

基于“人-地”二分视角的宅基地资格权探析*

郭忠兴 王燕楠 王明生

摘要：明确界定资格权的内涵是深入阐释和科学构建宅基地“三权分置”制度的关键。本文引入“人-地”二分的视角，对宅基地所有权、资格权、使用权的权利关系进行解析，重点阐释了资格权的内涵及其法律定位，探究了资格权的实现路径与演化取向。首先，资格权是一种区分“人”的规定，而所有权、使用权是关于“地”（物）的归属和利用的规定；农户的宅基地资格权属于人身权中亲属法外身份权。其次，宅基地“三权分置”的实质在于通过重组权利束实现赋能扩权。再次，唯有先界定并落实资格权，才能放活宅基地使用权。最后，资格权“实现即灭失”，其实现路径多元。资格权实现路径包括：核批土地，兑现资格权；给予货币，补偿资格权；发行券证，搁置资格权。此外，应通过设立资格权保障基金以保障宅基地资格权的实现，宜改进不动产权登记工作以奠定宅基地资格权实现的基础。

关键词：宅基地 资格权 身份权 “人-地”二分

中图分类号：F301.1 **文献标识码：**A

一、引言

系统清晰的土地产权体系是土地要素市场化最根本的前提。当前，中国稳步推进宅基地“三权分置”改革试点。然而，试点地区的改革方案各异，且学术界对农户宅基地资格权的解读未形成共识，甚至对宅基地“三权分置”改革政策设想的质疑之声此起彼伏，其根源在于没有理顺宅基地的权利体系。虽然中国农村宅基地使用制度1960年至今多有变化，但土地公有制的基本土地制度从未改变。实践中，“两权分离”（即宅基地集体所有权和农户使用权）的架构满足了城乡二元分割体制下集体和农户的诉求，但随着经济社会发展，与“两权分离”匹配的宏观背景和微观基础已经发生深刻变化。城镇化推动大量农村人口流向城镇，导致大量农房闲置，“空心村”不断涌现，同时也导致城镇建设用地供给不足的现象持续加剧。法律明确限制宅基地交易，排斥了市场机制对存量宅基地资源的有效配置。传统宅基地制度在强化了宅基地保障功能的同时，也限制了宅基地的财产功能。

在《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》提出“保障农户宅基地用益物权，改革完

*本研究是国家社会科学基金重大项目（编号：21ZDA058）、江苏省土地学会研究项目（编号：JSTD201801）的阶段性研究成果。感谢江苏省灌南县自然资源与规划局薛晓清、周云环对本文观点形成所作的贡献。

善农村宅基地制度”之后，全国人大常委会于2015年授权部分地区开展宅基地制度改革试点。2018年的中央“一号文件”正式提出推进宅基地所有权、资格权和使用权“三权分置”改革。2020年《深化农村宅基地制度改革试点方案》再次对深化宅基地改革进行部署，提出“积极探索落实宅基地集体所有权、保障宅基地农户资格权和农民房屋财产权、适度放活宅基地和农民房屋使用权的具体路径和方法”。至此，中国宅基地制度分权放活的思路得以确立。

简言之，宅基地“三权分置”改革的主要目标是：以分权放活宅基地使用权，盘活农村闲置的房屋和宅基地资源。实践中，部分试点地区从保障农民取得宅基地、自愿有偿退出宅基地和完善宅基地管理制度等方面积极探索宅基地“三权分置”。改革不仅改善了农民住房条件，强化了宅基地的居住保障功能，且在一定程度上发挥了市场机制在宅基地资源配置中的作用，促进了宅基地使用权的市场化交易，提高了宅基地的使用效率，缓解了城市建设用地紧张的局面，推动了城乡融合发展和乡村振兴。然而，时至今日，《中华人民共和国民法典》和《中华人民共和国土地管理法》等法律都没有明确宅基地“三权分置”改革的法理逻辑。当务之急是基于改革试点地区的做法和问题，认真研究宅基地“三权分置”特别是农户资格权的法理性质^①，务实地探索宅基地“三权分置”的具体实现形式。

为此，本文引入“人-地”二分的视角，基于财产权与人身权并行且各自发挥权能的思路，将宅基地“三权”置于整个民法体系下，重新解析宅基地所有权、资格权和使用权的权利关系，明确界定宅基地资格权，探究资格权的实现路径与演化取向，为未来宅基地“三权分置”改革提供整体性的架构和趋势性的研判。

二、宅基地“三权分置”改革的理论思辨

改革开放以来，中国农村土地产权制度改革在思路上体现为“设权赋能”，在政策上呈现出“权利分置”。就目前的宅基地制度改革而言，宅基地所有权、资格权和使用权的权利分置背后并没有清晰的法理逻辑，“设权赋能”的效果有限。

（一）宅基地所有权归属于农村集体经济组织是根本原则

农村土地问题一直是关乎农民生存、农村发展与社会稳定的重要问题。中华人民共和国成立后，为维护政权、调动广大农民的积极性，国家在农村开展了土地改革运动。1950年的《中华人民共和国土地改革法》指出，“废除地主阶级封建剥削的土地所有制，实行农民的土地所有制。”这里的土地也包括宅基地^②。此后，受马克思主义土地国有思想的影响，中国开始了“集体所有、平均分配”的农业合作化运动、“三级所有、队为基础”的公社化运动等探索，建立起土地公有制。1982年的《中华人民共和国宪法》规定“农村和城市郊区的土地，除由法律规定属于国家所有的以外，属于集体所

^①参见原国土资源部部长姜大明在2018年全国国土资源工作会议上的讲话，网址：http://www.shouguang.gov.cn/sgzrzy/gtjxwzx/ldjh/201801/t20180116_4480254.html。

^②参见1950年的《中华人民共和国土地改革法》第一条。

有；宅基地和自留地、自留山，也属于集体所有”^①。2018年修正的《中华人民共和国宪法》仍没有动摇国家所有和集体所有的二元结构，明确任何组织或者个人不得侵占、买卖或者以其他形式非法转让土地^②。由此可见，宅基地所有权归属于农村集体经济组织的原则一直被相关法律承认并延续。

改革过程中，农村集体经济组织作为宅基地所有权的权利主体，其实际约束力趋于弱化，导致部分学者认为集体所有权存在权利主体虚位问题。推崇土地私有化的学者甚至提出，农村土地所有权的权利主体不应属于集体，应该将所有权归属为私权。另有学者认为，在《中华人民共和国民法总则》中村集体经济组织作为所有权主体的法律地位与《中华人民共和国宪法》中集体土地所有权权能的设定互相矛盾，导致权利主体虚置（丁宇峰和付坚强，2019）。其实，权利主体虚位问题的根源不在于所有权为农村集体经济组织所有的规则设定，而是规则实施过程中对“农村集体经济组织”缺乏清晰且排他的认定，导致管理偏差，不能将其归究为所有制制度失误。

总之，宅基地所有权归属于农村集体经济组织所有，是物权中的一种所有权，其本质为通过公有制排除任何人对宅基地的私人所有，作为集体成员的个人只能作为集体的一员享有该权利（张力和王年，2019）。这一内涵在宅基地“三权分置”改革前后没有发生变化。宅基地所有权属于农村集体经济组织是中国宪法的选择，也是中国特殊的政治体制使然。学界的探究不会引发实践中所有权内涵发生改变，亦不会动摇此根本原则。

（二）宅基地使用权为用益物权显现经济价值

分权之目的在于明确权的归属，促进物的利用。无论从集体单一所有制到“两权分离”，还是从“两权分离”再到“三权分置”，无不体现上述宗旨。

中华人民共和国建立初期，国家严格落实土地国有制和集体所有制；改革开放后，在坚持公有制前提下，国家逐步探索集体土地承包经营和国有土地有偿有期限使用制度，明确提出土地使用权和宅基地使用权，实现所有权和使用权分离。尽管在提出宅基地使用权之初，学术界对其内涵和性质众说纷纭，如“地上权说”、“基地使用权说”及“人役权说”等，但2007年的《中华人民共和国物权法》（以下简称《物权法》）将宅基地使用权与土地承包经营权、建设用地使用权并列，将宅基地使用权界定为用益物权^③，这是最具创新意义的突破^④。《物权法》第153条到第155条规定了宅基地使

^①参见1982年的《中华人民共和国宪法》第十条。

^②参见2018年修正的《中华人民共和国宪法》第十条。

^③参见2007年的《中华人民共和国物权法》第三编《用益物权》第十三章第一百五十二条规定：“宅基地使用权人依法对集体所有的土地享有占有和使用的权利，有权依法利用该土地建造住宅及其附属设施”。

^④若进一步细分宅基地使用权的权利定位，宅基地使用权应为不动产用益物权，多数学者（如蔡立东，2018）建议扩充用益物权的权利客体范围，提出以权利为客体，在权利之上再设用益物权，借鉴德国民法典和罗马法，称之为权利用益物权。与权利用益物权相对应的是不动产用益物权，其权利客体是有体物。显然，宅基地使用权以集体所有的土地为权利客体，非抽象性的权利，宜划分至不动产用益物权。虽然这样的划分对本文的资格权相关观点的提出并无影响，但为资格权“剩余权说”的述评思路提供了指导。这里不考虑用益物权的其他分类。

用权的重新分配、变更、注销等内容，但未清晰规定使用权的取得、行使和转让等方面^①，仅仅表述为适用《中华人民共和国土地管理法》等法律和国家有关规定。这期间，中国对宅基地使用权的限制没有松动，对使用权的赋能也非常谨慎，始终未引入财产功能。宅基地使用权被作为一种农村集体经济组织成员的福利和农户安居的保障，将“地”与“人”（本集体经济成员）捆绑在一起。在相当长的一段时间内，这种“两权分离”的架构维护了中国的生产力发展和社会稳定。然而，这种“人-地”捆绑限制了作为财产权的宅基地使用权，导致宅基地使用权无法进入市场，抑制了宅基地经济价值的实现。

如今，“三权分置”改革旨在进一步放活宅基地使用权，提高宅基地使用效率，实现宅基地使用权的经济价值。随着城镇化和工业化的推进，大量人口涌入城市，城市建设用地愈发紧张，农村宅基地却大量闲置。基于此，必须给“两权分离”时期的宅基地使用权松绑，即基于“人-地”二分的视角，放松或者解除对宅基地使用权的强限定性。从宅基地制度改革的现实需求和政策内涵来看，应该在农户住有所居的前提下，剥离宅基地使用权的财产属性，提倡在广域的交易市场内流转，以最大限度、最公平地发挥宅基地的经济价值（李谦，2021）。因此，“三权分置”改革下放活宅基地使用权的重点自然就在于如何促成和保障其顺畅流转，以充分实现宅基地的财产功能。

（三）体现社会价值的宅基地资格权乃改革焦点

宅基地资格权最早出现在义乌市2016年宅基地管理制度的文件中。此后，义乌市对每一户宅基地进行确权登记，并发放了资格权证书（宋志红，2021）^②。宅基地资格权的表述出现在2018年中央“一号文件”中，标志着这项权利获得了中央政府的政治支持。事实上，资格权设立的初衷就是为了更好地保障本集体经济组织中符合条件成员的居住权益，确保宅基地的社会价值得以实现。资格权成为破解宅基地保障功能和财产功能之间障碍的突破口。

从现有文献资料看，学术界对宅基地资格权的法律定位主要存在以下几种观点：第一，用益物权说。持这种观点的学者（如徐忠国等，2018）认为，资格权是具有人身依附性的、仅具有收益和处分权能的用益物权。然而，将宅基地资格权界定为用益物权，违反了一物一权原则（程秀建，2018），何况用益物权在法理层面也不涉及处分权能。这种看法显然未分离农户的宅基地资格权与使用权。设

^①参见2007年的《中华人民共和国物权法》第一百五十三条到第一百五十五条规定：“宅基地使用权的取得、行使和转让，适用土地管理法等法律和国家有关规定；宅基地因自然灾害等原因灭失的，宅基地使用权消灭。对失去宅基地的村民，应当重新分配宅基地；已经登记的宅基地使用权转让或者消灭的，应当及时办理变更登记或者注销登记”。

^②笔者对义乌的做法持有异议。按照本文对宅基地农户资格权内涵的界定及其属性的凝练，当地政府部门不应该给予有宅基地的农户发放资格权证书，而应当发放宅基地使用权证书。按照资格权“实现即灭失”的特点，义乌的做法实质上是给予一项灭失的权利发放证书。这不仅不符合逻辑，而且在信息系统不完备或者信息不充分的情况下容易导致实现资格权的乱象。然而，实践中农村宅基地在占有上存在一定程度的不规范，为维护资格权的严肃性，可以先发放资格权证书，继而以资格权证书为前提，确认新的、可以入市交易的宅基地使用权证书。因此，从立足现实且策略推进宅基地改革的角度看，义乌的做法也可以理解。

定用益物权旨在提升物的利用效率，使物权的使用价值得到充分发挥，而宅基地资格权的设计目的在于甄别宅基地申请主体之资格，与用益物权的追求不一致。第二，成员权说。持这种观点的学者（如韩松，2011）将资格权界定为成员权。他们认为，资格权通过成员身份取得，具有显著的福利性和社会保障性。诚然，资格与身份密切关联，但鉴于成员权自身之法律定位的研究不够充分，若将资格权定位为成员权，那么改革的法理支撑仍然会很模糊，不利于解决宅基地“三权分置”改革的现实困难。资格权的取得是以立户为最终归宿，其权利主体的范围与成员权的主体范围不同，其权能也没有成员权丰富。第三，剩余权说。持这种观点的学者（如李凤章和赵杰，2018）认为，在宅基地使用权不允许依法自由转让的前提下，为盘活宅基地资源，宜分置出次级使用权，则资格权就是宅基地使用权人在让渡一定年限的使用权之后，原有宅基地的剩余权。这种看法仅仅对宅基地资格权进行了权利衍生式简单解读，并未触及权利的本质。尤其是从政策意蕴看，“三权分置”条件下的宅基地使用权之权能不同于此前“两权分离”（即所有权和使用权）的使用权之权能。“三权分置”条件下的宅基地使用权旨在去除因中国特色的历史和国情而束缚的身份属性，从而纯化“三权分置”背景下宅基地使用权本就具有的资产功能。资格权独立成权，并承担“两权分离”背景下宅基地使用权的社会价值，不是原宅基地使用权的剩余权。第四，宅基地使用权说。持这种观点者（如席志国，2018）认为，中央“一号文件”所提出的宅基地“三权分置”中的资格权是指现行法律上的宅基地使用权，这样才会不改变现有宅基地使用权人的权利和利益状况。笔者认为这种说法存在一定的片面性，它忽略了资格权本身就是维护主体身份的一种权利，具有保障主体居住功能的独特属性，也能带来一定的收益与利益（孙建伟，2019）。第五，其他学说。也有少许学者对宅基地资格权持“类所有权说”（如贾翱，2018），“债权说”（如管洪彦，2021），“配给权说”（如岳永兵，2018）等观点。以“类所有权说”为例，“类所有权说”认为宅基地资格权具有“类所有权”属性，但其主要还是将宅基地资格权界定为一种独立的用益物权。总之，上述分歧足以说明重新检视宅基地资格权的理论内涵非常必要。唯有如此，方能进一步完善宅基地相关权利制度的构建。

三、农户宅基地资格权的法理解析

（一）“人—地”二分的新视角

所谓“人—地”二分视角，是指在民事权利体系框架下，从“人权”和“地权”两个方面重构所有权、资格权和使用权之间的权利关系，进而重新定义农户宅基地资格权的权利内涵及其法律属性。新修订的《土地管理法》（2020年1月开始实施）针对宅基地相关事宜提出“着力完善农村宅基地制度、合理划分中央和地方土地审批权限，确保农村村民实现户有所居”。这意味着今后宅基地制度改革将通过下放审批权限以保障农村村民的居住权益，为各地自主探索多样化的宅基地资格权实现路径打开一扇窗户。此外，2020年的中央“一号文件”也提出“以探索宅基地所有权、资格权、使用权‘三权分置’为重点，进一步深化农村宅基地制度改革试点。”^①显然，中央已经构建了宅基地“三权分

^①参见2020年中央“一号文件”，http://www.gov.cn/zhengce/2020-02/05/content_5474884.htm。

置”改革的框架性制度。然而，不少学者往往把此项意在放活宅基地使用权的改革置于一种非此即彼的视角下，认为追求财产权的经济价值必然与宅基地的保障功能相矛盾。其实，若超越传统思维，将这项改革放置到整个民法体系中，视之为“人—地”二分的权利重组，财产权与人身权并行而各自发挥权能，则宅基地资格权的内涵和“三权”关系就变得非常清晰，实为财产与身份二元格局下的共融、共荣之道。

（二）资格权是一种身份权

基于“人—地”二分的视角，本文将资格权的法律定位调整至民法典的人身权体系中，即农户的宅基地资格权属于亲属法外身份权，从而理顺了宅基地所有权、农户资格权、宅基地使用权三者之间的权利关系，突破了传统意义上沿着财产权脉络分析“三权分置”所遭遇的理论困境。

1.资格是有限定的身份。判断资格权和身份权的关系，要先辨析“资格”和“身份”的联系与区别。根据《中华大词典》，“资格”为从事某种活动所应当具备的条件或身份、由从事某种工作或活动的时间长短所形成的身份^①；《辞海》（第六版）将“资格”阐述为：人在社会上的地位、经历以及从事某种活动所应具备的条件、身份^②。而“人在社会上的地位、经历”正是“身份”一词的含义。《辞海》将“身份”界定为人的出身、地位或资格；《中华大词典》将“身份”定义为人在社会上或法律上的地位，特指受人尊重的地位。由此可见，身份决定资格，资格体现身份，只不过“身份”一词的含义更为宽泛，资格是有限定的身份。

2.身份权中的身份：超越传统与亲属。财产权和人身权共同构成了现行的民事权利体系。人身权又细分为人格权和身份权。为更好地阐述身份权的内涵，理解身份权中的身份，本文将有关文献梳理如表1所示。

表1 身份权中的“身份”：超越传统与亲属

身份权	身份权中的身份
•身份权是指具有特殊身份的人以对他人人身支配为内容的一种非财产性质的民事权利（陈斯喜，2007）。	<ul style="list-style-type: none"> •身份关系 •婚姻关系、监护关系、其他家庭成员间的关系（血亲、姻亲、法律拟制） •除去对他人人身支配等糟粕，如夫权
•民事主体基于特定的身份关系而产生并由其专属享有的，以其体现的身份利益为客体，为维护该关系所必需的权利（杨立新，2002）。	<ul style="list-style-type: none"> •基于法定亲属关系的身份权 •基于非亲属关系的法定身份权
•亲属法外的身份权产生的基础不是亲属关系，而是权利主体的身份利益。只有权利主体对权利客体享有身份利益才能产生身份权（徐茹筠，2016）。	<ul style="list-style-type: none"> •民事主体因其特定身份而享受的人身利益和财产利益 •身份利益可分为亲属关系中的身份利益和亲属关系外的身份利益

根据表1，身份权中身份的内涵虽有争论，但趋于超越传统与亲属关系。陈斯喜（2007）认为，

^①参见《中华大词典》（第一版），成都：四川辞书出版社，第1250页。

^②参见《辞海》（第六版），上海：上海辞书出版社，第4765页。

现有身份权的内涵应该回归于传统的理解，去除对他人人身支配等糟粕。其认定的身份关系是指亲属内关系，如婚姻关系、监护关系、其他家庭成员之间的身份关系等。然而，也有学者（如车忠海，2008）主张身份关系的范围应超越单纯的血缘亲属关系，更有学者（如杨立新，2002）提出将身份权划分为亲属法上身份权和非亲属法上身份权，这意味着作者认同身份关系不止亲属关系，应该突破传统的身份权视角，拓展身份关系。基于此，身份权是指民事主体基于特定的身份关系而产生并由其专属享有的，以身份利益为客体，为维护该种身份关系所必备的权利（杨立新，2002）。时至今日，亲属法外的身份权产生的基础不是亲属关系，而是权利主体的身份利益；权利主体对权利客体享有身份利益，能够产生身份权（徐茹筠，2016）。现代社会关系日益复杂，组织结构日益多样化和精细化，身份关系与身份制度也必然要随之完善。这意味着对传统的身份关系进行适当的延展，将其所衍生的亲属外的身份利益皆视为现代民法理论中身份权的产生基础。首先，身份权中“身份”是围绕身份关系和身份利益而展开的；其次，身份关系是民事主体拥有的、以身份为基础保障其享有特定权利而产生的社会关系；最后，身份利益为民事主体因其特定身份而享受的财产利益。由此，身份权可进一步细分为：基于亲属关系的身份权和基于其他身份关系的身份权。

3. 资格权中的资格：旨在保障立户者安居。宅基地资格权是权利主体基于身份和立户等条件而享有的一种社区福利。按照现行法律法规，宅基地资格权合法取得须以农村集体经济组织成员这样一个特殊身份为前提，且要满足必要的立户条件。从其形成和演进过程来看，资格权是对农村集体经济组织成员利益的一种福利保障。

表2 宅基地农户资格权中的资格

资格权	资格权中的资格
•集体成员宅基地分配中的一种资格（孙建伟，2019）。	•虽然具有财产权属性，但更为重要的是具备身份性或居住保障性的色彩。
•是村民作为集体成员，要求获得并且使用集体土地建设住宅，享有集体土地利益的资格或者特权（李凤章，2019）。	•一是集体成员有权请求集体分配一定面积的宅基地；二是集体成员可以无偿使用或者按照一定的优惠有偿使用集体所分配的宅基地。
•宅基地资格权人将一定年限的宅基地和房屋使用权转让给他人，转让期满后原使用权人恢复对宅基地占有的权利（岳永兵和刘向敏，2018）。	•资格权视作宅基地使用权有限期转让之后的到期回收权。 •资格权有占有、收益和处分三项权能，收益表现为资格权被动灭失受偿和主动有偿退出。
•农村集体经济组织成员依法以户为单位享有的占有、使用和一定期限流转宅基地的权利（钟和曦，2018）。	•在取得环节，农户取得资格权，在审批落地后，资格权转为宅基地使用权。
•农村集体经济组织成员享有的凭借特定身份、通过分配方式取得宅基地的权利（杨晓，2019）。	•本质就是本集体成员所拥有的按照身份取得宅基地的资格。 •分配是通过申请、审批方式，从所有权主体取得宅基地使用权。

如表2所示，宅基地资格权是一种农村集体经济组织成员以家庭为单位，从其所在的集体经济组织无偿获得一定面积宅基地的请求权。同时，宅基地资格权能带来利益和收益。农户可以无偿使用或者按照一定的优惠有偿使用集体分配的宅基地（李凤章，2019），其收益权能表现为资格权被动灭失受偿和主动有偿退出（岳永兵和刘向敏，2018）。钟和曦（2018）认为，资格权仅仅在取得环节发挥

作用，在农户取得宅基地之后，农户资格权随即灭失，并转为宅基地使用权。在经济较为发达的地区，一方面，快速推进的城镇化导致宅基地大量闲置和城镇建设用地供给不足，二者矛盾突出；另一方面，农户对居住保障的需求已经不仅仅停留在农村居住层面。因此，放活宅基地使用权，并将其置入更加广域的市场，不仅可以进一步显化宅基地的财产价值，而且是对农户居住权益更高质量的保障。中西部地区经济发展水平较为一般，农民分化程度低，宅基地的功能更多地侧重于保障“户有所居”。因此，“三权分置”背景下的资格权自然承担农户居住保障的功能。

本文认为，宅基地资格权是集体经济组织成员以户为单位，依法依规享有的，从本集体经济组织获得集体所有的宅基地使用权（原则上是无偿无期限）的一种权利。其一，资格权是符合条件的农户能够无偿从集体经济组织获得额定面积宅基地使用权的权利；其二，农户资格权实现后随即灭失，农户进而拥有宅基地使用权，后续功能实现是宅基地使用权的权利实现。

表3 宅基地资格权、荣誉权、著作人身权和身份权的比较

	产生基础	权利主体	权利客体	基本作用	形式
荣誉权	因自己的突出贡献而获得的荣誉	公民法人	荣誉本身及其所含利益	维护主体的身份利益	不能继承、转让
著作人身权	作者自己所创作的作品	作者	作者的身份及其利益	维护主体的身份利益	不能继承、转让
资格权	享有利益的成员身份	集体经济组织成员	成员身份及其所含利益	维护主体的身份利益	不能继承、转让
身份权	身份关系和身份利益	民事主体	身份利益	维护该身份关系及利益必备权利	绝对权和支配权

4. 资格权是身份权。身份权中的身份包含两层含义。首先，身份是指身份关系，乃民事主体拥有的、以身份保障其享有特定权利而产生的社会关系；其次，身份是指随之而来的身份利益，乃民事主体因其特定的身份而享受的财产利益。资格权中的资格则是基于主体身份而享有的，无偿取得宅基地的权利，并具备一定的经济利益。资格权中的资格也包含两层含义。第一，宅基地取得必须基于集体经济组织成员的身份，且这种权益应当受到严格保护；第二，基于身份享有宅基地使用权而产生财产收益。因此，资格权中的资格完全是身份权中的身份的应有内涵。拥有宅基地资格权的成员所属的村集体就是一个社区，成员就是社会关系网的一个结点，占据着一定“空间”，并对其“领域”进行维护，属于身份权中外延的亲属法外身份关系。而且在此“空间”中，成员可以汲取“资源”，如可以向村集体组织申请无偿分配宅基地。因此，放活使用权而产生的利益和收益就是该权利的经济内容。综上所述，宅基地资格权是一种亲属法外身份权。

为进一步夯实本文观点，笔者从产生的基础、权利主体、权利客体、作用与形式等五个方面比较

宅基地资格权与基于亲属法外身份权的荣誉权^①、著作人身权等，如表3所示。从表3不难看出，身份权产生的基础是身份关系和身份利益，荣誉权、著作人身权和资格权三项权利产生的基础都是身份关系中的非亲属关系以及由此关系带来的财产利益。各权利主体都在人身权权利主体的范围内，客体都是身份产生的利益。各项权利都以利益为内容，达到维护身份的目的，不能随意继承和转让，由其专属享有。综上所述，宅基地资格权是亲属法外身份权的应有内涵，将资格权界定为身份权正当且合理。

四、“三权分置”条件下的权利关系与资格权实现路径

（一）宅基地所有权、资格权和使用权之间关系的新架构

基于“人-地”二分视角，资格权是区分“人”的一种规定，所有权和使用权是关于“地”（物）的归属和利用的规定。资格权属于人身权体系中的亲属法外身份权，不参与财产权所应具备权能的讨论。宅基地权利体系新架构如图1所示。

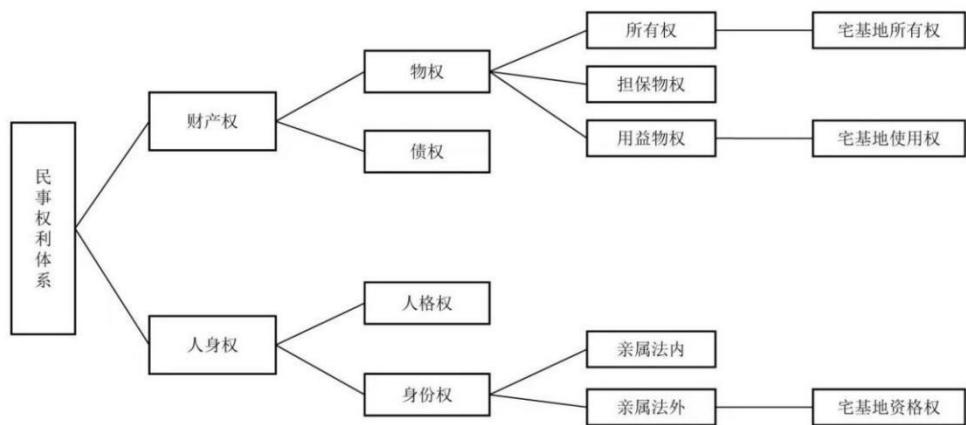


图1 民事权利体系中基于“人-地”二分的宅基地相关权利

（二）“三权分置”条件下的权利关系

首先，“两权分离”与“三权分置”背景下的宅基地使用权内涵有别。“两权分离”背景下，宅基地使用权具有社会福利和财产价值双重属性。该权利的取得必须以本集体经济组织成员为前提，权利的转移也仅限于本集体经济组织成员之间。这种资格的限制导致宅基地财产价值的表达受到抑制，

^①2020年5月28日颁布的《中华人民共和国民法典》（2021年1月开始实施）设置了独立人格权编，将荣誉权列为人格权的一种类型加以规定。笔者认为，荣誉权或许不宜属于人格权。首先，人格权是每一个民事主体“作为人的资格和维护人的尊严”所必须享有且受保障的权利，而荣誉权并不具备此普遍性。其次，荣誉权是指民事主体因自己的突出贡献或特殊劳动成果而获得的光荣称号或其他荣誉的权利。荣誉与资格都是身份的一种体现与象征。因此，本文仍将荣誉权放置身份权中考量。

其价值多呈现为隐性状态（见图2）。“三权分置”条件下，宅基地使用权是纯粹的用益物权，属于财产权。“两权分离”背景下，宅基地使用权不仅具有财产权属性，而且具有社会福利属性。“三权分置”下独立成权的农户资格权承担了权利（原宅基地使用权）的社会属性。换言之，“三权分置”条件下，宅基地使用权是解绑的、可放活的用益物权，是可以突破本集体经济组织成员范围进行交易的一种权利。此举有利于克服人为限定而造成的“薄市场”在宅基地使用权价格发现上的弊端。

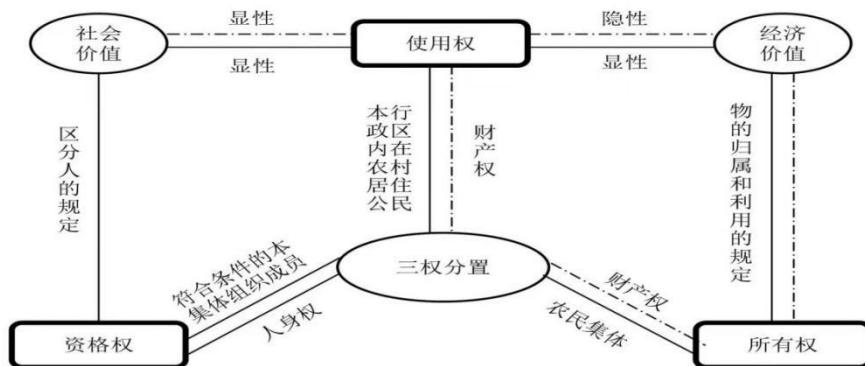


图2 “三权分置”与“两权分离”状态下的权利关系示意图

注：实线部分表示“三权分置”状态、虚线部分表示“两权分离”状态。

其次，“三权分置”条件下宅基地所有权与宅基地使用权是相互独立且规范的财产权关系。宅基地使用权属于用益物权，具备用益物权的权利特征。因而，可剖析用益物权和所有权的关系以厘清宅基地使用权与宅基地所有权的关系。一方面，用益物权不以所有权的存在为成立前提，也不随所有权的消灭而消灭，两权相互独立；另一方面，从权利结构来看，所有权和用益物权之间互有限制。相对于所有权的设定，用益物权对标的物可支配的权能范围和时间范围是受限制的。同时，用益物权一经设定，所有权人不得随意取消或变更用益物权人对所有权的义务。但这并不意味着，强调所有权或用益物权任何一方而要虚化或悬置另一方。从现代物权法逐渐呈现“从所有为中心到利用为中心”的发展趋势看，在保障所有权的前提下，实现用益物权效益最大化是必然要求。用益物权对所有权的限制表现为压缩所有权权能，即占有、使用和收益权能在一定条件下与所有权分离；处分权能尽管没有分离，但受到限制或者抑制。只有当用益物权期满后，所有权的权能才能再次恢复到圆满状态。

最后，农户资格权具有“实现即灭失”特征。如前所述，农户资格权是身份权，不是财产权。农户资格权是以“户”为单位的、遵循一户一宅原则的、与成员资格关联的权利，这种权利是无偿获得的、一次性享有的且不可随意剥夺的权利。换言之，农户的这种权利属于一次性的农村社区福利。作为本村集体经济组织的成员且符合法律规定或者村规民约限定条件的申请人，有权从本集体经济组织无偿获得限定面积的宅基地使用权，以保障自己的居住权。农户资格权的一次性农村社区福利性质决定了这种权利一旦实现就灭失，即一旦核准了宅基地使用权，农户就不能够再次从本集体经济组织享受第二次福利。

（三）多元化的农户资格权实现路径

宅基地“三权分置”的实质在于通过重组权利束实现扩权赋能。唯有先界定并落实资格权，才能放活宅基地使用权。虽然各试点地区围绕宅基地资格权的取得、登记制度等方面进行了完善，但各地的操作方案不尽相同。综观各试点地区改革的具体做法，作为亲属法外身份权的资格权可以有多种实现路径^①。批准并安排宅基地并不是唯一途径，还可鼓励通过资金补偿或者发行可转让有价券证等途径实现资格权。无论以何种方式实现宅基地资格权都是资格权居住保障功能实现的体现（见图3）^②。

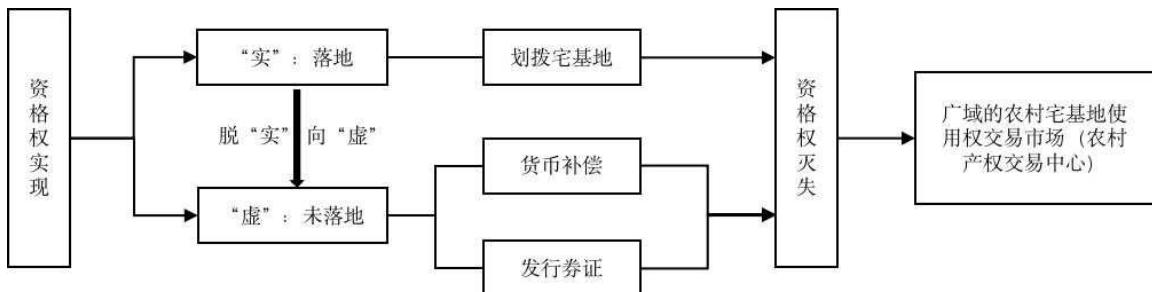


图3 多元化的农户资格权实现路径

1.核批土地，兑现资格权。按照规定核批宅基地是最常见的宅基地资格权实现方式，即经农村集体经济组织同意和有关政府部门批准，在本集体经济组织所有的土地上划拨限定面积的土地作为宅基地。这意味着农户的资格权得以实现并随即灭失，转为拥有宅基地使用权。在土地资源储备较为丰富、建设用地指标充裕、仍有预留的宅基地可用于分配的地区，此乃首选方案。即便在土地资源储备并不是特别丰富的地区，可以考虑采取住宅小区、集中统建、多户联建等方式，保障农村居民住有所居；也可以通过引导一户多宅者有偿退出多占宅基地和鼓励有意愿的农户有偿退出宅基地使用权等方式获得可分配的宅基地资源。

2.给予货币，补偿资格权。在土地用途管制和规划控制的前提下，随着农村人口增加，多数村庄的宅基地作为一种“资源”都会变得越来越紧张。事实上，很多地区已经出现无地可批，甚至直截不再批准宅基地的现象。这在本质上是对农户资格权的侵犯，至少是对资格权保护不利。资格权是一种社区福利，应当在无地可批的情形下给予权利人等值的福利补偿，以确保农户资格权的实现。资金补偿^③即以当地集体建设用地直接入市的交易价格，折算出每户宅基地及其附属设施的价值，赔偿给拥有宅基地资格权的农户。由于城镇化进程和农户内部分化加剧，大量农村人口将进入城镇生活，在城

^① 资格权的实现并非只有无偿取得宅基地（实体物）这一内涵，结合身份权以身份利益为客体（所谓利益也包括无形和抽象的精神产品，区别于财产权以物为客体）的特征，资格权实现也包含获得无形的、抽象的利益补偿或者权利转换的意思（童列春，2017）。

^② 伴随着城镇化进程的持续推进,未来宅基地资格权的实现路径会朝着脱“实”向“虚”的方向演化。

^⑨ 给予货币补偿的方式不同于各试点地区基于宅基地有偿退出的资金补偿（该补偿是对宅基地使用权的补偿），而是专门针对资格权未能“落地”而采取的特别“对待”。

镇或者农村集中居住区购房就成为必然。而资金补偿无疑是顺应大势、合乎农民需求且能够在更高层次上保障农民居住权利的重要方式。甚至在有条件的地区，政府可以出台配套政策鼓励农户进城落户，并给予一定购房优惠。

3.发行券证，搁置或转移资格权。从实践看，各地实施的货币补偿方式在本质上依然是行政定价。着眼于推进城乡统筹发展，应着力通过市场化机制建构新型工农城乡关系。发行可转让的有价（或期权）宅基地资格权券证，通过市场化手段对券证进行定价，达到搁置或者转移资格权之目的。此举不仅可以增强资格权的安全性，还有利于缓解农村土地非农业化的压力（高海，2019）。作为新增的宅基地“三权分置”改革试点县，江苏溧阳已经颁发溧阳市农村宅基地资格权证。该证不仅记载持证人员是否履行其资格权，且持证人员可依证进行现金置换、商品房置换、养老置换、社保置换等。凭证承载权利，通过流转以实现权利价值。重庆的“地票”、义乌的“集地券”等也都是包含宅基地资格权的券证形式，也都是交易工具。将农户所拥有的“虚置”资格权转化为一种“实物”形态的券证，可以以券证等候申请核准宅基地，或者在恰当的时间予以资金结算，或者通过交易实现其价值，亦或是投资建设项目分享长期收益。

五、结论与讨论

宅基地“三权分置”改革是符合中国乡村振兴战略要求的政策设计。此项政策的要义在于以市场化机制盘活宅基地资源，助力乡村建设。本文在“人-地”二分视角下重构宅基地权利体系，有利于拓展宅基地资格权实现路径，真正放活宅基地使用权，夯实“三权分置”的理论基础。农户宅基地资格权是“人”的权利，属于民法人身权中亲属法外身份权，与人的身份关联，与农村集体经济组织挂钩。宅基地资格权的新定位理顺了“三权”关系，通过重组权利束实现扩权赋能，即坚持宅基地所有权属于村集体经济组织原则，强化宅基地使用权的物权权能，两者是相互独立且规范的财产权关系。明确宅基地资格权承担原宅基地使用权的社会价值，具有“实现即灭失”的属性。资格权的实现既可以通過核批土地兑现资格权，也可以给予货币补偿资格权，还可以发行券证搁置或者转移资格权。随着城镇化的持续推进，未来宅基地资格权的实现路径会朝着脱“实”向“虚”的方向演化，即越来越多的农户倾向于选择“补偿”或“搁置”资格权，而不是选择“核批”土地。

当然，为保证宅基地改革向纵深推进，以下两项基础性工作需要予以重视。

第一，设立资格权实现保障基金，保障宅基地资格权的实现^①。宅基地制度改革所包含的内容，如有偿退出，存在门槛效应，克服此效应的关键在于有充足的资金作为保障。资金保障包含四种妥帖的路径：一是整合宅基地有偿取得、调剂、使用等费用，供村集体支配；二是整合涉农资金，也可弥补些许资金缺口；三是在省域层面积极发展城乡建设用地指标交易市场，提升指标的利用效率，这是最为妥帖的路径；四是在政府和村集体的合理规划和监管下，引入社会资本和金融机构参与。

第二，改进不动产产权登记工作，奠定宅基地资格权的运行基础。一直以来，中国农村宅基地在

^① 同实现路径中“给予货币，补偿资格权”同理，设立资格权实现保障基金也是为了保障各项资格权的顺畅实现。

权利安排、获得与分配等方面都具有一定的特殊性(刘守英, 2017),因而,正确确定和落实各项权、证内容,是农村各项改革的基石。实践中,未批先建、超占、一户多宅等问题亟待解决,但无地可批、明令不再批准宅基地的情况也屡见不鲜。一方面,严格推进农村不动产统一登记可以处理宅基地多占、超占等历史遗留问题,盘活的宅基地资源可以用于核批土地兑现资格权。另一方面,资格权是区分“人”的规定,且“实现即灭失”,政府部门不应该对资格权进行登记并发放证书,但为了维护资格权的严肃性并助推“三权分置”改革实践,建议由农业农村部门专门登记相关资格权人的资格权“凭证”。宅基地所有权和宅基地使用权是财产权,是关于“地”(物)的归属和利用的规定,仍继续按原规定执行不动产产权登记。从长期来看,此举有利于培育农村产权交易市场。

参考文献

- 1.车忠海, 2008: 《身份关系的法律研究——以民法中的身份关系与亲属法中的身份关系、身份权比较为视角》,《法制与社会》第19期,第60页、第62页。
- 2.陈斯喜, 2007: 《中国人身权的法律保护及其改革》, 北京:社会科学文献出版社, 第52-62页。
- 3.程秀建, 2018: 《宅基地资格权的权属定位与法律制度供给》, 《政治与法律》第8期, 第29-41页。
- 4.蔡立东, 2018: 《土地承包权、土地经营权的性质阐释》, 《交大法学》第4期, 第20-30页。
- 5.丁宇峰、付坚强, 2019: 《新中国土地政策演进视野下的宅基地“三权分置”制度选择》, 《经济问题》第11期, 第89-95页。
- 6.高海, 2019: 《宅基地“三权分置”的法实现》, 《法学家》第4期, 第132-144页、第195页。
- 7.管洪彦, 2021: 《宅基地“三权分置”的权利结构与立法表达》, 《政法论丛》第3期, 第149-160页。
- 8.韩松, 2011: 《农民集体所有权和集体成员权益的侵权责任法适用》, 《国家检察官学院学报》第2期, 第128-140页。
- 9.贾翱, 2018: 《宅基地资格权的“类所有权”属性及其制度构造》, 《行政与法》第12期, 第100-106页。
- 10.李凤章、赵杰, 2018: 《农户宅基地资格权的规范分析》, 《行政管理改革》第4期, 第39-44页。
- 11.刘守英, 2017: 《中国土地制度改革:上半程及下半程》, 《国际经济评论》第5期, 第29-56页、第4页。
- 12.李谦, 2021: 《宅基地资格权:内涵重塑、功能演绎与内容阐述》, 《中国土地科学》第1期, 第26-32页。
- 13.宋志红, 2021: 《宅基地资格权:内涵、实践探索与制度构建》, 《法学评论》第1期, 第78-93页。
- 14.童列春, 2017: 《身份权研究》, 北京:法律出版社, 第83页。
- 15.席志国, 2018: 《民法典编纂视域中宅基地“三权分置”探究》, 《行政管理改革》第4期, 第45-50页。
- 16.徐茹筠, 2016: 《人身权保护法律常识》, 北京:中国农业出版社, 第203-208页。
- 17.徐忠国、卓跃飞、吴次芳、李冠, 2018: 《农村宅基地三权分置的经济解释与法理演绎》, 《中国土地科学》第8期, 第16-22页。
- 18.杨立新, 2002: 《人身权法论》, 北京:人民法院出版社, 第93-101页。
- 19.杨晓, 2019: 《宅基地三权分置之下资格权的法律界定——以湖南省衡阳市为例》, 《法制博览》第16期, 第67-68页。

20. 岳永兵, 2018: 《宅基地“三权分置”：一个引入配给权的分析框架》, 《中国国土资源经济》第1期, 第34-38页。
21. 钟和曦, 2018: 《创设宅基地资格权亟待解决的三个问题》, 《浙江国土资源》第8期, 第9-11页。
22. 张力、王年, 2019: 《“三权分置”路径下农村宅基地资格权的制度表达》, 《农业经济问题》第4期, 第18-27页。

(作者单位: 南京农业大学公共管理学院)

(责任编辑: 光明)

On the Entitlement of Qualification for Acquiring Collectively-owned Rural Residential Land in China: An Analysis from the Perspective of “Human - Land” Decoupling

GUO Zhongxing WANG Yannan WANG Mingsheng

Abstract: Clearly defining the Entitlement of Qualification (EoQ) is a key to elucidate the reform on Collectively-owned Rural Residential Land (CORRL) in China, known as “separation of rights with three dimensions”. From a dichotomous perspective of “human - land” decoupling, this article analyzes the relationship among the ownership, the EoQ and the right of using the CORRL. The study focuses on explaining the connotation and legal positioning of the EoQ, as well as on exploring the realization paths and forecasting the evolution orientation of the EoQ. The results show that, firstly, the EoQ is a regulation for clarifying people, while the ownership and the right of using the CORRL are designed to regulate the affiliation and utilization of land. Within the civil legal system, the EoQ belongs to personal rights of status beyond family. Secondly, the essence of the “separation of rights with three dimensions” for the CORRL is designed for achieving right expansion through the reorganization of the right bundle. Thirdly, the key to release the right of using the CORRL is to define the EoQ clearly at first instance. Finally, there exist many ways to realize the EoQ, such as approving land, setting up fund for compensation, or issuing transferable securities. In addition, the study puts forward policy recommendations from two aspects of operation guarantee and operation basis, namely, establishing a guarantee fund for the realization of qualification rights to strengthen the operation guarantee of the EoQ, and improving the registration of real estate rights to lay the foundation for the operation of the EoQ.

Keywords: Collectively-owned Rural Residential Land; Entitlement of Qualification; Identity Right; Dichotomous Perspective of “Human – Land” Decoupling

《民法典》中两类土地经营权解释论^{*}

高 海

摘要：《民法典》中土地承包经营权上的土地经营权与基于所有权产生的以其他方式承包的土地经营权的性质均存在债权一元论、物债二分论、物权一元论等论争。本文综合运用文义、体系、目的等解释方法，对两类土地经营权的性质和担保依次进行再解读。土地承包经营权上土地经营权宜以五年为界物债二分，以其他方式承包的土地经营权宜以登记为界物债二分。但是，《民法典》第339条中分置次级用益物权的出租与入股宜分别缩限解读为转包与股份合作。流转期限五年以上土地经营权的物权设立及其抵押应采取登记对抗主义；流转期限五年以下土地经营权宜以再流转收益质押并采取登记对抗主义；已登记的以其他方式承包的土地经营权的物权设立及其抵押应采取登记生效主义，未登记的不能用于担保。允许承包方自设土地经营权融资担保，亦应允许集体自设以其他方式承包的土地经营权抵押。《民法典》中两类土地经营权的规定，推进了更具中国元素的物权理论与物权制度的创新发展。

关键词：民法典 三权分置 土地经营权 登记效力

中图分类号：D912.3 **文献标识码：**A

一、引言

为落实承包地“三权分置”，《中华人民共和国民法典》（以下简称《民法典》）用益物权分编中共有5个条款（第339条到第342条、第381条）6次提到土地经营权。这些土地经营权可以分为两类：一是土地承包经营权上分置的土地经营权；二是土地所有权上以其他方式承包的土地经营权。除用益物权分编第342条提及以其他方式承包的土地经营权抵押、第381条提及土地经营权抵押之外，担保物权分编未明确提及土地经营权担保。

《民法典》的颁布实施“意味着‘立法论’研究的谢幕或者式微、‘解释论’研究的强势登场”（张新宝，2020）。两类土地经营权的性质定位与担保适用本来就极具争议，《民法典》相对简单的规定使其存在较大解释空间。如谢鸿飞（2020）认为，《民法典》对土地经营权的性质语焉不详；崔建远（2020a）认为，“高于5年的是否为物权，确实有些拿捏不准”，“土地经营权有解释为物权或

^{*}本文是国家社会科学基金重大项目“深化农村集体产权制度改革的法治保障研究”（项目编号：20ZDA046）的阶段性成果。

债权的空间”^①。学界对《民法典》中土地承包经营权上分置的土地经营权与土地所有权上产生的以其他方式承包的土地经营权的性质，均存在债权一元论、物债二分论、物权一元论等论争。此外，以其他方式承包的土地经营权的物权设立是采取登记对抗主义还是登记生效主义、债权性质的土地经营权能否抵押或直接质押、土地承包经营权人能否自设土地经营权担保、土地经营权担保是采取登记对抗主义还是登记生效主义，对这些问题，专家学者们存在解释分歧，实务界也存在适用困惑。

《民法典》没有终结承包地“三权分置”改革中土地经营权的论争，甚至引发了解释适用中的新分歧。“实施《民法典》应该确立体系性思维，系统理解民法典体系中的基本规则”（孙宪忠，2020）。为此，本文首先梳理目前对两类土地经营权性质的四种解读以及影响性质定位之出租设立方式和登记效力等争议焦点，然后再解释《民法典》中两类土地经营权的性质定位与担保规则，推动更具中国元素的物权理论与物权制度的创新发展。

二、《民法典》中两类土地经营权的四种解读

《民法典》颁布后，学界解读两类土地经营权，形成了四种代表性观点。笔者依循从债权论向物权论逐渐强化的顺序，对四种观点进行梳理、比较和评析。

（一）两类土地经营权均为债权的一元论

第一种观点主张，两类土地经营权均为债权（如肖鹏，2021），登记后产生对抗力，按类似物权保护。吴昭军（2020）主张，“土地经营权的性质界定应坚持一元论，将农户流转产生的和以其他方式承包取得的土地经营权一体界定为债权”；“法律赋予其登记能力，以强化对抗效力”。袁野（2020）认为，2018年修正的《中华人民共和国农村土地承包法》（以下简称《农村土地承包法》）和《民法典》中的“土地经营权统一为债权属性”，“债权属性的土地经营权同样可以通过登记产生对世效力”。

第一种观点对土地承包经营权上以出租方式分置的土地经营权的性质定位有较强的解释力，也有助于实现《民法典》中两类土地经营权性质、登记效力以及出租法律效果^②的一致性。但是《民法典》颁布后，仍主张《民法典》中两类土地经营权都是债权的观点，未必妥当。理由如下：

首先，通过对《民法典》第376条到第379条、第381条的解读，第381条中可以设立地役权的土地经营权^③应是用益物权性土地经营权，将两类土地经营权均解释为债权会导致无法在土地经营权上设立地役权，进而使《民法典》第381条中抵押权实现时土地经营权与“地役权一并转让”成为没有用武之地的虚置规则。“地役权作为一种用益物权，是地役权人对他人物权所享有的一种权利”（黄薇，2020），而且《民法典》第376条到第379条也可以佐证地役权是设立在物权上的一项用益物权。

^①另从学者“不管定性为债权还是物权”的表达看，土地经营权亦有定性为债权或物权的空间（参见谢鸿飞，2020）。

^②崔建远（2020a）认为，“通过出租或转包方式流转而形成的土地经营权，被定性和定位为债权，理由更充分些”，“作为物权缺乏支撑”；陈小君（2019）指出，“债权流转产生的土地租赁权理论上称之为债权性土地经营权也未尝不可”。

^③《民法典》第381条规定：“土地经营权、建设用地使用权等抵押的，在实现抵押权时，地役权一并转让。”第381条规定是地役权从属性的表现之一，从属于土地经营权的地役权因土地经营权上抵押权实现而与土地经营权一并转让。

第一，《民法典》第376条“地役权人应当……尽量减少对供役地权利人物权的限制”的规定直观表明，地役权发生在地役权人与供役地权利人之间，而且地役权是在供役地权利人物权上设立并对物权进行限制。第二，《民法典》第377条中“地役权期限……不得超过土地承包经营权、建设用地使用权等用益物权的剩余期限”的规定表明，地役权是建立在物权上（除所有权外就是用益物权）。否则，如果地役权可以设立在债权上，《民法典》还应增设“地役权期限不得超过债权剩余期限”的规定；既然《民法典》没有规定“不得超过债权剩余期限”，就可以推定不能在债权上设立地役权。第三，从《民法典》第378条到379条中用益物权人享有或者负担土地所有权人已经享有或者负担的地役权、土地所有权人设立的地役权须经已经存在的用益物权人同意的规定看，用益物权人可以享有或者负担地役权，地役权也可以设立在用益物权上，排除了债权人直接作为需役地和供役地的权利人设定地役权的可能，即不能直接在债权性土地经营权上设立地役权。综上所述，第381条中的土地经营权应当属于第377条到第379条“等用益物权”名下的具体子权利，应当限于用益物权性质的土地经营权。

其次，《民法典》第341条已经规定了流转期限五年以上土地经营权^①的债权意思主义物权设立规则，仍主张该土地经营权为债权会造成第341条与《民法典》其他条款的债权意思主义物权变动效果不一致，破坏《民法典》内部一致表达的法律效果。《民法典》第341条与第374条地役权、第403条动产抵押权等公认的物权一样，采取了“合同生效时设立；未经登记，不得对抗善意第三人”的债权意思主义（经登记对抗善意第三人）物权变动模式。基于对债权意思主义（经登记对抗善意第三人）物权变动模式的体系解释，流转期限五年以上土地经营权于流转合同生效时设立为用益物权，只是登记后才具有对抗善意第三人的效力。登记对抗力既可以发生在债权上也可以发生在物权上，《民法典》物权编中权利自“合同生效时设立”的明确规定是判断是否产生物权登记对抗力的关键。《农村土地承包法》第41条没有包含债权意思主义物权设立模式的“自流转合同生效时设立”的规定，该条规定的流转期限五年以上土地经营权有解释为债权经登记产生对抗力（债权物权化）的空间。而《民法典》第341条在《农村土地承包法》第41条的基础上，增加能够体现债权意思主义物权设立模式的“自流转合同生效时设立”的规定，这表明《民法典》第341条更倾向于将流转期限五年以上土地经营权定性为用益物权。

（二）两类土地经营权均物债二分论

第二种观点主张，流转期限五年以上土地经营权与登记的以其他方式承包的土地经营权为物权，前者中登记是对抗要件，后者中登记是生效要件；而流转期限五年以下土地经营权与未登记的以其他方式承包的土地经营权为债权。如黄薇（2020）提出，“不宜简单规定土地经营权的性质，应当根据土地经营权流转期限长短的不同，作出不同的法律安排。因此，基于《民法典》第341条规定，土地经营权流转期限为5年以上的，当事人可以向登记机构申请土地经营权登记，取得物权效力”。“以招标、拍卖、公开协商等方式取得的土地经营权，承包方有的与发包人是债权关系，……而承包‘四荒地’，由于期限较长，投入又大，双方需要建立一种物权关系，以便更好地得到保护。因此，应当

^①本文中流转期限五年以上土地经营权与流转期限五年以下土地经营权均指土地承包经营权上分置的土地经营权。

依法登记取得权属证书”（黄薇，2020）。王利明等（2017）认为，《中华人民共和国物权法》（以下简称《物权法》）中，“通过其他方式承包取得的权利，原则上为合同债权，经依法登记后具有一定的物权性质”。那么，在《物权法》中以其他方式承包的土地承包经营权仅仅被《民法典》更名为以其他方式承包的土地经营权的情况下，以其他方式承包的土地经营权亦应“原则上为合同债权，经依法登记后具有一定的物权性质”。第二种观点将土地承包经营权上的土地经营权以五年为界区分为债权和物权^①，将以其他方式承包的土地经营权基于登记区分为债权和物权。

第二种观点将流转期限五年以上土地经营权视为物权，最有力的根据是：《民法典》第341条与第374条地役权、第403条动产抵押权等公认的物权一样，采取了债权意思主义（经登记对抗善意第三人）物权设立模式。既然《民法典》物权编没有规定五年以下土地经营权自流转合同生效时设立，那么可以推定流转期限五年以下土地经营权未采取债权意思主义（经登记对抗善意第三人）物权设立模式，不具有用益物权性质；尽管流转期限五年以下土地经营权也应当自合同生效时设立，但是只能理解为设立的是债权。在出租方式亦可使土地承包经营权上分置物权性土地经营权的情况下，以土地经营权是否超过五年将土地经营权区分为物权和债权，为土地承包经营权上分置债权性土地经营权预留了空间。

第二种观点以登记与否区分以其他方式承包的土地经营权的性质，有如下合理性：第一，以登记决定以其他方式承包的土地经营权的物权性质，是《民法典》第342条要求经登记才能抵押的合理解释，因为未经登记便不具有用益物权性质，当然不能用于抵押。《民法典》之所以没有要求流转期限五年以上土地经营权经登记才能抵押，原因在于立法者已经将五年以上土地经营权视为物权。第二，《民法典》第342条规定以其他方式承包的土地经营权登记后才能通过出租、入股、抵押等方式进行支配，说明以其他方式承包的土地经营权登记后才能彰显并契合物权的支配性。由此，以登记为界，将以其他方式承包的土地经营权的性质物债二分，更符合第342条的文义表达。但是，并不能仅仅从该条直接得出以其他方式承包的土地经营权出租、入股、抵押的，不登记不发生法律效力，因为第342条要求的登记只是以其他方式承包的土地经营权流转的前置条件。第三，《民法典》第342条规定的以其他方式承包的土地经营权被解读为经登记才具有用益物权性质，能够与更名前的以其他方式承包的土地承包经营权的用益物权性质保持一致，避免因名称改变而更改权利性质。在家庭承包的土地承包经营权因《物权法》禁止耕地抵押而不能用于抵押的情况下，《物权法》第165条中的土地承包经营权抵押应当是指《物权法》第133条已登记的以其他方式承包的土地承包经营权抵押；而且，在《物权法》第160条、第161条、第163条将地役权设立客体限于物权的前提下，《物权法》第165条中的土地承包经营权只能是用益物权性质的以其他方式承包的土地承包经营权。因此，以其他方式承包的土地经营权经登记具有用益物权性质。

但是，第二种观点也有可商榷之处，会导致《民法典》中出租、入股的法律效果不一致，主要体现如下：

^①但是也有学者主张“不可以”以五年为界区分为债权和物权（参见屈茂辉，2020）。

首先，第二种观点使《民法典》第339条能产生五年以上土地经营权的出租具有创设次级用益物权的效果，与《民法典》第342条及其他6个条款中出租产生租赁债权效果不一致。第一，家庭承包地“三权分置”的初衷是，家庭承包的土地承包经营权承载社会保障功能，使承包户放活土地经营权时保留土地承包经营权；但是以其他方式承包的土地经营权无社会保障功能，可以自由流转，显然没有必要通过创设次级用益物权使权利体系复杂化。因此，第342条中经登记的以其他方式承包的土地经营权出租后不宜再分置次级用益物权，第342条中的出租仅产生债权效果；物权编内部两类土地经营权条款（第339条与第342条）的出租，具有物债不同的法律效果。同理，第339条能在土地承包经营权上分置次级用益物权性土地经营权的入股（兼有出租属性）与第342条一般不宜在以其他方式承包的土地经营权上分置次级用益物权的入股（类似于转让），也会产生不同的法律效果。第二，其他6个条款包含物权编第275条第1款、第369条、第405条，合同编第638条第2款、第945条第2款以及人格权编第1019条第2款。这6个条款中的出租不能产生物权效果，否则，第638条第2款中的出租将导致试用买卖的动产上产生用益物权，这与《民法典》“物权法定原则下无动产上设立的用益物权”（崔建远，2020a）相矛盾。第945条第2款中的出租将导致建筑物专有部分上因出租而设立居住权，这与该条将出租与设立居住权并列表达的逻辑不符，导致重复规定。因此，《民法典》第339条中产生物权效果的出租不同于《民法典》第342条与其他6个条款中产生债权效果的出租。

其次，第339条中出租与合同编租赁合同章出租人中出租的法律效果也不一致。《民法典》合同编租赁合同章有32处出租人的表达，融资租赁合同章有43次出租人的表达。虽然作为租赁合同（或融资租赁合同）中出租人行为的出租不同于租赁合同，但是作为出租人的土地承包经营权人出租土地经营权后，也需与承租人（土地经营权人）签订租赁合同，就此而言，土地承包经营权人与土地经营权人签订的租赁合同对应于合同编的租赁合同，土地承包经营权人对应着合同编租赁合同章的出租人，按照体系解释，土地承包经营权人的出租与合同编出租人的出租应具有相同的法律效果。这一点从《民法典》第405条“抵押权设立前，抵押财产已经出租并转移占有的，原租赁关系不受该抵押权的影响”中出租与租赁关系的表达，亦可得到证实。但是，《民法典》第339条与第341条却倾向于土地承包经营权人出租产生五年以上物权性土地经营权，这明显与合同编出租人的出租产生租赁债权效果不同。

最后，流转期限五年以上土地经营权在无社会保障功能且已经被放活的情形下，再以出租、入股方式流转^①，不宜在其上再产生下级用益物权，宜回归与《民法典》第342条中出租、入股同样的解释。但是，这样又导致第339条中能够产生五年以上用益物权性土地经营权的出租、入股与流转期限五年以上土地经营权再流转的出租、入股之间的法律效果不一致。

（三）两类土地经营权分别为物债二分与物权一元论

第三种观点主张，流转期限五年以上土地经营权与所有以其他方式承包的土地经营权均为物权，两类土地经营权的登记均为对抗要件；而流转期限五年以下土地经营权为债权。如房绍坤（2020）认

^①有专家认为，土地承包经营权上的土地经营权再流转可以采取《农村土地承包法》第36条规定的出租、入股或其他方式（参见黄薇，2019）。

为，“流转期限五年以上的土地经营权具有用益物权属性，而流转期限不满五年的土地经营权则仅具有债权属性”；“‘四荒地’土地经营权无论是否登记，都不影响其物权的属性，……未登记，不具有对抗善意第三人的效力”^①。

第三种观点与第二种观点同样主张以五年为界对土地承包经营权上土地经营权物债二分，因此第二种观点因物债二分引发的《民法典》中出租、入股的法律效果不一致的问题，同样也是第三种观点存在的问题。此外，第三种观点中以其他方式承包的土地经营权的物权一元论面临的问题有：

首先，将未登记的以其他方式承包的土地经营权也视为物权，因其没有自“合同生效时设立”的债权意思主义物权设立的明确表达而缺乏法律根据。若将以其他方式承包的土地经营权解读为物权一元论，需有法律明确规定该权利自“合同生效时设立”。在《民法典》无明确规定的情况下，《农村土地承包法》第49条中“以其他方式承包农村土地的，应当签订承包合同，承包方取得土地经营权”的规定，是否可以视为《民法典》第209条第1款中不采取登记生效主义所需的“法律另有规定”，并以其作为以其他方式承包的土地经营权自合同生效时具有用益物权效力的根据？这一观点较为存疑，理由有三：一是《农村土地承包法》第49条的表达，不仅不同于《农村土地承包法》第23条“承包方自承包合同生效时取得土地承包经营权”以及第47条第2款“担保物权自融资担保合同生效时设立……”的规定，而且不同于《民法典》第333条第1款土地承包经营权、第341条流转期限五年以上土地经营权、第374条地役权、第403条动产抵押权等物权自“合同生效时设立”的一致表达。尤其就已被普遍承认采取债权意思主义物权设立模式的土地承包经营权而言，《农村土地承包法》采用了与《民法典》中“合同生效时设立”极为类似的“合同生效时取得”的表达；就已采取债权意思主义（经登记对抗善意第三人）物权设立模式的土地承包经营权上土地经营权担保物权而言，《农村土地承包法》采用了与《民法典》一致的“合同生效时设立”的表达。二是《农村土地承包法》第49条的规定亦可与产生债权性质的以其他方式承包的土地经营权的表达一致，签订承包合同后承包方也可以取得债权性质的以其他方式承包的土地经营权。由此可见，即使《农村土地承包法》第49条有权利自“合同生效时设立”或“合同生效时取得”的规定，能否被援引为以其他方式承包的土地经营权采取了债权意思主义物权设立模式，也不无疑问。三是在《农村土地承包法》第41条没有“流转合同生效时设立”的类似规定的情况下，流转期限五年以上土地经营权尚不能根据《农村土地承包法》第40条规定的“应当签订书面流转合同”，确定依流转合同取得的土地经营权是用益物权（有解读为债权登记对抗效力^②的空间），那么《农村土地承包法》第49条规定的“应当签订承包合同”也不能作为以其他方式承包的土地经营权自合同生效时具有用益物权效力的根据。

其次，将“未登记的以其他方式承包的土地经营权”定性为物权，因其未纳入《民法典》物权编而依据不足。李国强（2020）将流转期限五年以上土地经营权纳入《民法典》物权编作为其应为物权

^①另有学者持有类似观点（参见陈耀东、高一丹，2020；宋志红，2020b）。

^②有学者解释《农村土地承包法》第41条流转期限五年以上土地经营权时，指出“经由登记，债权性质的土地经营权取得类似物权的效力”（如高圣平等，2019）。

的理由，基于同样的思路，在《民法典》第 342 条规定以其他方式承包的土地经营权经登记才能流转，而《民法典》物权编无《农村土地承包法》第 49 条的类似规定，也没有明确规定“未登记的以其他方式承包的土地经营权”的情况下，应当因“未登记的以其他方式承包的土地经营权”未纳入《民法典》物权编而理解为未规定其为物权。这种理解与以其他方式承包的土地经营权因为未登记而不能流转、不具有物权支配性也是相适宜的。

最后，区分以其他方式承包的土地经营权与租赁取得的土地权利，并分别定位为物权和债权，未必妥当。持第三种观点的学者还主张，“‘四荒地’土地经营权仅指以招标、拍卖、公开协商等方式取得土地经营权，不包括以出租方式取得的权利，该权利应为租赁权”（房绍坤，2020）^①。从公开操作和竞价机制角度看，招标、拍卖、公开协商等其他方式主要是为了保障承包人公平地获取土地经营权和集体最大化取得农用地收益，未必直接决定以其他方式承包的土地经营权的性质。而且，同样基于上述两项目的，集体与“四荒地”承租人订立租赁合同，也应当公开协商。由此，集体与“四荒地”土地经营权人无论是签订承包合同还是租赁合同，都可以通过以其他方式承包中的公开协商方式达成一致；而且，除合同名称在形式上不同外，两类合同的协商机制（均应公开）与实质内容（均意思自治）在相当程度上是重合或难以区分的，即使区分也无实际意义——有裁判文书直接将租赁视为以其他方式承包^②。显然，在允许公开协商创设土地经营权的前提下，与公开协商形成的承包合同有类似效果的租赁合同难以有独立适用空间。在此情形下，将以其他方式承包的土地经营权均视为物权，会否限制土地所有权人在集体土地上创设债权性土地经营权的空间，不无疑问。

（四）两类土地经营权均为物权的一元论

第四种观点主张，两类土地经营权均为物权，其设立中的登记均为对抗要件，而以其他方式承包的土地经营权再流转中的登记则为生效要件。如李国强（2020）提出：“土地经营权流转期限不足五年的不能登记并不是说此时土地经营权就是债权，与五年以上的土地经营权未经登记一样，只是不能对抗善意第三人而已”；“以其他方式承包的土地经营权设立不需要登记，仅签订承包合同即可发生物权效力，但再流转土地经营权的登记依据《民法典》第 342 条‘经依法登记取得权属证书’的流转前置条件，应解释为再流转土地经营权需遵循登记生效要件规则”^③。

第四种观点实现了两类土地经营权性质（不论期限长短、登记与否均为用益物权^④）、设立中登记效力（均为登记对抗主义）的一致性。而且，第四种观点为解释土地承包经营权上出租分置的土地经营权为用益物权，提出作为“土地经营权主要设立方式的‘出租’并不是《民法典》合同编规定的‘租赁合同’”（李国强，2020）。这种阐释进一步揭示了第 339 条出租的法律效果相对于合同编租

^①另有学者主张以其他方式承包的土地经营权可以通过出租方式设立（参见高圣平，2021；吴昭军，2021）。

^②参见内蒙古自治区赤峰市中级人民法院（2014）赤民一终字第 1044 号民事判决书；北京市第三中级人民法院（2018）京 03 民终 2062 号民事判决书；河北省承德市中级人民法院（2019）冀 08 民终 275 号民事判决书。

^③但是也有学者主张，以其他方式承包的土地经营权的设立和再流转，均应适用登记对抗主义规则（参见郭志京，2020）。

^④也有学者主张土地经营权无需区分不同种类、期限，一概界定为物权（参见谢鸿飞，2021）。

赁合同章出租人出租法律效果的不同，而且也与第341条债权意思主义物权设立模式、出租产生的五年以上土地经营权为用益物权的立法倾向相契合。

第四种观点包含第二种观点和第三种观点中流转期限五年以上土地经营权为物权的观点，与第三种观点中以其他方式承包的土地经营权为物权的一元论一致。因此，第四种观点同样存在第二种观点中将流转期限五年以上土地经营权定性为物权引发的《民法典》中出租、入股的法律效果不一致的问题，以及第三种观点中将所有以其他方式承包的土地经营权都定性为物权引发的疑惑。此外，第四种观点还面临下列问题：

第一，将流转期限五年以下土地经营权解读为采取登记对抗主义的用益物权，缺乏明确的法律依据。其理由是：《民法典》第341条规定的债权意思主义物权设立规则，仅适用于流转期限五年以上土地经营权，流转期限五年以下土地经营权缺乏《民法典》第209条第1款中不动产权设立不采取登记生效主义所需的“法律另有规定”。如果土地承包经营权上土地经营权不论期限长短（流转期限五年以下与流转期限五年以上一样），均为采取登记对抗主义的用益物权，那么《民法典》第341条中“流转期限为五年以上”的限定语就累赘多余，第341条应改为“土地承包经营权上的土地经营权，自流转合同生效时设立……”。

第二，将土地承包经营权上出租分置的土地经营权，不论出租期限长短，均解读为用益物权，会不会限制土地承包经营权人创设债权性土地利用权？在第四种观点中，土地承包经营权上分置物权性土地经营权的出租已经被视为《民法典》租赁合同中出租的另类，那么土地承包经营权人还能否按照《民法典》租赁合同（或其中的出租）创设债权性土地租赁权？如果可以，实践中如何区分两类出租及其产生的法律效果？

三、《民法典》中两类土地经营权性质的再解释

（一）再解释时法律解释方法的运用规则

面对学界对《民法典》中两类土地经营权性质四种解读的分歧，本文运用文义解释、体系解释、目的解释进行再解释。尽管上述四种解读都运用了一定的解释方法，但是鉴于不同的法律解释方法都存在一定局限性，需要综合、依序、合理运用不同的法律解释方法对两类土地经营权性质进行再解释。

“仅以文义解释，往往难于确定法律条文之真正意义”；仅以体系解释，会“过分拘泥于形式而忽视法律之实质目的”；仅以目的解释，“在社会急剧变动时期，则可能发生旧有法律之目的与社会目的的不一致，不能切合社会发展的需要”（梁慧星，1993）。为此，陈金钊（2020）指出，“文义解释解决不了，可寻求体系解释、目的解释解决”；“法治奉行法律至上，解释方法上秉持文义解释优先的原则。这是维护法律权威性、安全性之必须”。“除了文义解释的基本方法之外，重要的是体系解释”（张新宝，2020）。此外，《民法典》近期根据“既保障农户不丧失土地承包经营权又能放活土地经营权进而促进农业适度规模经营”的社会目的确定两类土地经营权规则，当下进行目的解释，无需担心“可能发生旧有法律之目的与社会目的的不一致”。

因此，在梳理、比较和评析学界四种解读的基础上，笔者认为，对《民法典》中两类土地经营权

再解释时应以文义解释为基石，依次以体系解释和目的解释进行补充或验证。具体而言，体系解释和目的解释不能超出文义解释的解释范围；经文义解释仍有多种结果时可以用体系解释进行补充解释，或用体系解释验证文义解释；经体系解释还有多种结果时可以用目的解释进行补充解释，或用目的解释验证体系解释（梁慧星，1993）。其中，“体系思维、体系解释不仅是普遍联系的思维，还包括对要素间的逻辑关系的探寻”（陈金钊，2020）。体系解释有助于“以法律条文在法律体系上关联探求其规范意义”，并“维护法律体系及概念用语之统一性”（梁慧星，1993）。因此，既应注重两类土地经营权之间、《民法典》物权编与合同编之间、《民法典》与《农村土地承包法》之间等宏观问题的体系解释，又要加强土地经营权的性质与流转方式、流转期限、登记效力、担保方式、担保范围、担保登记等微观问题的体系解读，以便尽量保持《民法典》内外部体系协调。

（二）两类土地经营权均物债二分的再阐释

流转期限五年以上土地经营权，经文义解释和体系解释，已被解读为两种不同性质：基于《民法典》第339条与其他条款中出租之法律效果的一致性，第一种观点将其解读为债权；基于《民法典》第341条、第374条和第403条中权利自“合同生效时设立”法律效果的一致性，后三种观点将其解读为用益物权。面对体系解释结果的不同，再经目的解释后，流转期限五年以上土地经营权宜解读为用益物权，其理由是：首先，流转期限五年以上土地经营权被纳入《民法典》物权编以及《民法典》第341条采用债权意思主义物权设立模式，均表明立法目的更倾向于将流转期限五年以上土地经营权定性为用益物权；其次，基于前述地役权客体应为物权的解读，将流转期限五年以上土地经营权定性为用益物权，能满足其权利人直接享有或为他人设定地役权的现实需求；最后，基于后文权利抵押客体应为物权的阐释，将流转期限五年以上土地经营权定性为用益物权，更便于其权利人以抵押方式融资。将流转期限五年以上土地经营权解读为用益物权，既符合文义解释、体系解释，又符合目的解释。

《民法典》第341条等条款未明确提及流转期限五年以下土地经营权，基于第339条文义解释难以断定其性质；经体系解释，更宜将流转期限五年以下土地经营权定性为债权。理由是：《民法典》第341条中“合同生效时设立”等规定，已有将流转期限五年以上土地经营权定性为用益物权的倾向，并明确采取登记对抗主义。若将流转期限五年以下土地经营权定性为用益物权，因缺乏《民法典》第209条第1款中不采取登记生效主义所需的“法律另有规定”，该用益物权只能适用登记生效主义，但是这不符合登记公示的正常体系逻辑。正常体系逻辑是：要么不论期限长短均采取登记对抗主义或登记生效主义，要么期限长的土地经营权采取登记生效主义，期限短的土地经营权采取登记对抗主义。此外，流转期限五年以下土地经营权因未被明确纳入《民法典》物权编，又缺少与流转期限五年以上土地经营权一样的债权意思主义物权设立规则的规定，经目的解释，也可以验证立法机关应无意将其定性为用益物权。

以其他方式承包的土地经营权，经文义解释和体系解释，应以登记为界物债二分。《民法典》第342条规定表明，以其他方式承包的土地经营权经登记才可以以抵押等方式流转，才具有物权支配性，这不仅与《民法典》第209条第1款不动产物权设立经依法登记才发生效力是一致的，而且与后文权利抵押客体应为物权的阐释一致。《民法典》没有未登记的以其他方式承包的土地经营权的明确规定，

将其解读为用益物权不符合文义解释；《农村土地承包法》也没有以其他方式承包的土地经营权采取债权意思主义物权设立的明确规定，故将未登记的以其他方式承包的土地经营权定性为用益物权也无法获得体系解释和目的解释的验证。

因此，土地承包经营权上土地经营权以五年为界物债二分、以其他方式承包的土地经营权以登记为界物债二分的第二种观点优于其他三种观点。而且第二种观点的共识更多、冲突最少。共识更多体现在：第二种观点主张土地经营权具有物权性质，都是第三种、第四种观点包含的；第二种观点主张两类土地经营权均物债二分，第一种观点主张根据登记与否决定两类土地经营权有无对抗力或类似物权效力，就两类土地经营权均效力二分而言，第二种观点与第一种观点较为接近。冲突最少原因在于：一是如前文所述，第二种观点与第三种、第四种观点一样，都无法消除《民法典》第339条中能分置次级用益物权性土地经营权的出租、入股与其他条款中出租、入股法律效果的不一致问题，这也是第二种观点仅剩的体系冲突。二是第二种观点避免了前述第一种观点因其主张两类土地经营权均为债权而与债权意思主义物权设立条款（第341条）、地役权条款（第381条）的直接冲突，也能避免前述第三种、第四种观点因其主张以其他方式承包的土地经营权均为用益物权并采取登记对抗主义，而与《民法典》第209条第1款要求不动产物权设立采取登记生效主义^①的冲突，而且还能避免第四种观点因其主张流转期限五年以下土地经营权为用益物权并采取登记对抗主义，而与《民法典》第209条第1款要求不动产物权设立采取登记生效主义的冲突。

此外，第二种观点还便于土地承包经营权人和集体土地所有权人创设债权性土地利用权利，保障两类土地经营权均有物债二分利用方式的选择权。两类土地经营权物债二分标准不一致主要是因为土地承包经营权的设立采取了债权意思主义例外规定，流转期限五年以上土地经营权的设立又延续了土地承包经营权的例外规定（或与其协调一致），而以其他方式承包的土地经营权遵循了不动产物权登记生效的一般规则。

（三）出租与入股法律效果不一致的解释方案

前文已提及，《民法典》第339条中能分置次级用益物权性土地经营权的出租、入股与其他条款中出租、入股的法律效果不一致，是第二种观点仅剩的体系冲突。“同一法律或不同法律使用同一概念时，原则上应作同一解释；作不同解释时，须有特别理由”（梁慧星，1995）。前文关于流转期限五年以上土地经营权应为次级用益物权的阐释，正是对《民法典》第339条中能分置次级用益物权性土地经营权的出租、入股作另类解释的特别理由。从有助于同一概念法律效果一致化的角度看，应区分土地承包经营权上物权性土地经营权与债权性土地经营权的设立方式，不再共用出租、入股等方式，将债权性土地经营权的设立方式限于出租或出租性流转^②（将出租或出租性流转排除在次级用益物权

^①因缺少《民法典》第209条第1款中不采取登记生效主义所需的“法律另有规定”，所以应采取登记生效主义。

^②土地承包经营权人以土地经营权入股合作社获取“固定收入+浮动分红”的实践，已经使该类入股兼具出租的属性——基于出租属性获取固定收入。这也是入股可以与出租一样产生“三权分置”的原因。

性土地经营权分置方式之外），并用专门术语解读或替代分置次级用益物权性土地经营权的出租、入股^①。

首先，可以基于《农村土地承包法》第36条中“出租（转包）”的表达，将《民法典》第339条中分置流转期限五年以上土地经营权的出租解释为转包，即重新启用《民法典》物权编中未使用的转包替代土地承包经营权上分置物权性土地经营权的出租，而将第339条中剩余的流转期限五年以下的出租解读为土地承包经营权上产生债权性土地经营权。这种做法可以实现《农村土地承包法》第36条中“出租（转包）”的类型化细分（因类型化对第36条中出租与转包分别缩限解释）：出租适用于流转期限五年以下土地经营权并产生债权性土地经营权，转包适用于流转期限五年以上土地经营权并分置次级用益物权性土地经营权。在《农村土地承包法》不再严格区分出租与转包的情况下，这一做法实际上是重新为出租和转包确定了不同以往的区分标准和适用范围：以往的区分标准是承租人可以是非本集体成员，受包人限于本集体成员；而如此处理后，出租适用于产生债权性土地经营权，转包适用于分置次级用益物权性土地经营权。同时，可以将转包分置次级用益物权性土地经营权的期限解读为不受《民法典》第705条租赁期限不超过二十年的限制，以满足将土地承包经营权上超过二十年剩余期限的土地经营权转包分置物权性土地经营权的需要。将分置物权性土地经营权的出租解读为转包并突破二十年限制，既有助于由转包替代《民法典》第339条中流转期限五年以上的出租分置次级用益物权性土地经营权，又有助于缓和与第705条二十年租赁期限的冲突，并为未来完善《民法典》第339条中出租的表达指明方向——直接将第339条中的出租改为转包。而且，这样还可以将出租产生的债权性土地经营权解读为土地租赁权，以便尽量避免土地承包经营权上分置的土地经营权既有物权又有债权的现象。

其次，可以基于《农村土地承包法》第50条中股份合作的表达，将《民法典》第339条中能够在土地承包经营权上分置次级用益物权性土地经营权的入股解释为股份合作。如此解读的正当性在于：第339条分置次级用益物权性土地经营权的入股与《农村土地承包法》第50条中的股份合作均有派生用益物权的法律效果，前者使土地经营权人取得土地承包经营权上分置的次级用益物权，后者可以使股份合作经营主体取得集体土地所有权上派生的用益物权——相当于以其他方式承包的土地经营权。如此解读后，股份合作可以替代《民法典》第339条中的入股分置次级用益物权性土地经营权，缓和《民法典》第339条和第342条入股法律效果的不一致，并为未来《民法典》第339条中入股表达的完善指明方向——直接将第339条中的入股改为股份合作。

综上所述，第二种观点，尤其是用转包和股份合作分别替代《民法典》第339条中能够分置次级用益物权性土地经营权的出租和入股之后的第二种观点，是最优的解释方案。为此，下文将在两类土地经营权均物债二分的第二种观点的基础上，对两类土地经营权担保展开解释。

^①有学者提出，“引入‘分置’指称承包农户设立物权性土地经营权的行为”（宋志红，2020a）；有学者主张以出让方式创设物权性土地经营权（参见房绍坤，2019）。

四、《民法典》中两类土地经营权担保的再解读

两类土地经营权的担保与其法律性质相互关联，因此两类土地经营权担保的再解读需以两类土地经营权性质之再阐释为基础，反过来又可以佐证两类土地经营权性质的再阐释。对《民法典》中两类土地经营权担保进行再解读，仍应按照前述文义解释、体系解释、目的解释的运用规则进行综合解读。

（一）债权性土地经营权能否抵押

债权性土地经营权能否抵押，直接关系着两类土地经营权的担保方式。《农村土地承包法》以融资担保的表达回避了土地经营权性质的明确规定，《民法典》除第342条和第381条中土地经营权抵押的表达外，再无土地承包经营权上土地经营权担保方式的明确规定。学界对土地经营权的担保方式则有不同观点：既有学者主张无论土地经营权为债权还是物权均能抵押（如单平基，2020；高圣平，2021），也有学者主张只有物权性土地经营权才能抵押，债权性土地经营权宜质押（如陈小君，2019；宋志红，2020a；崔建远，2020b）。本文认为，应以物权性土地经营权抵押，以债权性土地经营权流转收益质押。根据土地经营权性质选择担保方式，符合《民法典》内部条款与内外部条款的体系解释。理由如下：

第一，《民法典》第342条已经明确规定只有登记的以其他方式承包的土地经营权才能够抵押。前文已阐释，登记的以其他方式承包的土地经营权为用益物权，未登记的为债权。第342条基于以其他方式承包的土地经营权是否为用益物权决定其能否抵押，构成根据土地经营权性质选择担保方式的第一个实定法依据。这样的解读，与前文对《民法典》第381条中土地经营权抵押之土地经营权为用益物权的分析也正好吻合。当然，第381条中土地经营权不限于已登记的以其他方式承包的土地经营权，还应包括流转期限五年以上的土地经营权。

第二，《民法典》第342条和第381条用益物权性土地经营权抵押与第440条债权质押的类型化，构成根据土地经营权性质选择担保方式的第二个实定法依据。在法律未明确允许债权性土地经营权抵押的情形下，《民法典》第440条“现有的以及将有的应收账款”可以出质的规定，明确了现有和将有的债权质押。而且，公路、桥梁等不动产的收费权“实质上是一种预期债权，可以纳入应收账款。物权法采纳了这一意见”（黄薇，2020）。在《民法典》物权编第440条增加“将有的应收账款”的表述后，更应采纳“预期债权可以纳入应收账款”的观点。这就为债权性土地经营权担保指明了质押方向：可以以权利期限内可预期取得的流转收益（相当于将有的应收账款）质押。

第三，物权性土地经营权可以抵押而债权性土地经营权不宜抵押的体系解释，可以得到《农村土地承包法》第47条的支持。正是因为《农村土地承包法》未明确土地承包经营权上土地经营权的性质，第47条才采取了兼顾物权性土地经营权抵押和债权性土地经营权质押的“融资担保”的表达（黄薇，2019）；否则，如果债权性土地经营权也可以抵押，第47条就应当直接将“融资担保”改为抵押。因此，《农村土地承包法》第47条构成根据土地经营权性质选择担保方式的第三个实定法依据。

第四，《民法典》第395条第1款第（七）项中“……法律、行政法规未禁止抵押的其他财产”可以抵押的规定，不宜作为债权性土地经营权可以抵押的依据。相反，在《民法典》第342条以其他

方式承包的土地经营权登记（因登记具有物权效力）才可以抵押、未登记（只有债权效力）不能抵押的情况下，可以将第342条视为禁止了债权性土地经营权抵押。据此，也可以推定流转期限五年以下土地经营权因其债权定性而不能抵押。

第五，《民法典》第418条“以集体所有土地的使用权依法抵押的……”规定中的“土地的使用权”，也不宜解读为包括债权性土地经营权。第418条中“依法抵押”意味着债权性土地经营权能否抵押要“依法”确定，而且应当是本条规定之外的法，如《民法典》中要求已登记的以其他方式承包的土地经营权可以抵押的第342条或用益物权性土地经营权才能抵押的第381条。

综上所述，根据土地经营权性质选择担保方式，既能遵守《农村土地承包法》第47条和《民法典》第342条规定的本文义，又能实现《民法典》第342条与第381条、第395条、第440条之间以及《民法典》上述条款与《农村土地承包法》第47条之间的逻辑自洽。否则，肯定债权性土地经营权抵押，会超出第342条只允许已登记的以其他方式承包的土地经营权抵押的基本义，也会使第381条土地经营权抵押和设立地役权之土地经营权的性质滋生歧义，进而造成与《民法典》第376条到第379条将地役权客体限于物权的冲突。

（二）承包方和集体能否自设土地经营权抵押

1. 承包方能否自设土地经营权抵押

《民法典》未再复述《农村土地承包法》第47条第1款承包方可以在土地承包经营权上自设土地经营权融资担保的表达。但是，有专家将第339条中的“其他方式”解读为包括了承包方在土地承包经营权上自设土地经营权抵押（如黄薇，2020；崔建远，2020a）；也有学者主张承包农户借以融资担保的是土地承包经营权，而非土地经营权（如高圣平，2020；单平基，2020），即认为无需承包方自设土地经营权抵押。在《农村土地承包法》第47条已经允许承包方在土地承包经营权上自设土地经营权融资担保的前提下，将《民法典》第339条中的“其他方式”解读为包括融资担保，能有效衔接《农村土地承包法》第47条，符合体系解释。

《民法典》第339条“依法采取出租、入股或者其他方式向他流转土地经营权”中的“依法”，既需依《民法典》第341条，又需依《农村土地承包法》第47条。依《民法典》第341条类型化判断土地承包经营权上土地经营权的法律性质；依《农村土地承包法》第47条，根据土地经营权性质选择担保方式并明确登记效力，即流转期限五年以上物权性土地经营权采取抵押方式，流转期限五年以下债权性土地经营权采取流转收益质押。但是，无需依《农村土地承包法》第40条第1款“土地经营权流转，当事人双方应当签订书面流转合同”的规定，土地承包经营权人与自己签订流转合同，该流转合同的流转方式既不能是出租也不能是入股，只能解读为担保——为担保而流转（高海，2019a）。理由是：土地承包经营权人与债权人签订的土地经营权担保协议，本身就暗含了设立土地经营权的意思表示——实际上省略了土地承包经营权人与自己签订流转协议的环节，否则也无法用土地经营权担保。崔建远（2020a）指出，“不是在担保权设立之前已经存在土地经营权这个担保物，而是设立担保权之时才‘催生’出土地经营权这个担保物，简言之，担保权和担保物同时诞生”。不过，此时作为担保物的土地经营权只是承诺分置、拟制存在，在承包方自设土地经营权担保的情况下，“作为担保

物的土地经营权实际上还未现实存在，承包方是用将来的土地经营权融资担保，到需要实现担保物权时，土地经营权才从土地承包经营权中分离出来，作为优先受偿的财产出现”（黄薇，2019）。实际是承包方用拟制存在的土地经营权担保，并承诺担保物权实现时，将拟制存在的土地经营权实质分出，并以拍卖、变卖、折价等方式保障担保物权人优先受偿。其中，承包方自设物权性土地经营权抵押，在抵押权通过拍卖、变卖土地经营权等方式实现前，用于抵押的土地经营权的主体只能是承包方，这会导致承包方突破他物权范畴为自己创设用益物权，由此扩展物权权利体系。

2. 集体能否自设土地经营权抵押

既然已经允许承包方在土地承包经营权上自设土地经营权抵押，那么能否允许集体土地所有权人（通过集体土地所有权代表行使主体）自设以其他方式承包的土地经营权抵押？首先需要明确的是，在大力开展农村集体经济、允许并鼓励集体统一规模经营、加快制定《中华人民共和国农村集体经济组织法》的当下，缺少其他担保物又经营较大面积农用地的集体比单个土地承包经营权人更需要以其他方式承包的土地经营权抵押融资。但是，应根据集体未分包到户的统一经营的土地是否折股量化进行类型化分析：

首先，如果已经折股量化（即确权确股不确地）到户，那么基于坚持集体土地所有权客体的不可分割性，折股量化到户是对集体土地使用权折股量化，而且折股量化的集体土地使用权相当于以其他方式承包的土地经营权（高海、李红梅，2020）。显然，对未分包到户的集体土地以确权确股不确地的方式折股量化，会使集体土地所有权的代表行使主体农村集体经济组织异化为用益物权人，即股份经济合作社（高海，2019b）。股份经济合作社既然可以享有用益物权性以其他方式承包的土地经营权，那么直接根据《民法典》第342条以用益物权性以其他方式承包的土地经营权进行抵押即可，无需集体自设以其他方式承包的土地经营权抵押。

其次，如果未折股量化到户，作为农村集体经济组织具体组织形态的经济合作社只是代表行使集体所有权，并不享有独立的以其他方式承包的土地经营权，因而应允许集体自设以其他方式承包的土地经营权抵押。具体的实施路径是：将《民法典》第342条和《农村土地承包法》第48条“通过招标、拍卖、公开协商等方式”中的“等”解读为等外等，以便包括融资担保。同理，集体也不需要与自己单独签订承包合同，可以将集体与债权人签订的土地经营权抵押协议视为暗含了设立以其他方式承包的土地经营权的意思表示，将以其他方式承包的土地经营权抵押登记视为暗含了以其他方式承包的土地经营权已登记的意思表示。

（三）两类土地经营权担保的登记效力

《民法典》中只有第342条和第381条明确涉及土地经营权抵押，除第342条要求以其他方式承包的土地经营权经登记才能抵押外，无关于两类土地经营权担保登记效力的直接特别规定。《农村土地承包法》第47条第2款“担保物权自融资担保合同生效时设立。……未经登记，不得对抗善意第三人”的规定，也只是土地承包经营权上土地经营权担保登记的特别规定。因此，流转期限五年以上土地经营权抵押具备《民法典》第209条第1款不采取登记生效主义所需的“法律另有规定”，应采取登记对抗主义。

前文已论及流转期限五年以下债权性土地经营权担保应采取质押方式，但是质押的登记效力需结合质押客体进行分析。质押客体可以有两种表达：一是直接以流转期限五年以下土地经营权质押，依据是《农村土地承包法》第47条中的融资担保包含了债权性土地经营权质押，可以将《农村土地承包法》视为《民法典》第440条第（七）项“法律、行政法规规定可以出质的其他财产权利”中的“法律”；二是以流转期限五年以下土地经营权再流转收益质押，依据是将再流转收益纳入《民法典》第440条第（六）项“现有的以及将有的应收账款”名下。比较而言，更宜将流转期限五年以下土地经营权再流转收益作为质押客体，这样不仅因再流转方式的多样化可以使质权的实现方式多样化，而且还可以产生流转期限五年以下土地经营权直接质押的类似效果。类似效果体现如下：流转期限五年以下土地经营权再流转收益，既包括出租、入股收益，也应包括转让收益^①；以流转收益质押，并以其中的转让收益实现担保债权，与以流转期限五年以下土地经营权直接质押，再通过流转期限五年以下土地经营权的拍卖、变卖价款实现债权具有类似效果，转让收益相当于拍卖、变卖价款。由此可见，宜对《农村土地承包法》第47条融资担保的客体进行扩大解读，视为包括了流转期限五年以下土地经营权的流转收益。因此，若以流转期限五年以下土地经营权直接质押，应将《农村土地承包法》第47条第2款的规定视为《民法典》第209条第1款不采取登记生效主义所需的“法律另有规定”，采取登记对抗主义；若以流转期限五年以下土地经营权再流转收益质押，根据特别法优于一般法的原则，也宜适用《农村土地承包法》第47条第2款的规定采取登记对抗主义，而非适用《民法典》第445条“以应收账款出质的，质权自办理出质登记时设立”的规定采取登记生效主义。

《农村土地承包法》第47条第2款处于第二章家庭承包第五节，其能否用于判断第三章以其他方式承包的土地经营权抵押的登记效力，不无疑问^②。本文认为，基于文义解释和体系解释，不适用为宜，经登记的以其他方式承包的土地经营权抵押宜采取登记生效主义。理由如下：首先，尽管两类土地经营权作为市场化的无身份性的权利可以一体规定，但是不同于《民法典》第343条国有农用地承包经营参照适用集体土地承包经营有关规定、第446条权利质押除适用本节规定外适用动产质权规定等类似表达，相关法律没有以其他方式承包的土地经营权参照适用土地承包经营权上土地经营权规定的条款，反而《农村土地承包法》集中规定“其他方式的承包”的第三章第48条强调“适用本章规定”。其次，前文已阐释以其他方式承包的土地经营权经登记后才取得物权效力，其抵押以登记为要件，具备抵押登记生效的条件。流转期限五年以上土地经营权的物权设立及抵押均采取登记对抗主义，物权性质的以其他方式承包的土地经营权的设立及其抵押均采取登记生效主义，这符合体系逻辑。最后，在不宜参照五年以上土地经营权抵押采取登记对抗主义又无“法律另有规定”的前提下，以其他方式承包的土地经营权抵押的登记效力，宜适用《民法典》第209条第1款“未经登记，不发生效力”的一般规则，即采取登记生效主义。同理，《民法典》第342条中与抵押一样发生物权变动的入

^① 《农村土地承包法》第46条“再流转土地经营权”中的“流转”应包括转让（参见高圣平等，2019）。

^② 有学者主张，“以其他方式承包取得的土地经营权应类推适用《农村土地承包法》第41条，采登记对抗主义，期限五年以上的具备登记能力”（参见吴昭军，2020）。

股，也因缺乏“法律另有规定”而应适用《民法典》第209条第1款规定的登记生效主义；而未发生物权变动的出租等产生的债权，经登记可使债权产生登记对抗力。由是观之，以其他方式承包的土地经营权再流转的登记效力，宜根据流转方式的不同进行类型化分析。一概主张采取登记对抗主义或登记生效主义的观点，超出了《民法典》第342条的基本文义，也无法获得体系解释的验证。

未登记的以其他方式承包的土地经营权是债权性土地经营权，但是不能效仿流转期限五年以下土地经营权直接质押或以流转收益质押。理由是：《民法典》第342条与《农村土地承包法》第53条均规定以其他方式承包的土地经营权登记后才可以出租、入股等方式流转。显然，未登记的以其他方式承包的土地经营权不能流转，不具备质押财产可以处分（《民法典》第440条）或可以转让（《民法典》第426条和第446条）的要求，自然不能直接质押。同理，未登记的以其他方式承包的土地经营权既然不能流转，就不会产生流转收益，更无法谈及流转收益质押。因此，按照文义解释，将其他方式承包的土地经营权用于担保，宜排除质押方式，而且需先登记再抵押。

五、结语

本文以《民法典》中5个土地经营权条款为核心，兼顾《民法典》内部及外部体系协调，在梳理、比较、评析学界对《民法典》中两类土地经营权的四种观点及其分歧的基础上，综合运用文义、体系、目的等解释方法，对两类土地经营权的性质定位和担保适用进行了再解读。

经过再解读，本研究得出如下结论：土地承包经营权上土地经营权宜以五年为界物债二分，以其他方式承包的土地经营权宜以登记为界物债二分。《民法典》第339条中分置次级用益物权的出租与入股宜分别缩限解读为转包与股份合作。流转期限五年以上土地经营权的物权设立及其抵押应采取登记对抗主义；流转期限五年以下土地经营权宜以再流转收益质押并采取登记对抗主义；已登记的以其他方式承包的土地经营权的物权设立及其抵押应采取登记生效主义，未登记的不能用于担保。允许承包方自设土地经营权融资担保，亦应允许集体在特定情形下自设以其他方式承包的土地经营权抵押。

《民法典》中两类土地经营权的规定及其解释，会催生双层用益物权权利结构，突破并刷新对“一物一权原则”的传统认识，为集体农用地权利体系的类型化、系统化提供新的理论根基；会强化地役权客体限于物权、权利抵押与权利质押以权利性质界分等民法表达的认识；会因流转期限五年以上土地经营权等物权性质的认定，丰富用益物权的权利体系；会因允许承包方自设土地经营权抵押，导致承包方突破他物权范畴为自己创设用益物权而扩展物权权利体系。简言之，《民法典》中两类土地经营权的规定，推进了物权理论与物权制度的创新发展，彰显了较多中国元素。

参考文献

- 1.陈小君，2019：《土地改革之“三权分置”入法及其实现障碍的解除——评<农村土地承包法修正案>》，《学术月刊》第1期，第87-95页、第104页。
- 2.陈金钊，2020：《体系思维及体系解释的四重境界》，《国家检察官学院学报》第4期，第66-82页。
- 3.陈耀东、高一丹，2020：《土地经营权的民法典表达》，《天津法学》第3期，第5-13页。

- 4.崔建远, 2020a: 《中国民法典释评·物权编》(下卷), 北京: 中国人民大学出版社, 第15-16页、第132-133页、第140页、第143页、第144页。
- 5.崔建远, 2020b: 《物权编对四种他物权制度的完善和发展》, 《中国法学》第4期, 第26-43页。
- 6.房绍坤, 2019: 《〈农村土地承包法修正案〉的缺陷及其改进》, 《法学论坛》第5期, 第5-14页。
- 7.房绍坤, 2020: 《民法典用益物权规范的修正与创设》, 《法商研究》第4期, 第32-45页。
- 8.高海, 2019a: 《“三权”分置的法构造——以2019年〈农村土地承包法〉为分析对象》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第1期, 第100-109页、第167页。
- 9.高海, 2019b: 《论集体土地股份化与集体土地所有权的坚持》, 《法律科学(西北政法大学学报)》第1期, 第169-179页。
- 10.高海、李红梅, 2020: 《农垦“两田制”变化与农用地权利体系重构——国有与集体两类农用地比较的视角》, 《中国农村经济》第6期, 第37-55页。
- 11.高圣平, 2020: 《民法典视野下农地融资担保规则的解释论》, 《广东社会科学》第4期, 第212-225页、第256页。
- 12.高圣平, 2021: 《土地经营权登记规则研究》, 《比较法研究》第4期, 第1-16页。
- 13.高圣平、王天雁、吴昭军, 2019: 《〈中华人民共和国农村土地承包法〉条文理解与适用》, 北京: 人民法院出版社, 第280页、第300页。
- 14.郭志京, 2020: 《民法典视野下土地经营权的形成机制与体系结构》, 《法学家》第6期, 第26-39页、第192页。
- 15.黄薇(编), 2019: 《中华人民共和国农村土地承包法释义》, 北京: 法律出版社, 第200-201页。
- 16.黄薇(编), 2020: 《中华人民共和国民法典物权编释义》, 北京: 法律出版社, 第198页、第350页、第357-359页、第424页、第588页。
- 17.李国强, 2020: 《〈民法典〉中两种“土地经营权”的体系构造》, 《浙江工商大学学报》第5期, 第26-37页。
- 18.梁慧星, 1993: 《论法律解释方法》, 《比较法研究》第1期, 第47-64页。
- 19.梁慧星, 1995: 《民法解释学》, 北京: 中国政法大学出版社, 第215页。
- 20.屈茂辉, 2020: 《民法典视野下土地经营权全部债权说驳议》, 《当代法学》第6期, 第47-57页。
- 21.宋志红, 2020a: 《再论土地经营权的性质——基于对〈农村土地承包法〉的目的解释》, 《东方法学》第2期, 第146-158页。
- 22.宋志红, 2020b: 《民法典对土地承包经营制度的意义》, 《经济参考报》8月25日008版。
- 23.单平基, 2020: 《土地经营权融资担保的法实现——以〈农村土地承包法〉为中心》, 《江西社会科学》第2期, 第26-36页。
- 24.孙宪忠, 2020: 《从人民法院司法的角度谈解读和实施〈民法典〉的几个问题》, 《法律适用》第15期, 第18-38页。
- 25.王利明、杨立新、王轶、程啸, 2017: 《民法学》(第五版), 北京: 法律出版社, 第425页。
- 26.吴昭军, 2020: 《土地经营权体系的内部冲突与调适》, 《中国土地科学》第7期, 第9-16页。

- 27.吴昭军, 2021: 《“四荒地”土地经营权流转规则的法教义学分析》, 《安徽师范大学学报(人文社会科学版)》第2期, 第135-143页。
- 28.肖鹏, 2021: 《民法典视野下土地经营权性质的再探讨》, 《法治研究》第5期, 第75-83页。
- 29.谢鸿飞, 2020: 《〈民法典〉制度革新的三个维度:世界、中国和时代》, 《法制与社会发展》第4期, 第61-76页。
- 30.谢鸿飞, 2021: 《〈民法典〉中土地经营权的赋权逻辑与法律性质》, 《广东社会科学》第1期, 第226-237页、第256页。
- 31.袁野, 2020: 《土地经营权债权属性之再证成》, 《中国土地科学》第7期, 第17-23页、第31页。
- 32.张新宝, 2020: 《侵权责任编:在承继中完善和创新》, 《中国法学》第4期, 第109-129页。

(作者单位:安徽财经大学法学院)

(责任编辑:光明)

The Interpretation of Two Types of Rural Land Management Rights in the Civil Code

GAO Hai

Abstract: In the *Civil Code*, there are controversies on the nature of rural land management rights derived from land contract management right and land management right contracted by other ways based on ownership, such as creditor's right monism, dichotomy of property right and creditor's right, property right monism and so on. This article comprehensively uses the interpretation methods of text, system and purpose to reinterpret the nature and guarantee of the two types of land management rights in turn. The rural land management right on the land contractual management right is bounded by five years, and land management right contracted by other methods is bounded by registration, both of which should be the dichotomy of property right and creditor's right. However, in Article 339 of the *Civil Code*, the leasing and shareholding of separate secondary usufructuary rights should be reduced and interpreted as subcontracting and share cooperation, respectively. The establishment of property right and mortgage of rural land management rights with a circulation period of more than five years adopts registration antagonism. The rural land management rights with a circulation period of less than five years should be pledged with re-circulation incomes and adopt registration antagonism. The establishment of property right and mortgage of the registered rural land management rights contracted by other methods adopts the registration effective doctrine, and the unregistered ones cannot be used for guarantee. Contractors are allowed to establish their own rural land management right for financing guarantee, and the collective shall also be allowed to establish their own rural land management right contracted by other methods for the mortgage. The provisions of the two types of rural land management rights in the *Civil Code* have promoted the innovative development of property rights theory and property rights systems with more Chinese elements.

Keywords: Civil Code; “Three Rights Separation”; Rural Land Management Right; Registration Effect

方言距离如何影响农民工的永久迁移意愿

——基于社会融入的视角

刘金凤¹ 魏后凯²

摘要：农民工永久迁移决策更多地受到社会文化因素的影响，方言作为地域文化载体发挥着重要作用，本文研究方言距离对农民工永久迁移意愿的影响。本文以落户意愿作为农民工制度性永久迁移意愿的指标，以定居意愿作为农民工事实性永久迁移意愿的指标，研究发现，方言距离无论对农民工制度性永久迁移意愿还是对农民工事实性永久迁移意愿都产生了显著的负向影响；在进行一系列稳健性检验后，这一结论依然成立。进一步的机制检验发现，方言距离通过阻碍农民工在流入地区的经济整合、社会参与、文化适应、身份认同4个层面的社会融入，降低其永久迁移意愿。异质性检验表明，随着学历增加，方言距离对农民工永久迁移意愿的负向作用逐渐减弱；方言距离对农民工永久迁移意愿的影响不存在显著的代际差异；方言距离主要影响跨省流动农民工的永久迁移意愿。本文的政策启示是，推动就近就地城镇化可以避免方言距离在农民工永久迁移过程中带来的社会融入问题。

关键词：方言距离 社会融入 农民工 永久迁移意愿

中图分类号：F291.1 **文献标识码：**A

一、引言

随着中国工业化、城镇化的快速发展，农民工已经成为中国产业工人的主要构成。国家统计局《2020年农民工监测调查报告》显示，2020年中国农民工总量达到28560万人，占全国总就业人数的38%。但这些农民工并未实现向城市的永久迁移，由此形成了城乡之间数量巨大的“候鸟式群体”，引致数以千万计的留守儿童、留守老人和留守妇女，牺牲了农民工家庭三代人的幸福（辜胜阻等，2014）。解决农民工的城市户籍，让农民工家庭永久地迁入城市，被看作是解决大规模城乡循环流动带来的社会问题的根本选择（国务院研究室课题组，2006）。但从农民工的永久迁移意愿^①看，首先，农民工的制度性永久迁移意愿不容乐观，农民工愿意进城落户的比例通常只有30%~50%（魏后凯，2016）。

^①永久迁移意愿一般是指农民工在迁入地区定居的意愿，但在中国的户籍制度下，农民工只有实现了户籍迁移，才具有永久迁移的制度合法性。因此，本文根据一般文献的做法，将落户意愿视为制度性永久迁移意愿，将定居意愿视为事实性永久迁移意愿。

2017年中国流动人口动态监测调查数据同样显示，在符合落户条件下，农民工愿意在流入城市落户的比例仅为35%。其次，该数据进一步显示，农民工的事实性永久迁移意愿也较低，农民工愿意在流入城市定居的比例仅为23%。因此，不得不问：农民工向流入城市永久迁移的意愿为何如此之低？

经济因素在农村劳动力外出务工决策中起决定性作用，但对于已经进城的农民工来说，永久迁移决策更多地受到社会文化因素的影响（吴兴陆和亓名杰，2005）。从农民工个体看，向流入城市永久迁移必然要在经济、社会、文化、心理层面完全适应流入城市，尤其在生活方式、价值观念和身份认同上的转变是其真正融入的根本标志（朱力，2002）。农民工在经济层面融入流入城市，拥有稳定工作和收入，是其向流入城市永久迁移的前提。农民工完成生存适应后，需要适应流入城市的生活方式和社会交往，经历社会层面的融入。农民工还需适应流入城市的文化，在文化层面融入。农民工最终在心理层面适应流入城市，有较强认同感和归属感，才算完全融入。农民工能否在经济、社会、文化、心理层面适应流入城市，这既是农民工永久迁移决策需要考虑的深层次问题，也是关系中国城镇化进程的现实问题。

作为地域文化载体，方言影响农民工在流入城市的经济、社会、文化、心理层面的融入。随着普通话的推广，方言的沟通功能减弱，但在人口流动的大背景下，方言的身份认同作用凸显（黄玖立和刘畅，2017）。语言是身份认同和相互信任的基石（Pendakur and Pendakur, 2002; Buzasi, 2015），如果农民工熟练掌握流入城市的方言，则会加快他们在劳动力市场上的融入（马双和赵文博，2018; Chen et al., 2014），并使他们更易于与当地人交往，也更快适应流入城市的风俗习惯，从而降低他们与当地人的隔阂，增强他们的城市身份认同（褚荣伟等，2014）。不同方言则会阻碍农民工在流入城市的社会融入，使他们难以融入流入城市的劳动力市场，难以适应流入城市的生活方式和社会交往，难以接受流入城市的文化价值理念，难以获得流入城市当地人认同和自我身份认同。

鉴于此，本文采用方言距离度量不同地区之间方言的差异程度，研究农民工流入地区与流出地区的方言距离对其永久迁移意愿的影响，并从社会融入视角探讨具体的作用机制。本文的边际贡献如下：第一，已有研究主要关注方言对劳动力流动、就业、创业的影响（例如刘毓芸等，2015; Liu et al., 2020; Chen et al., 2014; 马双和赵文博，2018; 魏下海等，2016），但随着数以亿计农村劳动力进城成为农民工，且永久迁移意愿较低，分析方言距离的影响能够拓展农民工永久迁移意愿的相关研究；第二，本文从经济整合、社会参与、文化适应、身份认同4个层面的社会融入，深入探究方言距离影响农民工永久迁移意愿的作用机制，并进一步分析方言距离影响农民工永久迁移意愿的异质性，深化了农民工永久迁移意愿的相关研究。

二、研究假说

中国的汉语差异体现在方言上，历史上山川河流的阻隔和交通的不便形成了各地区的方言。方言一方面是表达、沟通的媒介和经济活动中交流的载体，另一方面是地域文化的重要代表、族群划分和身份识别的重要维度（高超等，2019）。方言对农民工在流入地区的社会融入能够产生重要影响。多数学者认为农民工在流入地区的社会融入包括多个层面，且各层面之间存在递进关系。朱力（2002）

认为农民工的城市融入有经济层面、社会层面和心理层面 3 个依次递进的层次，经济适应是农民工立足城市的基础，社会适应是农民工在城市生活的进一步要求，心理适应是农民工完全融入城市社会的标志。杨菊华（2009）则认为社会融入至少包含经济整合、文化接纳、行为适应、身份认同 4 个维度，它们之间存在一定的递进关系，农民工在流入地区的社会融入始于经济整合，经过文化接纳、行为适应，最后达到身份认同的境界。这 4 个层面的社会融入相互交融，互为依存。

借鉴已有文献，本文将社会融入分为经济整合、社会参与、文化适应、身份认同 4 个层面。这 4 个层面的社会融入存在递进关系。农民工通过在城市稳定就业获得经济收入和经济地位，形成一种与当地人接近的生活方式，从而更有能力与当地人进行深层次社会交往，更快地接纳当地文化，最终获得自我和当地人的身份认同。这 4 个层面还存在依存和互动关系，经济整合影响农民工在流入地区的社会交往和社会活动参与，也影响农民工在流入地区的文化适应，还影响农民工在流入地区的自我身份认同和当地人对其的认同。社会参与影响农民工在流入地区的就业机会，影响农民工对流入地区文化的了解、认可与接纳，进而影响农民工的身份认同。文化适应影响农民工在流入地区的经济整合，影响农民工的社会交往对象，还影响农民工在心理层面的身份认同。身份认同是社会融入的最高境界，它与其他层面的社会融入相互作用，但其他层面的社会融入不一定产生身份认同。即便农民工在其他层面有了较高程度的社会融入，他们可能始终把自己当作异乡人。接下来，本文具体分析方言距离对农民工在流入地区 4 个层面社会融入的影响。

首先，方言距离可能会影响农民工在流入地区的经济整合。经济整合是指农民工在流入地区劳动力市场中的融入情况。一方面，语言作为人力资本是影响劳动力市场整合的重要因素，农民工若能熟练掌握流入地区方言，他们在流入地区劳动力市场中的收入水平会更高（Chen et al., 2014）。语言差异则会阻碍劳动力市场整合，语言边界比地区边界起到的作用更大（Bartz and Fuchs-Schündeln, 2012）。另一方面，共同语言是相互信任的基石，有利于农民工在流入地区构建新的社会网络，而新的社会网络对其就业状况具有重要影响（叶静怡和周晔馨，2010）。农民工熟练掌握流入地区方言有利于增强社会认同，促进其创业选择（魏下海等，2016）。方言差异则会抑制农民工社会网络的发展，降低他们的收入水平，并阻碍他们进入高收入行业（马双和赵文博，2018）。因此，方言距离不利于农民工在流入地区劳动力市场中的融入，可能会降低他们的永久迁移意愿。

其次，方言距离可能会影响农民工在流入地区的社会参与。社会参与是指农民工在流入地区的社会交往和社会活动参与。社会交往离不开语言这一重要的交往媒介，共同语言是进行社会交往的基础，共同语言也往往意味着具有相同生活背景，拥有共同话题，或者拥有彼此易于接受的沟通方式，能够迅速消除信任障碍，增强社会交往（黄玖立和刘畅，2017）。如果方言差异较大，农民工与流入地区的当地人之间就存在一定的语言交流障碍，不利于相互理解和沟通，再加上生活背景可能不同，共同话题较少，难以与当地人建立良好的社会交往。较大的方言差异也不利于农民工参与当地的社会活动。因此，方言距离会阻碍农民工在流入地区的社会参与，从而可能会降低他们的永久迁移意愿。

再次，方言距离可能会影响农民工在流入地区的文化适应。文化适应是指农民工对流入地区的风俗习惯、文化价值理念等的适应程度。农民工进城不仅仅是在空间上移居城市，他们还面对乡村和城

市两种文化环境的转换，以及与之相应的个体价值体系和行为模式的改变（李强和李凌，2014）。方言是地域文化的载体，不同方言地区的风俗习惯和文化价值理念不同。农民工在流出地区已经形成了他们的风俗习惯和文化价值理念，进入流入地区以后，他们面临文化适应过程，需要适应流入地区的风俗习惯和文化价值理念。方言距离越远，农民工面临的风俗习惯和文化价值理念差异越大，他们适应流入地区文化越慢，永久迁移意愿也就可能越低。

最后，方言距离可能会影响农民工在流入地区的身份认同。身份认同是指农民工与流入地区当地人之间的心理距离，包括当地人对农民工的身份认同和农民工自我身份认同。语言是身份认同的显著标志，共同语言是身份认同的基础。讲相同语言的个体之间会形成交际网，成员之间关系亲密、身份认同程度高（Gumperz, 1982）。方言也是身份识别的重要维度，乡音是中国各地区人口身份认同的重要标识，人际交往中很容易根据口音等信息判断出彼此的家乡（戴亦一等，2016）。农民工如果会讲流入地区的方言，在与当地人的社会交往和互动过程中，会逐步对自己的身份取得新的认同，且更容易取得当地人的认同（褚荣伟等，2014）。方言距离则会增加农民工与当地人的心理隔阂，使农民工难以获得当地人和自我的身份认同，从而可能降低其向流入地区永久迁移的意愿。

根据上述分析，本文构建了如图1所示的理论分析框架，并提出以下研究假说：

假说1：方言距离对农民工永久迁移意愿具有显著的负向影响。

假说2：方言距离通过阻碍农民工的社会融入降低其永久迁移意愿。

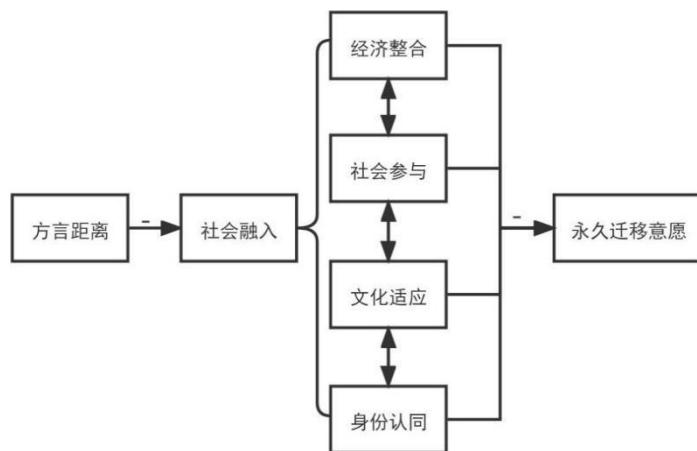


图1 方言距离对农民工永久迁移意愿影响的理论分析框架

三、研究设计

（一）数据来源

本文分析所用微观数据来源于国家卫生健康委2017年中国流动人口动态监测调查（China Migrants Dynamic Survey，下文简称CMDS）。CMDS 覆盖全国31个省（自治区、直辖市），调查对象为在流入地区居住1个月以上、非本区（县、市）户口的15周岁及以上人口。本文将CMDS中具有农业

户口且务工或经商的人口算作农民工^①。另外，本文剔除了家庭收入为负的样本。

方言距离数据来源于刘毓芸等（2015）公开数据的中山大学岭南学院产业与区域经济研究中心官网。刘毓芸等（2015）基于方言树图度量地级及以上城市之间的方言距离。方言树图来自《汉语方言大词典》^②和《中国语言地图集》^③中的方言分区，将汉语方言由粗略到细致分为“汉语→方言大区→方言区→方言片”4个层次。刘毓芸等（2015）采用方言片作为基本的方言单元，每个县基本上只有1个方言片^④，他们先通过赋值得到县与县之间的方言距离，当两个县属于同一方言片时，它们之间的方言距离为0；当两个县属于同一方言区的不同方言片时，它们之间的方言距离为1；当两个县属于同一方言大区的不同方言区时，它们之间的方言距离为2；当两个县属于不同方言大区时，它们之间的方言距离为3。在完成对县与县之间方言距离的赋值后，刘毓芸等（2015）再用各县2000年的人口占比作为权重计算地级及以上城市之间的方言距离 $d(a, b)$ 。具体计算方法如下：

$$d(a, b) = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J S_{Ai} \cdot S_{Bj} \cdot d_{ij} \quad (1)$$

(1)式中， S_{Ai} 为 A 市中任意县 i 的人口占比， S_{Bj} 为 B 市中任意县 j 的人口占比， d_{ij} 为县 i 和县 j 之间的方言距离。

地区工资和公共服务数据来源于《中国城市统计年鉴—2018》，地区是指地级及以上城市，统计口径为全市。地理距离数据由笔者根据城市中心经纬度计算得到。

（二）模型设定

本文将方言距离影响农民工永久迁移意愿的计量模型设定如下：

$$migration_{ijk} = \beta_0 + \beta_1 d_{ijk} + \beta_2 X + \gamma_i + \varepsilon_{ijk} \quad (2)$$

(2)式中，被解释变量 $migration_{ijk}$ 表示农民工的永久迁移意愿。借鉴 Goldstein and Goldstein (1987)、Goldstein et al. (1991)、蔡禾和王进 (2007) 的做法，本文将愿意把户口迁入流入地区的农民工视为具有制度性永久迁移意愿，将愿意在流入地区定居的农民工视为具有事实性永久迁移意愿。制度性永久迁移意愿通过 CMDS 问卷中的题项“如果您符合本地落户条件，您是否愿意把户口迁入本地”测度，如果农民工回答“愿意”，变量赋值为1；如果农民工回答“不愿意”或“没想好”，变量赋值为0。事实性永久迁移意愿通过 CMDS 问卷中的题项“今后一段时间，您是否打算继续留在本地”和“如果您继续打算留在本地，您预计自己将在本地留多久”测度。如果农民工对第一个问题回答“是”，且对第二个问题回答“定居”，变量赋值为1；如果农民工对第一个问题回答“否”或“没

^①这与国家统计局对农民工的定义有所不同，按照国家统计局的定义，农民工是指户籍仍在农村，在本地从事非农产业或外出从业6个月及以上的劳动者。

^②许宝华、宫田一郎，1999：《汉语方言大词典》，北京：中华书局。

^③中国社会科学院、澳大利亚人文科学院，1987：《中国语言地图集》，香港：香港朗文出版（远东）有限公司。

^④各县对应的方言片可参见《汉语方言大词典》中的简表。

想好”，或者第一个问题回答“是”，第二个问题回答“1~2年”“3~5年”“6~10年”“10年以上”或“没想好”，变量赋值为0。只要农民工具有制度性永久迁移意愿或事实性永久迁移意愿，本文就认为他们具有永久迁移意愿。

核心解释变量 d_{ijk} 表示农民工流入地区 i 与流出地区 j 之间的方言距离。 X 为包含地区特征、个人特征和家庭特征的控制变量，其中，地区特征变量包括流入地区与流出地区的工资差异、公共服务差异、地理距离。个人特征变量包括农民工性别、年龄、年龄平方、受教育程度、婚姻状况、流入时长。家庭特征变量包括家属随迁情况和家庭收入。 γ_i 代表流入地区固定效应。 ε_{ijk} 表示随机扰动项。

变量的含义及描述性统计见表1。可以看出，42.8%的农民工具有永久迁移意愿，其中，具有制度性永久迁移意愿的农民工比例为34.5%，具有事实性永久迁移意愿的农民工比例为23.0%。57.3%的农民工为男性，农民工平均年龄为36岁，平均受教育年限约为9.5年，81.9%的农民工已婚，平均流入时长约为6.2年，76.5%的农民工家属随迁，平均家庭月收入为6818元。

表1 变量的含义及描述性统计

变量名称	变量含义和赋值	观测值	均值	标准差
被解释变量				
永久迁移意愿	农民工愿意在流入地区落户或定居=1，不愿意或没想好=0	112647	0.428	0.495
制度性永久迁移意愿	农民工愿意在流入地区落户=1，不愿意或没想好=0	112647	0.345	0.475
事实性永久迁移意愿	农民工愿意在流入地区定居=1，不愿意或没想好=0	112647	0.230	0.421
核心解释变量				
方言距离	基于方言树图测度的农民工流入地区与流出地区之间的方言距离	85515	1.667	1.099
控制变量				
地区工资差异	流入地区职工年平均工资/流出地区职工年平均工资	95203	1.290	0.387
地区公共服务差异	流入地区财政支出/流出地区财政支出	95203	3.760	5.781
地理距离	农民工流入地区到流出地区的距离（百公里）	91965	5.749	9.075
性别	农民工性别：男性=1，女性=0	112647	0.573	0.495
年龄	农民工2017年的年龄（周岁）	112647	36.409	10.037
受教育程度	农民工受教育年限：未上过学=0，小学=6，初中=9，高中及中专=12，大学专科=14，大学本科=16，研究生=19	112647	9.492	2.982
婚姻状况	农民工婚姻状况：已婚=1，其他（未婚、丧偶、离婚）=0	112647	0.819	0.385
流入时长	农民工在流入地区的时长：2017年流入年份	112647	6.194	6.015
家属随迁	农民工家属是否随迁：是=1，否=0	112647	0.765	0.424
家庭收入	农民工家庭平均每月总收入（千元）	112645	6.818	5.110

注：来自CMDS数据的可用样本量为112647，方言距离变量、地区特征变量和家庭收入变量有不同数量的缺失值。

四、基准回归与稳健性检验

（一）基准回归

本文运用LPM模型对(2)式进行估计，估计结果见表2。(1)列的结果显示，方言距离在1%

的统计水平上显著，且系数为负，表明方言距离对农民工永久迁移意愿具有显著的负向影响，即流入地区与流出地区的方言距离越远，农民工意愿向流入地区永久迁移的概率越低，验证了假说1。具体来说，方言距离每增加1个单位，农民工意愿向流入地区永久迁移的概率下降4.3个百分点。方言距离对农民工制度性永久迁移意愿和事实性永久迁移意愿影响的回归结果见(2)列和(3)列，回归结果显示，方言距离均在1%的统计水平上显著，且系数为负，表明方言距离无论是对农民工制度性永久迁移意愿还是对农民工事实性永久迁移意愿，都具有显著的负向影响。

从(1)列中地区特征控制变量的估计结果看，地区工资差异显著，且系数为正，表明流入地区工资水平超出流出地区工资水平越多，农民工越倾向于选择向流入地区永久迁移。地理距离也十分显著，且系数为负，表明流入地区与流出地区之间的距离越远，农民工越不愿意向流入地区永久迁移，这与夏怡然(2010)的发现一致。从个人及家庭特征控制变量的估计结果看，性别显著，且系数为负，表明与女性农民工相比，男性农民工更不愿意向流入地区永久迁移；受教育程度、婚姻状况和流入时长显著，且系数为正，表明受教育程度高、已婚、流入时间长的农民工的永久迁移意愿更强；家属随迁和家庭收入显著，且系数为正，表明家属随迁、家庭收入高的农民工更愿意选择向流入地区永久迁移。个人及家庭特征变量的估计结果与陈良敏和丁士军(2019)的发现一致。

表2 方言距离对农民工永久迁移意愿影响的回归结果

变量名称	永久迁移意愿	制度性永久迁移意愿	事实性永久迁移意愿
	(1)	(2)	(3)
核心解释变量			
方言距离	-0.043*** (-7.242)	-0.019*** (-3.956)	-0.042*** (-7.998)
控制变量			
地区工资差异	0.055*** (3.615)	0.061*** (3.733)	0.016 (1.100)
地区公共服务差异	0.001 (0.979)	0.001 (0.792)	0.001 (0.726)
地理距离	-0.003*** (-2.728)	-0.002** (-2.412)	-0.003*** (-3.186)
性别	-0.018*** (-4.243)	-0.010** (-2.112)	-0.032*** (-7.553)
年龄	0.002 (1.236)	0.005*** (2.709)	-0.004** (-2.449)
年龄平方	-0.000 (-1.387)	-0.000** (-2.407)	0.000** (2.360)
受教育程度	0.021*** (19.758)	0.014*** (11.527)	0.022*** (17.763)
婚姻状况	0.018** (2.135)	-0.027*** (-3.815)	0.064*** (7.723)

(续表2)

流入时长	0.008*** (12.064)	0.003*** (3.868)	0.011*** (14.935)
家属随迁	0.023*** (4.009)	0.036*** (4.773)	-0.013 (-1.430)
家庭收入	0.006*** (10.129)	0.003*** (3.586)	0.009*** (13.383)
常数项	0.094** (2.348)	0.044 (1.186)	0.001 (0.016)
流入地区固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	79004	79004	79004
R ²	0.117	0.121	0.139

注: ①括号中数值为t值, 根据系数的聚类稳健标准误计算, 聚类到流入地区层面。②**、***分别表示在5%、1%的统计水平上显著。③由于各变量的观测值有差异, 基准回归和后文回归中最终使用的观测值随变量匹配情况而变动。

(二) 稳健性检验

1. 改变核心解释变量和被解释变量的取值

本文的核心解释变量为方言距离, 基准回归中所用的方言距离是按照2000年各县人口占比加权计算的, 而劳动力流动可能会影响人口占比权重, 因此, 本文也采用刘毓芸等(2015)中的等权重加权方法计算方言距离, 以检验基准回归结果的稳健性。使用新计算的方言距离变量进行回归的结果见表3(1)列。结果显示, 方言距离显著, 且系数为负, 表明方言距离依然对农民工的永久迁移意愿具有显著的负向影响。另外, 在计算基准回归中所用的方言距离时, 对两县之间方言距离采取的是“0-1-2-3”的赋值方式, 本文进一步采用刘毓芸等(2015)中的“0-1-10-100”赋值方式计算方言距离, 检验结果的稳健性。具体来说, 当两县属于同一方言片时方言距离为0; 当它们属于同一方言区的不同方言片时, 方言距离为1; 当它们属于同一方言大区的不同方言区时, 方言距离为10; 当它们属于不同方言大区时, 方言距离为100。改变赋值方式后的回归结果见表3的(2)列。从结果看, 方言距离仍十分显著, 且系数为负, 表明方言距离仍然显著降低了农民工意愿向流入地区永久迁移的概率。

表3 稳健性检验: 改变核心解释变量和被解释变量的取值

变量名称	被解释变量: 永久迁移意愿			
	重算方言距离: 改变权重	重算方言距离: 改变赋值方式	视打算居留6年以上为永久迁移意愿	视打算居留10年以上为永久迁移意愿
	(1)	(2)	(3)	(4)
方言距离	-0.001*** (-6.490)	-0.042*** (-7.030)	-0.043*** (-7.598)	-0.046*** (-7.750)
常数项	0.089** (2.125)	0.091** (2.281)	-0.017 (-0.420)	0.015 (0.372)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
流入地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制

(续表3)

观测值	79004	79004	79004	79004
R ²	0.117	0.117	0.125	0.126

注: ①括号中数值为t值, 根据系数的聚类稳健标准误计算, 聚类到流入地区层面。②**、***分别表示在5%、1%的统计水平上显著。③控制变量同表2。

本文的被解释变量为农民工永久迁移意愿, 基准回归中将农民工的定居意愿视为事实性永久迁移意愿, 但打算在流入地区居留6年以上或者10年以上在一定程度上可被视为农民工具有事实性永久迁移意愿。因此, 本文分别将打算在流入地区居留6年以上和10年以上视为农民工具有事实性永久迁移意愿进行稳健性检验, 回归结果见表3的(3)列和(4)列。两列的结果显示, 方言距离均十分显著, 且系数为负, 表明方言距离对农民工永久迁移意愿具有显著的负向影响, 验证了本文基准回归结果的稳健性。

2. 剔除样本和控制其他因素

前文曾提到过, 按照国家统计局对农民工的定义, 农民工在本地从事非农产业或外出从业要至少达到6个月, 而CMDS数据中的调查对象是在流入地区居住1个月以上的人口。为了更接近国家统计局对农民工的界定, 本文剔除流入时间在1年以内的样本进行稳健性检验, 回归结果见表4的(1)列。结果显示, 方言距离显著, 且系数为负, 表明剔除流入时间在1年以内的样本后, 方言距离依然对农民工永久迁移意愿具有显著的负向影响。

另外, 基准回归所用样本中60岁以上的农民工有1516人, 他们已达到法定退休年龄仍在工作。为了进一步验证基准回归结果的稳健性, 本文剔除60岁以上农民工样本后重新估计方言距离对农民工永久迁移意愿的影响, 回归结果见表4的(2)列。结果显示, 方言距离显著, 且系数为负, 表明方言距离依然显著降低了农民工意愿向流入地区永久迁移的概率。

此外, 笔者在对基准回归中使用的永久迁移意愿变量进行赋值时, 将没想好是否在流入地区落户或定居的农民工视为不具有永久迁移意愿, 但回答“没想好”的农民工在永久迁移意愿上存在不确定性。为了得到更准确的估计结果, 本文剔除回答“没想好”的农民工样本进行稳健性检验, 回归结果见表4的(3)列。结果显示, 方言距离十分显著, 且系数为负, 表明剔除回答“没想好”的农民工样本后, 方言距离依然对农民工永久迁移意愿具有显著的负向影响。

农民工永久迁移意愿还可能受到流出地区其他因素的影响。例如, 农民工在农村的土地承包权^①、宅基地使用权^②、集体收益分配权^③可能会影响他们在流入地区的永久迁移意愿, 因此, 本文在(2)

^①土地承包权变量的赋值方法为: 对于题项“您在老家(户籍所在地)是否有承包地(指自有土地承包权)”, 如果农民工回答“是”, 变量赋值为1; 如果农民工回答“否”或者“不清楚”, 变量赋值为0。

^②宅基地使用权变量的赋值方法为: 对于题项“您在老家(户籍所在地)是否有宅基地”, 如果农民工回答“是”, 变量赋值为1; 如果农民工回答“否”或者“不清楚”, 变量赋值为0。

^③集体收益分配权变量的赋值方法为: 对于题项“您是否有村里分配的集体分红”, 如果农民工回答“是”, 变量赋值为1; 如果农民工回答“否”或者“不清楚”, 变量赋值为0。

式中加入这3个控制变量进行稳健性检验,估计结果见表4的(4)列。结果表明,方言距离依然显著降低了农民工意愿向流入地区永久迁移的概率。流出地区的不可观测因素也可能影响农民工永久迁移意愿,例如农民工的乡土情结,为此,本文进一步控制农民工流出地区的固定效应进行稳健性检验,估计结果见表4的(5)列。结果显示,在控制流出地区的不可观测因素后,方言距离依然对农民工永久迁移意愿具有显著的负向影响。

表4 稳健性检验:剔除样本和控制其他因素

变量名称	被解释变量:永久迁移意愿				
	剔除流入时间1年以内样本	剔除60岁以上样本	剔除回答“没想好”的样本	增加控制变量	控制流出地区固定效应
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
方言距离	-0.042*** (-7.113)	-0.042*** (-7.229)	-0.045*** (-6.577)	-0.042*** (-7.163)	-0.047*** (-10.121)
土地承包权				-0.014*** (-2.929)	-0.016*** (-3.305)
宅基地使用权				-0.063*** (-12.037)	-0.061*** (-11.406)
集体收益分配权				-0.018 (-1.546)	-0.012 (-1.013)
常数项	0.225*** (5.056)	-0.027 (-0.689)	0.218*** (4.485)	0.133*** (3.340)	0.309*** (5.188)
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
流入地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
流出地区固定效应					已控制
观测值	59933	78037	60476	79004	79004
R ²	0.119	0.118	0.134	0.121	0.130

注:①括号中数值为t值,根据系数的聚类稳健标准误计算,聚类到流入地区层面。②***表示在1%的统计水平上显著。③其他控制变量同表2。

3. 区分方言大区

中国汉语方言分为官话、晋语、赣语、徽语、吴语、湘语、客家话、粤语和平话9个方言大区。其中,使用官话的地区最多,北京市、天津市、河北省、山西省、内蒙古自治区、辽宁省、吉林省、黑龙江省、江苏省、山东省、河南省、安徽省、四川省、云南省、陕西省、甘肃省等地的人全部或者部分讲官话,而使用吴语和粤语的地区较少,仅上海市、江苏省、浙江省、江西省的部分人讲吴语,广东省和广西壮族自治区的部分人讲粤语。因此,流入北京市、上海市、广东省的农民工的永久迁移意愿受到方言距离的影响可能不同。表5的(1)~(3)列分别是方言距离影响流入北京市、上海市和广东省农民工永久迁移意愿的估计结果。结果显示,对流入北京市或者上海市的农民工来说,方言距离对其永久迁移意愿的影响不显著,而对于流入广东省的农民工来说,方言距离对其永久迁移意愿有显著的负向影响。

表5

稳健性检验：区分方言大区

变量名称	被解释变量：永久迁移意愿		
	流入北京市的农民工	流入上海市的农民工	流入广东省的农民工
	(1)	(2)	(3)
方言距离	-0.001 (-0.025)	-0.012 (-0.907)	-0.024*** (-2.632)
常数项	0.144 (1.063)	0.077 (0.580)	-0.082 (-0.857)
控制变量	已控制	已控制	已控制
流入地区固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	3675	3450	5848
R ²	0.042	0.101	0.068

注：①括号中数值为t值，根据系数的聚类稳健标准误计算，聚类到流入地区层面。②***表示在1%的统计水平上显著。③控制变量同表2。

五、机制检验与异质性检验

（一）机制检验

为了验证假说2，本文尝试从社会融入的4个层面探索方言距离影响农民工永久迁移意愿的可能机制。下文中，笔者将采用OLS估计方言距离对农民工在流入地区的经济整合、社会参与、文化适应以及身份认同的影响。

1.方言距离对农民工在流入地区经济整合的影响

为了检验方言距离是否影响农民工在流入地区的经济整合，本文利用农民工就业的职业声望、行业类型和单位性质度量他们在流入地区劳动力市场中的经济整合程度。表6（1）列的被解释变量经济整合是通过对农民工就业的职业声望、行业类型和单位性质进行主成分分析得到的综合指标。回归结果显示，方言距离对农民工在流入地区的经济整合具有显著的负向影响，即方言距离越远，农民工在流入地区劳动力市场中的经济整合程度越低。（2）～（4）列是将经济整合细化后的估计结果。（2）列汇报的是方言距离对农民工职业声望^①的影响。回归结果显示，方言距离显著降低了农民工在流入地区拥有高声望职业的概率。（3）列汇报的是方言距离对农民工就业的行业类型^②的影响。回归结果显示，方言距离也显著降低了农民工在流入地区从事现代行业工作的概率。（4）列汇报的是方言距离

^①职业声望变量的赋值方法：高声望职业（包括党的机关、国家机关、群众团体和社会组织、企事业单位负责人，专业技术人员，公务员、办事人员和有关人员）=1，低声望职业（包括商贩，餐饮人员，家政人员，保安，快递员，保洁员，农、林、牧、渔业生产及辅助人员，运输人员，建筑人员等）=0。

^②行业类型变量的赋值方法：现代行业（包括信息软件、科研和技术服务、金融、房地产、教育等）=1，传统行业（包括农林牧渔、建筑、批发零售、交通运输、住宿餐饮等）=0。

对农民工就业的单位性质^①的影响。回归结果显示，方言距离同样显著降低了农民工在流入地区国有部门就业的概率。

表6 机制检验：方言距离对农民工在流入地区经济整合的影响

变量名称	经济整合	职业声望	行业类型	单位性质
	(1)	(2)	(3)	(4)
方言距离	-0.021*** (-5.017)	-0.005*** (-2.850)	-0.009*** (-4.297)	-0.006*** (-3.838)
地理距离	-0.002** (-2.037)	-0.001 (-1.138)	-0.001** (-2.043)	-0.000 (-1.352)
个体特征变量	已控制	已控制	已控制	已控制
流入地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	72560	72560	72560	72560
R ²	0.119	0.102	0.061	0.053

注：①括号中数值为t值，根据系数的聚类稳健标准误计算，聚类到流入地区层面。②**、***分别表示在5%、1%的统计水平上显著。③个体特征变量同表2。④由于被解释变量存在缺失值，观测值较基准回归有所减少。

2.方言距离对农民工在流入地区社会参与的影响

为了检验方言距离是否会影响农民工在流入地区的社会参与，本文使用农民工在流入地区的社会交往和社会活动参与测度他们的社会参与程度。表7(1)列的被解释变量社会参与是通过对社会交往、志愿者活动参与进行主成分分析得到的综合指标。回归结果显示，方言距离对农民工在流入地区的社会参与具有显著的负向影响，即方言距离越远，农民工在流入地区的社会参与程度越低。(2)列和(3)列是将社会参与细化后的估计结果。(2)列呈现的是方言距离影响农民工在流入地区社会交往^②的估计结果。结果显示，方言距离显著降低了农民工与流入地区当地人进行社会交往的概率。(3)列呈现的是方言距离影响农民工参与志愿者活动^③的回归结果，结果显示，方言距离也显著降低了农民工参与流入地区志愿者活动的概率。

表7 机制检验：方言距离对农民工在流入地区社会参与的影响

变量名称	社会参与	社会交往	志愿者活动参与
	(1)	(2)	(3)
方言距离	-0.028*** (-7.693)	-0.028*** (-8.523)	-0.005* (-1.723)

^①单位性质变量的赋值方法为：国有部门（包括国家机关、事业单位、国有及国有控股单位）=1，非国有部门（包括集体单位、股份合作单位、联营单位、港澳台商投资单位、外商投资单位、私营企业、个体户以及未登记单位）=0。

^②社会交往变量的赋值方法为：对于题项“您业余时间在本地和谁来往最多（不包括顾客及其他亲属）”，如果农民工选择“本地人”，变量赋值为1；如果农民工选择“同乡”“其他外地人”“很少与人交往”，变量赋值为0。

^③志愿者活动参与变量的赋值方法：对于题项“2016年以来您在本地是否参加过以下组织的活动”，如果农民工选择“志愿者协会”，变量赋值为1；如果农民工没有选择“志愿者协会”，变量赋值为0。

(续表 7)

地理距离	-0.001*** (-3.084)	-0.001*** (-3.747)	-0.000 (-0.794)
个体特征变量	已控制	已控制	已控制
流入地区固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	79006	79006	79006
R ²	0.132	0.144	0.075

注：①括号中数值为 t 值，根据系数的聚类稳健标准误计算，聚类到流入地区层面。②*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的统计水平上显著。③个体特征变量同表 2。④观测值较基准回归多是因为基准回归中家庭收入变量有缺失值。

3. 方言距离对农民工在流入地区文化适应的影响

为了检验方言距离是否会影响农民工在流入地区的文化适应，本文使用农民工对流入地区风俗习惯和生活习惯的适应测度他们的文化适应程度。表 8 (1) 列的被解释变量文化适应是通过对农民工适应流入地区风俗习惯、生活习惯进行主成分分析得到的综合指标。回归结果显示，方言距离对农民工在流入地区的文化适应程度具有显著的负向影响，即方言距离越远，农民工对流入地区的文化适应程度越低。(2) 列报告的是方言距离影响农民工适应流入地区风俗习惯^①的估计结果。结果显示，方言距离对农民工在流入地区风俗习惯的适应程度具有显著的负向影响。(3) 列报告的是方言距离影响农民工适应流入地区生活习惯^②的估计结果。结果显示，方言距离对农民工在流入地区生活习惯的适应程度也具有显著的负向影响。

表 8 机制检验：方言距离对农民工在流入地区文化适应的影响

变量名称	文化适应	风俗习惯适应	生活习惯适应
	(1)	(2)	(3)
方言距离	-0.014*** (-4.865)	-0.007** (-2.342)	-0.006*** (-4.415)
地理距离	-0.001*** (-3.182)	0.000 (0.265)	-0.001*** (-4.285)
个体特征变量	已控制	已控制	已控制
流入地区固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	79006	79006	79006
R ²	0.041	0.049	0.014

^①风俗习惯变量的赋值方法为：对于“按照老家的风俗习惯办事对我比较重要”的表述，如果农民工选择“完全不同意”或“不同意”，变量赋值为 1；如果农民工选择“基本同意”或“完全同意”，变量赋值为 0。

^②生活习惯变量的赋值方法为：对于“目前在本地，您家有生活不习惯的困难吗”的表述，如果农民工选择“没有”，变量赋值为 1；如果农民工选择“有”，变量赋值为 0。

注：①括号中数值为t值，根据系数的聚类稳健标准误计算，聚类到流入地区层面。②**、***分别表示在5%、1%的统计水平上显著。③个体特征变量同表2。④观测值较基准回归多是因为基准回归中家庭收入变量有缺失值。

4. 方言距离对农民工在流入地区身份认同的影响

为了检验方言距离是否会影响农民工在流入地区的身份认同，本文使用农民工流入地区当地人对农民工身份认同和农民工自我身份认同测度身份认同程度。表9（1）列的被解释变量是通过对两种身份认同进行主成分分析得到的综合指标。回归结果显示，方言距离对农民工在流入地区的身份认同具有显著的负向影响，即方言距离越远，农民工在流入地区的身份认同感越弱。（2）列显示的是方言距离影响农民工流入地区当地人对其接受情况^①的回归结果，从结果可以看出，方言距离显著降低了农民工流入地区的当地人接受农民工的概率。（3）列显示的是方言距离影响农民工流入地区当地人对待其态度^②的回归结果，结果显示，方言距离显著降低了农民工受流入地区当地人平等对待的概率。（4）列是方言距离影响农民工融入意愿^③的回归结果，结果显示，方言距离显著降低了农民工愿意主动融入流入地区当地人的概率。（5）列报告的是方言距离对农民工心理认同^④影响的估计结果，可以看出，方言距离显著降低了农民工认同自己具有流入地区当地人身份的概率。

表9 机制检验：方言距离对农民工在流入地区身份认同的影响

变量名称	身份认同	当地人接受情况	当地人态度	农民工融入意愿	农民工心理认同
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
方言距离	-0.039*** (-8.276)	-0.011*** (-6.208)	-0.008*** (-4.262)	-0.008*** (-2.761)	-0.038*** (-10.446)
地理距离	-0.002*** (-3.558)	-0.001*** (-4.019)	-0.001* (-1.719)	-0.001** (-2.013)	-0.002*** (-2.677)
个人特征变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
流入地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	79006	79006	79006	79006	79006
R ²	0.083	0.035	0.037	0.043	0.105

^①当地人接受情况变量的赋值方法为：对于“我觉得本地人愿意接受我成为其中一员”的表述，如果农民工选择“基本同意”或“完全同意”，变量赋值为1；如果农民工选择“完全不同意”或“不同意”，变量赋值为0。

^②当地人态度变量的赋值方法为：对于“我觉得本地人看不起外地人”的表述，如果农民工选择“完全不同意”或“不同意”，变量赋值为1；如果农民工选择“基本同意”或“完全同意”，变量赋值为0。

^③农民工融入意愿变量的赋值方法为：对于“我很愿意融入本地人当中，成为其中一员”的表述，如果农民工选择“基本同意”或“完全同意”，变量赋值为1；如果农民工选择“完全不同意”或“不同意”，变量赋值为0。

^④农民工心理认同变量的赋值方法为：对于“我觉得我已经是本地人了”的表述，如果农民工选择“基本同意”或“完全同意”，变量赋值为1；如果农民工选择“完全不同意”或“不同意”，变量赋值为0。

注：①括号中数值为t值，根据系数的聚类稳健标准误计算，聚类到流入地区层面。②*、**、***分别表示在10%、5%、1%的统计水平上显著。③个体特征变量同表2。④观测值较基准回归多是因为基准回归中家庭收入变量有缺失值。

以上回归结果表明，方言距离对农民工在流入地区的经济整合、社会参与、文化适应、身份认同4个层面的社会融入产生了显著的负向影响。接下来，笔者进一步检验农民工这4个层面的社会融入对其永久迁移意愿的影响，估计结果见表10。（1）～（4）列分别报告的是经济整合、社会参与、文化适应、身份认同综合指标影响农民工永久迁移意愿的估计结果。结果显示，农民工在流入地区的社会融入状况显著影响其永久迁移意愿，具体来说，农民工在流入地区的经济整合度越高、社会参与度越高、文化适应性越强、身份认同感越强，他们的永久迁移意愿就越强。（5）列中将经济整合、社会参与、文化适应、身份认同同时纳入回归模型，得出了一致的回归结果，即农民工在流入地区的社会融入对其永久迁移意愿具有显著的正向影响。至此，假说2得到验证。

表10 机制检验：社会融入对农民工永久迁移意愿的影响

变量名称	被解释变量：永久迁移意愿				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
经济整合	0.034*** (6.253)				0.027*** (5.186)
社会参与		0.090*** (22.002)			0.074*** (17.290)
文化适应			0.051*** (15.097)		0.030*** (8.663)
身份认同				0.139*** (24.522)	0.129*** (23.083)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
流入地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	84244	91963	91963	91963	84244
R ²	0.114	0.121	0.115	0.138	0.147

注：①括号中数值为t值，根据系数的聚类稳健标准误计算，聚类到流入地区层面。②***表示在1%的统计水平上显著。③控制变量同表2。④社会融入变量存在数量不等的缺失值，所以观测值不尽相同。

（二）异质性检验

1. 学历不同引起的方言距离影响差异

学校教育是普通话推广的主要渠道，普通话的推广在一定程度上消除了方言带来的语言沟通障碍，因此，不同学历农民工的永久迁移意愿受方言距离的影响可能存在差异。根据学历水平，笔者将农民工样本分为6组，即未上过学、小学、初中、高中或中专、大学专科、大学本科及以上，并分析方言距离对不同学历农民工永久迁移意愿影响的差异。从表11的回归结果看，随着学历增加，方言距离对农民工永久迁移意愿的负向作用呈现减弱趋势。例如，方言距离每增加1个单位，未上过学农民工愿意向流入地区永久迁移的概率下降5.8个百分点，初中学历农民工愿意向流入地区永久迁移的概率下降4.4个百分点，而大学专科学历农民工愿意向流入地区永久迁移的概率下降3.5个百分点。

表 11 异质性检验：学历不同引起的方言距离影响差异

变量名称	被解释变量：永久迁移意愿					
	未上过学	小学	初中	高中或中专	大学专科	大学本科及以上
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
方言距离	-0.058*** (-2.677)	-0.044*** (-5.821)	-0.044*** (-7.730)	-0.036*** (-4.054)	-0.035*** (-3.445)	-0.037** (-2.460)
常数项	0.102 (0.376)	0.312*** (4.495)	0.258*** (5.872)	0.157** (2.512)	-0.084 (-0.562)	-0.201 (-1.082)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
流入地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	1517	11679	39500	17014	6382	2784
R ²	0.185	0.115	0.102	0.121	0.136	0.204

注：①括号中数值为 t 值，根据系数的聚类稳健标准误计算，聚类到流入地区层面。②**、***分别表示在 5%、1% 的统计水平上显著。③控制变量同表 2。

2. 年龄、流动范围不同引起的方言距离影响差异

1956 年国务院发布《关于推广普通话的指示》后，普通话才得以在全国范围内推广。2001 年《中华人民共和国国家通用语言文字法》正式施行，确立了普通话“国家通用语言”的法定地位，规定学校及其他教育机构通过汉语文课程教授普通话，普通话得以大力普及。因此，不同年龄段农民工的永久迁移意愿受方言距离的影响可能存在差异。笔者根据钱文荣和李宝值（2013）的做法，将 1980 年之前出生的农民工归为第一代农民工，将 1980 年及以后出生的农民工归为第二代农民工，并分析农民工永久迁移意愿受方言距离影响的代际差异，估计结果见表 12 的（1）列和（2）列。两列的结果显示，方言距离均显著，且系数相同，表明第一代农民工和第二代农民工的永久迁移意愿都受到方言距离的负向影响，这种影响的大小在两代农民工之间不存在显著的差异。

农民工流动范围越大，面临的方言差异越大，因此，方言距离对农民工永久迁移意愿的影响可能因流动范围不同而存在差异，为此，笔者根据流动范围将农民工样本划分为跨省流动和省内跨市流动两类进行分析。表 12（3）列为跨省流动农民工样本的估计结果，结果显示，方言距离对跨省流动农民工的永久迁移意愿产生了显著的负向影响。表 12（4）列为省内跨市流动农民工样本的估计结果，结果显示，方言距离对省内跨市流动农民工的永久迁移意愿没有显著影响。由此可知，方言距离影响农民工永久迁移意愿具有一定的地域范围性，主要影响的是跨省流动的农民工。这是因为，跨省流动的农民工面临的方言差异较大，不仅在流入地区存在语言沟通障碍，还存在归属感和认同感不强的问题，使得他们向流入地区永久迁移的意愿较弱。

表 12 异质性检验：年龄、流动范围不同引起的方言距离影响差异

变量名称	被解释变量：永久迁移意愿			
	第一代农民工	第二代农民工	跨省流动	省内跨市流动
	(1)	(2)	(3)	(4)
方言距离	-0.042***	-0.042***	-0.044***	-0.001

(续表 12)

常数项	(-7.312) 0.086*** (5.182)	(-6.191) 0.029 (1.495)	(-5.775) -0.015 (-0.328)	(-0.115) 0.154* (1.805)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
流入地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	33348	45649	42364	22073
R ²	0.119	0.127	0.162	0.096

注: ①括号中数值为 t 值, 根据系数的聚类稳健标准误计算, 聚类到流入地区层面。②*、***分别表示在 10%、1% 的统计水平上显著。③控制变量同表 2。

六、结论

中国城镇化进入了以提升质量为特征的阶段, 推动农民工永久迁移是高质量城镇化的重要组成部分。作为地域文化载体, 方言是影响农民工永久迁移决策的重要因素, 本文关注方言距离对农民工永久迁移意愿的影响。研究发现, 方言距离的增加显著降低了农民工意愿向流入地区永久迁移的概率, 并通过了一系列稳健性检验。机制检验发现, 方言距离通过阻碍农民工在流入地区的社会融入降低农民工的永久迁移意愿。异质性检验发现, 随着受教育程度增加, 农民工永久迁移意愿受方言距离的负面影响逐渐减弱; 方言距离对不同年龄段农民工永久迁移意愿的影响不存在显著差异; 方言距离主要影响跨省流动农民工的永久迁移意愿, 不影响省内跨市流动农民工的永久迁移意愿。

不可否认, 本文研究存在一些不足之处。一是本文利用的 CMDS 数据为截面数据, 不是针对农民工的追踪调查, 无法利用固定效应模型控制不随时间发生变化的个人差异的影响; 二是囿于资料, 本文在实证分析中只控制了地理距离变量, 没有更为精确地剥离地理距离的影响; 三是本文利用 CMDS 问卷中的题项“如果您符合本地落户条件, 您是否愿意把户口迁入本地”度量农民工的制度性永久迁移意愿, 由于有“符合本地落户条件”的前提条件, 有可能低估农民工的制度性永久迁移意愿。

本文的研究结论为推动农民工永久迁移、提高城镇化质量提供了重要的政策启示。一方面, 需要优化汉语环境, 降低方言的不利影响。中国的汉语系统具有多方言的形态特点, 方言不仅是沟通的工具, 也是地域文化的载体, 具有社会认同作用。因此, 需要继续加大推广普通话, 塑造良好的汉语环境, 消除农民工与流入地区当地人之间的语言隔阂, 减少沟通障碍, 减弱方言的社会认同效应, 加快农民工在流入地区的社会融入, 从而增强他们的永久迁移意愿。另一方面, 需要更加重视就近就地城镇化, 尤其是以县城为重要载体的城镇化。方言距离通过阻碍农民工社会融入降低了其向流入地区永久迁移的意愿, 那么农民工选择回到家乡的哪里呢? 根据 2017 年 CMDS 问卷中的题项“您打算回到家乡的什么地方”, 27% 的农民工选择“乡镇政府所在地”或“县政府所在地”, 其中, 选择“县政府所在地”的农民工比例达到 17%。因此, 以县城为重要载体推进农民工就近就地城镇化, 不仅能够避免方言距离带来的农民工社会融入问题, 也符合农民工自身意愿。

参考文献

- 1.蔡禾、王进, 2007: 《“农民工”永久迁移意愿研究》, 《社会学研究》第6期, 第86-113页。
- 2.陈良敏、丁士军, 2019: 《进城农民工家庭永久性迁移意愿和行为的影响因素》, 《农业经济问题》第8期, 第117-128页。
- 3.褚荣伟、熊易寒、邹怡, 2014: 《农民工社会认同的决定因素研究: 基于上海的实证分析》, 《社会》第4期, 第25-48页。
- 4.戴亦一、肖金利、潘越, 2016: 《“乡音”能否降低公司代理成本? ——基于方言视角的研究》, 《经济研究》第12期, 第147-160页。
- 5.高超、黄玖立、李坤望, 2019: 《方言、移民史与区域间贸易》, 《管理世界》第2期, 第43-57页。
- 6.辜胜阻、李睿、曹誉波, 2014: 《中国农民工市民化的二维路径选择——以户籍改革为视角》, 《中国人口科学》第5期, 第2-10页。
- 7.国务院研究室课题组, 2006: 《中国农民工调研报告》, 北京: 中国言实出版社, 第65页。
- 8.黄玖立、刘畅, 2017: 《方言与社会信任》, 《财经研究》第7期, 第83-94页。
- 9.李强、李凌, 2014: 《农民工的现代性与城市适应——文化适应的视角》, 《南开学报(哲学社会科学版)》第3期, 第129-139页。
- 10.刘毓芸、徐现祥、肖泽凯, 2015: 《劳动力跨方言流动的倒U型模式》, 《经济研究》第10期, 第134-146页。
- 11.马双、赵文博, 2018: 《方言多样性与流动人口收入——基于CHFS的实证研究》, 《经济学(季刊)》第1期, 第393-414页。
- 12.钱文荣、李宝值, 2013: 《初衷达成度、公平感知度对农民工留城意愿的影响及其代际差异——基于长三角16城市的调研数据》, 《管理世界》第9期, 第89-101页。
- 13.魏后凯, 2016: 《新常态下中国城乡一体化格局及推进战略》, 《中国农村经济》第1期, 第2-16页。
- 14.魏下海、陈思宇、黎嘉辉, 2016: 《方言技能与流动人口的创业选择》, 《中国人口科学》第6期, 第36-46页。
- 15.吴兴陆、亓名杰, 2005: 《农民工迁移决策的社会文化影响因素探析》, 《中国农村经济》第1期, 第26-32页。
- 16.夏怡然, 2010: 《农民工定居地选择意愿及其影响因素分析——基于温州的调查》, 《中国农村经济》第3期, 第35-44页。
- 17.杨菊华, 2009: 《从隔离、选择融入到融合: 流动人口社会融入问题的理论思考》, 《人口研究》第1期, 第17-29页。
- 18.叶静怡、周晔馨, 2010: 《社会资本转换与农民工收入——来自北京农民工调查的证据》, 《管理世界》第10期, 第34-46页。
- 19.朱力, 2002: 《论农民工阶层的城市适应》, 《江海学刊》第6期, 第82-88页。
- 20.Buzasi, K., 2015, “Languages, Communication Potential and Generalized Trust in Sub-Saharan Africa: Evidence Based on the Afrobarometer Survey”, *Social Science Research*, 49(1): 141-155.
- 21.Bartz, K., and N. Fuchs-Schündeln, 2012, “The Role of Borders, Languages, and Currencies as Obstacles to Labor Market Integration”, *European Economic Review*, 56(6): 1148-1163.

- 22.Chen, Z., M. Lu, and L. Xu, 2014, "Returns to Dialect: Identity Exposure Through Language in the Chinese Labor Market", *China Economic Review*, 30(5): 27-43.
- 23.Gumperz, E.M., 1982, *Language and Social Identity*, Cambridge: Cambridge University Press, 1-21.
- 24.Goldstein, A., and S. Goldstein, 1987, "Migration in China: Methodological and Policy Challenges", *Social Science History*, 11(1): 85-104.
- 25.Goldstein, A., S. Goldstein, and S. Y. Guo, 1991, "Temporary Migrants in Shanghai Households, 1984", *Demography*, 28(2): 275-291.
- 26.Liu, Y., Y. Jiao, and X. Xu, 2020, "Promoting or Preventing Labor Migration? Revisiting the Role of Language", *China Economic Review*, 60(2): 1-20.
- 27.Pendakur, K., and R. Pendakur, 2002, "Language as Both Human Capital and Ethnicity", *International Migration Review*, 36(1): 147-177.

(作者单位:¹ 中国社会科学院人口与劳动经济研究所;

²中国社会科学院农村发展研究所)

(责任编辑: 张丽娟)

How Does Dialect Distance Affect Permanent Migration Intension of Migrant Workers: From the Perspective of Social Integration

LIU Jinfeng WEI Houkai

Abstract: The decision-making of migrant workers' permanent migration is more affected by social and cultural factors. Dialect plays an important role as the carrier of regional culture. This article examines the impact of dialect distance on migrant workers' permanent migration intention. The research finds that dialect distance has a significant negative impact on both institutional permanent migration intention and the de facto permanent migration intention of migrant workers. After a series of robustness tests, this conclusion is still valid. Further mechanism tests show that dialect distance reduces the willingness of permanent migration by hindering the social integration of migrant workers in the four levels of economic integration, social participation, cultural adaptation and identity. The heterogeneity test shows that the negative effect of dialect distance on migrant workers' permanent migration intention gradually weakens with the increase of educational achievement. There is no significant intergenerational difference in the influence of dialect distance on migrant workers' permanent migration intention. Dialect distance mainly affects the permanent migration intention of inter-provincial migrant workers. The policy implication is that promoting local urbanization can solve the problem of social integration caused by dialect distance in the process of permanent migration of migrant workers.

Keywords: Dialect Distance; Social Integration; Migrant Worker; Permanent Migration Intention

童年迁移经历对农村流动人口 成年时期收入的影响*

路自愿¹ 龙文进² 庞晓鹏¹ 李睿¹

摘要: 本文运用 2017 年全国流动人口卫生计生动态监测调查数据, 使用多元线性模型和双重稳健模型展开分析, 发现童年迁移经历给农村流动人口成年时期收入带来显著的消极影响。中介效应分析表明, 童年迁移经历会通过对个体的受教育年限、健康状况和原有社会资本产生消极影响降低农村流动人口成年时期收入。同时, 童年迁移经历会对个体的新增社会资本产生显著的积极影响从而提高农村流动人口成年时期收入。异质性分析发现, 童年迁移经历对男性农村流动人口成年时期收入的消极影响大于对女性的影响; 6~12 岁时迁移产生的消极影响最大, 6 岁以前迁移产生的消极影响次之, 13~15 岁时迁移产生的消极影响最小; 市内跨县迁移的消极影响大于省内跨市迁移, 而跨省迁移的影响则并不显著。本文的研究为理解迁移对个体经济福利的影响提供了新的视角, 同时也为减轻迁移造成的消极影响提供了政策启示。

关键词: 童年迁移 收入 流动人口 农民工

中图分类号: F328 **文献标识码:** A

一、引言

进城务工是农村居民增加收入、摆脱贫困的重要途径。改革开放以来, 中国扶贫工作取得巨大成就, 现行标准下农村贫困人口于 2020 年全部脱贫。除了政府部门投入大量人财物对农村贫困人口进行帮扶外, 农村居民进城务工在增加家庭收入、改善贫困方面也发挥了积极作用 (Du et al., 2005)。然而, 伴随着农村劳动力外出务工, 大量的留守儿童和流动儿童由于其成长环境面临诸多挑战而受到政府、媒体和学术界的广泛关注。尤其是 20 世纪 90 年代以来, 随着全国范围内流动人口数量的急剧增加, 家庭化迁移成为人口流动的新趋势 (周皓, 2004)。农民工子女作为进城务工人员的随迁者, 其规模也迅速扩大 (熊景维和钟涨宝, 2016)。2015 年, 3430 万流动儿童中户籍在农村的儿童占比

*本文系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(项目编号: 21XNH118)的阶段性成果。本文通讯作者: 庞晓鹏。

高达 60.9%^①。2018 年, 全国义务教育阶段在校生中进城务工人员随迁子女也达到 1424.04 万人^②, 较 2009 年增长 42.7%。由于户籍等制度的限制, 大量流动儿童在教育、医疗等方面面临重大挑战。

相对于留守儿童留守经历的相关研究而言, 针对流动儿童迁移经历的短期和长期影响的相关研究仍较为缺乏。大量研究表明: 短期而言, 童年留守经历会对留守儿童的教育(袁梦和郑筱婷, 2016)、健康(Wang et al., 2019)、主观幸福感(Ren and Treiman, 2016)等产生消极影响。长期而言, 童年留守经历会对个体成年时期的就业(唐宁和谢勇, 2019)、非认知能力(郭亚平, 2020)、问题解决能力(吴永源等, 2021)等产生消极影响。而对于流动儿童的研究主要集中在随迁子女在流入地的教育问题(谢建社等, 2011; 黄兆信等, 2014)和随迁子女的非认知能力方面(于爱华等, 2020)。然而, 随着流动儿童的成长, 迁移经历长期内会对个体发展产生怎样的影响, 还鲜有关注。

童年时期的“迁移烙印”可能会对个体成年时期的收入产生重要影响。个体生命历程理论表明, 个体童年时期的发展状况和相关经历会对其未来的行为以及生命历程轨迹产生重大且持续的影响(Settersten and Mayer, 1997)。国外研究表明, 童年迁移经历会对个体成年时期的健康水平(Chetty and Hendren, 2018)、认知能力(Fowler et al., 2015)、受教育状况(Tønnesen et al., 2016; Ludwig et al., 2013)、收入水平(Chetty et al., 2016; Tønnesen et al., 2016)、婚姻以及生活幸福感(Chetty and Hendren, 2018)造成显著的影响, 但关于影响方向的结论并不完全一致。聚焦到收入, 有的研究表明个体童年迁移经历对其成年时期收入水平的影响是正向的(Chetty et al., 2016), 有的研究则认为影响是负向的(Tønnesen et al., 2016)。之所以出现不同的结论, 和一国迁移制度安排、童年迁移的具体特征密切相关。不同于发达国家或者其他发展中国家, 中国户籍制度的存在使得户籍在农村的随迁儿童难以在城市享受较好的包括教育在内的公共服务(孙文凯等, 2011; 孙妍等, 2019)。随迁儿童难以在城市全程就读, 最终往往需要回到户籍地就学。在此制度背景之下的童年迁移经历对个体成年时期收入的影响仍需进一步探究。

在影响个体成年时期收入的诸多因素的相关探讨中, 对童年迁移经历的关注也较为不足。现有研究主要探究了微观的个体和家庭特征, 宏观的经济、制度、思想文化特征对个体收入的影响。实证研究表明, 个体特征如受教育程度、性别等对个体收入存在显著的影响(张川川和王靖雯, 2020; 曾福生和周化明, 2013; 王广慧和张世伟, 2008); 父母受教育水平和职业地位等因素也显著影响个体收入(谢周亮, 2010)。户籍制度、公共服务和社会关系网络等也会显著影响个体收入状况(宁光杰和段乐乐, 2017)。将关注区间前推至童年时期, 探究童年迁移经历对个体成年时期收入的影响, 可为理解个体经济福利的影响因素提供新的视角。

那么, 童年迁移经历是否会影响个体成年时期收入情况? 如果有影响, 那么影响机制又是怎样的? 这是在理论和实践层面均值得深入研究的问题, 也是本文想要回答的问题。具体而言, 本文运用 2017

^①数据来源于《2015 年中国儿童人口状况: 事实与数据》, <https://www.unicef.cn/reports/population-status-children-china-2015>。

^②数据来源于《中华人民共和国教育部 2018 年全国教育事业发展统计公报》, http://www.moe.gov.cn/jyb_sjzl/sjzl_fztjgb/201907/t20190724_392041.html。

年全国流动人口卫生计生动态监测调查数据，通过构建多元线性回归模型、逆概率加权回归修正（inverse-probability-weighted regression adjustment，IPWRA）和扩展逆概率加权（augmented inverse-probability weighting，AIPW）处理效应模型展开回归分析，并运用中介效应模型检验影响机制，尝试回答以下问题：童年迁移经历对农村流动人口成年时期收入会产生怎样的影响？如果有影响，其机制可能是怎样的？这种影响在不同群体间是否存在差异，其差异又是怎样的？

相较于已有文献，本文的贡献主要体现在以下四个方面：第一，本文提供了童年迁移经历对个体长期经济福利影响的证据。现有的迁移与个体经济福利关系的相关研究更多侧重于考察迁移带来的当期影响，本文则从生命历程视角考察了迁移对个体经济福利的长期影响。第二，童年是否有迁移经历受到个体、家庭等方面诸多可观测和不可观测因素的影响，本文借助IPWRA、AIPW以及随机删除部分样本的方法较好地缓解了模型可能存在的内生性问题，使得本文的因果推断更加可信。第三，本文进行了详细的影响机制检验和异质性分析。本文以教育、健康这两大衡量人力资本水平的重要指标以及社会资本状况为中介变量进行了影响机制检验，并按性别、迁移年龄和迁移类型分样本考察了童年迁移经历对农村流动人口成年时期收入的影响，进而呈现和诠释了童年迁移经历影响农村流动人口成年时期收入的路径和机制以及不同群体间影响的异质性。第四，就政策层面而言，本文的研究发现也为有关部门制定减轻迁移对个体经济福利的消极影响、提高居民收入的政策提供了参考。

二、理论基础与机制分析

（一）童年迁移经历影响成年时期收入的理论基础

以关注事物发展的时间性为重要特征的生命历程理论为理解个体童年时期的发展状况对成年时期收入产生的影响提供了重要的理论支撑。现有研究多从当期视角出发探究某一因素对所关注变量的影响，忽视了随着时间的推移，特定经历可能产生的持久影响。因而，如果把握事物发展的时间性特征，可以加深对事物本质的认识（Foucault, 2012）。基于事物之间的相互关联性，过去发生的事件是现在和未来事件发生的基础。从一定程度上讲，过去塑造着个体的现在和未来（Baert, 1992）。

基于对时间效应的重点关注，生命历程理论认为，对于事件的探究要重点把握三个维度，一是事件本身的重要性，二是事件发生的时期，三是事件的持续期（George, 2014）。具有转折点意义的事件发生时，个体的生命轨迹可能发生彻底转向；同一事件发生在不同时期所产生的影响也会有所不同；个体经历特定事件的时间越长，则这一事件对个体越可能产生持久的影响。迁移是个体生命历程中的重要事件，童年时期是对个体发展具有重大影响的时期。鉴于此，将对个体成年时期收入影响因素的考察前推至童年时期的迁移经历，具有较强的理论基础。

（二）童年迁移经历影响成年时期收入的机制分析

已有研究显示，童年迁移所带来的新的社会环境及其导致的刺激和变化会对个体产生持续的影响。童年迁移经历既可能对个体成年时期收入造成积极影响，也可能带来消极影响（见图1）。

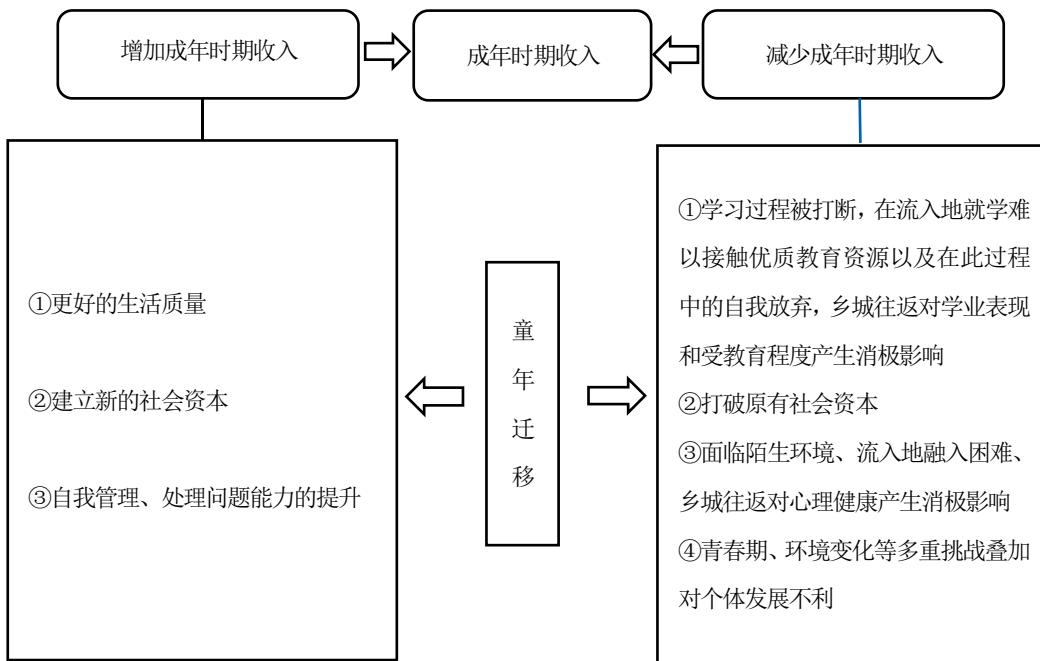


图1 童年迁移经历影响成年时期收入的路径分析

1. 童年迁移经历对成年时期收入产生积极影响的路径分析。童年迁移经历可能通过三种路径对个体成年时期收入产生积极影响。一是如果父母携带子女迁移是为了获得更好的就业机会、工作和生活环境，迁移所带来的短期消极影响则会被迁移后更好的生活质量所弥补。一方面，迁移增加了家庭的收入，缓解了家庭对子女教育的投资约束，使得家庭可以有更多的资源投资于子女教育。另一方面，迁移也会产生学习效应。迁移者在流入地会与当地居民互动，在互动过程中迁移者自身对子女的教育、养育等观念和行为会与本地居民趋同（Ahern et al., 2014; 晏艳阳等, 2017）。二是父母迁移到更好的工作和生活环境会给随迁子女带来新的并且有利于增加其未来收入的社会资本，比如随迁子女会结交新的朋友、加入新的团体。三是迁移也会提升随迁子女自我管理和处理问题的能力（Werkman et al., 1981），从而对成年时期的收入产生积极影响。

2. 童年迁移经历对成年时期收入产生消极影响的路径分析。童年迁移经历可能通过四种路径对个体成年时期收入产生消极影响。一是迁移打断了学生学习过程的连续性，对流动儿童的学业表现和受教育程度产生不利影响。不仅如此，由于在流入地就学方面的制度性约束包括农民工子弟学校的教育质量偏低、农民工子弟学校“反学校文化”（学生通过否定学校的价值系统、蔑视校方和教师的权威而获得独立与自尊）盛行，以及农民工子女在现有制度约束下遭遇“天花板效应”从而主动放弃学业上的努力等问题，流动儿童的受教育状况也会受到消极影响（赵树凯, 2000; 熊春文和刘慧娟, 2014; Oishi and Talhelm, 2012）。再加上升学方面中考和高考制度限制以及经济、文化和心理等方面的动机，大量随迁子女最终还是要回到户籍地。而外出又回流对儿童的学习成绩造成了显著的消极影响（黎煦等, 2019）。综上，学习过程被打断与制度性约束和反学校文化作用下的自我放弃、外出又回流的迁移经历对迁移者的受教育状况造成了消极影响。二是童年迁移打破了原有社会资本（比如留在流出地

的其他家庭成员和朋友），这些社会资本对迁移者未来的发展可能也是重要的。三是在流入地面临的被边缘化和社会排斥的风险会对流动儿童的心理健康产生消极影响（韩毅初等，2020）。不仅如此，户籍等制度性约束的存在使得迁移到城市的流动儿童难以在城市全程就读，往往还是要返回农村继续上学，随迁又回流也同样会对流动儿童的心理健康产生消极影响（黎煦和朱志胜，2018）。四是青春期、环境变化等多重挑战的叠加也会对个体的发展（比如认知能力）产生消极影响（Humke and Schaefer, 1995; Simmons et al., 1987）。

童年迁移经历对成年时期收入的影响效果最终取决于迁移所带来的净效应。如果童年迁移对成年时期收入的积极影响能够抵消其所带来的消极影响，则童年迁移经历会对成年时期收入产生正向影响；如果童年迁移所带来的积极影响无法抵消其所带来的消极影响，则童年迁移经历会对成年时期收入产生负向影响。

三、数据、变量与模型

（一）数据来源

本文选用的数据来自国家卫生和计划生育委员会于2017年进行的全国流动人口卫生计生动态监测调查。该调查的调查对象是调查当年在流入地连续居住1个月及以上，非本县（市、区）户口的15~59岁的流动人口。该调查以31个省（区、市）和新疆生产建设兵团2016年全员流动人口年报数据为基本抽样框，采取分层、多阶段、与规模成比例的方法进行抽样，对不同的省级单位选定不同的样本规模^①。2017年，调查的受访者共计约17万人，涉及的流动人口家庭成员共计约45万人。调查问卷分为个人问卷和社区问卷。其中，个人问卷内容涵盖了受访者收支、就业、流动及居住意愿、健康与公共服务等信息，社区问卷内容涵盖了人口基本情况、社区管理和服务等信息。

本文研究的是童年迁移经历对农村流动人口成年时期收入的影响。根据国际上常用的关于劳动年龄人口的年龄界定，本文将研究样本的年龄控制在15岁以上（根据联合国《儿童权利公约》中的定义，儿童指18岁以下人口，本文将研究的童年迁移经历限定为0~15岁人口的迁移经历）。结合问卷中受访者的户籍性质、第一次离开户籍地的时间和出生时间信息，本文将出生时是农业户口并且接受调查时仍为农业户口，0~15岁时因作为随迁家属离开过户籍地的个体，定义为童年有过迁移经历的样本，将0~15岁时没有离开过户籍地的个体定义为童年没有迁移经历的样本。由于劳动者自我雇用与被雇用在收入获得上有较大差异，本文将研究样本限定在被雇用的劳动者上。此外，本文关注的是改革开放以后农村人口的童年迁移经历对其成年时期收入的影响，而改革开放前后户籍管理制度差异巨大，因此，笔者删除了1978年以前出生的样本，最终使用的样本有28913个。

（二）模型与变量设定

1. 基准回归模型。为了估计童年迁移经历对农村流动人口成年时期收入的影响，本文构建回归方程如下：

^①该调查的详细信息可参见流动人口数据平台，<https://www.chinaldrk.org.cn/wjw/#/home>。

$$\ln(income_i) = \alpha_0 + \alpha_1 migration_i + \alpha_2 X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

(1) 式中, 因变量 $\ln(income_i)$ 是连续变量, 表示第 i 个受访者调查时点的上个月工资收入的对数值; 核心自变量 $migration_i$ 是虚拟变量, 表示个体童年是否有迁移经历 (是=1, 否=0); X_i 是控制变量, 主要包括受访者的个体特征即性别、年龄、年龄的平方、是否党员、受教育年限^①、职业、单位性质、行业、兄弟姐妹数量; 此外, 本文还控制了省份固定效应。

2. 双重稳健模型。童年有迁移经历的群体可能是一个具有选择性的群体, 或许存在具备某些特征的儿童随父母迁移的可能性更大的情况。因此, 使用 OLS 回归模型进行估计可能存在样本选择性偏差导致的内生性问题。本文将童年有迁移经历的样本作为处理组, 将童年没有迁移经历的样本作为控制组, 使用 IPWRA 和 AIPW 处理效应模型解决内生性问题, 构建回归方程如下:

$$\Pr(migration_i) = \beta_0 + \beta_1 Z_i + u_i \quad (2)$$

$$\ln(income_i) = \delta_0 + \delta_1 W_i + v_i \quad (3)$$

(2) 式是迁移方程, 用来估计个体童年迁移的概率, (3) 式是收入方程, 用来估计个体成年时期的收入。迁移方程中的 Z_i 表示可能影响个体童年是否迁移的变量, β_1 是其估计系数; 收入方程中的 W_i 表示可能影响个体收入的变量, δ_1 是其估计系数。

处理效应模型的估计具体分三步: 对于 IPWRA 模型而言, 第一步是运用 Logit 模型估计迁移方程并计算逆概率权重; 第二步是使用第一步计算出的逆概率权重对收入方程进行估计, 进而计算出个体的预测收入; 第三步是计算不同处理下 (童年迁移或者不迁移) 的收入均值, 两组收入均值之间的差异便是童年迁移经历对成年时期收入的影响。对于 AIPW 模型而言, 第一步和 IPWAR 模型相同; 第二步是在不使用第一步计算得到的逆概率权重的情况下对收入方程进行估计; 第三步则是使用第一步计算得到的逆概率权重对估计出的不同处理下 (童年迁移或者不迁移) 的预测收入取加权平均, 得到的两组收入均值之间的差异便是童年迁移经历对成年时期收入的影响。

迁移方程中的自变量包括受访者户籍所在地相应年份的降水量^② (以下简称“降水量”)、性别、年龄、年龄的平方、兄弟姐妹数量; 此外, 还控制了省份固定效应。收入方程中的自变量包括性别、年龄、年龄的平方、是否党员、受教育年限、职业、单位性质、行业; 此外, 还控制了省份固定效应。主要变量的描述性统计如表 1 所示。

^①受教育年限根据问卷调查得到的受访者受教育程度转换而来, 赋值的方式是: 受教育程度为“未上过学”赋值为 0, “小学”赋值为 6, “初中”赋值为 9, “高中或中专”赋值为 12, “大学专科”赋值为 15, “大学本科”赋值为 16, “研究生”赋值为 19。

^②降水量的数据来源于中国气象数据网的中国地面气候资料日值数据集。本文首先根据原始日值数据计算出相应年份 (受访者迁移年份的时间跨度是 1981~2017 年) 的年度降水量 (降水量的单位是毫米), 其次根据发生迁移的具体年份, 提取相应年份的个体户籍所在区县的年度降水量。具体而言, 对于童年有迁移经历的样本, 本文根据个体童年时期发生迁移的年份选取当年户籍所在区县的年度降水量作为降水量的取值; 对于童年没有迁移经历的样本, 本文根据个体第一次离开户籍所在区县的年份选取当年户籍所在区县的年度降水量作为降水量的取值。

表 1

主要变量的描述性统计

变量	全样本 (样本量: 28913)	迁移组 (样本量: 1076)	未迁移组 (样本量: 27837)
	均值		
月工资收入 (单位: 元)	4050.17	3377.53	4076.17
童年是否有迁移经历 (是=1, 否=0)	0.04	1.00	0.00
性别 (男=1, 女=0)	0.55	0.55	0.55
年龄 (单位: 岁)	29.38	24.38	29.58
是否党员 (是=1, 否=0)	0.05	0.03	0.05
受教育年限 (单位: 年)	11.22	11.50	11.21
兄弟姐妹数量 (单位: 个)	0.03	0.22	0.03
	占比 (%)		
职业			
一般生产运输业有关人员	39.20	27.60	39.65
无固定职业或其他人员	6.44	8.64	6.35
农林牧渔业生产人员	0.99	3.44	0.89
服务业人员	34.35	41.08	34.09
国家机关或企业负责人等人员	2.70	3.16	2.68
专业技术人员	16.32	16.08	16.33
单位性质			
私营或股份制企业	65.49	63.75	65.55
机关事业单位	3.99	5.30	3.94
国有或集体企业	9.17	10.13	9.13
“三资”企业	10.43	6.13	10.60
其他	10.92	14.68	10.78
行业			
制造业	42.56	31.13	43.00
建筑业	9.36	7.06	9.45
居民服务、修理和其他服务业	8.24	9.20	8.20
住宿餐饮业	7.58	9.76	7.50
批发零售业	6.38	7.99	6.32
其他	25.88	34.85	25.53

此外, 本文还根据迁移特征对有过童年迁移经历的样本进行了描述性分析。从迁移年龄来看, 迁移年龄在 6~12 岁的群体在有过童年迁移经历的群体中占比最高, 迁移年龄在 13~15 岁的群体占比次之, 迁移年龄在 0~5 岁的群体占比最低。从迁移类型来看, 跨省迁移的占比最高, 省内跨市迁移的占比次之, 市内跨县迁移的占比最低 (见表 2)。

表 2

迁移年龄和迁移类型的描述性统计

单位: 人, %

迁移年龄	人数	占比	迁移类型	人数	占比
0~5 岁	276	25.65	市内跨县	166	15.43
6~12 岁	459	42.66	省内跨市	364	33.83

(续表2)

13~15岁	341	31.69	跨省	546	50.74
--------	-----	-------	----	-----	-------

3. 中介效应模型。前文的理论分析表明, 童年迁移可能会通过影响个体的受教育状况、健康状况、社会资本等渠道对成年时期收入产生影响。为了验证上述机制, 本文参考温忠麟和叶宝娟(2014)的分析方法, 构建如下中介效应模型:

$$\ln(income_i) = a_0 + a_1 migration_i + a_2 X_i + \mu_{1i} \quad (4)$$

$$media_i = b_0 + b_1 migration_i + b_2 X_i + \mu_{2i} \quad (5)$$

$$\ln(income_i) = c_0 + c_1 migration_i + c_2 media_i + c_3 X_i + \mu_{3i} \quad (6)$$

(4)~(6)式中, $\ln(income_i)$ 和 $migration_i$ 含义同前, $media_i$ 是本文想要检验其作用的中介变量, 具体包括受教育年限、健康状况、原有社会资本和新增社会资本; X_i 是控制变量, 具体包括性别、年龄、年龄的平方、是否党员、职业、单位性质、行业、兄弟姐妹数量; 此外, 还控制了省份固定效应。(4)式中的 a_1 表示童年迁移经历对成年时期收入影响的总效应; (5)式中的 b_1 表示童年迁移经历对中介变量的效应; (6)式中的 c_1 表示在控制了中介变量的影响后童年迁移经历对成年时期收入的直接效应, c_2 表示在控制了其他变量的影响后中介变量对成年时期收入的效应。对于(4)~(6)式所示的中介效应模型, 中介效应等于间接效应, 即等于系数乘积 $b_1 c_2$ 。

依据温忠麟和叶宝娟(2014)提出的将逐步回归法和自助(bootstrap)法有机结合的中介效应检验流程, 依次检验(5)式中的系数 b_1 和(6)式中的系数 c_2 , 如果 b_1 和 c_2 均显著, 则间接效应显著; 如果 b_1 和 c_2 至少有一个不显著, 用 Bootstrap 法直接检验 $H_0: b_1 c_2 = 0$, 如果显著拒绝原假设, 则间接效应显著。在间接效应显著的基础上, 如果 c_1 不显著, 则表明存在完全中介效应; 如果 c_1 显著且 c_1 与 $b_1 c_2$ 的符号一致, 则表明存在部分中介效应; 如果 c_1 显著且 c_1 与 $b_1 c_2$ 的符号相反, 则表明存在遮掩效应。

四、回归结果与讨论

(一) 基准回归结果

表3 回归1的估计结果表明, 在不控制其他变量的情况下, 童年迁移经历对农村流动人口成年时期收入有显著的负向影响。在进一步控制了个体特征(见表3回归2)和省份固定效应(见表3回归3)之后, 尽管童年迁移经历对农村流动人口成年时期收入影响的估计系数的绝对值有所下降, 但仍在1%的水平上显著。这初步说明, 童年迁移经历对农村流动人口成年时期收入产生了消极影响。

表3

童年迁移经历对农村流动人口成年时期收入影响的估计结果

变量	农村流动人口成年时期收入		
	回归1	回归2	回归3
童年是否有迁移经历	-0.2275*** (0.0179)	-0.1157*** (0.0166)	-0.1163*** (0.0164)
性别		0.2733*** (0.0055)	0.2746*** (0.0054)
年龄		0.0957*** (0.0049)	0.0925*** (0.0049)
年龄的平方		-0.0015*** (0.0001)	-0.0014*** (0.0001)

(续表3)

是否党员		0.0530*** (0.0136)	0.0561*** (0.0133)
受教育年限		0.0272*** (0.0011)	0.0245*** (0.0011)
兄弟姐妹数量		-0.0790*** (0.0139)	-0.0669*** (0.0137)
职业 (以“一般生产运输业有关人员”为参照组)			
无固定职业或其他人员		-0.1110*** (0.0143)	-0.1008*** (0.0141)
农林牧渔业生产人员		-0.3553*** (0.0428)	-0.3131*** (0.0420)
服务业人员		-0.0177** (0.0084)	-0.0224*** (0.0083)
国家机关或企业负责人等人员		-0.0410** (0.0179)	-0.0460*** (0.0175)
专业技术人员		0.0441*** (0.0086)	0.0397*** (0.0085)
单位性质 (以“私营或股份制企业”为参照组)			
机关事业单位		-0.2269*** (0.0151)	-0.2019*** (0.0148)
国有或集体企业		-0.0599*** (0.0094)	-0.0405*** (0.0093)
“三资”企业		0.0206** (0.0081)	0.0122 (0.0081)
其他		-0.1604*** (0.0111)	-0.1427*** (0.0110)
行业 (以“制造业”为参照组)			
建筑业		0.0398*** (0.0104)	0.0550*** (0.0102)
居民服务、修理和其他服务业		-0.1172*** (0.0120)	-0.1008*** (0.0118)
住宿餐饮业		-0.0988*** (0.0120)	-0.0824*** (0.0119)
批发零售业		-0.0747*** (0.0125)	-0.0645*** (0.0123)
其他		0.0126 (0.0084)	0.0263*** (0.0083)
常数项	8.1935*** (0.0029)	6.2830*** (0.0695)	6.3503*** (0.0706)
省份固定效应	未包含	未包含	已包含
样本量	28913	28913	28913
R ²	0.008	0.198	0.225

注: ①括号内数字为稳健标准误, ②***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

(二) 稳健性检验

儿童是否迁移受到多种因素的影响, 而有些因素是不可观测的, 因而会产生样本自选择问题, 使得估计结果有偏, 难以识别出因果关系。为了应对可能存在的内生性, 本文借鉴 Long et al. (2020) 的做法, 综合使用 IPWRA 和 AIPW 两种处理效应模型来缓解内生性问题。

采用 IPWRA 和 AIPW 处理效应模型估计具有双重稳健性。两种模型在估计方法上均是回归修正模型 (regression adjustment, RA) 和逆概率加权模型 (inverse probability Weighting, IPW) 估计方法的结合。两种模型通过使用选择模型的估计结果对结果模型的估计结果进行校正从而一定程度上缓解内生性问题。采用 IPWRA 和 AIPW 处理效应模型估计的优点是不同时要求结果模型和选择模型的设定都是准确的, 只要二者有一个设定准确, 则估计结果便具有稳健性, 因而具有双重稳健性。不仅如此, 即使结果模型和选择模型的设定均存在偏误, 其估计误差也相对小。在运用上述两种模型时为了得到较为准确的标准误, 本文使用 Bootstrap 抽样 1000 次对标准误进行估计。

此外，在估计迁移方程时，本文参考 Kaivan (2003) 的思路，使用农村流动人口户籍所在区县相应年份的降水量作为控制变量纳入方程。纳入降水量这一变量的合理性在于，迁移者发生迁移的年份其户籍所在地的降水量与迁移者当下在流入地劳动力市场上的表现无关，但迁移者户籍所在地的降水量与当地的农业收入有关。降水量通过影响迁移者家庭农业收入包括农业收入的预期进而影响童年迁移状态。此外，降水量本身具有外生性，不与其他自变量相关，使得迁移方程的估计结果更加可靠。

本文先是估计了迁移方程和收入方程，然后估计了童年迁移经历对农村流动人口成年时期收入的处理效应。无论是 IPWRA 模型还是 AIPW 模型的估计结果均表明，个体的性别、年龄的平方、兄弟姐妹数量和降水量均会对童年是否有迁移经历产生显著的影响，而童年有迁移经历组的收入要低于童年无迁移经历组的收入（见表 4、表 5）。进一步估计处理效应的结果表明，童年迁移经历会给农村流动人口成年时期收入造成显著的消极影响，而且这一影响是稳健的（见表 6）。

表 4 IPWRA 模型迁移方程和收入方程的估计结果

变量	预测收入	收入方程		迁移方程
		童年无迁移经历组	童年有迁移经历组	童年是否有迁移经历
童年无迁移经历	8.1892*** (0.0030)			
童年有迁移经历	8.0971*** (0.0255)			
性别		0.2777*** (0.0054)	0.1314** (0.0511)	0.3471*** (0.0647)
年龄		0.0910*** (0.0051)	0.1983*** (0.0492)	-0.0673 (0.0739)
年龄的平方		-0.0014*** (0.0001)	-0.0033*** (0.0009)	-0.0029** (0.0014)
是否党员		0.0486*** (0.0131)	0.3002*** (0.1105)	
受教育年限		0.0249*** (0.0010)	0.0053 (0.0102)	
职业（以“一般生产运输业有关人员”为参照组）				
无固定职业或其他人员		-0.1000*** (0.0142)	-0.0849 (0.1099)	
农林牧渔业生产人员		-0.2735*** (0.0424)	-0.4818** (0.1871)	
服务业人员		-0.0223*** (0.0081)	0.0069 (0.0880)	
国家机关或企业负责人等人员		-0.0372** (0.0170)	-0.1092 (0.1545)	
专业技术人员		0.0396*** (0.0086)	0.0012 (0.0710)	
单位性质（以“私营或股份制企业”为参照组）				
机关事业单位		-0.1974*** (0.0153)	-0.1904* (0.1081)	
国有或集体企业		-0.0420*** (0.0098)	0.0175 (0.0693)	
“三资”企业		0.0105 (0.0084)	-0.0898 (0.1165)	
其他		-0.1399*** (0.0110)	-0.2381** (0.0981)	
行业（以“制造业”为参照组）				
建筑业		0.0493*** (0.0104)	0.1171 (0.1117)	
居民服务、修理和其他服务业		-0.1060*** (0.0122)	0.0473 (0.1167)	

童年迁移经历对农村流动人口成年时期收入的影响

(续表 4)

住宿餐饮业		-0.0885*** (0.0115)	0.0525 (0.1142)	
批发零售业		-0.0696*** (0.0125)	0.1080 (0.1293)	
其他		0.0240*** (0.0080)	0.0327 (0.0759)	
兄弟姐妹数量				1.2238*** (0.0810)
降水量				-0.0011*** (0.0002)
常数项		6.3638*** (0.0734)	5.0167*** (0.6584)	0.4833 (0.9871)
省份固定效应	已包含	已包含	已包含	已包含
样本量	28913	28913	28913	28913
Pseudo R ²		0.218	0.276	0.167

注: ①括号内数字为 Bootstrap 抽样 1000 次得到的标准误, ②***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

表 5 AIPW 模型迁移方程和收入方程的估计结果

变量	预测收入	收入方程		迁移方程
		童年无迁移经历组	童年有迁移经历组	童年是否有迁移经历
童年无迁移经历	8.1892*** (0.0028)			
童年有迁移经历	8.0762*** (0.0314)			
性别		0.2806*** (0.0056)	0.1331*** (0.0345)	0.3471*** (0.0668)
年龄		0.0894*** (0.0049)	0.1898*** (0.0342)	-0.0673 (0.0704)
年龄的平方		-0.0014*** (0.0001)	-0.0031*** (0.0006)	-0.0029** (0.0014)
是否党员		0.0485*** (0.0134)	0.3185*** (0.1091)	
受教育年限		0.0252*** (0.0011)	0.0021 (0.0072)	
职业 (以“一般生产运输业有关人员”为参照组)				
无固定职业或其他人员		-0.0996*** (0.0142)	-0.1490** (0.0729)	
农林牧渔业生产人员		-0.2678*** (0.0405)	-0.6006*** (0.1551)	
服务业人员		-0.0221*** (0.0083)	-0.0498 (0.0475)	
国家机关或企业负责人等人员		-0.0378** (0.0172)	-0.2196** (0.1053)	
专业技术人员		-0.0414*** (0.0085)	-0.0523 (0.0531)	
单位性质 (以“私营或股份制企业”为参照组)				
机关事业单位		-0.1996*** (0.0148)	-0.2063*** (0.0747)	
国有或集体企业		-0.0427*** (0.0097)	-0.0134 (0.0562)	
“三资”企业		0.0114 (0.0084)	0.0093 (0.0602)	
其他		-0.1385*** (0.0114)	-0.2292*** (0.0652)	
行业 (以“制造业”为参照组)				
建筑业		0.0498*** (0.0102)	0.1328** (0.0672)	
居民服务、修理和其他服务业		-0.1060*** (0.0118)	-0.0041 (0.0655)	
住宿餐饮业		-0.0876*** (0.0123)	-0.0017 (0.0658)	

(续表 5)

批发零售业		-0.0690*** (0.0121)	0.0168 (0.0688)	
其他		0.0250*** (0.0082)	0.0359 (0.0502)	
兄弟姐妹数量				1.2238*** (0.0841)
降水量				-0.0011*** (0.0002)
常数项		6.3826*** (0.0700)	5.1474*** (0.4497)	0.4833 (0.9475)
省份固定效应	已包含	已包含	已包含	已包含
样本量	28913	28913	28913	28913
Pseudo R ²		0.220	0.266	0.167

注: ①括号内数字为 Bootstrap 抽样 1000 次得到的标准误, ②***和**分别表示在 1% 和 5% 的水平上显著。

表 6 童年迁移经历对农村流动人口成年时期收入处理效应的估计结果

估计模型	平均处理效应 (ATE)	标准误
IPWRA	-0.092***	0.025
AIPW	-0.113***	0.031

注: ①标准误为 Bootstrap 抽样 1000 次得到, ②***表示在 1% 的水平上显著。

此外, 借鉴 Wang et al. (2021) 的思路, 为了检验模型估计结果是否会受到记忆偏差引起的变量赋值错误的影响, 本文在随机删除部分样本后再次进行估计。通过随机删除部分样本的方法进行稳健性检验的原理是, 如果受访者可以准确地回忆并且报告出童年迁移的有关信息, 那么样本被随机删除前后的估计结果不应出现较大差异。本文在分别随机删除了 5% 和 10% 的样本后发现各估计结果保持不变^①。因而, 这再次证明了本文的估计结果具有稳健性。

(三) 中介效应检验

根据本文前述模型设定, 本节使用中介效应模型对童年迁移经历影响农村流动人口成年时期收入的机制进行实证检验。中介变量的选取主要基于第二部分“理论基础与机制分析”中的相关讨论, 本文试图考察童年迁移经历是否通过受教育年限、健康状况、原有社会资本和新增社会资本的改变来影响农村流动人口成年时期收入。受教育年限的定义在前文已做说明, 不再赘述。健康状况采用自评健康状况来表征。自评健康状况综合反映了受访者对自身健康状况的认知, 因此一定程度上可以作为健康状况的代理指标。其赋值方法是: “生活不能自理”赋值为 1, “不健康但生活可以自理”赋值为 2, “基本健康”赋值为 3, “健康”赋值为 4。原有社会资本采用“是否在流入地参加老乡会或家乡商会”来表征, 在流入地参加老乡会或家乡商会赋值为 1, 否则为 0。新增社会资本采用“是否在流入地参加工会或志愿者协会或同学会或其他组织”来表征, 在流入地参加工会或志愿者协会或同学会或其他组织赋值为 1, 否则为 0。本文分别采用 OLS 回归和有序 Logit 回归考察童年迁移经历对农村流动人口受教育年限和健康状况的影响, 采用 Probit 回归考察童年迁移经历对农村流动人口原有社会资本和新增社会资本的影响。本文对(5)式进行回归, 童年迁移经历对中介变量影响的估计结果如表 7 所示。

^①限于篇幅, 本文未报告随机删除 5% 和 10% 的样本后的估计结果, 读者如有需要请联系笔者索取。

进一步地, 本文对(6)式进行回归, 估计结果如表8所示。

首先考察受教育年限和健康状况的影响。表7回归1和回归2的估计结果表明, 童年是否有迁移经历的系数为负, 但该变量对农村流动人口受教育年限和健康状况的影响不具有统计上的显著性。参考温忠麟和叶宝娟(2014)的研究, 本文使用Bootstrap法对表7回归1童年是否有迁移经历的系数与表8回归1受教育年限的系数的乘积、表7回归2童年是否有迁移经历的系数与表8回归2健康状况的系数的乘积进行检验, 检验结果均在5%的显著性水平上拒绝原假设 $b_1c_2 = 0$ (见表9), 说明中介变量的间接效应显著。由表8回归1和回归2的估计结果可知, 童年有迁移经历对农村流动人口成年时期收入具有显著的负向影响, 而受教育年限和健康状况的提升对农村流动人口成年时期收入具有显著的正向影响, 即 c_1 显著且 c_1 与 b_1c_2 的符号一致, 说明受教育年限和健康状况具有部分中介效应。

其次考察原有社会资本的影响。表7回归3和表8回归3的估计结果表明, 童年有迁移经历对农村流动人口原有社会资本具有显著的负向影响, 原有社会资本对农村流动人口成年时期收入具有显著的正向影响, 即 b_1 和 c_2 均显著, 说明中介变量的间接效应显著。由表8回归3的估计结果可知, 童年有迁移经历对农村流动人口成年时期收入具有显著的负向影响, 即 c_1 显著且 c_1 与 b_1c_2 的符号一致, 说明原有社会资本具有部分中介效应。

最后考察新增社会资本的影响。表7回归4和表8回归4的估计结果表明, 童年有迁移经历对农村流动人口新增社会资本具有显著的正向影响, 新增社会资本对农村流动人口成年时期收入具有显著的正向影响, 即 b_1 和 c_2 均显著, 说明中介变量的间接效应显著。由表8回归4的估计结果可知, 童年有迁移经历对农村流动人口成年时期收入具有显著的负向影响, 即 c_1 显著且 c_1 与 b_1c_2 的符号相反, 说明新增社会资本具有遮掩效应。

表7 童年迁移经历对中介变量影响的估计结果

变量	受教育年限	健康状况	原有社会资本	新增社会资本
	回归1	回归2	回归3	回归4
童年是否有迁移经历	-0.0674(0.0821)	-0.0963(0.1133)	-0.1934*** (0.0557)	0.0746* (0.0430)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已包含	已包含	已包含	已包含
样本量	28913	28913	20996	26451
R ² /Pseudo R ²	0.334	0.028	0.037	0.075

注: ①括号内数字为稳健标准误, ②***和*分别表示在1%和10%的水平上显著。

表8 童年迁移经历、教育、健康和社会资本对农村流动人口成年时期收入影响的估计结果

变量	农村流动人口成年时期收入			
	回归1	回归2	回归3	回归4
童年是否有迁移经历	-0.1163*** (0.0164)	-0.1163*** (0.0163)	-0.1076*** (0.0203)	-0.1194*** (0.0168)
受教育年限	0.0245*** (0.0011)			
健康状况 (以“生活不能自理”为参照组)				

(续表 8)

不健康但生活可以自理	0.3894*** (0.0653)			
基本健康	0.6318*** (0.0171)			
健康	0.6662*** (0.0153)			
原有社会资本	0.0474*** (0.0064)			
新增社会资本	0.0369*** (0.0057)			
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已包含	已包含	已包含	已包含
样本量	28913	28913	20996	26451
R ²	0.225	0.211	0.208	0.213

注: ①括号内数字为稳健标准误, ②***表示在 1% 的水平上显著。

表 9 受教育年限、健康状况中介效应的 Bootstrap 检验

中介变量	估计系数	标准误	95%置信区间
受教育年限	-0.1162**	0.0164	(-0.1464, -0.0829)
健康状况	-0.1173**	0.0127	(-0.1435, -0.0882)

注: ①标准误为 Bootstrap 抽样 1000 次得到, ②**表示在 5% 的水平上显著。

(四) 异质性分析

为了更加细致地研究童年迁移经历影响的异质性, 本文进一步分样本分析童年迁移经历对不同性别、迁移年龄、迁移类型的农村流动人口成年时期收入的影响^①。表 10 回归 1 和回归 2 的估计结果显示, 就性别而言, 童年迁移经历对男性和女性农村流动人口成年时期收入均会造成显著的消极影响, 但对男性农村流动人口的消极影响更大; 表 10 回归 3、回归 4 和回归 5 的估计结果显示, 就迁移年龄而言, 16 岁以前迁移均会对农村流动人口成年时期收入产生消极影响, 其中, 6~12 岁时迁移产生的消极影响最大, 6 岁以前迁移产生的消极影响次之, 13~15 岁时迁移产生的消极影响最小; 表 10 回归 6、回归 7 和回归 8 的估计结果显示, 就迁移类型而言, 市内跨县迁移对农村流动人口成年时期收入的消极影响大于省内跨市迁移, 而跨省迁移的影响则并不显著。

表 10 童年迁移经历对不同性别、迁移年龄、迁移类型的农村流动人口成年时期收入影响的估计结果

变量	农村流动人口成年时期收入							
	性别		迁移年龄			迁移类型		
	男性	女性	0~5 岁	6~12 岁	13~15 岁	市内跨县	省内跨市	跨省
	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5	回归 6	回归 7	回归 8
童年是否有迁移经历	-0.1438*** (0.0221)	-0.0771*** (0.0235)	-0.1047*** (0.0330)	-0.1421*** (0.0240)	-0.0996*** (0.0287)	-0.2753*** (0.0545)	-0.1900*** (0.0262)	-0.0260 (0.0201)
控制变量	已控制	已控制						

^①根据性别、迁移年龄和迁移类型分组后处理组的样本量偏少, 若采用双重稳健模型难以估计得到部分回归结果, 因而本文使用 OLS 回归进行异质性分析, 以保证分析的完整性, 但可能对估计结果的准确性造成一定影响。在此特别说明。

(续表 10)

省份固定效应	已包含						
样本量	15991	12922	28113	28296	28178	28003	28201
R ²	0.180	0.143	0.222	0.222	0.222	0.223	0.224

注: ①回归 1 和回归 2 的控制变量中不含有性别, 其余控制变量与表 3 回归 3 相同, 回归 3、回归 4 和回归 5 的控制变量中不含有年龄和年龄的平方, 其余控制变量与表 3 回归 3 相同, 回归 6、回归 7 和回归 8 的控制变量与表 3 回归 3 相同, ②标准误为 Bootstrap 抽样 1000 次得到, ③***表示在 1% 的水平上显著。

五、结论

基于 2017 年全国流动人口卫生计生动态监测调查数据, 本文在运用 OLS 回归分析的基础上又使用 IPWRA、AIPW 以及随机删除部分样本的方法对估计结果进行稳健性检验, 回归结果均证明, 童年迁移经历对农村流动人口成年时期收入具有显著的消极影响。中介效应分析表明, 童年迁移经历会通过对个体的受教育年限、健康状况和原有社会资本产生消极影响降低农村流动人口成年时期收入。同时, 童年迁移经历会对个体的新增社会资本产生显著的积极影响从而提高农村流动人口成年时期收入。分性别、迁移年龄、迁移类型考察童年迁移经历影响的异质性发现, 童年迁移经历对男性农村流动人口成年时期收入产生的消极影响大于对女性的消极影响; 6~12 岁时迁移产生的消极影响最大, 6 岁以前迁移产生的消极影响次之, 13~15 岁时迁移产生的消极影响最小; 市内跨县迁移的消极影响大于省内跨市迁移, 而跨省迁移的影响则并不显著。

乡城人口迁移作为发展经济学重要的研究领域之一, 迁移经历对流动人口产生的影响受到学术界广泛关注。本文对于该问题做了进一步的探讨。首先, 本文将迁移影响的考察范围从当期或者短期扩展至长期, 这也为从生命周期视角出发研究迁移的影响提供了启示。其次, 本文关注的重点不再是父代主动迁移的影响, 而是子代作为被动的随迁者, 童年迁移经历可能对其产生的长期影响。

由于农村劳动力外出务工现象将长期存在, 以及国家层面“强化基本公共服务保障, 加快农业转移人口市民化”的有关政策举措不断落地, “十四五”时期仍将产生大量拥有童年迁移经历的农村流动人口。本文的研究表明, 童年时期经历迁移不利于农村流动人口成年时期收入的提升。而产生这种消极影响的原因可能在于户籍等制度性约束所引发的流动儿童在流入地的就学难和社会融入难等问题。因此, 如何更好地缓解流动儿童在流入地的不利处境, 减轻甚至消除迁移可能带来的短期乃至长期的消极影响, 依然会是中国社会面临的重要问题之一。在推进以人为核心的新型城镇化的过程中, 需要重点关注流动儿童的生存发展状态, 努力消除户籍等制度性约束所导致的流动人口在流入地享受公共服务方面的限制, 让流动人口更好地融入城市, 从而有力地促进居民增收, 实现共同富裕。

参考文献

1. 郭亚平, 2020: 《留守经历及其开始阶段对大学生非认知能力的影响》, 《青年研究》第 1 期, 第 12-23 页。
2. 韩毅初、温恒福、程淑华、张淳淦、李欣, 2020: 《流动儿童歧视知觉与心理健康关系的元分析》, 《心理学报》

第 11 期, 第 1313-1326 页。

3. 黄兆信、曲小远、赵国靖, 2014: 《农民工随迁子女融合教育: 互动与融合》, 《教育研究》第 10 期, 第 35-40 页。
4. 黎煦、朱志胜, 2018: 《回流对贫困地区农村儿童心理健康的影响——基于农村寄宿制学校的实证检验》, 《北京师范大学学报(社会科学版)》第 4 期, 第 26-38 页。
5. 黎煦、朱志胜、陶政宇、左红, 2019: 《回流对贫困地区农村儿童认知能力的影响——基于 137 所农村寄宿制小学的实证研究》, 《中国农村经济》第 9 期, 第 70-87 页。
6. 宁光杰、段乐乐, 2017: 《流动人口的创业选择与收入——户籍的作用及改革启示》, 《经济学(季刊)》第 2 期, 第 771-792 页。
7. 孙文凯、白重恩、谢沛初, 2011: 《户籍制度改革对中国农村劳动力流动的影响》, 《经济研究》第 1 期, 第 28-41 页。
8. 孙妍、林树明、邢春冰, 2019: 《迁移、男孩偏好与教育机会》, 《经济学(季刊)》第 1 期, 第 189-208 页。
9. 唐宁、谢勇, 2019: 《留守经历对劳动者就业质量的影响》, 《中国农村经济》第 12 期, 第 48-64 页。
10. 王广慧、张世伟, 2008: 《教育对农村劳动力流动和收入的影响》, 《中国农村经济》第 9 期, 第 44-51 页。
11. 温忠麟、叶宝娟, 2014: 《中介效应分析: 方法和模型发展》, 《心理科学进展》第 5 期, 第 731-745 页。
12. 吴永源、张青根、沈红, 2021: 《早期留守经历会影响农村大学生的问题解决能力吗——基于全国本科生能力测评的实证分析》, 《复旦教育论坛》第 1 期, 第 82-88 页。
13. 谢建社、牛喜霞、谢宇, 2011: 《流动农民工随迁子女教育问题研究——以珠三角城镇地区为例》, 《中国人口科学》第 1 期, 第 92-100 页。
14. 谢周亮, 2010: 《家庭背景、人力资本与个人收入差异》, 《财经科学》第 5 期, 第 70-76 页。
15. 熊春文、刘慧娟, 2014: 《制度性自我选择与自我放弃的历程——对农民工子弟学校文化的个案研究》, 《北京大学教育评论》第 4 期, 第 48-71 页。
16. 熊景维、钟涨宝, 2016: 《农民工家庭化迁移中的社会理性》, 《中国农村观察》第 4 期, 第 40-55 页。
17. 晏艳阳、邓嘉宜、文丹艳, 2017: 《邻里效应对家庭社会捐赠活动的影响——来自中国家庭追踪调查(CFPS)数据的证据》, 《经济学动态》第 2 期, 第 76-87 页。
18. 于爱华、王琳、刘华, 2020: 《随迁对农民工子女非认知能力的影响——基于家校教育过程的中介效应分析》, 《中国农村观察》第 6 期, 第 122-141 页。
19. 袁梦、郑筱婷, 2016: 《父母外出对农村儿童教育获得的影响》, 《中国农村观察》第 3 期, 第 53-63 页。
20. 曾福生、周化明, 2013: 《农民工职业发展影响因素的实证分析——基于 25 个省(区、市)1141 个农民工的调查数据》, 《中国农村观察》第 1 期, 第 78-89 页。
21. 张川川、王靖雯, 2020: 《性别角色与女性劳动力市场表现》, 《经济学(季刊)》第 3 期, 第 977-994 页。
22. 赵树凯, 2000: 《边缘化的基础教育——北京外来人口子弟学校的初步调查》, 《管理世界》第 5 期, 第 70-78 页。
23. 周皓, 2004: 《中国人口迁移的家庭化趋势及影响因素分析》, 《人口研究》第 6 期, 第 60-69 页。
24. Ahern, K., R. Duchin, and T. Shumway, 2014, "Peer Effects in Risk Aversion and Trust", *The Review of Financial Studies*, 27(1): 3213-3240.
25. Baert, Patrick, 1992, *Time, Self and Social Being Temporality within a Sociological Context*, Newcastle: Athenaeum Press,

116-135.

- 26.Chetty, R., N. Hendren, and L. F. Katz, 2016, “The Effects of Exposure to Better Neighborhoods on Children: New Evidence from the Moving to Opportunity Experiment”, *American Economic Review*, 106(4): 855-902.
- 27.Chetty, R., and N. Hendren, 2018, “The Impacts of Neighborhoods on Intergenerational Mobility II: County-Level Estimates”, *The Quarterly Journal of Economics*, 133(3): 1163-1228.
- 28.Du, Y., A. Park, and S. Wang, 2005, “Migration and Rural Poverty in China”, *Journal of Comparative Economic*, 33(4): 688-709.
- 29.Foucault, Michel, 2012, *Discipline and Punish: The Birth of the Prison*, New York: Vintag Books, 3-34.
- 30.Fowler, P. J., L. M. McGrath, D. B. Henry, M. E. Schoeny, D. Chavira, J. Taylor, and O. Day, 2015, “Housing Mobility and Cognitive Development: Change in Verbal and Nonverbal Abilities”, *Child Abuse & Neglect*, 48: 4-118.
- 31.George, Linda, 2014, “Taking Time Seriously: A Call to Action in Mental Health Research”, *Journal of Health and Social Behavior*, 55(3): 251-264.
- 32.Humke, C., and C. Schaefer, 1995, “Relocation: A Review of the Effects of Residential Mobility on Children and Adolescents”, *Psychology: A Journal of Human Behavior*, 32: 16-24.
- 33.Kaivan, M., 2003, “Networks in the Modern Economy: Mexican Migrants in the U.S. Labor Market”, *The Quarterly Journal of Economics*, 118(2): 549-600.
- 34.Long, W., X. Pan, X. Dong, and J. Zeng, 2020, “Is Rented Accommodation a Good Choice for Primary School Students’ Academic Performance?—Evidence from Rural China”, *China Economic Review*, 62, <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2020.101459>.
- 35.Ludwig, J., G. J. Duncan, L. Gennetian, L. F. Katz, R. C. Kessler, J. R. Kling, and L. Sanbonmatsu, 2013, “Long-term Neighborhood Effects on Low-income Families: Evidence from Moving to Opportunity”, *American Economic Review*, 103(3): 226-231.
- 36.Oishi, S., and T. Talhelm, 2012, “Residential Mobility: What Psychological Research Reveals”, *Current Directions in Psychological Science*, 21(6): 425-430.
- 37.Ren, Q., and D. J. Treiman, 2016, “The Consequences of Parental Labor Migration in China for Children’s Emotional Wellbeing”, *Social Science Research*, 58: 46-67.
- 38.Settersten, R. A., and K. U. Mayer, 1997, “The Measurement of Age, Age Structuring, and the Life Course”, *Annual Review of Sociology*, 23(1): 233-261.
- 39.Simmons, R. G., R. Burgeson, S. Carlton-Ford, and D. A. Blyth, 1987, “The Impact of Cumulative Change in Early Adolescence”, *Child Development*, 58(5): 1220-1234.
- 40.Tønnessen, M., K. Telle, and A. Syse, 2016, “Childhood Residential Mobility and Long-term Outcomes”, *Acta Sociologica*, 59(2): 113-129.
- 41.Wang, H., Z. Cheng, B. Wang, and Y. Chen, 2021, “Childhood Left-behind Experience and Labour Market Outcomes in China”, *Journal of Business Research*, 132: 196-207.
- 42.Wang, L., Y. Zheng, G. Li, Y. Li, Z. Fang, C. Abbey, and S. Rozelle, 2019, “Academic Achievement and Mental Health of

Left-behind Children in Rural China: A Causal Study on Parental Migration", *China Agricultural Economic Review*, 11(4): 569-582.

43. Werkman, S., G. K. Farley, C. Butler, and M. Quayhagen, 1981, "The Psychological Effects of Moving and Living Overseas", *Journal of the American Academy of Child Psychiatry*, 20(3): 645-657.

(作者单位: ¹中国人民大学农业与农村发展学院;

²中国农业大学经济管理学院)

(责任编辑: 王 藻)

The Impact of Childhood Migration Experience on the Income of Rural Migrants in Adulthood

LU Ziyuan LONG Wenjin PANG Xiaopeng LI Rui

Abstract: Based on the China Migrants Dynamic Survey data in 2017, this article uses the OLS regression model and dual robust model and finds that childhood migration experience has a significant negative effect on the income of rural migrants in their adulthood. Through mediating effect analysis, it finds that childhood migration experience can reduce the income of rural migrants in their adulthood through a negative impact on their education years, health condition and original social capital. At the same time, childhood migration experience will exert a positive impact on individuals' new social capital, thus improving the income of rural migrants in their adulthood. Heterogeneity analysis finds that childhood migration experience causes a greater negative effect on the income of male rural migrants in their adulthood than female rural migrants. The negative effects of migration are the greatest at the age of 6-12, followed by the migration before 6 years old, and the migration at the age of 13-15 exerts a minimum negative effect. The negative impact of cross-county migration in the city is greater than that of cross-city migration in the province, while the impact of inter provincial migration is not significant. This study provides a new perspective for understanding the effect of migration on individuals' economic welfare and puts forward policy suggestions to reduce the negative effect of migration.

Keywords: Childhood Migration Experience; Income; Migrant Population; Rural Migrant Worker

村书记村主任“一肩挑”能改善中国村治吗？*

崔宝玉^{1,2} 王孝琨²

摘要：为评估村书记村主任“一肩挑”的实施效应，本文在梳理“一肩挑”实施的制度背景和历史演进基础上，利用2019年中国农村家庭追踪调查数据，从主观效能和客观效能两个层面考察了实行“一肩挑”对乡村治理效能的影响及作用机制。研究表明：其一，实行“一肩挑”显著提升了农户主观层面的治理效能，但对客观层面的治理效能没有显著促进作用。其二，上级政府传递的支持“一肩挑”的政治信号对“一肩挑”实施效果起到正向促进作用，但强力的推动方式未能达到预期效果。其三，“一肩挑”实施效果会随着时间累积而增进，而且，在中型、中部地区、有1~2个大姓和集体经济收入较高的村，“一肩挑”的实施效果更为明显。其四，实行“一肩挑”会通过集体行动机制、组织动员机制和政治关联机制提升村“两委”的集体行动能力、组织动员能力和凝聚共识能力，进而提升乡村治理效能。

关键词：“一肩挑” 乡村治理 治理效能 政党治理 政策演进

中图分类号：F306.4 文献标识码：A

一、引言

治理有效是乡村振兴的要求之一。党的十九大报告提出，“加强农村基层基础工作，健全自治、法治、德治相结合的乡村治理体系”。改革开放以来，以村民自治为核心的乡村治理体系建设成效突出。然而，随着“乡土中国”向“城乡中国”深刻转变（刘守英和王一鸽，2018），当下城乡关系、国家与社会关系、乡村社会结构和乡村产业结构已发生巨大变化，对乡村治理的体制机制提出了新的要求。一方面，城市对乡村的资源要素输入以及乡村新型业态的快速发展对乡村资源整合的要求越来越高；另一方面，乡村社会结构松散化、乡村共同体离散化、社会自组织失效等却导致乡村治理“政社失灵”（李春根和罗家为，2020）。在此背景下，各级政府尤其是中央政府将党政融合作为破解乡村治理困境的重要路径，继而发出了积极推进村书记村主任“一肩挑”（以下简称“一肩挑”）的政治信号。2018年以来，中央颁布了《中国共产党农村基层组织工作条例》《关于建立健全城乡融合发展体制机制和政策体系的意见》等一系列文件，均提出全面推行村党组织书记通过法定程序担任村委

*本文系国家自然科学基金面上项目“数字化转型背景下新农人参与对农民合作社多维绩效的影响机制及其效应研究”（项目编号：72173001）的阶段性成果。

会主任和村级集体经济组织、合作经济组织负责人，以期破解乡村治理困境，改善中国村治。那么，受到各级政府高度重视的“一肩挑”政策能有效改善中国村治吗？这是本文试图回答的问题。

从地方实践看，如果“一肩挑”在运行中可以形成自我维系和演进的自治系统，那么全面推行“一肩挑”就可能是有效的。但是，地方政府在贯彻执行中央政策时有自己的政治逻辑和行动逻辑，对中央政府的政策要求在执行时往往是层层加码和顶格管理（凌争，2020）。《乡村振兴战略规划（2018—2022年）》从方向性上提出“大力推进村党组织书记通过法定程序担任村民委员会主任和集体经济组织、农民合作组织负责人”，各级地方政府对于“一肩挑”的村庄比例则做出具体要求。例如，在省级层面，黑龙江省要求2019年“一肩挑”的比例提升到80%以上^①；在市级层面，甘肃省酒泉市要求所有村庄于2020年底全部实现“一肩挑”^②；在乡镇层面，广州市石碁镇也要求在2021年村“两委”换届，村书记100%实现“一肩挑”^③。由此可见，基于响应中央政府要求和推动基层治理的考虑，地方政府尤其是基层政府往往采取“一步到位”的形式来执行任务，而缺乏更有弹性和适应性的推进方式，导致“一肩挑”政策的执行“千村一面”。如果说“一肩挑”能很大程度上改善中国村治，那么在一定程度上尊重农民意愿前提下，这种推行模式似乎也无可厚非。但是，如果“一肩挑”没有显现出更好的治理效能，那么这种激进、缺乏弹性的推进方式可能就值得商榷。实际上，借鉴整合治理、协同治理等理论，这种方式既有可能会因为约束性制度安排不足陷入监督困境，也有可能会因为付出与收益不对等产生诸如不行动、“搭便车”甚至退出协同系统的“合力困境”（李肆，2020）。

从既有文献看，关于“一肩挑”的研究主要从利弊分析、生成逻辑、困境挑战、发展路径和村民自治实践效果评价等方面展开。梳理对“一肩挑”实施效果评价的相关研究发现，既有文献形成了支持肯定、怀疑否定两类截然不同的观点。持支持肯定观点的研究认为，“一肩挑”主要能够从化解村“两委”矛盾冲突、减轻经济负担两个方面提高乡村治理效率。例如，唐鸣和张昆（2015）通过分析“一肩挑”的实践发展，认为“一肩挑”是精简人员、提高效率的有效手段。董江爱（2005）通过实地观察20个村庄的村“两委”换届，指出国家政权机构与村民自治制度的冲突是村“两委”关系对立的主要原因，“一肩挑”是解决这类冲突的最佳选择。徐增阳和任宝玉（2002）提出，“一肩挑”通过人事重合和资源整合对化解村党支部与村委会之间的冲突是有效的。持怀疑否定观点的研究主要从村庄内部结构、村民自治空间以及职务身份重合的视角出发指出，“一肩挑”不能解决乡村治理的困境。比如，陈涛和吴思红（2007）从村庄结构性冲突的视角指出，派系斗争才是村书记村主任二者关系不和的主要根源，“一肩挑”对基层治理冲突的解决是有限的。李鑫诚（2017）结合案例反思了乡村权力下沉治理模式的运行策略，认为“一肩挑”模式挤压了基层自治的内生活动空间。文丰安（2012）

^①参见《集中力量解决龙江百姓最关心的问题》，http://mzzt.mca.gov.cn/article/zt_2020gzhly/dfmzcxldxl/201912/20191200022448.shtml。

^②参见《酒泉市出台加强村党组织带头人队伍建设28条措施》，https://www.sohu.com/a/349595244_749756。

^③参见《石碁镇召开2021年村（社区）“两委”换届筹备工作会议》，http://www.panyu.gov.cn/zwgk/zfxxgkml/xxgkml/zwdt/zjxx/s127zzf/content/post_6871845.html。

认为，在村书记、村主任双重职务身份集于一人的情况下，“一肩挑”既有可能过度强化党组织功能而蚕食村民自治活动空间，也有可能为赢取村民选票而弱化党建引领。可见，对“一肩挑”实施效果评价的相关研究存在分歧，未得到一致性的结论。

从研究方法看，既有文献主要通过实地调查、案例分析和理论分析对“一肩挑”实施效果展开研究，绝大部分文献局限于小样本的案例分析和基于质性研究的思辨性分析，缺乏基于大样本的实证检验。中国是一个典型的“非均质国家”，由于地域与制度环境的差异，基于小样本案例反映的中国农村实际情况所做的研究，其结论推广性不足，再加上研究者对现象解释的偏差，难以对“一肩挑”的实施效果得出一致和可信的研究结论。因此，有必要对“一肩挑”的实施效果进行基于大样本的检验，进而全面评估该项政策实施的科学性和继续实施的可能性。鉴于此，本文利用2019年中国农村家庭追踪调查数据，实证分析“一肩挑”对乡村治理效能的影响及作用机制，并探讨中央政府和地方政府应如何作为以保证“一肩挑”的实施效果，以期为“一肩挑”的实施与完善提供经验证据。

二、“一肩挑”实施的制度背景与历史演进

（一）“一肩挑”实施的制度背景

“一肩挑”是改革开放以来中国实行基层政治体制改革的产物，主要构成要素包括职能上党务和政务分开、人事上村书记和村主任权力合并。“一肩挑”的实践与推行是与城乡关系、国家与社会关系、乡村社会结构和乡村产业结构的场景转换甚至场景重构密切相关的，在村书记和村主任的角色定位与权力关系、村书记组织能力和党的支配整合程度^①上也具有不同表现和要求。

首先，从城乡关系看，改革开放以来，城乡关系呈现紧张—缓和—融合的历史演进路径^②，使乡村治理对“一肩挑”的需求日益增强。党的十一届三中全会之后，由于长期城乡二元分治的惯性，城乡良性协调互动的有效机制尚未根本建立，城乡发展仍然处于失衡的状态。为保障村民的利益并呼应村民的诉求，生产大队改建为行政村，建立村民委员会，同时赋予村主任“保护型经纪人”^③的地位。此时，乡村治理对“一肩挑”的诉求并不强。党的十六届三中全会之后，“统筹城乡经济社会发展”的发展路径使城乡关系趋于缓和，城乡资源配置更多地表现为国家对农业农村的“多予少取”，部分

^①根据唐文玉（2020）对政党支配式整合治理的诠释，本文将村“两委”借助党的统合力对乡村主体及其资源的统筹安排称为“党的支配式整合”。当村“两委”掌控资源少、与乡村主体缺乏联结载体、乡村主体对资源整合需求不高时，党的统合力对乡村主体及其资源的整合程度较低，表现为党的支配整合程度低；当村“两委”掌控一定资源但与乡村主体缺乏联结载体、乡村主体对资源整合需求不高时，党的统合力脱嵌于对乡村主体及其资源的整合，表现为党的游离式支配整合；当村“两委”掌控一定资源且存在联结载体、乡村主体对资源整合需求较高时，党的统合力有益于对乡村主体及其资源的有效整合，表现为党的应援式支配整合。

^②本文对城乡关系演进阶段的划分借鉴了刘俊杰（2020）对中国城乡关系演变的研究。

^③“保护型经纪人”和“营利型经纪人”来自杜赞奇（2010）对基层组织角色的划分。本文中，“保护型经纪人”指村主任扮演着庇护民众、保护村民利益的角色，“营利型经纪人”指村主任扮演着争夺乡村资源、捞取自身利益的角色。

村主任出现由“保护型经纪人”向“营利型经纪人”转变的趋势。此时，实行“一肩挑”成为减少村庄利益纷争的一项选择。党的十九大之后，城乡资源配置更多地表现为公共资源要素向农村流动，对乡村治理提出了更高要求，而“党政分治”下的部分村主任趋于淡薄的责任意识和兼职式治理所面临的付出与收益不对等的行为困境，难以适应新形势下的治理需要，村主任亟须向协作多方、统筹多元利益诉求的“共建共享型”角色转变，乡村治理对“一肩挑”的需求从而凸显出来。

其次，从国家与社会关系看，改革开放以来，国家与社会关系呈现汲取型—服务型—引领型的历史演进路径^①，使村“两委”对“一肩挑”的接受程度日益提高。在计划经济体制向市场经济体制转型时期，“汲取型”国家与社会关系导致村书记与村主任间出现权力抗衡，在农户利益问题上实现协商的可能性较小，村“两委”对“一肩挑”的接受程度较低。随着农村税费改革以及农业补贴等惠农政策的实施，国家与社会关系由“汲取型”向“服务型”转变，但在政策执行压力和利益驱动下，乡村治理危机更多地表现为村庄内生矛盾，人事或权力上的矛盾上升为主要冲突。此时，由上至下的组织意图与村民意愿之间的矛盾和分歧逐渐弥合，村“两委”对“一肩挑”的接受程度提高。乡村振兴战略提出后，国家与社会关系开始向“引领型”转变。乡村治理既需要向上联动主动汲取政策资源与项目资金，又需要通过权力融合破解村“两委”集体行动的困境。此时，“一肩挑”能够有效衔接组织意图与村民意愿，村“两委”对“一肩挑”的接受程度进一步提高。

再次，从乡村社会结构看，改革开放以来，家庭联产承包责任制的推行、民间组织的出现夯实了村民自治的基础（公丕祥，2019）。此时，村党支部承担管理协调工作，村书记动员和组织村民的权威较弱。出于对村“两委”向“政社合一”治理格局嬗变的忧虑，农户对“一肩挑”存有怀疑甚至抵触情绪。随着市场经济的深入发展，经济精英、社会精英等填补了乡村治理的空白并维护了乡村治理权力秩序（全志辉和贺雪峰，2002）。而在一些经济精英与社会精英出现断层和缺失的地区，村书记开始兼任村主任并维持村庄治理。在这个时期，农户对“一肩挑”的认同开始上升。随着城镇化的推进，村庄“空心化”加剧并导致乡村自治空转。同时，社会关系衰退、信任缺失强化了村民个体权利诉求，使乡村治理陷入“精英分利”困境和公共产品供给组织困境。而以村书记为代表的政治精英则以自身对党的政策的解读和贯彻的高效率以及较高的政治素质，通过借助上级权威，在承担乡村治理职能和重构村“两委”组织能力上显示了优势。此时，农户对“一肩挑”的认同进一步提高。

最后，从乡村产业结构看^②，改革开放初期，乡村产业结构单一，传统的粮食生产占据主导地位，村“两委”的工作与农户的生产活动结合得不够紧密，乡村治理支撑政社合作和“一肩挑”的经济动力较为不足。随着市场经济体制改革的推进，“粮食农业”经历了从增加粮食产量转向改变农产品供给结构的过程，要求通过增加资本和科技投入适应市场竞争。此时，村“两委”通过发挥政治优势向上汲取政策资源和项目资金，为农户提供政策和资本支持。但这一时期乡村凝聚力减弱、资源下乡效

^①本文对国家与社会关系演进阶段的划分参考了周飞舟（2006）、景跃进（2019）对国家与社会关系的研究。

^②本文对乡村产业结构演进阶段的划分借鉴了郭芸芸等（2019）对中华人民共和国成立以来中国乡村产业结构演进历程的梳理与刘守英和王一鸽（2018）对城乡中国背景下农业转型特征的表述。

率较低，村集体经济又发展不足，导致干群合作缺乏经济基础，党支部更多地表现为游离式参与治理，支撑“一肩挑”的经济动力并不强。乡村振兴战略实施以来，“粮食农业”开始向多功能农业转型（刘守英和王一鸽，2018）。此时，三产融合以及农村集体产权制度改革、党支部领办合作社等一系列创新村集体经济的发展方式，都需要更强的统合力量整合乡村资源，党政融合推动产业发展成为支撑“一肩挑”的经济动力。

（二）“一肩挑”的历史演进

与上述四个方面的转换进程相呼应，“一肩挑”的历史演进大致经历了三个阶段。第一阶段为“一肩挑”的试点探索时期（1987—2001年），以村主任保护性功能突出、书记与主任权力抗衡、书记组织能力弱、党的支配整合程度低为标志。为了缓解体制上的矛盾，弱化村干部行政权与村民自治权冲突导致的村庄内耗，同时使自上而下的政策能在基层有效落实，提高村“两委”治理效率，在《村民委员会组织法》实施前后，部分省份如山东、广东、海南已试点实施“一肩挑”，这个时期已有个别地方政府出台政策鼓励村书记竞选村主任（唐鸣和张昆，2015）。但在全国层面，中央的态度并不明确，也没有相关政策文件颁布。第二阶段为“一肩挑”的鼓励倡导时期（2002—2017年），以村主任营利性功能突出、书记与主任权力争夺、书记组织能力回归、党的支配整合方式为游离式为标志。为化解人事或权力上的冲突，强化村干部的工作责任心，减少基层干部数量，降低治理成本，2002年7月14日，中共中央办公厅、国务院办公厅发布了《关于进一步做好村民委员会换届选举工作的通知》（中办发〔2002〕14号），明确提出“提倡把村党支部领导班子成员按照规定程序推选为村民委员会成员候选人，通过选举兼任村民委员会成员”，“一肩挑”作为倡导性政策在国家层面首次提出后，中央政府及地方政府还陆续出台了相关文件，并以“四个提倡”为要求，鼓励因地制宜实施村书记村主任“一肩挑”。第三阶段为“一肩挑”的全面推行时期（2018年至今），以主任共建共享功能突出、书记与主任权力融合、书记组织能力强化、党的支配整合方式为应援式为标志。为全方位消除体制上、人事上的冲突，优化村干部队伍整体素质和能力，切实发挥党的协调领导作用，提高乡村治理效能，2018年12月28日，中共中央印发的《中国共产党农村基层组织工作条例》提出，“村党组织书记应当通过法定程序担任村民委员会主任和村级集体经济组织、合作经济组织负责人”。2019年中央“一号文件”提出全面推行“一肩挑”，此后，中央政府出台了大量政策文件不断强化“一肩挑”的政策设计和制度建设，“一肩挑”作为改善乡村治理效能的重要抓手在全国全面推行。虽然“一肩挑”在不同阶段的推行具有不同的目的和实践逻辑，但毫无疑问，其实施总是问题导向的，其最终目标均是解决村“两委”治理困境，提升乡村治理效能。

三、数据、变量与模型

（一）数据来源

本文旨在检验“一肩挑”对乡村治理效能的影响。本文使用的数据来自2019年中国农村家庭追踪

调查^①。该调查数据能够为本研究提供翔实可靠的数据支撑，主要原因有两个：一是该调查数据涵盖中国农村家庭和中国农村社区治理比较完整的信息，具体包括农户家庭结构、农户家庭收入与支出、对基层治理的主观评价以及农村社区治理等信息。二是该调查数据涉及全国29个省（区、市），在村级、省级、全国等层面具有代表性。2019年的调查共涉及1303个社区21825户家庭，考虑到本文仅考察“一肩挑”实施对乡村治理效能的影响，剔除城市社区相关样本后，本文获取737个农村社区层面样本，再将农村社区层面数据依次与农户家庭层面、个人层面数据匹配，获得15436个农户层面样本。由于变量存在缺失值，不同模型中用于回归的样本量会存在差异，具体参见下文的回归分析。

（二）变量选择与定义

1.被解释变量。国家治理效能是运用国家制度进行治理的综合效益体现，是国家制度优势的整体转化成果（何祖坤，2020），可将国家治理效能看作治理主体达成治理目标的程度（谭文邦，2021）。乡村治理效能是指治理主体达成乡村治理目标的程度^②，主要包含治理效果和治理能力两层含义，可以通过经济增长与公平分配、公共产品与公共服务、政治认同与公共参与、社会秩序与治理能力等四个方面来综合评估（郭正林，2005）。孙秀林（2011）认为，公共产品供给是村庄公共利益的实现机制，是乡村治理客观效能的直接表达。农户对乡村治理效能的主观认同则是其考虑自身需求后对乡村治理做出的主观评价，是乡村治理主观效能的直接体现。乡村公共产品供给和农户对乡村治理的主观评价是衡量乡村治理效能的最直接的两类测量指标，只有兼顾二者，才能更为有效地识别、测度和评价乡村治理效能。在乡村公共产品供给上，参考徐琰超等（2015）以人均村集体收入和人均村集体支出衡量乡村公共产品供给的做法，本文选取农村社区人均公共支出反映乡村公共产品供给水平，进而反映乡村治理客观效能^③。在农户主观评价上，农户对村“两委”服务效率和乡村治理民主程度的感知是乡村治理主观效能的重要表征，但中国农村家庭追踪调查中没有直接测量农户对乡村治理民主程度感知的指标。考虑到农户对村干部征求意见频率的感知是反映农户对乡村治理民主程度感知的重要指标，在一定程度上体现了农户对乡村治理过程、治理结果和治理效能的感知，因此，从家庭层面选取农户对村“两委”办事便利程度和村干部征求意见频率的评价这两个指标反映农户对乡村治理的主观感受与态度，进而反映乡村治理的主观效能。数据资料来自农户对“您认为本村村民在村‘两委’办事的便利程度如何？”以及“据您所知，村干部就本村事务向村民征求意见的频率如何？”的回答。

2.核心解释变量。本文计量模型中的核心解释变量为“是否实行‘一肩挑’”，“是”取值为1，“否”取值为0。对于村级层面而言，由于行政村一般很难与地方政府和中央政府“讨价还价”（徐

^①该调查的详细信息可参见浙江大学社会科学研究基础平台，<http://ssec.zju.edu.cn/sites/main/template/news.aspx?id=51026>。

^②无论是乡村公共产品供给水平还是农户对乡村治理的主观认同，既体现了乡村治理的结果，也体现了乡村治理的能力和过程，是乡村治理结果与治理能力的统一。因此，本文选择乡村治理效能作为被解释变量。吴建南等（2011）认为，治理效能与治理绩效只存在细微差异，不应过分放大二者的差异，应根据使用语境进行相应的选择。

^③本文中，农村社区公共支出指的是一般性公共开销，不包括上级政府财政发放的社区工作人员工资（但包括发放给本社区自主聘用人员的工资），也不包括上级政府下拨的专款专用的项目经费开支。

琰超等, 2015), 故很大程度上可将该虚拟变量视为一个外生变量。具体而言, 根据地方试点和探索的经验, 在“一肩挑”实施过程中, 确实存在出于村“两委”成员老龄化等人才匮乏原因而自行实施“一肩挑”的现象。但总体来看, 长期以来形成的村“两委”的结构性矛盾以及村干部对政治资源的趋利性争夺, 使得“一肩挑”的实施主要取决于上级政府政策的推行, 从而表现出较强的外生性。

值得注意的是, 通过政策梳理发现, 自2018年起中国进入“一肩挑”全面推行和强化实施时期。这意味着, 在2018年以前和2018年以后, 由于政府推进方式的差异, “一肩挑”的实施效果可能存在分异。在积极推进的政策环境下, 政府政策执行方式的转变, 可能会导致有条件实行“一肩挑”的村与并不具备执行条件的村均“被动”推行了该项政策, 这与试点探索时期和鼓励倡导时期结合当地情况的因村制宜的推行模式是完全不同的。通过分析中国农村家庭追踪调查数据也发现, 自2018年开始, 实施“一肩挑”的村庄数量急剧上升(样本中2018年实施“一肩挑”的农村社区数量较2017年新增了86个, 增长了45.26%)。全面推行模式很可能使“一肩挑”的实施效果因某些不合理因素而大打折扣甚至产生负面效果。故在考察“一肩挑”实施效果的同时, 本文按“一肩挑”推行年份分组估计并加入问卷调查得到的“上级是否明确要求推行‘一肩挑’”作为调节变量, 以检验政府政策执行方式对“一肩挑”实施效果的影响, 并据此讨论该项政策执行方式的科学性以及可能的改进空间。

3. 控制变量。对“一肩挑”实施效果的检验分别采用了农户层面和社区层面的数据, 为了尽可能克服遗漏变量的影响, 借鉴刘宏和毛明海(2015)的研究, 对农户层面数据, 本文将农户受访者个人特征、农户家庭特征、村庄特征纳入控制变量; 对社区层面数据, 将村书记个人特征、村主任个人特征、村“两委”组织特征、村庄特征纳入控制变量。农户受访者个人特征包括农户受访者性别、年龄、受教育年限和是否为村干部; 农户家庭特征包括农户家庭规模、家庭年收入和是否为低保户; 村庄特征包括村庄户籍人口数、村庄是否有大姓^①、村民受教育结构^②和农村社区人均集体资产; 村书记(村主任)个人特征包括村书记(村主任)年龄、学历、是否有编制和任现职时长; 村“两委”组织特征包括村“两委”总人数、村“两委”成员交叉任职人数和村“两委”成员人均月工资。此外, 本文还控制了地区变量以降低不可观测的区域因素的影响。变量的描述性统计见表1。

表1 变量描述性统计

农户层面			农村社区层面		
变量	均值	标准差	变量	均值	标准差
被解释变量			被解释变量		
村“两委”办事便利程度(十分不便利=1, 不便利=2, 一般=3, 便利=4, 十分便利=5)	3.839	0.931	农村社区人均公共支出(取对数, 原数值单位: 元)	4.156	2.048

^①本文中大姓指该姓氏的人口占村庄总人口的比例在20%以上的姓氏。

^②本文中村民受教育结构通过大专及以上文化程度人口数占比来衡量。

(续表1)

村干部征求意见频率 (不征求=1, 很少征求=2, 偶尔征求=3, 经常征求=4, 频繁征求=5)	2.904	1.309	核心解释变量		
核心解释变量			是否实行“一肩挑” (是=1, 否=0)	0.381	0.486
是否实行“一肩挑” (是=1, 否=0)	0.388	0.487	控制变量		
上级是否明确要求推行“一肩挑” (是=1, 否=0)	0.626	0.484	个人特征		
控制变量			村书记年龄 (单位: 岁)	50.487	8.259
个人特征			村书记学历 (小学及以下=1; 初中=2; 高中、中专=3; 大专=4; 大学=5; 研究生及以上=6)	3.121	0.922
农户受访者性别 (男=1, 女=0)	0.612	0.487	村书记是否有编制 (是=1, 否=0)	0.145	0.352
农户受访者年龄 (单位: 岁)	56.899	12.836	村书记任现职时长 (单位: 年)	7.589	7.133
农户受访者受教育年限 (单位: 年)	6.186	3.378	村主任年龄 (单位: 岁)	49.295	8.559
农户受访者是否为村干部 (是=1, 否=0)	0.054	0.226	村主任学历 (小学及以下=1; 初中=2; 高中、中专=3; 大专=4; 大学=5; 研究生及以上=6)	2.931	0.920
家庭特征			村主任是否有编制 (是=1, 否=0)	0.090	0.286
农户家庭规模 (单位: 人)	3.606	1.807	村主任任现职时长 (单位: 年)	6.231	5.812
农户家庭年收入 (取对数, 原数值单位: 元)	9.983	1.362	村“两委”组织特征		
农户是否为低保户 (是=1, 否=0)	0.099	0.298	村“两委”总人数 (单位: 人)	6.630	2.942
村庄特征			村“两委”成员交叉任职人数 (单位: 人)	2.077	1.763
村庄户籍人口数 (单位: 人)	2170.380	1513.101	村“两委”成员人均月工资 (取对数, 原数值单位: 元)	7.188	1.092
村庄是否有大姓 (是=1, 否=0)	0.753	0.431	村庄特征		
村民受教育结构	0.064	0.071	村庄户籍人口数 (单位: 人)	2143.623	1503.163
地区			村庄是否有大姓 (是=1, 否=0)	0.758	0.428
东部地区 (是=1, 否=0)	0.346	0.476	农村社区人均集体资产 (取对数, 原数值单位: 元)	5.952	2.710
中部地区 (是=1, 否=0)	0.318	0.466	地区		
西部地区 (是=1, 否=0)	0.337	0.473	东部地区 (是=1, 否=0)	0.351	0.478
			中部地区 (是=1, 否=0)	0.315	0.465
			西部地区 (是=1, 否=0)	0.334	0.472

(三) 模型设定与估计方法

本文的基准回归模型设定如下:

$$Efficiency = \alpha_0 + \alpha_1 Take + \alpha_2 CV + \varepsilon \quad (1)$$

$$Efficiency = \beta_0 + \beta_1 Take + \beta_2 Order + \beta_3 Take \times Order + \beta_4 CV + \varepsilon \quad (2)$$

(1) 式中, *Efficiency* 表示被解释变量即“一肩挑”的治理效能, 具体包括“农村社区人均公共支出”“村‘两委’办事便利程度”“村干部征求意见频率”; *Take* 表示“是否实行‘一肩挑’”; *CV* 表示控制变量; ε 为随机误差项。(2) 式中 *Order* 表示“上级是否明确要求推行‘一肩挑’”; *Take* \times *Order* 表示“是否实行‘一肩挑’”与“上级是否明确要求推行‘一肩挑’”的交互项。在估计方法上, 当被解释变量是村“两委”办事便利程度与村干部征求意见频率时, 本文使用有序 Probit 模型进行估计; 当被解释变量是农村社区人均公共支出时, 本文对农村社区人均公共支出额进行对数转换后使用普通最小二乘法进行估计。

四、回归结果与分析

(一) 基准回归结果

表 2 给出了实行“一肩挑”对乡村治理效能影响的估计结果。表 2 回归 1、回归 3 的估计结果显示, 实行“一肩挑”显著提升了村“两委”办事便利程度和村干部征求意见频率, 即显著提高了农户对乡村治理效能的主观评价, 亦即提升了乡村治理的主观效能。然而, 表 2 回归 5 的估计结果显示, 实行“一肩挑”对农村社区人均公共支出并无显著影响, 即并没有明显提升乡村治理的客观效能。具体而言, 实行“一肩挑”村庄比未实行“一肩挑”村庄的村“两委”办事便利程度更高, 且在 10% 的水平上显著, 实行“一肩挑”村庄比未实行“一肩挑”村庄的村干部征求意见更为频繁, 且在 1% 的水平上显著。这表明, 一方面, 实行“一肩挑”可能增进了村“两委”内部的协调与团结, 增强了“一把手”的责任意识, 提高了办事效率, 因而农户感受到村“两委”办事便利程度提高; 另一方面, “一肩挑”模式下, 由于村书记兼顾政治工作和村务工作, 为避免村民自治空间受到挤压, 向农户征求意见就成为贯彻民主、避免村书记“一言堂”的有效路径, 故村干部征求意见频率显著上升。而实行“一肩挑”对农村社区人均公共支出影响不显著, 原因可能是: 一方面, 基于项目制或“带帽”资金的转移支付主体多为乡镇和县级政府而非行政村; 另一方面, 村集体经济收入较低, 导致实践中村“两委”在公共产品供给方面“脱嵌”问题突出, 即使“一肩挑”也难以显著增加公共产品供给。

表 2 回归 2 和回归 4 分别在回归 1 和回归 3 基础上加入“上级是否明确要求推行‘一肩挑’”虚拟变量和该虚拟变量与“是否实行‘一肩挑’”的交互项。由回归 2 估计结果可知, 交互项在 5% 的水平上显著且系数为正^①, 回归 4 估计结果显示, 交互项在 1% 的水平上显著且系数为正。这表明, 政府推行“一肩挑”的积极态度显著促进了“一肩挑”的实施效果。实际上, 政府支持的体制性优势在诸多领域已得到验证和肯定。上级倡导、鼓励推行“一肩挑”产生治理效能的机理是: 第一, 能够在某种程度上降低村干部履行任务及其程度的选择性, 即降低村干部根据自身利益需要来决定投入时间、

^① 在表 2 回归 2 的估计结果中, “是否实行‘一肩挑’”变量不再显著, 是回归中纳入“是否实行‘一肩挑’”与“上级是否明确要求推行‘一肩挑’”的交互项所致。在进行调节效应分析时, 常以未纳入交互项时的主效应的显著性和系数符号来判断影响的作用方向。

精力多少的选择性，同时增强村干部办事的积极性；第二，在村庄治理向外生性治理嬗变及村庄治理半行政化取向下（王丽惠，2015），给予村干部通过工作成绩及贡献实现政治升迁、身份转变的机会，能够增强村干部回应农户需求的动力；第三，能够为村干部履行职责和行使权力提供有效保障，有利于打破农村工作中的“不出事逻辑”（贺雪峰和刘岳，2010），提高村干部担当作为的积极性。综上，上级政府传递的支持信息有助于村“两委”行动意愿的形成，从而正向影响“一肩挑”的治理效能。

表2 基准回归模型的估计结果

变量	村“两委”办事便利程度		村干部征求意见频率		变量	农村社区人均公共支出
	回归1	回归2	回归3	回归4		回归5
是否实行“一肩挑”	0.042* (0.023)	-0.008 (0.030)	0.077*** (0.023)	0.025 (0.030)	是否实行“一肩挑”	-0.114 (0.158)
上级是否明确要求推行“一肩挑”		0.068** (0.030)		0.064** (0.031)	村书记年龄	-0.006 (0.011)
是否实行“一肩挑” ×上级是否明确要求推行“一肩挑”		0.140** (0.068)		0.187*** (0.070)	村书记学历	-0.059 (0.109)
农户受访者性别	0.095*** (0.024)	0.098*** (0.024)	0.086*** (0.024)	0.093*** (0.024)	村书记是否有编制	0.291 (0.312)
农户受访者年龄	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	村书记任现职时长	0.012 (0.014)
农户受访者受教育年限	-0.003 (0.004)	-0.003 (0.004)	0.024*** (0.004)	0.024*** (0.004)	村主任年龄	0.012 (0.010)
农户受访者是否为村干部	0.526*** (0.050)	0.522*** (0.051)	0.509*** (0.049)	0.504*** (0.049)	村主任学历	0.302*** (0.105)
农户家庭规模	-0.003 (0.007)	-0.003 (0.007)	0.009 (0.007)	0.009 (0.007)	村主任是否有编制	-0.222 (0.372)
农户家庭年收入	0.010 (0.009)	0.010 (0.009)	0.029*** (0.009)	0.029*** (0.009)	村主任任现职时长	-0.018 (0.016)
农户是否为低保户	0.122*** (0.036)	0.128*** (0.036)	0.164*** (0.036)	0.169*** (0.036)	村“两委”总人数	0.030 (0.036)
村庄户籍人口数	0.000* (0.000)	0.000* (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	村“两委”成员交叉任职人数	-0.059 (0.046)
村庄是否有大姓	-0.039 (0.026)	-0.039 (0.026)	-0.049* (0.026)	-0.049* (0.026)	村“两委”成员人均月工资	0.088 (0.066)
村民受教育结构	-0.339* (0.185)	-0.319* (0.190)	-0.018 (0.187)	-0.041 (0.191)	村庄户籍人口数	-0.000*** (0.000)
常数项1	-1.509***	-1.513***	-0.231* (0.187)	-0.252** (0.191)	村庄是否有大姓	0.072

(续表2)

常数项2	(0.122) -0.878*** (0.120)	(0.124) -0.885*** (0.122)	(0.120) 0.209* (0.120)	(0.122) 0.188 (0.122)	农村社区人均集体资产	(0.162) 0.321*** (0.027)
常数项3	0.044 (0.120)	0.037 (0.121)	0.689*** (0.121)	0.670*** (0.122)	常数项	2.026** (0.869)
常数项4	1.253*** (0.120)	1.246*** (0.122)	1.984*** (0.122)	1.961*** (0.123)	地区虚拟变量	已控制
地区虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制	样本量	618
样本量	9829	9709	9622	9512	R ²	0.267
Pseudo R ²	0.009	0.009	0.011	0.011		

注：①括号内数字为稳健标准误，②***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

(二) 稳健性检验

为确保实证分析结果的可靠性，本文通过以下两种方法开展稳健性检验^①。

1.PSM 检验。本文采用 1:4 近邻倾向得分匹配法评估实行“一肩挑”对乡村治理效能的净效应。首先，平衡性检验结果显示，匹配后样本均值偏差值、B 值大幅度下降，R 值落在[0.5, 2]区间之内，通过了平衡性检验，基本消除了处理组（“实行‘一肩挑’”村庄）与控制组（未“实行‘一肩挑’”村庄）在控制变量上的显著差异。其次，平均处理效应估计结果显示，在控制了个人、家庭和村庄三个层面的可观测因素后，对于实行“一肩挑”的村庄，村“两委”办事便利程度高于未实行“一肩挑”的村庄，且在 5% 的水平上显著；对于实行“一肩挑”的村庄，村干部征求意见频率高于未实行“一肩挑”的村庄，且在 1% 的水平上显著；但实行“一肩挑”并未显著提高农村社区人均公共支出。这表明，“一肩挑”只是提升了农户主观层面的乡村治理效能，这一结果与基准回归结果相吻合。

2.安慰剂检验。本文通过虚构处理组的方式进行安慰剂检验。首先删除现实中实行“一肩挑”的样本，在没有实行“一肩挑”村庄的农户层面样本和农村社区层面样本中分别随机选择 3648 个和 174 个样本作为虚构的处理组，假设样本村庄实行了“一肩挑”。其次分别对主观效能和客观效能两个层面的治理效能进行有序 Probit 回归和普通最小二乘回归。若在虚构处理组的情况下回归结果仍然显著，就说明没有通过安慰剂检验，估计结果可能存在偏误，反之则通过安慰剂检验，能够反向验证估计结果的稳健性。将上述抽样与回归过程重复 20 次，每次安慰剂检验结果均显示，虚构处理组后核心解释变量不显著，即前文回归得出的实行“一肩挑”对主观层面的乡村治理效能具有提升效应是稳健的。

(三) 拓展性分析

1.“一肩挑”推行模式效应的检验。表 3 对样本按照年份分组后的估计结果显示，对于 2018 年以前实行“一肩挑”的样本村而言，在上级政府鼓励倡导推动下，实行“一肩挑”显著提高了乡村治理效能；而对于 2018 年及以后实行“一肩挑”的样本村而言，实行“一肩挑”对治理效能的影响并不显著。需要说明的是，尽管本文所使用的数据的调查年份距 2018 年全国范围内村“两委”换届才仅

^①限于篇幅，本文未报告稳健性检验具体结果，读者如有需要请联系笔者索取。

仅一年，但实行“一肩挑”与村级人事安排、村书记村主任行为响应具有联动性，处于社会空间半径小、信息网络发达的半熟人社会中的农户往往能及时感知村“两委”治理方式的转变，故即便是2018年及以后实行“一肩挑”的效果也是能够被检验到的。由此可见，2018年及以后政府强力推动“一肩挑”的政策效果并不显著。在政策全面推行的过程中，政府投入大量的资源，而这种强力推动方式不仅并未取得显著成效，还产生了巨大的政策实施成本，显然是低效率的。因此，2020年版的《村“两委”换届工作指导手册》提出，“要在有条件的地方”“积极稳妥推行‘一肩挑’”。这也反映了政府在面临政策实施的低效反馈时对政策推行模式的调整。

表3 “一肩挑”推行模式效应的估计结果

主要变量	2018年以前				2018年及以后					
	村“两委”办事便利		村干部征求意见频率		村“两委”办事便利		村干部征求意见频率			
	程度		回归1	回归2	回归3	回归4	回归5	回归6	回归7	回归8
是否实行“一肩挑”	0.050*	-0.031	0.064**	0.015		0.032	0.032	0.005	0.009	
	(0.026)	(0.035)	(0.026)	(0.035)		(0.035)	(0.046)	(0.034)	(0.045)	
上级是否明确要求推行“一肩挑”		0.105***		0.061*			0.007		-0.041	
		(0.035)		(0.035)			(0.045)		(0.044)	
是否实行“一肩挑”		0.229***		0.171**			-0.045		0.036	
×上级是否明确要求推行“一肩挑”		(0.082)		(0.084)			(0.109)		(0.108)	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	
样本量	8636	8516	8462	8352	7185	7125	7140	7082		
Pseudo R ²	0.008	0.008	0.011	0.011	0.009	0.009	0.005	0.005		

注：①括号内数字为稳健标准误，②***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

2.“一肩挑”推行时间效应的检验。乡村治理效能会随着“一肩挑”推行时间的增加而提升吗？考虑到2018年及以后实行“一肩挑”的政策效果并不显著，故本文仅选择2018年以前实行“一肩挑”村庄的农户样本进行回归。以实行“一肩挑”的年限为核心解释变量，加入控制变量后进行有序Probit回归。表4中的估计结果显示，“一肩挑”对乡村治理效能的正向影响随“一肩挑”推行时间的增加而提升。可能的原因是：一方面，“一肩挑”村干部的工作开展随时间累积是一个经验习得的过程，“一肩挑”后村书记的组织协调、资源配置和执行能力不断提升，能够保障村庄公共事务较为高效地完成，进而强化了农户对乡村治理效能的认可。另一方面，乡村治理效能的提升，又强化了村级组织公信力，增强了村“两委”治理的能动性和积极性，形成了村“两委”与农户互动的良性循环，改善了村庄公共治理“亚瘫痪”状态，从而进一步释放了“一肩挑”的政策效果。这也表明，“一肩挑”的政策效果具有时间上的持续性。因此，稳妥、持续地推进“一肩挑”是有必要的。

表4 “一肩挑”推行时间效应的估计结果

主要变量	村“两委”办事便利程度	村干部征求意见频率
	回归1	回归2
实行“一肩挑”的年限	0.004*(0.002)	0.004** (0.002)
控制变量	已控制	已控制
样本量	3878	3771
Pseudo R ²	0.010	0.012

注：①括号内数字为稳健标准误，②**和*分别表示在5%和10%的水平上显著。

3. “一肩挑”推行影响的异质性检验。由于具有不同特征的村在“一肩挑”的实施效果方面可能存在显著差异，为避免政策评估“一刀切”的弊病，下文借鉴郭君平等（2020）的研究，结合数据特征对村庄进行分类：依据不同人口规模按照人口数1400人以下、1400~3000人和3000人以上将村庄依次划分为小型村庄、中型村庄和大型村庄；依据不同地区按照东部地区、中部地区和西部地区对村庄进行分类；依据不同姓氏结构按照无大姓^①、1~2个大姓和3个及以上大姓对村庄进行分类；依据不同村集体经济收入按照无村集体经济收入、村集体经济收入低于中位数和村集体经济收入高于中位数对村庄进行分类。依据上述分类标准对样本进行分组回归，回归中控制变量不再含有相应的分组变量，估计结果如表5、表6、表7和表8所示。

表5按照不同人口规模分组回归的估计结果显示，实行“一肩挑”能显著提升中型村庄、大型村庄的村“两委”办事便利程度，以及小型村庄、中型村庄的村干部征求意见频率。可能的原因是，不同规模的村庄在村务监督组织如理财小组、纪检监督小组等方面存在差异，人口规模越小的村庄村务监督组织缺失越严重，而中型村庄、大型村庄往往有较为健全的村务监督组织，可保障村务监督制度化、规范化，从而降低“一肩挑”模式下权力滥用和腐败滋生的风险，把村书记村主任的权责落到实处，提高村“两委”办事便利程度。而人口规模越大的村庄，社会关联往往越弱，征求意见等民主治理的实施成本也相应增加，导致村干部征求意见频率降低。而中型村庄由于人口规模适中，多兼有村务监督组织健全和征求意见成本低的优势，实行“一肩挑”的治理效能可能是最显著的。

表6按照不同地区分组回归的估计结果显示，“一肩挑”显著提高了东部地区、中部地区村庄的村“两委”办事便利程度和村干部征求意见频率，且对中部地区的村影响更为显著，却显著降低了西部地区村庄的村“两委”办事便利程度和村干部征求意见频率。可能的原因是，东部地区市场化程度较高，经济社会分化程度也较高，以村庄文化经验、村内价值评价系统为代表的社区记忆出现更大程度的流失，而西部地区经济社会分化程度较低，保留较强的社区记忆。根据全志辉和贺雪峰（2002）对村庄权力结构的分析，经济社会分化程度高且具有较强社区记忆的村庄更能将经济资源和传统权威优势集于一身，村级权力最具建构合法性的潜力。东部地区和西部地区村庄要么社区记忆流失严重，要么缺乏优势的经济资源，因而实行“一肩挑”对乡村治理效能的提升效应低于中部地区。

^①本文中大姓指该姓氏的人口占村庄总人口的比例在20%以上的姓氏。

表5 按照不同人口规模分组回归的估计结果

主要变量	小型村庄		中型村庄		大型村庄	
	村“两委”办事便利程度	村干部征求意见频率	村“两委”办事便利程度	村干部征求意见频率	村“两委”办事便利程度	村干部征求意见频率
	回归1	回归2	回归3	回归4	回归5	回归6
是否实行“一肩挑”	0.025 (0.034)	0.079** (0.035)	0.065* (0.036)	0.142*** (0.037)	0.144*** (0.052)	-0.023 (0.052)
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	4052	3980	3855	3768	1901	1853
Pseudo R ²	0.007	0.010	0.010	0.013	0.016	0.013

注: ①括号内数字为稳健标准误, ②***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

表6 按照不同地区分组回归的估计结果

主要变量	东部地区		中部地区		西部地区	
	村“两委”办事便利程度	村干部征求意见频率	村“两委”办事便利程度	村干部征求意见频率	村“两委”办事便利程度	村干部征求意见频率
	回归1	回归2	回归3	回归4	回归5	回归6
是否实行“一肩挑”	0.073* (0.040)	0.101** (0.040)	0.100*** (0.037)	0.168*** (0.037)	-0.120*** (0.045)	-0.101** (0.045)
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	3008	2962	3443	3369	3378	3291
Pseudo R ²	0.009	0.011	0.014	0.014	0.009	0.013

注: ①括号内数字为稳健标准误, ②***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

表7按照不同姓氏结构分组回归的估计结果显示, 实行“一肩挑”能提升无大姓、有1~2个大姓村庄的村“两委”办事便利程度, 也能增加有大姓村庄的村干部征求意见频率。可能的原因是, 以姓氏为纽带的宗族势力仍是乡村社会政治参与的隐性力量, 传统社会遗留的依赖宗族和血缘进行资源配置的机制仍在发挥较大的影响(王丹利和陆铭, 2020)。大姓数目越多的村庄, 宗族势力越多, 派系斗争越严重, 致使村“两委”履职和开展工作面临强大的阻力, 难以有效提升村“两委”办事便利程度。此外, 宗族势力代表着部分村民的共同利益, 对正式权威会起到一定的监督约束作用(齐秀琳和伍骏骞, 2015)。大姓的存在会促使村干部增加向农户征求意见的频率, 从而促进农户参与民主治理。在姓氏结构为1~2个大姓的村, 一般来说派系较少, 且宗族势力又能够起到一定的监督作用, 实行“一肩挑”的治理效能可能更显著。

表8按照不同村集体经济收入分组回归的估计结果显示, 实行“一肩挑”能够显著提升村集体经济收入高于中位数村庄的村“两委”办事便利程度, 且随着村集体经济收入从无到有、由少变多, 实行“一肩挑”对村干部征求意见频率的提升效应增强。可能的原因是, 在村集体经济收入较高的村庄, 进入村级权力体系担任村书记或村主任能获得更大的经济或政治收益, 这增强了村干部的工作积极性和主动性, 提高了村“两委”服务效率。而在村集体经济收入低甚至是无村集体经济收入的“空壳村”, 村干部开展工作往往面临资源严重不足的问题, 付出与收益不对等, 这会挫伤村干部的工作积极性和

主动性，导致村“两委”服务效率降低。

表7 按照不同姓氏结构分组回归的估计结果

主要变量	无大姓		有1~2个大姓		有3个及以上大姓	
	村“两委”办	村干部征求意见	村“两委”办	村干部征求意见	村“两委”办	村干部征求意见
	事便利程度	见频率	事便利程度	见频率	事便利程度	见频率
回归1	回归2	回归3	回归4	回归5	回归6	
是否实行“一肩挑”	0.087* (0.048)	0.050 (0.048)	0.053* (0.032)	0.064** (0.032)	-0.007 (0.032)	0.145*** (0.032)
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	2324	2306	5038	4904	2467	2412
Pseudo R ²	0.010	0.013	0.010	0.011	0.009	0.012

注：①括号内数字为稳健标准误，②***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

表8 按照不同村集体经济收入分组回归的估计结果

主要变量	无村集体经济收入		村集体经济收入低于中位数		村集体经济收入高于中位数	
	村“两委”办	村干部征求意见	村“两委”办	村干部征求意见	村“两委”办	村干部征求意见
	事便利程度	见频率	事便利程度	见频率	事便利程度	见频率
回归1	回归2	回归3	回归4	回归5	回归6	
是否实行“一肩挑”	-0.044 (0.042)	0.072* (0.042)	0.049 (0.040)	0.078* (0.040)	0.074* (0.042)	0.085** (0.042)
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	3189	3124	3496	3406	2890	2852
Pseudo R ²	0.009	0.013	0.012	0.010	0.015	0.015

注：①括号内数字为稳健标准误，②***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

五、“一肩挑”影响村“两委”治理效能的机制分析

结合制度背景，本文从村级治理的困境及村“两委”组织行为变化的角度切入，揭示“一肩挑”提升乡村治理效能的内在作用机制。“一肩挑”通过多种机制影响乡村治理效能的路径并不相同，集体行动机制主要通过化解集体行动困境提高村“两委”服务效率，组织动员机制主要通过突破信任困境提高农户参与治理程度，政治关联机制则通过改善双重脱嵌困境同时提高村“两委”服务效率和农户参与治理程度。

（一）“一肩挑”影响村“两委”治理效能的主要机制

首先，“一肩挑”通过强化集体行动机制提升了村“两委”的集体行动能力，进而提升了村“两委”的服务效率。在乡村政治生态中，根据奥尔森的“集体行动的逻辑”，由于利益冲突和机会主义，村“两委”在面对组织目标时不仅思想难以保持一致且行动也难以保持一致，出现权责失调、“有组织无人负责”的治理困境。通过实行“一肩挑”，村书记与村主任实现人事上的角色重组和功能重构，这使村“两委”的双重实践主体——村党支部和村委会的权力结构一体化，村庄治理结构更加协调。

在整合后的权力结构下，村“两委”以统合型治理的逻辑（张丹丹，2020）协调整合原先分散的治理力量，因而村“两委”工作人员能够围绕具体治理任务进行权责分配与统筹安排，有效克服分权失灵和组织失灵，化解集体行动困境，高效回应农户多元化需求。

其次，“一肩挑”通过强化组织动员机制提升了村“两委”的组织动员能力，进而提升了农户参与治理的程度。农村税费改革以来，基层治理灰色化、“不出事逻辑”盛行、村庄公共性消退、资源消解自治等（李祖佩，2012；贺雪峰和刘岳，2010；贺雪峰，2019）致使乡村治理存在普通村民对组织权威认同降低的治理困境。通过实行“一肩挑”，充分开发基层党组织的内在社会功能，立足党的群众工作，增进村民对村“两委”的信任，有助于村“两委”加强与农户的民主对话和提升对农户的组织动员能力，进而保障村民有效参与乡村治理。

最后，“一肩挑”通过强化政治关联机制提升了村“两委”凝聚共识能力，同时提升了村“两委”的服务效率和农户参与治理的程度。“一肩挑”实施后，村书记与村主任的权力责任融合，有助于将政策取向与村民诉求有机结合起来，增强了村“两委”利用政治关联承接涉农资源的能力，通过向上级政府争取更切合村民诉求且支持乡村发展的项目资源，培育壮大村集体经济，实现村庄发展和农户增收。这改变了乡村治理主体的角色定位和行为选择，既增强了村“两委”对农户的领导力，也激发了农户参与治理的活力与动力，进而改善了村级组织与乡镇政权、乡村社会双重脱嵌的治理困境，促进了乡村治理效能的提高。

（二）“一肩挑”影响村“两委”治理效能机制的检验

本文借鉴中介效应模型（参见温忠麟和叶宝娟，2014），采用逐步回归法检验“一肩挑”影响村“两委”治理效能的机制，构建如下回归模型：

$$Inter_Var = \gamma_0 + \gamma_1 Take + \gamma_2 CV + \varepsilon \quad (3)$$

$$Efficiency = \eta_0 + \eta_1 Take + \eta_2 Inter_Var + \eta_3 CV + \varepsilon \quad (4)$$

(3) 式中， $Inter_Var$ 表示中介变量。在(1)式中系数 α_1 显著的基础上，依次检验(3)式中的系数 γ_1 和(4)式中的系数 η_2 ，如果 γ_1 和 η_2 均显著，则中介效应存在；在此基础上，如果 η_1 不显著，则表明存在完全中介效应，如果 η_1 显著且 η_1 与 $\gamma_1 \times \eta_2$ 的符号一致，则表明存在部分中介效应。本文借鉴张洪振等（2020）的做法，并基于数据可得性，选择问卷中的“2018年村党支部共召开支部会议多少次？”“2018年村民代表大会召开了几次？”“本村向社会组织购买服务的资金主要来自哪里（上级政府拨款取值为1，其他取值为0）？”来分别作为检验集体行动机制、组织动员机制和政治关联机制的代理变量，将上述三个中介变量代入(3)式与(4)式回归，进而揭示“一肩挑”影响乡村治理效能的主要机制。由于中介变量选取的是2018年数据，为有效识别因果传导机制，本文剔除2018年及以后实行“一肩挑”的样本进行检验。

由表9中的估计结果可知，“一肩挑”能够通过集体行动机制、组织动员机制和政治关联机制影响乡村治理效能。具体而言，表9回归1的估计结果显示，实行“一肩挑”显著增加了村党支部召开支部会议的次数；回归2的估计结果显示，村党支部召开支部会议的次数影响显著且系数为正，在控制了该中介变量的影响后，实行“一肩挑”对村“两委”办事便利程度的影响依然显著且系数为正。

由此集体行动机制的部分中介效应得以验证。同样，表9回归3、回归4的估计结果充分验证了组织动员机制的部分中介效应，即实行“一肩挑”能够通过增加村民代表大会召开次数提升村干部征求意见频率。表9回归5、回归6、回归7的估计结果显示，“一肩挑”通过政治关联机制提高了村“两委”办事便利程度并增加了村干部征求意见频率，由此验证了政治关联机制存在部分中介效应。综上可知，在城乡关系、国家与社会关系、乡村社会结构和乡村产业结构转型的大背景下，“一肩挑”正是通过集体行动机制、组织动员机制和政治关联机制强化了党的领导，促进了村级权力融合，扭转了村民自治空转，优化了乡村资源配置，进而一定程度上突破了乡村治理的困境。

表9 “一肩挑”对村“两委”治理效能影响机制的检验结果

主要变量	2018年村 党支部召 开支部会 议的次数	村“两委” 办事便利 程度	2018年村 民代表大 会召开次 数	村干部征 求意见频 率	本村向社 会组织购买 服务的基金 主要来源	村“两委” 办事便利 程度	村干部征 求意见频 率
	回归1	回归2	回归3	回归4	回归5	回归6	回归7
是否实行“一肩挑”	0.594* (0.328)	0.049* (0.026)	0.359** (0.173)	0.061** (0.026)	0.237** (0.101)	0.049* (0.026)	0.063** (0.026)
2018年村党支部召开 支部会议的次数		0.005* (0.001)					
2018年村民代表大会 召开次数				0.004*** (0.002)			
本村向社会组织购买 服务的资金主要来源						0.087* (0.050)	0.086* (0.050)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	8761	8522	8787	8347	8906	8636	8462
R ²	0.032		0.028				
Pseudo R ²		0.012		0.011	0.028	0.008	0.011

注：①括号内数字为稳健标准误，②***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

六、结论与政策启示

基于2019年中国农村家庭追踪调查数据，本文在梳理“一肩挑”实施的制度背景与历史演进的基础上分析了实行“一肩挑”对乡村治理效能的影响及作用机制。研究结果表明：其一，实行“一肩挑”显著提升了农户主观层面的治理效能，即提升了农户对乡村治理效能的主观评价，但囿于村集体经济收入较低和财政资源分配体制，实行“一肩挑”对乡村治理客观效能没有显著影响。其二，上级政府传递的支持“一肩挑”的政治信号对“一肩挑”的实施效果起到促进作用，然而，不同推进模式的实施效果具有异质性，基于2018年及以后实行“一肩挑”子样本的回归结果显示，强力推动方式并未起到显著作用。其三，“一肩挑”的实施效果会随着时间的累积而增进，而且，在中型村庄、中部地区、有1~2个大姓并且村集体经济收入较高的村，“一肩挑”的实施效果更为明显。其四，实行“一肩挑”会通过集体行动机制提升村“两委”服务效率，通过组织动员机制提高农户参与治理的程度，

通过政治关联机制同时提升村“两委”服务效率和农户参与治理的程度，从而有效提升乡村治理效能。本文为“一肩挑”实施效果的评价提供了基本面判断和基于大样本的检验。

基于上述结论，本文有效回应了村党组织领导与村民自治关系上的认识误区，认为政党深刻嵌入乡村治理是政府在当下经济社会转型情境下的主动选择，在一定程度上能够改善中国乡村治理。因此，本文总结政策启示如下：首先，结合当地情况推行“一肩挑”是合理的，但缺乏弹性的强力推进模式并不可取。由于农村实践情境的复杂性和多变性，相关政策的推行客观上要求不能采取简单化、“一刀切”的路径，相关政策的执行也不宜采取顶格管理、层层加码的方式，而需要充分结合现实需求因地制宜地差序化推进。其次，在有条件、有需求的村长期推行“一肩挑”能够取得更好的政策效果，同时上级政府应从态度上和行动上给予充分支持，通过赋权量责和选拔晋升、财政支持、报酬兑现等激励手段为村“两委”干部提供保障，吸纳乡村社会精英和经济精英回归乡村治理，更有效地实现国家与社会的衔接和互动。再次，为更好地推进“一肩挑”，应推动村庄政治、经济、社会和法治协同建设，培育壮大村级集体经济，重塑乡村共同体理念，加强乡村法治建设，消除宗族势力引发的利益冲突给“一肩挑”实施造成的阻力，并引导乡村宗族势力等非正式权威积极参与乡村治理。最后，“一肩挑”的实施需充分激活村“两委”集体行动能力并发挥其组织动员、政治关联功能，从而在一定程度上纾解集体行动困境、化解监督难题和突破村民自治瓶颈。具体而言，要通过赋权增能在思想上、行动上整顿涣散的村党组织，增加村民代表大会召开次数以强化民意基础，并积极发掘村庄资源以对接上级政府政策和项目资源，有效提升乡村治理效能。

需要指出的是，本文所指的“一肩挑”是村书记与村主任的人事合并，而2018年12月28日颁布的《中国共产党农村基层组织工作条例》及之后的一系列文件均涉及村书记通过法定程序担任村主任、村级集体经济组织和合作经济组织负责人，“一肩挑”的组织角色更加多样化，“一肩挑”的实施面临新的语境，对乡村治理的影响及其机制可能会更加复杂。而本文对“一肩挑”的分析逻辑可为后续研究提供借鉴。另外，突破数据可得性限制，选取更好的乡村治理效能的衡量指标，以及持续考察新语境下“一肩挑”的治理效能，也是未来研究的重要课题。

参考文献

1. 陈涛、吴思红，2007：《村支书与村主任冲突实质：村庄派系斗争——兼论支书主任“一肩挑”的意义》，《中国农村观察》第6期，第53-61页、第81页。
2. 董江爱，2005：《村级选举中形成的“两委”关系对立及出路》，《华中师范大学学报（人文社会科学版）》第1期，第54-59页。
3. 杜赞奇，2010：《文化、权力与国家：1900—1942年的华北农村》，南京：江苏人民出版社，第24-37页。
4. 公丕祥，2019：《新中国70年进程中的乡村治理与自治》，《社会科学战线》第5期，第10-23页。
5. 郭君平、仲鹭勍、曲颂、谭清香，2020：《宅基地制度改革减缓了农房闲置吗？——基于PSM和MA方法的实证分析》，《中国农村经济》第11期，第47-61页。
6. 郭芸芸、杨久栋、曹斌，2019：《新中国成立以来我国乡村产业结构演进历程、特点、问题与对策》，《农业经

- 济问题》第 10 期, 第 24-35 页。
7. 郭正林, 2005: 《如何评估农村治理的制度绩效》, 《中国行政管理》第 4 期, 第 23-26 页。
8. 何祖坤, 2020: 《论国家制度优势与国家治理效能》, 《云南社会科学》第 1 期, 第 2-9 页、第 185 页。
9. 贺雪峰, 2019: 《如何再造村社集体》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第 3 期, 第 1-8 页、第 155 页。
10. 贺雪峰、刘岳, 2010: 《基层治理中的“不出事逻辑”》, 《学术研究》第 6 期, 第 32-37 页、第 159 页。
11. 景跃进, 2019: 《将政党带进来——国家与社会关系范畴的反思与重构》, 《探索与争鸣》第 8 期, 第 85-100 页、第 198 页。
12. 李春根、罗家为, 2020: 《从总体性支配到社会化整合: 新中国 70 年基层治理现代化的演进逻辑——国家与社会关系的分析视角》, 《华中师范大学学报(人文社会科学版)》第 3 期, 第 40-51 页。
13. 李肆, 2020: 《协同治理中的“合力困境”及其破解——以京津冀大气污染协同治理实践为例》, 《行政论坛》第 5 期, 第 146-152 页。
14. 李鑫诚, 2017: 《乡村权力下沉治理模式的运行策略及其反思》, 《湖北社会科学》第 4 期, 第 22-27 页。
15. 李祖佩, 2012: 《“资源消解自治”——项目下乡背景下的村治困境及其逻辑》, 《学习与实践》第 11 期, 第 82-87 页。
16. 凌争, 2020: 《主动“加码”: 基层政策执行新视角——基于 H 省 J 县的村干部选举案例研究》, 《中国行政管理》第 2 期, 第 87-93 页。
17. 刘宏、毛明海, 2015: 《村领导受教育程度对农村居民非农收入的影响——基于微观数据的实证分析》, 《中国农村经济》第 9 期, 第 69-79 页。
18. 刘俊杰, 2020: 《我国城乡关系演变的历史脉络: 从分割走向融合》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第 1 期, 第 84-92 页、第 166 页。
19. 刘守英、王一鸽, 2018: 《从乡土中国到城乡中国——中国转型的乡村变迁视角》, 《管理世界》第 10 期, 第 128-146 页、第 232 页。
20. 齐秀琳、伍骏骞, 2015: 《宗族、集体行动与村庄公共品供给——基于全国“十县百村”的调研数据》, 《农业技术经济》第 12 期, 第 117-125 页。
21. 孙秀林, 2011: 《华南的村治与宗族——一个功能主义的分析路径》, 《社会学研究》第 1 期, 第 133-166 页、第 245 页。
22. 谭文邦, 2021: 《国家治理效能实现的内在机理和实践路径》, 《社会科学家》第 4 期, 第 20-25 页。
23. 唐鸣、张昆, 2015: 《论农村村级组织负责人党政“一肩挑”》, 《当代世界社会主义问题》第 1 期, 第 3-26 页。
24. 唐文玉, 2020: 《政党整合治理: 当代中国基层治理的模式诠释——兼论与总体性治理和多中心治理的比较》, 《浙江社会科学》第 3 期, 第 21-27 页、第 156-157 页。
25. 全志辉、贺雪峰, 2002: 《村庄权力结构的三层分析——兼论选举后村级权力的合法性》, 《中国社会科学》第 1 期, 第 158-167 页、第 208-209 页。
26. 王丹利、陆铭, 2020: 《农村公共品提供: 社会与政府的互补机制》, 《经济研究》第 9 期, 第 155-173 页。
27. 王丽惠, 2015: 《控制的自治: 村级治理半行政化的形成机制与内在困境——以城乡一体化为背景的问题讨论》,

- 《中国农村观察》第2期, 第57-68页、第96页。
- 28.温忠麟、叶宝娟, 2014: 《中介效应分析: 方法和模型发展》, 《心理科学进展》第5期, 第731-745页。
- 29.文丰安, 2012: 《村民自治的逻辑困境与基层党内民主建设的关系研究》, 《科学社会主义》第1期, 第92-95页。
- 30.吴建南、马亮、杨宇谦, 2011: 《比较视角下的效能建设: 绩效改进、创新与服务型政府》, 《中国行政管理》第3期, 第35-40页。
- 31.徐琰超、杨龙见、尹恒, 2015: 《农村税费改革与村庄公共物品供给》, 《中国农村经济》第1期, 第58-72页。
- 32.徐增阳、任宝玉, 2002: 《“一肩挑”真能解决“两委”冲突吗——村支部与村委会冲突的三种类型及解决思路》, 《中国农村观察》第1期, 第69-74页。
- 33.张丹丹, 2020: 《统合型治理: 基层党政体制的实践逻辑》, 《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第5期, 第17-24页。
- 34.张洪振、任天驰、杨汭华, 2020: 《大学生村官推动了村级集体经济发展吗? ——基于中国第三次农业普查数据》, 《中国农村观察》第6期, 第102-121页。
- 35.周飞舟, 2006: 《从汲取型政权到“悬浮型”政权——税费改革对国家与农民关系之影响》, 《社会学研究》第3期, 第1-38页、第243页。

(作者单位: ¹安徽省乡村振兴研究院;
²安徽大学中国三农问题研究中心)
(责任编辑: 王 藻)

Can the Policy of Village Party Secretaries Serving Concurrently as Village Directors Improve Village Governance?

CUI Baoyu WANG Xiaose

Abstract: In order to evaluate the implementation effect of “one shoulder pole” of village party secretaries and its mechanism, this article examines the institutional background and historical evolution of the policy and investigates its impact and mechanism from the two levels of subjective efficiency and objective efficiency by using the tracking survey data of rural families in China. The results show that, firstly, the implementation of “one shoulder pole” improves the subjective level of governance efficiency of farmers, but it has no significant impact on the governance efficiency at the objective level. Secondly, the political signals of superior government play a positive role in promoting the policy effect, but the mandatory promotion mode fails to achieve the expected effect. Thirdly, the implementation effect of “one shoulder pole” will increase over time, and it is more obvious in medium-sized villages, in central areas of China, as well as in villages with 1-2 big surnames and those having a higher collective income. Fourthly, the “one shoulder pole” policy improves the collective action ability, organization mobilization ability and cohesion ability of the village’s two committees, thus promoting the governance efficiency.

Keywords: “One Shoulder Pole” Policy; Rural Governance; Governance Effectiveness; Party Governance; Policy Evolution

合作社再组织化的实现路径与增效机制* ——基于青海省三家生态畜牧业合作社的案例分析

罗千峰¹ 罗增海²

摘要：再组织化是合作社突破“小、散、乱、弱”发展困境和实现高质量发展的有效途径。本文在对合作社再组织化路径和增效机制进行理论分析的基础上,选取青海省三家生态畜牧业合作社案例,探究合作社再组织化的路径,并从获取制度收益、降低交易成本、实现价值增值三方面揭示合作社再组织化的增效机制。研究结果表明,合作社基于资源禀赋差异选择“社企联合”“社村联合”“社社联合”等不同模式,构建和完善现代畜牧业经营体系、生产体系、产业体系,从而实现再组织化;合作社再组织化通过提高规模经济效益、降低经营风险、实现外部性内在化获取制度收益,通过降低交易频率、资产专用性、交易不确定性降低交易成本,通过提出价值主张、推动价值创造、推进价值共享实现价值增值。

关键词：合作社 生态畜牧业 再组织化

中图分类号：F321.4 **文献标识码：**A

一、引言

农民合作社在完善农村基本经营制度、促进小农户与现代农业发展有机衔接、推进乡村产业发展、保障粮食安全、提高生产效率、提升农民收入、完善减贫机制、加强环境保护等方面的重要作用已被证实(张晓山, 2020; 苑鹏和丁忠兵, 2018; 王志刚和于滨铜, 2019; 来晓东等, 2021; 蔡荣等, 2019; 张晖等, 2020; 刘俊文, 2017)。然而,合作社发展仍面临“小、散、乱、弱”的现实困境(张琛和孔祥智, 2018a; 孔祥智等, 2018; 任大鹏和肖荣荣, 2020; 崔玉泉等, 2020),严重制约其在促进小农户与现代农业发展有机衔接、加快农业农村现代化建设中有效发挥制度优势。

在草原牧区的农民合作社发展过程中,这种困境尤为突出。具体而言,“小”是指合作社经营规模较小。尽管与普通牧户经营相比,合作社经营扩大了生产经营规模,但从实现生产要素的合理配置看,合作社没有达到合理的生产规模,带动牧户发展的作用有限(张瑞荣等, 2018)。此外,由于牧

*本文系中国社会科学院农村发展研究所创新工程项目“中国饲料粮供给安全问题研究”的阶段性研究成果。作者感谢中国社会科学院农村发展研究所苑鹏研究员提出的宝贵意见,当然文责自负。

户退出合作社的成本极低，合作社制度安排具有模糊性与清晰性、感性与理性、个体性与集体性并存的属性（崔宝玉等，2017），这种复杂性和不确定性制约了牧区农民合作社实现适度规模经营。

“散”是指合作社的成员观念散、生产空间分布散、生产资金散。第一，受传统游牧和自给自足生产生活方式的影响，牧户成员相对封闭，以家庭或自然村落为社会交往半径，这与现代生产方式要求的商品化、专业化、社会化相矛盾，为合作社的市场化发展设置了先天性障碍。第二，牧区牧民居住、生产的地理格局十分分散，加之牧区城镇化快速推进和大量牧民进城定居，留在牧区的牧民数量快速减少，其零星分布趋势更加显著（包智明和石腾飞，2020），使得牧区合作社的生产经营更加分散化。第三，农牧户本身就是资金的需求方，他们在加入合作社时无力投入充足的货币资金，使得绝大多数合作社在组建之初就缺乏货币资本的注入，天然地具有资金短缺问题（张连刚等，2016）。此外，现行针对合作社的财政支持政策不具有普惠性，只有少量示范社才能享受补贴或资金支持（马惊鸿，2016）。在这种政府资金支持和补贴力度不足的情况下，牧区合作社发展的资金缺口较为明显，合作社发展面临困难。

“乱”是指合作社治理与管理无序化。牧区的农民合作社大多依靠乡村能人创建，虽然建立了“三会”^①制度，但大多流于形式，存在领办人控制现象。合作社在经营管理上普遍缺乏专业团队，在发展规划上缺乏长期性，产业发展中存在盲目跟风、经营行为短期化等乱象，制约了合作社发展。

“弱”是指合作社缺乏市场竞争力。合作社生产经营没有形成适度规模，存在资金与人才短缺、市场渠道狭窄、成员固守传统生产经营观念等突出问题，直接影响了合作社的市场竞争力。另外，一些地方政府部门存在寻租冲动，导致合作社治理扭曲，合作社内部治理过度受到部分政府官员的影响，使得合作社公平竞争的环境遭到破坏，合作社治理中的机会主义风险也有所增加，制约了合作社的市场竞争力（孙发平和丁忠兵，2015）。总体上看，合作社自主经营程度和市场化水平都较低（萨础日娜，2017），从而在市场竞争中缺乏竞争力。

为了突破单个合作社“小、散、乱、弱”的发展困境，有学者提出通过“社社联合”促进合作社的功能发挥和高质量发展（例如苑鹏，2008；周振等，2014；穆娜娜和孔祥智，2019；刘同山等，2014；张琛和孔祥智，2018b；崔宝玉和孙迪，2018），但是没有深入探讨“社社联合”的实现路径及增效机制，且忽略了合作社资源禀赋的异质性。笔者在实际中观察到，除了“社社联合”，合作社还通过“社企联合”“社村联合”等多种方式突破发展困境，但鲜有文献关注这些不同方式的具体实现路径及增效机制。鉴于此，本文引入“合作社再组织化”概念，在考虑合作社资源禀赋异质性的基础上探讨合作社如何通过再组织化实现高质量发展。为此，本文在对合作社再组织化路径和增效机制进行理论分析的基础上，选取青海省三家生态畜牧业合作社案例，从构建和完善现代畜牧业经营体系、生产体系、产业体系三方面，探究合作社再组织化的不同路径及增效机制，以期为突破合作社发展瓶颈、推进牧区乡村组织与产业协同振兴提供决策参考。

^① “三会”指成员（代表）大会、理事会、监事会。

二、理论分析

（一）合作社再组织化的内涵

社会的组织化是不同群体因某种特定的目标而组织起来，并且以组织的形式创造社会福利或者解决社会问题的过程。组织的环境是动态变化的，因此组织化的过程是持续不断的，即转型中的社会不可避免地经历“再组织化”（reorganization）过程（胡重明，2013）。合作社通过再组织化能够扩大经营规模和市场范围，从而获取制度收益和经济效益。在再组织化过程中，合作社通过业务扩展和产业链延伸有效地与市场对接，可以降低交易不确定性和交易频率（Carlton，1979），同时有效规避专用性资产投资受限、“敲竹杠”频发、收益分配不合理等问题（苑鹏，2013；黄祖辉和高钰玲，2012），有利于单个合作社突破“小、散、乱、弱”的发展困境。本文将“合作社再组织化”定义为合作社通过与其他合作社的“社社联合”，或者“社企联合”“社村联合”等多种模式，进行资源重组与组织重构，解决合作社发展过程中“小、散、乱、弱”困境的过程。

合作社再组织化是一个制度变迁的过程，其动力是获取更大潜在收益。新制度经济学理论认为，制度净收益源于制度收益与制度变迁成本两者间的差异，并决定制度变迁。制度变迁必然会造成规划设计费用、组织实施费用、清除旧制度费用、消除变革阻力费用、制度变革带来的损失、机会成本等交易成本，制度净收益大于零是制度变革和制度创新的必要条件（张曙光，1992）。要获取潜在利润就必须进行制度创新和再安排，而再组织化是制度再安排的一种重要形式。合作社再组织化能够提升合作社的资源整合水平，促进合作社内部和合作社群体形成一个利益共同体（马池春和马华，2020），从而实现规模效益、提升谈判地位，有利于合作社获取竞争优势和制度净收益。

（二）合作社再组织化的实现路径

从全面推进乡村振兴、加速农业农村现代化进程的视角看，构建和完善现代农业经营体系、生产体系、产业体系是合作社再组织化的有效实现路径。“三大体系”虽是相互联系的统一体，但各有侧重。在新发展阶段，现代农业经营体系建设的重点是加快新型经营主体培育，促进小农户与现代农业发展有效衔接，实现农业生产经营的集约化、专业化、组织化、社会化；现代农业生产体系建设的核心是将现代农业生产从依靠传统技术和经验转向依靠科技进步，实现农业生产高质、高效和可持续发展；现代农业产业体系的核心是通过优化产业布局和区域布局，推动一二三产业融合发展，提升农业的质量效益和竞争力水平。现代农业经营体系和生产体系为现代农业产业体系发展提供支撑条件，从而形成相互融合的有机体（见图1）。

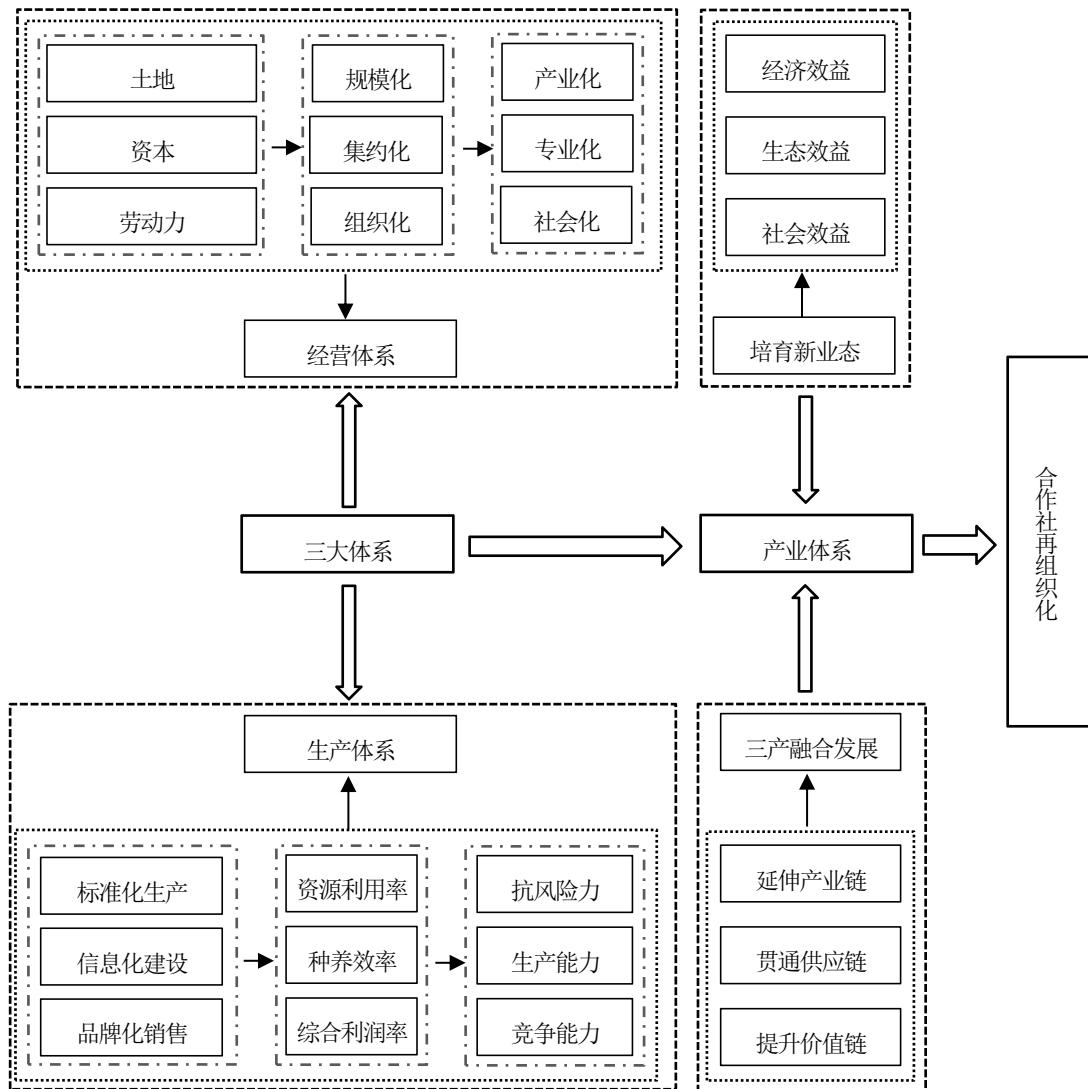


图1 合作社再组织化的实现路径

合作社再组织化的过程就是构建和完善现代农业“三大体系”的过程。具体而言，第一，合作社通过推进土地经营的规模化、资本的集约化、劳动力资源的组织化，实现生产要素的有效配置，促进农业生产的产业化、专业化和社会化水平，从而构建和不断完善经营体系，解决合作社再组织化过程中经营主体培育和经营效益提升等问题。第二，合作社通过推进标准化生产、信息化建设、品牌化销售，可以有效提高资源的综合利用率、种养效率和综合利润率，不断增强合作社的抗市场风险能力、农业综合生产能力和市场竞争力，从而构建和不断健全生产体系，提高合作社再组织化过程中的生产效率。第三，合作社通过发展种养加一体化，催生“农牧结合”“农家乐”等新业态，有利于实现经济效益、生态效益、社会效益和谐统一；并且，合作社通过推进产业链的延伸、供应链的贯通和价值链的提升，可以促进一二三产业融合发展，拓展农民增收空间，从而有效构建和完善产业体系，优化合作社再组织化过程中的产业结构，提升资源要素配置效率。合作社通过构建和不断完善现代农业“三

大体系”实现再组织化，为合作社获取潜在收益创造前提条件。

（三）农民合作社再组织化的增效机制

合作社再组织化的增效机制主要体现在获取制度收益、降低交易成本、实现价值增值三方面。从获取制度收益看，第一，合作社之间的联合或合作可以实现更大范围的联合采购和联合销售，有效解决规模小的发展瓶颈，从而产生新的规模经济效益。第二，合作社通过再组织化可以促进相关业务整合以及生产主体间的有机联合、有效管理，为标准化生产和产品分级销售创造条件，增强集货能力，拓宽销售渠道，扩大市场交易半径，有利于实施“把鸡蛋放在不同篮子里”的避险策略，从而有效降低市场经营风险。第三，合作社再组织化后，通过实施绿色发展战略，可以将草场等自然资源的保护与合理利用转化为合作社生态友好型的品牌产品，并将随之产生的外部费用通过新产品市场定价进一步消化。这是因为市场价格机制能够自动纠正合作社生产经营可能出现的外部性效率偏差，实现社员个人行为与合作社经营效率的激励兼容，从而促进外部性的内在化。

合作社再组织化也可以降低交易成本。首先，合作社再组织化能够增加合作社纵向一体化的能力，强化合作社对原料供应、生产、销售等整个流程的控制能力，促进合作社建立稳定的营销渠道，发展订单生产，从而降低交易频率，减少相关交易费用。其次，合作社再组织化可以弱化自有资产的专用性。合作社之间的联合与合作能够促进合作社内部业务整合和外部业务扩展，带动经营向多样化与多元化发展，增强机械设备、品牌等资产的通用性，促进经营规模扩大和沉淀成本下降。再次，合作社再组织化能够降低不确定性。合作社通过“社企联合”“社村联合”“社社联合”等经营模式，可以进一步完善产业链各主体之间的利益联结机制，强化对资源要素的整合能力和对产品销售渠道的控制能力，构建起“从种子（禽畜）到筷子”“从田间到餐桌”的全产业链模式，降低生产经营的风险和不确定性，减少履约监督成本。

合作社再组织化能够促进价值增值的实现。再组织化不仅能够促进合作社获取制度收益和降低交易成本，还可以通过提出价值主张、推进价值创造、推动价值共享促进合作社构建产业生态系统，进而实现价值增值。首先，合作社通过再组织化能够发挥信息和专业分工优势，把握市场需求导向，为合作社的经营提供产品和服务导向的价值主张，这种价值主张兼顾消费者利益和生产经营者的利益诉求，可以保障价值创造的可持续性（Pera et al., 2016）。其次，在价值主张的引导下，合作社通过再组织化能够更好地为消费者提供满足其需求的产品，推进合作社价值创造，逐步扩大目标消费者群体，进而提高合作社的市场竞争力（Barney, 1991），为价值增值打造坚实的产业基础。再次，合作社通过再组织化可以完善利益联结机制，促进相关经营主体形成利益共同体，通过价值共享实现共赢发展，让社员分享产业链的增值收益，为合作社实现价值增值提供机制保障。

综上所述，在获取更大潜在收益的目标驱动下，合作社通过构建和完善现代农业经营体系、生产体系和产业体系的路径可以实现再组织化，并通过提高规模经济效益、降低经营风险、实现外部经济内在化获取制度收益，通过降低交易频率、资产专用性、不确定性等方式降低交易成本，通过提出价值主张、推进价值创造、推动构建价值共享机制实现价值增值，从而促进合作社经营提质增效和农业农村现代化（见图2）。

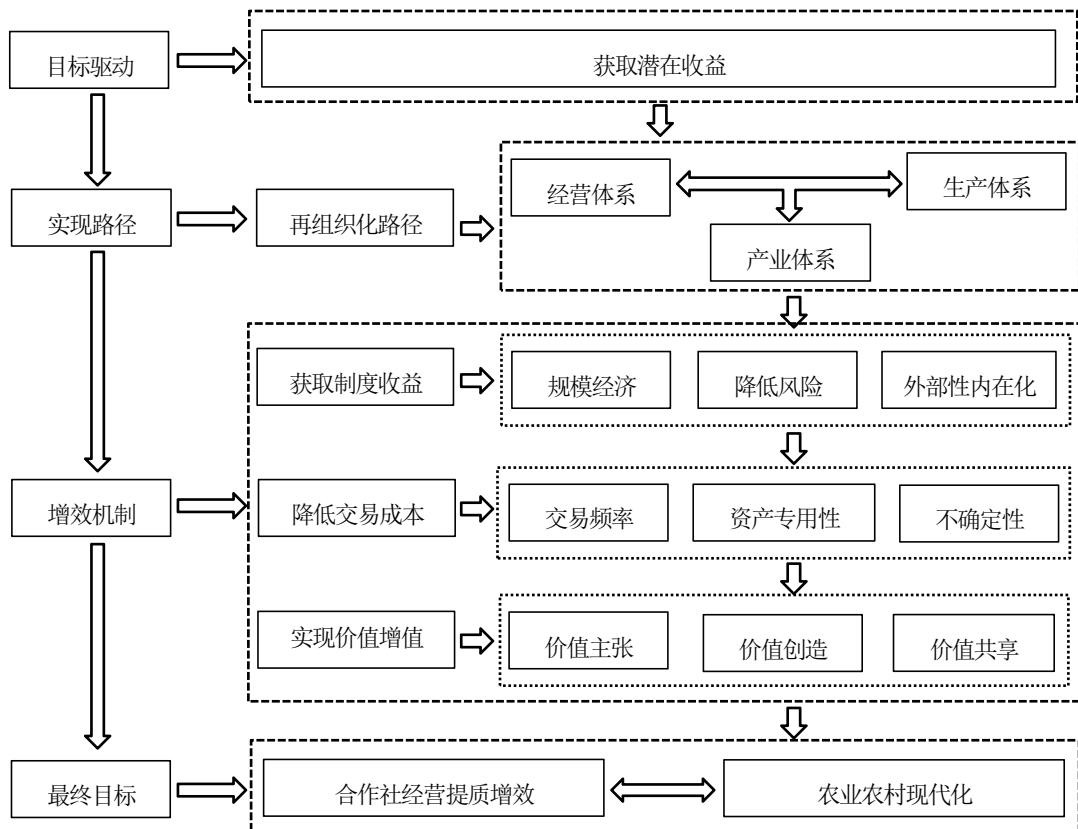


图2 合作社再组织化的增效机制

三、案例选取

(一) 资料来源与案例选取

青海省作为发展牧区畜牧业的典型地区，在发展生态畜牧业合作社方面具有丰富的实践经验。长期以来，超小规模的牧民分散经营模式导致青海省面临畜草矛盾突出、灾害抵御能力差、生产效率低等严重问题。针对草地生态环境不断恶化、牲畜生产力逐年下降、牧民收入增长受限等发展困境，青海省委省政府推进了生态立省战略部署^①，开启了加速推进现代生态畜牧业发展的新阶段。同时，在省政府的积极推动下，各地因地制宜地抓住合作社政策支持机遇，通过资源重组、组织重构组建了一批生态畜牧业合作社。

中国社会科学院农村发展研究所和青海畜牧总站联合调查组于2020年9月赴青海省海西、海北、

^①按照生态立省战略部署，青海省政府于2008年提出了“以保护草原环境为前提，以合理利用草地资源为基础，以转变生产经营方式为核心，以组建生态畜牧业合作社为切入点，以建立草畜平衡机制为手段，从机制体制上创出一条草食畜牧业可持续发展的路子”，对畜牧业生产实行集约化、专业化、产业化发展策略，开启了生态畜牧业新发展模式。

黄南等地区开展了深度实地调查^①。通过对牧区不同类型合作社的理事长、社员代表等人员的访谈，以及与有关部门负责人的座谈，联合调查组针对合作社运营情况形成了大量一手访谈资料。此外，调查组收集了省、市（州）、县三级农牧部门对青海省生态畜牧业合作社的总结资料，为推进本文开展深入的案例研究提供了有力的资料支撑。

青海省牧区生态畜牧业合作社在实现再组织化的过程中，出现了“社企联合”“社村联合”“社社联合”等多种经营模式。合作社通过再组织化，将产业链纵向业务活动从市场整合到组织内部，或者将产业链不同环节和产业间不同功能模块整合到组织内部，可以有效节约交易成本，实现生产的标准化、专业化、统一化，逐步实现多元化经营，从而在充分利用资源、增加收益的同时降低经营风险。本文选取岗龙生态畜牧业专业合作社（下文简称“岗龙合作社”）、哈西娃生态畜牧业专业合作社（下文简称“哈西娃合作社”）、玉舟生态畜牧业联合社（下文简称“玉舟联合社”）作为合作社再组织化的典型案例，分析生态畜牧业合作社再组织化不同路径及增效机制。

（二）案例基本情况介绍

1. 岗龙合作社。青海省果洛藏族自治州甘德县岗龙乡岗龙村地处黄河与西柯曲河相汇之处，是三江源生态保护核心区，平均海拔3950米，是一个纯牧业村，属大陆性高原气候，高寒多风。岗龙合作社于2011年成立，是由2009年8月组建的岗龙村扶贫互助社发展而来的。岗龙村现有牧户178户已全部入社，个体承包经营的草场、牲畜也已全部折股整合入社。岗龙合作社经营业务涉及畜牧业生产、饲草种植、畜产品加工、住宿餐饮服务等。岗龙合作社在扶贫合作社的基础上，通过优化股权结构、治理架构、分配制度，完善合作社经营的组织架构，采用“社企联合”的再组织化方式实现一二三产业融合发展。

2. 哈西娃合作社。青海省海西蒙古族藏族自治州都兰县宗加镇哈西娃村地处柴达木盆地中南部，平均海拔约3000米，是一个传统牧业村，属典型的内陆高原气候，干旱少雨，昼夜温差大，日照时间长。哈西娃合作社于2010年1月成立，现已实现全村41户牧户100%入社、草场和牲畜100%折股入社。在合作社统一经营下，合作社实行大规模减畜，以保障草场生态和畜牧业可持续发展。在发展生态畜牧业的同时，哈西娃合作社依托资源优势，发展枸杞精深加工和“牧家乐”特色休闲旅游业，形成了农牧旅结合的多元产业发展格局。哈西娃合作社通过“社村联合”“社场联合”方式实现再组织化，超越了单纯以畜牧业为主的经营范围，利用资源禀赋优势拓展农牧业功能，实现多元化经营。

3. 玉舟联合社。海西蒙古族藏族自治州天峻县位于青海省东北部，青海湖西侧，柴达木盆地东部，平均海拔4000米以上，地势高峻，气候寒冷，是海西州唯一的牧业县。玉舟联合社于2014年10月成立，由天峻县梅陇生态畜牧业专业合作社、扎德勒生态畜牧业专业合作社等14家经营规范的生态畜牧业合作社联合组建而成。联合社推广以“梅陇模式”为代表的“六统一分”^②股份合作制经营模式

^① 调查组组长为中国社会科学院张晓山研究员，成员除笔者外，还包括中国社会科学院农村发展研究所苑鹏研究员、刘长全研究员、陆雷副研究员、王术坤助理研究员等。

^② “六统一分”管理模式是指统一轮牧、统一配种、统一育肥、统一销售、统一加工、统一防疫和分群养殖。

式，推行牲畜按类专群饲养、草场划区轮牧、劳动力按技能分工，推进畜牧生产经营方式的现代化转型。玉舟联合社实现了跨合作社、跨地区的联合经营，依靠紧密的利益联结机制和生产要素资源优化配置提升市场竞争力，促进畜牧生产现代化。

四、案例分析

（一）合作社再组织化路径

基于前文对合作社再组织化路径的理论分析，笔者利用调查组获取的实地调查资料，深入分析三家生态畜牧业合作社的再组织化过程。

三家合作社都是依托村庄资源，在完成清产核资、成员身份确认的集体产权制度改革基础上成立生态畜牧业合作社，但在合作社发展过程中面临不同困境，具体而言，岗龙合作社面临“散”的瓶颈，哈西娃合作社受到“小”的制约，玉舟联合社存在“乱”和“弱”的短板。为了突破发展困境，三家合作社根据村庄或区域自然资源与组织资源的异质性^①，选择不同模式构建和完善现代畜牧业经营体系、生产体系、产业体系，从而实现合作社再组织化。下文笔者将分别探究各案例合作社实现再组织化的基本路径（见表1）。

表1 三家生态畜牧业合作社再组织化路径的对比分析

	合作社名称		
	岗龙合作社	哈西娃合作社	玉舟联合社
地理位置	果洛藏族自治州甘德县岗龙乡 岗龙村	海西蒙古族藏族自治州都兰县宗 加镇哈西娃村	海西蒙古族藏族自治州天峻县
成立时间	2011年	2010年	2014年
主营业务	牦牛养殖，有机畜产品生产， 住宿餐饮服务	藏羊、牦牛养殖，枸杞种植及深 加工，“牧家乐”特色休闲旅游	藏羊、牦牛养殖，饲料生产，畜产 品加工
经营模式	社企联合	社村联合、社场联合	社社联合
经营体系	以自然村为载体的牧户畜牧生 产和产品统一销售	以自然村为载体的牧户生产、销 售和多元产业发展	跨区域的牧户生产合作社之间的 联合与合作
生产体系	①专业化划区轮牧 ②标准化分群养殖	①专业化划区轮牧 ②标准化分群养殖 ③枸杞种植及深加工	①专业化划区轮牧 ②标准化分群养殖 ③品牌化销售经营
产业体系	“产加销服”一二三产业融合 发展	农牧结合的循环农业和“牧家乐” 休闲旅游新业态；农牧旅多元融 合发展	“六统一分”的一二三产业融合发 展

1. 岗龙合作社：纵向一体化的再组织化突破“散”的发展瓶颈。岗龙合作社饲养牲畜以牦牛为主，面对经营观念分散、生产空间分散、生产资金分散的问题，合作社通过“社企联合”实现再组织化，

^①玉舟联合社是天峻县县域范围的联合社，其成员社所在村庄的自然资源与组织资源情况也影响了联合社再组织化路径的选择。

突破“散”的发展瓶颈。具体而言，在经营体系方面，合作社构建了以自然村为载体的牧户畜牧生产和产品统一销售机制，按照对接市场的要求统一经营和管理合作社资源，为“社企联合”奠定经营体系基础。

在生产体系方面，首先，合作社将草场划定为冬春草场、夏秋草场、租赁草场、饲草基地等区域，并划分若干小区，实行牲畜轮牧，合理利用草场资源；其次，为适应市场对畜产品的消费需求，合作社将牲畜分为母畜（母畜有 63 个群，每群 50 头）、公畜（公畜有 2 个群，每群 100 头）、种畜（种畜有 5 个群，每群 93 头）等组群，进行标准化的科学养殖，为加工企业提供高质量、规模化的牲畜及相关畜产品，积极与果洛金草原有机牦牛肉加工有限公司^①、青海五三六九生态牧业科技有限公司^②、久治县青南畜产品交易市场^③等牦牛肉加工产业化龙头企业、牧业科技公司和畜产品交易市场建立了稳定的合作关系，在强化畜产品销售渠道建设的同时，进一步巩固了“社企联合”的合作基础。

在产业体系方面，合作社不断拓展“社企联合”路径。合作社通过“产加销服”促进一二三产业融合发展。除与加工企业合作外，合作社注重强化自身的加工、销售和服务能力，大力发展二、三产业，先后建成了牦牛奶源基地、牦牛鲜奶加工厂、饲草种植基地等，推出纯牦牛奶、酸奶等系列高端特色乳制品，并根据社员能力和意愿将其合理分配到不同生产岗位，促进了产业转型升级。此外，合作社在畜产品深加工能力逐步提升的基础上推进产品品牌化销售，注册了“鳌胤”专业认证商标，产品附加值和盈利能力不断提升，“社企联合”的综合效益逐步显现。

2.哈西娃合作社：纵向一体化的再组织化突破“小”的制约。面对以单一畜牧业无法突破小规模经营制约的困境，哈西娃合作社在充分利用村庄资源和组织资源的基础上，通过“社村联合”模式实现再组织化，促进合作社农牧旅多元化经营和产业融合发展。在经营体系方面，为寻求发展新动能，合作社积极拓展村庄资源，逐渐从单一的畜牧业生产演变为以自然村为载体的牧户生产、销售和多元产业发展的合作组织，根据组织发展引导牧户利用自身村庄及周边资源进行集约化、专业化生产，提升牧户的组织化程度，夯实“社村联合”的组织基础。

在生产体系方面，合作社采取以草定畜、核减牲畜等措施压缩畜牧业发展规模，并从都兰县宗加镇诺木洪农场承包耕地种植枸杞，通过开展技术培训、鼓励种植转包等方式促进牧民转型，开启“社场联合”经营的新模式。到 2020 年，合作社枸杞种植面积达 1.26 万亩，掌握枸杞种植技术的村民比例高达 80%。在发展枸杞种植业的基础上，合作社逐步拓展经营范围，不断推进枸杞种植区土地流转，通过新建枸杞烘干线和库房逐步打造集烘干区、色选区、包装区为一体的枸杞生产基地，开展农产品深加工和品牌化经营，注册了“诺木洪”品牌商标，实现线上线下同步销售。加工链的延伸大幅提高了枸杞销售价格，特色品牌逐步做大做强。

^①果洛金草原有机牦牛肉加工有限公司成立于 2014 年，主要经营牛羊肉及牛羊副制品加工销售、牛羊肉冷藏储运等业务。

^②青海五三六九生态牧业科技有限公司成立于 2011 年，经营范围包括牲畜饲养、牲畜屠宰、畜产品开发、食品生产等。

^③久治县青南畜产品交易市场成立于 2014 年，经营范围包括活畜交易、牛羊屠宰、生加工、冷藏、牛羊肉零售、牛羊运输等。

在产业体系方面，“社村联合”经营持续升级，合作社促进畜牧业向多元经营业态转产转业，在稳定畜牧业生产和大力发展枸杞种植、精深加工业的基础上，发展“牧家乐”特色旅游业，走出了农牧旅结合的多元化经营之路，促进了一二三产业融合发展。具体而言，合作社依托村庄优势资源推进传统畜牧业向农牧结合发展，专业化生产和市场化程度的提高显著增加了合作社和村集体收入，村庄道路、水利设施、居住环境等条件均得以改善，又为独特的柴达木腹地景观、巨型野生蘑菇、古生物地层遗存“贝壳梁”等旅游资源的开发创造了市场化条件，促进了“牧家乐”休闲旅游新业态快速发展，构建了农牧旅多元融合、产业链纵向延伸发展的产业格局。

3.玉舟联合社：横向一体化的再组织化补齐“乱”和“弱”的短板。生态畜牧业合作社在快速发展的同时面临管理混乱、经营不善、竞争力不足等问题，玉舟联合社通过典型示范推广、优势互补、资源共享的路径发展“社社联合”，实现再组织化，解决了合作社治理无序化和竞争力低下的困扰。在经营体系方面，玉舟联合社以“六统一分”模式推进成员社的股份制改造，构造跨区域牧户生产合作社之间的联合发展体系；同时，为了实现合作社和社员利益最大化，联合社通过末位淘汰的方法实行成员社的动态管理，积极将股份制改造成功的非成员社吸纳到联合社，不断提升合作社规范化运营水平和盈利能力。

在生产体系方面，首先，联合社以“六统一分”模式推进成员社实行划区轮牧和标准化分群养殖。联合社指导成员社综合考虑草场的载畜量、气候、植被覆盖、地形、水源等条件，科学调整草场划区范围和放牧时间。另外，成员社对入股藏羊和牦牛进行整合划群，通过推进牲畜佩戴电子耳标、按等级组群等工作实现规模化养殖。分群养殖极大提高了牲畜的生产性能和养殖效率，降低了养殖成本。经过成员社统一分群养殖后，羔羊6个月即可出栏。分工细化和标准养殖不仅打破了牧民惜售牲畜的传统思维限制，而且大大节约了饲草成本，科学出栏也大大提升了畜产品品质和合作社的盈利水平。其次，玉舟联合社更加注重通过品牌化销售完善再组织化。为打造有机畜产品产业链，提高产品附加值，从2015年开始，联合社与天峻县甘龙食品有限责任公司^①等企业签订了牲畜销售和肉类加工协议。订单农业不仅为牲畜养殖规模化、销售稳定性、经营专业性提供了保障，而且大幅提升了畜产品销售价格。在规模化养殖和规范化经营的基础上，联合社通过注册“玉舟”等系列产品商标推进品牌化经营，盈利能力大幅提升。

在产业体系方面，联合社对入股的牲畜采取“六统一分”管理模式，促进了成员社经营的规范化、规模化和专业化，成员社管理混乱、经营不善、竞争力较弱等问题得到有效解决，也促进了合作社实现跨区域联合发展。2019年，联合社统一出售牲畜19439头（只），实现收入1703万元。在发展畜牧业的基础上，联合社积极引导成员社兴办风干牛肉厂、皮革加工厂、藏式餐厅酒店等，发展二、三产业，积极促进富余劳动力转移，加快了一二三产业融合发展；并且，联合社通过发展“飞地经济”^②，

^①天峻县甘龙食品有限责任公司于2002年成立，主要经营牛羊收购、屠宰、加工、销售、冷藏、运输等业务。

^②“飞地经济”是指打破行政区划限制，通过完善的合作机制在异地发展优势产业或推进相关商业投资，实现优势互补的经济可持续发展模式。

增加了合作组织集体资产，也促进了联合社利益的分享，大幅提升了牧民收入。

（二）合作社再组织化效果

合作社再组织化的增效机制主要体现在获取合作社的制度收益、降低合作社经营的交易成本、促进合作社在生产经营过程中实现价值增值。下文笔者将结合三家合作社的实际案例，探讨合作社再组织化的效果。

1. 获取制度收益。第一，提升规模效益。合作社再组织化改变了合作社小规模、高成本、低效益的生产模式，在统一经营和扩大规模的过程中提升规模效益。三家合作社都通过构建和完善现代畜牧业“三大体系”的路径实现了再组织化，促进了畜牧生产的规模化、标准化和品牌化经营，并从生产资料采购、社会服务需求、产品市场供给等方面获取了更大的规模优势和更强的市场话语权，促进了规模效益提升，显著降低了合作社的平均经营成本，为牧户收入增长提供了保障。岗龙合作社通过纵向一体化的方式延长和完善畜牧业产业链、供应链，通过横向一体化的方式扩大畜牧业经营规模，不断推进畜产品标准化生产，使单位产品成本迅速下降，规模经济效益逐步显现。哈西娃合作社在发展畜牧业的同时，通过土地流转实现枸杞种植的规模化，以种植规模化带动枸杞深加工的规模化和品牌化发展，并开发“牧家乐”等旅游项目，获取农牧旅结合的多元规模效益，促进了新产品的开发和产品竞争力的提升，经济效益也得到进一步提升。玉舟联合社通过联合14家合作社实现了更大力度的资源整合，在成员社普遍推行“六统一分”的经营模式，突破了单一合作社规模有限、带动力不强等瓶颈，不仅促进了生产规模的扩大，而且开拓了市场，规模效益进一步凸显。

第二，降低经营风险。合作社再组织化提升了合作社与大市场的衔接能力，降低了经营风险。三家合作社在规模化发展的基础上实现生产经营的专业化，并参与到社会化大分工中，通过纵向一体化或横向一体化与上下游产业链建立稳定的业务关系，降低了市场价格波动带来的市场风险。同时，合作社成员根据个人技能从事畜牧业生产、畜产品深加工、市场拓展等不同岗位的工作，可以获得固定的劳动报酬，不仅促进了养殖效率的提高，而且提升了合作社与大市场衔接的广度和深度。牧户在专业化分工过程中也强化了自身与现代畜牧业发展的有机衔接，从而降低了合作社的经营风险。

第三，促进外部性内在化。合作社再组织化促进了外部经济的内在化。生态学交互规模理论^①认为，草地细碎化削弱了自然资本。畜牧业制度变迁经过“分草到户—细碎化严重—围栏陷阱”“分畜到户—牲畜超载—公地悲剧”“三权分置—不完善契约—草地过度利用”几条路径，导致土地细碎化和土地退化，大大降低了牧区生态交互规模（谭淑豪，2020；Tan and Tan, 2017），导致引发严重的负外部性问题。三家合作社通过资源整合和组织重构，利用再组织化方式促进了外部经济内在化。合作社对村庄资源的保护和合理性开发转化为生态有机、高溢价水平的畜产品，并将在此过程中产生的外部费用引入产品价格之中，避免牧区畜牧业发展陷入“提高生计水平—扩大养殖规模—草地退化—生计水平下降—提高生计水平”的恶性循环。同时，合作社通过再组织化实现规模化、专业化经营，

^①交互规模是指一定区域内消费者数量与其可接触并使用的资源数量的乘积。交互规模越大，消费者实际可支配的资源越多，资源的配置就越趋于合理。土地总面积一定的前提下，土地规模与土地细碎化程度成反比（谭淑豪，2020）。

极大推进了行业自律，尤其是通过组建联合社等方式提升了行业自律规范的影响力，进一步促进了外部性的内在化，也促进了牧区畜牧业可持续发展。

2.降低交易成本。合作社通过再组织化促进了交易费用的降低，主要体现在降低交易频率、资产专用性和交易不确定性几个方面。

第一，降低交易频率。交易频率是指合作社在各经营环节交易的次数，反映了合作社与市场的联系方式。结合案例来看，三家合作社通过再组织化，资源整合能力大幅提升，传统自发性的生产经营逐步转变为标准化、规模化的生产经营，有利于合作社通过市场拓展建立稳定的营销渠道，将传统不稳定的“散卖”现货交易方式转变为统一销售的“订单”模式，这不仅提升了合作社在市场上的议价能力，而且显著降低了交易频率。此外，玉舟联合社还通过组建区域内的行业联合，构建更大市场份额的资源场和更具市场话语权的“订单农业”，交易频率大幅降低。

第二，降低资产专用性。首先，再组织化降低了人力资产专用性。三家合作社再组织化后实现了分工分业，放牧、挤奶、疫病防控、市场营销、生产管理等专业任务和服务实现固定岗位化，培育出一批专业化的职业队伍，降低了人力资产专用性。其次，再组织化降低了机械设备的资产专用性。再组织化促进了合作社经营的多元化，改变了传统“不是牛肉干就是干牛肉”的单一产品结构。多元化经营优化了合作社产业结构，降低了相关产品机械设备的资产专用性。再次，再组织化降低了品牌的资产专用性。三家合作社都有各自的品牌，且各有侧重，例如岗龙合作社经营高端乳制品品牌，哈西娃合作社突出地理标志品牌，玉舟联合社着重打造有机产品品牌。合作社再组织化也推动了区域公共品牌的发展，降低了合作社品牌资产的专用性。

第三，降低交易不确定性。三家合作社在再组织化过程中实现了标准化、规范化运行，玉舟联合社还建立了以牲畜集成信息耳标和二维码技术为主的产品可追溯制度，保障了产品的质量安全，降低了内部组织风险，从而减少了交易的不确定性。同时，再组织化为合作社打造全产业链生产奠定了基础，促进了合作社与产业链条上其他主体之间、合作社与消费者之间形成稳定的信任、合作和认同关系，形成了相对稳定的市场预期，减少了外部市场风险。

3.实现价值增值。再组织化提升了合作社的竞争实力，并通过提出价值主张、推动价值创造、推进价值共享实现价值增值。

第一，提出价值主张。三家合作社虽然资源禀赋和优势条件不同，但都根据地方政府的生态畜牧业可持续发展战略确定了生态优先、解决人畜矛盾、为消费者提供生态安全的产品等价值主张。这些价值主张在合作社再组织化过程中被稳步推进，贯穿生态畜牧业的发展全过程，逐步形成了以保护草原环境为前提、以合理利用草地资源为基础、以转变传统生产经营方式为重点的可持续发展价值取向，促进了保护生态与发展现代畜牧业生产相结合，稳步打造现代全产业链牧业。

第二，推动价值创造。三家合作社因地制宜地通过再组织化推动价值创造，立足各自资源禀赋，促进产业要素有效流动，推进一二三产业融合。岗龙合作社在保障畜牧业主要业务的情况下，积极延伸畜牧业产业链，发展深加工、宾馆、餐厅等二、三产业，实现产业链延伸和价值链提升的价值创造。哈西娃合作社基于有效利用减畜生产后的闲置劳动力，大力发展枸杞种植、深加工产业及牧业旅游业，

促进了农牧旅结合发展，推动了多元产业发展的价值创造。玉舟联合社促进了成员社草场、牲畜资源的整合，强化规范化运营，推进成员社逐步构建利益共享、风险共担的利益联结机制，形成了以品牌化发展为主导的合作社高质量发展路径，推动了合作社联合发展的价值创造。

第三，推进价值共享。三家合作社在利用再组织化构建产业生态的过程中，通过完善合作社与产业经营主体、消费者之间的市场关系推进价值共享，进而满足各方需求并实现价值增值。三家合作社都通过再组织化实现了“资源变资产、资产变资金、资金变股金、牧民变股东、牧业变产业、成员变职员”的转变，促进了合作社、社员、产业链相关主体之间利益的合理配置。同时，合作社更加注重协调产业链多方经营主体和消费者的利益，不断保障畜产品生产安全、产品及服务多元化，为消费者提供质量有保障、产品可追溯的产品。此外，合作社积极发展品牌化经营，并积极探索全产业链经营模式，为合作社经营提供稳定效益，推动合作社经营通过价值共享实现价值增值。

需要指出的是，合作社再组织化过程中也不可避免地出现组织成本增加、普通牧户利益难以保障等风险，对此，合作社主要通过完善决策及利益分配机制、积极释放政府支持政策效益等方式应对，以实现组织创新的净收益。具体来说，第一，完善合作社决策及利益分配机制。在再组织化进程中，合作社逐步形成了由理事会提议、监事会和理事会商议、党支部审议、成员代表大会决议的决策方式，确保合作社决策的民主性、科学性；同时，合作社不断完善股权运行模式和利益分配制度，落实社员股权的占有、收益、有偿退出、抵押、担保、继承等权能，健全股权收益分配、股权有偿退出及转让等制度，坚持效益决定分红的原则，并采取“分红大会+现金分红+奖励表彰+广泛监督”的方式确保牧户利益保障的公平、公开、公正。第二，积极释放政府支持政策效益。合作社在再组织化过程中积极利用政府扶持政策，尤其是通过“社社联合”模式推进再组织化时，积极利用政府在支持发展生态畜牧业合作社中的引导、支持和监督作用，确保合作社和社员在畜牧业产业链、供应链中的主体地位，并在组织管理和利益分配中协调和保护合作社及社员利益。

五、结论与讨论

本文引入三家生态畜牧业合作社案例，总结提炼出合作社再组织化的实现路径及增效机制，拓展了牧区组织振兴与产业振兴协同推进的研究视角，为解决合作社发展困境、推进牧区乡村产业振兴和现代化进程提供了有益参考。

本文的初步结论如下：一是合作社再组织化是单个合作社解决“小、散、乱、弱”发展困境的现实选择。二是合作社基于资源禀赋差异选择“社企联合”“社村联合”“社社联合”等不同模式，构建和完善现代畜牧业经营体系、生产体系、产业体系，从而实现再组织化。三是合作社再组织化的增效机制体现在获取制度收益、降低交易成本、实现价值增值几方面，即合作社再组织化通过提高规模经济效益、降低经营风险、实现外部性内在化获取制度收益，通过降低交易频率、资产专用性、交易不确定性降低交易成本，通过提出价值主张、推动价值创造、推进价值共享实现价值增值。

据此，本文得出以下几点政策启示。一是政府要引导合作社根据生产发展需要，与家庭农场、村集体组织、农业企业、其他合作社等主体有效对接，推进多层次、多形式的合作社再组织化，解决单

个合作社“小、散、乱、弱”发展困境。二是鼓励合作社生产方式向现代化生产方式转变，推动合作社实行标准化生产，提高合作社的种养效率和发展动力。三是引导和支持合作社由发展单一产业转向一二三产业融合发展，开发休闲农业、智慧农业、生物农业等新业态，拓展单个合作社发展空间，提升合作社的再组织化能力，从而促进合作社高质量发展。

本文虽然得出了一些有意义的结论和政策启示，但存在一些不足，有待开展进一步研究。一是本文从单个合作社突破“小、散、乱、弱”发展困境的视角提出合作社再组织化的概念，但合作社再组织化是一个动态概念，随着实践的发展，合作社再组织化的内涵需要不断丰富和完善。二是本文选取青海省三家生态畜牧业合作社案例探索合作社再组织化的不同路径，案例选择具有地域局限性，未来需要关注不同区域合作社再组织化的具体实践，探索合作社再组织化的其他实现路径。三是本文主要关注合作社再组织化在获取制度收益、降低交易成本、实现价值增值方面的增效机制，由于资源禀赋的异质性，还需要进一步探索合作社再组织化在其他方面的增效机制，以保障合作社再组织化进程顺利推进和合作社高质量发展。

参考文献

- 1.包智明、石腾飞，2020: 《牧区城镇化与草原生态治理》，《中国社会科学》第3期，第146-162页、第207页。
- 2.蔡荣、汪紫钰、钱龙、杜志雄，2019: 《加入合作社促进了家庭农场选择环境友好型生产方式吗？——以化肥、农药减量施用为例》，《中国农村观察》第1期，第51-65页。
- 3.崔宝玉、高钰玲、简鹏，2017: 《“四重”嵌入与农民专业合作社“去内卷化”》，《农业经济问题》第8期，第25-34页、第110页。
- 4.崔宝玉、孙迪，2018: 《“关系产权”的边界与运行逻辑——安徽省L农民合作社联合社个案研究》，《中国农村经济》第10期，第39-52页。
- 5.崔玉泉、刘冰洁、刘聪、曲晶晶，2020: 《新型订单农业合作模式的优化模型分析》，《中国管理科学》第12期，第140-150页。
- 6.胡重明，2013: 《再组织化与中国社会管理创新——以浙江舟山“网格化管理、组团式服务”为例》，《公共管理学报》第1期，第63-70页、第140页。
- 7.黄祖辉、高钰玲，2012: 《农民专业合作社服务功能的实现程度及其影响因素》，《中国农村经济》第7期，第4-16页。
- 8.孔祥智、岳振飞、张琛，2018: 《合作社联合的本质——一个交易成本解释框架及其应用》，《新疆师范大学学报（哲学社会科学版）》第1期，第100-106页。
- 9.来晓东、杜志雄、郜亮亮，2021: 《加入合作社对粮食类家庭农场收入影响的实证分析——基于全国644家粮食类家庭农家庭面板数据》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第1期，第143-154页。
- 10.刘俊文，2017: 《农民专业合作社对贫困户收入及其稳定性的影响——以山东、贵州两省为例》，《中国农村经济》第2期，第44-55页。
- 11.刘同山、周振、孔祥智，2014: 《实证分析农民合作社联合社成立动因、发展类型及问题》，《农村经济》第4

期, 第 7-12 页。

12. 马池春、马华, 2020: 《企业主导农民再组织化缘起、过程及其效应——一个资本下乡的实践图景》, 《当代经济管理》第 9 期, 第 39-45 页。
13. 马惊鸿, 2016: 《农民专业合作社组织属性反思及法律制度创新》, 《政法论丛》第 2 期, 第 80-87 页。
14. 穆娜娜、孔祥智, 2019: 《合作社农业社会化服务功能的演变逻辑——基于仁发合作社的案例分析》, 《财贸研究》第 8 期, 第 64-75 页。
15. 任大鹏、肖荣荣, 2020: 《农民专业合作社对外投资的法律问题》, 《中国农村观察》第 5 期, 第 11-23 页。
16. 萨础日娜, 2017: 《内蒙古牧区经营方式之变革: 联户、合作、家庭牧场与股份公司》, 《干旱区资源与环境》第 12 期, 第 56-63 页。
17. 孙发平、丁忠兵, 2015: 《青海牧区生态畜牧业合作社发展状况的调查与建议》, 《青海社会科学》第 4 期, 第 181-186 页。
18. 谭淑豪, 2020: 《牧业制度变迁对草地退化的影响及其路径》, 《农业经济问题》第 2 期, 第 115-125 页。
19. 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, 第 60-80 页。
20. 苑鹏, 2008: 《农民专业合作社联合社发展的探析——以北京市密云县奶牛合作联社为例》, 《中国农村经济》第 8 期, 第 44-51 页。
21. 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, 第 71-78 页。
22. 苑鹏、丁忠兵, 2018: 《小农户与现代农业发展的衔接模式: 重庆梁平例证》, 《改革》第 6 期, 第 106-114 页。
23. 张琛、孔祥智, 2018a: 《农民专业合作社成长演化机制分析——基于组织生态学视角》, 《中国农村观察》第 3 期, 第 128-144 页。
24. 张琛、孔祥智, 2018b: 《组织合法性、风险规避与联合社合作稳定性》, 《农业经济问题》第 3 期, 第 46-55 页。
25. 张晖、吴霜、张燕媛、虞祎, 2020: 《加入合作社对种粮大户农机投资及服务供给行为的影响分析》, 《中国农村观察》第 2 期, 第 68-80 页。
26. 张连刚、支玲、谢彦明、张静, 2016: 《农民合作社发展顶层设计: 政策演变与前瞻——基于中央“一号文件”的政策回顾》, 《中国农村观察》第 5 期, 第 10-21 页、第 94 页。
27. 张瑞荣、方园、李直、刘海涛, 2018: 《牧户加入牧民专业合作社的影响因素研究——以内蒙古牧区为例》, 《中央民族大学学报(哲学社会科学版)》第 2 期, 第 54-64 页。
28. 张曙光, 1992: 《论制度均衡和制度变革》, 《经济研究》第 6 期, 第 30-36 页。
29. 张晓山, 2020: 《完善农村基本经营制度 夯实乡村治理基础》, 《中国农村经济》第 6 期, 第 2-5 页。
30. 周振、孔祥智、穆娜娜, 2014: 《农民专业合作社的再合作研究——山东省临朐县志合奶牛专业合作社联合社案例分析》, 《当代经济研究》第 9 期, 第 63-67 页。
31. Barney, J. B., 1991, “Firm Resources and Sustained Competitive Advantage”, *Journal of Management*, 17(1): 99-120.

32. Carlton, D. W., 1979, "Vertical Integration in Competitive Markets under Uncertainty", *Journal of Industrial Economics*, 27(3):189-209.
33. Pera, R., N. Occhiocupo, and J. Clarke, 2016, "Motives and Resources for Value Co-creation in a Multi-stakeholder Ecosystem: A Managerial Perspective", *Journal of Business Research*, 69(10): 4033-4041.
34. Tan, S.H., and Z. Tan, 2017, "Grassland Tenure, Livelihood Assets and Pastoralists' Resilience: Evidence and Empirical Analyses from Western China", *Economic and Political Studies*, 5(4):381-403.

(作者单位: ¹ 中国社会科学院农村发展研究所;

² 青海省畜牧总站)

(责任编辑: 张丽娟)

Reorganization Paths and Efficiency Mechanisms of Cooperatives: An Analysis Based on the Case Study of Three Ecological Animal Husbandry Cooperatives in Qinghai Province

LUO Qianfeng LUO Zenghai

Abstract: Reorganization is an effective way for cooperatives to break through the development dilemma of being "small, scattered, chaotic and weak" and achieve high-quality development. Based on the theoretical analysis of the reorganization paths and efficiency mechanisms of cooperatives, this article selects three ecological animal husbandry cooperatives in Qinghai Province to explore the reorganization paths of cooperatives and reveals the efficiency mechanisms of reorganization of cooperatives in terms of obtaining institutional benefits, reducing transaction costs and realizing value added profits. The research results show that cooperatives choose different modes such as "community-enterprise alliance", "community-village alliance" and "community-community alliance" based on the difference of resource endowment to build and improve the modern livestock management system, production system and industrial system, so as to build and improve the modern livestock management system. Moreover, cooperative reorganization obtains institutional benefits by improving economies of scale, reducing operational risks and internalizing externalities, reduces transaction costs by reducing transaction frequency, asset specificity and transaction uncertainty, and realizes value appreciation by proposing value propositions, promoting value creation, and advancing value sharing.

Keywords: Cooperative; Ecological Animal Husbandry; Reorganization

农户作物营养强化技术采纳提高了生产绩效吗？^{*}

——基于小麦种植户的实证分析

曾晶¹ 李剑² 青平² 闵师²

摘要：农户作物营养强化技术采纳能否提高生产绩效，是促进作物营养强化技术扩散，进而改善人口营养健康、推动高附加值农业发展面临的重要现实问题。本文以营养强化小麦为例，采用豫冀陇晋四省 606 份农户调研数据，同时考量生产、消费和微量营养素缺乏水平，利用内生转换模型实证探究农户作物营养强化技术采纳能否以及多大程度提高农户生产绩效。结果表明：第一，农户作物营养强化技术采纳能够显著提高农户生产绩效。具体而言，控制农户自选择偏误后，农户作物营养强化技术采纳分别提高了 6.81% 的小麦亩产以及 14.84% 的小麦亩收入。第二，农户作物营养强化技术采纳对生产绩效的影响存在一定的区域异质性。第三，农户作物营养强化技术采纳对不同受教育年限和不同种植面积农户生产绩效的提升作用存在差异。本研究为进一步推动中国作物营养强化项目实施提供政策参考。

关键词：作物营养强化 技术采纳 生产绩效 内生转换模型

中图分类号：F326.11 文献标识码：A

一、引言

作物营养强化（Biofortification）通过育种手段提高现有农作物中能为人体吸收利用的微量营养素的含量，是减少和预防微量营养素缺乏问题的新兴农业干预形式（范云六，2007；White and Broadley，2009；张春义和王磊，2009；王林洁等，2021）。自 2004 年中国引进作物营养强化项目以来，政府

^{*}本研究是国家自然科学基金国际（地区）合作与交流项目“作物营养强化对改善人口营养健康影响及评估研究”（编号：71561147001）、湖南省教育厅优秀青年项目“‘健康中国’战略背景下功能食品产业发展研究”（编号：21B0450）以及华中农业大学自主科技创新基金“面向未来的新型食物系统构建及经济社会影响评估研究”（编号：2662021JC003）的阶段性研究成果。本文通讯作者：李剑。感谢中国农业科学院作物科学研究所何中虎研究员、张勇研究员对调研与数据收集的支持与帮助，感谢匿名审稿人提出的建设性修改意见，当然，文责自负。

等主体积极推动农户作物营养强化技术采纳，以改善人体健康、提高农业附加值和增加社会福利。然而，农户是理性个体，农户作物营养强化技术采纳能否提高其生产绩效，直接影响了农户作物营养强化技术采纳决策，进而影响作物营养强化项目的推广及高附加值农业的发展。因此，对作物营养强化技术采纳能否以及多大程度上提高农户生产绩效进行经验性评估，可为作物营养强化技术的推广提供重要参考。

现有关于农户作物营养强化技术采纳绩效的研究起步较晚，相关研究主要集中在探讨其健康效益和经济效益。例如，Vaiknoras and Laroche (2021) 以铁强化豆类品种 RWR2245 为例，使用控制函数方法评估了农户采纳铁强化豆类对大豆产量、大豆种植面积等的影响。结果表明，相较于传统豆类品种，RWR2245 提高了 20%~49% 的豆类产量，增加了 12% 的豆类销售概率，改善了购买富铁大豆家庭的营养状况。Mottaleb et al. (2019) 应用事前影响评估框架分析发现，富锌小麦品种的产量比其他小麦品种高 5.2%。Mahboob et al. (2020) 在巴基斯坦偏远农村地区开展随机对照试验，测试农村居民对富锌面粉的认识，探讨了当地居民对作物营养强化的认识和态度。结果表明，受访者阐述了获取和消费富锌面粉的动机，认为富锌面粉可带来营养健康改善，这提升了当地对富锌小麦的采纳意愿。

作物营养强化作为一项公共干预手段，其目的不仅仅包括改善全球营养不良状况，还旨在提高品种产量和耐受力，进而提升采纳者福利水平。考虑到不同区域人群微量营养素缺乏状况不同、特定作物营养强化品种的生产和消费潜力不同，已有研究通过判别作物营养强化优先序来实现作物营养强化技术推广的最大健康效益和社会福利 (Asare-Marfo et al., 2013)。国内方面，曾晶等 (2020) 构建了富铁大米的中国区域级作物营养强化优先指数，通过测量大米 (即稻谷或水稻) 在中国 31 个省份的生产强度水平、消费强度水平以及铁微量元素的缺乏程度，确定了富铁大米在这些省份推广的优先程度。这从宏观层面为农户作物营养强化技术采纳提供了潜在适宜性的事前评估和重要依据。

现有关于农户作物营养强化技术采纳及其绩效的研究存在以下局限：第一，农户作物营养强化技术采纳对农户生产绩效影响的研究，忽略了农户所在省份作物的生产水平、消费水平和微量营养素缺乏水平，而这三个因素直接影响甚至决定了农户作物营养强化技术采纳决策及其绩效；第二，农户作物营养强化技术采纳绩效的测算指标单一，大部分研究以产量作为衡量指标。本文的创新之处在于：第一，同时考量生产、消费强度和微量营养素缺乏水平等因素，通过作物营养强化优先指数判别农户所处省份处于何种优先区域，基于此探究农户作物营养强化技术采纳对农户生产绩效的影响，丰富了农户作物营养强化技术采纳的研究；第二，同时采用小麦亩产和亩收入两个指标衡量农户作物营养强化技术采纳的生产绩效，增强了结果的科学性和稳健性。

本文以营养强化小麦为例，将中国 31 个省份划分为最适宜区域、较适宜区域和一般适宜区域，对农户所在省份处于何种优先区域进行判别，基于此探究农户作物营养强化技术采纳对小麦亩产和小麦亩收入的影响，并进一步根据优先区域比较分析农户作物营养强化技术采纳对其生产绩效影响的差异。为了解决农户采纳和不采纳作物营养强化技术时面临的因可观测因素和不可观测因素的系统性差异而产生的选择偏差问题，本文使用内生转换回归模型进行实证分析，并估计了农户作物营养强化技术采纳对农户生产绩效的直接边际效应和平均处理效应。实证结果为中国乃至全球其他国家制定作物营养

强化项目，推进农业高质量发展及改善国民营养健康提供政策参考。

本文章节安排如下：第二节测算作物营养强化优先指数，第三节介绍本文的理论框架和实证模型，第四节给出数据和描述性统计，第五节呈现了农户作物营养强化技术采纳对农户生产绩效影响的实证结果，并进一步分析了这种影响的异质性，第六节是本研究的结论和政策启示。

二、基于区域级作物营养强化优先指数判别作物营养强化优先区域

（一）区域级作物营养强化优先指数的测算

确定作物营养强化可能产生重大影响的区域，不仅为企业、生产者、政府等作物营养强化投资干预主体提供了支撑性信息，还可通过有序有效干预实现有限资源的合理配置，实现成本效益最大化。曾晶等（2020）借鉴了 Asare-Marfo et al. (2013) 的研究，基于中国 31 个省域的数据，构建了中国区域级作物营养强化优先指数（以下简称区域级 BPI），从适宜程度方面对各省域进行了作物营养强化投资干预优先顺序的判别，为在何地进行何种营养强化作物的干预提供了指导。本文借鉴 Asare-Marfo et al. (2013) 和曾晶等（2020）的研究，将中国区域级作物营养强化优先指数界定为通过测量某一特定作物在某特定省域生产水平、消费强度以及与该作物相关的铁、维生素 A 等微量营养素的缺乏程度，确定该作物在某省域进行作物营养强化的优先程度。中国区域级 BPI 数值越高，表明该省推广该作物的适宜性越强。

考虑到作物营养强化干预省份需同时满足“有人生产”“有人消费”和“有人需要”的条件，本文首先计算了区域级 BPI 的三个子指数：生产指数、消费指数和微量营养素缺乏指数。其中，生产指数（ PI ）是衡量某一地区特定作物生产强度的指标， P_1 、 P_2 、 P_3 分别表示某省小麦的人均种植面积、该省小麦种植面积、该省粮食作物种植面积。消费指数（ CI ）是衡量某一地区人口对某一特定作物消费强度的指标，等于某省小麦人均消费量（ C_1 ）。生产指数、消费指数分别见（1）式和（2）式，其中，“*”表示标准化结果。本文采用 Min-Max 标准化方法，Min-Mmax 标准化公式为：

$$X^* = (X - X_{\min}) / (X_{\max} - X_{\min}) \quad (1)$$

$$PI = \frac{P_1^* + (P_2 / P_3)^*}{2} \quad (1)$$

$$CI = C_1^* \quad (2)$$

微量营养素缺乏指数（ MI ）是衡量某一地区某种微量营养素缺乏程度的指标。考虑到数据可得性与完整性，本文将铁微量营养素缺乏指数纳入作物营养强化优先指数的计算。铁微量营养素缺乏指数等于各省贫血人口数（ P_a ）与该省人口总数（ P ）的比值，具体见（3）式。

$$MI = (P_a / P)^* \quad (3)$$

然后，本文采用几何平均测算区域级 BPI（称为未加权 BPI），公式具体见（4）式。考虑到各省

种植面积、人口、经济发展水平的差异可能直接影响作物营养强化能否精准定位, 笔者进一步基于人口、经济和面积三个因素, 分别计算得到人口加权 BPI、经济加权 BPI 和面积加权 BPI。加权 BPI 计算公式见 (5) 式, 其中, W_i 表示权重^①。

$$BPI_{\text{未加权}} = 100 \times \sqrt{\sqrt{PI \times CI} \times MI} \quad (4)$$

$$BPI_i = 100 \times W_i^* \times BPI_{\text{未加权}}^* \quad (5)$$

人口规模、生产指数涉及变量以及各权重指标数据均来源于《中国统计年鉴 (2018)》。小麦人均消费量采用了布瑞克农业数据库中 2012 年小麦的人均消费量, 各省贫血人口数量来源于《中国居民营养与健康状况监测 2010—2013 年综合报告》。计算结果如表 1 所示。

表 1 营养强化小麦的未加权 BPI、加权 BPI 计算结果

排序	未加权		面积加权		人口加权		经济加权	
	省份	BPI 值	省份	BPI 值	省份	BPI 值	省份	BPI 值
1	甘肃	169.84	河南	348.47	山东	335.27	山东	319.99
2	山东	154.42	山东	303.63	河南	322.69	江苏	307.75
3	安徽	154.28	安徽	264.24	安徽	273.60	河南	259.52
4	河南	152.50	甘肃	226.82	江苏	269.07	广东	238.71
5	青海	152.31	江苏	223.69	河北	260.76	安徽	228.37
6	贵州	148.99	河北	221.83	甘肃	242.34	河北	214.77
7	江苏	141.09	新疆	186.43	四川	241.97	甘肃	214.00
8	河北	140.72	陕西	178.43	广东	238.79	湖北	202.92
9	新疆	140.04	青海	177.39	湖北	221.57	浙江	200.60
10	陕西	137.99	湖北	175.85	贵州	219.71	四川	195.68
11	湖北	133.70	贵州	173.65	陕西	202.07	贵州	192.48
12	海南	132.84	山西	156.02	湖南	194.27	陕西	188.31
13	山西	130.85	四川	155.31	江西	191.25	青海	176.63
14	四川	129.04	内蒙古	146.64	浙江	190.46	新疆	172.65
15	江西	127.42	海南	145.05	辽宁	187.73	辽宁	171.00
16	辽宁	127.26	云南	140.23	云南	186.84	上海	170.87
17	西藏	125.08	江西	137.34	山西	186.28	江西	166.02
18	天津	124.70	辽宁	136.85	新疆	186.09	湖南	165.94
19	云南	124.24	天津	135.49	青海	178.21	山西	164.99
20	内蒙古	123.50	西藏	134.44	内蒙古	157.77	天津	158.94
21	上海	121.55	浙江	130.01	海南	152.98	云南	154.86

^① 人口加权 BPI 的权重等于各省人口占全国人口总数的比值; 面积加权 BPI 的权重等于各省的小麦种植面积占全国小麦种植面积的比值; 经济加权 BPI 的权重等于各省地区生产总值占国内生产总值的比重。本文采用 Min-Max 标准化方法对权重进行标准化处理, 并采用增加一个标准差的方式使权重的取值范围在 1 到 2 之间。

(续表1)

22	浙江	121.16	宁夏	129.58	上海	152.97	内蒙古	153.16
23	宁夏	120.59	上海	128.75	黑龙江	152.07	海南	150.28
24	吉林	118.55	吉林	123.87	吉林	151.07	重庆	144.65
25	湖南	116.80	湖南	121.82	广西	150.77	吉林	142.96
26	重庆	115.99	重庆	120.64	重庆	150.39	北京	138.79
27	广东	115.55	广东	119.37	天津	147.98	福建	134.95
28	黑龙江	112.80	黑龙江	117.33	西藏	133.57	黑龙江	134.35
29	北京	106.93	北京	106.77	福建	133.04	西藏	133.58
30	广西	106.65	广西	106.21	宁夏	130.93	宁夏	129.97
31	福建	102.51	福建	100.01	北京	124.64	广西	126.86

(二) 作物营养强化优先区域判别

借鉴牛敏杰等 (2016) 和曾晶等 (2020) 的研究, 笔者以未加权 BPI、人口加权 BPI、经济加权 BPI 和面积加权 BPI 得分值为样本, 采用聚类分析将中国 31 个省份 (不包含港澳台) 划分成不同优先区域, 包含最适宜区域, 较适宜区域和一般适宜区域。如表 2 所示, 营养强化小麦最适宜区域包括江苏、山东与河南, 较适宜区域包括河北、甘肃等 9 个省 (区), 一般适宜区域包括山西等 19 个省 (市、区)。通常而言, 在同时考量营养强化小麦的生产、消费和改善微量营养素潜力的情况下, 处于最适宜区域的农户种植营养强化小麦的必要性更高, 实现营养强化小麦潜在健康效益的可能性更大。

表 2

营养强化小麦的优先区域划分

区域	省份个数	具体省份
I 区 (最适宜区域)	3	江苏、山东、河南
II 区 (较适宜区域)	9	河北、安徽、四川、湖北、贵州、甘肃、青海、陕西、新疆
III 区 (一般适宜区域)	19	广东、浙江、黑龙江、广西、辽宁、海南、云南、重庆、吉林、福建、上海、山西、天津、内蒙古、北京、西藏、宁夏、湖南、江西

三、理论背景与模型设定

(一) 农户作物营养强化技术采纳对生产绩效影响的路径分析

根据图 1 中构建的农户作物营养强化技术采纳对生产绩效影响路径的分析框架, 农户作物营养强化技术采纳主要通过两条途径影响小麦产量和亩收入。第一条路径集中在小麦的生产环节, 即农户作物营养强化技术采纳通过提高新品种产量和减少产量损失来提高小麦产量 (Mottaleb et al., 2019)。具体而言, 一是通过育种手段和试验管理培育具有高产特性的营养强化作物品种 (Mottaleb et al., 2019), 使得营养强化作物品种的产量与普通作物品种的产量相当甚至更高 (Muthusamy et al., 2014; Hossain et al., 2018; Vaiknoras and Larochelle, 2021); 二是通过提高营养强化作物品种的植物耐性, 提高营养强化作物品种的气候灾害和病害应对能力, 进而减少产量损失以提升营养强化作物品种的潜在产量 (Mottaleb et al., 2019)。

第二条路径集中在小麦的销售环节, 即通过价格或销量影响小麦亩收入。市场溢价或订单收购是

促进作物营养强化技术采纳的主要激励方式 (Yadava et al., 2018; Li et al., 2021)。一方面，通过市场机制提高小麦售价。营养导向型农业需以市场需求为导向 (陈志钢等, 2019; 王磊和张春义, 2019)。通常而言，在相同情况下，高附加值农产品往往具有更高的售价。作为富含微量营养素和可改善人体营养健康的作物品种，营养强化小麦销售价格可能比普通小麦更高。另一方面，通过订单形式提高小麦销量。鉴于营养强化小麦的营养属性，部分地区以订单收购的方式扩展了营养强化小麦的销路 (Shikuku et al., 2017; Li et al., 2021)。相较于普通小麦，营养强化小麦具有更好的市场前景，进而提升了农户作物营养强化技术采纳的收入。

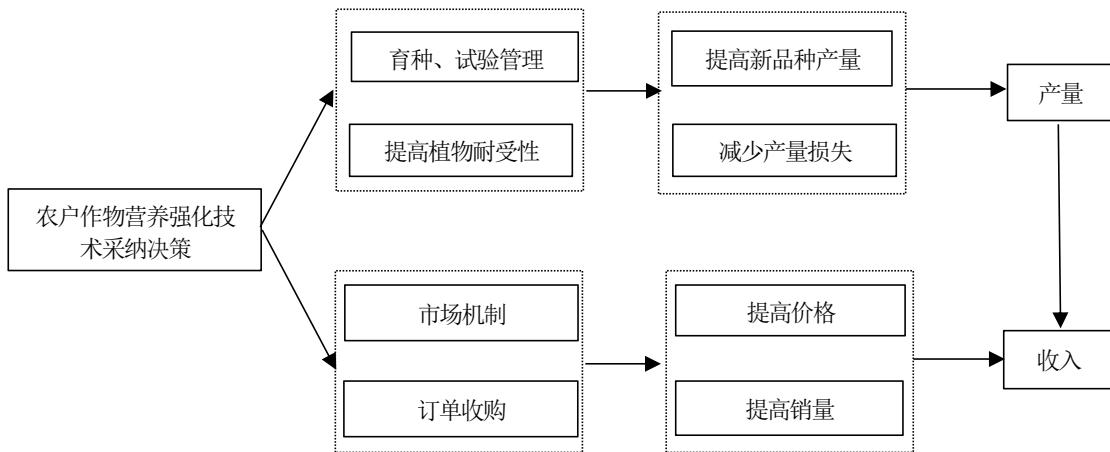


图1 农户作物营养强化技术采纳对生产绩效影响路径

综上所述，理论上农户采纳作物营养强化技术有助于提高小麦产量和收入，但这种影响有待进一步实证检验。本文以小麦种植户为例，采用内生转换回归模型，从产量和收入两方面分析农户作物营养强化技术采纳对生产绩效的影响以及这种影响的差异性。

（二）农户作物营养强化技术采纳对生产绩效影响的模型设定

农户通过权衡内外部条件进行生产决策以实现自身效用最大化 (钟文晶等, 2015)。本文基于已有研究 (如 Abdulai and Huffman, 2014; Ma and Abdulai, 2016)，采用随机效用框架分析农户作物营养强化技术采纳决策。假定农户 i 采纳营养强化技术所获得的潜在净收益为 A_{it}^* ， A_{ic}^* 为农户未采纳营养强化技术所获得的潜在净收益，农户采纳营养强化技术的条件是 $A_{it}^* - A_{ic}^* > 0$ ，即农户采纳营养强化技术所获得的净收益大于未采纳营养强化技术所获的净收益。 A_i^* 为无法被直接观测的潜变量，但可通过包含一系列可观测外生变量的函数来表示。因此，农户是否采纳营养强化技术的决策模型为：

$$A_i = \begin{cases} 1, & \text{如果 } A_i^* > 0 \\ 0, & \text{如果 } A_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (6)$$

(6) 式中， A_i 为农户是否采纳作物营养强化技术的决策， $A_i = 1$ 表示农户种植了营养强化小麦 (称为“采纳农户”)， $A_i = 0$ 表示农户未种植营养强化小麦 (称为“未采纳农户”)。因此，农户

种植营养强化小麦对生产绩效影响的模型为:

$$Y_i = \beta X_i + \delta A_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

其中, Y_i 为农户 i 的生产绩效, X_i 为外生变量, 包括影响农户生产绩效的家庭特征、个人特征、经营特征及外部环境特征因素, β 、 δ 表示待估参数, ε_i 是随机扰动项。若农户被随机分配到采纳组与未采纳组, (7) 式中的参数 δ 可衡量农户采纳营养强化技术的效应。然而, 农户是否采纳营养强化技术取决于农户对收益和成本的权衡, 感知风险等不可观测因素同样影响农户营养强化技术采纳决策及其生产绩效, 即存在样本自选择问题。

(7) 式中, 农户作物营养强化技术采纳的决策变量 A_i 不能被视为外生变量, 若使用最小二乘法估计, 则结果有偏。倾向得分匹配法可以解决样本的选择性偏差问题, 但该方法无法估计不可观测因素引起的遗漏变量内生性问题。因此, 本文借鉴 Ma and Abdulai (2016)、杨志海等 (2017)、Takam-Fongang et al. (2019) 的研究, 采用内生转换回归模型分析农户作物营养强化技术采纳的福利效应。采用该方法具有以下优势: 第一, 同时考量了可观测因素与不可观测因素的影响, 解决了农户作物营养强化技术采纳的自选择问题和内生性问题; 第二, 分别对采纳农户组和未采纳农户组的生产绩效影响因素方程进行估计, 考量各影响因素的差别化影响; 第三, 使用了全信息最大似然估计方法, 可处理有效信息遗漏问题; 第四, 同时构建作物营养强化技术采纳组与未采纳组的农户样本配对, 实现了反事实分析。

内生转换回归模型一般分两个阶段估计。首先, 使用 Probit 模型或者 Logit 模型估计农户采纳作物营养强化技术的选择方程; 然后, 建立农户生产绩效决定方程, 估计农户采纳营养强化技术导致的生产绩效水平变化。行为方程 (是否采纳作物营养强化技术) 为:

$$A_i = \lambda D_i + m I_i + \mu_i \quad (8)$$

其中, A_i 是二分类变量, 表示农户是否采纳营养强化技术; I_i 为工具变量; μ_i 是误差项; D_i 表示影响农户作物营养强化技术采纳的因素。

采纳者的生产绩效方程为:

$$Y_{it} = \beta_t X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9a)$$

未采纳者的生产绩效方程为:

$$Y_{ic} = \beta_c X_{ic} + \varepsilon_{ic} \quad (9b)$$

在 (9a) 式、(9b) 式中, Y_{it} 、 Y_{ic} 分别表示两个样本组的生产绩效, X_{it} 、 X_{ic} 表示影响生产绩效的因素, ε_{it} 、 ε_{ic} 为生产绩效的误差项。

(三) 农户作物营养强化技术采纳对生产绩效影响的处理效应评估

内生转换回归模型的估计结果提供了各影响因素对采纳与未采纳作物营养强化技术农户生产绩效

的差别化影响。为了评估农户作物营养强化技术采纳对农户生产绩效的总体影响，需要采用内生转换回归模型的估计参数，进一步运用反事实分析框架，将真实情景与反事实假设情景下农户采纳与未采纳营养强化技术的生产绩效期望值进行比较分析，以估计农户作物营养强化技术采纳对生产绩效影响的平均处理效应。因此，实际采纳作物营养强化技术的农户生产绩效的平均处理效应，即处理组的平均处理效应（ ATT ）为：

$$ATT_i = E[Y_{it} | A_i = 1] - E[Y_{ic} | A_i = 1] \quad (10)$$

未采纳作物营养强化技术的农户生产绩效的平均处理效应，即控制组的平均处理效应（ ATU ）为：

$$ATU_i = E[Y_{ic} | A_i = 0] - E[Y_{it} | A_i = 0] \quad (11)$$

本文将采用 ATT_i 、 ATU_i 的平均值检验农户作物营养强化技术采纳对农户生产绩效的平均处理效应。

四、数据来源与变量统计描述

（一）数据来源

本文数据来源于课题组 2020 年 7 月—8 月对河南、河北、甘肃和山西四省小麦种植户的调研。数据一共包括两部分，一部分是营养强化小麦种植户，另一部分是非营养强化小麦种植户（以下简称普通小麦种植户）。综合考量小麦种植的主要分布情况、营养强化小麦主要分布省份及这些省份营养强化小麦种植的区域与规模，笔者采用多层抽样与随机抽样相结合的方式，首先确定了河南三门峡市、河北高碑店市、甘肃平凉市、甘肃庆阳市、甘肃天水市以及山西平陆县和介休县作为调研市或县，然后在市或县分别随机抽取 2~4 个乡镇，每个乡镇随机 2~6 个村，每个村随机抽取 6~20 户小麦种植户，并保证每个村均有营养强化小麦种植户和普通小麦种植户^①。调研共回收问卷 672 份，剔除收入等变量有缺失值的样本后，有效样本 606 份，其中，营养强化小麦种植户样本数为 352 户，普通小麦种植户样本数为 254 户。调查收集了农户个体信息、家庭小麦种植的投入与产出信息等。

（二）变量定义

1. 被解释变量：生产绩效。本文借鉴陈超和李道国（2004）、仇童伟和罗必良（2018）等的研究，选择小麦亩产和小麦亩收入衡量农户生产绩效。

2. 关键解释变量：农户作物营养强化技术采纳。本文探讨的是农户作物营养强化技术采纳对生产绩效的影响，因此选择农户是否采纳作物营养强化技术作为关键解释变量。考虑到关键解释变量与被

^① 本文以中麦 175 作为作物营养强化小麦的调研品种。中麦 175 由中国农业科学院作物科学研究所国家小麦改良中心培育，已在河北、山西、河南西部、甘肃等省份通过审定并推广，是当前缓解“隐性饥饿”问题的重要作物营养强化小麦品种（张春义和王磊，2009；何中虎等，2015）。

解释变量可能存在反向因果关系，后续回归考虑了内生性问题。

3. 控制变量。借鉴施晟等（2012）、杨志海（2018）、冯晓龙等（2018）、尚燕等（2020）、曾晶等（2021）的研究，本文将年龄、性别、受教育年限等个人特征，种植面积、家庭劳动力人数等家庭特征，是否参与政府服务推广项目、是否参与小麦合作社、是否曾种植过营养强化小麦等经营特征和处于何种优先区域等外部环境特征作为控制变量。

4. 工具变量：风险态度、农户对作物营养强化技术的信任和信念。本文认为，农户的风险态度、对农户作物营养强化技术的信任和信念会影响农户的技术采纳决策，但是不直接影响农户作物营养强化技术采纳的生产绩效。因此，本文选择“风险态度”、“信任”和“信念”作为工具变量。其中，农户对作物营养强化技术采纳的信念的测量题项包括4个，分别为：①营养强化小麦可以改善土壤质量；②营养强化小麦可以提高人体健康；③营养强化小麦可以提高亩产；④营养强化小麦有利于整个社会福利的提升。农户对作物营养强化技术采纳的信任的测量题项共6个，分别为：①我相信作物营养强化技术；②我相信营养强化小麦富含营养；③我相信营养强化小麦有好的产量；④我相信营养强化小麦有市场前景；⑤我相信作物营养强化可以改善人体健康；⑥我相信营养强化小麦有好的口味。为了验证结果的稳健性，本文增加了合法性感知作为替代工具变量。合法性感知从法律支持、政府支持两个方面测量，具体测量题项为：①政府应该积极推广营养强化小麦；②政府应该颁布法律保障营养强化小麦推广。信念、信任、合法性感知均采用了李克特五分量表测量，“1”表示完全不同意，“2”表示比较不同意，“3”表示一般，“4”表示比较同意，“5”表示非常同意。

表3 变量定义及描述性统计

变量	定义及其赋值	均值	标准差
被解释变量			
小麦亩产	每亩小麦产量（单位：斤/亩）	893.9658	238.0467
小麦亩收入	小麦价格与每亩小麦销量的乘积（单位：元/亩）	968.4213	410.3588
关键解释变量			
农户作物营养强化技术采纳	农户种植营养强化小麦=1，农户未种植营养强化小麦（种植普通小麦）=0	0.5809	0.4938
个人特征			
年龄	调研时农户年龄（单位：岁）	54.2574	10.1790
性别	男=1，女=2	1.2327	0.4229
受教育年限	农户接受教育的年数（单位：年）	7.9455	3.2497
家庭特征			
种植面积	小麦种植面积（单位：亩）	6.5693	9.7808
家庭劳动力人数	具有劳动能力的家庭成员人数	2.8366	1.1845
经营特征			
是否参加政府服务推广项目	近年来农户参加了政府针对小麦的服务推广项目=1，农户未参加政府针对小麦的服务推广项目=0	0.4191	0.6106

(续表3)

是否参与合作社	农户参加了小麦合作社=1, 农户未参加小麦合作社=0	0.6930	0.2542
是否种植过营养强化小麦	农户曾经种植过营养强化小麦=1, 农户未种植过营养强化小麦=0	0.7607	0.4270
外部环境特征			
最适宜区域	农户所在家庭属于I区=1, 不属于I区=0	0.2046	0.4038
较适宜区域	农户所在家庭属于II区=1, 不属于II区=0	0.4802	0.5000
一般适宜区域	农户所在家庭属于III区=1, 不属于III区=0	0.3152	0.4650
工具变量			
风险态度	农户可接受新品种种植带来的风险=1, 农户不愿承担新品种种植带来的风险=0	0.4389	0.4967
信念	信念测量题项得分的均值	3.7558	0.6839
信任	信任测量题项得分的均值	3.9200	0.7013

(三) 描述性统计

表3给出了各变量的定义和描述性统计。结果表明, 种植营养强化小麦的农户约占全部农户的58.09%, 76.07%的农户曾经种植过营养强化小麦。农户的平均年龄约为54.26岁, 平均受教育年限约为7.95年, 小麦平均种植面积为6.57亩。

表4 变量组间差异

变量	种植强化小麦农户组	种植普通小麦农户组	差异	t值
亩产	926.3162 (236.1151)	849.133 (233.8525)	-77.1823***	-3.9865
亩收入	1046.982 (426.7779)	859.549 (359.8664)	187.4333***	-5.6900
年龄	53.2443 (10.4697)	55.6614 (9.6067)	2.4171**	2.9019
性别	1.2585 (0.4384)	1.1969 (0.3984)	-0.0617*	-1.7746
受教育年限	8.1534 (3.2563)	7.6575 (3.2249)	-0.4959*	-1.8574
种植面积	6.1835 (6.2837)	7.1039 (13.1716)	0.9204	1.1433
家庭劳动力人数	2.8892 (1.1605)	2.7638 (1.2156)	-0.1254	-1.2869
是否参加政府服务推广项目	0.4915 (0.6493)	0.3189 (0.5378)	-0.1726***	-3.4644
是否参与合作社	0.0909 (0.2879)	0.0394 (0.1949)	-0.0515**	-2.4732
是否种植过营养强化小麦	0.9716 (0.1664)	0.4685 (0.5000)	-0.5031***	-17.5816
最适宜区域	0.1676 (0.3741)	0.2559 (0.4372)	0.0883**	2.6696
较适宜区域	0.5597 (0.4971)	0.3701 (0.4838)	-0.1896***	-4.6843
一般适宜区域	0.2727 (0.4460)	0.3740 (0.4848)	0.1013**	2.6592
风险态度	0.4915 (0.5006)	0.3661 (0.4827)	-0.1253**	-3.0867
信念	3.7841 (0.7025)	3.7165 (0.6566)	-0.0676	-1.2002
信任	3.9332 (0.6840)	3.9016 (0.7256)	-0.0317	-0.5480

注: ①括号内为标准差; ②***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

表4呈现了采纳营养强化技术农户组和未采纳营养强化技术农户组的各变量是否存在显著差异。

两组在年龄、性别、受教育年限、是否参加政府服务推广项目、是否参与合作社、风险态度和是否种植过营养强化小麦等方面存在显著差异。相较于种植普通小麦的农户，受教育年限更长、参与了合作社、种植过营养强化小麦的农户更可能采纳营养强化技术。

五、估计结果分析

（一）农户作物营养强化技术采纳对小麦亩产的影响

表5呈现了农户作物营养强化技术采纳对小麦亩产的影响。 ρ_1 、 ρ_2 分别表示作物营养强化技术采纳决策模型和采纳者的小麦亩产模型、未采纳者的小麦亩产模型误差项的相关系数。结果表明， ρ_1 、 ρ_2 均在1%的统计水平上显著，说明样本存在自选择问题，若不纠正将导致估计结果有偏。 ρ_1 的估计值为负，说明采纳作物营养强化技术农户的亩产高于样本农户中随机个体的亩产； ρ_2 的估计值为正，说明未采纳作物营养强化技术农户的亩产低于样本农户的亩产（Lokshin and Sajaia, 2004; Ma and Abdulai, 2016）。这一结论从侧面说明种植营养强化小麦可提高小麦亩产。由表5可知，农户年龄越小、小麦种植面积越小、未参加政府服务推广项目、处于较适宜区域、种植过营养强化小麦、存在风险感知的农户更可能采纳作物营养强化技术。农户年龄对种植营养强化小麦农户和种植普通小麦农户的亩产均有显著的影响。

表5 农户作物营养强化技术采纳对小麦亩产影响的估计

变量	选择方程		生产绩效模型			
	系数	标准误	种植强化小麦农户组		种植普通小麦农户组	
			系数	标准误	系数	标准误
年龄	-0.0120**	0.0051	2.3583*	1.4244	-4.0723**	1.9212
种植面积	-0.0138*	0.0073	2.9407	2.2002	1.4156	1.6834
家庭劳动力人数	0.0619	0.0431	16.7329	12.1781	42.1094**	15.6884
是否参加政府服务推广项目	-0.1488*	0.0790	26.2663	23.3651	-34.1657	29.6689
是否种植过营养强化小麦	0.2659**	0.1158	-64.7499*	33.5574	55.8117	42.7497
最适宜区域	-0.0878	0.1425	-217.3535 ***	42.1720	-154.1298 **	51.0511
较适宜区域	0.3481**	0.1156	-129.785 ***	32.3593	37.5056	44.7400
风险态度	0.1781**	0.0603				
信念	0.0739	0.0643				
信任	-0.0796	0.0582				
常数项	-0.2228	0.4400	1049.492***	114.7966	1192.578***	149.0191
ρ_1			-1.3431***	0.1658		
$\ln\sigma_1$			5.6752***	0.0583		
ρ_2					2.0694***	0.2238
$\ln\sigma_2$					5.9001***	0.0654
LR	24.30***					

(续表 5)

Log likelihood	-4506.6757		
样本量	606	352	254

注: ① ***、**、*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平; ②采用 Hansen 检验进行了工具变量有效性检验, p 值为 0.1527, 表明工具变量有效; ③仅显示显著的控制变量, 未在表中呈现的控制变量有: 性别、受教育年限、是否参加合作社。

(二) 农户作物营养强化技术采纳对小麦亩收入的影响

表 6 呈现了农户作物营养强化技术采纳对小麦亩收入的影响。 rho_1 在 1% 的统计水平上显著且为负, 表明作物营养强化技术采纳农户的亩收入高于样本农户中随机个体的亩收入 (Lokshin and Sajaia, 2004; Ma and Abdulai, 2016)。由表 6 可知, 农户年龄、性别、受教育年限、是否参加政府服务推广项目、处于较适宜区域、是否种植营养强化小麦和风险态度显著影响农户作物营养强化技术采纳决策。是否参加合作社对作物营养强化技术采纳者的亩收入有显著的积极影响, 表明在其他条件不变的情况下, 参加合作社可以提高小麦亩收入。其原因可能在于参加小麦有关的合作社可以提高农户的议价能力, 开阔市场销路, 尤其对于种植营养强化小麦的农户, 合作社可以整合资源, 提高营养强化小麦的竞争力。

表 6 农户作物营养强化技术采纳对小麦亩收入影响的估计

变量	选择方程		生产绩效模型			
	系数	标准误	种植强化小麦农户组	标准误	种植普通小麦农户组	标准误
年龄	-0.0147**	0.0056	0.0032	0.0021	-0.0039	0.0029
性别	0.2187*	0.1301	-0.0240	0.0483	-0.0166	0.0645
受教育年限	0.0303*	0.0168	-0.0040	0.0065	0.0048	0.0080
家庭劳动力人数	0.0361	0.0465	0.0220	0.0181	0.0356*	0.0213
是否参加政府服务推广项目	-0.1758**	0.0844	0.0286	0.0345	0.0320	0.0411
是否参加合作社	-0.0311	0.2190	0.1945**	0.0880	-0.0236	0.0928
是否种植过营养强化小麦	0.3038**	0.1253	-0.0671	0.0503	-0.0117	0.0606
最适宜区域	0.0427	0.1572	-0.2689***	0.0642	-0.1882**	0.0684
较适宜区域	0.5007***	0.1228	-0.1364**	0.0488	-0.1624**	0.0701
风险态度	0.1404*	0.0894				
信念	0.1592	0.0854				
信任	-0.1229	0.0867				
常数项	-0.1202	0.5072	7.1243***	0.1724	6.9453***	0.2195
rho_1			-1.3484***	0.1397		
$\ln\sigma_1$			-0.8666***	0.0542		
rho_2					-0.0421	0.3312

(续表 6)

$\ln\sigma_2$	-1.0047***	0.0470	
LR	23.69***		
Log likelihood	-549.9294		
样本量	606	352	254

注: ①小麦亩收入以对数形式纳入回归; ②***、**、*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平; ③采用 Hansen 检验进行了工具变量有效性检验, p 值为 0.1752, 表明工具变量有效; ④仅显示显著的控制变量, 未在表中呈现的控制变量有: 种植面积。

(三) 农户作物营养强化技术采纳对生产绩效影响的平均处理效应分析

农户作物营养强化技术采纳对采纳组农户生产绩效影响的平均处理效应 (ATT) 见表 7。与表 4 中的均值差异不同, 表 7 中的平均处理效应考虑了可观察特征和不可观察特征引起的选择偏差。结果表明, 农户作物营养强化技术采纳显著提高了 6.81% 的小麦亩产, 提高了 14.84% 的小麦亩收入。表 7 的结果表明, 种植营养强化小麦在提高小麦产量和农民收入方面发挥着重要作用。

表 7 农户作物营养强化技术采纳对生产绩效影响的平均处理效应

	种植强化小麦农户组	种植普通小麦农户组	ATT	t 值	变化率 (%)
小麦亩产	926.1063	867.0940	59.0123**	2.18	6.81
小麦亩收入	1046.6605	911.3818	135.2787***	3.03	14.84

注: ***、** 分别表示 1%、5% 的显著性水平。

(四) 农户作物营养强化技术采纳对生产绩效影响的异质性分析

1. 基于个体特征的异质性分析。本文进一步分析了农户作物营养强化技术采纳对不同受教育年限和不同小麦种植规模农户的生产绩效的影响。如表 8 所示, 对不同受教育年限和不同小麦种植面积的农户, 作物营养强化技术采纳会显著影响农户小麦亩收入。当受教育年限和种植面积不高于均值时, 农户种植营养强化小麦可分别提高 28.33%、25.23% 的小麦亩收入; 当农户受教育年限和种植面积高于均值水平时, 农户种植营养强化小麦可分别提高 14.86%、21.37% 的小麦亩收入。对不同受教育年限的农户而言, 当受教育年限大于均值时, 农户作物营养强化技术采纳可显著提高 9.47% 的小麦亩产。对不同小麦种植面积的农户而言, 当种植面积不高于均值时, 农户作物营养强化技术采纳可显著提高 7.57% 的小麦亩产。总体而言, 农户作物营养强化技术采纳可以提升农户生产绩效, 且对不同受教育水平和小麦种植面积的农户的影响存在差异。在产量方面, 农户作物营养强化技术采纳对受教育水平低于均值和小麦种植面积高于均值农户的生产绩效存在显著影响。就收入而言, 农户作物营养强化技术采纳对不同小麦种植面积和受教育年限农户的生产绩效均有显著的提升作用。

表 8 不同特征农户作物营养强化技术采纳对生产绩效影响的异质性分析

	平均产出		ATT	t 值	变化率 (%)
	种植强化小麦农	种植普通小麦农			
	户组	户组			
农户受教育年限					

(续表 8)

小麦 亩产	受教育年限小于等于均值 受教育年限大于均值	918.6842 928.6893	871.9298 848.3761	46.7544 80.3132**	1.09 2.16	5.36 9.47
小麦 亩收入	受教育年限小于等于均值 受教育年限大于均值	1040.7895 1048.4557	811.0088 912.8141	229.7807*** 135.6416**	3.34 2.11	28.33 14.86
小麦种植规模						
小麦 亩产	种植面积小于等于均值 种植面积大于均值	934.3319 899.3407	867.8599 857.1429	66.4720* 42.1978	1.82 0.82	7.57 4.92
小麦 亩收入	种植面积小于等于均值 种植面积大于均值	1048.1744 1043.7579	836.9669 859.9632	211.2075*** 183.7947***	3.33 2.72	25.23 21.37

注: ***、**、*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

2. 基于不同优先区域的异质性分析。如表 9 所示, 无论对于最适宜区域、较适宜区域还是一般适宜区域的农户, 农户作物营养强化技术采纳对小麦亩产、小麦亩收入均存在显著的影响。具体而言, 在亩产方面, 一般适宜区域的农户作物营养强化技术采纳提高了 12.87% 的小麦亩产, 最适宜区域次之, 提高幅度为 8.84%, 较适宜区域的农户作物营养强化技术采纳提高了 6.12% 的小麦亩产。在亩收入方面, 最适宜区域、较适宜区域和一般适宜区域的农户作物营养强化技术采纳分别提高了 16.71%、14.83%、25.70% 的小麦亩收入。

表 9 农户作物营养强化技术采纳对生产绩效影响的异区域性质分析

优先序		平均产出		ATT	t 值	变化率 (%)
		种植强化小麦农户组	种植普通小麦农户组			
小麦 亩产	最适宜区域	926.1063	850.8547	75.2516***	2.98	8.84
	较适宜区域	926.1063	872.6781	53.4282*	1.93	6.12
	一般适宜区域	926.1063	820.4843	105.6219***	3.92	12.87
小麦 亩收 入	最适宜区域	1046.9825	897.0767	149.9058***	3.40	16.71
	较适宜区域	1046.9825	913.5241	133.4583***	2.86	14.83
	一般适宜区域	1046.9825	832.8977	214.0847***	4.64	25.70

注: ***、*分别表示 1%、10% 的显著性水平。

总结而言, 农户作物营养强化技术采纳对一般适宜区域的生产绩效提升作用最为明显, 最适宜区域次之, 较适宜区域作用最小。这表明农户作物营养强化技术采纳对生产绩效的影响存在一定的区域异质性。这种影响的异质性在现实中可表现为最适宜区域农户作物营养强化技术采纳对生产绩效的提升作用未必最为显著。造成这一现象的原因可能是最适宜区域营养强化小麦的推广程度较高, 影响其促进作用的发挥。

(五) 稳健性检验

本文采用合法性感知和风险态度作为替代工具变量进行稳健性检验。表 10、表 11 分别呈现了农户作物营养强化技术采纳对小麦亩产、小麦亩收入影响的稳健性检验。由这两个表可知, 农户作物营养强化技术采纳对小麦亩产和小麦亩收入影响的估计结果具有稳健性。根据不同模型的 rho_1 和 rho_2

农户作物营养强化技术采纳提高了生产绩效吗？

的显著性以及系数正负情况，农户作物营养强化技术采纳对小麦亩产、小麦亩收入的影响均存在样本选择偏差，且种植营养强化小麦组农户的小麦亩产、小麦亩收入均比样本农户中随机个体的小麦亩产、小麦亩收入高。根据 ATT 的结果，农户作物营养强化技术采纳显著提高了小麦亩产和小麦亩收入。稳健性检验的结果与已有结论基本相符。

表 10 农户作物营养强化技术采纳对小麦亩产影响的估计

变量	选择方程		生产绩效模型			
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
年龄	-0.0112**	0.0054	2.3257	1.4396	-1.3985	1.7275
种植面积	-0.0066	0.0060	1.3436	2.0377	2.0288*	1.1561
家庭劳动力人数	0.0504	0.0447	17.8567	12.2758	29.7500**	12.6284
是否参加政府服务推广项目	-0.1726**	0.0831	33.9587	23.8197	15.7848	25.0006
是否种植过营养强化小麦	0.3170**	0.1213	-72.3257**	34.0984	-23.1670	38.3891
最适宜区域	-0.0452	0.1486	-221.4709***	42.6505	-155.4458***	38.2983
较适宜区域	0.5145***	0.1195	-150.9813***	32.8484	-131.8409**	48.6209
合法性感知	-0.0828*	0.0497				
风险态度	0.1183	0.0891				
常数项	0.3411	0.4684	1088.694***	116.6484	927.4944***	146.521
rho_1			-0.8736***	0.0380		
lnσ ₁			5.6728***	0.0572		
rho_2					-0.0640	0.4768
lnσ ₂					5.3985***	0.0487
LR	14.26***					
Log likelihood	-4511.8946					
ATT	3.18***					
样本量	606		352		254	

注：① ***、**、*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；②仅显示显著的控制变量，未在表中呈现的控制变量有：性别、受教育年限、是否参加合作社。

表 11 农户作物营养强化技术采纳对小麦亩收入影响的估计

变量	选择方程		生产绩效模型			
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
年龄	-0.0138**	0.0056	0.0031	0.0021	-0.0037	0.0029
受教育年限	0.0328*	0.0167	-0.0042	0.0065	0.0045	0.0079
家庭劳动力人数	0.0347	0.0459	0.0210	0.0181	0.0352*	0.0211
是否参加政府服务推广项目	-0.1805**	0.0844	0.0319	0.0347	0.0332	0.0402

(续表 11)

是否参加合作社	-0.1064	0.2171	0.1801**	0.0879	-0.0214	0.0932
是否种植过营养强化小麦	0.3241**	0.1250	-0.0679	0.0504	-0.0148	0.0591
最适宜区域	0.0510	0.1564	-0.2624***	0.0642	-0.1896**	0.0686
较适宜区域	0.5454***	0.1230	-0.1366**	0.0489	-0.1680**	0.0667
合法性感知	-0.1087**	0.0524				
风险态度	0.1495*	0.0883				
常数项	0.4093	0.4910	7.1413***	0.1729	6.9312***	0.2153
rho_1			-0.8778***	0.0322		
ln σ_1			-0.8630***	0.0541		
rho_2					-0.0850	0.2695
ln σ_2					-1.0029***	0.0486
LR	24.83***					
Log likelihood	-549.5242					
ATT	3.77***					
样本量	606		352		254	

注: ①小麦亩收入以对数形式纳入回归; ②***、**、*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平; ③仅显示显著的控制变量, 未在表中呈现的控制变量有: 性别、种植面积。

六、结论与政策启示

本文以营养强化小麦为例, 采用内生转换回归模型, 利用中国 606 个小麦种植户家庭的调查数据, 研究了农户作物营养强化技术采纳对小麦亩产和小麦亩收入的影响。研究结果表明: 第一, 农户作物营养强化技术采纳对生产绩效有显著的提升作用。种植营养强化小麦的农户的小麦亩产、小麦亩均收入均高于样本农户中随机个体的小麦亩产和小麦亩收入, 农户作物营养强化技术采纳分别显著地提高了 6.81% 的小麦亩产、14.84% 的小麦亩收入。第二, 农户作物营养强化技术采纳对农户生产绩效的影响存在区域异质性。农户作物营养强化技术采纳对小麦亩产和小麦亩收入的提升作用基本呈现“一般适宜区域最为明显, 最适宜区域次之, 较适宜区域最小”的特征, 农户作物营养强化技术采纳对一般适宜区域的生产绩效提升作用最为明显。第三, 农户年龄、是否参加政府服务推广项目、是否种植过营养强化小麦以及区域变量对农户作物营养强化技术采纳决策有显著的影响。第四, 农户作物营养强化技术采纳对不同受教育年限和不同种植规模农户的生产绩效的影响存在差异。

基于上述研究结果, 本文得到如下政策启示:

第一, 明确战略定位, 以作物营养强化项目推动营养导向型农业发展。战略上要明确作物营养强化的发展定位; 技术上要培育高产和高营养价值兼备的营养强化作物品种; 发挥政府与市场的双重作用, 采用订单农业形式, 推动作物营养强化产业化发展。

第二, 因地制宜, 提升不同区域作物营养强化技术采纳农户的持续生产能力。一是根据不同区域

土壤特性改良营养强化作物品种，提高营养强化作物产量；二是鼓励农户扩大营养强化品种种植面积，将先进的生产和管理技术应用到营养强化作物品种的种植过程中。

第三，多措并举，提高推广项目的效果和推广效率。一是站在农户视角“想农户之所想”，主动入户、实地指导解决农户作物营养强化技术采纳过程中遇到的难题。二是优化和创新政府开展作物营养强化技术推广模式和服务方式，如采用“线上+线下”相结合的方式，提高农户参加政府服务推广项目的积极性。

第四，创新驱动，推动物作营养强化技术推广的数字化信息平台建设。一是依靠现代信息技术，收集和分析农户对作物营养强化技术的偏好与需求。二是以区域为单位构建包含营养强化作物品种的生产和消费数据库，辅以作物营养强化优先序数据，预测未来不同区域作物营养强化技术推广的必要性和可能性。

参考文献

1. 陈超、李道国, 2004: 《品种权保护对农户增收的影响分析》，《中国农村经济》第9期，第38-42页、第48页。
2. 常继乐、王宇, 2016: 《中国居民营养与健康状况监测2010—2013年综合报告》，北京: 北京大学医学出版社。第83-87页。
3. 陈志钢、毕洁颖、聂凤英、方向明、樊胜根, 2019: 《营养导向型的中国食物安全新愿景及政策建议》，《中国农业科学》第18期，第3097-3107页。
4. 冯晓龙、刘明月、仇焕广、霍学喜, 2018: 《资产专用性与专业农户气候变化适应性生产行为——基于苹果种植户的微观证据》，《中国农村观察》第4期，第74-85页。
5. 范云六, 2007: 《以生物强化应对隐性饥饿》，《科技导报》第11期，第1页。
6. 何中虎、陈新民、王德森、张艳、肖永贵、李法计、张勇、李思敏、夏先春, 2015: 《中麦175高产高效广适特性解析与育种方法思考》，《中国农业科学》第17期，第3394-3403页。
7. 牛敏杰、赵俊伟、尹昌斌、唐华俊, 2016: 《我国农业生态文明水平评价及空间分异研究》，《农业经济问题》第3期，第17-25页。
8. 仇童伟、罗必良, 2018: 《种植结构“趋粮化”的动因何在？——基于农地产权与要素配置的作用机理及实证研究》，《中国农村经济》第2期，第65-80页。
9. 青平、曾晶、李剑、游良志, 2019: 《中国作物营养强化的现状与展望》，《农业经济问题》第8期，第83-93页。
10. 施晟、卫龙宝、伍骏骞, 2012: 《“农超对接”进程中农产品供应链的合作绩效与剩余分配——基于“农户+合作社+超市”模式的分析》，《中国农村观察》第4期，第14-28页、第92-93页。
11. 尚燕、熊涛、李崇光, 2020: 《风险感知、风险态度与农户风险管理工具采纳意愿——以农业保险和“保险+期货”为例》，《中国农村观察》第5期，第52-72页。
12. 王磊、张春义, 2019: 《营养型农业的发展背景及进展》，《生物产业技术》第6期，第59-63页。

13. 王林洁、李剑、罗小锋、青平, 2021: 《营养认知、产品信任与营养型食品的支付意愿》, 《世界农业》第5期, 第53-63页、第127页。
14. 杨志海, 2018: 《老龄化、社会网络与农户绿色生产技术采纳行为——来自长江流域六省农户数据的验证》, 《中国农村观察》第4期, 第44-58页。
15. 杨志海, 2019: 《生产环节外包改善了农户福利吗?——来自长江流域水稻种植农户的证据》, 《中国农村经济》第4期, 第73-91页。
16. 张春义、王磊, 2009: 《生物强化在中国: 培育新品种, 提供好营养》, 北京: 中国农业科学技术出版社, 第10页、第22-23页。
17. 曾晶、青平、霍军生、李剑、游良志, 2020: 《基于区域级BPI的中国作物营养强化优先序——以富铁大米为例》, 《农业技术经济》第10期, 第4-20页。
18. 曾晶、青平、李剑、郭喆, 2021: 《营养信息干预对农户作物营养强化新品种采纳的影响》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第3期, 第30-38页、第184页。
19. 钟文晶、邹宝玲、罗必良, 2018: 《食品安全与农户生产技术行为选择》, 《农业技术经济》第3期, 第16-27页。
20. Abdulai, A., and W. Huffman, 2014, "The Adoption and Impact of Soil and Water Conservation Technology: An Endogenous Switching Regression Application", *Land Economics*, 90(1):26-43.
21. Asare-Marfo, D., E. Birol, C. Gonzalez, M. Moursi, S. Perez, J. Schwarz, and M. Zeller, 2013, "Prioritizing Countries for Biofortification Interventions Using Countrylevel Data", HarvestPlus Working Paper No.11. Washington, DC.
22. Hossain, F., V. Muthusamy, N. Pandey, A. K. Vishwakarma, A. Baveja, R. U. Zunjare, N. Thirunavukkarasu, S. Saha, K. M. Manjaiah, B. M. Prasanna, and H. S. Gupta, 2018, "Marker-assisted Introgression of Opaque2 Allele for Rapid Conversion of Elite Hybrids into Quality Protein Maize", *Journal of Genetics*, 97:287-98.
23. Li, J., P. Qing, W. Y. Hu, and M. L. Li, 2021, "Contract Farming, Community effect and Farmer Valuation of Biofortified Crop Varieties in China: The Case of High Zinc Wheat", *Review of Development Economics*, 00:1-21.
24. Lokshin, M., and Z. Sajaia, 2004, "Maximum Likelihood Estimation of Endogenous Switching Regression Models", *The Stata Journal*, 4(3):282-289.
25. Ma, W., and A. Abdulai, 2016, "Does Cooperative Membership Improve Household Welfare? Evidence from Apple Farmers in China", *Food Policy*, 58:94-102.
26. Ma, W., and A. Abdulai, 2019, "IPM Adoption, Cooperative Membership and Farm Economic Performance Insight from Apple Farmers in China", *China Agricultural Economic Review*, 11(2): 218-236.
27. Mahboob, U., H. Ohly, E. Joy, V. Moran, and N. M. Lowe, 2020, "Exploring Community Perceptions in Preparation for a Randomised Controlled Trial of Biofortified Flour in Pakistan", *Pilot and Feasibility Studies*, 6(1):117.
28. Mottaleb, K., A., V. Govindan, P. K. Singh, S. Kai, and O. Erenstein, 2019, "Economic Benefits of Blast-resistant Biofortified Wheat in Bangladesh: The Case of BARI Gom 33", *Crop Protection*, 123:45-58.
29. Muthusamy, V., F. Hossain, N. Thirunavukkarasu, M. Choudhary, S. Saha, J. S. Bhat, B. M. Prasanna, and H. S.upta, 2014,

- “Development of β -carotene Rich Maize Hybrids through Marker-assisted Introgression of β -carotene Hydroxylase Allele”, *Plos One*, 9(12): e113583.
30. Shikuku, K. M., J. J. Okello, K. Sindi, J. Low, and M. McEwan, 2017, “Effect of Farmers’ Multidimensional Beliefs on Adoption of Biofortified Crops: Evidence from Sweetpotato Farmers in Tanzania”, *Journal of Development Studies*, 55(2):1-16.
31. Takam-Fongang, G. M., C. B. Kamdem, and G. Q. Kane, 2019, “Adoption and Impact of Improved Maize Varieties on Maize Yields: Evidence from Central Cameroon”, *Review of Development Economics*, 23(1):172-188.
32. Yadava, D., K., F. Hossain, and T. Mohapatra, 2018, “Nutritional Security through Crop Biofortification in India: Status & Future Prospects”, *The Indian Journal of Medical Research*, 148(5): 621-631.
33. Vaiknoras, K., and C. Larochelle, 2021, “The Impact of Iron-biofortified Bean Adoption on Bean Productivity, Consumption, Purchases and Sales”, *World Development*, 139:105260.
34. White, P. J., and M. R. Broadley, 2009, “Biofortification of Crops with Seven Mineral Elements often Lacking in Human Diets-iron, Zinc, Copper, Calcium, Magnesium, Selenium and Iodine”, *New Phytologist*, 182(1): 49-84.

(作者单位: ¹湖南科技大学商学院;
²华中农业大学经济管理学院)
(责任编辑: 光 明)

Does Farmers’ Adoption of Biofortification Crop Technologies Improve Production Performance? An Empirical Analysis Based on Wheat Growers

ZENG Jing LI Jian QING Ping MIN Shi

Abstract: Whether farmers’ adoption of biofortification crop technologies can improve production performance is an important practical issue for promoting the diffusion of biofortification crop technologies, improving population nutrition and health and developing high value-added agriculture. Taking biofortified wheat as an example, this article uses 606 household survey data from Henan, Hebei, Gansu and Shanxi provinces, taking into consideration the level of production, consumption and micronutrient deficiencies. It explores whether and how farmers’ adoption of biofortification crop technologies improve their production performance based on an endogenous switching model. The results are as follows. First, farmers’ adoption of biofortification crop technologies can significantly improve their production performance. Specifically, after controlling farmers’ self-selection bias, farmers’ adoption of biofortification crop technologies has increased wheat yield per mu by 6.81% and wheat income per mu by 14.84%, respectively. Second, there is a certain regional heterogeneity in the impact of farmers’ adoption of biofortification crop technologies on production performance. Third, the effect of farmers’ adoption of biofortification crop technologies on production performance is heterogeneous among farmers with different levels of education achievement and planting acreage. The conclusion provides policy reference for further promoting the implementation of biofortification projects in China.

Keywords: Biofortification; Technology Adoption; Production Performance; Endogenous Switching Model

风险厌恶与农户气候适应性技术采用行为* ——基于新疆植棉农户的实证分析

毛慧¹ 付咏¹ 彭澎² 柴宇佳³

摘要: 气候适应性技术采用率低下已成为制约中国农业可持续发展的重要因素, 风险厌恶可能影响农户的气候适应性技术采用决策。本文利用新疆349户植棉农户微观调查数据, 基于实验经济学方法测度农户的风险厌恶程度, 系统考察了风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为的影响及作用机制。研究发现, 风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为产生了显著抑制作用, 越厌恶风险的农户采用气候适应性技术的可能性越小、采用程度越低、采用时长越短。进一步探讨作用机制后发现, 风险厌恶通过抑制农户参与信贷影响其技术采用行为, 具体表现为越厌恶风险的农户参与信贷的可能性越小, 进而采用气候适应性技术的可能性越小、采用程度越低、采用时长越短。此外, 受灾程度、技术培训对风险厌恶影响农户气候适应性技术采用行为有调节作用, 即受灾程度加重、技术培训参与能缓解风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为的抑制作用。

关键词: 风险厌恶 信贷行为 受灾程度 技术培训 气候适应性技术

中图分类号: F323.3 **文献标识码:** A

一、引言

气候变化是农户在农业生产过程中面临的主要自然风险, 对世界农业部门产生了深远影响, 气候适应性技术已成为农户应对气候变化和抵抗自然灾害风险的重要手段, 有利于保障农户收入、缓解贫困(吕亚荣和陈淑芬, 2010; Jin et al., 2015; 冯晓龙等, 2018; Dougherty et al., 2020)。气候变化引起的气温升高、降水不平衡以及极端天气频发等问题增加了农业生产风险和不确定性, 长期影响粮食安全(陈帅等, 2016)。改变灌溉方式、调整种植结构、种植多样化品种等气候适应性行为能降低气候变化对农业生产的负面影响(Abid et al., 2016; 冯晓龙等, 2017)。然而, 中国作为全球范围内

*本文研究获得国家自然科学基金青年项目“黄河流域农户水土保持技术采用行为的干预机制与政策优化研究”(项目编号: 72103115)、国家自然科学基金青年项目“风险与时间偏好异质性粮食规模户的市场风险管理策略优化研究”(项目编号: 71803083)、教育部人文社会科学研究一般项目“政策激励、信息干预与农户绿色农业技术采用行为研究”(项目编号: 21XJC790008)的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见, 但文责自负。本文通讯作者: 彭澎。

受气候变化影响较大的国家之一，农户的气候适应性技术采用水平仍然较低。因此，探究中国农户采用气候适应性技术的长效机制，对更好地应对气候变化、降低农业生产损失具有重要意义。

已有研究表明，风险厌恶是影响农户采取气候适应性行为的重要因素 (Alpizar et al., 2011; Haile et al., 2020)。农户承受意外风险的能力十分有限，在农业生产决策过程中通常采取保守型生产行为 (黄季焜等, 2008)。具体而言，农户在采用气候适应性技术时，不仅要衡量气候变化带来的极端天气风险，还要考虑气候适应性技术存在的技术运用不当和经济收益不确定等风险。因此，风险厌恶会抑制农户的气候适应性技术采用行为。如，Tong et al. (2019) 对江汉平原稻农气候适应性技术采用行为的研究发现，风险厌恶降低了农户技术采用率。可见，在技术效益不确定的情况下，越厌恶风险的农户采用气候适应性技术的可能性越小。然而，在中国气候适应性技术采用率低于发达国家平均水平的现实背景下，鲜有研究从信贷视角分析风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为的影响及作用机制，以及这种影响因农户受灾程度不同和技术培训参与情况不同而产生的差异，这为本文提供了研究空间。

理论上，风险厌恶主要通过以下两方面影响农户气候适应性技术采用行为：一方面，风险厌恶直接影响农户气候适应性技术采用行为。气候适应性技术的收益因气候条件等因素不同存在较大的不确定性 (Brick and Visser, 2015)。而农户承受自然灾害的能力有限，他们在生产中会综合考虑生产利润最大化、风险最小化目标 (刘莹和黄季焜, 2010; 杨俊和杨钢桥, 2011)。为减少生产风险、保障未来收益稳定，农户不会优先采用有风险的农业生产技术 (毛慧等, 2018)。因此，越厌恶风险的农户采用气候适应性技术的可能性越小。另一方面，风险厌恶会通过信贷影响农户气候适应性技术采用行为。多数气候适应性技术 (如节水灌溉技术) 属于资金密集型技术 (贾蕊和陆迁, 2017; 谭永风和陆迁, 2021)。充足的信贷资金有利于农户增加投资 (Mukherjee, 2020)，但由于金融市场具有信息不对称性，信贷机构会要求农户提供贷款抵押，进而产生信贷风险配给。在此情形下，农户只能在高抵押风险下贷款，导致其主动退出信贷市场 (郭敏和屈艳芳, 2002; Giné and Yang, 2009)。因此，风险厌恶程度越高的农户，越不愿承担贷款抵押风险，也越不可能通过信贷采用气候适应性技术。

鉴于此，本文试图回答以下问题：风险厌恶会抑制农户采用气候适应性技术吗？如果会，这种抑制作用会通过农户信贷行为产生吗？受灾程度加重、技术培训参与可以缓解这种抑制作用吗？为了回答这些问题，本文利用 2019 年新疆维吾尔自治区 (下文简称“新疆”) 349 户植棉农户微观调查数据，在对风险厌恶与农户气候适应性技术采用行为之间关系进行理论分析的基础上，实证检验风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为的影响及作用机制，并进一步考察风险厌恶因农户受灾程度不同和技术培训参与情况不同而对其气候适应性技术采用行为产生的差异化影响。研究和验证这些问题对提高农户气候适应性技术采用率和推动农业可持续发展具有重要意义。

相较于以往研究，本文的边际贡献体现在以下三方面：第一，从农户信贷行为视角分析风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为的作用机制，有助于丰富农户气候适应性技术采用行为相关领域研究，为农户气候适应性技术采用行为的决定因素研究提供新方向。第二，探讨受灾程度加重、技术培训参与是否有助于缓解风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为的抑制作用，为解决农户风险厌恶导致的气候适应性技术推广难题提供新视角。第三，以新疆植棉农户为调查对象，采用实验经济学方法测量

农户风险厌恶程度，补充了农户风险态度相关研究。

二、文献评述、理论分析与研究假说

（一）文献评述

1.关于农户气候适应性技术采用行为的影响因素研究。学术界针对农户气候适应性技术采用行为影响因素的研究各有侧重，相关文献主要关注以下几个方面：

首先，个人特征影响农户气候适应性技术采用行为。已有研究发现，户主的受教育程度、个人认知等在农户气候适应性技术采用行为中扮演重要角色（许朗和刘金金，2013）。具体而言，李卫等（2017）的研究表明，户主的受教育程度越高，农户采用气候适应性技术的积极性越高。内在逻辑在于，受教育程度越高的户主，对气候适应性技术的接受能力越强，从而促进农户采用气候适应性技术（Christopher et al., 2004）。此外，农户对技术效益的认知能力也影响其技术采用行为，对技术的社会、经济和生态效益认知程度越高的农户采用气候适应性技术的可能性越大（杨彩艳等，2021）。

其次，农户气候适应性技术采用行为受到家庭特征的影响。一方面，从家庭经营规模看，相较于小规模农户，规模较大的农户拥有良好的金融资本禀赋，时间偏好程度较低，更注重长期利益，因而更倾向于采用气候适应性技术（徐志刚等，2018）。另一方面，从家庭社会资本和收入看，由于气候适应性技术（如节水灌溉技术）多为资金密集型技术（徐涛等，2018），较好的家庭社会资本和较高的收入能为农户提供充足的物质基础，使农户更有能力采用气候适应性技术（李俊睿等，2018）。此外，家庭稳定的社会网络能拓宽农户的信息获取渠道，提高农户的信息获取能力，从而对农户气候适应性技术采用行为有正向影响（杨志海，2018）。

最后，政策支持对农户采用气候适应性技术至关重要。已有研究表明，技术培训和技术示范能提高农户对气候变化和农业技术的认知，增强农户适应气候变化的能力（张淑娴等，2019）。具体而言，技术培训和技术示范通过为农户提供技术的经济效益信息，降低了信息不对称性，提高了农户对技术的了解程度，从而促进农户采用气候适应性技术（李卫等，2017；佟大建等，2018）。例如，Goyal and Netessine (2007) 研究发现，示范户可以向周边农户传播技术信息，有效降低其他农户获取信息的时间成本，对气候适应性技术推广具有示范作用。此外，技术补贴则通过向农户提供资金支持降低农户的技术采用成本，促使农户采用气候适应性技术（薛彩霞等，2018）。

2.关于风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为的影响研究。Kahneman and Tversky (1979) 提出的前景理论认为，人们在决策过程中涉及收益确定的选择时倾向于规避风险，涉及损失确定的选择时倾向于追求风险，个体风险决策由其风险厌恶程度决定。农户采用气候适应性技术面临技术经济效益的不确定性，风险厌恶是影响农户气候适应性技术采用行为的关键因素。国内外学者针对风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为的影响已经开展了一些研究（例如 Alpizar et al., 2011），但由于研究视角、研究对象、数据资料等存在差异，尚未得出一致结论。有研究认为，农业生产受自然灾害影响较大，越厌恶风险的农户对自然灾害的感知能力越强，进而越倾向于采用气候适应性技术（仇焕广等，2020）。也有研究认为，较强的风险厌恶程度会限制农户采用气候适应性技术（谭永风和陆迁，2021）。

Brick and Visser (2015) 对南非小规模自给自足农户气候适应性技术（新品种技术）采用行为的研究发现，风险厌恶对农户技术采用行为有抑制作用。

综上所述，现有研究已经从个体特征、家庭特征、政策支持等方面关注了农户气候适应性技术采用行为的影响因素。然而，鲜有研究从农户信贷行为视角探究风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为的影响。此外，受灾程度和技术培训对风险厌恶抑制农户气候适应性技术采用行为的调节作用也有待进一步检验。鉴于此，本文将评估风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为的影响及作用机制，并探究受灾程度和技术培训的调节效应。

（二）理论分析与研究假说

根据行为偏差理论，当一种行为既能带来效益也存在风险时，行为人更倾向于保持现状以规避风险（Ritov and Baron, 1992）。气候适应性技术虽能帮助农户适应气候变化，保障农业生产，但也存在效益不确定性（贺志武等，2018）。此外，额外的投入成本以及技术信息的不对称进一步增加了农户技术运用不当的风险，使得农户在生产过程中将会考虑利润最大化和风险最小化目标（刘莹和黄季焜，2010），降低了农户采用气候适应性技术的可能性。因此，为规避气候适应性技术收益不确定性带来的风险，风险厌恶程度越高的农户采用气候适应性技术的可能性越小（Jin et al., 2015）。

另外，风险厌恶可以通过农户信贷行为影响其采用气候适应性技术。一方面，由于多数气候适应性技术属于资金密集型技术，资金短缺是限制农户采用技术的主要因素（谭永风和陆迁，2021）。通过正规或非正规金融机构获得信贷能缓解农户的资金压力（Imai et al., 2012），促进农户采用气候适应性技术（郭敏和屈艳芳，2002）。因而，信贷成为农户采用气候适应性技术的重要资金来源。然而，由于信贷风险管理机制不完善以及信息不对称，信贷机构要求农户提供抵押物作为担保，导致风险配给（Dercon and Christiaensen, 2011）。风险配给最终使得进入信贷市场的农户因面临丧失抵押物的风险而自愿放弃贷款（任勘等，2015）。此外，信贷虽可以缓解农户的资金约束，但农户遭受生产损失时也必须偿还贷款，否则将赔偿高额的违约成本（Giné and Yang, 2009）。另一方面，农户是否通过信贷采用气候适应性技术，受其风险厌恶程度的影响（Galor and Moav, 2005）。偏好风险的农户更注重市场投资带来的高额回报，参与信贷市场的意愿较高，而厌恶风险的农户通过贷款采用高风险农业技术的可能性较小（Visser et al., 2020）。也就是说，农户的风险厌恶程度会影响其信贷参与行为，进而影响其气候适应性技术采用行为。基于以上分析，本文提出假说1和假说2：

H1：风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为有显著负向影响。

H2：风险厌恶通过信贷影响农户气候适应性技术采用行为，即风险厌恶抑制农户参与信贷，进而阻碍其采用气候适应性技术。

气候变化引起的气温升高、降雨分布不均等问题导致农作物生长需水供应不足，严重威胁农业生产（Yang et al., 2014）。气候变化也增加了自然灾害发生频率，使得农业生产活动更易受到自然灾害影响，农户的生产收益面临更大不确定性（Dougherty et al., 2020）。气候适应性技术能减少气候变化带来的风险，是应对气候变化、减少农业生产不确定性的有效手段（Maia et al., 2018）。农户经历灾害的严重程度会作用于风险厌恶对其气候适应性技术采用行为的影响。一方面，直接受干旱或洪水等

自然灾害影响的农户更有可能感知到气候变化带来的经济损失，也更愿意接受并采用气候适应性技术以减少灾害损失（Pratt, 1964）。另一方面，经历自然灾害程度越严重的农户对减少灾害冲击的技术需求越强烈，且自然灾害发生后，政府通常会提供全面的防灾救灾风险管理措施（陈利和谢家智, 2013），一定程度上能缓解风险厌恶对农户技术采用行为的负向影响。因此，随着农户经历灾害严重程度的增加，风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为的负向作用将减弱。基于此，本文提出假说3：

H3：受灾程度能缓解风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为的抑制作用。

技术培训能传播技术知识，提高农户的技术认知水平，改变农户的种植观念，是促进农户采用技术的有效手段（Nakano et al., 2018）。风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为的影响可能因农户技术培训参与情况的不同而产生较大差异。一方面，新技术会让农户面临不同程度的不确定性或风险，从而抑制农户技术采用行为（Barham et al., 2014），而技术培训能帮助农户分析技术实施的可行性及长远经济利益（应瑞瑶和朱勇, 2015），提高农户的风险感知能力，促进厌恶风险的农户采用气候适应性技术（罗明忠等, 2021）。另一方面，技术培训能为农户提供技术信息和技术指导，打破信息传递壁垒，使其了解气候适应性技术在减少极端天气损失、增加农业收益等方面的作用，帮助农户积累技术知识和使用经验（应瑞瑶和朱勇, 2015）。因此，技术培训提供的信息越丰富，越有利于提高农户的信息获取能力，进而降低风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为的抑制作用（高杨和牛子恒, 2019）。基于此，本文提出假说4：

H4：技术培训能缓解风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为的抑制作用。

三、计量模型、数据来源与变量选择

（一）计量模型

为考察风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为的影响，参照 Liu (2013)、Jin et al. (2015) 的研究，本文选取农户气候适应性技术采用行为作为被解释变量，选取风险厌恶作为核心解释变量，并设定如下的基准回归计量模型：

$$Y_1 = \beta_0 + \beta_1 Risk + \beta_2 X + \varepsilon_1 \quad (1)$$

$$Y_2 = \gamma_0 + \gamma_1 Risk + \gamma_2 X + \varepsilon_2 \quad (2)$$

$$Y_3 = \lambda_0 + \lambda_1 Risk + \lambda_2 X + \varepsilon_3 \quad (3)$$

(1) 式中的 Y_1 表示农户是否采用气候适应性技术，(2) 式中的 Y_2 表示农户气候适应性技术采用程度，(3) 式中的 Y_3 表示农户气候适应性技术采用时长。 $Risk$ 表示农户的风险厌恶程度， X 为其他影响农户气候适应性技术采用行为的因素。根据已有研究，控制变量 X 包括农户个体特征、家庭经营特征等变量，具体包括户主年龄、户主性别、户主受教育年限、家庭总人数、是否参与订单农业、经营规模、土壤肥力、政策激励。 ε_1 、 ε_2 、 ε_3 为随机扰动项， β_0 、 γ_0 、 λ_0 为常数项， β_1 、 γ_1 、 λ_1 、 β_2 、 γ_2 、 λ_2 为待估系数。

由于农户是否采用气候适应性技术是二值变量，本文采用线性概率模型估计农户是否采用气候适

应性技术方程；由于气候适应性技术采用程度和气候适应性技术采用时长为连续变量，本文采用 OLS 估计农户技术采用程度和技术采用时长方程^①。

（二）数据来源

本文分析所用数据来自课题组2019年10月对新疆植棉农户开展的问卷调查。本文选择新疆植棉农户作为研究对象的原因是：第一，新疆是一个多民族聚居的地区，受语言、市场等多种因素影响，非农就业机会较少，种植棉花在农业经营中占据重要地位，成为新疆农户最主要的收入来源，也是缓解新疆农户贫困的主要手段。2019年新疆棉花种植面积为254.05万公顷，占全国棉花种植面积的76%^②。第二，新疆是中国优质高产棉区，但由于其典型的大陆气候特征，棉花生产极易遭受气候变化引起的极端天气影响。其中，干旱、风雹等对棉花种植造成严重威胁，使得植棉农户面临产量减少的风险(Yang et al., 2014)。2019年新疆全年平均降雨量仅为145.7毫米，远低于全国平均降雨量（645.45毫米），且有54.92万公顷耕地遭受风雹灾害^③。第三，由于水资源短缺，节水灌溉技术在新疆农业生产中应用普遍。2019年新疆水资源总量为870.1亿立方米，仅占全国水资源总量的3%，截至2020年底，新疆节水灌溉面积高达424.78万公顷，占其实际耕地面积的88.8%^④。因此，将中国新疆植棉农户作为研究对象探究风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为的影响，具有重要研究价值。

课题组于2019年8月在新疆开展预调查，并于同年10月开展正式调查。实地调查中样本选取采用多阶段抽样方法。抽样共分为3个阶段：在第一阶段，课题组在综合考虑棉花种植面积、兵团和地方差异、经济发展水平的基础上，选取新疆地方和新疆生产建设兵团作为样本区域。具体而言，课题组根据棉花种植面积（地方与兵团棉花种植面积之比约为2:1），在新疆地方选取了2个地区（南疆和北疆各选取1个），在新疆生产建设兵团选取了1个师。在第二阶段，课题组将地方2个地区所辖县按照棉花产量由高到低排序，并按照等距抽样原则在每个地区选取2个县，在每个县随机选取2个乡镇，共选取8个乡镇；将兵团1个师的团按照棉花产量由高到低排序，并按照等距抽样原则选取2个团。在第三阶段，课题组在每个乡镇随机选取2个村，共选取16个样本村；在每个团随机选取4个连队，共选取8个样本连队。然后，在每个样本村（连队）随机选取15个农户^⑤，共选取360个样本农户。为了使数据误差最小化，保证调查数据的真实有效，在正式调查开展之前，课题组邀请相关专家培训调查员。此外，为克服语言障碍，在少数民族农户较多的南疆调查中，课题组招募喀什大学的双语学生作为调查员。

问卷内容涵盖农户的个体特征、家庭特征、土地利用情况、化肥施用行为、气候适应性技术采用行为、风险态度等信息，数据年份为2019年。调查采取一对一访谈形式，共完成问卷360份，剔除部分

^①笔者也采用 Probit 模型估计了农户是否采用气候适应性技术方程，采用 Tobit 模型估计了农户技术采用程度和技术采用时长方程，结果是稳健的，限于篇幅没有报告，感兴趣的读者可以向作者索取。

^②参见《国家统计局关于 2019 年棉花产量的公告》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201912/t20191217_1718007.html。

^③数据来源：《新疆统计年鉴 2020》、《2019 年中国气候公报》、《中国统计年鉴 2020》。

^④数据来源：《中国统计年鉴 2020》、《中国农村统计年鉴 2020》。

^⑤在兵团农户被称为“家庭”，农民被称为“职工”，为了叙述方便，后文统称为“农户”。

变量信息缺失的问卷后, 得到有效问卷349份, 问卷有效率为96.94%。

(三) 变量选择

1.被解释变量。现有研究表明, 气候适应性技术包括适应性新品种技术、保护性耕作技术、改良灌溉系统等 (Abid et al., 2016)。农业部门是受气候变化影响最严重的部门之一, 而节水灌溉技术是减轻气候变化对农业生产负面影响、实现农业可持续发展的重要气候适应性技术。节水灌溉技术主要包括喷灌、微喷灌、渗灌、滴灌等, 本文以节水灌溉技术中滴灌技术为例, 设置农户气候适应性技术采用行为的被解释变量。选择滴灌技术的主要原因有两点: 一是滴灌技术通过直接向作物根系灌溉, 减少了水分蒸发, 提高了农业用水效率, 是一种具有代表性的高效节水灌溉技术; 二是滴灌技术在新疆应用广泛。截至 2018 年, 新疆滴灌技术使用面积为 270.4 万公顷, 占总灌溉面积的 54.3% (翟超等, 2021)。因此, 本文选取了 3 个度量农户气候适应性技术采用行为的变量, 即是否采用气候适应性技术、气候适应性技术采用程度、气候适应性技术采用时长。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量为风险厌恶, 在期望效用理论和前景理论基础上运用实验经济学方法测算得出。期望效用理论用效用函数的曲率表示农户的风险厌恶程度, 曲率越小, 农户越厌恶风险。前景理论中, 效用函数在农户收益的参考点处变化程度越大, 说明农户的风险厌恶程度越高。本文参考 Tanaka et al. (2010) 测算新疆植棉农户的风险态度, 效用函数具体设定如下:

$$U(x, p; y, q) = \begin{cases} v(y) + \pi(p)(v(x) - v(y)); & \text{如果 } xy > 0 \text{ 且 } |x| > |y| \\ \pi(p)v(x) + \pi(q)v(y); & \text{其他} \end{cases} \quad (4)$$

$$v(x) = \begin{cases} x^{1-\sigma}; & \text{如果 } x \geq 0 \\ -\lambda(-x)^{1-\sigma}; & \text{如果 } x < 0 \end{cases} \quad (5)$$

$$\pi(p) = \frac{1}{\exp(\ln(1/p)^\alpha)} \quad (6)$$

(4) ~ (6) 式中, U 为效用函数; v 为值函数, 表示农户获得某项收入产生的效用大小; x 、 y 分别表示抽奖活动中同一选项下的高奖金金额和低奖金金额; p 、 q 分别表示农户选择 x 、 y 的概率; $\pi(p)$ 、 $\pi(q)$ 分别表示 p 、 q 在效用函数中的权重。 σ 、 λ 、 α 为 3 种不同的风险态度系数, σ 为农户风险厌恶程度, σ 越大, 表明农户的风险厌恶程度越高; λ 、 α 分别表示农户损失厌恶程度和农户对小概率事件的重视程度。农户风险态度的测算过程如下: 第一, 调查员邀请受访农户参加抽奖活动; 第二, 在抽奖活动中, 农户从不同“风险—收益”组合中做出选择; 第三, 根据设定的效用函数和农户的选择结果, 测算出每个农户的风险态度系数。

课题组在风险态度实验中设计了 3 个系列的抽奖活动, 通过 35 道选择题测算农户的风险态度系数 (见表 1)。风险态度实验具体规则如下: 第一, 针对每 1 道选择题, 农户在选项 A 和选项 B 之间进行选择, 选项 A 和选项 B 之间的预期收益差异见表 1^①。第二, 实验主要关注农户在每个系列中的转换点, 当农户的选择从选项 A 转向选项 B 时, 该系列的抽奖活动结束。具体以系列 1 为例, 系列 1

^①例如, 系列 1 第 1 道选择题的选项 A 和 B 的预期收益差异计算方法为: $3.85 = (20 \times 0.3 + 5 \times 0.7) - (34 \times 0.1 + 2.5 \times 0.9)$ 。

共包含 14 道选择题，选项 A 的风险较低，奖金金额不变；选项 B 的风险较高，奖金不断增加。以第 1 题为例，调查员向农户展示 10 张编号 1~10 的卡片，并告诉农户选项 A 是如果抽到 1~3 号卡片可以获得 20 元奖励，抽到 4~10 号卡片可以获得 5 元奖励；而选项 B 是如果抽到 1 号卡片可以获得 34 元奖励，抽到 2~10 号卡片可以获得 2.5 元奖励。由于选择选项 B 将使农户面临更大的风险，农户在抽奖活动前面几道选择题中可能更愿意选择选项 A。而随着选项 B 的奖励金额不断增加（从 34 元增加到 850 元^①），越偏好风险的农户越早由选项 A 转为选项 B。根据实验需要，课题组同时设置了系列 2^②和系列 3^③，系列 2 和系列 3 的操作步骤与系列 1 完全一致，也是由农户在选项 A 和选项 B 之间进行选择。第三，为尽可能保证农户在实验过程中做出真实回答，当 3 个系列的抽奖活动完成后，课题组让农户从 35 张卡片（编号为 1~35）中抽取 1 张，确定抽中的选择题题号。然后，根据农户在实验中的选择，让农户从 10 张卡片（编号 1~10）中随机抽取 1 张，以此确定其获得的实际金钱奖励^④。

表 1 风险态度实验中不同选择的风险和收益 单位：元

系列1题号	不同系列抽奖活动中农户面临的选择				预期收益差异 (A-B)	
	选项A		选项B			
	卡片1~3	卡片4~10	卡片1	卡片2~10		
1	20	5	34	2.5	3.85	
2	20	5	37.5	2.5	3.50	
3	20	5	41.5	2.5	3.10	
4	20	5	46.5	2.5	2.60	
5	20	5	53	2.5	1.95	
6	20	5	62.5	2.5	1.00	
7	20	5	75	2.5	-0.25	
8	20	5	92.5	2.5	-2.00	
9	20	5	110	2.5	-3.75	
10	20	5	150	2.5	-7.75	
11	20	5	200	2.5	-12.75	
12	20	5	300	2.5	-22.75	

^①Holt and Laury (2002) 研究发现，风险实验中的大多数受访者为风险厌恶型。为将实验结果与农户技术采用行为决策联系起来，本文在抽奖活动中设置了相对较高的货币回报，以更接近于农户在实际采用农业技术时所需支付的平均成本。使用实际货币激励度量风险态度更具客观性，因为让农户感知到实际收益比让其假设能获取多少收益测算风险态度的误差更小 (Camerer and Hogarth, 1999)。

^②系列 2 包含 14 道选择题，相较于系列 1，金额和概率均发生了改变。

^③系列 3 包含 7 道选择题，用于测算价值函数零以下部分的曲率与零以上部分的曲率之比，相较于系列 1，金额和概率均发生了改变，且会出现让农户有损失的可能。

^④假如农户从编号为 1~35 的卡片中随机抽取到的题号是第 9 题，而在实验中农户对该题选择的是选项 A，且从 10 张卡片中抽到了 1 号卡片，那么该农户实际可以得到 20 元。

(续表1)

13	20	5	500	2.5	-42.75
14	20	5	850	2.5	-77.75
系列2题号	卡片1~9	卡片10	卡片1~7	卡片8~10	预期收益差异 (A-B)
15	20	15	27	2.5	-0.15
16	20	15	28	2.5	-0.85
17	20	15	29	2.5	-1.55
18	20	15	30	2.5	-2.25
19	20	15	31	2.5	-2.95
20	20	15	32.5	2.5	-4.00
21	20	15	34	2.5	-5.05
22	20	15	36	2.5	-6.45
23	20	15	38.5	2.5	-8.20
24	20	15	41.5	2.5	-10.30
25	20	15	45	2.5	-12.75
26	20	15	50	2.5	-16.25
27	20	15	55	2.5	-19.75
28	20	15	65	2.5	-26.75
系列3题号	卡片1~5	卡片6~10	卡片1~5	卡片6~10	预期收益差异 (A-B)
29	12.5	-2	15	-10.5	3.00
30	2	-2	15	-10.5	-2.25
31	0.5	-2	15	-10.5	-3.00
32	0.5	-2	15	-8	-4.25
33	0.5	-4	15	-8	-5.25
34	0.5	-4	15	-7	-5.75
35	0.5	-4	15	-5.5	-6.50

根据农户在系列1和系列2抽奖活动中的转换点结果,可以计算出农户的风险态度系数 σ 和 α 。举例来说,假设农户在系列1和系列2的抽奖活动中均在第5题从选项A转为选项B(见表1),表明在系列1中,农户在选项A中抽到1~3号卡片获得20元、抽到4~10号卡片获得5元的效用大于选项B中抽到1号卡片获得46.5元、抽到2~10号卡片获得2.5元的效用。相应地,农户在选项A中抽到1~3号卡片获得20元、抽到4~10号卡片获得5元的效用小于选项B中抽到1号卡片获得53元、抽到2~10号卡片获得2.5元的效用。在系列2中,农户在选项A中抽到1~9号卡片获得20元、抽到10号卡片获得15元的效用大于选项B中抽到1~7号卡片获得30元、抽到8~10号卡片获得2.5元的效用。相应地,农户在选项A中抽到1~9号卡片获得20元、抽到10号卡片获得15元的效用小于选项B中抽到1~7号卡片获得31元、抽到8~10号卡片获得2.5元的效用。代入上文效用函数(4)~(6),得到不等式如下:

$$5^{1-\sigma} + \exp[-(-\ln 0.3)^\alpha](20^{1-\sigma} - 5^{1-\sigma}) > 2.5^{1-\sigma} + \exp[-(-\ln 0.1)^\alpha](46.5^{1-\sigma} - 2.5^{1-\sigma}) \quad (7)$$

$$5^{1-\sigma} + \exp[-(-\ln 0.3)^\alpha] (20^{1-\sigma} - 5^{1-\sigma}) < 2.5^{1-\sigma} + \exp[-(-\ln 0.1)^\alpha] (53^{1-\sigma} - 2.5^{1-\sigma}) \quad (8)$$

$$15^{1-\sigma} + \exp[-(-\ln 0.9)^\alpha] (20^{1-\sigma} - 15^{1-\sigma}) > 2.5^{1-\sigma} + \exp[-(-\ln 0.7)^\alpha] (30^{1-\sigma} - 2.5^{1-\sigma}) \quad (9)$$

$$15^{1-\sigma} + \exp[-(-\ln 0.9)^\alpha] (20^{1-\sigma} - 15^{1-\sigma}) < 2.5^{1-\sigma} + \exp[-(-\ln 0.7)^\alpha] (31^{1-\sigma} - 2.5^{1-\sigma}) \quad (10)$$

σ 、 α 的取值范围通过对 (7) ~ (10) 式求解得出。为了得到损失厌恶参数 λ ，将系列 3 的奖励设定为正或负。在系列 3 中也是关注农户在第几题从选项 A 转向选项 B，越厌恶损失的农户会在越靠后的题号中由选项 A 转向选项 B，或者总是选择选项 A。 λ 的取值根据系列 3 中农户的选择确定，本文参考 Tanaka et al. (2010) 估算损失厌恶系数的方法，计算出 λ 的取值。

3. 控制变量。基于先前研究（例如吕亚荣和陈淑芬，2010；Alpizar et al., 2011），本文在回归分析中控制了其他影响农户气候适应性技术采用行为的因素，包括户主年龄、户主性别、户主受教育年限、家庭总人数、是否参与订单农业、经营规模、土壤肥力、政策激励。变量含义及其描述性统计见表 2。

表 2 变量的含义及其描述性统计

变量名称	变量含义和赋值	均值	标准差
被解释变量			
是否采用气候适应性技术	农户是否采用节水灌溉技术（滴灌）：是=1，否=0	0.490	0.501
气候适应性技术采用程度	农户节水灌溉技术采用面积占其全部土地面积的比例（%）	44.42	48.80
气候适应性技术采用时长	截至 2019 年农户累计采用节水灌溉技术的年限（年）	4.468	6.756
核心解释变量			
风险厌恶	户主风险厌恶程度，用值函数曲率表示	0.226	0.409
中介变量			
信贷	农户是否有生产性信贷：是=1，否=0	0.172	0.378
调节变量			
受灾程度	农户的棉田在 2015—2019 年的平均受灾程度：无=0，轻=1，中=2，重=3	1.158	0.980
技术培训	农户是否参与节水灌溉技术培训：是=1，否=0	0.266	0.442
控制变量			
户主年龄	户主年龄（岁）	50.040	9.631
户主性别	户主性别：男=1，女=0	0.894	0.308
户主受教育年限	户主受教育年限（年）	7.977	2.794
家庭总人数	农户家庭总人数（人）	4.527	1.629
是否参与订单农业	农户是否参与订单农业：是=1，否=0	0.209	0.407
经营规模	农户棉花种植面积（百亩）	4.477	14.480
土壤肥力	农户的棉田土壤肥力：差=1，中=2，良=3，优=4	2.309	0.759
政策激励	当地是否有节水灌溉技术补贴：是=1，否=0	0.109	0.312

四、模型估计结果与分析

(一) 风险厌恶影响农户气候适应性技术采用行为的基准回归结果

表3 报告了风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为影响的基准模型估计结果。其中, (1)、(3)、(5)列仅考虑风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为的影响。为了降低遗漏变量带来的估计偏误, (2)、(4)、(6)列加入了控制变量。估计结果显示, 风险厌恶的显著性水平和系数符号均未发生较大变化, 表明在控制了其他因素后, 风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为有显著的抑制作用。具体来看, (1)列和(2)列是风险厌恶对农户是否采用气候适应性技术影响的估计结果。结果显示, 在控制了其他影响因素之后, 风险厌恶在1%的统计水平上显著, 且系数符号为负, 表明风险厌恶程度越高的农户采用气候适应性技术的可能性越小, 这一结果初步支持了假说H1。(3)~(6)列报告了风险厌恶对农户气候适应性技术采用程度和采用时长影响的估计结果。从估计结果中可以看出, 风险厌恶在10%或1%的统计水平上显著, 且系数为负, 说明风险厌恶显著抑制农户气候适应性技术的采用程度和采用时长, 进一步验证了假说H1。对此可能的解释是, 农户在生产决策过程中通常会同时考虑利润最大化和风险最小化(Liu, 2013), 农业生产风险具有不可控性, 而农户承受自然灾害引发的意外损失的能力十分有限, 他们更倾向于采取保守性生产行为以规避风险。因此, 为避免损失, 越厌恶风险的农户采用气候适应性技术的可能性越小, 采用程度越低, 采用时长越短。

表3 风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为影响的估计结果

	是否采用气候适应性技术		气候适应性技术采用程度		气候适应性技术采用时长	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
风险厌恶	-0.257*** (0.065)	-0.198*** (0.059)	-17.896*** (6.489)	-11.061* (5.763)	-2.961*** (0.890)	-2.627*** (0.889)
户主年龄		0.002 (0.003)		0.068 (0.240)		0.070* (0.036)
户主性别		0.001 (0.078)		0.789 (7.440)		0.239 (1.007)
户主受教育年限		0.018* (0.009)		1.524* (0.849)		0.055 (0.151)
家庭总人数		-0.022 (0.016)		-3.026** (1.232)		-0.201 (0.251)
是否参与订单农业		0.051 (0.062)		-0.079 (6.300)		-0.580 (0.851)
经营规模		0.260*** (0.052)		31.644*** (5.109)		1.993*** (0.756)
土壤肥力		0.130*** (0.031)		12.229*** (2.932)		1.232*** (0.419)
政策激励		0.437***		44.848***		3.940***

(续表3)

		(0.046)	(5.110)		(0.964)
常数项	0.548*** (0.030)	-0.059 (0.225)	48.550*** (2.986)	-2.919 (19.804)	5.152*** (0.460)
观测值	349	349	341	341	340
R ²	0.044	0.298	0.023	0.334	0.033
					0.131

注: ①括号中的数值为稳健标准误。②***、**、*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著。

(二) 作用机制分析

相较于其他气候适应性技术, 节水灌溉技术属于投资成本高、回收周期长的资金密集型技术(贾蕊和陆迁, 2017)。生产性信贷能够缓解农户面临的融资限制, 增加农户生产经营资本, 是提高农业技术采用率的有效手段(Adjognon et al., 2017)。农户的信贷行为取决于其对风险的厌恶程度, 越厌恶风险的农户通过信贷采用气候适应性技术的可能性越小(Visser et al., 2020)。为了检验风险厌恶是否会抑制农户的信贷行为, 进而影响其气候适应性技术采用行为, 本文构建以下计量模型:

$$Y_i = \alpha_1 + \alpha_2 Risk + \alpha_3 X + \varepsilon_4 \quad (11)$$

$$Credit = \alpha_1 + \alpha_2 Risk + \alpha_3 X + \varepsilon_5 \quad (12)$$

$$Y_i = \alpha_1 + \alpha_2 Risk + \alpha_3 Credit + \alpha_4 X + \varepsilon_6 \quad (13)$$

(11)~(13)式中, Y_i 表示农户气候适应性技术采用行为, $Credit$ 为农户信贷行为, 用农户是否有生产性信贷来表示。其他变量含义同(1)式。

风险厌恶通过信贷影响农户是否采用气候适应性技术的回归结果见表4。为便于对比, 本文将表3中(2)列的回归结果添加到表4的(1)列。表4的(2)列是信贷对农户是否采用气候适应性技术影响的回归结果, 结果表明, 农户参与信贷对其是否采用气候适应性技术有显著促进作用。(3)列是风险厌恶对农户信贷行为影响的回归结果, 从结果可以看出, 风险厌恶显著抑制农户的信贷行为。(4)列的回归中同时纳入了农户的风险厌恶和信贷行为, 从结果可以看出, 信贷在1%的统计水平上显著, 且系数为正, 而风险厌恶在统计上并不显著, 表明信贷在风险厌恶对农户是否采用气候适应性技术的影响中起到了完全中介作用。按照该逻辑, 本文也检验了信贷在风险厌恶对农户气候适应性技术采用程度和采用时长影响中的中介效应, 回归结果分别见表5和表6。同样, 从表5和表6的(2)列和(3)列可以看出, 风险厌恶显著抑制农户信贷行为, 而信贷能促进农户气候适应性技术采用程度和采用时长。从表5和表6的(4)列则可以看出, 信贷分别在1%和5%的统计水平上显著, 且系数为正, 而风险厌恶均不显著, 表明信贷在风险厌恶影响农户气候适应性技术采用程度和采用时长中也起到了完全中介作用。由此可见, 信贷是风险厌恶影响农户气候适应性技术采用行为的完全中介变量, 即风险厌恶会阻碍农户参与信贷, 进而抑制其采用气候适应性技术, 这一结果验证了假说H2。此外, 风险厌恶通过信贷影响农户气候适应性技术采用行为的中介效应Sobel检验结果也表明, 中介效应成立。

上述结果的原因在于, 本文使用节水灌溉技术衡量气候适应性技术, 而节水灌溉技术是一种高投资、高收益的气候适应性技术, 在采用过程中存在技术成本难以收回的风险, 增加了信贷成本, 使得

风险厌恶型农户因担心产生违约成本而不愿意通过信贷实现技术的采用。此外，信贷虽能为农户提供资金支持，但由于信贷风险管理机制不完善，贷款抵押等合约条款会产生风险配给，使得农户因面临丧失抵押物等技术投资风险而自愿退出信贷市场。厌恶风险的农户更愿意选择低风险、低回报的传统技术，而较少可能通过信贷方式采用节水灌溉技术。

表4 风险厌恶影响农户是否采用气候适应性技术的机制检验

变量名称	是否采用气候 适应性技术	是否采用气候 适应性技术	是否有生产性信贷	是否采用气候 适应性技术
	(1)	(2)	(3)	(4)
风险厌恶	-0.198*** (0.059)		-0.374*** (0.046)	-0.093 (0.065)
信贷		0.324*** (0.054)		0.281*** (0.062)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	-0.059 (0.225)	-0.130 (0.222)	0.137 (0.154)	-0.097 (0.221)
观测值	349	349	349	349
R ²	0.298	0.328	0.222	0.333

注：①括号中的数值为稳健标准误。②***代表在1%的统计水平上显著。

表5 风险厌恶影响农户气候适应性技术采用程度的机制检验

变量名称	气候适应性技术 采用程度	气候适应性技术 采用程度	是否有生产性信贷	气候适应性技术 采用程度
	(1)	(2)	(3)	(4)
风险厌恶	-11.061* (5.763)		-0.374*** (0.046)	0.056 (6.195)
信贷		29.067*** (5.605)		29.093*** (6.237)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	-2.919 (19.804)	-6.552 (18.922)	0.137 (0.154)	-6.571 (19.190)
观测值	341	341	349	341
R ²	0.334	0.374	0.222	0.374

注：①括号中的数值为稳健标准误。②***、*分别代表在1%、10%的统计水平上显著。

表6 风险厌恶影响农户气候适应性技术采用时长的机制检验

变量名称	气候适应性技术 采用时长	气候适应性技术 采用时长	是否有生产性信贷	气候适应性技术 采用时长
	(1)	(2)	(3)	(4)
风险厌恶	-2.627*** (0.889)		-0.374*** (0.046)	-1.371 (0.986)
信贷		3.913*** (1.149)		3.281** (1.286)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	-2.227 (3.466)	-3.100 (3.389)	0.137 (0.154)	-2.646 (3.377)

(续表 6)

观测值	340	340	349	340
R ²	0.131	0.152	0.222	0.158

注: ①括号中的数值为稳健标准误。②***、**分别代表在 1%、5% 的统计水平上显著。

(三) 受灾程度的调节效应

上文的研究结果表明, 风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为有显著影响, 接下来笔者进一步分析受灾程度^①在风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为影响中的调节效应。在基准回归的基础上加入风险厌恶与受灾程度的交互项后, 模型的形式如下:

$$Y_i = \delta_1 + \delta_2 Risk + \delta_3 Disaster + \delta_4 Risk \times Disaster + \delta_5 X + \varepsilon_i \quad (14)$$

Risk × Disaster 为农户风险厌恶程度与受灾程度的交互项, 用来衡量风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为的影响因受灾程度不同而产生的差异。(14) 式的回归结果见表 7。表 7 中 (1)、(3)、(5) 列为风险厌恶、受灾程度对农户气候适应性技术采用行为影响的估计结果, (2)、(4)、(6) 列为加入风险厌恶与受灾程度交互项后的估计结果。表 7 的估计结果表明, 随着受灾程度的加重, 风险厌恶对农户是否采用气候适应性技术、技术采用程度和技术采用时长的抑制作用减弱。对此可能的解释是, 气候变化使得洪水、风暴、干旱等极端天气频发, 导致农业经济增长率下降, 对农户收入和农业可持续发展造成严重负面影响, 同时也增强了农户的风险感知水平, 促使农户采取适应性措施以减少灾害损失。而气候适应性技术有利于帮助农户应对气候变化, 提高农作物生产能力。因此, 厉害风险的农户经历的受灾程度越严重, 越有可能采用气候适应性技术, 这一结论验证了假说 H3^②。

表 7 风险厌恶、受灾程度对农户气候适应性技术采用行为影响的估计结果

	是否采用气候适应性技术		气候适应性技术采用程度		气候适应性技术采用时长	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
风险厌恶	-0.193*** (0.058)	-0.376*** (0.088)	-10.081* (5.593)	-21.512*** (8.244)	-2.533*** (0.891)	-4.943*** (1.395)
受灾程度	0.054** (0.026)	0.021 (0.028)	8.342*** (2.435)	6.249** (2.669)	0.813* (0.442)	0.371 (0.483)
风险厌恶与受灾程度交互项		0.155*** (0.051)		9.609** (4.820)		2.026** (0.918)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	-0.098 (0.225)	-0.080 (0.225)	-9.030 (19.749)	-7.915 (19.806)	-2.819 (3.421)	-2.585 (3.383)

^①由于农户的风险感知与其经历的受灾程度有关 (Pratt, 1964), 而风险感知能提高农户的气候适应性能力 (仇焕广等, 2020), 本文侧重于从风险感知视角分析受灾程度在风险厌恶影响农户气候适应性技术采用行为中的调节效应。

^②为了进行稳健性检验, 本文替换受灾程度变量重新回归, 替换后的变量为农户所在村其他农户的平均受灾程度, 回归结果是稳健的, 限于篇幅没有报告, 感兴趣的读者可向作者索取。

(续表 7)						
观测值	349	349	341	341	340	340
R ²	0.307	0.322	0.358	0.364	0.143	0.157

注: ①括号中的数值为稳健标准误。②***、**、*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著。

(四) 技术培训的调节效应

为进一步探讨技术培训在风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为影响中的调节效应, 本文在基准回归的基础上加入风险厌恶与技术培训的交互项, 计量模型的表达式如下:

$$Y_i = \eta_1 + \eta_2 Risk + \eta_3 Training + \eta_4 Risk \times Training + \eta_5 X + \varepsilon_i \quad (15)$$

Risk × Training 为风险厌恶与技术培训的交互项, 用来衡量农户风险厌恶程度对其气候适应性技术采用行为的影响因技术培训参与情况不同而产生的差异。(15)式的回归结果见表8。表8中(1)、(3)、(5)列为风险厌恶、技术培训对农户气候适应性技术采用行为影响的估计结果, (2)、(4)、(6)列为加入风险厌恶与技术培训交互项后的估计结果。在控制其他因素后, 风险厌恶与技术培训交互项在5%或10%的统计水平上显著, 且系数为正。这表明, 技术培训能缓解风险厌恶对农户是否采用气候适应性技术、技术采用程度和采用时长的抑制作用。农业技术是提高农业生产力、增加农户收入的主要手段, 但由于农业生产存在高风险的特点, 农户承受市场风险、自然灾害风险的经验和能力有限, 风险厌恶型农户倾向于选择低投资、低回报、低风险的种植决策, 采用新技术的意愿较低(Brick and Visser, 2015)。技术培训能缓解风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为的抑制作用。一方面, 技术培训有利于农户了解并认识新技术, 缓解因信息传递效率低而造成的农户获取技术知识难等问题, 提高农户的信息获取能力, 从而促进农户采用技术。另一方面, 技术培训能提高农户的决策能力、领导能力、沟通能力和管理能力, 帮助农户做出合理决策以获得长期利益。因此, 技术培训参与能缓解风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为的抑制作用, 这一结论验证了假说H4。

表8 风险厌恶、技术培训对农户气候适应性技术采用行为影响的估计结果

	是否采用气候适应性技术		气候适应性技术采用程度		气候适应性技术采用时长	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
风险厌恶	-0.121** (0.059)	-0.188** (0.074)	-4.864 (5.732)	-10.322 (6.982)	-2.132** (0.912)	-3.104*** (1.020)
技术培训	0.349*** (0.054)	0.315*** (0.057)	36.970*** (5.287)	34.172*** (5.575)	3.232*** (1.162)	2.734** (1.247)
风险厌恶与技术培训交互项		0.250** (0.109)		20.207* (11.214)		3.597* (2.133)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	-0.037 (0.221)	-0.017 (0.222)	2.767 (19.240)	4.370 (19.411)	-2.141 (3.570)	-1.856 (3.590)
观测值	320	320	320	320	320	320
R ²	0.388	0.396	0.415	0.420	0.163	0.172

注：①括号中的数值为稳健标准误。②***、**、*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著。

五、结论与政策启示

气候变化是农户在农业生产中面临的主要自然风险，也是困扰农业发展的难题之一。尽管有研究已经关注气候变化对农业生产造成的负面影响，但鲜有研究基于信贷视角考察风险厌恶如何影响农户的气候适应性行为。本文基于2019年新疆植棉农户的微观调查数据，以节水灌溉技术为例，探究风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为的影响。具体而言，本文采用实验经济学方法测度农户的风险厌恶程度，并分析风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为的影响及作用机制，在此基础上，进一步探讨受灾程度、技术培训发挥的调节作用。

本文的主要研究结论如下：第一，风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为有显著抑制作用，即越厌恶风险的农户，采用气候适应性技术的可能性越小、采用程度越低、采用时长越短。第二，风险厌恶可以通过农户信贷行为影响其气候适应性技术采用行为，越厌恶风险的农户通过信贷获取资金采用气候适应性技术的可能性越小、采用程度越低、采用时长越短。第三，农户经历自然灾害的严重程度能够缓解风险厌恶对其气候适应性技术采用行为的抑制作用。第四，技术培训能缓解风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为的抑制作用。

本文的研究结果不仅解释了风险厌恶影响农户气候适应性技术采用行为的作用机制，还验证了受灾程度、技术培训对风险厌恶抑制农户气候适应性技术采用行为的缓解作用，具有一定的政策意义。首先，政府应充分认识到风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为的影响，完善风险分散机制，以规避技术采用引起的生产风险，缓解风险厌恶对农户技术采用行为的抑制作用。其次，政府应拓宽农户信贷信息获取渠道，放松对农户贷款金额、利率以及期限的约束，推进农业保险与贷款联动机制，提高农户的风险应对能力，增加风险厌恶型农户通过信贷采用气候适应性技术的可能性。再次，由于农户气候适应性技术采用行为因其对自然灾害感知程度的不同而产生差异，政府应加强宣传气候变化对农业生产带来的风险，提高农户对气候变化的感知能力，从而增加农户的气候适应性技术采用需求。最后，由于技术培训能缓解风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为的抑制作用，政府应为农户提供更多的气候适应性技术培训机会，提高农户的技术认知水平，并通过技术培训为农户提供持续性的技术指导，促进气候适应性技术的推广。

本文研究也存在局限性。首先，本文采用截面数据无法分析风险厌恶对农户气候适应性技术采用行为的动态影响。其次，本文仅考虑了气候适应性技术中的节水灌溉技术，有待开展进一步研究评估风险厌恶对农户不同类型气候适应性技术采用行为的影响差异。最后，实地调查中课题组没有测度农户对气候变化风险的感知，有待进一步验证受灾程度通过影响农户风险感知而对农户气候适应性技术采用行为产生的作用。

参考文献

- 1.陈利、谢家智, 2013: 《农户对农业灾害赔偿满意度的测量与减灾行为研究——基于15个省524户农户的入户调

- 查》，《农业经济问题》第3期，第56-63页。
- 2.陈帅、徐晋涛、张海鹏，2016:《气候变化对中国粮食生产的影响——基于县级面板数据的实证分析》，《中国农村经济》第5期，第2-15页。
- 3.冯晓龙、刘明月、霍学喜、陈宗兴，2017:《农户气候变化适应性决策对农业产出的影响效应——以陕西苹果种植户为例》，《中国农村经济》第3期，第31-45页。
- 4.冯晓龙、刘明月、仇换广、霍学喜，2018:《资产专用性与专业农户气候变化适应性生产行为——基于苹果种植户的微观证据》，《中国农村观察》第4期，第74-85页。
- 5.高杨、牛子恒，2019:《风险厌恶、信息获取能力与农户绿色防控技术采纳行为分析》，《中国农村经济》第8期，第109-127页。
- 6.郭敏、屈艳芳，2002:《农户投资行为实证研究》，《经济研究》第6期，第86-92页。
- 7.贺志武、雷云、陆迁，2018:《技术不确定性、社会网络对农户节水灌溉技术采用的影响——以甘肃省张掖市为例》，《干旱区资源与环境》第5期，第59-63页。
- 8.黄季焜、齐亮、陈瑞剑，2008:《技术信息知识、风险偏好与农民施用农药》，《管理世界》第5期，第71-76页。
- 9.贾蕊、陆迁，2017:《信贷约束、社会资本与节水灌溉技术采用——以甘肃张掖为例》，《中国人口·资源与环境》第5期，第54-62页。
- 10.李俊睿、王西琴、王雨濛，2018:《农户参与灌溉的行为研究——以河北省石津灌区为例》，《农业技术经济》第5期，第66-76页。
- 11.李卫、薛彩霞、姚顺波、朱瑞祥，2017:《农户保护性耕作技术采用行为及其影响因素：基于黄土高原476户农户的分析》，《中国农村经济》第1期，第44-57页。
- 12.刘莹、黄季焜，2010:《农户多目标种植决策模型与目标权重的估计》，《经济研究》第1期，第148-157页。
- 13.罗明忠、林玉婵、邱海兰，2021:《风险偏好、培训参与和农户新技术采纳——基于河南省1817份农户问卷调查数据的实证检验》，《干旱区资源与环境》第1期，第43-48页。
- 14.吕亚荣、陈淑芬，2010:《农民对气候变化的认知及适应性行为分析》，《中国农村经济》第7期，第75-86页。
- 15.毛慧、周力、应瑞瑶，2018:《风险偏好与农户技术采纳行为分析——基于契约农业视角再考察》，《中国农村经济》第4期，第74-89页。
- 16.仇换广、苏柳方、张祎彤、唐建军，2020:《风险偏好、风险感知与农户保护性耕作技术采纳》，《中国农村经济》第7期，第59-79页。
- 17.任勤、孔荣、Calum Turvey，2015:《农户信贷风险配给识别及其影响因素——来自陕西730户农户调查数据分析》，《中国农村经济》第3期，第56-67页。
- 18.谭永风、陆迁，2021:《风险规避、社会学习对农户现代灌溉技术采纳行为的影响——基于 Heckman 样本选择模型的实证分析》，《长江流域资源与环境》第1期，第234-245页。
- 19.佟大建、黄武、应瑞瑶，2018:《基层公共农技推广对农户技术采纳的影响——以水稻科技示范为例》，《中国农村观察》第4期，第59-73页。
- 20.徐涛、赵敏娟、乔丹、史恒通，2018:《外部性视角下的节水灌溉技术补偿标准核算——基于选择实验法》，《自

然资源学报》第 7 期, 第 1116-1128 页。

21.徐志刚、张骏逸、吕开宇, 2018: 《经营规模、地权期限与跨期农业技术采用——以秸秆直接还田为例》, 《中国农村经济》第 3 期, 第 61-74 页。

22.许朗、刘金金, 2013: 《农户节水灌溉技术选择行为的影响因素分析——基于山东省蒙阴县的调查数据》, 《中国农村观察》第 6 期, 第 45-51 页。

23.薛彩霞、黄玉祥、韩文霆, 2018: 《政府补贴、采用效果对农户节水灌溉技术持续采用行为的影响研究》, 《资源科学》第 7 期, 第 1418-1428 页。

24.杨彩艳、齐振宏、黄炜虹、陈雪婷, 2021: 《效益认知对农户绿色生产技术采纳行为的影响——基于不同生产环节的异质性分析》, 《长江流域资源与环境》第 2 期, 第 448-458 页。

25.杨俊、杨钢桥, 2011: 《风险状态下不同类型农户农业生产组合优化——基于 target-MOTAD 模型的分析》, 《中国农村观察》第 1 期, 第 49-59 页。

26.杨志海, 2018: 《老龄化、社会网络与农户绿色生产技术采纳行为——来自长江流域六省农户数据的验证》, 《中国农村观察》第 4 期, 第 44-58 页。

27.应瑞瑶、朱勇, 2015: 《农业技术培训方式对农户农业化学投入品使用行为的影响——源自实验经济学的证据》, 《中国农村观察》第 1 期, 第 50-58 页。

28.翟超、张娜、肖杨、周和平、肖重华、孟雨尘, 2021: 《新疆主要粮食作物滴灌条件下作物系数及水分生产率试验研究》, 《干旱区资源与环境》第 3 期, 第 162-167 页。

29.张淑娟、陈美球、谢贤鑫、邝佛缘、刘艳婷、周丹, 2019: 《生态认知、信息传递与农户生态耕种采纳行为》, 《中国土地科学》第 8 期, 第 89-96 页。

30. Abid, M., U. A. Schneider, and J. Scheffran, 2016, "Adaptation to Climate Change and Its Impacts on Food Productivity and Crop Income: Perspectives of Farmers in Rural Pakistan", *Journal of Rural Studies*, Vol. 47: 254-266.

31. Adjognon, S. G., L. S. O. Liverpool-Tasie, and T. A. Reardon, 2017, "Agricultural Input Credit in Sub-Saharan Africa: Telling Myth from Facts", *Food Policy*, Vol. 67: 93-105.

32. Alpizar, F., F. Carlsson, and M. A. Naranjo, 2011, "The Effect of Ambiguous Risk, and Coordination on Farmers' Adaptation to Climate Change - A Framed Field Experiment", *Ecological Economics*, 70(12): 2317-2326.

33. Barham, B. L., J. P. Chavas, D. Fitz, V. R. Salas, and L. Schechter, 2014, "The Roles of Risk and Ambiguity in Technology Adoption", *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 97: 204-218.

34. Brick, K., and M. Visser, 2015, "Risk Preferences, Technology Adoption and Insurance Uptake: A Framed Experiment", *Journal of Economic Behavior & Organization*, 118(11): 383-396.

35. Camerer, C. F., and R. M. Hogarth, 1999, "The Effects of Financial Incentives in Experiments: A Review and Capital-Labor-Production Framework", *Journal of Risk and Uncertainty*, 19(1): 7-42.

36. Christopher, B. B., M. M. Christine, V. M. Oloro, and B. Joeli, 2004, "Better Technology, Better Plots, or Better Farmers? Identifying Changes in Productivity and Risk Among Malagasy Rice Farmers", *American Journal of Agricultural Economics*, 86(11): 869-888.

- 37.Dercon, S., and L. Christiaensen, 2011, “Consumption Risk, Technology Adoption and Poverty Traps: Evidence from Ethiopia”, *Journal of Development Economics*, 96 (2): 159-173.
- 38.Dougherty, J. P., J. E. Flatnes, R. A. Gallenstein, M. J. Miranda, and A. G. Sam, 2020, “Climate Change and Index Insurance Demand: Evidence from A Framed Field Experiment in Tanzania”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 175: 155-184.
- 39.Galor, O., and O. Moav, 2005, “From Physical to Human Capital Accumulation: Inequality in the Process of Development”, *Review of Economic Studies*, 71 (4): 1001-1026.
- 40.Giné, X., and D. Yang, 2009, “Insurance, Credit, and Technology Adoption: Field Experimental Evidence from Malawi”, *Journal of Development Economics*, 89(1): 1-11.
- 41.Goyal, M., and S. Netessine, 2007, “Strategic Technology Choice and Capacity Investment Under Demand Uncertainty”, *Management Science*, 53(2): 192-207.
- 42.Haile, K. K., E. Nillesen, and N. Tirivayi, 2020, “Impact of Formal Climate Risk Transfer Mechanisms on Risk-Aversion: Empirical Evidence from Rural Ethiopia”, *World Development*, Vol. 130: 104930.
- 43.Holt, C., and S. K. Laury, 2002, “Risk Aversion and Incentive Effects”, *American Economic Review*, 92(5): 1644-1655.
- 44.Imai, K. S., R. Gaiha, G. Thapa, and S. K. Annim, 2012, “Microfinance and Poverty-A Macro Perspective”, *World Development*, 40 (8): 1675-1689.
- 45.Jin, J., Y. Gao, X. Wang, and P. K. Nam, 2015, “Farmers’ Risk Preferences and Their Climate Change Adaptation Strategies in the Yongqiao District, China”, *Land Use Policy*, Vol. 47: 365-372.
- 46.Kahneman, D., and A. Tversky, 1979, “Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk”, *Econometrica*, 47(2): 263-292.
- 47.Liu, E. M, 2013, “Time to Change What to Sow: Risk Preferences and Technology Adoption Decisions of Cotton Farmers in China”, *The Review of Economics and Statistics*, 95(4): 1386-1403.
- 48.Maia, A. G., B. C. B. Miyamoto, and J. R. Garcia, 2018, “Climate Change and Agriculture: Do Environmental Preservation and Ecosystem Services Matter?”, *Ecological Economics*, 152(6): 27-39.
- 49.Mukherjee, S., 2020, “Access to Formal Banks and New Technology Adoption: Evidence from India”, *American Journal of Agricultural Economics*, 102(5): 1532-1556.
- 50.Nakano, Y., T. W. Tsusaka, T. Aida, and V. O. Pede, 2018, “Is Farmer-to-Farmer Extension Effective? The Impact of Training on Technology Adoption and Rice Farming Productivity in Tanzania”, *World Development*, Vol. 105: 336-351.
- 51.Pratt, J. W, 1964, “Risk Aversion in the Small and in the Large”, *Econometrica*, 32(1): 122-136.
- 52.Ritov, I., and J. Baron, 1992, “Status-Quo and Omission Biases”, *Journal of Risk and Uncertainty*, 5(1): 49-61.
- 53.Tanaka, T., C. F. Camerer, and Q. Nguyen, 2010, “Risk and Time Preferences: Linking Experimental and Household Survey Data from Vietnam”, *American Economic Review*, 100(1): 557-571.

- 54.Tong, Q., B. Swallow, L. Zhang, and J. Zhang, 2019, “The Roles of Risk Aversion and Climate-smart Agriculture in Climate Risk Management: Evidence from Rice Production in the Jianghan Plain, China”, *Climate Risk Management*, Vol. 26: 100199.
- 55.Visser, M., H. Jumare, and K. Brick, 2020, “Risk Preferences and Poverty Traps in the Uptake of Credit and Insurance Amongst Small-Scale Farmers in South Africa”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 180: 826-836.
- 56.Yang, Y., Y. Yang, S. Han, I. Macadam, and D. L. Liu, 2014, “Prediction of Cotton Yield and Water Demand Under Climate Change and Future Adaptation Measures”, *Agricultural Water Management*, Vol. 144: 42-53.

(作者单位: ¹陕西师范大学西北历史环境与经济社会发展研究院;

²南京农业大学金融学院;

³河南财经政法大学统计与大数据学院)

(责任编辑: 张丽娟)

Farmers' Risk Aversion and Adoption Behavior of Climate Adaptation Technology: Evidence from Cotton Farmers in Xinjiang, China

MAO Hui FU Yong PENG Peng CHAI Yujia

Abstract: The low adoption rate of climate adaptation technology has become the main constraint to sustainable agricultural development in China. Risk aversion is an important factor affecting farmers' technology adoption behavior. Using the experimental economics method, this article measures the degree of risk aversion of 349 cotton farmers in Xinjiang. Based on the micro-survey data of cotton farmers, the study systematically investigates how farmers' risk aversion affects farmers' adoption of climate adaptation technology. It finds that risk aversion has a significant inhibitory effect on farmers' adoption of climate adaptation technology. The more risk averse farmers are, the less likely they are to adopt climate adaptation technology, the lower the adoption degree and the shorter the duration of adoption. It further finds that risk aversion affects farmers' technology adoption behavior by inhibiting farmers' participation in credit. Specifically, the more risk averse farmers are, the less likely they are to participate in credit and to adopt climate adaptation technology, the lower the adoption degree and the shorter the duration of adoption. In addition, the disaster severity and technical training can moderate the impact of risk aversion on farmers' adoption of climate adaptation technology. Namely, more disaster severity and participation in technical training can alleviate the inhibitory effect of risk aversion on farmers' adoption of climate adaptation technology.

Keywords: Risk Aversion; Credit; Disaster Severity; Technical Training; Climate Adaptation Technology

农村社会养老保险与家庭相对贫困长效治理* ——基于隔代照顾的视角

于新亮¹ 严晓欢¹ 上官熠文² 于文广¹

摘要:在利用中国家庭动态追踪调查(CFPS)数据,运用AF多维贫困测量方法测度农村家庭相对贫困基础上,本文使用双固定效应模型、离散选择模型、工具变量法、断点回归法和多重中介效应模型等方法研究农村社会养老保险对家庭相对贫困的政策效果及作用机制。研究结果表明,农村社会养老保险显著降低了家庭相对贫困发生率,幅度约为2.38个百分点;从隔代照顾视角,老年人领取养老金能够增加家庭对儿童的健康和教育投资以及家庭劳动力供给,从而缓解家庭相对贫困;农村社会养老保险的领取时间越长,减贫效果越好,但囿于保障水平,对深度相对贫困的作用有限。

关键词:农村社会养老保险 家庭相对贫困 隔代照顾 长效治理机制

中图分类号: F061.3 文献标识码: A

一、引言

“十三五”时期,中国脱贫攻坚成果举世瞩目,5575万农村贫困人口实现脱贫^①,但全面消除绝对贫困并不意味着中国脱贫工作的终结,相对贫困作为普遍存在的社会现象,在中国仍将长期存在。进入后脱贫攻坚时代,中国农村精准脱贫工作由实现“两不愁、三保障”目标转向应对和缓解发展不平衡、不充分的多维贫困(王小林和冯贺霞,2020)。十九届四中全会明确指出:“坚决打赢脱贫攻坚战,巩固脱贫攻坚成果,建立解决相对贫困的长效机制。”十九届五中全会进一步强调,“实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接”,“健全农村社会保障和救助制度”。可见,农村社会保障制度成为“增强巩固脱贫成果及内生发展能力”、治理相对贫困的长效机制之一。

*本文是国家自然科学基金青年科学基金项目“灾难性卫生支出风险识别、致贫路径与精准保障研究”(编号:71804090)、国家自然科学基金面上项目“资金关联、资金供求与资金配置:宏观资金流视角的应用一般均衡模型构建及政策分析”(编号:71874090)和山东省泰山学者工程专项经费“保险风险优化控制策略研究”(编号:tsqn20161041)的阶段性研究成果。感谢匿名评审专家的宝贵意见,文责自负。本文通讯作者:于新亮。

^① 资料来源:《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》, http://www.gov.cn/xinwen/2021-03/13/content_5592681.htm。

在中国城乡二元结构尚未完全消除的背景下，农村地区的相对贫困问题更为严重。根据本文运用中国家庭动态追踪调查数据的测算，2018年中国农村家庭相对贫困发生率仍高达17.24%。这部分群体虽然基本生存问题得到解决，但整体收入水平较低，社会资源相对匮乏，自身发展能力不足，家庭抵御风险的能力较弱，随时面临陷入“极端贫困”的风险（兰剑和慈勤英，2019）。理论上，农村社会养老保险会成为缓解家庭相对贫困的有力举措，老年人领取养老金一方面会直接增加家庭收入，另一方面也会间接改善家庭成员的就业、健康、生活质量和住房等情况。

现有关于相对贫困的研究大多集中于相对贫困的衡量、相对贫困发生率的统计性分析（郭熙保和周强，2016）、测算分解（张全红和周强，2014）、动态变迁（张全红等，2017）、城乡差异（沈扬扬和李实，2020）、影响因素（周常春等，2017）及其与绝对贫困的关系（陈宗胜等，2013；高明和唐丽霞，2018）。近些年，已有少量文献开始关注农村社会养老保险与相对贫困的关系，但存在研究主体局限在老年人群体、农村社会养老保险作用机制分析不系统和缺乏长期效用评估等缺陷。

探讨农村社会养老保险对家庭相对贫困的影响具有较高的理论价值和现实意义。在“421”的现代家庭结构广泛存在的现实背景下，受传统伦理观念和儿童抚养保障现实困境的双重影响，隔代照顾成为普遍的社会趋势，且在农村地区更为常见（于新亮等，2019）。已有研究表明，隔代照顾可以改善家庭孙辈健康水平、劳动力供给、家庭收入、教育投资意愿等，但农村家庭老年人领取养老金后，是否会通过隔代照顾这一路径改善家庭相对贫困状况？相关研究仍缺乏严谨的实证检验。

基于以上分析，本文从多维贫困视角出发，运用中国家庭追踪调查（CFPS）2012年到2018年的数据，首先利用AF法识别家庭相对贫困，然后检验农村社会养老保险对相对贫困的影响及其作用路径，最后评估农村社会养老保险缓解家庭相对贫困的长期效果。

本文的边际贡献在于：第一，在农村场域下，将社会养老保险纳入家庭相对贫困治理的框架内，既丰富了社会养老保险的政策效果研究，又拓展了相对贫困影响因素的研究；第二，提出隔代照顾这一新的研究视角，着重分析了农村社会养老保险通过增加老年人隔代照顾，提高家庭对儿童的健康和教育投资，促进家庭劳动力供给，进而降低家庭相对贫困发生率的作用机制；第三，在时间维度上，不仅探讨了农村社会养老保险对家庭相对贫困的当期影响，而且进一步评估了长期政策效果。本文结论为完善相对贫困的长效治理机制提供了政策参考。

二、制度背景和文献回顾

（一）制度背景

国务院2009年颁布《关于开展新型农村社会养老保险试点的指导意见》，开始实施新型农村社会养老保险（以下简称新农保）试点，政策覆盖年满16周岁（不含在校学生）、未参加城镇职工基本养老保险的农村居民。新农保基金由个人、集体和政府三方筹集，在政策初期，个人缴费标准设为每年100元～500元共5个档次。在政府补贴中，中央政府对中西部地区按中央确定的基础养老金标准给予全额补助，对东部地区给予50%的补助，地方政府可以根据实际情况提高基础养老金标准，所需资金由地方政府负责，地方政府的补贴标准不低于每人每年30元，对参保档次较高的居民适当增加补贴金额。

2014年2月国务院颁布的《关于建立统一的城乡居民基本养老保险制度的意见》，将新农保与城镇居民社会养老保险（以下简称城居保）合并，实现了城乡居民社会养老保险的跨户籍和跨区域转移。新农保与城居保合并为城乡居民基本养老保险后，除基础养老金与缴费档次调整外，总体政策设计保持不变。中央政府提供的基础养老金分别于2014年、2018年和2020年提高到每人每月70元、88元和93元。但是各地方政府发放的基础养老金最低标准差距较大，地区之间极不平衡，例如2020年上海市政府将基础养老金调整到每人每月1100元，而福建省基础养老金每人每月只有130元。不同地区较大的基础养老金差距，可能导致政策效果不尽相同。

（二）文献回顾

随着农村社会养老保险覆盖率的提高，有关农村社会养老保险政策效果的研究越来越多。概括而言，农村社会养老保险不仅对农村家庭的收入、贫困、消费、储蓄等经济福利产生影响，还对农村居民的劳动力供给、健康状况与主观福利产生作用。此外，农村社会养老保险在养老模式、性别偏好、儿童照料与健康以及居民政治信任等方面发挥着溢出效应（郑晓冬等，2020）。而上述作用效果，又可以细分为农村社会养老保险对老年人的直接效应和对老年人所在家庭其他成员的溢出效应。

农村社会养老保险对老年人的福利产生多方面影响。第一，新农保养老金收入的提高，可以显著降低农村老年人的贫困率、贫困深度和贫困强度（杨志武等，2017）。第二，领取养老金增加了老年人的经济独立性，减少了对子女的经济依赖，产生了所谓的“挤出效应”（解垩，2015）。第三，养老金有助于改善老年人的健康状况（Cheng et al., 2018），主要影响渠道包括食物消费、医疗服务、生活环境和生活方式等（Case, 2004）。

农村社会养老保险对老年人所在家庭的其他成员存在溢出效应。第一，老年人领取养老金会增加对子女的经济支持，产生所谓的“挤入效应”（Deindl and Brandt, 2010）。第二，领取养老金能够显著减少居民的预防性储蓄，提升家庭的总体消费水平（曾之遥等，2020），特别是食物和医疗消费（Galiani et al., 2016），进而提高家庭成员的健康水平（Edmonds, 2005）。第三，养老金收入可以有效降低农村家庭，特别是中低收入水平农村家庭的消费不平等程度（周广肃等，2020）。第四，老年人领取养老金会激励老年人提前退出劳动力市场，增加隔代照顾，这不仅有利于提升儿童的健康水平，而且能提高家庭年轻父母外出务工和创业的概率（Eggleston et al., 2018）。

鉴于收入、劳动力供给、消费、健康等因素成为衡量家庭相对贫困的关键维度，农村社会养老保险对上述因素的影响意味着其也会对家庭相对贫困产生系统性影响。然而，两者关系及其内在作用机制尚未得到足够关注，仅有零星文献从多维视角出发，探究农村社会养老保险对农村老年人相对贫困的影响（如解垩，2017）。但是这些研究也存在有待完善之处：第一，农村的决策单元通常并非是农民个体，而是基于集体理性的家庭单位，这和强调家庭网络支持与孝道的传统文化有关（Calvo and Williamson, 2008），因而家庭层面的分析显得尤为重要。但是既往研究大多注重老年人的多维贫困问题，忽视了以家庭为基本单位衡量的多维贫困，老年人在领取农村社会养老保险后，可通过隔代照顾等多个途径改善整个家庭的多维贫困状况。第二，由于数据可得性等原因，中国学者在构建多维贫困指标时具有较强的主观性，与 Alkire and Foster (2011) 提出的 AF 法和联合国在 2010 年提出的 MPI

指数等已经受到学术界普遍认可的国际通用多维贫困测算方法相比，仍存在较大差异。第三，研究农村社会养老保险与相对贫困的学者大多利用截面数据，缺少时间维度上的纵深观察和分析，不能很好地动态衡量相对贫困，无法评估某些减贫政策的长期效果。本文试图将决策单位锚定到家庭，采用更为贴合现实需要的测度方法和更为全面的面板数据进行相对贫困测度，并在此基础上评估农村社会养老保险对家庭相对贫困产生的即期和远期效果。

通过文献梳理，本文预期农村社会养老保险可以通过增加隔代照顾降低家庭相对贫困发生率，而产生这一结果的作用路径包括：第一，老年人领取养老金会通过隔代照顾增加对孙子女的健康投资，进而提升儿童的健康水平；第二，老年人领取养老金会通过隔代照顾增加对孙子女的教育投资，进而提高儿童的受教育水平；第三，老年人领取养老金会减少劳动供给，甚至更早退出劳动力市场（Filho, 2008；程杰，2014），通过隔代照顾提高年轻父母外出工作倾向（Posel et al., 2005）。通过上述三个作用路径带来的儿童健康水平、儿童受教育水平和家庭劳动力供给的提高，在理论上都会降低家庭相对贫困发生率。因此，在检验农村社会养老保险对家庭相对贫困的影响基础上，本文将对作用路径进行实证检验。

三、农村家庭相对贫困的测算

（一）相对贫困的识别方法

在相对贫困测量方法的发展历程中，较早的相对贫困指数是由 Foster et al. (1984) 构建的 Foster-Greer-Thorbeck 贫困指数，简称 FGT 指数，该指数仅涉及收入或消费单一维度。后来，Sen (1999) 提出个体的福利或被剥夺能力不能仅从单一的消费或收入维度进行测量，需要从可行能力和自由等多个维度进行考察。随后，Alkire and Foster (2011) 改进了 FGT 方法，把测度贫困和剥夺的视角从宏观转向微观家庭及个体，提出 AF 法。该方法选取了健康、教育和生活状态 3 个维度 10 个指标来测算相对贫困。目前 AF 法已经成为测度相对贫困的主流方法，广泛用于贫困测量和减贫政策的评估（郭熙保和周强，2016）。因此，本文借鉴该测量方法识别农村家庭是否处于相对贫困状态，具体步骤如下：

首先，假设共有 d 个指标用于测算多维综合指数，定义 x_{ij} 表示家庭 i 的第 j 项指标的取值， z_j 表示第 j 项指标的被剥夺阈值。其中，阈值 z_j 既可以是定量变量，也可以是定性变量。为便于多维综合指数的计算，本文引入 $g_{ij}(z)$ 为单个指标的示性函数，当 $x_{ij} < z_j$ 时，令 $g_{ij}(z) = 1$ ，表示家庭 i 在第 j 项指标上处于相对剥夺状态，属于贫困家庭；反之，若 $x_{ij} \geq z_j$ ，则令 $g_{ij}(z) = 0$ ，表示家庭 i 在第 j 项指标上处于非相对剥夺状态，不属于贫困家庭。这里的 1 和 0 并无实际经济意义，仅是为了便于后文的计算。

其次，对各个指标赋予一定的权重 w_j ，有 $0 < w_j < 1$ ，且 $\sum_{j=1}^d w_j = 1$ 。对各个维度或指标加权后可以得到多维综合指数，即 $c_i = \sum_{j=1}^d w_j g_{ij}(z)$ 。

最后，引入多维综合指数的阈值 k ，且 $0 \leq k \leq 1$ 。定义 $I(k)$ 为示性函数，当 $c_i \geq k$ 时， $I(k) = 1$ ，表示当年家庭处于相对贫困状态；反之，当 $c_i < k$ 时， $I(k) = 0$ ，表示当年家庭不处于相对贫困状态。

在识别家庭相对贫困的基础上，本文测算了农村地区多维贫困指数和各指标的贡献率。首先假设处于相对贫困状态的家庭有 I 户，同时期有 N 户家庭参与调查，则农村家庭相对贫困发生率 $H = I / N$ 。其次，将所有处于相对贫困状态家庭的多维综合指数 c_i 相加，记为 m ，则农村家庭相对贫困平均剥夺份额 $A = m / I$ 。相应的，农村地区多维贫困指数 $M = H \times A$ 。

（二）数据选取

本研究所用数据来自于 2012 年、2014 年、2016 年和 2018 年共 4 期的中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）。该调查由北京大学中国社会科学调查中心实施，样本覆盖 25 个省（市、区），具有全国代表性。该调查跟踪收集个体、家庭、社区三个层次的数据，调查对象包含样本家户中的全部家庭成员。问卷内容囊括经济活动、教育成果、家庭关系与家庭动态、人口迁移、健康等诸多主题。目前，该数据库已广泛应用于相对贫困以及养老等领域的研究（周广肃和李力行，2016）。因此，该数据库能够满足本文的研究需要。

本文聚焦于农村家庭，因此在使用该数据时进行了如下处理：一是以家庭为单位对成人问卷、儿童问卷、共用模块问卷、家庭经济问卷进行数据匹配，从而将个人层面的相关信息汇集到家庭层面；二是为了更好地识别农村社会养老保险对家庭相对贫困的影响及其中介效应，本文在实证检验前对样本数据进行平衡处理，删除 2012 年之后加入和 2014 年及以后退出的样本。本文最终保留有效样本量为 28636 户。

（三）相对贫困多维综合指标体系设定

1. 维度与指标选择

联合国提出的 MPI 指数和 Alkire and Foster (2011) 提出的 AF 法都选取了健康、教育和生活状态 3 个维度测度多维贫困，各维度内的指标设定也基本相同。其中，健康维度选取的指标是营养和儿童死亡情况，教育维度选取的指标是受教育年限和儿童入学率，生活状态维度选取的指标是饮用水、做饭燃料、住房状态、资产状况、用电和卫生厕所。在国内外研究中，学者们根据数据可得性以及研究侧重点的不同，在 AF 法基础上进行了调整。既往研究曾将自评健康（谢家智和车四方，2017）、过去一年是否患病住院（张昭和杨澄宇，2020）以及身体质量指数（解垩，2017）补充到健康维度的指标中；还有部分研究在构建多维综合指数时纳入了收入、就业、社会参与、土地和医疗服务等维度的指标（郭熙保和周强，2016）。

结合 AF 法选取的维度和指标、既往文献和数据的可得性，本文最终确定了教育、健康、就业、医疗服务、生活质量、住房、土地、收入 8 个维度 16 项指标，具体如表 1 所示。

2. 指标权重设定

在合成多维综合指数时，各指标的权重选取至关重要，但理论界并未就如何确定各个指标的权重取得一致看法（Decancq and Lugo, 2012）。在既往研究中，多数学者选择直接沿用联合国开发计划署（UNDP）和牛津大学贫困与人类发展研究中心（OPHI）给出的等权重赋权方法（高艳云，2012），该方法先对各个维度赋予相等权重，再对各个维度内的指标也赋予相等权重。此外，张全红和周强

(2014) 采用主成分分析方法进行赋权; 方迎风 (2012) 使用复合权重法进行赋值; 谢家智和车四方 (2017) 引入神经网络方法进行赋权。尽管等权重赋权方法可能会影响具体年份贫困指标的相对重要性 (郭熙保和周强, 2016), 但是目前为止没有找到一种绝对优于等权重法的赋权方法, 因此, 本文在对比各种赋权方法后, 采用等权重法进行赋权。

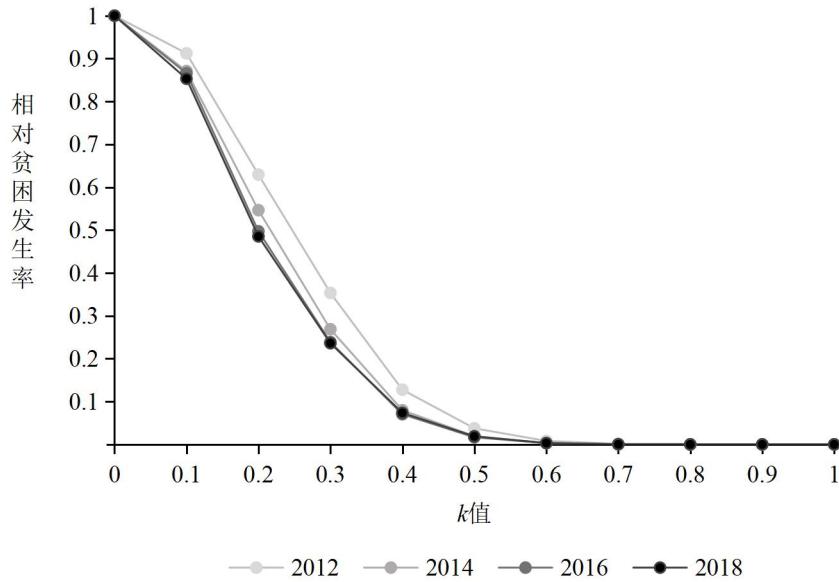
表 1 多维贫困指数的维度、指标和权重设定

维度	指标	指标设定	阈值
教育(1/8)	受教育水平(1/16)	家中 16 岁及以上成员平均受教育年限 (单位: 年)	9 年
	子女入学(1/16)	家中子女 (6 岁—16 岁) 没有失学或辍学: 是=1, 否=0	1
健康(1/8)	BMI (1/24)	家中成年人 BMI 处于区间[18.5, 28]的比例	50%
	生病住院(1/24)	过去一年家中没人生病住院: 是=1, 否=0	1
	自评健康(1/24)	家庭成员自评健康均不是非常不健康: 是=1, 否=0	1
就业(1/8)	就业状态(1/16)	家中劳动力 (16 岁—60 岁) 至少有 1 人工作: 是=1, 否=0	1
	正规就业(1/16)	家中就业人口 (16 岁—60 岁) 在正规单位工作: 是=1, 否=0	1
医疗服务(1/8)	医疗保险(1/8)	家庭成员参加医疗保险的比例 (单位: %)	100%
生活质量(1/8)	家庭用水(1/32)	家中用水为自来水、桶装水、纯净水或过滤水: 是=1, 否=0	1
	通电情况(1/32)	家中通电: 是=1, 否=0	1
	做饭燃料(1/32)	家中使用清洁燃料做饭: 是=1, 否=0	1
	耐用品价值(1/32)	家中耐用品总价值 (单位: 元)	1000 元
住房(1/8)	自有住房(1/16)	家庭拥有住房或能从政府、单位获得住房: 是=1, 否=0	1
	住房面积(1/16)	家庭人均住房面积 (单位: 平方米)	12 平方米
土地(1/8)	土地状况(1/8)	家庭能从集体分配到耕地、林地、牧场、水塘中任意一种: 是=1, 否=0	1
收入(1/8)	人均纯收入(1/8)	按农村居民消费水平指数平滑到 2011 年的家庭人均可支配收入 (单位: 元)	2300 元

注: ①本文将政府部门、事业单位、国有企业、外商企业和规模以上私营企业等单位界定为正规单位, 将其他单位 (如非规模以上私营企业和个体工商户等) 界定为非正规单位; ②维度和指标列括号内为相应权重。

3. 农村家庭相对贫困测算

不同 k 值下各年度农村家庭相对贫困发生率如图 1 所示。总体来看, 各年度农村家庭相对贫困发生率随 k 值的变化呈现相同的变化趋势, k 值越大, 农村家庭相对贫困发生率越低。在相同 k 值下, 农村家庭相对贫困发生率逐年降低, 但降幅逐年缩小。

图1 不同 k 值下各年度农村家庭相对贫困发生率

鉴于大部分研究沿用了联合国开发计划署的标准,将多维综合指数的阈值 k 设定为 0.33 (邹薇和方迎风, 2011; 张全红和周强, 2014), 本文在综合考虑研究需要和既往研究成果后, 也将多维综合指数的阈值 k 设定为 0.33, 即将多维综合指数超过 0.33 的家庭识别为相对贫困。该相对贫困阈值下的相对贫困发生率 H 、平均剥夺份额 A 和多维贫困指数 M 的测度结果如表 2 所示。农村家庭相对贫困发生率逐年下降, 由 2012 年的 27.59% 下降到 2018 年的 17.24%, 下降幅度超过 10%, 但始终处于较高水平。农村家庭相对贫困平均剥夺份额基本稳定略有提升。同相对贫困发生率的变化类似, 农村家庭多维贫困指数也呈现逐年降低趋势。

表2 0.33 阈值下多维贫困指数

	2012 年	2014 年	2016 年	2018 年
相对贫困发生率 H	27.59%	20.17%	17.60%	17.24%
平均剥夺份额 A	0.4042	0.4054	0.4079	0.4151
多维贫困指数 M	0.1115	0.0818	0.0718	0.0716

四、实证研究设计

(一) 计量模型

1. 基准回归模型

本文建立双固定效应模型来评估农村社会养老保险对家庭相对贫困的影响:

$$poor_{it} = \alpha_0 + \beta pension_{it} + \sum_m \alpha^m X_{it}^m + \psi_t + \tau_i + \xi_{it} \quad (1)$$

其中, 下角标 i 和 t 分别表示家庭和年份; 被解释变量 $poor$ 代表家庭 i 在 t 年是否处于相对贫困

状态, 如果家庭多维贫困指数大于 0.33 则取值为 1, 否则取值为 0; 核心解释变量 $pension$ 表示家庭 i 在 t 年是否领取养老金, 如果家庭中有一人及以上领取养老金, 则取值为 1, 否则取值为 0; X^m 为一系列衡量家庭特征的控制变量, α^m 为各控制变量估计系数。本文还在计量模型中加入了年份固定效应 ψ 和家庭固定效应 τ , 分别用于控制不随家庭变化的时间固有特征和不随时间变化的家庭固有特征对家庭相对贫困的影响。 β 是本文关注的核心估计系数, 表示农村社会养老保险对家庭相对贫困的影响程度。

本文的被解释变量是虚拟变量, 选择最小二乘法进行评估可能造成被解释变量预测值大于 1 和小于 0, 因此本文同时采用二值选择模型 (Probit 模型和 Logit 模型) 对 (1) 式进行估计, 并在下文稳健性检验中汇报回归结果。

2. 机制检验模型

参考方杰等 (2014) 的研究, 本文建立多重中介效应模型, 并采用结构方程法检验农村社会养老保险通过隔代照顾降低家庭相对贫困发生率的作用机制:

$$care_{it} = a_1 + b_1 pension_{it} + \varepsilon_{it}^1 \quad (2)$$

$$health_{it} = a_2 + b_2 pension_{it} + c_1 care_{it} + \varepsilon_{it}^2 \quad (3)$$

$$education_{it} = a_3 + b_3 pension_{it} + c_2 care_{it} + \varepsilon_{it}^3 \quad (4)$$

$$labor_{it} = a_4 + b_4 pension_{it} + c_3 care_{it} + \varepsilon_{it}^4 \quad (5)$$

$$poor_{it} = a_5 + b_5 pension_{it} + c_4 care_{it} + d_1 health_{it} + d_2 education_{it} + d_3 labor_{it} + \varepsilon_{it}^5 \quad (6)$$

其中, $care$ 为隔代照顾变量, 如果儿童主要由祖父母或外祖父母照顾, 则取值为 1, 否则取值为 0; $health$ 为儿童健康投资变量, 本文以儿童商业健康保险作为儿童健康投资的代理指标, 具体设定为家庭为儿童购买商业健康保险支付的保险费加 1 后取对数; $education$ 为儿童教育投资变量, 以家庭儿童教育储蓄作为儿童教育投资的代理指标, 具体设定为家庭在教育方面为儿童积攒的储蓄金额加 1 后取对数; $labor$ 为家庭劳动力供给变量, 以家庭成员外出就业作为家庭劳动力供给的代理指标, 具体设定为家庭成员中外出打工人数占总人数的比例。本文多重中介效应模型中, 中介变量为隔代照顾, 中介之中介变量包括儿童健康投资、儿童教育投资和家庭劳动力供给。中介效应是否存在的检验过程具体为: 首先检验是否领取养老金和是否处于相对贫困状态的相关性, 再依次检验是否领取养老金与中介变量、中介变量与各中介之中介变量以及各中介之中介变量与是否处于相对贫困状态的相关性。若检验结果均显著, 则中介效应存在; 若检验结果均不显著, 则中介效应不存在; 若部分显著而部分不显著, 则需进行 Bootstrap 检验。

(二) 变量选取及设定

前文已经说明被解释变量和核心解释变量的定义及赋值, 此处不再赘述。本文选取的控制变量如下: 在家庭年龄结构方面, 选取了家庭成员平均年龄、家庭成员最大年龄和家庭成员最小年龄、16 岁及以下人口数和 65 岁及以上人口数; 在家庭成员工作性质方面, 选取了家中是否有人务农和家中是否有人外出务工。此外, 本文还选取了家庭规模、家庭男性占比、20 岁以上家庭成员结婚率、家庭收支比等控制变量。本文变量选择和设定如表 3 所示。

(三) 描述性统计

本文根据家庭是否领取养老金报告了样本描述性统计特征, 如表 3 所示。领取养老金的家庭占总样本的 28.18%, 说明农村社会养老保险领取率较低。全样本相对贫困发生率是 20.65%, 未领取养老金和领取养老金子样本相对贫困发生率分别是 19.88% 和 22.60%, 领取养老金的子样本相对贫困发生率更高, 这与本文预期不符, 其原因可能是: 首先, 农村养老保险具有明显的自选择效应, 即预期相对贫困发生率越高的家庭越希望通过领取养老金增加收入, 因此参加农村社会养老保险并尽快领取养老金的意愿更强烈; 其次, 某些特征因素同时作用于农村社会养老保险和家庭相对贫困, 导致两者呈现同向变化。典型的特征因素如年龄, 一方面六十岁以上老年人领取养老金的概率显著提高, 另一方面老年人健康水平和获取收入能力下降导致家庭相对贫困发生概率上升。在其他家庭特征方面, 两组子样本也都存在显著差异, 相比于未领取养老金的家庭, 领取养老金的家庭成员平均年龄偏大, 人口数量偏多, 家庭收支比偏高, 20 岁以上成员结婚率更高, 而家庭中男性占比、务农人口和外出务工人口占比偏低。因此, 本文在模型中尽可能加入控制变量以控制其他特征的干扰, 并在稳健性检验中采用工具变量法和断点回归法等方法克服双向因果和遗漏变量导致的内生性问题。

表 3 主要变量定义与描述性统计

变量	变量设定	全样本	未领取养老金子样本	领取养老金子样本	差异
被解释变量:					
是否处于相对贫困状态	家庭多维贫困指数大于 0.33 则赋值为 1, 否则赋值为 0	0.2065 (0.0024)	0.1988 (0.0028)	0.2260 (0.0047)	0.0272*** (0.0053)
解释变量:					
是否领取养老金	家庭中有一人及以上领取养老金则赋值为 1, 否则赋值为 0	0.2818 (0.0027)			
控制变量:					
家庭人口数	家庭总人口数	3.5516 (0.0106)	3.4663 (0.0120)	3.7689 (0.0218)	0.3026*** (0.0235)
16 岁以下人口数	家庭中 16 岁以下人口数	0.7858 (0.0057)	0.8159 (0.0067)	0.7090 (0.0107)	0.1070*** (0.0126)
65 岁及以上人口数	家庭中 65 岁及以上人口数	0.3869 (0.0040)	0.1785 (0.0033)	0.9177 (0.0087)	0.7392*** (0.0076)
家庭男性比例	家庭中男性人口数占总人口数的比重	0.5171 (0.0013)	0.5192 (0.0016)	0.5116 (0.0022)	0.0076*** (0.0029)
20 岁以上家庭成员结婚率	已婚人数占适婚年龄家庭成员人口数的比重	0.6309 (0.0017)	0.6147 (0.0020)	0.6721 (0.0032)	0.0574*** (0.0037)
家庭成员平均年龄	家庭成员的平均年龄	40.0412 (0.0880)	36.3846 (0.0922)	49.3584 (0.1654)	12.9737*** (0.1801)
家庭成员最大年龄	家庭成员中年龄最大成员的年龄	55.3421 (0.0860)	50.4994 (0.0928)	67.6812 (0.1046)	17.1818*** (0.1619)

(续表3)

家庭成员最小年龄	家庭成员中年龄最小成员的年龄	23.8875 (0.1308)	21.0513 (0.1363)	31.1141 (0.2930)	10.0629*** (0.2846)
家庭是否有人从事农业劳动	家庭中有人从事农业劳动则赋值为1, 否则为0	0.2409 (0.0025)	0.2731 (0.0031)	0.1588 (0.0041)	0.1143*** (0.0056)
家庭是否有人外出打工	家庭中有人外出打工则赋值为1, 否则为0	0.4649 (0.0029)	0.4796 (0.0035)	0.4276 (0.0055)	0.0520*** (0.0065)
家庭收支比	家庭当年总支出占家庭当年总收入的比重	0.9527 (0.0092)	0.9364 (0.0111)	0.9943 (0.0165)	-0.0579*** (0.0205)

注: ①括号内为标准差; ②***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平; ③适婚年龄设定为女性20岁和男性22岁。

五、实证结果分析

(一) 基准回归结果

为检验农村社会养老保险对家庭相对贫困的影响, 本文根据(1)式进行逐步回归, 结果如表4所示。方程1为加入控制变量的估计结果, 解释变量是否领取养老金在1%统计水平上显著, 估计系数为-0.0576, 说明控制住家庭特征后, 领取养老金使得家庭相对贫困发生率显著降低了5.76个百分点。方程2和方程3是在方程1的基础上依次加入个体固定效应和时间固定效应的估计结果, 解释变量是否领取养老金均在1%统计水平上显著, 估计系数分别为-0.0447和-0.0238, 说明领取养老金使得家庭相对贫困发生率分别显著降低了4.47个百分点和2.38个百分点。综上所述, 农村社会养老保险能够显著降低家庭相对贫困发生率。

下面以方程3为例分析控制变量的回归结果。家庭人口数、16岁及以下人口数、65岁及以上人口数、家庭成员平均年龄、家庭成员最大年龄等人口学特征整体上显著正向影响家庭相对贫困发生率, 说明家庭老年人越多、家庭成员平均年龄越大、家庭人口数越多越容易发生相对贫困。除此之外, 家庭男性比例对相对贫困发生率存在显著的负向影响, 说明家庭中男性比例越高, 越不容易陷入相对贫困。家庭是否有人从事农业劳动和家庭是否有人外出打工对家庭相对贫困存在显著的负向影响, 家庭收支比对家庭相对贫困存在显著的正向影响, 说明家庭收入越多, 支出越少, 越不容易陷入相对贫困。

表4

基准回归结果

	方程1	方程2	方程3
是否领取养老金	-0.0576*** (0.0064)	-0.0447*** (0.0072)	-0.0238*** (0.0073)
家庭人口数	0.0142*** (0.0030)	0.0170*** (0.0038)	0.0124*** (0.0039)
16岁及以下人口数	0.0324*** (0.0047)	0.0049 (0.0065)	0.0116* (0.0065)

(续表 4)

65岁及以上人口数	0.0455*** (0.0056)	0.0295*** (0.0075)	0.0353*** (0.0075)
家庭男性比例	-0.0558*** (0.0117)	-0.0832*** (0.0161)	-0.0820*** (0.0160)
20岁以上家庭成员结婚率	-0.0952*** (0.0112)	-0.0469*** (0.0166)	-0.0598*** (0.0166)
家庭成员平均年龄	-0.0001 (0.0010)	0.0015 (0.0013)	0.0024* (0.0012)
家庭成员最大年龄	0.0020*** (0.0005)	0.0003 (0.0007)	0.0001 (0.0007)
家庭成员最小年龄	0.0016*** (0.0005)	-0.0005 (0.0006)	-0.0007 (0.0006)
家中是否有人从事农业劳动	0.0237*** (0.0052)	0.0383*** (0.0055)	-0.0442*** (0.0079)
家中是否有人外出打工	-0.0975*** (0.0048)	-0.0888*** (0.0057)	-0.0866*** (0.0057)
家庭收支比	0.0357*** (0.0018)	0.0320*** (0.0019)	0.0312*** (0.0019)
时间固定效应	未控制	未控制	控制
个体固定效应	未控制	控制	控制
常数项	0.0801*** (0.0161)	0.1525*** (0.0224)	0.2479*** (0.0230)
样本量	28636	28636	28636
R ²	0.0424	0.0457	0.0582

注: ①括号内为稳健标准误; ②***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

(二) 稳健性检验

1. 更换被解释变量

前文分析中的被解释变量是 k 值设定为 0.33 时家庭是否处于相对贫困状态, 为验证本文结论不是特定阈值设定下的结果, 参考张全红和周强 (2014) 的做法, 本文将被解释变量更换成 k 值设定为 0.2、0.3 和 0.4 时家庭是否处于相对贫困状态, 对 (1) 式重新进行回归, 结果如表 5 方程 1、方程 2 和方程 3 所示。此外, 方程 4 是将被解释变量更换为家庭相对贫困深度的回归结果, 其中, 家庭相对贫困深度设定为家庭多维贫困指数超过 0.33 的部分, 未超过时赋值为 0。以上回归结果均显示, 是否领取养老金变量显著, 且估计系数为负。

表 5

更换被解释变量回归结果

	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4
	$k = 0.2$	$k = 0.3$	$k = 0.4$	相对贫困深度
是否领取养老金	-0.0139* (0.0083)	-0.0276*** (0.0075)	-0.0159*** (0.0051)	-0.0159*** (0.0051)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	28636	28636	28636	28636
R ²	0.1107	0.1379	0.0888	0.0353

注：①括号内为稳健标准误；②***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；③控制变量同表 4，因篇幅限制，仅汇报主要变量的回归结果。

2. 更换解释变量

本文选取的解释变量为是否领取养老金的虚拟变量，容易忽略养老金领取金额对家庭相对贫困的差异性影响。实际上，各地养老金标准极不平衡^①，养老金领取人数的不同也会造成领取金额的不同，为此本文分别将解释变量更换为养老金领取金额、养老金领取人数和养老金领取人数占比重新进行回归。三个解释变量的具体设定如下：养老金领取金额为家庭所在省份农村社会养老保险平均领取金额^②乘以养老金领取人数加 1 后取对数；养老金领取人数是家庭中领取农村社会养老金的人数之和；养老金领取人数占比是养老金领取人数与家庭总人口数的比值。更换解释变量的回归结果如表 6 所示，方程 1 中养老金领取金额在 1% 统计水平上显著，估计系数为 -0.0057，说明养老金领取金额每提高 1 个百分点，家庭相对贫困发生率会下降 0.57 个百分点。方程 2 中养老金领取人数在 1% 统计水平上显著，估计系数为 -0.0229，说明领取养老金的人数每增加 1 人，家庭相对贫困发生率会下降 2.29 个百分点。方程 3 中养老金领取人数占比在 5% 统计水平上显著，估计系数为 -0.0221，说明养老金领取人数占比每上升 1 个百分点，家庭相对贫困发生率会下降 2.21 个百分点。

表 6

更换解释变量回归结果

	方程 1	方程 2	方程 3
养老金领取金额	-0.0057*** (0.0008)		
养老金领取人数		-0.0229*** (0.0042)	
养老金领取人数占比			-0.0221**

^① 2018 年国家规定的城乡居民基本养老保险基础养老金最低标准是每人每月 88 元，2021 年上海市基础养老金最低标准为每人每月 1200 元，而 2021 年甘肃省省级基础养老金标准为每人每月 113 元。

^② 农村社会养老保险平均领取金额为城乡居民社会养老保险基金支出除以城乡居民社会养老保险实际领取待遇人数。数据来源：国家统计局（编），《中国统计年鉴》（2013 年、2015 年、2017 年和 2019 年），北京：中国统计出版社。

(续表 6)

			(0.0107)
控制变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
常数项	0.0812 (0.2215)	0.0754 (0.1920)	0.0894 (0.1921)
样本量	28619	28636	28636
R ²	0.1064	0.1059	0.1051

注: ①括号内为稳健标准误; ②***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平; ③控制变量同表 4, 因篇幅限制, 仅汇报主要变量的回归结果。

3. 控制宏观因素的影响

相对贫困治理和社会养老保险政策都会受到宏观因素的影响, 而本文控制变量多是家庭和个体层面变量, 未考虑宏观因素的影响, 容易导致估计结果偏差。考虑到加入过多宏观变量容易出现共线性问题, 而加入再多宏观变量也不可能完全控制宏观因素的影响, 本文选择如下三种方案进行稳健性检验: 方案一是添加代表性宏观变量。考虑到“未富先老”已成为中国社会发展的基本国情, 本文在基准回归模型中引入村居和省份层面收入水平和人口结构两类控制变量。其中, 村居层面变量来源于 CFPS 数据库, 村居收入水平变量为受访家庭所在村的家庭年收入平均数加 1 后取对数, 村居人口结构变量为受访家庭所在村 65 岁及以上老年人口占比; 省份层面变量为农村居民人均可支配收入的对数和 65 岁及以上老年人口占比, 数据来自国家统计局。方案二是在原本加入地区固定效应和时间固定效应基础上, 加入时间地区交互固定效应, 以控制既随时间变化又随地区变化的宏观因素的影响。方案三是计算地区层面聚类标准误, 以控制同一地区内各家庭未观测因素的相关性。具体回归结果如表 7 所示, 方程 1、方程 2 和方程 3 分别为添加了代表性宏观变量、时间地区交互固定效应和控制地区聚类标准误的回归结果, 是否领取养老金均在 1% 统计水平上显著, 且估计系数均为负。

表 7

控制宏观因素回归结果

	方程 1	方程 2	方程 3
是否领取养老金	-0.0397*** (0.0062)	-0.0402*** (0.0062)	-0.0412*** (0.0077)
控制变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
时间地区交互固定效应	未控制	控制	未控制
常数项	1.2745*** (0.0794)	0.0260 (0.3824)	0.0697*** (0.0297)
样本量	28571	28636	28636
R ²	0.1083	0.1115	0.1064

注: ①方程 1、方程 2 括号内为稳健标准误, 方程 3 括号内为地区聚类标准误; ②***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和

10%的显著性水平；③控制变量同表4，因篇幅限制，仅汇报主要变量的回归结果。

4. 更换回归模型

由于被解释变量为虚拟变量，本文使用 Probit 模型和 Logit 模型重新进行回归，回归结果如表8 所示，核心解释变量是否领取养老金均在 1%统计水平上显著，且估计系数为负。

表8 离散选择模型回归结果

	方程1	方程2
	Probit 模型	Logit 模型
是否领取养老金	-0.1137*** (0.0343)	-0.1938*** (0.0420)
控制变量	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
地区固定效应	控制	控制
常数项	-0.5015*** (0.1023)	-0.9210 (0.4692)
样本量	28624	28624
伪R ²	0.0969	0.0975

注：①括号内为稳健标准误；②***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；③控制变量同表4，因篇幅限制，仅汇报主要变量的回归结果。

5. 利用工具变量法的回归

考虑到农村社会养老金领取的自选择效应，老年人可能根据自身情况和家庭相对贫困状况选择是否参加农村社会养老保险并领取养老金，导致估计结果偏误，需要在实证检验中考虑内生性问题。参考贾男和马俊龙（2015）的做法，本文选取同村其他家庭养老金领取率作为工具变量，进行 IV-Probit 模型回归。选取该变量作为工具变量的原因是，理论上，同村其他家庭农村养老金领取率会影响本家庭养老金的领取情况，但不会直接影响本家庭相对贫困情况，满足工具变量外生性的要求。本文也检验了该工具变量选取的有效性，进行相关性、可识别性和弱工具变量检验，检验结果表明，该工具变量是有效的^①。

IV-Probit 回归结果如表9 所示。其中，方程1 中同村其他家庭养老金领取率在 1%统计水平上显著，估计系数为正，表明农村老年人领取养老金存在同侪效应；方程2 中是否领取养老金在 1%的统计水平上显著，估计系数为负，表明在考虑内生性问题后，农村社会养老保险依然会显著降低家庭相对贫困发生率。

^① Kleibergen-Paap rk LM 统计量的值为 109.968，拒绝工具变量识别不足检验的原假设；Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量数值为 111.582，对应 15% 水平下 Stock-Yogo 弱工具变量检验临界值为 8.96，拒绝了弱工具变量检验的原假设。上述检验表明，本文选取的工具变量是有效的。

表9

工具变量法回归结果

	方程1	方程2
	本家庭养老金领取概率	是否处于相对贫困状态
是否领取养老金		-2.4564*** (0.8635)
同村其他家庭养老金领取率	0.0765*** (0.0106)	
控制变量	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
地区固定效应	控制	控制
常数项	-0.9193*** (0.1803)	-2.3947*** (0.5515)
样本量	28624	28624

注：①括号内为稳健标准误；②***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；③控制变量同表4，因篇幅限制，仅汇报主要变量的回归结果。

6.采用模糊断点法的回归

相关政策规定，新农保的正常领取时间为60周岁，这意味着家庭领取养老金的概率会在家庭成员年龄达到60岁后显著提高，可视为外生政策冲击导致的“局部随机实验”，因此本文通过估计老年人年龄在60岁附近的局部平均处理效应，评估农村社会养老保险对家庭相对贫困的影响。参照张川川和陈斌开（2014）的做法，本文以家庭成员最大年龄为分组变量，60.5岁为断点^①，是否领取养老金为处理变量，家庭人口数、16岁及以下人口数、65岁及以上人口数、家庭男性比例、家庭成员平均年龄、家庭成员最大年龄、家庭成员最小年龄、20岁以上家庭成员结婚率、家中是否有人从事农业劳动、家中是否有人外出打工、家庭收支比为前定变量，家庭是否处于相对贫困状态为结果变量，采用模糊断点回归方法进一步评估农村社会养老保险对家庭相对贫困的影响。为确保模糊断点回归结果的准确性，本文进行了一系列前提假设检验。首先，对分组变量进行内生分组检验，经计算，非连续估计量的值为-0.0073，对应t值为-0.0280，分组变量在断点附近的密度函数不存在显著差异，即老年人领取养老金行为不存在人为操纵问题。其次，本文检验了分组变量和处理变量之间的关系，发现处理变量在断点附近存在一个明显的跳跃，家庭领取养老金的概率在60.5岁后显著提高。最后，本文进行了前定变量平衡性检验，结果表明各前定变量在断点附近均不存在显著跳跃，具有平衡性。模糊断点回归结果显示，是否领取养老金的局部平均处理效应估计量在10%统计水平上显著，大小为-0.1170，从而证实了农村社会养老保险能够缓解家庭相对贫困这一结论的稳健性^②。

^① 虽然中国农村老年人领取养老金的规定年龄为60岁，但因需要一定的审核时限，老年人实际领取时间略晚于60岁。各研究在使用不同数据进行实证时发现在60.5岁或者60.75岁附近，农村老年人领取养老金会存在更明显的跳跃（张川川和陈斌开，2014）。

^② 因篇幅限制，模糊断点中所有检验及回归结果未汇报。

六、进一步分析

(一) 基于隔代照顾的多重中介效应分析

本文多重中介效应模型回归结果如表 10 所示。其中, 方程 1 中是否领取养老金在 1% 统计水平上显著, 估计系数为 0.0349, 说明老年人领取养老金会增加隔代照顾。方程 2、方程 3 和方程 4 估计了是否领取养老金和隔代照顾对儿童健康投资、儿童教育投资和家庭劳动力供给的影响, 回归结果表明老年人领取养老金和隔代照顾均能显著增加家庭对儿童的健康和教育投资, 并促进家庭劳动力供给。方程 5 中是否领取养老金在 1% 统计水平上显著, 估计系数为 -0.0630, 说明老年人领取养老金降低家庭相对贫困发生率的直接效应为 0.0630。隔代照顾、儿童健康投资、儿童教育投资和家庭劳动力供给均在 1% 统计水平上显著, 且估计系数为负, 说明增加隔代照顾、提高儿童健康和教育投资、增加家庭劳动力供给均能显著降低家庭相对贫困发生率。综合以上回归结果, 老年人领取养老金通过增加隔代照顾, 提高了家庭对儿童的健康和教育投资, 并促进了家庭劳动力供给, 从而降低家庭相对贫困发生率。

表 10 多重中介效应模型回归结果

	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5
	隔代照顾	儿童健康投资	儿童教育投资	家庭劳动力供给	是否处于相对贫困状态
是否领取养老金	0.0349*** (0.0050)	0.0177*** (0.0026)	0.0310*** (0.0046)	0.0041** (0.0006)	-0.0630*** (0.0071)
隔代照顾		0.5068*** (0.0230)	0.8874*** (0.0341)	0.1166*** (0.0075)	-0.0210*** (0.0071)
儿童健康投资					-0.0091*** (0.0071)
儿童教育投资					-0.0061*** (0.0011)
家庭劳动力供给					-0.1065*** (0.0049)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	28636	28636	28636	28636	28636

注: ①括号内为标准误; ②***、** 和* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平; ③控制变量同表 4, 因篇幅限制, 仅汇报主要变量的回归结果。

(二) 农村社会养老保险的长期效应

为评估农村社会养老保险的长期政策效果, 本文分别以前一期领取过养老金的家庭、前两期连续领取养老金的家庭和前三期连续领取养老金的家庭为样本, 检验当期再领取养老金对家庭相对贫困的影响, 回归结果如表 11 所示。是否领取养老金均在 1% 的统计水平上显著, 估计系数分别为 -0.0638, -0.1048, -0.3215, 说明连续领取两期养老金可以使家庭相对贫困发生率显著降低 6.38 个百分点, 连续领取三期养老金可以使家庭相对贫困发生率显著降低 10.48 个百分点, 而连续领取四期养老金可以使

家庭相对贫困发生率显著降低 32.15 个百分点。这一结果意味着，农村社会养老保险不仅能够降低家庭相对贫困发生率，而且其减贫效果随连续领取时间延长而增强，产生了时间维度上的“叠加效应”。

表 11 农村社会养老保险的“长期效应”（边际效应）

	方程1	方程2	方程3
	前一期领取	前二期均领取	前三期均领取
是否领取养老金	-0.0638*** (0.0125)	-0.1048*** (0.0209)	-0.3215*** (0.0810)
控制变量	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
样本量	5844	2052	113
伪R ²	0.0990	0.1304	0.3516

注：①括号内为稳健标准误；②***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；③控制变量同表 4，因篇幅限制，仅汇报主要变量的回归结果。

（三）农村社会养老保险与深度相对贫困

参考郭熙保和周强（2016）的研究，本文将连续两期及以上处于相对贫困状态的家庭设定为深度相对贫困家庭，分别估计农村社会养老保险对连续两期、连续三期和连续四期处于相对贫困状态的家庭的减贫效果，回归结果如表 12 所示。解释变量是否领取养老金无论在显著性水平上，还是在估计系数大小上，均呈现逐渐下降的趋势。结果表明，农村社会养老保险虽然可以在当期显著降低家庭相对贫困发生率，但由于农村社会养老保险给付金额较小，保障力度较低，农村社会养老保险对深度相对贫困家庭的减贫效果有限，家庭相对贫困深度越高，农村社会养老保险的减贫效果越不明显。

表 12 农村社会养老保险与深度相对贫困（边际效应）

	方程1	方程2	方程3
	连续两期贫困	连续三期贫困	连续四期贫困
是否领取养老金	-0.1607*** (0.0533)	-0.0608* (0.0344)	-0.0268 (0.0680)
控制变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
样本量	4676	1221	289
伪R ²	0.0698	0.1245	0.1577

注：①括号内为稳健标准误；②***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；③控制变量同表 4，因篇幅限制，仅汇报主要变量的回归结果。

七、结论与政策启示

农村社会养老保险作为民生保障工程的重要组成部分，将越发成为提高农民生活水平、缓解家庭相对贫困和缩小城乡差距的有力抓手。本文运用 2012 年、2014 年、2016 年和 2018 年中国家庭追踪调查（CFPS）家庭面板数据，采用 AF 多维贫困测量方法对农村家庭相对贫困进行测度和分解，使用双固定效应模型和中介效应模型等方法，实证研究农村社会养老保险降低家庭相对贫困的政策效果，

并从隔代照顾角度探讨了传导路径。本文发现：第一，中国农村家庭相对贫困发生率逐年降低，但2018年仍高达17.24%。第二，农村社会养老保险能够显著降低家庭相对贫困的发生概率，该结论在更换被解释变量、更换解释变量、控制宏观因素影响、更换回归模型、利用工具变量法和断点回归法克服内生性后依然稳健。第三，老年人领取养老金显著增加了隔代照顾，进而显著增加家庭对儿童的健康投资和教育投资，并提高年轻父母外出务工概率，最终降低家庭相对贫困发生率。第四，家庭连续领取养老金的时间越长，农村社会养老保险的减贫效果越明显，但是由于领取的养老金金额较小，家庭陷入相对贫困时间越久，农村社会养老保险的减贫效果越弱。

根据以上研究结果，本文提出如下政策启示：第一，继续扩大养老保险覆盖面，提高保障力度，一方面要加强社会养老保险宣传工作，鼓励相对贫困家庭尽早参保、全员参保，另一方面要提高农村社会养老保险筹资水平，建立多层次养老保障体系，满足不同收入层级农村家庭的养老需求。第二，为暂时没有能力缴纳养老保险或已经参保但无法持续缴费的农民提供小额长期无息贷款，确保参保连续性和存量稳定性。同时，为贫困群体提供小额信贷资金和担保，释放贫困家庭的劳动力供给和创业潜力。第三，儿童的健康水平、教育水平以及劳动力就业情况是影响农村家庭相对贫困的重要因素，一方面要强化对农村家庭儿童健康和教育投资的激励，发展普惠托育服务体系，降低养育教育成本，另一方面要健全终身职业技能培训制度，提升劳动者技能素质，扩大公益性岗位安置，完善就业支持体系。

参考文献

- 1.陈志钢、毕洁颖、吴国宝、何晓军、王子妹一，2019：《中国扶贫现状与演进以及2020年后的扶贫愿景和战略重点》，《中国农村经济》第1期，第2-16页。
- 2.程杰，2014：《养老保障的劳动供给效应》，《经济研究》第10期，第60-73页。
- 3.方杰、温忠麟、张敏强、孙配贞，2014：《基于结构方程模型的多重中介效应分析》，《心理科学》第3期，第735-741页。
- 4.方迎风：《中国贫困的多维测度》，2012：《当代经济科学》第4期，第7-15页、第124页。
- 5.郭熙保、周强，2016：《长期多维贫困、不平等与致贫因素》，《经济研究》第6期，第143-156页。
- 6.高明、唐丽霞，2018：《多维贫困的精准识别——基于修正的FGT多维贫困测量方法》，《经济评论》第2期，第30-43页。
- 7.高艳云，2012：《中国城乡多维贫困的测度及比较》，《统计研究》第11期，第61-66页。
- 8.贾男、马俊龙，2015：《非携带式医保对农村劳动力流动的锁定效应研究》，《管理世界》第9期，第82-91页。
- 9.兰剑、慈勤英，2019：《后脱贫攻坚时代农村社会救助反贫困的困境及政策调适》，《西北农林科技大学学报（社会科学版）》第3期，第63-68页。
- 10.沈扬扬、李实，2020：《如何确定相对贫困标准？——兼论“城乡统筹”相对贫困的可行方案》，《华南师范大学学报（社会科学版）》第2期，第91-101页、第191页。
- 11.王小林、冯贺霞，2020：《2020年后中国多维相对贫困标准：国际经验与政策取向》，《中国农村经济》第3期，第2-21页。

- 12.解垩, 2015: 《公共转移支付与老年人的多维贫困》, 《中国工业经济》第 11 期, 第 32-46 页。
- 13.解垩, 2017: 《养老金与老年人口多维贫困和不平等研究——基于非强制养老保险城乡比较的视角》, 《中国人口科学》第 5 期, 第 62-73 页、第 127 页。
- 14.谢家智、车四方, 2017: 《农村家庭多维贫困测度与分析》, 《统计研究》第 9 期, 第 44-55 页。
- 15.于新亮、上官熠文、刘慧敏, 2019: 《新农保、隔代照顾与儿童健康》, 《中国农村经济》第 7 期, 第 125-144 页。
- 16.杨志武、苑军军、宁满秀, 2017: 《新型农村社会养老保险制度对农村老年人的减贫效果分析》, 《学习与探索》第 9 期, 第 126-130 页。
- 17.曾之遥、李磊、刘木子云、刘中海, 2020: 《农村居民养老保险财政补贴与农民家庭消费异质性——基于 CHARLS 数据的研究》, 《财经理论与实践》第 4 期, 第 18-24 页。
- 18.张川川、陈斌开, 2014: 《“社会养老”能否替代“家庭养老”?——来自中国新型农村社会养老保险的证据》, 《经济研究》第 11 期, 第 102-115 页。
- 19.张全红、周强, 2014: 《中国多维贫困的测度及分解: 1989~2009 年》, 《数量经济技术经济研究》第 6 期, 第 88-101 页。
- 20.张全红、李博、周强, 2017: 《中国多维贫困的动态测算、结构分解与精准扶贫》, 《财经研究》第 4 期, 第 31-40 页、第 81 页。
- 21.张昭、杨澄宇, 2020: 《老龄化与农村老年人口多维贫困——基于 AF 方法的贫困测度与分解》, 《人口与发展》第 1 期, 第 12-24 页、第 11 页。
- 22.郑晓冬、上官霜月、方向明, 2020: 《新型农村社会养老保险政策效果的研究综述》, 《农业经济问题》第 5 期, 第 79-91 页。
- 23.周长春、翟羽佳、车震宇, 2017: 《连片特困区农户多维贫困测度及能力建设研究》, 《中国人口·资源与环境》第 11 期, 第 95-103 页。
- 24.周广肃、李力行, 2016: 《养老保险是否促进了农村创业》, 《世界经济》第 11 期, 第 172-192 页。
- 25.周广肃、张玄逸、贾坤、张川川, 2020: 《新型农村社会养老保险对消费不平等的影响》, 《经济学(季刊)》第 4 期, 第 1467-1490 页。
- 26.邹薇、方迎风, 2011: 《关于中国贫困的动态多维度研究》, 《中国人口科学》第 6 期, 第 49-59 页、第 111 页。
27. Alkire, S., and J. Foster, 2011, “Counting and Multidimensional Poverty Measurement”, *Journal of Public Economics*, 95(7): 476-487.
28. Case, A., 2004, *Does money protect health status? Evidence from South African pensions*, Chicago: University of Chicago Press, 287-304.
29. Calvo E., and J. B. Williamson, 2008, “Old-age Pension Reform and Modernization Pathways: Lessons for China from Latin America”, *Journal of Aging Studies*, 22(1): 74-87.
30. Cheng, L. G., H. Liu, Y. Zhang, and Z. Zhao, 2018, “The Health Implications of Social Pensions: Evidence from China's New Rural Pension Scheme”, *Journal of Comparative Economics*, 46(1): 53-77.

31. Decancq, K., and M. A. Lugo, 2012, "Weights in Multidimensional Indices of Wellbeing: An Overview", *Econometric Reviews*, 32(1): 7-34.
32. Deindl, C., and M. Brandt, 2010, "Financial Support and Practical Help between Older Parents and their Middle-aged Children in Europe", *Ageing and Society*, 31(4): 645-662.
33. Edmonds, E. V., 2005, "Child Labor and Schooling Responses to Anticipated Income in South Africa", *Journal of Development Economics*, 81(2): 386-414.
34. Eggleston, K., A. Sun, and Z. G. Zhan, 2018, "The Impact of Rural Pensions in China on Labor Migration", *Economic Modelling*, 32(1): 64-84.
35. Foster, J., J. Greer, and E. Thorbecke, 1984, "A Class of Decomposable Poverty Measures", *Econometrica*, 52(3): 761-766.
36. Filho, I. E. D. C., 2007, "Old-age Benefits and Retirement Decisions of Rural Elderly in Brazil", *Journal of Development Economics*, 86(1): 129-146.
37. Galiani, S., P. Gertler, and R. Bando, 2016, "Non-contributory pensions", *Labour Economics*, 38: 47-58.
38. Posel, D., J. A. Fairburn, and F. Lund, 2005, "Labour Migration and Households: A Reconsideration of the Effects of the Social Pension on Labor Supply in South Africa", *Economic Modelling*, 23(5): 836-853.
39. Sen, A., 1999, *Development as Freedom*, Oxford: Oxford University Press, 87-95.

(作者单位: ¹ 山东财经大学保险学院;

² 同济大学经济管理学院)

(责任编辑: 光 明)

Rural Social Endowment Insurance and Long-term Governance of Family Relative Poverty

YU Xinliang YAN Xiaohuan SHANGGUAN Yiwen YU Wenguang

Abstract: Based on the data of China Family Panel Studies (CFPS), this article uses the AF Multidimensional Poverty Measurement Method to measure the relative poverty of rural families, and sets up the double fixed effect model, discrete choice model, instrumental variable method, regression discontinuity and multiple mediation effect model to evaluate the long-term mechanism and policy effect of Rural Social Endowment Insurance (RSEI) on family relative poverty. The results show that RSEI significantly reduces the incidence of family relative poverty by 2.38%. From the perspective of intergenerational care, receiving pension can increase the investment in children's health and education and the supply of family labor, thus alleviating family relative poverty. The longer the RSEI is continuously received, the better the effect of poverty reduction. However, limited by the level of security, it has a weak impact on the deep relative poverty family.

Keywords: Rural Social Endowment Insurance; Family Relative Poverty; Intergenerational Care; Long-term Governance Mechanism

乡村劳动力配置中的女性领班人 及其关系网管理* ——以河南省冀屯镇平菇产业为例

马 荟 周 立

摘要: 乡村振兴背景下, 乡村产业发展对农村女性劳动力的组织化程度提出了新的要求。调查发现, 乡村产业发展中出现了女性领班人, 即劳动力经纪人。为探究农村女性领班人在乡村产业发展中如何整合女性劳动力资源、管理关系网, 本文以河南省辉县市冀屯镇平菇产业的女性领班人为例, 通过多案例分析解读女性领班人的类型演变、角色定位、社会网络拓展和团队管理策略。本文主要有4点研究发现: 第一, 女性领班人逐渐演变出陪伴型、服务型、综合型、营利型4种类型。第二, 女性领班人以自身为中心, 构建领班人关系网, 在产业发展中扮演着劳动力信息集散中枢、劳动力资源配置中枢的关键角色。第三, 女性领班人运用生产协作关系实现领班人关系网的“纵横拓展”, 进一步整合劳动力供需信息。第四, 在团队管理方面, 女性领班人遵循“刚柔相济”的管理策略, 具体体现为女性领班人的管制性、原则性、同理心和乡土性。

关键词: 女性领班人 乡村经纪人 乡村振兴 乡村产业

中图分类号: C912 文献标识码: A

一、引言

农村女性劳动力是乡村产业发展的重要参与者和支持者, 是推动乡村振兴的巾帼力量^①。在城乡中国背景下, 大量农村男性劳动力外出务工^②, 农村女性劳动力在乡村产业发展中发挥越来越重要的

*本文研究系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)重大项目“建设共建共治共享的食品安全治理体系研究”(项目编号: 20XNL012)的阶段性研究成果。感谢匿名评审专家的意见。本文通讯作者: 周立。

^① 《全国妇联关于开展“乡村振兴巾帼行动”的实施意见》指出, 妇女是推动农业农村现代化的重要力量, 是乡村振兴的享有者、受益者, 更是推动者、建设者。参见 http://www.women.org.cn/art/2018/3/20/art_857_155420.html。

^② 《2020年农民工监测调查报告》显示, 2020年全国外出农民工(在户籍所在乡镇地域外从业的农民工)达16959万人, 其中, 男性占69.9%, 女性占30.1%。参见 http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202104/t20210430_1816933.html。

作用（汪力斌和姜绍静，2007；张原，2011）^①。随着乡村振兴的推进，农业结构优化、农村产业特色化等为农村女性带来了更多工作机会和发展契机。但是，农村女性劳动力个体力量薄弱、分布散乱，“原子化”特征明显（闫红红和张和清，2019）。因此，提高农村女性劳动力的组织化程度，成为当下乡村产业振兴面临的问题。

在讨论农村女性劳动力参与乡村产业发展时，现有研究主要关注女性劳动力对男性劳动力的递补效应（孟宪范，1993）、参与乡村产业发展对女性自身的影响（蒋燕等，2021）、女性参与乡村产业发展的扶贫效果等（李小云等，2019；刘继文和良警宇，2021）。现有研究主要存在两方面的不足：一是从研究对象看，现有研究多将农村女性劳动力视为同质化的劳动力资源，没有对农村女性劳动力进行分类讨论，也因此缺少关注那些在农村女性劳动力组织化过程中发挥领导作用的女性；二是从研究内容看，除了部分文献关注农村女性劳动力通过合作社进行生产互助外（杜洁等，2020），现有研究并未过多关注农村女性劳动力资源的整合和配置。因此，现有研究虽然肯定了农村女性劳动力在乡村产业发展中的重要意义，但无法回答农村女性劳动力如何实现有效整合以满足乡村产业发展新需求的问题。

在河南、山东、贵州等地的实地调查中笔者发现，一些乡村产业起步较早的县出现了一种有效整合农村女性劳动力资源的模式——女性领班人模式。女性领班人指带领某一劳动力群体从事某种乡村活动的核心领导者，广泛存在于乡村社会的方方面面，尤其在满足林果、蔬菜、茶、花卉等乡村产业用工需求方面发挥了重要作用。但在现有研究中，却缺少对女性领班人的讨论。鉴于此，本文将以河南省辉县市冀屯镇平菇产业中的女性领班人为例，详细刻画女性领班人出现及其类型演变的全过程，并探究女性领班人如何管理关系网，以保障劳动力资源的整合及有序调配，从而助力乡村产业发展。

二、领班人的角色定位

经纪是一种中介服务活动。汉朝时中国便出现了为买卖双方撮合交易并抽取佣金的居间商人。明代商书《士商类要》^②中明确记载了“买卖要牙，装载须埠”“所谓牙者，别精粗，衡重轻，革伪妄也”，这充分肯定了牙商在商贸活动中的作用。这里的“牙”指代牙人、牙行，是封建中国的经纪人或经纪机构。当下，经纪人广泛活跃在保险、债券、体育、媒体等领域，打通交易的核心关节、促进交易市场的运转（刘珍秀，2015；王晓全和康宁，2010）。

乡村经纪人指活跃在农村政治、经济、文化等领域，通过一些途径收集、分析、运用信息，从事撮合交易或直接组织交易，并从交易中获取一定收益、稳定农村秩序、推动农村生产力发展的自然人、

^①周其仁（2014）率先提出“城乡中国”的转型命题。周立（2018）指出“乡土中国”转型为“城乡中国”的三大内涵变化。刘守英和王一鸽（2018）提出了“乡土中国”到“城乡中国”的转型特征：“中国已经发生的转型是历史性的，且具有不可逆性，即已由过去以农为本、以土为生、以村而治、根植于土的‘乡土中国’，转变为乡土变故土、告别过密化农业、乡村变故乡、城乡互动的‘城乡中国’。”

^②《士商类要》由明代徽商程春宇所作，是明代商书的代表作。

法人和其他组织（肖云和李胤珠，2010）。在乡村情景中，经纪理论主要有两种应用：一是从政治视角出发，探究乡村社会与国家政权建设之间的关系。杜赞奇（2003）构造了“国家—士绅—农民”的三层分析框架，并指出传统士绅在“国家—士绅”层面缓和或强制执行国家专制权力，在“士绅—农民”层面则扮演着保护型经纪或赢利型经纪^①的角色。学术界结合社会发展变迁不断拓展政治视角下的经纪理论，例如，原超（2019）在保护型经纪、赢利型经纪的基础上，总结了以乡贤理事会^②为代表的沟通国家权力与基层社会的新经纪机制；吴晓燕和朱浩阳（2020）认为，村干部在上级政府、下乡资本、村民间保持着微妙平衡，扮演了“补偿型经纪”的角色。这种从政治视角出发的经纪理论，关注经纪人与国家、地方社会的互动，将经纪人看作是国家与地方社会沟通的中介。

二是从经济视角出发，探究乡村经纪人在乡村经济活动中的重要作用。按照服务对象的不同，致力于经济活动的乡村经纪人可分为农产品经纪人和劳动力经纪人^③。尽管农产品经纪人、劳动力经纪人服务的对象不同，但两者同属于乡村经纪人，是助力小农户对接大市场、推动乡村劳务输出和地方产业发展的重要力量。

首先是农产品经纪人。农产品经纪人服务于农产品的产地交易市场，是本地小农户与外来中间商沟通的桥梁（陈义媛，2018）。农产品经纪人又可分为代理型经纪人和交易型经纪人。其中，代理型经纪人负责沟通买卖双方、获取固定佣金，一般不直接参与交易；交易型经纪人则通过“低买高卖”的差价赚取收益，如孙枭雄和全志辉（2021）提到的营利型代办人便属于典型的交易型经纪人。

其次是劳动力经纪人。劳动力经纪人的主要职能是整合乡村剩余劳动力，沟通劳动力的供给方与需求方，推动劳动力市场的有序运转。现有文献对乡村劳动力经纪人的关注集中在“包工头”这一群体。包工头调用乡村非正式网络搜集农民工信息（蔡禾和贾文娟，2009），同时连接外地的用工单位，是乡村社会劳务输出的重要中介。在实践中，一些劳务输出大省还出现了像“农民工司令”张全收^④这样具有专业性和知名度的劳动力经纪人。乡村外出务工群体以男性青壮年劳动力为主，因此，包工头也以男性为主。但值得注意的是，除了以男性为主、链接本地劳动力资源和外地劳动力需求的包工头之外，乡村还存在链接本地劳动力供需双方的女性领班人。女性领班人通过自身社会关系网的拓展整合当地劳动力供需信息，可以成为农村女性劳动力中的核心领导者。随着乡村产业用工需求的增加、女性劳动力价值的发掘，女性领班人在配置地方劳动力资源、促进地方产业发展中发挥着越来越重要的作用。

^①保护型经纪指借用伦理精神和乡土社会地方规则，保护地方社会免受外来势力侵害的经纪人；赢利型经纪指以“胥吏豪绅”为代表的垄断地方与国家联系、谋利型的经纪人。

^②乡贤理事会是指受到基层政府的培育和指导，致力于服务乡村社会的乡贤组织，多见于中国南方省份（姜亦炜，2020）。

^③需要说明的是，乡村也出现了一些兼具农产品经纪人和劳动力经纪人特征的综合性中介负责人（或机构），如一些基层电商负责人会帮助村民采购所需物资、售卖农产品，同时也会发布一些用工信息，本文不对这种综合性中介展开讨论。

^④第十一届、十二届、十三届全国人大代表张全收通过全顺公司将农民工组织起来，对他们进行技能培训，培训之后输送给用人单位，很好地发挥了乡村劳动力经纪人的作用。

基于以上梳理,笔者构建了经纪人谱系图(见图1)。

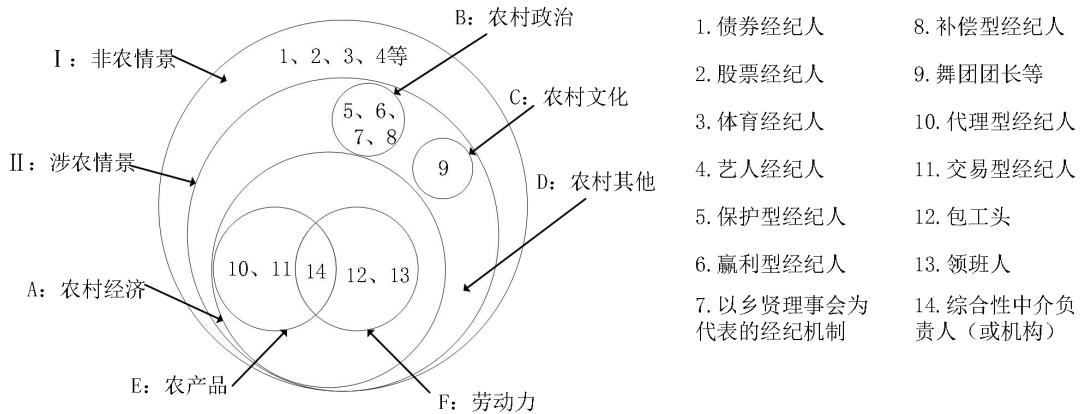


图1 经纪人谱系图

注:罗马数字代表研究情景,英文大写字母代表涉农情景下的经纪人分类依据,阿拉伯数字代表经纪人类型

总体上看,现有关于经纪人的研究存在两方面不足:第一,从经纪人类型看,关于领班人中女性领班人的研究近乎空白。在乡村情景下,现有文献主要关注保护型经纪人、赢利型经纪人、代理型经纪人、交易型经纪人、“包工头”等,对女性领班人这种服务于地方劳动力市场的经纪人缺乏关注。第二,现有研究缺少对经纪人类型演变和社会网络关系的分析。在非农情景下,现有研究关注经纪市场的转型发展。在涉农情景下,不同研究视角的关注点也存在差异。具体而言,在政治视角下,现有研究多关注不同的经纪模式,如杜赞奇(2003)对保护型经纪人、赢利型经纪人进行分类研究,解读两者在国家政权现代化过程中的作用。在经济视角下,现有研究多关注经纪模式运行的社会基础、经纪人的实践机制等,如陈义媛(2018)分析了人情、面子等熟人社会特征在农产品经纪人促成小农户与外来中间商交易中的作用,孙枭雄和全志辉(2021)关注农产品交易中代办人对地方规则和市场规则的运用。但已有研究很少立足于经纪人的中介特征,关注经纪人对关系网的管理。Emirbayer and Goodwin(1994)指出在分析社会网络结构时,不应该只进行静态分析,还应关注社会网络结构的演变和维系。Monge and Contractor(2001)也认为不应只关注关系而不关注对关系的经营。因此,本文将以河南省辉县市冀屯镇平菇产业中的女性领班人为例,分析女性领班人的类型演变,并进一步探究她们如何管理其所构建的关系网。

三、调查说明

本文的研究对象是河南省辉县市冀屯镇平菇产业的女性领班人,其适用性在于:第一,平菇产业发展需要大量短期劳动力,女性领班人在保障平菇产业用工稳定方面的作用非常突出。第二,冀屯镇的平菇产业已有20多年的发展历史,女性领班人出现得比较早,类型多样,且发展成熟度比较高。第三,笔者曾长期生活于此地,便于运用乡村熟人关系网挖掘调查对象,同时有助于保障调查深度,提升访谈信息的真实性和可靠性。为了解冀屯镇平菇产业中女性领班人的具体情况,笔者于2020年9

月和10月协助冀屯镇的一位女性领班人处理日常工作^①，了解了领班人的工作内容，并做了参与式观察。2021年2月份，笔者走访了冀屯镇的9名女性领班人、4名佣工和4个平菇种植户（下文简称为“种植户”）^②，有效访谈时长合计751分钟，并整理了5万多字的访谈记录。此外，笔者多次对上述女性领班人、佣工和种植户进行微信或电话回访。

9名女性领班人是本文的主要研究对象，她们的编号为A1~A9。女性领班人的主要访谈内容包括：①女性领班人的基本情况，包括年龄、学历、家庭成员结构等。②佣工团队的基本情况，包括佣工团队的发展历程、现有人数、服务的种植户数量及特征、佣工团队的年总收入等。③女性领班人的领班情况，如领班的原因和领班年限，如何组建最早的佣工团队，从哪些渠道获取种植户及佣工信息，佣工团队内部、佣工与种植户之间是否会发生矛盾，女性领班人如何调解矛盾等。④其他情况，如是否了解其他女性领班人的工作情况等。9名女性领班人及其佣工团队的基本信息见表1。

表1 女性领班人及其佣工团队的基本信息

编号	年龄	学历	团队工作内容 ^a	领班年限	性格特征体现	团队规模
A1	57岁	高中	装袋	10年	“人家可会找关系，认识很多外地种植户”——A2	30~50人，可满足50多个种植户的用工需求
A2	48岁	小学	装袋、进袋、晾料	12年	“她对我们都很好，对老点儿的（人）也很照顾”——B2	30人左右，可为40多个种植户提供服务
A3	49岁	初中	装袋	15年	“人家干啥都可公平，我是外村的，人家也不外待我” ^b ——B2	25人左右，主要服务本地30多个种植户
A4	59岁	小学	装袋	8年	“她好说话，都愿意和她一起干活”——B3	15人左右，主要服务本地种植户
A5	47岁	初中	装袋	5年	“太爱占小便宜，其他领班人从来不抽佣工的钱，她每次每人抽俺们1块钱”——B1	最初有10人左右，因管理不善，现一半人员流失
A6	55岁	初中	装袋	8年	“我和几个朋友在家附近装，活儿多活儿少随缘”——A6	3~5人，附近装袋佣工少，规模小
A7	56岁	小学	装袋	5年	“她就是个普通农民，和几个朋友随便装装”——A3	最初3~5人，因人缘好壮大至15人，又因照顾家庭不再领班，团队解散
A8	65岁	小学	进袋	8年	“我喜欢干活，擅长和主家沟通” ^c ——A8	6~7人，主要服务本地种植户

^a这名女性领班人就是下文表1中的A3。

^b此处需要做3点说明：一是佣工只与平菇种植户存在雇佣关系，与女性领班人不存在雇佣关系；二是女性领班人往往也具有佣工身份，与普通佣工的不同之处在于女性领班人掌握大量的劳动力供求信息，是佣工群体中的领导者；三是佣工的出现先于女性领班人，女性领班人的出现让佣工有了“班儿”（女性领班人和佣工习惯性将佣工团队称为“班儿”）的团队意识，有了更稳定可靠的劳动力需求信息来源。关于女性领班人、佣工、种植户关系的详细解析见第四部分。

(续表1)

A9	53岁	初中	进袋	4年	“人家可仗义了，可会说话了” ——B2	8~9人，主要服务本地种植户
----	-----	----	----	----	------------------------	----------------

注：a 菇棚的主要工作可以分为装袋、进袋、晾料3种：装袋指将平菇培养料装入平菇袋，进袋指将装好的平菇袋运到菇棚中，晾料指佣工来回翻动平菇培养料。b “外待”是当地方言，意思是区别对待。c 女性领班人和佣工通常将其服务的种植户称为“主家”。

本文访问4名佣工和4个种植户的主要目的是：①获取平菇生产的相关信息，了解平菇这一产业的用工特点。②了解女性领班人的工作内容、工作作风，并对关键信息进行验证，提升访谈内容的真实性和有效性。4名佣工的编号为B1~B4。佣工的主要访谈内容包括：①佣工基本情况，包括年龄、学历、家庭成员结构等。②从事平菇生产工作的基本情况，如工作年限、每年收益情况、加入佣工团队的时间、加入佣工团队前后与种植户沟通方式的变化等。③佣工与女性领班人的沟通情况，如与女性领班人的联系方式、沟通内容等。

笔者共访谈了4个种植户，其中两户的访谈对象是户主，另外两户的访谈对象是户主及其配偶。种植户的主要访谈内容包括：①种植户的基本情况，如户主的年龄、性别、学历、工作经历等。②平菇生产流程。③平菇不同生产阶段的用工情况。④种植户与女性领班人的沟通情况，包括工作时间、工作地点、工作内容、工资结算方式等事项的确定。⑤其他情况，如在佣工团队工作过程中，种植户需要提供哪些方面的协助以及如何做好监督管理工作。

现有研究多从文化水平、亲属关系、个性特征、领导风格等方面概括女干部、女企业家的群体特质（金一虹，2002；赵毅和朱晓雯，2016），本文在借鉴已有文献的基础上，结合访谈资料，从文化水平、家庭成员结构、性格特征3个方面构建女性领班人的“群体画像”^①：女性领班人多由40~60周岁、身体健康的农村女性担任，从文化水平看，她们虽然学历不高（见表1），但具备基本的读、写、算的能力，可以轻松应对沟通协调、核算工资等事务；从家庭成员结构看，她们家中要么没有生活不能自理的老人和年幼的孩童，要么其他家庭成员可以帮助照顾老人和孩童，即女性领班人有足够的文化和精力；从性格特征看，大部分女性领班人开朗热情、善于沟通、处事公正（见表1）。

四、平菇产业女性领班人的类型演变及其重要作用

(一) 平菇生产流程及冀屯镇平菇产业用工现状

河南省辉县市从1996年开始发展平菇产业，现已成为全国重要的平菇产业集聚区之一。辉县市冀屯镇是河南省最大的平菇生产基地，也是食用菌产业大镇和全国“一村一品”示范村镇。截至2018年，冀屯镇建有食用菌大棚1.2万座，年产鲜菇2.25亿公斤，年产值达6.76亿元^②。平菇又名侧耳、

^①群体画像又称“群体用户画像”，用于刻画典型群体的共有特征，常用于市场营销领域。例如，企业会通过大数据分析概括目标群体的性别、年龄、教育、居住城市、家庭成员结构、价值观念等特征，以便于为其制定针对性的营销策略。

^②参见《新乡市冀屯镇成功入选首批全国农业产业强镇示范建设名单》，<https://www.henan.gov.cn/2018/08-16/687095.html>。

黑牡丹菇、秀珍菇等，是一种常见的灰色食用菌。平菇生产流程复杂，冀屯镇主要采用袋栽的培植方法生产平菇，平菇的生产流程见图2。

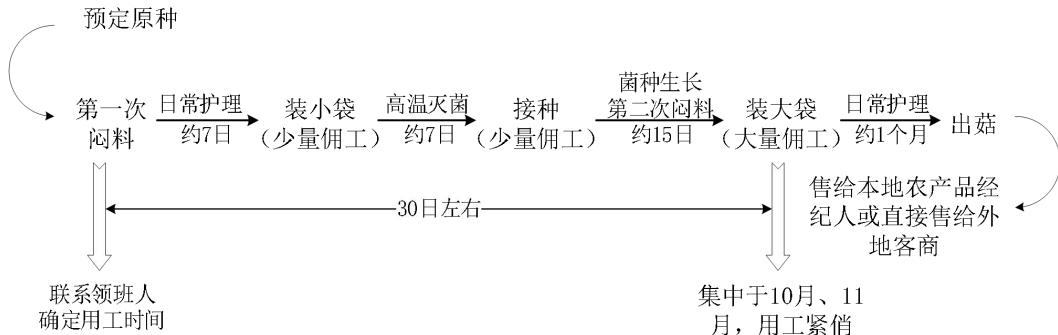


图2 平菇生产流程示意图

注：①原种：平菇要经历母种（一级种）—原种（二级种）—菌种（三级种）的育种过程方可栽培种植。冀屯镇平菇产业所需的母种多由新乡市农业科学院食用菌研究所等科研机构提供，培养条件严格。母种扩大繁殖成为原种，冀屯镇有专门的人购买母种，培育原种，再售卖给种植户。原种扩大繁殖成为菌种，这一步由种植户自行袋栽完成。菌种经过袋栽培育可得平菇。②闷料：种植户闷制原种、菌种生产所需的培养料。培养料主要由玉米芯、棉籽壳组成。③装小袋：培养料备好后，人工装入圆柱形的菌种袋（直径约15厘米，长约30厘米）中，为接种做准备。④接种：人工将原种放入高温灭菌后的小袋，并扎紧两端，随后进行日常护理可得菌种。⑤装大袋：人工将培养料、菌种装入圆柱形的平菇袋（直径22~25厘米，长约50厘米），进行日常护理可得平菇。

在冀屯镇平菇产业中，至少80%的佣工是农村女性劳动力，这主要有两方面的原因：一方面，冀屯镇多数男性劳动力外出务工^①，未外出的男性劳动力认为平菇佣工收益比较低，不愿参与；另一方面，平菇产业对工作的细致程度要求比较高，更适合心思细腻的女性参与其中。

平菇产业属于劳动密集型产业，佣工主要是短工。一个年产3万公斤平菇的普通菇棚需要耗费的劳动力如下：装小袋、接种需要约20名佣工持续工作3~4小时，装大袋需要约30名佣工持续工作15小时左右，除此，还需约7名佣工进袋，5名佣工晾料。此外，冀屯镇的菇棚基础设施条件普遍较差，而平菇生产季节性又较强，导致种植户的短期用工需求在10月份、11月份集中爆发，甚至经常出现“一工难求”的紧张状态。如何在两个月左右的时间内，像过去农忙时“抢收抢种”一般有序、有效地调配大量短期佣工，成为冀屯镇平菇产业发展的关键。

（二）佣工模式演变中女性领班人的出现及其类型演变

2007年之前，冀屯镇平菇产业多采用“一对多”的佣工模式（见图3（a））。需要佣工协助生

^①河南省是典型的劳务输出大省，且外出务工者以男性居多。河南省人民政府发布的《推进乡村振兴的一支重要力量——关于外出务工人员返乡创业情况的调查》（<https://www.henan.gov.cn/2019/04-15/742722.html>）显示，河南省约有3000万的农村外出务工人员。此外，根据《河南省农村经济社会发展报告》（<http://www.ha.stats.gov.cn/2019/12-09/1371274.html>），截至2018年，河南省留守妇女达244.7万人。

产时，种植户要么在本村或邻村挨家挨户上门找人，要么委托村干部用村委会的大喇叭发布用工需求信息。待生产活动完成后，种植户还需为佣工一一结算工资^①。在“一对多”的佣工模式下，种植户的交易成本较高，既要顾及菇棚生产，又要花费大量时间和精力与四五十名佣工一一对接，若遇人手不济，种植户往往因生产被耽误而焦头烂额。同时，佣工的信息成本也较高，因信息闭塞，佣工只能服务于本村或邻村较为熟悉的种植户，工作机会短缺。

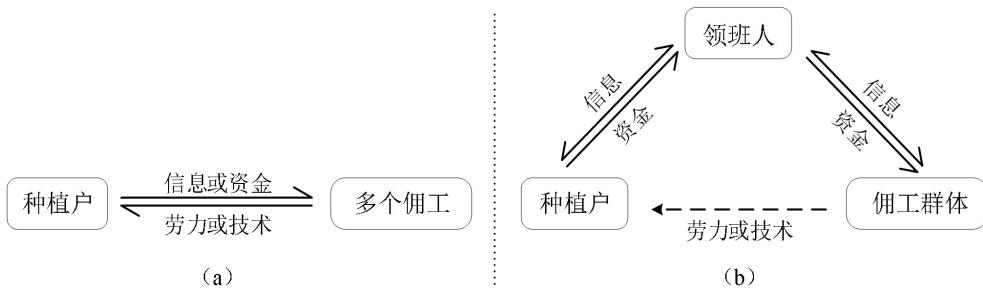


图3 “一对多”的佣工模式和“一对一再对多”的佣工模式

2007年之后，佣工中一些女性开始承担双重角色：一方面，她们是佣工，和其他佣工一起在菇棚工作；另一方面，她们是领班人，承担联系佣工、沟通种植户等工作。佣工们和种植户将她们称为“领班儿的”。种植户也会付给领班人双份工资，除领班人作为佣工的工作所得，还有30元~50元不等的领班费（领班人帮忙联系佣工的中介费）^②。随着女性领班人的出现，冀屯镇也出现了以女性领班人为核心的佣工团队，平菇产业出现了“一对一再对多”的佣工模式（见图3（b））。在“一对一再对多”的佣工模式下，种植户与佣工之间由直接联系转变为间接联系。

随后，冀屯镇出现了不同类型的女性领班人。“动机”决定了一个人是否渴望在社会网络中扮演中间人的角色，并在其中有效地发挥作用（Reynolds and Johnson, 1982），因此，本文需从女性领班人的动机出发，关注心理动机对女性领班人类型演变的影响。逐利动机是个体占据关键位置的主要驱动力（Burt, 1992），对女性领班人而言，逐利动机表现为赚取领班费的动机。此外，社会关系网的构建也可以满足个体的情感需求，进而影响个体的社会角色（Antonucci et al., 2004），对女性领班人而言，这种情感支持表现为佣工团队成员的相互陪伴，以及佣工和种植户的认可等。因此，本文基于“利益—情感”的二维选择框架构建了女性领班人类型演变趋势图（见图4）。

从图4可见，在理想状态下，最先出现的是陪伴型领班人，之后在专业化进程中陪伴型领班人逐渐演变为服务型领班人，再之后进入半职业化过程，服务型领班人演变为综合型领班人，最后进一步职业化，综合型领班人演变为营利型领班人。下文中笔者将结合具体案例介绍女性领班人的4种类型及其实际演变路径。

^①2007年之前，种植户只需支付装袋佣工的酬劳，进袋、晾料的人多是种植户的亲戚或朋友，不需支付工资。

^②一般情况下，种植户只会向装袋团队的女性领班人支付领班费，进袋团队、晾料团队的人数比较少，种植户一般不会向这两个团队的领班人支付领班费。

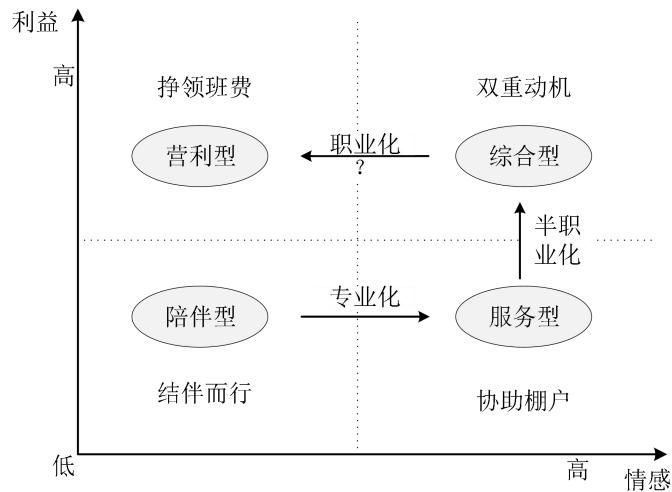


图4 女性领班人类型演变趋势

1. 陪伴型（低情感需求—低利益需求）。作为最早出现的女性领班人类型，陪伴型领班人组建佣工团队的主要动机是“结伴而行”的心理诉求，几乎不存在赚取领班费的意识，种植户也不会向领班人支付领班费。陪伴型领班人往往采取“随缘”的态度组建佣工团队，因此佣工团队规模比较小，三五成群，能相互照应即可。表1中的A6和A8已经领班8年了，但一直处于陪伴型领班人阶段。在谈及为什么要做领班人时，A6说道：

我自己想去干活儿挣钱，喊着大家伙儿，咱领班儿也不图啥，就图去干活儿的路上有个伴儿，相互照应。（NXLBR-A6-20210216）^①

2. 服务型（高情感需求—低利益需求）。服务型领班人最初的目的只是服务于关系比较亲密的种植户。通过陪伴型领班人，种植户认识到了领班人模式的便利性，但陪伴型领班人的佣工团队规模较小，无法彻底满足种植户的生产用工需求。于是，一些种植户开始鼓励关系比较好的女性领班人（或普通佣工）扩大（或组建）佣工团队，由此便产生了服务型领班人。表1的A9就属于此类领班人，她应本村一位种植户的请求扩大了佣工团队，在谈及佣工团队是如何一步步壮大时，她说道：

忙的时候种植户一边照顾菇棚，一边还要联系装袋儿的、进袋儿的，实在是忙不过来，我们村有种植户来找我，让我帮忙多找点人，我想着人家找我办这个事儿（扩大佣工团队）是觉得我这个人可以，能帮得上忙，领班费给不给的无所谓。（NXLBR-A9-20210224）

服务型领班人的最初目的是服务于关系较为亲密的种植户，但在陪伴型领班人向服务型领班人转变的过程中，其专业化程度不断加强：一方面，服务型领班人的佣工团队规模更大；另一方面，服务型领班人与种植户建立了更加密切和稳定的工作联系。

3. 综合型（高情感需求—高利益需求）。综合型领班人是在女性领班人初步职业化过程中出现的，

^① 编码NXLBR-A6-20210216中，NXLBR表示女性领班人案例库，A6表示该案例是笔者访谈的第6个女性领班人，8位数字20210216表示该案例信息是在2021年2月16日收集的。下文出现的编码含义类似。

她们既具备“服务”或“陪伴”的特征，又以赚取领班费为目的。随着佣工团队规模不断扩大，女性领班人需要花费大量的时间和精力管理佣工团队，一部分陪伴型领班人和服务型领班人逐渐转变为综合型领班人。表1的A2、A3、A4、A5和A7皆属于综合型领班人，其中，A2、A3和A4经历了从陪伴型领班人到服务型领班人，再到综合型领班人的演变过程；A5是由服务型领班人演变而来的综合型领班人；A7是由陪伴型领班人直接演变而来的综合型领班人。综合型领班人出现后，种植户支付领班费逐渐成为行业内约定俗成的事情，一般种植户都会自觉支付领班费，并不需要女性领班人主动争取。在问及对领班费的态度时，女性领班人A2说道：

一开始领班儿是不给钱的，后来个别种植户开始给俺领班费，慢慢都开始给领班费了。人家（种植户）都明白这个事情（带领佣工团队）不容易，不用提醒人家就给了。但是，我也不要求必须给我多少钱，人家给30块咱不嫌少，人家给50块咱也不嫌多。（NXLBR-A2-20210221）

4. 营利型（低情感需求—高利益需求）。随着领班人职业化趋势的加强，综合型领班人开始向营利型领班人转变。营利型领班人的职业化特征明显：从职能定位看，陪伴型领班人、服务型领班人和综合型领班人往往也是佣工中的一员，兼具“领班人”与“佣工”的双重身份，但营利型领班人一般只远程指挥佣工团队工作，并不参与佣工的具体工作；从领班动机看，营利型领班人的主要目的是赚领班费，没有相互陪伴的心理需求，服务种植户的动机也比较弱；从团队规模看，相较于前3种领班人，营利型领班人的佣工团队规模更大，服务的种植户更多，领班费也更为丰厚。表1的A1在10年的领班生涯中，经历了从陪伴型领班人到服务型领班人再到综合型领班人的演变，于3年前成为纯粹的营利型领班人，种植户每次需要A1帮忙联系佣工时都会支付她100元的领班费。A1在受访中说道：

我一开始也去干活儿，后来我领的人越来越多了，一边干活儿一边领班我实在是忙不过来，干脆我就不去干活了，而且我领的人手多，领班儿挣得不比我去干活儿挣得少。（NXLBR-A1-20210218）

总体上看，随着冀屯镇平菇产业发展和佣工团队规模不断扩大，女性领班人的职业化趋势不断增强。从笔者调查的情况看，陪伴型领班人和服务型领班人在冀屯镇平菇产业发展初期比较常见，目前，多数女性领班人具备佣工和领班人的双重身份，也兼具营利导向和情感需求，已演变为综合型领班人。营利型领班人作为最新出现的、高度职业化的领班人类型，是否会成为女性领班人演变的最终类型，还有待进一步观察与探讨。

（三）女性领班人的作用：劳动力信息集散中枢和劳动力资源配置中枢

领班人需要具备细致认真的性格特征，也需要合理预估工作量、安排人手，还需要具备较强的沟通和协调能力。A1在受访时介绍了领班人的繁琐工作，她说道：

主家一般提前1个月就要和我联系，我要讲好价格，拿个本儿记下来谁家大概几号开始工作。快到约定时间了，再和主家联系确认。然后我在我们班儿的微信群里说哪里几号装棚，谁想去快点报名。有一些人的手机是老年机，没有微信，我要打电话一个一个地告诉她们时间和集合地点。有时候天气不好，约的那天正好下雨了，我得通知大家下雨了没法干活，这次不去了，继续等我通知。等到天气好了，我再通知一遍。等到活儿干完了，我抽个时间去和主家结算工资，算完了继续通知大家伙儿，让大家来找我领工资。（NXLBR-A1-20210218）

总体上看，女性领班人在产业发展中的主要作用有：

1.集——收集信息。女性领班人从种植户端获取劳动力需求信息，从佣工端获取劳动力供给信息，成为劳动力供需信息交汇的核心。

2.散——传递信息。女性领班人需要将从种植户端收集的用工信息及时、准确地传达给每位佣工。菇棚工作启动前至少1个月，领班人要与种植户确认工作时间、佣工工资^①、所需人手等关键信息；临近工作时，领班人要在佣工团队内部确认可以出工的人员数量；工作当天，领班人要告知佣工团队工作地点，并带领佣工团队完成工作。

3.配——统筹调配劳动力。女性领班人除了收集信息和传递信息，还要统筹调配劳动力。首先，女性领班人需要了解服务的种植户菇棚生产的基本情况，合理预估工作量和安排人手；其次，领班人需要根据实际情况灵活调配成员。访谈中了解到，在一次工作中，女性领班人A4发现装袋佣工比较多，而晾料的佣工比较少，影响了整体工作效率，于是在和种植户商量后，她从本团队选出两名有晾料经验的佣工协助晾料，从而提高了整体工作效率。

由此可见，女性领班人可充当劳动力信息集散中枢和劳动力资源配置中枢，为产业发展提供稳定的劳动力来源。除了助力产业发展外，女性领班人还具有广泛的社会作用。女性领班人的出现满足了产业发展的用工需求，也使得农村女性劳动力在赡养老人、抚育子女的同时可以得到工作机会，不仅有助于增加农村女性的经济收入，提升农村女性的家庭地位，也增强了农村家庭抗击外部风险的能力。

五、女性领班人关系网的拓展及其管理策略

冀屯镇平菇产业的女性领班人关系网是以领班女性为核心，以劳动力供需双方为主力，在地方劳动力市场优化配置的过程中逐步发育起来的关系网。杨宜音（2008）指出，关系网构建的核心要素是同类特征和身份认同。女性领班人关系网的构建也是如此。在冀屯镇平菇产业发展中，女性领班人主要以女性劳动力同质化的兼业特征和劳动技能为基础，通过共同的经济活动建立与佣工的关系网，并在佣工内部形成“我们班儿”“她们班儿”这样具有群体特性的话语符号；同时，女性领班人以种植户的短期同质性用工需求为基础，通过供给劳动力与种植户建立稳定联系。本文将通过对冀屯镇平菇产业中女性领班人的分析，进一步探究女性领班人如何经营自身与佣工、种植户的关系，以不断拓展劳动力供需信息、保障劳动力的有序调配，从而满足乡村产业的用工需求。

（一）生产协作上的“纵横拓展”

熟人社会关系有信息通达的优势（马荟等，2020；周立等，2021），是女性领班人收集劳动力供需信息、构建领班人关系网的重要工具。佣工团队组建之初，领班人往往挨家挨户寻找潜在佣工，尝

^①佣工工作种类不同，工资结算方式也不同：装袋佣工装1个大袋儿0.25元，装1个小袋儿0.1元。熟练的装袋佣工每日可装大袋800~1000个（收入为200~250元），可装小袋约1200个（收入约为120元），多劳多得。对于进袋佣工和晾料佣工，一般情况下，种植户向进袋佣工团队和晾料佣工团队分别一次性支付2000元和1000元酬劳，佣工团队成员再均分这笔酬劳。

试与本村及邻村的种植户建立合作关系；待佣工团队初具规模时，女性领班人“领班”“好干活”^①等标签在村庄传播，一些女性会主动上门询问领班人是否缺少人手，一些种植户也会将合作愉快的领班人介绍给其他熟识的种植户。依赖熟人社会关系拓展关系网虽较为简单，但缺陷明显：受地域限制，女性领班人的社会关系网主要在本村和邻村，佣工团队的规模较小。因此，一些女性领班人开始利用生产协作关系对领班人关系网进行横向拓展和纵向拓展。

1.横向拓展：依据多样化原则整合劳动力资源。横向拓展指女性领班人积极整合不同工种的佣工团队。例如，女性领班人A2对其他进袋佣工团队和晾料佣工团队的整合就属于横向拓展。A2利用共同工作的机会结识了进袋领班人H和晾料领班人Q^②，H和Q所带领的团队规模比较小，种植户很少向其支付领班费。经过协商，H和Q带领各自团队一起加入A2的团队。这种多样化整合劳动力资源的方式让A2可以从两个方面获益。第一，获取新的种植户资源。H和Q的种植户资源与A2的种植户资源并不完全重合，因此，两个团队的并入为A2带来了新的种植户资源。第二，两个团队的并入使得A2有了多样化的佣工团队，A2也因此更受种植户青睐，一些种植户甚至提前一年就预订了A2的佣工团队。在谈及为什么种植户更喜欢多样化的佣工团队时，A2说道：

之前我们没有进袋儿的、晾料的，主家联系了我，我还要去联系进袋儿的、晾料的，至少需要联系3拨人，现在主家给我打个电话就啥心都不操了。（NXLBR-A2-20210221）

2.纵向拓展：依托上游加工商拓展种植户资源。纵向拓展指女性领班人利用生产协作关系获取更丰富的劳动力需求信息，延伸领班人关系网。例如，在一位种植户的帮助下，A1结识了冀屯镇专门向种植户售卖原种的L，并在L的帮助下获取了大量种植户信息，与很多种植户建立了长期合作关系。

（二）团队管理上的“刚柔相济”

值得注意的是，女性领班人关系网的运作存在一些制约因素。首先，村庄原子化造成村民之间缺少互动，再加上农村女性文化水平普遍较低，行为较为散漫，佣工团队缺少组织纪律性；其次，乡土社会习惯于以血缘、地缘关系论亲疏，这显然与强调公平、公正、诚信的团队理念不相适应；再次，尽管劳动力供需双方都希望从平菇产业发展中获益，但佣工在意的是短期佣工收益，种植户看重的是菇棚长期效益，两者的利益诉求不同。

因此，女性领班人不仅需要发挥自身聪明才智拓展领班人关系网，还需要对领班人关系网进行有效管理，加强佣工团队的纪律性，化解劳动力供需双方的利益冲突，以确保领班人关系网的有序运作。已有研究认为，女性领导者善于发挥温婉感性的性别特质，在坚持目标导向、明确原则规范的同时保有较强的亲和力和感染力，即采用一种“刚柔相济”的领导风格（李兰等，2017）。笔者通过调查发现，“刚柔相济”也是女性领班人保障领班人关系网有序运作的制胜法宝，详细解析如下：

1.女性领班人的“刚”。女性领班人的“刚”表现在两个方面：一是女性领班人对佣工流动性和

^①“好干活”可以理解为经常干活。

^②进袋领班人H，女，53岁，冀屯镇小麻村村民，有3年进袋领班人的经验，原佣工团队共有6人；晾料领班人Q，男，67岁，冀屯镇小麻村村民，工作经验不详，原佣工团队共有3人。

欺诈行为的管制（下文称为“管制性”），其主要目的是规范团队成员行为，维护团队整体声誉，增强佣工团队的组织性和纪律性。对于不服从管制的佣工，领班人可以通过口头告诫、不告知工作机会、逐出佣工团队等方式进行惩戒。

首先，管制性表现为女性领班人对佣工流动性的管制。领班人的重要职能是依据种植户的需求分配佣工劳动力，因此佣工的稳定性和可靠性至关重要。A3 对佣工的要求是：凡是本团队的成员，必须优先服从本团队的工作安排，只有在本团队没有工作安排的情况下才可以自行安排工作。但是，A3 的团队中有 5 名不服从团队安排的佣工，当 A3 安排的工作比较近时，她们便服从 A3 的安排；但当 A3 安排的工作比较远时，她们要么自己在附近找工作，要么不去工作^①，最终，A3 渐渐不再告知她们工作机会。A3 在受访时说道：

好几次我给她们安排了活儿，她们都不去，自己在附近找活儿干。遇到这种情况，主家就会抱怨我说话不算话，来工作的人数太少了，和之前商量的不一致。这种情况对我们团队影响太不好了，后边不管有活儿没活儿，我都不喊她们了。（NXLBR-A3-20210216）

其次，管制性表现在领班人出于维护团队整体声誉的目的，对佣工个人行为的管制。在工作过程中，个别佣工出于贪图小便宜的心理，会以欺骗的方式让种植户重复计算自己的工作量，以获取更多的佣工酬劳。这种投机取巧的方式一旦被发现，整个佣工团队就会被贴上“不老实”“爱耍心眼”的标签。因此，出于维护团队整体利益的考虑，对有欺诈行为的佣工，女性领班人轻则好言相劝，重则将其逐出团队^②。

二是为了保障领班人关系网的有序运作，女性领班人在日常工作中坚持诚信原则、公平原则，而不是以血缘、地缘关系论亲疏（下文称为“原则性”）。费孝通（2004）以“差序格局”概括中国乡村社会的社会结构和人际关系，认为村庄成员倾向于依据血缘关系、地缘关系的亲疏远近确定处事规则。但是，为了保障领班人关系网的有序运作，女性领班人往往将诚信、公平视为与种植户、佣工接洽的首要原则。

首先，在与种植户的合作中，领班人需要遵守口头约定，坚持诚信原则。为了保障菇棚生产顺利完成，种植户往往至少提前 1 个月联系领班人，约定工作时间。菇棚装袋工作进行期间恰逢用工紧俏，若领班人不遵守约定，种植户难以在短时间内找到大量佣工，就会导致种植户错过平菇生产的最佳时间^③，从而让种植户损失惨重。领班人认为遵守诚信原则的关键是坚持“先来后到”。就此，女性领班人 A4 在受访时说道：

我们干啥事儿都得有个先来后到，你提前答应了给谁干活，就去给人家干活。不能谁和你关系好，你就去给他干；也不能谁出钱多，你就去给他干。（NXLBR-A4-20210222）

^①女性领班人的种植户资源往往比较分散，有就近的种植户，也有十几公里以外的种植户。因此，当 A3 联系的种植户比较远，这 5 名佣工又可以在附近找到工作时，她们便会不服从 A3 的安排。

^②逐出团队的重要表现就是不告知工作机会，如上文中 A3 不将工作信息告知给不服从安排的 5 名佣工。

^③一旦闷料时间确定，装袋的时间基本上只有固定的两三天，错过特定的时间就会严重影响菇棚生产效益。

亲朋好友的优势可能仅限于：当女性领班人遇到两家种植户同时和自己预约工作时间时，可以优先选择服务亲朋好友^①。但需要说明的是，在实践过程中，确实有个别领班人不遵守约定，优先服务于和自己关系更亲近的种植户。此种情况一旦发生，领班人的个人信誉将严重受损，佣工团队的工作机会也会锐减。在访谈中，B1 介绍了 A5 因不遵守约定被种植户抵制的经历：

一个种植户很早就预约了 A5 的佣工团队，但是到了干活儿那天，A5 带着她的人去了另一家，那一家和她关系好，还给钱高，人家那个被违约的种植户临时找不到干活儿的人，特别生气，就上她家门口去骂她。后来，种植户宁愿出高价找其他人都不会联系 A5，都知道她靠不住。（NXLBR-B1-20210221^②）

其次，在佣工团队内部，女性领班人必须对所有佣工一视同仁，做到公平公正。在笔者访谈过程中，女性领班人 A2、A3 和 A4 都强调了佣工团队内部公平的重要性。以收尾工作为例，菇棚工作中，最后的收尾工作比较繁琐，佣工们一般都不愿意被分配到收尾工作。对此，A4 订立了“有始有终”的工作原则，她说道：

我们就是谁一开始去哪一家干活儿了，必须把这家的干完了，才可以去另一家。如果我允许谁想去哪就去哪，那就没有人去收尾；如果我允许部分人挑活儿、捡活儿，就没有人信服我。我给她们订的规矩，就是干活儿要有始有终，这样子才公平。（NXLBR-A4-20210222）

“有始有终”的工作原则同样存在于 A3 的佣工团队中。一名和 A3 关系比较好的佣工不愿意去收尾，想和 A3 商量去另一家种植户工作，遭到了 A3 的拒绝，A3 答道：

你不想去没关系，你可以回家休息，但是我今天也不会安排你去其他地方干活。大家不能都像你这样子挑着、捡着工作吧。（NXLBR-A3-20210216）

2. 女性领班人的“柔”。女性领班人的“柔”也表现在两个方面：一是女性领班人通过“将心比心”调解种植户生产效益与佣工工作收益之间的矛盾，维护领班人关系网的稳定性。在平菇生产过程中，种植户和佣工的利益诉求不同。种植户的诉求是“保质”。装袋、进袋、晾料的工作比较繁琐，佣工的技术娴熟程度直接影响到菇棚的生产效益，因此种植户要求提高佣工工作质量，保障菇棚的生产效益。然而，佣工的诉求是“求量”。佣工为了获取更多的报酬，往往希望在有限时间内完成尽可能多的工作量。笔者在调查中发现，女性领班人是种植户与佣工之间“质”“量”之争的润滑剂，她们非常善于通过“将心比心”的方式柔化矛盾，确保菇棚生产的稳定推进和佣工收益的顺利结算。

首先，女性领班人主动要求佣工“将心比心”，确保工作质量，满足种植户的诉求。为了让种植户放心，领班人有时还会现场指导个别技术不熟练的佣工。受访的佣工 B2 在访谈中谈道：

^①有趣的是，一些种植户和领班人会非常默契地避免与亲朋好友打交道。一些种植户认为，如果女性领班人是亲朋好友，就会不好意思挑剔女性领班人以及佣工们的工作；一些女性领班人也认为，去给亲戚朋友工作，她们会不好意思催促亲戚朋友结账。因此，女性领班人和种植户更倾向于优先选择简单的雇佣合作关系，而不是优先服务于亲朋好友或寻求亲朋好友的帮助。

^②编码中的 B1 表示该案例是笔者访谈的第 1 个佣工。

我们领班人（A3）经常让我们操点心把人家的活儿干好啊，我们装1个袋儿挣人家三毛两毛的，人家投资（是我们的）几倍几十倍，装不好人家要受损失的，这换谁，谁都不愿意。（NXLBR-B2-20210216）

其次，女性领班人也会要求种植户“将心比心”，维护佣工的利益。以A8的做法为例，在一次工作中突然下起了小雨，但仍需继续工作，A8便和种植户商量给佣工加钱，种植户也看到了雨天工作的困难，就同意加钱。再如，有时佣工们的工作会持续10个小时以上，领班人就会和种植户商量，要求种植户提供早饭或午饭。现在，在冀屯镇平菇生产中，种植户主动为佣工们提供早饭、午饭已成为惯例。在谈及女性领班人如何化解种植户与佣工之间的矛盾时，A7说道：

咱得将心比心呀，主家搞菇棚投资大，班儿里的人挣的是辛苦钱，大家都不容易，咱多沟通沟通，大家都可以互相体谅，哪来那么多矛盾。（NXLBR-A7-20210223）

“将心比心”“互相体谅”等关键字眼，显示了女性领班人善于沟通和协调的性格特征，这也是女性领班人柔化劳动力供需双方矛盾的制胜法宝。

二是在佣工团队日趋专业化、职业化的过程中，女性领班人依然保留了帮扶弱者的乡土性。乡土社会有着守望相助、帮扶弱者的传统（马荟等，2020），而女性具有较强的共情能力和同理心，因此更加同情弱势群体。在乡村生产性的社会网络体系中，这种帮扶原则依旧存在。一般而言，当工作地点比较远时，种植户需要为佣工们提供接送服务。2020年，一位比较远的种植户偶然联系上了A3，这家种植户经济条件比较差，也没有办法派车去接佣工们，A3就自己找了几辆三轮车，将佣工团队送去工作。工作结束后，A3也没有收这家种植户的领班费。再如，领班人A2带领的佣工团队中有两位60岁左右的老妇人，一位老妇人丧夫丧子，生活艰难，另一位老妇人子孙不肖，且因做手术丧失了说话能力。这两位老妇人工作不够熟练，而且没有手机，每次都需要A2派人去家里通知她们，但是A2一直带着她们工作。当问到为什么愿意带着两个工作效率比较低的佣工时，A2说道：

两个人那么老了，可怜巴巴的，能带着她们就带着了，让她们多多少少挣个钱。（NXLBR-A2-20210221）

需要指出的是，这种基于乡土情义和女性同情心的帮扶活动，可以通过声誉机制回馈领班人。帮扶弱势种植户、弱势佣工的女性领班人树立起了良好声誉，不仅更容易赢得佣工们的尊敬，也更容易得到种植户的信赖，从而为佣工团队带来更多的工作机会。总体上看，在帮扶弱势群体这一层面，女性的共情心理与乡土逻辑达成一致，使得领班人在日渐职业化的同时保持关系网的人情味和乡土性。

六、结论与讨论

在乡村产业发展中，农村女性劳动力探索出了一种有效提高其组织化程度的模式——女性领班人模式。本文通过对河南省冀屯镇平菇产业女性领班人的观察发现：第一，女性领班人是在地方产业发展中逐渐出现的，并在专业化、职业化的过程中逐渐演变出陪伴型领班人、服务型领班人、综合型领班人、营利型领班人4种类型。第二，女性领班人是乡村劳动力经纪人的一种，发挥着劳动力信息集成中枢和劳动力资源配置中枢的重要作用。第三，在熟人关系网之外，女性领班人可以运用生产协作

关系实现领班人关系网的“纵横拓展”，从而提升在获取劳动力供需信息方面的优势。第四，女性领班人运用“刚柔相济”的策略管理领班人关系网，“刚”表现为女性领班人对佣工行为的管制，以及对诚信原则和公平原则的坚持；“柔”表现为女性领班人善于柔化劳动力供需双方的矛盾，且在工作中帮扶弱势群体。女性领班人“刚柔相济”的管理策略可以保障劳动力的有序调配，进而助力乡村产业发展。

本文认为，女性领班人可以成为农村女性团体的领导者，带领农村女性极具开拓性、创造性地参与乡村产业发展，但女性领班人及其他农村女性劳动力的作用绝非仅限于此。女性领班人等农村女性劳动力勤劳又有活力，坚毅且独具智慧，善于相互合作，不断满足社会的发展需求，因此广泛活跃在乡村社会的方方面面。从乡村社会生活看，女性领班人和农村女性团体广泛参与乡村公益活动、乡村环境卫生治理等事务；从乡村文化活动看，女性领班人和农村女性团体活跃在传统文化保护、民族特色文化传承等活动中。总而言之，农村女性是乡村振兴实践中不可替代的参与者和建设者，以女性领班人为代表的女性领导者力量的发挥，可以焕发乡村经济的活力、激活乡村治理的动力、增添美丽乡村的魅力，为乡村振兴的实现提供不可或缺的人力支撑和智力支撑。

本文希望有更多学者关注女性领班人这一有趣的社会角色，关注农村女性劳动力的经济价值和社会价值，从不同视角丰富对女性领班人及其他农村女性角色的研究。具体而言，本文提出两点研究展望：一是从女性领班人的不同类型看，哪种类型更适应农村社会的发展需求并代表女性领班人的发展方向，还有待观察和研究。二是从女性领班人的社会角色看，女性领班人的出现推动了乡村振兴“巾帼力量”的崛起，那么，如何在提升农民合作意识、促进乡村可持续发展和乡村振兴中更好地发挥农村女性劳动力的作用，还需要进一步探索。

参考文献

- 1.蔡禾、贾文娟，2009：《路桥建设业中包工头工资发放的“逆差序格局”“关系”降低了谁的市场风险》，《社会》第5期，第1-20页、第223页。
- 2.陈义媛，2018：《农产品经纪人与经济作物产品流通：地方市场的村庄嵌入性研究》，《中国农村经济》第12期，第117-129页。
- 3.杜洁、宋健、何慧丽，2020：《内生性脱贫视角下的农村妇女与合作组织——以山西 PH 与河南 HN 两个农民合作社为例》，《妇女研究论丛》第1期，第67-79页。
- 4.杜赞奇，2003：《文化、权力与国家：1900—1942 年的华北农村》，王福明译，南京：江苏人民出版社，第52-80页。
- 5.费孝通，2004：《乡土中国》，北京：北京出版社，第29-40页。
- 6.蒋燕、李萌、潘璐，2021：《成为青年女性农民：农村女性从事农业的过程与特征》，《中国农业大学学报（社会科学版）》第2期，第73-81页。
- 7.姜亦炜，2020：《政治影响力与制度生成——新乡贤组织的演生及其类型学》，《中国农村观察》第3期，第72-89页。

8. 金一虹, 2002: 《从“草根”阶层到乡村管理者——50例农村女性管理者成长个案分析》, 《妇女研究论丛》第6期, 第21-28页。
9. 李兰、仲为国、王云峰, 2017: 《中国女企业家发展: 现状、问题与期望——2505位女企业家问卷调查报告》, 《管理世界》第11期, 第50-64页。
10. 李小云、陈邦炼、宋海燕、董强, 2019: 《“妇女贫困”路径的减贫溢出与赋权异化——一个少数民族妇女扶贫实践的发展学观察》, 《妇女研究论丛》第2期, 第5-16页。
11. 刘继文、良警宇, 2021: 《生活理性: 民族特色产业扶贫中农村妇女的行动逻辑——基于贵州省册亨县“锦绣计划”项目的经验考察》, 《中国农村观察》第2期, 第15-27页。
12. 刘守英、王一鸽, 2018: 《从乡土中国到城乡中国——中国转型的乡村变迁视角》, 《管理世界》第10期, 第128-146页、第232页。
13. 刘珍秀, 2015: 《互联网金融冲击下证券经纪业务转型的研究》, 《现代管理科学》第2期, 第73-75页。
14. 马荟、庞欣、奚云霄、周立, 2020: 《熟人社会、村庄动员与内源式发展——以陕西省袁家村为例》, 《中国农村观察》第3期, 第28-41页。
15. 孟宪范, 1993: 《农村劳动力转移中的中国农村妇女》, 《社会科学战线》第4期, 第147-154页。
16. 孙枭雄、全志辉, 2021: 《农产品交易中的“代办制”及其实践逻辑》, 《中国农村观察》第2期, 第2-14页。
17. 汪力斌、姜绍静, 2007: 《农民专业合作经济组织与妇女发展》, 《农业经济问题》第2期, 第66-71页。
18. 王晓全、康宁, 2010: 《我国保险经纪市场发展影响因素的实证研究》, 《保险研究》第12期, 第72-76页。
19. 吴晓燕、朱浩阳, 2020: 《补偿型经纪: 村干部在乡村振兴战略中角色定位——基于苏北B村资本下乡过程的分析》, 《河南师范大学学报(哲学社会科学版)》第3期, 第34-40页。
20. 肖云、李胤珠, 2010: 《农村经纪人职业选择影响因素与引导对策——以重庆市农村经纪人调查为例》, 《农村经济》第12期, 第124-128页。
21. 闫红红、张和清, 2019: 《优势视角下农村妇女组织与社区参与的实践探索——以广东省M村妇女社会工作项目为例》, 《妇女研究论丛》第2期, 第44-54页。
22. 杨宜音, 2008: 《关系化还是类别化: 中国人“我们”概念形成的社会心理机制探讨》, 《中国社会科学》第4期, 第148-159、207-208页。
23. 原超, 2019: 《新“经纪机制”: 中国乡村治理结构的新变化——基于泉州市A村乡贤理事会的运作实践》, 《公共管理学报》第2期, 第57-66页、第171页。
24. 张原, 2011: 《中国农村留守妇女的劳动供给模式及其家庭福利效应》, 《农业经济问题》第5期, 第39-47页、第110-111页。
25. 赵毅、朱晓雯, 2016: 《组织文化构建过程中的女企业家领导力特征研究——以董明珠的创新型组织文化构建为例》, 《中国人力资源开发》第8期, 第80-87页。
26. 周立, 2018: 《从乡土中国到城乡中国》, 《福建日报》6月27日03版。
27. 周立、奚云霄、马荟、方平, 2021: 《资源匮乏型村庄如何发展新型集体经济?——基于公共治理说的陕西袁家村案例分析》, 《中国农村经济》第1期, 第91-111页。

- 28.周其仁, 2014: 《城乡中国(下)》, 北京: 中信出版社, 第267-270页。
- 29.Antonucci T., H.Akiyama, and K.Takahashi, 2004, “Attachment and Close Relationships Across the Life Span”, *Attachment & human development*, 6(4): 353-70.
- 30.Burt, R. S., 1992, *Structural Holes*, Cambridge: Harvard University Press, 34-44.
- 31.Emirbayer, M., and J. Goodwin, 1994, “Network Analysis, Culture, and the Problem of Agency”, *American Journal of Sociology*, 99(6):1411-1454.
- 32.Monge, P. R., and N. S. Contractor, 2001, “Emergence of Communication Networks”, in F. M. Jablin, L. L. Putnam (eds.) *The New Handbook of Organizational Communication: Advances in Theory, Research, and Methods*, Thousand Oaks CA.: Sage Publications, pp. 440-502.
- 33.Reynolds, E.V., J. D. Johnson, 1982, “Liaison Emergence: Relating Theoretical Perspectives”, *Academy of Management Review*, 7(4): 551-559.

(作者单位: 中国人民大学农业与农村发展学院)

(责任编辑: 张丽娟)

Female Foremen and Their Network Management in Rural Labor Allocation: An Analysis Based on the Oyster Mushroom Industry in Jitun Town, Henan Province

MA Hui ZHOU Li

Abstract: Under the background of rural revitalization, the development of rural industries has put forward new requirements for the degree of organization of rural female labor force. The survey finds that female foremen, namely labor agents, have appeared in the development of rural industry. In order to explore how female foremen in rural areas can integrate female labor resources and manage network in the development of rural industry, this article takes the female foremen in the oyster mushroom industry in Jitun Town, Huixian City, Henan Province as an example, and interprets the type evolution, role orientation, social network expansion and team management strategies of female foremen through multi-case analysis. The study finds that, firstly, female foremen have gradually evolved into four types, namely, companionship, service, comprehensive and profit-making. Secondly, female foremen take themselves as the center, construct foremen’s network, and play a key role of labor information distribution center and labor resource allocation center in the development of industries. Thirdly, female foremen can use the production cooperative relationship to realize the “vertical and horizontal expansion” of foremen’s network, and further integrate the information of labor supply and demand. Fourthly, in the aspect of team management, female foremen follow the management strategy of “combining hardness with softness”, which is embodied in the controllability, principle, empathy and locality of female foremen.

Keywords: Female Foreman; Rural Broker; Rural Revitalization; Rural Industry