

组织参与赋能农户增收的限度与机制分析

闫豪玮,穆月英

(中国农业大学 经济管理学院,北京 100083)

摘要: 促进农户增收是实现农业农村现代化的必然要求,然而小农户与大市场的矛盾制约了农户增收,而农业产业组织的快速发展为增加农户收入提供了重要契机,但成效仍有待检验。基于产业组织理论模型和博弈理论模型构建组织参与赋能农户增收的理论框架,运用河北、山东、辽宁、北京和天津五省市 687 个蔬菜种植户调研数据,实证分析组织参与对农户种植收入的影响效应和作用机制。研究表明:第一,组织参与对农户种植收入具有显著正向影响,且处理内生性问题后结果依然稳健;第二,组织参与对新生代、高受教育程度、强社会网络、高种植收入农户的增收效应更加明显,呈现出“马太效应”;第三,组织参与通过促进技术获取、质量认证、销售渠道拓宽等机制增加农户种植收入。由此,应因地制宜促进各类产业组织发展,在关注农户差异的基础上增强产业组织带动能力,以助力农户共享农业发展成效。

关键词: 组织参与;农民增收;技术获取;质量认证;销售渠道

中图分类号: F323.8

文献标识码: A

文章编号: 1672-0202(2024)06-0076-14

一、引言

促进农民增收是畅通城乡经济循环的关键,也是实现共同富裕目标最艰巨的任务。种植收入一直是农民收入的重要组成部分,保障种植收入不仅直接关系到农民增收,更与重要农产品供给密切相关,因而提高农户种植收入意义重大^[1]。然而,中国最主要的农业经营主体为小农户^①,小农户经营规模小、分散化特征明显,在农业大市场中处于不利地位。一方面,小农户大多难以及时、全面、有效地获取市场信息,市场预测能力有限,农户生产决策往往“跟着感觉走”,跟不上市场变化,极易造成损失;另一方面,小农户间的农产品同质化现象明显,市场议价能力较弱,只能是农产品价格的接收者,困在“低质量—低产出”的均衡中。小农户和大市场之间明显的矛盾制约了农户增收^[2]。那么,如何消除小农户在大市场中的劣势是保障农户增收的关键问题。

农业公司、合作社等产业组织快速发展,成为带动农户有效衔接大市场的重要力量^[3]。党的十九大指出促进小农户和现代农业发展有机衔接^②,推动新型经营主体与小农户的合作,扶持小农户进入现代农业轨道,让农户共享农业发展成果,进而增加农户种植收入。2023 年中央一号文件也强调要支持产业组织发展,以带动小农户合作经营,实现共同增收^③。在生产实践中,小农户通

收稿日期:2024-07-17

DOI:10.7671/j.issn.1672-0202.2024.06.007

基金项目:国家社会科学基金重大项目(18ZDA074);国家自然科学基金项目(71773121);现代农业产业技术体系北京市产业经济与政策创新团队项目(BAIC11-2023)

作者简介:闫豪玮(1999—),男,山西晋城人,中国农业大学经济管理学院博士研究生,主要研究方向为农业经济理论与政策。E-mail:yanhaowei147@163.com

①资料来源:第三次全国农业普查主要数据公报,https://www.gov.cn/xinwen/2017-12/14/content_5246817.htm。

②资料来源:关于促进小农户和现代农业发展有机衔接的意见,https://www.gov.cn/zhengce/2019-02/21/content_5367487.htm。

③资料来源: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,https://www.gov.cn/zhengce/2023-02/13/content_5741370.htm?dzb=true。

过与农业公司、合作社等产业组织合作,生产能力快速提升,产品质量改善,在一定程度上解决了衔接大市场的难题,有效提高了收入^[4]。然而,部分农业公司与农户的合作关系较为短暂,或是规模农户与小农户松散合作形成“空壳”合作社,无法推动农户增收^[5]。作为理性经济人,小农户只有在自身收益有保障的前提下,才会选择与产业组织合作,进而形成紧密型合作关系^[6]。因此,组织参与能否赋能农户增收、增收限度如何、有何作用机制,这些问题都亟待深入探究。

目前,学术界普遍认为农业产业组织是提升小农户市场竞争能力,从而赋能农户增收的重要举措。对此,学术界进行了大量的研究,且主要集中于以下三个方面。一是关于产业组织模式定义和分类的研究。钟真和孔祥智^[7]从产业链各主体联结机制视角定义产业组织模式,黄祖辉^[8]从主体、制度、网络三维度视角定义产业组织模式,在辨析产业组织模式内涵的基础上,学者们从参与主体间联结方式^[9]、协作程度^[10]以及组织中主要支配力量视角^[11]对产业组织模式进行划分。二是关于组织参与模式选择影响因素的研究。影响因素主要分为内部禀赋和外部环境两方面,内部禀赋方面,一些学者探究了个体特征、生产经营特征等因素^[12-13]对农户选择产业组织模式的影响;外部环境方面,一些学者探究了市场价格^[14]、补贴政策^[15]等因素对农户选择组织参与模式的影响。此外,还有学者分析了内部禀赋和外部环境对家庭农场^[16]、农业企业^[17]以及合作社^[18]等主体选择组织参与模式的影响。三是关于组织参与模式对农户收入影响效应的研究。学者们探究了特定组织参与模式对农户收入的影响^[19],也对比了不同组织参与模式对农户收入的影响效应^[20]。大多数学者的研究结果表明组织参与可以增加农户收入^[21],但一些学者认为农户与产业组织合作时处于劣势地位,从而使得组织参与对农户收入产生负向影响^[22-23],还有学者的研究表明新型经营主体之间进行合作可以增加收入^[24]。

通过梳理文献可以发现,学者们对组织参与影响农户收入进行了较多研究,为本文提供了重要参考,但现有研究仍存在以下不足。一是已有研究中组织参与往往定义为农户是否与农业公司合作或是否加入合作社,而忽略了农业公司或合作社是否支持和控制农户生产过程,且研究多关注小农户家庭总收入,而较少重点关注农户种植收入。二是结合数理模型构建组织参与赋能小农户增收的理论分析尚属少见。三是系统分析组织参与通过何种路径影响农户种植收入的研究仍较少。鉴于此,本文利用河北、山东、辽宁、北京和天津五省市的蔬菜种植户调研数据,在构建组织参与赋能农户增收的理论框架的基础上,实证研究了组织参与赋能农户增收的限度和机制。相比于已有研究,本文可能的边际贡献在于:第一,丰富了产业组织与农户收入领域的现有研究成果。将组织参与进一步细化,聚焦于产业组织与农户生产环节的合作,重点探究产业组织参与农户生产环节是否有助于提高农户种植收入,有效补充了当前对产业组织影响效应的研究,也是对产业组织参与和农户收入关系探究的回应。第二,拓展了产业组织影响农户收入数理模型的现有研究成果。以产业组织理论模型和博弈理论模型为基础,构建数理模型分析组织参与对农户种植收入的影响。第三,揭示了产业组织影响农户收入的内在机理。基于交易成本理论,从技术获取、质量认证、销售渠道三方面揭示了组织参与影响农户种植收入的独特机理,为如何更好发挥组织参与效能提供了启示。

二、理论分析与研究假说

参考已有研究,将产业组织模式定义为产业链上游小农户与下游市场主体相互作用的联结机制^[25],根据小农户与下游市场主体联结机制紧密程度的不同,将产业组织模式分为两类:一是组织未参与模式,即农户与市场为完全竞争关系,农户自由生产和销售农产品;二是组织参与模式,即产业组织与农户形成契约关系,产业组织替代部分市场,产业组织为农户提供技术培训以及销售服务,农户按照产业组织规定的质量标准生产农产品并通过产业组织进入市场^[26]。然后对组织参与模式和组织未参与模式中各主体的收益进行分析,再就实践中两种产业组织模式中农户的种植

收入进行比较分析,进而探究组织参与影响农户种植收入的内在根源。

基于“理性经济人”假定,产业链上各主体追求自身利润最大化。假定农户以一个固定的单位成本 $c(c < 1)$ 生产农产品,并将产品以 p_w 的价格销售给下游产业组织,产业组织按照价格 p 销售给消费者,且假定最终的需求函数 $D = 1 - p$ 。借鉴双重加价模型^[27],分别构建组织未参与模式和组织参与模式下各主体的利润最大化方程。

当组织未参与时,各主体利润最大化方程为:

$$\begin{cases} \max R_{1c} = [(p - p_w)(1 - p)] \\ \max R_{1f} = [(p_w - c)(\frac{1 - p_w}{2})] \end{cases} \quad (1)$$

R_{1f} 和 R_{1c} 分别为农户和产业组织的利润,求解可得组织未参与下农户种植收入为 $\frac{(1 - c)^2}{8}$, 产业组织利润为 $\frac{(1 - c)^2}{16}$, 产业组织和农户利润总额为 $R_1 = \frac{3}{16}(1 - c)^2$ 。

当组织参与时,各主体利润最大化方程为:

$$\max R_2 = [(p - c)(1 - p)] \quad (2)$$

求解可得组织参与下产业组织和农户的利润总额为 $\frac{(1 - c)^2}{4}$ 。

组织参与下产业组织和农户的利润总额明显高于组织未参与下的利润总额,然后,产业组织和农户通过策略性博弈获得产业组织参与模式时的收益。假定农户可以选择合作和不合作两种行为,其行为集合为(合作,不合作),且农户选择合作的概率为 $z(z > 0)$,选择不合作的概率为 $1 - z$ 。同时,产业组织也可以选择合作和不合作两种行为,其行为集合为(合作,不合作),且产业组织选择合作的概率为 $\theta(\theta > 0)$,选择不合作的概率为 $1 - \theta$ 。

当农户和产业组织均选择合作时,假定农户种植收入为 y ,则产业组织收益为 $\frac{(1 - c)^2}{4} - y$;当农户和产业组织选择不合作时,农户种植收入为 $\frac{(1 - c)^2}{8}$, 产业组织利润为 $\frac{(1 - c)^2}{16}$;

		产业组织	
		合作	不合作
农户	合作	$y, \frac{(1 - c)^2}{4} - y$	$\frac{(1 - c)^2}{8} - x, \frac{(1 - c)^2}{16} + x$
	不合作	$\frac{(1 - c)^2}{8} + x, \frac{(1 - c)^2}{16} - x$	$\frac{(1 - c)^2}{8}, \frac{(1 - c)^2}{16}$

图1 农户和产业组织的博弈矩阵

一方选择不合作时,假定农户和产业组织获得的利润总额为组织未参与时双方的利润总额,且选择不合作的一方可以“搭便车”多获得利润 $x(x > 0)$ 。农户和产业组织的博弈矩阵如图1所示。

设定农户选择“合作”与“不合作”的期望收益分别为 F_c, F_o 。

农户选择“合作”的期望种植收入为:

$$F_c = \theta y + (1 - \theta)[(1 - c)^2/8 - x] \quad (3)$$

农户选择“不合作”的期望种植收入为:

$$F_o = \theta[(1 - c)^2/8 + x] + (1 - \theta)[(1 - c)^2/8] \quad (4)$$

设定产业组织选择“合作”与“不合作”的期望收益分别为 E_c, E_o 。

产业组织选择“合作”的期望利润为:

$$E_c = z[(1 - c)^2/4 - y] + (1 - z)[(1 - c)^2/16 - x] \quad (5)$$

产业组织选择“不合作”的期望利润为:

$$E_o = z[(1 - c)^2/16 + x] + (1 - z)[(1 - c)^2/16] \quad (6)$$

稳定的组织参与模式为农户和产业组织均选择合作实现均衡的状态,实现均衡的条件为 $F_c \geq F_o, E_c \geq E_o$, 整理得到:

$$\frac{(1-c)^2}{8} + \frac{x}{\theta} \leq y \leq \frac{3(1-c)^2}{16} - \frac{x}{z} \quad (7)$$

因 $x > 0, \theta > 0$, 可推导出 $y > \frac{(1-c)^2}{8}$, 即组织参与下农户种植收入高于组织未参与下农户种植收入, 基于以上分析, 本文提出假说 1。

H1: 相较于组织未参与, 组织参与可以增加农户种植收入。

组织参与在促进现代农业发展的同时, 对农业生产者的技术获取、质量认证和产品销售渠道等方面具有较大影响。基于此, 组织参与可能会通过以下三个方面作用于农户种植收入(如图 2 所示)。

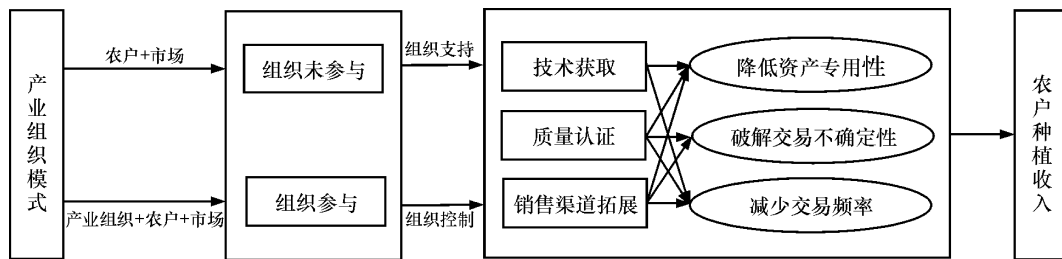


图2 组织参与对农户种植收入影响机制

一是技术获取。技术获取通常被认为是增加农户生产经营收入的重要途径^[28], 然而, 在生产实践中, 农户搜寻技术和掌握技术需要付出经济成本和时间成本, 以往农户个体多依赖自学和邻近农户等方式获取有限的技术信息, 农业生产技术市场信息传递不畅, 技术交易不确定性大、交易频率高, 加之技术及其使用经验专用性高, 造成技术获取的交易成本较高, 不利于农户个体获取先进生产技术。组织参与模式可以给农户个体提供更为有效的技术信息, 组织支持下信息流动的通畅和信息摩擦的减弱将会极大地降低技术专用性、破解技术市场中交易不确定性和交易频率高的问题, 减少农户技术获取的交易成本, 给予农户更多获取先进生产技术的机会, 从而可能会改善农户生产效率, 提高农户种植收入。基于以上分析, 本文提出假说 2。

H2: 组织参与通过促进农户技术获取而增加种植收入。

二是质量认证。农产品质量是影响农户种植收入的关键因素。收入水平的提高使得消费者对高质量农产品的需求迅速增长, 而当前获得绿色、有机、达标合格认证的高质量农产品供给能力相对有限, 使得获得质量认证的农产品需求价格弹性较低, 更具价格溢出潜力, 质量标签认证有助于降低生产者和消费者之间信息不对称, 从而有助于农户通过价格溢出获得超额收益, 增加种植收入^[29]。然而, 对于小农户而言, 一方面, 搜集和获取质量认证信息所需的经济和时间成本较高, 加之大多数农户人力资本水平不高, 农户对质量认证农产品的生产技术规范了解程度相对有限, 在一定程度上制约了农户获得产品质量认证; 另一方面, 质量认证标签使得农户只能生产特定品种的农产品, 其他品种的农产品无法使用, 资产专用性较高^[30]。例如, 获得番茄的绿色食品认证后, 农户生产的黄瓜无法使用质量认证标签。但是, 农户通过产业组织参与模式实现生产规模化和专业化, 降低信息搜寻和获取成本, 弥补专业知识水平不足的短板, 放松资产专用性约束, 减少了交易不确定性和交易频率, 使农户更可能获得质量认证, 从而增加种植收入。基于以上分析, 本文提出假说 3。

H3:组织参与会促使农户获得产品质量认证,并实现价格溢出,进而增加农户种植收入。

三是销售渠道拓展。销售渠道是连接生产者和消费者的“桥梁”,稳定的销售渠道对增加农户种植收入具有重要影响。农户根据交易特征选择销售渠道以最小化交易成本,地头收购和自送批发市场的信息搜集成本较低,可以降低农户的交易成本,因而成为农户最主要的销售渠道^[31],但是由于销售中间商和农户之间存在高度的信息不对称,削弱了农户的议价能力,使得农户增收受限。产业组织参与模式下产业组织和农户联结为利益共同体,农户与市场交易成本内部化,降低了农户构建新型销售渠道的专用性,使得农户选择订单农业、电子商务等销售渠道的交易成本降低。销售渠道的拓展便于农户扩散产品信息而获得更大的市场空间,也使得农户可以更为迅速和准确地了解市场供需变化^[32],农户面临的信息不对称问题有所减轻,交易不确定性和交易频率减少,其市场议价能力得到明显提高,从而有助于提高农户种植收入。基于以上分析,本文提出假说4。

H4:组织参与通过销售渠道拓宽增加农户种植收入。

三、数据来源、变量选取与模型设定

(一)数据来源

本研究所用数据来自现代农业产业技术体系北京市产业经济与政策创新团队项目课题组于2023年在河北、山东、辽宁、北京和天津5省市开展的蔬菜种植户调研,样本选择的依据是,首先,采用随机抽样的方式从中国六大蔬菜优势生产区中抽取黄淮海与环渤海设施蔬菜优势生产区作为调研区域,黄淮海与环渤海设施蔬菜优势生产区主要包括辽宁省、北京市、河北省、山东省、河南省、江苏省、天津市和安徽省;其次,从黄淮海与环渤海设施蔬菜优势生产区中采用随机抽取的方式抽取了河北、山东、辽宁、北京和天津5省市作为调研省市;再次,采用分层抽样的方式对河北、山东、辽宁、北京和天津5省市的调研县(市、区)进行了抽样;最后,在此基础上,采用分层抽样方式抽取县(市、区)下辖乡镇、村,并通过随机方式抽取样本蔬菜种植户,调研对象为一般分散型蔬菜种植户。经过筛选整理后符合本研究需要的有效样本687个,样本有效率达到91.36%。

(二)变量选取

1. 被解释变量

本文选取农户种植收入作为被解释变量。根据前文的理论分析,产业组织参与模式仅能提高农户种植蔬菜的收入,而不对农户其他收入产生影响,因此,本文的被解释变量为农户种植收入,采用“农户蔬菜生产经营收入”来衡量,同时采用农户劳均种植收入和其他收入替换农户种植收入进行稳健性检验。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为组织参与。结合已有农业生产经营组织模式划分^[33]以及农户生产经营的特征,若有产业组织支持和控制农户生产过程时,组织参与赋值为1,反之则赋值为0。

3. 机制变量

本文从技术获取、质量认证、销售渠道拓宽三个方面考察组织参与对农户种植收入的作用机制。在技术获取上,采用“技术采用数量”来衡量农户技术获取情况,借鉴董莹和穆月英^[34]的做法,从施肥、施药和灌溉三个生产环节中分别选择典型技术,本文选择农户采用测土配方施肥技术、绿色防控技术和节水技术的数量衡量技术获取情况。在质量认证上,采用“是否获得有机食品、绿色食品和达标合格产品认证”来衡量农户质量认证情况,若农户至少获得一项质量认证,则赋值为1,若农户未获得任一项质量认证,则赋值为0。在销售渠道拓宽上,采用“是否通过订单农业、电子商务、采摘销售渠道进行销售”来衡量农户销售渠道拓宽情况^[35],若农户选择以上销售渠

道,销售渠道拓宽赋值为1,若农户未选择以上销售渠道,则赋值为0。

4. 控制变量

为尽可能避免遗漏变量问题,排除其他因素对农户种植收入的影响,本文在模型中加入农户个体特征、家庭特征、生产经营特征、村庄特征、地区特征等控制变量以控制其他可能影响农户种植收入的因素。参考牛文浩等^[36]的研究,农户个体特征包括性别、年龄、受教育程度和生产经验;家庭特征包括老龄化程度、社会网络、交流互动和风险偏好;生产经营特征包括耕地规模、经营规模、细碎化程度、设施老旧程度、保险和作物类型;村庄特征包括交通设施情况、水利设施情况。此外,为尽可能降低农户种植收入间的省级差异,加入地区虚拟变量控制地区特征。

5. 变量的描述性统计

各变量赋值说明与描述统计如表1所示,可知农户种植收入的平均值为90983.52元,结合标准差情况可知,蔬菜种植户间的收入差异很大,分化趋势明显。此外,农户生产经营过程中存在组织参与的比例仅为11.4%,组织未参与则高达88.6%,表明分散的小农户仍是目前参与市场竞争的主体,农户的组织化程度较低,组织参与水平仍有待提高。

表1 变量赋值说明与描述统计

变量类别	变量名称	变量定义	平均值	标准差
被解释变量	农户种植收入	种植户蔬菜生产经营收入(元)	90983.520	99380.090
核心解释变量	组织参与	是否有产业组织支持和控制农户生产过程:是=1,否=0	0.114	0.317
	技术获取	施肥、施药、灌溉技术采用数量(项)	1.352	0.837
机制变量	质量认证	是否获得产品质量认证(至少一项绿色食品、有机食品、达标合格农产品认证):是=1,否=0	0.144	0.351
个体特征	销售渠道拓宽	是否通过订单农业、电子商务采摘等方式销售农产品:是=1,否=0	0.058	0.234
	性别	种植户性别:男=1,女=0	0.888	0.316
	年龄	种植户调查年实际年龄(岁)	55.025	9.871
	受教育程度	种植户实际受教育年限(年)	8.297	2.635
	生产经验	种植户从事设施蔬菜生产的年限(年)	17.744	9.817
家庭特征	老龄化程度	60岁以上蔬菜生产劳动力占比	0.279	0.394
	社会网络	种植户家庭一年礼金支出(万元)	0.751	1.079
	交流互动	和种菜能手交流程度,由低至高1—5	3.521	1.184
	风险偏好	种植户风险偏好:是=1,否=0	0.198	0.399
生产经营特征	耕地规模	种植户实际拥有耕地面积(亩)	8.339	15.207
	经营规模	种植户实际经营菜田面积(亩)	5.005	9.353
	细碎化程度	菜田地块数(块)	2.029	1.755
	设施老旧程度	蔬菜设施修建年份至今使用年限(年)	16.458	9.055
	保险	种植户是否购买蔬菜设施保险:是=1,否=0	0.258	0.438
	作物类型	所调查棚该茬蔬菜品种:黄瓜=1,番茄=2,青椒=3,叶菜和其他=4 (以叶菜和其他为基准参照设置虚变量)	2.054	0.989
村庄特征	交通设施情况	道路便利满意程度,由低至高1—5	3.638	1.064
	水利设施情况	灌溉可靠满意程度,由低至高1—5	3.782	0.935
地区特征	省份	种植户所在村庄归属省份,北京市=1,天津市=2,山东省=3,河北省=4,辽宁省=5(以辽宁省为基准参照设置虚变量)	3.186	1.617

(三) 模型设定

为研究组织参与对农户种植收入的影响,本文选择的被解释变量为农户种植收入,核心解释变量为组织参与。模型设定如下:

$$income_i = \beta_0 + \beta_1 ms_i + \sum_{k=1}^k \delta_k X_{ki} + \mu_i \quad (8)$$

(8)式中, $income$ 为被解释变量,表示农户种植收入,利用种植户蔬菜生产经营收入衡量,为解决潜在的异方差问题,对农户种植收入进行对数化处理, ms 表示组织参与。 X 表示控制变量,包括农户个体特征、家庭特征、生产经营特征、村庄特征、地区特征等因素。 μ 表示随机扰动项, β_0 、 β_1 和 δ_k 为待估计参数。

四、实证结果

(一) 组织参与对农户种植收入影响的回归结果分析

表2报告了组织参与对农户种植收入影响的回归结果。在模型中逐步纳入各类控制变量。表2(1)—(6)列结果显示,核心解释变量组织参与对农户种植收入存在显著正向影响。具体地,在不考虑控制变量时,组织参与对农户种植收入的影响在5%水平上显著,影响系数为0.266。随着控制变量的逐步引入,组织参与对农户种植收入的正向影响仍至少在5%水平上显著,表明估计结果是稳健的。由表2(6)列可知,组织参与可以使农户种植收入提高23.2%,研究假说H1成立。上述结果的现实意义和理论意义重大:现实意义方面,组织参与有助于提高小农户的组织化程度,补齐小农户组织形式上的短板,是有效推动农户增收的重要渠道;理论意义方面,组织参与有助于降低市场主体间的交易成本,实现范围经济、规模经济,从而有效衔接小农户和现代农户,带动农户增收。

表2 组织参与对农户种植收入影响的基准回归结果

变量名称	农户种植收入					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
组织参与	0.266 ** (0.113)	0.388 *** (0.111)	0.340 *** (0.105)	0.290 *** (0.104)	0.232 ** (0.101)	0.232 ** (0.101)
性别			0.006(0.105)	0.000(0.104)	-0.012(0.098)	-0.012(0.098)
年龄			-0.029 *** (0.004)	-0.024 *** (0.004)	-0.020 *** (0.004)	-0.020 *** (0.004)
受教育程度			0.029 ** (0.013)	0.028 ** (0.013)	0.017(0.012)	0.017(0.013)
生产经验			0.002(0.004)	0.003(0.004)	0.003(0.004)	0.003(0.004)
老龄化程度				-0.206 ** (0.103)	-0.182 * (0.097)	-0.182 * (0.097)
社会网络				0.102 *** (0.032)	0.090 *** (0.030)	0.090 *** (0.031)
交流互动				0.086 *** (0.029)	0.076 *** (0.027)	0.076 *** (0.027)
风险偏好				-0.066(0.083)	-0.065(0.078)	-0.065(0.078)
耕地规模					-0.012 *** (0.004)	-0.012 *** (0.004)
经营规模					0.039 *** (0.007)	0.039 *** (0.007)
细碎化程度					0.094 *** (0.019)	0.094 *** (0.019)
设施老旧程度					-0.002(0.004)	-0.001(0.004)
保险					0.018(0.076)	0.018(0.077)
黄瓜					0.233 * (0.124)	0.234 * (0.124)
番茄					0.435 *** (0.117)	0.435 *** (0.117)
青椒					0.439 *** (0.131)	0.439 *** (0.132)
交通设施情况						-0.007(0.036)
水利设施情况						-0.000(0.041)
地区特征变量	未控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	11.020 *** (0.038)	10.865 *** (0.067)	12.176 *** (0.262)	11.571 *** (0.300)	10.982 *** (0.308)	10.999 *** (0.324)
观测值	687	687	687	687	687	687

注:括号内数据为标准误,*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

控制变量对农户种植收入的影响基本符合预期。在个体特征方面,年龄对农户种植收入有显著的负向影响,即年龄的增加不利于农户开展精细化作业,在一定程度上阻碍了农户生产效率的提高,从而对农户种植收入产生了不利影响。在家庭特征方面,老龄化程度对农户种植收入具有显著的负向影响,这是因为家庭老龄化程度的提高会降低农户劳动力供给质量以及劳动力配置效

率,进而不利于农户种植收入的增加。社会网络和交流互动均对农户种植收入具有显著正向影响,这是因为,社会网络以及交流互动水平的提高有助于农户学习先进生产知识和技术,进而提高农户生产效率,增加农户种植收入。在生产经营特征方面,经营规模对农户种植收入具有显著的正向影响,原因在于,农户经营规模的增加有助于农户实现规模经济,优化各类生产要素的配置,从而实现增收。在村庄特征方面,交通设施和水利设施均对农户种植收入无显著影响。

(二) 稳健性检验

1. 工具变量法

尽管基准回归中已尽可能地对农户个体特征、家庭特征、生产经营特征、村庄特征以及地区特征进行了控制,但仍可能遗漏了影响农户种植收入的不可观测因素(如农户生产习惯以及经营规划等)。因此,采用工具变量法回归以缓解因遗漏变量导致的内生性问题,选择组织参与经济预期作为工具变量,采用“农户预期组织参与提高农产品销售单价比例”来衡量农户对组织参与经济预期。组织参与经济预期是农户是否与产业组织合作的重要影响因素,当农户对组织参与经济预期较高时,组织参与发生的概率更高,满足工具变量的相关性要求。同时,组织参与经济预期不会对农户种植收入产生直接影响,满足工具变量的外生性要求^[37]。在此基础上,对工具变量进行的有效性进行检验。Kleibergen-Paap rk LM 统计量 58.365,对应 p 值为 0.000,表明工具变量通过不可识别检验。Cragg-Donald Wald F 统计量为 61.555,大于 10% 偏误水平下的临界值 16.38,表明所选择的工具变量不是弱工具变量。通过以上检验,组织参与经济预期作为工具变量是有效的。表 3(1)、(2)列汇报了两阶段最小二乘法的估计结果,结果显示,在缓解遗漏变量导致的内生性问题后,组织参与对农户种植收入仍具有显著正向影响,说明组织参与对农户增收作用的结论是稳健的。

2. 处理效应模型

采用工具变量方法在一定程度上解决了遗漏变量导致的内生性问题,但仍可能存在农户基于自身禀赋进行组织模式选择的自选择偏差,进而会影响估计结果的可靠性。为缓解可能存在的自选择导致的内生性问题,进一步采用处理效应模型进行分析。表 3(3)、(4)列汇报了组织参与对农户种植收入的处理效应模型两步法的估计结果,结果显示,组织参与对农户种植收入依然有显著的正向影响,且估计系数的符号和显著性未发生实质变化,说明组织参与可以增加农户种植收入的结论较稳健。

表 3 组织参与对农户种植收入影响的稳健性检验结果:内生性

变量名称	工具变量法		处理效应模型	
	组织参与 (1)	农户种植收入 (2)	组织参与 (3)	农户种植收入 (4)
组织参与		0.723** (0.346)		0.486*** (0.159)
组织参与经济预期	1.881*** (0.240)		7.613*** (1.430)	
个体特征变量	已控制	已控制	已控制	已控制
家庭特征变量	已控制	已控制	已控制	已控制
生产经营特征变量	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄特征变量	已控制	已控制	已控制	已控制
地区特征变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	0.037 (0.120)	10.979*** (0.324)	-2.413*** (0.797)	10.988*** (0.320)
观测值	687	687	687	687

注:括号内数据为标准误,*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

3. 替换被解释变量

一方面,农户人均劳动力收入是反映农户种植收入的重要参考指标。因此,采用劳均种植收

入替换农户种植收入,检验组织参与对农户种植收入增收作用的稳健性。表4(1)列结果显示,组织参与在5%水平上显著且系数为正,说明组织参与对农户种植收入的正向影响的稳健性良好。另一方面,依据理论分析,组织参与仅对种植户蔬菜生产经营收入产生影响,而无法对农户其他收入产生影响,因此,采用其他收入替换农户种植收入进行稳健性检验,表4(2)列结果显示,组织参与对农户其他收入的影响不显著,说明组织参与增加农户种植收入的研究结论是稳健的。

表4 组织参与对农户种植收入影响的其他稳健性检验结果

变量名称	替换被解释变量		更换回归模型		改变样本量
	劳均种植收入 (1)	其他收入 (2)	Tobit 模型 (3)	双边缩尾 (4)	双边截尾 (5)
组织参与	0.227** (0.102)	0.306(0.565)	0.227** (0.100)	0.175** (0.073)	0.127* (0.071)
个体特征变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
家庭特征变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
生产经营特征变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄特征变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
地区特征变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	10.290*** (0.329)	4.272** (1.819)	10.290*** (0.323)	11.423*** (0.236)	11.288*** (0.232)
观测值	687	687	687	687	619

注:括号内数据为标准误,*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

4. 更换回归模型

考虑到农户种植收入是下限为0的截堵被解释变量,忽略截堵现象可能导致估计结果偏误,因此采用Tobit模型进行稳健性检验。表4(3)列示Tobit模型的估计结果,组织参与在5%水平上显著且系数为正,说明组织参与对农户种植收入具有正向影响的研究结果是稳健的。

5. 改变样本量

考虑到农户的数据可能存在极端值情况,样本量的选取对核心解释变量的估计结果存在难以忽略的影响。因此,对被解释变量农户种植收入进行5%分位上的双边缩尾和双边截尾处理以检验基准回归结果的稳健性,估计结果见表4(4)和(5)列,结果显示组织参与对农户种植收入具有显著正向影响,说明组织参与增加农户种植收入的研究结论稳健性良好。

(三) 异质性分析

前文分析表明组织参与能够显著提高农户种植收入,但是考虑到农户分化趋势明显,有必要分析组织参与增收效应的异质性,以期把握组织参与发挥增收效应的条件。因此,依据农户年龄、受教育程度、社会网络进行分组回归,估计结果如表5所示。

1. 不同年龄农户的异质性分析

年龄是影响农户与产业组织合作关系的重要因素,加之农业劳动力老龄化趋势明显^[38],探究不同年龄是否会导致组织参与的增收作用出现显著差异意义重大。因此,按照蔬菜种植户年龄是否大于60岁将样本分为新生代农户和老一代农户,然后进行分组回归,由表5(1)、(2)列的结果可知,组织参与对不同年龄的农户种植收入存在显著差异,组织参与仅对新生代农户种植收入的影响存在显著正向影响,可能的原因在于新生代农户接受新事物的能力更强,更容易借助组织参与实现增收。

2. 不同受教育程度农户的异质性分析

受教育程度是农户综合能力的体现,会深刻影响农户收入^[39],因此有必要明确组织参与对不同受教育程度农户的增收效应是否存在差异。基于此,根据受教育程度平均值划分为低受教育程度组以及高受教育程度组,然后进行回归,由表5(3)、(4)列的结果可知,组织参与对不同受教育程度的农户种植收入存在显著差异,组织参与对高受教育程度农户的种植收入存在显著正向影

响,而对低受教育程度农户种植收入的正向影响不显著,可能的原因在于,低受教育程度的农户学习能力相对较弱,对组织参与的相关规则掌握有限,不能充分发挥组织参与的增收作用,而高受教育程度的农户更容易与组织形成稳定的合作关系,进而有助于更好发挥组织参与的效能。

3. 不同社会网络农户的异质性分析

村庄的“熟人社会”运行机制明显,社会网络是影响农户生产决策以及收入的关键因素^[40]。为考察不同社会网络是否会导致组织参与对农户种植收入影响的差异,按照社会网络平均值将样本分为弱社会网络组和强社会网络组,然后进行回归,由表5(5)、(6)列的结果可知,组织参与对强社会网络农户的增收效应更为显著,而对弱社会网络农户的增收效应未能通过显著性检验。其可能的原因是:强社会网络的农户信息搜寻能力更强,降低了农户与产业组织在各环节合作的交易成本,进而使得组织参与对强社会网络农户的增收效应更为明显。

表5 组织参与对农户种植收入的异质性分析

变量名称	年龄分组		受教育程度分组		社会网络分组	
	新生代 (1)	老一代 (2)	低受教育程度 (3)	高受教育程度 (4)	弱社会网络 (5)	强社会网络 (6)
组织参与	0.171*(0.104)	0.087(0.213)	0.126(0.106)	0.589*(0.322)	0.108(0.148)	0.280**(0.126)
户主特征变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
家庭特征变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
生产经营特征变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄特征变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
地区特征变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	11.640*** (0.339)	7.248*** (1.156)	10.304*** (0.360)	12.422*** (1.745)	10.262*** (0.432)	11.529*** (0.503)
观测值	450	237	589	98	448	239

注:括号内数据为标准误,*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

4. 不同种植收入农户的异质性分析

不同种植收入水平农户的人力资本禀赋存在差异,可能会造成组织参与对农户种植收入的异质性影响。与此同时,考虑到Koenker和Bassett^[41]提出的条件分位数回归模型基于过多或不必要的个体特征,而Firpo等^[42]提出的无条件分位数回归模型不需要样本具有相同特征,估计结果的外部有效性更好,本文采用无条件分位数回归模型进行分析,以揭示组织参与对农户种植收入的影响是否在种植收入不同的群体中存在差异。表6报告了组织参与对农户种植收入影响的无条件分位数回归结果,可以看出:组织参与对种植收入不同分位点上农户均具有较为显著的增收效应,但对种植收入偏高农户的增收效应更强,即组织参与对不同种植收入农户的增收效应存在明显差

表6 无条件分位数回归结果

变量名称	农户种植收入		
	25%分位数 (1)	50%分位数 (2)	75%分位数 (3)
组织参与	0.251*(0.135)	0.203*(0.108)	0.297**(0.117)
个体特征变量	已控制	已控制	已控制
家庭特征变量	已控制	已控制	已控制
生产经营特征变量	已控制	已控制	已控制
村庄特征变量	已控制	已控制	已控制
地区特征变量	已控制	已控制	已控制
观测值	687	687	687

注:括号内数据为标准误,*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

异,且表现出一定的“益富不益贫”的特征。这意味着,中、低收入的农户应是发展组织参与过程中的重点帮扶对象,有必要通过技能培训等方式重点提高中、低收入农户的人力资本水平。

(四) 影响机制分析

前文研究表明,组织参与显著增加农户种植收入。那么,组织参与通过什么机制影响农户种植收入?由理论分析可知,组织参与可能通过促进技术获取、推动质量认证以及销售渠道拓宽等路径增加农户种植收入。因此,借鉴 Williamson^[43]的交易成本理论对以上三种可能的影响机制进行探究,以揭示组织参与增加农户种植收入的作用机理。

1. 技术获取

表7(1)列结果显示,组织参与对农户技术获取的影响系数为0.296,且在1%水平上显著,表明组织参与可以显著促进农户技术获取,加速农户技术进步,从而增加农户种植收入,研究假说H2成立。可能的原因是,组织参与拓展了农户获取技术的渠道,缓解了技术供需双方的信息不对称问题,减少了技术交易的不确定性和交易频率,放松了技术专用性强约束,降低了农户技术获取的交易成本,有助于农户的技术获取。因此,组织参与可以通过促进农户技术获取以弥补农户技术水平较低的短板,从而拓展生产可能性边界,进而为农户增收提供动力支撑。

2. 质量认证

表7(2)列结果显示,组织参与对农户获得质量认证的影响在1%水平上显著为正,表明组织参与可以显著促使农户获得产品质量认证,进而增加农户的种植收入,研究假说H3成立。其原因可能是,一方面,组织参与降低了农户搜集质量认证信息的成本,破解了质量认证资产专用性约束;另一方面,通过产品质量认证,解决了生产者 and 消费者之间的信息不对称问题,降低了交易不确定性和交易频率,推动实现了产品“优质优价”,农户获得产品价格溢出的收益。组织参与通过降低交易成本使得农户可以获得质量认证所带来的收益,从而有助于农户种植收入的提高。

3. 销售渠道拓宽

表7(3)列结果显示,组织参与对农户销售渠道拓宽的影响系数为0.297,且在1%水平上显著,表明组织参与可以显著拓宽农户销售渠道,从而增加农户种植收入,研究假说H4成立。其可能的原因在于,组织参与使农户寻找更为稳定可靠的销售渠道更加便捷,破解了农户与中间商之间高度信息不对称的难题,解决了农户自建销售渠道专用性强问题,有助于降低农户搜寻销售渠道的交易成本,从而提高农户的市场议价能力,为增加农户种植收入提供了机会。

表7 组织参与对农户种植收入的影响机制检验结果

变量名称	技术获取 (1)	质量认证 (2)	销售渠道拓宽 (3)
组织参与	0.296*** (0.091)	0.218*** (0.042)	0.297*** (0.027)
个体特征变量	已控制	已控制	已控制
家庭特征变量	已控制	已控制	已控制
生产经营特征变量	已控制	已控制	已控制
村庄特征变量	已控制	已控制	已控制
地区特征	已控制	已控制	已控制
常数项	2.028*** (0.293)	-0.204 (0.135)	0.062 (0.086)
观测值	687	687	687

注:括号内数据为标准误,*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

五、结论与建议

本文基于河北、山东、辽宁、北京和天津五省市蔬菜种植户的调研数据,探究了组织参与能否

赋能农户增收,剖析了组织参与是否有助于实现农户种植收入的包容性增长,揭示了组织参与影响农户种植收入的内在机理,主要研究结论如下:

第一,相较于组织未参与,组织参与对农户种植收入具有显著正向影响,组织参与可以有效促进农户种植收入提高,在采用工具变量法和处理效应模型处理内生性问题、替换被解释变量、更换回归模型、改变样本量后,这一结论仍然稳健。

第二,组织参与对农户种植收入的影响存在明显的异质性,且存在“马太效应”。一方面,分组回归发现组织参与对新生代、高受教育程度、强社会网络农户的增收效应更加明显;另一方面,无条件分位数回归显示组织参与对高种植收入农户的增收效应更为明显。

第三,技术获取、质量认证和销售渠道拓宽是组织参与增加农户种植收入的三条路径,组织参与可以显著促进农户技术获取、质量认证、销售渠道拓宽,助力降低资产专用性、破解交易不确定性问题、减少交易频率,进而为增加农户种植收入提供动力支撑。

根据以上研究结论,得出如下政策启示:

第一,多措并举促进组织参与模式发展,持续提高小农户组织化程度。各地区应根据实际情况实施差异化的组织参与支持政策,进而提升组织参与的带动能力。对于产业组织发展较好的地区,重点在于吸引周围小农户参与,产业组织主体应在扩大市场容量和增加收益的基础上,完善组织与农户的利益分配制度,提升农户与产业组织合作的积极性。对于产业组织发展较慢的地区,重点在于鼓励和引导各类产业组织发展,积累组织参与模式的发展力量。

第二,关注农户间的差异性特征,实现组织参与的包容性发展。一是强化产业组织和农户间的协调力度,结合农户差异性的发展诉求,加快形成优势互补的合作关系。二是搭建权威技能培训平台,调动政府、高校等主体的力量,开发优质农业技术培训和实践指导课程,引导农户再学习再教育,从而提高农户人力资本水平,弥补农户主体禀赋较差的短板。三是制定和实施人才回流奖励方案,鼓励和引导高质量人才返乡从事农业生产,打造一批懂技术会管理的高水平农业生产队伍。

第三,产业组织应加大技术推广应用、产品品牌建设等方面的投入,使农户增收更具有稳定性。一是产业组织应完善技术培训和示范体系,根据现实情况为农户提供及时、专业的技术指导,加快农户生产的技术进步。二是制定和实施严格的生产规范,做好产品质量控制,推进有机食品、绿色食品和达标合格农产品的质量认证工作。三是注重产品品牌建设,积极拓展直播带货、社区团购等新型销售渠道,加大品牌宣传,对接高品质农产品市场,促进产品价格溢出。

参考文献:

- [1]高鸣,姚志.保障种粮农民收益:理论逻辑、关键问题与机制设计[J].管理世界,2022(11):86-102.
- [2]刘长全,王术坤,李婷婷.小农农业现代化背景下农户生产经营行为特征与差异[J].经济与管理,2022(4):1-8.
- [3]任大鹏.党的十八大以来农民合作社的转型与发展[J].中国农民合作社,2021(7):13-14.
- [4]李静,陈亚坤.农业公司化是农业现代化必由之路[J].中国农村经济,2022(8):52-69.
- [5]张益丰,孙运兴.“空壳”合作社的形成与合作社异化的机理及纠偏研究[J].农业经济问题,2020(8):103-114.
- [6]LI J, CHEN Y K. Agricultural corporation is the only way to agricultural modernization in China[J]. Chinese Rural Economy, 2022(8):52-69.
- [7]钟真,孔祥智.产业组织模式对农产品质量安全的影响:来自奶业的例证[J].管理世界,2012(1):79-92.
- [8]黄祖辉.改革开放四十年:中国农业产业组织的变革与前瞻[J].农业经济问题,2018(11):61-69.
- [9]郭晓鸣,廖祖君,付尧.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[J].中国农村经济,2007(4):40-47.

- [10]王玉斌,吴日程.肉牛紧密产业组织模式能否促进繁育养殖增收?——基于北方农牧交错带427个繁育户样本的实证分析[J].干旱区资源与环境,2024(1):96-104.
- [11]白丽,张润清,赵邦宏.农户参与不同产业化组织模式的行为决策分析——以河北省食用菌种植户为例[J].农业技术经济,2015(12):42-51.
- [12]王志章,杨志红.劳动力非农就业抑制了农户参与专业合作社吗——基于西部地区10省85村1154户的微观调查数据[J].农业技术经济,2021(6):115-129.
- [13]张康洁,吴国胜,尹昌斌,等.绿色生产行为对稻农产业组织模式选择的影响——兼论收入效应[J].中国农业大学学报,2021(4):225-239.
- [14]江光辉,胡浩.生猪价格波动、产业组织模式选择与农户养殖收入——基于江苏省生猪养殖户的实证分析[J].农村经济,2019(12):96-105.
- [15]蔡晓琳,方凯,张倩秋.乡村振兴背景下农户产业组织模式的选择[J].统计与决策,2021(15):161-165.
- [16]涂洪波,梁春晴,刘姣姣.家庭农场纵向一体化发展机理——基于扎根理论的质性研究[J].中国流通经济,2021(12):76-89.
- [17]江光辉,胡浩.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[J].南京农业大学学报(社会科学版),2022(3):164-176.
- [18]岳振飞,谭智心,董翀.产业类型、人力资本专有性与联合社纵向一体化[J].农村经济,2023(6):94-105.
- [19]高思涵,鄢伟波.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[J].中国农村经济,2023(6):161-184.
- [20]丁存振,肖海峰.交易特性、农户产业组织模式选择与增收效应——基于多元Logit模型和MTE模型分析[J].南京农业大学学报(社会科学版),2019(5):130-142.
- [21]BELLEMARE M F. As you sow, so shall you reap: the welfare impacts of contract farming[J]. World Development, 2012(7):1418-1434.
- [22]NARAYANAN S. Profits from participation in high value agriculture: evidence of heterogeneous benefits in contract farming schemes in southern India[J]. Food Policy, 2014(44):142-157.
- [23]RAGASA C, LAMBRECHT I, KUFOALOR D S. Limitations of contract farming as a pro-poor strategy: the case of maize outgrower schemes in upper west Ghana[J]. World Development, 2018(102):30-56.
- [24]赵雪,石宝峰,盖庆恩,等.以融合促振兴:新型农业经营主体参与产业融合的增收效应[J].管理世界,2023(6):86-100.
- [25]汪爱娥,包玉泽.农业产业组织与绩效综述[J].华中农业大学学报(社会科学版),2014(4):70-75.
- [26]刘源,王斌,朱炜.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[J].农业技术经济,2019(10):114-128.
- [27]SPENGLER J J. Vertical integration and antitrust policy[J]. Journal of Political Economy,1950(4):347-352.
- [28]彭继权,张利国.农业技术进步会降低农户的相对贫困吗——基于节本增产和外出务工的视角[J].农业技术经济,2023(1):95-111.
- [29]马旭东,马莉楠.农民收入增长与农产品绿色治理的兼容性策略研究——基于单向替代和网络外部性的市场制度实验[J].税务与经济,2023(5):66-74.
- [30]张衡,穆月英.村集体经营性资产价值实现的农户增收和追赶效应:外生推动与内生发展[J].中国农村经济,2023(8):37-59.
- [31]汪阳洁,黄浩通,强宏杰,等.交易成本、销售渠道选择与农产品电子商务发展[J].经济研究,2022(8):116-136.
- [32]穆月英,赖继惠.生计资本框架下农户蔬菜流通渠道及影响因素[J].农林经济管理学报,2021(4):429-437.
- [33]李霖,王军,郭红东.产业组织模式对农户生产技术效率的影响——以河北省、浙江省蔬菜种植户为例[J].农业技术经济,2019(7):40-51.
- [34]董莹,穆月英.农户环境友好型技术采纳的路径选择与增效机制实证[J].中国农村观察,2019(2):34-48.
- [35]林海英,侯淑霞,赵元凤,等.农村电子商务能够促进贫困户稳定脱贫吗——来自内蒙古的调查[J].农业技术经济,2020(12):81-93.

- [36] 牛文浩,申淑虹,蔡孟洋,等. 农业产业组织能否影响农户安全生产行为——来自陕西省眉县500户猕猴桃种植户的实证[J]. 农业技术经济,2022(1):114-128.
- [37] 李霖,郭红东. 产业组织模式对农户种植收入的影响——基于河北省、浙江省蔬菜种植户的实证分析[J]. 中国农村经济,2017(9):62-79.
- [38] 陈景帅,韩青,杨沛华. 产业组织模式对规模农户农产品质量认证行为的影响——基于中国第三次农业普查数据的实证分析[J]. 农业技术经济,2024(7):43-58.
- [39] 杨昭,孙欣. 我国农村居民收入差距中的机会不平等[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2024(1):35-47.
- [40] 苏剑峰,聂荣. 社会网络对农村家庭相对贫困脆弱性的影响[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2022(2):41-50.
- [41] KOENKER R, BASSETT G. Regression quantiles[J]. *Econometrica*, 1978(1):33-50.
- [42] FIRPO S, FORTIN N M, LEMIEUX T. Unconditional quantile regressions[J]. *Econometrica*, 2009(3):953-973.
- [43] WILLIAMSON O E. Markets and hierarchies: some elementary considerations[J]. *The American Economic Review*, 1973(2):316-325.

Upper Limit and Mechanism of Organizational Participation in Enhancing Farmers' Income

YAN Hao-wei, MU Yue-ying

(College of Economics and Management, China Agricultural University, Beijing 100083, China)

Abstract: Enhancing farmers' income is a fundamental prerequisite for achieving the modernization of agriculture and rural areas, however, the tension between small farmers and large markets has hindered farmers' income growth. Nevertheless, the rapid advancement of agricultural industrial organizations presents a significant opportunity to bolster farmers' incomes, although their effectiveness remains to be empirically validated. This paper constructs a theoretical framework for empowering income growth among farmers through organizational participation, grounded in industrial organization theory and game theory models. Utilizing survey data from 687 vegetable growers across Hebei, Shandong, Liaoning, Beijing and Tianjin, we conducted an empirical analysis on the impact and mechanisms by which organizational participation influences farmers' planting income. The findings indicate that: First, organizational participation has a substantial positive effect on farmers' planting income; this result holds robust even after addressing endogeneity concerns. Second, organizational participation has a more significant effect on increasing income for the new generation, highly educated individuals, strong social networks, and high-income farmers, exhibiting the "Matthew effect". Third, organizational participation enhances planting income through mechanisms such as facilitating access to technology, obtaining quality certifications, and expanding sales channels. Therefore, it is imperative to promote targeted development of diverse industrial organizations while considering farmer heterogeneity in order to enable equitable sharing of agricultural development benefits.

Key Words: organizational participation; increase farmers' income; technology acquisition; quality certification; sales channels