

村集体参与对农地流转 市场化发展的影响及作用机制

——基于农地转出户的考察

马亚飞 高芸芸 吕剑平

内容提要:农地流转市场化发展是实现资源优化配置,提高农业生产效率的重要举措。本文基于2017年中国农村家庭追踪调查(CRHPS)数据,运用普通最小二乘回归模型、机制检验模型和分组回归模型实证考察村集体参与农地流转对农地流转市场化发展的影响及作用机制。研究结果显示,村集体能够推动农地流转市场化发展,该结论经过内生性分析和稳健性检验后仍然成立。机制检验结果表明,村集体参与主要通过降低农地流转交易成本、撕裂农地流转“差序格局”以及缓解农地流转信息不对称的路径促进农地流转市场化发展。异质性分析结果显示,对有新型农业经营主体和弱宗族网络关系村庄的农户而言,村集体参与市场化农地流转的促进效应更大。进一步分析结果表明,村集体参与提高了农地流转纠纷发生的概率,这说明村集体在参与农地流转过程中可能会因执行偏差问题引发农地流转矛盾,不利于农地流转市场的长期发展和乡村治理水平的提升。为促进农地流转市场健康有序发展,要积极发挥村集体的组织和服务功能,合理界定村集体与农地流转市场的关系,充分保障农民土地财产权益以及健全承包地流转价格形成机制。

关键词:村集体参与 农地流转市场化 交易成本 差序格局 信息不对称

中图分类号:F321.1

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2025)02-0058-18

一、问题提出

市场决定资源配置的核心要义,就是要借助市场机制来优化资源的有效配置,从而实现效用最大化。同理,在农地流转市场,市场化的农地流转被认为是解决农地细碎化难题、优化农地资源有效配置和提升

收稿日期:2024-05-18;修回日期:2024-12-17

基金项目:国家社会科学基金西部项目“六盘山区易地搬迁农户的生计可持续发展模式变迁与扶贫效应研究”(19XSH021);甘肃省哲学社会科学规划青年项目“小农户参与农业全产业链的增值收益机制研究——基于行为偏好选择视角”(2022QN016);甘肃省哲学社会科学规划项目“甘肃省农户耕地撂荒行为驱动因素及治理机制研究”(2023YB035)

作者简介:马亚飞 华南农业大学经济管理学院博士研究生,广州,510642;

高芸芸 甘肃农业大学财经学院讲师,通信作者,兰州,730070;

吕剑平 甘肃农业大学财经学院教授。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

农业全要素生产率的重要前提^[1-2]。其经济学核心在于充分发挥价格机制的资源配置作用,进而实现农地要素的优化配置。有效的价格机制成为农地流转市场机制运行的重点和核心,也是农地流转市场发育成熟的重要标志^[3]。值得注意的是,有学者研究发现,中国农地流转市场发展并未取得与理论预期一致的效果,仍然面临流转契约化水平低、流转期限短期不固定、“人情租”特征明显等非市场化的交易特征^[4-5]。根据2021年西南财经大学与华南农业大学共同开发的“普惠金融与三农研究”调查数据,高达52.37%的农地流转主要为发生于亲友或同村人之间的小规模流转,18.40%的农户以无偿的“人情租”方式流转了农地。那么,需要重点关注的问题是,为何会存在上述非市场化的交易特征?原因是多方面的。第一,家庭联产承包责任制改革所形成的集体所有制天然含有的“均分”基因,导致了农户分散经营和农地细碎化分布的格局,给农地流转带来了高额的交易成本。第二,传统的中国乡村是“差序格局”的社会,村社内的个体以自我为中心,依据亲属远近程度形成了由内向外的社会关系网络。也就是说,人际关系网络会因亲属远近程度不同而呈现差序化的特征^[6]。在农地流转市场,乡土社会关系的“差序格局”也导致了农地流转的“差序格局”,使得中国农地流转并非纯粹市场逻辑运行的结果,而是呈现出缔约对象“差序化”和流转交易的非正式性等特征^[7]。第三,村庄的封闭性和乡土社会“差序格局”所维系的人情交易,形成了阻隔市场价格机制的“布罗代尔钟罩”,塑造了半封闭的农地流转市场,屏蔽了外部市场价格信息,导致了农地流转信息的不对称^[8]。上述现象的存在,使得中国农地流转不仅与政府所倡导的充分发挥市场在农村资源要素配置过程中的决定性作用具有较大的差距,而且依靠人情关系网络所实施的农地流转交易,还会造成市场价格机制作用的失灵。这不仅不利于农地资源的优化配置,还会阻碍农地规模化经营和农业专用性投资的增加,导致农业生产效率的损失。在此背景下,探究如何进一步推动农地流转市场化发展的驱动因素和作用机制,对于深化农村土地要素市场化改革、实现乡村全面振兴具有重要的理论意义和现实价值。

作为政策对现实问题的回应,特别是党的十八大以来,中央层面高度重视农村土地制度改革工作,并出台了一系列政策措施和文件,希望通过市场化的方式实现农地资源的优化配置。2014年,中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于引导农村土地经营权有序流转发展农业适度规模经营的意见》明确提出了“坚持农村土地集体所有,实现所有权、承包权、经营权三权分置”的重大政策举措。“三权分置”改革作为要素市场化改革的重要组成部分,为推动中国农地经营权有序流转,促进农地流转市场发展提供了制度保障。2024年,党的二十届三中全会发布的《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》更是进一步明确提出要“完善承包地经营权流转价格形成机制”。在中央层面对农地流转市场建设高度重视的背景下,各地区基层政府纷纷将推动农地流转纳入政府目标考核范围,并不断强化要强化基层政府和村集体在农地流转市场中的作用^[9]。数据显示,2016年,60%的省份在政府年度工作报告中将支持农地流转市场发展作为当年工作的重要内容^[10]。在以村民自治为基础的“乡政村治”格局下,村集体(村民委员会)成为基层政府传达和执行国家意志的代理人,并受基层政府委托和监督具有协助行政管理的职能,在功能上相当于基层政府在乡村治理过程中的代理人^[11]。在中国农地集体所有制下,村集体既是集体土地所有权的代理人,也是农民的自治组织,具有治理性、独立性和代表性的特点。村集体不仅承担着组织农民和服务农民的制度使命,而且已经成为基层政府推动农地流转政策实施的重要抓手,对于引导农地流转市场发展具有重要的影响^[12-13]。在具体实践中,村集体在组织和服务农民、讨价还价、获取外部信息以及打破流转路径依赖方面具有显著的优势^[14]。村集体可以通过组织村内分散农户统一流转意愿,并将分散农地进行集中后发挥搜寻交易信息和拓展外部市场的优势,促使农地交易以货币化的租金为媒介,从而实现农地流转市场的规范

化发展^[15]。这为降低农地流转的交易成本、弱化“差序格局”对农地流转租金的影响以及缓解农地流转信息不对称问题提供了解决思路^[14,16-17]。

梳理已有文献可知,学界围绕农地流转的影响因素开展了诸多探索^[18-21],但聚焦农地流转市场化发展问题的研究仍然不足。具体而言,相关研究较多侧重于从理论视角阐述市场化的方式对农地资源配置和生产效率提升的影响^[22-23],与本文相关的少量研究关注了农地流转市场化发展的驱动因素,主要探讨了农地产权制度、互联网以及高标准农田建设政策等对农地流转市场化发展的影响^[23-27]。此外,邱等人(Qiu et al., 2022)发现地方政府或村集体的参与能够提高农地流转租金和书面合同签订的比率^[28]。综合看来,已有研究仍然存在进一步完善的空间。一是上述研究并未深入探讨村集体参与影响农地流转市场化发展的驱动机制,无法深刻揭示中国农地流转市场化转型的内在逻辑;二是上述研究并未考虑农地流转租金变量可能存在的样本选择问题,这可能导致估计结果存在内生性问题;三是有学者从理论层面分析认为,村集体参与农地流转尽管能够推动农地流转市场的发展,但其不恰当的参与或越位行为也会导致农地流转纠纷,长期内并不利于农地流转市场发展^[29]。然而,现有的实证研究较少讨论村集体干预对农地流转市场发展的不利影响,有待进一步挖掘经验证据。

本文采用浙江大学2017年中国农村家庭追踪调查(CRHPS)数据,实证检验村集体参与对农地流转市场化发展的影响效应及作用机制。本文的边际贡献有三点。第一,尽管已有的个别研究关注了农地流转市场化发展的驱动因素,但围绕村集体参与对农地流转市场化发展影响的讨论鲜有学者涉及,尤其是从降低农地流转交易成本、撕裂农地流转“差序格局”以及缓解信息不对称的渠道,深刻揭示村集体参与促进农地流转市场化发展的内在机制的研究付之阙如。本文的研究不仅有助于揭示村集体参与对农地流转市场化发展的影响效应,而且还有助于补充和完善二者之间的内在影响机制。第二,本文在关注村集体参与对农地流转市场带来积极影响的同时,进一步从理论与实证角度考察村集体参与对农地流转市场发展可能存在的不利影响。这有助于为充分发挥村集体作为中介服务农地流转市场发展的功能提供理论指导和决策支持。第三,与以往研究不同,本文还关注了村集体参与影响农地流转市场化发展的异质性效应,探讨了回归模型所存在的样本选择问题。

二、理论分析与研究假设

理论而言,市场的有效运行需要满足很多条件,比如经济主体是完全理性的、信息是完全的、市场的完全竞争性、不存在外部性等。但在现实中,市场经济的运行并不是绝对完美的。因各种不利条件而导致的市场失灵现象时有发生,使得市场不能达到帕累托有效状态。根据市场失灵理论,市场失灵的主要原因在于垄断、外部性、公共物品、信息不对称、交易成本等方面^[30]。具体到中国农地流转市场,市场失灵问题尤为明显。根据前文所述,受高昂的交易成本、乡土社会“差序格局”伦理规范以及信息不对称等多重因素的束缚,目前所形成的农地流转市场并非纯粹的要素市场,而是包含了地缘、亲缘、人情关系在内的特殊市场,具有较强的人格化和非市场化交易特征。在此交易环境下,人们不完全遵循市场经济条件下的利益逻辑,农地流转交易受到交易成本、人情以及信息不对称的约束,导致价格机制在农地资源配置过程中难以发挥决定性作用,农地资源无法实现优化配置,并集中表现为农地流转市场失灵^[31]。公共干预理论认为,市场失灵是政府干预市场的主要原因。其核心是政府与市场关系框架下,发挥政府在降低交易成本、提供公共产品、纠正信息不对称、健全市场经济体系等方面的积极作用以实现资源的优化配置^[32]。由于中国农地流转市场存在活力不足、结构不协调、交易成

本高昂、人格化和非市场化交易突出、信息不对称等市场失灵情况,亟需政府监管和规范^[11]。而在中国当前农地制度框架下,村集体作为基层政府代理人角色,是农地所有权主体和基层的“准行政机关”,可直接获得政府对土地流转的各种政策支持^[33]。尤为重要的是,村集体内生于乡村社会,在整合农村土地资源、搭建交易平台、组织农户对接外部经济主体以及降低社会关系对地租的锁定效应方面具有天然的优势^[16,34]。而且在实践中,村集体参与农地流转市场已经成为地方政府实现农地流转,推动农地规模经营,促进现代农业发展的重要手段^[35]。综合上述理论分析,本文推断,在中国农村土地流转市场,村集体参与农地流转将通过降低农地流转交易成本、撕裂农地流转“差序格局”以及缓解农地流转信息不对称的渠道推动农地流转市场化发展。

(一) 村集体参与、交易成本降低与农地流转市场化

根据科斯定理,当产权明确且交易成本为零时,不管权利在不同主体间如何进行初始配置,交易的达成都会通过市场机制实现资源配置的帕累托最优。但现实世界中存在着大量的交易成本,任何一种商品交易的达成都要受到交易成本的影响。因此,交易成本是制约农户行为选择的重要因素,农地流转市场也不例外^[36]。农地流转的交易成本包括流转信息和对象的搜寻成本、讨价还价的谈判成本、契约签订成本、事后为保障有效履约的监督成本等^[37]。交易成本的存在不仅会影响农户的农地流转决策,还会将有意愿的农户阻隔在市场之外,同时高昂的交易成本也是导致农地流转呈现“人情租”的主要原因^[38]。根据公共干预理论,交易成本的存在是农地流转市场失灵的重要原因之一。而村集体作为外部主体参与农地流转有助于降低农地流转市场交易成本,缓解“人情租”问题,从而提高农地流转的市场化水平。

具体而言,一方面,村集体的参与有助于降低农地流转交易成本。第一,村集体作为基层政府的代理人,可以充分发挥集体的组织功能,将农户手中的土地集中起来提高农地流转的组织化程度,并借助政府所建立的农村土地流转平台进行交易,从而降低农户搜寻流转信息和交易对象的成本^[39];第二,村集体所拥有的资源、平台、权力等方面的优势会进一步增强单个农户农地流转交易的议价能力,使得弱势农户的土地财产权益得到有效保障,从而降低农地流转交易的讨价还价成本;第三,村集体可以有效借助政府为规范农地流转市场建立的农地流转平台,为交易双方提供便利的契约签订和履约监督服务,有利于规范农地流转程序,提高农地流转契约关系的稳定性和有效性,从而降低契约签订成本和事后监督成本^[40]。另一方面,农地流转交易成本的降低能够拓宽农户农地流转交易半径,使得农村封闭或半封闭的农地流转市场走向开放,从而吸引更多的外部经济主体进入农地流转市场,增强市场的竞争程度,提高农地流转交易的租金水平^[41-42]。而且,农地流转交易成本的降低还有助于修正熟人关系所导致的“人情租”对市场价格机制的扭曲,使得农户趋于经济理性,渴望获得符合农地价值预期的租金作为农地交易的回报,从而提高农地交易的市场化水平^[43]。

根据以上理论分析,本文提出研究假设 H1:村集体参与通过降低农地流转交易成本促进农地流转市场化发展。

(二) 村集体参与、“差序格局”撕裂与农地流转市场化

长期以来,受乡土社会“差序格局”的影响,农地流转市场蕴含着“差序格局”的交易逻辑。在农地流转范围上,受熟人关系网络的影响,农地流转交易难以突破村庄边界,农地流转交易以熟人间的关系型交易为主。在合约选择形式上,社会关系越亲密的群体越有可能形成对“关系”合约和“人情租”的强烈偏好,而对于社会关系比较偏远的非熟人则更加倾向于正式化流转契约和有偿的市场化流转形式。这使得人情关系、

道义经济深刻植根于中国农地流转市场中,导致农地流转交易价格往往伴有盲目性和随意性,农地流转处于自发、隐形、分散无序的状态,从而制约了市场机制功能的发挥。村集体的参与有助于撕裂农地流转“差序格局”,缓解熟人社会关系对农地流转市场的束缚,从而促进农地流转市场化发展。

具体而言,一方面,村集体作为外部主体参与农地流转有助于消除熟人社会关系对以往农地流转市场在交易范围和交易形式上的锁定效应,促使农地在除亲戚或熟悉村民以外的对象之间流转交易^[16];而农地非熟人流转的发生会进一步拓宽农地流转交易半径,突破交易对象的熟人限制,使得熟人文化和人情关系网络所维系的农地流转格局逐渐被打破,农地流转“差序格局”不断撕裂。另一方面,农地流转“差序格局”的撕裂意味着传统的人情关系交易逐渐削弱,市场化的理性成本收益核算越来越重要,农户的农地流转交易目标逐渐为利润最大化所支配。由此,农地流转逐渐突破熟人圈子的限制,农户营利性动机增强,农地价值得以显化和提升,使得农地流转市场的效率和公平性进一步提高,从而诱发了市场价格在农地资源配置中的决定性作用^[28]。

根据以上理论分析,本文提出研究假设 H2:村集体参与通过撕裂农地流转“差序格局”促进农地流转市场化发展。

(三) 村集体参与、信息不对称缓解与农地流转市场化

根据市场失灵理论,信息不对称是导致农地流转市场价格机制难以实现资源优化配置的重要原因之一。现实中,交易双方也很难完全获取交易信息,这在农地流转市场表现得尤其突出^[44]。主要原因在于,一是农地的高度分散和细碎化分布格局,使得承租方难以清晰地获取各地块的具体位置、质量以及农作物适宜性等方面的具体信息;二是基于乡村社会的封闭性和“差序格局”特征所建立的熟人信任交易市场,进一步强化了农户与外部市场主体间的信息不对称程度;三是农地流转市场发展的不完善,交易组织的匮乏导致了交易双方需要承担高昂的信息获取成本^[45]。如此情景下,农户只能获得有限的市场信息,而交易对象熟人化、“关系型”交易以及“人情租”等非正式交易特征则是农户农地流转信息不对称下的被动选择,进而导致了市场价格机制的失灵。根据公共干预理论,村集体的参与可以通过缓解市场存在的信息不对称问题来纠正市场失灵,从而促进农地流转市场化发展。

具体而言,一方面,村集体参与将借助基层政府的力量或使用农村产权交易平台等中介组织,为农地流转交易搭建桥梁。通过农地流转交易平台可以有效拓宽农户农地流转信息的获取渠道,提供更全面客观的农地市场资讯,从而降低农地流转信息获取成本,有效缓解市场主体间的沟通障碍^[46]。尤其是能够增强与非熟人间的交流,减少交易摩擦,提高农户的讨价还价能力,有效缓解陌生交易主体间的信息不对称问题。另一方面,农地流转市场信息不对称问题的缓解意味着传统村社熟人所主导的信息获取机制被打破,农民得以接收到更多村庄以外的市场信息。因此,农户交易活动不再局限于熟人圈子,交往对象也由此突破传统熟人社会网络的禁锢。这有利于打破农地熟人流转的格局,在实现农地流转契约达成的同时实现流转交易价格逐步市场化^[47]。与此同时,村集体的外部干预有助于村庄外部信息显示机制的形成,有利于外部经济主体进入熟人交易市场,并对农户农地流转交易行为产生直接拉动效应或示范效应,并通过引入市场化的交易规则订立合理租金,激励熟人间的非正式交易向市场化、有偿化靠拢^[48],从而诱导熟人信任所维系的“关系型”农地流转市场向市场化交易转型。

根据以上理论分析,本文提出研究假设 H3:村集体参与通过缓解农地流转信息不对称促进农地流转市场化发展。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文所使用的数据来源于2017年中国农村家庭追踪调查(CRHPS)。该数据是目前最新公开的且可获取的在全国范围内实施的有关农村家庭微观信息的全面、系统的大型入户追踪调查数据。调查涵盖个体、家庭和村庄三个层级的信息,不仅涉及了农村家庭人口特征和家庭特征等方面的信息,还收集了农户家庭在农业生产经营、农地流转与利用等方面的相关信息。调查范围涉及中国29个省份,1417个村(居)委会,样本规模达40011户,具有全国、省级城市代表性,并在农村层面具有代表性。考虑到本文重点关注村集体参与对农地流转市场化发展的影响,而在现实中村集体参与行为主要发生于农户农地转出过程中,本文采用农地转出户样本进行实证分析。数据整理方面,首先,本文结合研究需要对数据库进行清洗和合并,并保留与本文研究相关的变量;然后,从数据库中剔除没有农用土地(包括耕地、林地、草地和园地等)的家庭;最后,在剔除村集体参与、农地流转市场化发展以及控制变量缺失和存在异常值的样本后,得到1673户样本。需要说明的是,在具体实证分析过程中,由于其他变量也存在缺失值,使得进入各个模型的观测值个数不尽相同。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

本文的被解释变量是农地流转市场化发展水平。根据前文的逻辑,农地流转市场化发展的经济学核心是充分发挥价格机制的资源配置作用。在农地流转市场,租金是农地流转价格(价值)的重要体现。根据新古典经济学理论,理性经济人参与市场交易的基本目标是利润最大化。那么,只要不具备该动机,交易则不被认为是市场型交易。因此,农地流转租金能够很好地刻画理性经济人参与市场交易的这一重要动机^[10]。根据地租理论,农地作为农业生产中的重要生产要素,理应按照要素的回报分享经济剩余。合理的租金(价格)是农地经营权交易的经济价值体现,包含着对农地经营权流转的产权明晰、竞争性市场交易和要素稀缺性表达,是农地流转市场化的重要信号^[25]。因此,农地流转租金是价格机制在农地流转市场发挥资源配置作用的真实体现,可以更加准确地刻画农地流转的市场化交易特征。鉴于此,本文参考已有研究^[24,27]的做法,主要采用农地流转租金数量来度量农地流转市场化发展水平。此外,本文还将在稳健性检验部分采用农地熟人转出租金数量和是否有偿农地转出两个变量作为被解释变量的替代指标,进行稳健性检验。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量是村集体参与。根据前文所述,村集体参与农地流转主要是指在政府农地流转政策的推动下,村集体作为基层政府的代理人参与农地流转市场,并对农户农地流转交易的谈判、签约、租金价格、流转期限、规模的确定等问题实施影响的过程,以期进一步规范农地流转市场发展^[33]。基于此,本文将村集体参与农地流转设为一个二元变量。根据受访户对问卷中“转出土地途径”的回答来衡量,若农户回答“有流转意愿的农户私下协商”,则认为属于自发流转,赋值为0;若农户回答“村委会集体经营、集体流转以及村委会整理后分包”等,则认为存在村集体参与了农地流转市场,赋值为1。

3. 控制变量

为了尽可能剔除其他因素对农地流转市场化发展的影响,本文参考相关文献^[24-27],控制了农户个体特征、家庭特征、土地特征、村庄特征、地区特征等方面的因素。具体而言,农户个体特征包括户主年龄、受教

育程度、性别、健康状况和婚姻状况;家庭特征包括家庭人口数、老年抚养比、少儿抚养比、商业经营、是否有村干部和非农就业情况;土地特征包括农地确权、土地块数;引入的村庄特征控制变量包括村庄经济水平、土地资源禀赋和老龄化程度。此外,本文还控制了东、中、西部地区的区域虚拟变量,以消除由于区域异质性导致的遗漏变量问题。

表 1 汇报了相关变量定义及描述性统计结果。

表 1 主要变量描述性统计结果

变量名称	变量含义及赋值	均值	标准差
农地流转市场化	农地转出租金(年租金收入加 1 后取对数)	4.386 5	3.623 0
村集体参与	村集体是否参与农地流转(是=1;否=0)	0.217 0	0.412 3
年龄	户主实际年龄(周岁)	60.058 0	12.524 2
受教育程度	户主实际受教育年限(没上过学=1;小学=2;初中=3;高中=4;中专/职高=5;大专/高职=6;大学本科=7;硕士研究生=8;博士研究生=9)	2.508 7	1.035 9
性别	户主性别(男=1;女=0)	0.859 5	0.347 6
健康状况	户主健康状况(非常不好=0;不好=1;一般=2;好=3;非常好=4)	0.341 9	0.474 5
婚姻状况	户主婚姻状况(已婚=1;其他=0)	0.822 5	0.382 2
家庭人口数	家庭人口总数(单位:人)	6.185 9	7.101 1
老年抚养比	65 岁以上人口数占家庭人口总数的比重	0.280 6	0.389 3
少儿抚养比	16 岁以下人口数占家庭人口总数的比重	0.068 3	0.127 2
商业经营	家庭是否从事工商业生产经营(是=1;否=0)	0.119 5	0.324 5
是否有村干部	家庭是否有人担任村干部(是=1;否=0)	0.065 8	0.248 0
非农就业	有县外工作经历的 16 岁以上 60 岁以下人口占家庭总人口比重	0.026 8	0.121 1
农地确权	是否取得土地经营权证书(是=1;否=0)	0.664 7	0.472 2
土地块数	农户家庭经营耕地块数(单位:块)	4.564 9	4.577 0
村庄经济水平	村庄户均收入水平(取对数)	7.435 6	0.647 7
村庄土地资源禀赋	村庄耕地总承包面积/村庄家庭数量(亩 ^①)	7.666 0	12.697 3
村庄老龄化程度	65 岁以上人口占村庄总人口比重	0.047 6	0.039 0
是否东部地区	是=1;否=0	0.402 3	0.039 0
是否中部地区	是=1;否=0	0.354 5	0.478 5
是否西部地区	是=1;否=0	0.243 3	0.429 2

(三) 模型设定

鉴于本文所选择的被解释变量农地转出租金属于连续型变量,通过普通最小二乘法(OLS)模型来检验村集体参与对农地流转市场化发展的影响。模型设定如下:

$$Y_i = \alpha + \beta Intervene_i + X_i' \lambda + \varepsilon_i \tag{1}$$

式(1)中,被解释变量 Y_i 为第 i 个农户家庭的农地转出租金数量;核心解释变量 $Intervene_i$ 是第 i 个农户

①1 亩约为 666.67 平方米。

家庭农地转出是否有村集体参与; X_i' 是控制变量矩阵。 ε_i 为随机扰动项。

需要注意的是,式(1)的估计可能面临内生性问题的挑战。首先,尽管村集体干预属于政策变量,不会受到农户行为特征的影响,但是本文仍然存在未能有效控制不可观测因素对模型估计结果造成偏误,如个人能力、地区文化等因素。鉴于此,本文参考戴宁格尔和金(Deininger & Jin, 2005)^[49]的研究,设置“同村其他农户村集体参与农地转出的均值”作为工具变量进行两阶段最小二乘估计(2SLS),以解决模型因遗漏变量问题而存在的内生性问题。选此作为工具变量的主要原因在于:一是农户农地流转行为具有示范效应,同一村庄内其他农户村集体参与农地转出的程度会影响到农户的农地流转行为决策,满足相关性要求;二是同村内其他农户村集体参与农地转出程度并不会对农地转出租金产生直接的影响,满足外生性要求。其次,由于本文研究的被解释变量为农地转出租金,只有具有农地流转行为的农户家庭才能观测到租金,这可能会因样本选择偏差而造成估计偏误。因此,本文借鉴王亚楠等(2015)^[50]的研究,采用赫克曼(Heckman)两步法回归纠正模型所存在的样本选择问题。该模型估计分为两个阶段,第一个阶段是估计农户参与农地转出的概率,第二个阶段是村集体参与对农地转出租金影响的方程。赫克曼方法要求在第一阶段方程中至少需要引入一个识别变量,即至少有一个解释变量影响农地转出决策但不会影响农地转出租金。参考付江涛等(2016)^[51]的研究,本文选择决定农地边际生产力的因素家庭劳动力数量作为识别变量。最后,村集体是否参与农地流转和农地转出租金可能会受到相同的其他因素的影响,导致农户会根据可能的结果进行相应的农地流转途径选择,从而导致村集体参与和农地流转租金之间存在自选择问题。基于此,本文进一步采用倾向匹配得分(PSM)回归来纠正模型可能存在的样本选择问题。

机制检验方面,本文从降低农地流转交易成本、撕裂农地流转“差序格局”以及缓解农地流转信息不对称三个渠道考察村集体参与对农地流转市场化发展的影响。参考江艇(2022)^[52]的研究,机制检验模型设定如下:

$$M_i = \alpha + \beta Intervene_i + X_i' \lambda + \varepsilon_i \tag{2}$$

式(2)中, M_i 为机制变量,其余变量和参数的定义与式(1)一致。

四、结果与分析

(一) 基准回归结果分析

表2 报告了村集体参与影响农地流转市场化发展的估计结果。回归结果表明,村集体参与的回归系数在1%的统计水平下显著为正,具有显著的统计学意义。由回归结果可知,村集体参与的系数为2.7522,说明村集体参与每增加1个百分点,农户的农地转出租金水平将提高2.7522%。以上证据表明,村集体参与农地流转对农地转出租金的提高具有促进作用,有利于提升农地流转交易的市场化水平。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)
村集体参与	2.6584*** (0.1718)	2.7522*** (0.1695)
年龄	0.0231*** (0.0089)	0.0187** (0.0088)

表2(续)

变量	(1)	(2)
受教育程度	-0.021 6 (0.088 7)	-0.051 2 (0.088 0)
性别	0.807 7*** (0.263 1)	0.816 5*** (0.259 9)
健康状况	0.137 9 (0.180 7)	0.117 0 (0.181 5)
婚姻状况	-0.058 5 (0.239 6)	-0.096 2 (0.237 4)
家庭人口数	-0.015 5 (0.012 9)	-0.015 6 (0.012 7)
老年抚养比	-0.818 0*** (0.291 1)	-0.758 6*** (0.287 8)
少儿抚养比	-0.094 4 (0.670 2)	-0.092 0 (0.663 4)
商业经营	-0.393 1 (0.263 4)	-0.442 97 (0.265 3)
是否有村干部	0.034 8 (0.314 7)	0.002 9 (0.311 5)
非农就业	-0.572 1 (0.689 2)	-0.175 5 (0.669 9)
农地确权	-0.103 5 (0.173 3)	0.017 4 (0.173 8)
土地块数	-0.083 0*** (0.016 4)	-0.060 3*** (0.016 2)
村庄经济水平	0.966 4*** (0.144 2)	0.731 8*** (0.149 6)
村庄土地资源禀赋	0.054 5*** (0.009 2)	0.053 4*** (0.009 6)
村庄老龄化程度	-7.699 6*** (2.312 3)	-6.822 3*** (2.313 6)
区域虚拟变量	未控制	控制
样本量	1 673	1 673

注:***、**和*依次表示1%、5%和10%的显著性水平;括号内为异方差稳健标准误。后表同。

(二) 内生性讨论

由表3报告的2SLS估计结果可知,识别不足检验 Kleibergen-Paap rk LM 统计量为 162.04,且在1%的统

计水平下显著,从而拒绝了工具变量识别不足的假设。此外,第一阶段回归结果显示工具变量在1%的统计水平下对核心解释变量存在影响,而且弱工具变量检验 Kleibergen-Paap rk F 统计量为 399.12,明显超过了10%显著性水平下的临界值 16.38,说明不存在弱工具变量的干扰。第二阶段回归结果表明,在考虑了模型内生性问题后,村集体参与对农地转出租金的影响仍然在1%的统计水平下显著为正,说明村集体参与有利于促进农地流转市场化发展。

根据表3报告的赫克曼两阶段估计结果可知,识别变量家庭劳动力数量在统计上显著,说明模型设置合理;选择方程干扰项和第二阶段回归方程干扰项的相关系数 ρ 不为0,但模型的似然比检验并未在10%的统计水平下拒绝两个方程独立的原假设,这表明采用普通 OLS 估计并不存在样本选择偏差的干扰。第二阶段回归结果显示,村集体参与仍然在1%的统计水平下提高了农地转出租金,说明村集体参与有利于提高农地流转市场化交易水平。

表3 2SLS和赫克曼两阶段法回归结果

变量	2SLS法		赫克曼两阶段法	
	村集体参与	农地转出租金	农地转出决策	农地转出租金
同村其他农户村集体参与	1.1650***			
农地转出的均值	(0.0503)			
村集体参与		3.5802*** (0.4175)		2.7519*** (0.1686)
家庭劳动力人数			-0.0780*** (0.0147)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
Kleibergen-Paap rk LM	162.0400***			
Kleibergen-Paap rk F	399.1200			
ρ				0.0512 (0.2292)
方程独立性检验				0.0500
样本数	1673	1673	7277	1673

综合上述分析可知,工具变量模型和样本选择模型的估计结果均表明,村集体参与对促进农地流转市场化发展具有正向影响,说明本文的估计结果具有稳健性。

由表4报告的PSM模型估计结果可知,采用一对四近邻匹配、卡尺匹配(卡尺范围为0.01)和核匹配(默认带宽为0.06)方法进行PSM估计的结果均在1%的统计水平下显著为正,说明村集体参与有利于提高农地流转的市场化交易水平。估计结果与前文基准回归结果一致,再次说明基准回归估计结果具有较好的稳健性。

表 4 PSM 回归结果

模型	匹配方法	ATT	标准误	t 值
PSM	一对四近邻匹配	2.707 0	0.207 4	13.050 0***
	卡尺匹配	2.762 0	0.181 9	15.180 0***
	核匹配	2.767 0	0.182 6	15.150 0***

注:样本量均为 1 673。

(三) 稳健性检验

1. 替换被解释变量

首先,受传统乡土社会“差序格局”的影响,以往熟人信任关系所维系的农地流转市场集中表现为“关系型”交易市场^[7]。农户在与熟悉的、信任度较高的群体发生农地流转交易时越有可能形成无偿流转的人情交易,而对于社会关系比较偏远的非熟人,农户则更有可能偏向于有偿的以价格为主导的市场化交易。如果村集体参与农地流转能够提高熟人之间农地流转的租金数量,消除社会关系对地租的锁定效应,使得熟人与非熟人之间的流转租金差距逐渐收窄,则能进一步说明村集体的参与有助于实现农地流转的市场化发展。其次,鉴于中国农地流转特殊的市场逻辑,“人情租”的存在可能是邻里之间日常送礼、照看老弱、生产帮扶或道义帮助等人情交换的替代品。因此,农地有偿流转也能在一定程度上说明理性人以效用或利润最大化为目的参与农地流转市场。基于此,本文接下来将采用熟人农地转出租金数量和是否有偿转出农地两个指标来替代被解释变量,以验证前文估计结果的稳健性。具体结果如表 5 所示,村集体参与对熟人农地转出租金和是否有偿转出农地的回归系数均在 1% 的统计水平下显著为正。这说明村集体参与有利于提高农地交易的市场化水平,与前述基准分析结果一致。

2. 重新刻画核心解释变量

为进一步验证本文估计结果的稳健性,将核心解释变量重新刻画为村集体参与强度。根据受访户对“转出土地途径”的回答来设定,将农户回答“村委会统一经营”赋值为 3、“村委会集体流转给企业或公司”赋值为 2、“村委会整理后分包给农户”赋值为 1、“有流转意愿的农户私下协商”赋值为 0。村集体参与农地流转市场的程度依次增强。替换核心解释变量的估计结果如表 5 所示,村集体参与强度对农地转出租金的回归系数在 1% 的统计水平下显著为正,说明村集体参与农地流转市场的程度越强,农地流转市场化水平就会越高。

3. 更换研究方法

由于“人情租”的存在,本文中部分农户的农地转出租金为 0,对数转换后取值仍然为 0,属于限制因变量。因此,本文将基准模型替换为截断回归(Tobit)模型来估计村集体参与对农户农地转出租金的影响。估计结果如表 5 所示,村集体参与对农户农地转出租金的回归系数在 1% 的统计水平下显著为正,进一步说明本文基准回归结果具有稳健性。

表 5 稳健性检验回归结果

变量	熟人农地转出租金	是否有偿转出	农地转出租金	Tobit 估计
村集体参与	0.681 8***	1.159 0***		4.080 4***
	(0.224 2)	(0.097 0)		(0.257 8)

表5(续)

变量	熟人农地转出租金	是否有偿转出	农地转出租金	Tobit 估计
村集体参与强度			1.096 9*** (0.077 4)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量	533	1 673	1 673	1 673

(四) 机制检验

1. 降低交易成本

根据前文所述逻辑,村集体作为基层政府的代理人,参与农地流转有助于降低农户农地流转的交易成本,拓宽农地流转交易半径,从而提高农地流转的市场化水平。为此,本文参考姜美善等(2020)^[37]的研究,采用农地转出时是否签订书面合约来衡量农地流转的交易成本。主要原因在于,签订书面合约不仅能够直接衡量农户在农地流通过程中的谈判和契约签订成本,在一定程度上也代表着农户的信息搜寻成本,而且稳定的书面契约还可以降低事后的监督执行费用。根据受访户对“转出耕地是否签订书面合同”(具体赋值:1=是;0=否)的回答作为交易成本的代理变量。估计结果如表6所示,村集体参与在1%的统计水平下提高了农户转出农地签订书面合约的概率,也就是说,村集体参与有利于降低农地流转的交易成本。结合前文理论分析可知,农地流转交易成本的降低是村集体参与促进农地流转市场化发展的重要影响机制。由此,研究假设 H1 得以验证。

2. 撕裂农地流转“差序格局”

根据前文的理论分析,村集体作为外部主体参与农地流转有利于消除熟人社会关系对地租的锁定效应,从而增强农户的营利性动机,提高农地的交易价值,促进农地流转的市场化发展。为此,本文参考仇童伟和罗必良(2022)^[53]的研究,根据受访户对“您家耕地是转给谁?”(具体赋值:非本村普通农户、专业大户、家庭农场、合作社等经济主体=1;本村普通农户=0)的回答作为农地流转“差序格局”的代理变量。估计结果如表6所示,村集体参与在1%的统计水平下促进了农地非熟人流转。结合前文理论分析,这表明农地流转“差序格局”的撕裂是村集体参与促进农地流转市场化发展的重要影响机制。由此,研究假设 H2 得以验证。

3. 缓解信息不对称

在中国农地流转市场,由于独特的国情、文化和人地关系,信息不对称问题对农地流转市场发展的制约尤为突出。村集体参与农地流转可以通过建立信息显示机制和引入外部经济主体的方式有效缓解农地流转的信息不对称问题,从而打破农地熟人流转格局,诱导熟人间的非正式交易向市场化、有偿化靠拢。为验证这一机制,本文根据受访户对“土地流转中您家获得过以下哪些服务”的回答(具体赋值:获得流转信息、政策解读、价格评估以及法律咨询等方面的服务=1;没有获得任何服务=0)来衡量信息不对称。估计结果如表6所示,村集体参与在1%的统计水平下缓解了农地流转信息不对称问题。结合前文理论分析,这表明缓解农地流转信息不对称是村集体参与促进农地流转市场化发展的重要影响机制。由此,研究假设 H3 得以验证。

表 6 机制检验回归结果

变量	降低农地流转交易成本	撕裂农地流转“差序格局”	缓解农地流转信息不对称
村集体参与	1.7366*** (0.0873)	1.8840*** (0.0958)	1.0053*** (0.0905)
控制变量	控制	控制	控制
样本量	1670	1655	1580

(五) 异质性分析

前文的分析已经验证了村集体参与对农地流转市场化发展的影响及其作用机制,而村集体参与对农地流转市场化发展的影响在不同群体间是否存在差异,需要展开进一步的研究。因此,本文将进一步考察村集体参与对农地流转市场化发展的异质性效应,按照新型农业经营主体和宗族网络设定分类变量,采用分组回归方式进行异质性分析。此外,考虑到农户所处社会环境的相似可能使得不同组别回归模型的干扰项相关,从而造成估计结果的偏误,因此,本研究引入似无相关模型(SUR)对组间系数差异进行检验。结果显示,村集体参与的回归系数在不同分组之间均存在差异。

1. 新型农业经营主体的异质性

新型农业经营主体是现代农业的引领者,也是现代生产要素的汇集者。新型农业经营主体不仅能为破解农地流转需求困境提供重要的抓手,而且为了应对村庄普通转入户的竞争,避免资产的专有性投资受到承包户机会主义倾向的套牢,新型农业经营主体往往会提供市场化的租金来维护交易关系的稳定。从而通过直接拉动效应、间接示范效应与竞争机制打破熟人交易为主的封闭市场,促进农地流转向有偿化和市场化靠拢^[18,47]。而且在国家大力发展和培育新型农业经营主体政策的引领下,当村庄存在新型农业经营主体时,村集体的参与将更加倾向于引导分散农户将土地流向新型农业经营主体。因为这既能实现农地规模化的政策要求,也能为农户谋求更多的土地财产权益。因此,可以推测,相对于没有新型农业经营主体的村庄而言,有新型农业经营主体的村庄村集体的参与对农地流转市场化的影响效应更强。本文以村庄是否存在新型农业经营主体为分组变量,考察了新型农业经营主体在村集体参与农地流转市场化发展影响关系中的异质性效应。表7的结果表明,不论村庄是否有新型农业经营主体,村集体参与对农地流转市场化发展的回归系数均在1%的统计水平下显著为正。但回归系数的差异表明,相对于没有新型农业经营主体的村庄而言,有新型农业经营主体的村庄村集体参与对农地流转市场化的促进效果更大。

2. 宗族网络的异质性

宗族作为乡村社会的非正式制度,其所形成的身份认同及族内团结的文化内核对农户行为决策产生重要的规范和协调作用。在宗族网络关系较强的地区,文化、习俗的认同差异和歧视性偏好,导致了基于血缘关系所形成的有限信任挤出了个体对于族外人员的一般信任,在造成短半径信任的同时,也形成了村庄内部的短半径交易^[54]。根据前文所述逻辑,农户基于熟人信任关系所实施的农地流转将更加倾向于无偿的“人情”交易,表现出较强的非市场化交易特征。那么,理论而言,在不同宗族网络强度的地区,村集体参与对农地流转市场化发展的影响可能会存在差异。本文以村庄是否存在大姓来衡量宗族网络强度,考察宗族

网络在村集体参与农地流转市场化发展影响关系中的异质性效应。表7的结果表明,在强宗族网络和弱宗族网络的村庄,村集体参与对农地流转市场化发展的回归系数均在1%的统计水平下显著为正。然而,回归系数的差异表明,相对弱宗族网络的村庄而言,强宗族网络的村庄村集体参与对农地流转市场化发展的影响效果较小。这说明,由宗族网络所构成的特殊信任文化在一定程度上弱化了村集体参与对农地流转市场化发展的促进作用。

表7 异质性分析回归结果

变量	新型农业经营主体		宗族网络关系	
	村庄有	村庄无	强	弱
村集体干预	3.052 0*** (0.415 7)	2.465 3*** (0.240 1)	2.661 2*** (0.489 8)	2.799 4*** (0.234 7)
控制变量	控制	控制	控制	控制
组间系数差异 P 值	0.053		0.012	
样本量	1 092	532	305	1 272

(六) 进一步分析

在农地流转市场,村集体的参与行为会受到执行成本、认知的有限性、决策的主观性以及“寻租”等因素的影响,导致村集体参与农地流转时可能存在执行偏差问题。而且,村集体如果没有科学合理界定自身与农地流转市场的关系,极其容易产生越位行为。具体而言,在农地流转政策的推进过程中,村集体在地方政府片面追求快速、大规模实现农地流转目标和政绩考核的压力下,可能会借助基层政府行政权力的强制侵犯农民的土地权益,违背农户的流转意愿^[11]。在此背景下所发生的农地流转,可能使得流转主体被指定,流转形式和价格也被固定。农户只能被动地参与农地流转市场,这难免会引发承包户、承租方以及村集体三者之间的矛盾,导致农地流转纠纷,使得村集体与农户的关系发生异化。长此以往,村集体可能无法有效解决农业经营风险的再分配问题,从而陷入无限责任的循环,导致农业经营风险转变为乡村治理风险^[55]。基于此,本文接下来将进一步讨论村集体参与农地流转市场是否会引发农地流转纠纷问题。本文根据受访户对“土地流转期间是否遇到纠纷”(具体赋值:是=1;否=0)的回答作为被解释变量,来检验村集体参与对农地流转市场的消极影响。估计结果如表8所示,在纳入基准回归的所有控制变量后,村集体参与对农地流转纠纷影响的回归系数在1%的统计水平下显著为正。此外,考虑到农地流转市场交易量的增加也有可能就会导致农地流转纠纷的增加。为排除这一因素的影响,本文将村庄农地流转率(农地转出户占村庄农地承包户的比重)作为农地流转市场交易量的衡量指标纳入控制变量。回归结果表明,村集体干预对农地流转纠纷影响的回归系数在5%的统计水平下显著为正,但农地流转率对农地流转纠纷无影响。这说明在控制农地流转市场交易量后,村集体参与仍然对农地流转纠纷具有正向影响。综合上述理论分析与回归检验结果可知,村集体参与在推动农地流转市场化发展的同时,也提高了农地流转纠纷发生的概率,从而不利于农地流转市场的长期发展和乡村治理水平的有效提升。因此,要合理界定村集体参与与农地流转市场的关系,进一步规范村集体的参与行为,才能够充分发挥村集体参与农地流转的积极效应,促进农地流转市场的高质量发展。

表 8 进一步分析结果

变量	农地流转纠纷	农地流转纠纷
村集体参与	0.3907*** (0.1396)	0.3701*** (0.1395)
农地流转率		0.2767 (0.3576)
控制变量	控制	控制
区域虚拟变量	控制	控制
样本量	1651	1651

五、研究结论与政策启示

(一) 研究结论

本文基于浙江大学2017年中国农村家庭追踪调查(CRHPS)数据,运用普通最小二乘回归模型、机制检验模型和分组回归模型实证检验了村集体参与农地流转对农地流转市场化发展的影响及作用机制。研究结果显示,村集体参与促进了农地流转市场化发展,该结论在经过内生性问题讨论和一系列稳健性检验后仍然成立。机制检验结果表明,村集体参与主要通过降低农地流转交易成本、撕裂农地流转“差序格局”和缓解农地流转市场信息不对称问题三条路径推动了农地流转的市场化发展。异质性分析发现,村集体参与对农地流转市场化发展的影响具有情景依赖效应,对于村庄有新型农业经营主体和弱宗族网络关系的农户而言,村集体参与对农地流转市场化发展的影响效应更大。进一步分析结果表明,村集体参与在促进农地流转市场化发展的同时,也可能会因执行偏差问题提高农地流转纠纷发生的概率,导致不利于农地流转市场的长期发展和乡村治理水平的有效提升。

(二) 政策启示

在当前农地流转市场发展不完善的背景下,村集体参与农地流转能够降低农地流转交易成本、撕裂农地流转“差序格局”、缓解农地流过程中的信息不对称问题,从而提高农地流转交易的市场化水平。但是,在由政策驱动的农地大规模流转背景下,村集体的参与也提高了农地流转纠纷发生的概率,不利于农地流转市场的长期发展,并可能导致潜在的乡村治理问题。因此,为促进农地流转市场健康有序发展,应当充分发挥村集体在农地流转管理与服务方面的功能,在市场化推进过程中村集体既不能缺位,也不能越位、错位。

第一,充分发挥村集体在农地流转市场中的组织服务功能。一是政府要进一步健全农地流转服务体系,大力发展村庄农地流转信息服务和农村产权交易平台,充分发挥“互联网+农地流转”服务的强大优势,为村集体组织协调农地流转提供便利条件;二是村集体要积极创新农村土地流转形式,以村集体经济为载体,大力发展和培育专业大户、合作社、家庭农场、农业企业等新型农业经营主体,通过土地托管、股份合作等形式提高农地流转的组织化程度和市场化水平。

第二,合理界定村集体在农地流转市场中的角色。一是政府要禁止将农地流转作为乡村干部考核的标准,避免基层政府通过村干部对农地流转市场进行直接的干预,而是更多地以服务者和中介组织的身份发挥作用;二是将村集体参与农地流转的范围严格控制在农地流转市场机制的培育、风险防范等方面,充分发挥其在农地流转信息提供、交易价格谈判、合同签订等方面规范农地流转市场交易的作用;三是村集体要充分发挥新型农业经营主体在农地流转市场中的信息显示作用和竞争机制,重视对宗族网络文化浓厚地区农

地流转市场发育的有效引导。

第三,充分保障农民土地财产权益。村集体作为土地所有权主体和基层的“准行政机关”,在农地流转过程中村集体要充分尊重农户的农地转出意愿,更多地依靠市场经济主体发挥作用引导农地流转市场化发展。同时,村集体也要对农地流转过程中侵犯农民土地利益的行为进行监督,充分保障农民土地财产权益,使得农地转出与农户家庭资源配置效率提升实现有效统一。

第四,健全承包地流转价格形成机制。尽管价格机制作用的充分发挥对于实现农地资源的优化配置具有重要意义,但农地流转市场化的发展也可能暗含着农地流转租金的快速上涨,由此所诱发的农业种植经营高成本问题可能会加剧农业经营困境,并对粮食安全和农业可持续发展提出挑战。因此,要健全承包地流转价格形成机制。可行的措施是,一方面,要严格规范农地的不合理流转和使用,加强对耕地非粮化和非农化的管制;另一方面,在充分发挥市场决定农地流转价格形成机制的基础上,健全农地流转价格调节指导机制,相关部门要尽快出台农地流转租金调节指导价格,并成立监督部门进行有效规范,防止流转费用不合理上涨。

参考文献:

- [1] 杨子砚,文峰. 从务工到创业——农地流转与农村劳动力转移形式升级[J]. 管理世界, 2020, 36(7): 171-185.
- [2] JI X Q, LIU S Y, YAN J N, et al. Does security of land operational rights matter for the improvement of agricultural production efficiency under the collective ownership in China? [J]. China & World Economy, 2021, 29(1): 87-108.
- [3] 高建设. 农地流转价格失灵: 解释与影响[J]. 求实, 2019(6): 92-106.
- [4] 刘瑞峰,梁飞,王文超,等. 农村土地流转差序格局形成及政策调整方向——基于合约特征和属性的联合考察[J]. 农业技术经济, 2018(4): 27-43.
- [5] 钱文荣,洪甘霖,郑淋议. 社会养老保障水平与农地流转市场发育——基于数量和质量的双重视角[J]. 农业经济问题, 2022(8): 4-18.
- [6] 费孝通. 乡土中国[M]. 上海: 上海人民出版社, 2006.
- [7] 邹宝玲,罗必良. 农地流转的差序格局及其决定——基于农地转出契约特征的考察[J]. 财经问题研究, 2016(11): 97-105.
- [8] 王劲屹. 农地流转运行机制、绩效与逻辑研究——一个新的理论分析框架[J]. 公共管理学报, 2019, 16(1): 138-152.
- [9] 樊鹏飞,张兰,苏敏,等. 农地流转目标考核对村庄农地流转的影响——兼论村庄制度环境的调节效应[J]. 中国农村观察, 2022(3): 112-127.
- [10] 仇童伟. 中国农地流转市场转型逻辑[M]. 北京: 科学出版社, 2022.
- [11] 程久苗. 农地流转中村集体的角色定位与“三权”权能完善[J]. 农业经济问题, 2020(4): 58-65.
- [12] 栾健,韩一军. 农地转入规模、中介组织与契约选择偏好[J]. 农村经济, 2021(5): 54-63.
- [13] 栾健,韩一军,金书秦. 村集体中介服务能否促进农地高效流转与农民增收的双赢? [J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2022(5): 168-179.
- [14] 蔡键,刘雨竹,宁宾瑶,等. 村集体以中介身份参与是否有助于优化农地流转市场? ——来自广东的实践证据[J]. 中国农业大学学报, 2023, 28(7): 282-293.
- [15] 许庆,饶清玲,张宽. 集中流转与农地租金: 效应及机理[J]. 中国农村经济, 2024(7): 35-54.
- [16] TANG L, MA X L, ZHOU Y, et al. Social relations, public interventions and land rent deviation: evidence from Jiangsu Province in China[J]. Land Use Policy, 2019, 86: 406-420.
- [17] 马贤磊,仇童伟,钱忠好. 农地流转中的政府作用: 裁判员抑或运动员——基于苏、鄂、桂、黑四省(区)农户农地流转满意度的实证分析[J]. 经济学家, 2016(11): 83-89.
- [18] 李江一,秦范. 如何破解农地流转的需求困境? ——以发展新型农业经营主体为例[J]. 管理世界, 2022, 38(2): 84-99.
- [19] 熊航,江鹏,鞠聪,等. 农户自发性土地流转行为机制研究: 仿真、验证与应用[J]. 管理世界, 2023, 39(6): 71-85.
- [20] 胡友,陈昕,祁春节. 交易成本框架下互联网使用、土地转入与山区农户市场参与[J]. 经济与管理研究, 2023, 44(6): 57-76.
- [21] 刘东,陈景帅,冯晓龙,等. 气候变化对农户农地流转行为的影响——来自全国农村固定观察点的证据[J]. 中国农村经济, 2024(5): 40-61.
- [22] 钱文荣,朱嘉晔,钱龙,等. 中国农村土地要素市场化改革探源[J]. 农业经济问题, 2021(2): 4-14.
- [23] 韩春虹,张德元. 市场化运作的农地流转模式——一个分析框架[J]. 内蒙古社会科学(汉文版), 2018, 39(5): 62-67.

- [24] 仇童伟,罗必良,何勤英. 农地产权稳定与农地流转市场转型——基于中国家庭金融调查数据的证据[J]. 中南财经政法大学学报,2020(2): 133-145.
- [25] 田媛,高延雷,马桂方. 产权稳定对农地交易市场化的影响——基于 CRHPS 数据的实证分析[J]. 中南大学学报(社会科学版),2022,28(6): 106-122.
- [26] 马亚飞,谢小飞,吕剑平. 数字化赋能:互联网如何推动农地流转市场转型——来自中国家庭金融调查的证据[J]. 经济体制改革,2024(4): 81-89.
- [27] 王术坤,林文声. 高标准农田建设的农地流转市场转型效应[J]. 中国农村经济,2023(12):23-43.
- [28] QIU T W, SHI X J, LUO B L. Formalizing agricultural rentals in China: does local public action help? [J]. Development Policy Review, 2022, 40(4): e12592.
- [29] 孙小龙,郜亮亮,郭沛. 村级产权干预对农户农地转出行为的影响——基于鲁豫湘川四省的调查[J]. 农业经济问题,2018(4):82-90.
- [30] 李俊生,姚东旻. 财政学需要什么样的理论基础? ——兼评市场失灵理论的“失灵”[J]. 经济研究,2018,53(9):20-36.
- [31] 唐旺,周聪,陈风波. 农地市场发育与人情租金收敛——基于南方稻农地块层次数据的研究[J]. 农业技术经济,2023(6):35-49.
- [32] 张建,冯淑怡,诸培新. 政府干预农地流转市场会加剧农村内部收入差距吗? ——基于江苏省四个县的调研[J]. 公共管理学报,2017,14(1): 104-116.
- [33] 张建,诸培新,王敏. 政府干预农地流转:农户收入及资源配置效率[J]. 中国人口·资源与环境,2016,26(6):75-83.
- [34] 易婷婷,王平平,王永强. 村集体经济组织参与土地流转的交易费用降低机制研究——以陕南4个烟区产业综合体为例[J]. 中国土地科学,2022,36(9):120-128.
- [35] 王珊,洪名勇,钱文荣. 农地流转中的政府作用与农户收入——基于贵州省608户农户调查的实证分析[J]. 中国土地科学,2020,34(3):39-48.
- [36] 刘新仪,李家辉,赵凯. 数字素养对农户生产要素配置的影响[J]. 经济与管理研究,2024,45(10):56-76.
- [37] 姜美善,李景荣,米运生. 第三方组织参与、交易成本降低与农地抵押贷款可得性——基于农地经营权处置的视角[J]. 经济评论,2020(4): 97-110.
- [38] 邓大才. 农地流转价格体系的决定因素研究[J]. 中州学刊,2007(3):44-48.
- [39] 王雪琪,曹铁毅,邹伟. 地方政府干预农地流转对生产效率的影响——基于水稻种植户的分析[J]. 中国人口·资源与环境,2018,28(9): 133-141.
- [40] 张建,诸培新. 不同农地流转模式对农业生产效率的影响分析——以江苏省四县为例[J]. 资源科学,2017,39(4):629-640.
- [41] 马亚飞,谢小飞,高芸芸,等. 村集体干预对农户农地流转合约选择的影响[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版),2024,25(6):12-20.
- [42] 石晓平,关长坤,于博源. 农地确权如何弱化农地流转的熟人化特征——基于交易费用的中介效应分析[J]. 农业技术经济,2024(8):4-19.
- [43] 王亚辉,李秀彬,辛良杰. 山区土地流转过程中的零租金现象及其解释——基于交易费用的视角[J]. 资源科学,2019,41(7):1339-1349.
- [44] 周敏,雷国平,匡兵. 信息不对称下的农地流转“柠檬”市场困境——以黑龙江省西城村例证[J]. 华中农业大学学报(社会科学版),2017(4): 118-123.
- [45] 周洁,刘艳,饶芳萍,等. 村集体参与对农地规模经营模式形成与运行的交易费用影响——基于案例比较分析[J]. 中国土地科学,2022,36(11): 114-123.
- [46] 蔡键,郭欣琪,刘文勇. 中介参与土地流转是否有助于保障转出户的利益? ——基于地块样本的研究视角[J]. 农村经济,2021(4):32-39.
- [47] 张景娜,张雪凯. 互联网使用对农地转出决策的影响及机制研究——来自 CFPS 的微观证据[J]. 中国农村经济,2020(3):57-77.
- [48] 朋文欢,李寒凝,傅琳琳,等. 新型经营主体发育对农地有偿流转的影响机制研究——来自中国农村家庭追踪调查的证据[J]. 中国土地科学,2022,36(12):58-68.
- [49] DEININGER K, JIN S Q. The potential of land rental markets in the process of economic development: evidence from China [J]. Journal of Development Economics, 2005, 78(1): 241-270.
- [50] 王亚楠,纪月清,徐志刚,等. 有偿 VS 无偿:产权风险下农地附加价值与农户转包方式选择[J]. 管理世界,2015(11):87-94.
- [51] 付江涛,纪月清,胡浩. 产权保护与农户土地流转合约选择——兼评新一轮承包地确权颁证对农地流转的影响[J]. 江海学刊,2016(3):74-80.
- [52] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济,2022(5):100-120.
- [53] 仇童伟,罗必良. 流转“差序格局”撕裂与农地“非粮化”:基于中国29省调查的证据[J]. 管理世界,2022,38(9):96-113.
- [54] 洪名勇,杨雪娇,徐琰超. 宗族网络与土地流转资源配置效应——锦上添花还是雪上加霜? [J]. 经济评论,2021(3):145-164.
- [55] 张一晗. 村集体角色与土地流转秩序——两种组织化流转模式的比较[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版),2021,21(6):85-93.

Impact of Village Collective Participation on Farmland Transfer Marketization and Its Mechanism

—Examination Based on Land Transfer-out Households

MA Yafei¹, GAO Yunyun², LYU Jianping²

(1. South China Agricultural University, Guangzhou 510642;

2. Gansu Agricultural University, Lanzhou 730070)

Abstract: Promoting farmland transfer marketization is an important step in solving the problem of land fragmentation, optimizing the effective allocation of farmland resources, and improving the total factor productivity of agriculture. Therefore, exploring the impact of village collective participation in farmland transfer on farmland transfer marketization has important theoretical significance and practical value for deepening the market-oriented reform of rural land factors and realizing rural revitalization across the board.

Based on the data of land transfer-out households from the 2017 China Rural Household Panel Survey (CRHPS), this paper empirically examines the impact of village collective participation in farmland transfer on farmland transfer marketization and its mechanisms by using the ordinary least squares regression model, mechanism test model, and group regression model. The findings show that village collective participation in farmland transfer can promote farmland transfer marketization. This conclusion still holds after addressing endogeneity problems and conducting robustness tests. The mechanism test shows that this promoting effect is achieved by reducing the transaction costs, breaking down the orderly-diversity pattern, and alleviating the information asymmetry. Heterogeneity analysis reveals that the influence of village collective participation on farmland transfer marketization exhibits a situational dependence effect, which is stronger among new agricultural business entities and farmers in villages with weak clan network relationships. Further analysis shows that village collective participation can increase the probability of farmland transfer disputes. This suggests that implementation biases in village collective participation in farmland transfer may lead to disputes, which are not conducive to the long-term development of the farmland transfer market and the enhancement of rural governance.

The marginal contributions are as follows. First, this paper reveals the influence of village collective participation on farmland transfer marketization, enriching the intrinsic influence mechanism. Second, this paper examines the possible adverse effects of village collective participation on farmland transfer marketization, providing theoretical guidance and decision-making support for the intermediary role of village collectives in facilitating farmland transfer marketization. Third, this paper also examines the heterogeneity effect of village collective participation on farmland transfer marketization and discusses the sample selection problem in the regression model.

On this basis, this paper puts forward the following policy insights: actively leverage the organizational and service functions of village collectives, reasonably define the relationship between village collectives and the farmland transfer market, fully protect farmers' land property rights and interests, and improve the formation mechanism of contracted land transfer prices.

Keywords: village collective participation; farmland transfer marketization; transaction costs; orderly-diversity pattern; information asymmetry