2)$$

解得：

$$p_r = \frac{1 + p_w + c_t}{2}, \quad q_r = \frac{1 - p_w - c_t}{2} \quad (3)$$

在此基础上，合作社的利润函数即为：

$$\pi_w = (p_w - c - c_t) \frac{1 - p_w - c_t}{2} \quad (4)$$

根据合作社利润最大化的一阶条件，解得：

$$p_w = \frac{1-c}{2}, \quad p_r = \frac{3+c}{4} + \frac{c_t}{2}, \quad q_r = \frac{1-c}{4} - \frac{c_t}{2} \quad (5)$$

由此可得合作社与厂商的最大化利润 π_w^* 与 π_r^* 分别为：

$$\pi_w^* = \frac{(1-c)^2}{8} + \frac{c_t^2}{2} - \frac{(1-c)c_t}{2}, \quad \pi_r^* = \frac{(1-c)^2}{16} + \frac{c_t^2}{4} - \frac{(1-c)c_t}{4} \quad (6)$$

在“公司+合作社+农户”的产业化组织模式下，产业链的整体利润水平为：

$$\pi_D^* = \pi_w^* + \pi_r^* = \frac{3(1-c)^2}{16} + \frac{3}{4}[c_t^2 - (1-c)c_t] \quad (7)$$

进一步地，若合作社建立独立的企业法人（简称“自办企业”），将产业链的经营业务纳入同一经营主体中，则合作社自办企业的生产成本为 c ，产品价格为最终品的销售价格 p_r ，自办企业的利润函数为：

$$\pi_T = (p_r - c)(1 - p_r) \quad (8)$$

根据利润最大化的一阶条件，解得：

$$p_T^* = \frac{1+c}{2}, \quad \pi_T^* = \frac{(1-c)^2}{4} \quad (9)$$

在此基础上，本文进一步分析通过规避纵向外部性和机会主义问题带来产业绩效提升的机制。假设在不存在机会主义违约成本的情形下，企业的利润函数为： $\pi'_r = (p_r - p_w)(1 - p_r)$ ，可解得合作社的利润函数为：

$$\pi'_w = (p_w - c) \frac{(1 - p_w)}{2} \quad (10)$$

“公司+合作社+农户”产业化组织模式下的产业链总收入水平为：

$$\pi_D^* = \pi_w^* + \pi_r^* = \frac{3(1-c)^2}{16} \quad (11)$$

根据市场需求函数 $q = 1 - p$ ，在“公司+合作社+农户”模式下，公司和合作社只有在满足 $0 < c + c_t < p < 1$ 的条件下才会进行交易合作，由此可得：

$$\pi_D^* = \frac{3(1-c)^2}{16} + \frac{3}{4}[c_t^2 - (1-c)c_t] \leq \pi_D^* = \frac{3(1-c)^2}{16} \leq \pi_T^* = \frac{(1-c)^2}{4} \quad (12)$$

可见，合作社自办企业的产业化经营绩效要显著高于“公司+合作社+农户”产业化经营模式，这主要来源于两阶段经营绩效的提升：

第一，规避了契约不完全所带来的机会主义问题，使得中间品市场交易减少了由于机会主义损失所带来的价格波动与经营成本，从而使自办企业能够根据最终品的市场需求进行合理生产与产品定价，提升了产业链整体收入水平，该收益部分为 $3[c_i^2 - (1-c)c_i]/4$ ，等价于 π_D^* 与 π_D^{**} 之间的差异。

第二，避免了中间品交易的垄断加价，使得农产品在边际成本的水平上生产，从而提高了农产品市场需求的均衡数量，将中间品市场垄断定价所带来的福利损失（即纵向外部性问题）内化为一体化经营的内部收益。该收益部分为 $(1-c)^2/16$ ，等价于 π_D^{**} 与 π_T^* 之间的差异。

进一步地，可以比较分析“公司+合作社+农户”与合作社自办企业两种组织模式下合作社社员的户均收入。在“公司+合作社+农户”契约合作组织模式下，合作社层面获得的产业链收入为 $\pi_w^* = (1-c)^2/8 + c_i^2/2 - (1-c)c_i/2$ ；在合作社自办企业组织模式下，合作社层面则获得完整的产业链收入，具体为 $\pi_T^* = (1-c)^2/4$ 。比较可知 $\pi_T^* > \pi_w^*$ ，假设合作社的利润分成规则相同，则参加合作社自办企业的农户相较参加“公司+合作社+农户”的农户能获得更多的利润分成。

由此可得，在理论情景下，合作社自办企业的完全纵向一体化经营模式在产业链整体绩效和农户分红水平上均高于“公司+合作社+农户”等类型的准一体化经营模式。结合数理推导结果，本文进一步解释带来这一结果的现实机理：

第一，合作社自办企业减少了“公司+合作社+农户”、“公司+农户”等准一体化合作经营过程中契约双方违约所带来的风险损失。由于准一体化保留了各经营主体相对独立的产权，虽然在契约机制下形成闭合且稳定的组织内部交易关系，但其根本激励机制仍在于市场性质的价格机制。一旦外部自由交易市场价格偏离准一体化内部交易价格太多，甚至高于各经营主体违约所可能赔付的相应损失，基于理性人假设，交易双方会不可避免地出现违约行为以追求个体利益的最大化。这就出现了企业压低收购价格侵占农户利益或农户私自售卖造成产业链整体利益损失的现象，而现实中供应链下游核心成员侵占下游农户利益分配的现象较为普遍，农户始终处于被动、弱势的一方（王志刚等，2021）。在此背景下，合作社作为“弱弱联合”的合作经营组织，其自办企业可以将中间品市场纳入内部交易管理之中，从而规避在初级农产品交易过程中交易双方违约所带来的机会主义损失，尤其是避免企业压低收购价格、违背收购协议、侵占农户利益的风险损失。

第二，合作社自办企业可以使代表农户利益的合作社直接进入最终品市场，从而能够获得更高的产品溢价和市场份额。在“公司+合作社+农户”等准一体化产业组织模式中，合作社或农户主要与企业在中间品市场进行内部交易，即将以初级农产品作为交易对象的外部中间品市场转化为内部中间品市场，从而有效规避交易费用所带来的成本损失。合作社自办企业则将中间品交易完全内化为内部的经营管理安排，直接参与最终品市场交易。相对于中间品市场的交易价格和交易数量，合作社在最终品市场上所获得的支付价格更高，且直接面向最终品市场进行产品供给，直接参与并占据市场份额，产品销量也不再局限于企业收购的既定数量。这进一步规避了中间品市场、最终品市场双重加价带来的成本上升以及由此引致的最终品价格上涨，使合作社在农产品最终品市场上获得较高溢价的同时，避免了产品定价过高所带来的生产者剩余和消费者剩余损失，提高了合作社产品的竞争力和自办企业

内部产业链的整体收益，显然能够使合作社在更大程度上占据市场收益、提高经营绩效和带动农户增收。

（二）合作社自办企业增收效应的情景制约分析

由上述分析可知，理论情景下，相较“公司+合作社+农户”等准一体化组织模式，合作社自办企业的纵向一体化组织模式对农户而言是一种更优的农业产业化组织模式。但在现实实践中，合作社自办企业带动农户增收的效应仍受到多样化经营情景的影响和制约，自办企业内部的产权结构以及外部政策环境等，均能在较大程度上影响合作社自办企业的经营绩效与利润分配。

1. 内部产权结构。上文假设农户与合作社具有利益一致性，即合作社经营绩效越高，带动社员增收效果越好。此假设的前提条件是合作社内部成员具有同质性。然而，中国合作社的内部产权结构中，普遍存在能人治社、企业领办、社员出资额存在差异等现象，导致合作社成员间存在异质性，由此区分出核心社员与外围社员（张晓山，2009）。“所有者与惠顾者同一”是合作社的本质规定。一方面，普通农户作为“惠顾者”，在进行农产品销售或接受社会化服务时，需要同作为实际经营者的核心社员“讨价还价”；另一方面，普通农户作为“所有者”，在分享股息、返还盈余时，需要同作为实际控制者的核心社员确定收入分配比例。由于普通农户并不完全掌握剩余控制权，核心成员为了追求自身利益，可能会采取各种方式影响组织内部决策，改变盈余分配机制（郭晓鸣等，2007；韩旭东等，2020）。因此，普通农户的议价能力和收益分配比例将主要取决于组织内部的民主制度（邓衡山、王文烂，2014）：当决策程序较为民主时，农户享受的价值分配更多，不会产生“大户吃小户”现象；当决策程序较为集权时，农户享受的价值分配更少，易产生“精英俘获”现象（王图展，2016）。2. 外部政策环境。上文分析的另一重要假设是自办企业所有权结构的确定完全基于市场化决策。然而，中国合作社的发展离不开政府干预，合作社自办企业的产业化组织模式也得到中央政策文件的支持，政府通过财政补贴、税收优惠等政策支持、鼓励合作社自办企业，对合作社产业化模式变迁产生外部政策干预。税收优惠是一种间接补贴形式，体现为企业应纳税额的减少。当政府实施税收优惠政策时，合作社为了获取更多资源支持，倾向于实施能够获得政府认同或迎合地方政府偏好的组织形式（Powell and DiMaggio, 1991），有利于纵向一体化发展和农户享受产业链上更多收益，进而促进农户增收（朱湖根等，2007）。财政补贴则是一种直接补贴形式，是政府的无偿转移支付。当政府实施财政补贴政策时，就可能出现资源扭曲和监督困难。一方面，基层政府的财政补贴政策有出于服务政治目标或考核指标的风险，政策执行效果容易出现偏差，导致政府低效干预甚至政府失灵问题（李岩，2013）；另一方面，合作社更易通过注册企业的方式套取政府财政补贴资金用作他途，合作社自办企业的实际目的就可能偏离经营绩效最大化的初衷。因此，政府采取不同政策干预和支持手段产生的农户增收效果将有所不同。

根据上述分析，本文提出如下研究假说：

假说 1：合作社自办企业模式带动农户增收的水平将高于“公司+合作社+农户”模式。

假说 2：在合作社自办企业的内部产权结构中，成员异质和集权决策将抑制合作社自办企业的农户增收效应，成员同质和民主决策将促进合作社自办企业的农户增收效应。

假说3：在合作社自办企业的外部政策环境中，税收优惠政策对合作社自办企业的农户增收效应具有促进作用，财政补贴政策对合作社自办企业的农户增收效应具有抑制作用。

三、数据、计量策略与变量

（一）数据说明

本文所用数据来源于“全国新型农业经营主体发展指数调查”项目中的农民专业合作社数据。经济日报社作为项目负责方，中国人民大学负责项目方案设计，零点有数科技有限公司和清研灵智信息咨询有限公司（后文统称“调查公司”）负责项目具体执行，于2016年5月至2017年3月开展了第一期全国新型农业经营主体发展指数调查。该调查采用分层随机抽样与两阶段抽样相结合的抽样设计：第一阶段，通过在县级层面上的分层随机抽样，构建四类经营主体的抽样范围。首先，以各县域2014年第一产业增加值为依据，将全国2071个县级单位按第一产业增加值分成4层（即4组）；其次，计算上述4组县域中各组第一产业增加值之和，通过比较各组第一产业增加值之和，确定在每一组的抽样比例，计算结果表明上述4组县域的抽样比例分别为5%、14%、26%和55%；再次，按照计算出的抽样比例，在对应的组别中随机抽取样本县，直到样本容量达到150个样本县；最后，将通过上述过程获得的150个样本县作为抽样范围，通过样本县政府主管部门搜集该县所有家庭农场、专业大户、合作社、龙头企业名单，由此建立第二阶段的抽样框。第二阶段，根据调查配额进行等距抽样，获取四类经营主体的具体调查样本。首先，基于全国四类经营主体的数量比例，确定合作社、家庭农场、专业大户、龙头企业的抽样比例分别为24%、25%、39%和12%；其次，从被调查县政府获得各类经营主体登记注册名单，计算各县合作社、家庭农场、专业大户和龙头企业数量分别占150个县合作社、家庭农场、专业大户和农业产业化龙头企业总量的比例，根据比例确定各县四类经营主体的抽样配额（即调查的规定样本量）；再次，根据某一类经营主体的总样本量与各县规定样本量的比例，确定各县该类新主体的抽样间距；最后，在抽样区段内随机抽取样本。调查数据由调查公司分布在全国各地的调查员入户调查获得。第一期调查最终获得新型农业经营主体样本5191个，包括1222个合作社样本、1343个家庭农场样本、2017个专业大户样本和609个龙头企业样本。

为了对新型农业经营主体的发展状况进行动态分析，2017年11月至2018年3月和2019年10月至2020年1月，上述机构开展了第二期和第三期调查。其中，第二期共获得新型农业经营主体样本3014个，包括706个合作社样本、776个家庭农场样本、1166个专业大户样本和366个龙头企业样本；第三期共获得新型农业经营主体样本3044个，包括711个合作社样本、907个家庭农场样本、1055个专业大户样本和371个龙头企业样本。第二期和第三期调查样本分为追踪样本和新增样本两部分，其中新增样本是调查公司针对原定样本拒访（面访三次拒绝）、消亡、改行等情况，在原定样本所在村庄就近选择的未接受过调查的样本。三期调查分别询问了调查对象2015年底、2016年底和2018年底的相关情况，是不完全可追踪的面板数据。

本文实证部分主要使用第二期和第三期的合作社追踪面板数据，事前和事后时点分别为2016年和2018年。本文对原始样本进行如下处理：第一，剔除第一期全部样本数据；第二，剔除第二期和第三

期家庭农场、专业大户、龙头企业三类新型农业经营主体数据；第三，剔除不可追踪的合作社样本，即剔除第二期被调查但第三期未进行追踪调查的样本和第三期新增样本；第四，剔除 2016 年以前自办企业的合作社样本，以确保所有样本在事前时点均未注册企业；第五，剔除 2016 年采取“合作社+农户”、“合作社+基地+农户”、“合作社独立经营”三类运营模式的样本，以确保所有样本在事前时点均采用“公司+合作社+农户”经营模式；第六，剔除回归中使用的连续型变量取值小于第 1 分位点和大于第 99 分位点的样本，以避免极端值的影响。最终样本由 452 个两期完全可追踪的合作社样本组成。

具体来说，本文所用合作社样本来自全国 23 个省（区、市）。从产业一体化组织模式来看，2016 年底全部为“公司+合作社+农户”组织模式的样本中，49.12%的样本 2018 年底转变为“合作社自办企业”模式，50.88%的样本仍然保持“公司+合作社+农户”模式；从建立方式来看，55.28%的合作社由农民自发组建，44.72%的合作社由能人、企业或村委领办；从社员规模来看，社员数在 10 人以下的小规模合作社最多，占比达到 47.57%，社员数在 11~50 人、51~100 人和 101~500 人的合作社占比分别为 36.73%、5.53%和 8.40%，社员数在 500 人以上的大规模合作社占比仅为 1.77%；从资产规模来看，总资产不超过 50 万元的小规模合作社占比为 21.02%，总资产在 51 万~100 万元、101 万~500 万元和 501 万~1000 万元的合作社占比分别为 11.72%、42.26%和 18.14%，总资产超过 1000 万元的大规模合作社占比为 6.86%。

（二）识别策略

本文根据是否自办企业将合作社分为处理组和对照组，采用倾向得分匹配-双重差分法(PSM-DID)实证检验合作社自办企业的农户增收效应。具体而言，本文将 2016 年为“公司+合作社+农户”模式且 2016—2018 年间转为合作社自办企业模式的合作社视为处理组，调研期内均为“公司+合作社+农户”模式的合作社视为对照组。

双重差分法(DID)是经济学研究中识别因果效应的重要方法(Bachke, 2019; 阮荣平等, 2020)。该方法首先可以通过截面维度的差分，有效消除随时间变化的共时性因素对被解释变量的影响，其次可以通过时间维度的差分，消除不随时间变化的因素对被解释变量的影响。但 DID 方法识别策略的难点在于估计处理组合作社的反事实状态，即那些自办企业的合作社如果没有自办企业的状态。估计处理组反事实状态最为有效的方式是随机化处理措施(Donald and Lang, 2007)。如果合作社是否自办企业是随机的，那么对照组的经营状态就可以近似代表处理组的反事实状态。然而，合作社是否自办企业显然与自身经营特征密不可分，即合作社是否自办企业的决策不符合随机化要求。考虑到合作社自办企业可能存在的非随机性，本文首先采用倾向得分匹配法(PSM)寻找与自办企业的合作社类似的对照组，以消除样本自选择问题，然后结合 DID 方法估计合作社自办企业的真实效应，由此能在最大程度上保证估计结果的准确性(陈强, 2014)。具体估计模型设定如下：

1.倾向得分匹配阶段。倾向得分匹配是 PSM-DID 方法的第一步，匹配的目的在于从未自办企业的合作社中找到与自办企业的合作社具有类似特征的个体，以消除选择性偏差。由于是否自办合作社是一个二元选择变量，因此本文采用如下 Probit 模型：

$$Pr(treat_i = 1|X_i) = \Phi\{h(X_i)\} \quad (13)$$

其中， Pr 为合作社自办企业的概率， Φ 为正态累积分布函数。 X_i 为匹配变量，表示影响合作社自办企业的因素。 $h(X_i)$ 表示对于特征变量的匹配规则，为避免由于匹配规则选取带来的估计偏误，本文同时使用近邻匹配、卡尺匹配、卡尺内最近邻匹配、核匹配四种接受度较高的匹配方式，以交互验证匹配效果。

2. 双重差分阶段。倾向得分匹配之后，可得到两组经营特征相似的合作社会社，其中一组为自办企业的合作社，另一组为匹配后的未自办企业的合作社。根据调研时间，本文将研究时段区分为所有合作社均未自办企业的基准年和部分合作社自办企业的处理年。基于上述分析，本文设定的 DID 模型如下：

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 treat_i \times time_t + \gamma Z_i + \rho Z_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

(14) 式为同时考虑个体固定效应 v_i 和年份固定效应 v_t 的 DID 模型。 y_{it} 是本文的结果变量，具体为 t 年合作社 i 的社员户均收入。 $treat_i$ 表示是否自办企业的虚拟变量， $treat_i=1$ 表示自办企业的合作社， $treat_i=0$ 表示未自办企业的合作社。 $time_t$ 表示是否为处理年的虚拟变量，本文数据的时间节点为 2016 年和 2018 年，其中 2016 年所有合作社均未自办企业，为事前时点，因此 $time_{2016}=0$ ；2018 年是事后时点，因此 $time_{2018}=1$ 。 Z_i 和 Z_{it} 分别为合作社层面不随时间和随时间变化的控制变量向量组。 γ 和 ρ 为控制变量的待估参数， ε_{it} 为随机扰动项， β_0 为常数项。交乘项 $treat_i \times time_t$ 的系数 β_1 是本文感兴趣的参数，即合作社自办企业的农户增收效应。通常情况下，DID 模型还应单独控制 $treat_i$ 和 $time_t$ ，但本文在模型设定中已经控制了合作社个体固定效应 v_i 和年份固定效应 v_t ，而 $treat_i$ 是部分 v_i 的线性组合， $time_t$ 是部分 v_t 的线性组合，加入 $treat_i$ 和 $time_t$ 将导致共线性问题，因此，参考秦国庆等（2021）的做法，本文在控制 v_i 和 v_t 后，不再加入 $treat_i$ 和 $time_t$ 。

（三）变量选择

1. 因变量。本文选取合作社社员户均收入作为因变量。由表 1 可知，2016 年处理组和对照组合作社社员户均收入分别为 14.2512 万元和 14.1428 万元，2018 年处理组和对照组合作社社员户均收入分别为 14.4650 万元和 13.5334 万元。处理组样本在事前时点和事后时点的社员户均收入均略高于对照组样本，但差异不显著。在全体样本 2018 年社员户均收入相较 2016 年降低 2030 元的情况下，处理组样本户均收入增加了 2138 元，对照组样本户均收入降低了 6093 元。

表 1 因变量的描述性统计

因变量	年份	均值			处理组—对照组	
		全样本	处理组	对照组		
		(1)	(2)	(3)		
社员户均收入（万元）	2016 年	(1)	14.1961 (21.5414)	14.2512 (21.1191)	14.1428 (21.9872)	0.1084 (2.0290)
	2018 年	(2)	13.9931	14.4650	13.5334	0.9316

合作社自办企业能否更好地带动农户增收？

		(19.4481)	(21.5581)	(17.1813)	(1.8271)
2018年—2016年	(3)	-0.2030	0.2138	-0.6093	0.8231***
		(1.3634)	(2.0210)	(1.8399)	(0.1274)

注：(1)、(2)、(3)列中的(1)、(2)行括号内为标准差，(1)、(2)、(3)列中的(3)行及(4)列括号内为标准误。***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，后文同。

2. 分组变量。合作社是否自办企业是本文研究中的核心解释变量，即PSM-DID模型中的分组变量。本文对“合作社自办企业”的测度通过“是否同时注册农业产业化龙头企业”的问题识别。调研对象既包括真正自办企业的合作社，也包括理事长或核心成员兴办企业的合作社。为有效区分上述两种类型，在后文分样本分析中，将通过合作社建立方式、合作社重大事务表决方式两个变量加以识别。同时，本文将基于理论分析，在计量检验中对内部产权结构的影响进行探讨，分析不同产权结构的合作社自办企业对农户增收的不同影响。

3. 匹配变量。为尽可能减少不可观测因素的影响，借鉴已有研究（邓衡山、王文烂，2014；王若男等，2019；韩旭东等，2020；万俊毅、曾丽军，2020），本文从理事长特征、组织制度特征、合作社运营特征和外部环境特征4个方面选取共24个匹配变量。具体而言，理事长特征中包括理事长性别、年龄、文化程度、外出务工经历、是否为村干部、是否获得个人荣誉等变量，组织制度特征包括理事长是否有任期、重大事务表决方式（分为一人一票制、理事长决定制、理事会决定制和按比例投票制）、第一大出资人出资占比、是否有专职会计、是否有二次返利制度、成员退出规制（分为所有成员均不能自由退出、普通成员自由退出但骨干不能自由退出和所有成员都可以自由退出）等变量，合作社运营特征包括总资产、总负债、成员数、贷款次数、示范社级别、是否有自有品牌等变量，外部环境特征包括最近金融机构距离、最近县城距离、附近是否有益农信息社等变量。

由表2可知，在事前时点，处理组和对对照组合作社在理事长年龄、外出务工经历、是否为村干部、重大事务表决方式是否为理事长决定制、示范社级别、附近益农信息社等方面存在显著差异，这表明合作社自办企业的决策并非外生随机的，需要矫正选择偏差。具体来说，处理组合作社理事长年龄更小，具有外出务工经历和担任村干部的可能性更大（分别比对照组高出7.31%和5.39%），处理组合作社重大事务表决方式为理事长决定制的可能性更大（比对照组高出7.37%），处理组合作社的示范社级别更低，处理组合作社附近有益农信息社的可能性更高（比对照组高出6.59%），这意味着理事长个人能力和合作社外在标签、外部环境对合作社是否自办企业的决策具有重要影响。

表2 匹配变量的定义及描述性统计结果

匹配变量	均值			处理组—对照组
	全样本	处理组	对照组	
	(1)	(2)	(3)	
理事长特征				
性别（男=1，女=0）	0.8938 (0.3084)	0.8963 (0.3054)	0.8913 (0.3119)	0.0050 (0.0291)
年龄（岁，取对数）	3.8382	3.8236	3.8525	-0.0289**

合作社自办企业能否更好地带动农户增收？

	(0.1818)	(0.1811)	(0.1818)	(0.0172)
文化程度（大学本科及以上=5，大专=4，高中/中专=3，初中=2，小学及以下=1）	2.5277 (0.8305)	2.5766 (0.8299)	2.4803 (0.8302)	0.0963 (0.0782)
外出务工经历（是=1，否=0）	0.4403 (0.4970)	0.4774 (0.5006)	0.4043 (0.4918)	0.0731* (0.0467)
村干部（是=1，否=0）	0.1482 (0.3557)	0.1756 (0.3814)	0.1217 (0.3277)	0.0539* (0.0334)
个人荣誉（是=1，否=0）	0.2611 (0.4397)	0.2702 (0.4451)	0.2521 (0.4352)	0.0181 (0.0414)
组织制度特征				
理事长任期（有=1，无=0）	0.2854 (0.4521)	0.2928 (0.4561)	0.2783 (0.4491)	0.0145 (0.0426)
重大事务表决方式				
一人一票制（是=1，否=0）（参照组）	0.3783 (0.4855)	0.3603 (0.4812)	0.3956 (0.4901)	-0.0353 (0.0457)
理事长决定制（是=1，否=0）	0.3318 (0.4714)	0.3693 (0.4837)	0.2956 (0.4573)	0.0737** (0.0442)
理事会决定制（是=1，否=0）	0.2168 (0.4125)	0.2117 (0.4094)	0.2217 (0.4163)	-0.0100 (0.0389)
按比例投票制（是=1，否=0）	0.0730 (0.2604)	0.0585 (0.2353)	0.0869 (0.2823)	-0.0284 (0.0244)
第一大出资人出资占比	0.4356 (0.3062)	0.4434 (0.3072)	0.4272 (0.3057)	0.0162 (0.0318)
专职会计（是=1，否=0）	0.4691 (0.4996)	0.4774 (0.5006)	0.4608 (0.4995)	0.0166 (0.0470)
二次返利制度（是=1，否=0）	0.2367 (0.4255)	0.2432 (0.4300)	0.2304 (0.4220)	0.0128 (0.0400)
成员退出规制				
所有成员均不能自由退出（是=1，否=0）（参照组）	0.0597 (0.2373)	0.0585 (0.2353)	0.0608 (0.2396)	-0.0023 (0.0223)
所有成员都可以自由退出（是=1，否=0）	0.7810 (0.4140)	0.7837 (0.4125)	0.7782 (0.4163)	0.0055 (0.0389)
普通成员自由退出，骨干不能自由退出（是=1，否=0）	0.1593 (0.3664)	0.1576 (0.3652)	0.1608 (0.3682)	-0.0032 (0.0345)
合作社运营特征				
总资产（万元，取对数）	4.8335 (1.403)	4.8819 (1.4549)	4.7849 (1.3509)	0.0970 (0.1354)
总负债（万元，取对数）	1.1213 (1.7808)	1.1275 (1.8180)	1.1152 (1.7477)	0.0123 (0.1713)

合作社自办企业能否更好地带动农户增收？

成员数（人，取对数）	2.4326 (1.2010)	2.4356 (1.1874)	2.4297 (1.2166)	0.0059 (0.1136)
贷款次数（次）	0.6704 (1.3150)	0.6351 (1.2538)	0.7043 (1.3733)	-0.0692 (0.1238)
示范社级别（国家级=5，省级=4，市级=3，县级=2，无=1）	1.3562 (0.7958)	1.2927 (0.6450)	1.4173 (0.9154)	-0.1246** (0.0747)
自有品牌（是=1，否=0）	0.2146 (0.4110)	0.2207 (0.4156)	0.2087 (0.4072)	0.0120 (0.0387)
外部环境特征				
最近金融机构距离（公里）	5.5764 (6.6131)	5.5995 (7.0101)	5.5541 (6.2212)	0.0454 (0.6242)
最近县城距离（公里）	19.1448 (12.5263)	19.0000 (11.9676)	19.2850 (13.0697)	-0.2850 (1.1836)
附近益农信息社（有=1，无=0）	0.1295 (0.3361)	0.1628 (0.3701)	0.0969 (0.2964)	0.0659* (0.0316)

注：匹配变量均为事前时点（即 2016 年）的数值。（1）~（3）列括号内为标准差，（4）列括号内为标准误。

四、实证结果

（一）合作社自办企业的农户增收效应

本文首先利用 Probit 模型估计倾向得分。回归结果表明^①，其他条件相同时，理事长具有外出务工经历、理事长无任期、重大事务表决方式为理事长决定制、第一大出资人出资占比较低、与最近金融机构距离较远的合作社更倾向于自办企业，与前文的描述性统计结果基本一致。据此，本文利用 5 对 1 最近邻匹配法对处理组和对照组样本进行匹配^②，并进行双重差分估计。表 3 展示了合作社自办企业相较“公司+合作社+农户”对社员户均收入影响的平均处理效应。可以看出，多种匹配方法得出的平均处理效应系数较为一致。与“公司+合作社+农户”组织模式相比，合作社自办企业组织模式的社员户均收入更高，但这一结果不具有统计显著性。这意味着，相较“公司+合作社+农户”模式，合作社自办企业的纵向一体化组织模式总体上没有促进社员增收方面发挥积极作用。

这一结果与假说 1 不一致。理论分析表明，理想条件下，相较“公司+合作社+农户”模式，合作社自办企业的纵向一体化模式可以更有效地带动农户增收，但实证结果在总体上不显著，这进一步印证了中国合作社发展的实际情景不同于理想情景。在现实中，受合作社内部产权结构以及外部政策干预的影响，很多合作社自办企业的目的已背离新《农民专业合作社法》允许和鼓励合作社自办企业的初衷，抑制了合作社自办企业带动农户增收的效果，导致总体回归结果不显著。接下来，本文将继续考察内部产权结构和外部政策环境对合作社自办企业的农户增收效应的影响。

^①文章篇幅有限，倾向得分结果未列出，感兴趣的读者可通过编辑部向作者索取。

^②为确保结果的稳健性，本文也使用了卡尺匹配、卡尺内最近邻匹配、核匹配等多种匹配方法，结果差异不大。

表3 合作社自办企业对社员户均收入的影响

	DID	PSM-DID			
		近邻匹配	卡尺匹配	卡尺内最近邻匹配	核匹配
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
平均处理效应	3.5625 (2.5803)	2.7823 (2.6798)	3.6085 (2.6007)	2.7813 (2.6861)	3.6085 (2.6007)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	781	758	778	757	778
R ²	0.3496	0.3434	0.3458	0.3434	0.3458

注：（2）～（5）列回归方程中剔除了落在共同支撑域外的处理组和对照组样本。

（二）内部产权结构的影响

本节通过分样本分析考察内部产权结构对合作社自办企业带动农户增收的影响。2016—2018年间转向合作社自办企业组织模式的合作社样本中，53.15%的合作社由农民自发组建，46.85%的合作社由能人、企业或村委领办。同时，37.44%的合作社重大事务表决方式为一人一票制，21.46%的合作社为按比例投票制，5.94%的合作社为理事会决定制，35.16%的合作社为理事长决定制。可见，合作社成员异质和集权决策在现实中较为严重。理论分析指出，内部产权结构中，成员异质性较高和决策权过于集中可能导致组织发展战略并不以普通社员获利为根本目的，从而影响农户增收效果的发挥。为此，本节根据合作社建立方式和重大事务表决方式对处理组样本分组，分别估计分样本的平均处理效应。

表4的（1）、（2）列显示，当合作社建立方式为农户自发组建时，合作社自办企业对社员户均收入的平均处理效应为4.3104，在5%的水平上显著，而合作社建立方式为能人、企业或村委领办时的平均处理效应不显著，T检验也表明农户自发组建的合作社自办企业的农户增收效应显著大于能人、企业或村委领办的合作社。这表明成员异质会导致不同成员间利益不一致：能人、企业或村委领办的合作社自办企业可能是为了自身、企业或村集体的利益，而非真正需要带动的小农户的利益；农民自发组建的合作社则更能体现合作社“弱弱联合”的本质特征，合作社自办企业更多是为了带动全体社员共同致富。表4的（3）～（6）列显示，在不同的重大事务表决方式中，决策方式最为民主的一人一票制的合作社自办企业对社员户均收入的平均处理效应为7.1528，在10%的水平上显著，而其他表决方式下的平均处理效应均不显著。进一步比较四组子样本的回归系数可以发现，一人一票制、按比例投票制、理事会决定制、理事长决定制四种重大事务表决方式下，合作社自办企业对社员户均收入的平均处理效应依次递减，且T检验结果表明上述四组子样本的平均处理效应之间存在显著差异。重大事务表决方式的分组回归结果说明，在内部产权结构中，合作社决策权越分散、表决方式越民主，合作社自办企业的农户增收效果越好，假说2得证。

表 4 内部产权结构对合作社自办企业农户增收效应的影响

	合作社建立方式		重大事务表决方式			
	农民自发组建	能人、企业或 村委领办	一人一票制	按比例投票制	理事会决定制	理事长决定制
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
平均处理效应	4.3104** (2.2217)	3.6391 (3.4108)	7.1528* (3.4033)	6.3754 (6.4147)	3.6528 (16.9439)	-3.8450 (9.7084)
效应差异	0.6713*** (0.1704)		0.7774** (0.3262)		2.7226*** (0.8358)	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	580	550	499	484	390	511
R ²	0.3294	0.3609	0.3652	0.3654	0.3599	0.3340

注：“效应差异”是两列平均处理效应的差值，即（1）和（2）列、（3）和（4）列、（4）和（5）列、（5）和（6）列平均处理效应的差值，通过 T 检验确定两列平均处理效应是否具有显著差异，后文同。括号内为标准误，后文同。

（三）外部政策环境的影响

本节通过分样本分析考察外部政策环境对合作社自办企业带动农户增收的影响。在原始合作社样本中，第一期（2015 年底）只有 10 个合作社（占比 0.82%）自办企业，第二期（2016 年底）有 60 个合作社（占比 8.50%）自办企业，第三期有 285 个合作社（占比 36.73%）自办企业。2015—2018 年，中国合作社自办企业的发展态势迅猛。尤其是 2018 年，受新修订《农民专业合作社法》影响，样本中有半数合作社注册了企业，印证了合作社自办企业的组织模式变迁受外部政策环境影响明显的结论。理论分析指出，外部政策环境对合作社自办企业的增收效应会产生正反两方面影响。为此，本节根据合作社是否获得税收优惠或财政补贴对处理组样本进行分组，分别估计分样本的平均处理效应。

表 5 的（1）、（2）列显示，获得税收优惠的合作社自办企业对社员户均收入的平均处理效应为 5.3395，在 10%的水平上显著，未获得税收优惠的合作社自办企业的平均处理效应不显著。T 检验也表明获得税收优惠的合作社自办企业的农户增收效应显著大于未获得税收优惠的合作社，效应差异在 1%的水平上显著。这意味着地方政府通过税收优惠给予合作社政策支持，能够促进合作社自办企业带动农户增收效果的发挥。表 5 的（3）、（4）列显示，获得财政补贴的合作社自办企业对社员户均收入的平均处理效应不显著，未获得财政补贴的合作社自办企业的平均处理效应为 6.6753，在 5%的水平上显著。T 检验也表明未获得财政补贴的合作社自办企业的农户增收效应显著大于获得财政补贴的合作社，效应差异在 1%的水平上显著。这意味地方政府通过财政补贴的方式给予合作社政策支持，会抑制合作社自办企业组织模式带动农户增收效果的发挥。假说 3 得证。

本节研究结果与大部分学者所持税收优惠比财政补贴更具激励作用的观点相符（冯发贵、李隋，2017）。虽然财政补贴的激励手段易于操作，但却至少存在以下两方面隐患：一是资源配置的扭曲。一般来说，财政补贴需要合作社满足一定的要求才能获得，相当大比例的财政补贴有着明确规定的项

目发展导向（尹玉婷，2019）。合作社为获取财政补贴，可能选择从事自己并不具备比较优势的产业，从而造成资源配置不合理，降低其利润。也就是说，政府通过财政补贴在一定程度上干预了合作社的经营选择。二是补贴资金监督困难。合作社注册企业可能并不是为了发展产业，而是为了套取政府财政补贴资金。这类合作社在得到资金后，不会按照资金使用要求合理分配资金，而是将补贴资金挪作他用，从而大大减弱了财政补贴支持合作社产业发展的作用。因此，财政补贴政策总体上抑制了合作社自办企业带动农户增收效果的发挥。税收优惠则是政府对合作社经营收益的让渡，合作社只有真正从事加工、流通、销售等环节的经营活方能获取这部分收益，地方政府对合作社税收优惠的监督更为容易，因此，税收优惠政策总体上促进了合作社自办企业组织模式带动农户增收效果的发挥。

表 5 外部政策环境对合作社自办企业农户增收效应的影响

	是否获得税收优惠		是否获得财政补贴	
	是	否	是	否
	(1)	(2)	(3)	(4)
平均处理效应	5.3395*	1.2833	-3.0461	6.6753**
	(2.9008)	(4.2611)	(5.1032)	(2.9536)
效应差异	4.0562***		-9.7214***	
	(0.2185)		(0.2454)	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	544	586	514	602
R ²	0.4063	0.3390	0.4023	0.3590

五、稳健性检验

本文进行稳健性检验的思路是：首先，对基准回归进行平衡性检验与共同支撑检验。其次，通过控制可能对农户收入产生重要影响的潜在变量，以及随机模拟的安慰剂检验，确保基准回归结果较好地控制了非观测变量的影响。再次，选取影响合作社是否自办企业但不影响合作社经营绩效的工具变量，克服可能存在的内生性问题。最后，采用 PSM-DDD 模型分组回归，增强异质性分析的可比性。

（一）平衡性检验与共同支撑检验

匹配样本的平衡性检验结果如表 6 所示。T 检验结果表明，匹配后的处理组和对照组样本所有变量的均值间均没有显著差异，且匹配后的各变量组间标准化偏差均小于 5%，意味着匹配样本不存在系统性差异^①。表 6 最后一行汇报了匹配前后倾向得分 Probit 模型的 R²，R² 由匹配前的 0.025 下降到 0.002，说明匹配后模型对合作社是否自办企业的解释力很弱。上述检验结果表明，匹配后的合作社样本具有良好的平衡性，即倾向得分匹配法可以较好地修正由上述因素导致的选择偏差问题。

^① 标准化偏差值越小意味着组间差异越小，实践中通常使用 10% 甚至 20% 作为认定平衡性的标准。

表6 匹配样本的平衡性检验

匹配变量	均值		T 检验	P 值	偏差 (%)
	处理组	对照组			
	(1)	(2)			
性别	0.8607	0.8624	-0.07	0.945	-0.5
年龄	3.8357	3.8436	-0.71	0.477	-5.0
文化程度	2.7063	2.7095	-0.05	0.959	-0.4
外出务工经历	0.4253	0.4106	0.42	0.676	3.0
村干部	0.1443	0.1450	-0.03	0.976	-0.2
个人荣誉	0.3594	0.3683	-0.26	0.796	-1.8
理事长任期	0.3367	0.3265	0.30	0.761	2.1
重大事务表决方式（以一人一票制为参照）					
理事长决定制	0.3240	0.3341	-0.30	0.762	-2.2
理事会决定制	0.2632	0.2591	0.13	0.895	0.9
按比例投票制	0.3215	0.3133	0.25	0.805	1.7
第一大出资人出资占比	0.4553	0.4628	-0.38	0.704	-2.7
专职会计	0.5898	0.5939	-0.12	0.908	-0.8
二次返利制度	0.5240	0.5347	-0.30	0.763	-2.1
成员退出规制（以所有成员均不能自由退出为参照）					
所有成员都可以自由退出	0.6329	0.6264	0.19	0.850	1.3
普通成员自由退出,骨干不能自由退出	0.2962	0.3113	-0.46	0.643	-3.3
总资产	4.9347	4.9785	-0.46	0.648	-3.3
总负债	1.5364	1.5606	-0.17	0.864	-1.2
成员数	2.6945	2.7509	-0.64	0.524	-4.6
贷款次数	1.1924	1.2520	-0.38	0.707	-2.7
示范社级别	2.1772	2.1748	0.03	0.978	0.2
自有品牌	0.3924	0.4013	-0.26	0.798	-1.8
最近金融机构距离	6.0937	5.9648	0.29	0.775	2.1
最近县城距离	16.5070	16.0760	0.49	0.623	3.4
附近益农信息社	0.2379	0.2546	-0.54	0.588	-3.9
R ²	匹配前		匹配后		
	0.025		0.002		

同时，匹配样本还应具有良好的组间可比性，即满足共同支撑条件。图1展示了倾向得分匹配后处理组和对照组的概率密度分布情况，处理组和对照组的倾向得分分布重合区间较大，意味着匹配样本较好地满足了共同支撑条件。

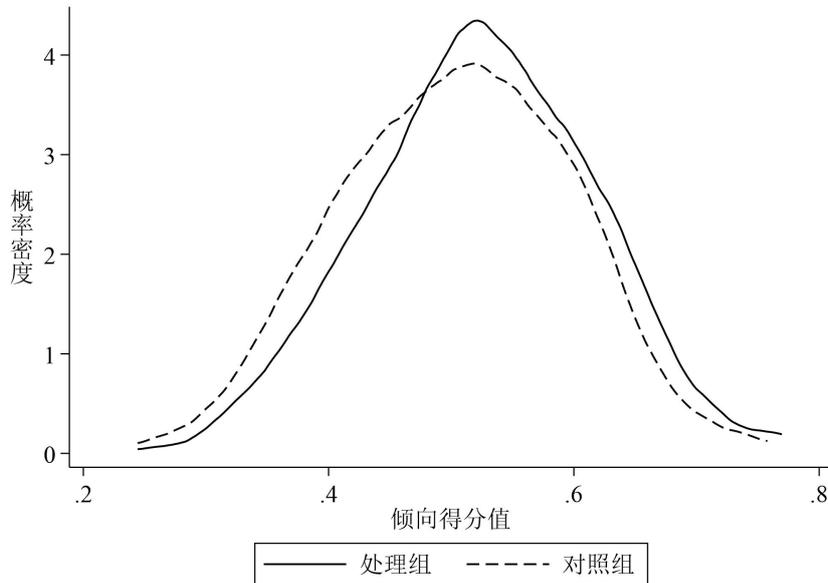


图1 倾向得分匹配后的密度函数图

(二) 潜在非观测变量影响检验

1. 剔除理事长更迭的影响。鉴于理事长在合作社运营管理中的重要性，本文检验与理事长能力有关的潜在非观测变量的影响。基准分析控制了事前时点的理事长可观测特征，双重差分法又可消除样本本期内一直在任的理事长不可观测特征的影响，但对于样本期内进行了理事长更迭的合作社，PSM-DID模型不能控制更迭后的理事长能力变化带来的合作社经营绩效变化。考虑到理事长任期小于3年的合作社在2016—2018年间很可能发生了理事长更迭，本节剔除理事长任期小于3年的处理组样本，重新估计平均处理效应，结果如表7所示。表7的估计结果相较表3没有明显变化，表明基准回归结果是稳健的。

表7 潜在非观测变量影响检验

	剔除理事长任期小于3年的处理组样本
平均处理效应	3.3246 (2.7178)
控制变量	已控制
样本量	751
R ²	0.3513

2. 安慰剂检验。参考贾俊雪、秦聪（2019）的做法，本文构造了随机模拟实验，在样本中随机抽取222个样本作为处理组，剩余230个样本作为对照组，以此为基础进行PSM-DID回归，重复上述过程1000次，将1000组回归的系数及标准误纵向合并，得到随机模拟的平均处理效应分布图。由于随机模拟中处理组和对照组是随机抽取产生的，因此若模型已较好地控制了非观测变量的影响（或是非观测变量的影响较弱），则这些结果应服从均值为零的正态分布。由图2可知，回归结果基本服从

均值为零的正态分布，表明基准分析较好地控制了非观测变量的影响。

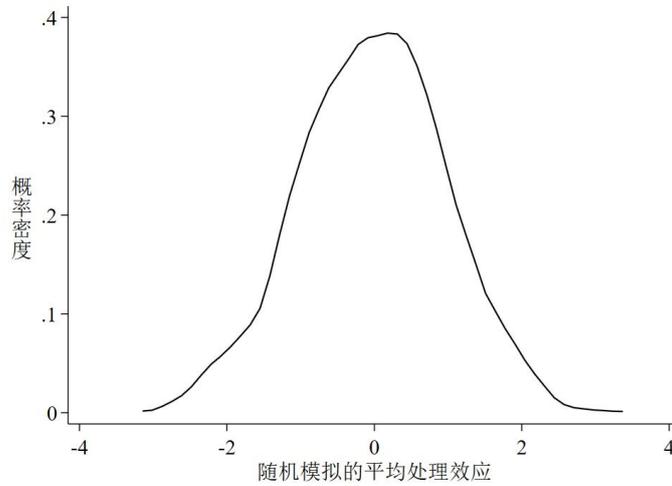


图2 1000次随机模拟的平均处理效应分布图

（三）潜在内生性影响检验

合作社自办企业本身是一种内生的行为。PSM-DID方法能够有效解决样本自选择问题，但不能区分是合作社自办企业影响了经营绩效，还是经营绩效影响了合作社自办企业的决策，这就有可能导致基准回归结果被高估。为进一步剔除潜在内生性的影响，本文采用工具变量法进行稳健性检验。2018年《农民专业合作社法》修订后，赋予了合作社依法自办企业的权利，自此合作社自办企业开始“有章可循，有法可依”。因此，合作社是否自办企业可能与其是否了解新修订的《农民专业合作社法》有关。同时，对新修订的《农民专业合作社法》是否了解对社员户均收入的影响较弱。因此，本文生成一个新的变量“是否了解新修订合作社法”作为合作社是否自办企业的工具变量，用工具变量重新回归的结果如表8所示。可以看出，解决内生性问题后，合作社自办企业对农户增收的影响依旧不显著，基准回归具有较强的稳健性。

表8 合作社自办企业对农户增收影响的2SLS估计

	第一阶段	第二阶段
	(1)	(2)
是否了解新修订合作社法	0.3305*** (0.0524)	
平均处理效应		2.6293 (6.3965)
控制变量	已控制	已控制
样本量	658	658
R ²		0.3455

（四）异质性分析检验

为了增强异质性分析的可比性，借鉴秦国庆等（2021）的做法，采用PSM-DDD模型进行三重差

分,对内部产权结构和外部政策环境的异质性影响重新估计,回归结果如表9和表10所示。PSM-DDD的回归结果与上文PSM-DID的分样本回归结果差异不大,表明上文的异质性分析结果较为稳健。

表9 基于PSM-DDD模型的内部产权结构异质性分析

Panel A 对合作社建立方式的异质性分析		Panel B 对重大事务表决方式的异质性分析	
社员户均收入		社员户均收入	
农民自发组建的平均处理效应	4.2908** (2.1541)	一人一票制的平均处理效应	7.6693* (3.9784)
能人、企业或村委领办的平均处理效应	3.8635 (3.3038)	按比例投票制的平均处理效应	6.1242 (7.1606)
		理事会决定制的平均处理效应	2.3553 (4.1177)
		理事长决定制的平均处理效应	-0.1086 (4.3739)
控制变量	已控制	控制变量	已控制
样本量	766	样本量	778
R ²	0.3435	R ²	0.3506

表10 基于PSM-DDD模型的外部政策环境异质性分析

Panel A 对是否获得税收优惠的异质性分析		Panel B 对是否获得财政补贴的异质性分析	
社员户均收入		社员户均收入	
获得税收优惠的平均处理效应	4.4997* (2.2312)	获得财政补贴的平均处理效应	-1.4005 (2.7456)
没有获得税收优惠的平均处理效应	2.2264 (3.4566)	没有获得财政补贴的平均处理效应	6.0274*** (2.2934)
控制变量	已控制	控制变量	已控制
样本量	778	样本量	778
R ²	0.3466	R ²	0.3463

六、结论与启示

(一) 研究结论

本文首先基于纵向外外部性和不完全契约理论,发展了供应链交易的双重加价模型,从理论层面剖析了合作社自办企业的纵向一体化模式相较“公司+合作社+农户”的准一体化模式的比较优势,即合作社自办企业更好地带动农户增收的作用机理,并基于实际情况放松假设条件,进一步分析其带动农户增收的制约因素。理论分析表明,相较“公司+合作社+农户”,合作社自办企业对农户而言是一种更优的农业产业化组织模式,能够通过规避契约不完全产生的机会主义问题和中间品交易的垄断加价,提高合作社经营绩效。但在实际情况中,由于内部产权结构以及外部政策干预的抑制作用,合作社自办企业的组织模式转型未必能够带动农户增收。

在此基础上，本文使用全国范围内 452 个合作社的追踪面板数据，利用 PSM-DID 模型构造拟自然实验进行了实证分析。实证结果表明，相较“公司+合作社+农户”的准一体化组织模式，合作社自办企业的纵向一体化组织模式总体上不能带动农户增收。内部产权结构中，成员异质和集权决策机制引致的“委托-代理”问题是抑制合作社自办企业发挥农户增收效应的关键因素，成员同质和民主决策机制则有助于促进合作社自办企业农户增收效应的发挥。外部政策环境中，不同政策干预对合作社自办企业的农户增收效应影响不同，税收优惠政策有助于促进合作社自办企业的农户增收效应，财政补贴政策则会抑制合作社自办企业的农户增收效应。

（二）政策启示

第一，规范注册企业程序，杜绝异化合作社，切实保障农民利益。在合作社申请自办企业时，应对其社员名单、合作社章程、注册资金、经营规模、主营业务、公司章程等进行严格审查，可以通过走访合作社成员、实地抽查等方式来审核合作社是否符合自办企业的资质，对不符合条件的合作社不予注册企业。同时要对其日常经营活动是否符合规范进行监督，一旦发现存在不规范的经营行为，应勒令整改，可适当采取惩罚措施。

第二，完善激励及监督措施。一方面，加大对自办企业的合作社的税收优惠力度，用税收优惠调动合作社的经营积极性，进而增强其促进农民增收的效果。另一方面，建立健全对合作社财政资金补贴的审批准评估和监督制度。强化财政补贴的事前审批，做好财政资金使用效率的事前评估，通过严格的审批准评估制度纠正可能产生的资源扭曲。完善事后监督机制，设立专门法规对合作社获得的财政资金用途予以规范，通过严格的监督机制防范机会主义行为，促进合作社自办企业后经营绩效的提升，进而促进农户收入持续稳定增长。

参考文献

1. 陈强，2014：《高级计量经济学及 Stata 应用》，北京：高等教育出版社。
2. 邓衡山、王文烂，2014：《合作社的本质规定与现实检视——中国到底有没有真正的农民合作社？》，《中国农村经济》第 7 期。
3. 邓宏图、李康、柳昕，2018：《农业产业化中的“位势租”：形成机制与利润分配》，《经济学动态》第 10 期。
4. 杜吟棠，2005：《农业产业化经营和农民组织创新对农民收入的影响》，《中国农村观察》第 3 期。
5. 冯发贵、李隋，2017：《产业政策实施过程中财政补贴与税收优惠的作用与效果》，《税务研究》第 5 期。
6. 郭晓鸣、廖祖君、付娆，2007：《龙头企业带动型、中介组织联动型和合作社一体化三种农业产业化模式的比较——基于制度经济学视角的分析》，《中国农村经济》第 4 期。
7. 韩旭东、李德阳、王若男、郑风田，2020：《盈余分配制度对合作社经营绩效影响的实证分析：基于新制度经济学视角》，《中国农村经济》第 4 期。
8. 黄祖辉、王祖锁，2002：《从不完全合约看农业产业化经营的组织方式》，《农业经济问题》第 3 期。
9. 贾俊雪、秦聪，2019：《农村基层治理、专业协会与农户增收》，《经济研究》第 9 期。
10. 孔祥智、程泽南，2012：《农民专业合作社自办企业税收制度分析》，《中国农民合作社》第 11 期。

11. 李岩, 2013: 《不完全契约理论视角下的政府失灵分析》, 《经济与管理》第3期。
12. 刘畅、高杰, 2014: 《我国农业准一体化经营组织: 必然性、稳定性及优化》, 《学术交流》第4期。
13. 秦国庆、杜宝瑞、贾小虎、马恒运, 2021: 《工程确权能否推动小型农田水利设施的善治——基于河南省调查数据的多期双重差分检验》, 《中国农村经济》第2期。
14. 阮荣平、刘爽、郑风田, 2020: 《新一轮收储制度改革导致玉米减产了吗: 基于 DID 模型的分析》, 《中国农村经济》第1期。
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。
16. 王若男、杨慧莲、韩旭东、郑风田, 2019: 《合作社信贷约束: 需求型还是供给型? ——基于双变量 Probit 模型的分析》, 《农业现代化研究》第5期。
17. 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。
18. 王志刚、于滨铜, 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。
19. 王志刚、于滨铜、孙诗涵、和田恬、郑适, 2021: 《资源依赖、联盟结构与产业扶贫绩效——来自深度贫困地区农产品供应链的案例证据》, 《公共管理学报》第1期。
20. 文理、费瓴、程先东、潘学文, 2009: 《特色农业产业纵向一体化的选择——应用 GAHP 方法对“肥西老母鸡”企业的实证分析》, 《农业技术经济》第3期。
21. 夏英、牛若峰, 1996: 《农业产业一体化理论及国际经验》, 《农业经济问题》第12期。
22. 尹玉婷, 2019: 《产业发展中财政补贴有效性的制度分析》, 中南财经政法大学博士学位论文。
23. 徐旭初, 2010: 《从“企业+合作社+农户”走向“合作社+企业+农户”》, 《中国农民合作社》第2期。
24. 徐旭初、吴彬, 2017: 《异化抑或创新? ——对中国农民合作社特殊性的理论思考》, 《中国农村经济》第12期。
25. 苑鹏, 2013: 《“公司+合作社+农户”下的四种农业产业化经营模式探析——从农户福利改善的视角》, 《中国农村经济》第4期。
26. 张平、张宇、王丽明、华静、王玉斌, 2013: 《农业产业化背景下的协会发展》, 《中国农业大学学报(社会科学版)》第4期。
27. 张晓山, 2009: 《农民专业合作社的发展趋势探析》, 《管理世界》第5期。
28. 朱湖根、万伦来、金炎, 2007: 《中国财政支持农业产业化经营项目对农民收入增长影响的实证分析》, 《中国农村经济》第12期。
29. Bachke, M. E., 2019, “Do Farmers’ Organizations Enhance the Welfare of Smallholders? Findings From the Mozambican National Agricultural Survey”, *Food Policy*, 89: 1-14.
30. Donald, S. G., and K. Lang, 2007, “Inference with Difference-in-differences and Other Panel Data”, *The Review of Economics and Statistics*, 89(2): 221-233.
31. Grossman, S. J., and O. D. Hart, 1986, “The Costs and Benefits of Ownership: A Theory of Vertical and Lateral

Integration”, *Journal of Political Economy*, 94(4): 691-719.

32. Powell, W. W., and P. J. DiMaggio, 1991, *The New Institutionalism in Organizational Analysis*, Chicago: University of Chicago Press.

33. Spengler, J. J., 1950, “Vertical Integration and Antitrust Policy”, *Journal of Political Economy*, 58(4): 347-352.

34. Swinnen, J. F., and M. Maertens, 2007, “Globalization, Privatization, and Vertical Coordination in Food Value Chains in Developing and Transition Countries”, *Agricultural Economics*, 37(1): 89-102.

(作者单位: 中国人民大学农业与农村发展学院)

(责任编辑: 胡 祎)

Can Cooperative-owned Enterprises Help Households Increase Their Income? An Analysis Based on the Vertical Externality and Incomplete Contract Theory

ZHENG Fengtian WANG Ruonan LIU Shuang ZHU Jia

Abstract: Promoting the integrated development of primary, secondary and tertiary industries through agricultural industrialization organization is an important way to realize the revitalization of rural industries and the increase in farmers’ income. Based on the vertical externality and incomplete contract theory, this article analyzes the institutional advantages of the vertical integrated organization model of cooperative-owned enterprises compared with the quasi-integrated organization model of “enterprise + cooperative + farmer household”, and its mechanism of increasing farmer households’ income. It uses a nationally representative sample of 452 cooperative tracking survey data for an empirical test. By constructing a PSM-DID model in which the fixed effects of individual and year are controlled, it finds that, compared with “enterprise + cooperative + farmer household”, cooperative-owned enterprises do not significantly increase farmers’ income on the whole. The results from the subsample regression show that the internal property structure and external policy environment have a significant impact on the income increasing effect of cooperative-owned enterprises, which are influenced by bounded rationality of households, principal-agent problems and external policy intervention. The homogeneity of internal members, democratic decision-making mechanism and preferential tax policies can promote the income increasing effect of cooperative-owned enterprises. Therefore, standardizing the registration procedures of enterprises, eliminating “alienated” cooperatives, improving the incentive and supervision measures are feasible ways to ensure the increase in households’ income in the process of running business of cooperatives.

Keywords: Agricultural Industrialization Organization; Cooperative-owned Enterprise; Vertical Externality; Incomplete Contract; PSM-DID