

脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接： 目标导向、重点领域与关键举措

涂圣伟

摘要：脱贫攻坚与乡村振兴战略是新时代中国“三农”工作的两大重要战略部署，具有理念相通性和阶段递进性，提高二者的政策匹配度和实践融合度，直接关系到脱贫攻坚的质量和乡村振兴的实效。推进脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接，应以促进包括脱贫人口在内的全体农村居民的生计改善和全面发展为根本导向，聚焦扶贫产业可持续发展、易地扶贫搬迁社区治理现代化、扶贫资产管理和高效利用、绿色减贫长效机制构建等重点领域，加快政策深化调整、工作体系转变、资源配置方式转型，提升脱贫效果可持续性，促进减贫治理长效化，实现乡村内生性发展，加快推进农业农村现代化。

关键词：脱贫攻坚 乡村振兴战略 有机衔接 减贫治理

中图分类号：F321 **文献标识码：**A

一、引言

贫困是一种与人类社会发展进程相伴相生的现象，至今依然困扰着许多发展中国家。中国长期致力于缓解和消除贫困，积极探索中国特色的减贫道路，用40多年时间，成功让农村7亿多贫困人口摆脱了贫困，创造了人类减贫史上的奇迹，为世界减贫贡献了中国方案。特别是党的十八大以来，党中央全面打响脱贫攻坚战，力度之大、精度之高、影响之深，前所未有。2012~2019年，全国农村贫困人口累计减少9348万人，贫困发生率从10.2%下降至0.6%，累计下降9.6个百分点^①。到2020年，中国即将实现现行标准下农村贫困人口脱贫，但消除绝对贫困现象，并不意味着贫困在中国的历史终结。全面建成小康社会后，相对贫困问题仍将长期存在，并将伴随社会主义现代化建设整个过程。脱贫攻坚与乡村振兴战略作为新时代“三农”工作的两大战略部署，二者在战略上相互融合，任务上递进互补，改善农村社会民生的基本要义一以贯之。在脱贫攻坚即将全面收官、乡村振兴战略全面推进这样一个重要的交汇期，加快推进脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接，促进减贫治理与推进农业农村现代化深度融合，对巩固脱贫攻坚成果、确保如期全面建成小康社会、顺利开启社会主义现代化国家新征程具有重要意义。

^①数据来源：国务院扶贫开发领导小组办公室。

习近平总书记高度重视“三农”工作，对脱贫攻坚和实施乡村振兴战略做出了一系列重要论述，明确提出要把脱贫攻坚同实施乡村振兴战略有机结合起来，并指出2020年全面建成小康社会之后，“现在针对绝对贫困的脱贫攻坚举措要逐步调整为针对相对贫困的日常性帮扶措施，并纳入乡村振兴战略架构下统筹安排”。这为推进脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接指明了方向，提供了根本遵循。党的十九届四中全会审议通过《中共中央关于坚持和完善中国特色社会主义制度推进国家治理体系和治理能力现代化若干重大问题的决定》，从实现国家治理现代化角度，提出实施乡村振兴战略，完善农业农村优先发展和保障国家粮食安全的制度政策，健全城乡融合发展体制机制；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。这些改革任务和政策主张，需要纳入脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接的体系下进行系统谋划。

学术界围绕贫困治理这一重大现实课题开展了大量富有成效的研究，形成了诸多理论成果。已有研究认为，中国脱贫攻坚这一壮阔历史实践背后，是一系列制度创新、组织创新和模式集成的结果，是社会主义制度集中力量办大事优势的集中体现（汪三贵、冯紫曦，2019）。学术界的一个普遍共识是，在全面完成脱贫攻坚任务以后，中国的贫困问题并不会由此终结，相对贫困问题将长期存在。由于贫困性质、成因、形态等发生变化，需要推进现有减贫政策的平稳转型和持续创新，重塑减贫政策体系（叶兴庆、殷浩栋，2019）。中国的减贫战略将由集中性减贫治理战略向常规性减贫治理转型，由收入贫困治理向多维贫困治理转变（魏后凯，2018；黄征学等，2019），由重点解决农村贫困转向城乡减贫融合推进转变，由重点解决国内贫困向国内减贫与国际减贫合作相结合方向转变（张琦，2016）。关于推进脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接这一主题，学者们大多从二者的逻辑关系出发，认为脱贫攻坚与乡村振兴战略存在以内容共融、作用互构和主体一致为表征的融合关系（豆书龙、叶敬忠，2019；汪三贵、冯紫曦，2019；刘奇，2019），推进脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接，当前面临针对性与整体性、特惠性与普惠性、福利性与效率性等挑战（郭晓鸣、高杰，2019），需要进行规划、政策、监管、工作四项统筹（高强，2019），在产业发展、生态环境、社会治理、公共服务等方面进行衔接。已有研究所做的有益探索，为推进脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接提供了很好的研究基础，但对二者有机衔接的目标导向、重点领域和具体实现路径等方面的研究还不够系统，尚有进一步深化空间。《中共中央国务院关于抓好“三农”领域重点工作确保如期实现全面小康的意见》（即2020年中央“一号文件”）提出，抓紧研究制定脱贫攻坚与实施乡村振兴战略有机衔接的意见。本文将立足脱贫攻坚战即将全面收官这一重要时代背景，围绕推进脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接的目标导向、重点领域和任务举措展开深入研究，以期为相关政策制定提供参考。

二、脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接的目标导向

在马克思主义看来，人的发展不仅是社会发展的内在要求，也是社会发展的最终体现（李明，2019）。习近平新时代中国特色社会主义思想在传承马克思主义核心取向的基础上阐释了人民至上的改革发展观，强调“检验我们一切工作的成效，最终都要看人民是否真正得到了实惠，人民生活是否真正得到了改善，人民权益是否真正得到了保障。”推进脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接，基本前提是确保剩余

551 万贫困人口如期脱贫，根本导向是促进包括脱贫人口在内的全体农村居民生计改善和全面发展。

（一）构建防止返贫长效机制，实现高质量稳定脱贫

人的需求具有多样性和发展性特点，已脱贫人口的需求会随着生存境况改善而不断变化和拓展。推进脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接，已脱贫人口是必须瞄准的关键对象之一。确保已脱贫人口不返贫，其多元化需要得到有效满足，并且能够在参与乡村振兴战略中实现更加全面的发展，是二大战略实现有机衔接的重要标志。从这个意义上来说，推进脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接至少包括两重内涵：

一是有效防止返贫，巩固脱贫攻坚成果。目前，中国还有不少脱贫人口仍处于临界线边缘，尽管脱贫攻坚解决了短期收入问题，但文化等结构性因素的影响并未消除，发展内生动力没有完全形成，防止返贫和新增贫困人口仍有较大压力。到 2019 年底，全国已经脱贫的贫困人口中，有 200 万人存在返贫风险，边缘人口中还有 300 万存在致贫风险，处于“摇摆”状态，可能因灾、因病、因产业、因市场返贫^①。推进脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接，保持扶持政策的稳定接续，加强对返贫人口和新增贫困人口的政策支持，构建防止返贫长效机制，是两大战略衔接的基本要求。

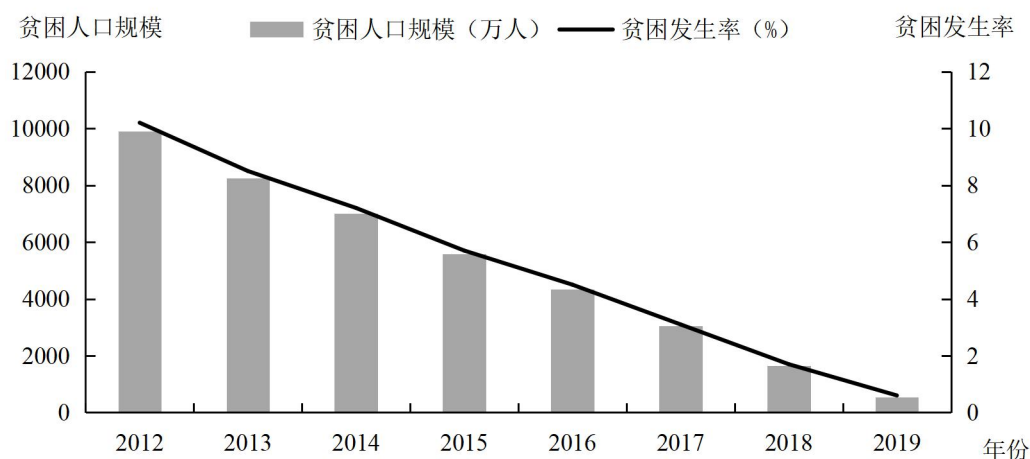


图1 2012~2019年贫困人口和贫困发生率变化

资料来源：国家统计局全国农村贫困监测调查。

二是健全社会支持网络，提高已脱贫人口可行能力。自然界有一种共生效应，即当一株植物单独生长时，显得矮小、单调，而与众多植物一起生长时，则根深叶茂、生机盎然。脱贫攻坚以消除绝对贫困为目的，重点是实现“两不愁三保障”，更多关注收入和社会保障。实现脱贫后，这部分群体在收入增长、文化服务、社会参与等多方面会有更多需求，只有依靠乡村振兴战略接续，推动从点上特惠性、外源性扶持转向区域面上普惠性、常态化支持，依靠产业、生态、文化、治理等多重构建，培植已脱贫人口持续发展的“土壤”，有效满足已脱贫人口多样化发展需求，在融合发展中形成共生关系，将过去作为特殊个体的已脱贫人口融入普通群体，才能从根本上减少返贫，促使其彻底摆脱贫困走向富裕。

^①数据来源：《脱贫攻坚收官年将至中央会议强调防止返贫》，财新网（<https://www.caixin.com>），2019年12月22日。

（二）促进减贫工作体系平稳转型，实现可持续减贫

精准脱贫无疑是中国减贫事业最为波澜壮阔的篇章，但这显然不是减贫治理工作的全部。2020 年全面消除绝对贫困后，相对贫困会成为新时代贫困问题的基本表现形态，减贫工作重点将转向解决更为隐蔽的相对贫困问题，这会贯穿社会主义现代化建设全过程。与绝对贫困截然相反，改革开放以来，中国相对贫困趋势不断上升，且上升幅度较大。如果用收入中位数的 50% 作为贫困线，全国、农村和城镇相对贫困率从 1978 年的 8.94%、10.90% 和 0%，分别上升到 2017 年的 21.24%、42.77% 和 5.99%（汪晨等，2020）。与绝对贫困由于资源占有导致的“绝对剥夺”相比，相对贫困主要体现为财富、机会上的不平等造成的“相对剥夺”。缓解相对贫困，不能简单延续精准脱贫的策略和工作体系，需要有新的制度体系。

促进相对贫困群体，特别是刚刚脱贫但自身能力依然脆弱的群体以及原有脱贫攻坚政策没有覆盖到的贫困边缘户，从生计改善到生活富裕再到全面发展，需要充分吸收脱贫攻坚探索出的经验模式，推动减贫战略和工作体系平稳转型，形成缓解相对贫困的政策体系和工作机制，解决好基本保障问题；同时，更需要通过实施乡村振兴战略，加强体制机制创新，强化全方位制度供给，破除造成相对贫困的制度性障碍，解决好发展不平衡不充分问题，形成减贫长效机制，才能实现可持续减贫。由此可见，推动脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接，在缓解相对贫困问题上具有一致性和递进性。

（三）创新和丰富乡村制度供给，实现农村居民全面发展

中国乡村正在经历一次整体结构性变迁和功能价值重塑过程，更好满足农村居民日益增长的美好生活需要，需要强化乡村振兴战略的实施。然而，数亿农民通过乡村振兴实现现代化，这在世界上没有先例，也没有现成经验模式，需要不断加以探索。从改革开放 40 多年的经验看，通过局部试点先行，形成经验模式后提炼总结，上升为国家政策和法规全面推广，已经成为改革发展的重要方法论。这种局部创新示范效应，带动了整体制度变迁。在脱贫攻坚不断深入推进的过程中，围绕城乡建设用地增减挂钩、土地利用、涉农资金统筹整合、扶贫小额信贷等方面，中国进行了诸多制度和政策创新，而这些政策不少涉及当前深化农业农村改革的前沿领域。通过脱贫攻坚创新“试点”，再将其中经过实践检验比较有效的政策进一步提炼深化，可以用于完善乡村振兴政策体系和制度框架，为推动农业全面升级、农村全面进步、农民全面发展提供更有力的制度保障。此外，脱贫攻坚中形成的责任体系、动员体系、考核评估体系等制度体系中，成熟有效的部分也可在乡村振兴工作中创新运用，从而惠及全体农村居民。

三、脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接的若干难点

脱贫攻坚与乡村振兴战略在目标周期、作用对象、实施方式等方面存在一定差异，推进二者有机衔接，涉及组织动员机制、资源配置方式等调整转型，目前存在一些两难困境。

（一）社会动员机制：从“超常规”向常态化转型

社会动员机制是国家治理体系和治理能力建设的重要组成部分。不论是脱贫攻坚，还是乡村振兴战略，都离不开一套能够有效调动社会资源和整合社会力量的动员机制。推进脱贫攻坚与乡村振兴有

机衔接，一定程度上是两种动员机制的衔接匹配。脱贫攻坚成效的取得，很大程度上在于发挥了社会主义制度集中力量办大事的优势，形成了一种“超常规”社会动员机制。聚焦贫困村、贫困户，持续加大东西部扶贫协作力度，广泛并高效动员起第一书记、驻村工作队、帮扶责任人以及企业、社会组织等全党全国全社会力量合力攻坚。与之不同，实施乡村振兴战略的动员机制更具内生性、常态化特征，以集体行动能力为基础。

然而，中国农村公共事务治理中集体行动能力下降已经是一个普遍现象。随着农村社会经济结构深刻转型，城乡人口持续流动和农民群体不断分化，村庄生产生活共同体的概念逐步淡化，不少基层政府组织服务动员能力弱化，村集体管理和服务能力不足，组织农民的难度不断加大。在脱贫攻坚阶段，可以通过政府“超常规”方式组织动员各方资源，集体行动能力不足的问题暴露不充分，但实施乡村振兴战略具有长期性和复杂性，村级组织集体行动能力下降，不仅不足以支撑后脱贫时代防范贫困人口返贫和缓解相对贫困，也难以有效动员足够的资源推进乡村振兴战略任务的完成。特别是，精准帮扶政策的实施导致一些地区贫困户与非贫困户之间产生隔阂、原有社区内部的利益平衡被打破、互助共济的传统受到冲击等情况，造成乡村内部集体动员、集体行动能力有所削弱（郭晓鸣、高杰，2019）。推进脱贫攻坚与乡村振兴有效衔接，需要充分利用脱贫攻坚积累的组织经验和人才资源，以强化党组织功能为抓手，以人力资本开发为切入点，重构农村基层社会动员机制，增强集体行动能力。

（二）减贫治理机制：实现特惠性与普惠性兼容

缓解相对贫困是推进脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接的重要内容。脱贫攻坚任务完成后，中国减贫工作重点将转向相对贫困治理，加强缓解相对贫困问题的系统性政策设计无疑变得十分必要。其中，针对贫困边缘户的政策设计应该是优先项。在相对贫困群体中，不少农户生产生活水平与建档立卡贫困户相差不多，但由于家庭人均纯收入略高于当年度贫困线标准而未被纳入贫困户，这部分群体能否得到系统性支持，对后脱贫时代减贫工作至关重要。

2019年中央“中央一号”文件提出，要研究解决收入水平略高于建档立卡贫困户的群体缺乏政策支持等新问题。事实上，在脱贫攻坚进程中，一些地方已经关注到贫困边缘户问题，并给予了相应的帮扶措施，比如就业扶持、人员培训等，但不论政策力度还是系统性，与贫困边缘户的需求都存在很大差距，从而带来诸多矛盾纠纷。脱贫攻坚战全面收官后，随着相关扶持政策退出，改变和提升贫困边缘户的生计与发展状况，客观上需要一些特惠性政策支持。但是，乡村振兴政策取向具有普惠性，如果政策功能边界不清晰，可能造成新的“悬崖效应”；如果缺乏系统的支持政策，一些贫困边缘户又难以避免滑入贫困，不仅影响脱贫攻坚成果，也影响乡村振兴质量。

推进脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接，不能将特惠性政策一下全部取消，应该明确政策作用对象和退出机制，转变支持方式，减少直接发钱发物式支持，更多采取生产奖补、劳务补助、技能培训、就业支持等方式，激发相对贫困人群特别是贫困边缘户的内生动力，实现特惠性政策与普惠性政策兼容。

（三）投入保障机制：促进持续性与均衡性兼顾

近年来，围绕精准扶贫、精准脱贫，形成了政府专项扶贫资金、相关涉农资金、社会帮扶资金等多元化投入格局，不仅投入规模大，而且增速快。其中，仅中央财政2012~2019年间累计投入专项

扶贫资金就达 5473 亿元^①。脱贫攻坚任务能够持续有效推进，与坚实的投入保障机制不无关系。完成脱贫攻坚任务后，基础设施、住房改善、产业发展等方面的后续资金投入压力会有所下降，但要保障脱贫项目的持续运行并发挥长效作用，依然需要不少资金投入。但是，脱贫攻坚投入机制很难复制应用到乡村振兴领域，“钱从哪里来”的问题从乡村振兴战略实施起就一直十分突出。据农业农村部测算，要实现乡村振兴战略五年规划目标，2018 年到 2022 年中央财政至少要投资 7 万亿元。

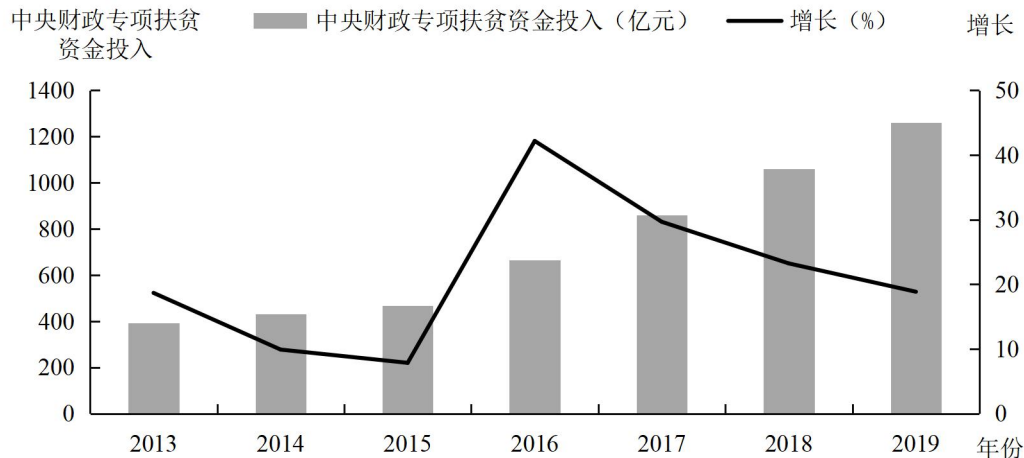


图2 2013~2019年中央专项扶贫资金增长情况

资料来源：根据中华人民共和国财政部公开数据整理。

尽管近年来中国公共财政对“三农”的投入持续加大，但与实现乡村振兴战略目标任务的要求相比还存在很大缺口。特别是在当前宏观经济增速下行、地方债务普遍较重的背景下，能够筹措和撬动的资金更加有限，而“三农”领域需要补上的短板又太多，有限的资金投入在已脱贫村、已脱贫人口持续减贫和广大乡村地区发展之间进行平衡的挑战加大。推进脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接，兼顾好减贫投入的持续性和乡村投入的均衡性，需要更多依靠提高财政资金使用效率、引导金融资本和社会资本投入等途径。

四、脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接的若干重点领域

打好脱贫攻坚战是实施乡村振兴战略的优先任务。推进脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接，重点应聚焦于脱贫攻坚“五个一批”中的递进性任务，提升脱贫效果可持续性、促进减贫治理长效化、推动乡村内生性发展。

（一）产业可持续发展：从产业扶贫到产业振兴

产业扶贫是实现贫困人口稳定脱贫的根本之策，在脱贫攻坚“五个一批”中涉及面最广、带动人口最多。据农业农村部调查显示，截至2019年9月，全国92%的贫困户已经参与到带动作用明显的

^①根据中华人民共和国财政部公布的历年中央财政专项扶贫资金数加总所得。

特色优势产业发展之中，已脱贫人口中主要通过产业帮扶实现脱贫的占到67%^①。然而，当全面脱贫任务完成后，随着原有产业扶贫政策措施逐步退出，实现产业稳定发展和效益提升可能面临不小挑战。从实践来看，不少地方产业扶贫形成了一个普遍模式，即以行政化力量将贫困户与现代农业进行衔接，以强力型干预来保障贫困户参与产业链利益分配，短平快的产业项目居多，同质化现象严重，部分地方甚至出现“代种、代养、代销”现象。

然而，产业发展终究是一个“慢变量”，产业扶贫效果在后脱贫时代的持续性，需要以行政力量退出后市场化收益的实现来检视。也就是说，尽管产业扶贫将贫困户引入了产业链循环，但并不意味这些产业能够稳定发展、已脱贫人口能够继续通过产业发展增收致富。扶贫产业的可持续性，取决于产业发展质量的提升。为此，需要加强资源要素保障、创新利益联结模式、强化社会化服务支持等，提高扶贫产业发展质量和效益，推动短期性、外援式的产业扶贫转向长效性、内生型的产业振兴。具体而言，一是推进产业链“补链”。围绕种养殖环节，加强本地化加工、仓储等配套能力建设，积极发展扶贫农产品精深加工，建设区域性农产品产地批发市场和线上交易平台，打造产加销密切衔接的产业链。二是加强品牌建设。着力推进农业标准化生产，壮大扶贫特色产业规模，健全产品质量安全追溯体系，加强农产品地理标志管理和农业品牌保护，推动扶贫产业走品牌化之路。三是健全全产业链服务体系。以农业生产性服务、生产托管服务、产销服务等为重点，健全社会化服务体系，为已脱贫户提供全产业链服务，依托社会化服务提升扶贫产业规模和质量。四是加强产业化联合体建设。采取贷款贴息、贷款担保、以奖代补等方式，支持龙头企业、合作组织、已脱贫户等建立紧密型产业化联合体，增强抗御市场风险能力。

（二）生态价值转化：从生态补偿到绿色减贫

中国贫困地区与生态脆弱区高度重合，绝大多数贫困人口和大多数贫困地区分布在生态环境脆弱、敏感和重点保护的地区，生态补偿是贫困地区跳出“贫困—环境退化—再贫困”陷阱的重要方式。在脱贫攻坚“五个一批”中，生态补偿脱贫是不可或缺的重要组成部分。所谓生态补偿脱贫，是指生态受益地区向生态价值提供地区给予资金、项目等补偿，拓宽贫困人口收入来源渠道，并最终摆脱贫困。多年来的实践表明，现金补偿、岗位补偿等生态补偿方式，客观上对提高贫困人口收入产生了积极效果。但是，由于受生态补偿资金筹集、“输血式”补偿方式、区域人居环境有限改善等因素影响，生态补偿脱贫效果的可持续性仍面临一定挑战。

如果没有减贫方式的转换和途径的拓展，仅仅依靠生态补偿减贫，很难实现让已脱贫人口“生活富裕”的目标，部分已脱贫人口甚至可能陷入“补偿—脱贫—返贫—补偿”的循环怪圈。推进脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接，需要依托生态补偿脱贫奠定的良好基础，在乡村振兴战略“生态宜居”目标框架下，推动生态补偿减贫向绿色减贫转型，积极探索生态配额交易、生态补偿、生态转移支付、生态产品开发等多种生态产品价值实现方式，引导已脱贫人口实现绿色转产转业，从而构建起“生态环境建设—摆脱贫困—生态系统功能提升—走向富裕”的良性循环（肖文海、邵慧琳，2018）。

^①冯克：《67%脱贫人口主要靠产业帮扶“摘穷帽”》，农民日报，2019年9月2日，第1版。

（三）治理现代化：从搬迁安置到有效治理

易地扶贫搬迁是脱贫攻坚的重中之重，也是难中之难。到2020年，全国要实现1000万建档立卡贫困人口的搬迁安置。易地扶贫搬迁本质上是对贫困人口生计空间的再造，包含自然、生态、经济、政治、社会等多个层面。完成搬迁建设任务实现了“搬得出”目标，但“稳得住”、“能致富”涉及产业发展、社区治理、文化融合、生态建设等多个方面，易地扶贫搬迁后续支持能否产生实效，很大程度上取决于搬迁新社区治理机制的构建。从国内外移民实践看，生存技能缺乏、文化以及身份认同缺失等，往往导致回迁，甚至引发新的矛盾形成群体性事件。加强易地扶贫搬迁安置社区治理，既是做好后续扶持工作的重点，也是乡村治理体系建设的重要内容。

在经济治理方面，对于易地扶贫搬迁形成的新社区，成员构成比较复杂，需要维护搬迁群众原有的土地承包经营权、集体收益分配权等合法权益，加强原有集体资产权益的有效盘活或有偿退出，并构建起新的集体经济关系，增加农民财产性收入，筑牢社区治理物质基础；在坚持“一户一宅”、占新腾旧、发新销旧的前提下，根据安置住房土地性质和取得方式、安置方式的差异，有序推进安置住房不动产登记。

在社会治理方面，新居民身份的异质性增强，陌生的邻里关系、失去或远离自己赖以生存的土地、高额的生活成本、对新社区程度不同的疏离感、共同体意识缺失等，可能带来诸多矛盾（吴新叶、牛晨光，2018），需要通过社会关系重构，加快实现社区融入，使搬迁群众在社区里“住得安心”。应充分发挥党组织在安置社区治理中的引领作用，加强基层组织建设，健全社区自治性组织，引导居民通过协商来表达利益诉求、化解利益矛盾、增进社会共识。同时，加强综合服务设施建设，构建便捷的生活圈、完善的服务圈，通过购买服务、直接资助、以奖代补、公益创投等方式，支持社会组织参与社区公共事务和公益事业，提高生活便利化水平。此外，推进社区公共文化空间建设，健全搬迁安置点文化服务体系，有效满足搬迁群众基本文化需求，促进人际和谐、增强凝聚力。

（四）资产高效利用：从资产收益扶贫到农民持续增收

通过各级各类财政资金、社会扶贫资金等集中投入，脱贫攻坚进程中形成了相当规模的扶贫资产，包括经营性资产、公益性资产和到户类资产。其中，经营性资产主要是具有经营性质的产业就业类固定资产，包括开展资产收益扶贫中形成的权益性资产等；公益性扶贫资产主要是公益性基础设施、公共服务类固定资产。完成脱贫攻坚任务后，确保扶贫资产不流失，实现资产保值增值，是实施乡村振兴战略必须衔接解决的重要任务。有效管理和运营扶贫资产，不仅在脱贫攻坚期内能让贫困人口通过资产收益脱贫，而且在乡村振兴战略全面实施过程中会成为农民的有效增收渠道。

加强扶贫资产的管理和运营，首先需要通过确权做到产权明晰，厘清相关主体之间的利益关系。产权明晰是一项资产能够资本化的前提，任何资产只有包含完整确定的权利，才能通过流转实现其资产价值和收益（黄韬，2008）。为此，应建立扶贫资产管理台账，全面摸清脱贫攻坚以来形成的扶贫资产情况，根据扶贫资金归属确权到不同主体。其中，到户类资产原则上归属农户，各级组织实施的单独到村项目形成的资产纳入村集体管理，产权归属村集体。

然而，确权只是资产盘活利用的基础，实现保值增值以及收益合理分配才是关键。应将扶贫资产

纳入农村集体产权交易平台，加强资产规范化管理和公平交易。其中，对归属村集体的扶贫资产，应加快提升村集体经营管理能力，创新资产利用形式，通过村集体自营、承包、租赁等方式经营或投入到合作社、企业等经营，提高资产利用效率。同时，健全资产收益分配机制，以有利于巩固脱贫成果为原则，合理分配经营性扶贫资产产生的收益。

五、脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接的关键举措

进入 2020 年，脱贫攻坚即将取得决定性胜利，乡村振兴的制度框架和政策体系正在形成，推进脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接，具有现实紧迫性和深远意义。应以促进人的全面发展为根本导向，以可持续减贫和高质量振兴乡村为主线，推动政策深化调整、工作体系转型等，加快实现脱贫攻坚与乡村振兴的有机衔接。

（一）分类推进政策转型与接续

按照“修正、转型、强化”的思路，分类推进脱贫攻坚与乡村振兴在政策层面的有机衔接。所谓“修正”，即化解脱贫攻坚相关政策执行偏差造成的负外部性。如，政策“悬崖效应”引发的农户之间的隔阂，甚至对农村社区组织动员机制的冲击；贫困人口福利依赖引发的诚信缺失、道德失范等；应急式、非常态化行政干预对市场配置资源的侵蚀和影响，等等。这些负外部性需要通过政策设计来消除和化解，尽可能减少对乡村振兴战略实施的干扰。所谓“转型”，即推动减贫政策转型。相对贫困本质上与增长无关，主要由不均等尤其是收入底层人群的贫富差距来决定（汪晨等，2020）。因此，不可能仅仅延续脱贫攻坚的减贫策略来达到有效缓解相对贫困的结果，减贫政策调整转型十分必要。脱贫攻坚为解决相对贫困问题积累了物质、人才等基础，部分经过实践证明有效的政策要加快定型，并纳入解决相对贫困的长效机制建设；同时，通过乡村振兴战略统筹安排，加强解决相对贫困问题的制度供给，促进集中式减贫治理向常规性减贫治理转变。所谓“强化”，是指脱贫攻坚中围绕土地利用、资金投入、金融服务等进行的政策创新，比较成熟的应尽快上升为国家政策或法规，运用到乡村振兴领域；部分一时看不准、条件不成熟的政策或举措，可以通过试点试验的方式继续探索。

（二）强化社会动员机制衔接

为完成脱贫攻坚任务所采取的“超常规”动员机制，需要适应减贫主要任务的变化和乡村振兴战略的新要求进行调整。完成脱贫攻坚任务后，为确保脱贫不返贫，巩固提升脱贫质量，可以设置“渐退期”，驻村工作队、包村责任制等在 2020 年之后适当延续一段时间，避免“断崖式”退出，同时探索将东西部合作从扶贫协作拓展至乡村振兴其他领域。为创新性推动乡村振兴战略的各项任务，需要构建起常态化的社会动员机制，这包括几个方面：一是提高基层党组织的组织力。加强和改善党的领导是脱贫攻坚有效推进的根本保证。有效组织动员社会资源推进乡村振兴战略，需要提升基层党组织的组织力和行动力。应围绕提高党领导农村工作的能力和水平，加强软弱涣散村党组织整顿，选优配强村党组织书记，健全村党组织领导下的议事决策机制、监督机制。二是提高村干部带动能力。有效动员村民建设乡村，离不开村干部的“头雁”作用。可以以推进村干部队伍职业化管理为突破口，提高村干部综合素质。探索建立村干部报酬有保障、工作有考核、退出有标准的职业化管理制度，推行

村干部职业化待遇，加大从优秀村干部中选拔乡镇领导干部、考录乡镇机关公务员、招聘乡镇事业编制人员力度，吸引优秀人才充实村干部队伍。三是增强多元化组织合力。除村民自治组织外，农村集体经济组织、农民合作组织、妇联等经济和社会组织在乡村经济、社会治理、民生服务等方面发挥着重要作用。应通过深化乡村基层管理体制、加强政策支持、完善相关法律法规等，优化各类组织发展环境，发挥其在组织动员农民方面的积极作用。

（三）统筹人力资源开发利用

不论是脱贫攻坚还是乡村振兴战略，人才都极为关键。在脱贫攻坚阶段，驻村工作队、包村干部、第一书记等发挥了“领头羊”角色，并培养了一批“走不了”的人才队伍，同时一些城市人才因扶贫下乡并长期留在农村创业发展，为乡村振兴积累了宝贵的人才资源。推进脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接，应加强这些人才资源的统筹利用。脱贫攻坚收官期，加强驻村干部和村干部工作力量整合衔接，健全联合学习、联合会议、联合办公制度，发挥好驻村干部的传帮带作用。完成脱贫攻坚任务后，支持村集体与驻村工作队员、包村干部等建立长期联系机制，鼓励村集体通过聘用、技术和项目合作等多种方式，吸纳其参与村集体经济发展和村庄事务管理。同时，对脱贫攻坚中农村涌现出的致富带头人、创新创业人才、专业技能人才等，应加大政策、资金和项目支持，完善人才评价激励机制，继续发挥好这部分群体在巩固脱贫攻坚成果、推进乡村振兴战略实施中的作用。此外，完善人才入乡激励机制，落实创业者社会保险补贴、创业带动就业岗位补贴、创业场租补贴等扶持政策，建立融资、融智、融商一体化的创业服务中心，搭建乡村创新创业平台，鼓励各类人才到乡村创新创业，为乡村振兴战略实施提供人才支撑。

（四）整合推动重大项目建设

重大项目是脱贫攻坚和实施乡村振兴战略的重要支撑，发挥着牵引带动作用。由于缺乏科学谋划，部分地区扶贫领域投资存在一哄而上、盲目投资、重复建设的问题，导致脱贫攻坚与乡村振兴领域的项目配套性不强，需要加强重大项目的系统梳理，对交叉重复、性质相同、用途相近的重大投资项目进行有效整合。脱贫攻坚任务完成后，一些需要延续和进一步提档升级的基础设施、生态保护、产业发展、民生保障等重点项目，需统筹纳入乡村振兴战略实施方案或年度计划中，强化接续支持，实现乡村振兴与脱贫攻坚一本规划、一张蓝图。对已经建成的重点扶贫项目，健全长效管护机制，落实后续管护责任，提高建成项目使用率。此外，可以借鉴脱贫攻坚中形成的比较成熟的项目建设和考核评价机制，建立健全农业投资项目计划、执行和监督相互制衡的运行机制，不断提高农业农村投资效能。

参考文献

- 1.豆书龙、叶敬忠，2019：《乡村振兴与脱贫攻坚的有机衔接及其机制构建》，《改革》第1期。
- 2.高强，2019：《脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接的逻辑关系及政策安排》，《南京农业大学学报》第5期。
- 3.郭晓鸣、高杰，2019：《脱贫攻坚与乡村振兴政策实施如何有效衔接》，光明日报。
- 4.李明，2019：《新时代“人的全面发展”的哲学逻辑》，光明日报。
- 5.李小龙，2018：《2020年后扶贫工作的若干思考》，《国家行政学院学报》第1期。

- 6.刘奇, 2019:《当脱贫攻坚遇到乡村振兴》,《中国发展观察》第1期。
- 7.黄韬, 2008:《论农村土地集体产权资本化流转》,《农村经济》第3期。
- 8.黄征学、高国力、滕飞、潘彪、宋建军、李爱民, 2019:《中国长期减贫,路在何方?——2020年脱贫攻坚完成后的减贫战略前瞻》,《中国农村经济》第9期。
- 9.汪晨、万广华、吴万宗, 2020:《中国减贫战略转型及其面临的挑战》,《中国工业经济》第1期。
- 10.汪三贵、冯紫曦, 2019:《脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接:逻辑关系、内涵与重点内容》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第5期。
- 11.魏后凯, 2018:《2020年后中国减贫的新战略》,《中州学刊》第9期。
- 12.吴新叶、牛晨光, 2018:《易地扶贫搬迁安置社区的紧张与化解》,《华南农业大学学报(社会科学版)》第2期。
- 13.肖文海、邵慧琳, 2018:《建立健全生态产品价值实现机制》,《中国社会科学报》。
- 14.叶兴庆、殷浩栋, 2019:《从消除绝对贫困到缓解相对贫困:中国减贫历程与2020年后的减贫战略》,《改革》第12期。
- 15.张琦, 2016:《减贫战略方向与新型扶贫治理体系建构》,《改革》第8期。

(作者单位: 国家发展和改革委员会产业经济与技术经济研究所)

(责任编辑: 云 音)

The Organic Integration of Poverty Alleviation and Rural Revitalization Strategies: Goal Orientation, Key Areas and Measures

Tu Shengwei

Abstract: The strategies of poverty alleviation and rural revitalization are two important strategic arrangements for the work of “agriculture, rural areas and farmers” in the new era. The two concepts are interlinked, and the stages are progressive. There is a need to improve the policy matching degree and practice integration degree of the two strategies, which is directly related to the quality of poverty alleviation and the effectiveness of rural revitalization. To promote the organic link between poverty alleviation and rural revitalization, we should take it as the fundamental direction the improvement of the livelihood and comprehensive development of all rural residents. We need to focus on key areas, such as the sustainable development of industrial poverty alleviation, the modernization of community governance in poverty alleviation and relocation, the management and efficient utilization of poverty alleviation assets, as well as the construction of long-term mechanisms for green poverty reduction. It is necessary to accelerate policy adjustment, work system transition and the transformation of resource allocation methods, improve the sustainability of poverty alleviation effects, promote the long-term effect of poverty reduction governance, achieve rural endogenous development, and accelerate the modernization of agriculture and rural areas.

Key Words: Poverty Alleviation; Rural Revitalization Strategy; Organic Linkage; Poverty Reduction and Governance

现代农业价值共创：社会动员与资源编排*

——基于新会陈皮产业的案例观察

张德海^{1,2} 傅敬芳¹ 陈超²

摘要：多元主体参与价值共创对推进农业农村现代化具有重要意义。本文结合社会动员和资源编排理论，通过选取新会陈皮产业成长案例，观察并分析了现代农业价值共创的过程机理。研究发现，在双向社会动员驱动下，按照市场规律科学编排产业资源和能力，就能够实现价值共创；自上而下的行政动员可以调动政策资源，自下而上的组织动员能够吸纳龙头企业与农户，共同催生了“共赢共享”的新型产业价值链；案例产业的资源编排包含“聚集—聚变—聚焦”3个阶段，通过聚集关键资源、聚变形成动态能力，才能精准聚焦市场需求，从而共同创造多元价值。揭示案例产业价值共创的过程黑箱就是在成功经验的基础上，探寻产业可持续发展的可行路径，为现代农业发展提供新思路。

关键词：现代农业 社会动员 资源编排 价值共创 新会陈皮

中图分类号：F323.4 **文献标识码：**A

一、引言

现代农业产业兴旺发展是乡村振兴的必然要义，强调通过一二三产业融合培育新组织、新业态和新价值，大力提高农业综合效益和市场竞争能力。纵观中国农业现代化的建设历程，始终秉承以最大化释放农业产业价值为目标，以集约化、规模化和产业化为手段，充分转化资源以打造价值创造能力。部分学者已开始从价值构成及来源角度审视现代农业，朱文珏、罗必良（2018）发现农户对农地的多重依赖和多维价值评价会引发价格幻觉，从而导致农地流转价格机制失效；穆娜娜等（2016）指出农民可以借助社会化服务中的土地流转、销售渠道、精深加工、要素投资参股以及劳动力转移等手段，大幅提高经营性、工资性和财产性收入；蒋永穆、戴中亮（2019）强调价值创取是资源贡献型或生产经营型小农户有机衔接现代农业的关键环节，价值创造在于优化配置资源“合作造饼”，而价值获取则需要提升在“竞争分饼”时的“话语权”；刘源等（2019）以农业龙头企业为例，构建了纵向一体化模式下龙头企业价值实现的内在机理理论框架。来自农业共营制、订单农业以及生鲜电商的最新实践进一步表明，现代农业必须整合政府、龙头企业、合作社、农户、行业协会和科研院所等多种利益相关

*本文研究得到国家社会科学基金项目“乡村振兴战略下现代农业服务供应链协同机制研究”（项目编号：18BGL017）的资助。本文通讯作者：陈超。

者，有机衔接农产品的生产、加工和流通等环节，打造“资源共享、价值共创”的产业组织体系。

针对多元主体参与的“政府—企业—市场”的复杂场域，Pralhad and Ramaswamy（2000）较早提出了基于客户体验的价值共创理论，认为消费者是加强版企业网络的协同者、联合开发者和竞争者，能够在体验过程中与企业共同创造和提取价值。随后，Gummesson and Mele（2010）发现对话、知识转移和组织学习等网络互动环节可以通过资源整合与匹配促进价值共创；Grönroos（2012）主张价值共创是服务提供者与消费者或其他受益人在直接互动中的联合行动。国内研究中，周文辉等（2015）建立了价值共创的过程模型，揭示了观念共识、价值共生和价值共赢3个阶段所采用的具体共创方法；简兆权、肖霄（2015）解析了网络环境下服务创新与价值共创的机制及要素，为服务型企业构建高效的服务价值网络提供了系统范式。之后，价值共创理论广泛应用于服务生态系统（高志军、刘珊，2017）、医疗服务（陈惠芳，2018）等领域。针对现代农业的集群品牌价值共创过程，张月莉、王再文（2018）识别了农业集群品牌经营主体价值共创行为的知觉行为控制、共创态度、主观规范、共创意愿等驱动因素。从现有文献看，价值共创理论及应用已经引起学界的高度关注，但目前还主要囿于价值创造的重要意义阐述、共创行为的驱动因素探寻等层面，价值创造主体局限于核心企业等单个利益相关者，还没有达到共同创造、共同分享的高度。

在推进乡村产业全面振兴的新时代，现代农业价值共创具有多元主体参与、多种功能互动和多方利益衔接的内在实质，价值诉求集中表现为政府及行业协会的公共价值，以及各类经营主体的市场价值，只有真正实现地方经济增长、产业链共赢以及农民增收，才能充分增强利益主体的获得感，让现代农业成为“既有赚头又有奔头”的新型蓝海产业。由此，多元主体参与产业价值共创的意愿如何？现代农业如何有效管理资源和能力以获得共创价值？这些问题亟需得到学界高度关注并开展深入探讨。本文以新会陈皮产业为研究对象，采用单案例研究方法，对上述问题展开探索性研究。

本文余下部分的结构安排如下：第二部分引入社会动员和资源编排等理论作为分析视角；第三部分为研究设计与案例描述；第四部分依据理论视角和案例发现，提出现代农业价值共创的过程模型；第五部分是研究结论与政策启示。

二、理论背景与研究视角

（一）社会动员理论视角的引入

社会动员理论在西方学界得到了持续关注，用以调动全社会广泛的人力、物力和财力参与社会活动，实现共同的社会目标。Deutsch（1961）最早将社会动员界定为人们获得新的社会模式和行为模式的过程，用以表示“社会—人口”层面的现代化；而 McCarthy and Zald（1977）从资源动员视角提出了社会运动参与的概念集和相关命题，强调资源种类和来源、社会运动与媒体和当局的关系、运动组织的互动。塞缪尔·P·亨廷顿（2008）指出通过社会动员过程，一连串旧的社会、经济和心理信条全部受到侵蚀或被放弃，人民转而选择新的社交格局和行为方式；Rogers et al.（2018）发现在选举参与、环境可持续行为和慈善捐赠等实践中，社会动员的动力因其他人从动员行为中获益而放大，同时总体影响因人们嵌入社会网络而增强。近年来，社会动员理论被国内学者广泛应用于农村社区建设、

农民集体行动、社会网络治理研究中。魏智慧（2016）指出集镇社区动员应采取集合国家、市场、土地、组织及个体等多元治理型方式，综合考虑多元主体的能力与意愿，以及客体所具备的参与可能性和现代性因素；叶敏（2017）发现新农村建设的动员工作需要综合应用政策动员技巧和村庄社会规范，充分调动农民的参与积极性；王诗宗、杨帆（2018）针对中国当代的基层政策执行与基层社会治理的彼此嵌套，提出了“调适性社会动员”的概念，强调要塑造社会动员能力和动员方案。

结合相关研究，笔者认为，互联网、人工智能等信息技术将会催生社会动员的新形式和新途径。政府及职能部门需要转变单向动员的行政化思维，结合社会力量双向调动本地能人、企业家和团体的参与热情，形成全社会“共情共意共享”的多元互动态势，正如产业扶贫中“政府牵头、帮扶企业与贫困户配合”的做法，通过全社会的一致动员齐心协力完成脱贫攻坚任务。由于现代农业投入巨大，涉猎资源频谱宽泛，需要从多维角度动员社会力量、调集内外资源，真正实现政府、社会组织、企业与农户的良性联动，从而促进农产品内在特质变化和市场品牌能力提升。因此，在信息充分流动的互联网环境下，需要行政力量和社会组织通过叠加方式开展社会动员，充分引导现代农业集聚发展，同步实现产业的发展目标和社会组织的利益目标。

（二）资源编排理论视角的引入

资源编排是近十年管理学领域出现的新理论新视角，立基于资源基础观和核心竞争力理论，成为了提升现代农业竞争优势的路径与手段。Sirmon et al.（2011）通过整合资源管理和资产编排的概念框架，提出资源编排包含构建资源组合、资源归拢整合和资源转化利用 3 类行动；Chirico et al.（2011）认为需要建立一套有效的协同机制与编排方式，对企业家导向、代际介入和参与策略等资源进行有效编排，从而提高家族企业的经营绩效；Cui and Pan（2015）以资源编排为理论视角研究了电子商务的采纳过程，建议制造商根据资源环境设计相应的能力，使资源编排在资源和动态能力的转化中发挥桥梁作用；Carnes et al.（2017）提出管理者应以不同的方式编排资源和组合能力，以适应企业生命周期不同阶段的创新需要；Badrinarayanan et al.（2019）认为销售经理应该对销售和非销售资源进行编排，这样才会获得满意的销售业绩、组织结构和客户产出。在国内相关文献中，许晖、张海军（2016）发现资源编排的表现形式随着企业的发展阶段而变化，在动荡的环境下对关键资源合理编排可以促进服务创新能力的跃迁，产生序列效应；刘新梅等（2017）指出资源编排机制包括高层管理长期导向与资源柔性，前者主要体现为资源构建组合与归拢整合等过程，后者体现为企业资源的动态转化与利用效能；孟韬等（2019）演绎了共享办公空间的资源编排路径，揭示了创业者需要通过资源利用能力将资源价值组合转变为企业竞争优势。

文献分析显示，资源编排理论强调对所拥有资源的动态管理，通过组合、归拢整合和转化利用等活动提升企业的市场竞争优势。从产业层面看，现代农业面临的资源禀赋具有较大的异质性，进而造就了多种特色农产品，但许多地方特色农产品始终无法做大做强，根本原因在于没有将自然、人力、社会和经济等资源进行科学编排，无法转化为产业发展所需的多阶动态能力，更没有真正用资源去对接和满足市场需求。因此，给定具体的产业情境，现代特色农业资源编排的内容和形式如何？为什么市场竞争力表现各异？对此，现有研究仍没有给出相应答案。

综上所述，随着农业现代化的快速推进，多元主体参与下的产业链共生、价值链共创和利益链共享已成为当务之急，迫切需要学界深入解密价值共创过程的理论黑箱。鉴于此，本文结合广东省江门市新会陈皮产业的价值共创案例，基于社会动员和资源编排的理论视角，遵循“社会动员（意愿）—资源编排（行为）—价值共创（结果）”的分析框架，力图弥合现代农业价值共创过程的研究缺口，建构现代农业价值共创过程机制模型，为乡村产业振兴提供新的经验证据和实现路径。

三、研究设计与案例描述

现代农业价值共创研究涉及丰富的现实情境和多样的证据表现形式，重点在于回答在农业产业化进程中“为什么”采用价值共创，以及“如何”开展价值共创。为此，本文将以新会陈皮产业^①为研究对象，通过分析其价值共创的过程“黑箱”和多元价值效果，揭示现代农业价值共创的内在复杂机理。相较于多案例研究，单案例研究更适用于全新的或现有研究不充分的领域，具有展示价值共创过程细节的优势，因而本文适宜采用探索性单案例研究方法。

（一）案例选取

本文选择新会陈皮产业作为案例对象，主要遵循了典型性和理论抽样的原则（Yin, 2014）。一是案例选取应该具有可推广性。新会陈皮产自南粤大地，经过十多年的产业共建共享，取得了突出的发展成就，相应的价值共创行为模式具有很强的代表性。近年来，新会区社会各界大力推进现代农业产业园建设，推行“新会陈皮，人人共享”的市场理念，以新会陈皮产业为案例的研究结论对同类地区具有借鉴意义。二是案例选取应该遵循理论抽样原则。农业产业化已成为中央惠农强农政策体系的重要组成部分，新会区引入龙头企业和科研机构，发挥财政资金“四两拨千斤”的作用，促进了劳动力、资本、土地、技术等资源的科学编排。以新会陈皮产业为案例对象发展现有理论，与现代农业如何进行价值共创的研究主题非常吻合。三是案例数据应该具有可获得性。新会区政府分管领导对新会陈皮产业的发展一直胸藏执着情怀，同时，跨界到陈皮产业的龙头企业管理者具备相应的生产经营知识，可提供丰富的回溯性数据和证据链。研究团队与政府分管领导、企业管理者因业缘关系保持着紧密的联系，留有他们私人 and 公共的联系方式，便于开展访谈观察、获取未公开的资料，以及采集、跟踪和验证节事文化活动等数据，这些便利条件能够为本文开展研究提供多种证据来源。

（二）案例概况

新会陈皮产自广东省江门市新会区，既是传统的香料和调味佳品，又具有药用价值，形成了独特的核心价值和品牌文化。新会陈皮距今已有 700 多年的种植取皮历史，记载始于唐朝，盛名于明清时期，目前产品已经行销全国及东南亚、美洲等地区。近年来，新会区政府积极引导当地企业按照市场化规律运作，注重科技创新、产业园区打造，以新型农业经营主体带动规模化发展，稳步向现代农业转型升级。新会陈皮以柑青皮、微红皮和大红皮 3 种货式为主，涉及生产种植、鲜果交易、精深加工、

^①2006 年新会柑、新会陈皮双双获批“国家地理标志保护产品”，但由于新会陈皮由新会柑取皮而得，二者的产区范围完全一致，且具有产业链上下游关系，为了表述简练且尊重当地的传统说法，本文将新会柑和新会陈皮统称为“新会陈皮”。

仓储物流、市场营销、品牌推广、科普教育、文化观光和生物科技等门类。2002年，多家企业联合成立了江门市新会区新会柑（陈皮）行业协会（以下简称“陈皮协会”）；2006年，新会柑、新会陈皮双双获批国家质检总局“国家地理标志保护产品”；2011年，新会区获得“中国陈皮之乡”“中国陈皮道地药材产业之乡”称号；2017年，新会区现代农业产业园成功列入第二批创建国家现代农业产业园名单，主要目标是创建集成大基地、大加工、大科技、大融合和大服务的“五位一体”特色产业园；2019年，新会陈皮产业唯一代表广东种植业被编入《全国乡村产业振兴典型案例汇编》，区域公用品牌在第十七届中国国际农产品交易会上获得“国字号”荣誉。目前，新会柑无病毒苗木繁育基地年产能为200万株；陈皮茶单品年产量达到9700吨；新会区已经连续五届举办了“中国·新会陈皮文化节”，对现代农业的科技创新、三产融合和市场品牌化道路进行了全方位、深层次的诠释。

（三）数据采集

新会陈皮产业是在多个微观企事业主体的推动下取得发展的，因而需要从多个采样点获得资料，为此，研究团队主要以深度访谈、实地观察、文件档案采集等方式获取数据，保证资料来源超过3种，构成证据三角形，以期提高研究结论的准确性和解释力。①以主管部门座谈、龙头企业访谈和观察、果农调查和现场观察等为主收集一手资料。研究团队先后于2018年12月和2019年8月对新会区农业农村局、龙头企业、交易市场以及果农开展了两轮开放式半结构化访谈，访谈的主题内容及受访人员情况见表1。第一轮访谈重点收集政府支持、产业运行、价值绩效、果农介入、种植基地等基本信息，第二轮访谈深入采集陈皮加工、科技研发、三产融合、文化价值挖掘等关键事件数据。两轮访谈的内容涉及陈皮的生产种植、科技服务、精深加工、三产融合、园区建设、企业运营、市场交易与品牌、仓储配送等领域。每位受访者接受访谈的时间为30~120分钟，研究团队成员在征得受访者同意后同步录音，并及时整理成文字，形成转录资料17.8万余字。②以节事宣传册、期刊文献以及受访单位所提供文件等二手资料为辅。从2013年柑普茶市场销售开始，研究团队持续关注新会陈皮产业的发展，参加了最近两届新会陈皮文化节，获得了政府部门和陈皮协会的相关资料（包括红头文件、实施方案、规划报告）以及公司资料（包括网页、新闻报道和宣传册）10余套，节事宣传册5本，从CNKI电子数据库收集了关于新会陈皮的期刊文献17篇，共计23万余字；还收集了部分新会陈皮及系列陈皮精深加工产品等实物证据。

表1 新会陈皮产业访谈的主题内容及受访人员情况

序号	职位或职业	访谈内容	访谈人数	访谈总时长
1	农业农村局领导	新会陈皮产业的发展历程，最近五年的成效，具体奖补政策，节事活动，文化宣传，远期发展目标，自我定位	2	4小时
2	陈皮协会会长	陈皮协会成立时间，主要职责，入会企业情况，质量检验检测，区域品牌保护，行业鉴定	1	1.5小时
3	种植基地理事	自然气候，种植品种，种植面积及收成，果农土地流转及合作，植保手段，农技服务，果品销售	2	4小时
4	龙头企业董事	主要加工产品，品牌营销，市场销售，产品研发，果品收购，增值业务，质量安全，产业链合作，基地建设	3	6小时

(续表 1)

5	交易市场经理	交易规模, 游客数量, 入驻商家, 三产带动, 电商物流	3	5 小时
6	当地果农	承包土地规模及流转情况, 个人对陈皮的情怀, 子女继承, 入社入股	4	2.5 小时

(四) 数据分析

在数据分析策略方面, 有别于扎根理论等由数据直接归纳理论的分析方法, 本文借鉴社会动员和资源编排理论的现有文献, 预先确立了研究问题和目标, 结合研究者前设构建了理论构念及维度的初始代码系统, 并对原始数据进行多人多轮的循环式编码, 为数据赋予概念和意义, 形成“关键词→证据事例→理论模型”的证据链, 再通过对案例数据与理论视角的不断对焦和扩展, 最终达到理论饱和点 (Miles and Huberman, 1994)。具体的数据分析过程包括数据简化、数据展示、结论提出与验证 3 个阶段。在数据简化阶段, 研究团队主要对案例文本资料进行选择、聚焦、分类、摘取与转化, 按照不断迭代的代码系统将相同或相近的数据整合在一起, 通过维度和类属识别主要构念、关键过程和范式关系; 在数据展示阶段, 主要是对简化后的数据按照树状节点结构进行汇集, 并使用二维表格等图表工具充分展现数据, 方便研究团队成员之间开展讨论和分析, 确保数据编码及其归类的正确性和一致性, 最终形成的主要编码及典型证据见表 2。在结论提出与验证阶段, 根据现有理论和数据展示结果构建理论模型, 力图发现事物的规律、模式、解释、轮廓以及因果关系, 检验意义建构的似真性和稳定性, 提高理论模型的信度与效度。

需要说明的是, 在数据分析过程的每个阶段, 都至少有两名研究成员参与, 背对背独立进行编码、得出结论, 如果两名成员的处理结果存在不一致的情况, 则采取反复商榷或征询第三方意见的方式解决争议, 直到最终形成一致意见。此外, 为了生动而直观地描述新会陈皮产业的发展经验, 笔者在案例发现与理论模型部分尽量引用访谈原话, 保持案例数据的“原汁原味”。

表 2 新会陈皮产业价值共创过程的主要编码及典型证据

构念	维度	证据事例 (典型援引)	关键词	条目数
社会动员	行政动员	● 区政府整合财政奖补和项目资金, 共投入 4200 万元用于科研项目; 每年安排 500 万元贴息, 组织银行开展“陈皮贷”等合作贷款项目。 ● 陈皮协会确定柑普茶为主导产品, 并进行行业自律, 协助政府管理地理标志, 建立了统一质量技术标准及检测机制, 发布全球打假公告。	奖补政策、金融支持、用电优惠、行业自律、地标申报、媒体宣传	13 条
	组织动员	● 如果是单个农民, 那就给租金; 如果要求入股, 也可用 6000 块钱入股分红。另外还可以在这个农场上班, 每天挣 130 元。 ● 很多研究生、海归在念完大学后都回来接棒家族的陈皮。年轻人们都知道这个产品有价值、对身体好, 这是一个大事业。	家族传承、儿时情怀、返乡创业、企业家、新农人	16 条
资源编排	资源聚集	● 产业园坚持“依法、自愿、有偿”的原则推动农户土地承包经营权有序流转, 目前园区土地流转率达 70%以上。 ● 全区以园区为中心打造文旅平台, 积极推进“陈皮小镇”建设, 推动产业链深度开发, 创新产品形态, 丰富产业体系。	气候、水土、种苗、农机、资金、智力、设备、仓储、人脉、技艺	22 条

(续表2)

资源编排	资源聚变	● 新会陈皮在种植、加工、消费等方面建立了统一标准，引领全国陈皮品质，结合产业大数据平台建立全产业链可追溯系统。 ● 丽宫食品公司推出自有品牌“侨宝”，其中包括陈皮月饼、陈皮酒、陈皮酱、陈皮茶饮料等6大系列，获得7项国家产品发明专利、2项国家外观专利以及多项殊荣。	产品创新、仓储收藏、陈皮银行、安全溯源、科技服务、药食茶健同源、精深加工	29条
	资源聚焦	● 新会陈皮的药食文化、食俗文化、礼俗文化以及生产经营文化得以弘扬光大，丽宫食品公司的陈皮月饼进入国宴而成为“现代贡品”。 ● 南方基本是小农国情，但市场不跟你讲小农，想进场就必须遵循市场规律，只能把农业种植作为原料基地环节，由此找准市场定位、增强产品生命力和提高增值，整个过程还要做好风险规避。	市场开拓、绿色有机、文化品牌、品牌保护、交易市场、渠道运作、产品定价	26条
价值共创	公共价值	● 国家部委及省市相关部门领导来调研后，都说一个产业大不大不是以规模来感动别人，而是它的业态是否齐全。新会陈皮产业该有的都有了，有了的表现还不错。 ● 新会陈皮产业拥有12家龙头企业，加工产品品种100多个，相关企业年纳税额超30亿元，带动陈皮产业就业5万人。	政治认同、绩效考核、税收增加、解决就业、乡村振兴	13条
	市场价值	● 2017年，丽宫食品公司年产值超1亿元，年纳税总额超1000万元，还在新三板以陈皮为主营业务成功挂牌，获得“新会陈皮第一股”称号。 ● 2019年，产业园带动全区农民收益超过10亿元。其中，加工种植劳务收入达7亿元，支付农地租金超1亿元，实现农民人均增收1.88万元。	企业盈利与上市、果农增收、情怀满足	15条

四、案例发现与理论模型

新会陈皮产业已经完成现代化的转型升级，各类组织在复杂的产业环境中不断演变进化，以满足市场消费需求为目标，以先进科学技术提升产品多元价值。根据计划行为理论，意愿是影响和决定行为最直接的驱动因素，可以激发行为主体积极参与社会经济活动，也即行为人的参与意愿越强烈，其付诸行动的可能性就越大。接下来，本文将基于社会动员、资源编排和价值共创3个构念，结合案例数据析出新会陈皮产业价值共创的因果关系和过程机制，按照“参与意愿→行为逻辑→目标结果”的普适逻辑整合理论模型，深入揭示现代农业价值共创的内在机理，从而推动乡村产业持续健康发展。

(一) 社会动员：参与意愿的双向激发

1. 自上而下的行政动员。行政动员是政府部门依靠自上而下的行政指令开展动员，即上级部门通过总体性支配、行政干预实现对社会的渗透和控制，促使下级部门依托相关资源完成所安排的目标任务。新会区政府高度重视陈皮产业的发展，从1991年开始就对遭受黄龙病侵害的新会柑树苗进行筛选，安排农业相关部门负责清理带病柑树和重新选种，直至1997年繁育出第一批新会柑无病毒苗木，至今已初步建成了无病毒苗木繁育基地。同时，政府立足于新会柑的绿色种植，积极打造新会陈皮区域公共品牌，鼓励企业以市场为目标，生成陈皮产业大数据“一张图”，实现全产业链的产品质量安全追溯，并委托陈皮协会代表政府通过打假和检验检测加强品牌保护。政府和陈皮协会抓住“双地标”成功申报的契机，举办新会陈皮文化大众论坛、陈皮美食旅游节、小青柑交易会、陈皮博览会等展会

和节事活动，尤其是连续五届主导举办了“中国·新会陈皮文化节”，向国内外很好地宣传了新会陈皮品牌。近几年，新会区大力建设新会陈皮国家现代农业产业园，成立了由区长任组长、分管副区长任常务副组长的建设领导小组，通过“大部制”改革开展一门式“大服务”，搭建了区域农业生产性服务综合平台，制定了扶持新型经营主体的奖励补贴政策，出台了促进经济发展的“黄金十条”及其修订版，切实解决了企业和农户的办事难问题，甚至每年预算安排 500 万元贷款贴息，推动了全国首家农产品金融银行——“陈皮银行”的良性运行。研究团队通过访谈发现，新会区农业农村局陈皮产业负责人从大学毕业后一直从事新会柑种植和产业推广相关工作，对新会陈皮产业具有深深的个人情怀，壮大陈皮产业是他终身的追求。梅江庄园农场主说道，“政府对这个产业链的支持很大，农民要感谢政府。纯农业板块的营销是免税的，农产品的粗加工和深加工是肯定按正常的税收政策来进行的，还有这边的水电、金融会有补贴。农业用电价格是每度 0.62 元，比工业用电低一些，这个是公家系统对农业板块的支持”。可见，新会陈皮产业的发展得益于政府超前的战略规划和多年的公共服务基础建设，这种自上而下的行政动员通过正向激励和政府力量调动了各部门的积极性，向社会各界传递了陈皮产业优先发展的强烈信号，注入了政策资源和权威，激发企业在政策诱导和资金撬动下纷纷进场。因而，在中国未来的农业现代化建设中，行政动员仍将发挥主要的推动作用。

2. 自下而上的组织动员。“压力型体制”内的行政动员会造成涉农基层职能部门压力过大、责任过多和负担过重等问题，不仅动员内容不一定能得到龙头企业和广大果农的认可，还可能滋生“等靠要”等懈怠思想，因而需要厘清政府、社会和市场的责任，通过产业内部的组织动员提高当地社会成员的参与热情，让龙头企业和广大果农自主解决市场竞争中面临的问题。新会陈皮产业的组织动员包括 3 个方面：一是龙头企业的动员。新会属于著名的侨乡，许多企业家从其他行业跨界过来种植柑橘和加工陈皮，多是源于对儿时果园的追忆和对陈皮收藏价值的考量。企业的创建人在接受访谈时提到最多的就是“致富不忘壮大家乡的陈皮产业”，于是选择了回乡入驻产业园区和开办陈皮加工厂，打造“农文旅”三产融合平台，为新会陈皮联动二、三产业提供资本和资源。二是科研院所的合作。新会区政府与中山大学、广州医科大学等高校共建了院士站、博士后流动站和工程技术中心等产学研合作平台，让科研力量深度渗入新会陈皮的柑种植、加工和生物科技等环节，以“大科技”推动产业高质量发展。三是果农意识的转变。很多果农将土地流转给龙头企业或合作社，每亩每年收取高达 6000 元的租金，还可将租金入股参与分红，同时自己在种植基地上班，每天工资超过 130 元，甚至有些新型农人化身职业经理人专门从事果园管理，年薪可达 100 万元。另外，很多受过高等教育的果农子女也很乐意返乡，利用先进理念传承父辈的事业。从电商转行种植果园的农户李健邦说道，“很多新会人都对陈皮有特殊的情感。记得小时候，在每年 10~11 月的秋收时节，只要不下雨，大街小巷都在晾晒金黄柑皮，到处弥漫着柑果的香味，由此种下了一个个解不开的陈皮情结”。在当地走动观察时，笔者明显感觉到陈皮文化根植于本土，人人都可以如数家珍地描述新会陈皮的种植环境、两刀和三刀取皮法、柑普茶典故等，新会陈皮俨然已经成为新会区的主导产业，整个社会双向动员的广度和深度令人惊叹，社会资本和“城归”人力资本的下乡热情被充分激发。

（二）资源编排：行动逻辑的层层递进

全方位的社会动员改变了全体参与成员对新会陈皮的心理状态、主观态度和价值观，进而为陈皮产业的发展储备了大量资源。案例分析证实，目前新会陈皮产业已经吸引了社会各界的高度关注，各类社会组织渗透到产前、产中和产后多个生产经营环节，完全超越了单一行政动员的效果，并未出现后续行为不力或产业政策执行不到位的困境。进一步地，根据“参与意愿驱动资源编排行为”的逻辑，新会区政府大力建设农业基础设施，打造了“五位一体”特色产业园，注重发挥企业的带农惠农作用，通过科学编排各类资源，促进了土地、资本、资金、信息和劳动力等生产要素按照市场规律顺畅聚集、聚变和聚焦，构建了种植、加工、创新和品牌推广等综合动态能力，最终在全产业链实现了价值共创。

1.资源聚集阶段。该阶段的重点在于从全社会获取、积累和丰富各类资源，也包括剥离陈旧落伍的资源，形成结构合理的良性资源池。新会陈皮产业发展所需资源散落于多元参与主体的手中，还没有形成有效的合力，只有对参与主体进行社会动员后，通过建立战略联盟或社会关系网络，才能在价值创造过程中整合所需资源。案例分析表明，发展陈皮产业所需资源的形态极其丰富，来源渠道多种多样，甚至还需要从有形资源演化提升为具有某种生产经营能力的无形资源。例如，地理标志保护产品作为支持陈皮产业发展的无形品牌资源，既需要生态绿色的自然资源，也需要特殊而悠久的历史文化遗产资源，并通过口碑的长期积淀和地方政府精心的组织申报才能取得认证许可，之后还要利用大数据进行质量安全溯源，保证地理标志保护产品的公共品牌声誉。此外，要实现新会陈皮产业的规模化，就需要从果农那里流转土地，以便获得独特的气候和水土资源，还得借助先进育苗技术繁育无病毒苗木，再经过绿色种植和手工取皮，将大部分陈皮进行精深加工，进而获得更高的市场增值，因此，整个产业链“处处皆需资源”。在新会陈皮产业发展过程中，也经历了资源剥离的抉择。早期有多种新会柑品种用于栽培种植，但受病虫害和台风的影响，目前主要集中于栽培低矮树种，用药也淘汰了传统农药，转向使用一些新型低毒药品。在资金、资源投入方面，柑之林公司董事长说道，“我建立柑之林这个公司，柑普茶加工是从小青柑一直做到大红柑，种植加工一条龙，投资整条供应链需要启动资金大约1个亿”；而新宝堂公司创建人说道，“其实我们整个陈皮酵素生产的资金投入是两个多亿，包括厂房、人工、科研等，目前这是第一阶段的产品，我们还要继续投入1.8亿元”。可见，广泛的社会动员为资源聚集创造了条件和可能，经过资源的充分获取、积累和剥离，能够自由而迅速地协作整合为“资源—资源”对或多种资源组合，从而不会因为出现资源瓶颈或资源缺失而错过发展机遇。

2.资源聚变阶段。该阶段主要包括资源的稳定、丰富和创新等活动，重点在于打造陈皮产业的综合竞争力，需要从前一阶段形成的资源池中选取并聚合相关资源，使处于静止状态的资源活化为产业发展驱动力，如质量安全追溯能力、产品创新能力、精深加工能力和市场营销能力。案例分析表明，新会区从全国乃至全球多处地点吸纳资源，建设集成大基地、大加工、大科技、大融合和大服务的“五位一体”特色产业园，将资源引向园区和龙头企业等平台，生产“产品+服务”等复合产品。在果农土地及种植资源方面，政府部门鼓励“龙头企业+合作社或基地+农户”的合作模式，统一新会柑的种植、施肥和打药等环节，从源头保证种植的绿色生态品质；近年来，新会区农业农村局和陈皮协会将主导产品定位为新会陈皮和普洱茶混合制作而成的“柑普茶”，与国内八大知名茶叶厂商强强联合，共

同打造品牌生态圈；陈皮协会定期组织开展新会陈皮文化大众论坛、文化节、美食节等活动，倡导入会企业组团参加国内外各类大型展销会，邀请专家学者论道说理，听取社会各界对陈皮产业未来发展的建议和意见，引导陈皮产业与时俱进，突破药食同源的局限，拓宽到“药食茶健”四大领域；新会区农业农村局还委托陈皮协会加强对陈皮品质的检验检测，保障种植生态绿色化、加工高效化和市场定制化，建设陈皮仓储和银行相结合的物流金融平台，采用现代化的管理理念和技术手段提升产业竞争力。正如柑之林公司董事长所说，“现在新会陈皮的加工产品很丰富，可以跟普洱、白茶、红茶等六大茶类相互搭配。我们企业为大益集团、下关集团、普洱集团、七彩云南等国内知名茶企生产制作柑普茶，整箱拿给他们贴牌销售”。可见，通过使园区、龙头企业和产业论坛等多种平台产生化合作用，让所有参与主体开展人际互动、信息共享和知识分享等资源聚变活动，可以使组织起来的资源产生新的产业竞争能力，这种新能力反过来又促进了原能力的提升，螺旋式地催生了其他的新能力，从而化学性地聚变为“资源—能力”对和“原能力—新能力”对，最终推动各类产业载体不断成长壮大。

3. 资源聚焦阶段。该阶段的关键在于按照市场需求，对各种能力进行调用、协调和配置，满足消费者对产品、服务和文化的集成化需求，从而为产业发展赢得竞争优势。案例资料显示，陈皮入药已有上千年历史，清朝大医师叶天仕所开列的著名中医方——“二陈汤”就特别注明要用新会陈皮，可见，新会陈皮的定位一直是作为“和药”来满足中医的处方配伍和药料选用；新会是著名的侨乡，陈皮入菜已家喻户晓，丽宫食品公司开发了陈皮饼、陈皮宴、陈皮茶、陈皮酒等系列产品，其中，陈皮月饼还成为了“人民大会堂指定月饼”，正式进入国宴而成为“现代贡品”；新宝堂公司是百年老店，不仅加工和销售陈皮，最近还从科研院所和高校获取生物科技资源，利用废弃的柑肉生产陈皮酵素，满足消费者调理肠道、排毒养颜、改善睡眠等大健康服务需求；广东省江门市新会区现代农业产业园最近也鼓励龙头企业紧密结合大健康产业，将陈皮的药用保健功效与调味功能相结合，营造独特的陈皮食养文化；甚至有企业为了满足市场对洗涤用品的绿色环保需求，利用柑核和果肉开发了陈皮洗涤液，实现了新会柑的全果实利用，从而避免了废弃物对种植环境的破坏。正如新宝堂公司创建人所说：“我们的酵素口服液虽然每支只有 10 毫升，但所含粗多糖和总黄酮都多于国内一线品牌的同类产品，营养价值是它们的 4 倍以上。根据消费者的大健康服务需求，比如肠道调理、降血压、降血脂、降尿酸以及女士排毒、养颜、改善睡眠等，我们采用生物发酵，不含任何添加剂、防腐剂、香精和色素”。可见，资源聚焦就是要根据具体的市场机会和趋势，相机而动地精准调用产业动态能力，进而对这些能力不断协调和配置，以满足市场的个性化需求，从而派生出“能力—需求”对，最终铸造产业竞争优势。

（三）价值共创：多元主体的同频共振

现代农业通过“产加销”“农文旅”等三产融合形式推动产业兴旺发展，新会陈皮提供了一个真实例证。在社会动员和资源编排的序贯作用下，所有参与主体共同创造了市场和公共服务等多元价值，实现了整个陈皮产业的可持续增长，集中体现为新会柑种植面积、柑皮产量、加工企业数、总产值、品牌价值等产业指标的逐年提升，具体见表 3。新会陈皮产业的价值共创成果集中体现在 4 个方面：其一，当地政府主管部门获得了政治认同。政府基层组织的工作业绩得到了上级部门的肯定，在推进乡村振兴战略过程中促进了地方产业的发展。农业农村部、省农业农村厅以及市级领导经常来考察新

会陈皮产业，遇到重大节事活动都会出席并讲话，大大鼓舞了政府基层人员的工作激情。其二，陈皮协会作用凸显。陈皮协会自成立开始，就代表政府部门提供一些准公共服务，如通过加强对新会陈皮的品质保障和检验检测，很好地维护了地理标志保护产品的公共品牌价值；同时，作为会员企业的沟通平台，陈皮协会确定“柑普茶”为产业主导产品，通过多种途径帮助企业解决研发难题。其三，涉农企业年年盈利。许多企业管理者已经认识到新会陈皮具有较高的文化、药用和保健价值，他们的子女读完大学后也乐意返乡承接父业，新生代的参与主体为产业发展注入了源源不竭的动力。目前，新会陈皮产业拥有 12 家龙头企业，加工产品品种达 100 多个，2019 年全产业总产值达 70 亿元，相关企业年纳税额超 30 亿元，其中，丽宫食品公司年产值已超 1 亿元。陈皮村市场股份有限公司作为新会陈皮的三产融合平台，带动了 1500 户农户从事陈皮产业化经营，2019 年共同增收 4900 万元。其四，果农实现增收。新会陈皮产业带动一方农民共同富裕，许多果农充分地分享了经营性、财产性、工资性和转移性等各种收入。根据新会区农业农村局的行业调查数据，2019 年新会陈皮国家现代农业产业园带动全区农民直接收益超过 10 亿元，实现园区农户户均增收 7.5 万元，人均增收 1.88 万元。

表 3 新会陈皮产业发展指标变化情况

年份	柑种植面积(万亩)	柑皮产量(吨)	加工企业(家)	总产值(亿元)	品牌价值(亿元)
2015	6.0	3000	32	18	—
2016	6.5	3500	83	30	37.08
2017	7.0	4300	197	50	57.28
2018	8.5	5000	258	66	89.10
2019	10.0	6250	276	70	126.20

根据上述基于“意愿—行为—结果”逻辑的案例分析可以发现，新会陈皮产业已经形成了“政府引导、协会推动、企业经营、果农参与”的多方互动格局。一条清晰的产业链价值共创故事线浮现出来，将新会陈皮产业的价值共创模式做适当拓展，就可以推知现代农业价值共创的过程机制（见图 1）。

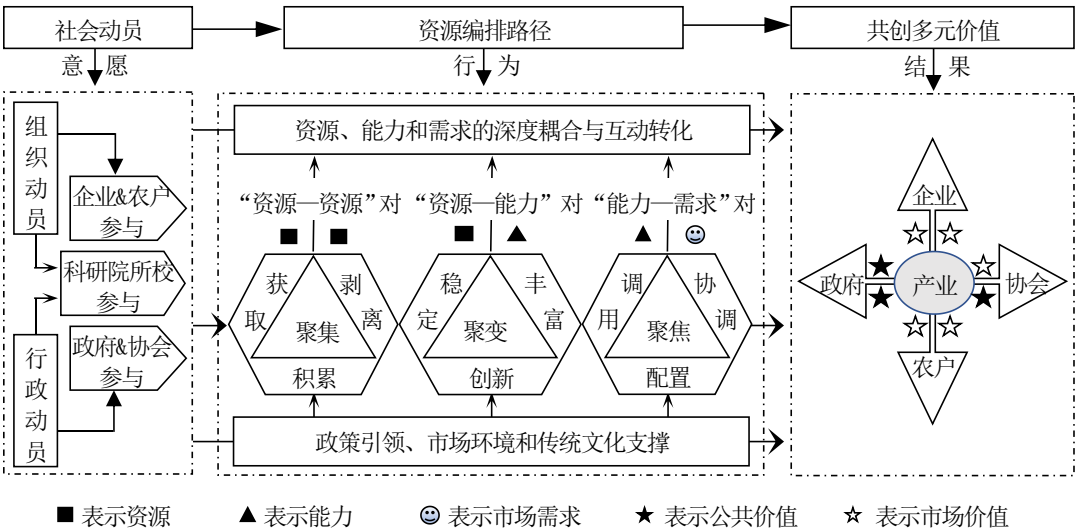


图 1 现代农业价值共创过程机制图

首先，通过双向的社会动员，所有参与主体达成了高度一致的资源投入意愿，在全社会范围内为新会陈皮产业注入了发展活力；其次，产业链所需的各类人力、社会和经济资源，需要进行科学编排，遵循“聚集—聚变—聚焦”的编排路径，每个阶段分别产生“资源—资源”“资源—能力”“能力—需求”的配对，通过将资源转化为能力满足市场需求；最后，建成了高效的集“种植、加工、金融、物流、电商、文化旅游”于一体的全产业链，形成了多元价值共创的产业兴旺格局。

五、研究结论与政策启示

新会陈皮产业的价值共创过程主要体现为参与主体通过有序互动，共同将各种资源转化为产业动态能力，满足市场需求，从而实现共创价值的多元统一。该案例贯彻了乡村产业兴旺的建设理念，立足于乡土特色农产品，让二、三产业主动“接农”，大力发展后续精深加工、文化旅游、大健康等产业体系，连农带农惠农效果明显，龙头企业和合作经济组织也找到了长久的事业，这是乡村振兴战略的有益尝试。

本文的研究结论透析了现代农业价值共创过程的理论“黑箱”。第一，小农户有效衔接了现代农业，而不是被挤出。许多学者认为龙头企业的入场会对农户产生“挤出效应”，导致小农户与现代农业的衔接失效，然而通过全方位动员，尤其是果农动员，可以为农业产业化发展营造良好的氛围，使农业产业链增加更多更优的就业岗位，给农户以及新生代的新型农民提供多元价值创造和分享的机会。第二，新会陈皮产业的发展经验回应了业界关于“同样有资源而发展结果迥异”的疑惑。现代农业资源包括自然气候、土壤水质、历史人文、地理标志等，其中，绝大多数资源具有鲜明的独特性，但要想在现有资源基础上赢得持续的竞争优势，还需要跨界聚集产业内部和外部资源，使资源聚变为产业发展的核心竞争力，精准聚焦市场客户的个性化需求，真正发挥市场机制在资源配置中的决定性作用。第三，政学两界关于“现代农业必须走三产融合道路”的结论得到了验证。在三产融合的过程中，既要在发展农业生产的基础上培育新产业、新业态和完善产业体系，又要利用发达的非农产业全面提升现代农业价值。

基于本文的研究结论和理论贡献，可以得到以下政策启示：第一，地方政府在推动产业发展时，应该打好“行政+组织”双向动员的组合拳，此过程本身就是在宣传和培育产业链，从而调动各参与主体的主动性和积极性。第二，政府相关部门应该注重特色农产品的市场需求，合理编排自然、人力、社会和经济等资源，创造产业动态能力，深挖产业潜在价值，而不能仅仅停留在初级产品层次上。第三，政府和行业协会应结合地方特色、历史文化等先天优势定位产业主导产品，只有跨界融合外部互补资源，加强本地人才培养和培训，才能通过企业受益和农户增收发展可持续性产业。

参考文献

- 1.陈惠芳, 2018:《价值网络视角下医疗服务价值共创模式研究——基于某三甲医院的案例分析》,《上海管理科学》第2期。
- 2.高志军、刘珊, 2017:《服务主导逻辑下服务生态系统的价值创造研究》,《服务科学和管理》第2期。

- 3.简兆权、肖霄, 2015:《网络环境下的服务创新与价值共创: 携程案例研究》,《管理工程学报》第1期。
- 4.蒋永穆、戴中亮, 2019:《小农户衔接现代农业中的价值创造与价值获取》,《社会科学研究》第4期。
- 5.刘新梅、赵旭、张新星, 2017:《企业高层长期导向对新产品创造力的影响研究——基于资源编排视角》,《科学学与科学技术管理》第3期。
- 6.刘源、王斌、朱炜, 2019:《纵向一体化模式与农业龙头企业价值实现——基于圣农和温氏的双案例研究》,《农业技术经济》第7期。
- 7.孟韬、姚晨、胡海洋, 2019:《共享办公情境下创业者资源编排路径——基于资源编排理论》,《技术经济》第2期。
- 8.穆娜娜、孔祥智、钟真, 2016:《农业社会化服务模式创新与农民增收的长效机制——多个案例的实证分析》,《江海学刊》第1期。
- 9.塞缪尔·P. 亨廷顿, 2008:《变化社会中的政治秩序》, 王冠华等译, 上海: 上海人民出版社。
- 10.王诗宗、杨帆, 2018:《基层政策执行中的调适性社会动员: 行政控制与多元参与》,《中国社会科学》第11期。
- 11.魏智慧, 2016:《乡土性与现代性: 集镇社区动员机制的可行性分析》,《社会科学战线》第8期。
- 12.许晖、张海军, 2016:《制造业企业服务创新能力构建机制与演化路径研究》,《科学学研究》第2期。
- 13.叶敏, 2017:《城镇化进程中的新农村建设: 社会动员及其治理功效——对皖南东镇的历时性观察》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第5期。
- 14.张月莉、王再文, 2018:《农业集群品牌经营主体价值共创行为产生机理——美国“新奇士”品牌的探索性研究》,《经济问题》第5期。
- 15.周文辉、曹裕、周依芳, 2015:《共识、共生与共赢: 价值共创的过程模型》,《科研管理》第8期。
- 16.朱文珏、罗必良, 2018:《农地价格幻觉: 由价值评价差异引发的农地流转市场配置“失灵”——基于全国9省(区)农户的微观数据》,《中国农村观察》第9期。
- 17.Badrinarayanan, V., I. Ramachandran, and S. Madhavaram, 2019, “Resource Orchestration and Dynamic Managerial Capabilities: Focusing on Sales Managers as Effective Resource Orchestrators”, *Journal of Personal Selling & Sales Management*, 39(1): 23-41.
- 18.Carnes, C. M., F. Chirico, M. A. Hitt, D. W. Huh, and V. Pisano, 2017, “Resource Orchestration for Innovation: Structuring and Bundling Resources in Growth- and Maturity-Stage Firms”, *Long Range Planning*, 50(4): 472-486.
- 19.Chirico, F., D. G. Simon, S. Sciascia, and P. Mazzola, 2011, “Resource Orchestration in Family Firms: Investigating How Entrepreneurial Orientation, Generational Involvement, and Participative Strategy Affect Performance”, *Strategic Entrepreneurship Journal*, 5(4): 307-326.
- 20.Cui, M., and S. L. Pan, 2015, “Developing Focal Capabilities for e-Commerce Adoption: A Resource Orchestration Perspective”, *Information & Management*, 52(2): 200-209.
- 21.Deutsch, K. W, 1961, “Social Mobilization and Political Development”, *The American Political Science Review*, 55(3): 493-514.
- 22.Grönroos, C., 2012, “Conceptualising Value Co-creation: A Journey to the 1970s and Back to the Future”, *Journal of Marketing Management*, 28(13/14): 1520-1534.

- 23.Gummesson, E., and C. Mele, 2010, “Marketing as Value Co-creation through Network Interaction and Resource Integration”, *Journal of Business Market Management*, 4(4): 181-198.
- 24.McCarthy, J. D., and M. N. Zald, 1977, “Resource Mobilization and Social Movements: A Partial Theory”, *The American Journal of Sociology*, 82(6): 1212-1241.
- 25.Miles, B. M., and A. M. Huberman, 1994, *Qualitative Data Analysis: An Expanded Sourcebook*, Thousand Oaks, CA: Sage.
- 26.Prahalad, C. K., and V. Ramaswamy, 2000, “Co-opting Customer Competence”, *Harvard Business Review*, 78(1): 79-87.
- 27.Rogers, T., N. J. Goldstein, and C. R. Fox, 2018, “Social Mobilization”, *Annual Review of Psychology*, 69(1): 357-381.
- 28.Simon, D. G., M. A. Hitt, R. D. Ireland, and B. A. Gilbert, 2011, “Resource Orchestration to Create Competitive Advantage: Breadth, Depth, and Life Cycle Effects”, *Journal of Management*, 37(5): 1390-1412.
- 29.Yin, R. K., 2014, *Case Study Research: Design and Methods (The fifth edition)*, Thousand Oaks, CA: Sage.

（作者单位：¹重庆工商大学管理科学与工程学院；

²南京农业大学经济管理学院）

（责任编辑：张丽娟）

Value Co-creation of Modern Agriculture from the Perspectives of Social Mobilization and Resource Orchestration: A Case Study of the Tangerine Peel Industry in Xinhui

Zhang Dehai Fu Jingfang Chen Chao

Abstract: The participation of multiple agents in value co-creation is of great significance to promote agricultural and rural modernization. Based on the theories of social mobilization and resource orchestration, this article observes and analyses the process mechanism of value co-creation in modern agriculture based on a case study of the tangerine peel industry in Xinhui. The results show that under the drive of two-way social mobilization and scientific arrangement of industrial resources and capabilities according to the market rules, value co-creation can be realized. The top-down administrative mobilization can mobilize policy resources, while the bottom-up organizational mobilization can attract leading enterprises and farmers, jointly giving birth to a new industrial value chain. The resource orchestration of the case industry contains three phases of “gathering - forming - spotlighting”, i.e., multiple values can be created by gathering key resources, forming dynamic capabilities and spotlighting market demand. By revealing the black box of the co-creation process of industrial value, the study explores a feasible path of industrial sustainable development on the basis of successful experience, so as to provide new ideas for the development of modern agriculture.

Key Words: Modern Agriculture; Social Mobilization; Resource Orchestration; Value Co-creation; Xinhui Tangerine Peel

乡村旅游高质量发展： 内涵特征、关键问题及对策建议*

于法稳¹ 黄鑫² 岳会³

摘要：乡村旅游是促进乡村振兴的重要载体，也是助力脱贫攻坚的重要抓手。全域旅游上升为国家战略之后，乡村旅游呈现出“井喷式”的发展态势。面对此次突发的新冠肺炎疫情的冲击，乡村旅游更加迫切需要从注重数量向高质量发展转变，为人们提供一个更加健康、安全、优质的旅游环境。本文运用生态经济协调发展理论对乡村旅游高质量发展进行理论阐释，在此基础上凝练了乡村旅游高质量发展的概念和内涵特征，并从发展规划的整体性与科学性、资源可持续、产业融合、人才队伍建设、旅游产品和服务、保障措施等六方面甄别出实现乡村旅游高质量发展的关键问题，基于关键问题的解决，提出了实现乡村旅游高质量发展的对策建议。

关键词：乡村旅游 高质量发展 绿色发展 内涵特征

中图分类号：F590.3 **文献标识码：**A

一、引言

新时代，乡村旅游不仅是实施乡村振兴战略的重要动力源，而且在优化乡村优质资源环境、拓展农村经济高质量发展新空间的过程中发挥了重要作用（张碧星，2018），对巩固精准扶贫成效具有重要的意义（于法稳，2019；乌兰，2018）。相关数据显示，2019年，中国乡村休闲旅游总量达32亿人次，旅游消费规模超过8500亿元^①。在全域旅游理念提出并推广之后，乡村旅游呈现出“井喷式”的发展态势，乡村旅游在旅游业中的地位更加突出。党的十九大报告指出，“中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段”（习近平，2017）。为了顺应时代发展趋势，国家高度重视乡村旅游的发展，密集出台了一系列保障乡村旅游发展的配套政策及实施方案，有效地推动了乡村旅游的高质量发展。然而，

*本研究受国家社科基金重点项目“加快建设农业废弃物资源化利用政策研究”（项目编号：17AZD012）、中国社会科学院国情调研重大项目“中国生态环保督察制度实施状况调研”（项目编号：GQZD2020015）、山东省社会科学规划研究专项“基于乡村振兴的山东省农产品地理标志在农业三大体系构建中实施效果评价”（项目编号：18CCXJ04）的资助。

^①参见：《农业农村部：4月以来全国乡村休闲旅游业接待游客1.5亿人次》，http://zw.china.com.cn/2020-04/28/content_75986802.html。

2020年初突如其来的新冠肺炎疫情，涉及范围广、延续时间长，乡村旅游业基本上都处于“停摆”状态，短期内受到较大的负面冲击。居家防疫使城乡居民亲近自然的需求被压抑，迫切需要释放的窗口。疫情过后，人们回归自然的欲望一定会更加强烈，同时也会对健康、高质的旅游环境提出更高的要求，乡村旅游将迎来发展的契机。基于此，运用生态经济学理论阐释乡村旅游高质量发展，能够更加精确概括其概念和内涵特征，通过甄别乡村旅游高质量发展中的关键问题，提出实现乡村旅游高质量发展的对策建议具有一定的实践指导价值。

二、相关文献综述

国外关于乡村旅游的系统研究开始于19世纪70年代，早期主要集中在乡村旅游的概念（Pizam et al., 1978; Gilbert and Hudson, 2000）和特点（Milman and Pizam, 1988）；当前，研究内容主要集中于政府在乡村旅游中的作用（Rasoolimanesh et al., 2017; Nooripoor et al., 2020）、旅游动机（Park and Yoon-Shik, 2009）、旅游市场细分和营销（Pato and Kastenholz, 2017）等方面。一些研究指出依据旅游动机开发产品及旅游主题设定，有助于乡村旅游长期可持续发展。关于乡村旅游评价标准的研究指出，游客满意度、旅游目的是决定因素（Gilbert and Hudson, 2000），并依此从营销学角度推出相应的旅游模式和产品有利于经济发展（Briedenhann and Wickens, 2004; Pato and Kastenholz, 2017）。然而当前国外还没有开展乡村旅游高质量发展的相关研究，仅聚焦在乡村旅游可持续发展（Cucari et al., 2019）、旅游资源质量（Hyun, 2018）等方面。

相对而言，中国乡村旅游的相关研究总体起步较晚，已有的研究主要侧重于不同区域乡村旅游发展存在的问题（李涛，2018；张洪昌、舒伯阳，2019；于法稳，2019）、对策（杨德进、白长虹，2016；胡静，2018；张碧星，2018；李周，2020）以及乡村发展模式等方面。关于乡村旅游高质量发展，国内还尚未有准确定义以及深层次剖析，仍具有较大的研究拓展空间。

1.有关乡村旅游发展模式及存在问题方面的研究。从乡村旅游发展的历史脉络来看，可以划分为产业萌芽、产业发展、快速扩张、提质增效四个阶段，所对应的经营模式分别是自主经营、合作经营、股份合作经营、市场混合经营（李涛，2018）；若从经营主体的视角切入，可以将其划分为社区主导、企业主导、政府主导及其多元互嵌的组合模式（张洪昌、舒伯阳，2019）。当前，中国乡村旅游正处于由初级发展阶段向规范发展阶段的过渡期，存在的问题也逐渐浮现出来，如发展模式单一，区域特色不明显；一二三产业融合程度不足，产业优势没有得到有效发挥；对文化要素挖掘深度不够，缺乏可持续发展的活力等（田洪，2019）；同时，还面临着基础设施落后、资金和技术人才匮乏、特色项目不足等多重困境（秦杨，2019）。总体来说，乡村旅游发展普遍存在着“先天不足”“运营不当”“保障不力”等问题（于法稳，2019）。

2.有关乡村旅游发展水平及影响因素方面的研究。评价乡村旅游发展水平，甄别其中的关键问题，可以为推动乡村旅游高质量发展提供科学依据。以四川为例的省级层面评价结果表明，四川省乡村旅游总体处于中等水平，但具备较大的发展空间，关键在于不断提升乡村旅游的竞争力（武少腾等，2019）。地级、县域层面的竞争力评价结果显示，乡村旅游竞争力水平呈现出明显的空间差异性。资源禀赋、

自然环境、经济基础及客源市场、设施完善程度、旅游产品销售能力等都是不同程度地影响乡村旅游竞争力的因素（胡宇娜等，2015；王新越、朱文亮，2019），只有破解乡村旅游发展的制约性因素，才能提高其竞争力，推动乡村旅游的高质量发展。在乡村旅游发展的多种驱动因素中，内部和外部驱动因素之间的彼此耦合，对乡村旅游的影响较大（陈志军、徐飞雄，2019）。从乡村旅游发展的主体视角来看，农民维持的“亲缘网络”能够有效推动乡村旅游发展，带动农民自主创业（张环宙等，2019）。投资收益、回报预期、主体风险承受能力等因素也是影响乡村旅游发展的重要因素（李涛，2018）。从乡村旅游的游客视角来看，原地重游意愿主要取决于乡村旅游地品牌和情感的寄托（王跃伟等，2019）。

3.有关乡村旅游发展路径与对策方面的研究。在众多的乡村发展路径中，旅游业对乡村振兴的推动作用已经成为各界的共识。在旅游导向下，实现“大旅游”与“大农业”的相互渗透，重构乡村的生产、生态、生活和文化空间，促进城乡融合发展，就是要着眼于“三农”，着力于“三生”，以旅游发展为主导或推动，改变农村现状，拉动就业、带动农村人口“回笼”，完善基础设施和提高社会福利，在业已分化的城乡差别基础上重构城乡之间的有机联系和统一（胡静，2018）。对于贫困地区来说，乡村旅游与精准扶贫联动，关键在于提升旅游扶贫生态效率，具体包括新技术旅游扶贫、负责任旅游扶贫、便利化旅游扶贫、精准性旅游扶贫、全覆盖旅游扶贫和高质量旅游扶贫（杨德进、白长虹，2016）。除了以上的融合和衔接发展思路之外，乡村旅游发展还必须从休闲者的需求、竞争力的提升和可行性的分析三个发展策略出发，同时处理好几对关系，主要围绕长期效益、改进供给、中低端市场、文化创新、慢生活和保障公平竞争，恢复旅游资源的公共品属性，进一步促进旅游业的健康发展（李周，2020）。鉴于当前乡村旅游产业化发展的实际情况，乡村旅游应该从产业链的全局谋划实现高质量发展的路径（张碧星，2018）。为此，首先需要考虑乡村旅游发展的前期准备工作，处理好乡村旅游与城市旅游、旅游资源开发与保护、公共利益与个体利益、“农家乐”等重要关系（崔凤军，2006），其次依据乡村旅游自身特点，强化运营管理的同时，要加强保障体系建设（于法稳，2019），以推动乡村旅游高质量发展。特别是，随着绿色发展理念的普及，消费者对乡村旅游地供给需求将呈现出多元化特点，乡村旅游地所面临的竞争也越来越激烈（陈志军、徐飞雄，2019），需要实施项目创新、强化政府的监管、增加基础设施的投入，为乡村旅游创造和谐的发展环境（张众，2020）。另外，乡村旅游亟待探索新的发展方式，优化创新思维，在与文化创意融合共生的过程中，充分体现乡土文化多样性，挖掘乡土文化的潜力，保护、传承和弘扬民俗、人文、服饰、饮食、民居等文化元素，不断丰富乡村旅游的产品与业态（王跃伟等，2019）。总之，乡村旅游发展应采取差异化、特色化、共享化的开发战略（桂拉旦等，2018）。上述文献为本研究提供了理论与实践层面的借鉴。本文的边际贡献可能体现在如下方面：一是基于生态经济学理论分析，对乡村旅游高质量发展的概念进行了界定，并对其内涵特征进行了剖析；二是甄别乡村旅游发展中的关键问题，在此基础上提出了推动乡村旅游高质量发展的对策建议。

三、乡村旅游高质量发展的理论分析

引用生态经济协调发展理论作为乡村旅游高质量发展理论分析工具，就是要在高质量发展时代语境下，界定乡村旅游高质量发展的概念，剖析其内涵特征，从而为乡村旅游高质量发展实践提供理论

指导。

（一）乡村旅游高质量发展的理论依据

环境与经济协调发展是一种全新的经济发展观，也称为生态经济协调发展观。可持续发展，其根本点是经济、社会的发展与资源、环境协调，核心就是生态与经济相协调（刘国光，1996）。经济发展和生态环境协调理论的涵义，就是实现两个子系统及其内部各要素之间，按照一定数量和结构所组成的有机整体，配合得当，有效运转（谭崇台，2000）。生态经济协调发展理论指导实践，逐步向可持续发展领域进行融合和延伸，实质是把经济发展控制在生态环境所能承受的经济增长能力的阈值内，既能兼顾经济增长又能实现生态环境保护，保持良性循环状态。该发展模式的显著特征是以资源优化配置、合理利用为基础，以高水平的协调发展模式，来提升人类对生活的满意度。

本文主要基于经济发展和生态环境协调发展的内涵认知，分析乡村旅游如何围绕高质量主线，从以往的供需错位、粗制滥造、同质模仿、产能低效发展转向供需匹配、绿色发展、文旅融合、产业高效发展，以更好地满足多元、创新、体验的旅游需求。有利于甄别出乡村旅游高质量发展需要关注的关键问题，提出相应的对策建议。

1. 乡村旅游高质量发展要求供需匹配。乡村旅游市场的运作是依托旅游需求和旅游供给来实现的。随着经济社会发展水平的提高，旅游消费成为公众的普遍需求，大众旅游活动常态化、大众化、散客化发展态势凸显。从经济学角度来说，公共供给需要适应公共需求的规律。因此为了满足游客休闲旅游需求，在公共供给方面，乡村旅游农家乐、特色小镇、生态农庄等如雨后春笋“遍地开花”，旅游产品“百花齐放”，旅游服务设施建设不断得到完善。进入全域旅游的新时代后，大众旅游群体消费逐渐升级，精神文化需求日益增长，旅游公共需求群体更加多极化，旅游需求个体呈现出差别化和个性化特征，对优质、完善的乡村旅游环境偏好更加强烈。同质化、单一化、低水平的乡村旅游产品和服务供给已不再能够满足旅游群体对高品质、高效率旅游体验的需求。乡村旅游要得到更长足的发展，迫切需要提质增效升级。从满足人们对美好生活需要出发，精准对接游客需求，通过拓展旅游方式、更新旅游内容，提供高质、有效供给以满足旅游群体不断变化的需求，是乡村旅游高质量发展的重要内涵。

2. 乡村旅游高质量发展注重绿色发展。新时代，在绿色发展理念的指导下，乡村旅游发展的目的就是丰富乡村的发展路径，激发乡村经济发展活力，实现经济、社会和生态的协调和统一。重视绿色发展，是乡村旅游高质量发展的应有之义，也是时势使然。早期乡村旅游大都无视可持续发展，因为一些无序规划、盲目开发行为，致使大量乡村资源被破坏、环境遭受损耗，对生态环境负面影响很大。进入新时期后，国家层面提出的牢固树立绿色发展观，践行“绿水青山就是金山银山”的绿色发展理念为乡村旅游提供了基本遵循，加之，外部市场环境和自身发展优势的凸显，乡村旅游已经基本回归到优先保护资源、用最少的资源消耗换取最大经济效益的状态。乡村旅游高质量发展内涵包括了提供优美的生态自然环境，开发优质的、独具特色的绿色旅游产品，满足游客的物质和精神双重需要。遵循“绿水青山就是金山银山”和“山水林田湖草是一个生命共同体”一系列绿色发展实践理念，把生态经济观、生态技术观、生态文明观等融入到乡村旅游发展之中，才能实现乡村旅游的高质量发展。

3. 乡村旅游高质量发展追求文旅融合。文化是乡村旅游发展的核心元素符号。乡村的每个人都拥有浓厚的“乡土”情结，即使走出乡村，也有着“乡愁”，于是，乡村旅游发展成为了这些人的精神依托，承载起城市人回归田园，返璞归真的重要功能。纵观乡村旅游内容，无论是农耕技术、生活习俗还是民间工艺等，均蕴含着深厚的优秀传统文化，承载着珍贵的历史文化，具有明显的区域性、民族性特色。但是随着城镇化的推进，乡村传统出现了“沦陷”迹象，例如古村落趋于消失，传统技艺丢失，甚至乡村文化衰落，产生了内容变异、形式低俗等问题（桂拉旦等，2018）。此外，乡村旅游景点普遍缺乏创意，旅游产品项目的规划设计背离乡村特色，形式结构趋同、档次低级。乡村旅游高质量发展的使命和责任就是保育和传承乡土文化，用较低的环境资源代价换取较高的经济效益，更好地满足游客高质量精神文化的个性、多元体验要求。根据不同区域的文化特点，充分挖掘旅游地的独特文化价值和旅游魅力，提升乡村旅游的文化融合水平，特别是构筑并展现文化元素符号平台（罗文斌等，2019），推动乡村旅游向精品化和品牌化发展，能够增强在市场竞争中的辨识度，从而更好地唤醒乡村记忆，增强文化自信。

4. 乡村旅游高质量发展推进产业高效。乡村旅游的高质量发展就是要实现乡村特色资源的良性循环利用。现时代，人类日益增长的物质文化需求能力与生态环境的再生产能力之间的差距正在扩大。基于此，在乡村旅游生态循环系统中，应该尽可能地减少资源投入和环境消耗，引用绿色生产技术来提高生态资源再生产和再利用，培育高效产业的同时，降低废弃物的处理量，进而促进经济社会和自然生态之间物质能量的永续循环发展。达到乡村旅游资源物质多级利用，也是乡村旅游提质升级的动力支撑所在。乡村旅游通过大力发展“+乡村旅游”，充分挖掘优美的自然景观、丰富的农业资源、深厚的文化传统等元素符号，提供丰富的旅游吸引物。游客在旅游过程中产生的娱乐、饮食、购物、考察等消费，也会促进农民增收，逐渐吸引农户向非农化转移就业。另外，人才和技术支撑也能够为丰富旅游产业业态、实现产业结构优化和效能提升提供保障。

（二）乡村旅游高质量发展的概念界定

同“可持续发展”相比，“高质量发展”是新时代更加具有深刻性、战略性的一种发展策略。可以说，可持续发展是高质量发展的基础和前提，高质量发展是实现可持续发展的根本路径。在高质量发展的时代语境下，我们并不是要否定可持续发展思想，而是要在可持续发展的基础上更加强调领域范围内的“质量”和“效率”。根据当前的社会发展时代需求，高质量的有效供给比“可持续发展”更加契合乡村旅游发展实况，更加具有针对性。因此，乡村旅游应该秉承高质量发展原则具体从供需匹配、绿色发展、文旅融合、产业高效四个方面发力。

在中国乡村旅游发展实践中，也出现了很多典型范例，最具典型意义的就是浙江余村。其实践表明，“绿水青山就是金山银山”理念不仅转变了余村人的行为，从原来的开矿转为封山育林、保护环境，更重要的是推动了余村产业的绿色转型升级，走向了乡村旅游高质量发展之路，在满足人民日益增长美好生活需要的同时，实现了经济发展和农民收入水平的提高。正如习近平总书记所讲：经济发展不能以破坏生态为代价，生态本身就是一种经济，保护生态，生态也会回馈你。

通过上面的分析，本文认为，乡村旅游高质量发展是指在习近平生态文明思想指导下，坚持绿色

发展理念，全面践行“绿水青山就是金山银山”，基于乡村独特的人文、生态环境资源的利用与质量提升，以科学的乡村旅游规划为引领，以创新乡村旅游产品，增强“乡村性”作为旅游核心吸引物，以“+乡村旅游”实现产业融合发展为途径，为城乡旅游者提供充足、优质、安全、健康的绿色旅游商品，满足其日益增长的美好生活需要，实现生态与经济的和谐发展，以及生态效益、经济效益与社会效益的统一，助力乡村产业振兴和精准扶贫的一种发展模式。

（三）乡村旅游高质量发展的内涵特征

基于乡村旅游高质量发展的概念，可以从如下几个方面剖析乡村旅游高质量发展的内涵特征。

1. 乡村旅游高质量发展以绿色发展理念为指导。追求绿色、追求生态、追求健康成为新时代的消费时尚，人口返璞归真、走向乡村、回归自然已是大势所趋。特别是全域旅游理念的提出和推广，更是为乡村旅游向高质量发展提供了良好的发展契机。因此，在发展过程中，应坚持绿色发展理念为指导，践行“绿水青山就是金山银山”，处理好经济发展和生态保护之间的关系，创设一个自然生态保持完好、农村传统习俗纯朴的乡村环境，增强乡村地区的旅游吸引力同时，也能够满足游客对自然优美生态环境的向往。

2. 乡村旅游高质量发展以资源的可持续利用为前提。推动乡村旅游高质量发展任重道远，要充分考虑乡村旅游的资源本底，强化生态保护。在绿色发展理念的指导下，科学考量乡村环境承载能力，准确判断乡村资源可持续利用的阈值，在有效保护的基础上科学规划，利用环境友好型技术进行梯次开发，才能真正留得住青山绿水，推进乡村旅游由数量粗放型向质量精细型转变，实现资源的可持续利用。只有生态环境保护好了，乡村旅游才具备高质量发展的资源与环境基础。

3. 乡村旅游高质量发展以产业融合为路径。乡村旅游作为乡村产业振兴的全新业态，也是绿色发展新动能的重要内容，需要从全产业链视角寻求发展的路径。创新乡村旅游高质量发展的模式，通过“农业+乡村旅游”“体育+乡村旅游”“节庆+乡村旅游”“文化+乡村旅游”“康养+乡村旅游”“教育+乡村旅游”等模式，聚焦聚力产业融合，推进旅游与农业、教育、文化、康养等产业深度融合，拓展乡村旅游发展新空间，加快培育新产业、新业态。同时，借助“互联网”等信息技术，助推乡村旅游向终端型、体验型、智慧型、循环型发展。

4. 乡村旅游高质量发展以提供绿色旅游产品为内核。相比较于其他海滨度假等高消费的休闲旅游形式，乡村旅游越来越备受青睐的主要原因在于，乡村旅游更加经济实惠，可以更好地满足现代人贴近自然、寻根怀旧情结的向往和需要。新时期，推动乡村旅游高质量发展，就是要深入挖掘和保护乡土文化、乡土记忆和乡土特色等，创设特色产品品牌。围绕乡村资源可持续发展，推动乡村旅游多元化、精品化和品牌化发展，提供充足、优质、安全的绿色旅游产品，既能满足游客的物质需求也能丰富精神的需要。

5. 乡村旅游高质量发展以农业强、农民富、农村美为目标。新时代，乡村旅游高质量增长坚持“以农为本”，把农业农村视为依托，注重整合未被充分利用的资源，实施规模化、产业化生产和经营。围绕三产融合，实现多种形式“农业+”，拓宽农业功能，提升产业综合效益，实现“农业强”的目标。乡村旅游高质量发展能够创造出新的经济增长点，促进农民转移就业创业，增强乡村致富的辐射，农

民作为乡村旅游受益主体，共享发展红利，达成“农民富”的目标。生态、宜居、健康氛围是游客在乡村旅游过程中最注重的感受，通过改水改厕、禽畜圈养、拆除违章建筑等措施塑造良好的村容整洁面貌，实现“农村美”也是乡村旅游高质量发展的一个重要目标。

6. 乡村旅游高质量发展以生态与经济协调发展为归宿。对乡村旅游发展而言，“绿水青山”无疑是关键因素之一。习近平总书记曾经说过：“绿水青山就是金山银山”“冰天雪地也是金山银山”。值得注意的是，“绿水青山”只是一种优质资源，是一种潜力，是一种竞争力，也是一种可持续力，但其自身无法转化为“金山银山”。乡村旅游则是连接“绿水青山”与“金山银山”的有效桥梁。特别是在经济欠发达地区，区域良好的生态环境为实现乡村旅游高质量发展提供了基础，也为实现生态效益向经济效益、社会效益转变提供了可能。在乡村旅游高质量发展中，应牢固树立保护生态环境就是保护生产力，改善生态环境就是发展生产力的理念，处理好生态目标与经济目标、数量目标和质量目标、长期目标与短期目标之间的关系，走出一条生态与经济协调发展的新路。

四、乡村旅游高质量发展关键问题的甄别

乡村旅游在“井喷式”发展扩张过程中，不可避免地会出现发展模式单一、产品种类雷同、发展能力不足、服务质量差、辐射带动能力弱等一系列问题。甄别这些问题，是实现乡村旅游高质量发展的重要前提。

（一）乡村旅游规划的科学性、前瞻性和可操作性

理论上讲，科学性、前瞻性、可操作性是规划的三大特性。制定乡村旅游高质量发展规划是一个系统工程，需要对区域乡村旅游资源及其分布进行调查，对发展乡村旅游进行SWOT分析，科学评价乡村旅游资源及环境的生态承载能力，以及乡村居民参与发展乡村旅游的意愿。在此基础上，再依次确定乡村旅游发展的重点任务、项目的区域分布及实施的时间表、路线图。在乡村旅游发展的理念方面，需要体现出前瞻性特点。特别是，在新发展理念指导下，只有提出符合乡村实际的发展思路、发展模式，才能够引领乡村旅游高质量发展。在实施路径及对策保障方面，则要体现出可操作性。规划应注重措施的落地，只有符合区域实际，发展主体才能够开展具体实践操作。

从现实来看，当前很多地方尚未制定乡村旅游发展规划，一些地方即使有乡村旅游发展规划，也缺乏科学性、前瞻性及可操作性。已有规划存在如下突出问题：一是乡村旅游发展主题或内容的同质性，多以“走一走、看一看、尝一尝”为主，田园采摘是最有代表性的主题，缺乏高端的体验、休闲、领悟的内容。二是乡村旅游发展模式的同质性。基层调研发现，乡村旅游发展所采取的模式多是“政府引导型”“企业主导型”“能人带动型”，参与性、带动性明显不足。因此，注重规划的科学性、前瞻性和可操作性，对推动乡村旅游高质量发展尤为重要。

（二）乡村旅游资源的可持续利用

广大乡村原生态环境和特色资源是乡村旅游发展的基础。随着全域旅游理念的普及，乡村旅游发展规模快速膨胀，各地都将其作为实现乡村产业振兴的重要抓手之一。坦白地讲，当前基层政府及其相关职能部门、相关企业、农村居民等对乡村旅游的内涵还缺乏深入理解，对乡村旅游高质量发展概

念更加缺乏正确认知。短期来看，盲目发展表面上实现了乡村旅游的跨越式发展，但其背后则是对乡村旅游发展基础条件的破坏，实现其高质量发展自然成为了一句空话。因此，乡村旅游发展必须高度重视资源的可持续利用以及生态环境的保护。对每一个乡村旅游发展项目，都要科学评价其规模是否超出了生态资源环境承载力，是否会对生态环境造成潜在危害。基于资源可持续利用的视角，在考虑乡村旅游发展项目规模、方式对资源影响的同时，也要考虑到游客规模或者游客行为对资源环境可能造成的影响。有了优良的资源基础，就有了发展乡村旅游的可能；但失去了资源基础，就没有发展乡村旅游的可能。由此，乡村旅游高质量发展必须把旅游资源的可持续利用作为前提。

（三）乡村旅游高质量发展的产业融合

乡村旅游发展不是孤立的，在产业链的不同节点与其他产业紧密关联、相互依存、相互促进。一是与第一产业的融合。近年来，农业在发挥生产功能，为乡村旅游的发展提供安全优质的农产品的同时，其多功能性也备受关注，特别是农业的生态休闲、旅游观光、文化教育等功能，业已成为乡村旅游发展考虑的重点。二是与第二产业的融合。对区域安全优质农产品进行加工及包装，可以为城镇游客提供区域特有的旅游商品，满足不同游客群体的需求；广大乡村，特别是少数民族地区乡村的传统手工业，是村落文化、民族文化的有效载体，在为游客提供独特旅游商品的同时，也实现了乡村文化的传承。三是与第三产业的融合。通过与信息互联网产业的融合，可以为乡村旅游提供展示、宣传的平台，更好地为游客了解旅游景点地提供途径。新冠肺炎疫情下，广大乡村旅游景区借助信息平台开展乡村旅游云展播，旅游商品的网上销售效果较好；实现乡村旅游与文化创意产业的融合，如打造影视基地、婚纱摄影基地、农耕文明教育基地、拓展训练、节庆活动平台等，推动乡村旅游的开放发展、多元化发展；实现乡村旅游与休闲养老产业的融合，如发展乡村养老、大健康产业等，满足人民日益增长的美好生活需要。因此，如何实现由封闭循环向开放、融合发展的转变，是乡村旅游高质量发展中必须解决的重要问题。

（四）乡村旅游高质量发展的人才队伍建设

人才是乡村旅游发展的核心要素。从乡村旅游发展的实践来看，其经营和管理仍处于低水平，主要原因是缺乏高素质、专业化、富有创新意识和奉献精神的乡村旅游人才。当前，从事乡村旅游的主体大多是农村居民，相对于专业人员而言，农民的文化教育水平相对偏低，对乡村旅游的专业知识领会和掌握具有一定的困难，同时，也缺乏适应新时代乡村旅游发展的经营管理经验，难以满足乡村旅游高质量发展的要求。因此，通过育才、引才、用才、留才等措施，打造一批懂政策、善经营、会管理的乡村人才队伍，才能够为实现乡村旅游高质量发展提供智力保障。

（五）乡村旅游高质量发展的产品和服务质量

乡村旅游产品和服务质量是衡量乡村旅游产业综合竞争力的重要标志。要实现乡村旅游高质量发展，首先需要解决当前普遍存在的旅游产品同质、品牌定位模糊、服务设施不足，以及运营不当、管理不善等问题。在乡村旅游产品开发方面，应立足乡村实际，根据不同游客群体的偏好变化，充分发挥乡村旅游资源优势，特别是对民居及其承载的文化、民俗文化等独特资源的深度挖掘，打造具有区域特色的乡村旅游品牌，满足不同游客群体的需求心理。当前由于过度地把现代化元素符号、城市元

素符号嵌入到乡村旅游产品之中，严重削弱了一大批探寻乡村特色文化的游客对乡村旅游产品的体验感和满意度，更降低了乡村旅游产品的整体质量。还有一些地方在乡村旅游产品开发中，重形式、轻内涵，严重违背可持续发展的原则，更不符合高质量发展的要求。在乡村旅游服务方面，一方面缺乏必要的服务设施，另一方面经营者多缺乏系统的专业知识培训，一直以传统的理念与方式经营乡村旅游，无法满足旅游者的个性化需要。因此，提升乡村旅游产品与服务质量，是实现乡村旅游高质量发展的另一个核心内容。

（六）乡村旅游高质量发展的保障措施

总体来看，中国乡村旅游发展的组织化程度还相对较低，呈现出明显的分散性特点。推动乡村旅游高质量发展，除了需要专业人才保障之外，还需要组织、制度、法律等层面的保障。从组织层面来看，县市一级有文化旅游局负责乡村旅游工作，但乡镇一级则没有专门负责的组织机构。一些乡村旅游发展相对较好的村，尽管成立了乡村旅游专业合作社，但主要还是由村两委负责，其真正的作用发挥受限。因此，有必要建立健全乡村旅游发展的管理组织，有效规范、监督乡村旅游发展主体的行为。从制度层面来看，需要为乡村旅游发展量身定制专门的制度，提高制度的精准性、有效性，保障乡村旅游高质量发展。从法律层面来看，需要针对乡村旅游发展中可能出现的安全、纠纷等问题，制定相应的法律法规，逐渐将乡村旅游发展纳入法制化轨道。此外，新时代乡村旅游高质量发展，迫切需要制定相应的标准，以促使乡村旅游发展规范化、标准化。

五、推动乡村旅游高质量发展的对策建议

新时代，应紧紧围绕乡村旅游高质量发展中的关键问题，提出相应的对策建议，助力乡村产业振兴，推进生态宜居美丽乡村建设，提高广大农村居民的生态福祉，满足人民日益增长的美好生活需要。

（一）强化理念指导，把握乡村旅游高质量发展方向

党的十八届五中全会提出新发展理念之后，绿色发展已成为新时代的主旋律。为此，在顶层设计框架范围内，规划的设计、内容的确定、路径的选择、模式的甄别等各个关键节点，都要强化绿色发展理念的指导作用，确保乡村旅游高质量发展方向。对乡村旅游发展主体而言，树立绿色发展理念，保护好区域良好的生态环境，以及深厚的文化资源，这是实现乡村旅游高质量发展的核心所在。为此，应全面践行“两山论”，坚持“山水林田湖草生命共同体”，提升生态环境质量，将乡村旅游发展的生态基础筑牢。乡村旅游发展内容应以绿色为主基调，确保乡村旅游发展的规模控制在区域生态环境承载力之内。同时，旅游产品的开发也要注重其绿色内涵、区域特色，提升其对城乡居民的吸引力。并在此过程中，逐渐培育乡村旅游品牌，提升乡村旅游发展的影响力。

（二）制定科学规划，绘制乡村旅游高质量发展蓝图

要实现乡村旅游高质量发展，一是要科学制定符合区域实际的乡村旅游发展规划，明确发展的目标及思路，提出发展的重点领域、时间表、路线图以及保障措施，绘制出乡村旅游高质量发展的蓝图。二是明确并完善“多规融合”规划顶层设计。科学开展乡村旅游地生态安全评价，确定区域发展乡村旅游的可能性、可行性；依据乡村旅游资源空间分布特点，全面普查并实地调研，广泛听取乡村居民

对发展乡村旅游的建议及参与意愿。在反映民意的基础上出台的详规，与土地利用规划、住宅建设规划、道路交通规划等相衔接，能够更加科学有效地发挥规划对乡村旅游高质量发展引领作用。三是注重规划的可操作性。中国地域广阔，制定乡村旅游高质量发展规划时，既要注重规划之间的共性，也要注重规划之间的差异性，特别是，规划中涉及到的重点领域、实施路径及对策措施等内容都应具有实践可操作性。

（三）优化配置资源，融合乡村旅游高质量发展产业

产业融合是推动乡村旅游高质量发展的重要选择。连续多年的中央“一号文件”都强调，要加强一二三产业融合，这为乡村旅游和其他产业融合提供了政策支撑。一是与农业产业相融合，拓展农业多功能性。基于乡村优美的自然环境资源、深厚的文化资源，充分发挥农业的多功能性，特别是具有乡土性特征的功能，考虑不同旅游群体个性化、感性化、体验化的需求，集中开发多功能一体化的旅游产品，实现农业功能从生产向生态、生活功能的深度拓展。二是与文化产业融合发展，丰富乡村旅游的文化内涵。乡村旅游要注重挖掘乡土文化的丰富内涵。首先以乡村的原生态环境、原始建筑和村落等乡村意象作为旅游核心吸引物，设计具有历史文化印记的“接地气”的乡村旅游产品打造乡村旅游品牌，提升乡村旅游的文化内涵和品位。此外，在传承乡村传统文化、不破坏当地人文脉络和生活习俗的基础上，还要适当注入现代生活要素和时尚旅游元素，创造农耕文化、文明乡风和宜居氛围，形成乡村旅游多种服务的新型产业形态，实现由观光经济向体验经济的转型升级。

（四）完善机制体制，提高乡村旅游高质量发展水平

完善的机制体制，有助于提高乡村旅游高质量发展水平。一是创新乡村旅游发展的管理体制。基层政府要发挥宏观调控作用，在明确责任的基础上，协调文化旅游管理部门和各部门之间的协同关系，最终形成由文化旅游管理部门牵头、其他部门参与的行业管理体制，成立乡村旅游发展领导小组，并设立领导小组办公室，负责乡村旅游发展的日常工作。与此同时，还需要建立部门之间的协同工作机制，采取协同措施、协同行动，真正共同推动乡村旅游高质量发展。二是完善乡村旅游发展的运营机制。围绕着实现乡村旅游高质量发展的目标要求，对以往的运营机制进行提升、完善，建立符合乡村旅游发展特点及乡村实际的运营机制。注意不要过多地引进现代化的元素符号、城市元素符号，多侧重本地元素符号文化内涵的挖掘及运用。三是建立乡村旅游发展的监督机制。有效的监督机制，可以为乡村旅游高质量发展提供保障。因此，根据乡村旅游高质量发展的需要，由领导小组办公室负责监管机制的建立、监督人员的配置以及经费的保障，对乡村旅游经营者、管理者、旅游者等人的行为进行有效监督，并利用各种新媒体平台进行公开，为乡村旅游高质量发展创建更好的、更开放的环境。

（五）加强能力建设，提供乡村旅游高质量发展人才

“盖有非常之功，必待非常之人”，乡村旅游高质量发展需要人才支撑。一是注重外部人才吸纳。不同区域应根据乡村旅游发展的实际和产业化发展需求，采取有效政策措施实施“灵活引才”，特别是经营管理类优秀人才。此外，加强相关政府部门与旅游专业院校、规划机构对接，做好人才输送、对口培养帮扶工作。为了“长久留才”，保障乡村旅游的可持续发展，可以通过“定制村官”培养工程和新乡贤培养，实现“高效用才”，在人才待遇和发展机会等方面给予政策支持。二是乡土人才培育。首

先要注重对乡村旅游从业人员的培训，加强系统化的专业知识培养和能力提升，为乡村旅游高质量发展创新发展思路，探索具体实践路径。其次，依托新型经营主体培育工程实现“精准育才”，造就一批在农村留得住、用得上、能带动的“土专家、田博士、农创客”（于法稳，2019），带领乡村居民发展乡村旅游，增加农民收入。

（六）提高服务水平，规范乡村旅游高质量发展行为

完善的配套服务是乡村旅游从粗放低效转向精细高效的关键。新冠肺炎疫情之后，人们出行旅游将更加关注卫生、品质和安全。因此，乡村旅游迫切需要在服务和管理上做出调整。乡村旅游从业者应该加强整体素质培养，提高服务质量与水平。在日常的经营管理中，依托大数据和云计算等信息网络技术，应对不同客源和突发情况，为个性化需求提供定制化服务。疫情期间，一些乡村旅游景区就充分利用网络技术，开展乡村旅游云景区和云购物，在线上向不同需求群体介绍乡村旅游景点和产品，为疫情过后实地旅游提供了选择。此外，与游客建立情感联系，满足深层次的心理需求，增强不同游客群体的旅游体验也能增加游客的重游意愿，通过游客的好评可以进一步强化乡村旅游地品牌建设，有利于推广乡村旅游新模式，增强乡村旅游地的知晓度。与此同时，也不能忽视对餐饮、住宿、厕所、交通等公共服务基础设施的建设、运营与管护，特别是厕所革命，直接影响了以农户家庭为主体的乡村旅游的发展。因此，在建设过程中，要采取生态技术，切实避免出现具有负面生态影响的生态工程。

（七）完善法律法规，净化乡村旅游高质量发展环境

实现乡村旅游高质量发展，需要相应的法律法规提供保障。为此，在国家层面上，应制定乡村旅游发展的专门法律法规，为全域旅游理念下乡村旅游发展提供法律保障，为解决乡村旅游发展中出现的纠纷以及违法行为提供法律依据，并逐渐将乡村旅游发展纳入法制轨道。在基层政府层面，可以在国家法律法规框架范围内，通过立法形式制定切实可行的地方性法规和条例，使得乡村旅游高质量发展有法可依、有章可循。除了法律法规之外，还需要有效的制度措施，推动乡村旅游高质量发展。《促进乡村旅游发展提质升级行动方案（2018年~2020年）》指出，鼓励引导社会资本参与乡村旅游发展建设。为此，基层政府应在国家相关政策框架内，制定投资优惠等相关的配套政策，为乡村旅游项目的开发和建设招商引资、以商招商。此外，围绕乡村旅游发展短板，创新相关扶持政策，也能够为乡村旅游高质量发展提供政策保障。

参考文献

- 1.陈志军、徐飞雄，2019：《乡村旅游地发展驱动因素及机制研究—基于长沙市的实证分析》，《经济地理》第10期。
- 2.崔凤军，2006：《实现乡村旅游可持续发展需要正确把握的七个关系》，《中国人口·资源与环境》第6期。
- 3.桂拉旦、翟玉洁、周小芳，2018：《基于时空维度的乡村旅游开发要素分析及战略选择》，《西北人口》第5期。
- 4.胡静，2018：《旅游语境下的乡村重构》，《旅游学刊》第7期。
- 5.胡宇娜、梅林、刘继生，2015：《县域乡村旅游竞争力评价指标体系构建及类型区划研究——以烟台市12个县域单元为例》，《山东农业大学学报（社会科学版）》第6期。
- 6.李涛，2018：《中国乡村旅游投资发展过程及其主体特征演化》，《中国农村观察》第4期。

- 7.李周, 2020:《乡村振兴战略背景下乡村休闲旅游的发展策略——兼论自然景观资源公益化》,《求索》第7期。
- 8.刘国光, 1996:《把握持续发展的新时代,深化生态经济理论与实践,为实现小康和进一步步入中等发达国家做贡献》,北京:中国环境科学出版社。
- 9.罗文斌、雷洁琼、徐飞雄, 2019:《乡村旅游高质量发展的背景、内涵及路径》,《中国旅游报》5月14日。
- 10.秦杨, 2019:《发展乡村生态旅游 促进精准扶贫》,《人民论坛》第3期。11.谭崇台, 2000:《发展经济学》,山西经济出版社。
- 11.田洪, 2019:《科学审视乡村旅游发展的不足与瓶颈》,《人民论坛》第16期。
- 12.王新越、朱文亮, 2019:《山东省乡村旅游竞争力评价与障碍因素分析》,《地理科学》第1期。
- 13.王跃伟、佟庆、陈航、吴昕阳、曹宁, 2019:《乡村旅游地供给感知、品牌价值与重游意愿》,《旅游学刊》第5期。
- 14.乌兰, 2018:《休闲农业与乡村旅游协同发展及其实现路径》,《山东社会科学》第10期。
- 15.武少腾、付而康、李西, 2019:《四川省乡村旅游可持续发展水平测度》,《中国农业资源与区划》第7期。
- 16.习近平, 2017:《决胜全面建成小康社会 夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利——在中国共产党第十九次全国代表大会上的报告》,《人民日报》10月28日。
- 17.杨德进、白长虹, 2016:《我国旅游扶贫生态效率的提升路径》,《旅游学刊》第9期。
- 18.于法稳, 2019:《新时代乡村旅游发展的再思考》,《环境保护》第2期。
- 19.张碧星, 2018:《促进乡村旅游高质量发展》,《人民论坛》第32期。
- 20.张洪昌、舒伯阳, 2019:《社区能力、制度嵌入与乡村旅游发展模式》,《甘肃社会科学》第1期。
- 21.张环宙、李秋成、黄祖辉, 2019:《亲缘网络对农民乡村旅游创业意愿的影响——基于浙江浦江农户样本实证》,《地理科学》第11期。
- 22.张众, 2020:《乡村旅游与乡村振兴战略关联性研究》,《山东社会科学》第1期。
- 23.Briedenhann, J., and E. Wickens, 2004, "Tourism Routes as a Tool for the Economic Development of Rural Areas—Vibrant Hope or Impossible Dream?," *Tourism Management*, 25(1):71-79.
- 24.Cucari, N., E. Wankowicz, and E. D. F. Salvatore, 2019, "Rural Tourism and Albergo Diffuso: A Case Study for Sustainable Land-use Planning," *Land Use Policy*, 82:105-119.
- 25.Gilbert, D., and S. Hudson, 2000, "Tourism Demand Constraints: A Skiing Participation," *Annals of Tourism Research*, 27(4):906-925.
- 26.Hyun, K., , 2018, "The Economic Valuation of Change in the Quality of Rural Tourism Resources: Choice Experiment Approaches." *Sustainability*, 10(4):959.
- 27.Milman, A., and A. Pizam, 1988, "Social Impacts of Tourism on Central Florida," *Annals of Tourism Research*, 15(2):191-204.
- 28.Nooripoor, M., M. Khosrowjerdi, H. Rastegari, Z. Sharif, and M. Bijani, 2020, "The Role of Tourism in Rural Development: Evidence from Iran," *GeoJournal*, 2(10), 1-15.
- 29.Park, D. B., and Y. Yoon-Shik, 2009, "Segmentation by Motivation in Rural Tourism: A Korean Case Study," *Tourism*

Management,30(1):99-108.

30.Pato. L, and E. Kastenholz, 2017, "Marketing of Rural Tourism – A Study Based on Rural Tourism Lodgings in Portugal", *Journal of Place Management and Development*,10(2):1-23.

31.Pizam, A., Y. Neumann, and A. Reichel, 1978, "Dimensions of Tourist Satisfaction with a Destination.", *Annals of Tourism Research*,5(3):314-322.33.Rasoolimanesh, S. M., C. Ringle, M. Jaafar, and T. Ramayah, 2017, "Urban vs. Rural Destinations: Residents' Perceptions, Community Participation and Support for Tourism Development.", *Tourism Management* 60:147-158.

(作者单位：¹ 中国社会科学院农村发展研究所；

² 中国社会科学院大学；

³ 山东管理学院经贸学院)

(责任编辑：初 心)

The High-quality Development of Rural Tourism: Connotative Features, Key Issues and Countermeasures

Yu Fawen Huang Xin Yue Hui

Abstract: Rural tourism is an important carrier to promote rural revitalization and an important starting point for poverty alleviation. After “all-for-one tourism” has become a national strategy, rural tourism has shown a “blowout” development trend. Facing the impact of the Covid-19 outbreak, rural tourism is more urgently required to shift from quantity-oriented development to high-quality development, providing people with a healthier, safer, and better tourism environment. This article analyzes the high-quality development of rural tourism with the theory of coordinated development of ecological economy, and summarizes the concept and connotative features of high-quality development of rural tourism. Furthermore, it identifies key issues to realize the high-quality development of rural tourism from six aspects, namely, the integrity and scientific nature of development planning, resource sustainability, industrial integration, talent team construction, tourism products and services, as well as guarantee measures. Based on the analysis, the study puts forward a number of suggestions in order to achieve the high-quality development of rural tourism.

Key Words: Rural Tourism; High-quality Development; Green Development; Connotative Feature

如何提高农地经营权作为抵押品的有效性?*

——基于外部治理环境与内部治理结构的分析

吴一恒¹ 马贤磊¹ 马佳² 周月鹏³

摘要: 本文利用交易费用理论,将农地经营权抵押贷款机制细分为外部治理环境与内部治理结构,通过构建二者与农地经营权抵押品有效性之间的作用机制,结合已有实践进行分析。研究表明:①以农地产权制度改革、政府行政干预措施为主的外部治理环境优化通过对农地流转市场发育的促进作用,间接提高了农地经营权作为抵押品的有效性;②以直接抵押、担保、反担保等贷款模式和第三方组织或个人为核心的内部治理结构优化能减少相关主体的机会主义行为,但其选择受制于差异化的政府财力和基层治理水平;③虽然外部治理环境的优化能够显著提升农地经营权作为抵押品的有效性,但农地经营权抵押权能的实现取决于外部治理环境与内部治理结构的协同作用。本文认为,在继续优化农地产权制度与政府行政适当干预的同时,根据地方政府财力和基层治理水平,因地制宜地选择不同抵押贷款模式,并匹配差别化的第三方设置是提高农地经营权抵押有效性、实现农地经营权抵押权能、降低抵押贷款运行成本的可行途径。

关键词: 农地经营权 抵押贷款 外部治理环境 内部治理结构 协同治理

中图分类号: F301.3 **文献标识码:** A

一、引言

由于缺乏有效抵押品,信贷约束始终是各国农业发展过程中农民面临的主要问题。基于提高土地产权安全水平会增加信贷供给的理论假设,包括泰国、印度、巴拉圭在内的很多发展中国家和新兴经济体,均通过农地制度改革来提高土地产权安全水平,以提升农民土地抵押贷款的可得性(Conning and Udry, 2007)。在我国农村,受要素市场发育水平不足、制度环境限制的影响,农业经营主体普遍面临信贷排斥现象(马九杰等, 2010)。农业经营主体难以获得资本,并不仅仅是因为缺乏有效抵押品,还因为缺乏必要的抵押制度供给(De Soto, 2000)。我国先后颁布实施了《农村承包土地的经营权抵押贷款试点暂行办法》(下文简称《暂行办法》)、《关于完善农村土地所有权承包权经营权分置办法的

*本文研究得到研究阐释党的十九大精神国家社会科学基金专项课题“完善农村承包地‘三权’分置研究”(项目编号:18VSJ060)的资助。本文通讯作者:马贤磊。

意见》(下文简称《“三权分置”意见》),并于2019年修订了《中华人民共和国农村土地承包法》,逐步从政策和法律层面明晰了由“两权分离”到“三权分置”的农地产权结构,赋予了农地经营权抵押权能,试图以此唤醒农村“沉睡的资产”。这些措施在一定程度上缓解了制度环境中不良因素对农地经营权作为抵押品的抑制作用,增强了产权制度供给。

国家赋予农地经营权抵押权能,并不意味着农业经营主体可以凭其直接向金融机构申请到贷款(郭忠兴等,2014)。金融机构的信贷供给受到农地流转市场的完善程度、农地抵押价值以及外部金融市场完善程度的影响(Besley et al., 2012)。在各试点地区中,衍生出了“综合”或“异化”的农地经营权抵押贷款模式,即除抵押农地经营权外,借款人仍需提供其他形式的担保作为补充方能获得贷款(黄惠春、徐霁月,2016;王岩等,2017)。这种引入其他担保的贷款模式会增加农户的贷款成本,使农地抵押权虚置,与农地经营权抵押贷款的初衷相去甚远(张龙耀等,2015)。

虽然仍有诸多不完善之处,但不可否认农地经营权抵押贷款政策已取得初步成效。截至2018年9月底,全国232个试点地区农地抵押贷款已累计发放964亿元^①。相较于争论农地经营权抵押贷款“综合”或是“异化”,更务实的做法是研究在现有约束条件下,通过何种机制设计和选择,能使农地经营权抵押贷款既满足经营主体发展的资金需求,又能最大限度地降低抵押贷款过程中可能面临的道德和法律风险,实现农地金融制度从“理想”到“现实”的过渡。

围绕农地抵押贷款,发达国家已有较为丰富的实践历史和经验,发展中国家也开展了诸多研究(Kemper et al., 2011)。由于土地制度的特殊性,我国关于农地经营权作为抵押品的相关研究大体沿着两条路线展开。其一,与其他发展中国家的研究相似,主要关注农地经营权抵押贷款的可得性问题和农户层面的抵押意愿、抵押行为等(黄惠春,2014;曹璨、罗剑朝,2015;张珩等,2018)。其二,针对抵押品处置难度大、“产权空转”等问题提出制度创新(林一民等,2020),并衍生出对于不同类型抵押贷款机制的关注。例如针对典型农地经营权抵押贷款机制进行描述和比较(李伟伟、张云华,2011;罗兴、马九杰,2017),并利用理论对运行机理进行剖析(郭忠兴等,2014;彭澎、刘丹,2019)。现有研究主要存在两方面问题:一是较少关注不同抵押贷款模式下相关主体契约关系的差异,以及由这些差异引致的抵押品有效性的不同;二是缺少对农地产权制度和政府行政干预等外部治理环境与抵押贷款模式的统一考察。实际上,对于这两方面的分析不仅有助于理解实践中存在的差异化的农地经营权抵押贷款机制设计与选择,更有助于有针对性地促进农地经营权抵押贷款政策的落实。

鉴于此,本文利用交易费用理论,根据治理范围将农地经营权抵押贷款治理细分为外部治理环境与内部治理结构两部分,循着减少交易费用的思路,通过构建二者与农地经营权作为抵押品有效性之间相关性的分析框架,结合多地区实践内容进行比较分析来回答前述问题:即如何提升农地经营权作为抵押品的有效性,以促进农地金融制度从“理想”到“现实”的过渡。相较已有研究,本文将外部治理环境与内部治理结构整合于统一的分析框架,厘清了二者对于农地经营权作为抵押品有效性提升

^①数据来源:《国务院关于全国农村承包土地的经营权和农民住房财产权抵押贷款试点情况的总结报告》(下文简称《总结报告》),<http://news.sina.com.cn/c/2018-12-23/doc-ihmutuec1963494.shtml>。

的作用机制,并进一步提出了有别于传统产权理论的制度创新思路。

本文其余部分结构安排如下:第二部分是概念性框架,第三部分阐释外部治理环境优化对农地经营权作为抵押品有效性提升的影响,第四部分分析内部治理结构的协调作用,第五部分指出二者协同治理的可行路径,第六部分是全文结论及启示。

二、概念性框架:外部治理环境、内部治理结构与抵押品有效性

(一) 抵押品的有效性

由于信息不对称的存在,信贷配给过程中存在道德风险和逆向选择的问题,银行需要通过设置非价格机制筛选和激励资金需求者(Bester, 1985),抵押便是主要手段之一。抵押品具有帮助金融机构甄别借款人风险、激励借款人还款以及发生违约时通过处置抵押品化解风险和保全债权的功能(Amer et al., 2007)。然而,并不是所有抵押品都是有效抵押品,理想条件下有效抵押品通常还需具备以下特征:首先,能够以较低的成本被占有和处置,无权属纠纷且道义上容许(即排他性);其次,拥有流转市场,可被销售或易于变现用于偿债(即交易价值);再次,在资产抵押及处置过程中的相关费用较低(即易于处置);最后,能在合约期内保值,以保持其抵押功能(即可保值)。任何资产或资产权利越具备以上特征,就越能充当有效抵押品(FAO, 1996),农地经营权也不例外。

需要强调的是,传统对于有效抵押品特征的分析多是在私有产权制度的基础上展开,而现阶段我国农地施行的是“三权分置”制度,这种制度安排客观上增加了产权结构的复杂性,也造成在农地经营权抵押贷款过程中,农地经营权的处置不能表现为完全独立的排他。在我国农村,农户承包权不仅具有经济属性,还承担着一定的社会保障功能。对农地经营权的处置除会影响农户的承包权益外,还可能造成村集体所有权合法权益的损失。可见,“三权分置”的特殊制度既决定了农地经营权抵押具有与私有产权抵押不同的经济效果(林一民等, 2020),也决定了我国农村土地产权抵押贷款的发展不能完全依靠市场机制来实现(程郁、王宾, 2015)。

(二) 如何提高抵押品的有效性

1. 外部治理环境与抵押品有效性。通常而言,外部治理环境是一系列用来建立生产、交换与分配基础的基本政治、社会和法律规则(诺思, 2008)。在农地经营权抵押贷款中,外部治理环境主要指农地产权制度、政府行政干预措施、政府财力以及基层治理水平。其中前两者主要通过影响农地经营权抵押贷款交易过程中的环境特征,来改变其作为抵押品的有效性(如图1所示)。即通过促进农地流转市场发育、提升农地流转价值,来实现农地经营权作为抵押品有效性的提升^①。

完善的农地产权制度,可以通过提高农地产权安全性与完整性,来提升农地经营权作为抵押品的

^①随着《中华人民共和国农村土地承包法》的修订,农地经营权被赋予融资担保权能,其作为抵押品合法性的制度约束已经解除,但农地经营权抵押贷款业务的开展仍面临现实困境,原因在于农地经营权价值得不到充分体现,而这与农地流转密切相关。因此,在回答如何通过外部治理环境的优化提高抵押品有效性的问题时,本文侧重对于农地流转的分析,对允许农地经营权抵押的制度本身不做讨论。

有效性。理论上,以明晰产权关系、颁发土地证书为主要内容的农地产权制度改革能提升产权安全性并促进农地流转,而以法律形式正式赋予土地产权抵押功能,使得土地资产能进入到正规表述的制度体系中,则有利于提供金融机构所需的有效抵押品(De Soto, 2000)。具体来看,产权安全性的提高在减少经营主体不确定性行为的同时,也有助于降低土地被征收或调整的风险,从而提高农户参与农地流转的概率和规模(程令国等, 2016),并促使交易双方选择正式合约(马贤磊等, 2018)。农地权利越完整,越有利于农地管理的多元化以及资产专用性的降低(Menard and Shirley, 2014)。

在中央宏观农地产权制度改革的基础上,地方政府的行政组织、财政支持以及政策倾斜等干预措施,也对提升农地经营权作为抵押品的有效性发挥了积极作用。政府行政措施的介入,不仅可以实现农地流转比例的快速增长(翟黎明等, 2017),提高农地经营权的交易频率,还可利用行政约束规范合同形式^①。正式的流转合同不仅可以减少非正式流转带来的不确定性,增强产权排他性,还可进一步提高农地流转率(马贤磊等, 2015)。随着农地流转规模和农地经营权交易频率的提升,家庭农场、种植合作社等新型经营主体逐渐取代传统农户,成为农地经营权的实际拥有者。在这一背景下,正式化、长期化的农地流转契约不仅使得农地经营权自身交易价值得到体现,也能够有效保障经营主体的合法权益。除此之外,由于能够确保农地经营权的排他性,交易过程中不会因纠纷使得经营权的交易价值受损,在流转期限内农地经营权也能实现保值。概言之,一个发育成熟的要素市场在保证交易频率的同时,能有效减少抵押品可能面临的不确定性,保证抵押品在抵押期限内的交易价值。

2.内部治理结构与抵押品有效性。作为公司治理及项目治理理论下的主要内容,治理结构已经得到了大量讨论(张维迎, 1996; 王华、尹贻林, 2004),其内涵普遍被认为是在“委托-代理”机制下规范不同利益主体之间权责利关系的制度安排。与公司、项目相比,政策作为治理对象,虽然缺少严格的“委托-代理”关系,并且在推行过程中政府又扮演着更为重要的角色,但与之相似的是,政策本身的执行同样需要协调多方利益主体,主体间不同的制度安排也会影响最终的政策效果,其目的同样是通过治理结构的设置实现利益相关方风险的降低和政策目标的实现。由此,本文借鉴公司治理与项目治理的思想,侧重突出相关主体间的“结构”关系,在李善波(2012)研究的基础上,将治理结构定义为政策参与主体及各主体之间权责利安排的综合。为与前文“外部治理环境”相对应,便于直观地反映外部与内部治理之间的差别与联系,本文将其称之为“内部治理结构”。总体而言,外部治理环境具有统一性和普适性,内部治理结构主要表现为灵活性和多样性,后者更强调约束行为主体之间的契约关系,这亦是本文的关注重点。

在农地经营权抵押贷款中,内部治理结构包括抵押贷款模式和第三方设置两个方面,主要表现为地方政府、金融机构和农业经营主体之间的制度安排。不同内部治理结构反映的是差别化的农地经营权抵押贷款模式和第三方组织或个人的契约关系设置。例如在直接抵押贷款中,抵押关系仅发生在金融机构和经营主体之间,当经营主体无法偿还债务时,抵押品的处置权会转移至金融主体手中;而在

^①例如在上海金山、吉林梅河口、河南长垣等地,农地流转必须经过当地的产权交易平台,签订正式流转合同,否则便不允许农地经营权进行抵押贷款。

涉及担保和反担保的抵押贷款中，还款义务和抵押品处置权则会发生相应转移，由第三方组织或个人负责。

可见，通过调整农地抵押贷款中相关主体之间的权责关系，产生相对复杂的契约关系，能够在约束有限理性和限制决策者机会主义行为（例如骗贷、恶意违约等）的同时，实现甄别借款人风险、激励借款人还款、化解金融机构处置抵押品风险的目标（Amer et al., 2007）。尤其是内部治理结构中关于抵押品处置权的前期设置^①，在转移金融机构抵押品再处置风险的同时，显著降低了发生违约时抵押品处置的交易费用。

由此，本文提出假说如下：

假说 1：以农地产权制度改革和政府行政干预为主的外部治理环境优化可以提高农地经营权作为抵押品的有效性，但是这种提高在短期内仍难以使农地经营权成为有效抵押品。

假说 2：现阶段，提升农地经营权作为抵押品的有效性需要依托外部治理环境与内部治理结构的协调与匹配。

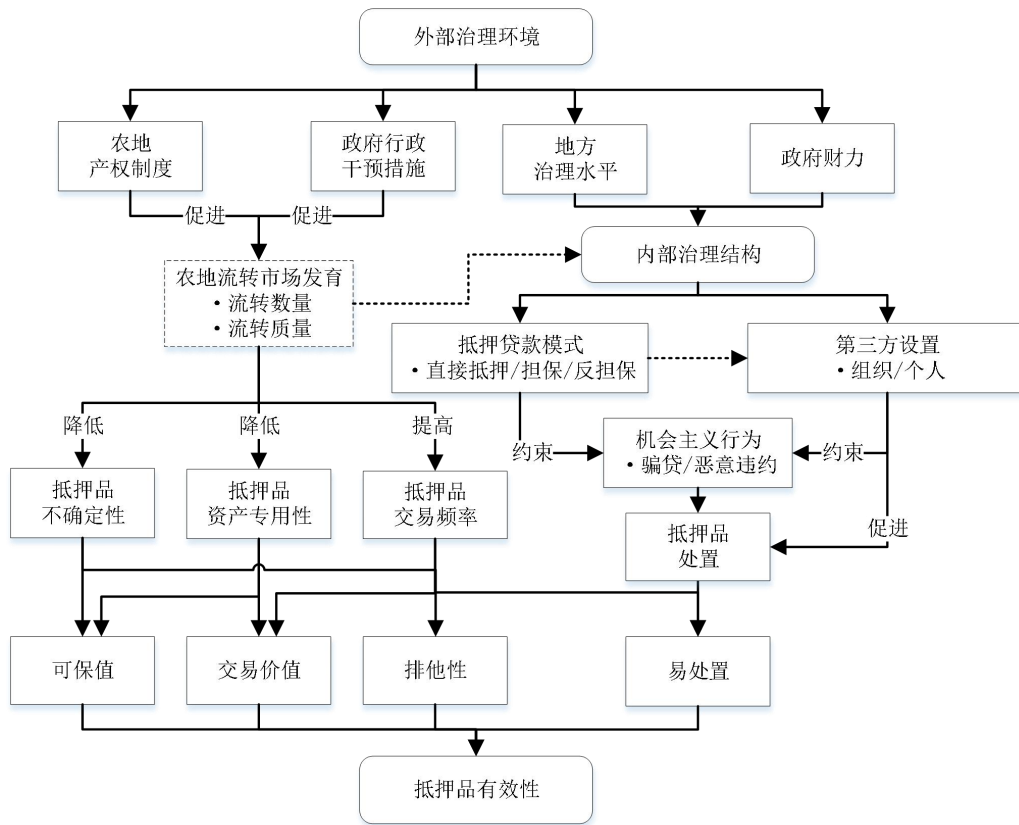


图1 外部治理环境、内部治理结构与抵押品有效性的分析框架

^①即相关主体提前约定当发生违约行为时，抵押品处置权的具体归属，并将这种制度安排作为内部治理结构的重要组成部分固定。

三、农地经营权抵押贷款实践：外部治理环境优化与抵押品有效性提升

（一）外部治理环境优化

1. 农地产权制度改革。在延长土地承包期限的基础上，自 2009 年起，以“还权赋能”为核心的新一轮农地产权制度改革逐步在全国推广开来。截至 2018 年底，全国完成承包地确权登记面积 14.8 亿亩，占承包地实测面积的 89.2%^①。通过农地确权，理论上明晰了农户与集体、农户与农户之间的产权关系，为推动农地流转市场发育奠定了基础。

与此同时，2015 年国家进一步试点了农村承包土地经营权和农民住房财产权的抵押工作^②，以期释放土地确权红利。次年颁布实施的《“三权分置”意见》不仅推动了农地“三权分置”改革，更在政策层面明确赋予土地经营权抵押权能，被誉为是继家庭联产承包责任制后农村改革的又一制度创新。更为重要的是在经过三年试点之后，这一内容也被写进新修订的《中华人民共和国农村土地承包法》中^③，全面推进农地经营权抵押贷款业务的制度与法律障碍得以消除。

2. 政府行政干预措施。农村非正式的农地流转一直是国家层面政策制定时关注的重点。一方面，非正式的农地流转行为抑制了经营主体的长期投资意愿，不利于长期可持续发展（郜亮亮等，2011）；另一方面，非正式农地流转难以发挥市场在资源配置中应有的作用，阻碍了农业生产效率的提高（高欣、张安录，2017）。鉴于此，国家和地方政府陆续出台了包括统一流转合同、合同登记备案等在内的诸多管理措施，以规范农地流转行为。甚至部分试点地区明确规定，只有经过产权交易平台交易，并签订正式合同的农地经营权才能进行抵押贷款。这进一步促进了农地流转合同的正式化和规范化，保障了施行农地经营权抵押贷款的制度基础。

（二）农地经营权作为抵押品有效性的提升

实践中，包括农地产权制度改革、政府行政干预措施在内的外部治理环境优化通过对农地流转市场发育的影响，从交易价值、可保值、可排他、易处置四条路径提升了农地经营权作为抵押品的有效性。

1. 提高抵押品交易价值。既有农地产权制度改革的重要内容便是在稳定承包经营权的基础上，放活经营权、赋予经营权抵押权能。前者有效提高了农地流转规模和契约正式程度，后者以法律的形式赋予了农地权利资本化的可能，使土地资产能进入到正规表述的制度体系中，有利于提供金融机构所需的有效抵押品（De Soto，2000）。制度安排的调整能改善农村信贷市场的运行，农村地区长期存在的贷款难题可能在农地流转和适度规模经营的趋势下得到一定程度的缓解（周南等，2019），农地经营权的交易价值便在这之间得到了提高，农地流转价格也得以提升（冯华超、刘凡，2018）。

^①资料来源：2018 年 12 月《中央农办主任、农业农村部部长韩长赋在全国农业农村厅局长会议上的讲话》，http://www.moa.gov.cn/nybg/2019/201901/201905/t20190503_6288213.htm。

^②资料来源：2015 年 8 月《关于开展农村承包土地的经营权和农民住房财产权抵押贷款试点的指导意见》，http://www.gov.cn/zhengce/content/2015-08/24/content_10121.htm。

^③《中华人民共和国农村土地承包法》第 47 条规定，承包方可以用承包地的土地经营权向金融机构融资担保。

2.确保抵押品可保值。抵押品是否可保值主要受抵押品的稳定性及其市场特点的影响。在农地经营权抵押贷款当中,能够破坏农地经营权稳定性的行政性调整行为和土地征收行为均已在农地产权制度和土地管理制度框架下得到了有效约束,使得普通农户参与流转的农地既不涉及农地用途的变更,亦减少了土地调整的可能性,有效提高了农地经营权的可保值性。此外,以农地经营权作为抵押品,其农业耕作用途亦可通过土地再流转的方式实现价值变现。正如笔者在吉林梅河口调研中所了解到的,出于能够减少潜在损失的考量,允许土地再流转已成为农地经营权抵押贷款契约签订的必要条件之一。

3.强化抵押品排他性。受抵押贷款涉及多方主体的复杂性影响,农地经营权抵押贷款对抵押品的排他性提出了更高的要求。在“两权分离”产权结构下,农户所拥有的农地经营权存在着权属纠纷的潜在风险。一方面,潜在的土地调整 and 非法征收行为会破坏土地经营权的稳定性^①;另一方面,既有土地承包经营权权属界线并不明晰,由于私下土地调整和开垦行为,事实耕种的土地与土地承包经营权证上标明的并不一致。通过“三权分置”,不仅限制了非法的土地调整和征收行为,还通过对经营权的明确,强化了农地经营权的排他性。例如在河南长垣,当地在通过产权交易中心流转土地的同时,专项办理新型经营主体持有的土地经营权证书,以实现土地经营权权属界线的明晰和保护,从根本上避免权属纠纷。

4.降低抵押品处置成本。是否易于处置是金融机构评估经营权抵押价值、约定还款期限和贷款利率的重要判断标准。与其他资产专用性较低、在发生违约时易于处置的抵押品不同,农地经营权由于受作物生长季节性的限制,客观要求其必须能够及时处置才能有效保证抵押权的实现。在农地流转市场欠发达、以非正式或短期流转为主的环境下,农地经营权不仅难以实现抵押权能,也难以在发生违约时实现抵押品的再处置。随着农地流转市场的发育,农地流转正式程度将在政府行政干预下得以提升,农地经营权流转成本得以降低(包宗顺等,2015)。可见,农地经营权交易频率会随着农地流转市场的发育而提高,这降低了农地经营权的处置成本。

总而言之,随着外部治理环境的优化,农地经营权作为抵押品的有效性将得以提升。但经验表明,农地经营权抵押贷款的施行很大程度上仍离不开政府的行政激励,出现违约情况时,仍存在抵押品价值量低和难以处置的问题。虽然可以诉诸法律,寻求农地经营权再处置的强制执行,但农地面临的处置困境决定了这并不是有效的解决办法,多数违约案例中农地经营权又回到原有承包农户手中^②。因此,设计和选择能够有效约束贷款人机会主义行为的内部治理结构,是地方政府和金融机构的关注重点。

四、促进农地经营权抵押权能实现:内部治理结构设置与机会主义行为约束

(一) 内部治理结构设置

1.抵押贷款模式分化。从抵押贷款模式来看,已有的试点地区当中,担保是较为常见的选择(如表1所示)。通过对相关操作办法、贷款流程的比较可以发现,大多数地方会通过政府托底、组内监

^①虽然依法征收亦会破坏稳定性,但这属于不可抗力,并不受产权制度改革的影响,因此不在本文的讨论范畴。

^②2013年山东枣庄“邵长宝跑路”事件所涉及的1000余亩流转土地最终不得不交由原承包农户自行耕种。

督和群体信用等方式约束借款人的机会主义行为，以降低金融机构的风险，如地方政府协同设置风险补偿金^①、担保公司（多由政府出资）和保证人参与担保等。在经济发达地区（如上海金山），政府通过贴息贷款增强了农业信贷的支持力度；山东枣庄由市、县政府共同出资，投入1亿元成立金土地融资担保公司，作为农地抵押贷款的担保机构；在吉林梅河口，为了降低金融机构的风险，政府鼓励多户联保和公务员参与担保，该市农业银行开展的44笔土地经营权抵押贷款业务中，仅有3笔采用直接抵押方式，其余均为担保方式^②。不仅如此，部分地区在担保的基础上，进一步设置反担保机制，以期降低抵押交易过程中的不确定性和机会主义行为，提高抵押品的处置能力。

表1 部分典型地区农地经营权抵押贷款模式及运行概况

试点地区	时间	服务对象	抵押贷款模式	运行趋势	业务现状
江苏新沂 ^③	2009	普通农户	直接抵押	违约难处置	暂停
湖北天门 ^④	2009	普通农户	直接抵押	贷款余额下降	暂停
上海金山	2015	合作社、家庭农场	担保	贷款余额上升	运行
河南长垣	2016	新型经营主体	担保	业务量平稳	运行
吉林梅河口	2016	新型经营主体	担保	违约难处置	运行
山东枣庄 ^⑤	2013	合作社	反担保	不良贷款率上升	运行
宁夏同心	2007	普通农户	反担保	良好	运行

资料来源：除脚注说明，其余均来自作者实地调研。

2. 第三方设置差异。由于在现有法律约束下，仅允许金融机构作为抵押权人，因此主体间契约关系的区别主要体现在抵押人、担保人和抵押品处置权三方面（如表2所示）。具体来看，直接抵押中主体契约关系较为简单，仅在经营主体与金融机构之间产生直接的债务关系，抵押人以普通农户为主。在担保中，受政府财力的影响，各地设置的担保人存在较大差别：政府财力雄厚的地区，如上海金山采用具有市场性质的安信农保；在河南长垣，虽然设置了惠民担保公司为新型经营主体提供融资增信，但在实际施行过程中主要还是依托企业法人或股东担保^⑥；吉林梅河口在政府出资设置担保公司的基础上更是鼓励多户联保或公务员作为担保人。然而，由于担保并不改变抵押品处置权，金融机构仍然面临抵押品的处置风险，放款意愿较弱。由此，部分财力较弱地方政府设计和选择了以反担保为主的内部治理结构，通过将抵押品处置权转移至第三方组织或个人的方式，实现农地经营权抵押贷款的良性运转。这在山东枣庄和宁夏同心得到了具体体现。

^①根据2018年12月《总结报告》资料显示，截至2018年9月底，232个试点地区中的190个地区已经设立了风险补偿金制度。

^②数据来源：梅河口市农业银行。

^③资料来源：高名姿（2016）。

^④资料来源：黄惠春等（2014）。

^⑤资料来源：高名姿（2016）。

^⑥这与当地多为较大规模涉农企业参与农地经营权抵押贷款有关，地方担保公司难以承担大额贷款的风险。

表2 典型试点地区农地经营权抵押贷款内部治理结构比较分析

	抵押贷款模式	抵押人	第三方设置		
			担保人	反担保人	抵押品处置权
江苏新沂	直接抵押	普通农户	无	无	金融机构
湖北天门	直接抵押	普通农户	无	无	金融机构
上海金山	担保	新型经营主体	安信农保	无	金融机构
河南长垣	担保	新型经营主体	企业法人或股东	无	金融机构
吉林梅河口	担保	新型经营主体	担保公司或个人	无	金融机构
山东枣庄	反担保	新型经营主体	金土地担保公司 (政府出资)	第三方法人	第三方组织
宁夏同心	反担保	农户	村级合作社 与农户联保	土地合作社	土地合作社

(二) 机会主义行为约束与抵押权能实现

1. 约束机会主义行为。从运行效果来看，采用直接抵押方式的案例区普遍表现出农地经营权抵押贷款余额下降、违约农地难以处置的特点，采用复杂内部治理结构的地区则对机会主义行为进行了有效约束，大多运行良好。例如江苏新沂和湖北天门先后因违约后可能面临的农地处置难题而暂停农地经营权抵押贷款业务（高名姿，2016）。作为湖北天门改革最初设计者之一的C行长更是直接表示“一旦出现违约不还款现象，所谓的土地经营权抵押形同虚设^①”。这说明以直接抵押为主的简单契约结构并不能解决农地经营权作为抵押品有效性不足的现实问题。而短期内贷款余额的上升更多也是源自政府的行政压力，金融机构本身并不具有放贷积极性（黄惠春等，2014）。

与之相对的是，以担保、反担保模式为主要内容的复杂内部治理结构大多能有效约束经营主体的机会主义行为，使抵押贷款正常运行。无论是河南长垣还是吉林梅河口，不同地区通过增加企业法人、股东、公务员或担保公司作为担保人，有效减少了骗贷和违约行为的发生，减轻了金融机构可能面临的潜在风险。山东枣庄和宁夏同心则围绕担保主体的反担保设置，进一步强化了对于担保主体的风险管控。

2. 促进抵押权能实现。在约束机会主义行为基础上，内部治理结构亦促进了农地经营权抵押权能的有效实现。一方面，内部治理结构的设置减轻了金融机构面临的潜在风险，由此提升了金融机构的放贷意愿；另一方面，在担保基础上增加反担保的制度设计，对于抵押品处置权的前期设置，亦减少了担保主体对于抵押品难处置的顾虑。正如表1所体现出的，在复杂内部治理结构下的案例区大多表现出业务量上升态势，且能维持正常运转。上海金山农地经营权抵押贷款余额由2016年的3425万元上升至2017年的8910万元，余额占比从37.72%上升至68.96%，成为当地合作社和家庭农场的主要贷款来源；宁夏同心利用多户联保的反担保机制，也顺利在发生违约行为时，实现了对抵押品的有效处置。

^①参见《湖北省土地流转天门“遇坎”》，https://finance.qq.com/a/20120114/001307_1.htm。

（三）对内部治理结构的再考察

正如前文所述，复杂的内部治理结构能够约束机会主义行为、促进土地经营权抵押权能的实现。但不容忽视的是，内部治理结构的选择受到各地财政状况和基层治理水平的影响，复杂的内部治理结构设置本身亦会增加抵押人的交易费用。如在担保机制中，现阶段各地参与农地经营权抵押贷款业务的担保公司多为地方政府出资成立，对地方政府财力有一定要求，且带有政策性补贴性质的担保公司也存在着监督失效的潜在风险^①。除此之外，自主寻找担保主体虽然可以有效提升抵押品有效性，但过于复杂的过程使得部分信贷需求主体选择寻求其他渠道获得贷款^②。正如上海金山的部分家庭农场主表示，“因为抵押贷款程序太过繁琐，宁愿选择小额的信用贷款”。

在反担保的内部治理结构中，能否实现对经营主体机会主义行为的有效约束和对抵押品的有效处置，主要取决于当地基层政府的治理水平。例如山东枣庄和宁夏同心，同样是反担保机制，实施绩效却显著不同：自金土地担保公司成立以来，山东枣庄农地经营权抵押贷款违约率由2012年的1.01%上升至2015年的13.36%（高名姿，2016），并在2013年发生了“邵长宝跑路”^③事件。相反，宁夏同心的反担保模式则保持良性运转，自2006年施行至今，未形成一例不良贷款。其自发组织建立的村级土地合作社也使得违约发生时，土地合作社能够以较小的交易成本处置抵押品。虽然该模式中存在土地所有权控制的硬约束特征，但在实际执行过程中，仍以农户的自我履约为主。换言之，宁夏同心农地经营权抵押贷款的内部治理结构，通过组内监督和群体信用的方式直接约束了借款人的骗贷或恶意违约行为，最终在外部治理环境并不优越的情况下，实现了对普通农户农地经营权抵押贷款可得性的提升。

五、提高农地经营权作为抵押品有效性的可行路径：协同治理思路

在各地区外部治理环境存在差异，且短时间内难以改变的背景下，本文认为可遵循“坚持外部治理环境优化，匹配差别化内部治理结构，外部治理环境与内部治理结构协同治理”的思路提高农地经营权作为抵押品的有效性。

当地方外部治理环境良好时可选择契约关系简单、组织成本低的内部治理结构与之匹配（例如直接抵押）。其中，良好的外部治理环境是指当地农地产权制度在实施过程中能够有效解决产权公共域所引发的实际问题，真正发挥“三权分置”制度对农地流转市场的促进作用（吴一恒等，2018）；同时，政府应对农地流转市场采取适度的干预措施，引导农地流转市场健康发展（Tang et al., 2019）。在这

^①这里的风险主要指的是监督失效的潜在风险。传统意义上担保公司出于规避自身风险的考量，会对经营主体的资质和经营行为进行有效监督；但政策补贴性的担保公司，由于没有公司利润的考量，缺乏有效监督的激励机制，有可能造成监督失效的潜在风险。

^②2016年上海金山农业银行发放的贷款中62.3%是信用贷款，仅37.7%为农地经营权抵押贷款。

^③参见《枣庄“土改大户”跑路事件调查：千余亩流转土地背后隐现监管漏洞》，<http://www.nbd.com.cn/articles/2013-12-22/797023/print>。

种情况下采用直接抵押，发生违约时抵押权人也不会因为无法有效处置抵押品而担心受到损害，金融机构亦能够通过处置抵押品获得收益以弥补自身损失。这亦是农地经营权抵押贷款运行的理想状态。

当外部治理环境不满足上述条件时，则需依赖相对复杂的契约关系（例如担保和反担保）与之匹配。通过增加契约关系的复杂程度，约束相关主体的机会主义行为，弥补农地经营权作为抵押品有效性的不足。在这种情况下，担保与反担保模式的具体选择受制于政府财力与基层治理水平：在地方财政充裕的地区，可利用政府托底的形式确保金融机构的债权得以实现；在地方政府财力较弱地区，可通过设置担保公司或要求企业法人、公务员提供担保，以保障金融机构债权的有效实现。除此之外，同时转移债权和抵押品处置权来降低金融机构风险的反担保机制也是较为理性的选择。

值得注意的是，反担保机制的实施效果与基层治理水平直接相关。在反担保机制中，由于政府与担保公司之间并不存在严格意义上的考核关系，因此存在监督失效的潜在风险。同时，经过农地流转形成的新型经营主体之间彼此并不熟悉，群体信用也难以得到保障。此时，基层自发形成的担保机构，由于利益一致，更可能避免内部监督的潜在风险。鉴于此，为确保反担保机制能够有效运行，应鼓励引导地方基层采取自主治理的方式，减少政府托底和无效的监督行为，并在此过程中发挥村级主体作为中介组织的积极效应。

最后，虽然外部治理环境与内部治理结构协同治理是现阶段提高农地经营权作为抵押品有效性的可行路径，但复杂的内部治理结构一方面需要较高的组织成本，另一方面亦会增加经营主体申请贷款的交易成本。因此，随着外部治理环境的持续优化，内部治理结构也应及时做出相应调整和简化，例如由反担保和担保逐步向直接抵押调整，以此实现农地经营权抵押贷款运行成本的最小化，保障抵押贷款机制的可持续运转。

六、结论及启示

随着我国城镇化与城乡建设进入新的发展阶段，通过农地经营权抵押贷款，实现权利资本化，以唤醒农村“沉睡的资产”，已成为落实乡村振兴战略、增加农业资本投入的重要途径。研究发现，虽然包括农地产权制度和政府行政干预措施在内的外部治理环境优化能有效提升农地经营权作为抵押品的有效性，但农地经营权抵押贷款仍面临道德风险和违约难以处置的现实困境，在实践中需匹配差别化的内部治理结构，以约束可能存在的机会主义行为，进一步提升农地经营权作为抵押品的有效性。然而，内部治理结构的选择受制于当地政府财力和基层治理水平的影响，复杂的内部治理结构设置也会增加组织和交易成本，因此外部治理环境和内部治理结构需要合理匹配，协同治理。

推进农地经营权抵押贷款的可持续发展，应在坚持优化外部治理环境的同时，强调内部治理结构的协调与匹配。首先，继续推进农地流转市场发育。虽然当前农业社会化服务得到了长足发展，但不应放松对农地流转市场的建设，尤其从实现农地经营权抵押权能的角度而言，农地流转市场的发育对抵押品有效性的提升作用仍十分显著。其次，完善政府行政干预措施。从已有的试点经验来看，颁发土地经营权证书等措施，能够有效强化抵押品的排他性，稳定农地经营权，促进农地经营权抵押贷款的实现。再次，因地制宜优化内部治理结构。即使在外部治理环境并不优越的地区，通过匹配适当的

内部治理结构同样可以促进农地经营权抵押权能的实现。随着外部治理环境的优化,内部治理结构也应及时做出相应的调整,这是农地经营权抵押贷款机制能够实现可持续发展的关键。最后,对不同地区间的农地经营权抵押贷款内部治理结构进行推广和复制时,政府应保持谨慎态度。虽然这种行为可以降低地区间制度学习和复制的成本,但也存在潜在的失调风险,影响农地经营权抵押贷款体系的健康运行。

参考文献

- 1.包宗顺、伊藤顺一、倪镜,2015:《土地股份合作社能否降低农地流转交易成本?——来自江苏300个村的样本调查》,《中国农村观察》第1期。
- 2.曹璨、罗剑朝,2015:《农户对农地经营权抵押贷款响应及其影响因素——基于零膨胀负二项模型的微观实证分析》,《中国农村经济》第12期。
- 3.程令国、张晔、刘志彪,2016:《农地确权促进了中国农村土地的流转吗?》,《管理世界》第1期。
- 4.程郁、王宾,2015:《农村土地金融的制度与模式研究》,北京:中国发展出版社。
- 5.冯华超、刘凡,2018:《农地确权能提升村级土地流转价格吗?——基于全国202个村庄的分析》,《新疆农垦经济》第3期。
- 6.高名姿,2016:《农地经营权抵押贷款缔约条件与第三方组织的作用——基于威廉姆森分析范式》,南京农业大学博士论文。
- 7.高欣、张安录,2017:《农地流转、农户兼业程度与生产效率的关系》,《中国人口·资源与环境》第5期。
- 8.郇亮亮、黄季焜、Rozelle Scott、徐志刚,2011:《中国农地流转市场的发展及其对农户投资的影响》,《经济学(季刊)》第4期。
- 9.郭忠兴、汪险生、曲福田,2014:《产权管制下的农地抵押贷款机制设计研究——基于制度环境与治理结构的二层次分析》,《管理世界》第9期。
- 10.黄惠春,2014:《农村土地承包经营权抵押贷款可得性分析——基于江苏试点地区的经验证据》,《中国农村经济》第3期。
- 11.黄惠春、徐霁月,2016:《中国农地经营权抵押贷款实践模式与发展路径——基于抵押品功能的视角》,《农业经济问题》第12期。
- 12.黄惠春、曹青、曲福田,2014:《农村土地承包经营权可抵押性及其约束条件分析——以湖北与江苏的试点为例》,《中国土地科学》第6期。
- 13.李善波,2012:《公共项目治理结构及治理机制研究——基于互联契约的视角》,河海大学博士论文。
- 14.李伟伟、张云华,2011:《土地承包经营权抵押标的及其贷款操作:11省(区、市)个案》,《改革》第12期。
- 15.罗兴、马九杰,2017:《不同土地流转模式下的农地经营权抵押属性比较》,《农业经济问题》第2期。
- 16.林一民、林巧文、关旭,2020:《我国农地经营权抵押的现实困境与制度创新》,《改革》第1期。
- 17.马九杰、刘海英、温铁军,2010:《农村信贷约束与农村金融体系创新》,《中国农村金融》第2期。
- 18.马贤磊、石晓平、Nico Heerink、曲福田,2018:《农村土地产权制度与农业绩效——基于三维产权安全内涵》,

南京: 江苏人民出版社。

19.马贤磊、仇童伟、钱忠好, 2015:《土地产权经历、产权情景对农民产权安全感知的影响——基于土地法律执行视角》,《公共管理学报》第10期。

20.诺思, 2008:《制度、制度变迁与经济绩效》, 杭行译, 上海: 上海人民出版社。

21.彭澎、刘丹, 2019:《三权分置下农地经营权抵押融资运行机理——基于扎根理论的多案例研究》,《中国农村经济》第11期。

22.王华、尹贻林, 2004:《基于委托—代理的工程项目治理结构及其优化》,《中国软科学》第11期。

23.王岩、李宁、马贤磊、石晓平, 2017:《农地经营权主体差异与农地抵押方式选择——基于市场与组织合约的分类视角》,《中南财经政法大学学报》第2期。

24.吴一恒、徐砾、马贤磊, 2018:《农地“三权分置”制度实施潜在风险与完善措施——基于产权配置与产权公共域视角》,《中国农村经济》第8期。

25.张维迎, 1996:《所有制、治理结构及委托—代理关系——兼评崔之元和周其仁的一些观点》,《经济研究》第9期。

26.张龙耀、王梦珺、刘俊杰, 2015:《农地产权制度改革对农村金融市场的影响——机制与微观证据》,《中国农村经济》第12期。

27.张珩、罗剑朝、王磊玲, 2018:《农地经营权抵押贷款对农户收入的影响及模式差异: 实证与解释》,《中国农村经济》第10期。

28.翟黎明、夏显力、吴爱娣, 2017:《政府不同介入场景下农地流转对农户生计资本的影响——基于PSM-DID的计量分析》,《中国农村经济》第2期。

29.周南、许玉韞、刘俊杰、张龙耀, 2019:《农地确权、农地抵押与农户信贷可得性——来自农村改革试验区准实验的研究》,《中国农村经济》第11期。

30. Tang, L., Ma, X., Zhou Y., Shi, X., and J. Ma, 2019, “Social Relations, Public Interventions and Land Rent Deviation: Evidence from Jiangsu Province in China” , *Land Use Policy*, 86:406-420.

31.Amer, D.W., Booth, C. D., Lejot, P., and Hsu, B. F., 2007, “Property Rights, Collateral, Creditor Rights and Insolvency in East Asia” , *Texas International Law Journal*, 42(3):515-559.

32.FAO. *Collateral in Rural Loans*, Rome, 1996.

33.De Soto, H., 2000, *The Mystery of Capital: Why Capitalism Triumphs in the West and Fails Everywhere Else*, New York: Basic Book.

34.Menard C, Shirley M S.,2014, “The Contribution of Douglass North to New Institutional Economics” , *Access & Download Statistics*, 10(3):613-622.

35.Bester, H., 1985, “Screening and Rationing in Credit Market with Imperfect Information”, *American Economic Review*, 75(4):850-855.

36.Kemper, N., Klump, R., and Schumacher, H., 2011, “Representation of Property Rights and Credit Market Outcomes: Evidence from a Land Reform in Vietnam”, *Proceeding of the German Development Economics Conference*, Berlin, No.45.

37. Conning, J., and Udry, C., 2007, "Chapter 56 Rural Financial Markets in Developing Countries", *Handbook of Agricultural Economics*, 3:2857-2908.

38. Besley, T. J., Burchardi, K. B., and Ghatak, M., 2012, "Incentives and the De Soto Effect", *The Quarterly Journal of Economics*, 127(1):237-282.

(作者单位: ¹南京农业大学公共管理学院;

²上海市农业科学院都市农业研究中心;

³厦门大学公共事务学院)

(责任编辑: 胡 祎)

How to Improve the Effectiveness of Farmland Management Rights as Mortgages? An Analysis Based on External Governance Environment and Internal Governance Structure

Wu Yiheng Ma Xianlei Ma Jia Zhou Yuepeng

Abstract: Based on the transaction cost theory, this article subdivides the mortgage mechanism of farmland management rights into external governance environment and internal governance structure, and analyzes the mechanism between the two and the effectiveness of farmland management rights as mortgages. The results show that the optimization of external governance environment based on farmland property rights reform and government administrative intervention measures indirectly improves the effectiveness of farmland management rights as mortgages through promoting the development of farmland transfer market. The optimization of internal governance structure, such as mortgage, guarantee, counter-guarantee, third-party organizations and individuals, can reduce the opportunistic behavior of relevant stakeholders, but the effect depends on the differences in the level of government financial resources and grassroots governance. Although the improvement of external governance environment can significantly enhance the effectiveness of farmland management rights as mortgages, its realization depends mainly on the synergy between external governance environment and internal governance structure. These conclusions imply that the government should choose suitable mortgage loan models to match various third-party settings according to local government financial resources and grassroots governance levels.

Key Words: Farmland Management Right; Mortgage Loan; External Governance Environment; Internal Governance Structure; Collaborative Governance

深度贫困地区农户借贷能有效提升 脱贫质量吗？^{*}

王汉杰^{1,2} 温 涛¹ 韩佳丽³

摘要：有效提升深度贫困地区农户脱贫质量是实现脱贫可持续性的重要保障。基于深度贫困地区农户调查数据，本文以“聚类-粗糙集”方法构建了深度贫困地区农户脱贫质量评价指标体系，并综合运用两阶段最小二乘法与工具变量分位数回归法实证考察了农户借贷对脱贫质量的影响。研究结果表明：农户正规借贷能显著提升深度贫困地区农户的脱贫质量，但这一作用具有群体异质性，即更有利于提升“精英农户”的脱贫质量，对于深度贫困户的作用并不显著；深度贫困地区农户非正规借贷不利于农户脱贫质量的提升，这一抑制作用集中表现在深度贫困群体当中。因此，各级政府应加快完善深度贫困地区信贷扶贫政策体系，切实提升农户脱贫质量。

关键词：深度贫困地区 正规借贷 非正规借贷 脱贫质量

中图分类号：F328 **文献标识码：**A

一、引言

打赢脱贫攻坚战是决胜全面建成小康社会的根本保证。在精准扶贫战略的有效牵引下，我国农村贫困人口大幅减少（王小林、冯贺霞，2020），《中国农村贫困监测报告》显示我国贫困人口规模已由2012年的9899万人下降到2019年的551万人，这为2020年全面消除贫困打下了扎实的基础。我国的贫困主要集中在部分深度贫困地区，深度贫困地区的脱贫攻坚需要长远全面的考虑，不能仅着眼于解决贫困人口的短期生存和收入问题，还应以突破贫困恶性循环为着眼点，加快培育贫困人口的自我发展能力（汪三贵、曾小溪，2018）。在2018年打好精准脱贫攻坚战座谈会上，习近平总书记指出，全面打好脱贫攻坚战，必须聚焦深度贫困地区，把提高脱贫质量放在首位。高质量的脱贫能够使深度贫困群体真正形成内生发展动力，防止脱贫人口再次返贫，这充分彰显了新时代中国特色社会主义制

^{*} 本文得到国家自然科学基金面上项目“农村金融市场‘精英俘获’困境破解与包容性成长研究”（项目编号：71773099）、中宣部文化名家暨“四个一批”人才项目“中国特色金融扶贫理论及机制创新研究”（中宣办发[2017]年47号）、中央高校基本科研业务费专项资金创新团队项目“‘一带一路’倡议下的金融扶贫合作研究”（项目编号：SWU2009105）的资助。感谢匿名评审专家的宝贵意见。本文通讯作者：温涛。

度与时俱进的发展理念。因此，如何有效提升深度贫困地区农户的脱贫质量是脱贫攻坚决胜阶段亟待解决的重要问题。

我国高度重视金融扶贫功能的发挥，在 2017 年深度贫困地区脱贫攻坚座谈会上的讲话中，习近平总书记指出必须加强金融资源对深度贫困地区脱贫攻坚的支持。以信贷支持贫困农户发展生产是我国现阶段金融扶贫的主要手段，统计数据显示，截至 2017 年 6 月，建档立卡户的信贷扶贫贷款余额已高达 2884 亿元。从理论上讲，信贷资源的注入有利于打破深度贫困地区的资本束缚，促进深度贫困群体自我发展。然而，随着贫困群体的不断分化，剩余深度贫困群体的致贫因素十分复杂，既包括个体层面的发展能力不足，也包括制度供给与区域发展障碍等因素。那么，在这一现实困境下，信贷资源的供给究竟能否有效提升农户的脱贫质量？

就农户借贷的减贫效应而言，已有文献主要聚焦于经济维度，对于农户脱贫质量的研究十分少见。绝大部分研究表明了农户借贷能够在经济层面上有效缓解农户的贫困状态（Khandker et al., 1998; Awojobi and Bein, 2011; Augsburg et al., 2015）。具体而言，信贷资源的供给能够扩大农业生产规模（何广文，2005）、提高家庭创业的可能性（张龙耀、张海宁，2013）、提升农业生产技术（Abate et al., 2016）、促进社区的发展（熊德平，2009），这些都有利于提高农户的收入水平，从而摆脱贫困。同时，农户借贷也具备平滑消费的功能，贫困农户在欠收年份可通过借贷资金保障家庭福利水平，缓解经济困境（Berhane and Gardebrock, 2011; 王慧玲、孔荣，2019）。也有部分研究指出，信贷资金的供给未必能够有效改善深度贫困农户的贫困状态。这主要是由于信贷资金往往被相对富裕的贫困农户获取，深度贫困农户难以获得有效的信贷资金支持（Navajas, 2000; Lund and Saito-Jensen, 2013）。从我国农村发展的现实来看，“精英俘获”、“瞄准偏误”等问题广泛地存在于农贷资源的供给过程中。如温涛等（2016）发现“精英俘获”机制存在于农贷市场，这导致农贷市场功能错位、目标偏离；刘西川（2012）、胡联等（2015）的研究一致表明村级互助资金亦未能瞄准贫困群体，存在明显的“精英俘获”现象。尽管“精准扶贫”战略的实施能够在一定程度上缓解“精英俘获”问题，但贫困地区仍面临“精英俘获”问题的严峻挑战（胡联、汪三贵，2017）。尤其对于极度贫困的家庭而言，正规借贷难以获得的情况仍未明显改善（尹志超等，2020）。

既有研究从经济层面（收入贫困、消费贫困）较为全面、系统地探讨了农户借贷的减贫效应，这为本文提供了扎实的理论基础与逻辑起点。然而，关于农户借贷对农户脱贫质量的影响尚未引起充分重视，因此现有研究难以有效地服务于深度贫困地区农户脱贫质量提升政策的制定。同时，脱贫质量领域的研究亦尚处于起步阶段，既有的少量文献仅从理论上探讨了高质量脱贫的必要性与紧迫性，尚未提及如何定量评估农户的脱贫质量。鉴于此，本文有以下三方面贡献：一是基于能力贫困理论，构建农户脱贫质量评价指标体系，并运用“聚类-粗糙集”方法评价农户的脱贫质量，能够在一定程度上弥补现有研究的不足；二是从整体效应与分层差异的视角全面考察深度贫困地区农户借贷对农户脱贫质量的影响，这有助于厘清现阶段深度贫困地区信贷扶贫在不同农户群体间的作用差异；三是使用深度贫困地区农户调查数据，所得出的研究结论能够更好地服务于深度贫困地区决胜脱贫攻坚目标政策的制定。

二、农户脱贫质量评价指标体系构建

（一）农户脱贫质量评价指标

在国际标准化组织制定的质量术语标准中，质量是反映实体满足明确或隐含需要能力的特征和特征的总和^①，其核心是满足要求。因此，脱贫质量可定义为满足农户脱离贫困状态的需求，本文主要从物质需求、发展需求与权利需求三个层面进行分析。根据阿玛蒂亚·森的能力贫困理论，贫困的根源在于可行能力的缺失，即能力的剥夺。基于这一理论，联合国开发计划署与牛津大学贫困和人类发展研究中心共同开发了多维贫困指标体系，主要从健康、教育以及生活水平三个维度来衡量个体的贫困状态（郭熙保、周强，2016）。但正如郭建宇、吴国宝（2012）的研究所指出，受到数据可获取性的制约，贫困人口所面临的社会权利剥夺在既有多维贫困指标体系中尚未得到充分考虑。为全面、科学地反映深度贫困地区农户的脱贫质量，本文将以阿玛蒂亚·森的能力贫困理论为基础，结合我国深度贫困地区的客观发展现实，从农户的生活质量、发展质量、公共服务质量三个维度^②构建深度贫困地区农户的脱贫质量评价指标体系。其中，生活质量维度反映了农户对基本生活条件的需求，基本生活条件需求的满足使其能够摆脱物质层面的贫困状态；发展质量维度反映了农户对自我发展能力的需求，自我发展能力需求的满足使其能够具备内生发展动力，实现自我“造血”功能；公共服务质量维度则反映了农户对社会享有权利的需求，社会权利需求的满足使其能够有效应对外部风险，如疾病、灾害等，从而降低未来生活的不确定性。以上三个维度的指标层层递进，综合反映了深度贫困地区农户的物质需求、发展需求和权利需求，能够较为全面、科学地衡量农户的脱贫质量^③。具体指标如表1所示。

表1 农户脱贫质量的评价指标

维度	指标	临界值
生活质量	饮用水	能使用干净的自来水或深井水，赋值为1
	电	家中能够使用电，赋值为1
	做饭燃料	能使用液化气、天然气、电等清洁燃料做饭，赋值为1
	卫生设施	能使用室内、室外冲水厕所和干式卫生厕所，赋值为1
	耐用品	家中有彩电、洗衣机、冰箱、电脑、电话、手机、VCD或者卫星天线中的任何一种资产，赋值为1
发展质量	健康状况	家庭所有成员均未患有较为严重的疾病，赋值为1

^① 该定义来源于国际标准化组织制定的 ISO8402—1994《质量术语》标准。

^② 在本文的脱贫质量评价指标体系中并未涵盖农户的收入，这主要是由于农户的收入所涵盖的信息量较多，即农户的脱贫质量与其收入之间存在较强的相关性，这将导致农户脱贫质量评价指标之间的信息重合度过高。

^③ 《2019农村贫困监测报告》的数据显示，本文的评价指标体系中所涵盖的用水、用电、耐用品等指标在绝大部分贫困地区已基本实现覆盖，但深度贫困地区仍有17%的农户无法使用干净的饮用水，40%的农户无法使用干净的卫生设施等。由于本文的研究对象是深度贫困地区，因此这一系列指标仍有保留的必要。需要指出的是，随着深度贫困地区贫困户的状况不断改善，在未来的研究中，可适当考虑剔除相关基础性指标，从而提升“脱贫质量”评价指标体系的适用性。

(续表 1)

发展质量	劳动力教育	家庭所有劳动力都完成小学义务教育, 赋值为 1
	儿童教育	家庭所有学龄儿童都在校学习, 赋值为 1
	政治参与	能够参与村庄公共事务, 赋值为 1
公共服务质量	医疗保障	家庭所有成员均拥有医疗保险, 赋值为 1
	养老保障	家庭所有劳动力均拥有养老保险, 赋值为 1
	医疗服务	生病就医时方便 ^① , 赋值为 1

(二) 指标权重评价方法

如何科学地确定农户脱贫质量指标的权重是本文需要解决的关键问题。已有研究表明, 社会个体的福利指标之间往往表现为复杂的非线性关系, 即难以用指标间线性组合的形式来反映社会个体的福利状态 (Nardo et al., 2008; 韩佳丽等, 2017)。因此, 目前广泛采用的等权重法、主成分分析法等线性赋权法存在着较大的局限性。基于现有指标权重评价方法的不足, 本文将“聚类-粗糙集”方法运用到农户脱贫质量指标的权重评价当中。粗糙集 (Rough Set) 理论能够有效处理不完整、不确定性等各类不完备信息, 从中发现隐含的知识, 揭示其潜在规律。该理论的优势在于通过数据挖掘发现数据集合中的内部价值与规律, 即不需提供处理数据集合之外的任何先验信息, 仅需通过观测数据剔除冗余信息, 并分析系统中各属性之间的依赖性与重要性, 因而也成为了人工智能领域的研究热点。

定义 1: 在粗糙集中, 可将信息系统定义为 $S = (U, C, D, V, f)$, 论域 U 为研究对象的有限集合, 即全体样本集; C, D 为属性的有限集合, 其中, C 为条件属性集, D 为决策属性集; V 是属性值的集合, 即属性 C, D 的取值集合; f 为信息函数, 该函数为 U 中的每一个对象赋予信息值, 即 $f(x_i, a) \in V_a, a \in A, x_i \in U$ 。

定义 2: 假设信息系统 $S = (U, C, D, V, f)$, R 为论域 U 上的一组等价关系, 且 $r \in R$, 若 $IND(R) = IND(R - \{r\})$ 成立, 则称 r 在 R 中是不必要的, 否则为必要的。若 R 中的每一个 r 均为必要的, 则称 R 是独立的。若论域 U 有两个等价关系 P 和 Q , 当 $Q \in P$, Q 是独立的, 且满足 $IND(Q) = IND(P)$, 则称 Q 是属性集 P 上的一个约简。

给定决策表 $DT = (U, C \cup D, V, f)$, $\forall B \in C$, 若属性 $a \in C$ 且 $a \notin B$, 则重要度公式为:

$$sig(a, B, D) = \gamma_{B \cup \{a\}}(D) - \gamma_B(D) = \frac{pos_{B \cup \{a\}}(D) - pos_B(D)}{|U|} \quad (1)$$

称 $sig(a, B, D)$ 为条件属性 a 对条件属性集 B 相对于决策属性 D 的重要度, 根据 (1) 式可计算出所有属性对应的重要度, 若 $sig(a, B, D) = 0$, 则意味着该指标的重要性极低, 应删除该指标。对于约简之后的指标 $A = (a_1, a_2, \dots, a_i)$, 计算各指标的重要度, 并对其做归一化处理, 最终得到各指标的权重:

^① “生病就医方便”指的是农户对就医便利性的主观评价。在五级量化表中, 若农户的选择为“非常不方便”以及“不方便”, 定义为“生病就医不方便”; 反之, 则为“生病就医方便”。

$$\omega_i = \frac{\text{sig}(a_i)}{\sum_1^i \text{sig}(a_i)} \quad (2)$$

本文以粗糙集理论为基础，结合聚类分析法对农户脱贫质量的评价指标体系进行筛选并评价各指标权重。首先，运用动态聚类方法将样本农户按脱贫质量状况进行分类，形成脱贫质量高与脱贫质量低两大类，以此作为粗糙集脱贫质量指标筛选的决策属性。其次，分别以农户脱贫质量评价指标体系及其聚类结果作为粗糙集系统的条件属性与决策属性，对评价指标体系进行约简，剔除冗余指标，从而得到最终的农户脱贫质量评价指标体系。最后，基于约简后的农户脱贫质量评价指标体系，以粗糙集理论的重要度计算公式考察各属性在决策信息系统中的重要性，进而得到各指标的权重。

通过以上步骤，本文最终得出了农户脱贫质量评价指标体系及其权重（如表 2 所示）。可以发现，在运用粗糙集理论方法约简之后，并未发现冗余指标，即研究所选取的评价指标体系较为合理，能够科学地反映农户的脱贫质量状况。

表 2 农户脱贫质量评价指标体系及其权重

维度	指标	权重
生活质量	饮用水	0.0191
	电	0.0191
	做饭燃料	0.2702
	卫生设施	0.1532
	耐用品	0.0137
发展质量	健康状况	0.0588
	劳动力教育	0.1259
	儿童教育	0.0554
	政治参与	0.0609
公共服务质量	医疗保障	0.0349
	养老保障	0.1430
	医疗服务	0.0458

三、数据来源与模型构建

（一）数据来源

本文使用的数据为 2018 年深度贫困地区农户问卷调查数据，样本取自五个连片特困地区（滇桂黔石漠化区、武陵山区、乌蒙山区、秦巴山区及六盘山区），这是由于我国绝大部分农村贫困人口主要分布在以上区域。本文采用分层随机抽样方法保证样本的代表性：第一步，将深度贫困县按人均国民生产总值由高到低排序，等距抽取 5 个县，五地区共 25 个县；第二步，将样本县的每个乡镇按人均国民生产总值排序，分为两组，每一组中随机抽取一个乡镇；第三步，在每个乡镇中随机抽取两个村，

每村抽取 15 户农户。通过入户调查的方式，最终抽取了 1500 个样本，有效问卷的数量为 1363 份^①。

（二）变量说明

被解释变量：农户的脱贫质量。基于前文构建的农户脱贫质量评价指标体系，本文以加权求和的方法测度农户的脱贫质量。

核心解释变量：农户借贷。深度贫困地区农户的借贷资金来源于正规借贷与非正规借贷两大途径。本文借鉴既有研究的主流做法识别农户的借贷途径：若农户的借贷来源为正规金融机构（如商业银行、村镇银行、农村资金互助社、小额贷款公司或农村信用社），则识别为正规借贷；若借贷来源为非正规金融机构（如亲友或民间金融组织），则识别为非正规借贷。在此基础上，为控制农户家庭规模的差异，本文以人均正规借贷额与人均非正规借贷额分别衡量农户的正规借贷与非正规借贷。

控制变量。为有效控制其余因素对农户脱贫质量的影响，借鉴郭熙保、周强（2016）以及谭燕芝、张子豪（2017）等研究，本文选取了相应的控制变量，具体如表 3 所示。

表 3 变量的选取与度量

维度	名称	符号	变量说明及赋值
脱贫质量	农户脱贫质量	<i>Quality</i>	农户脱贫质量评价指标加权求和
农户借贷	正规借贷	<i>Formal</i>	家庭人均正规金融借贷额（元），对数化处理
	非正规借贷	<i>Informal</i>	家庭人均非正规金融借贷额（元），对数化处理
家庭特征	家庭总人口	<i>Pop</i>	家庭人口总数（人）
	户主性别	<i>Gender</i>	户主的性别（男=1，女=0）
	户主年龄	<i>Age</i>	户主年龄（岁）
	抚养负担	<i>Raise</i>	15 岁以下儿童及 65 岁以上老人占总人口比例（%）
	务工比例	<i>Nonfarm</i>	从事非农产业 ^② 人口占总人口比例（%）
社会资本	县城亲友	<i>City</i>	是否有亲友 ^③ 在县城或城市生活（是=1，否=0）
	官员亲友	<i>Gov</i>	是否有亲友在政府部门任职（是=1，否=0）
	组织参与	<i>Org</i>	是否加入农业合作社（是=1，否=0）
区域环境	经济发展	<i>GDP</i>	2018 年县域人均国民生产总值，对数化处理
	金融机构距离	<i>Dist</i>	1=非常不方便；2=不方便；3=一般；4=方便；5=非常方便
	村庄地形特征	<i>Geo</i>	1=平原；2=丘陵；3=山地

表 4 为各变量的描述性统计分析结果。在农户借贷行为方面，深度贫困地区农户的非正规借贷额明显高于正规借贷，农户更多地求助于非正规借贷渠道，可能是由于农贷市场的“精英俘获”问题所致。此外，抚养负担重、社会资本匮乏等是深度贫困地区农户的主要经济社会特征。

^① 除了剔除部分数据缺失的无效问卷之外，本文也剔除了家庭中无任何有效劳动力的农户样本，这主要是由于金融资源的增收效应取决于农户的有效生产过程，即本文的农户样本是具备一定增收能力的农户群体。

^② 在问卷调查过程中，主要通过询问农户的家庭成员是否外出务工来识别该成员是否从事非农产业。

^③ 亲友指代的是“农户的直系、旁系亲属以及来往较为密切的各类社会关系”。

表4 各变量的描述性统计分析

名称	定义	符号	均值	标准差	最小值	最大值
脱贫质量	农户脱贫质量	<i>Quality</i>	0.585	0.229	0.020	1.000
农户借贷	正规借贷	<i>Formal</i>	1.272	3.011	0.000	11.000
	非正规借贷	<i>Informal</i>	4.084	4.170	0.000	11.510
家庭特征	家庭总人口	<i>Pop</i>	4.588	1.651	1.000	13.000
	户主性别	<i>Gender</i>	0.868	0.339	0.000	1.000
	户主年龄	<i>Age</i>	47.34	12.26	16.000	86.000
	抚养负担	<i>Raise</i>	0.364	0.271	0.000	1.000
	务工比例	<i>Nonfarm</i>	0.257	0.240	0.000	1.000
社会资本	县城亲友	<i>City</i>	0.331	0.471	0.000	1.000
	官员亲友	<i>Gov</i>	0.108	0.310	0.000	1.000
	组织参与	<i>Org</i>	0.082	0.275	0.000	1.000
区域环境	经济发展	<i>GDP</i>	9.561	0.208	9.386	10.690
	金融机构距离	<i>Dist</i>	2.972	0.977	1.000	5.000
	村庄地形特征	<i>Geo</i>	2.859	0.512	1.000	3.000

(三) 模型构建

本文的实证分析包含两个部分,即深度贫困地区农户借贷对脱贫质量影响的整体效应与分层差异。其中,整体效应以均值回归模型为基础;在分层差异中,由于均值回归无法反映整个条件分布,本文将采用分位数回归法,该方法能够研究自变量与因变量的条件分位数之间的关系,适合分析农户借贷如何影响脱贫质量的条件分位数,其结果有助于更深入地理解农户借贷对农户脱贫质量影响的群体异质性。在实证分析过程中,农户借贷与农户脱贫质量之间可能存在反向因果关系,即计量模型可能存在内生性问题,因此本文将综合运用两阶段最小二乘法^①和工具变量分位数回归法。

工具变量分位数回归模型的具体形式如下:

$$P(Y \leq Q_{\tau}(D, X) | X, Z) = \tau \quad (3)$$

其中, Y 为被解释变量, D 为计量模型的内生解释变量, X 为外生变量, Z 为工具变量, τ 为条件分位数。遵循 Chernozhukov and Hansen (2008) 的做法,以线性形式将上式转换为矩阵形式:

$$Y = D'\alpha(U) + X'\beta(U) \quad (4)$$

其中, $D=f(X, Z, V)$, $U|_{x,z} \sim Uniform(0,1)$, 这表明了内生解释变量 D 为外生解释变量 X 、工具变量 Z 和误差项 V 的函数。 U 表示其它不可观测变量,即其余不可观测变量通过 U 来影响 Y 。令最小目标函数为:

$$Q_n(\tau, \alpha, \beta, \gamma) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(Y_i - D'_{i\alpha} - X'_{i\beta} - Z'_{i\gamma}) \quad (5)$$

其中, ρ 为 τ 分位点的检验函数。在给定分位点 τ 及其所对应的 $\alpha(\tau)$ 条件下,上述最小化目标

^① 由于两阶段最小二乘法的模型形式较为常见,本文不再赘述。

函数即为：

$$[\hat{\beta}(\alpha, \tau), \hat{\gamma}(\alpha, \tau)] = \arg \min_{\beta, \gamma} Q_n(\tau, \alpha, \beta, \gamma) \quad (6)$$

通过上式可求得 $\alpha(\tau)$ 的估计值：

$$\hat{\alpha}(\tau) = \arg \inf [Wald_n(\alpha)] \quad (7)$$

其中， $\hat{A}(\alpha)$ 为 $\hat{\gamma}(\alpha, \tau)'$ 协方差矩阵的逆矩阵，运用迭代法使 $\hat{\gamma}(\alpha, \tau)'$ 趋近于 0，可求得 $\hat{\alpha}(\tau)$ ，并以 *Wald* 统计量进行检验，最终可得到 τ 分位点处 α 及 β 的估计值。

本文实证分析的计量模型如下所示（式 8）：

$$Quality = \beta_0 + \beta_1 Credit + \Theta T + \mu \quad (8)$$

其中，*Quality* 为农户的脱贫质量，*Credit* 为农户借贷行为（包含正规借贷与非正规借贷），*T* 为控制变量（如表 3 所示）。同时，为避免异方差问题，实证过程中均使用稳健标准误。

四、实证结果分析

（一）总体效应

表 5 中（1）~（6）列为深度贫困地区农户借贷对脱贫质量影响的整体效应。（1）~（5）列的 OLS 模型回归结果表明，在未考虑内生性的情况下，农户正规借贷显著地提升了深度贫困地区农户的脱贫质量，而农户非正规借贷则降低了农户的脱贫质量。考虑到内生性问题^①，本文将农户所在县域的人均贷款额作为工具变量，进一步使用两阶段最小二乘法进行实证检验，回归结果如（6）列所示。从内生性检验结果可以看出，Hausman 内生性检验结果在 1% 的显著性水平下拒绝了原假设，即存在内生性问题。考虑到在异方差条件下，Hausman 检验不再有效，本文也采用了 DWH 检验，结果表明 Durbin 与 Wu-Hausman 检验均在 1% 的显著性水平下拒绝原假设，由此可断定农户正规借贷变量是内生的。关于工具变量的有效性，在一阶段估计结果中，工具变量的 *t* 值为 5.60，且一阶段估计的 *F* 值为 31.39，大于 10% 偏误水平下的临界值 16.38（Stock and Yogo, 2002），即检验结果拒绝了“弱工具变量”的原假设。因此，本文所选取的工具变量能够有效解决内生性问题。

基于以上分析，本文以列（6）作为最终实证分析结果。回归结果显示，深度贫困地区农户正规借贷显著地提升了农户脱贫质量，表明农户正规借贷能够有效地满足深度贫困地区农户的脱贫需求，改善农户的家庭福利状态，实现高质量的脱贫，这有助于逐步打破深度贫困地区农户长期以来低水平均衡状态，降低农户的贫困脆弱性，使其形成可持续的自我发展能力。而农户非正规借贷显著地降低了农户的脱贫质量，这意味着农户非正规借贷不利于深度贫困地区农户脱贫质量的改善，甚至使其陷入更深的“贫困陷阱”当中，其根本原因不仅在于深度贫困地区农户的发展能力有限，也在于现有农村非正规借贷市场的不完善、不规范。由此可见，如何实现深度贫困地区农村正规借贷与非正规借贷的协同互补，是实现高质量脱贫的关键所在。

^① 这主要是由于金融具有“嫌贫爱富”的本质，脱贫质量低的农户可能面临着更为严重的金融排斥现象，即脱贫质量与农户正规借贷之间可能存在反向因果关系。

表 5 深度贫困地区农户借贷与脱贫质量的整体效应

解释变量		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	2SLS
农户借贷	<i>Formal</i>	0.007*** (0.002)		0.004* (0.002)		0.004** (0.002)	0.143*** (0.028)
	<i>Informal</i>		-0.015*** (0.001)		-0.011*** (0.001)	-0.011*** (0.001)	-0.016*** (0.003)
	<i>Pop</i>			0.009** (0.004)	0.012*** (0.004)	0.011*** (0.004)	-0.008 (0.009)
	<i>Gender</i>			0.000 (0.017)	-0.005 (0.016)	-0.004 (0.016)	0.023 (0.037)
家庭特征	<i>Age</i>			-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	0.001 (0.001)
	<i>Raise</i>			0.016 (0.034)	0.009 (0.033)	0.014 (0.034)	0.168*** (0.058)
	<i>Nonfarm</i>			0.255*** (0.028)	0.232*** (0.028)	0.229*** (0.029)	0.147** (0.061)
	<i>City</i>			0.023* (0.013)	0.020 (0.013)	0.017 (0.013)	-0.061* (0.033)
社会资本	<i>Gov</i>			-0.010 (0.019)	-0.016 (0.020)	-0.017 (0.019)	-0.030 (0.043)
	<i>Org</i>			0.082*** (0.023)	0.086*** (0.024)	0.086*** (0.024)	0.063 (0.058)
	<i>GDP</i>			0.011 (0.030)	-0.016 (0.028)	-0.022 (0.028)	-0.231*** (0.078)
	<i>Geo</i>			-0.070*** (0.012)	-0.055*** (0.013)	-0.056*** (0.013)	-0.090*** (0.033)
区域环境	<i>Dist</i>			0.031*** (0.006)	0.035*** (0.006)	0.033*** (0.006)	-0.003 (0.015)
	<i>Cons</i>	0.577*** (0.007)	0.646*** (0.009)	0.534* (0.277)	0.798*** (0.260)	0.861*** (0.263)	2.848*** (0.728)
样本量	<i>N</i>	1363	1363	1363	1363	1363	1363
内生性检验	<i>Hausman</i>						126.35***
	<i>Durbin</i>						129.25***
	<i>Wu - Hausman</i>						141.22***
	一阶段F值						31.39
	工具变量 <i>t</i> 值						5.60***

注：括号内为稳健标准误，*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著，下同。

（二）分层差异

在进行分层差异研究时，本文将采用工具变量分位数回归法。为全面地反映不同脱贫质量农户的群体差异，本文选取具备代表性的五个分组：低脱贫质量组（IVQR_10）、中低脱贫质量组（IVQR_25）、中等脱贫质量组（IVQR_50）、中高脱贫质量组（IVQR_75）及高脱贫质量组（IVQR_90）。

表6中（1）~（5）列为深度贫困地区农户借贷对脱贫质量影响的分层差异。从结果可以看出，深度贫困地区农户借贷对农户脱贫质量的影响存在显著的异质性特征。具体而言，除了IVQR_10分位点之外，深度贫困地区农户正规借贷在其余四个分位点上的系数均显著为正，表明农户正规借贷显著地提升了绝大部分农户的脱贫质量，但对于深度贫困户^①而言，作用尚不显著。从分层差异来看，随着分位点的不断上升，农户正规借贷的系数不断变大。这意味着尽管农户正规借贷整体上有效提升了深度贫困地区农户的脱贫质量，但脱贫质量的改善更多地体现在“精英农户”（IVQR_50、IVQR_75、IVQR_90）当中，弹性系数分别高达0.270、0.340、0.371。而对于深度贫困户（IVQR_10、IVQR_25），则仅仅提升了中低脱贫质量组（IVQR_25）的脱贫质量，且系数明显低于高脱贫质量组（弹性系数仅为0.089）。对于深度贫困户（IVQR_10）而言，农户正规借贷的脱贫质量提升效应并不显著。可见，“深度贫困户”的脱贫质量提升效应远低于“精英农户”，这可能是由于相比“精英农户”，“深度贫困户”各方面要素禀赋均处于贫困状态，发展生产的能力十分有限。在脱贫攻坚战役的推动下，部分深度贫困群体既获得了优惠性的正规借贷资源，也得到了社会各界的精准帮扶，这使得中低脱贫质量组的农户（IVQR_25）在一定程度上提升了自身的脱贫质量。但对于深度贫困户（IVQR_10）而言，由于长期处于贫穷状态，缺乏发展生产的能力，优惠性的农村正规借贷资源无法有效促进其发展，导致其可能面临着较为严重的金融排斥问题。即便获取了农村正规借贷资源，能够通过发展生产实现还本付息的深度贫困户也必然只是少数。事实上，这部分深度贫困群体是脱贫攻坚决胜阶段的最大障碍，金融资源应更多地服务具备发展生产能力的贫困农户，而对于缺乏发展生产能力的深度贫困群体，应倾向依赖于社会保障兜底政策，并加强其子女后代的教育，斩断贫困的代际传递（王汉杰等，2019；汪德华等，2019）。

农户非正规借贷在各个分位点上的系数均为负，仅有深度贫困户（IVQR_10、IVQR_25）的作用显著。这意味着农户非正规借贷之所以降低了深度贫困地区农户整体的脱贫质量，主要是由于其显著地降低了深度贫困户（IVQR_10、IVQR_25）的脱贫质量。导致这一现象的原因主要有两个方面：首先，囿于农贷市场的“精英俘获”问题，深度贫困户只能更多地求助于农村非正规借贷市场，而调研发现深度贫困地区非正规借贷资金的利率水平较高，当深度贫困户从事的生产经营活动收益率较低时，非正规借贷可能会恶化其家庭福利状况，不利于脱贫质量的提升。其次，因病致贫、因病返贫是剩余贫困人口的主要特征，尤其是随着脱贫攻坚的不断推进，这一现象愈加凸显。全国30个省市、上百个村的调查数据显示，部分贫困村因病致贫、因病返贫的比例分别高达60%和80%^②，这导致农户家

^① 本文将脱贫质量低的两个分组（IVQR_10、IVQR_25）界定为深度贫困户。

^② 数据来源：http://www.china.com.cn/news/2017-08/31/content_41507528.htm

庭缺乏有效劳动力，难以从事生产性活动。特别是当农户遭遇重大疾病时，高额的医疗费用使其难以负担。课题组在调研过程中发现，贫困户所获得的非正规借贷资源更多地用于家庭成员的大病、慢性病的治疗，较高的非正规借贷利率加重了深度贫困户的经济负担，进而降低了脱贫质量。

需进一步指出的是，部分研究表明乡村精英可能在扶贫协作中发挥一定的作用（朱天义、高莉娟，2016），这使得农贷资源的“精英俘获”可能未必不利于农户脱贫质量的提升。然而，乡村精英的治理绩效有赖于精英主体的素质、村民的自治制度、协调机制与信任关系等（梅继霞等，2019；陈秋红、栗后发，2019）。笔者的调研发现，囿于深度贫困群体边缘化、乡村精英的自利性以及贫困地区基层组织不完善等因素，乡村精英与深度贫困群体难以形成有效协作，深度贫困地区农贷资源“精英俘获”的正向溢出效应十分有限。因此，深度贫困地区脱贫质量的提升应充分重视农贷资源投入的精准性。

表 6 深度贫困地区农户借贷与脱贫质量的分层差异

解释变量		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		IVQR_10	IVQR_25	IVQR_50	IVQR_75	IVQR_90
农户借贷	<i>Formal</i>	0.030 (0.019)	0.089*** (0.022)	0.270*** (0.052)	0.340*** (0.071)	0.371*** (0.098)
	<i>Informal</i>	-0.005* (0.003)	-0.014*** (0.003)	-0.006 (0.008)	-0.005 (0.011)	-0.005 (0.015)
	<i>Pop</i>	0.005 (0.007)	-0.001 (0.008)	0.005 (0.018)	0.002 (0.025)	0.006 (0.035)
	<i>Gender</i>	-0.035 (0.031)	0.039 (0.036)	-0.003 (0.084)	0.014 (0.115)	0.002 (0.158)
家庭特征	<i>Age</i>	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.005)
	<i>Raise</i>	0.027 (0.041)	0.113** (0.049)	0.052 (0.112)	0.118 (0.154)	0.042 (0.212)
	<i>Nonfarm</i>	0.096* (0.050)	0.021 (0.059)	0.106 (0.136)	0.189 (0.187)	0.100 (0.257)
	<i>City</i>	0.000 (0.025)	-0.051* (0.030)	-0.016 (0.068)	-0.002 (0.094)	-0.001 (0.129)
社会资本	<i>Gov</i>	-0.054 (0.036)	-0.002 (0.043)	0.001 (0.098)	0.004 (0.135)	-0.008 (0.186)
	<i>Org</i>	0.074 (0.049)	0.028 (0.057)	0.039 (0.132)	0.077 (0.181)	0.042 (0.249)
	<i>GDP</i>	-0.185*** (0.069)	-0.394*** (0.081)	-0.318* (0.186)	-0.230 (0.257)	-0.112 (0.353)
	<i>Geo</i>	-0.113*** (0.028)	-0.171*** (0.033)	-0.075 (0.075)	0.018 (0.103)	0.022 (0.142)
区域环境	<i>Dist</i>	0.026**	0.010	0.014	0.013	0.010

(续表 6)

		(0.011)	(0.013)	(0.030)	(0.041)	(0.056)
常数项	<i>Cons</i>	2.307***	4.549***	2.856*	1.464	0.369
		(0.556)	(0.655)	(1.506)	(2.071)	(2.848)

(三) 稳健性检验

为保证实证研究结论的稳健性，本文以熵值法计算农户脱贫质量评价指标的权重，重新对计量模型进行估计，具体结果如表 7 所示。

表 7 稳健性检验

解释变量		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		2SLS	IVQR_10	IVQR_25	IVQR_50	IVQR_75	IVQR_90
农户借贷	<i>Formal</i>	0.209**	0.015	0.023***	0.120***	0.131***	0.014*
		(0.105)	(0.011)	(0.009)	(0.023)	(0.028)	(0.010)
	<i>Informal</i>	-0.022*	-0.001	-0.005***	-0.004	-0.002	-0.003
		(0.013)	(0.002)	(0.001)	(0.004)	(0.004)	(0.002)
控制变量	<i>Control</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	<i>N</i>	1363	1363	1363	1363	1363	1363

(四) 进一步讨论：深度贫困地区农户借贷的增收效应

在前文的分析中，本文主要从“脱贫质量”的视角分析了深度贫困地区农户借贷的减贫效应。为避免指标间信息重合度过高，评价指标体系中未涵盖农户收入。然而，现阶段深度贫困地区农户的收入增长依然是改善其贫困状态的重要途径。因此，本文将进一步探讨深度贫困地区农户借贷的增收效应。具体而言，本文以农户借贷为核心解释变量、家庭人均纯收入为被解释变量，运用 2SLS 与 IVQR 进行实证分析。表 8 的回归结果显示，深度贫困地区正规借贷的增收效应主要集中在高收入农户当中，而非正规借贷对收入增长的抑制效应则表现在低收入农户中。这与前文的分析结论是相吻合的。

表 8 深度贫困地区农户借贷的增收效应

解释变量		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		2SLS	IVQR_10	IVQR_25	IVQR_50	IVQR_75	IVQR_90
农户借贷	<i>Formal</i>	0.527***	0.190**	0.356***	0.979***	1.063***	1.237***
		(0.128)	(0.086)	(0.100)	(0.216)	(0.256)	(0.373)
	<i>Informal</i>	-0.056***	-0.019*	-0.101***	-0.025	-0.011	-0.012
		(0.013)	(0.011)	(0.013)	(0.029)	(0.034)	(0.050)
控制变量	<i>Control</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	<i>N</i>	1363	1363	1363	1363	1363	1363

五、研究结论与政策含义

扶贫不是一时的脱贫摘帽，而是要培育脱贫人口的可持续脱贫能力。因此，政府应注重脱贫质量

的提升，促使脱贫效果由“量变”向“质变”转化，让深度贫困人口真正具备摆脱贫困的内生发展动力。基于深度贫困地区农户调查数据，本文以“聚类-粗糙集”方法构建了深度贫困地区农户脱贫质量评价指标体系，并综合运用两阶段最小二乘法与工具变量分位数回归法研究了农户借贷对深度贫困地区农户脱贫质量的影响。研究结论表明：农户正规借贷能够显著提升深度贫困地区农户的脱贫质量，但这一作用具有群体异质性，即农户正规借贷更有利于提升“精英农户”的脱贫质量，但对于深度贫困户的作用并不显著；农户非正规借贷不利于深度贫困地区农户脱贫质量的提升，且这一抑制作用集中表现在深度贫困群体当中。

基于以上研究结论，本文的政策含义如下：第一，切实保障深度贫困地区信贷扶贫资源的精准落地。金融资源的逐利性与扶贫的社会公平性之间存在内在冲突，这导致了金融扶贫过程中“精英俘获”、“使命漂移”等现象。因此，政府应通过法律法规体系打击一切违法违规行为，确保信贷扶贫资源精准地服务于深度贫困地区的贫困人口，从而为提升脱贫质量提供有效的资本供给。第二，深度贫困地区应实现商业性金融与政策性金融的功能互补。对于部分发展能力较弱的深度贫困人口而言，通过商业性借贷发展生产提升脱贫质量的可能性较低，因此，应更多地依托于政策性金融，在政府引导下逐步培育发展能力。第三，充分发挥深度贫困地区农村非正规借贷的减贫功能。农村非正规借贷内生于农村经济社会，具有天然的优势。但受制于发展体系不完善、监管机制缺位等问题，农村非正规借贷未能有效发挥减贫功能。因此，政府应加快农村金融法律的制定，使农村非正规借贷步入正轨，切实服务于深度贫困地区农户脱贫质量的提升。

参考文献

- 1.陈秋红、栗后发，2019：《贫困治理中主要利益相关者的多重摩擦和调适——基于广西G村的案例分析》，《中国农村经济》第5期。
- 2.郭建宇、吴国宝，2012：《基于不同指标及权重选择的多维贫困测量——以山西省贫困县为例》，《中国农村经济》第2期。
- 3.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。
- 4.韩佳丽、王志章、王汉杰，2017：《贫困地区劳动力流动对农户多维贫困的影响》，《经济科学》第6期。
- 5.何广文，2005：《农户信贷、农村中小企业融资与农村金融市场》，北京：中国财政经济出版社。
- 6.胡联、汪三贵，2017：《我国建档立卡面临精英俘获的挑战吗？》，《管理世界》第1期。
- 7.胡联、汪三贵、王娜，2015：《贫困村互助资金存在精英俘获吗——基于5省30个贫困村互助资金试点村的经验证据》，《经济学家》第9期。
- 8.刘西川，2012：《村级发展互助资金的目标瞄准、还款机制及供给成本——以四川省小金县四个样本村为例》，《农业经济问题》第8期。
- 9.梅继霞、彭茜、李伟，2019：《经济精英参与对乡村治理绩效的影响机制及条件——一个多案例分析》，《农业经济问题》第8期。
- 10.谭燕芝、张子豪，2017：《社会网络、非正规金融与农户多维贫困》，《财经研究》第3期。

- 11.汪德华、邹杰、毛中根, 2019: 《“扶教育之贫”的增智和增收效应——对20世纪90年代“国家贫困地区义务教育工程”的评估》, 《经济研究》第9期。
- 12.汪三贵、曾小溪, 2018: 《从区域扶贫开发到精准扶贫——改革开放40年中国扶贫政策的演进及脱贫攻坚的难点和对策》, 《农业经济问题》第8期。
- 13.王汉杰、温涛、韩佳丽, 2019: 《贫困地区政府主导的农贷资源注入能够有效减贫吗? ——基于连片特困地区微观农户调查》, 《经济科学》第2期。
- 14.王慧玲、孔荣, 2019: 《正规借贷促进农村居民家庭消费了吗? ——基于PSM方法的实证分析》, 《中国农村经济》第8期。
- 15.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。
- 16.温涛、朱炯、王小华, 2016: 《中国农贷的“精英俘获”机制: 贫困县与非贫困县的分层比较》, 《经济研究》第2期。
- 17.熊德平, 2009: 《农村金融与农村经济协调发展研究》, 北京: 社会科学文献出版社。
- 18.尹志超、郭沛瑶、张琳琬, 2020: 《“为有源头活水来”: 精准扶贫对农户信贷的影响》, 《管理世界》第2期。
- 19.张龙耀、张海宁, 2013: 《金融约束与家庭创业——中国的城乡差异》, 《金融研究》第9期。
- 20.朱天义、高莉娟, 2016: 《精准扶贫中乡村治理精英对国家与社会的衔接研究——江西省XS县的实践分析》, 《社会主义研究》第5期。
- 21.Abate, G. T., Rashid, S., Borzaga, C., and Getnet, K., 2016, “Rural Finance and Agricultural Technology Adoption in Ethiopia: Does the Institutional Design of Lending Organizations Matter?”. *World Development*, 84: 235-253.
- 22.Augsburg, B., De Haas, R., Harmgart, H., and Meghir, C., 2015. “The Impacts of Microcredit: Evidence from Bosnia and Herzegovina”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 7(1): 183-203.
- 23.Awojobi, O., and Bein, M. A., 2011, “Microfinancing for Poverty Reduction and Economic Development: A Case for Nigeria”, *International Research Journal of Finance and Economics*, (72): 159-168.
- 24.Berhane, G., and Gardebrock, C., 2011, “Does Microfinance Reduce Rural Poverty? Evidence Based on Household Panel Data from Northern Ethiopia”, *American Journal of Agricultural Economics*, 93(1): 43-55.
- 25.Chernozhukov, V., and Hansen, C., 2008, “Instrumental Variable Quantile Regression: A Robust Inference Approach”, *Journal of Econometrics*, 142(1), 379-398.
- 26.Khandker, S. R., Samad, H. A., and Khan, Z. H., 1998, “Income and Employment Effects of Micro-credit Programs: Village-level Evidence from Bangladesh”, *Journal of Development Studies*, 35(2): 96-124.
- 27.Lund, J F., and Saito-Jensen, M., 2013, “Revisiting the Issue of Elite Capture of Participatory Initiatives”, *World Development*, 46: 104-112.
- 28.Nardo, M., Saisana, M., Saltelli, A., and Tarandola, S., 2008, “Handbook on Constructing Composite Indicators: Methodology and User Guide”, *Oecd Stats Working Papers*, 73(2): 1111-1111.

29.Navajas, S., Schreiner, M., Meyer, R. L., Gonzalez-vega, C., and Rodriguez-meza, J., 2000, “Microcredit and the Poorest of the Poor: Theory and Evidence from Bolivia”, *World Development*, 28(2): 333-346.

30.Stock, J H., and Yogo, M., 2002, “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression”, *NBER Technical Working Papers*, 14(1): 80-108.

（作者单位：¹西南大学经济管理学院；

²哥廷根大学农业经济与农村发展系；

³西南政法大学经济学院）

（责任编辑：胡 祎）

Can Rural Households' Loan Effectively Improve the Quality of Poverty Alleviation in Areas of Extreme Poverty?

Wang Hanjie Wen Tao Han Jiali

Abstract: Effectively improving the quality of poverty alleviation in deep poverty-stricken areas is an important guarantee for the sustainability of poverty alleviation. Based on the survey data collected from the rural households in areas of extreme poverty, this article uses a “cluster-rough set” method to construct a poverty alleviation quality evaluation index for rural households in areas of extreme poverty, and comprehensively uses a two-stage least squares method and a quantile regression method to empirically investigate the impact of rural households' loan on the quality of poverty alleviation. The results show that formal loan can significantly improve the poverty alleviation quality of farmers in areas of extreme poverty. However, this effect has group heterogeneity. Specifically, it is more conducive to improving the quality of poverty alleviation of “elite farmers”, but has no significant effect for extremely impoverished households. Besides, informal loan is not conducive to the improvement of the quality of poverty alleviation. This inhibitory effect is concentrated in the extremely impoverished groups. Therefore, the government should accelerate the improvement of credit poverty alleviation policies in areas of extreme poverty so as to effectively improve the quality of poverty alleviation for farmers.

Key Words: Area of Extreme Poverty; Formal Loan; Informal Loan; Quality of Poverty Alleviation

多子多福？子女数量对农村老年人精神状况的影响*

刘生龙^{1,2} 胡鞍钢^{1,2} 张晓明³

摘要：文章基于2010年、2014年和2018年中国家庭动态跟踪调查（CFPS）数据，利用始于1979年严格的独生子女政策作为外生的冲击，基于断点回归设计，估计子女数量对农村老年人精神状况的影响，同时还检验了相关的影响机制。研究结果表明：相对于生育一个孩子而言，生育两个及以上孩子的农村老年人的精神状况明显更好一些，具体反映在感到沮丧悲伤的概率更低，幸福感明显更高一些。异质性检验则发现，相对于生育多个孩子而言，当独生子女为女性时，老年人的精神状况明显更差。机制检验的结果表明，相对于生育多个子女的老年人来说，生育独生子女老年人的收入更低、身体状况更差。文章具有明显的政策含义：在当下人口老龄化加剧的趋势下，农村独生子女父母的养老问题已经成为需要政府重点关注的社会问题；政府应当加大农村社会养老保障的支持力度，在养老保险和医疗方面给予农村独生子女父母更多的支持以改善其经济和健康状况。

关键词：子女数量 老年人精神状况 老年幸福 断点回归设计

中图分类号：F328 **文献标识码：**A

一、问题提出

自从20世纪70年代实行严格的独生子女政策以来，中国的独生子女家庭数量不断增长。据学者估算，2000年中国农村独生子女父母数量已经接近9000万，其中40岁以上独生子女父母人数超过1500万（李建民，2004）。伴随着中国人口结构的变化以及社会老年人所占比重的提高，越来越多的农村独生子女父母将逐渐步入老年阶段。虽然中国于2015年开始实施全面二孩政策，但是人口出生率并没有随之激增。中国的人口老龄化趋势将长期维持下去，因此由人口老龄化而为社会带来的养老压力将成为未来一段时期内中国经济和社会发展所面临的重要挑战。

*本文受到教育部人文社会科学研究项目“应对人口老龄化的女性劳动参与激励政策分析研究：理论、实证与模拟（编号：20YJA790047）”和国家自然科学基金项目“宏观大数据建模和预测研究（编号：71991475）”的资助。作者感谢两位匿名审稿专家提出的修改建议，同时文责自负。

由于中国当下仍然属于发展中国家，“未富先老”的状况使得社会养老保障和服务机构的发展相对落后于发达国家，这就意味着子女依然是当下父母养老的重要保障。然而，在独生子女家庭中，由于子女的唯一性和不可替代性，导致独生子女父母养老资源匮乏，面临着较大的养老风险，并进而影响其步入老年后的生活质量。此外，除了来自家庭内部结构的压力，城乡二元经济社会结构给农村家庭养老保障带来的风险（Curtis et al., 2015）、年轻一代子女家庭传统观念的变化以及外出务工导致空巢老人数量的上升，都为农村独生子女父母养老带来了更加严重的挑战。从某种意义上说，30 多年来的计划生育政策为控制人口过快上涨做出了重要的贡献，但独生子女父母的养老资源也从某种程度上受到了计划生育政策的制度性剥夺，使得其老年生活幸福感面临下降的风险（Silverstein et al., 2006）。因此政府和社会应当重点关注独生子女父母的养老问题并建立相应的社会保障机制，使独生子女父母在“独子养老”时代能够得到良好的赡养和照顾（徐俊、风笑天，2011）。

目前国内关于独生子女父母养老问题的研究更多采用城市调查数据进行分析（丁志宏等，2019），由于城市独生子女家庭通常具有良好的物质生活保障，因此分析的结果更容易低估独生子女父母养老问题的严重程度，忽视了广大农村地区独生子女家庭面临的养老压力。此外，在对独生子女父母养老问题进行分析的时候，学者更多关注于独生子女父母的养老态度和养老意愿，缺乏对独生子女父母养老实际状况的反映和度量，或者在度量的时候仅使用客观物质标准作为研究对象。实际上，随着经济社会的发展和分配制度的完善，农村地区独生子女父母家庭面临的经济压力将会逐渐减小，但是其在精神方面对子女的陪伴需求和情感交流需求等却由于子女的唯一性和稀缺性而难以得到有效的解决。尽管如此，目前对于农村地区独生子女家庭父母养老问题的分析仍然主要停留在经济层面，缺乏对于父母情感需求方面的定量研究，因此，本文尝试性地估计了生育数量对农村老年人精神状态的影响，进而弥补这方面的不足。

本文可能在以下几个方面有所贡献：第一，本文集中于对农村独生子女家庭父母精神赡养方面养老状况的分析衡量，补充了现有文献在相关领域的欠缺。第二，本文采用了样本分布更加广泛、抽样更加科学的中国家庭动态跟踪调查数据，通过断点回归设计分析子女数量对于农村老年父母精神状况的影响，所使用的样本具有普遍性，所使用的方法具有随机实验的特点，能够很好地反映生育数量与农村老年人精神状况之间的因果关系。第三，本文在分析独生子女父母养老状况影响因素的过程中，引入传统观念、社会保障对于农村独生子女父母生活状况的影响，定量识别了影响农村独生子女父母精神状况的机制。

二、文献回顾

目前关于独生子女家庭养老风险的看法，学术界尚未达成一致意见，但总体上可以归结为两种观点：“夸大论”和“风险论”。支持前者的学者指出虽然独生子女父母的养老资源从客观上来看更为稀缺，但其与子女更加良好的代际关系以及社会保障体系的不断完善能够弥补子女数量的缺陷。宋健、黄菲（2001）从独生子女养老能力的视角出发，通过比较独生子女与非独生子女和父母的代际互动行

为指出独生子女更可能与父母同住，并且在给予父母经济支持和情感联络方面与非独生子女并无显著差异。徐俊、风笑天（2011）通过分析指出伴随着中国经济社会的发展和福利制度的不断完善，城乡独生子女家庭的经济保障压力都将趋缓，政府在家庭养老中将会发挥越来越大的作用，因此相比于多子女家庭，独生子女家庭父母未来的养老风险主要体现在情感慰藉等非经济问题方面。原新（2004）则从独生子女家庭人口结构和代际支持关系的角度出发指出以往独生子女家庭养老风险的研究大多夸大了独生子女家庭养老问题的严重性。虽然独生子女面临着“4-2-1”的家庭赡养结构，但是随着医疗服务水平的提高和预期寿命的延长，独生子女的父母辈和祖父母辈在步入老年后仍然保持着良好的自理能力，在75岁以前丧失自我照料能力的人群只占5.4%。此外，老人寻求照料的途径除了子女照料外还包括自身配偶的照料，亲戚朋友的照料等。由于老年夫妇同时需要子女日常照料的概率较低，因此大部分老人在自身患病的情况下还可以依靠配偶进行生活照顾，从而减轻了年轻一辈照料父母的压力。

然而，目前有更多的学者支持“风险论”的观点，认为自实施独生子女政策以来，庞大数量的独生子女家庭父母由于政策原因被剥夺了“养老资源”，家庭规模的减小使得父母从子女获得的支持减少，从而为其老年生活造成潜在风险（Zimmer and Kwong, 2003）。通常情况下，养老内容主要包括经济供养、生活照料和精神慰藉三个方面。从经济供养方面看，农村独生子女家庭父母由于缺乏固定的退休金，因此更容易受到经济来源的困扰，相比于农村多子女家庭，农村独生子女家庭在养老功能方面处于弱势地位，并且这种弱势地位在没有参加农村养老保险的家庭中的表现更加显著（唐利平、风笑天，2010；周德禄，2011）。从日常照料方面来看，徐俊、风笑天（2012）通过对养老责任主体生活状况进行分析指出，在现代化社会中，随着女性劳动参与率的上升将会不可避免地出现家庭照护人力资源短缺的现象，但是相比较而言多子女家庭的回旋空间更大，独生子女由于求学、工作、结婚等事件都会使得父母面临老年空巢的概率增大，从而加重独生子女家庭父母的养老风险。相比于经济供养和生活照料，独生子女家庭面临的更加难以解决的养老问题出现在精神慰藉方面。Guo（2014）通过分析安徽省农村地区的调查数据指出，对于高收入水平的父母来说，来自子女的经济支持对其幸福感的影響可以忽略，然而子女数量的增多却可以显著提高父母的幸福水平。穆光宗（2004）最早在国内提出对于老龄人口“精神赡养”的概念，指出“精神赡养”直接关系到老年人的健康价值、生活质量和家庭幸福。随着经济社会的发展和养老保障体系的不断完善，能够在经济方面实现自我照料的老人越来越多，然而来自子女的陪伴和情感需求的满足却不是老人仅靠自身能够做到的。陈友华（2010）通过分析指出独生子女家庭具有天然的结构缺陷和系统性风险。具体来说，由于独生子女家庭规模过度收缩，独生子女面临的养老压力往往超出其承受能力，从而为代际冲突埋下隐患。

综上，相比于多子女家庭而言，独生子女家庭是否面临着更大的养老风险，仍然存在较大的争议，这就需要我们使用更加具有代表性的数据和更加科学的研究手段进行因果识别。因此，本文在后续的部分将集中于农村独生子女家庭父母在精神赡养方面的实证分析，利用2010年、2014年和2018年CFPS微观调查数据，基于近似于随机实验的方法，即断点回归设计手段估计子女数量对农村老年人精神状态的因果效应，以期实现对现有文献进行有益的补充和完善。

三、数据、变量及实证策略

（一）数据来源及处理

本文所使用的数据来自北京大学社会调查中心的中国家庭动态跟踪调查（CFPS），该调查反映了中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁，为学术研究和公共政策分析提供了可靠的数据来源。CFPS样本覆盖 25 个省份，目标样本规模为 16000 户，调查对象包含样本家户中的全部成员。本文所使用的数据包括 2010 年基线调查数据，包含约 14960 户家庭 42590 人，其中成人 33600 人，2014 年调查数据，其中包含成人 37147 人和 2018 年的调查数据，其中包含成人 32669 人。本文对原始数据进行了一系列的处理。首先，由于本文研究的是独生子女家庭父母与多子女家庭父母相比精神状态的差异，因此在数据处理时排除了没有子女的家庭。其次由于少数民族并未执行严格的独生子女政策，因此本文在处理时排除了少数民族的观测样本。最后，由于农村的基础养老医疗保障服务要落后于城市，因此本文认为农村地区的独生子女家庭父母受独生子女政策冲击影响应当更大，面临的养老风险和隐患也更加严重，所以本文的分析主要集中于拥有农业户口的家户，排除了非农业户口的家户，并排除了受访者年龄在 45 岁以下的家户。在进行上述处理后，共得到 29253 个有效样本，其中独生子女的样本占比为 18.1%。也就是说本文中在 45 岁以上的农村样本中，独生子女的样本比重并不高。这主要是由三个方面的原因所造成：首先，在 1984 年以后，绝大多数省份农村实行了“一孩半”政策，也就是说如果第一个孩子是女孩，允许在相隔一定的年限之后生育第二个孩子。其次，由于受到传统的“多子多福”“不孝有三、无后为大”等观念的影响，不少农村家庭存在计划外生育的情况。第三，本文的样本因为是 45 岁及以上农村老年人，很多家庭在 1979 年严格的独生子女政策执行之前就已经生育了二孩，因此独生子女样本在本文中占比较低。

（二）变量定义及其描述性统计

本文的被解释变量主要用来衡量农村子女父母的精神状况，包括两个方面：首先是表示受访者积极情绪的衡量指标，即受访者认为自己是否生活幸福。在 CFPS2010 年、2014 年和 2018 年的调查问卷中均涉及关于受访者幸福状况的问题，其中在 2010 年调查了受访者的幸福程度，为从 1~5 的正向计分制，即分数越高意味着受访者越幸福。在 2014 年和 2018 年的问卷中则直接询问受访者的幸福评分，为从 0~10 的正向计分制。因此，本文以当年对应幸福得分均值为基准，高于均值定义为幸福，取值为 1，低于均值则定义为不幸福，取值为 0。通过计算，2010 年幸福得分均值为 3，2014 年和 2018 年幸福得分均值为 8，因此，本文将 2010 年幸福得分 3 以上以及 2014 年和 2018 年幸福得分 8 以上的个体，幸福状况取值为 1。其次是受访者消极情绪的衡量指标，即受访者在生活中是否感到沮丧、悲伤。在 2010 年和 2014 年的调查中，关于受访者的消极情绪都提到了“最近一个月情绪感到沮丧郁闷的频率”的问题，其答案分别为“从不”“有一些时候”“一半时间”“经常”和“几乎每天”，本文将答案为“从不”的受访者定义为在生活中不感到沮丧、悲伤，而剩余的受访者均认为在生活中感到沮丧、悲伤。在 2018 年的调查中对受访者消极情绪的提问问题变为“每周感到悲伤难过的频率”，其答案分别为“几乎没有（不到一天）”“有些时候（1~2 天）”“经常有（3~4 天）”和“大多

时候有（5-7）天”，本文将答案为“几乎没有（不到一天）”的受访者定义为在生活中不感到沮丧悲伤，而剩余的受访者均认为在生活中感到沮丧悲伤。

本文的核心解释变量为是否为多子女家庭，如果受访者在调查时有两个及以上子女时被定义为多子女家庭，若在调查时只有一个子女则被定义为独生子女家庭。为了提高断点回归的估计精度，本文在后续的分析中还加入了一些前定变量，包括受访者的性别和教育程度，表 1 中详细介绍了受访者的性别和教育程度变量的定义及衡量指标。

本文用于机制分析的变量包括个人的收入对数以及健康状况。CFPS 调查了受访者每年的收入情况，本文将受访者个人的年收入在 1% 的最高和最低值进行排除后取自然对数作为受访者的收入衡量指标。此外，在 CFPS2010 年、2014 年和 2018 年的调查中都询问到了“过去一年是否住院”，其答案分别为“是”和“否”。本文将过去一年曾经住院的受访者定义为 1，反之为 0。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	定义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量						
受访者是否感到幸福	是=1，否=0	28,903	0.680	0.466	0	1
受访者是否感到沮丧悲伤	是=1，否=0	28,429	0.622	0.485	0	1
解释变量						
受访者是否为多子女家庭	是=1，否=0	29,523	0.819	0.385	0	1
受访者第一个孩子是否在 1979 年及以后出生	是=1，否=0	29,523	0.611	0.487	0	1
机制分析变量						
受访者的个人收入对数	受访者个人年收入的 自然对数	28,146	3.673	4.176	0	11.000
受访者过去一年是否住院	是=1，否=0	28,930	0.137	0.344	0	1
前定变量						
受访者是否为男性	是=1，否=0	29,523	0.476	0.499	0	1
受访者是否拥有高中以上学历	是=1，否=0	29,523	0.004	0.061	0	1
受访者是否未上学	是=1，否=0	29,523	0.462	0.499	0	1

（三）实证策略

本文采用断点回归模型，使用 2SLS 方法进行参数估计。在进行断点回归的过程中，首先需要有一个驱动变量来判断个体是否接受政策处理。当个体在驱动变量上越过临界点时就会接受处理，反之在个体没有达到临界点之前则不会接受处理（刘生龙、郎晓娟，2017）。在参考秦雪征等（2018）文章的基础上，本文使用家庭第一胎孩子出生的年份作为驱动变量并使用模糊断点回归模型进行参数估计（Lee and Lemieux, 2010）。对于模糊断点而言，用 2SLS 方法进行参数估计是标准做法（Angrist and Lavy, 1999; Meng, 2013）。具体来讲主要涉及以下三个回归方程：

首先是独生子女政策对家庭多子女概率影响的简化式模型：

$$Multichild = \beta_0 + \beta_1 * Eligibility + \beta_2 * X + g(s) + \theta \quad (1)$$

第二个方程是独生子女政策影响父母精神状况影响的简化式模型：

$$MH = \gamma_0 + \gamma_1 * Eligibility + \gamma_2 * X + h(s) + \delta \quad (2)$$

第三个方程是多子女概率对父母精神状况影响的结构式模型：

$$MH = \alpha_0 + \alpha_1 Multichild + \alpha_2 X + f(s) + \varepsilon \quad (3)$$

在上述方程中，*Eligibility* 是指针变量，当受访者第一个孩子的出生年份在 1979 年及以后时取值为 1，否则取值为 0。*s* 代表受访者第一个孩子出生年份与严格的独生子女政策执行年份的距离， $g(\cdot)$ 、 $h(\cdot)$ 、 $f(\cdot)$ 则是该距离的函数，根据不同的函数设定方法，可以通过设定参数多项式或者非参数估计。*X* 是前定变量向量，包含受访者的性别和受教育程度，*MH* 是本文的被解释变量即农村独生子女父母精神状况的衡量指标，包括受访者积极情绪（是否觉得幸福）和消极情绪（是否感到沮丧）的衡量指标。方程式（3）中的系数 α_1 反映了农村家庭子女数量对父母精神状况影响的因果效应。当 RD 估计的前提假设条件满足时，该估计具有近似随机实验的特点，具有非常良好的内部有效性（Austin, 2007）。

四、结果分析及稳健性检验

（一）第一阶段回归

断点回归要求第一阶段回归能够通过显著性检验，即独生子女政策使得生育多个子女的概率在临界点处发生明显跳跃，图 1 对这一“跳跃”进行了刻画。在独生子女政策全面实施之后，从图 1 中可以看出，对于第一个孩子出生年份在 1979 年及以后的家庭，生育多个子女的概率明显下降，初步证实了严格的独生子女政策存在明显的政策效应。从图 1 可以看到，第一个孩子于 1979 年以后出生的家庭生育多个子女的概率从之前的 89% 下降至 84% 左右，下降了约 5 个百分点。

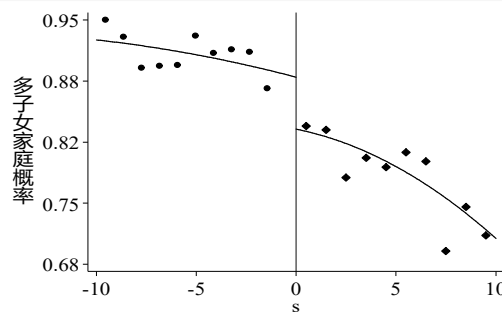


图 1 独生子女政策对家庭生育多个子女概率的影响

注：图中的 *s* 表示第一个孩子出生年份相对于临界点的时间距离，对应的点是多子女家庭样本占总样本的比重；实线部分为 lowess 拟合曲线，图 2、图 3、图 5～图 7 中的实线含义与图 1 相同。

可视化的图形还需要通过进一步的回归来检验该跳跃是否在数值上显著。因此我们根据式(1)的方程通过构造关于 s 的二阶多项式来进行参数多项式估计。此外在断点回归估计中，最优窗宽的选择非常重要，它决定了哪些样本可以进入对照组或者处理组，而在窗宽之外的样本则不会进入回归模型的参数估计过程中。一般来说，窗宽越小意味着样本之间的偏差越小，但是方差会相应增大，而窗宽越大则意味着方差很小但是偏差会相应增大，因此应当在权衡偏差和方差的情况下选择最优窗宽。本文根据 Calonico et al. (2014) 提供的 CCT 方法选择最优窗宽，并通过改变最优窗宽的范围进行稳健性检验。通过 CCT 方法本文确定断点回归的最优窗宽为 7 年，第一阶段回归结果如表 2 所示。

表 2

第一阶段回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
窗宽	9年	7年	5年	9年	7年	5年
<i>Eligibility</i>	-0.050*** (0.011)	-0.071*** (0.013)	-0.032* (0.017)	-0.049*** (0.011)	-0.071*** (0.013)	-0.033** (0.017)
多项式阶数	2	2	2	2	2	2
前定变量	No	No	No	Yes	Yes	Yes
年份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	17,517	13,242	9,430	17,517	13,242	9,430
R^2	0.033	0.021	0.023	0.035	0.023	0.027

注：括号中的数值是 robust 标准误差，*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。前定变量包含了性别、教育程度未上学和教育程度高中以上 3 个变量。

从表 2 中可以看出，对于第一个孩子出生在 1979 年之后的家庭，生育多个子女的概率发生了显著下降，在控制了前定变量和不同调查年份的虚拟变量之后，在最优窗宽下生育多个子女的概率显著下降了 7.1 个百分点。尽管中国独生子女政策在广大农村地区的执行力度相对来说小于城市，但上述结果表明其仍然使得农村家庭生育多子女的概率发生了显著下降。此外，在控制了前定变量之后，在最优窗宽及其前后两年范围内的样本生育多子女的概率都发生了显著的下降。为了进一步验证该下降是由独生子女政策实施所引起的，本文采用局部线性方法 (Local Polynomial Regression Discontinuity) 对政策前后生育多子女概率的变化进行非参数估计作为稳健性检验，在估计过程中本文选择三角核密度函数。非参数估计结果显示在最优窗宽下，对于第一个孩子出生在 1979 年之后的家庭，生育多子女的概率在 1%的显著性水平下下降了 4.7 个百分点，说明独生子女政策的实施确实显著降低了农村家庭生育多个子女的概率，而且这一估计结果在矩形核函数回归下仍具有较强的稳健性。

(二) 多子女对父母精神状况的影响

随着多子女家庭比重在临界点前后存在明显的下降，老年人的精神状况在临界点前后是否会发生明显的下降呢？从图 2 可以看出，农村家庭的老年父母在接受了独生子女政策的处理后，感到沮丧悲伤的概率明显上升，这意味着子女数量的减少很可能带来了父母负面情绪的增加。此外，除了农村家庭的老年父母负面情绪的度量外，本文还对其生活幸福感进行了度量，以反映子女数量对农村老年人生活满意度的影响。在接受独生子女政策处理后，从图 3 中可以看出，农村家庭的老年父母认为自身

生活幸福的概率向下发生了明显的跳跃，说明由独生子女政策带来的子女数量的减少可能影响了其在老年时期的幸福水平。从可视化图形中可以发现，子女数量的减少使得老年父母的精神状况明显变差，然而子女数量对于父母精神状况的影响是否显著仍然需要进一步的回归检验，具体回归结果呈现在表 3 和表 4 中。

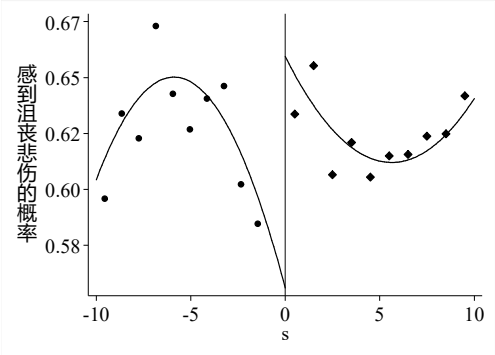


图2 农村家庭的老年父母感到沮丧悲伤的概率

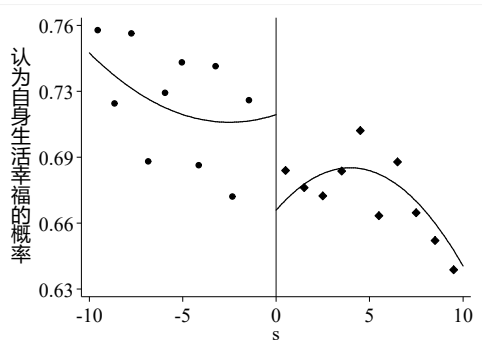


图3 农村家庭的老年父母认为自身幸福的概率

表 3 多子女对老年父母沮丧概率的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
窗宽	9年	7年	5年	9年	7年	5年
Panel A—RF						
<i>Eligibility</i>	0.031** (0.014)	0.051*** (0.016)	0.060*** (0.020)	0.032** (0.014)	0.051*** (0.016)	0.061*** (0.020)
多项式阶数	2	2	2	2	2	2
前定变量	No	No	No	Yes	Yes	Yes
年份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	16,975	12,834	9,131	16,975	12,834	9,131
R^2	0.305	0.299	0.296	0.314	0.308	0.306
Panel B—IV						
<i>Multichild</i>	-0.561** (0.284)	-0.686*** (0.252)	-1.618* (0.915)	-0.607** (0.291)	-0.676*** (0.248)	-1.620* (0.899)
多项式阶数	2	2	2	2	2	2
前定变量	No	No	No	Yes	Yes	Yes
年份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	16,975	12,834	9,131	16,975	12,834	9,131
R^2	0.106	0.015		0.083	0.034	

注：括号中的数值是 robust 标准误差，*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

表 3 分别对前述简约式方程（2）和结构式方程（3）进行估计，从 Panel A 中可以看到，在控制了前定变量和调查年份的虚拟变量后，农村家庭的老年父母在接受了独生子女政策处理后，感到沮丧

悲伤的概率在最优窗宽下上升了 5.1 个百分点，相当于农村家庭的老年父母感到沮丧悲伤概率的 0.10 个标准偏移，并且在所有窗宽下，无论是否控制前定变量，独生子女父母感到沮丧悲伤的概率均显著地发生了正向偏移。**Panel B** 列出了结构式回归的参数估计结果，使用第一个孩子出生年份是否在 1979 年之后的虚拟变量作为家庭是否生育多子女的虚拟变量的工具变量，并对农村家庭的老年父母感受到沮丧悲伤概率进行估计。回归结果显示，相比于独生子女家庭，多子女家庭父母感到沮丧悲伤的概率在控制了前定变量后，在最优窗宽下下降了 67.6 个百分点，相当于农村家庭老年父母感到沮丧悲伤概率的 1.39 个标准偏移，并且该下降效应在是否引入前定变量以及所有窗宽下都是显著的，说明子女数量的增加能够显著减少农村家庭老年父母的负面情绪，农村独生子女父母相比于生育多个子女的父母更容易感受到负面情绪。此外，本文还在三角核密度函数与矩形核密度函数下进行了局部平均处理效应的非参数估计，相应估计结果与 2SLS 估计结果保持一致，同样说明农村独生子女父母相比于生育多个子女的父母更容易感受到负面情绪。

表 4 多子女对老年父母幸福感的影响

窗宽	9年	7年	5年	9年	7年	5年
Panel A—RF						
<i>Eligibility</i>	-0.025*	-0.032*	-0.029	-0.028*	-0.034**	-0.030
	(0.014)	(0.017)	(0.021)	(0.014)	(0.017)	(0.021)
多项式阶数	2	2	2	2	2	2
前定变量	No	No	No	Yes	Yes	Yes
年份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	17,258	13,058	9,294	17,258	13,058	9,294
R^2	0.122	0.124	0.130	0.123	0.126	0.132
Panel B—IV						
<i>Multichild</i>	0.470	0.445*	0.833	0.539*	0.460*	0.861
	(0.297)	(0.248)	(0.736)	(0.308)	(0.247)	(0.731)
多项式阶数	2	2	2	2	2	2
前定变量	No	No	No	Yes	Yes	Yes
年份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	17,258	13,058	9,294	17,258	13,058	9,294
R^2	-	-	-	-	-	-

注：括号中的数值是 robust 标准误差，*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

表 4 中同样分别对简约式模型和结构式模型进行回归。从 **Panel A** 中可以看出，在控制了前定变量和调查年份的虚拟变量后，农村家庭的老年父母在接受了独生子女政策处理后，认为自身生活幸福的概率在最优窗宽下下降了 3.4 个百分点。**Panel B** 则表示结构式回归的参数估计结果，使用工具变量估计子女数量对父母生活幸福水平的影响。回归结果显示，相比于独生子女家庭，多子女家庭父母认为自身生活幸福的概率在控制了前定变量后，在最优窗宽下上升了 46.0 个百分点，相当于农村家庭的老年父母感到生活幸福概率的 0.99 个标准偏移，说明在农村地区，子女数量的增加能够带来父母幸福

水平的显著提高，而农村独生子女父母相比于生育多个子女的父母幸福水平更低。此外，使用三角核密度函数与矩形核密度函数的非参数估计结果与表 4 中 2SLS 结果相一致，同样说明农村独生子女父母相比于生育多个子女的父母幸福水平更低。

针对表 3 和表 4 的估计结果，本文还做了多种稳健性检验，分别是将二阶多项式改为一阶多项式或者三阶多项式进行估计，还进行了非参数估计，此外，本文还基于中值标准来对幸福或沮丧进行设定，具体来说就是幸福或沮丧得分在各年份高于中值时取值为 1，反之取值为 0。估计结果均表明在最优窗宽或者比最优窗宽较大、较小窗宽下，或者中值标准下，独生子女父母相较于生育多个子女的父母来说，在生活中感觉抑郁的概率更高，而主观幸福感更低，说明子女数量对于农村老年人的精神状况存在显著的影响，独生子女父母在养老生活方面面临着更为严重的状况，需要引起足够重视。总而言之，表 3 和表 4 的估计结果经得起稳健性检验。

五、有效性检验

断点回归的估计结果有效需要满足两个假设条件，首先是驱动变量具有随机分布的特点，也就是说个人在生育第一个孩子时不能够随意选择是在 1979 年之前生育还是在 1979 年之后生育。由于个人的生育行为主要由婚育时间所决定，而独生子女政策的实施完全是由外生的国家政策来决定的，因此，个人选择在临界点前后生育明显是无法完全进行操控的。为了对驱动变量的随机分布进行检验，本文对驱动变量的分布进行了 McCrary 检验。McCrary (2008) 给出了驱动变量是否随机设计的检验，其假设是：当存在操纵时，驱动变量在临界点处将存在断点。图 4 给出了驱动变量的 McCrary 检验结果，可以看到，在临界点处，驱动变量并没有出现明显的跳跃。驱动变量在临界点处的估计值为 0.676 (0.421)，即使在 10% 的水平也没有通过显著性检验，意味着在临界点处驱动变量的频数分布没有出现明显的扎堆现象，证实了本文的驱动变量满足了随机分布的假设。

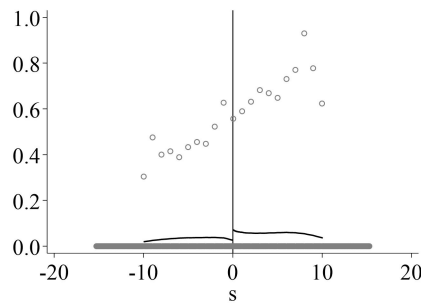


图 4 驱动变量的随机分布的 McCrary 检验

注：图中的圈点是第一个孩子出生时间的频数分布；实线为组平均值的非参数拟合曲线。

第二个假设条件是除了核心解释变量之外（即家庭是否为多子女家庭），其他前定变量在临界点附近不能够发生显著跳跃。否则在因果推断时将无法分辨是由于前定变量的跳跃还是核心解释变量的跳跃导致了结果变量的跳跃。

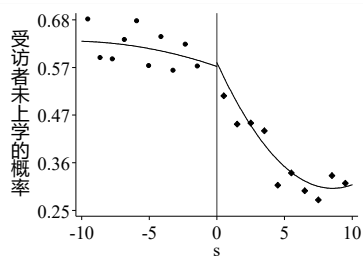


图5 受访者未上学的概率

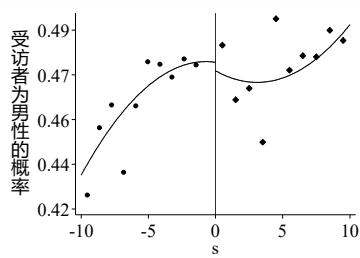


图6 受访者为男性的概率

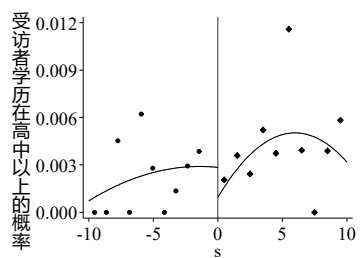


图7 受访者学历在高中以上的概率

图5~图7分别展示了受访者在3个前定变量分布上的可视化图形，可以看出在驱动变量的临界点附近，受访者的状况没有发生明显的跳跃，然而仍然需要进一步的回归来检验受访者自身特征在临界点附近是否出现显著变化。

表5给出了前定变量连续性检验的回归结果，其中所有参数估计都是在最优窗宽下的估计结果。其中（1）~（3）列给出了在二阶多项式函数下的断点回归估计结果，可以看出受访者的性别以及教育程度在高中以上的概率均未发生显著变化，而受访者未上学的概率则在10%的显著性水平下发生了下降。为了检验该变化是否稳健，表5的（4）~（6）列给出了在一阶多项式下的断点回归估计结果，此时三个前定变量的变化均不显著。

表5 前定变量的连续性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>male</i>	<i>noschool</i>	<i>highschool</i>	<i>male</i>	<i>noschool</i>	<i>highschool</i>
<i>Eligibility</i>	-0.023 (0.019)	-0.034* (0.019)	-0.002 (0.002)	-0.021 (0.019)	-0.018 (0.019)	-0.002 (0.002)
多项式阶数	2	2	2	1	1	1
年份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	13,242	13,242	13,242	13,242	13,242	13,242
R^2	0.001	0.059	0.001	0.001	0.056	0.001

注：括号中的数值是robust标准误差，*、**、***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平。

六、异质性分析

由于在农村家庭当中，更容易受到中国传统“重男轻女”思想的影响，并且在农村地区的婚嫁习俗也往往使得男性在家庭中承担着供养父母的主要责任，本文在接下来的分析中引入农村独生子女家庭中的子女性别异质性分析。一般来说，在仅生育一个女儿的农村独生子女家庭中，由于女儿婚姻关系更容易造成“空巢”家庭的局面，其相比于仅生育一个男孩的农村独生子女家庭，父母感到沮丧悲伤的概率变化更大。本文仍然分别采用简约式模型和结构式模型对政策效应进行参数估计。表6中的（1）~（3）列是包含了男孩独生子女家庭与多子女家庭样本的回归结果，（4）~（6）列是包含了女孩独生子女家庭与多子女家庭样本的回归结果。Panel A的简化式模型估计结果表明无论男孩独生子

女家庭还是女孩独生子女家庭的父母，在接受政策处理后其感到沮丧悲伤的概率都有显著的上升，并且在最优窗宽下，上升程度较为接近，仅相差 0.1 个百分点。然而在 Panel B 的结构式模型回归结果中，两者的差距变大，相比于女孩独生子女家庭，多子女家庭的父母感到沮丧悲伤的概率下降更为显著，而且下降幅度也大于以男孩独生子女家庭为参照时的下降幅度。上述结果证实了农村中独生女子的父母相对独生男子的父母精神状况容易变得更差的结论。

表 6 独生子女父母感到沮丧悲伤概率的异质性分析

窗宽	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	男孩独生子女家庭			女孩独生子女家庭		
	9年	7年	5年	9年	7年	5年
Panel A—RF						
<i>Eligibility</i>	0.036*** (0.014)	0.053*** (0.016)	0.063*** (0.020)	0.037** (0.015)	0.052*** (0.017)	0.060*** (0.021)
多项式阶数	2	2	2	2	2	2
前定变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	16,286	12,397	8,816	14,740	11,244	8,039
R^2	0.312	0.306	0.305	0.311	0.306	0.304
Panel B—IV						
<i>Multichild</i>	-1.06* (0.541)	-1.087** (0.447)	-2.760 (2.134)	-1.519** (0.718)	-1.385*** (0.521)	-2.877* (1.608)
多项式阶数	2	2	2	2	2	2
前定变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	16,286	12,397	8,816	14,740	11,244	8,039
R^2	-	-	-	-	-	-

注：括号中的数值是 robust 标准误差，*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平。

除了分析独生子女政策对父母负面情绪的影响以外，本文还引入了农村家庭的老年父母生活幸福水平作为被解释变量。表 7 中（1）～（3）列是包含了男孩独生子女家庭和多子女家庭的样本的回归结果，（4）～（6）列是包含了女孩独生子女家庭和多子女家庭的样本的回归结果。从 Panel A 的简化式模型来看，女孩独生子女父母的幸福水平下降更为显著，并且下降幅度也更大。更为明显的结果表现在结构式的模型中，可以发现多子女家庭与男孩独生子女家庭父母相比，幸福水平没有显著差异，而在以女孩独生子女家庭作为参照时，多子女家庭父母的幸福水平发生了显著上升。

综上，无论是对于父母幸福水平还是感到沮丧悲伤的概率进行分析，都可以发现男孩独生子女家庭与女孩独生子女家庭存在明显的异质性。具体来说，男孩独生子女家庭父母的幸福水平以及感到沮丧悲伤的概率与多子女家庭更为接近，而女孩独生子女家庭父母则相比较而言在幸福水平和感到沮丧悲伤的概率方面的表现都要更差。这说明在中国农村地区“养儿防老”的传统观念依然发挥着作用，

男性和女性在赡养老人方面所产生的效果依然存在着差异。相比较来说，在广大农村地区的女孩独生子女家庭父母面临的养老风险更高，需要得到社会更多的关注。

表 7 独生子女父母感到生活幸福概率变化的异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	男孩独生子女家庭			女孩独生子女家庭		
窗宽	9年	7年	5年	9年	7年	5年
Panel A—RF						
<i>Eligibility</i>	-0.025*	-0.028*	-0.024	-0.031**	-0.037**	-0.035
	(0.015)	(0.017)	(0.021)	(0.015)	(0.018)	(0.022)
多项式阶数	2	2	2	2	2	2
前定变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	16,562	12,618	8,977	14,991	11,445	8,185
R^2	0.123	0.125	0.131	0.122	0.123	0.131
Panel B—IV						
<i>Multichild</i>	0.780	0.601	1.220	1.306*	0.996*	1.704
	(0.533)	(0.405)	(1.455)	(0.735)	(0.517)	(1.315)
多项式阶数	2	2	2	2	2	2
前定变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	16,562	12,618	8,977	14,991	11,445	8,185
R^2	-	-	-	-	-	-

注：括号中的数值是 robust 标准误差，*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平。

七、机制分析

在传统的养老观念当中，子女对于父母的供奉首先体现在物质保障方面。由于独生子女政策在一定程度上剥夺了父母的养老资源，使得其在逐渐丧失劳动力，进入老年生活的过程中难以从子女方面得到可靠的收入补偿，生活质量下降，从而使其在进入老年后的精神状况更差。这一变化在广大农村地区尤为明显，由于城乡二元结构使得农村地区的社会保障相对落后，农村居民在步入老年后缺乏固定的养老金来源，再加上独生子女政策使得其能够从子女处获得的经济支持减少，从而进一步恶化了农村家庭独生子女父母步入老年后的生活状况。除此之外，由于农村独生子女家庭父母子女数量少，缺乏子女日常照顾，因此在出现生病或者其他身体不适的情况下主要依靠自身来解决，这导致他们难以得到及时有效的治疗，往往等到慢性疾病演化成大病时才会选择去医院就医，身体健康状况相对更差，从而降低其步入老年后的生活质量。

综上，本文对可能影响独生子女父母步入老年后精神状况的因素进行回归分析，主要包括个人收入以及自身健康状况两方面。表 8 中（1）列表示对受访者个人收入的自然对数的回归结果，（2）列

表示对受访者过去一年是否住院的回归结果，（3）和（4）列反映的是健康和收入对幸福感或者沮丧得分的影响，所有的估计结果都在最优窗宽下进行。从中可以看出，对于接受政策处理的独生子女父母，步入老年后的收入发生了显著下降，同时在过去一年内住院的概率则发生了显著提高。这意味着无论从收入水平还是健康状况来看，多子女父母的状况都要优于独生子女父母。此外，（3）和（4）列反映了健康和收入对老年人精神状况能够产生显著影响，由此说明在广大农村地区来自子女的经济支持和生活照料对于父母的精神状况仍然存在重要的影响。同时（1）～（4）列的结果反映多个子女可以通过影响老年父母的收入和健康进而影响他们的精神状态。

表 8

机制分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
VARIABLES	<i>lincome</i>	<i>hospital</i>	<i>happiness</i>	<i>sadness</i>
<i>Multichild</i>	8.972*** (2.747)	-0.368* (0.199)		
<i>hospital</i>			-0.030** (0.012)	0.054*** (0.010)
<i>lincome</i>			0.003*** (0.001)	-0.002* (0.001)
前定变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes
多项式阶数	2	2	-	-
观测值	12,702	13,067	12,552	12,364
R^2	-	-	0.128	0.314

注：括号中的数值是 robust 标准误差，*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平。

八、结论及政策含义

随着中国老龄化进程的加快，越来越多的独生子女父母将步入老年生活，其中农村独生子女家庭面临的养老挑战尤为艰巨，而农村老年人的精神状况更是值得关注。本文通过断点回归设计方法检验步入老年的农村独生子女家庭父母的精神状况，指出相比于多子女家庭，独生子女家庭的父母面临着更大的养老风险，其精神状况更差、生活主观幸福度更低。并且由于中国农村地区传统养老观念的影响，本文在异质性分析中发现女孩独生子女父母的精神状况变化更大，因此对于女孩独生子女家庭父母的生活需要给予更多的关注。最后，本文通过对影响父母步入老年后的精神状况的因素进行分析发现，当下制约中国农村地区老年父母生活质量的因素既包括独生子女家庭老年人的收入水平更低，还在于他们的健康状况明显要更差一些。

本文的实证研究结论具有一定的政策含义，在当下人口老龄化加剧的趋势下，农村独生子女父母的养老问题已经成为需要政府重点关注的问题。其中农村地区的独生子女父母的弱势地位更加明显，为了解决农村地区独生子女父母的养老问题，政府应当加大农村社会养老保障的支持力度，从经

济上给予农村独生子女父母更多的支持以改善其经济状况。此外，在农村地区应当建立配套的医疗保障服务体系，对于独生子女父母的身体健康状况给予更多的社会关注，使其能够得到良好的医疗服务，从而提升生活质量和满意度。当然，随着中国全面二孩的实施，与此同时不断深化的城镇化过程将会使得中国农村老年人的精神状况和生活满意度在一定程度上得到改善。

参考文献

- 1.陈友华, 2010:《独生子女政策风险研究》,《人口与发展》第4期。
- 2.丁志宏、夏咏荷、张莉, 2019:《城市独生子女低龄老年父母的家庭代际支持研究——基于与多子女家庭的比较》,《人口研究》第2期。
- 3.李建民, 2004:《中国农村计划生育夫妇养老问题及其社会养老保障机制研究》,《中国人口科学》第3期。
- 4.刘生龙、郎晓娟, 2017:《退休对中国老年人口身体健康和心理健康的影响》,《人口研究》第5期。
- 5.穆光宗, 2004:《老龄人口的精神赡养问题》,《中国人民大学学报》第4期。
- 6.秦雪征、庄晨、杨汝岱, 2018:《计划生育对子女教育水平的影响——来自中国的微观证据》,《经济学(季刊)》第3期。
- 7.宋健、黄菲, 2011:《中国第一代独生子女与其父母的代际互动——与非独生子女的比较研究》,《人口研究》第3期。
- 8.唐利平、风笑天, 2010:《第一代农村独生子女父母养老意愿实证分析——兼论农村养老保险的效用》,《人口学刊》第1期。
- 9.王萍、李树茁, 2011:《代际支持对农村老年人生活满意度影响的纵向分析》,《人口研究》第1期。
- 10.王树新、赵智伟, 2007:《第一代独生子女父母养老方式的选择与支持研究——以北京市为例》,《人口与经济》第4期。
- 11.徐俊、风笑天, 2011:《我国第一代独生子女家庭的养老问题研究》,《人口与经济》第5期。
- 12.徐俊、风笑天, 2012:《独生子女家庭养老责任与风险研究》,《人口与发展》第5期。
- 13.原新, 2004:《独生子女家庭的养老支持——从人口学视角的分析》,《人口研究》第5期。
- 14.周德禄, 2011:《农村独生子女家庭养老保障的弱势地位与对策研究——来自山东农村的调查》,《人口学刊》第5期。
15. Angrist, J. D. and V. Lavy, 1999, "Using Maimonides' Rule to Estimate the Effect of Class Size on Scholastic Achievement", *Quarterly Journal of Economics*, 114(2): 533-575.
16. Austin, N., 2007, "Causal Inference with Observational Data", *Stata Journal*, 7(4): 507-541.
17. Calonico, S., M.D. Cattaneo, and R. Titiunik, 2014, "Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression Discontinuity Designs", *Econometrica*, 82(6): 2295-2326.
18. Curtis, C. C., S. Lugauer, and N. C. Mark, 2015, "Demographic Patterns and Household Saving in China", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(2): 58-94.
19. Guo, M., 2014, "Parental Status and Late-life Well-being in Rural China: the Benefits of Having Multiple Children", *Aging & Mental Health*, 18(1): 19-29.

- 20.Lee, D., and T. Lemieux, 2010, “Regression Discontinuity Designs in Economics”, *Journal of Economic Literature*, 48(2): 281-335.
- 21.McCrary, J., 2008, “Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A Density Test”, *Journal of Econometrics*, 142(2): 698-714.
- 22.Meng, L., 2013, “Evaluating China’s Poverty Alleviation Program: A Regression Discontinuity Approach”, *Journal of Public Economics*, 101(2): 1-11.
- 23.Silverstein, M., Z. Cong, and S. Li, 2006, “Intergenerational Transfers and Living Arrangements of Older People in Rural China: Consequences for Psychological Well-being”, *Journals of Gerontology Series B-Psychological Sciences and Social Sciences*, 61(5): 256-266.
- 24.Zimmer, Z., and J. Kwong, 2003, “Family Size and Support of Older Adults in Urban and Rural China: Current Effects and Future Implications”, *Demography*, 40(1): 23-44.

（作者单位：¹清华大学国家治理与全球治理研究院；

²清华大学公共管理学院；

³中国社会科学院大学）

（责任编辑：陈静怡）

More Children, More Blessings? The Impact of the Number of Children on the Mental Status of the Rural Elderly

Liu Shenglong Hu Angang Zhang Xiaoming

Abstract: Based on the data from the China’s Family Panel Studies (CFPS) in 2010, 2014, and 2018, this article uses the rigid “one-child” policy since 1979 as an exogenous impact to conduct a discontinuity regression, estimates the impact of the number of children on the mental status of the rural elderly, and tests the relevant impact mechanisms. The results of the study show that, compared with the rural elderly having an only child, the mental status of those having two or more children is significantly better, which is reflected in a lower probability of feeling depressed and sad, and a significantly higher level of the sense of happiness. Heterogeneity tests find that, compared with the rural elderly having multiple children, the mental status of those having an only female child is significantly worse. The results of the mechanism test show that compared with the rural elderly having multiple children, the elderly having an only child has a lower income level and worse physical condition. The article has obvious policy implications. In the current trend of population ageing, the pension problem for the one-child parents in rural areas has become a social issue that requires the government’s attention. The government should increase support for rural social pension security and put more attention on endowment insurance and medical support to improve economic and health conditions of the elderly having an only child in rural areas.

Key Words: Number of Children; Mental Status of the Elderly; Elderly’s Happiness; Regression Discontinuity Design

家庭生命周期、收入质量与农村家庭消费结构*

——基于子女异质视角下的家庭生命周期模型

罗永明¹ 陈秋红²

摘要: 本文构建了一个以子女特征为基础的家庭生命周期模型,并运用中国家庭金融调查(CHFS) 2015 年的数据,检验了家庭生命周期对农村家庭消费结构的影响。研究发现:第一,随着子女数量增加,农村家庭的食物消费支出逐渐增加,而文娱消费支出逐渐减少。第二,整体而言,有女孩的家庭在日用品与衣物上的消费支出显著高于没有女孩的家庭。第三,在中青年阶段的家庭中,有男孩家庭的教育消费支出要高于没有男孩的家庭;而在中老年阶段的家庭中,有女孩或女孩较多的家庭在教育消费支出方面要高于没有女孩或女孩较少的家庭。第四,中青年家庭在交通、衣物与水电消费上的支出显著高于中老年家庭。第五,在中老年阶段的独生女儿家庭中,贫困户的高等教育消费支出显著低于非贫困户家庭;至多有两个孩子且有男孩的家庭对未来购房的意愿强烈。此外,本文验证了收入质量在家庭生命周期对食品消费、教育消费以及衣物消费的影响中起到了中介作用。

关键词: 家庭生命周期 收入质量 消费结构 中介效应

中图分类号: F323.8 **文献标识码:** A

一、引言

作为拉动经济增长的“三驾马车”之一,消费始终在国民经济发展中扮演着“压舱石”和“稳定器”的角色。《2014 年国务院政府工作报告》指出,扩大内需不仅是促进经济增长的主要动力,也是经济结构的重大调整。党的十九大报告指出,要逐步推进促进消费的体制机制改革,增强消费对国民经济发展的基础性作用。对消费结构的研究是整个国民消费问题的核心组成部分(晁钢令、万广圣, 2016),只有了解居民的家庭消费结构(家庭不同类型消费支出之间的关系),才能有针对性地为其提供和创造良好的消费环境,满足其不同的消费需求,从而拉动消费市场结构的优化转型。《2018 年国民经济和社会发展统计公报》^①显示,中国居民恩格尔系数为 28.4%,其中,城镇为 27.7%,农村为 30.1%。

*本文研究得到国家社会科学基金青年项目“中国农村环境管理中的政府责任和公众参与机制研究”(项目编号:15CGL039)的资助。作者感谢审稿专家提供的修改意见,但文责自负。

^①参见 http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201902/t20190228_1651265.html。

从整体上看,农村居民消费层次低于城镇居民,消费结构相对单一,农村消费市场亟待开拓(温涛、孟兆亮,2012)。

影响家庭消费结构的因素很多,除了收入差距(宁满秀,2008)、受教育水平(王燕、杨文瀚,2004)、人口结构(茅锐、徐建伟,2014)、互联网发展(刘湖、张家平,2016)等,家庭生命周期也是一个主要的影响因素。家庭生命周期本属于社会学的研究范畴,近年来被经济学家广泛关注,其理论内涵也逐渐由传统向非传统、由简单向细致演进。传统的家庭生命周期模型中,一般按照夫妻结婚时点、生育时点、子女离家时点、夫妻一方死亡时点等将家庭生命周期划分为新婚、满巢、空巢、独居等阶段。其中,最为经典的是 Wells and Gubar (1966) 提出的 9 阶段家庭生命周期模型,该模型中将家庭生命周期分为以下 9 个阶段:单身、新婚、满巢I、满巢II、满巢III、空巢I、空巢II、独居I、独居II。此后的研究大多在此基础上进行延伸,例如 Gilly and Enis (1982) 等。

实际上,各国学者已经围绕家庭生命周期对家庭消费的影响开展了大量研究。例如,Goldin and Katz (2008) 指出,家庭生命周期对家庭教育支出具有显著影响,子女处于教育阶段尤其是高等教育阶段的家庭,教育消费支出较高;Camacho (2009) 根据家庭生命周期的不同阶段,分析了西班牙家庭的服务消费模式,例如在满巢家庭中,随着孩子年龄的增长,奢侈品等享受型消费的数量有所下降,而必需品等基础型消费的数量有所上升;Amirtha and Sivakumar (2018) 运用技术接受模型分析指出,处于 10 个不同生命周期阶段的印度女性对电子消费的接受度有所不同,随着现代化科技的发展,老年女性对电子消费的接受度逐渐提高。

国内学者的相关研究侧重于以下两方面内容:一是家庭生命周期对消费结构的影响。于洪彦、刘艳彬(2007)检验了传统的生命周期模型对家庭食品、服装、教育等八大类消费支出的影响;晁钢令、万广圣(2016)构建了一个新的农民工家庭生命周期模型,摆脱了以西方学者构建的家庭生命周期模型为基础的状况,这对于解释中国家庭的生命周期现实具有里程碑式的意义。二是家庭生命周期对消费决策与行为的影响。张朝华(2017)认为,生命周期对家庭消费行为有较为复杂的影响,保障策略在其中扮演重要的角色;李晓嘉、蒋承(2015)利用生命周期—持久收入模型分析了家庭消费行为,得出中低收入家庭的消费支出较为敏感的结论;李志兰、江林(2014)认为,不同生命周期阶段的家庭在消费总量、档次上有不同需求。除此之外,生命周期对家庭的养老储蓄决策(陈冲,2013;宋建军、刘晓斌,2004)和投资决策(吴卫星等,2010;刘彦文、樊云,2016)都有一定的影响。

通过梳理国内外相关文献不难看出,生命周期对家庭消费有深远的影响。然而,当前的研究亦存在以下不足:第一,缺乏适宜的用来解释中国农村家庭特征的生命周期模型。众所周知,中国农耕文化源远流长,农村家庭形态更是复杂多样,例如“数代同堂”“隔代抚养”等。同时,受传统文化的影响,农村居民“多子多福”“养儿防老”等思想根深蒂固。但是,从目前所构建的生命周期模型看,除了 Goldin and Katz (2008) 以家庭子女数量为基础构建了一个适用于美国家庭的模型外,暂无学者构建以子女数量与性别特征为基础的、适合描述中国农村家庭的生命周期模型。第二,尽管有学者研究了生命周期对家庭消费的影响,但是暂未探讨其内在的传导机理。主流经济学家对影响家庭消费的因素做了大量研究,例如,凯恩斯的绝对收入理论认为收入是决定家庭消费的最重要因素,弗里德曼在

此基础上提出了持久收入消费理论，认为家庭消费取决于持久收入，而非现期收入。从当前中国农村居民收入和消费的现实情况看，中国农村居民的收入呈现出数量飙升与质量滞后的矛盾特征（刘胜利等，2019）。在同样的收入数量下，收入质量差异会使农村居民表现出不同的消费特征。可见，家庭收入质量的差异会影响其消费结构。综上所述，家庭生命周期之所以影响消费结构极有可能是因为存在收入质量这一中介变量的传导，即其影响的内在逻辑符合“家庭生命周期—收入质量—消费结构”这一传导路径。

鉴于此，本文旨在构建一个适宜解释中国农村家庭的生命周期模型，并验证家庭生命周期对农村家庭消费结构的影响。进一步地，本文还将研究收入质量是否在家庭生命周期对家庭消费结构的影响中起到中介作用。

二、理论分析

（一）家庭生命周期模型的构建

国内学者已经初步探索并构建了符合中国家庭特征的生命周期模型，例如，刘艳彬（2010）考虑了中国家庭特有的“数代同堂”这一特征，构建了包括夫妻、父母、子女三代 11 个维度的家庭生命周期模型；晁钢令、万广圣（2016）发现中国农民工夫妻存在大量异地分居的现象，构建了一个城乡空间分割的家庭生命周期模型。但是，比较遗憾的是，两位学者在构建家庭生命周期模型时均抽象掉了子女的特征。

与西方国家不同的是，在中国农村地区，家庭消费结构极有可能因子女数量与性别的差异而不同。从数量视角看，传统的家庭生命周期模型显示，子女数量越少，家庭的总体消费越低。然而，李春琦、张杰平（2009）基于中国农村 1978~2007 年的宏观数据，得出了“子女数量越少，家庭的总体消费反而越高”的结论。从性别视角看，朱勤、魏涛远（2015）认为，家庭中男性的食品、交通和通信类消费支出高于女性，女性的居住、家庭设备及服务类消费支出高于男性。同时，在家庭消费领域存在对女性的性别歧视（邱俊杰、李承政，2014）。可见，学者们对子女数量与性别影响家庭消费支出这一结论达成了共识。然而，鲜有学者将子女的异质性特征纳入家庭生命周期模型，并考虑其对家庭消费结构的影响。

传统的家庭生命周期模型根据子女的年龄或者子女的受教育阶段，将家庭生命周期划分为 3 个阶段，即满巢Ⅰ、满巢Ⅱ、满巢Ⅲ，但是如前所述，中国农村家庭形态复杂多样，这种划分方法可能不尽适用。Gilly-Enis 模型（以下简称“GE 模型”）在众多家庭生命周期模型中具有很强的代表性，该模型以家庭最主要劳动力所属的年龄阶段（青年、中年、老年）为基础，将家庭生命周期阶段分为三大类 12 小类，即单身Ⅰ、单身Ⅱ、单身Ⅲ、夫妻二人家庭Ⅰ、夫妻二人家庭Ⅱ、夫妻二人家庭Ⅲ、满巢家庭Ⅰ、满巢家庭Ⅱ、满巢家庭Ⅲ、单亲家庭Ⅰ、单亲家庭Ⅱ、单亲家庭Ⅲ，完整地反映出了家庭生命周期阶段的动态演化。

本文在参照 GE 模型的基础上，结合中国农村家庭的现实特征，构建以子女数量与性别特征为基础的新的家庭生命周期模型。但本文所构建的模型与 GE 模型主要有以下几点不同：第一，删减了单

身家庭与单亲家庭。西方国家的家庭发展模式，子女到某一年龄（例如 18 周岁）后即与父母分开居住且经济独立，可将其称为单身家庭。但这不符合中国家庭尤其是农村家庭的实际状况。中国农村家庭的社会关系主要以血缘和地缘关系为纽带，一般而言，子女婚后甚至生育子女后才会与父母分爨立户，因此删掉了单身家庭。删掉单亲家庭的主要原因是本文重点关注的是子女的异质性特征，而非父母的特征。第二，扩充了 GE 模型中的满巢家庭部分，这是本文所构建的模型的核心部分。GE 模型将首个孩子出生作为由夫妻二人家庭转变为满巢家庭的标志性事件，将最后一个孩子离家作为由满巢家庭转变为夫妻二人家庭的标志性事件，这意味着 GE 模型并未深入讨论家庭中孩子数量与性别的异质性，而是将其视为“黑箱”。

基于此，本文拟从子女异质性的视角对家庭生命周期模型进行延展，以求对 GE 模型做有益的补充。具体而言，这种延展包括两个维度：其一，从纵向看，将第一个子女出生到最后一个子女离家的过程做了细化，以反映家庭生命历程中子女的数量差异；其二，从横向看，主要延展了满巢家庭的结构和类别，例如，区分了中青年独生子家庭和中青年独生女家庭，以反映家庭中子女的性别差异。第三，精简了家庭生命周期纵向阶段的发展历程。考虑到本文重点横向延展了家庭的结构和类别，因此在纵向上将 GE 模型中的青年、中年、老年三大类家庭精简为两大类家庭，即中青年家庭与中老年家庭。需要说明的是，夫妻二人家庭以户主年龄是否达到 45 周岁作为中青年家庭与中老年家庭的分界线，有子女家庭以最小孩子是否达到 16 周岁作为中青年家庭与中老年家庭的分界线（彭继权等，2018）。基于以上分析，本文构建的家庭生命周期模型见表 1。

从子女异质性维度对中国农村满巢家庭进行延展具有现实意义。20 世纪 70 年代开始，到 2016 年二胎政策全面放开之前，中国的生育政策经历了从提倡“晚、稀、少”到严格执行“一胎政策”的转变（李玉柱、姜玉，2009），这使得中国的生育率迅速下降，独生子女家庭的规模迅速扩大。陈卫（2015）通过广义稳定人口模型测算出中国育龄女性平均总和生育率从 1982~1990 年的 2.63% 下降到了 2000~2010 年的 1.56%。然而，由于不同地域之间在民族文化、思想观念等方面存在差异，各地方政府在生育政策的具体实施上也有所不同，个别地方允许满足一定条件（例如农村家庭第一个孩子为女孩时）的家庭生二孩（郑真真等，2009）。同时，少部分家庭由于生育双胞胎、多胞胎以及违反计划生育政策，有 3 个及以上子女。从子女性别看，第六次全国人口普查数据显示，中国乡村一级出生人口性别比（男比女）高达 121.99%，乡村新生男女比例严重失衡。因而可以发现，改革开放以来，中国家庭的子女数量呈现出逐步减少的趋势，而新生男孩的数量要多于新生女孩。基于此，本文尝试构建一个以子女数量与性别特征为基础的家庭生命周期模型，以匹配中国农村家庭的生育现象。

需要进一步说明的是，本文构建的家庭生命周期模型中的中青年阶段与中老年阶段，分别对应传统生命周期阶段中的“起步—负担”期与“稳定—负担”期。第六次全国人口普查数据显示，乡村一代家庭户与二代家庭户占总家庭户的 77.31%，且家庭的核心化趋向在不断增强（王跃生，2016）。基于此，为了简化家庭生命周期模型，突出子女特征对家庭消费结构的影响，同时为了防止研究视角混淆，本文的做法如下：当满巢家庭中某一子女结婚时，将该子女划入一个起步期的家庭生命周期模型中。

表 1 家庭生命周期模型的解释与统计

家庭生命周期阶段	含义
夫妻二人家庭	仅有夫妻二人共同生活
满巢I-I	仅有一独生子的中青年家庭
满巢I-II	仅有一独生女的中青年家庭
满巢I-III	仅有一独生子的中老年家庭
满巢I-IV	仅有一独生女的中老年家庭
满巢II-I	仅有两个男孩的中青年家庭
满巢II-II	仅有两个女孩的中青年家庭
满巢II-III	仅有一子一女的中青年家庭
满巢II-IV	仅有两个男孩的中老年家庭
满巢II-V	仅有两个女孩的中老年家庭
满巢II-VI	仅有一子一女的中老年家庭
满巢III-I	有 3 个及以上子女的中青年家庭，且男孩数量占比 $\geq 50\%$
满巢III-II	有 3 个及以上子女的中青年家庭，且男孩数量占比 $< 50\%$
满巢III-III	有 3 个及以上子女的中老年家庭，且男孩数量占比 $\geq 50\%$
满巢III-IV	有 3 个及以上子女的中老年家庭，且男孩数量占比 $< 50\%$

(二) 研究假说

假设家庭生命周期从形成期到解体期的时间区间为 $(0, T)$ ，动态时间变化为 t 。在该时间区间内，家庭的收入质量为 w 。本文借鉴孔荣（2013）关于收入质量内涵的理论研究，将收入质量分解为 5 个维度，即家庭收入的充足性、结构性、稳定性、成本性和知识性，量化后分别用 w_1 、 w_2 、 w_3 、 w_4 、 w_5 表示。当家庭的资产存量为 k 、利率为 r 时，家庭的流量收入为 $(\sum_{i=1}^5 w_i + rk)$ 。假设家庭的消费流为 c ，那么，家庭的资本积累由（1）式决定：

$$\dot{k} = \sum_{i=1}^5 w_i + rk - c \quad (1)$$

（1）式中，资产存量 k 为状态变量，消费流 c 为控制变量。值得注意的是， k 与 c 均为时间 t 的函数， $\dot{k}$ 表示 k 对 t 求一阶导数。假设瞬时效用函数为 $\ln(c)$ ，效用折现率为 ρ ，那么，要最大化的目标为：

$$\int_0^T \ln(c) e^{-\rho t} dt \quad (2)$$

根据（1）和（2）式，构建以下汉密尔顿（Hamilton）函数^①：

$$H = \ln(c) e^{-\rho t} + \lambda (\sum_{i=1}^5 w_i + rk - c) \quad (3)$$

^①关于汉密尔顿（Hamilton）函数的原理与求解方法详见阿维纳什·K.迪克西特（2013）。

(3) 式中, λ 为拉格朗日乘子。那么, 使 H 取得最大值的关于 c 的一阶条件为:

$$\frac{\partial H}{\partial c} = c^{-1}e^{-\rho t} - \lambda = 0 \quad (4)$$

将 (4) 式代入 (3) 式, 即消掉 (3) 式中的 c , 最大化的汉密尔顿函数为:

$$H^* = -(\rho t + \ln \lambda)e^{-\rho t} + \lambda(\sum_{i=1}^5 w_i + rk) - e^{-\rho t} \quad (5)$$

在汉密尔顿函数中, 关于 λ 的微分方程为:

$$\dot{\lambda} = -\frac{\partial H^*}{\partial k} = -r\lambda \quad (6)$$

(6) 式的通解为:

$$\lambda = \lambda_0 e^{-rt} \quad (7)$$

(7) 式中, λ_0 为待定的常数项。将 (7) 式代入 (4) 式, 得:

$$c = \lambda_0^{-1} e^{(r-\rho)t} \quad (8)$$

通过观察 (8) 式可以发现, 在家庭生命周期从形成期到解体期的时间区间 $(0, T)$ 里, 随着时间 t 的变化 (即家庭生命周期阶段发生变化), 家庭的消费流 c 会发生改变。因此, 本文提出以下假说:

假说 1: 家庭生命周期影响家庭的消费结构。

根据 Modigliani and Brumberg (1954) 的生命周期假说, 假设家庭在起步期与解体期均没有任何储蓄, 即家庭的消费和收入必须在生命周期各个阶段得以平滑, 这意味着, 在家庭生命周期的早期,

$c < \sum_{i=1}^5 w_i$; 而在家庭生命周期的后期, $c > \sum_{i=1}^5 w_i$ 。传统的家庭生命周期理论认为, 处于稳定期的家

庭在收入充足性、稳定性等方面较处于起步期的家庭具有显著优势 (彭继权等, 2018), 因而家庭的收入质量会较高。考虑到本文构建的生命周期模型仅对“起步—负担”期与“稳定—负担”期进行了细化, 因此整体而言, 家庭生命周期阶段极有可能对家庭收入质量具有正向影响。同时, 根据任劼、孔荣 (2016) 的研究发现, 农村家庭的收入质量每增加 1 个单位, 总消费支出增加 0.3 个单位, 两者存在明显的正向相关关系。综合上述分析, 在家庭生命周期影响家庭消费结构的过程中, 收入质量极有可能起到中介作用, 即存在“家庭生命周期—收入质量—消费结构”这一传导路径。因此, 本文提出以下假说:

假说 2: 收入质量在生命周期对家庭消费结构的影响中起到了中介作用。

三、数据、变量与方法

(一) 数据来源

本文使用的数据来自西南财经大学中国家庭金融调查与研究 centers 于 2015 年发起的第三轮大型“中

国家金融调查”(CHFS)项目(甘犁等, 2015)。与 2013 年的第二轮调查相比, 本轮调查共新增农村家庭样本 3627 个, 几乎涵盖了全国各省(区、市)的农村地区, 具有很强的代表性。在剔除与本文分析相关的缺失值后, 共保留了 3522 个农村家庭的数据。

(二) 变量选取

1.被解释变量。国家统计局将居民的消费支出分为 8 类, 分别为食品消费、衣着消费、居住消费、交通和通讯消费、家庭设备用品及服务消费、文教娱乐用品消费、医疗保健消费和其他消费。本文基于这一分类方法, 结合中国农村家庭消费的实际情况, 重点分析家庭食品消费、水电消费、日用品消费、教育消费、交通消费、医疗消费、文化娱乐消费、衣物消费 8 个基本消费领域, 以此考察农村家庭的消费结构。需要说明的是, 本文中的被解释变量为家庭某一项消费的支出总额, 而并非人均支出费用。

考虑到本文构建的家庭生命周期模型着重考虑子女的特征, 而在家庭消费中, 与子女密切相关的消费类型为教育消费, 因此, 本文将进一步分析家庭生命周期对农村家庭子女教育消费支出的影响。同时, 家庭中子女数量与性别的差异有很大可能会影响到家庭未来的购(盖)房需求, 因此, 本文还将考察家庭生命周期对家庭未来购(盖)房意愿的影响。此时, 被解释变量为家庭未来的购(盖)房意愿, 即“您家在未来是否有购(盖)房意愿?”, 若回答“是”, 则记为 1; 若回答“否”, 则记为 0。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量是家庭的各生命周期阶段。按照上文所构建的家庭生命周期模型, 将家庭生命周期阶段编号为 1~15 (见表 2), 并将 15 个家庭生命周期阶段均设为虚拟变量, 即当家庭处于该生命周期阶段时, 变量取值为 1; 否则, 变量取值为 0。由于本文从子女异质性视角开展分析, 因此在分析中将夫妻二人家庭作为参照组。

表 2 家庭生命周期各阶段的编号及样本数量

编号	生命周期阶段	样本数	编号	生命周期阶段	样本数	编号	生命周期阶段	样本数
1	夫妻二人家庭	1120	6	满巢II-I	135	11	满巢II-VI	144
2	满巢I-I	414	7	满巢II-II	114	12	满巢III-I	74
3	满巢I-II	220	8	满巢II-III	362	13	满巢III-II	84
4	满巢I-III	463	9	满巢II-IV	112	14	满巢III-III	61
5	满巢I-IV	136	10	满巢II-V	41	15	满巢III-IV	42

3.中介变量。本文的中介变量为家庭收入质量。与以往关注家庭收入数量对家庭消费影响的研究不同, 本文着重考察农村家庭收入质量对家庭消费的影响。这是因为在分析居民收入与消费问题时, 片面地研究农村居民的收入水平容易忽略其收入质量的特殊性(王欣、孔荣, 2013)。林富民(2005)首先梳理了“农户收入质量”的内涵, 即总收入稳定增长、收入结构合理、依靠文化知识来获得较高收入回报等。在此基础上, 孔荣(2013)和任劼、孔荣(2016)等从收入的充足性、结构性、稳定性、成本性、知识性 5 个维度完善了收入质量的理论内涵。收入的充足性, 即收入数量是否满足家庭的需求; 收入的稳定性, 即收入是否有稳定的来源; 收入的结构性, 即收入是否具有多元化渠道; 收入的成本性, 即获取收入时发生的各种成本费用, 包括农户家庭获得经营性收入所需要的成本、外出务工

的各项成本，以及工作的机会成本等；收入的知识性，即收入获取中所需要的知识和技能，反映了家庭的人力资本。

借鉴孔荣（2013），任劼、孔荣（2016）等研究的结论，本文选择的收入质量的代理变量见表3。其中，家庭年总收入可以反映家庭收入的充足性。家庭主要收入渠道的数量可以反映家庭收入的多元化结构特征，一般来说，收入来源的渠道越多，越能够分散风险。户主更换工作的时间频率可以反映家庭收入的稳定性，户主在某一岗位上工作越久，说明收入越稳定，收入的可持续性也越强。家庭获取经营性收入的成本可以反映收入质量的成本性^①。户主的学历反映家庭收入的知识性，一般来说，户主的学历越高，知识越丰富，获得的收入质量也就越高。

表3 家庭收入质量的代理变量及赋值

收入质量	代理变量	变量赋值
充足性	家庭年总收入（万元）	0.5 万元以下=1，0.5 万~1.5 万元以下=2，1.5 万~3 万元以下=3，3 万~5 万元以下=4，5 万元及以上=5
结构性	家庭主要收入渠道（个）	实际收入渠道个数
稳定性	户主更换工作的时间频率（年）	0.5 年以下=1，0.5~1 年以下=2，1~3 年以下=3，3~5 年以下=4，5 年及以上=5
成本性	家庭获取经营性收入的成本（元）	0 元=1，0 元以上 500 元以下=2，500~1500 元以下=3，1500~5000 元以下=4，5000 元及以上=5
知识性	户主的学历	小学及以下=1，初中=2，高中=3，大学（大专）=4，研究生及以上=5

本文采用熵值法测算收入质量上述5个维度的综合得分指标。与层次分析法（AHP）不同的是，熵值法是一种客观赋权方法，能够避免赋权的主观性，其原理是：通过计算指标的信息熵，根据指标的相对变化程度对系统整体的影响来确定指标的权重，相对变化程度大的指标具有较大的权重。本文选取3522个农村家庭样本（ $m=3522$ ）的5项收入质量评价指标（ $n=5$ ）构建初始数据矩阵：

$$X = \begin{pmatrix} x_{1,1} & \cdots & x_{1,5} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{3522,1} & \cdots & x_{3522,5} \end{pmatrix} \quad (9)$$

（9）式中， x_{ij} （ $1 \leq i \leq 3522$ ， $1 \leq j \leq 5$ ）表示第 i 个样本第 j 项评价指标的数值。

农村家庭收入质量的具体计算过程是：

第一，考虑到收入质量5项指标的方向不同（收入充足性、结构性、稳定性、知识性为正指标，成本性为逆指标），首先统一指标方向，对其进行无量纲化处理。正向指标的处理公式为：

$$x'_{ij} = \frac{x_j - x_{\min}}{x_{\max} - x_{\min}} + 1 \quad (10)$$

^①农村居民为获取收入付出的主要成本为经营性成本和寻找工作的机会成本，考虑到数据的可获得性，本文用家庭获取经营性收入的成本作为收入质量成本性的代理变量。

逆向指标的处理公式为：

$$x'_{ij} = \frac{x_{max} - x_j}{x_{max} - x_{min}} + 1 \quad (11)$$

第二，计算第 j 项指标下第 i 个样本指标值的比重 y_{ij} ：

$$y_{ij} = \frac{x_{ij}}{\sum_{i=1}^m x'_{ij}} \quad (12)$$

第三，计算第 j 项指标的信息熵：

$$e_j = -k \sum_{i=1}^m y_{ij} \ln y_{ij} \quad (k = 1 / \ln m) \quad (13)$$

第四，求第 j 项指标的信息效用：

$$d_j = 1 - e_j \quad (14)$$

第五，求得第 j 项指标的权重：

$$w_j = \frac{d_j}{\sum_{j=1}^5 d_j} \quad (15)$$

第六，采用加权求和公式计算家庭收入质量的综合评价指标：

$$U = \sum_{j=1}^5 y_{ij} w_j * 100 \quad (16)$$

根据熵值法测算可得，农村家庭收入质量的充足性、成本性、稳定性、结构性、知识性的权重分别为 29.03%、26.71%、24.69%、10.46% 和 9.11%。这说明，收入数量充足、成本低、收入比较稳定的家庭的收入质量更高。测算得出的农户家庭收入质量指标的描述性统计结果见表 4。

4.控制变量。控制变量包括家庭物质资本、金融资本、社会资本、人力资本和主观态度 5 大类。其中，物质资本反映家庭的物质基础。由于家庭总收入、耕地和非金融资产是农户的主要物质资本，因此将以上指标作为衡量家庭物质资本的代理变量。一般认为，家庭总收入、人均耕地面积和非金融资产越多，物质资本越丰富，家庭的消费结构越趋于多元化。金融资本反映家庭的经济基础，在本文中用家庭活期存款变量和家庭定期存款变量来衡量。家庭的存款越多，改善性消费支出可能越多。社会资本反映家庭的人际关系（彭继权等，2018），很有可能影响家庭消费结构，本文中用家庭是否有村干部或者党员来衡量。人力资本的代理变量为户主的健康程度，一般来说，户主是家庭最主要的劳动力，其健康程度很可能与家庭消费结构相关。最后，本文引入家庭的风险偏好和幸福程度，因为家庭消费结构除了受预算约束限制外，还与家庭的主观偏好有关，主观偏好在一定程度上可能会影响家庭的消费行为。

(三) 研究方法

本文首先考察新构建的家庭生命周期变量对家庭消费结构的影响，建立回归模型如下：

$$Y_j = \beta_0 + \sum_{i=2}^{15} \beta_i FLC_i + \sum_{k=1}^{10} \alpha_k control_k + \varepsilon_j \quad (17)$$

(17) 式中， Y_j 代表家庭中每一项消费的对数 ($1 \leq j \leq 8$)， FLC_i 为新构建的家庭生命周期各阶段的虚拟变量， i 为不同的生命周期阶段 ($1 \leq i \leq 15$)。control_k 为控制变量，包括家庭的物质资本、金融资本、社会资本、人力资本和主观态度。 α 、 β 为待估系数， ε_j 为随机扰动项。

变量的含义及其描述性统计见表 4。

表 4 变量的含义及其描述性统计

变量名称	变量含义与赋值	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量					
食品消费	2014 年家庭食品消费 (元)；取对数	8.33	2.51	0	13.08
水电消费	2014 年家庭水电消费 (元)；取对数	6.79	1.69	0	12.25
日用品消费	2014 年家庭日用品消费 (元)；取对数	5.75	2.45	0	11.70
教育消费	2014 年家庭教育消费 (元)；取对数	2.33	3.77	0	11.51
交通消费	2014 年家庭交通消费 (元)；取对数	4.35	3.63	0	12.79
医疗消费	2014 年家庭医疗消费 (元)；取对数	6.19	3.27	0	13.30
文娱消费	2014 年家庭文娱消费 (元)；取对数	3.04	3.14	0	10.49
衣物消费	2014 年家庭衣物消费 (元)；取对数	5.07	3.24	0	10.82
核心解释变量					
夫妻二人家庭	夫妻二人家庭=1，其他=0	0.32	0.47	0	1
满巢I-I	满巢I-I家庭=1，其他=0	0.12	0.32	0	1
满巢I-II	满巢I-II家庭=1，其他=0	0.06	0.24	0	1
满巢I-III	满巢I-III家庭=1，其他=0	0.13	0.34	0	1
满巢I-IV	满巢I-IV家庭=1，其他=0	0.04	0.19	0	1
满巢II-I	满巢II-I家庭=1，其他=0	0.04	0.19	0	1
满巢II-II	满巢II-II家庭=1，其他=0	0.03	0.18	0	1
满巢II-III	满巢II-III家庭=1，其他=0	0.10	0.30	0	1
满巢II-IV	满巢II-IV家庭=1，其他=0	0.03	0.18	0	1
满巢II-V	满巢II-V家庭=1，其他=0	0.01	0.11	0	1
满巢II-VI	满巢II-VI家庭=1，其他=0	0.04	0.20	0	1
满巢III-I	满巢III-I家庭=1，其他=0	0.02	0.14	0	1
满巢III-II	满巢III-II家庭=1，其他=0	0.02	0.15	0	1
满巢III-III	满巢III-III家庭=1，其他=0	0.02	0.13	0	1
满巢III-IV	满巢III-IV家庭=1，其他=0	0.01	0.11	0	1
中介变量					
收入质量	根据熵值法测算	2.84	0.41	2.15	4.12

(续表 4)

控制变量					
家庭年总收入	2014 年农户的家庭总收入 (元); 取对数	8.78	3.21	0	15.42
人均耕地面积	2014 年家庭的人均耕地面积 (亩)	2.64	16.17	0	500
家庭非金融资产	2014 年农户的家庭非金融资产 (元); 取对数	8.20	1.59	0	12.43
家庭活期存款	2014 年农户的家庭活期存款 (元); 取对数	3.70	4.51	0	15.52
家庭定期存款	2014 年农户的家庭定期存款 (元); 取对数	1.18	3.28	0	14.22
是否有村干部	有村干部=1, 其他=0	0.05	0.22	0	1
是否有党员	有党员=1, 其他=0	0.11	0.32	0	1
户主健康程度	很差=1, 较差=2, 一般=3, 较好=4, 很好=5	3.20	1.00	1	5
家庭风险偏好	特别风险规避=1, 一般风险规避=2, 中立=3, 一般风险偏好=4, 特别风险偏好=5	1.88	1.08	1	5
家庭幸福程度	很不幸福=1, 不幸福=2, 中立=3, 幸福=4, 很幸福=5	3.60	0.89	1	5

注: 观测值个数为 3522。

进一步地, 本文对假说 2 进行检验, 即检验收入质量是否在家庭生命周期对家庭消费结构的影响中起中介作用。这里需要说明的是, 家庭生命周期阶段属于类别变量, 分别对其检验会损失很多信息 (彭继权, 2018), 因此, 应把家庭生命周期按表 1 中的顺序整理成值为 1~15 的连续伪变量。如果家庭生命周期通过影响收入质量影响家庭消费结构, 则认为收入质量起到了中介效应。借鉴温忠麟等 (2004)、钱雪松等 (2015) 的做法, 本文分 3 步进行检验, 检验方程如下:

$$Y_j = \beta_0 + cFLC + \sum_{k=1}^{10} \alpha_k control_k + e_1 \quad (18)$$

$$IQ = \beta_0 + aFLC + \sum_{k=1}^{10} \alpha_k control_k + e_2 \quad (19)$$

$$Y_j = \beta_0 + c'FLC + bIQ + \sum_{k=1}^{10} \alpha_k control_k + e_3 \quad (20)$$

(19) 式中, IQ 表示家庭收入质量。中介效用占总效用的比值可用 ab/c 表示, 反映中介变量发挥的作用。Sobel 检验的 z 统计量为 $z = \hat{a}\hat{b}/s_{ab}$ ($\hat{a}\hat{b}$ 分别为估计量, s_{ab} 为估计标准误), 这一统计量在 5% 的显著性水平上的临界值为 0.97。

四、家庭生命周期影响农村家庭消费结构的实证结果与分析

(一) 基准回归结果

表 5 报告了家庭生命周期对家庭消费结构影响的回归结果。需要指出的是, 回归系数的大小反映的是处于生命周期各阶段的家庭在某项消费上的支出与对照组 (夫妻二人家庭) 在该项消费上的支出的相对差异, 若回归系数为正, 则表明在该生命周期阶段, 家庭的某项消费支出高于对照组, 且回归系数越大, 相对差异越大。因此, 从回归结果可以发现: 相较于夫妻二人家庭, 有子女的家庭在食品

消费上的总支出显著较高，且随着家庭子女数量的增多，食品消费总支出呈现递增趋势，而文娱消费支出则呈现递减趋势。

从子女性别这一横向维度看，对于日用品（包括化妆品）消费支出，有女孩家庭的回归系数从整体来看显著大于没有女孩的家庭。例如，满巢I-II家庭、满巢II-VI家庭、满巢III-II家庭的回归系数显著大于对照组夫妻二人家庭，而与之对应的满巢I-I家庭、满巢II-IV家庭、满巢III-I家庭与对照组相比没有显著差异。从回归结果还可以发现，对于衣物消费支出，有女孩家庭的回归系数也显著高于没有女孩的家庭。例如，尽管满巢I-III家庭、满巢I-IV家庭的回归系数均显著大于夫妻二人家庭，但是进一步观察发现，满巢I-III家庭高出了约 90 个百分点，而满巢I-IV家庭高出了约 142 个百分点；满巢II-II家庭和满巢II-III家庭的回归系数远大于满巢II-I家庭；满巢II-V家庭和满巢II-VI家庭的回归系数远大于满巢II-IV家庭。

子女性别差异还造成了家庭教育消费支出的不同。在至多有两个孩子的中青年家庭中，有男孩家庭的教育消费支出要高于没有男孩的家庭。例如，满巢I-I家庭的回归系数是满巢I-II家庭的约 1.4 倍，满巢II-I与满巢II-III家庭的回归系数也远大于满巢II-II家庭。然而，观察中老年阶段家庭的教育消费支出差异情况可以看出，有女孩或女孩较多的家庭在教育消费支出方面要高于没有女孩或女孩较少的家庭。例如，满巢I-IV家庭的回归系数是满巢I-III家庭的 2 倍多，满巢II-V家庭、满巢II-VI家庭的回归系数是满巢II-IV家庭的 3 倍多。女孩较多的满巢III-IV家庭的回归系数也显著高于女孩较少的满巢III-III家庭。因此，整体而言，在中青年阶段家庭中，有男孩家庭的教育消费支出要高于没有男孩的家庭；而在中老年阶段家庭中，有女孩或女孩较多的家庭在教育消费支出方面要高于没有女孩或女孩较少的家庭。这可能是由农村地区的女孩继续读大学的比例高于男孩造成的。王伟宜、谢玉姣（2018）通过研究 5 所福建省本专科高校学生的城乡差异与性别差异发现，在 2010 级学生中，农村女孩的在学人数是农村男孩的 1.8 倍，而在 2015 级学生中，农村女孩的在学人数是农村男孩的 3.38 倍。这一数据佐证了上述观点。

从时间这一纵向维度看，比较中青年时期与中老年时期具有相同子女数量与性别特征农村家庭的回归系数，可以发现，在交通消费支出、衣物消费支出和水电消费支出（包括燃料消费支出）上，中青年农村家庭的回归系数整体上大于中老年农村家庭。可能的原因是：首先，中青年家庭处于生命周期的成长期与扩展期，家庭成员倾向于通过外出务工获得收入来抚育子女，从而增加了家庭的交通消费支出；同时，中青年家庭的成员有更高的出行意愿，可能会增加交通消费支出。其次，中青年家庭成员年龄较小，审美意识可能较强，从而在衣物消费上的支出高于中老年家庭。最后，一般来说，中青年农村家庭的节约意识弱于中老年农村家庭，从而导致水电消费支出较高。

表 5 家庭生命周期影响农村家庭各项消费支出的回归结果（对照组：夫妻二人家庭）

	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5	回归 6	回归 7	回归 8
	食品 消费	水电 消费	日用品 消费	教育 消费	交通 消费	医疗 消费	文娱 消费	衣物 消费
满巢I-I	0.253*	0.384***	0.198	3.390***	1.074***	-0.393**	0.755***	1.581***

(续表 5)

	(0.144)	(0.095)	(0.143)	(0.197)	(0.202)	(0.189)	(0.172)	(0.176)
满巢I-II	0.323*	0.272**	0.455**	2.440***	1.377***	-0.296	0.510**	1.437***
	(0.182)	(0.120)	(0.180)	(0.248)	(0.255)	(0.238)	(0.217)	(0.222)
满巢I-III	0.073	0.237***	0.042	0.988***	0.885***	-0.031	0.145	0.909***
	(0.136)	(0.090)	(0.135)	(0.186)	(0.191)	(0.178)	(0.163)	(0.167)
满巢I-IV	0.387*	0.356**	0.141	2.097***	0.250	-0.509*	0.758***	1.421***
	(0.222)	(0.147)	(0.220)	(0.304)	(0.312)	(0.291)	(0.266)	(0.272)
满巢II-I	0.397*	0.371**	0.271	4.237***	1.652***	0.222	-0.402	1.320***
	(0.223)	(0.147)	(0.221)	(0.304)	(0.313)	(0.292)	(0.266)	(0.273)
满巢II-II	0.589**	0.367**	0.227	3.571***	1.856***	-0.181	0.168	1.821***
	(0.242)	(0.160)	(0.239)	(0.330)	(0.339)	(0.316)	(0.289)	(0.296)
满巢II-III	0.403***	0.308***	0.170	4.714***	1.337***	-0.047	0.283	1.741***
	(0.150)	(0.099)	(0.148)	(0.204)	(0.210)	(0.196)	(0.179)	(0.183)
满巢II-IV	0.545**	-0.046	0.134	0.978***	1.118***	0.463	-0.184	0.769***
	(0.243)	(0.160)	(0.240)	(0.331)	(0.341)	(0.318)	(0.290)	(0.297)
满巢II-V	0.651*	0.184	0.130	3.037***	0.548	-0.499	0.738	1.568***
	(0.388)	(0.257)	(0.384)	(0.530)	(0.545)	(0.508)	(0.464)	(0.475)
满巢II-VI	0.574***	0.217	0.365*	3.035***	1.373***	-0.581**	0.562**	1.551***
	(0.217)	(0.144)	(0.215)	(0.297)	(0.305)	(0.284)	(0.260)	(0.266)
满巢III-I	0.938***	0.517***	0.363	3.699***	0.832**	-0.331	-0.661*	1.695***
	(0.293)	(0.193)	(0.290)	(0.400)	(0.411)	(0.383)	(0.350)	(0.358)
满巢III-II	0.945***	0.314*	0.711***	4.822***	1.651***	0.000	-0.284	2.185***
	(0.276)	(0.182)	(0.273)	(0.377)	(0.388)	(0.361)	(0.330)	(0.338)
满巢III-III	0.437	0.445	0.163	1.913***	0.886*	0.120	-0.167	0.446
	(0.321)	(0.212)	(0.318)	(0.439)	(0.451)	(0.421)	(0.384)	(0.393)
满巢III-IV	(0.171)	-0.483	0.407	2.512***	0.773	-0.106	-0.116	1.035**
	(0.383)	(0.253)	(0.380)	(0.524)	(0.538)	(0.502)	(0.458)	(0.469)
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
常数项	5.343***	4.188***	3.471***	0.224	-0.801**	8.409***	-3.399***	-0.447
	(0.279)	(0.185)	(0.277)	(0.382)	(0.393)	(0.366)	(0.334)	(0.342)
观测值	3522	3522	3522	3522	3522	3522	3522	3522
F 值	10.83	17.12	6.87	43.82	21.11	9.68	26.77	29.27

注：***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。括号内为标准误。

(二) 稳健性检验

在家庭生命周期模型中，每个家庭所处的阶段是唯一的。理论上说，本文的核心解释变量——家庭生命周期阶段是严格外生的，因为家庭消费结构一般不会影响家庭所处的生命周期阶段，即不存在反向因果的问题。

但不同农村地区之间经济发展水平差异较大，导致地区间居民消费水平的差异也较大；同时，发达省份农村地区的物价水平相对较高，在研究家庭生命周期对家庭消费支出的影响时可能存在被解释变量的测量偏误。为此，本文剔除了北京市、上海市，以及农村经济发展处于领先水平的广东省和浙江省的农村家庭样本，以减少估计结果的偏差。剔除以上 4 个省（市）的农村家庭样本后，共保留样本 3027 个。基于这些样本数据对（17）式进行拟合，结果见表 6。从表 6 可以发现，在剔除部分样本后，回归结果与基准回归结果十分接近，且变量的显著性与系数方向几乎没有发生变化，表明表 5 的回归结果具有较好的稳健性。

表 6 家庭生命周期影响农村家庭各项消费支出的稳健性回归结果（对照组：夫妻二人家庭）

	回归 9	回归 10	回归 11	回归 12	回归 13	回归 14	回归 15	回归 16
	食品 消费	水电 消费	日用品 消费	教育 消费	交通 消费	医疗 消费	文娱 消费	衣物 消费
满巢I-I	0.284* (0.154)	0.326*** (0.100)	0.119 (0.148)	3.406*** (0.208)	0.898*** (0.212)	-0.450** (0.195)	0.853*** (0.184)	1.604*** (0.185)
满巢I-II	0.367* (0.198)	0.212 (0.129)	0.512*** (0.190)	2.509*** (0.268)	1.421*** (0.273)	-0.221 (0.251)	0.530** (0.236)	1.492*** (0.238)
满巢I-III	0.044 (0.146)	0.239** (0.096)	0.071 (0.140)	1.077*** (0.198)	0.924*** (0.202)	-0.076 (0.186)	0.175 (0.175)	0.983*** (0.176)
满巢I-IV	0.301 (0.242)	0.305* (0.158)	-0.020 (0.233)	2.084*** (0.328)	0.280 (0.335)	-0.475 (0.307)	0.737** (0.289)	1.357*** (0.292)
满巢II-I	0.446* (0.241)	0.434*** (0.158)	0.343 (0.232)	4.240*** (0.327)	1.550*** (0.334)	0.187 (0.307)	-0.399 (0.289)	1.534*** (0.291)
满巢II-II	0.515** (0.256)	0.317* (0.168)	0.133 (0.246)	3.684*** (0.347)	1.725*** (0.354)	-0.320 (0.325)	0.354 (0.306)	1.786*** (0.309)
满巢II-III	0.352** (0.158)	0.264** (0.104)	0.303** (0.152)	4.951*** (0.215)	1.237*** (0.219)	-0.154 (0.201)	0.357* (0.189)	1.791*** (0.191)
满巢II-IV	0.628** (0.279)	0.077 (0.182)	0.357 (0.268)	1.055*** (0.378)	0.972** (0.386)	0.560 (0.354)	-0.336 (0.333)	0.649 (0.336)
满巢II-V	0.737* (0.413)	0.096 (0.270)	0.021 (0.397)	2.901*** (0.559)	0.672 (0.571)	-0.506 (0.524)	0.793 (0.493)	1.431*** (0.497)
满巢II-VI	0.483** (0.234)	0.129 (0.153)	0.311* (0.225)	2.933*** (0.317)	1.251*** (0.324)	-0.381* (0.297)	0.471* (0.280)	1.661*** (0.282)
满巢III-I	0.741** (0.337)	0.668*** (0.220)	0.360 (0.324)	3.834*** (0.456)	0.790* (0.466)	0.332 (0.428)	-0.612 (0.403)	1.731*** (0.406)
满巢III-II	0.952*** (0.301)	0.236 (0.197)	0.715** (0.289)	5.545*** (0.408)	1.571*** (0.416)	0.586 (0.382)	-0.189 (0.360)	2.263*** (0.363)
满巢 III-III	0.210 (0.397)	0.310 (0.260)	0.630* (0.382)	2.369*** (0.538)	0.361 (0.549)	0.882* (0.505)	-0.186 (0.475)	0.493 (0.479)

(续表 6)

满巢	-0.079	-0.446	0.507	2.762***	0.724	-0.520	-0.181	1.170**
III-IV	(0.412)	(0.270)	(0.396)	(0.559)	(0.570)	(0.524)	(0.493)	(0.497)
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
常数项	5.291***	4.117***	3.479***	0.036	-0.926**	8.410***	-3.299***	-0.374
	(0.301)	(0.196)	(0.288)	(0.406)	(0.415)	(0.382)	(0.358)	(0.361)
观测值	3027	3027	3027	3027	3027	3027	3027	3027
F 值	9.25	14.93	6.71	42.01	19.48	8.78	20.83	27.17

注：***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。括号内为标准误。

(三) 进一步分析：家庭生命周期对教育消费与购房意愿的影响

1. 家庭生命周期对贫困家庭教育消费的影响。基准回归结果显示，整体上看，在中青年阶段家庭中，有男孩家庭的教育消费支出要高于没有男孩的家庭；而在中老年阶段家庭中，有女孩或女孩较多的家庭在教育消费支出方面要高于没有女孩或女孩较少的家庭。观察表 7 基于分样本的回归结果可以发现，回归 17 中贫困满巢 I-IV 家庭^①与对照组夫妻二人家庭在教育消费支出上没有显著差异，而回归 18 中非贫困满巢 I-IV 家庭的回归系数显著为正。这说明，与中老年阶段非贫困独生女孩家庭相比，中老年阶段贫困独生女孩家庭的教育消费支出更少。而观察中老年阶段独生男孩家庭的回归结果可以发现，回归 17 与回归 18 中，满巢 I-III 家庭的回归系数均显著大于对照组夫妻二人家庭，且回归系数十分接近，说明中老年阶段的独生男孩家庭的教育消费支出在贫困组与非贫困组之间没有显著差异。

2. 家庭生命周期对家庭购（盖）房意愿的影响。观察回归 19 中各家庭生命周期阶段的回归结果可以发现，满巢 I-I、满巢 I-III、满巢 II-I、满巢 II-III、满巢 II-IV、满巢 II-VI 农村家庭的回归系数均显著为正，这意味着，家庭中至多有两个孩子且有男孩的农村家庭的购（盖）房意愿显著高于夫妻二人家庭。满巢 I-II、满巢 I-IV、满巢 II-II、满巢 II-V、满巢 III-I、满巢 III-II、满巢 III-III、满巢 III-IV 农村家庭的购（盖）房意愿与对照组夫妻二人家庭没有显著差异。也就是说，当家庭中孩子数量不超过两个时，有男孩的农村家庭承担着较大的购（盖）房压力，很有可能集两代人的财力改善年轻一代的住房条件（祝仲坤、冷晨昕，2017）；但是当家中至少有 3 个孩子时，即使家庭中有男孩，家庭的购（盖）房意愿也不强。对此可能的解释是，孩子数量越多，家庭的总消费支出越多，父母无法为全部子女提供购（盖）房的资金支持。

表 7 家庭生命周期影响农村家庭教育消费支出的分样本回归结果及其影响家庭购（盖）房意愿的回归结果

	回归 17 (OLS)	回归 18 (OLS)	回归 19 (Probit)
	贫困组的教育消费	非贫困组的教育消费	购（盖）房意愿
满巢 I-I	3.919*** (0.574)	3.340*** (0.210)	0.475*** (0.172)
满巢 I-II	2.177*** (0.693)	2.499*** (0.266)	0.282 (0.231)

^① 贫困家庭指建档立卡贫困家庭。

(续表 7)			
满巢I-III	1.052** (0.497)	0.995*** (0.201)	0.646*** (0.153)
满巢I-IV	0.720 (0.795)	2.292*** (0.328)	0.178 (0.272)
满巢II-I	4.337*** (0.700)	4.197*** (0.336)	0.689*** (0.216)
满巢II-II	3.229*** (0.935)	3.602*** (0.353)	0.425 (0.287)
满巢II-III	5.569*** (0.571)	4.620*** (0.219)	0.581*** (0.170)
满巢II-IV	0.001 (0.850)	1.125*** (0.359)	0.757*** (0.239)
满巢II-V	5.818*** (1.212)	2.434*** (0.586)	0.478 (0.388)
满巢II-VI	4.620*** (0.744)	2.789*** (0.323)	0.659*** (0.223)
满巢III-I	3.604*** (0.918)	3.681*** (0.443)	0.082 (0.341)
满巢III-II	5.664*** (0.872)	4.649*** (0.416)	-0.178 (0.379)
满巢III-III	1.583** (0.767)	2.028*** (0.530)	0.334 (0.301)
满巢III-IV	2.552** (1.307)	2.492*** (0.570)	0.631 (0.438)
常数项	-1.248 (0.986)	0.031 (0.425)	-1.718*** (0.332)
控制变量	已控制	已控制	已控制
观测值	458	3064	1061 ^a
F 值	10.14	35.78	—
LR 值	—	—	82.55

注：①***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。括号内为标准误。^a在全部样本中，共有 1061 个样本家庭对家庭是否有购（盖）房意愿这一问题做出了回答。

五、收入质量的中介效应检验

表 8 报告了收入质量作为家庭生命周期影响家庭消费结构的中介变量的回归结果。(19) 式的回归结果显示，家庭生命周期影响收入质量的回归系数为 0.012，且在 1%的统计水平上显著。表 8 的结果

显示,收入质量在家庭生命周期对农村家庭食品消费、日用品消费、教育消费、衣物消费支出的影响中起到了部分中介作用。

进一步地,为了检验上述结果的稳健性,本文将利用 Bootstrap 方法检验收入质量是否在家庭生命周期对农村家庭食品消费、日用品消费、教育消费、衣物消费的影响中起中介作用。Bootstrap 检验方法是现有中介效应检验方法中最常用的一种方法(温忠麟、叶宝娟,2014),该方法的原理是从样本中重复取样,每次取样可以得到一个 Bootstrap 样本以及系数乘积的估计值,取所有估计值的 2.5 百分位点和 97.5 百分位点构成 95%置信水平的置信区间,若该区间不包含 0,则系数乘积显著(方杰、张敏强,2012)。本文采用该方法重复抽取样本 1000 次,从农村家庭生命周期对家庭食品消费、日用品消费、教育消费、衣物消费间接影响的回归结果看,置信区间(p 值)分别为[0.006, 0.014] (0.000)、[-0.002, 0.003] (0.727)、[0.004, 0.015] (0.000)、[0.012, 0.022] (0.000),说明收入质量在农村家庭生命周期对家庭食品消费、教育消费、衣物消费的影响中起到了中介作用。

综合两种方法的检验结果可以得出,以子女特征为基础的各家庭生命周期阶段通过影响收入质量进而影响农村家庭的消费结构,基本遵循“生命周期—收入质量—消费结构”这一逻辑路径,假说 2 得到部分验证。也就是说,收入质量的不同导致农村家庭在食品消费、教育消费、衣物消费上的不同。这说明,当收入质量提高时,农村家庭除了投资子女教育,依然以衣食等生存型消费为主。可见,当前中国农村消费依然存在消费水平偏低、恩格尔系数较高、消费结构层次低的问题。客观地看,不健全的社会保障体系以及居民较强的预防性储蓄动机等是影响农村消费的主要因素(吴学品,2014;周建等,2013),农村消费结构升级依然面临巨大挑战(孙豪、毛中根,2020)。

表 8 收入质量的中介效应检验结果

	回归 20	回归 21	回归 22	回归 23	回归 24	回归 25	回归 26	回归 27
	食品消费	食品消费	水电消费	水电消费	日用品消费	日用品消费	教育消费	教育消费
生命周期	0.056*** (0.010)	0.052*** (0.010)	0.016*** (0.007)	0.015** (0.007)	0.030*** (0.010)	0.034*** (0.010)	0.273*** (0.015)	0.269*** (0.015)
收入质量	—	0.267** (0.108)	—	0.058 (0.071)	—	0.336*** (0.106)	—	0.326*** (0.158)
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
Sobel 检验	—		z=0.809<0.97		—		—	
结论	部分中介效应显著		不存在中介效应		部分中介效应显著		部分中介效应显著	
中介效应占比	6.19%		—		14.31%		1.53%	
观测值	3522	3522	3522	3522	3522	3522	3522	3522
	回归 28	回归 29	回归 30	回归 31	回归 32	回归 33	回归 34	回归 35
	交通消费	交通消费	医疗消费	医疗消费	文娱消费	文娱消费	衣物消费	衣物消费
生命周期	0.098*** (0.015)	0.098*** (0.015)	0.004 (0.140)	—	-0.009 (0.012)	—	0.117*** (0.013)	0.113*** (0.013)
收入质量	—	0.023 (0.152)	—	—	—	—	—	0.314** (0.135)

(续表 8)

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
Sobel 检验	z=0.154<0.97		—		—		—	
结论	不存在中介效应		停止检验		停止检验		部分中介效应显著	
中介效应占比	—		—		—		3.44%	
观测值	3522	3522	3522	3522	3522	3522	3522	3522

注：***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。括号内为标准误。

为了验证表 8 中回归结果的可靠性，本文对（20）式的回归结果进行了异方差检验。运用 White 检验发现，以 8 项消费支出分别作为被解释变量的方程中，p 值均小于 0.05，即不能排除存在异方差的可能。为此，本文采用加权最小二乘法（WLS）来消除异方差对回归结果的影响（陈强，2015），回归结果见表 9。对比表 9 与表 8 的结果可以发现，加权最小二乘法与普通最小二乘法的结果大体一致，说明原估计量是无偏一致的。

表 9 家庭生命周期、收入质量对农村家庭消费结构影响的 WLS 回归结果

	回归 36	回归 37	回归 38	回归 39	回归 40	回归 41	回归 42	回归 43
	食品消费	水电消费	日用品消费	教育消费	交通消费	医疗消费	文娱消费	衣物消费
生命周期	0.046*** (0.011)	0.002 (0.009)	0.034*** (0.010)	0.456*** (0.021)	0.170*** (0.020)	0.008 (0.015)	0.003 (0.017)	0.153*** (0.015)
收入质量	0.271** (0.105)	0.046 (0.081)	0.335*** (0.111)	0.683*** (0.163)	0.170 (0.179)	-0.198 (0.152)	0.965*** (0.149)	0.417*** (0.143)
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
观测值	3522	3522	3522	3522	3522	3522	3522	3522
F 值	19.64	17.39	13.86	78.57	42.67	16.39	44.70	60.29

注：***、**分别代表在 1%、5%的统计水平上显著。括号内为标准误。

六、结论与启示

本文构建了一个适用于中国广大农村地区的以子女特征为基础的家庭生命周期模型，并以此模型为基础分析了家庭生命周期对农村家庭消费结构的影响，还进一步分析了家庭生命周期对家庭教育消费支出与购（盖）房意愿的影响。最后，本文验证了收入质量是否在家庭生命周期对农村家庭消费结构的影响中起到了中介作用。

研究结果显示：第一，随着子女数量的增加，农村家庭的食品消费支出逐渐增加，而文娱消费支出逐渐减少。第二，整体而言，有女孩家庭的日用品与衣物消费支出显著高于没有女孩的农村家庭。第三，在中青年阶段家庭中，有男孩家庭的教育消费支出要高于没有男孩的家庭；而在中老年阶段家庭中，有女孩或女孩较多的家庭在教育消费支出方面要高于没有女孩或女孩较少的家庭。第四，中青年农村家庭的交通、衣物与水电消费支出显著高于中老年农村家庭。第五，在中老年独生子女的家庭中，贫困家庭的教育消费支出显著低于非贫困户家庭；至多有两个孩子且有男孩的家庭未来购房意愿

强烈。第六,收入质量在家庭生命周期对农村家庭食品消费、教育消费、衣物消费的影响中起到了中介作用。

基于上述结论,本文认为,要拉动农村消费,改善农村居民消费结构,可以从以下两方面采取措施:第一,根据当地农村家庭生命周期的特点,因地制宜地引导相关类型企业进入农村市场,从而拉动农村消费;第二,在关注提高农村居民收入水平的同时,更要关注农村居民的收入质量,通过举办农业职业培训、开展就业指导服务等,促进农民收入的稳定持续增长,从而改善农村家庭消费结构,促进农村消费结构的优化升级。

值得说明的是,本文研究仍然存在以下不足:第一,在城乡二元经济格局尚未完全打破之前,农村劳动力流动与其消费存在密不可分的关系,受数据可得性的制约,本文无法深入研究其内在关系;第二,本文将家庭生命周期设为虚拟变量,只能得出具有不同生命周期特征的农村家庭消费结构的相对差异,而不能得到绝对差异;第三,本文未考虑主干家庭这种在中国农村地区流行的家庭生活模式,中国农村仍存在着相当一部分“数代同堂”的家庭,这类家庭的消费结构与本文所构建的核心家庭有所不同,这将成为下一步重点研究的内容。

参考文献

- 1.阿维纳什·K.迪克西特,2013:《经济理论中的最优化方法》,冯曲译,上海:格致出版社。
- 2.晁钢令、万广圣,2016:《农民工家庭生命周期变异及其对家庭消费结构的影响》,《管理世界》第11期。
- 3.陈冲,2013:《中国人口老龄化的消费效应分析》,《中央财经大学学报》第6期。
- 4.陈强,2015:《计量经济学》,北京:高等教育出版社。
- 5.陈卫,2015:《基于广义稳定人口模型的中国生育率估计》,《人口研究》第6期。
- 6.方杰、张敏强,2012:《中介效应的点估计和区间估计:乘积分布法、非参数 Bootstrap 和 MCMC 法》,《心理学报》第10期。
- 7.甘犁、尹志超、谭继军,2015:《中国家庭金融调查报告》,成都:西南财经大学出版社。
- 8.孔荣,2013:《关于农民工收入质量内涵的思考》,《中国农村观察》第6期。
- 9.李春琦、张杰平,2009:《中国人口结构变动对农村居民消费的影响研究》,《中国人口科学》第4期。
- 10.李晓嘉、蒋承,2015:《生命周期视角下的城镇居民消费行为》,《浙江社会科学》第2期。
- 11.李玉柱、姜玉,2009:《80年代以来我国妇女初婚初育间隔变动分析》,《西北人口》第3期。
- 12.李志兰、江林,2014:《家庭生命周期对我国居民消费意愿的影响研究》,《上海经济研究》第2期。
- 13.林富民,2005:《农民增收质量问题浅论》,《前沿》第2期。
- 14.刘湖、张家平,2016:《互联网对农村居民消费结构的影响与区域差异》,《财经科学》第4期。
- 15.刘胜科、王奥华、孔荣,2019:《收入质量、安全消费意识与农户品牌生鲜肉消费水平》,《农林经济管理学报》第1期。
- 16.刘彦文、樊云,2016:《我国家庭生命周期消费和投资决策模拟研究》,《商业研究》第7期。
- 17.刘艳彬,2010:《中国家庭生命周期模型的构建及与产品消费关系的实证研究》,杭州:浙江大学出版社。

- 18.茅锐、徐建炜, 2014:《人口转型、消费结构差异和产业发展》,《人口研究》第5期。
- 19.宁满秀, 2008:《我国农村居民消费结构的地区差异分析——基于 Panel Data 的经验分析》,《东北农业大学学报(社会科学版)》第5期。
- 20.彭继权、吴海涛、孟权, 2018:《家庭生命周期、社会资本与农户生计策略研究》,《中国农业大学学报》第9期。
- 21.钱雪松、杜立、马文涛, 2015:《中国货币政策利率传导有效性研究: 中介效应和体制内外差异》,《管理世界》第11期。
- 22.邱俊杰、李承政, 2014:《人口年龄结构、性别结构与居民消费——基于省际动态面板数据的实证研究》,《中国人口·资源与环境》第2期。
- 23.任劫、孔荣, 2016:《基于验证性因子分析的农户收入质量研究》,《重庆大学学报》第4期。
- 24.宋建军、刘晓斌, 2004:《中国农民的生命周期模型与人力储蓄养老模式研究》,《学术研究》第5期。
- 25.孙豪、毛中根, 2020:《中国居民消费的演进与政策取向》,《社会科学》第1期。
- 26.王伟宜、谢玉姣, 2018:《城乡高等教育机会获得的性别不平等及其演变——基于 1982-2015 年福建省的实证调查》,《东南学术》第5期。
- 27.王欣、孔荣, 2013:《影响农民工收入质量的因素研究》,《统计与信息论坛》第4期。
- 28.王燕、杨文瀚, 2004:《教育对农村居民消费结构的影响》,《统计与决策》第7期。
- 29.王跃生, 2016:《当代农村家庭生命周期变动分析》,北京: 中国社会科学出版社。
- 30.温涛、孟兆亮, 2012:《我国农村居民消费结构演化研究》,《农业技术经济》第7期。
- 31.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。
- 32.温忠麟、张雷、侯杰泰、刘红云, 2004:《中介效应检验程序及其应用》,《心理学报》第5期。
- 33.吴卫星、易然、郑建明, 2010:《中国居民家庭投资结构: 基于生命周期、财富和住房的实证分析》,《经济研究》第S1期。
- 34.吴学品, 2014:《市场化、流通设施环境和农村消费结构——基于省级面板数据模型的实证分析》,《经济问题》第6期。
- 35.于洪彦、刘艳彬, 2007:《中国家庭生命周期模型的构建及实证研究》,《管理科学》第6期。
- 36.张朝华, 2017:《家庭生命周期、保障策略与农户消费行为》,《农业技术经济》第11期。
- 37.郑真真、李玉柱、廖少宏, 2009:《低生育水平下的生育成本收益研究——来自江苏省的调查》,《中国人口科学》第2期。
- 38.周建、艾春荣、王丹枫、唐莹, 2013:《中国农村消费与收入的结构效应》,《经济研究》第2期。
- 39.朱勤、魏涛远, 2015:《中国城乡居民年龄别消费模式量化与分析》,《人口研究》第5期。
- 40.祝仲坤、冷晨昕, 2017:《农民工城镇购房意愿及其影响因素》,《财经科学》第3期。
- 41.Amirtha, R., and V. J. Sivakumar, 2018, "Does Family Life Cycle Stage Influence E-shopping Acceptance by Indian Women? An Examination Using the Technology Acceptance Model", *Behaviour & Information Technology*, 37(3): 267-294.
- 42.Camacho, J.A., 2009, "Family Life Cycle and Consumption of Services: The Spanish Case", *The Service Industries Journal*, 29(9): 1293-1310.

43. Gilly, M.C., and B.M. Enis, 1982, "Recycling the Family Life Cycle: A Proposal for Redefinition", *Advances in Consumer Research*, 9(4): 271-276.
44. Goldin, C., and L.F. Katz, 2008, "Transitions: Career and Family life Cycles of the Educational Elite", *American Economics Review*, 98(2): 363-369.
45. Modigliani, F. B., and R. Brumberg, 1954, *Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-section Data*, New Brunswick, N.J.: Rutgers University Press.
46. Wells, W.D., and G. Gubar, 1966, "Life Cycle Concept in Marketing Research", *Journal of Marketing Research*, 3(4): 355-363.

(作者单位: ¹ 中国社会科学院大学研究生院;

² 中国社会科学院农村发展研究所)

(责任编辑: 张丽娟)

Family Life Cycle, Income Quality and Rural Household Consumption Structure: An Analysis Based on the Family Life Cycle Model from the Perspective of Children's Heterogeneity

Luo Yongming Chen Qiuhong

Abstract: This article constructs a family life cycle model based on the characteristics of children, and uses the data of China Household Finance Survey (CHFS) in 2015 to test the impact of family life cycle on rural household consumption structure. The study finds that, first of all, with the increase in the number of children, the food consumption expenditure of rural families gradually increases, while the cultural and entertainment expenditure gradually decreases. Second, the consumption of daily necessities and clothing for girls' families is significantly higher than that for families without girls. Third, in the middle-aged and young households, the education consumption expenditure of boys' households is higher than that of no-boy households; in the middle-aged and elderly households, families with only girls or more girls have a higher level of education consumption expenditure than those without girls or families with fewer girls. Fourth, the transportation, clothing and water-electricity consumption expenditures in the middle-aged and young families are significantly higher than that of middle-aged and elderly families. Fifth, in the middle-aged and elderly families with only daughters, the consumption expenditure of education for poor households is significantly lower than that for non-poor households; families with at most two children and boys have a strong willingness to purchase houses in the future. At the same time, the study also verifies that income quality plays a mediating role in the impact of family life cycle on food consumption, education consumption and clothing consumption.

Key Words: Family Life Cycle; Income Quality; Consumption Structure; Mediating Effect

感知价值、政府规制与农户秸秆机械化持续还田行为*

——基于冀、皖、鄂三省 1288 份农户调查数据的实证分析

盖 豪^{1,2} 颜廷武^{1,2} 张俊飏^{1,2}

摘要：结合中国秸秆机械化还田技术的农户采用现状，本文构建了农户秸秆机械化持续还田行为分析模型，利用冀、皖、鄂三省 1288 份农户调查数据，探讨感知价值和政府规制及其交互项对农户秸秆机械化还田技术持续采用行为的影响，并揭示农户秸秆机械化持续还田行为及其影响因素的代际差异。本文研究发现：第一，政府规制的实施和农户积极的感知价值可以有效地促进农户秸秆机械化持续还田。其中，政府的项目示范和农户的感知技术适用对农户秸秆机械化持续还田行为具有重要影响。第二，政府规制和感知价值对农户秸秆机械化持续还田行为的影响存在交互效应。政策宣传对农户秸秆机械化持续还田行为的影响在一定程度上取决于农户的感知社会价值，感知技术适用和感知成本投入对农户秸秆机械化持续还田行为的作用也会受到项目示范的影响。第三，政府规制和感知价值对农户秸秆机械化持续还田行为的影响存在明显的代际差异。老一代农户秸秆机械化持续还田行为普遍受到政府规制和感知价值的影响，而新生代农户秸秆机械化持续还田行为则主要受政策宣传规制和感知经济价值的影响。

关键词：感知价值 政府规制 秸秆持续还田 代际差异

中图分类号：F323.3 **文献标识码：**A

一、引言

秸秆机械化还田技术是一项使用秸秆粉碎机直接将农作物收获后的秸秆（小麦秸秆、玉米秸秆等）进行就地粉碎并覆盖在地表的农田保护性耕作措施。作为一种简单、直接、成本较低的秸秆利用方式，

*本文研究受到国家自然科学基金面上项目“作物秸秆资源化利用的减碳潜力与生态环境效应：以水稻为例”（编号：41371520）、国家自然科学基金青年项目“规模经营背景下粮食作物秸秆资源化利用的综合效应和补偿政策研究”（编号：71803171）、中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“秸秆还田对农业生态服务能力的影响评估及农户响应机制研究”（2662019PY075）的资助。本文通讯作者：颜廷武。

秸秆机械化还田技术的实施不仅可以增加土壤有机质、培肥地力、提高作物产量,而且可以争抢农时、解决秸秆出路、避免焚烧秸秆、减少环境污染,这对推进秸秆综合利用、打好农业面源污染防治攻坚战和减少秸秆焚烧具有重大意义^①。因此,各级政府出台了一系列政策,大力推广秸秆机械化还田技术,并取得了一定成效。然而生态环境部关于秸秆焚烧监测的统计数据显示^②,虽然各地秸秆焚烧率显著下降,再无大规模露天焚烧秸秆的“烽火连天”现象,但各地秸秆焚烧的“星星之火”依然时有出现。这些现象反映出部分农户对秸秆机械化还田技术的采用行为没有持续性。作为农业生产的主体,农户是农业技术采用的关键决策者和最终实施者,秸秆机械化还田技术能否真正得以有效应用取决于农户是否采用。然而,阶段式或短期采用秸秆机械化还田技术的意义不大,只有农户持续性采用才能真正发挥秸秆机械化还田的技术效力(Wang et al., 2018; Man et al., 2017),才能减少秸秆焚烧等大量的行政成本,真正实现生态环境和耕地质量的长效保护。

鉴于此,本文结合中国农户秸秆机械化还田技术采用现状,从农户感知价值和政府规制视角出发,构建农户秸秆机械化持续还田行为^③分析框架,并利用冀、皖、鄂三省 1288 份农户调查数据,分析感知价值和政府规制及其交互项对农户秸秆还田技术持续采用行为的影响。在此基础上,本文进一步揭示新、老两代农户秸秆机械化持续还田行为的代际差异,并对差异原因给予解释。本文的研究结论将有助于理解中国农户对于秸秆机械化还田技术采用不持续的现象及其原因,为政府优化“疏堵结合,以疏为主”的秸秆治理策略提供实证依据与价值参考,对于促进秸秆机械化长效还田具有重要的政策涵义。

下文的结构安排如下:第二部分是文献评述;第三部分介绍数据来源;第四部分是模型构建与变量选取;第五部分是估计结果与分析;第六部分是本文的结论与政策启示。

二、文献评述

(一) 技术持续采用行为研究

目前,关于技术持续采用行为的研究主要集中在信息系统和信息技术的采用领域,探讨农业生产技术特别是秸秆机械化还田技术持续采用的学术文献较为少见。研究者们主要通过技术接受理论、计划行为理论、创新扩散理论等经典理论对用户的某项新技术或服务的采用行为展开研究(例如 Naidoo and Leonard, 2007; Sabrina and Matthew, 2006; Kim and Son, 2009),但很多研究并没有明确区分采用行为和持续采用行为。随着后期研究的深入,有研究证实了用户移动网络服务采用行为和持续采用

^①资料来源:《政协十三届全国委员会第一次会议第 3304 号(农业水利类 286 号)提案答复摘要》, http://www.moa.gov.cn/gk/tzgg_1/tz/201810/t20181019_6161171.htm。

^②资料来源: <http://www.secmep.cn/ygyy/dqhjjc/>。

^③结合秸秆还田技术的采用现状,绝大多数小农户因其自身经营规模及经济禀赋所限,大多采用购买秸秆机械还田服务的方式完成其所经营土地的秸秆还田。因此,本文研究所指的秸秆机械化还田行为即代表秸秆机械化还田技术采用行为,农户秸秆机械化持续还田行为即农户重复或持续购买秸秆机械化还田服务。

行为之间具有一定的差异和区别 (Thong et al., 2006)。因此, 本文认为不能将用户服务的持续采用行为简单地视为用户服务采用行为的延伸。但是, 基于技术接受理论、计划行为理论等经典理论分析用户对技术、服务的持续采用行为存在一定的局限性, 对于用户停止采用或间断采用问题 (即不持续采用行为) 难以给出合理的解释。Premkumar and Bhattacharjee (2008) 通过对技术接受模型、期望确认模型及其混合模型进行比较后发现, 混合模型对用户在线指南软件持续使用意向的解释力最好。Thong et al. (2006) 对信息系统用户持续使用模型、技术接受模型和整合了感知易用性的信息系统用户持续使用模型进行对比后发现, 整合了感知易用性后的信息系统用户持续使用模型的解释力最强。为了增强模型的解释力, 研究者们大多根据各自研究对象的实际情况对模型进行适当的调整和拓展。大量研究证实, 用户的感知有用性、感知易用性和感知费用水平可以直接影响用户对产品或服务的持续采用行为 (Bhattacharjee, 2001; Hung et al., 2007; Ifinedo, 2006; Thong et al., 2006)。

(二) 感知价值对农户秸秆机械化持续还田行为的影响

Porter 最早开始对感知价值的分析, 他将感知价值定义为感知绩效与感知成本之间的权衡 (Porter, 1985)。随后, Zeithaml (1988) 认为感知价值是客户在自身所得与所失的基础上总体评价某产品的效用; Monroe and Benbasat (1991) 提出感知收益与感知付出的比例即为感知价值; Gronroos (1997) 将感知价值解释为由收益和付出两部分构成, 且认为对感知价值的衡量应拓展到多次交易行为的全过程, 而不应该局限于一次交易行为。尽管学者们对感知价值的认识和界定不尽相同, 但“感知收益与付出的权衡”这一定义得到了学界的普遍认可 (Petrick, 2002)。同时, 绝大多数学者都认同感知价值是由客户获得的, 是由其感知所决定的, 而不是产品或服务自身所带有的, 更不是产品或服务提供方的愿景和期望。所以, 本文中的感知价值是农户基于自身对机械化秸秆还田“得与失”的理性判断, 同时又受到自身偏好等非理性因素的影响, 该概念结合了理性和非理性因素。目前, 关于用户产品或服务持续购买行为的相关研究在多个领域取得了较大进展, 大量研究表明感知价值是用户持续购买行为的重要影响因素 (例如 Boyer et al., 2002; Petrick, 2002; 史有春、刘春林, 2005)。农户的秸秆机械化持续还田行为也属于一种农业技术服务的持续购买行为, 而作为理性经济人在决定是否持续采用秸秆机械化还田技术时, 农户势必要进行秸秆机械化还田感知价值的衡量。在无外界干扰的情况下, 农户的农业生产行为必定是符合其感知价值的判断标准的。只有符合其感知价值判断标准的农业生产技术, 农户才会自发地持续采纳。

(三) 政府规制对农户秸秆机械化持续还田行为的影响

根据行政法的一般定义, 政府规制是指政府经由法律授权通过特殊的立法、行政或司法等方式, 直接控制企业、消费者等行政相对人的行为的活动。政府规制是政府干预经济的重要手段之一 (Guo et al., 2019), 对微观经济领域具有巨大影响。政府规制对农户农业生产行为的影响主要体现在两方面: 一是通过信息提供和合约性机制 (包括税收减免、农业保险和信息宣传等方式) 激励农户采用有利于实现社会福利最大化的行为 (王常伟、顾海英, 2013; 王海涛, 2012); 二是建立严格的法律法规体系及标准, 对农户的农业生产行为进行有效约束 (王建华等, 2015; 和丽芬、赵建欣, 2010)。在秸秆还田等资源化利用方面, 政府大力推广秸秆机械化还田技术以及强化秸秆禁烧监督与惩罚措施, 这也会

对农户秸秆机械化还田行为产生影响（姚科艳等，2018；徐志刚等，2018；颜廷武等，2017）。秸秆机械化持续还田问题主要体现在秸秆焚烧外部性与农户“经济人”理性行为的对立，与之相关的政府规制必定是通过严格的法律法规（例如禁烧惩罚等）以直接遏止其负外部性影响，同时通过农业信息提供、各种形式的财政投入（例如政策宣传、设立项目示范等）等方式降低农户秸秆机械化还田的成本，增加农户秸秆持续还田的收益，将秸秆持续还田的正外部性内部化，进而修正市场机制缺陷，提高资源配置效率。在当前小农户占主体地位的农业生产经营体系下，政府在与环境保护相关的法律法规宣传、秸秆机械化还田技术服务推广、长效化还田机制构建等方面都要付出巨大的成本。具体到操作层面，政府规制从制定到实施之间会有一定的偏差，而且这种偏差会因各地情况不同而有差异化的表现，相应地也会对农户秸秆机械化持续还田行为有差异化的影响。

（四）感知价值和政府规制影响农户秸秆机械化持续还田行为的分析框架

笔者对文献梳理后发现，现有文献或单独关注感知价值对消费者（或用户）持续购买行为的作用，或单独考察政府规制对农户秸秆机械化还田行为的影响，缺少将感知价值、政府规制和农户秸秆机械化持续还田行为置于同一框架下的研究。与农户秸秆机械化还田行为相比，农户秸秆机械化持续还田行为决策的依据更为充分，即除了自身偏好等非理性决策依据外，农户还基于已有经历权衡自身采用秸秆机械化还田技术的收益和付出。因此，相较于农户某一年（次）的秸秆机械化还田行为决策，在分析农户的秸秆机械化持续还田行为决策时，必须将农户采用秸秆机械化还田技术的收益和付出的权衡考虑在内。根据前文分析可知，感知价值可以较为恰当地表征这种“权衡”。进一步地，结合秸秆机械化还田技术的特质与农户秸秆还田行为的实际情况，并借鉴 Sharifzadeh et al.（2017）、Sheth et al.（1991）、Sweeney and Soutar（2001）和 Petrick（2002）等分析感知价值构成的相关研究，本文将感知价值划分为感知经济价值、感知环境价值、感知社会价值、感知成本投入和感知技术适用五个维度。

同时，由于焚烧秸秆等不当处理行为存在较强的负外部性，政府出台了一系列政策大力推广秸秆机械化还田技术，采取了强有力的措施监管露天焚烧秸秆等不当处理行为。因此，分析农户秸秆机械化持续还田行为的影响因素，除了要考虑农户感知价值的影响外，也不能忽视政府规制的影响。然而，单独考虑感知价值或政府规制对农户秸秆持续还田的影响，都会产生因遗漏关键变量所导致的计量模型设定偏误。更何况，政府规制与感知价值之间很可能存在一定的交互效应。

此外，不同代际的农户处于生命周期的不同阶段（杨志海、王雨濛，2015），在成长经历、个人诉求、价值评价和行为逻辑等方面存在较大差异，因而在面对秸秆持续还田行为决策时亦会有不同的观点和行为，而关于农户秸秆机械化持续还田行为的代际差异研究的文献相对不足。

综合已有研究，本文拟进行如下补充和拓展：第一，基于秸秆机械化还田技术农户采用现状构建农户秸秆机械化持续还田行为分析框架，并纳入感知价值和政府规制，探讨这两类因素对农户秸秆机械化还田技术持续采用行为的影响。第二，在分析感知价值和政府规制影响农户秸秆机械化持续还田行为主效应的基础上，探讨这两类因素对农户秸秆机械化持续还田行为的交互效应。第三，深度剖析农户秸秆机械化持续还田行为及其影响因素的代际差异，以进一步提高有关结论的针对性。

图1是本文基于感知价值和政府规制视角构建的农户秸秆机械化持续还田行为分析框架。

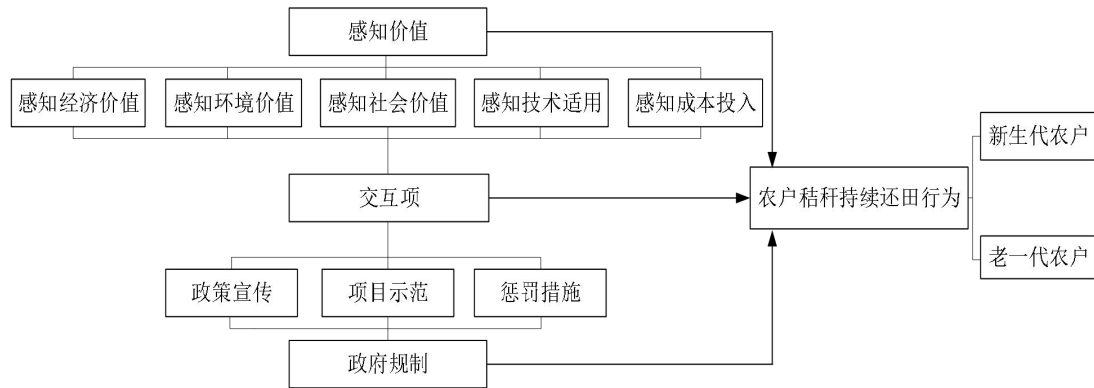


图1 基于感知价值和政府规制的农户秸秆机械化持续还田行为分析框架

三、数据来源

为深入探究农户秸秆机械化持续还田行为，课题组于2017年、2018年暑期先后前往冀、皖、鄂三省农村地区对农户进行实地走访调查。河北省地处华北及黄淮平原潮土区，农业开发利用度高，是中国优质小麦、玉米等优势农产品的重要产区；安徽、湖北两省处于长江中下游平原水稻土区，是中国水稻、“双低”油菜等作物的重要产区。三省样本地区均为秸秆机械化还田技术主要适宜和推广地区^①，农作物秸秆产量较大，秸秆焚烧情况较为突出^②，因而具有较强的示范性和代表性。

样本的选取采用典型抽样和随机抽样相结合的方法。首先在河北、安徽、湖北三省筛选秸秆资源密度较大的县级区域，然后根据当地农业农村局提供的信息选取秸秆机械化还田技术推广的典型乡镇，再从选取的典型乡镇中随机抽取样本村庄，最后从这些村庄中随机选择样本农户开展关于秸秆机械化还田的问卷调查^③。课题组成员在每个农户家庭选择一位受访者，以面对面访谈的方式展开调查，深入了解了受访者的个人特征及家庭基本情况、与秸秆机械化还田技术相关的政策规制、秸秆机械化还田技术持续采用情况以及农户价值感知等方面的内容。

调查共计发放1595份问卷，剔除由于受访者近几年未参与农业生产、家庭农业种植结构改变、使用自有机机械秸秆还田、秸秆机械化还田不足2年以及信息前后矛盾等所产生的无效问卷，共计获得1288份有效样本。样本分布情况如表1所示。

^①资料来源：《农业部办公厅关于印发〈保护性耕作项目实施规范〉〈保护性耕作关键技术要点〉的通知》，http://www.moa.gov.cn/nybg/2011/dqq/201805/t20180522_6142772.htm。

^②资料来源：《农业部办公厅 财政部办公厅关于开展农作物秸秆综合利用试点 促进耕地质量提升工作的通知》，http://www.caiwu.moa.gov.cn/trzgl/201605/t20160530_5154758.htm。

^③为保证样本数据收集的科学有效，所有数据均来自于课题组集中调查。在正式调查之前，课题组对所有调查员进行了系统培训，并在武汉市周边农村进行了预调查。

表 1

样本分布情况

省份	市（州）	县（市、区）	乡（镇、街道）	样本村	样本数
河北	沧州市	沧县	高川乡	泗庄村、阎辛庄村、蒲码头村、东芮屯村	140
			刘家庙镇	后生金刘村	31
		南皮县	鲍官屯镇	小张官村	49
		新华区	小赵庄镇	孙庄子村	46
安徽	宿州市	灵璧县	朱集镇	刘寨村、曹家庄、苗河村、王店村、刘派村	139
			尤集镇	湖光村、解圩村、大章李村、马巷村	115
湖北	黄冈市	武穴市	花桥镇	马塘村、刘六西村、下彭村	65
			龙坪镇	牛车村、下冯村	53
			万丈湖街道	太泊村、黄湖村	56
	恩施州	建始县	高坪镇	八角村、陈家湾村	21
			业洲镇	牛角水村、四方井村	37
		咸丰县	忠堡镇	板桥村、黄木坨村	22
		宣恩县	椒园镇	水井坳村、凉风村	13
	荆门市	东宝区	牌楼镇	江湾村、杨冲村	35
		掇刀区	麻城镇	朱庙村、官湾村、荆港村、三青村	41
			团林镇	双碑村、罗咀村、陈集村	51
		沙洋县	拾回桥镇	古林村、刘店村、马新村、塘坡村	67
	荆州市	洪湖市	螺山镇	新联村、中原村	42
			老湾回族乡	珂里村、北河村、和平村	37
		监利县	分盐镇	河山村	12
			汪桥镇	三湖村、八甲村、三垸村、毕家村、华家村	32
		江陵县	马家寨乡	青安村、金港村	40
			熊河镇	彭市村、新河村	47
	黄石市	大冶市	金湖镇	龙角山村	9
			茗山镇	屋段村、黄湾村	21
		阳新县	白沙镇	平原村、石畲村	10
			木港镇	木港村、枣园村、田畈村、漆祠村	54
合计	7	16	27	68	1288

四、模型构建与变量选取

（一）模型选择与构建

本文主要探讨政府规制和感知价值对农户秸秆机械化持续还田行为的影响，因此，本文的被解释

变量为“农户秸秆机械化持续还田行为”，属于 0-1 变量。同时，为避免模型估计中的影像问题^①，本文参考相关研究采用基于个人层面的 Logit 模型进行回归，表达式如下：

$$P_i = F(y) = \frac{1}{1 + e^{-y}} \quad (1)$$

(1) 式中， P_i 为农户秸秆机械化持续还田的概率。 y 表示农户的秸秆机械化持续还田行为： $y = 1$ ，表示农户采用了秸秆机械化还田技术后一直在持续采用； $y = 0$ ，表示农户采用了秸秆机械化还田技术后并没有持续采用。(1) 式中， y 是变量 X 、 Z 、 G 的线性组合，即：

$$y = b_0 + \chi X + \lambda Z + \theta G \quad (2)$$

(2) 式中： X 为控制变量，包括受访者的年龄、受教育年限、健康情况； Z 为政府规制变量，包括政策宣传、惩罚措施和项目示范； G 为感知价值变量，包括感知成本投入、感知技术适用、感知经济价值、感知环境价值和感知社会价值。 b_0 表示常数项。

对 (1) 式和 (2) 式进行适当处理，得到二元 Logit 模型的表达式，如下所示：

$$\ln \frac{P_i}{1 - P_i} = b_0 + \chi X + \lambda Z + \theta G + \varepsilon \quad (3)$$

(3) 式中： ε 为随机误差项。值得说明的是，有研究指出，采用 OLS 模型抑或是 Logit 模型均不会影响变量的系数方向和显著性（卢海阳等，2017；Knight et al., 2010；陆铭等，2014），因此，本文使用 Logit 模型和 OLS 模型分别进行回归分析和稳健性检验。

(二) 变量选取

1. 农户秸秆机械化持续还田行为。基于实践中的突出问题——农户对秸秆机械化还田技术初始采用后停止采用和初始采用后间断采用焚烧或弃置等方式的行为，结合样本区域秸秆机械化还田技术的采用情况，按照被解释变量测量的严谨性、概念界定的清晰性和数据收集的准确性等原则，本文最终选择了农户是否持续采用秸秆机械化还田技术作为模型的被解释变量。具体而言，本文的被解释变量是通过以下问题来测量：“您从哪一年开始秸秆机械化还田？一直到现在，您是否坚持每一年都在进行秸秆机械化还田？”如果农户初始采用后每一年都采用（即从未间断）则视为秸秆机械化持续还田行为，赋值为 1；如果在此期间出现任何一年或者几年未进行秸秆机械化还田则视为秸秆机械化不持续还田行为，赋值为 0。

2. 政府规制。关于政府规制的测度，现有研究大多从两个方向延伸：一个是从农户对规制接受的角度测度（和丽芬、赵建欣，2010），另一个是从政府行为的角度测度（王常伟、顾海英，2013；王建华等，2015）。政府规制从多维度反映了农户秸秆机械化还田持续采用行为的外部环境。政府的行为取向是影响农户采用农业技术的关键因素，政府规制真正被农户接受也是农户持续采用秸秆机械化还田

^①影像问题是同群效应识别中的一个技术困难。简言之，个人特征在线性模型中会“线性地”影响被解释变量。有研究证明（例如陆铭等，2013；何可等，2015），在非线形模型中个人特征非线性地影响被解释变量。因此，影像问题可以在 Logit 模型中得以避免。

技术的重要原因。因此，本文综合已有的政府规制的测度方法，即从农户接受和政府行为双重视角出发选取政策宣传、项目示范、惩罚措施 3 个指标来测量政府规制。其中，政策宣传是通过农户接收到的当地政府为推广秸秆机械化还田技术所执行的政策宣传方式^①的实际种类来测量，农户接收到的政策宣传方式种类越多，说明农户受到政策宣传的影响就越大。项目示范是以当地政府是否设立了与秸秆机械化还田技术相关的农业政策项目为测度方式。惩罚措施则直接以当地政府是否为了禁烧秸秆实施了严厉惩罚措施来测量。

3.感知价值。感知价值的核心定义为“感知收益与付出的权衡”，因此，本文将感知价值解构为感知收益和感知付出。此外，大量研究证实，用户的感知有用性、感知易用性和感知费用水平可以直接影响用户的产品（服务）继续使用行为（Bhattacharjee, 2001; Hung et al., 2007; Ifinedo, 2006; Thong et al., 2006）。基于此，本文采用了感知收益层面的感知有用性（经济价值、环境价值、社会价值）和感知付出层面的感知费用水平（成本投入）、感知易用性（技术适用）5 个指标测度农户对秸秆机械化持续还田技术的感知价值。

4.控制变量和工具变量。大量研究表明，个体特征和家庭特征显著影响农户的农业技术采纳行为，农户生产经营禀赋与技术实施条件亦是影响其技术采用行为的重要因素。为了控制其他可能影响农户秸秆机械化持续还田行为的因素，本文引入年龄、受教育程度、政治面貌、健康情况、年农业收入、农田设施条件、技术实施条件、地区作为控制变量。此外，考虑到模型可能存在的内生性问题，本文选择了技术熟悉（“您是否了解秸秆机械化还田技术”）作为工具变量，该变量在一定程度上影响农户对秸秆机械化还田技术的感知价值，但对农户技术持续采用行为不会产生影响，只能通过农户对秸秆机械化还田技术的感知价值影响其行为，符合工具变量选择的相关性和外生性条件。

（三）变量描述性统计

变量的描述性统计如表 2 所示。受访者的平均年龄约为 55 岁。其中，11.067% 的受访者在 1980 年以后出生，属于新生代农户；88.933%的受访者出生于 1980 年以前，属于老一代农户。受访者健康状况处于一般和比较差之间（健康状况均值为 2.362）。受访者的平均受教育年限约为 7 年，53.649% 的受访者受教育程度为初中及以上。此外，绝大部分受访者的政治面貌为群众，党员农户占比 19.488%。样本农户中，持续采用秸秆机械化还田技术的农户占比 57.065%。从两代农户的对比来看，新生代农户中秸秆机械化持续还田的农户比例为 56.800%，与老一代农户占比（57.094%）接近。整体而言，当前秸秆持续化还田比例不高，两代农户的持续采用行为占比未展现出明显的差异。

表 2		变量的说明及描述性统计特征			
变量名称	定义及赋值	均值	标准差	预期方向	
农户秸秆机械化持续还田行为	农户采取了秸秆机械化还田技术后是否坚持每一年都在采用：未持续采用=0；持续采用=1	0.570	0.495		

^①秸秆禁烧和资源化的政策宣传方式包括广播、电台、标语、报刊专栏、电视字幕、电视专题栏目、布告、纸质材料、宣传车辆、公交车横幅、出租车显示屏、村干部单独走访、手机短信和微信朋友圈等。

(续表 2)				
政府规制				
政策宣传	接收到当地政府为推广秸秆机械化还田的政策宣传方式种类	2.551	2.410	+
项目示范	当地政府是否设立了与秸秆机械化还田技术相关的农业政策项目：否=0；是=1	0.328	0.470	+
惩罚措施	当地政府为禁烧秸秆是否实施了严厉惩罚措施：否=0；是=1	0.612	0.487	+
感知价值				
感知成本投入	实施秸秆机械化还田技术是否使化肥、农药等投入费用有所减少：否=0；是=1	0.590	0.492	+
感知技术适用	是否认为实施秸秆机械化还田技术复杂繁琐且采用较为麻烦：否=0；是=1	0.369	0.483	-
感知经济价值	综合成本和收益，实施秸秆机械化还田技术是否比较划算：否=0；是=1	0.387	0.487	+
感知环境价值	实施秸秆机械化还田技术是否改善了生态环境：否=0；是=1	0.863	0.343	+
感知社会价值	实施秸秆机械化还田技术是否促进了农村社会整体进步：否=0；是=1	0.825	0.380	+
控制变量				
年龄	受访者接受调查时的实际年龄（岁）	54.897	11.647	?
受教育程度	实际受教育年限（年）	7.073	3.520	+
政治面貌	群众=0；中共党员=1	0.195	0.396	+
健康情况	身体健康状况：非常好=5；比较好=4；一般=3；比较差=2；非常差=1	2.362	1.013	+
年农业收入	家庭年农业收入（万元）	4.800	4.111	+
农田设施条件	农田机械、车辆田间地头通过情况：非常好=5；比较好=4；一般=3；比较差=2；非常差=1	3.185	0.975	+
技术实施条件	获取秸秆机械化还田的技术和人力支持情况：非常容易=5；比较容易=4；一般=3；不太容易=2；很不容易=1	3.233	1.184	+
地区（河北）	受访者所在省份是否为河北省：否=0；是=1	0.207	0.406	-
地区（湖北）	受访者所在省份是否为湖北省：否=0；是=1	0.595	0.491	-
工具变量				
技术熟悉	是否了解秸秆机械化还田技术：否=0；是=1	0.754	0.431	

五、农户秸秆机械化持续还田行为的实证分析

（一）政府规制和感知价值影响农户秸秆机械化持续还田行为的主效应分析

由表 3 可知，政府规制和感知价值在 Logit 模型和 OLS 模型的估计结果中均展现出较为一致的显著性，说明模型估计结果具有较强的稳健性。本文基于 Logit 模型的估计结果进行分析和解释。

表3 政府规制和感知价值对农户秸秆机械化持续还田行为影响的主效应分析

	Logit		OLS	
	系数	边际效应 (%)	系数	边际效应 (%)
政策宣传	0.260*** (0.042)	4.846	0.038*** (0.005)	3.781
项目示范	0.767*** (0.162)	14.308	0.143*** (0.029)	14.252
惩罚措施	0.581*** (0.148)	10.850	0.119*** (0.029)	11.911
感知成本投入	0.192* (0.107)	3.591	0.047* (0.027)	3.247
感知技术适用	-0.532*** (0.161)	-9.923	-0.109*** (0.031)	-10.927
感知经济价值	0.367** (0.160)	6.852	0.068** (0.030)	6.785
感知环境价值	0.400* (0.215)	7.470	0.079** (0.043)	7.944
感知社会价值	0.426** (0.186)	7.949	0.088** (0.038)	8.793
年龄	0.004 (0.006)	0.078	0.000 (0.001)	0.092
受教育程度	0.087*** (0.021)	1.631	0.017*** (0.004)	1.789
政治面貌	0.324* (0.184)	6.051	0.063* (0.033)	6.320
健康情况	0.112* (0.067)	2.095	0.022* (0.012)	2.294
年农业收入	0.060*** (0.016)	1.128	0.012*** (0.003)	1.180
农田设施条件	0.099 (0.069)	1.840	0.018 (0.013)	1.832
技术实施条件	0.327*** (0.059)	6.097	0.064*** (0.011)	6.373
地区(河北)	1.234*** (0.219)	23.034	0.237*** (0.044)	23.673
地区(湖北)	0.944*** (0.174)	17.620	0.200*** (0.035)	20.014
常数项	-4.009*** (0.562)	—	-0.276** (0.101)	—
伪 R ²	0.193	—	—	—
调整 R ²	—	—	0.229	—

注：①***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著；②括号内为稳健性标准误。

1. 政府规制对农户秸秆机械化持续还田行为的影响。由表 3 可知，政策宣传、项目示范、惩罚措施三个变量均在 1% 的水平上显著，表明政府规制对农户秸秆机械化持续还田行为具有显著的正向影响。政府的政策宣传方式越多，宣传力度越大，农户在政策宣传影响下持续采用秸秆机械化还田技术的可能性也就越大。在其他条件不变的情况下，政策宣传方式每增加 1 种，农户持续采用秸秆机械化还田技术的概率会提升 4.846%。在其他条件不变的情况下，与不设立相关政策项目相比，政府设立与秸秆机械化还田相关的农业政策项目可使得农户持续采用秸秆机械化还田技术的可能性增加 14.308%。这说明，设立与秸秆机械化还田相关的农业政策项目可以产生有效的示范带动作用，从而促进农户积极持续采用秸秆机械化还田技术。在其他条件不变的情况下，与不惩罚相比，政府采取惩罚措施可使农户持续采用秸秆机械化还田技术的概率相应提升 10.850%。对于绝大多数农户而言，秸秆机械化还田是除秸秆焚烧之外较为经济和可行的秸秆处理方式，政府严厉的秸秆禁烧处罚措施会迫使农户放弃秸秆露天焚烧，从而推动农户持续采用秸秆机械化还田技术。值得注意的是，在三项政府规制当中，项目示范的边际效应最高，说明与政策宣传和惩罚措施相比，项目设立带来的示范效应可以更为有效

地推动农户持续采用秸秆机械化还田技术。

2.感知价值对农户秸秆机械化持续还田行为的影响。农户对秸秆机械化还田技术的感知价值显著影响其持续采纳行为。感知成本投入对农户秸秆机械化还田持续采用行为有显著的正向影响,而且在其他条件不变的情况下,认为实施秸秆机械化还田技术可以减少成本投入的农户,其秸秆机械化持续还田行为的发生概率提升 3.591%。感知技术适用对农户持续采用行为产生显著的负向影响,其边际效应为-9.923%。即在其他条件不变的情况下,低感知技术适用(不认为秸秆机械化还田技术繁琐复杂且采用较为麻烦)的农户与高感知技术适用的农户相比,其秸秆机械化还田技术持续采用的可能性增加 9.923%。农户对秸秆机械化还田技术的感知经济价值、感知环境价值和感知社会价值分别在 5%、10% 和 5%的水平上显著,均对农户的持续采用行为有正向影响,其边际效应分别为 6.852%、7.470%和 7.949%。这说明,农户对秸秆机械化还田技术的感知价值越高,持续采用秸秆机械化还田技术的可能性就越大。其中,农户对秸秆机械化还田技术的感知技术适用尤为关键,技术是否简单便捷且适于采用是农户能否持续采用秸秆机械化还田技术的重要影响因素。

3.控制变量的影响。控制变量的估计结果与前人的研究结论类似,受教育程度、政治面貌、健康情况、年农业收入和技术实施条件显著影响农户的秸秆机械化持续还田行为。受教育程度较高即意味着该类农户具有一定的知识储备,因而较易理解秸秆机械化还田技术的作用机理,对实施秸秆机械化还田技术出现的问题也较容易解决,从而对秸秆机械化还田技术持续采用的可能性较大。党员往往有较高的政治觉悟,较为支持和拥护政府推广的秸秆机械化还田技术,因而较愿意持续采用。家庭年农业收入较高的农户抗经营风险的能力较强,持续采用秸秆机械化还田技术的信心较足。技术实施条件较好的农户实施秸秆机械化还田技术较为便捷,技术持续采用“壁垒”较低,持续采用的可能性也较大。

(二) 对农户秸秆机械化持续还田技术感知价值的内生性检验

在解释感知价值对农户秸秆机械化持续还田行为的影响时必须慎重。一方面,可能是秸秆持续还田行为导致了农户较高的感知价值,即存在反向因果的关系。另一方面,感知价值和秸秆机械化持续还田行为可能会同时受到未被观察到的遗漏变量的影响。此外,可能存在的测量误差亦会导致估计结果产生偏误。因此,模型可能存在内生性的问题。为解决上述内生性问题,参考相关文献(李树、陈刚,2015;张学志、才国伟,2011),本文构建了一个新的虚拟变量——“积极感知价值”^①,同时将技术熟悉变量(是否了解秸秆机械化还田技术)作为积极感知价值的工具变量进行两阶段回归。

表 4 中,从 2SLS 第一阶段的回归结果来看,技术熟悉对农户积极感知价值有显著影响,Wald 内生性检验结果显示,在 1%水平上拒绝不存在内生性的假设。另外,第一阶段估计的 F 值为 23.20,根据 Stock and Yogo (2005) 和吴卫星等(2018),F 值大于 10%水平下的临界值 16.38,表明本文用技术熟悉变量作为积极感知价值的工具变量是合适的,不存在弱工具变量问题。2SLS 两阶段的估计结果显示,积极感知价值的系数为 0.183,在 5%的水平上显著。表 4 中 Logit 模型和 OLS 模型的估计结果也显示,积极感知价值的提高确实会增加农户秸秆机械化持续还田行为的可能性。

^①当且仅当测量感知价值的 5 个变量同时取值为 1 时,则将积极感知价值赋值为 1;反之,将积极感知价值赋值为 0。

表 4 积极感知价值对农户秸秆机械化持续还田行为的影响分析

	2SLS				Logit		OLS	
	第一阶段		第二阶段					
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
技术熟悉	0.053**	0.232	—	—	—	—	—	—
积极感知价值	—	—	0.183**	0.083	0.628***	0.165	0.130***	0.033
伪 R ²	—				0.183		—	
调整 R ²	0.240				—		0.217	

注：①2SLS 第一阶段的被解释变量为积极感知价值，第二阶段的被解释变量为农户秸秆机械化持续还田行为；②***、**分别表示在 1%、5%的统计水平上显著。

（三）政府规制和感知价值交互项对农户秸秆机械化持续还田行为的影响分析

值得关注的是，无论是政府规制还是感知价值，它们对农户秸秆机械化持续还田行为的影响并非一成不变，政府规制和感知价值很可能对农户的秸秆机械化持续还田行为有交互影响。因此，本部分构建了政府规制和感知价值的交互项，并加入模型中进行检验，估计结果如表 5 所示。

由表 5 可知，惩罚措施与感知价值的各个变量所构建的交互项均未通过显著性检验，但政策宣传与感知社会价值的交互项对农户秸秆机械化持续还田行为有显著的正向影响，这表明政策宣传对农户秸秆机械化还田技术持续采用行为的作用在一定程度上受到农户感知社会价值的影响。政策宣传方式的增加无助于感知社会价值较低的农户持续进行秸秆机械化还田。该结果也可以从另一个角度解释，即农户的感知社会价值对其持续还田行为的作用也会受到政策宣传的影响。对于具有较高感知社会价值的农户而言，政策宣传的力度越大越有助于其秸秆机械化持续还田行为的发生。具有较高感知社会价值的农户，其自身已有充足的持续还田内生动力，而政策宣传可以进一步激发其秸秆持续还田的动力，固化其秸秆机械化还田的持续性。

项目示范与感知技术适用的交互项对农户秸秆机械化持续还田行为有显著的负向影响。这说明，对于项目示范区的农户而言，认为秸秆机械化还田技术繁琐复杂且采用较为麻烦的农户其持续还田的可能性较小。从另一个角度来看，感知技术适用对农户秸秆机械化持续还田行为的促进作用会受到项目示范的影响，即对于具有较低感知技术适用的农户，当地设立项目示范将有助于激发其持续还田行为。此外，相对于没有项目示范，较高的感知成本投入有助于促进项目示范区的农户持续进行秸秆机械化还田。同样，对于认为秸秆机械化还田可降低成本投入的农户而言，设立项目示范可以推动他们持续进行秸秆机械化还田。

表 5 政府规制和感知价值相关变量的交互项对农户秸秆机械化持续还田行为的影响分析

	Logit		OLS	
	系数	标准误	系数	标准误
政策宣传×感知社会价值	0.930*	0.563	0.182*	0.110
项目示范×感知技术适用	-0.658**	0.313	-0.109*	0.058
项目示范×感知成本投入	0.808*	0.465	0.147*	0.083

(续表 5)

伪 R ²	0.179	—	—	—
调整 R ²	—	—	0.221	—

注：①考虑到篇幅限制，影响不显著的估计结果未列出；②其他变量与表 2 一致，估计结果略；③**、*分别表示在 5%、10%的统计水平上显著。

(四) 政府规制和感知价值对农户秸秆机械化持续还田行为影响的代际差异分析

近些年来，随着城镇化和工业化的快速发展，农业劳动力结构也发生了巨大变化，大量青壮年农民进城务工，农业劳动力逐渐“老龄化”已经成为普遍现象（仇焕广等，2017），这一变化在课题组的调查中也得以体现^①。老一代农户是当前秸秆机械化持续还田的主要决策主体，然而随着时间的推移和城乡人口结构的变迁，从事一线农业生产的新一代农户的比例势必会逐渐增加，现实中新、老两代农户的价值感知和现实需求差异明显，不能一概而论。所以，有必要对农户按照不同代际分组，观测政府规制^②和感知价值在新老两代农户之间的代际差异以及农户秸秆机械化持续还田行为影响因素的代际差异。

从表 6 可以看出，就政府规制而言，新生代农户对政策宣传、项目示范等鼓励性规制了解程度略高于老一代农户，老一代农户则对惩罚措施等约束性规制更为了解。从感知价值的视角来看，新、老两代农户的感知技术适用和感知社会价值存在显著差异。相比老一代农户，新生代农户更为认可秸秆机械化还田技术简单易用以及减少成本投入等方面的实际优势，而老一代农户则更看重秸秆机械化还田在经济、环境、社会等层面的综合价值。

表 6 新、老两代农户政府规制和感知价值代际差异描述性统计特征

变量名	新生代农户		老一代农户		均值差异 t 检验
	均值	标准差	均值	标准差	t 值
农户秸秆机械化持续还田行为	0.568	0.497	0.571	0.495	-0.063
政府规制					
政策宣传	2.592	2.910	2.547	2.352	0.168
项目示范	0.360	0.482	0.325	0.469	0.791
惩罚措施	0.536	0.501	0.620	0.486	-1.791*
感知价值					

^①本文数据采集过程中，按照随机抽样的原则选取了受访农户，并未刻意寻找新生代农户接受访谈。根据本文的抽样，在农村长期从事农业生产的新生代农户（11.067%）远少于老一代农户（88.933%），这一结果在某种程度上反映了当前中国农村农业生产劳动力的“老龄化”现象。

^②一般而言，政府规制外生于农户，政府规制在新、老两代农户中的实施是无差异的。但是，两代农户对政府规制的接受情况和了解程度却有不同，尤其是在本文中，政府规制变量是通过“受众”的视角进行测度，即通过农户的回答来判断政府规制的实施情况。农户对于普遍实施的政策的差异化回答能够较为真实地反映政府规制的实施情况。基于此，本文认为政府规制在新、老两代农户之间的代际差异是存在的。

(续表 6)

感知成本投入	0.648	0.480	0.584	0.493	1.418
感知技术适用	0.272	0.447	0.380	0.486	-2.537**
感知经济价值	0.344	0.477	0.392	0.488	-1.068
感知环境价值	0.840	0.368	0.866	0.341	-0.800
感知社会价值	0.744	0.438	0.834	0.372	-2.213**

注：**、*分别表示在 5%和 10%的统计水平上显著。

由表 7 可知，政府规制和感知价值对农户秸秆机械化持续还田行为影响的代际差异较大。项目示范和惩罚措施对新生代农户秸秆机械化持续还田行为的影响并不显著，但对老一代农户秸秆机械化持续还田行为有着显著的正向影响。政策宣传均在 1%的水平上显著，对两代农户秸秆机械化持续还田行为均具有显著的正向影响。究其原因，可能是新生代农户大多不以农业生产作为主要收入来源，其时间和精力主要投入到了务工、经商等其他职业，一方面与需要一定时间方能凸显效果的项目示范相比，新生代农户对于直接、明确的政策宣传较为敏感，另一方面与带有一定强制性的惩罚措施相比，形式多样、相对“柔和”的政策宣传也较容易被新生代农户所接受，因而政策宣传可以相对有效地推动新生代农户秸秆机械化持续还田行为。感知价值对老一代农户秸秆机械化持续还田行为普遍具有较为显著的影响，而新生代农户的秸秆机械化持续还田行为主要受感知经济价值的影响。新生代农户主要收入来源虽不是农业生产，但新生代农户依旧是理性的，采用具有一定经济效益的农业生产技术符合其经济理性动机。特别是对于成长在城镇化快速发展和消费市场持续扩大背景下的新生代农户，与老一代农户相比，感知经济价值对其农业生产决策的影响更为突出。因而，秸秆机械化还田良好的经济效益可以形成正向激励，从而有效地促使新生代农户持续采用秸秆机械化还田技术。

表 7 政府规制和感知价值对农户秸秆机械化持续还田行为影响回归结果的代际差异

	新生代农户				老一代农户			
	Logit		OLS		Logit		OLS	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
政策宣传	0.498***	0.187	0.053***	0.018	0.240***	0.044	0.036***	0.006
项目示范	0.636	0.633	0.066	0.104	0.799***	0.169	0.149***	0.030
惩罚措施	1.027	0.750	0.201	0.184	0.589***	0.155	0.120***	0.030
感知成本投入	0.436	0.492	0.079	0.099	0.208*	0.125	0.035*	0.020
感知技术适用	-0.133	0.660	-0.040	0.119	-0.570***	0.170	-0.115***	0.033
感知经济价值	1.070*	0.594	0.180*	0.010	0.311*	0.170	0.057*	0.032
感知环境价值	0.199	0.578	0.032	0.117	0.450*	0.233	0.088*	0.046
感知社会价值	0.423	0.614	0.039	0.117	0.461**	0.203	0.096**	0.040
伪 R ²	0.301	—	—	—	0.196	—	—	—
调整 R ²	—	—	0.315	—	—	—	0.23	—

注：①模型拟合中引入的控制变量与表 2 一致，估计结果略；②***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的统计水平上显著。

六、结论与政策启示

本文基于 2017 年、2018 年冀、皖、鄂 3 省 1288 份农户调查数据，分析了政府规制和感知价值及其交互效应对农户秸秆机械化持续还田行为的影响，揭示了新、老两代农户秸秆机械化持续还田行为的代际差异。在处理内生性后，本文得出如下结论：

第一，政府规制、感知价值是影响农户秸秆机械化还田持续性的重要原因，政府规制的实施和积极的感知价值可以有效促进农户秸秆机械化持续还田。其中，项目示范和感知技术适用对农户秸秆机械化持续还田行为具有重要影响。

第二，政府规制和感知价值对农户秸秆机械化持续还田行为的影响存在交互效应，感知价值因政府规制的不同而对农户秸秆机械化持续还田行为有差异化的影响。在一定政府规制条件下，不同感知价值亦会对农户秸秆机械化持续还田行为产生不同的影响。政策宣传对农户秸秆机械化持续还田行为的作用在一定程度上受到农户感知社会价值的影响，感知技术适用和感知成本投入对农户秸秆机械化持续还田行为的作用也会受到项目示范的影响，项目示范区的设立有助于推动具有较低感知技术适用和较高感知成本投入的农户持续进行秸秆机械化还田。

第三，政府规制和感知价值对农户秸秆机械化持续还田行为的影响存在明显的代际差异。老一代农户的秸秆机械化持续还田行为普遍受到政府规制和感知价值的影响，而新生代农户的秸秆机械化持续还田行为主要受政策宣传规制和感知经济价值的影响。

秸秆机械化还田技术推广不应止步于农户采用行为，只有农户坚持持续地采用才能实现秸秆等农业废弃物的资源化利用与耕地质量保护的“长效共赢”。各级政府在推广秸秆机械化还田技术时应关注农户的感知价值和政府规制的综合影响。只有不断加大秸秆等农业废弃物末端治理的力度，才能从根本上推动中国农业全产业链的绿色发展。根据上述研究结论，本文获得的政策启示为：第一，将农户的感知价值作为推进秸秆长效还田的重要政策参考，正确引导不同感知价值水平的农户积极参与秸秆机械化持续还田，充分释放项目示范和政策宣传等政府规制对不同感知价值的农户群体的政策效力，对于感知价值水平较低的农户适时施行相应的政策规制予以支持。第二，考虑到新、老两代农户的代际差异，从新、老两代农户信息接收渠道和方式的不同偏好入手，加大政策宣传的投入和支持力度。重点加强对新生代农户在秸秆机械化持续还田经济效益方面的宣传，全面促进新、老两代农户进行秸秆机械化持续还田。第三，克服以往过多依赖硬性规定、行政与经济处罚等单一规制手段的不足，加大对秸秆还田相关农业政策项目的投入力度，进一步完善现有的秸秆还田项目示范建设，加快秸秆还田机械设备及配套实施技术的更新和升级，进一步降低农户技术采用成本，提高农户秸秆持续利用收益，真正实现秸秆等农业废弃物处理的资源化、持续化发展。

参考文献

1.和丽芬、赵建欣，2010：《政府规制对安全农产品生产影响的实证分析——以蔬菜种植户为例》，《农业技术经济》第7期。

- 2.何可、张俊飏、张露、吴雪莲, 2015:《人际信任、制度信任与农民环境治理参与意愿——以农业废弃物资源化为例》,《管理世界》第5期。
- 3.卢海阳、杨龙、李宝值, 2017:《就业质量、社会认知与农民工幸福感》,《中国农村观察》第3期。
- 4.李树、陈刚, 2015:《幸福的就业效应——对幸福感、就业和隐性再就业的经验研究》,《经济研究》第3期。
- 5.陆铭、蒋仕卿、陈钊、佐藤宏, 2013:《摆脱城市化的低水平均衡——制度推动、社会互动与劳动力流动》,《复旦学报(社会科学版)》第3期。
- 6.陆铭、蒋仕卿、佐藤宏, 2014:《公平与幸福》,《劳动经济研究》第1期。
- 7.仇焕广、刘乐、李登旺、张崇尚, 2017:《经营规模、地权稳定性与土地生产率——基于全国4省地块层面调查数据的实证分析》,《中国农村经济》第6期。
- 8.史有春、刘春林, 2005:《顾客重复购买行为的实证研究》,《南开管理评论》第8期。
- 9.王常伟、顾海英, 2013:《市场 VS 政府, 什么力量影响了我国菜农农药用量的选择?》,《管理世界》第11期。
- 10.王海涛, 2012:《产业链组织、政府规制与生猪养殖户安全生产决策行为研究》,南京农业大学博士学位论文。
- 11.王建华、刘茁、李俏, 2015:《农产品安全风险治理中政府行为选择及其路径优化——以农产品生产过程中的农药施用为例》,《中国农村经济》第11期。
- 12.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。
- 13.姚科艳、陈利根、刘珍珍, 2018:《农户禀赋、政策因素及作物类型对秸秆还田技术采纳决策的影响》,《农业技术经济》第12期。
- 14.颜廷武、张童朝、何可、张俊飏, 2017:《作物秸秆还田利用的农民决策行为研究——基于皖鲁等七省的调查》,《农业经济问题》第4期。
- 15.吴卫星、吴锟、王璿, 2018:《金融素养与家庭负债——基于中国居民家庭微观调查数据的分析》,《经济研究》第1期。
- 16.杨志海、王雨濛, 2015:《不同代际农民耕地质量保护行为研究——基于鄂豫两省829户农户的调研》,《农业技术经济》第10期。
- 17.张学志、才国伟, 2011:《收入、价值观与居民幸福感——来自广东成人调查数据的经验证据》,《管理世界》第9期。
- 18.Bhattacharjee, A., 2001, "An Empirical Analysis of the Antecedents of Electronic Commerce Service Continuance", *Decision Support Systems*, 32(2):201-214.
- 19.Boyer, K. K., R. Hallowell, and A. V. Roth, 2002, "E-Services: Operating Strategy—A Case Study and A Method for Analyzing Operational Benefits", *Journal of Operations Management*, 20(2):175-188.
- 20.Gronroos, C., 1997, "Value-Relational Marketing: From Products to Resources and Competencies", *Journal of Marketing Management*, 13(5):407-419.
- 21.Guo, Z. D., L. Bai, and S. L. Gong, 2019, "Government Regulations and Voluntary Certifications in Food Safety in China: A Review", *Trends in Food Science & Technology*, 90(2019):160-165.

- 22.Hung, M., H. Hwang, and T. Hsieh, 2007, "An Exploratory Study on the Continuance of Mobile Commerce: An Extended Expectation-Confirmation Model of Information System Use", *International Journal of Mobile Communications*, 5(4):409-422.
- 23.Ifinedo, P., 2006, "Acceptance and Continuance Intention of Web-based Learning Technologies (WLT) Use among University Students in A Baltic Country", *Electronic Journal of Information Systems in Developing Countries*, 23(1):1-20.
- 24.Kim, S. S., and J. Y. Son, 2009, "Out of Dedication or Constraint? A Dual Model of Post-Adoption Phenomena and Its Empirical Test in the Context of Online Services", *MIS Quarterly*, 33(1):49-70.
- 25.Knight, J., L. Song, and R. Gunatilaka, 2010, "Great Expectations? The Subjective Well-Being of Rural Urban Migrants in China", *World Development*, 38(1):114-124.
- 26.Man, L. I., Z. Wei, Y. J. He, and G. L. Wang, 2017, "Research on the Effect of Straw Mulching on the Soil Moisture by Field Experiment in the Piedmont Plain of the Taihang Mountains", *Journal of Groundwater Science and Engineering*, 5(3):286-295.
- 27.Moore, G. C., and I. Benbasat, 1991, "Development of An Instrument to Measure the Perceptions of Adopting an Information Technology Innovation", *Information Systems Research*, 2(3):192-222.
- 28.Naidoo, R., and A. Leonard, 2007, "Perceived Usefulness, Service Quality and Loyalty Incentives: Effects on Electronic Service Continuance", *South African Journal of Business Management*, 38(3):39-48.
- 29.Petrick, J. F., 2002, "Development of A Multi-Dimensional Scale for Measuring the Perceived Value of a Service", *Journal of Leisure Research*, 34(2):119-134.
- 30.Porter, M. E., 1985, *Competitive Advantage*, New York: The Free Press.
- 31.Premkumar, G., and A. Bhattacharjee, 2008, "Explaining Information Technology Usage: A Test of Competing Models", *Wirtschaftsinformatik*, 36(1):64-75.
- 32.Sabrina, F. S. S., and L. K. O. Matthew, 2006, "Explaining IT-Based Knowledge Sharing Behavior with IS Continuance Model and Social Factors", *PACIS 2006 Proceeding*, 1(1):255-270.
- 33.Stock, J. H., and M. Yogo, 2005, *Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression*, New York: Cambridge University Press.
- 34.Sharifzadeh, M. S., C. A. Damalas, G. Abdollahzadeh, and G. H. Ahmadi, 2017, "Predicting Adoption of Biological Control among Iranian Rice Farmers: An Application of the Extended Technology Acceptance Model (TAM2) ", *Crop Protection*, 96(2017): 88-96.
- 35.Sheth, J. N., B. I. Newman, and B. L. Gross, 1991, "Why We Buy What We Buy: A Theory of Consumption Values", *Journal of Business Research*, 22(2):159-170.
- 36.Sweeney, J. C., and G. N. Soutar, 2001, "Consumer Perceived Value: The Development of a Multiple Item Scale", *Journal of Retailing*, 77(2):203-220.
- 37.Thong, J. Y. L., S. J. Hong, and K. Y. Tam, 2006, "The Effects of Post-Adoption Beliefs on the Expectation-Confirmation Model for Information Technology Continuance", *International Journal of Human-Computer Studies*, 64(9):799-810.
- 38.Wang, S. C., Y. W. Zhao, J. Z. Wang, P. Zhu, X. Cui, X. Z. Han, M. G. Xu, and C. A. Lu, 2018, "The Efficiency of

Long-Term Straw Return to Sequester Organic Carbon in Northeast China's Cropland", *Journal of Integrative Agriculture*, 17(2):436-448.

39. Zeithaml, V. A., 1988, "Consumer Perceptions of Price, Quality and Value: A Means-End Model and Synthesis of Evidence", *Journal of Marketing*, 52(3):2-22.

(作者单位: ¹ 华中农业大学经济管理学院;

² 湖北农村发展研究中心)

(责任编辑: 何 欢)

Perceived Value, Government Regulations and Farmers' Behaviors of Continued Mechanized Operation of Straw Returning to the Field: An Analysis Based on Survey Data from 1288 Farmers in Three Provinces of Hebei, Anhui and Hubei

Gai Hao Yan Tingwu Zhang Junbiao

Abstract: Combined with the current situation of farmers' mechanized operation concerning the adoption of "straw returning to the field" technology, this article constructs an analytical model of farmers' behaviors of continued mechanized operation of straw returning to the field to explore the impact of perceived value, government regulations and their interaction on farmers' continued adoption of mechanization technology. The study also reveals the intergenerational difference in the behaviors and its influencing factors between new and old farmers. The study finds that, firstly, the implementation of government regulations and farmers' positive perceived value can effectively promote farmers' mechanized operation behaviors concerning the adoption of "straw returning to the field" technology in a continued manner. Among them, the government's project demonstration regulations and farmers' perception of technology application have an important impact on farmers' behaviors of continued mechanized operation of straw returning to the field. Secondly, there is an interactive effect between government regulations and perceived value on farmers' behaviors of continued mechanized operation of straw returning to the field. The impact of policy publicity on farmers' behaviors depends to a certain extent on farmers' perceived social value. The effect of perceived technology application and cost investment on farmers' behaviors of continued mechanized operation of straw returning to the field is also affected by project demonstration. Thirdly, there are obvious intergenerational differences in the impact of government regulations and perceived value on farmers' behaviors of continued mechanized operation of straw returning to the field. The behaviors of the old generation of farmers is generally affected by government regulations and perceived value, while the behaviors of the new generation of farmers is mainly affected by policy propaganda regulations and perceived economic value.

Key Words: Perceived Value; Government Regulation; Continued Straw Returning to the Field; Intergenerational Difference

“跳板”抑或“屏障”？*

——进口国知识产权保护对中国植物类农产品出口贸易的影响

张琳琛 董银果

摘要：随着《保护植物新品种公约》和《与贸易有关的知识产权保护协定》的实施，农产品知识产权保护在国际范围内得到加强。本文基于1995~2017年中国与100个国家的贸易面板数据，在评估进口国农业领域内知识产权保护强度的基础上，定量分析其对中国植物类农产品出口贸易的影响。研究发现：进口国知识产权保护对中国植物类农产品出口贸易同时产生“跳板”和“屏障”效应，前者主要正向作用于贸易广度，而后者则抑制了贸易深度增长；通过采用不同类型知识产权保护指标、制度距离以及比较优势检验，验证了农产品知识产权保护的作用形式；异质性检验发现，知识产权保护的“跳板”和“屏障”效应在不同国家类型、中国加入WTO前后以及在不同知识产权保护强度下存在显著差异；通过分行业回归检验，发现不同植物类农产品贸易受发达国家和发展中国家知识产权保护影响的敏感程度不同，其均有利于中国部分果蔬类、植物提取物、烟草等行业的出口增长，但进口国知识产权保护在更多的其它植物产品类型中产生显著的抑制作用；上述研究结论在Heckman两阶段、PPML和OLS固定效应模型回归中均显示一致，证明了本文研究结论的稳健性。本文将知识产权保护拓展到农业贸易领域，为中国植物类农产品出口贸易最优策略选择提供理论和事实依据。

关键词：农产品知识产权保护 跳板效应 屏障效应 异质性检验

中图分类号：F746.12 **文献标识码：**A

一、引言

农产品贸易源于消费者需求的多样性和各国农业资源禀赋的异质性分布。随着世界各国对生物遗传资源的重视，植物品种优势也日益成为农产品贸易的重要驱动力（Campi and Duenas, 2016）。尤其在生物科学技术快速发展的背景下，植物品种资源以及育种、育苗研发行为已成为一种生产力，是参

*本文是国家自然科学基金项目“SPS措施与农产品质量升级的耦合机制研究”（项目编号：71673087）、“农产品SPS适度保护水平的形成机理与应用策略”（项目编号：71373154）、“产业动态视角下贸易政策和产业政策的协调机制与中国实践”（项目编号：71573171）、上海市浦江学者基金项目“农产品进口与中国SPS保护水平研究”（项目编号：15PJC048）以及华东理工大学重大交叉培育基金（JKN022021005）的阶段性成果。

与研发的国家、跨国企业的核心利益，谁掌握了新品种资源就意味着在国际农产品市场获得先行者优势（陈超等，2011）。然而，植物类农产品的创新成果也易受到模仿和复制的威胁，例如非杂交的种子以及存在“自繁殖”能力的植物产品等（Wright，2006）。如果不加以有效的知识产权保护，不仅会阻碍植物新品种的出现，也会损害创新企业的贸易利益，甚至引发国际贸易争端，例如2005年Monsanto公司的转基因种子侵权案。因此，在国际农产品市场需求呈现多样化的背景下，必须充分保护植物品种多样化和保障跨国贸易企业的创新利益，这对建立规范、有序的国际市场秩序十分重要。遗憾的是，知识产权保护作为协调植物类农产品贸易发展的制度因素却未得到足够的重视。

事实上，农产品知识产权保护制度的建设经历了渐进的历史变迁而不断完善。1961年通过的《保护植物新品种国际公约》（UPOV），标志着农业知识产权保护国际协调制度的正式建立。UPOV先后通过了“1961/1972 法案”、“1978 法案”以及“1991 法案”，每一次修订都增加了若干修正案，是成员国之间植物品种多样性保护的重要协调机制。但UPOV最初成员国均为西欧、北美等发达国家，直到世界贸易组织的《与贸易有关的知识产权协定》（简称TRIPS协定）于1995年生效以来，亚洲、非洲和拉丁美洲等发展中国家成员才陆续加入UPOV并承诺遵循TRIPS协定。TRIPS协定对许多国家知识产权覆盖面和保护领域提出更高的要求，规定各国必须建立植物品种专利和新品种保护制度（简称PVP制度，遵循UPOV规定的法案）。TRIPS协定后，各国农产品知识产权保护都得到了不同程度的增强，这在一定程度上引导着全球植物类农产品生产和贸易结构的调整（Campi and Nuvolari，2015）。

随着农产品知识产权保护制度的推行，以发达国家为首的各国纷纷确立植物新品种权发展战略，将其作为植物类农产品市场竞争甚至贸易保护的重要手段。中国自1998年加入UPOV以来，虽然在植物品种权和农业技术方面取得了一些成就^①，但受制于知识产权保护制度建设水平相对落后以及国际专利权转化率较低的现实，中国和其它发展中国家在“南北”贸易的知识产权博弈中常处于劣势。例如2003年日本颁布的《种苗法修正案》，使中国涉农企业出口日本的贸易利润和技术转让都受到了冲击。近年来，中国对外贸易中关于知识产权的纠纷日趋增多，尤其是美国发起的“337调查”^②，涉及到中国农业相关领域，例如农药行业、农作物原料产品（糖化甜菊糖苷等），极大损害了中国跨国企业的出口竞争力。因而，对外贸易中的知识产权保护问题事实上成为制约中国由农产品贸易大国迈向贸易强国的实质性障碍。那么，进口国知识产权保护对中国植物类农产品出口贸易的影响究竟如何？发达国家和发展中国家的知识产权保护的贸易效应是否存在差异？知识产权保护对不同植物类别农产品贸易的影响是否具有异质性？为回答以上问题，本文将研究聚焦于进口国知识产权保护制度扩张对中国植物类农产品出口贸易的影响，以期为中国建立植物类农产品贸易比较优势、增强在国际知识产

^①截止目前，中国植物品种授权总数接近1.2万件，占UPOV成员国授权总数的近7%，2017年和2018年申请量分别为3842件和4854件，连续两年位于世界首位（UPOV官方网站统计，<https://www.upov.int/databases/en/>）。

^②目前，中国是美国“337调查”的主要受害国。自2001年至2018年以来，美国国际贸易委员会（ITC）受理的调查案件总计699起，涉及中国企业多达213起（败诉率较高），约占案件总数的近1/3，其中绝大多数案件为“专利侵权”，特别是2018年涉及中国企业19起，“专利侵权”是唯一案由。

权保护中的话语权提供理论和事实依据。

就文献而言，学界就知识产权保护对农产品贸易的发展存在着“双刃剑”效应的争论。有研究显示，知识产权保护制度可以有效消除贸易壁垒，改善国家间农产品的生产和贸易，同时也是实现技术转移和遗传资源保护的有效手段（UPOV，2005^①；Zhou et al.，2018；陈超等，2012）。然而，部分学者认为知识产权保护对贸易存在消极影响（Grossman and Lai，2004），知识产权保护造成的垄断势力会阻碍创新、技术转让和国际贸易，尤其对发展中国家的负面影响更大（Boldrin and Levine，2010；Campi and Duenas，2016）。也有研究指出知识产权保护与农产品贸易无关（Yang and Woo，2006；Eaton，2013），认为植物育种权利提高并没有对种子贸易产生显著影响。截至目前，知识产权保护对发展中国家农业贸易影响的实证研究十分缺乏。首先，知识产权保护强度具有高度的行业异质性（Dosi et al.，2006），虽然 Ginarte and Park（1997）以及世界经济论坛编制的知识产权保护指数得到了广泛认可和应用，但该类综合性指标过于笼统且不易分解，无法准确反映对农产品贸易领域的保护强度。在各国农业领域的立法中，有关国家法规以及贸易政策问题研究相对棘手，增加了农产品知识产权保护强度的评估难度。其次，国家间知识产权保护发展不平衡，使得大多数发展中国家对于农业领域内知识产权的保护起步晚、力度弱、制度不完善，相关研究也基本没有展开。中国作为最大的发展中国家，知识产权保护不仅是与发达国家交往的“通行语言”，也是中国建设创新型国家在制度建设上无法绕过的环节。鉴于此，本文在进口国知识产权保护对农产品贸易影响的理论分析基础上，采用 Campi and Nuvolari（2015）的测度方法，测度与中国贸易关系密切的 100 个国家 1995~2017 年的农产品知识产权保护强度，进一步利用 Heckman 两阶段、PPML 和 OLS 估计方法，实证检验贸易伙伴知识产权保护对中国植物类农产品出口贸易的影响效应。

本文余下的结构安排是：第二部分为进口国知识产权保护与中国植物类农产品贸易关系的理论分析；第三部分为指标测算和模型建立；第四部分为实证估计和结果分析；第五部分为结论和启示。

二、进口国知识产权保护与中国植物类农产品出口贸易关系探讨

Maskus and Penubarti（1995）的局部均衡模型开启了对知识产权保护的贸易效应研究，作者认为进口国知识产权保护会对贸易产生“市场扩张”和“市场势力”效应^②，但局部均衡模型下的理论探讨均是以产权利益保护为前提，即知识产权保护是贸易发展的“跳板”。而从全局的角度来看，尤其是在“南北均衡模型”中，国家间技术和产权优势极不均衡，使得知识产权保护会阻碍南方国家出口贸

^①UPOV 在 2005 年发布的《植物品种保护影响报告》。

^②Maskus and Penubarti（1995）通过构建局部均衡模型，提出知识产权保护对贸易影响的净效应主要取决于存在价格歧视贸易公司的“市场扩张”和“市场势力”效应。一方面，知识产权保护会限制进口国的模仿和替代威胁，提高了对出口企业的产品需求，进而产生“市场扩张”效应，促进出口企业出口更多的产品；另一方面，提高知识产权保护强度，会降低创新产品面临的需求弹性，导致其向具有较强知识产权的市场出口较少的专利产品以控制价格，增强企业在进口国市场的“市场势力”效应，从而降低企业出口贸易流量。

易发展 (Helpman, 1993; Ivus, 2010; Shinet al., 2016), 成为具有知识产权劣势的发展中国家的贸易“屏障”。基于此, 本文结合植物类农产品贸易的特点, 分别从“跳板”和“屏障”效应两个角度探讨进口国知识产权保护对中国植物类农产品出口贸易的影响。

(一) “跳板”作用

进口国知识产权保护对中国植物类农产品贸易的“跳板”作用主要体现在降低了贸易成本和出口不确定性 (余长林, 2015), 保障了跨国贸易企业的所有权利益。具体作用机理如下: 首先, 知识产权保护对模仿和替代威胁进行有效限制, 降低了契约执行和市场监管成本。例如 UPOV 各法案提出的“免除农民特权”^①、“免除育种者特权”^②以及设定植物品种保护周期^③等, 有效降低农产品被二次繁殖、研发以及模仿替代并用于商业用途的可能性, 进而为农产品贸易输出和稳定的市场环境提供了制度保障。以蔬菜产品为例, 中国已储存的蔬菜种子约三万多份, 生产中主要栽培品种多达 1000 多种, 进口国知识产权保护有助于加深中国蔬菜良种资源的市场排它性, 自 2000 年以来, 中国蔬菜出口产品种类增多且出口目标国呈现多元化趋势, 保鲜或冷冻蔬菜、加工保藏蔬菜、干蔬菜在内的出口增长顺差也在持续扩大 (赵海燕和何忠伟, 2013)。其次, 进口国知识产权保护降低了中国“地理标志”等农产品的品牌声誉维护成本。TRIPS 协定后植物品种的专利保护范围扩大, 并延伸至具备特定品种优势的遗传资源, 如“地理标志”属性的农产品^④, 进而有利于扩大贸易输出渠道和改善贸易条件。截至 2018 年, 中国国家知识产权局数据显示带有“地理标志”农产品累计可达 2359 件, 核准专用地理标志使用企业达 8000 余家。“地理标志”等区域公用品牌产品逐渐成为中国农产品出口创汇的主力, 例如“地理标志”的平谷大桃在 2004 年就占中国新鲜桃子出口的 40%^⑤。最后, 进口国知识产权保护降低了中国企业从事跨国种植、育种和技术许可等新型服务贸易的交易成本 (Smith, 2001)。例如, 中国在高产、抗病、耐受能力强的水稻和果蔬品种等方面具有一定优势, 尽管目前投资和技术许可等贸易形式并不占主导地位, 但随着国家间知识产权体系协作的不断增强, 相关服务贸易的发展是需要关注的现实问题^⑥。

^①在 UPOV 的“1961/1972 法案”、“1978 法案”中, 保护农民特权是强制存在的, 而其在“1991 法案”中则成为可选项。美国和欧盟部分国家是禁止留种行为的, 而在另一些国家该做法仍然很普遍。因此, 农民在无任何补偿机制的条件下, 私自将受保护植物品种的收获品留种二次种植和商业销售是对产权所有者的伤害。

^②“免除育种者特权”又可称之为“本质衍生品种保护”, “本质衍生品种”指的是由初始品种改良而得到的新品种, “免除育种者特权”则确立了派生品种权的权益, 受保护的品种不得进行二次研发并用于商业用途, 均须得到原育种者授权。

^③“1961/1972 法案”和“1978 法案”建议植物品种的保护期最低年限为 15~18 年。“1991 法案”中规定, 植物品种最低保护年限延长为至少 20 年。

^④ TRIPS 协定第 27.3 (b) 中提出对“地理标志”产品进行保护, 与专利权、商标法同属于知识产权保护范畴。

^⑤数据来源: 世界知识产权局网页, <https://www.wipo.int>。

^⑥从 2003 年到 2018 年末, 中国有关的农业 (农、林、牧、渔) 对外直接投资存量从 3.32 亿美元上升到了 128.4 亿美元, 增长了近 40 倍, 占中国总 OFDI 存量的 0.6%。海外投资的项目集中于农产品加工生产、品种研发和贸易领域。

总之，进口国知识产权保护扩张通过降低契约执行和市场监管成本、品牌声誉维护成本、技术合同交易成本，成为中国植物类农产品出口贸易的“跳板”，有利于产生“市场扩张”效应，不仅会扩大现存跨国贸易企业的贸易流量，还会促使更多的跨国企业和农产品种类参与到国际贸易中（Melitz，2003）。此外，“跳板”作用下的产权优势也可能会产生“市场势力”效应，不过由于植物类农产品大多为劳动和土地密集型产品，具有较高的替代弹性，因此，诱导贸易企业提高价格和减少销量的“市场势力”并不具有普遍性，但也可能会存在于少部分高附加值的农产品。

（二）屏障作用

尽管进口国知识产权保护对中国植物类农产品出口贸易产生“跳板”作用，但就知识产权布局而言，中国等发展中国家与发达国家相比，仍存在较大的实力差距，这导致国际市场上发达国家农产品对发展中国家产生挤出效应，事实上成为中国植物类农产品出口贸易的“屏障”（Maskus and Yang，2013）。其作用机理主要来自两个方面：一方面，随着世界各国对知识产权保护的重视，强化了行业内产权领先的发达国家或跨国企业的植物品种权和农业技术优势，进而对中国等产权劣势国形成贸易“屏障”（Ivus，2010）。发达国家知识产权保护制度建设起步早且发展水平高，农业领域的大多数知识产权仍控制在发达国家的少数跨国公司手中，这些公司依托其生物技术优势和规则利用优势，对世界农产品生产和贸易进行全方位渗透。受制于知识产权保护制度建设的相对落后，中国在种业研发、植物品种权的国际转化以及农产品生产和贸易的产业组织形式等方面，与发达国家仍存在较大差距，往往无法有效发挥植物类农产品的出口比较优势。例如，1985~2017年间，美国、日本和欧盟占据了全球种业42.8%的专利申请，并且掌握着全球64.7%的DNA重组技术专利（任静等，2019）。不仅如此，有效力的植物品种权也大多掌握在发达国家手中，排名前四位的欧盟、美国、荷兰和日本占据了全球品种权申请总量的近五成，涉及到大田作物、果蔬和花卉等多类植物品种，导致发达国家在品种权领域内的竞争优势仍在不断扩大（Moser and Wong，2015）。相比之下，中国的种业专利申请和植物品种权所占的比例均不足7%，其海外品种权转化率较低且品种单一，植物品种权中近70%为水稻、玉米等大宗农产品，以及极少部分的蔬菜和花卉^①；另一方面，由于知识产权的劣势地位，中国农产品出口贸易还会受到发达国家或跨国公司的技术性贸易壁垒制约，使得农产品出口贸易受到抑制。以种业发展为例，自1995年以来，知识产权保护扩张加剧了美国、欧盟和日本等少数跨国种业企业（杜邦先锋、孟山都、拜耳等）的并购趋势，这些巨头通过对农业技术和资源的重组集聚，利用专利制度降低技术溢出，巩固了包括大田作物、果蔬和花卉等多个植物类农产品种类的主导和垄断地位（Dutfield，2009）。而中国种业行业尚未形成具有国际影响力的种业集团，不仅国际贸易市场占有率较低（王磊，2014），还需要遵从发达经济体更高的知识产权保护标准，尤其是中国从国外引进的播种种子，其生产和贸易出口需要支付高昂的专利费用，受到跨国种业巨头的种种技术性贸易壁垒限制。可见，知识产权保护已成为拥有产权优势和技术优势的跨国公司在国际农业市场中保持垄断地位的制度保障，其利用产业链一体化的纵向延伸，从育种、育苗和规模化种植等生产供应环节，到农产品加工和贸易等的

^①数据来源：农业部植物新品种保护办公室，品种权申请汇总表。

整个供应链都拥有一定垄断控制权，进而削弱了中国等发展中国家同类农产品的贸易竞争力（尹成杰，2010；杨静等，2017）。此外，知识产权保护对中国植物类农产品出口贸易的“屏障”作用不仅体现在“南北均衡”中发达国家在技术上整体优于发展中国家，还体现为在行业内具有产权和品种资源优势的发展中国家及其跨国企业会对中国植物类农产品出口贸易产生挤出效应，进而削弱中国在整个行业内的出口比较优势。

总之，进口国知识产权保护的扩张，会进一步强化北方国家植物品种权和农业技术优势。在产权优势不足以及技术贸易壁垒限制下，中国在国际农产品贸易市场竞争中常处于劣势地位，进而抑制植物类农产品出口贸易边际增长。虽然模仿威胁可能会在一定程度上减弱北方国家的产权优势，但植物品种培育、育种以及转基因技术的运用，需要较高的知识储备和投资能力，并非所有跨国公司具备。

综上所述，受贸易“跳板”和“屏障”效应的综合影响，进口国知识产权保护扩张对中国植物类农产品出口贸易的影响方向并不确定。因此，对于该问题研究更偏向于在实证中得到解决。本文进一步建立实证模型和指标体系进行经验研究。

三、模型设定、指标测度与数据说明

（一）模型设定

1. 贸易引力模型的应用以及缺陷

引力模型作为研究双边贸易行为的经典模型，在农产品贸易领域得到了广泛的应用，但传统的引力模型在研究贸易行为时也存在自身的缺陷。首先是存在多边贸易阻力问题。贸易行为受贸易壁垒影响较大，在双边贸易行为中还存在多边阻力因素（Anderson and Van Wincoop, 2003），即两国之间的农产品贸易不仅受双边贸易壁垒的影响，还易受到其他国家贸易阻力的影响。其次是遗漏变量问题。存在不可观测的遗漏变量和异质性信息，由此带来的控制变量设定偏误，可能会造成异方差下的有偏估计。最后是内生性问题。Santos Silva and Tenreyro（2006）指出，引力模型用于贸易行为可能并不准确，万有引力可以很小，但永远不会为零。而农产品双边贸易关系中，由于各种贸易壁垒或者企业生产力等因素，不同类型农产品的贸易值会经常出现零值现象，此时取对数处理会造成信息缺失，进而会造成样本自选择效应带来的内生性问题（Helpman et al., 2008）。

2. 基准计量模型构建

Anderson and Van Wincoop（2003）为解决多边贸易阻力问题，开发了新型贸易引力模型，方程表达式为：

$$X_{ij} = \frac{Y_i Y_j}{Y^w} \left(\frac{t_{ij}}{P_i P_j} \right)^{1-\sigma} \quad (1)$$

$$p_j^{1-\sigma} = \sum_i p_i^{\sigma-1} \theta_i t_{ij}^{1-\sigma} \quad \forall j \quad (2)$$

（1）式和（2）式中， i 、 j 和 w 分别表示出口国、进口国和世界， X_{ij} 为 i 国与 j 国间的双边

贸易流量, Y_i 、 Y_j 和 Y^w 分别为 i 国、 j 国与世界 w 的国内生产总值, t_{ij} 为双边贸易成本因素, σ 为贸易产品替代弹性, p_i 和 p_j 分别为 i 国与 j 国的价格因素。 θ_i 为生产总值份额, 即 $\theta_i = Y_i/Y^w$ 。

在实证分析中, 可以直接对 (1) 式进行非线性回归估计, 也可以利用 Baier and Bergstrand (2009) 的泰勒级数展开式的线性回归方法进行估计, 而最为简单和有效的方案则是直接采用固定效应模型, 其不仅包含了多边贸易阻力因素, 还可通过引入国家、时间和行业固定效应, 降低遗漏变量问题造成的估计偏误。在此基础上, 为进一步解决贸易关系选择造成的内生性问题, 本文参考 Helpman et al. (2008) 的建模方案, 采用 Heckman 两阶段估计方法。Heckman 两步法对传统贸易引力模型进行扩展, 将贸易广度和贸易深度同时纳入考虑范围。第一阶段回归为广度边际的贸易选择方程, 即出口国综合考量进口国的制度和经济因素, 选择是否向其出口农产品; 而第二阶段回归为深度边际的贸易行为方程, 即修正自选择效应后, 考察农产品出口贸易的深度变化。通过在第一和第二阶段回归中分别引入农产品知识产权保护指标, 可有效判定进口国知识产权保护扩张对中国农产品出口贸易广度和深度的影响。

综上所述, 本文建立的 Heckman 两阶段估计模型设定如下:

$$\text{Pr ob}(T_{sjt} = 1) = \Phi[\delta_1 \text{ipr}_{jt} + \delta_2 \ln \text{pgdp}_{jt} + \delta_3 \ln \text{pop}_{jt} + \delta_4 \ln \text{land}_{jt} + \delta_5 \ln \text{xr}_{jt} + \delta_6 \text{open}_{jt} + \delta_7 \text{TRIPS}_{jt} + \delta_8 \text{RAT}_{jt} + \delta_9 \text{free}_{jt} + \eta_j + \eta_t + \eta_s + \mu_{1sjt}] \quad (3)$$

$$\ln hsex_{sjt} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{ipr}_{jt} + \gamma_2 \ln \text{pgdp}_{jt} + \gamma_3 \ln \text{pop}_{jt} + \gamma_4 \ln \text{land}_{jt} + \gamma_5 \ln \text{xr}_{jt} + \gamma_6 \text{open}_{jt} + \gamma_7 \text{TRIPS}_{jt} + \gamma_8 \text{RAT}_{jt} + \eta_j + \eta_t + \eta_s + \rho \sigma M_{sjt} + \mu_{2sjt} \quad (4)$$

(3) 式和 (4) 式中, s 、 j 、 t 分别代表产品类别、进口国和年份; T_{sjt} 为贸易决策变量, 若 t 年中国选择向 j 国出口 s 类农产品, 则 $T_{sjt} = 1$, 若贸易值为 0, 则 $T_{sjt} = 0$; Φ 为标准正态分布的累积密度函数; δ 和 γ 为变量的系数; $\mu_{1sjt} \sim N(0,1)$, $\mu_{2sjt} \sim N(0,\sigma)$, $\text{corr}(\mu_{1sjt}, \mu_{2sjt}) = \rho$; M_{sjt} 为逆米尔斯比率, 是由贸易选择方程 (3) 估计出的自选择效应的修正项; η_j 、 η_t 和 η_s 分别为国家、时间和行业固定效应; $\ln hsex_{sjt}$ 为中国向 j 国出口 s 类农产品的贸易流量对数; ipr_{jt} 为 j 国在 t 年的农产品知识产权保护强度; $\ln \text{pgdp}_{jt}$ 、 $\ln \text{pop}_{jt}$ 、 $\ln \text{land}_{jt}$ 、 $\ln \text{xr}_{jt}$ 、 open_{jt} 、 TRIPS_{jt} 、 RAT_{jt} 均为控制变量。在 Heckman 两阶段估计中, 贸易选择方程至少需要比贸易行为方程多一个排除变量 (free_{jt}), 进而控制贸易联系发生的可能性。在以往的文献研究中 (Zhou, 2018), 贸易进入门槛被认为是排除变量的首选。因此, 本文选取了世界经济自由数据库中的自由贸易指数^① (Gwartney et al, 2016), 它是涵盖关税、监管贸易壁垒、汇率变动以及资本和劳动力流动的综合性指标, 该指数越高, 表明出口到该国家的固定门槛相对越低。

3. 辅助计量模型构建

Heckman 模型虽然有效解决了传统引力模型的缺陷, 但该方法对潜在的异方差问题非常敏感。因此, 有必要对回归结果设定稳健性检验方案, Santos Silva and Tayryro (2006) 提出了使用泊松最大似然 (PML) 方法来估计引力方程。PML 估计对不同的异方差模式进行稳健性检验, 也是一种将因变量

^① 自由贸易指数在 2000 年以前是每五年统计一次, 且目前最新数据只更新到 2016 年。因此, 本文利用线性回归拟合对 1996~1999 年以及 2017 年的空缺值进行补缺。

的零观测值包含其中的回归方法。但在 Stata 中使用 Poisson 命令 (PML 估计) 可能会导致收敛性问题。因此, 本文采用 PPML 的原理估计该模型, 模型建立如下:

$$hxex_{ijt} = \exp[\beta_1 ipr_{jt} + \beta_2 pgdp_{it} + \beta_3 pop_{jt} + \beta_4 \ln land_{jt} + \beta_5 \ln xr_{jt} + \beta_6 \ln open_{ijt} + \beta_7 TRIPS_{it} + \beta_8 RAT_{jt} + \eta_j + \eta_t + \eta_s] + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

(5) 式中, ε_{ijt} 为误差项, η_j 、 η_t 和 η_s 为国家、时间和行业固定效应。有学者指出, 当样本中存在大量的零观测值时, 可能会导致估计结果有偏 (Martinez -Zarzoso, 2013)。Santos Silva and Tenreyro (2011) 随后通过采用蒙特卡罗模拟表明, 即使样本中有很大一部分零值, PPML 的估计结果也表现出稳健性。

在基准 Heckman 两阶段估计和 PPML 方法基础上, 本文进一步对零值予以剔除, 采用传统的最小二乘法 (OLS) 的多重固定效应进行检验对比, 以保证实证结论的稳健性。

(二) 指标测度与数据说明

1. 贸易数据范围

本文选取了与中国农产品出口贸易关系密切的 100 个国家, 包括 67 个发展中国家和 33 个发达国家^①, 时间跨度为 1995 年到 2017 年。在上述模型中, 因变量为中国对某进口国植物类农产品出口贸易流量指标 $hxex_{ijt}$, 采用 HS 四位产品编码下的出口贸易额衡量^②。需要说明的是, 本文选择植物类农产品作为研究对象, 主要基于下面两个原因: 一是考虑到现行的有关农业领域的知识产权保护内容与植物类农产品关系更为密切; 二是植物类农产品是中国农业出口创汇的主力, 其出口贸易流量占农产品出口总量的年均比例在 60% 左右。因此, 选取植物类农产品作为样本展开研究具有很好的代表性。本文依据《商品名称及编码协调制度》(HS6) 中的划分, 筛选出 CEPII-BACI 数据库中 6~14、17~22、24 章节的植物类农产品。不同类型植物产品对知识产权保护的敏感程度不同, 会导致对贸易行为的影响存在差异 (Awokuse and Yin, 2010)。为防止“加总谬论”的产生, 以及检验不同行业的植物产品受知识产权保护的影响效果, 本文行业层面的样本范围为基于 HS 四位编码下 121 种植物类农产品。

2. 农产品知识产权保护指标测算

有效衡量各国农业领域内知识产权保护强度并进行国家间的横向比较, 是本文指标体系建立的关键。为此, 本文采用 Campi and Nuvolari (2015) 针对农业领域构建的知识产权保护指标度量方案。该指标基于历史比较的视角, 通过检索各国的法律条款获取包括 UPOV 不同法案的遵守、“免除农民特

^①因篇幅所限, 所选取国家未一一列出, 读者若有兴趣, 可向作者索取。

^②农产品出口贸易数据来源于 CEPII-BACI 数据库, <https://www.cepii.fr/>。出口贸易规模包含出口贸易额 (千美元) 和贸易数量 (吨), 二者总的相关系数超过了 0.9, 经验研究表明, 无论采用贸易额还是贸易数量对经验研究的结果并无显著影响。由于贸易数量值 (吨) 存在部分数值小于 1, 取对数后会出现小于 0 的情况, 并不满足于引力模型的建模基础 (万有引力不会小于 0)。因此, 本文选用出口贸易额作为被解释变量更为准确。从贸易成本效益角度考虑, 本文并未对贸易额原始数据进行平减处理, 一方面, 通过控制相对汇率波动 ($\ln xr_{jt}$) 有效排除通货膨胀等价格因素的影响, 另一方面时间固定效应可以控制潜在的时间趋势项问题。因此, 即便不进行平减, 亦可以有效保证本文模型估计结果的稳健性。

权”、“免除育种者特权”、植物品种保护周期和专利保护范围五个方面立法信息，共同决定了各国农产品知识产权保护强度。指标构建评分表如表 1 所示。

指标构建	指标范围	得分范围	标准化评分
UPOV 法案的遵守 (<i>upov</i>)	“1961/1972 法案”	0~1	0~3
	“1978 法案”	0~1	
	“1991 法案”	0~1	
“免除农民特权”(<i>farmers</i>)	是否支持“免除农民特权”	0~2	0~2
“免除育种者特权”(<i>breeders</i>)	是否遵守“本质衍生品种保护”	0~1	0~1
植物品种保护周期(<i>duration</i>)	植物专利保护时间年限	0~35	0~35
	食品	0~1	0~1
	动植物	0~1	
专利保护范围(<i>scope</i>)	微生物	0~1	
	药物	0~1	0~5
	特定植物品种	0~1	
总得分		0~46	0~5

各项指标评判标准为：(1) UPOV 法案的遵守：UPOV 先后颁布“1961/1972 法案”、“1978 法案”和“1991 法案”。根据每个国家加入 UPOV 的时间和遵守的法案类型进行量化得分，每遵守一个法案得 1 分，遵守三个法案得 3 分，新加入 UPOV 的国家默认遵守之前法案。(2) “免除农民特权”：衡量农民是否有权利用受植物品种保护的种子收获品进行二次种植，这一特权还考虑农民将其收获的产品作为种子进行商业用途。国家立法完全免除农民特权，得 2 分；如果对农民特权范围进行限制，得 1 分；如果完全支持，则得 0 分。(3) “免除育种者特权”：国家是否立法支持“本质衍生多样性保护”的条款，即在受保护植物新品种基础上进行研发还要不要获得初始品种所有者的授权。如果支持，得 1 分；不支持，则为 0 分。(4) 植物品种保护周期：通常在加入 UPOV 后，国家立法对植物新品种的保护年限在 15~35 年之间，根据各国立法规定保护年数进行得分。(5) 专利保护范围：国家是否在食品、动植物、微生物、药物、特定植物品种五个方面进行专利立法保护，根据国家专利立法保护覆盖范围进行得分，每涉及一项得 1 分。

在上述基础上，根据各部分得分进行标准化处理，即每一个评分系统下的得分转化为 0 到 1 的新指标，计算公式为： $X_{it} = [x_{it} - \min(x_i)] / [\max(x_i) - \min(x_i)]$ ，其中， x_{it} 为该部分的每年得分， X_{it} 为被转化的得分指标（在 0~1 之间）。进而对五部分得分进行加总，得出样本国家在不同年份农产品知识产权保护强度（在 0~5 之间）。

本文按照上述测度方案对与中国贸易关系密切的 100 个国家 1995~2017 年的农产品知识产权保护强度进行测度，并进一步将全样本国家分为发达国家和发展中国家两组，绘制农产品知识产权保护强度箱形变化图。从图 1 中可以看出，整体而言，知识产权保护强度呈稳步增长且收敛化趋势；发达国家农产品知识产权保护强度相对较高，2010 年后稳定在 4 左右。而发展中国家则发展相对缓慢且分化

明显，在 TRIPS 协定的推动下，大部分发展中国家开始重视对植物品种的保护，知识产权保护呈现稳步提升趋势，但仍有部分国家农产品知识产权保护力度相对落后。对于中国而言，知识产权保护强度在 2000 年后稳定在 1.84，普遍低于发达国家和发展中国家平均水平，尤其“免除农民特权”和“免除育种者特权”的制度建设还留有空白。可见，中国对于农产品知识产权保护力度还有待提升。

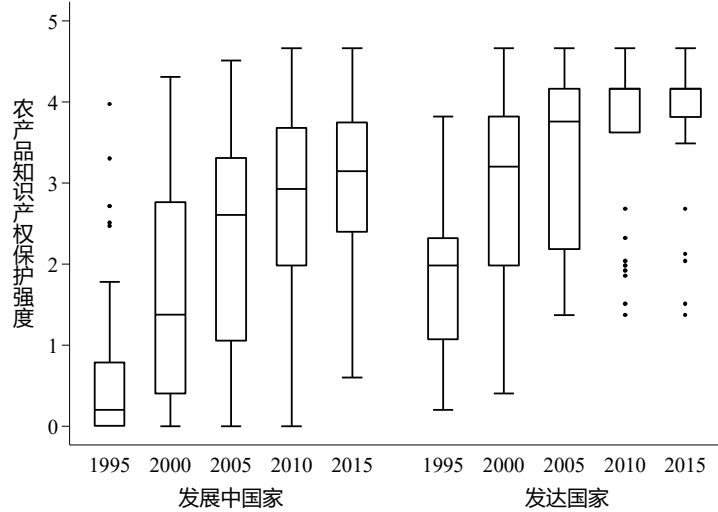


图1 进口国农产品知识产权保护强度变化箱式图

3. 控制变量说明

本文模型中选取与经济波动和贸易偏好相关的控制变量如下： $pgdp_{jt}$ 为进口国人均国内生产总值，用以控制进口市场规模和经济波动变化的影响； pop_{jt} 为进口国人口数量，用以控制进口国消费需求能力差异的影响； $land_{jt}$ 为进口国农业用地规模，用以控制地区农业发展禀赋对贸易比较优势差异的影响； xr_{jt} 为进口国与中国的相对汇率波动水平，采用美元作为中介衡量标准进行换算，用以控制贸易成本和经济不稳定因素对贸易的影响； $open_{jt}$ 为进口国对外开放水平，选用贸易开放度衡量，用以控制中国与进口国贸易合作的难易程度； $TRIPS_{jt}$ 为是否签署 TRIPS 协定，旨在控制各国加入 TRIPS 时间对贸易的影响效应； RTA_{jt} 为进口国是否与中国签订自由贸易协定，用以控制双边协定对贸易选择偏好的影响； $free_{jt}$ 为自由国际贸易指数，用以控制贸易选择行为的固定门槛的影响。

4. 数据来源

本文采用的贸易数据来源于 CEPII-BACI 的全球贸易数据库（HS92 版本，1995~2017 年），涵盖了六位编码下的世界农产品双边贸易统计信息。农产品知识产权保护指标是基于 Campi and Nuvolari（2015）公布的截止到 2011 年的数据基础上进行了补充完善，其各项子指标体系主要数据来源于：UPOV 网站（<https://upov.int/upovlex/en/notifications.jsp>）、农民权利数据库（<https://www.farmersrights.org/database/>）、世界法律指南（<https://www.lexadin.nl/wlg/>）、知识产权法律和条约数据库（<https://www.wipo.int/wipolex/en/>）。控制变量中，人均国内生产总值数据来源于世界银行数据库（<https://data.worldbank.org/>）；人口数、汇率和对外开放水平数据来源于佩恩世界表（<https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/>）；

农业用地规模数据来源于联合国粮食及农业组织数据库 (<https://faostat.fao.org/>)；国家签署 TRIPS 协定数据来源于知识产权法律和条约数据库 (<https://www.wipo.int/wipolex/en/>)；自由贸易协定数据来源于 WTO 网站 (<https://www.wto.org/>)；自由贸易指数来源于世界经济自由数据库 (<https://www.fraserinstitute.org/>)。变量统计性描述如表 2 所示。

表 2 变量统计性描述结果

变量名称	定义	平均值	标准差	最小值	最大值
$\ln hsex_{ijt}$	植物类农产品出口贸易额对数	4.8689	2.6905	0.0000	13.7900
ipr_{jt}	农产品知识产权保护指标	2.8465	1.3008	0.0000	4.6600
$upov_{jt}$	UPOV 法案的遵守	0.5730	0.4302	0.0000	1.0000
$farmer_{jt}$	“免除农民特权”	0.3078	0.3159	0.0000	1.0000
$breeder_{jt}$	“免除育种者特权”	0.6575	0.4746	0.0000	1.0000
$duration_{jt}$	植物品种保护周期	0.6449	0.2662	0.0000	1.0000
$scope_{jt}$	专利保护范围	0.6638	0.2196	0.0000	1.0000
$\ln pgdp_{jt}$	人均 GDP 对数	9.7869	0.9591	5.9404	11.5708
$\ln pop_{jt}$	人口总数对数	2.9399	1.5802	-2.6640	7.1998
$\ln land_{jt}$	农业用地面积对数	8.9153	2.4209	-0.4155	13.0503
$\ln xr_{jt}$	进口国与中国的相对汇率波动	-0.2044	2.7478	-8.5003	9.1624
$open_{jt}$	进出口总额占 GDP 比重	0.7170	0.5921	0.0322	6.0202
$TRIPS_{jt}$	0~1, 签署 TRIPS 协定=1, 否则为 0	0.8904	0.3124	0.0000	1.0000
RTA_{jt}	0~1, 与中国签订区域贸易协定=1, 否则为 0	0.1460	0.3531	0.0000	1.0000
$free_{jt}$	自由国际贸易指数	7.4844	1.1862	0.0000	9.4900

四、实证估计与结果分析

(一) 全样本回归检验

本文利用 Heckman 两阶段估计、PPML 以及 OLS 对全样本进行回归估计, 所得结果如表 3 所示。逆米尔斯比率 M 的系数在 1% 的统计水平上显著异于 0, 表明中国植物类农产品出口贸易存在明显的贸易选择行为, 验证了采用 Heckman 两阶段估计的合理性。在 Heckman 第一阶段的贸易选择方程中, 排除变量 $free$ 的系数显著为正, 表明随着进口国自由贸易指数提高, 较低的固定门槛有利于中国植物类农产品出口的贸易市场选择 (贸易广度), 即增加了建立新贸易联系的可能性。其他控制变量, $\ln pgdp$ 、 $\ln pop$ 、 $\ln xr$ 、 $open$ 、 $TRIPS$ 的系数均显著为正, 表明了进口国经济规模、消费水平、汇率波动、对外开放水平以及签定 TRIPS 协定对中国植物类农产品出口贸易广度的积极作用, 而当进口国农业用地规模 ($\ln land$) 较大时, 则降低了双边建立新贸易联系的可能性。在 Heckman 第二阶段、PPML 和 OLS 回归中, $\ln pgdp$ 、 $\ln pop$ 、 $open$ 、 $TRIPS$ 、 RTA 的系数均显著为正, 表明进口国经济规模、消费水平、对外开放水平、签定 TRIPS 协定以及与中国建立自由贸易协定均对中国植物类农产品出口贸易流量增长 (贸易深度) 产生积极影响。 $\ln xr$ 的系数显著性较差, 表明汇率波动与中国植物类农产品贸易深度变化的弱相关性, 可能与 J 曲线效应、供需因素等条件有关。

核心解释变量知识产权保护指标 (*ipr*)，在 Heckman 第一阶段贸易选择方程中，系数在 1% 的统计水平上显著为正，表明了进口国知识产权保护有利于中国植物类农产品出口贸易广度扩张。在 Heckman 第二阶段的贸易行为方程，*ipr* 的系数在 5% 的统计水平上显著为负，表明了进口国知识产权保护并不利于中国植物类农产品出口贸易深度增长。这一结果表明，知识产权保护对中国植物类农产品出口贸易的“跳板”和“屏障”效应同时存在。“跳板”效应主要沿贸易广度展开，促进了建立新产品和新市场贸易联系的可能性，该结论与 Ivus (2010) 以及余长林 (2015) 对制造业贸易边际的研究结果类似。而“屏障”效应主要作用于贸易深度，对出口贸易流量增长产生一定抑制作用。可以看出，随着进口国农产品知识产权保护制度的扩张，可有效保障中国植物类农产品出口品种优势和抵制潜在的模仿威胁，通过维护中国在进口国市场的贸易条件而降低贸易固定成本，促进更多的中国企业和产品与进口国建立新市场贸易联系。但进口国知识产权保护同样加深了中国企业与发达国家跨国公司在产品专利和技术竞争中的比较劣势，进而对中国植物类农产品出口贸易产生“屏障”作用，抑制出口贸易深度的进一步增长。在本文中，*ipr* 的系数在 Heckman 第二阶段、PPML 和 OLS 方程中均统一显著为负，验证了 Heckman 两阶段回归估计的稳健性。

表 3 全样本回归结果统计

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Heckman1	Heckman2	PPML	OLS
<i>ipr</i>	0.0423*** (7.84)	-0.0278** (-2.56)	-0.1578*** (-6.12)	-0.0726*** (-7.18)
<i>ln pgdp</i>	0.6420*** (23.33)	1.4261*** (25.00)	1.3489*** (8.03)	0.6256*** (11.88)
<i>ln pop</i>	0.8942*** (20.41)	1.7742*** (19.91)	2.2725*** (13.02)	0.8591*** (10.41)
<i>ln land</i>	-0.3108*** (-6.92)	0.1147 (1.33)	0.9609*** (4.12)	0.2541*** (3.19)
<i>ln xr</i>	0.0287*** (3.11)	-0.0376* (-1.82)	0.0653 (1.23)	0.0296 (1.46)
<i>open</i>	0.2215*** (10.03)	0.5350*** (14.76)	0.4577*** (6.27)	0.2418*** (7.62)
<i>TRIPS</i>	0.0669*** (3.46)	0.2730*** (6.79)	0.2758*** (3.84)	0.1822*** (4.79)
<i>RTA</i>	0.0010 (0.06)	0.0655** (2.24)	0.0804 (1.45)	0.2065*** (7.83)
<i>free</i>	0.0261*** (4.44)	- -	- -	- -
<i>M</i>	- -	2.1063*** (67.98)	- -	- -

(续表 3)

<i>cons</i>	-7.3590*** (-19.93)	-20.9847*** (-27.63)	-22.8386*** (-8.61)	-6.1950*** (-7.06)
国家固定	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES
行业固定	YES	YES	YES	YES
样本数	276727	276727	277695	115622
P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

注：①括号内数值为t 统计量。②***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

(二) 稳健性检验

为进一步验证知识产权保护“跳板”和“屏障”效应结果的有效性，本文进行如下稳健性检验。首先，本文将 *ipr* 替换为五个子指标：UPOV 法案的遵守 (*upov*)、“免除农民特权” (*farmer*)、“免除育种者特权” (*breeder*)、植物品种保护周期 (*duration*) 和专利保护范围 (*scope*)，将其代入模型进行 Heckman 回归估计，估计结果如表 4 方程 (5) 和 (6) 所示。在 Heckman 第一阶段回归中，*upov*、*farmer* 和 *scope* 的系数显著为正，在 Heckman 第二阶段回归中，*farmer* 和 *duration* 的系数显著为负，而 *scope* 的系数则显著为正。这表明进口国遵守 UPOV 法案、实行“免除农民特权”以及扩大专利保护范围，会有利于发挥知识产权保护的“跳板”效应，促进中国植物类农产品出口贸易市场扩张，且进口国专利保护范围的扩大还会促进贸易深度增长。而知识产权保护的“屏障”作用主要体现在“免除农民特权”和扩大植物品种保护周期，其对中国植物类农产品出口贸易深度增长产生显著抑制作用。

其次，考虑到农业知识产权保护制度建设水平差距是造成中国植物类农产品产权劣势的潜在前提。为验证制度建设水平差距造成的“屏障”效应，本文引入了中国与目标市场国家的知识产权保护制度距离指标 (*d-ipr*)，借鉴黄新飞 (2013) 的方法进行测度^①，将其带入模型进行 Heckman 回归，估计结果如表 4 方程 (7) 所示。*d-ipr* 的系数在 1% 的统计水平上显著为负，这表明中国与进口国知识产权保护制度差异越大，其所产生的“屏障”效应越不利于中国植物类农产品出口贸易深度增长。受制于知识产权保护制度水平建设的相对不足，中国农业领域的新品种研发、品种权转化和跨国企业组织形式等尚处于初步发展阶段，与发达国家和行业内领先者存在一定差距，因而较大的制度距离会削弱中国植物类农产品出口的比较优势，对中国植物类农产品出口贸易深度增长产生“屏障”效应。

最后，本文将被解释变量贸易流量对数 ($\ln hsex$) 替换为贸易份额 (*s-hsex*)，即中国向 *j* 国

^①本文参考黄新飞等 (2013) 的测度方法，计算公式为： $d-ipr_{jt} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \left[\frac{(I_{jtk} - I_{itk})^2}{v_k} \right]$ ，其中，*d-ipr_{jt}* 为 *t* 时期中国与出口目标国家 *j* 国间的知识产权保护制度距离，*k* 指标分别为 UPOV 法案的遵守 (*upov_{jt}*)、“免除农民特权” (*farmer_{jt}*)、“免除育种者特权” (*breeder_{jt}*)、植物品种保护周期 (*duration_{jt}*)、专利保护范围 (*scope_{jt}*)，*I_{jtk}* 为 *t* 时期 *j* 国第 *k* 项指标的指标值，*I_{itk}* 为 *t* 时期中国的第 *k* 项指标的指标值，*v_k* 为第 *k* 项指标的方差，*n* 为指标个数。

出口植物类农产品 s 的贸易额占世界对 j 国出口植物类农产品 s 贸易总额的比值，可有效反映进口国知识产权保护是否会削弱中国植物类农产品出口的比较优势。本文分别代入知识产权保护综合指标、五项子指标和制度距离进行 Heckman 回归估计，估计结果如表 4 方程 (8)~(10) 所示，各项指标的显著性和方向与基准回归基本保持一致。 ipr 和 $d-ipr$ 的系数均显著为负，表明进口国知识产权保护以及制度距离的扩大会削弱中国植物类农产品出口比较优势，进而降低贸易市场份额。在知识产权保护的各项子指标检验结果中发现，“免除农民特权”、“免除育种者特权”和扩大植物品种保护周期会降低中国植物类农产品出口比较优势，而专利保护范围的扩大则有利于提高中国植物类农产品出口贸易市场份额。

表 4 稳健性检验回归结果

变量	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	Heckman 1	Heckman2	Heckman2	Heckman2	Heckman2	Heckman2
ipr	-	-	-	-0.0050***	-	-
				(-5.36)		
$d-ipr$	-	-	-0.0623***	-	-	-0.0065***
			(-4.04)			(-4.91)
$upov$	0.0725***	-0.0038	-	-	0.0008	-
	(4.64)	(-0.12)			(0.28)	
$farmer$	0.0975***	-0.1329**	-	-	-0.0134***	-
	(3.58)	(-2.39)			(-2.79)	
$breeder$	-0.0017	0.0111	-	-	-0.0055*	-
	(-0.09)	(0.31)			(-1.79)	
$duration$	-0.0155	-0.1400***	-	-	-0.0099**	-
	(-0.61)	(-2.69)			(-2.20)	
$scope$	0.2965***	0.5350***	-	-	0.0379***	-
	(9.83)	(8.14)			(6.58)	
M	-	2.1063***	2.1093***	0.1252***	0.1308***	0.1254***
		(67.98)	(68.05)	(46.91)	(47.60)	(46.99)
$cons$	-7.3590***	-20.9847***	-21.0666***	-0.4394***	-0.3295***	-0.4412***
	(-19.93)	(-27.63)	(-27.73)	(-6.87)	(-4.98)	(-6.89)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
国家固定	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本数	276727	276727	276727	276727	276727	276727
P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

注：①括号内数值为 t 统计量。②***、**和 * 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

（三）异质性检验

上述是全样本数据的平均效应检验，却未考虑不同国家类型、不同时期以及知识产权保护力度强弱对中国植物类农产品出口贸易的影响。为进一步了解知识产权保护的异质性贸易影响效应，本文通过引入知识产权保护与虚拟变量的交互项进行异质性检验，估计结果如表 5 所示。

首先是国家异质性检验。发达国家和发展中国家知识产权保护制度建设水平存在较大差异（Campi and Nuvolari, 2015），不仅如此，双方在植物品种权、技术优势以及市场供需条件和规范化程度上均表现不同。有研究指出，国家类型差异会导致知识产权保护对农产品贸易影响存在异质性特征（Campi and Duenas, 2016）。为此，本文在基准模型中引入农产品知识产权保护 ipr 与国家类型 dc （虚拟变量，1 为发达国家，0 为发展中国家）的交叉项 $ipr*dc$ 进行 Heckman 两阶段估计，结果如表 5 方程（11）和（12）所示。结果显示，在 Heckman 第一阶段回归中， ipr 的系数在 1% 的水平上显著为正，表明发展中国家知识产权保护提高了建立新贸易联系的可能性，而发达国家知识产权保护的线性偏效应（ $ipr + ipr*dc$ ）为 -0.01，其计算后的 t 检验值为 -1.16，表明发达国家知识产权保护并没有对中国植物类农产品贸易广度产生显著影响。在 Heckman 第二阶段回归中，发展中国家知识产权保护的影响系数值在 5% 统计水平上显著为 -0.0274，而发达国家在 10% 显著水平上为 -0.0335。可见，发达国家对中国植物类农产品出口贸易深度的负向影响高于发展中国家。综上表明，发展中国家知识产权保护对中国植物类农产品出口贸易的“跳板”和“屏障”效应同时存在，而发达国家知识产权保护对中国植物类农产品贸易广度的“跳板”效应并不显著，但其对贸易深度产生了更大的“屏障”效应。

其次是中国加入 WTO 前后的时期检验。中国于 2001 年 12 月 11 日正式加入 WTO，遵循 TRIPS 协定，全面履行有关国际知识产权保护制度的规则，并且参与到国际知识产权竞争中来，同时也履行了 UPOV 中“1978 法案”的相关植物新品种保护章程。为检验中国加入 WTO 前后的时期异质性影响，本文引入了知识产权保护与时期虚拟变量的交互项 $ipr*(t > 2001)$ ，继续采用 Heckman 两阶段回归估计，结果如表 5 方程（13）和（14）所示。在贸易选择方程的回归结果中，中国入世前的知识产权保护的系数在 1% 统计水平上显著为正，系数值为 0.0411，而入世后的知识产权保护的系数值在 1% 的显著水平上为 0.0432。可见，中国在入世后，进口国知识产权保护对中国植物类农产品贸易广度的影响效果增强。在 Heckman 第二阶段贸易行为方程中，中国入世前的 ipr 系数并不显著，而入世后的线性偏转系数在 1% 的水平上显著为负，表明中国入世后，进口国知识产权保护制度扩张对中国植物类农产品贸易深度增长产生了显著的负向冲击。主要原因在于中国签署 TRIPS 协定后，需要遵循贸易市场中更强知识产权保护标准，虽然这在一定程度上促进了建立新贸易联系的可能性，但受制于产权优势不足和技术性贸易壁垒限制，更易产生显著的“屏障”效应。

最后是知识产权保护强弱的异质性检验。不同强度水平的知识产权保护对贸易的影响存在非线性门槛效应（Dosiet al., 2006），为检验进口国更强的知识产权保护对中国农产品出口贸易的影响，本文利用样本中知识产权保护指标强度的中位数 2.78 作为指示值，引入虚拟变量 $High$ （若 $ipr > 2.78$ 为 1，反之则为 0），构建交互项 $ipr*High$ 带入 Heckman 模型中进行检验，结果如表 5 方程（15）和（16）所示。在贸易选择方程回归结果中，进口国较弱的知识产权保护对中国植物类农产品贸易广度的影响

系数在 1%统计上显著为 0.0575，而较强的知识产权保护的影响系数为 0.0124，其计算后的 t 检验值为 0.91，这表明更强的知识产权保护对贸易广度并无显著影响。在贸易行为方程中，较弱和较强的知识产权保护强度系数值均表现显著，但符号相反，分别为 0.0374 和-0.1437，表明知识产权保护对贸易影响非线性门槛效应显著存在。当进口国知识产权保护强度较弱时，会通过改善贸易条件而产生“跳板”效应，有利于中国植物类农产品出口贸易广度和贸易深度增长，但进口国更强的知识产权保护所产生的“屏障”效应更为显著，会对贸易深度增长产生抑制作用。

表 5 异质性检验回归结果统计

变量	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
	Heckman1	Heckman2	Heckman1	Heckman2	Heckman1	Heckman2
ipr_j	0.0611*** (10.30)	-0.0274** (-2.24)	0.0411*** (6.16)	-0.0197 (-1.47)	0.0575*** (6.93)	0.0374** (2.16)
$ipr * dc$	-0.0712*** (-7.70)	-0.0061 (-0.32)	-	-	-	-
$ipr * (t > 2001)$	-	-	0.0021 (0.32)	-0.0131 (-1.02)	-	-
$ipr * High$	-	-	-	-	-0.0451** (-2.41)	-0.1811*** (-4.75)
M	-	2.1021*** (67.90)	-	2.1082*** (67.95)	-	2.1120*** (68.09)
$cons$	-6.8042*** (-18.07)	-20.8704*** (-26.97)	-7.3829*** (-19.61)	-20.8269*** (-26.86)	-7.3119*** (-19.77)	-20.9614*** (-27.59)
$Linear\ Combination$	-0.0100 (-1.16)	-0.0335* (-1.94)	0.0432*** (7.24)	-0.0328*** (-2.74)	0.0124 (0.91)	-0.1437*** (-5.35)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
国家固定	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本数	-	276727	-	276727	-	276727
P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

注：①括号内数值为 t 统计量。②***、**和 * 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

(四) 分行业回归检验

受农业生态条件和自然资源禀赋差异的影响，部分农产品贸易行为与市场供需关系更为密切，进而在生产条件门槛的限制下，这种基于绝对优势的供需条件会弱化知识产权保护的影响。此外，中国不同类别植物产品的出口比较优势也存在较大差异，导致其受知识产权保护“跳板”和“屏障”效应的异质性表现。基于此，为探究不同植物类别农产品的贸易行为受知识产权保护的影响水平，本文依据 Heckman 两阶段、PPML 以及 OLS 回归对 HS 四位编码下 121 类植物类农产品进行分行业回归估计

（采用国家和时间双向固定），筛选受知识产权保护影响更为敏感的植物产品类型，并观察其影响效应。

基于全样本、发达国家样本和发展中国家样本的分行业回归估计，分别提取 Heckman、PPML 和 OLS 中 ipr 的回归系数，筛选标准如下：首先，根据 Heckman 第二阶段回归中 ipr 至少在 10% 统计水平上显著的植物产品类别；其次，为保障所筛选样本的稳健性，剔除在 PPML 和 OLS 回归中均表现非显著的植物产品类别；最终，在全样本国家中筛选出 51 类植物类农产品，发达国家样本中筛选出 36 类植物产品，在发展中国家筛选出 50 类植物产品，所筛选行业的植物产品类别涵盖了各章节的多种植物产品^①。全样本和子样本中筛选的大部分类别保持一致，但也存在因地区异质性和样本选择问题导致的类别变动^②。本文依据 Heckman 第二阶段回归中 ipr 系数的符号方向进行分类统计制图，如图 2 和 3 所示。

在全样本国家中，知识产权保护对中国不同种类植物产品贸易的影响效应存在差异，表现为知识产权保护对切花、部分食用根茎类蔬菜、植物提取物和烟草等产品贸易的影响显著为正，而对其它大部分敏感植物产品贸易产生了显著的负向影响。不仅如此，发达国家和发展中国家样本中敏感植物产品种类和影响系数值的不同，表明了不同种类植物产品贸易也会受到国家异质性的显著影响。发达进口国对知识产权保护影响敏感的植物产品种类数相对较少，在一定程度上可以解释上述国家异质性检验中，发达国家 Heckman 第一阶段线性偏效应的非显著性。可见，发达国家知识产权保护对中国植物类农产品出口贸易的市场准入相对严苛。

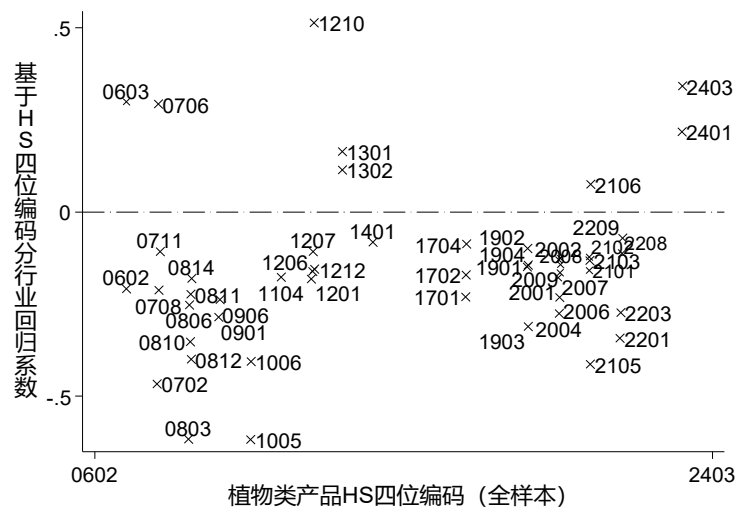


图 2 基于 HS 四位编码分行业回归系数统计图（全样本）

^①因篇幅所限，HS 四位编码对应的行业类别和影响效应详情未列出，读者若有兴趣，可向作者索取。

^②首先，存在部分产品在发达国家和发展中国家中表现出相斥的影响效果，进而导致在全样本中不显著现象，分别为 HS 四位编码下的 0710、0813、0909、1108、1209、1404 行业；其次，存在多个行业的产品在子样本中表现敏感，而在全样本回归中显著性淡化的现象；最后，存在五个行业类型（即 HS 四位编码下的 0814、1005、1104、1901 和 2102），由于样本选择问题，导致在其全样本中表现为显著，而在子样本中均不显著。

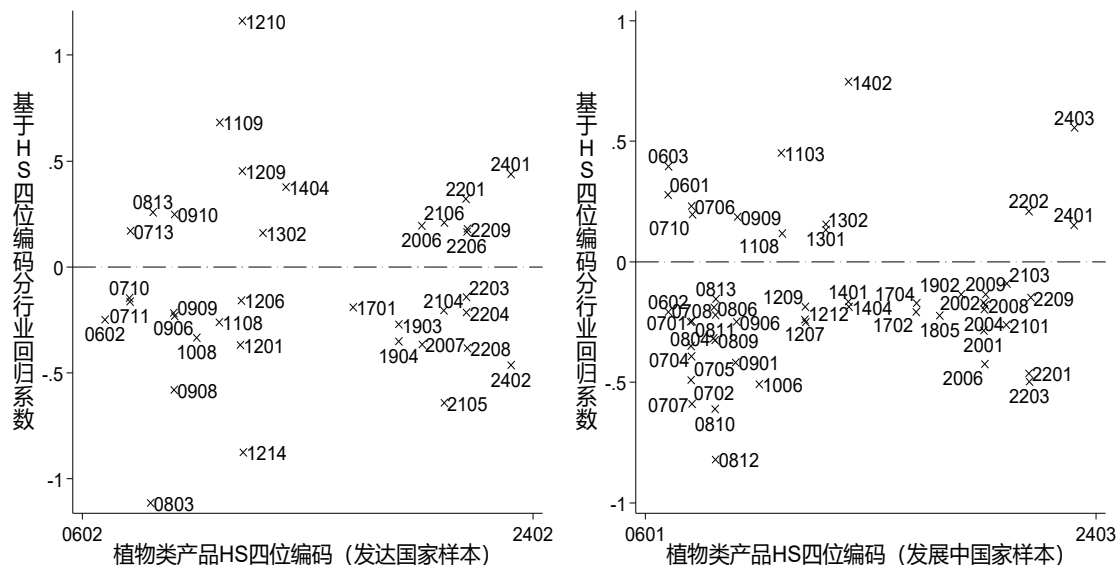


图3 基于HS四位编码分行业、样本回归系数散点图（发达和发展中国家样本）

关于发达国家和发展中国家的植物类农产品种类异质性，一方面，随着发达国家和发展中国家知识产权保护水平的提升，贸易“跳板”效应促进了中国部分植物产品的出口贸易，但贸易“屏障”效应对各行业农产品贸易深度增长的抑制作用更为普遍，所涉及的范围包括大宗农产品、园艺产品以及加工植物类产品的各个层面。对于发展中国家而言，知识产权保护虽然更有利于中国植物类农产品出口贸易广度增长，但同时也会加剧各国跨国企业品种权和农业技术的竞争，使得北方国家以及行业内较高产权优势企业更易取得领先地位，进而会形成“屏障”作用，在更多的种类上抑制中国植物类农产品出口贸易深度增长。另一方面，种类影响系数差异也与市场需求偏好关系密切，如干果、高级种子、播种、装饰材料和加工水果等高附加值产品（即HS四位编码下的0710、0813、0909、1209、1404和2006等），知识产权保护变量在发达国家模型中为正，而在发展中国家则表现为负。在发达国家市场中，该类产品存在较高的需求偏好，因而在产权优势和品牌利益得到有效维护的情况下，知识产权保护更易产生市场扩张效应。发达国家知识产权保护制度建设较早且市场规范性相对更高，一定程度上有利于中国少部分高附加值的植物类农产品出口贸易。而在发展中国家市场，较低的产品偏好会降低产品需求弹性，随着知识产权保护提高了产品的市场排它性，更易产生由垄断势力形成的市场势力效应，进而降低贸易深度增长，这也符合Maskus and Penubarti（1995）局部均衡模型下的理论推论。

五、结论与启示

本文以中国与100个国家植物类农产品贸易作为样本，在测度进口国农产品知识产权保护强度基础上，采用Heckman两阶段估计、PPML和OLS进行回归估计，检验进口国知识产权保护对中国植物类农产品出口贸易的现实影响，主要结论如下：第一，进口国知识产权保护扩张对中国植物类农产品出口贸易同时产生“跳板”和“屏障”效应，“跳板”效应主要作用于贸易广度，提高建立新贸易联系的可能性，而“屏障”效应则主要作用于贸易深度，抑制植物类农产品出口贸易流量增长。第二，

进口国遵守 UPOV 法案、实行“免除农民特权”以及扩大专利保护范围，会有利于发挥知识产权保护的“跳板”作用，提高中国植物类农产品出口贸易广度，同时，扩大专利保护范围还有助于促进贸易深度增长。而“免除农民特权”和扩大植物品种保护周期会产生显著“屏障”作用，对贸易深度增长产生抑制作用。研究还发现，中国与进口国知识产权保护制度距离越大，进口国知识产权保护更易产生显著的贸易“屏障”效应，会削弱中国植物类农产品的出口比较优势，进而降低其贸易市场份额。第三，发展中国家知识产权保护产生的贸易“跳板”和“屏障”效应均显著存在，而发达国家中，知识产权保护对贸易深度的“屏障”作用更为显著且负向作用更大。中国加入 WTO 后，进口国知识产权保护扩张对贸易广度的促进作用增强，但同时也对贸易深度产生较大的抑制性影响。较弱的知识产权保护对中国植物类农产品出口贸易广度和深度均存在积极影响，但更强的知识产权保护则会产生显著的“屏障”作用。第四，不同类别植物性农产品贸易对知识产权保护的敏感程度存在差异，发达国家和发展中国家知识产权保护均促进了中国部分蔬菜产品、植物提取物以及烟草类产品的贸易深度增长。在发达国家中，受知识产权保护影响敏感的植物产品种类相对较少，而发展中国家知识产权保护在更多的植物产品种类中产生显著的“屏障”效应。

本文在一定程度上丰富了有关知识产权保护的研究，将其拓展到农业贸易领域中，探究知识产权保护对中国植物类农产品出口贸易的影响效应。本文研究具有以下的政策启示：第一，中国需要积极、全面地将知识产权保护落实到法律制度层面，缩小与发达国家之间的制度距离，改变“被迫”提供保护的局面，并积极扩大国内植物品种向国际品种权申请转化的步伐，提高植物类农产品出口比较优势。第二，农产品贸易中应综合考虑进口国知识产权保护强度以及自身的比较优势，合理选择贸易伙伴。对于具有产权优势的产品要稳定市场份额，进而获取最大化出口贸易收入；而对于产权劣势产品而言，在面临贸易深度增长受抑制的情况下，要积极转变出口贸易策略，可以通过加强与发达国家跨国企业的产业联动，通过技术许可、外资引进等手段，进而提高产权劣势农产品的出口抗风险能力。第三，加大农业科技的研发力度，积极推进地理标志等农产品知识产权保护，通过与发达进口国相互承认的方式推进中国特色农产品出口贸易，获得较高贸易收益。

参考文献

- 1.陈超、张明杨、章棋、谭涛，2012：《全球视角下植物新品种保护对我国种子出口贸易的影响分析》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第4期。
- 2.任静、邹婉依、宋敏，2019：《跨国种业公司并购形成的国际种业竞争新格局变化趋势研究——以知识产权为例》，《中国生物工程杂志》第7期。
- 3.杨静、陈亮、冯卓，2017：《国际农业垄断资本对发展中国家粮食安全影响的分析——兼对保障中国粮食安全的思考》，《中国农村经济》第4期。
- 4.王磊、刘丽军、宋敏，2014：《基于种业市场份额的中国种业国际竞争力分析》，《中国农业科学》第4期。
- 5.尹成杰，2010：《农业跨国公司与农业国际化的双重影响》，《农业经济问题》第3期。
- 6.余长林，2015：《知识产权保护如何影响了中国的出口边际》，《国际贸易问题》第9期。

- 7.赵海燕、何忠伟, 2013:《中国大国农业国际竞争力的演变及对策:以蔬菜产业为例》,《国际贸易问题》第7期。
- 8.Anderson, J. E., and Van Wincoop E., 2003, “Gravity with gravitas: A Solution to the Border Puzzle”, *American Economic Review*, 93(1): 170-192.
- 9.Awokuse, T. O., and Yin H., 2010, “Does Stronger Intellectual Property Rights Protection Induce More Bilateral Trade? Evidence from China’s Imports”, *World Development*, 38(8): 1094–1104.
- 10.Baier, S. L., and Bergstr and J. H., 2009, “Bonus vetus OLS: A Simple Method for Approximating International Trade-Cost Effects Using the Gravity Equation”, *Journal of International Economics*, 77(1): 77-85.
- 11.Dosi, G., Marengo L., and Pasquali C., 2006, “How Much Should Society Fuel the Greed of Innovators? On the Relations Between Appropriability, Opportunities and Rates of Innovation”, *Research Policy*, 35(8): 1110-1121.
- 12.Ginarte, J. C., and Park W. G., 1997, “Determinants of Patent Right: A Cross-national Study”, *Research Policy*, 26(3): 283-301.
- 13.Grossman, G. M., and Lai E. L.C., 2004, “International Protection of Intellectual Property”, *American Economic Review*, 94(5): 1635-1653.
- 14.Gwartney, J., Lawson R., and Hall J., 2016, *Economic Freedom of the World 2016 Annual Report*, Fraser Institute: Vancouver B. C., <https://www.fraserinstitute.org/sites/default/files/economic-freedom-of-the-world-2016.pdf>.
- 15.Helpman, E., 1993, “Innovation, Imitation, and Intellectual Property Rights”, *Econometrica*, 61(6): 1247-1280.
- 16.Helpman, E., Melitz M., and Rubinstein Y., 2008, “Estimating Trade Flows: Trading Partners and Trading Volumes”, *Quarterly Journal of Economics*, 123(2): 441–487.
- 17.Ivus, O., 2010, “Do Stronger Patent Rights Raise High-tech Exports to the Developing World?”, *Journal of International Economics*, 81(1): 38-47.
- 18.Martinez-Zarzoso, I., 2013, “The Log of Gravity Revisited”, *Applied Economics*, 45: 311-327.
- 19.Maskus, K. E., and Penubarti M., 1995, “How Trade-related are Intellectual Property Rights”, *Journal of International Economics*, 39(3-4): 227-248.
- 20.Maskus, K.E., and Yang Lei., 2013, “The Impacts of Post-TRIPS Patent Reforms on the Structure of Exports”, RIETI Discussion Paper Series 13-E-030, <https://www.rieti.go.jp/jp/publications/dp/13e030.pdf>.
- 21.Campi, M., and Nuvolari A., 2015, “Intellectual Property Protection in Plant Varieties: A Worldwide Index (1961–2011)”, *Research Policy*, 44(4): 951-964.
- 22.Campi, M., and Duenas N., 2016, “Intellectual Property Rights and International Trade of Agricultural Products”, *World Development*, 80(4), 1-18.
- 23.Zhou, M., Sheldon I., and Eum J., 2018, “The Role of Intellectual Property Rights in Seed Technology Transfer through Trade: Evidence from U.S. Field Crop Seed Exports”, *Agricultural Economics*, 49(4): 423-434.
- 24.Santos Silva, J., and Tenreyro S., 2006, “The Log of Gravity”, *The Review of Economics and Statistics*, 88(4): 641–658.
- 25.Santos Silva, J., and Tenreyro S., 2011, “Further Simulation Evidence on the Performance of the Poisson Pseudo-maximum Likelihood Estimator”, *Economics Letters*, 112(2): 220–222.

26. Shin, W., Lee, K., and Park, W. G., 2016, “When an Importer's Protection of IPR Interacts with an Exporter's Level of Technology: Comparing the Impacts on the Exports of the North and South”, *The World Economy*, 39(6):772-802.
27. Smith, P. J., 2001, “How Do Foreign Patent Rights Affect US Exports, Affiliate Sales, and Licenses?”, *Journal of International Economics*, 55(2): 411-439.
28. Wright, B. D., and Pardey P. G., 2006, “The Evolving Rights to Intellectual Property Protection in the Agricultural Biosciences”, *International Journal of Technology and Globalisation*, 2(1-2): 12-29.
29. Yang, C. H., and Woo R. J., 2006, “Do Stronger Intellectual Property Rights Induce More Agro-trade? A Dynamic Panel Data Model Applied to Planting Seed Trade”, *Agricultural economics*, 35(1): 91-101.

(作者单位：华东理工大学商学院)

(责任编辑：云 音)

Springboard or Barrier? The Impact of Importing Countries' Intellectual Property Protection on China's Botanical Agricultural Export

Zhang Linchen Dong Yinguo

Abstract: With the implementation of the International Union for the Protection of New Varieties of Plants (UPOV) and Agreement on Trade-related Aspects of Intellectual Property Rights (TRIPS), the protection of intellectual property rights of agricultural products has been strengthened worldwide. Based on the panel data of China's trade in agricultural products with 100 countries from 1995 to 2017, this article measures the intensity of intellectual property protection of agricultural products in importing countries and analyzes its impact on China's export trade of botanical agricultural products. The results show that the protection of world intellectual property plays both “springboard” and “barrier” effects on the export trade of agricultural products in China. The former has a positive effect on the breadth of trade, while the latter has a negative effect on the depth of trade. This study further uses different types of intellectual property protection indicators, institutional distance and comparative advantage test to verify the role of intellectual property protection. Through the heterogeneity test, the “springboard” and “barrier” effects of intellectual property protection remain significantly different, being in various country types, before and after China's accession to the WTO and under different intensity of intellectual property protection. A regression test of industry heterogeneity shows that the sensitivity of different agricultural products trade to the impact of intellectual property protection in developed and developing countries is different, which is conducive to the export growth of some fruits and vegetables, plant extracts, tobacco and other industries in China. But the intellectual property protection of importing countries has a significant inhibitory effect in more types of other botanical products. The above results are consistent in the Heckman two-stage regression, PPML and OLS fixed effect model regression, which proves the robustness of the conclusions in this study. This article extends the protection of intellectual property rights to the field of agricultural trade, providing both theoretical and practical basis for the optimal strategy selection of China's botanical agricultural products export trade.

Key Words: Intellectual Property Protection of Agricultural Product; Springboard Effect; Barrier Effect; Heterogeneity Test