

# 新时代中国县乡基本公共服务配置的 财政基础、空间均衡与实践逻辑\*

张 楠<sup>1</sup> 赵倪可<sup>2</sup> 高 明<sup>3</sup>

**摘要:** 本文初步构建一个基本公共服务形成机制框架, 重点阐述供给端的财政制度改革脉络, 并采用549万个服务设施点位大数据信息, 测算基础教育、医疗卫生和文化体育三类公共服务设施的地理空间分布、均等化程度和边际受益归宿。结果显示: 第一, 新时代以来, 县乡基本公共服务供给水平大幅提高, 特别是在原集中连片特困地区和革命老区实现翻倍增长; 第二, 基本公共服务在空间上呈现高集聚特征, 但整体上区域差距呈缩小态势, 非均衡现象在逐步改善; 第三, 基本公共服务配置事实上践行了财政保障机制设计理念, “十三五”时期经济发展落后和地理区位处于劣势的地区受益更大, 基础教育供给表现出更加偏向欠发达地区的包容性。本研究对于完善公共服务供给模式、搭建共建共享机制以及推进财政治理体系现代化具有重要的政策启示。

**关键词:** 基本公共服务 财政基础 空间均衡 边际受益归宿

**中图分类号:** F810.2; F812.2    **文献标识码:** A

## 一、引言

共同富裕是中国式现代化的重要特征, 也是实现“中国之治”的题中之义。党的二十大报告指出:“我们经过接续奋斗, 实现了小康这个中华民族的千年梦想, 我国发展站在了更高历史起点上。”<sup>①</sup> 经过新时代十年的伟大变革, 中国建成了世界上规模最大的教育体系、医疗卫生体系和社会保障体系, 人民群众获得感、幸福感、安全感更加充实、更有保障、更可持续, 共同富裕取得更为明显的实质性

\*本文研究得到国家自然科学基金青年项目“基础教育机会不平等与财政政策干预: 治理逻辑、效应评估与优化设计”(编号: 72103166)、教育部人文社会科学研究一般项目“城市相对贫困长效治理的财税政策优化研究”(编号: 21YJC790161)和西南财经大学“光华英才工程”的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见, 文责自负。本文通讯作者: 高明。

<sup>①</sup>习近平, 2022:《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》, 北京:人民出版社, 第7页。

进展<sup>①</sup>。但是，实现全体人民共同富裕是不断摸索、循序渐进的长期历史过程，不可能一蹴而就。人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾在乡村最为突出，全面建成小康社会和全面建设社会主义现代化强国，最艰巨最繁重的任务在农村<sup>②</sup>。因此，党中央提出乡村振兴战略，并要求推进以县城为重要载体的城镇化建设，寻求找到“县乡之治”的着力点和落脚点。

构建均衡可及的基本公共服务体系是推动县乡高质量发展的重要举措，有利于改善县乡生产生活条件，让亿万农民共享发展成果、走上共同富裕的道路。中国高度重视基本公共服务配置，习近平把“促进基本公共服务均等化”作为“扎实推动共同富裕”的主要路径之一<sup>③</sup>。党的十八大以来，医疗卫生体系建设实现“横向到边、纵向到底”<sup>④</sup>。截至2021年底，全国建成各类基层医疗卫生机构97.779万个，实现街道、社区、乡镇全覆盖<sup>⑤</sup>。公共文化设施普惠性水平显著提升，村、社区综合性文化服务中心数量快速增长，人均体育场地面积达2.2平方米<sup>⑥</sup>。但是，基本公共服务仍存在短板，县级文化体育设施利用率不高，乡镇卫生院医务人员短缺、承载服务能力不强，农村学校硬件资源和师资不足。为此，2022年中央“一号文件”要求公共服务建设要适应农村人口结构和经济社会形态变化，加强基本公共服务县域统筹<sup>⑦</sup>。中央强调县域整体配置基本公共服务，主要原因在于财政管理体制赋予县级政府更强的公共资源统筹能力，有利于在毗邻乡镇间综合布局公共设施。并且，交通网络完善导致的空间压缩和县城乡镇间人口双向流动带来的空间融合可以打破受益边界，共享空间从村镇扩展到县域，加快了基本公共服务标准统一与制度并轨进程（何晓龙和韩美群，2022）。因此，在开启全面建设社会主义现代化国家新征程的关键时点，从县乡层面统筹基本公共服务是实现第二个百年奋斗目标远景的重要抓手。

针对基本公共服务发展不平衡不充分问题仍然比较突出的现实状况，学者们从多个层面展开研究。一是审视特定地区基本公共服务供给水平。马慧强等（2011）采用熵值法构建了市级基本公共服务综合指标并进行分析，发现城市基本公共服务质量总体不高。任和（2016）以“送电影下乡”服务为例考察了农村公共文化服务供给水平和质量，发现部分地区存在观看难度大、配套资金不到位等问题。

<sup>①</sup> 资料来源：《新时代十年建成世界上规模最大的教育、社会保障、医疗卫生体系 提高人民生活品质》，[https://www.cdi.gov.cn/yaowenn/202210/t20221019\\_225445.html](https://www.cdi.gov.cn/yaowenn/202210/t20221019_225445.html)。

<sup>②</sup> 参见《中共中央 国务院印发〈乡村振兴战略规划（2018—2022年）〉》，[https://www.gov.cn/zhengce/2018-09/26/content\\_5325534.htm](https://www.gov.cn/zhengce/2018-09/26/content_5325534.htm)。

<sup>③</sup> 习近平，2021：《扎实推动共同富裕》，《求是》第20期，第4-8页。

<sup>④</sup> 资料来源：《筑牢公共卫生监测网、保障网——我国重大疫情防控取得显著成效》，[https://www.gov.cn/xinwen/2022-06/17/content\\_5696368.htm](https://www.gov.cn/xinwen/2022-06/17/content_5696368.htm)。

<sup>⑤</sup> 资料来源：《2021年我国卫生健康事业发展统计公报》，[https://www.gov.cn/xinwen/2022-07/12/content\\_5700670.htm](https://www.gov.cn/xinwen/2022-07/12/content_5700670.htm)。

<sup>⑥</sup> 参见《“十四五”公共服务规划》，<https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2022-01/10/5667482/files/301fe13cf8d54434804a83c6156ac789.pdf>。

<sup>⑦</sup> 参见《2022年中央一号文件（全文）》，[http://www.lswz.gov.cn/html/xinwen/2022-02/22/content\\_269430.shtml](http://www.lswz.gov.cn/html/xinwen/2022-02/22/content_269430.shtml)。

辛冲冲和陈志勇（2019）从教育、医疗、文化、基础设施、生态环境和社会保障六个维度评估省际基本公共服务，发现区域间存在两极分化现象。史婵等（2023）采用双临界值测量方法测度了革命老区基本公共服务短板，认为东北地区革命老区短板问题突出。还有文献基于地图点位大数据，分析北京市公共服务设施集聚特征（湛东升等，2018）、长沙市基础教育资源可达性（马宇等，2021）。二是评估基本公共服务均等化程度。在省市层面，李华和董艳玲（2020）发现2006—2017年基本公共服务总体基尼系数呈明显下降态势。在城乡层面，范逢春和谭淋丹（2018）发现省级层面的城乡基本公共服务均等化水平在不断提升，杨晓军和陈浩（2020）发现地级市内部的城乡基本公共服务非均衡性还在扩大。在村级层面，卢盛峰等（2022）认为医疗卫生和基本公共教育服务的不均等状况依然严重。三是探讨基本公共服务非均等化成因。自然禀赋差异和宏观政策偏袒导致区域经济分化，造成地方财力横向失衡，引起基本公共服务供给不均等（彭雅丽等，2022）。在制度方面，分税制导致财权上移、事权和支出责任下移的财政纵向失衡，进一步扩大了公共服务非均等化（倪红日和张亮，2012；张帆等，2020）。转移支付是上级政府解决下级政府财力不足的主要手段，但在中国式分权背景下，地方间激烈的经济竞争会放大转移支付的粘蝇纸效应，缩小基本公共服务差距的政策设计可能会失效（付文林和沈坤荣，2012；缪小林等，2017）。

从上述研究可以看到，基层政府财力是影响基本公共服务供给的重要因素，而财政能力在很大程度上依赖于经济发展水平和上级政府转移支付。为了促进基本公共服务均等化，需要厘清基本公共服务配置的财政基础。面对由来已久的财政失衡问题，政府在新时代进行了哪些财政体制改革，从而在制度层面保障了基本公共服务供给？在实践层面，基本公共服务在县乡这一基层治理单元呈现怎样的空间格局及动态演进特征，非均等化程度是否降低？在这一变动趋势背后，哪些地区正从基本公共服务扩张中获益更多？探讨这些问题不仅有助于提高基本公共服务效率和优化财政资源配置模式，也为巩固拓展脱贫攻坚成果、推动乡村振兴以及实现共同富裕提供强有力的经验证据。

本文基于高德地图空间站点层级基础数据库2012—2021年549万个基本公共服务设施点位数据，以基础教育、医疗卫生和文化体育为切入点，对其空间布局、均等化程度以及受益状况进行测度和分析。本文的边际贡献主要在于三个方面：第一，在研究视角上，本文将宏观的财政保障机制与微观的基本公共服务纳入统一分析框架，检验政府保障机制建立后，基本公共服务供给事实是否践行财政设计原则，为理解财政配置基础提供一个完整图景。第二，在研究内容上，本文引入地图点位大数据，尝试在县乡层面对基本公共服务空间特征、均等化程度以及受益归宿进行更精细尺度的刻画，丰富和补充公共服务供给水平、均衡性等领域的相关文献。第三，在改革实践层面，本文拟通过考察基本公共服务建设在基层的推进状况，为新时代建立保障平衡充分发展的现代财政制度、建成清晰的政府权责划分模式提供经验证据和理论启示，同时也对当下推动财政改革服务共同富裕提供决策参考。

## 二、县乡基本公共服务配置的财政基础

基本公共服务空间布局是在外部环境和内在基础相互影响下形成的，本文借鉴韩增林等（2021）提出的演化机理，构建一个包含供给端财政基础的基本公共服务形成机制框架（见图1）。地形地貌

和河流水系分布影响公共服务设施选址与布局，坐落于群山之中的偏远地区由于空间隔离极大阻碍了基本公共服务发展。历史惯性使得公共资源容易被高行政等级的城市捕获，开发时期、管理成本、文化底蕴等禀赋差异是造成中心城区与外围郊区基本公共服务差异的重要原因。内在基础分为需求端与供给端，需求端的人口分布是影响基本公共服务空间获得的直接因素，地方政府要设计合理的需求表达机制，了解居民基本公共服务偏好。在供给端，财政作为国家治理的基础和重要支柱，为基本公共服务直接提供财力保障。县乡政府只有在框架清晰的事权与支出责任划分下，以转移支付体系为支撑，才能实现基本公共服务供给多样性与效能提升，达到标准、优质、普惠、均等的空间配置状态。

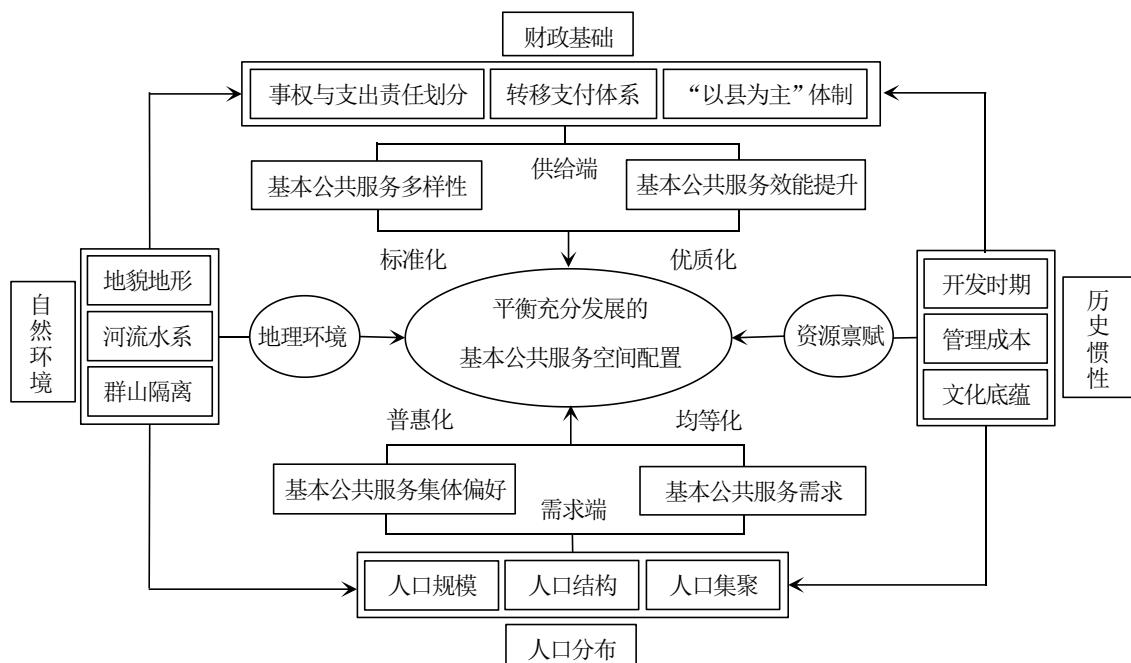


图1 县乡基本公共服务空间配置的形成机制框架

1994年分税制改革后，县乡两级政府承担着基础教育、医疗卫生等繁重的基本公共服务供给职责，基层财力与事权的不对称加剧。进入新时代，习近平总书记指出要加快形成有利于转变经济发展方式、有利于建立公平统一市场、有利于推进基本公共服务均等化的现代财政制度，形成中央和地方财力与事权相匹配的财税体制<sup>①</sup>。为了扭转财政失衡带来的基本公共服务供给能力弱化状况，中央与地方政府主要从三个方面深化财税体制改革。一是构建财政保障的顶层设计，通过清晰界定政府间事权与支出责任，基本公共服务均等化实现了从部门理念到国家实践的转变。二是完善转移支付体系，制度目标逐渐由维持机构运转变为保障财力均衡，实现财政能力和民生服务均等化。三是实行“以县为主”的财政体制改革，通过“省直管县”放权改革和“乡财县管”集权改革强化县级政府自主权，形成实质上的“中央—省—县”三级财政管理运转模式，增强基层公共服务保障能力。

<sup>①</sup>资料来源：《习近平：改革要聚焦聚神聚力抓好落实》，[http://www.xinhuanet.com/politics/2014-06/06/c\\_1111024486.htm](http://www.xinhuanet.com/politics/2014-06/06/c_1111024486.htm)。

### （一）共同财政事权与支出责任划分

为了建立权责清晰、财力协调、区域均衡的中央和地方财政关系，事权与支出责任改革经历了“指导性意见—全面铺开—分领域细化”三个阶段。第一阶段，党的十八届三中全会对合理划分各级政府间事权与支出责任提出指导性、纲领性意见，提出“建立事权和支出责任相适应的制度”的要求<sup>①</sup>。第二阶段，2014年《深化财税体制改革总体方案》对事权和支出责任划分作出部署，2016年《国务院关于推进中央与地方财政事权和支出责任划分改革的指导意见》进一步明确了改革原则、主要任务和各时间节点<sup>②</sup>。第三阶段，随着2018年《基本公共服务领域中央与地方共同财政事权和支出责任划分改革方案》（以下简称《方案》）颁布，中央政府相继出台了医疗卫生、科技、教育、公共文化、交通等领域的具体改革方案。其中，《方案》划定了中等职业教育国家助学金等7个事项中央与地方共同财政事权和支出责任分担方式，从第一档地区到第五档地区中央财政分别分担80%、60%、50%、30%、10%<sup>③</sup>。到2020年底，中央与地方共同财政事权与支出责任划分搭建起清晰框架，基本公共服务供给效能得到系统提升。

对于省以下财政体制改革，中央鼓励地方政府建立因地制宜、激励相容的财政事权和支出责任划分动态调整机制。各省遵循“省负总责、分级负责”的总思路，促进省以下各级政府财力均衡，保障基本公共服务支出（高琳等，2019）。具体而言，各省在坚持“县级为主、市级帮扶、省级兜底、中央激励”的总体原则下，积极汲取实践经验，因地制宜地调整、改进过渡性方案。例如，广东省采取省级限制列举、剩余归属市县的方式明确省以下事权和支出责任“两个清单”，按照“一核一带一区”功能定位实行省与市县差别化分担制度<sup>④</sup>。省以下各级财政支出责任的清晰界定，进一步缓解了县乡财政困难，激励基层政府完善基本公共服务供给。

### （二）促进基本公共服务均等化的转移支付体系

基本公共服务可持续离不开财力资源保障，随着央地事权与支出责任改革持续推进，转移支

---

<sup>①</sup>参见《国务院关于推进中央与地方财政事权和支出责任划分改革的指导意见》，[https://www.gov.cn/gongbao/content/2016/content\\_5109314.htm](https://www.gov.cn/gongbao/content/2016/content_5109314.htm)。

<sup>②</sup>参见《中共中央政治局召开会议审议〈深化财税体制改革总体方案〉等》（[https://www.gov.cn/xinwen/2014-06/30/content\\_2710105.htm](https://www.gov.cn/xinwen/2014-06/30/content_2710105.htm)）和《国务院关于推进中央与地方财政事权和支出责任划分改革的指导意见》（[https://www.gov.cn/zhengce/content/2016-08/24/content\\_5101963.htm](https://www.gov.cn/zhengce/content/2016-08/24/content_5101963.htm)）。

<sup>③</sup>参见《国务院办公厅关于印发基本公共服务领域中央与地方共同财政事权和支出责任划分改革方案的通知》，[https://www.gov.cn/zhengce/content/2018-02/08/content\\_5264904.htm](https://www.gov.cn/zhengce/content/2018-02/08/content_5264904.htm)。第一档地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆12个省（区、市）；第二档地区包括河北、山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、海南10个省；第三档地区包括辽宁、福建、山东3个省；第四档地区包括天津、江苏、浙江、广东4个省（市）和大连、宁波、厦门、青岛、深圳5个计划单列市；第五档地区包括北京和上海2个直辖市。

<sup>④</sup>参见《广东省人民政府关于印发广东省省级与市县财政事权和支出责任划分改革实施方案的通知》，[https://www.gd.gov.cn/gkmlpt/content/0/145/post\\_145903.html#7](https://www.gd.gov.cn/gkmlpt/content/0/145/post_145903.html#7)。

付体系也得到了完善。均衡性转移支付主要是为了促进基本公共服务均等化，基于“标准财政收支差”按照一定补偿系数与公式分配资金。党的十八大以来，均衡性转移支付不断增大投入，且分配公式引入公共服务支出成本等持续优化，极大提升了各地区基本公共服务水平。同时，中央设立共同财政事权分类分档转移支付，将一般性转移支付和专项转移支付安排的教育、养老、医疗、救灾等重要民生领域共同财政事权事项统一，提高地方履行共同财政事权的能力。

转移支付是事权与支出责任划分的落脚点，如果资金难以足额到达基层，那么县乡财政仍然面临困难。2020年新冠疫情带来的巨大防疫支出和财政收入滑坡放大了转移支付从中央到县级财政过程中长时下拨、层层截留等制度性问题（杨良松和余莎，2018），中央政府为此建立特殊转移支付机制并实行常态化管理。特殊应急财政资金经过点对点精准划拨，打破政府间层级秩序和逐级下拨的烦琐程序，穿透性地“一竿子”直达基层（马洪范和张恩权，2021）。资金覆盖范围从落实“六保”任务和疫情防控扩展到常态化保障基层财力、惠企利民等多个领域，直达机制畅通了中央财政到县级财政的纵向拨付通道，实现了部门间横向联动协同。

中国主要实行的是纵向转移支付制度，实际上为实现均衡发展目标，中央政府推行的一系列区域协作政策也具有横向转移支付特点。新时代以来，在党中央的集中统一领导下，通过协调统一和行政动员，东西部扶贫协作、省际对口支援、革命老区结对帮扶在区域合作和互助方面发挥了弥补资源不足的重大作用，提升了受援地区基本公共服务水平，缓解了区域发展不平衡不充分问题。因此，依赖于体制上的纵向转移支付与事实上的横向转移支付作为支撑，地区间财政资源配置不均衡状况不断得到改善，持续推进基本公共服务均等化。

### （三）“以县为主”的财政体制改革

在城乡二元管理体制和分税制财政体制下，“中央—省—市—县—乡”五级财政管理模式的弊端逐步显现，严重削弱了县乡财政自给能力，导致县城、农村基本公共服务供给不足（才国伟等，2011）。为了巩固基层政权、促进平衡发展，省以下财政体制改革通过“自上而下”的分权和“从下往上”的集权来加强县级政府财权。分权式改革是以“省直管县”下放市级政府的财政和行政权力，解决市对县财政资源的截留与占用，增加基层财政收入。集权式改革是以“乡财县管”上收乡镇政府的财政支出决定权，让县级政府统筹全县财政资源，促进县域内乡镇间基本公共服务均等化。

“省直管县”财政体制改革从2004年开始，在湖北、吉林、河南、山东、安徽等大部分省份试点。财政部2009年发布《关于推进省直接管理县财政改革的意见》，力争在全国民族自治地区之外地区全面推进“省直管县”，施行减少财政层级的扁平化改革<sup>①</sup>。“省直管县”扩大了县级财政管理权限，在增强县级公共服务保障能力方面取得明显成效（陈思霞和卢盛峰，2014；杨龙见和尹恒，2015）。乡镇政府作为中国五级行政管理体制的末端，既要维持基层人员工资发放和机构运转，又要承担辖区民生性公共服务，使其在权力向上、责任向下的政府间关系中长期处于财政困境状态（姚鹏等，2022）。“乡财县管”改革赋予县政府直接管理并监督乡镇财政支出行为的权力，主要事权也集中到各县级

---

<sup>①</sup>参见《关于推进省直接管理县财政改革的意见》，[https://www.gov.cn/zwgk/2009-07/09/content\\_1360963.htm](https://www.gov.cn/zwgk/2009-07/09/content_1360963.htm)。

职能部门，有效缓解了省级财政的兜底压力，有利于加强县乡统筹规划。

由此可见，通过事权与支出责任清晰划分、转移支付体系完善和“以县为主”的财政体制改革，县乡基本公共服务供给的财政基础已经打牢。但是，从资金分配到地方，再由地方政府提供基本公共服务，这个过程可能产生偏离（缪小林和张蓉，2022）。财政保障机制并不能完全保证地方政府获得资金后，能够根据居民需求提供均衡可及的基本公共服务。如果财政机制不能有效激励地方政府基本公共服务供给，会导致服务水平和质量大打折扣，造成居民获得感下降。

因此，本文主要从两方面评估县乡基本公共服务配置状况，以检验财政保障基础是否有效。一是分析基本公共服务的空间分布与均等化状况，包括全国整体、四大经济带和发展相对落后地区的基本公共服务变化等。此外，本文还选定四大城市群来分析核心市辖区与周边县乡基本公共服务差异。相对于省界毗邻地区属于省际地理边缘区域，周边县乡属于城市群内不被重视的地区。二是本文采用边际受益归宿方法评估地理位置偏远、经济发展缓慢的县乡是否获得更多基本公共服务。这些地区是需要财政保障机制额外支持的地区，可以体现基本公共服务配置的实践逻辑。

### 三、数据来源与测度方法

#### （一）数据来源

根据《国家基本公共服务体系“十二五”规划》《“十三五”推进基本公共服务均等化规划》《“十四五”公共服务规划》政策规定，基本公共服务包括义务教育、医疗卫生、住房保障、养老服务、文化体育、残障服务<sup>①</sup>。本文主要关注经济发展缓慢、地理位置偏远的县城和乡村地区。教育和医疗是亟待补齐短板的兜底性基本公共服务，文化体育是需要加强的普惠性基本公共服务。住房、养老、残障服务的层次更高，更多的是发展基础不错的大中小城市所考虑的延伸型基本公共服务。因此，兼顾数据可获得性和实际可操作性，本文从基础教育、医疗卫生、文化体育三方面构建基本公共服务指标。本研究根据2020年全国统计用区划代码和城乡划分码得到共计2852个有效县级行政区的信息，数据主要包括四部分。第一，本文使用的2012—2021年基本公共服务设施点位数据，来源于高德地图空间站点层级基础数据库。设施点位数据是指一组包含地理实体属性的地理坐标点，作为地图服务中一种代表真实事务的细颗粒度数据，具有样本规模大、覆盖范围广、动态更新快和空间分辨率高的特点。随着人工智能技术和地理大数据应用的发展，设施点位数据已用于研究服务设施分布模式、城市空间形态以及地区经济活动等诸多领域，能够在更小的空间尺度上刻画基本公共服务的空间分布。本文通过对县级行政区范围内的基础教育、医疗卫生和文化体育设施点位数量进行加总计算，得到区域内基本公共服务设施的总量。基础教育服务设施共299万个点位数据，包括该地配置的幼儿园、小学、初

<sup>①</sup> 参见《国家基本公共服务体系“十二五”规划（全文）》（[http://www.scio.gov.cn/ztk/xwfb/83/8/Document/1190990/1190990\\_3.htm](http://www.scio.gov.cn/ztk/xwfb/83/8/Document/1190990/1190990_3.htm)）、《国务院关于印发“十三五”推进基本公共服务均等化规划的通知》（[https://www.gov.cn/zhengce/content/2017-03/01/content\\_5172013.htm](https://www.gov.cn/zhengce/content/2017-03/01/content_5172013.htm)）和《“十四五”公共服务规划》（<https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2022-01/10/5667482/files/301fe13cf8d54434804a83c6156ac789.pdf>）。

中和高中等；医疗卫生服务设施提取卫生院、专科医院、综合医院、急救中心和疾病预防机构等，共 152 万个点位数据；文化体育服务设施选取体育馆、博物馆、展览馆、会展中心、美术馆、图书馆、科技馆、天文馆、文化宫、档案馆、电视台、电台和公园广场等，共 98 万个点位数据。

第二，本文基于 2012—2021 年夜间灯光影像数据度量经济发展水平。美国航天局与美国国家海洋和大气管理局合作开发了国家极地轨道伙伴（National Polar-orbiting Partnership，简称 NPP）卫星系统，该卫星上搭载的可见光红外成像辐射仪（visible infrared imaging radiometer，简称 VIIRS）捕捉了全球范围的夜间灯光，即 NPP/VIIRS 数据集。相较于传统 GDP 数据，NPP/VIIRS 夜间灯光数据具有更好的准确性、完整性与一致性，能够反映一个地区的收入水平和经济发展程度。

第三，本文采用全球人口动态统计分析数据库（landScan global population database，简称 LandScan）2012—2021 年的数据，计算得到各行政区内的常住人口分布数量。本文对基本公共服务配置的衡量都是在万人均值视角下展开，采用区域范围内每万人获取的基本公共服务设施数量进行分析。LandScan 数据库的空间分辨率接近 1 千米×1 千米，该人口数据结合了地理空间科学、遥感技术和机器学习算法，是具有最佳分辨率的全球人口长时间序列数据。

第四，本文基于自然资源部标准地图（审图号为 GS（2019）4345 号），采用地理信息系统软件 ArcGIS 计算县域到省边界的距离、县域到所属省份省会城市的距离作为衡量区位差异的两个指标。

## （二）测度方法

1. 演进趋势测算。核密度估计是研究不均衡空间分布和动态演化规律的一种常用工具，本文选取高斯分布概率密度函数作为核函数，用连续密度曲线测算公共服务在最优带宽下的单位密度，输出整体数据的概率密度，直观反映其在连续区域内的分布状况。密度函数  $f(x)$  的核密度估计公式为：

$$f(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_i - \bar{x}}{h}\right) \quad (1)$$

(1) 式中， $K(\cdot)$  为核函数， $x_i$  为各县乡人均公共服务存量， $\bar{x}$  为均值， $n$  为县域个数， $h$  为带宽。高斯核函数表达式为： $K(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right)$ 。将高斯核函数代入(1)式，得到高斯核密度函数：

$$f(x) = \frac{1}{nh} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \sum_{i=1}^n e^{-\frac{(x-x_i^2)}{2h^2}} \quad (2)$$

(2) 式简化形式为  $f(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n K(x)$ ，其中  $K(x) = \frac{1}{h\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-x_i^2)}{2h^2}}$ 。从该简化形式可知，

核密度估计是对多个概率密度函数求平均。

2. 空间集聚测算。全局空间自相关分析能描述所有的空间单元在整个区域上与周边地区的平均空间关联程度与空间集聚特征。本文选取全局莫兰指数（Global Moran's I）进行测算，计算公式如下：

$$I = \frac{n}{S_0} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n z_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (3)$$

$$S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n z_{ij} \quad (4)$$

(3) 式和 (4) 式中,  $n$  为县域数量,  $y_i$  和  $y_j$  分别表示第  $i$  个县和第  $j$  个县的每万人基本公共服务设施数量,  $\bar{y}$  为样本县域每万人基本公共服务设施数量的均值,  $z_{ij}$  为空间权重值。 (3) 式将所有县的基本公共服务设施点位数与均值的偏差值相乘, 得到叉积, 全局莫兰指数即叉积之和。如果数据集中, 即聚集在一处的基本公共服务设施数量多数大于(或小于)均值, 意为倾向于在空间上发生聚类, 高值与高值相邻, 低值与低值相邻。经过方差归一化处理, 全局莫兰指数  $I$  的范围局限在  $[-1, 1]$ 。

3. 区域差异测算。为了量化分析县乡基本公共服务的区域差异, 本文采用 Dagum 基尼系数进行测量, 并使用其分解式捕捉差异来源。《方案》要求中央对于经济发展落后、财力相对较弱省份的基本公共服务承担更多支出责任, 对比获得不同财政支持省份的县乡基本公共服务均衡状况, 有助于审视财政分档分担机制起到的作用。为此, 本文将《方案》中五档地区分为三组, 第一档为  $a$  组高分担区, 第二、第三档为  $b$  组中分担区, 第四、第五档为  $c$  组低分担区。假设存在  $n$  个县, 令  $k=1, 2, 3$ , 分别代表三类分担地区。县乡基本公共服务差距可以分解为:

$$G = G_w + G_{nb} + G_t \quad (5)$$

(5) 式中,  $G$  为总体基尼系数, 为  $G_w$  子群内差距,  $G_{nb}$  为子群间差距净贡献,  $G_t$  为子群间超变密度贡献, 即划分子群时由于交叉项的存在而对总体差距产生的影响。将 (5) 式进一步分解为:

$$G = \frac{\sum_{a=1}^k \sum_{b=1}^k \sum_{i=1}^{n_a} \sum_{j=1}^{n_b} |y_{ai} - y_{bj}|}{2n^2 \bar{y}} \quad (6)$$

(6) 式中,  $G$  为总体基尼系数,  $y_{ai}$  和  $y_{bj}$  是  $a$  组和  $b$  组内的县域  $i$  和  $j$  的每万人基本公共服务设施数量,  $n$  为县级行政区总数,  $\bar{y}$  是样本内各县公共服务设施均值,  $n_a$  和  $n_b$  是  $a$  组和  $b$  组内的县域数量。此处  $a$  和  $b$  代表三组中任意两组。单个组  $a$  的组内基尼系数  $G_{aa}$  可以表示为:

$$G_{aa} = \frac{1}{2n_a^2 \bar{y}_a} \sum_{i=1}^{n_a} \sum_{j=1}^{n_a} |y_{ai} - y_{bj}| \quad (7)$$

(7) 式中,  $\bar{y}_a$  为  $a$  组的县域基本公共服务均值。其他变量含义与 (6) 式中相同。任意组  $a$  和组  $b$  之间的基尼系数  $G_{ab}$  为:

$$G_{ab} = \sum_{i=1}^{n_a} \sum_{j=1}^{n_b} |y_{ai} - y_{bj}| / (n_a n_b (\bar{y}_a + \bar{y}_b)) \quad (8)$$

(8) 式中,  $\bar{y}_b$  为  $b$  组内的县域基本公共服务均值。其他变量含义与 (6) 式和 (7) 式中相同。进一步, 根据 Dagum (1997) 的证明得到贡献度的分解式:

$$G_w = \sum_{a=1}^k G_{aa} p_a s_a \quad (9)$$

$$G_{nb} = \sum_{a=2}^k \sum_{b=1}^{a-1} G_{ab} (p_a s_b + p_b s_a) D_{ab} \quad (10)$$

$$G_t = \sum_{a=2}^k \sum_{b=1}^{a-1} G_{ab} (p_a s_b + p_b s_a) (1 - D_{ab}) \quad (11)$$

(9)式、(10)式和(11)式中,  $p_a = n_a / n$ ,  $s_a = \overline{n_a y_a} / \overline{n y}$ ,  $D_{ab} = (d_{ab} - p_{ab}) / (d_{ab} + p_{ab})$ , 意为  $a$  组与  $b$  组公共服务发展的相互影响。 $d_{ab}$  是  $y_{ai} - y_{bj}$  所有正向差值的数学期望,  $p_{ab}$  是  $y_{ai} - y_{bj}$  负向差值的数学期望。

4. 边际受益归宿分析。本文借鉴 Ajwad and Wodon (2007) 的方法进行边际受益归宿分析 (marginal benefit incidence)。该方法作为测算受益归宿的常用方法, 受到学者们普遍认可 (Mogues, 2013; 万伦来等, 2013; 赵海利和朱迪, 2019)。边际受益归宿分析将各区域享有的新增边际公共服务设施匹配该地区的经济发展水平 (地理距离), 测度不同群组从基本公共服务增量中的受益率。若某组别比其他组别获得的边际份额高, 则其为基本公共服务供给受益者。该方法旨在甄别各类群体从公共服务中的受益情况, 而非将所有受益群体视作一个整体进行研究, 较为直观地探讨“哪些群体从新增公共服务中受益更多”和“在多大程度上受益”。

测算各县域从基本公共服务中的边际受益差别, 需要先依据某一特征变量划分组群, 并将组内样本从小到大进行排序, 再对排序后的地区依据样本容量分组。本文尝试将县域分别按照经济发展水平、该地区到省界距离和该地区到省会城市距离等三个层面进行分组, 结合各省样本容量, 将每个省下辖县等分为 4 组。以经济发展水平为例, 第 1 组经济发展水平的平均值最低, 视为最落后的地区; 第 4 组经济发展水平的平均值最高, 视为发达地区。本文分别定义  $school_{m,q,j}$ 、 $hospital_{m,q,j}$ 、 $culture_{m,q,j}$  为第  $m$  省第  $q$  组第  $j$  县现有的基础教育、医疗卫生以及文化体育公共服务设施人均量, 同时定义  $n_m^q$  为第  $m$  省第  $q$  组的县域个数。以医疗服务设施为例进行实证过程分析, 第  $m$  省第  $q$  组的县域医疗卫生公共服务设施人均数量为  $\overline{H}_{m,q} = \sum_{j=1}^{n_m^q} (hospital_{m,q,j} / n_m^q)$ , 第  $m$  省的省内医疗卫生公共服务设施人均数量为  $\overline{H}_m = (\sum_{q=1}^4 \sum_{j=1}^{n_m^q} (hospital_{m,q,j} / n_m^q)) / \sum_{q=1}^4 n_m^q$ , 回归模型设定如下:

$$\overline{H}_{m,q} = \alpha_q + \beta_q \overline{H}_m + \mu_{m,q} \quad (12)$$

(12) 式中:  $q = 1, 2, 3, 4$ ;  $m = 1, 2, 3, \dots, 25$ ; 系数  $\beta_q$  表示省内医疗卫生公共服务设施人均数量增加一单位, 导致第  $q$  组的医疗卫生公共服务设施人均数量平均增加  $\beta_q$  个单位;  $\alpha_q$  和  $\mu_{m,q}$  分别表示常数项和随机误差项。由于省内医疗卫生公共服务设施人均数量  $\overline{H}_m$  包含了各组获得的医疗卫生公共服务设施信息  $\overline{H}_{m,q}$ , 而且在计算  $\overline{H}_{m,q}$  的时候使用了  $\overline{H}_m$ , 内生性问题难以排除。因此, 本文借鉴 Ajwad and Wodon (2007) 的做法, 采用近似平均数辅助法, 从  $\overline{H}_m$  中剔除  $\overline{H}_{m,q}$ , 将  $(\sum_{q=1}^4 \sum_{j=1}^{n_m^q} hospital_{m,q,j} - \sum_{j=1}^{n_m^q} hospital_{m,q,j}) / ((\sum_{q=1}^4 n_m^q) - n_m^q)$  作为替代变量。该做法可在一定

程度上解决内生性问题并增加估计的准确性。从反向因果关系来看，新的 $\bar{H}_m$ 排除了特定的 $q$ 群组信息，意味着 $\bar{H}_{m,q}$ 不再直接影响新的 $\bar{H}_m$ ，因此由于群组 $q$ 特征引起的内生性问题可在一定程度上得到解决。此外，由于原 $\bar{H}_m$ 包括 $\bar{H}_{m,q}$ ，将使得估计得到的系数存在一定程度的向上偏误，使用新的 $\bar{H}_m$ 则可以避免估计系数被高估的可能性。进一步，由于本文每个组群包含的县域个数相等，也就是 $n_m^q = n_m$ ，所以，有 $\sum_{q=1}^4 \bar{H}_{m,q} = 4\bar{H}_m$ ，省略干扰项可进一步将回归方程（12）式简化为：

$$\bar{H}_{m,q} = (3\alpha_q + 4\beta_q \bar{H}_m) / (3 + \beta_q) \quad (13)$$

对 $\bar{H}_{m,q}$ 求关于 $\bar{H}_m$ 的一阶偏导数，结果表明，第 $m$ 省医疗卫生公共服务设施人均数量每增加一个单位，将使得第 $m$ 省第 $q$ 组的医疗卫生公共服务设施人均数量平均增加：

$$\frac{\partial \bar{H}_{m,q}}{\partial \bar{H}_m} = \frac{4\beta_q}{3 + \beta_q} \quad (14)$$

(14)式即为公共服务增加时第 $m$ 省第 $q$ 组的边际受益率。若该值大于0，则表明第 $q$ 组从第 $m$ 省的医疗卫生公共服务增加中获益。若该值大于1，表明第 $q$ 组是省内公共服务供给增量的边际受益者，相对其他组获得了更多公共资源倾斜。另外，当第 $m$ 省医疗卫生公共服务设施人均数量增加一个单位时，省内不同组别边际受益率的平均值应为1，即存在约束条件 $\sum_{q=1}^3 \beta_q / (3 + \beta_q) = 1$ 。

由于各省内各组获得的公共服务 $\bar{H}_{m,q}$ 与各省内公共服务均值 $\bar{H}_m$ 相关，故本文采用似不相关回归方法将随机误差项的协方差矩阵行列式最小化，在约束条件下对(13)式进行回归。(13)式包含4个组的信息，需要分别回归三次，利用约束条件和前三组的边际受益系数，计算出第四组的系数 $\beta_4$ ：

$$\beta_4 = 3 \left( 1 - \sum_{q=1}^3 \frac{\beta_q}{3 + \beta_q} \right) / \sum_{q=1}^3 \frac{\beta_q}{3 + \beta_q} \quad (15)$$

## 四、县乡基本公共服务配置的空间均衡

### (一) 基本公共服务供给分布的动态特征

图2展示了部分年份的基本公共服务分布动态变化趋势。基础教育公共服务的核密度曲线波峰在2015—2018年小幅左移，其余观测时段波峰呈右移趋势，波峰宽度增加，高度持续下降。在左侧尾部略微增长的情况下，密度曲线向右拉伸，说明教育供给水平提高。医疗卫生服务波峰位置持续右移，波峰高度总体上升，宽度缩减，峰值左侧曲线高度逐期下降。这意味着，基础医疗事业发展较为缓慢的县分布集中度下降，县域间医疗卫生服务均等化程度提高。文化体育服务供给量核密度曲线的波峰持续右移，高度先下降后回升，宽度持续收窄。相比2012年，2021年文化体育服务供给量核密度曲线左侧拖尾部分右移，右侧拖尾部分出现低峰值。这说明，文化体育服务整体配置状况好转，两极分化的县乡密度减小。简而言之，基本公共服务供给水平有所提高，区域分化程度进一步缩小。

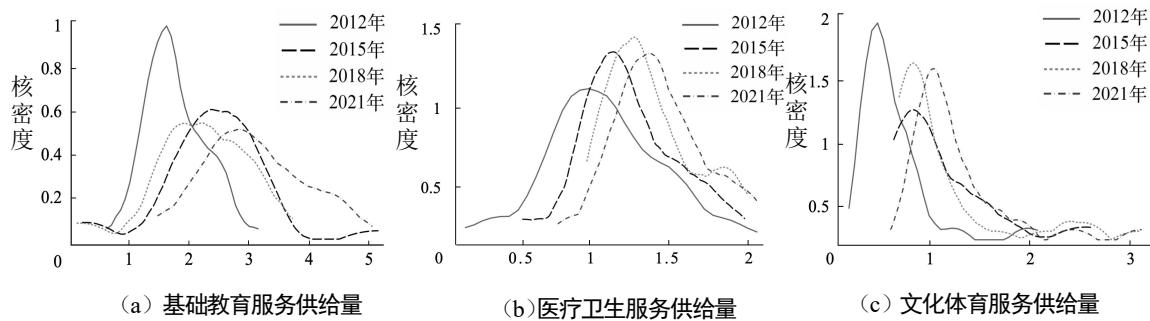
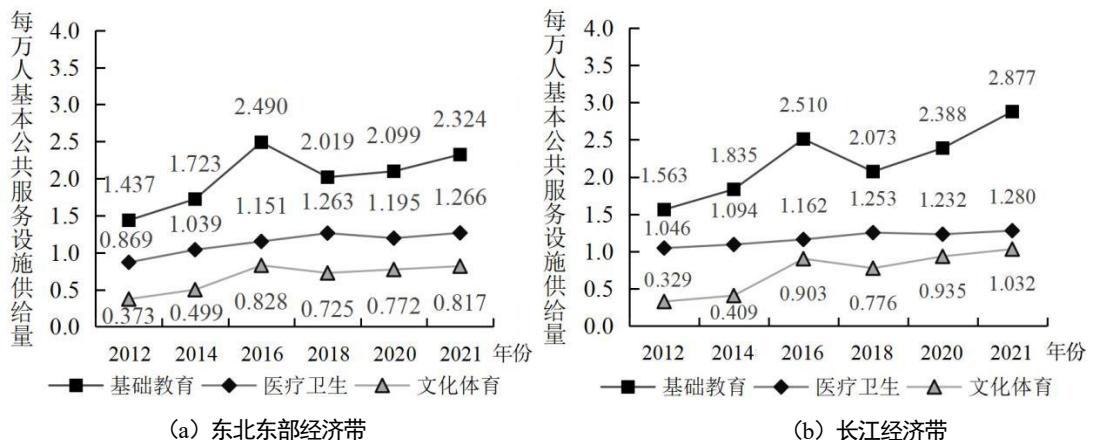


图2 基本公共服务供给核密度曲线

## (二) 基本公共服务的地区差异格局

本文先对东北东部经济带、黄河经济带、长江经济带和珠江—西江经济带四大经济带基本公共服务配置状况进行分析（见图3）。四大经济带从中国东北角到西南端，覆盖范围广、涉及人口多<sup>①</sup>。接着，本文选择《中国农村扶贫开发纲要（2011—2020年）》确立的14个集中连片特困地区与2021年《国务院关于新时代支持革命老区振兴发展的意见》批准的12个革命老区<sup>②</sup>，分析总结其从摆脱绝对贫困到迈向共同富裕新征程中基本公共服务配置的演化过程。然后，本文基于四大国家级城市群，评估区域经济一体化能否促进基本公共服务均等化，以及中心城区是否对周边县乡产生“虹吸效应”。



<sup>①</sup>东北东部经济带范围参见《东北东部十二市（州）区域合作框架协议》（<http://www.dbdbw.com/html/12/20124/6c8349cc7260ae62e3b1396831a8398f.html>）；黄河经济带范围参见《中共中央 国务院印发〈黄河流域生态保护和高质量发展规划纲要〉》（[https://www.gov.cn/gongbao/content/2021/content\\_5647346.htm](https://www.gov.cn/gongbao/content/2021/content_5647346.htm)）；长江经济带范围参见《〈长江经济带发展规划纲要〉正式印发》（[https://cjjd.ndrc.gov.cn/quanweifabu/guanfangfabu/201908/t20190801\\_943674.htm](https://cjjd.ndrc.gov.cn/quanweifabu/guanfangfabu/201908/t20190801_943674.htm)）；珠江—西江经济带范围参见《珠江—西江经济带发展规划》（<https://www.gov.cn/foot/site1/20140801/95841406863847398.pdf>）。

<sup>②</sup>参见《中共中央 国务院印发〈中国农村扶贫开发纲要（2011—2020年）〉》（[https://www.gov.cn/gongbao/content/2011/content\\_2020905.htm](https://www.gov.cn/gongbao/content/2011/content_2020905.htm)）和《国务院关于新时代支持革命老区振兴发展的意见》（[https://www.gov.cn/gongbao/content/2021/content\\_5591404.htm](https://www.gov.cn/gongbao/content/2021/content_5591404.htm)）。

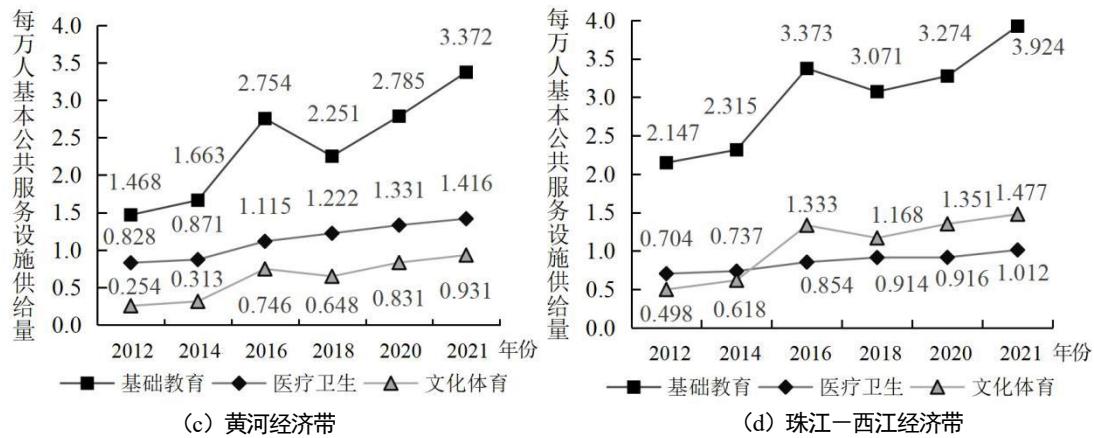


图3 四大经济带基本公共服务配置状况

四大经济带基本公共服务在观测期内呈现波动上升的良好走势。具体而言，四大经济带横向对比，东北东部经济带的医疗卫生服务设施发展较快，基础教育和文化体育服务设施发展较慢。长江经济带医疗卫生服务在观测初期已经处于高水平状态，十年内增益较少，每万人供给量仅从1.046增长到1.280。黄河流域的基础教育供给量增长最快，从1.468攀升至3.372，医疗卫生设施在2012年每万人供给量0.828的基础上平缓增长，2021年每万人供给量达到1.416。珠江—西江经济带作为西南、中南腹地枢纽，能够发挥粤琼两省东西部地区毗邻优势，区域优质教育资源紧密合作，基础教育设施配置均等格局初步形成，每万人基础教育服务始终位于各经济带前列。该经济带医疗卫生公共服务紧缺，人均存量始终徘徊在低位，文化体育公共服务优势较大，2021年医疗卫生和文化体育公共服务设施每万人供给量分别为1.012和1.477。

原集中连片特困地区脱贫是顺利走完精准扶贫“最后一公里”的关键，基本公共服务起到兜底作用不可或缺。表1显示，2012年多数集中连片特困区各类公共服务数量远低于全国平均水平，由于武陵山区、乌蒙山区、大别山区地域边缘性强，2012年基本公共服务设施数量均处于所有集中连片特困地区末三位，基础教育、医疗卫生和文化体育每万人供给量均处于较低水平。大别山区基础教育服务每万人供给量在2016年跃升至第五位，2021年增长至3.705，排名进入前三位。其余发展落后地区公共服务供给几乎都在2012年的基础上实现了翻倍增长，区域间差距大幅缩小。

表1 原集中连片特困地区的每万人基本公共服务设施供给水平

原集中连片 特困地区	基础教育			医疗卫生			文化体育		
	2012年	2016年	2021年	2012年	2016年	2021年	2012年	2016年	2021年
武陵山区	0.618	1.814	2.190	0.407	0.791	0.862	0.099	0.314	0.427
乌蒙山区	0.641	1.560	2.279	0.397	0.624	0.784	0.068	0.227	0.264
大别山区	0.644	2.514	3.705	0.361	0.783	1.075	0.067	0.235	0.478
六盘山区	0.949	2.236	2.573	0.614	0.771	0.877	0.213	0.480	0.539
大兴安岭南麓山区	1.190	2.250	2.313	0.527	0.707	0.917	0.134	0.335	0.364

表1 (续)

秦巴山区	1.199	2.220	2.728	0.721	0.892	1.308	0.187	0.464	0.610
滇桂黔石漠化区	1.282	2.656	3.243	0.546	0.822	1.030	0.144	0.399	0.544
滇西边境山区	1.305	2.178	2.076	0.770	0.825	0.868	0.187	0.533	0.488
燕山—太行山区	1.308	3.170	2.911	0.968	1.001	1.117	0.146	0.449	0.571
吕梁山区	1.665	2.594	3.598	0.649	0.712	0.846	0.124	0.321	0.651
罗霄山区	1.815	3.192	3.951	0.829	0.879	1.025	0.195	0.436	0.646
新疆南疆三地州	0.756	1.661	1.690	0.591	0.702	0.654	0.253	0.376	0.354
西藏自治区	1.119	1.510	1.767	0.889	0.973	0.920	0.473	0.762	0.719
四省藏区 <sup>a</sup>	1.474	2.282	2.419	1.541	1.643	1.574	0.533	1.084	1.039
全国平均	1.591	2.704	3.134	0.911	1.089	1.275	0.326	0.882	1.033

注: a 四省藏区是指除西藏自治区外青海省、四川省、云南省和甘肃省四省藏族与其他民族共同聚居的民族自治地区。

革命老区和原连片特困地区在地理位置和经济发展上具有显著的相似性。具体而言,两类地区均位于省际交界地带,覆盖范围存在较大程度的重叠,同时也面临经济发展相对滞后、基础设施不完善等多重困境。为持续巩固拓展脱贫攻坚成果,革命老区扶持政策汲取原集中连片特困区脱贫中的“集中连片、突出重点”经验,进一步完善基本公共服务体系。对原集中连片特困地区和革命老区的扶持政策是政府在不同发展阶段为全面建设社会主义现代化国家采取的重要举措(黄建红,2023)。

12个革命老区根据基本公共服务配置状况存量和增长趋势可分为四类,如表2所示。第一类区域表现为先天资源不足,发展进程迟滞,以湘鄂渝黔革命老区、大别山革命老区、陕甘宁革命老区和左右江革命老区为代表。湘鄂渝黔革命老区的基本公共服务初始状况最差,2012年三类基本公共服务每万人供给量分别为0.891、0.559和0.125,远低于其他区域。第二类区域拥有良好的先天禀赋,但在后续发展中势头不足,代表性区域为川陕革命老区和湘赣边区。川陕革命老区的医疗卫生和文化体育公共服务供给初始状况位于前列,基础教育公共服务供给稍显不足,位于倒数第四位。2021年文化体育服务供给下滑至倒数位次,基础教育服务每万人供给量仅为2.335,排名降至倒数第一,发展势头明显不足。第三类区域始终保持基本公共服务的优势地位,包括太行革命老区、沂蒙革命老区、赣闽粤原中央苏区和浙西南革命老区。第四类区域先天条件不足,但在政策支持下得以迅速发展,代表性地区为琼崖革命老区和海陆丰革命老区。总体而言,革命老区基本公共服务设施配置状况的优劣表现出一定的持续性,位于领先地位的地区往往地理位置靠近东部、南部沿海。相比之下,基本公共服务增长缓慢的革命老区大多处在交界山区,受制于不利的自然地理环境,配套的公共服务设施未能跟上发展需求。

表2 革命老区的每万人基本公共服务设施供给水平

革命老区	基础教育			医疗卫生			文化体育		
	2012年	2016年	2021年	2012年	2016年	2021年	2012年	2016年	2021年
湘鄂渝黔革命老区	0.891	2.039	2.393	0.559	0.908	1.026	0.125	0.399	0.534
大别山革命老区	1.237	2.653	3.372	0.602	0.873	1.081	0.154	0.382	0.612

表2 (续)

琼崖革命老区	1.414	4.384	3.729	0.525	0.978	0.944	0.190	0.669	0.672
海陆丰革命老区	1.498	2.612	3.764	0.575	0.562	0.781	0.159	0.520	0.887
陕甘宁革命老区	1.296	2.799	3.129	0.772	1.014	1.183	0.229	0.657	0.801
左右江革命老区	1.585	2.918	3.331	0.588	0.827	0.990	0.197	0.459	0.531
太行革命老区	1.459	3.121	3.439	0.679	0.994	1.229	0.268	0.727	0.940
川陕革命老区	1.310	2.084	2.335	1.132	1.164	1.517	0.234	0.543	0.636
沂蒙革命老区	1.935	2.972	3.863	0.865	0.928	1.153	0.196	0.506	0.835
湘赣边区域	1.762	2.730	3.407	1.042	1.012	1.105	0.208	0.517	0.725
赣闽粤原中央苏区	2.264	3.482	4.041	1.119	1.008	1.082	0.295	0.676	0.895
浙西南革命老区	2.176	3.314	3.383	1.174	1.178	1.376	0.491	1.215	1.915

### (三) 基本公共服务的城市群内部差异

接下来, 本部分从城市群角度分析跨越行政区的经济一体化对基本公共服务均等化的引领作用, 刻画核心市辖区与周边县乡的公共服务发展格局。图4显示, 京津冀城市群核心市辖区各类公共服务年均增速分别为29.88%、5.07%、14.58%, 周边县乡增速达到32.71%、6.42%、19.87%, 基础教育、医疗卫生和文化体育公共服务基础设施配置情况在县乡地区取得明显进展。周边县乡的基础教育服务实现了翻倍增长, 每万人供给量从1.842增长到4.151。2021年文化体育服务每万人供给量为0.611, 超过核心市辖区观测期初的0.538。长三角城市群非核心区增速仍显不足, 医疗卫生和文化体育服务的增长进程相对缓慢。粤港澳大湾区核心市辖区在发展中受到更多政策偏袒, 基本公共服务年均增速分别为46.85%、6.67%、17.68%, 医疗卫生和文化体育基础设施的年均增速高于周边县乡。成渝双城经济圈核心市辖区吸纳了周边县乡的公共资源, 医疗卫生和文化体育设施增长相对周边县乡更快, 周边县乡这两类公共服务年均增速仅为1.01%和14.91%。

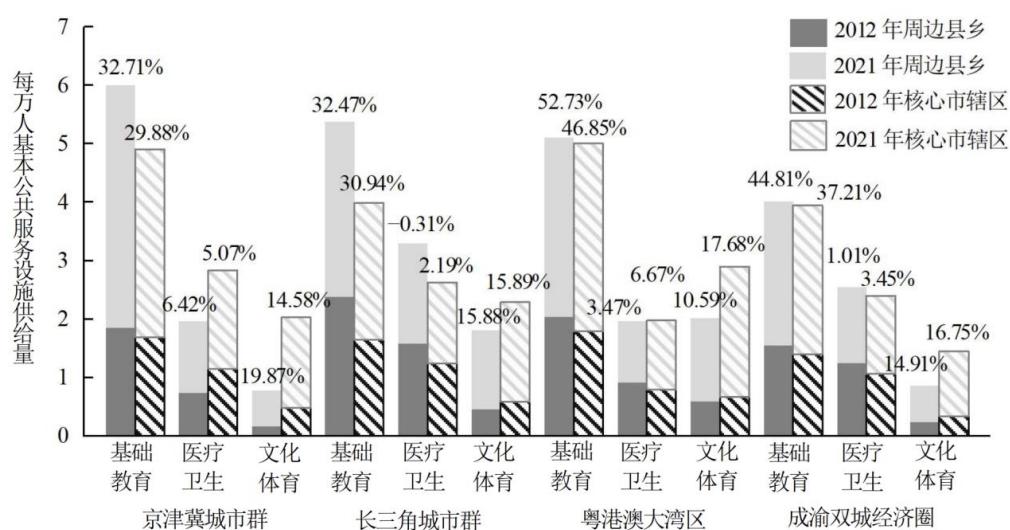


图4 城市群内部核心市辖区和周边县乡基本公共服务设施配置状况

注: 图中百分数为2012—2021年基本公共服务设施年均增速。

总体而言，京津冀城市群的公共服务配置打破了传统行政区划界限，中心城区并未吸附周边县乡的公共资源，非核心区获得了更多基本公共服务设施。相比之下，长三角城市群、粤港澳大湾区和成渝双城经济圈的核心地带“极化”现象导致资源向增长极汇聚，市辖区公共服务扩张速度更快，呈现核心区对周边县乡的“虹吸效应”，城市群内部基本公共服务一体化进程相对缓慢。

#### （四）基本公共服务的空间聚焦特征与非均等化测算

本文基于全局莫兰指数计算2012—2021年县乡基本公共服务的区域空间关联程度<sup>①</sup>。结果表明，基础教育、医疗卫生和文化体育公共服务基础设施在空间上存在较强的正相关关系，相邻县域的基本公共服务配置存在明显空间依赖。具体而言，基础教育和医疗卫生服务的空间自相关指数分别在0.520和0.500上下波动，呈现稳定高聚集特征。文化体育服务的空间自相关指数在0.467~0.608波动，空间相关性较高，政府对县乡文化体育服务的统筹力度加强。

为考察央地共同财政事权支出责任分档分担地区的基本公共服务非均等化程度，本文将五档地区分为a、b、c三组，计算2012—2021年Dagum基尼系数。总体基尼系数计算结果<sup>②</sup>表明，十年间基础教育、医疗卫生和文化体育服务的区域差距均呈现缩小态势，不均等现象得到改善。基础教育服务的基尼系数在2012—2017年从0.312降至0.228，在2019年有所回弹并出现一个高值0.311，2021年滑落至0.230。总体上看，基础教育服务基尼系数持续下降，政府为实现教育均等化所做出的努力卓有成效。医疗卫生服务的总体基尼系数从0.356波动降至0.255，得益于“十二五”时期以来医疗卫生工作重心下沉，以县级医院为枢纽优化医疗卫生资源配置，缩小了县域之间医疗卫生服务差距。县乡文化体育服务配置失衡状况较为严重，但不平等程度在2012—2020年依然呈现逐年下降的状态。

区域间公共服务配置不均等状况在整体上趋于减弱，基础教育和医疗卫生在b组与c组间差异较大，a组的文化体育服务配置较少。具体而言，基础教育公共服务的区域间基尼系数最小，各组两两之间基尼系数在0.3左右浮动。医疗卫生公共服务各组间基尼系数普遍在2012—2015年大幅下降，此后小幅回升，2017年后再次平缓下降。2012年文化体育服务的区域间差异在b组与c组间较为明显，基尼系数为0.526。由于b组文化体育服务在观测期内追赶发展，a组的文化体育服务配置仍然相对滞后，2021年b组与c组间基尼系数降到0.430，a组与c组间基尼系数变为最大。

三类基本公共服务的区域内基尼系数总体呈现波动下降状况。a组内部基础教育公共服务配置比较均等，基尼系数在2012—2018年从0.222小幅下降至0.194，2019年上涨至0.295，形成一个不平等峰值，此后又大幅下降至原水平，十年降幅达到5.41%。b组内部基础教育公共服务的基尼系数从0.319下降至0.202，降幅为36.68%，成为组内差距最小的地区。c组内部的基础教育公共服务初始不均等水平较高，基尼系数为0.323，在观测期末回落至0.250，降幅为22.60%。医疗卫生公共服务区域内差异总体上不断走低。a组、b组的区域内差距逐年缩小，a组区域内基尼系数从0.293下降到0.198，b组区域内医疗卫生基尼系数从0.352下降到0.248。医疗卫生公共服务的区域内供给非均衡倾向在c组

---

<sup>①</sup>受篇幅所限，全局莫兰指数结果在正文中未予展示，感兴趣的读者可通过编辑部向作者索取。

<sup>②</sup>受篇幅所限，总体基尼系数结果在正文中未予展示，感兴趣的读者可通过编辑部向作者索取。

内最明显，观测期基尼系数从 0.370 下降到 0.280，降幅为 24.32%。文化体育公共服务的组内基尼系数下降幅度平缓。其中， $a$  组区域内基尼系数维持在 0.3 左右，由于  $a$  组包含了众多财政支持县，是一种“贫瘠”的均等，供给水平不高。 $b$  组非均衡状况最明显，且高于全国总体基尼系数。财政中分担区的经济水平不如低分担区，又难以像高分担区一样获得更多财政支持，形成“中部洼地”现象。

本文通过分析 Dagum 基尼系数贡献率变化趋势可知，基础教育基尼系数的区域内差异和超变密度贡献率数值相似，二者是地区间差异的主要来源<sup>①</sup>。医疗卫生和文化体育的贡献率波动较小，观测期内超变密度的平均贡献率分别稳定在 52.65% 和 39.36% 左右，是地区间差异的主要来源。

## 五、县乡基本公共服务配置的实践逻辑

本文采用边际受益归宿方法，评估没有先发优势的经济发展落后县与地理区位处于劣势的边界县是否在新时代获得了更多基本公共服务。将观测期分为“十二五”时期和“十三五”时期两个阶段，利用（13）式对两阶段内的公共服务增量进行似不相关回归，得到线性方程估计系数  $\beta_1 \sim \beta_3$  和非线性方程估计系数  $\beta_4$ 。结果<sup>②</sup>表明，省内公共服务供给增加时，各个群组内部的县乡公共服务供给也会显著增加，所有群组都能从公共服务的增加中获益，同时也说明利用该系数测度公共服务受益结果具有一定可靠性。

本文将估计系数  $\beta_1 \sim \beta_4$  代入（14）式与（15）式后得到基本公共服务边际受益率，表 3 报告了不同分组条件下的动态边际受益变化。该系数代表省级基本公共服务人均设施每增加一个单位，各个群组中县乡的边际受益归宿。

表 3

县乡基本公共服务边际受益归宿结果

分组		经济发展水平		到省界距离		到省会城市距离	
		“十二五” 时期		“十三五” 时期		“十二五” 时期	
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
基础教育	0~25 分位点	0.853	1.006	0.990	1.088	1.119	0.930
	25~50 分位点	0.923	0.962	0.983	0.836	0.959	0.667
	50~75 分位点	0.950	0.800	0.980	0.961	0.916	0.997
	75~100 分位点	1.274	1.232	1.048	1.115	1.006	1.407
医疗卫生	0~25 分位点	0.720	0.780	0.877	0.901	0.834	0.896
	25~50 分位点	0.704	0.892	0.945	0.854	1.025	1.090
	50~75 分位点	1.009	0.758	0.902	1.040	0.840	1.071
	75~100 分位点	1.567	1.571	1.277	1.206	1.301	0.943
文化体育	0~25 分位点	0.612	1.213	0.961	0.625	1.255	0.711
	25~50 分位点	0.693	0.738	0.885	1.098	0.922	1.012

<sup>①</sup>限于篇幅，Dagum 基尼系数贡献率变化趋势图在正文中未予展示，感兴趣的读者可通过编辑部向作者索取。

<sup>②</sup>限于篇幅，估计结果在正文中未予展示，感兴趣的读者可通过编辑部向作者索取。

表3 (续)

文化体育	50~75 分位点	0.863	0.898	0.935	0.800	0.771	0.972
	75~100 分位点	1.833	1.152	1.219	1.476	1.052	1.305

基础教育公共服务均等化政策初步取得了阶段性成效，经济落后和地理区位处于劣势的县乡配置了更多基础教育服务。具体而言，表3(1)列表明边际受益率随着经济水平提高而增加，较落后的0~25分位点边际受益率系数为0.853，而最发达县乡为1.274。“十二五”时期，基础教育公共服务配置仍然倾向于偏向经济发展水平较高的地区，持续表现出供给的“马太效应”，这一状况在“十三五”时期得以扭转。表3(2)列结果显示，0~25分位点和25~50分位点的边际受益率分别为1.006和0.962，原本受益最少的0~25分位点成为次级受益群体，基础教育资源配置呈现更加偏向落后地区的包容性。进一步分析表3(3)~(6)列的数据，“十二五”时期距省份边界最远的县乡(75~100分位点)和距离省会城市最近的县乡(0~25分位点)受益多，而在“十三五”时期，距离省会城市最远的县乡获益更多。

医疗卫生公共服务配置过程中，虽然边际受益率与经济水平之间呈现显著正相关关系，但发展较差县与发展较好县之间受益差距在缩小，非均衡供给现象逐步得到纠正。考虑到“十二五”时期与“十三五”时期重点在于建立健全公共卫生服务体系，资源禀赋差的地区用于医疗卫生的财政资金有限，难以在短时间内扩建更多医疗卫生服务设施。即便如此，经济相对落后的两组地区在“十三五”时期的边际受益率相对于“十二五”时期也有所上升，从0.720、0.704分别上升到0.780、0.892。同时，区位优势对医疗卫生公共服务配置的影响呈现下降趋势。距离省界最近的县乡(0~25分位点)和距离省会城市次远的县乡(50~75分位点)分别从0.877、0.840上升到0.901、1.071。

文化体育服务的边际受益率呈现与基础教育相似的趋势，弱势地区在公共服务分配中受到扶持。文化体育服务的边际受益率与经济发展水平呈正U型关系，受益峰值出现在最发达与最落后的县乡。按区位优势分组，“十三五”时期距离省界较近(25~50分位点)和距离省会城市最远的县乡(75~100分位点)边际受益率分别为1.098和1.305，配置了更多文体公共服务。但距省界最近的县乡(0~25分位点)边际受益率从0.961降到0.625，说明地理位置劣势仍然会影响文化体育服务合理分配。

比较三类基本公共服务，基础教育公共服务配置的包容性更强，地理区位处于劣势的县乡也获得了更多基础教育资源。教育服务均等化与教育机会平等一直是政府的工作重点与努力方向，中国高度重视基础教育发展，努力让每个孩子都能享有公平而有质量的教育。新时代以来，大量面向弱势群体与地区的基础教育倾斜性政策不断推出，比如，实施教育扶贫工程、全面改善贫困地区义务教育薄弱学校基本条件、统筹推进县域内义务教育一体化改革、加强乡村小规模学校和乡镇寄宿制学校建设等。由此，基础教育服务在“十三五”时期取得了重大突破，强化了学前教育的公益普惠属性，健全了义务教育有保障的长效机制，实现了普通高中的基本普及。在财政管理体制上，中央承担了一大部分的基础教育支出责任，教育类转移支付在一般性转移支付中的作用越来越明显，具有指定用途限制的教育类转移支付有力地支持了欠发达地区教育公共服务建设。

## 六、结论与政策启示

通过以上分析，本文得出以下主要结论：第一，在区域差异方面，基本公共服务配置的区域分化水平降低，原集中连片特困地区和革命老区的基本公共服务供给在观测期间实现翻倍增长。跨越行政边界的区域经济高质量一体化有助于基本公共服务配置均等化，京津冀城市群内部核心区域对周边县乡产生溢出效应，长三角城市群、粤港澳大湾区和成渝双城经济圈需要改善公共资源过度向核心区汇聚的现象。第二，在空间配置上，基本公共服务分布呈现高聚集性。整体差距呈缩小态势，区域间配置不均等程度减弱。第三，从受益归宿上看，基本公共服务供给的“马太效应”减弱，经济落后地区和地理区位处于劣势地区获得了更多财政支持，基础教育配置的包容性更强，医疗卫生和文化体育在逐步向包容性配置方式迈进。

本文的政策启示如下：第一，在中央与地方政府事权与支出责任划分的基础上，细化省以下支出责任分配机制尤为迫切。省级政府可以将更多基本公共服务纳入省与市县共同事权，差别化下辖市县的财政支出比例，根据基层公共服务短板确定补助标准和补助方式，并对经费保障机制进行动态评估与调整。第二，由于医疗卫生和文化体育公共服务受制于各地自有财力，均等化程度仍有待提升，地方政府可以将医疗卫生与文化体育支出纳入政绩考核，增加对短板领域的专项转移支付。第三，中央政府应该继续提高对边界县、脱贫摘帽县等弱势地区的帮扶，进一步加强基层公共服务设施建设。支持手段不应局限于财政转移支付，人才输送与交通网络完善也是推进公共服务均等化的重要内容。政府应对愿意支持公共服务建设的企业提供金融支持和税收优惠，同时增强财政自筹能力，提升经济发展内生动力。第四，基本公共服务高质量一体化进程需要在城市群内部进一步加强，统筹建设区域公共服务大数据平台，实现公共服务资源有效对接和整合。

### 参考文献

- 1.才国伟、张学志、邓卫广, 2011: 《“省直管县”改革会损害地级市的利益吗?》, 《经济研究》第7期, 第65-77页。
- 2.陈思霞、卢盛峰, 2014: 《分权增加了民生性财政支出吗?——来自中国“省直管县”的自然实验》, 《经济学(季刊)》第4期, 第1261-1282页。
- 3.范逢春、谭淋丹, 2018: 《城乡基本公共服务均等化制度绩效测量: 基于分省面板数据的实证分析》, 《上海行政学院学报》第1期, 第53-64页。
- 4.付文林、沈坤荣, 2012: 《均等化转移支付与地方财政支出结构》, 《经济研究》第5期, 第45-57页。
- 5.高琳、高伟华、周墨, 2019: 《增长与均等的权衡: 省以下财权划分策略的行动逻辑》, 《地方财政研究》第1期, 第49-58页。
- 6.韩增林、朱珺、钟敬秋、闫晓露, 2021: 《中国海岛县基本公共服务均等化时空特征及其演化机理》, 《经济地理》第2期, 第11-22页。
- 7.何晓龙、韩美群, 2022: 《农村公共文化供需空间壁垒及其治理转向》, 《图书馆论坛》第11期, 第24-32页。

8. 黄建红, 2023: 《“红三角”内源式发展: 革命老区乡村振兴的衡山案例研究》, 《中国农村观察》第3期, 第125-141页。
9. 李华、董艳玲, 2020: 《中国基本公共服务均等化测度及趋势演进——基于高质量发展维度的研究》, 《中国软科学》第10期, 第74-84页。
10. 卢盛峰、杨光耀、马静、陈思霞, 2022: 《面向乡村振兴的公共服务均等化研究: 以医疗和教育为例》, 《财政研究》第6期, 第50-63页。
11. 马洪范、张恩权, 2021: 《财政资金直达机制的优化路径与政策选择》, 《地方财政研究》第11期, 第4-10页。
12. 马慧强、韩增林、江海旭, 2011: 《我国基本公共服务空间差异格局与质量特征分析》, 《经济地理》第2期, 第212-217页。
13. 马宇、李德平、周亮、张栋、王嘉丞, 2021: 《长沙市基础教育资源空间可达性和供需匹配度评价》, 《热带地理》第5期, 第1060-1072页。
14. 缪小林、王婷、高跃光, 2017: 《转移支付对城乡公共服务差距的影响——不同经济赶超省份的分组比较》, 《经济研究》第2期, 第52-66页。
15. 缪小林、张蓉, 2022: 《从分配迈向治理——均衡性转移支付与基本公共服务均等化感知》, 《管理世界》第2期, 第129-149页、第14页。
16. 倪红日、张亮, 2012: 《基本公共服务均等化与财政管理体制改革研究》, 《管理世界》第9期, 第7-18页、第60页。
17. 彭雅丽、孙平军、罗宁、刘菊, 2022: 《成渝城市群基本公共服务均等化的时空特征与成因解析》, 《地域研究与开发》第1期, 第32-37页。
18. 任和, 2016: 《中国农村公共文化服务供给: 以送电影下乡为例》, 《中国农村观察》第3期, 第64-70页、第96页。
19. 史婵、奚哲伟、王小林, 2023: 《革命老区振兴发展实践与基本公共服务短板分析》, 《中国农村经济》第7期, 第164-185页。
20. 万伦来、周莹、高翔, 2013: 《中国农业综合开发产业化经营财政支出的受益归宿分析——来自1997—2011年安徽省农业综合开发产业化经营的经验证据》, 《中国农村经济》第12期, 第60-71页。
21. 辛冲冲、陈志勇, 2019: 《中国基本公共服务供给水平分布动态、地区差异及收敛性》, 《数量经济技术经济研究》第8期, 第52-71页。
22. 杨良松、余莎, 2018: 《地方上级政府对转移支付的截留研究——基于省级与地级数据的实证分析》, 《公共管理学报》第2期, 第14-27页、第154页。
23. 杨龙见、尹恒, 2015: 《县级政府财力与支出责任来自财政层级的视角》, 《金融研究》第4期, 第82-98页。
24. 杨晓军、陈浩, 2020: 《中国城乡基本公共服务均等化的区域差异及收敛性》, 《数量经济技术经济研究》第12期, 第127-145页。
25. 姚鹏、李金泽、孙久文, 2022: 《县乡财政支出集权能增加地方民生性支出吗? ——基于安徽省“乡财县管”准自然实验的证据》, 《中国农村经济》第2期, 第94-114页。

- 26.湛东升、张文忠、党云晓、虞晓芬、吴倩倩, 2018: 《北京市公共服务设施空间集聚特征分析》, 《经济地理》第12期, 第76-82页。
- 27.张帆、吴俊培、龚旻, 2020: 《财政不平衡与城乡公共服务均等化: 理论分析与实证检验》, 《经济理论与经济管理》第12期, 第28-42页。
- 28.赵海利、朱迪, 2019: 《中等职业教育专项转移支付的受益归宿分析——以Z省为例》, 《教育研究》第10期, 第91-101页。
- 29.Ajwad, M. I., and Q. Wodon, 2007, "Do Local Governments Maximize Access Rates to Public Services Across Areas? A Test Based on Marginal Benefit Incidence Analysis", *Quarterly Review of Economics and Finance*, 47(2): 242-260.
- 30.Dagum, C., 1997, "A New Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio", *Empirical Economics*, 22(4): 515-531.
- 31.Mogues, T., 2013, "The Reach of Rural Services in Ethiopia: An Asset and Gender-Based Public Expenditure Benefit Incidence Analysis", *The European Journal of Development Research*, Vol. 25: 230-251.

(作者单位: <sup>1</sup>西南财经大学财政税务学院;  
<sup>2</sup>上海财经大学公共经济与管理学院;  
<sup>3</sup>重庆理工大学经济金融学院)  
(责任编辑: 柳 荻)

## The Fiscal Basis, Spatial Balance, and Practical Logic of Allocating Basic Public Services in Counties and Townships in the New Era

ZHANG Nan ZHAO Nike GAO Ming

**Abstract:** This paper preliminarily constructs a framework for the formation mechanism of basic public services, focusing on the reform of the fiscal system on the supply side. We adopt big data of 5.49 million service facilities points to measure the spatial distribution, degree of equalization, and marginal benefit incidence of three types of public service facilities regarding elementary education, healthcare, and culture and sports. The results show that, the level of basic public service provision in counties and townships has increased dramatically since the new era, especially in the former contiguous areas of dire poverty and the old revolutionary base areas where the level has doubled. The distribution of basic public services still exhibits high spatial agglomeration, but the overall regional disparities are narrowing and divides are gradually bridged. The basic public service allocation has practiced the design concept of fiscal security mechanism, which has benefited more the regions with backward economic development and geographical disadvantages during the 13th Five-Year Plan period, enjoying favorable supply of elementary education. This study has important policy implications for improving the mode of public service provision, establishing a co-building and sharing mechanism, and promoting the modernization of the fiscal governance system.

**Keywords:** Basic Public Services; Fiscal Basis; Spatial Balance; Marginal Benefit Incidence

# 高标准农田建设的农地流转市场转型效应\*

王术坤<sup>1</sup> 林文声<sup>2</sup>

**摘要:** 鲜有研究系统分析高标准农田建设对农地流转市场转型的影响及其作用机制。本文从耕地质量提高、农业生产节本增收、农地交易价值提升的传导途径，构建了高标准农田建设促进农地流转市场转型的理论分析框架，采用2020年和2022年中国乡村振兴综合调查10省份50个县（市、区）304个村4264个地块的混合截面数据，定量分析高标准农田建设对农地流转市场转型的影响及其作用机制，并揭示出不同现实情境下高标准农田建设的异质性效应。研究结果表明：高标准农田建设不仅减少了熟人间非市场交易，而且促进了地块租赁约定期限，增加了农地有偿流转的可能性。机制分析结果显示：高标准农田建设主要通过提升耕地质量水平、节省农业生产成本、增加农业生产收益和提高农地交易价值的方式，促进农地流转市场转型。异质性分析结果发现：对于东部地区和东北地区的村庄、自利偏好型的农户，高标准农田建设更有利于促进农地流转市场转型；地权不稳定和外出务工经历弱化了高标准农田建设对农地流转市场转型的影响。

**关键词：** 高标准农田 农地流转市场 耕地质量 中国乡村振兴综合调查

**中图分类号：**F321.1      **文献标识码：**A

## 一、引言

现阶段，分散细碎化的地块难以满足中国式农业农村现代化的发展要求，而农村土地经营权流转（以下简称“农地流转”）对实现农业规模经营和推进中国式农业农村现代化进程发挥了重要作用。近20多年来，中国农地流转市场的交易规模快速扩大。全国农户家庭承包耕地流转总面积从1996年

\*本文研究系中国社会科学院重大经济社会调查项目“乡村振兴综合调查及中国农村调查数据库项目”（编号：GQDC2020017；GQDC2022020）、国家自然科学基金青年项目“‘粮改饲’补贴政策对农户生产影响及政策优化研究”（编号：72003194）和国家自然科学基金重点项目“乡村振兴进程中的农村经济转型的路径与规律研究”（编号：71934003）的阶段性研究成果。感谢北京大学现代农学院黄季焜教授在高标准农田建设政策评估的研究方面对笔者的悉心指导，感谢北京理工大学人文与社会科学学院凤洁博士的修改建议，感谢硕士研究生熊文贤和本科生龙宇琪的省级数据整理工作，感谢匿名评审专家的宝贵建议，但文责自负。本文通讯作者：林文声。

的 0.13 亿亩（占家庭承包经营耕地总面积的 0.98%）增至 2021 年的 5.57 亿亩（占家庭承包经营耕地总面积的 35.37%）<sup>①</sup>。与此同时，农户农地流转行为逐步呈现市场化和规范化的趋势（丰雷等，2020）。在省级层面，出租给本乡镇以外人口或单位的耕地面积占家庭承包经营耕地总面积的比例从 2013 年的 0.97% 增至 2021 年的 4.35%<sup>②</sup>；转入家庭农场、专业合作社和企业的耕地面积占家庭承包经营耕地总面积的比例从 2009 年的 2.13% 增至 2021 年的 15.81%<sup>③</sup>；签订流转合同的耕地流转面积占家庭承包经营耕地总面积的比例从 2009 年的 6.38% 增至 2021 年的 24.49%<sup>④</sup>。在农户层面，现金交易的比例从 2001 年的 26.1% 增至 2018 年的 78.2%，零租金交易的比例则相应地从 55.9% 降至 15.5%，而农地流转年租金从 2001 年的 150 元/亩攀升到 2018 年的 609 元/亩（丰雷等，2020）。可见，中国农地流转市场呈现从人格化交易向非人格化交易转型的发展趋势（仇童伟等，2019；仇童伟和罗必良，2022）。

已有研究指出，耕地质量对地块转入或转出（张亚丽等，2019）、市场流向（郭阳等，2019）、租金形式（陈奕山等，2017）、租金价格（纪月清等，2017）产生显著影响。但是，近年来中国耕地数量锐减、质量退化和污染严重等问题日益突出。全国耕地面积从 2009 年的 20.31 亿亩下降到 2019 年的 19.18 亿亩，减少了 1.12 亿亩<sup>⑤</sup>。耕地质量等别（从高到低依次分为 1~15 等）从 2009 年的 9.80 等下降到 2018 年的 9.96 等<sup>⑥</sup>，2019 年中低等耕地占比高达 68.76%<sup>⑦</sup>。2014 年首次全国土壤污染状况调查结果显示，耕地土壤点位超标率高达 19.40%<sup>⑧</sup>。因此，建设高标准农田成为提升耕地质量的重要手段。高标准农田指的是“田块平整、集中连片、设施完善、节水高效、农电配套、宜机作业、土壤肥沃、生态友好、抗灾能力强，与现代农业生产和经营方式相适应的旱涝保收、稳产高产的耕地”<sup>⑨</sup>。自 2004 年以来的中央“一号文件”都对高标准农田建设任务作出了明确要求。2022 年党的二十大报告指出，“全方位夯实粮食安全根基，全面落实粮食安全党政同责，牢牢守住十八亿亩耕地红线，逐步把永久基本农田全部建成高标准农田”<sup>⑩</sup>。2023 年中央“一号文件”提出：“完成高标准农田新建和改造提升年度任务，重点补上土壤改良、农田灌排设施等短板，统筹推进高效节水灌溉，健全长效

<sup>①</sup> 资料来源：《全国农村经济情况统计资料 1996》和《中国农村政策与改革统计年报 2021》。

<sup>②</sup> 资料来源：《全国农村经济情况统计资料 2013》和《中国农村政策与改革统计年报 2021》。

<sup>③</sup> 资料来源：《全国农村经济情况统计资料 2009》和《中国农村政策与改革统计年报 2021》。

<sup>④</sup> 资料来源：《关于第二次全国土地调查主要数据成果的公报》，[https://www.gov.cn/jrzq/2013-12/31/content\\_2557453.htm](https://www.gov.cn/jrzq/2013-12/31/content_2557453.htm)；《第三次全国国土调查主要数据公报》，[https://www.mnr.gov.cn/dt/ywbb/202108/t20210826\\_2678340.html](https://www.mnr.gov.cn/dt/ywbb/202108/t20210826_2678340.html)。

<sup>⑤</sup> 资料来源：胡存智（2013）、张德林等（2021）。

<sup>⑥</sup> 资料来源：《2019 年全国耕地质量等级情况公报》，[http://www.moa.gov.cn/nybgb/2020/202004/202005/t20200506\\_6343095.htm](http://www.moa.gov.cn/nybgb/2020/202004/202005/t20200506_6343095.htm)。

<sup>⑦</sup> 资料来源：《全国土壤污染状况调查公报》，[https://www.gov.cn/foot/2014-04/17/content\\_2661768.htm](https://www.gov.cn/foot/2014-04/17/content_2661768.htm)。

<sup>⑧</sup> 资料来源：《高标准农田建设通则》（GB/T30600—2022），<https://openstd.samr.gov.cn/bzgl/gb/newGbInfo?hcno=56806B705B9632406C71BA8E7CD7B8EF>。

<sup>⑨</sup> 习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第 31 页。

管护机制。”<sup>①</sup>可见，高标准农田建设成为全面落实“藏粮于地”战略的重要抓手和关键举措。

那么，高标准农田建设在多大程度上、通过何种途径以及在什么情境下影响农地流转市场转型呢？部分学者从理论和实证方面分析了高标准农田建设或农地整治对农户农地流转行为的影响<sup>②</sup>。在省级层面，有研究认为，高标准农田建设显著提高了农地流转发生率。钱龙等（2023）基于2005—2017年28个省份的面板数据的实证分析结果表明，高标准农田建设不仅通过提升农业经营效益、降低农业经营风险和推动农业技术进步等渠道促进了农地流转，而且对地形起伏度相对较小区域、粮食主产区和经济较发达地区的农地流转促进效果更好。在农户层面，有研究认为，高标准农田建设促进了农户农地转入，但对农地转出的影响尚无定论。汪箭和杨钢桥（2016）基于成本收益视角分析农地整治通过耕地经营总收益和总成本来影响农户农地流转行为决策，并且利用湖北省武汉市和咸宁市477户农户调查数据的实证分析结果表明，农地整治显著促进农户农地转入，但不影响农户农地转出。王鹏和赵微（2021）利用2018年湖北省潜江市和湖南省岳阳市618户农户调查数据开展实证分析发现，农地整治同时增加了耕地转入和转出面积，其影响机制是，通过改善耕地质量，农地整治不仅提高了农业经营收益从而促进农户转入农地，而且抬高了耕地流转价格从而促进农户转出农地。陈江华和洪炜杰（2022）基于2021年江西省615户农户调查数据的实证分析结果表明，高标准农田建设促进了农户农地转入，但抑制了农户农地转出；对于家庭初始土地禀赋较多、劳动力转移程度较低的农户，高标准农田建设更能促进农地流转。此外，赵宇和孙学涛（2022）利用2020年山东省3市249个村庄的调查数据的实证分析发现，高标准农田建设通过提升农业机械化水平和降低农业劳动强度的传导路径，促使新型农业经营主体扩大了农地经营规模。

已有研究有助于更加深入地理解高标准农田建设对农户农地流转行为的影响，但尚有诸多不足之处。首先，鲜有研究系统分析高标准农田建设对农地流转市场转型的影响及其作用机制。已有研究局限于分析高标准农田建设对农户是否流转农地和农地流转规模的影响。其次，鲜有研究提供村庄高标准农田建设对农地流转市场转型影响的全国代表性地块租赁证据。已有实证研究较多使用宏观省级面板数据或个别省份的农户调查结果（如湖北、湖南、江西），而尚未有基于全国范围地块租赁数据的微观定量证据。最后，在因果识别的研究设计方面，部分实证研究未能明确识别高标准农田建设年份与农地流转年份的时间先后顺序，从而存在农地流转决策时间早于高标准农田建设时间的逻辑错误。

---

<sup>①</sup>参见《中共中央 国务院关于做好2023年全面推进乡村振兴重点工作的意见》，[https://www.gov.cn/zhengce/2023-02/13/content\\_5741370.htm?dzb=true](https://www.gov.cn/zhengce/2023-02/13/content_5741370.htm?dzb=true)。

<sup>②</sup>之所以结合农地整治的研究进行文献梳理，是因为农地整治可以被视为高标准农田建设的雏形。具体而言，农地整治往往包含土地平整、灌溉与排水、田间道路、农田防护与生态环境保持等工程（谢金华等，2018），与2011年《高标准基本农田建设规范（试行）》和2012年《高标准基本农田建设标准》（TD/T1033—2012）中确定的工程建设内容相契合。在此基础上，2013年《全国高标准农田建设总体规划》明确规定，高标准农田建设的内容还包括土壤改良、农田输配电、科技服务、管护利用4项工程。因此，从工程建设内容的角度，将农地整治和高标准农田建设的政策效应进行比较分析，能够更加直观地揭示出不同模式（区别于建设内容）高标准农田建设所产生的差异化影响。

据文献检索所知，只有王鹏和赵微（2021）通过农地整治完工时间和耕地流转年份的时间先后顺序获取当期农户耕地流转信息。

鉴于此，本文尝试从以下3个方面丰富现有文献：一是从耕地质量提高、农业生产节本增收、农地交易价值提升3个传导途径，构建高标准农田建设促进农地流转市场转型的理论分析框架。二是采用2020年和2022年中国乡村振兴综合调查10省份50个县（市、区）304个村4264个地块的混合截面数据，提供村庄高标准农田建设对农地流转市场转型影响的全国代表性微观经验证据。三是在计量经济模型设定中，通过确定村庄最早建设高标准农田年份与地块转出（转入）年份的时间先后顺序，确保村庄建设高标准农田发生于农户地块流转决策之前，并采用村庄层面的聚类稳健标准误修正组内相关问题。

## 二、理论分析

高标准农田建设包括农田基础设施建设工程、农田地力提升工程、科技服务与管护利用的建设内容。其中，农田基础设施建设工程包括田块整治工程、田间道路工程、灌溉与排水工程、农田防护与生态环境保持工程和农田输配电工程，而农田地力提升工程则包括土壤改良工程、障碍土层消除工程和土壤培肥工程<sup>①</sup>。高标准农田建设通过提升耕地质量水平，不仅有助于节省农业生产成本，而且能够增加农业生产收益，还可以提升农地交易价值，从而促进了农地流转市场转型。

### （一）高标准农田建设、耕地质量提高与农地流转市场转型

高标准农田建设通过提升耕地质量水平的方式，促进了农地流转市场转型。一方面，高标准农田建设通过改善耕地的立地条件、土壤条件、利用条件和生态条件（徐向梅，2022），提升了耕地质量水平（见图1）。首先，田块整治工程归并零散田块、提高田块规整度和增加有效土层厚度，而田间道路工程则提高了田块通达度，从而改善了耕地立地条件。其次，灌溉与排水工程、农田输配电工程提高灌溉保证率和完善排水条件，从而改善了耕地利用条件。再次，农田防护与生态环境保持工程增加农田防护林面积，有助于改善耕地生态条件。最后，农田地力提升工程（如土壤改良、障碍土层消除、土壤培肥）通过改善表层土壤质地、提高有机质含量、抑制土壤盐渍化和调节土壤酸碱度的方式，改善了耕地土壤条件（钱龙等，2023）。

另一方面，耕地质量水平提升有助于促进农地流转市场转型。首先，质量水平较高的地块（如面积较大、空间位置相连）能够降低农地流转的交易费用和减少农业生产成本，因而更多地流向了新型农业经营主体（郭阳等，2019）。其次，流转农地的质量水平越高，交易双方越希望达成书面契约，以降低事后交易费用（钱龙等，2015）。再次，对于质量条件较好的农地，作为农地转出方的农村土地承包户更倾向于短期租出，以避免对方掠夺性经营等机会主义行为；而租地经营者则更倾向于长期租用，以降低再缔约成本等交易费用（朱文珏等，2016）。最后，土壤肥力较好的地块不仅更可能采

---

<sup>①</sup>资料来源：《高标准农田建设通则》（GB/T30600—2022），<https://openstd.samr.gov.cn/bzgl/gb/newGbInfo?hcno=56806B705B9632406C71BA8E7CD7B8EF>。

用有偿转出方式（陈奕山等，2017；王亚辉等，2018, 2019），而且显著提高了地块流转租金（纪月清等，2017；徐羽等，2021；戚渊等，2022）。

综上所述，本文提出研究假说 H1：高标准农田建设产生耕地质量提高效应，进而促进了农地流转市场转型。

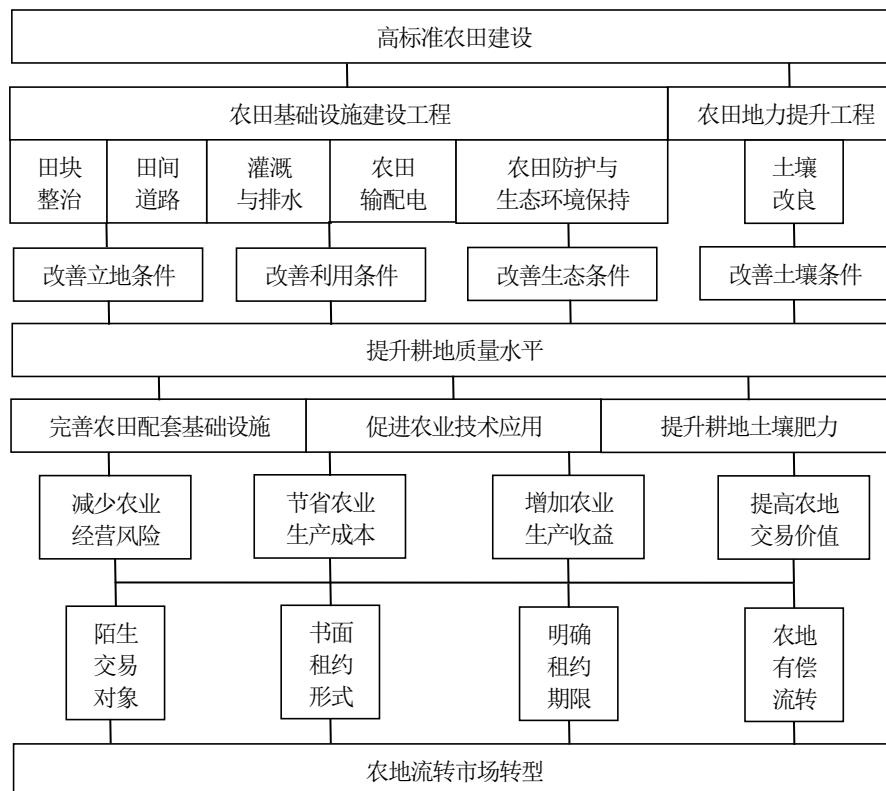


图1 高标准农田建设对农地流转市场转型的影响机理

## （二）高标准农田建设、农业生产节本增收与农地流转市场转型

高标准农田建设通过节省农业生产成本和增加农业生产收益的方式，促进了农地流转市场转型。一方面，高标准农田建设不仅完善了农田配套基础设施，而且能够促进农业技术应用，还可以提升耕地土壤肥力，从而有助于节省农业生产成本和增加农业生产收益（见图1）。首先，高标准农田建设通过完善农田配套基础设施的方式，不仅增强抵御旱涝灾害等自然风险的能力（陈江华和洪炜杰，2022），而且降低农业生产因灾受损所面临的自然风险（钱龙等，2023）。其中，灌溉与排水工程和农田输配电网有助于实现旱涝保收和高产稳产（陈江华和洪炜杰，2022），而农田防护与生态环境保持工程则通过增加农田防护林面积来提高防御风沙灾害能力。其次，田块整治工程通过解决农地细碎化难题和实现地块集中连片经营（汪箭和杨钢桥，2016），而田间道路工程通过修建机耕道路来提高田块通达度（陈江华和洪炜杰，2022），进而促进了农业机械等技术应用（Nguyen and Warr, 2020; Tran et al., 2022; 钱龙等，2023; 孙学涛，2023），并有效缓解农业劳动力短缺和降低农业劳动强度（汪箭和杨钢桥，2016; 赵宇和孙学涛，2022）。最后，土壤改良、障碍土层消除和土壤培肥等农田

地力提升工程通过改善土壤通透性和保水保肥能力的方式，提高了耕地土壤肥力（钱龙等，2023），进而减少了化肥、农药、农膜的使用量（梁志会等，2021；Xie et al., 2021）。

另一方面，节省农业生产成本和增加农业生产收益的节本增收效应有助于促进农地流转市场转型。节本增收效应不仅促使新型农业经营主体扩大农地租用规模（王鹏和赵微，2021；赵宇和孙学涛，2022），而且提高了具备经营能力和技术优势的新型农业经营主体支付更高农地流转租金的意愿和能力（郭阳等，2019），进而促进了农地有偿流转和抬高了村庄农地流转租金。

综上所述，本文提出研究假说 H2：高标准农田建设产生节本增收效应，进而促进了农地流转市场转型。

### （三）高标准农田建设、农地交易价值提升与农地流转市场转型

高标准农田建设通过提升农地交易价值的方式，促进了农地流转市场转型（见图 1）。一方面，高标准农田建设通过农田基础设施建设工程和农田地力提升工程产生了耕地质量提升效应，进而通过完善农田配套基础设施、实现农田连片经营和机械耕作、增加耕地土壤肥力的方式，发挥了农业生产的节本增收效应，并最终提升了农地交易价值（汪箭和杨钢桥，2016；王鹏和赵微，2021）。

另一方面，农地交易价值提升有助于促进农地流转市场转型。首先，在农地供给缺乏弹性的现实情境下，农地交易价值提升将促进农地有偿流转和租金价格上涨。其次，农地流转租金的差异与农地交易对象选择密切相关（孔祥智和徐珍源，2010）。上涨的农地流转租金将促使农村土地承包户将农地转给出非熟人交易对象（孔祥智和徐珍源，2010；崔益邻等，2022）。再次，村庄农地流转租金的提高不仅促进市场信念由互惠性动机转向自利性动机，而且增加构建正式规则的预期收益，从而促使农地交易双方签订书面合同以保障自身合法利益（崔益邻等，2022）。最后，村庄农地流转租金的提高将增加农地交易双方明确租约期限的可能性。其中，租地经营者倾向于选择长期租约，以便平抑租金价格上涨所带来的生产成本压力，而作为农地转出方的农村土地承包户则偏好于短期租约，以便随时就市调整农地流转租金。

综上所述，本文提出研究假说 H3：高标准农田建设产生农地交易价值提升效应，进而促进了农地流转市场转型。

## 三、数据来源、模型设定与变量选择

### （一）数据来源

本文所使用的数据来自 2020 年和 2022 年中国社会科学院农村发展研究所组织实施的中国乡村振兴调查（China Rural Revitalization Survey, CRRS）。CRRS 按照多阶段分层随机抽样原则，2020 年基期调查样本分布在 10 个省份的 50 个县（市、区）、304 个行政村，共计 3800 余户 1.5 万余人。

具体抽样原则为：第一，在结合各省份经济发展和农业生产的基础上，按 1/3 的比例分别从东部、中部、西部和东北地区抽取调查省份，总计抽取 10 个调查省份，分别是浙江、山东、广东、安徽、河南、贵州、四川、陕西、宁夏和黑龙江；第二，在每个调查省份，按人均 GDP 将所有县（市、区）分为高收入、中高收入、中收入、中低收入和低收入 5 组，从每组中随机抽取 1 个县（市、区）；第

三，在每个样本县（市、区），按人均GDP高低将所有乡镇等分为高收入、中收入和低收入3组，从每组中随机抽取1个乡镇；第四，在每个样本乡镇，按经济发展水平将所有村分为高低2组，从每组随机抽取1个村；第五，在每个样本村，根据村委会提供的花名册按照等距离抽样法随机抽取14户，实际调查12户，多出2户作为备选。本文也将符合抽样条件的4个预调查村一并纳入分析。

CRRS 调查的样本是在农村长期居住的农户，包括部分不从事农业生产的农户。2022年总体追踪率为79.39%，未追踪到的农户共790户。无法追踪调查的最主要原因是“短期外出”，占比为48.35%；“销户”“迁出”“拒访”的样本占比为7.72%；“联系不到”和“其他类原因”的占比分别为18.11%和25.82%。针对无法追踪的农户，依据上述等距随机抽样方法从村委会提供的花名册中补充抽取长期在村居住的农户样本，保证每村至少12户。

本文研究使用了CRRS两个方面的数据。一是村庄高标准农田建设情况。其中，村庄层面2017年之前（含2017年）和2021年的高标准农田建设情况来自2022年第二轮追踪调查，同时，对于33个未能明确最早建立高标准农田年份的村庄，通过电话回访的方式确认其最早建设高标准农田的具体时间。二是地块层面的农地转出和转入情况（见表1）。这方面数据包括农户转出或转入面积最大的两块地的市场交易信息（如转出或转入年份、交易对象、合约形式、合约期限、租金形式和租金价格）和地块特征（如离家距离、是否与自家地块相连、能否灌溉和地块坡度）。本文分析所使用的混合截面数据包括2020年基期调查的3095块地（包括1699块转出地、1396块转入地）和2022年追踪调查新增的1169块地（包括603块转出地、566块转入地）<sup>①</sup>。

表1 样本农户和地块的追踪情况

指标	2020年基期调查	2022年追踪调查	2022年新增样本
样本农户数（户）	3833	3712	669
转出地块数（块）	1699	1687	279
其中，新增转出地块数（块）		324	
转入地块数（块）	1396	1293	241
其中，新增转入地块数（块）		325	
流转地块数合计（块）	3095	2980	520

注：新增转出或转入地块指的是2020—2022年流转的最大两块地。

## （二）模型设定

为了定量分析高标准农田建设对农地流转市场转型的影响，本文构建如下计量经济模型：

$$Rent_{ijk} = \alpha_0 + \alpha_1 High_{ijk} + \beta X_{ijk} + Village_i + \varepsilon_{ijk} \quad (1)$$

(1) 式中： $Rent_{ijk}$ 是第*i*个村庄第*j*个农户第*k*块地的市场租赁特征（如熟人型交易对象、书面租约形式、明确租约期限、农地有偿流转）， $High_{ijk}$ 是地块发生流转时第*i*个村庄建设高标准农田

<sup>①</sup>2022年追踪调查新增的1169块地包括如下两个部分：一是3043个追踪样本农户在2020—2022年间，新增的324块转出地和325块转入地；二是2022年新增的669个样本农户的279块转出地和241块转入地。

的状况， $X_{ijk}$  是地块租赁信息来源和地块特征（如地块面积、离家距离、地理位置、灌溉条件、地形坡度）， $Village_i$  是村庄固定效应， $\varepsilon_{ijk}$  是随机误差项。

为了有效识别村庄高标准农田建设对农地流转市场转型的影响，需要解决反向因果关系、遗漏变量和测量误差可能引发的内生性问题。首先，本研究的模型设定规避了反向因果关系问题。“自上而下”政府主导实施的高标准农田建设具有很强的政策外生性（陈江华和洪炜杰，2022）。在空间维度上，高标准农田建设政策实行中央统筹、省级负责、市县落实、村级干部协助执行的方案，村庄层面实施的高标准农田建设政策与县级及以上政府部门的土地规划有关，严格外生于农户在地块层面的交易决策。在时间维度上，通过确定村庄最早建设高标准农田年份与地块转出（转入）年份的时间先后顺序，确保村庄建设高标准农田发生于农户的地块流转决策之前。因此，将村庄高标准农田建设指标与晚于村庄建设高标准农田的地块市场租赁特征指标匹配后进行定量分析，可以避免逻辑上的反向因果关系问题。其次，本研究尽可能解决了遗漏变量问题。借鉴 Lin and Huang (2021) 的做法，使用离家距离、地理位置、灌溉条件和地形坡度等地块特征来衡量不可观测的土地生产力，并且采用村庄固定效应来解决村庄层面不可观测的遗漏变量问题。最后，本研究有效控制了加总测量偏误。使用地块层面的市场交易数据，能够较为准确地测量地块禀赋特征和地块租赁信息，从而避免农户或村庄层面累计加总地块租赁数据所产生的加总测量偏误问题（Kirwan and Roberts，2016）。此外，本文采用村庄层面的聚类稳健标准误修正了组内自相关性问题。

### （三）变量选择与描述性统计

1. 因变量：农地流转市场转型。借鉴已有研究（仇童伟等，2019；仇童伟和罗必良，2022），本研究中的农地流转市场转型变量采用熟人型交易对象（反向指标）、书面租约形式、明确租约期限、农地有偿流转 4 个方面的指标进行测度。由表 3 可知，熟人间交易、采用书面租约形式和明确租约期限的比例在 50% 左右，农地有偿流转的比例高达 81%。不管村庄是否建设高标准农田，地块租赁采用书面租约形式和农地有偿流转均不存在显著差异性。已建设高标准农田村庄的地块在熟人间非市场交易的比例（52%）明显低于未建设高标准农田村庄（58%），两者差异在 1% 的统计水平上显著。已建设高标准农田村庄的地块租赁约定了明确期限的比例（53%），在 5% 的统计水平上显著高于未建设高标准农田村庄的这一比例（49%）。这初步说明，村庄高标准农田建设提高了交易对象社会化和明确租约期限的可能性。

2. 核心自变量：村庄高标准农田建设。通过确定村庄最早建设高标准农田时间与地块转出（转入）时间的先后顺序，可以确保村庄建设高标准农田发生于农户的地块流转决策之前。为此，本研究中，村庄高标准农田建设采用“地块发生流转时村庄建设了高标准农田”测度。当前，中国建设高标准农田的村庄覆盖面相对较小。根据 CRRS 数据，截至 2021 年，33.7% 的样本村庄建设了高标准农田。其中：40 个样本村庄在 2017 年及之前建设了高标准农田，占比为 13%；13 个样本村庄在 2018—2019 年建设了高标准农田，占比为 4.3%。2020 年和 2021 年建设高标准农田的样本村庄数量分别为 16 和 34，占比分别为 5.3% 和 11.2%。其中，地块发生流转时村庄建设了高标准农田的流转地块样本占比为

15.48%。此外，不同地区高标准农田建设的政策实施情况存在明显差异。西部地区已建设高标准农田的村庄比例最高（49.51%）、东部地区次之（31.07%），而东北地区则最少（3.88%）。

**3.控制变量。**控制变量包括地块租赁信息来源、地块禀赋特征和村庄虚拟变量（见表2）。其中，地块禀赋特征同样会对交易对象、租金形式与租金价格产生重要影响（陈奕山等，2017；纪月清等，2017；郭阳等，2019）。借鉴 Kirwan and Roberts（2016）、Lin and Huang（2021）的做法，本文研究采用地块面积、离家距离、地理位置、灌溉条件、坡度来衡量地块禀赋特征。由表3可知，不管村庄是否建设高标准农田，地块租赁信息来自中介平台的比例没有显著差异。已建设高标准农田村庄的流转地块面积（7.10亩），小于未建设高标准农田村庄的流转地块面积（9.32亩），两者差异在1%的统计水平上显著。已建设高标准农田村庄的流转地块离家距离（1.05千米），在1%的统计水平上显著低于未建设高标准农田村庄的流转地块离家距离（1.44千米）。已建设高标准农田村庄的流转地块与农户经营地块相邻、可以灌溉和属于平地的比例（分别为30%、77%和88%），分别在1%的统计水平上显著高于未建设高标准农田村庄的相应比例（分别为25%、64%和79%）。这初步说明，建设高标准农田的村庄具有较高的耕地质量水平。已建设高标准农田村庄和未建设高标准农田村庄的地块禀赋特征（如面积大小、离家距离、地理位置、灌溉条件、坡度）均在1%的统计水平上存在显著差异，因此，将地块禀赋特征纳入计量经济模型是恰当的。

**4.机制变量。**机制分析所用变量包括耕地质量等别、农业生产成本、农业生产收益和农地交易价值。机制分析变量的描述性统计见表4。

由于无法获取村庄层面的耕地质量水平<sup>①</sup>，本文基于原国土资源部公布的2009—2018年31个省份耕地质量等别（从高到低依次分为1~15等）及面积，并借鉴程锋等（2014）的做法，采用等别面积加权法测算各地区平均耕地质量等别<sup>②</sup>。农业生产成本采用2022年追踪调查的转入地块种植粮食作物的亩均生产费用来测度。已建设高标准农田村庄的转入地块种植粮食作物的亩均生产费用（631.66元/亩），在10%的统计水平上显著低于未建设高标准农田村庄的转入地块（684.12元/亩）。农业生产收益采用2020年基期调查的转入地块种植粮食作物的亩均毛收入来测度<sup>③</sup>。已建设高标准农田村庄转入地块种植粮食作物的亩均毛收入（1249.62元/亩），高于未建设高标准农田村庄转入地块种植粮食作物的亩均毛收入（953.97元/亩），两者差异在1%的统计水平上显著。最后，农地交易价值采用2020年基期调查和2022年追踪调查的地块流转年租金来测度。不管村庄是否建设高标准农田，农户

<sup>①</sup>本文构建了高标准农田建设对耕地质量影响的计量经济模型，限于篇幅，该部分未在文章中完整报告。有兴趣的读者可向笔者索要，也可登录《中国农村经济》网站查看本文附录。

<sup>②</sup>资料来源：胡存智（2013）；《2015年全国耕地质量等别更新评价主要数据成果》，[http://g.mnr.gov.cn/201702/t20170224\\_1440924.html](http://g.mnr.gov.cn/201702/t20170224_1440924.html)；《2016年全国耕地质量等别更新评价主要数据成果》，[http://g.mnr.gov.cn/201712/t20171226\\_1711147.html](http://g.mnr.gov.cn/201712/t20171226_1711147.html)；自然资源部农用地质量与监控重点实验室（2019）；自然资源部农用地质量与监控重点实验室（2020）；张德林等（2021）。

<sup>③</sup>CRRS数据库只在2020年基期调查中调查了2019年转入地块的毛收入，同时仅在2022年追踪调查中调查了2021年转入地块的亩均生产费用。

地块流转的年租金不存在显著差异性。

有关变量的具体定义和赋值见表 2, 基准回归模型变量的描述性统计结果见表 3, 机制分析变量的描述性统计结果见表 4。

表 2 变量名称、含义和赋值

变量类别	变量名称	变量含义和赋值
因变量	熟人型交易对象	认识交易对方且关系较好: 是=1, 否=0
	书面租约形式	地块流转签订了书面协议: 是=1, 否=0
	明确租约期限	地块流转约定了明确的租约期限: 是=1, 否=0
	农地有偿流转	地块流转收取了租金: 是=1, 否=0
核心自变量	村庄高标准农田建设	地块发生流转时村庄建设了高标准农田: 是=1, 否=0
控制变量	地块租赁信息来源	通过中介平台（微信群、村委会、合作社、交易所、土流网）获得地块租赁信息=1, 与交易对方私下沟通=0
	地块面积	流转地块面积（亩）
	地块离家距离	流转地块离家距离（千米）
	地块地理位置	流转地块与农户经营地块相邻: 是=1, 否=0
	地块灌溉条件	流转地块可以灌溉: 是=1, 否=0
机制变量	地块坡度	流转地块是平地: 平地=1, 否=0
	耕地质量等别	采用等别面积加权法测算耕地质量等别, 从高到低分为1~15等
	农业生产成本	2021年转入地块种植粮食作物的生产费用（元/亩）
	农业生产收益	2019年转入地块种植粮食作物的毛收入（元/亩）
	农地交易价值	2019年、2021年地块流转年租金（元/亩）

注: 粮食作物的生产费用和毛收入、地块流转年租金根据各地区农村居民消费价格指数折算为 2019 年不变价。

表 3 基准回归模型变量的描述性统计

变量名称	全部流转 地块样本		地块流转时村庄 已建设高标准农田		地块流转时村庄 未建设高标准农田		独立样本 t检验
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(3) - (5)
熟人型交易对象	0.57	0.50	0.52	0.50	0.58	0.49	-0.06***
书面租约形式	0.49	0.50	0.50	0.50	0.49	0.50	0.01
明确租约期限	0.50	0.50	0.53	0.50	0.49	0.50	0.04**
农地有偿流转	0.81	0.39	0.83	0.38	0.81	0.40	0.02
村庄高标准农田建设	0.15	0.36	1.00	0.00	0.00	0.00	—
地块租赁信息来源	0.35	0.48	0.37	0.48	0.34	0.47	0.03
地块面积	8.98	19.12	7.10	16.38	9.32	19.56	-2.22***
地块离家距离	1.38	2.81	1.05	2.06	1.44	2.92	-0.39***
地块地理位置	0.26	0.44	0.30	0.46	0.25	0.43	0.05***
地块灌溉条件	0.66	0.47	0.77	0.42	0.64	0.48	0.13***

表3 (续)

地块坡度	0.81	0.40	0.88	0.33	0.79	0.41	0.09***
------	------	------	------	------	------	------	---------

注：①\*\*、\*\*\*分别表示在地块流转时，已建设高标准农田村庄与未建设高标准农田村庄之间变量均值差异的独立样本t检验结果在5%和1%的统计水平上显著。②地块样本的观测值个数为4264，地块流转时村庄建设了高标准农田的地块样本数为660，地块流转时村庄尚未建设高标准农田的地块样本数为3604。

表4 机制变量描述性统计

变量名称	全部流转 地块样本		村庄已建设 高标准农田		村庄未建设 高标准农田		独立样本t检验
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(3) - (5)
耕地质量等别	9.52	2.25	—	—	—	—	—
农业生产成本	673.34	11.01	631.66	26.36	684.12	12.04	-52.46*
农业生产收益	990.33	18.11	1249.62	53.09	953.97	18.90	295.65***
农地交易价值	442.20	5.15	441.66	11.16	442.34	5.80	-0.68

注：①“耕地质量等别”变量的统计分析用省级全样本数据计算，不存在分组统计的情况。②\*、\*\*\*分别表示变量在已建设高标准农田村庄与未建设高标准农田村庄之间差异的独立样本t检验结果在10%和1%的统计水平上显著。

#### 四、实证结果与分析

##### (一) 村庄高标准农田建设对农地流转市场转型的总体影响

表5汇报了村庄高标准农田建设对农地流转市场转型影响的回归结果。模型拟合效果较好，作为控制变量的地块禀赋特征也对不同维度的市场交易特征产生了显著影响。首先，村庄高标准农田建设抑制了熟人间非市场交易。村庄高标准农田建设对熟人型交易对象影响的系数估计值为-0.09，且在10%的统计水平上显著（回归1）。可见，村庄建设高标准农田导致熟人间非市场交易的概率减少了9%。其次，村庄高标准农田建设促进了交易双方明确约定期限。村庄高标准农田建设对地块租赁时明确约定租约期限影响的系数估计值为0.15，且在1%的统计水平上显著（回归3）。可见，村庄高标准农田建设使交易双方明确约定租约期限的可能性提高15%。最后，村庄高标准农田建设促进了农地有偿流转。村庄高标准农田建设对地块有偿流转影响的系数估计值为0.11，且在1%的统计水平上显著（回归4）。可见，村庄高标准农田建设增加了农地有偿流转的可能性。

表5 村庄高标准农田建设对农地流转市场转型的影响

变量	回归1	回归2	回归3	回归4
	熟人型交易对象	书面租约形式	明确租约期限	农地有偿流转
村庄高标准农田建设	-0.09* (0.05)	0.01 (0.04)	0.15*** (0.04)	0.11*** (0.03)
地块租赁信息来源	-0.36*** (0.02)	0.39*** (0.02)	0.34*** (0.02)	0.43*** (0.04)

表 5 (续)

地块面积	-0.001** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.01*** (0.002)
地块离家距离	-0.01** (0.004)	-0.003 (0.004)	-0.001 (0.004)	0.005 (0.004)
地块地理位置	0.04** (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.02 (0.02)	-0.01 (0.02)
地块灌溉条件	0.03 (0.03)	0.02 (0.02)	-0.01 (0.03)	0.06** (0.03)
地块坡度	0.03 (0.02)	-0.003 (0.02)	-0.05* (0.03)	-0.02 (0.03)
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	3840	3689	3661	2533
伪R <sup>2</sup>	0.31	0.34	0.30	0.38
伪对数自然比	-1804.19	-1680.94	-1778.52	-930.78

注：①\*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。②回归 1～回归 4 采用 Logit 模型，系数估计值是平均边际效应。③括号内数字为村庄层面的聚类稳健标准误。

## (二) 高标准农田建设对农地流转市场转型影响的机制检验

1. 高标准农田建设通过提高耕地质量水平，促进了农地流转市场转型。表 6 回归 1 是各省（区、市）高标准农田建设对耕地质量等别的影响及其作用机制的估计结果<sup>①</sup>。定量分析结果表明，高标准农田建设提升了耕地质量水平。各省（区、市）高标准农田建设面积每增加 1 万公顷，耕地质量将提升 0.004 个等别（回归 1）。其原因在于，高标准农田建设通过土壤改良、田块整治、田间道路、灌溉与排水、农田输配电、农田防护与生态环境保持等工程建设内容，不仅直接改善了耕地的土壤、立地、利用和生态条件，而且通过间接减少农户化肥、塑料薄膜和农药使用量提高了耕地质量水平。各省（区、市）高标准农田建设面积每增加 1 公顷，每公顷粮食作物播种面积的化肥、塑料薄膜和农药使用量将分别减少 0.006 吨、0.0003 吨和 0.0001 吨（回归 2～回归 4）。经验研究也表明，土壤质量较好的地块转出给新型农业经营主体、有偿流转和获得较高租金额的可能性更大（陈奕山等，2017；纪月清等，

<sup>①</sup> 因变量是耕地质量等别（反向指标），核心自变量高标准农田建设采用各省（区、市）中低产田改造和高标准农田建设总面积（万公顷）测度，机制变量包括单位粮食作物播种面积的化肥施用量（吨/公顷）、塑料薄膜使用量（吨/公顷）和农药使用量（吨/公顷），控制变量包括城镇化（%）、工业化（%）、基础设施建设（%）、农用地征收（%）、农田灌溉设施（%）和自然灾害（%）。为了克服高标准农田建设与耕地质量之间的反向因果关系问题，本文采用耕地相对重要性（各地区耕地面积占全国耕地面积的比例）作为高标准农田建设的工具变量。工具变量对内生变量的系数估计值为 21.83，且在 1% 的统计水平上显著。可见，耕地面积占全国耕地面积的比例相对较大的地区，更有可能进行高标准农田建设。同时，Kleibergen-Paap rk LM 统计量的值为 16.87，大于 Stock and Yogo(2005) 审定的 F 值在 10% 偏误水平下的临界值(16.38)，表明采用耕地相对重要性作为高标准农田建设状况的工具变量不存在弱工具变量问题。

2017; 郭阳等, 2019)。为此, 理论假说 H1 得到了验证。

表 6 高标准农田建设对耕地质量等别(反向指标)的影响及其作用机制

变量	回归1	回归2	回归3	回归4
	耕地质量等别	化肥施用量	塑料薄膜使用量	农药使用量
各省(区、市)高标准农田建设	-0.004* (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.0003* (0.0002)	-0.0001* (0.0001)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	300	300	300	300
F值	3.57***	12.51***	5.46***	3.31**
Kleibergen-Paap rk LM统计值	16.87	16.87	16.87	16.87

注: ①\*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。②括号内数字为省级层面的聚类稳健标准误。③Stock and Yogo (2005) 审定的 F 值在 10% 偏误水平下的临界值为 16.38。

2. 高标准农田建设通过节省农业生产成本和增加农业生产收益, 促进了农地流转市场转型。表 7 是村庄高标准农田建设对转入地块种植粮食作物的农业生产成本和农业生产收益影响的估计结果。定量分析结果表明, 村庄高标准农田建设对转入地块种植粮食作物具有经济意义和统计意义均显著的节本增收效应。一方面, 村庄高标准农田建设减少了转入地块种植粮食作物的农业生产成本。村庄高标准农田建设对转入地块种植粮食作物的农业生产成本水平值和自然对数值影响的系数估计值分别为 -310.37 和 -0.55, 且在 1% 的统计水平上显著。这意味着, 村庄建设高标准农田将促使粮食种植的农业生产成本减少 310.37 元或 55% (回归 1 和回归 2)。另一方面, 村庄高标准农田建设提高了转入地块种植粮食作物的农业生产收益。村庄高标准农田建设对转入地块种植粮食作物的农业生产收益水平值和自然对数值影响的系数估计值分别为 279.44 和 0.39, 且均在 1% 的统计水平上显著。这意味着, 村庄建设高标准农田将导致粮食作物的农业生产收益增加 279.44 元或 39% (回归 3 和回归 4)。不仅如此, 经验研究表明, 农业生产成本的节省和农业生产收益的增加, 将促使新型农业经营主体采用有偿流转方式扩大农地租用规模 (郭阳等, 2019; 王鹏和赵微, 2021; 赵宇和孙学涛, 2022)。由此, 理论假说 H2 得到了验证。

表 7 村庄高标准农田建设对转入地块种植粮食作物的农业生产成本和农业生产收益的影响

变量	回归1	回归2	回归3	回归4
	农业生产成本	log(农业生产成本)	农业生产收益	log(农业生产收益)
村庄高标准农田建设	-310.37*** (16.49)	-0.55*** (0.03)	279.44*** (20.97)	0.39*** (0.03)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	821	821	862	862

表 7 (续)

伪R <sup>2</sup>	0.07	0.59	0.06	0.39
伪对数自然比	-5296.85	-292.36	-5686.95	-490.69

注: ①\*\*\*表示 1% 的显著性水平。②系数估计值为平均边际效应。③括号内数字为村庄层面的聚类稳健标准误。

3. 高标准农田建设通过提升农地交易价值, 促进了农地流转市场转型。表 8 是村庄高标准农田建设对农地交易价值影响的估计结果。定量分析结果表明, 村庄高标准农田建设提高了农地交易价值。只考虑村庄固定效应而不考虑时间固定效应时, 村庄高标准农田建设对农地交易价值影响的系数估计值为 47.77, 且在 10% 的统计水平上显著 (回归 1)。同时考虑村庄固定效应和时间固定效应之后, 村庄高标准农田建设对农地交易价值影响的系数估计值为 47.15, 且在 10% 的统计水平上显著 (回归 2)。这意味着, 与村庄尚未建设高标准农田的流转地块样本相比, 村庄建设高标准农田平均使农地交易价值提高了 47.15 元/亩。这与王鹏和赵微 (2021) 的研究结论一致。其原因主要是高标准农田建设通过提升耕地质量水平, 进而提高农业经营收益, 并抬高了农地流转租金 (汪箭和杨钢桥, 2016; 王鹏和赵微, 2021)。经验研究表明, 上涨的农地交易价值不仅将促使农地流向新型农业经营主体 (孔祥智和徐珍源, 2010), 而且激励交易双方选择签订书面合同以保障自身合法利益 (崔益邻等, 2022)。由此, 理论假说 H3 得到验证。

表 8 村庄高标准农田建设对农地交易价值的影响

变量	农地交易价值	
	回归1	回归2
村庄高标准农田建设	47.77* (27.35)	47.15* (28.52)
控制变量	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制
时间固定效应	未控制	已控制
观测值	5622	5622
伪R <sup>2</sup>	0.07	0.07
伪对数自然比	-32272.66	-32272.66

注: ①\*表示 10% 的显著性水平。②系数估计值为平均边际效应。③括号内数字为村庄层面的聚类稳健标准误。

### (三) 高标准农田建设对农地流转市场转型影响的异质性效应

由于中国不同地区的自然资源、耕地资源和人力资本存在较大差异, 在不同现实情境下高标准农田建设对农地流转市场转型的影响可能产生差异。本文将从不同地区经济发展、地权稳定性、非农就业经历和偏好结构的现实情境, 揭示高标准农田建设对农地流转市场转型的异质性效应。

首先, 东部地区的高标准农田建设更能显著促进地块租赁采用书面租约形式和明确租约期限, 而东北地区的高标准农田建设则更能显著促进农地有偿流转。由表 9 可知, 相对于东部地区而言, 中部地区和西部地区的高标准农田建设 (“村庄高标准农田建设×中部地区” 和 “村庄高标准农田建设×西部地区”) 对书面租约形式和明确租约期限影响的系数估计值为负, 且至少在 5% 的统计水平上显

著（回归2和回归3）。同时，东北地区的高标准农田建设（“村庄高标准农田建设×东北地区”）对农地有偿流转影响的系数估计值为正，且在1%的统计水平上显著（回归4）。

表9 不同地区经济发展水平情境下村庄高标准农田建设对农地流转市场转型的影响

变量	回归1	回归2	回归3	回归4
	熟人型交易对象	书面租约形式	明确租约期限	农地有偿流转
村庄高标准农田建设	-1.26 (0.79)	1.86*** (0.70)	2.72*** (0.74)	0.55 (0.47)
中部地区	-1.85*** (0.10)	1.61*** (0.52)	2.51*** (0.15)	2.39*** (0.27)
西部地区	1.20*** (0.27)	0.92* (0.54)	2.46*** (0.26)	1.89*** (0.33)
东北地区	1.89*** (0.09)	-1.63*** (0.55)	2.70*** (0.22)	3.37*** (0.28)
村庄高标准农田建设×中部地区	1.53 (0.97)	-2.41*** (0.84)	-2.94*** (1.00)	0.17 (1.15)
村庄高标准农田建设×西部地区	0.68 (0.91)	-2.24*** (0.78)	-1.97** (0.78)	0.41 (0.57)
村庄高标准农田建设×东北地区	0.25 (1.07)	-0.49 (1.04)	-0.46 (1.22)	15.13*** (1.04)
常数项	0.53*** (0.13)	-2.27*** (0.52)	-3.04*** (0.19)	-1.48*** (0.31)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	3840	3689	3661	2533
伪R <sup>2</sup>	0.31	0.35	0.30	0.38
伪对数自然比	-1801.24	-1672.22	-1769.97	-928.02

注：①\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平。②括号内数字为村庄层面的聚类稳健标准误。

其次，在地权较不稳定的村庄建设高标准农田，将更加显著地增加熟人间非市场交易和口头租约形式。自2003年3月1日起施行的《中华人民共和国农村土地承包法》明确规定：“承包期内，发包方不得调整承包地。”<sup>①</sup>在本文的农户样本数据中，2003年以来经历过承包地调整的样本农户高达15.4%。由表10可知，相对于2003年以来没有经历承包地调整的样本农户而言，村庄高标准农田建设将促使经历过承包地调整的样本农户（“村庄高标准农田建设×经历农地调整”），不仅更多地选择熟人型交易对象，而且更少地采用书面租约形式，两者均在10%的统计水平上显著（回归1和回归2）。其原因在于，农地调整弱化了地权稳定性，而地权不稳定性将增加熟人间“关系型合约”（罗必良等，2015）。可见，对于经历承包地调整的农户，村庄建设高标准农田不仅增加了农地流转在熟人

<sup>①</sup>资料来源：《中华人民共和国农村土地承包法》，[http://www.npc.gov.cn/zgrdw/npc/xinwen/2019-01/07/content\\_2070250.htm](http://www.npc.gov.cn/zgrdw/npc/xinwen/2019-01/07/content_2070250.htm)。

间非市场交易，而且减少了地块租赁采用书面租约形式。

表 10 不同农地调整情境下村庄高标准农田建设对农地流转市场转型的影响

变量	回归1	回归2	回归3	回归4
	熟人型交易对象	书面租约形式	明确租约期限	农地有偿流转
村庄高标准农田建设	-0.63** (0.32)	0.14 (0.27)	0.97*** (0.25)	1.04*** (0.30)
经历承包地调整	0.02 (0.26)	-0.12 (0.24)	0.21 (0.31)	0.72* (0.40)
村庄高标准农田建设×经历承包地调整	0.74* (0.42)	-0.77* (0.41)	-0.56 (0.46)	-0.65 (0.80)
常数项	2.43*** (0.16)	-3.89*** (0.23)	-0.33** (0.16)	1.89*** (0.27)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	3840	3689	3661	2533
伪R <sup>2</sup>	0.31	0.34	0.30	0.38
伪对数自然比	-1802.46	-1678.87	-1777.64	-928.09

注：①\*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。②括号内数字为村庄层面的聚类稳健标准误。

再次，村庄高标准农田建设导致家庭劳动力外出务工的农户更多地采用口头合同和不确定租期的合约安排。通过确定村庄开始建设高标准农田年份和农户家庭成员第一次外出务工年份的时间先后顺序，本文采用“在村庄高标准农田建设之后农户家庭成员是否外出务工”测度家庭劳动力参与非农就业情况，并构建了村庄高标准农田建设与家庭劳动力外出务工的交互项（“村庄高标准农田建设×家庭劳动力外出务工”），考察不同非农就业参与情境下村庄高标准农田建设对农地流转市场转型的影响。从表 11 可知，村庄高标准农田建设与家庭劳动力外出务工的交互项（“村庄高标准农田建设×家庭劳动力外出务工”）对书面租约形式和明确租约期限影响的系数估计值为负，且分别在 5% 和 10% 的统计水平上显著（回归 2 和回归 3）。可见，对于家庭劳动力外出务工的农户而言，村庄高标准农田建设更能显著减少采用书面租约形式和明确租约期限的可能性。

表 11 不同非农就业参与情境下村庄高标准农田建设对农地流转市场转型的影响

变量	回归1	回归2	回归3	回归4
	熟人型交易对象	书面租约形式	明确租约期限	农地有偿流转
村庄高标准农田建设	-0.73** (0.32)	0.23 (0.30)	1.03*** (0.28)	1.11*** (0.39)
家庭劳动力外出务工	0.32* (0.17)	0.15 (0.16)	0.38** (0.17)	0.25 (0.23)
村庄高标准农田建设×家庭劳动力外出务工	-0.17 (0.35)	-0.90** (0.42)	-0.64* (0.36)	-0.49 (0.52)

表 11 (续)

常数项	2.29*** (0.17)	-3.65*** (0.24)	-0.20 (0.18)	2.12*** (0.28)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	3301	3202	3150	2108
伪R <sup>2</sup>	0.31	0.34	0.29	0.38
伪对数自然比	-1550.97	-1475.26	-1556.00	-754.78

注：①\*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。②括号内数字为村庄层面的聚类稳健标准误。

最后，村庄高标准农田建设促使自利偏好型农户减少了熟人间非市场交易，而且更倾向于明确租约期限。基于社会偏好理论，农户可以分为自利偏好型农户和社会偏好型农户（Carpenter, 2010）。前者侧重于关注自身收益而不会考虑他人收益，而后者则同时兼顾自身收益和他人收益。本文以农户会生产部分“安全”蔬菜或猪肉供自家消费的“一家两制”食品生产策略来刻画自利偏好型农户，构建村庄高标准农田建设与自利偏好型农户的交互项（“村庄高标准农田建设×自利偏好型农户”），考察不同农户类型情境下村庄高标准农田建设对农地流转市场转型影响的差异性。从表 12 可知，村庄高标准农田建设与自利偏好型农户的交互项不仅对熟人型交易对象的影响显著且系数估计值为负（回归 1），而且对明确约定期限有显著的正向影响（回归 3）。可见，对于自利偏好型农户，村庄高标准农田建设更能显著减少熟人间非市场交易、增加地块租赁明确约定期限的可能性。

表 12 不同农户类型情境下村庄高标准农田建设对农地流转市场转型的影响

变量	回归1	回归2	回归3	回归4
	熟人型交易对象	书面租约形式	明确租约期限	农地有偿流转
村庄高标准农田建设	-0.23 (0.40)	-0.24 (0.37)	0.49 (0.36)	0.74 (0.48)
自利偏好型农户	0.06 (0.20)	-0.05 (0.19)	0.08 (0.16)	0.08 (0.24)
村庄高标准农田建设×自利偏好型农户	-0.76** (0.32)	0.45 (0.41)	0.71* (0.38)	0.42 (0.49)
常数项	2.26*** (0.25)	-3.57*** (0.28)	-0.22 (0.23)	2.10*** (0.33)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	3245	3161	3112	2087
伪R <sup>2</sup>	0.31	0.33	0.28	0.39
伪对数自然比	-1525.98	-1463.79	-1542.56	-744.75

注：①\*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。②括号内数字为村庄层面的聚类稳健标准误。

## 五、结论与政策启示

### (一) 主要结论

本文构建了高标准农田建设如何促进农地流转市场转型的理论分析框架,进而采用2020年和2022年中国乡村振兴综合调查(CRRS)10省份50个县(市、区)304个村4264个地块的混合截面数据,定量分析村庄高标准农田建设对农地流转市场转型的影响及其作用机制,并揭示出不同现实情境下高标准农田建设的异质性效应。得到以下研究结论:

首先,村庄高标准农田建设不仅减少了熟人间非市场交易,而且促进了地块租赁约定明确的期限,还增加了农地有偿流转。如果村庄建设了高标准农田,那么熟人型交易对象的概率将减少9%,地块租赁明确约定期限和有偿流转的概率分别增加15%和11%。

其次,村庄高标准农田建设通过提高耕地质量水平、节省农业生产成本、增加农业生产收益和提升农地交易价值的方式,促进了农地流转市场转型。其中,高标准农田建设每增加1万公顷,耕地质量将提升0.004个等别。高标准农田建设工程不仅对耕地质量直接产生提升作用,而且通过减少农户化肥、塑料薄膜和农药使用量间接提高耕地质量水平。村庄建设高标准农田每年将使粮食种植的农业生产成本减少310.37元/亩和农业生产收益增加279.44元/亩。此外,村庄高标准农田建设促使农地交易价值提高了47.15元/亩。

最后,在不同地区经济发展、地权稳定性、非农就业经历和偏好结构的现实情境下,村庄高标准农田建设对农地流转市场转型存在显著的异质性效应。一是东部地区省份的高标准农田建设更能显著促进地块租赁采用书面租约形式和明确租约期限,而东北地区省份的高标准农田建设则更能显著促进农地有偿流转。二是对于经历承包地调整的农户,高标准农田建设更能促使农地流转在熟人间非市场交易和减少地块租赁的书面租约形式。三是对于外出务工的农户而言,高标准农田建设更能显著减少采用书面租约形式和明确租约期限的可能性。四是对于自利偏好型农户,村庄高标准农田建设更能显著减少熟人间非市场交易、增加地块租赁明确约定期限的可能性。

### (二) 政策启示

基于上述研究发现,可以得出以下政策启示。第一,加快推进高标准农田建设进程。当前建设高标准农田的村庄覆盖面较低,2021年全国只有33.7%的样本村庄建设了高标准农田,因此亟须进一步扩大高标准农田建设的覆盖范围。第二,提升高标准农田建设工程质量。耕地质量水平是否得到有效提升,成为高标准农田建设能否促进农地流转市场转型的关键因素。面对实践中高标准农田建设存在的诸多现实困境,应当提高工程建设标准,完善工程建设内容,将土地平整工程和土地权属调整工作相结合,有序引导公众参与工程建设过程,强化工程建后管护机制。第三,因地制宜实施不同工程建设模式。中西部地区省份的高标准农田建设尚未能充分而有效地发挥出农地流转市场转型效应。因此,在推进高标准农田建设时不仅要避免工程建设内容和标准的“一刀切”问题,而且要加快补齐各区域农田基础设施短板。第四,维护农村土地产权政策稳定。村庄频繁发生农地调整将弱化农户对地权稳定性的预期,进而不利于高标准农田建设政策充分地发挥出农地流转市场转型效应。第五,提高农民

非农就业稳定性。由于非农就业不稳定，农户顾及长期出租无法随时收回农地，从而倾向于选择口头约定和不确定租约的合约结构，以便随时收回转出的农地。

#### 参考文献

- 1.陈江华、洪伟杰, 2022: 《高标准农田建设促进了农地流转吗?》, 《中南财经政法大学学报》第4期, 第108-117页。
- 2.陈奕山、钟甫宁、纪月清, 2017: 《为什么土地流转中存在零租金?——人情租视角的实证分析》, 《中国农村观察》第4期, 第43-56页。
- 3.程峰、王洪波、鄖文聚, 2014: 《中国耕地质量等级调查与评定》, 《中国土地科学》第2期, 第75-82页、第97页。
- 4.崔益邻、程玲娟、曹铁毅、邹伟, 2022: 《关系治理还是契约治理:农地流转治理结构的转型逻辑与区域差异研究》, 《中国土地科学》第3期, 第41-50页。
- 5.丰雷、胡依洁、蒋妍、李怡忻, 2020: 《中国农村土地转让权改革的深化与突破——基于2018年“千人百村”调查的分析和建议》, 《中国农村经济》第12期, 第2-21页。
- 6.郭阳、钟甫宁、纪月清, 2019: 《规模经济与规模户耕地流转偏好——基于地块层面的分析》, 《中国农村经济》第4期, 第7-21页。
- 7.胡存智, 2013: 《中国耕地质量等级调查与评定(全国卷)》, 北京: 中国大地出版社, 第343-348页。
- 8.纪月清、顾天竹、陈奕山、徐志刚、钟甫宁, 2017: 《从地块层面看农业规模经营——基于流转租金与地块规模关系的讨论》, 《管理世界》第7期, 第65-73页。
- 9.孔祥智、徐珍源, 2010: 《转出土地农户选择流转对象的影响因素分析——基于综合视角的实证分析》, 《中国农村经济》第12期, 第17-25页、第67页。
- 10.梁志会、张露、张俊飚, 2021: 《土地整治与化肥减量——来自中国高标准基本农田建设政策的准自然实验证据》, 《中国农村经济》第4期, 第123-144页。
- 11.罗必良、林文声、邱泽元, 2015: 《农地租约以及对象选择:来自农户问卷的证据》, 《农业技术经济》第9期, 第4-16页。
- 12.戚渊、李瑶瑶、朱道林、张嘉庆、刘立程、江丽, 2022: 《中国耕地价格的测度、格局及影响因素》, 《中国土地科学》第7期, 第53-62页。
- 13.钱龙、洪名勇、龚丽娟、钱泽森, 2015: 《差序格局、利益取向与农户土地流转契约选择》, 《中国人口·资源与环境》第12期, 第95-104页。
- 14.钱龙、刘聰、郑淋议、钱文荣, 2023: 《高标准农田建设如何影响农地流转》, 《中国土地科学》第2期, 第62-70页。
- 15.仇童伟、罗必良, 2022: 《流转“差序格局”撕裂与农地“非粮化”:基于中国29省调查的证据》, 《管理世界》第9期, 第96-113页。
- 16.仇童伟、罗必良、何勤英, 2019: 《农地流转市场转型:理论与证据——基于对农地流转对象与农地租金关系的分析》, 《中国农村观察》第4期, 第128-144页。
- 17.孙学涛, 2023: 《高标准农田建设对农业社会化服务的影响》, 《中南财经政法大学学报》第3期, 第150-160页。
- 18.汪箭、杨钢桥, 2016: 《农地整治对农户耕地流转行为决策的影响研究——基于武汉和咸宁部分农户调查的实证》,

- 《中国土地科学》第 8 期, 第 63-71 页。
- 19.王鹏、赵微, 2021: 《土地整治对农户耕地流转的影响研究——基于断点回归的实证分析》, 《长江流域资源与环境》第 12 期, 第 2992-3003 页。
- 20.王亚辉、李秀彬、辛良杰, 2019: 《山区土地流转过程中的零租金现象及其解释——基于交易费用的视角》, 《资源科学》第 7 期, 第 1339-1349 页。
- 21.王亚辉、李秀彬、辛良杰、谈明洪、蒋敏, 2018: 《中国土地流转的区域差异及其影响因素——基于 2003—2013 年农村固定观察点数据》, 《地理学报》第 3 期, 第 487-502 页。
- 22.谢金华、杨钢桥、许玉光, 2018: 《不同农地整治模式对农户生计策略的影响研究——以江汉平原和鄂西南山区部分县市为例》, 《中国农村经济》第 11 期, 第 96-111 页。
- 23.徐向梅, 2022: 《耕地保护 要数量更要质量》, 《经济日报》4 月 13 日第 11 版。
- 24.徐羽、李秀彬、辛良杰, 2021: 《中国耕地规模化流转租金的分异特征及其影响因素》, 《地理学报》第 3 期, 第 753-763 页。
- 25.张德林、张海瑜、张鹏、王玉斌, 2021: 《中国乡村振兴 产业发展促进战略实施模式及实践案例》, 北京: 中国农业大学出版社, 第 39 页。
- 26.张亚丽、白云丽、辛良杰, 2019: 《耕地质量与土地流转行为关系研究》, 《资源科学》第 6 期, 第 1102-1110 页。
- 27.赵宇、孙学涛, 2022: 《高标准农田建设是否有助于推进新型职业农民培育: 来自村庄的证据》, 《农村经济》第 4 期, 第 135-144 页。
- 28.朱文珏、谢琳、邱泽元、罗必良, 2016: 《农地租约中的期限与租金及其相互关联性——理论分析与实证检验》, 《南方经济》第 10 期, 第 23-37 页。
- 29.自然资源部农用地质量与监控重点实验室, 2019: 《中国农用地质量发展研究报告(2018)》, 北京: 中国农业大学出版社, 第 4-5 页。
- 30.自然资源部农用地质量与监控重点实验室, 2020: 《中国农用地质量发展研究报告(2019)》, 北京: 中国农业大学出版社, 第 45-46 页。
- 31.Carpenter, J., 2010, “Social Preference”, in S. Durlauf, and L. Blume (eds.) *Behavioural and Experimental Economics*, Basingstoke: Palgrave Macmillan, 247-252.
- 32.Kirwan, B. E., M. J. Roberts, 2016, “Who Really Benefits from Agricultural Subsidies? Evidence from Field-level Data”, *American Journal of Agricultural Economics*, 98(4): 1095-1113.
- 33.Lin, W., and J. Huang, 2021, “Impacts of Agricultural Incentive Policies on Land Rental Prices: New Evidence from China”, *Food Policy*, Vol.104, 102125.
- 34.Nguyen, H. Q., and P. Warr, 2020, “Land Consolidation as Technical Change: Economic Impacts in Rural Vietnam”, *World Development*, 127(3), 104750.
- 35.Stock, J. H., and M. Yogo, 2005, “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression”, in D. W. K Andrews, and J. H. Stock (eds.) *Identification and Inference for Econometric Models, Essays in honor of Thomas Rothenberg*, New York: Cambridge University Press, 80-108.

- 36.Tran, D., H. T. Vu, and D. Goto, 2022, "Agricultural Land Consolidation, Labor Allocation and Land Productivity: A Case Study of Plot Exchange Policy in Vietnam", *Economic Analysis and Policy*, Vol.73: 455-473.
- 37.Xie, J., G. Yang, G. Wang, Y. Song, and F. Yang, 2021, "How do Different Rural-Land-Consolidation Modes Shape Farmers' Ecological Production Behaviors?", *Land Use Policy*, 109(10), 105592.

(作者单位: <sup>1</sup>中国社会科学院农村发展研究所;

<sup>2</sup>北京理工大学人文与社会科学学院)

(责任编辑: 小林)

## The Effect of Well-Facilitated Farmland Construction on Farmland Rental Market Transformation

WANG Shukun LIN Wensheng

**Abstract:** Few studies have systematically analyzed the impact of the construction of well-facilitated farmland on the transformation of farmland rental markets and its mechanisms. This paper constructs a theoretical framework illustrating that the construction of well-facilitated farmland promotes the transformation of farmland rental markets through channels of improving the quality of farmland, reducing agricultural production costs and increasing revenue, and enhancing the value of farmland transactions. Using a pooled cross-sectional data of 4264 farmland plots from 304 villages across 50 counties in 10 provinces from the China Rural Revitalization Survey (CRRS) in 2020 and 2022, we quantitatively analyze the impact of the construction of well-facilitated farmland on the transformation of farmland rental markets, and reveals the heterogeneous effects of the construction of well-facilitated farmland in different situations. The results are as follows. (1) The construction of well-facilitated farmland not only reduces non-market transactions among acquaintances, but also promotes the agreed term of land lease and increases the possibility of paid transfer of agricultural land. (2) Mechanism test indicates that the construction of well-facilitated farmland promotes the transformation of farmland rental markets by improving the farmland quality, reducing agricultural production cost, increasing agricultural revenue, and improving the farmland transaction values. (3) The heterogeneity analysis shows that for villages in eastern and northeast China and farmers with self-interested preferences, the construction of well-facilitated farmland much more significantly promotes the transformation of farmland rental markets. On the contrary, the instability of farmland rights and the experiences of being migrant workers to some extent weaken the promotion effect of well-facilitated farmland construction.

**Keywords:** Well-Facilitated Farmland; Farmland Rental Market; Farmland Quality; China Rural Revitalization Survey

# “大小兼容”的农地连片经营如何实现\* ——以江苏盐城亭湖区“小田并大田”为例

刘同山<sup>1</sup> 孔祥智<sup>2</sup> 杨晓婷<sup>3</sup>

**摘要:**解决农地细碎化问题、实现农地连片经营有利于现代农业发展。本文把以自治治理为核心的制度分析与发展框架拓展至协同治理情景，并结合江苏盐城亭湖区的改革实践，分析如何在农地细碎化治理的同时，让小农户和规模农业经营主体都能获得合意面积的连片农地。研究发现：农地连片经营能够降低农业生产成本、增加可用耕地面积、提高农业效益和农民收入。但是，由于涉及多个相关主体且异质性农户的农地经营需求不同，“小田并大田”的集体行动难以达成。亭湖区的经验表明：构建发挥各方积极性的协同治理机制，提供具有充分包容性的制度安排，以“承包权不动，经营权连片”方式推动改革，是改变农地细碎化利用状况、实现“大小兼容”农地连片经营的有效途径；“政府支持+村民自治”是推行“小田并大田”的重要思路，农村集体经济组织对土地经营权的“统”，赋予了统分结合双层经营体制中的“统”新内涵。本文研究认为，在解决农地细碎化问题的过程中，需要强化政府的引导支持，充分发挥相关各方的自主性与积极性；提高制度供给的灵活性，形成尊重农民意愿的包容性改革路径；实现相关主体的协同治理，注重发挥农村党员干部的带头作用。

**关键词：**农地细碎化 适度规模经营 协同治理 集体行动

中图分类号：F321.1 文献标识码：A

## 一、引言

人多地少的基本国情，以及农村改革之初“地块均分、好坏搭配”的土地发包方式，使中国的农地非常细碎。21世纪以来，中国的农地细碎化问题虽然有所好转，却未能得到根本解决。从承包层面看，农户承包地块“数量多、面积小”问题突出。农业农村部大数据发展中心全国农村土地承包信息数据库的统计数据显示，2018年确权完成后，全国农户户均承包地面积不到7.5亩，地块数却多达5.5块。大部分农户希望承包地块集中连片，以方便耕作，有数据显示，72.6%的农户愿意把自家分散的小

\*本文研究得到国家社会科学基金一般项目“农业土地规模化与服务规模化路径比较及其优化协调研究”（编号：23BJY154）资助。感谢匿名评审专家的宝贵意见，当然文责自负。本文通讯作者：杨晓婷。

块承包地集中成一块耕种<sup>①</sup>。从经营层面看，除承包农户经营地块零碎外，不少规模农业经营主体流入的耕地只有两百亩左右，却被分成几十块散落各处<sup>②</sup>，细碎化问题严重。农地连片流转难，已成为农业适度规模经营的障碍。农户承包地块零散，是产生并维持农地经营细碎化的底层原因。尽管有学者发现，农地细碎化能够较好地适应生态环境，实现农作物多样化种植，从而有助于消除农业生产风险，提高农作物产出和经营效益（Ali et al., 2019; Yu et al., 2022），但大部分学者指出，农地细碎化会提高农业生产成本，增加劳动力投入与化肥使用，并减少农业机械的应用（卢华和胡浩，2015），进而损害农业生产效率（韩旭东等，2020; Manjunatha et al., 2013）。而且，农地细碎化和耕地权属破碎化，会增加农地出租的难度，进而提高农户将耕地撂荒的概率（Wang et al., 2022; Zheng et al., 2023）。

为了促进农业转型发展，不少国家都曾出台治理农地细碎化问题、推动农地连片高效利用的政策法规（刘同山和钱龙，2023）。近年来，中国也高度重视农地连片经营和“小田并大田”<sup>③</sup>改革。2016年和2017年中央“一号文件”都提出，鼓励互换并地，实现连片耕种<sup>④</sup>。《中华人民共和国农村土地承包法》规定，“承包方之间为方便耕种或者各自需要，可以对属于同一集体经济组织的土地的土地承包经营权进行互换，并向发包方备案。”<sup>⑤</sup>2019年《中共中央 国务院关于保持土地承包关系稳定并长久不变的意见》提出，“各地可在农民自愿前提下结合农田基本建设，组织开展互换并地，发展连片种植。”<sup>⑥</sup>2023年中央“一号文件”明确要求：总结地方“小田并大田”等经验，探索在农民自愿前提下，结合农田建设、土地整治逐步解决细碎化问题<sup>⑦</sup>。按照中央的决策部署，2023年7月，《农业农村部关于稳妥开展解决承包地细碎化问题试点工作的指导意见》出台，“小田并大田”从试点探

<sup>①</sup>资料来源：《农业农村部负责人就〈关于稳妥开展解决承包地细碎化试点工作的指导意见〉答记者问》，《农民日报》2023年7月19日01版。

<sup>②</sup>资料来源：《唐河县源潭镇闫庄村村民杨松付流转了250亩地将近50块：我是种田户 想种大块地》，[http://newpaper.dahe.cn/hnrbncb/html/2016-06/23/node\\_64.htm](http://newpaper.dahe.cn/hnrbncb/html/2016-06/23/node_64.htm)；《试点农村土地承包改革破解农地碎片化耕种问题》，<https://www.rmxbs.com.cn/c/2021-11-01/2975939.shtml>。

<sup>③</sup>“小田并大田”是2023年中央“一号文件”的提法，之前的政策法规文件主要使用“互换并地”的概念，一些地方称之为“小田变大田”或“小田换大田”（如湖南汨罗市）。虽然说法不同，但本质上都是将农户经营的地块集中连片。为方便论述，在本文中，除了将地方文件中的具体提法予以保留外，统一采用“小田并大田”的说法。

<sup>④</sup>参见《2016年中央一号文件（全文）》，[http://www.moa.gov.cn/xw/qg/201601/t20160127\\_5000509.htm](http://www.moa.gov.cn/xw/qg/201601/t20160127_5000509.htm)；《中共中央 国务院关于深入推进农业供给侧结构性改革 加快培育农业农村发展新动能的若干意见》，[https://www.gov.cn/zhengce/2017-02-05/content\\_5165626.htm](https://www.gov.cn/zhengce/2017-02-05/content_5165626.htm)。

<sup>⑤</sup>参见《中华人民共和国农村土地承包法》第三十三条，[http://www.zfs.moa.gov.cn/flfg/202002/t20200217\\_6337175.htm](http://www.zfs.moa.gov.cn/flfg/202002/t20200217_6337175.htm)。

<sup>⑥</sup>参见《中共中央 国务院关于保持土地承包关系稳定并长久不变的意见》，[https://www.gov.cn/gongbao/content/2019/content\\_5459130.htm](https://www.gov.cn/gongbao/content/2019/content_5459130.htm)。

<sup>⑦</sup>参见《中共中央 国务院关于做好2023年全面推进乡村振兴重点工作意见》，[https://www.gov.cn/zhengce/2023-02/13/content\\_5741370.htm](https://www.gov.cn/zhengce/2023-02/13/content_5741370.htm)。

索转向全面推行。值得注意的是，农村土地仍具有社会保障作用，是农民进城的退路。习近平强调：“农村土地承包关系要保持稳定，农民的土地不要随便动。农民失去土地，如果在城镇待不住，就容易引发大问题。”<sup>①</sup>农村土地制度改革，“要尊重农民意愿和维护农民权益，把选择权交给农民”<sup>②</sup>。上述改革部署及要求为农村土地制度创新指明了方向。“大国小农”是中国的基本国情，经营自家承包地的小农户占大多数的情况下短期内难以发生根本性改变，“创新农业经营体系，不能忽视了普通农户”<sup>③</sup>。习近平指出：“要处理好培育新型农业经营主体和扶持小农生产的关系，农业生产经营规模要坚持宜大则大、宜小则小，不搞一刀切，不搞强迫命令。要注重……改善小农户生产设施条件，提升小农户抗风险能力，扶持小农户拓展增收空间，把小农生产引入现代农业发展轨道。”<sup>④</sup>

可见，作为对农村基本经营制度的巩固完善，“小田并大田”既要解决小农户承包经营地块“数量多、面积小”的问题，又要在稳定土地承包关系的基础上促进农业适度规模经营与农地连片利用，也就是说，要一举实现小农户和规模农业经营主体（大农户）“大小兼容”的农地连片经营。所谓“大小兼容”的农地连片经营，是指通过相关主体的共同参与，以“小田并大田”为手段，结合高标准农田建设、土地整治项目等，让小农户连片经营“一块田”，让规模农业经营主体长期稳定经营适度规模的“一片田”，优化土地资源利用、加快现代农业发展。其中，小农户既可以流入连片农地成为规模农业经营主体，也可以将自家承包地流转出去，并在需要时调整流转的农地面积或重新获得承包面积的连片农地。“大小兼容”的农地连片经营无疑是对“细碎承包、无序流转、分散经营”农地利用方式的重构。政府主导和市场机制引导下的农户自发行动都可以推动农地利用方式重构<sup>⑤</sup>。比较而言，政府自上而下行政推动的农地细碎化治理和农地集中连片，会弱化农村集体和农民的主体地位，难以考虑农户的差别化农地经营需求，甚至违背其参与意愿（熊航等，2023；孙新华等，2020），损害农民的土地权益并留下隐患（刘新卫和赵崔莉，2018；孙新华和钟涨宝，2017）。市场机制引导下农户自发开展的互换并地，虽然能够发挥农民的自主性、主体性，在保护农民土地权益的同时实现地块集中连片（席莹和吴春梅，2018；张蚌蚌和王数，2013），但组织成本高、实施难度大。异质性日益增强的小农户自发、一致实施农地细碎化治理的集体行动难以达成（周小平等，2021；王海娟和胡守庚，2018）。可见，要解决农地细碎化问题、实现“大小兼容”的农地连片经营存在很多困难。正因如此，尽管中央文件多次作出部署，目前“小田并大田”仍主要停留在区域试点阶段。

---

<sup>①</sup>习近平，2022：《论“三农”工作》，北京：中央文献出版社，第200页。

<sup>②</sup>习近平，2022：《论“三农”工作》，北京：中央文献出版社，第201页。

<sup>③</sup>习近平，2022：《论“三农”工作》，北京：中央文献出版社，第87页。

<sup>④</sup>习近平，2022：《论“三农”工作》，北京：中央文献出版社，第246页。

<sup>⑤</sup>从理论上看，市场驱动也是一种治理农地细碎化问题的方式，比如工商资本下乡连片流转农地。然而，在“地块均分、好坏搭配”的家庭承包制下，一大块农地由数量众多的小农户分散经营，连片流转离不开政府行政推动或农户自发行动（可能有村集体、村“两委”协助）。单纯的市场化方式难以在治理农地细碎化问题中发挥直接作用，故略去不论。

在稳定农村土地承包关系、保障农民土地权益和尊重农户参与意愿等政策法规要求下，以政府有形之手推动“小田并大田”受到诸多限制。那么，如何依靠群众、组织群众，借助农民的集体行动和协同治理，解决农地细碎化问题，实现各方都满意的农地连片经营，就尤为重要。江苏盐城亭湖区自2019年启动“小田并大田”试点以来，在创新落实“三权”分置政策、巩固完善农村基本经营制度的改革思路下，探索形成包容性的政策安排和实施路径，注重发挥各类主体的参与积极性，以“稳定承包权利、重构经营方式”为重心，很好地实现了“大小兼容”的农地连片经营。由于试点成效突出，亭湖区“小田并大田”改革探索受到2023年中央“一号文件”认可，其“承包权不动，经营权连片”的做法获《农业农村部关于稳妥开展解决承包地细碎化问题试点工作的指导意见》赞同。因此，基于相关理论和改革实践，剖析亭湖区如何化解“小田并大田”存在的困难、实现“大小兼容”的农地连片经营，可以为其他地方治理农地细碎化问题提供经验借鉴。

本文研究尝试在以下两个方面丰富现有研究文献：一是将协同治理与基于自主治理的制度分析与发展（Institutional Analysis and Development，以下简称 IAD）框架相融合，把研究视角从强调自主治理推向更符合中国国情农情的协同治理，扩展经典理论的适用场景；二是将“大小兼容”的农地连片经营作为“三权”分置框架下农村基本经营制度的巩固完善，在新发展阶段赋予统分结合双层经营体制中的“统”新理论内涵。

## 二、理论分析框架

### （一）协作失灵与农地的细碎化利用

集体行动理论表明，承包经营农地的小农户数量众多，是导致协调行动难以达成或协作失灵的一个重要原因（Olson, 1971）。治理农地细碎化问题，是基于农地产权制度，权衡农地经营成本、一致行动的交易费用和制度创新预期潜在收益的多主体协调博弈。根据协调博弈理论，不同资源占有者的策略互补性或资源互补性，是造成协作失灵的关键。从交易成本理论看，农地细碎化治理存在高昂的交易成本，如土地整治的资金分摊、众多异质性小农户的组织动员、改革收益的分配等，致使“小田并大田”之类的农地高水平利用制度创新供给难以出现。正是相关主体之间的协作失灵，让农地细碎化利用的状况难以改变，即使存在一个所有参与者都较为满意且可以达到的高水均衡也无法实现（Brandts et al., 2007）。

当存在多重均衡时，对不同均衡的选择就是参与人之间行动的协调，均衡选择实质就是协调问题。经济学家常用协调博弈研究协调问题（张良桥，2007）。Crawford（1995）认为，协调博弈是参与人对不同策略组合有相同偏好的博弈，均衡选择的结果依赖参与人之间是否对选择某一行动具有充分相似的信念。策略互补性和支付外溢性是协调博弈的两个基本特征。以治理农地细碎化问题为例，一个主体缓解农地细碎化的行动，会提高其他主体参与细碎化治理的可能性（互补性），而且任何主体治理农地细碎化的行动，都会增加其他主体参与治理的收益（外溢性）。因此，协作失灵或者说协调博弈未能实现高水均衡，是一种特殊正外部性影响下的公共品供给不足问题。要推动农地利用从低水均衡迈向高水均衡，既要满足多个参与人预期的一致性，还要实现其行动的协调性。

## （二）制度分析与发展（IAD）框架的适用性及局限性

“小田并大田”本质上是一种新制度安排。新制度经济学认为，当存在制度失衡时，新制度安排的获利机会就会出现。然而，交易费用的存在，导致制度失衡难以快速向新均衡结构移动。制度变迁取决于现存的制度结构<sup>①</sup>，存在历史锁入与路径依赖问题（诺思，2008）。一种有利的新制度安排，在现实中可能因为与制度结构中已有的其他制度安排难以协调一致而无法生存。制度的效率非常依赖其他辅助性制度安排的存在，只有在各种其他配套制度先行发展起来之后，新制度安排才会起作用（林毅夫，2000）。制度安排嵌入于现存的制度结构且高度依赖其他配套制度，使得较为理想的制度变迁十分困难。因此，随着农业劳动力外流和生产力提高，应连片经营的农地，陷入细碎化利用困境。

制度供给以及由其引发的制度变迁是一个集体行动问题（Ostrom, 1990）。Olson（1971）的集体行动理论确认了个体行为的激励约束和集体成员间的相互作用能克服“搭便车”问题，为制度变迁提供了一个重要视角。Ostrom（1990）研究哈丁的“公地悲剧”问题后指出，除了实行集权式的政府规制或完全的私人财产权外，还可以借助自主组织和自主治理推动低效率的制度向较优制度转变。与偏于静态分析的 Olson 集体行动理论不同（林毅夫，2000），Ostrom 在探讨集体行动时，更加关注社区的自发性秩序和自组织过程，强调行动主体与行动情景的互动，并构建了包含外生变量（自然物质条件、经济社会属性、通用制度规则）、行动舞台（行动情景和行动者）、互动模式、产出和评价标准五个部分的一般性理论框架，即制度分析与发展（IAD）框架。

按照 Ostrom 的设定，IAD 框架主要用于分析“公地”或公共池塘资源。在农民集体所有、农户承包经营的情况下，耕地可被视为“公地”或一种公共池塘资源，符合 IAD 框架的要求。将 IAD 框架用于分析“小田并大田”改革实践，有两大价值或必要性：一是农村土地属于农民集体所有（法律规定属于国家所有的除外），农村实行村民自治，而且为村内公共事务出钱出力是农村社会的传统，无论是从政策法规还是从社会规范来看，以 IAD 框架所强调的自主组织和自主治理方式开展“小田并大田”都具有良好的社会条件；二是 IAD 框架倡导农民自发自主治理农村公共事务，注重发挥农民的主动性、创造性，与强调“为了群众、依靠群众”的党的群众路线高度一致，具有很好的实践基础。此外，政策法规已明确规定保持农村土地承包关系稳定且长久不变，并且中央一再强调农村改革要尊重农民参与意愿、维护农民土地权益。例如，习近平强调：“不管怎么改，不能把农村土地集体所有制改垮了，不能把耕地改少了，不能把粮食产量改下去了，不能把农民利益损害了。”<sup>②</sup>因此，使用 IAD 框架分析农民自主组织实施“小田并大田”、治理农地细碎化问题具有合理性。

然而，应用 IAD 框架对“小田并大田”改革实践进行理论分析也存在一些局限。一方面，由于改

---

<sup>①</sup>根据林毅夫（2000）的定义，制度安排或简称制度，是指在特定领域内约束人们行为的一组行为规则。而制度结构是指经济社会中所有制度安排的总和，包括组织、法律、习俗和意识形态。制度变迁通常指某一制度安排的变化。

<sup>②</sup>习近平，2018：《论坚持全面深化改革》，北京：中央文献出版社，第 74 页。

革的组织实施成本高，成本分担和收益分配不均衡<sup>①</sup>，再加上异质性农户的农地经营意愿和原有的农地利用方式都存在差异，农民群体认知不协调，基于自主治理的农户难以达成一致有效的集体行动。另一方面，IAD 框架强调的自主组织和自主治理主要适用于长期稳定的农村社区，然而，随着大量农民进城和农户分化，中国农村经济社会日益复杂，农户的异质性变强，农村社区原有的社会规范被打破，自主组织和自主治理存在严重困难。而且，可以提高农地利用效率、推动现代农业发展的“小田并大田”改革具有很强的正外部性，仅靠农户自发自主开展“小田并大田”，会出现改革实践难以满足社会需要或者说新制度供给不足的问题。

### （三）基于协同治理的“情景—主体—策略—制度”分析框架

IAD 框架主要分析的是“没有外部协助”情况下的制度变迁（Ostrom, 1990）。直接使用 IAD 框架阐释“小田并大田”改革，虽然能涵盖农村自主治理所需的社区规范和制度情景，但会忽视甚至排除外部主体的作用。实际上，城镇化进程中农村劳动力的大量外流，让农村的社会规范发生了重大改变，而农业农村改革的深化推进，让农村的制度情景面临着急速调整。上述情况导致村庄公共事务的领导力缺失、协商和一致行动的传统式弱，自发式集体行动（比如应对自然灾害）陷入困境，基于社区规范实现自主组织和自主治理的 IAD 框架难以适用。这就是从理论上和政策上看，农民可以通过自发互换并地解决承包地细碎化问题，但二轮承包至今 20 多年，却很少有农民如此做的原因<sup>②</sup>。

当基于社区规范的集体行动无法达成时，亟须新制度供给以获得潜在收益的社区成员，便会寻求“外部协助”（Ostrom, 1990；林毅夫, 2000），然后以“自主组织+外部协助”的方式，实现有效的集体行动。对农村社区而言，政府、企业、社会组织等，均是其在公共事务治理中可以寻求帮助的外部主体。无论农民选择与何种外部主体协作开展“小田并大田”，都涉及协同治理问题。

协同治理是理论物理学家赫尔曼·哈肯创立的“协同学”在社会科学领域应用与发展的理论产物，它强调基于多方协同的有序集体行动和自组织行为的发生（李汉卿, 2014）。协同治理理论对于开放系统下社会多元化的协同发展具有较强的指导意义。习近平将“重点攻坚和协同治理的关系”作为推进生态文明建设需要处理好的几个重大关系之一<sup>③</sup>。《“十四五”推进国家政务信息化规划》认为，协同治理是 2025 年政务信息化建设迈入融慧治理新阶段的一个主要特征。以“有为政府”的引导支持来缓解农民自主治理困境，进而构建多方参与的协同治理框架，是分析农村土地制度变迁问题的重要思路。在中国，尤其应当考虑政府普遍给予农村改革“外部协助”的基本国情，把以自主治理为核心的 IAD 框架拓展至协同治理情景。因此，本文基于 IAD 框架强调的实践情景、主体互动、行为规则等概念，以协同治理作为关键理论支撑，借鉴 Emerson et al. (2012) 构建协同治理综合框架的思路，

---

<sup>①</sup>尽管总体来看承包地细碎化严重，但仍有农户的承包地比较连片，参与“小田并大田”的收益较小。一些农户可能已经把承包地高价流转出去或者进行“非农化”利用，改革成本高。因此，不同农户的“小田并大田”成本和收益有差异。

<sup>②</sup>根据《中国农村政策与改革统计年报（2020 年）》数据，2020 年全国农户承包地互换面积为 1878.8 万亩，仅占家庭承包地总面积 156166.2 万亩的 1.2%。

<sup>③</sup>习近平, 2023: 《推进生态文明建设需要处理好几个重大关系》，《求是》第 22 期，第 1-4 页。

提出协同治理农地细碎化问题的“情景—主体—策略—制度”分析框架，如图1所示。

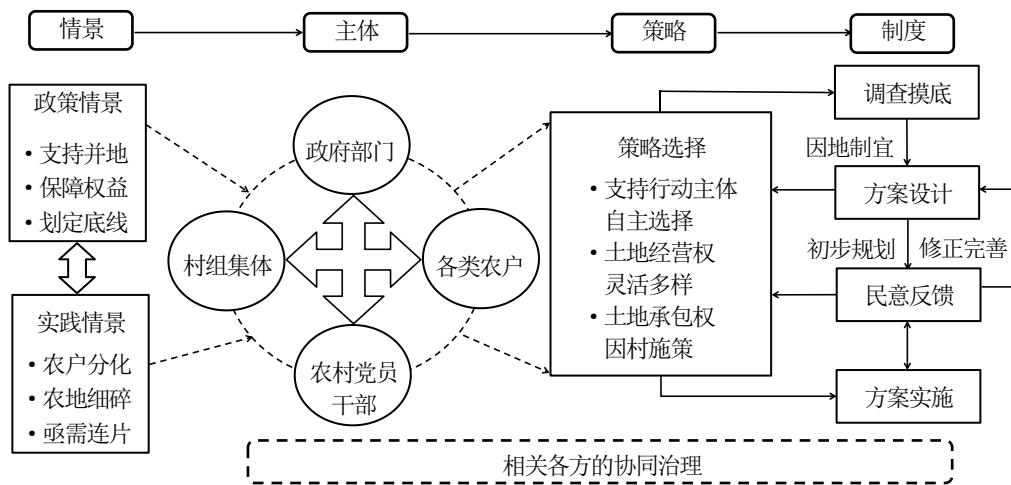


图1 基于协同治理的“情景—主体—策略—制度”分析框架

对于“小田并大田”改革，“情景—主体—策略—制度”分析框架具体包含以下4个方面的内容。第一，情景：包括政策情景和实践情景。政策情景指现行政策法规对农村土地制度改革、农地连片经营的决策部署，以及“要尊重农民意愿和维护农民权益”和“不搞一刀切，不搞强迫命令”的基本要求；实践情景是全国普遍存在而本文调研地尤为典型的一般性特征，包括农地零散经营的不良影响、农民的改革需求等。第二，主体：包括区（县）、镇（乡）两级政府有关部门，村组集体，农村党员干部和各类农户等“小田并大田”改革涉及的行动主体。第三，策略：包括方案制定和组织实施。相关各类主体基于村情民意，考虑农户自种地块选择、“田中坟”迁移、农地连片后溢出耕地<sup>①</sup>再分配等问题，提出多样化、包容性的方案，让农户选择是否参与、如何参与等。第四，制度：指从地方性具体实践中提炼的一整套可复制推广的行动规则，是前几个环节的集成提升。就“小田并大田”而言，行动规则包括对农户农地经营需求的调查分析、基于村情民意的改革方案设计及其修正优化程序，以及在内外部行动主体支持下改革方案的具体实施。

接下来，本文将结合亭湖区“小田并大田”典型案例，利用“情景—主体—策略—制度”分析框架，考察如何改善农地细碎化利用的低水平状况及如何实现“大小兼容”的农地连片经营。

### 三、案例描述与情况调查

#### （一）亭湖区“小田并大田”案例描述

亭湖区地处经济发达的江苏省东部平原地区，隶属盐城市，2022年农村居民人均可支配收入为31956元。作为盐城市的两个主城区之一，亭湖区既有市区，也有较大面积的乡村区域，但人均耕地面积只有0.63亩。亭湖区农业以粮食作物种植为主，一般是稻麦轮作，少数农户也会种植一季菊花、

<sup>①</sup>土地整治和集中连片不仅通过消除田埂、边角地等增加可用耕地，还使二轮承包时“隐藏的耕地面积”显现出来，从而出现实际可用的耕地面积增加或者叫耕地“溢出”的情况。

辣椒或水果等经济作物。亭湖区农民房屋多依水而建，较为零星。尽管亭湖区稻麦轮作或粮经轮作的亩均收益高于全国大部分粮食主产区，但由于人均耕地面积太少，单靠农业难以致富，所以农村劳动力流出和农地流转现象十分普遍。2019年，亭湖区的农地流转比例已达60%，超过3/4的农村青年劳动力长期在外务工经商，农户兼业化、农村老龄化严重，粮食生产的耕、种、管、收各个环节都非常依赖农机作业。而且，与全国大部分地区的情况比较相似，亭湖区的农地十分细碎，户均耕地不足10亩却被分成六七块甚至更多，不仅阻碍了农地流转和适度规模经营，还增加了农业生产成本、降低了农业经营效益。亭湖区地处发达省份且农村居民收入较高，能够反映未来一个时期中国粮食主产区尤其是东部平原地区的农业农村发展趋势。以亭湖区“小田并大田”作为典型案例，研究小农户和规模农业经营主体“大小兼容”农地连片经营的实现路径及其理论价值，具有较好的代表性和前瞻性。

本文的案例资料和相关数据来自农业农村部政策与改革司2022年江苏盐城亭湖区“小田并大田”专题调查组和“稳定土地承包权基础上‘小田并大田’的实现机制研究”课题组<sup>①</sup>。笔者之一作为专家组组长和课题组负责人，于2021年12月和2023年2月先后两次前往亭湖区开展调研，并与调研村、镇、区、市各级相关部门建立了长期联系。调研方法以面对面访谈和实地走访为主，调研问题聚焦亭湖区开展“小田并大田”的现实背景、政策思路、发展历程、主要做法及成效、实施中存在的困难等。调查组和课题组与区、镇两级政府有关部门领导和村组干部进行深入交流，访谈了多个试点村（社区）的9个规模农业经营主体与23户自耕小农户和土地流出农户，获取了丰富的一手资料和数据，并在政府部门支持下收集了村、镇、区、市的相关规定文件、数据统计和工作总结等二手资料。

亭湖区“小田并大田”改革自2019年启动，至2023年改革做法获中央“一号文件”认可并被农业农村部文件总结为“承包权不动，经营权连片”予以全国推广，共经历了图2所示的3个阶段。

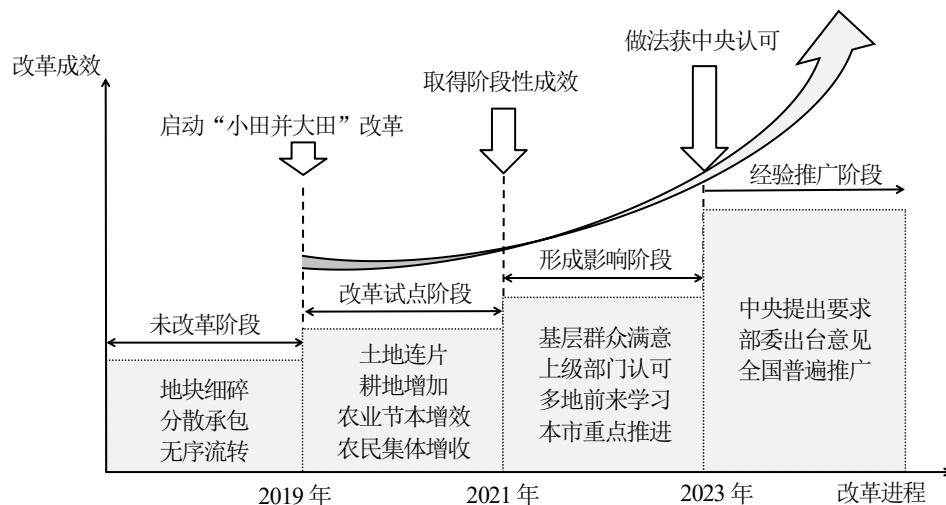


图2 亭湖区“小田并大田”改革的3个阶段及其成效

<sup>①</sup>此课题是农业农村部政策与改革司2023年委托笔者主持完成的。在此课题成果支撑下，笔者之一应邀参与了《农业农村部关于稳妥开展解决承包地细碎化试点工作的指导意见》文件起草。

第一，改革试点阶段（2019年6月—2021年11月）。2019年6月亭湖区通过了《亭湖区“小田变大田”省级改革试验区实施方案（讨论稿）》，启动了第一批试点村（社区）的“小田并大田”改革。因第一批试点成效显著，农民群众和基层干部认可度高，亭湖区于2021年3月发布了《盐城市亭湖区“小田变大田”改革实施办法（试行）》<sup>①</sup>，将11个村（社区）作为“小田并大田”改革第二批试点。2021年11月，亭湖区借助入选全国农村改革试验区、以项目制试点“小田并大田”、探索农村承包地“三权”分置实现路径的契机，在全区推广“小田并大田”改革。

第二，影响形成阶段（2021年12月—2023年1月）。亭湖区“小田并大田”试点做法受到农业农村部有关部门重视。2021年12月，农业农村部政策与改革司成立调查组，赴亭湖区进行实地调查<sup>②</sup>，调查报告先后被《农村改革动态》《乡村振兴文稿》刊发。一些地方（如安徽蚌埠市）领导看到亭湖区“小田并大田”改革做法后，建议本地有关部门前去学习。2022年9月，国务院有关领导对亭湖区“小田并大田”探索作出肯定性批示。社会各界的高度认可，鼓舞了当地干部群众开展“小田并大田”的热情。至2022年底，除亭湖区外，盐城市多个区县的近15万亩耕地实施了“小田并大田”<sup>③</sup>。

第三，经验推广阶段（2023年2月以来）。2023年2月印发的中央“一号文件”要求总结地方“小田并大田”经验。亭湖区等改革试点解决农地细碎化问题的做法获得中央认可。2023年2月，农业农村部政策与改革司专题调查组再次到亭湖区调研“小田并大田”改革，并将其改革做法总结为“承包权不动，经营权连片”写入《农业农村部关于稳妥开展解决承包地细碎化问题试点工作的指导意见》。农地细碎化治理问题受到全国关注，亭湖区“小田并大田”改革经验也被更多地区学习借鉴。

## （二）亭湖区“小田并大田”情况调查

1.试点做法。“小田并大田”改革的初心，是在稳定农户承包权的前提下重构农地经营方式，以提高粮食生产能力、推动农业转型发展。基于此，亭湖区“小田并大田”试点主要采取了3个做法。第一，切实尊重农民的参与意愿。亭湖区“小田并大田”改革，充分考虑各个村（社区）的实际情况和不同类型农户的参与意愿，引导支持各试点村（社区）做出差别化的推进方案。各试点村（社区）根据自己的村情农情，可以将全部承包地实施“小田并大田”，也可以部分实施；试点村（社区）的农户可以将全部承包地交给村组集体进行“小田并大田”、实现“一户一块田”，也可以不参与或仅将部分承包地参与改革。第二，连片后的农地经营方式灵活多样。对于连片后的农地，各试点村（社区）可以经区农村产权交易中心长期流转给规模农业经营主体，或在同等条件下优先出租给本村有规模种植意愿和能力的农户，也可以在保障农户土地租金收入的前提下，由村组集体统一经营整治后的连片农地。不少试点村（社区）还预留了一定比例的连片农地，交由村组干部或本村农户短期租赁经

---

<sup>①</sup>参见《盐城市亭湖区人民政府办公室关于印发〈盐城市亭湖区“小田变大田”改革实施办法（试行）〉的通知》，[https://www.tinghu.gov.cn/art/2021/6/8/art\\_12326\\_3627532.html](https://www.tinghu.gov.cn/art/2021/6/8/art_12326_3627532.html)。

<sup>②</sup>受新冠疫情影响，农业农村部政策与改革司人员无法离京，特委托笔者任组长，组织专家团队完成此次专题调查。

<sup>③</sup>资料来源：《“小田变大田”改革经验被中央一号文件吸收》，[http://www.yancheng.gov.cn/art/2023/2/14/art\\_32666\\_3964350.html](http://www.yancheng.gov.cn/art/2023/2/14/art_32666_3964350.html)。

营，以备“小田并大田”后个别农户想获得自家承包面积的农地重新经营，保障连片农地规模经营的稳定性。第三，政府引导支持下村组集体负责组织实施。为了凝聚改革共识、减小改革阻力和风险，亭湖区没有采取行政推动的方式，而是将“小田并大田”工作交给村组集体，引导其按照规范的程序组织实施。政府主要在政策宣传、典型示范、专项工作经费等方面给予支持。另外，亭湖区政府有关部门还结合低收入群体居住环境改善和农村殡葬制度改革，协调开展“田中房”整治复垦和农村迁坟入公墓工作，为“小田并大田”提供配套支撑。

2.改革成效。至2022年11月，亭湖区“小田并大田”改革基本完成，全区36.2万亩承包地由原来的19.8万块合并成4.1万块，地块数量减少近80%，农地流转比例提高至78.6%，新增家庭农场121个，农业规模经营水平显著提升。同时，亭湖区配套高标准农田建设，通过整合田埂、田边地、水边地和废旧沟塘等，增加了4.2万亩高产田和6.3%的实际可用耕地面积，粮食生产能力得到明显提高。

除上述显而易见的突出成效外，亭湖区“小田并大田”改革试点还在多个方面取得了丰富成果。首先，自种区小农户的农业生产成本大幅减少。继续种地的小农户，将原本分散的多块承包地转换为自种区的一块连片地。单个地块面积的扩大和农田水利、路网等设施的改善，降低了小农户的农业生产成本尤其是农机作业费用，实现了“节本增收”<sup>①</sup>。耕种靠家、靠水、靠路的自种区连片耕地，还大幅度减少了小农户的农田管护、灌溉作业等成本。其次，小农户农地连片流出的租金收入显著提高。

“小田并大田”之前，亭湖区农地流转主要是单个农户自发完成，比较无序。因地块狭小、耕作不便，当地的农地流转价格较低，每亩地年租金一般是500~600元。“小田并大田”后，细碎化的农地被集中连片，还配套完善了水利、路渠等设施，农业生产的成本大幅降低，因此更受规模农业经营主体欢迎，每亩地流转价格普遍上涨至每年900元左右，比原来增加了约1/3。再次，规模农业经营主体可以稳定高效地使用农地。农地细碎化情况下，规模农业经营主体与众多小农户分别达成农地流转协议的成本较高，且存在协议规范化程度低、合同履约性差等问题，难以长期稳定地开展规模经营。“小田并大田”改革，不仅增加了集中连片且农田水利等基础设施完善的农地供给，降低了集中连片流转的组织费用和农业生产成本，还通过更规范的农地流转合同，以及自种预留区的缓冲作用，保证了连片农地的长期稳定使用，促进了规模农业经营主体向土地投资<sup>②</sup>。最后，农村集体经济收益增加、“统”的能力增强。“小田并大田”后，实际可用的耕地面积增加，除了可以提高粮食生产能力外，还为农村集体经济组织带来了经济收益。以新闸、黄尖两个试点村（社区）为例，“小田并大田”让两村（社区）合计增加了110亩可用耕地，按每亩地年租金900元计算，每年可以带来近10万元的经济收益。

---

<sup>①</sup>黄尖社区63岁的村民单国民说：以前7亩地分成4块，农机收割时要排队等2~3天，辛苦不说，收费还高，每亩收费80元；“小田并大田”变成一块地后，农机收割2个小时就能完成，费用也降到了每亩50~60元。

<sup>②</sup>据当地种粮大户黄海涛介绍：之前他以每亩一年不到500元的价格流入了200多亩地，分成30多块。因地块狭小，农田灌溉和农机作业十分不便，虽然流转费用低，但是农业生产成本很高，经营收益少。“小田并大田”农地连片后，他流转的390亩地只有2块，农机作业、农田灌溉和日常管理成本都大大降低，尽管租金变高，经营收益反而增加了。而且，现在流转期限更长且稳定，他也更愿意向农业投资、持续改善耕地地力，以获得更多粮食产出和经营收益。

由于农地连片后，为小农户生产提供服务的难度大幅下降，一些试点村（社区）还在政府专项工作经费支持下购置了农机具，为自种区小农户生产提供田间管理、农机作业等服务，农业生产中集体经济组织“统”的作用得以体现。

#### 四、“大小兼容”农地连片经营的实现路径

##### （一）现实情景：政策情景与实践情景的叠加

农地制度改革受国家政策法规的支持和约束，为农业发展服务。国家政策法规有部署、农业发展有需求，构成了“小田并大田”改革的现实情景。从政策情景看，新修正或颁布的《中华人民共和国农村土地承包法》《中华人民共和国民法典》《中华人民共和国乡村振兴促进法》以及2023年中央“一号文件”等，都对治理农地细碎化问题、推动农地连片经营作出了部署。习近平在党的二十大报告中提出“加快建设农业强国”后，如何解决农地细碎化问题以提升农业效率，更是受到高度关注。2019年江苏省第三轮农村改革试验区也把“小田并大田”作为一项重要的改革试点内容，给予资金支持。不过，农村土地制度改革必须尊重农民意愿。《中华人民共和国农村土地承包法》规定，承包期内发包方不得收回、调整农户承包地，“国家保护承包方依法、自愿、有偿流转土地经营权，保护土地经营权人的合法权益，任何组织和个人不得侵犯”<sup>①</sup>。《中共中央 国务院关于保持土地承包关系稳定并长久不变的意见》和2023年中央“一号文件”，都强调在农民自愿前提下开展互换并地或“小田并大田”。可见，尊重农民参与意愿的“小田并大田”受到国家和地方政策法规的支持鼓励。

从实践情景看，一方面，由众多小农户分散承包的零散地块，种植的农作物往往比较多样，难以协调一致，增加了田间管理的困难。比如，不同地块开展病虫害防治的时间难以统一，防治效果也无法保证。而且，农地细碎化既会增加田埂和边角地，减少实际可用的耕地面积，又会加大农田基础设施全面覆盖的难度，增加农机作业成本，还会阻滞农地连片流转，阻碍适度规模经营，减少农户的农地租金收入。另一方面，随着农民向城镇转移，农户来自农业经营的收入占比持续降低，农地经营需求不断下降，土地经营权出租意愿逐渐增强，很多小农户已经将承包地全部或部分流转出去。如果改革收益足以覆盖成本，大部分农户愿意通过互换并地减少地块数量。而规模农业经营主体为了方便管理和服务生产，一直有将小块农地集中连片的强烈需求，甚至已经为此投入人力、物力。

##### （二）主体互动：横向主体与纵向主体的嵌合

“小田并大田”既改变农户的农地经营方式，又改变农户与村组集体的土地权利关系，因而牵涉相关行动主体的交流互动和协同治理问题。如图1所示，主体互动主要包括村组集体与各类农户的横向互动，以及区、镇两级政府有关部门与试点村（社区）的党员干部或部分群众的纵向互动两个维度。横向来看，村组集体与各类农户的密切互动集中体现在两个方面。一是信息充分交流。大部分试点村（社区）在改革前，都通过入户调查的方式，询问了农户的“小田并大田”意愿，以及试点改革后想要经营的农地规模。为了打消农户的顾虑，亭湖区第二批试点村金陈村于2021年3月召开村民代表

---

<sup>①</sup>参见《中华人民共和国农村土地承包法》第十条，[http://www.zfs.moa.gov.cn/flfg/202002/t20200217\\_6337175.htm](http://www.zfs.moa.gov.cn/flfg/202002/t20200217_6337175.htm)。

大会，剖析第一批“小田并大田”试点村（社区）的经验，让农民看到切实的改革效果，避免农户因不清楚改革收益、担心改革风险而拒绝参与。二是行动规范有序。2021年5月亭湖区政府发布的《盐城市亭湖区“小田变大田”改革实施办法（试行）》明确规定，农户可以不参与或只拿出部分承包地参与“小田并大田”，兼顾了不同类型农户的差别化农地经营意愿，并要求各试点村（社区）设立监督岗，选出3~5名村民代表做监督员，以保证改革公开透明，避免违背农民意愿强行推动地块归并。

纵向来看，区、镇两级政府有关部门和试点村（社区）内的党员干部充当组织者和利益协调方，协调村组集体和农户的互动，对于打破村组集体和众多小农户的集体行动困境，顺利达成多方协作，具有重要作用。一方面，政府有关部门并非“小田并大田”的行政推手，而是在政策宣传、业务指导和工作经费等方面给予帮助，不仅从有权威性的外来人角度，调和了村组集体与个别农户的利益冲突，还以行政资源及配套改革<sup>①</sup>，构建了价值补偿和利益协调机制。另一方面，村组干部按照政府有关部门的工作要求和指导，分级了解民意、讨论解决问题，并发挥党员的先锋带头作用，在自种区地块选择出现矛盾时（例如，无论抓阄结果如何，一些农户都拒绝接受自种区内质量较差的地块）做出让步和牺牲，将更多改革收益让渡给普通农户，以协同治理保障改革平稳有序开展。

### （三）策略选择：自主选择与多元策略的匹配

农村熟人社会与公众社会有不同的行动逻辑（贺雪峰，2004），而且不同村庄可能在历史经验、农民信念、村庄发展等方面都存在差异。“小田并大田”不仅改变农民与土地的权利关系，还影响农民的农业生产方式与社会认知，容易引发社会矛盾。为了化解改革风险、消除改革隐患，亭湖区在开展“小田并大田”时，充分尊重各村组的实际情况和不同类型农户的参与意愿，支持各试点村（社区）形成差别化的实施方案。

1. 因势利导支持行动主体自主选择。一方面，村组集体可以选择部分实施或全面推进。黄尖社区作为第一批“小田并大田”试点，由于群众基础好、村干部组织动员能力强且调整已签订的农地流转合同比较容易，所以采取了整村推进的方式。金陈村作为第二批试点，全村有4200亩承包地，但一些农户出于各种原因不愿参与，再加上变更未到期的农地流转合同阻力较大，至2021年底，村里只对889亩承包地实行了“小田并大田”。另一方面，农户可以自由选择“是否参与”“参与多少承包地”“何种方式参与”。农户的收入来源、劳动力状况等存在差异，“小田并大田”参与意愿也不尽相同。亭湖区充分尊重农民意愿，引导各试点村（社区）制定了具有充分包容性的改革策略：农户可以不参与“小田并大田”（以后仍可以参与），继续耕种自家承包的地块；也可以将承包地交给村组集体，经土地经营权连片实现“一户一块田”后，继续耕种承包面积的连片农地；还可以将全部或部分承包地交给村组集体，在土地整治、集中连片后统一出租，获得相应的租金收入。而且，村组集体允许农户“反悔”，随时为想要回农地的农户提供以其承包地面积为上限的连片农地。

2. 灵活多样优化土地经营权利用。在保障土地承包权稳定的前提下放活土地经营权，利用好有限

---

<sup>①</sup>亭湖区政府做了大量的配套改革。例如，为了避免农户因承包地上有祖坟而不愿参与“小田并大田”，政府出资建设了农村公墓，让农户免费使用。对农户“迁坟入墓”的，政府给予2000元（单人坟）或2300元（双人坟）补贴。

的耕地资源，保障粮食生产和推动农业转型发展，是亭湖区“小田并大田”改革的目标。为了形成改革合力，亭湖区结合各方需求，制定了灵活多样的土地经营权利用方式，在保持承包关系不变的条件下，实现了农地经营方式的重构。按照促进规模种植、方便农机作业的要求，亭湖区对试点村（社区）的农田进行规划，配套进行农地整治和水利设施建设，建成成方连片的流转区，交给规模农业经营主体使用，实现一个规模农业主体经营“一片田”；建成相对集中的自种区，引导不愿流出农地的农户在自种区经营其承包面积的农地，变碎为整，实现一户小农户耕种“一块田”。

在改革中，亭湖区充分尊重农民选择，形成了几种土地经营权利用策略：第一，已流入或想流入农地从事规模经营的农户，可以获得集中连片的农地。已签署农地流转合同尚未到期的，可以经双方同意提前终止合同，然后承租方优先重新承租连片整治后的农地。若一方不同意终止合同，则承租方继续按照合同经营，但需要把周边整治后的“夹边地”一起流转，以解决周边细碎地块无法连片耕种的问题。有意扩大经营规模的本村农户，可以优先流入连片整治后的农地。第二，农户可以减少自种的农地面积，也可以暂时放弃自种，获得租金收益，待需要时再从自种预留区<sup>①</sup>重新获得承包面积的连片农地<sup>②</sup>。自2019年实行“小田并大田”后，由于租金收益较高，亭湖区已有不少农户放弃自种或减少自种的农地面积。第三，集中连片整治后的农地可以统一出租，也可以由村组集体统一经营。黄尖社区采取了统一出租的方式，而同属第一批试点的新闸村则对“小田并大田”后的628亩耕地采取了村集体统一经营的模式<sup>③</sup>。

3.因村施策保障土地承包权稳定。政策法规要求稳定土地承包关系、保障农户土地权益，所以亭湖区“小田并大田”没有改变农户承包的具体地块，保持了土地承包权的稳定。对“小田并大田”可能引发的土地承包关系变动，政府允许各试点村（社区）在保障农户土地权益的前提下，选择适合村情民意的策略。一是权证面积和实际面积不符的问题<sup>④</sup>。2017年承包地确权登记颁证时，亭湖区在权证上对多于承包合同面积的耕地做了标注。“小田并大田”时，有试点村（社区）考虑到农地整治后耕地质量相差不大，而且整治后主要是用于连片出租而不再分户经营，所以将当初打折发包、后来农户垦荒等原因多出来的耕地，认定为集体耕地；也有试点村（社区）为了减少改革阻力，将权证上多

---

<sup>①</sup>为了打消一些人对“小田并大田”、部分农户离开土地后可能成为“无业流民”的担忧，有试点村（社区）划出一部分耕地作为自种预留区，用以保证农户在需要时可以重新获得承包面积的连片耕地。例如，金陈村设置了40多亩自种预留区。一旦有农户想要地自种，则从预留区为其划出一定面积的连片耕地。

<sup>②</sup>因农民进城和老年农民退出农业是大势所趋，再加上农户自种与出租收益相差不大（亭湖区麦稻轮作，不算自家务农劳动力成本，每亩地一年的收益大概为1200元，与每亩地一年900元的租金收益有一定差别，但若考虑到务工劳动力成本，则区别不大），至2023年7月，亭湖区尚未出现农户把耕地交给村里“小田并大田”后又要回自种的情况。

<sup>③</sup>村组集体统一经营的风险，由村组集体经济组织承担，农户只需按约定获得租金收益。

<sup>④</sup>二轮承包时，农户要根据承包面积缴纳农业税费，而承包地的质量有差别。为了公平，一些地方将质量差的耕地打折发包，比如1.2亩差地按1亩计算。也有一些地方为了少缴农业税费，当时特意压低了农户的承包地面积，即“藏”了一部分耕地。正因如此，2017年发证时，亭湖区不少农户土地承包经营权证上有两个面积：二轮承包面积和实测面积。

于承包面积的耕地也认定为农户承包地，允许其自种或者获得租金收益。二是后续政府征地补偿的分配问题。大部分试点村（社区）承诺按照土地承包权“征谁补谁”，即农地连片后、政府征地时，只有相应地块的承包农户可以获得补偿款，从而稳定了农户的征地补偿预期，减少了被征收概率较高地块的承包农户不愿参与“小田并大田”的问题。个别试点村（社区）则继续采取以往的做法，“小田并大田”后将征地补偿资金在村组集体内部平均分配，同时调整集体内部人均承包地面积和相应的租金收益。后一种做法主要出现在征地可能性较大的城郊村，体量较少。可见，对于实际地块大于权证地块、政府征地补偿等可能影响土地承包关系和农民土地权益的问题，亭湖区允许因村施策、支持村组集体和村民自行选择，较好地化解了改革阻力。

#### （四）制度创设：多样需求与一般操作的融合

“小田并大田”改革的制度创设，既要形成符合国家政策法规和当地农村农业发展需要的一般性规范操作，又要兼顾各试点村（社区）基于农户多样化农地经营需求形成的包容性策略选择。为了将一般性的规范操作和包容性的策略选择融合，亭湖区在实施“小田并大田”时，首先对农户“愿不愿意参与”“参与多少承包地”“何种方式参与”等多样化需求进行调查摸底，进而设计出尽可能满足所有村庄、不同类型农户农地经营需求的包容性制度，并根据民意反馈修改完善制度方案，最后确定改革方案并形成一套行之有效的一般性操作流程。

1. 调查摸底。亭湖区的农户分化严重，农地经营或流转需求不同。一些长期在外务工的农户想减少农地经营规模甚至已经自行把承包地流转出去，也有一些从事种植业有优势的农户想流入更多农地、发展成为“力农致富”的职业农民，还有一些进城农户只想暂时将承包地流转出去，过几年再回村种地。为了保证改革效果，需要摸清农户希望流出、流入和自种的农地面积。对此，亭湖区要求各试点村（社区）全面详细调查摸底，切实掌握农户的农地经营或流转需求以及“小田并大田”参与意愿。

2. 方案设计。亭湖区基于农户的农地经营需求和“小田并大田”参与意愿，结合村庄规划，引导各试点村（社区）制定了“小田并大田”实施方案，合理确定连片流转区、农户自种区、自种预留区的面积和位置，形成田块合并、沟渠平整、基础设施建设等计划。在确定方案时，各试点村（社区）严格履行村级重大事项“四议两公开”程序，讨论实施方案，并进行政策解读、宣传和动员。为了支持“小田并大田”改革，亭湖区不仅配套实施高标准农田建设项目，还建设了乡村免费公墓，并协同开展“田中房”清理。对将祖坟迁入公墓或拆除“田中房”的，政府给予一定的补贴奖励。

3. 民意反馈与方案修改。“小田并大田”打破了原有的农民和农地匹配关系，改变了农户的土地经营权，是对二轮承包以来农地经营模式的重构，难免会遇到改革阻力。因此，按照政府有关部门的指导意见，村组集体将村内充分讨论后拟定的“小田并大田”改革实施方案，经区（县）、镇（乡）两级政府有关部门同意后，再挨家挨户征询村民意见，尤其是涉及“田中坟”迁移、“田中房”复垦和实际经营耕地面积大于承包面积的农户，更是充分交流。然后，根据村民反馈的意见，修改“小田并大田”改革实施方案，并召开村内党员干部和村民（代表）大会交流讨论、确定实施方案，经区、镇两级政府有关部门审核同意后，再多种渠道全村通告。

4. 方案实施。开展“小田并大田”时，亭湖区要求各试点村（社区）做到实施方案签字认可到户、

## “大小兼容”的农地连片经营如何实现

合并地块的面积与四至确认到户、委托协议或自种确认书签订到户“三到户”，确保各环节得到农民认可。在农作物成熟换茬时，开展地块互换连片，然后交给各类主体分区域经营。对于农户自种区，按照“一户一块田”和“靠家、靠路、靠水源”的原则，让农户经营以自家承包面积为上限的连片地块；对于连片流转区，在地块合并、沟渠平整、基础设施建设后，按照“一个主体一片田”的原则，连片流转给规模农业经营主体使用；对于整治后多出来的耕地，或自种预留区的耕地，由村组集体统一经营或短期出租，以保证进城农户因各种情况需要农地时，能及时重新获得承包面积的连片耕地。为了提高改革积极性，亭湖区还在江苏省农业农村厅农村改革试验区资金支持下，依据工作量不同，向各试点村（社区）提供了几万元至几十万元不等的专项工作经费<sup>①</sup>。

整体而言，亭湖区“小田并大田”改革的成功，得益于相关主体的协调行动。一方面，各个村和各类农户是否参与、何时参与、何时退出“小田并大田”都由其自行决定，实现了政府目标与农户改革意愿的协调。小农户可以将土地经营权交给集体，也可以流入连片流转区的农地，而规模农业经营主体流入的连片农地面积有限制，避免挤占小农户流入连片土地、从事适度规模经营的机会，实现了农地经营规模的协调。另一方面，政府既不行政推动也不大包大揽，而是作为外部力量，给予适当的政策引导、业务指导和资金补助。“小田并大田”及配套改革，由村内党员干部与农户合力推动，具有良好的包容性。党员干部在选择自种区地块上做出让步，避免因小农户拒绝接受差地而阻滞改革。由于能够大幅提高农地流转价格、降低农业生产成本，大部分农户愿意在“小田并大田”后向村组集体让渡农地经营权利。在外部推力和内部应力的作用下，亭湖区借助协同治理和集体行动，推动了农地从细碎化低水平利用困境迈向“大小兼容”农地连片经营的高水平协调均衡，如图3所示。

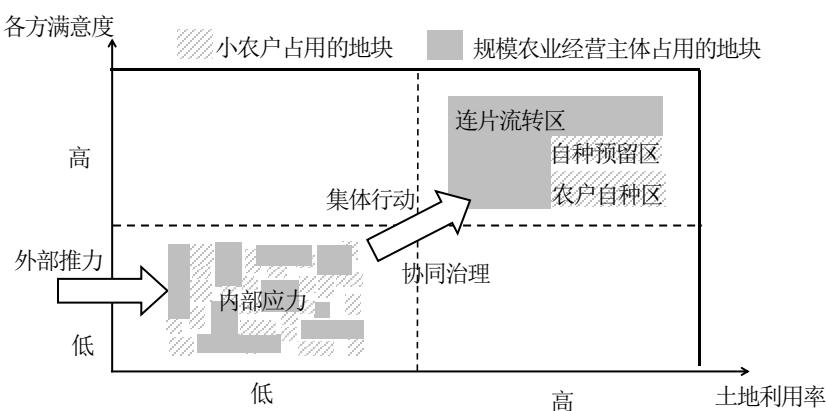


图3 内外联动治理农地细碎化并实现“大小兼容”农地连片经营的协调均衡

<sup>①</sup>第一轮试点的黄尖、富民、新闻3个村（社区）分别获得了65万~70万元的专项工作经费，第二轮试点的11个试点村（社区）也根据工作量大小分别获得了5万~30万元不等的专项工作经费。以黄尖社区为例，专项工作经费中，25万元用于田块条沟疏浚及平田整地，5万元为树木及青苗赔偿费用，20万元用于集体购置农机具（为自种农户提供农业服务），剩余的经费用于配套设施建设、工作人员支出等。据亭湖区农业农村局党委委员、区委农办副主任刘宏伟介绍，若不考虑配套的农田水利设施建设，一个农地规模中等的村完成“小田并大田”的费用在30万元以内。

## 五、亭湖区农地制度改革模式的理论价值

### (一) 扩展 IAD 框架的应用情景：从自治迈向协同治理

IAD 框架虽然被广泛应用于社区公共事务治理领域，但是它过于强调自治，在应用时存在几个局限。第一，单纯的自治实践空间很小。在现实世界中，社区无法脱离国家与市场或社会发展而“独善其身”。依靠政府等外部主体对社区集中管理的“利维坦”思维<sup>①</sup>或者强调资源产权明晰、市场化运转的私有化逻辑，在解决公共池塘资源问题中占主导地位。第二，要求社区的规模小、结构稳定、互信度高，条件严苛。在解释 IAD 框架时，Ostrom 采用的日本公用山地、西班牙韦尔塔、菲律宾桑赫拉等自治管理公共池塘资源的成功案例都具备以上特点（张克中，2009）。然而，对于转型国家，尤其是正在经历城乡关系历史性变革的中国而言，上述要求社区的 3 个条件难以完全满足。第三，不重视外部协助，甚至强调“无须政府的管理”（燕继荣，2013）。实际上，即便是在主张“小政府”和注重农村社区及村民自治的西方国家，这也无法实现。更多更好地发挥政府作用，是全球性趋势。

改革开放以来，快速的城镇化进程重塑了中国农村社会秩序和农民的行为逻辑，诸多乡村治理困境的讨论焦点都指向了传统乡村共同体的解散与农民主体性的缺失（李雯骐，2023）。强调多主体参与、合作协调、共同行动、共担风险的协同治理（张仲涛和周蓉，2016），正在成为中国改革发展的理念。例如，习近平在谈生态环境治理时，指出“要强化目标协同、多污染物控制协同、部门协同、区域协同、政策协同”<sup>②</sup>。不过，协同治理与自治并不矛盾，二者的区别主要在于是否排除或重视“外部协助”。因此，为了顺利达成有效的集体行动，在强调自主组织的同时接纳外部协助，将基于自治的 IAD 框架拓展至协同治理情景，具有重要实践价值和理论意义。

习近平在党的二十大报告中要求：“不断彰显中国特色社会主义制度优势，不断增强社会主义现代化建设的动力和活力，把我国制度优势更好转化为国家治理效能。”<sup>③</sup>本文提出的基于协同治理的 IAD 框架，即“情景—主体—策略—制度”分析框架，既强调农民和村组集体的自主性，又注重政府支持、党建引领等多方协同，有助于缓解社区规范缺失情况下自主组织与自治治理难以达成的改革实践困境，进而加快制度变迁，提高国家治理效能。与 IAD 框架相比，从亭湖区“小田并大田”改革的顺利实施看，强调外部协助的“情景—主体—策略—制度”分析框架有 3 个方面的协同：社区内部自发组织与各类主体外部协助之间“行动的协同”；社区内部规范和成员信念与外部政策法规“规则的协同”；不同政府部门间诸多配套政策“支持的协同”。

---

<sup>①</sup> 基于霍布斯《利维坦》一书中的相关概念，“利维坦”思维强调政府或国家的强大控制，有别于市场私有化逻辑。

<sup>②</sup> 习近平，2023：《推进生态文明建设需要处理好几个重大关系》，《求是》第 22 期，第 8 页。

<sup>③</sup> 习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第 27 页。

## （二）赋予统分结合新理论内涵：农村基本经营制度的巩固完善

以家庭承包经营为基础、统分结合的双层经营体制，是《中华人民共和国宪法》规定的农村基本经营制度。《中华人民共和国农村土地承包法》第一条明确了制定该法的4个目的：巩固和完善以家庭承包经营为基础、统分结合的双层经营体制，保持农村土地承包关系稳定并长久不变，维护农村土地承包经营当事人的合法权益，促进农业、农村经济发展和农村社会和谐稳定。习近平指出：“新形势下深化农村改革，主线仍然是处理好农民和土地的关系。”<sup>①</sup>基于农村土地“三权”分置的制度框架，如何在保持农村土地承包关系稳定并长久不变的同时，优化农地利用方式、推动农业适度规模经营，关系着农业经营体系创新和农业强国建设，是巩固和完善农村基本经营制度的重要内容。

习近平指出：“在认识世界和改造世界的过程中，旧的问题解决了，新的问题又会产生，制度总是需要不断完善，因而改革既不可能一蹴而就、也不可能一劳永逸。”<sup>②</sup>尽管过去几十年中国的农村基本经营制度有力保障了农业农村发展，但是经济社会形势的快速变化要求对其进一步巩固完善。一方面，随着农地流转的兴起尤其是“三权”分置被写入最新修正的《中华人民共和国农村土地承包法》，家庭承包经营已经从最初的全部农户“承包并经营”转向部分农户“承包并经营”和部分农户“承包而不经营”<sup>③</sup>。习近平强调，“上世纪八十年代初搞包干到户时，百分之九十九以上的农业经营主体都是承包户，土地承包者就是经营者。现在，承包经营权流转的农民家庭越来越多，土地承包权主体同经营权主体发生分离，这是我国农业生产关系变化的新趋势。这个变化对完善农村基本经营制度提出了新的要求。”<sup>④</sup>另一方面，随着农民离农进城且收入来源日益非农化，再加上2006年农业税费全面取消后，农村集体经济组织失去了工作抓手和经济动力，统分结合双层经营体制中“统的不够”的问题日益突出（周振和孔祥智，2019）。即便是农田灌溉、自然灾害应对、基础设施修建管护等十分需要农民集体行动的农村公共事务，也常因协作失灵而无法达成。当初所设想的由农村集体经济组织解决农村土地按户承包、分散经营后农业生产中“一家一户干不了、干不好、干了不合算”各类事项的目标未能充分实现。

“小田并大田”之前，亭湖区的农业生产也存在“分得彻底、统得不够”的问题。然而，亭湖区改革试点没有直接强调农村集体经济组织在农业生产中“统”的功能，而是将改革重心放在发挥农村集体经济组织农地所有者和管理方的作用，将其“统”的重点转向土地经营权的统一优化配置和高效利用。待实现“大小兼容”的农地连片经营后，村组集体再基于村情民意和自身能力，有选择性地为各类农业主体的生产经营提供服务，更好地发挥其在农业生产中“统”的作用。这一改革，在稳定农户土地承包权的基础上，既落实了农村土地集体所有权，也更好地放活了土地经营权，是“三权”分

---

<sup>①</sup>习近平，2022：《论“三农”工作》，北京：中央文献出版社，第199页。

<sup>②</sup>参见《习近平关于全面深化改革若干重大问题的决定的说明》，[https://www.gov.cn/ldhd/2013-11/15/content\\_2528186.htm](https://www.gov.cn/ldhd/2013-11/15/content_2528186.htm)。

<sup>③</sup>承包而不经营，指农户在保有土地承包权的基础上，将自家承包的农地流转给其他主体经营。据《中国农村政策与改革统计年报（2020年）》，2020年全国家庭承包地流转比例为36.2%。可见，相当多农户已经“承包而不经营”。

<sup>④</sup>习近平，2018：《论坚持全面深化改革》，北京：中央文献出版社，第71页。

置政策框架下对农地利用方式的重构。不仅如此，在“分”的层面，“小田并大田”改革亦有理论突破。具体表现为：将原来“承包并经营”情况下的土地承包权和土地经营权一体的“分”，转变成现在对土地承包权和土地经营权的区别对待。一方面，保持土地承包权原有的“分”不变；另一方面，将土地经营权进行“统分结合”——连片后的农地，村组集体公开出租或统一经营，同时在自种区以原有承包面积为上限“分”给农户一块地自种。总之，亭湖区以“小田并大田”实现“大小兼容”农地连片经营的改革做法，不仅符合保障农民的土地承包权益、尊重农民参与意愿等政策法规的要求，还在确保土地“承包权不动”的基础上，对土地经营权和农地连片经营进行了有效的“统”，并通过发挥村组集体在农地集中连片高效利用和农业转型发展中的作用，切实壮大了农村集体经济、提高了群众对农村集体经济组织和党员干部的认可度，为农村基本经营制度“统分结合”中的“统”注入了新的时代内涵，具有重要理论价值。

## 六、结论与启示

为了在农业转型发展的背景下深入研究农地细碎化的治理方式和农地连片经营的实现路径，本文将基于自主治理的 IAD 框架拓展至更加符合中国国情农情的协同治理情景，构建了“情景—主体—策略—制度”分析框架，并结合江苏盐城亭湖区“小田并大田”改革实践，剖析了小农户和规模农业经营主体（大农户）“大小兼容”农地连片经营的实现路径及其共性经验和理论价值，进而考察了当前情形下多个相关主体协同参与和政策配套政策的相互支撑，在推动农地制度改革、实现“宜大则大、宜小则小、动态调整”农地连片经营中的重要作用。

本文研究主要有以下 4 个结论。第一，农地细碎化问题仅靠农民的自发组织和自主治理，难以达成有效的互换并地行动，从而难以实现农地集中连片高效经营。解决农地细碎化问题，需要相关的多主体协同治理，尤其是注重发挥政府的引导和支持作用，否则会遭遇协作失灵难题。第二，解决农地细碎化问题，可以借助“情景—主体—策略—制度”分析框架指导改革实践。在考虑政策情景和实践情景后，实现政府有关部门、村组集体、农村党员干部、各类农户等主体的协调互动，基于村情农情，因地制宜设计改革方案和实施策略，然后在与农户互动中形成规范、可操作的“小田并大田”制度创设，是解决农地细碎化问题并让各方从中受益的有效方式。第三，以“承包权不动，经营权连片”方式实现小农户和规模农业经营主体（大农户）“大小兼容”的农地连片经营，能够大幅降低农业生产成本、增加实际可用耕地面积，有助于提高农民收入、农业效益和粮食生产保障能力。亭湖区的“小田并大田”改革，成效显著且风险小，为全国治理农地细碎化问题提供了经验借鉴。第四，在政策多目标期待下解决农地细碎化问题，既要努力形成相关主体共同参与的协同治理机制，也要积极协调各方的行动，兼顾异质性小农户和规模农业经营主体的差别化农地经营需求，出台具有充分包容性的政策引导支持措施和配套改革方案，推动农地从细碎化利用的低水平状况迈向“宜大则大、宜小则小、动态调整”的高水平协调均衡。

上述研究结论有以下 4 点启示。第一，“小田并大田”要注重发挥政府的引导支持作用，带动其他相关主体的积极参与。一方面，农地细碎化治理不仅是对土地经营权和经营方式的调整，还涉及土

地物理状态的改变，没有政府的行政指导和财政支持，难以取得良好的效果。不过，从发达国家农地细碎化治理的经验看，作为受益方的承包农户和规模农业经营主体，也应当分担一部分农地细碎化治理的成本（刘同山和钱龙，2023）。另一方面，村组集体、承包农户和规模农业经营主体，分别是农地的所有人、承包方和经营者，要一致行动、协力推动农地细碎化治理从而实现农地连片高效利用。政府需要建立有效的激励相容机制，尤其是要注重激发农村集体经济组织的参与积极性。第二，要给予各地“小田并大田”一定的制度灵活性，支持形成在地化的包容性改革路径。各地各村的农地利用状况和农户的农地经营需求情况都有明显差异，农地细碎化治理要在坚持程序规范和政策法规底线的同时，允许农村基层积极探索创新，给予农户充分的选择空间，不搞“一刀切”“齐步走”。第三，要将“小田并大田”与多方参与的协同治理相结合，发挥好农村集体经济组织的功能和党员干部的带头作用，着力提高农业农村现代化水平。一方面，要充分评估农地细碎化治理对农业、农村和农民带来的收益和可能出现的各类问题，注重治理过程中的矛盾化解，尤其是溢出耕地的处理、农户土地权益及收益保护等，将好事办好。另一方面，要强化基层党组织和农村党员干部在农地细碎化治理中的带动示范作用，建立利益补偿机制，将农地细碎化治理作为改善农村社会治理的重要内容和有力抓手。第四，要协同解决承包农户层面的农地细碎化和规模农业经营主体层面的农地不够集中连片、农民土地权益保护与实现等问题，统筹推动相关改革。“小田并大田”是对基础农业生产资料经营方式的重构，应与其他涉及农业转型发展的政策协调推进。例如，在农地细碎化治理时，统筹开展高标准农田建设、进城落户农民土地权利自愿有偿退出、二轮承包地到期延包、新型农业主体培育等工作，以更好地发挥改革的系统性、整体性和协同性，形成改革合力，提升改革效能。

#### 参考文献

1. 韩旭东、王若男、杨慧莲、郑风田，2020：《土地细碎化、土地流转与农业生产效率——基于全国2745个农户调研样本的实证分析》，《西北农林科技大学学报（社会科学版）》第5期，第143-153页。
2. 贺雪峰，2004：《熟人社会的行动逻辑》，《华中师范大学学报（人文社会科学版）》第1期，第5-7页。
3. 李汉卿，2014：《协同治理理论探析》，《理论月刊》第1期，第138-142页。
4. 李雯琪，2023：《从自治走向共治：新时代“乡村共同体”的理论建构》，《城市规划》第4期，第93-100页。
5. 林毅夫，2000：《再论制度、技术与中国农业发展》，北京：北京大学出版社，第15-16页、第39页、第63页。
6. 刘同山、钱龙，2023：《发达国家农地细碎化治理的经验与启示——以德国、法国、荷兰和日本为例》，《中州学刊》第7期，第58-66页。
7. 刘新卫、赵崔莉，2018：《土地整合探索与农村土地整治反思——以广东省清远市为例》，《西北农林科技大学学报（社会科学版）》第1期，第18-26页。
8. 卢华、胡浩，2015：《土地细碎化、种植多样化对农业生产利润和效率的影响分析——基于江苏农户的微观调查》，《农业技术经济》第7期，第4-15页。
9. 诺思，2008：《制度、制度变迁与经济绩效》，杭行译，上海：格致出版社·上海三联书店·上海人民出版社，第129-130页。

10. 孙新华、钟涨宝, 2017: 《地方治理便利化: 规模农业发展的治理逻辑——以皖南河镇为例》, 《中国行政管理》第3期, 第31-37页。
11. 孙新华、周佩萱、曾凡木, 2020: 《土地细碎化的自主治理机制——基于山东省W县的案例研究》, 《农业经济问题》第9期, 第122-131页。
12. 王海娟、胡守庚, 2018: 《土地细碎化与农地制度的一个分析框架》, 《社会科学》第11期, 第62-74页。
13. 席莹、吴春梅, 2018: 《“三权分置”下农地细碎化治理的社会路径及其效果、效益分析——基于“沙洋模式”的考察》, 《长江流域资源与环境》第2期, 第318-327页。
14. 熊航、江鹏、鞠聪、彭开丽, 2023: 《农户自发性土地流转行为机制研究: 仿真、验证与应用》, 《管理世界》第6期, 第71-85页、第86-89页、第99页。
15. 燕继荣, 2013: 《协同治理: 社会管理创新之道——基于国家与社会关系的理论思考》, 《中国行政管理》第2期, 第58-61页。
16. 张蚌蚌、王数, 2013: 《群众自主式土地整治模式及其效应研究——以新疆玛纳斯县三岔坪村为例》, 《经济地理》第5期, 第131-136页。
17. 张克中, 2009: 《公共治理之道: 埃莉诺·奥斯特罗姆理论述评》, 《政治学研究》第6期, 第83-93页。
18. 张良桥, 2007: 《协调博弈与均衡选择》, 《求索》第5期, 第50-52页。
19. 张仲涛、周蓉, 2016: 《我国协同治理理论研究现状与展望》, 《社会治理》第3期, 第48-53页。
20. 周小平、申端帅、谷晓坤、李小天、张思露, 2021: 《大都市全域土地综合整治与耕地多功能——基于“情境—结构—行为—结果”的分析》, 《中国土地科学》第9期, 第94-104页。
21. 周振、孔祥智, 2019: 《新中国70年农业经营体制的历史变迁与政策启示》, 《管理世界》第10期, 第24-38页。
22. Ali, D. A., K. Deininger, and L. Ronchi, 2019, “Costs and Benefits of Land Fragmentation: Evidence from Rwanda”, *The World Bank Economic Review*, 33(3): 750-771.
23. Brandts, J., D. J. Cooper, and E. Fatas, 2007, “Leadership and Overcoming Coordination Failure with Asymmetric Costs”, *Experimental Economics*, 10(3): 269-284.
24. Crawford, V. P., 1995, “Adaptive Dynamics in Coordination Games”, *Econometrica*, 63(1): 103-143.
25. Emerson, K., T. Nabatchi, and S. Balogh, 2012, “An Integrative Framework for Collaborative Governance”, *Journal of Public Administration Research and Theory*, 22(1): 1-29.
26. Manjunatha, A. V., A. R. Anik, S. Speelman, and E. A. Nuppenau, 2013, “Impact of Land Fragmentation, Farm Size, Land Ownership and Crop Diversity on Profit and Efficiency of Irrigated Farms in India”, *Land Use Policy*, 31(3): 397-405.
27. Olson J. M., 1971, *The Logic of Collective Action: Public Goods and the Theory of Groups*, With a New Preface and Appendix, Cambridge: Harvard University Press, 1-3, 12-35.
28. Ostrom, E., 1990, *Governing the Commons: The Evolution of Institutions for Collective Action*, Cambridge: Cambridge University Press, 37, 182-188.
29. Wang, J., Y. Cao, X. Fang, G. Li, and Y. Cao, 2022, “Does Land Tenure Fragmentation Aggravate Farmland Abandonment? Evidence from Big Survey Data in Rural China”, *Journal of Rural Studies*, 91(9): 126-135.

30.Yu, P., S. Fennell, Y. Chen, H. Liu, L. Xu, J. Pan, S. Bai, and S. Gu, 2022, “Positive Impacts of Farmland Fragmentation on Agricultural Production Efficiency in Qilu Lake Watershed: Implications for Appropriate Scale Management”, *Land Use Policy*, 117(6): 106-108.

31.Zheng, L., L. Su, and S. Jin, 2023, “Reducing Land Fragmentation to Curb Cropland Abandonment: Evidence from Rural China”, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 71(3-4): 355-373.

(作者单位: <sup>1</sup>云南农业大学经济管理学院;

<sup>2</sup>中国人民大学农业与农村发展学院;

<sup>3</sup>北京工商大学经济学院)

(责任编辑: 小林)

## How to Achieve “Large-scale and Small-scale Farmers Compatible” Contiguous Farmland Management: An Example from the Land Reform of Tinghu District in Yancheng City, Jiangsu Province

LIU Tongshan KONG Xiangzhi YANG Xiaoting

**Abstract:** Contiguous farmland management is conducive to modern agricultural development. This paper extends the IAD framework with self-governance as the core to the context of collaborative governance. Based on the reform practice of Tinghu District, Yancheng City, Jiangsu Province, we analyze how to enable both small-scale and large-scale farmers to obtain satisfactory areas of contiguous farmland while conducting fragmented farmland rectification. This paper finds that contiguous farmland management reduces agricultural production costs, increase the available farmland areas, and improve farmers' income and agricultural efficiency. However, it is difficult to achieve effective collective action due to the involvement of multiple parties and heterogeneous farmland demands of different farmers. The experience of Tinghu District shows that under the current policy support and constraints, constructing a collaborative governance mechanism that incentivizes all parties, providing institutional arrangements with full inclusivity, and implementing reforms gradually in a “remaining contracting rights while promoting contiguous distribution of management rights” manner are effective ways to change the fragmented farmland utilization and achieve “large-scale and small-scale farmers compatible” contiguous farmland management. “Government support + farmer self-governance” is an important approach to promoting “consolidating fragmented cropland into large blocks”. The unity of rural collectives in the management rights of land has given a new connotation to the dual-layer management system of unified and decentralized management. This study shows, to achieve “large-scale and small-scale farmers compatible” contiguous farmland management, government support and guidance should be strengthened to fully utilize the autonomy and enthusiasm of relevant parties; the flexibility of institutional supply should be improved to form an inclusive reform path that respects farmers' willingness; and the collaborative governance of relevant parties should be implemented, with attention paid to the leading role of party cadres.

**Keywords:** Farmland Fragmentation; Optimum-scale Farm Management; Collaborative Governance; Collective Action

# 社会养老保险对农地转出影响的再审视<sup>\*</sup>

## ——基于心理账户理论视角的分析

洪甘霖 赵宗胤 钱文荣

**摘要：**本文研究引入心理账户理论探讨社会养老保险如何影响农户农地转出决策，并利用2019年中国农村家庭追踪调查数据，通过区分缴费型与非缴费型两种养老金收入，实证研究不同类型的农村社会养老保险方案对农地转出的影响。研究结果表明，领取缴费型养老金对农户的农地转出没有显著影响，而领取非缴费型养老金会显著提高农户的农地转出概率，但对农地转出规模没有显著影响。本文基于心理账户理论的机制分析发现，相比于缴费型养老金带来的收入效应，非缴费型养老金能通过稳定农户的未来养老收入预期，使较低的养老保障水平对农地转出决策产生显著影响。本文研究认为，社会养老保险对农地养老功能的替代关系并不成立，只有“临时的”非缴费型养老保险方案可以影响农户的农地转出决策。本文既是对制度性养老与农地养老是否存在替代关系的再检验，也是基于心理账户理论视角对社会养老保险影响农地转出决策的新分析。

**关键词：**养老保险 农地转出 心理账户 模糊断点回归

**中图分类号：**F321.1；F323.89      **文献标识码：**A

### 一、引言

农地不仅是农业中最重要的生产要素，而且作为一项重要的家庭财产承担着收入保障功能。在社会保障体系尚不完善的发展中国家，农地提供的保障功能尤为重要。农民依赖以农地为核心收入来源的传统社会保障体系，通过在农地上的劳动获得就业收入或转出农地获得财产性收入以保障自身生计安全（姜长云，2002）。而不完善的农地流转市场，不仅阻碍了土地资源的优化配置，还进一步加剧农民社会保障供给不足的问题。社会养老保险作为一项以完善社会养老保障体系为目标的重要制度安

\*本文研究获得到国家社会科学基金重大项目“城乡区域平衡发展理念下的土地制度综合改革研究”（编号：19ZDA088）和国家留学基金国家建设高水平大学公派研究生项目“Impact of the Social Pension Insurance Level on the Effective Allocation of Agricultural Land Resources”（编号：202106320114）的资助。笔者感谢密歇根州立大学金松青教授和浙江大学何文炯教授对本文研究的帮助，感谢匿名审稿专家的建设性意见，当然，文责自负。本文通讯作者：钱文荣。

排，其主要目的是为老年居民提供规范的、有政府背书的社会养老保障。随着农村地区快速建立起以新型农村社会养老保险（以下简称“新农保”）为主的农村社会养老保障体系，中国已于2012年实现社会养老保险制度的县域全覆盖<sup>①</sup>。截至2022年末，全国基本养老保险参保人数已达10.5亿人。<sup>②</sup>中国的农地流转市场也得到了快速发展，2021年全国家庭承包耕地流转面积超过5.55亿亩，流转面积超过总承包地面积的三成<sup>③</sup>。两者的快速增长似乎为社会养老保险替代农地养老保障功能提供了证据。

但是，农地流转市场并没有随着社会养老保险的保障水平提升而得到进一步发展，土地细碎化、农地撂荒等问题并没有得到显著改善。学者们从理论和实证的角度细致分析了社会养老保险对农地流转的影响。多数学者的研究表明，新农保与农地转出存在显著的正向关系（徐志刚等，2018; Zhu et al., 2022）。但近期越来越多的实证证据显示，新农保对农地养老功能的替代关系只在部分情况下成立（钱文荣等，2022）。低水平的养老金收入效应实际上无法影响农户的农地转出决策，甚至会阻碍农地转出的发生（汪险生等，2022）。为什么学者们的研究结果存在如此大的分歧？笔者通过梳理相关文献发现，出现争议的原因主要集中在以下两个方面：一是调查时间的差异导致研究结论出现不一致。一部分认为参与新农保可以显著促进农户农地转出的研究大多使用了政策颁布的早期数据，而另一部分认为参与新农保与农户农地转出不存在显著关系的研究则利用了政策颁布多年后的调查数据。二是缺乏完整的理论分析框架导致未能较好地解释养老金收入与土地转出的关系。多数研究试图从收入效应的视角证明新农保可以改变农户行为。但较弱的收入效应使得新农保对农户的生产和消费决策几乎不存在显著影响。大部分文献认为参与社会养老保险可以改变农户的主观心理预期，从而影响其农地流转决策（徐志刚等，2018），但是鲜有研究能提供这方面的实证证据。

除了在研究数据的使用和理论机制的分析层面存在分歧，绝大部分文献还忽视了农村社会养老保险制度中处于不同年龄段的老年人，其养老金领取条件也存在差异。在农村社会养老保险制度建立初期，达到领取门槛年龄的老年人无需缴纳参保费即可领取养老金，而未达到门槛年龄的老年人需要缴纳参保费方可满足条件后领取养老金<sup>④</sup>。虽然两者的可领取金额差异不大，且同样是由政府每月发放，但结合农地流转决策中农户主观心理预期所发挥的重要作用，“是否需要缴纳参保费”的行为差异很可能会在农户计算预期收入与当前参保成本之差时，影响其对未来养老福利的主观心理判断，从而进一步影响农户的农地流转行为。塞勒（Richard H. Thaler）于1985年提出的心理账户理论被普遍应用于心理因素影响行为决策的研究。尽管该理论多被用于消费和金融部门来解释人们的实际行为与传统理性人假设的偏离，但近年来也有学者注意到其在农户行为决策研究中的应用潜力。例如，Zhang

---

<sup>①</sup>资料来源：《2013年国务院政府工作报告》，[https://www.gov.cn/test/2013-03/19/content\\_2357136.htm](https://www.gov.cn/test/2013-03/19/content_2357136.htm)。

<sup>②</sup>资料来源：《全国基本养老保险参保人数达10.5亿人》，[https://www.gov.cn/xinwen/2023-01/22/content\\_5738486.htm](https://www.gov.cn/xinwen/2023-01/22/content_5738486.htm)。

<sup>③</sup>资料来源：《对十三届全国人大四次会议第2790号建议的答复》，[http://www.moa.gov.cn/govpublic/zcggs/202109/t20210929\\_6378567.htm](http://www.moa.gov.cn/govpublic/zcggs/202109/t20210929_6378567.htm)。

<sup>④</sup>参见《国务院关于建立统一的城乡居民基本养老保险制度的意见》，[http://www.gov.cn/zhengce/content/2014-02/26/content\\_8656.htm](http://www.gov.cn/zhengce/content/2014-02/26/content_8656.htm)。

et al. (2016) 发现农户对灌溉用水支付的决策会受心理账户的影响, Zeng and Herzfeld (2021) 认为农户的农业投资决策过程也符合这一理论判断, 郑沃林等 (2022) 则应用心理账户理论分析了中国农地流转市场发育不完善的机理。

基于中国农村社会养老保险的保障水平仍然较低的现状, 以及现有研究关于社会养老保险与农户农地流转决策两者关系的争论, 本文将心理账户理论运用到农户的农地转出决策研究中, 利用 2019 年中国农村家庭追踪调查数据 (China Rural Household Panel Survey, 简称 CRHPS), 通过断点分析、工具变量法、固定效应模型等实证分析方法, 在心理账户理论的整体分析框架内, 解释农村社会养老保险与农地养老保障功能的关系。同时, 基于政策获益条件在不同年龄段中出现的差异, 本文将农村社会养老保险获益人群进一步区分为缴费型与非缴费型养老金受益人, 并根据年龄断点将样本细分以重新审视社会养老保险对农地转出的影响。

本文可能的边际贡献体现在以下三个方面: 首先, 在研究视角上, 本文运用心理账户理论解释了农户的农地转出行为, 通过分析“微薄”的养老金收入为何能显著影响农户的农地转出行为决策, 为这类研究提供了一种全新的分析视角。其次, 在研究对象上, 本文丰富了现有文献中关于农地养老保障功能的相关研究, 通过区分不同类型的农村社会养老保险收入回应了已有文献中对社会养老保险的保障功能能否替代农地养老保障功能的疑惑和争论。最后, 在研究方法上, 本文利用政策冲击的外生性构建断点识别策略和固定效应模型, 估计不同类型的社会养老保险收入对农地转出的影响, 缓解了实证模型中的内生性问题。

## 二、政策背景

社会养老保险是社会养老保障体系中的重要组成部分, 从是否需要个人缴纳费用来划分, 有缴费型和非缴费型两类, 大多数国家的全民社会养老保险制度属于缴费型。非缴费型养老保险则是一种政府无条件转移支付项目, 其主要作用是减少老龄贫困问题、提升老年居民幸福感。从概念界定的角度看, 有学者提出中国现行的农村社会养老保险中存在着非缴费型部分 (郑秉文, 2020)。

现行的农村社会养老保险制度主要由城乡居民社会养老保险 (以下简称“城乡居保”) 和其他形式的养老保险项目构成, 而城乡居保是由新农保与城镇居民基本养老保险 (以下简称“城居保”) 并轨而来。在经历了数轮农村社会养老保险制度改革后, 中国政府于 2009 年在 320 个试点县率先实施了新农保制度, 并于 2012 年实现了全国县级层面的制度全覆盖, 随后在 2014 年完成了与城镇居民基本养老保险的并轨工作<sup>①</sup>。《国务院关于建立统一的城乡居民基本养老保险制度的意见》对养老保险的制度模式、参保范围、基金统筹、领取条件等做出规定, 明确了养老保险基金由个人缴费、集体补助和政府补贴构成, 参保人的领取条件是年满 60 岁、累计缴费满 15 年。在实际操作层面, 不同地区

---

<sup>①</sup>资料来源: 《2013 年国务院政府工作报告》, [https://www.gov.cn/test/2013-03/19/content\\_2357136.htm](https://www.gov.cn/test/2013-03/19/content_2357136.htm); 《我国将于 2012 年底实现新农保、城居保全覆盖》, [https://www.gov.cn/jrzq/2012-05/07/content\\_2131653.htm](https://www.gov.cn/jrzq/2012-05/07/content_2131653.htm); 《国务院关于建立统一的城乡居民基本养老保险制度的意见》, [https://www.gov.cn/zwqk/2014-02/26/content\\_2621907.htm](https://www.gov.cn/zwqk/2014-02/26/content_2621907.htm)。

往往会在中央政策的基础上，根据当地实际的经济发展水平，设置不同的缴费和收入档次、政府补贴标准，并补充额外的统筹渠道（薛惠元和仙蜜花，2014）。

根据政策文件中关于“养老金待遇领取条件”的具体描述，新农保或城居保实施当年已满60周岁的老年人可以不用缴费并按月领取基础养老金，其余参保人员则需按规定缴费方可在年满60周岁时领取养老金。特殊的制度安排不仅将城乡居保以非缴费型养老保险的方式快速覆盖现有的老龄人群，提升了社会养老保险的参与水平和老年居民幸福感，还通过缴费型养老保险方案吸收了养老资金，构建起可稳定发展的社会养老保险资金池（见图1）。中国农村社会养老保险制度改革的两大目标与对应方案可被视为一个以年龄为断点的准自然实验，为研究社会养老保险对传统农地养老功能的替代提供了有力的因果识别工具。

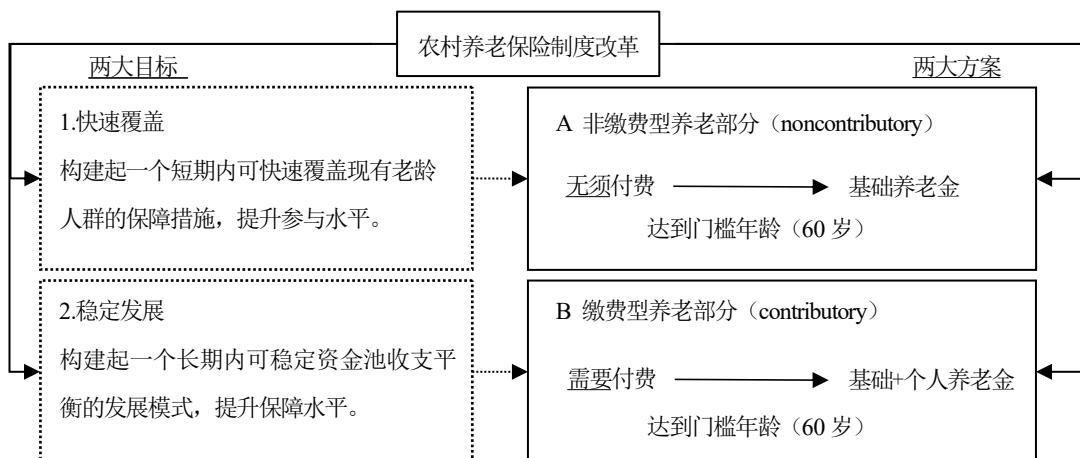


图1 中国农村社会养老保险制度改革的两大目标与对应方案

农村社会养老保险虽然实现了快速覆盖和稳定发展，但仍存在着保障水平较低、资金池缺口逐年扩大等问题。有学者研究发现，多数参保人会选择最低的缴费档次，并在符合条件后领取最低水平的个人养老金（Huang and Zhang, 2021）。这导致农村社会养老保险的保障水平长期在低位发展，使得领取非缴费型养老金与缴费型养老金的收入几乎都等于“基础养老金”部分。根据 Qian (2019) 的研究，2015 年中国农村地区的人均养老金收入只有 1228.8 元，平均到每月只有 100 余元，只相当于城镇居民的 15%。如此之低的养老金收入，能否如已有研究所述，对农户的农地转出行为产生显著影响，值得从理论层面进行更深入的分析，这也是本文运用心理账户理论进行解释和分析的重要原因之一。

### 三、理论分析

通过对制度背景的梳理可以发现，农村社会养老保险制度改革包含了缴费型养老与非缴费型养老两种实施方案，但两者在养老金收入层面又不存在显著差异。若社会养老保险能使个体的行为决策发生变化，那是否需要缴费可能是导致行为异化的关键。本文运用行为经济学的心理账户理论，将内含于农村社会养老保险的两种方案进行细分，以探究其对农户农地转出行为产生影响的理论机制。

### (一) 心理账户理论

行为经济理论被广泛应用于解释人们的日常行为决策，是基于心理学理论对人们偏离理性决策的一种经济学分析方法。在经济学研究中，农户的行为往往被假定为理性的，但在一些外部环境冲击下，农户的实际决策又会与理论预期的不同。基于心理学理论的相关讨论有益于解释这类反常现象，其中心理账户理论常被用于解释收入与行为决策间的关系，是消费者行为理论的重要组成部分。心理账户理论最早由 Thaler (1985) 提出，是指人们会将不同来源的收入进行编号，并将其存入不同的心理账户。同样数额但处于不同心理账户的收入对某一具体行为决策的影响也是不同的。本研究试图运用心理账户理论解释以下两点关切问题：其一，在养老金收入差异不大的情况下，两种不同类型养老保险方案对农地转出决策的影响是否存在显著差异；其二，在整体养老保险的保障水平较低时，“微薄”的养老金收入是否会显著影响农户的农地转出决策，其中的影响机理又是什么。

表 1 以本研究关心的养老金收入为例，在老年人面临两期决策的假设基础上，展示了心理账户如何使同样金额的收入产生不同的心理收益。

表 1 同样水平的养老金收入在不同心理账户下的核算过程

	收入	缴费	进入不同的心理账户	心理收益
缴费型养老保险方案	$I$	$C$	投资收入账户	$R_1 = I - C$
非缴费型养老保险方案	$I$	0	意外收入账户	$R_2 = I$

对于参与了缴费型养老保险方案的老年人来说，他们需要先支付  $C$  的缴费成本才能获取  $I$  的收入。若将缴费成本  $C$  看作损失，养老金收入  $I$  看作收益，根据 Thaler (1985) 在构建价值函数时所提出的四项锚定参照原则之一，当面临的收益大于损失时，人们往往会将两者进行组合考虑。因此，将  $I - C$  视为一个整体有利于交易过程中感知效用的最大化。缴费型养老保险方案也与养老储蓄类似，因此可将缴费型养老金收入整体计入投资收入账户。而参与了非缴费型养老保险方案的老年人无须支付任何缴费成本就能获取  $I$  的收入，这与政府的无条件转移支付形式类似，因此可将非缴费型养老金收入整体计入意外收入账户。Thaler (1999) 指出，当人们将不同收入进行心理账户的分析和比较时，效用最大化不再是最终目标，而心理满足的最大化成为指导人们行为决策的基础。因此，对行为人决策的合理性不能只以收入金额的数值来简单衡量，而要综合考虑人们的心理收益，即内心满足感。根据心理账户理论中的享乐主义原则 (Thaler and Johnson, 1990) 和新家庭经济学理论的闲暇偏好假设 (Becker, 1965)，相比于投资收入账户，人们更乐于将意外收入账户用于消费以最大化自己的心理收益。这就使得同样的收入在不同的心理账户中对行为结果的影响不同。还是以表 1 为例，同样的养老金收入  $I$ ，即使缴费成本  $C$  无限接近于 0，两者的内心满足感差异也会因心理账户归属的不同而产生远大于  $R_2 - R_1$  的效果。在收入水平不存在显著差异时，心理账户会是驱动行为人决策异化的核心因素。

### (二) 不同养老保险方案对行为决策的影响

图 2 解释了养老金收入被计入不同的心理账户，进而影响农户农地转出决策的逻辑链条。

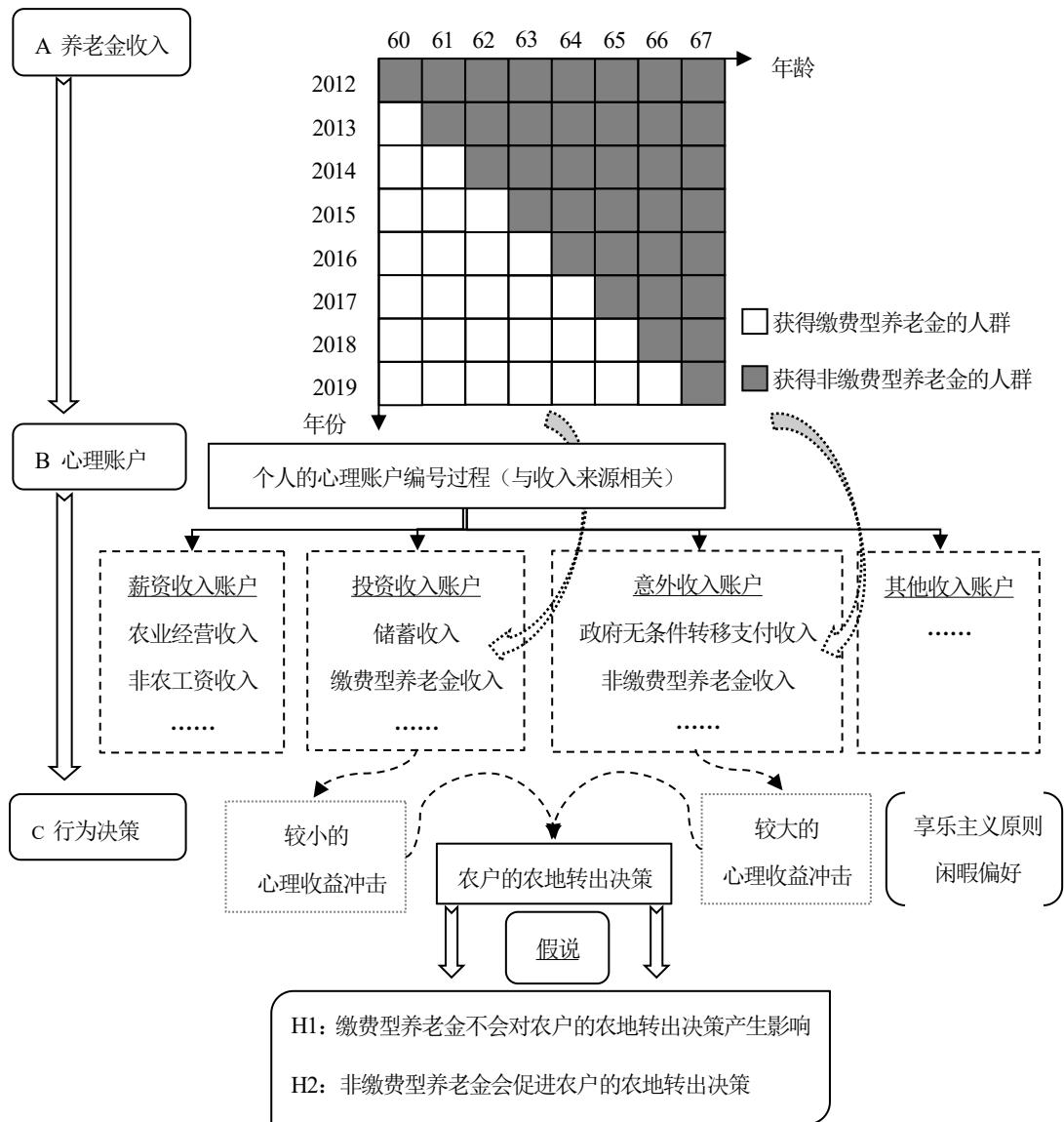


图2 养老金收入—心理账户编号—农地转出决策的理论逻辑

首先是农户在领取养老金收入上的异化过程。如图2的阶段A所示，2012年新农保改革县域全覆盖时，年满60岁及以上的老年人可以直接领取非缴费型方案的养老金（以黑色方块表示），当年并不会出现领取缴费型方案养老金的老年人（以白色方块表示）<sup>①</sup>。相关政策中明确了非缴费型养老金受益人需要在新农保或城居保改革当年进行界定，因此随着时间的推移，到2019年，即本文实证分析所用数据的调查年份，只有67岁及以上的老年人才能领取到非缴费型养老金，而60~66岁的老年人只有资格参与缴费型养老保险方案。

<sup>①</sup>这里假设新农保制度改革完成并发挥作用的时间是在其实现县域全覆盖的2012年，该处理方法不仅便于理论和实证分析，也避免了设置为其他时间导致识别偏误的问题。

其次是农户将不同类型养老保险收入计入不同心理账户的编号过程。从前文对政策的梳理和心理账户理论的分析可知，在不同的领取条件约束下，参与非缴费型养老保险方案与缴费型养老保险方案的老年人，其养老金收入的组成并不相同（见图1）。以2019年为例，67岁及以上老年人领取的非缴费型养老金只包含了“基础养老金”部分。因获取该部分收入并不需要支付额外成本，非缴费型养老金收入将整体计入意外收入账户。而60~66岁的老年人所领取的缴费型养老金包含了“基础养老金”和“个人养老金”，是需付出一定的缴费成本的。因此，缴费型养老金收入将整体计入投资收入账户（如图2的阶段B所示）。虽然两类人群的养老金中都包含了具有政府全额补贴性质的“基础养老金”部分，但两类人群所面临的领取条件仍然因不同的养老保险方案而存在差异。因此，仍需在缴费型或非缴费型养老金的分类下，将“基础养老金”和“个人养老金”视为整体进行分析。

最后是农户的农地转出决策。如图2的阶段C所示，处于不同年龄段的农户在面临农地转出决策时，异化的心理账户会带来不同的心理收益冲击。根据前文的判断，同样金额的收入在意外收入账户和投资收入账户中对行为人后续决策产生的心理收益冲击程度不同（见表1）。基于享乐主义原则和闲暇偏好假设，2019年时年满67岁的非缴费型养老金受益人，因其养老金收入被计入意外收入账户，会产生一个较大的心理收益冲击。该类老年人在时间资源的分配上会倾向于减少劳动、增加闲暇，从而促进农户转出农地；对于缴费型养老金受益人，较低的心理收益冲击，加上社会养老保险在理论上本就难以形成对农地养老保障功能的替代，反而会使该类老年农户作出不转出农地的决策。

基于以上分析，本文提出研究假说H1和H2供后续检验。

H1：缴费型养老金不会对农户的农地转出决策产生影响。

H2：非缴费型养老金会促进农户的农地转出。

通过验证假说H1，本文可以回应当前文献中关于社会养老保险对农地转出影响的争论，证实或证伪社会养老保险无法形成对农地养老保障功能的替代。通过验证假说H2，本文可以解释为何较低的社会养老保障水平仍能有效推动农地流转市场的发育。

## 四、数据、变量与方法

### （一）数据来源

本文研究使用的数据主要来自浙江大学CRHPS的2019年截面数据，该数据涵盖了来自全国29个省份的21815户家庭样本，包含了人口学特征指标、养老保险指标、农业生产经营指标和其他家庭特征指标等。CRHPS因具有较好的全国代表性和更多有关农村家庭的调查信息，更贴合本文实证部分的研究需要。在2019年的CRHPS数据中，样本农户的户均耕地面积为7.44亩，接近户均7.8亩的全国统计数据<sup>①</sup>，具有较好的农户代表性；有64.99%的受访户主参与了社会养老保险，这也与《中国统计年鉴2022》中公布的全国社会养老保险参保数据较为接近<sup>②</sup>。根据现有研究中对断点数据的处理方

<sup>①</sup>资料来源：《图表：全国98%以上的农业经营主体仍是小农户》，[https://www.gov.cn/xinwen/2019-03/01/content\\_5369810.htm](https://www.gov.cn/xinwen/2019-03/01/content_5369810.htm)。

<sup>②</sup>资料来源：《中国统计年鉴2022》，<https://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/2022/indexch.htm>。

法 (Zhu et al., 2022)，结合理论分析部分对缴费型与非缴费型养老金受益人群的年龄划分标准，本文选取了户主年龄范围在 54~73 岁，且不在 60 岁和 67 岁断点处的农村家庭进行分析。在剔除了居住在城镇地区的农村家庭和没有承包农地的家庭后，本文最终获取的观测值总数为 7514 户。

## (二) 变量设置与描述性统计

1.核心变量。为研究社会养老保险对农户农地转出决策的影响，本文选取了农户的农地转出情况和社会养老保险参与情况作为核心指标。参考这一领域中已有文献的做法（钱文荣等，2022），本文设置了“是否转出农地”和“农地转出面积”两个变量用于代理农户的农地转出情况。“是否转出农地”为哑变量，由户主在 CRHPS 问卷中关于“去年，您家耕地的经营权是否转给他人或机构？”的回答来判断，当回答为肯定时记为 1，否则为 0。“农地转出面积”表示农户转出农地的面积，用于衡量农户在决定转出农地后的转出规模。同时，本文用“是否领取养老金”和“养老金收入”两个变量分别代理农户的养老金实际领取情况和养老金收入水平。“是否领取养老金”的测度是由户主对 CRHPS 问卷中关于“去年是否领取过新农保（城居保或城乡居保）”的回答进行判断，当回答为肯定时记为 1，否则记为 0。“养老金收入”则由户主对问卷中“去年平均每个月领取了多少养老金？”的回答得出，若农户尚未开始领取养老金，则将该变量赋值为 0。

2.识别变量。基于前文提及的农村社会养老保险受益标准，本文选取了相应的年龄指标作为领取不同类型养老金的识别变量。“户主年龄”作为识别变量被定义为 2019 年时户主的实际年龄，即 2019 减去问卷中记录的户主出生年份，当然年龄变量会随着使用数据年份的不同而进行相应的调整。以新农保制度改革实现县域全覆盖的 2012 年计算，当年已满 60 岁的农户可以领取非缴费型养老金，转换至 2019 年时对应的领取非缴费型养老金资格年龄就应为 67 岁。在后文的基准结果分析中，识别变量将以 60 岁断点和 67 岁断点分别代表领取缴费型养老金资格年龄和领取非缴费型养老金资格年龄。

3.控制变量。参照现有关于社会养老保险对农地流转影响的研究（例如徐志刚等，2018；钱文荣等，2022），本文还设置了家庭和户主个人层面的若干控制变量。其中：家庭层面的变量包括“宅基地情况”“农地承包规模”“转移支付”“流动性约束”“收入状况”，以及用于描述户内家庭成员状况的“家人健康”“家庭总人口”“家庭劳动力数量”“子女数量”“婚姻状况”；户主层面的变量则包括“商业保险”“是否为党员”“健康状况”。这些控制变量分别用于识别农户的土地资源禀赋、家庭收入状况、农业生产状况、家庭成员状况，以及户主个人的参保行为、健康状况等。

表 2 展示了上述变量的具体说明和描述性统计。因变量“是否转出农地”的均值为 0.23，意味着在本文的样本中有 23% 的农村家庭转出了农地；“农地转出面积”变量的统计显示，在有农地转出的家庭中，其平均转出面积为 4.82 亩。核心自变量“是否领取养老金”的均值为 0.44，说明在本文的研究对象中，有 44% 的户主实际领取到了养老金；“养老金收入”变量的均值为 80.30，计算后得到月均养老金收入为 182.50 元<sup>①</sup>，中国农村社会养老保险的保障水平仍然较低。在识别变量层面，为确保因果识别的准确性和代表性，在参照了现有运用断点识别策略的实证研究后，本文将“户主年龄”的

<sup>①</sup>计算过程为：样本量乘以领取均值再除以领取人数，即  $(7514 \times 80.30) / (7514 \times 0.44) = 182.50$ 。

取值范围限定在 54~73 岁。同时为了识别的准确性，本文还剔除了位于断点处的样本。最终得到 3 个年龄区间用以区分不同的养老金领取状态。其中：54~59 岁是尚未领取养老金的样本，61~66 岁是领取了缴费型养老金的样本<sup>①</sup>，68~73 岁则是领取了非缴费型养老金的样本。

表2 变量说明及描述性统计

变量名	变量说明	样本量	均值	标准差
因变量				
是否转出农地	2018 年时是否转出了农地：是=1，否=0	7514	0.23	0.42
农地转出面积	2018 年时转出农地面积（亩），只包含了转出农地的子样本	1741	4.82	5.54
核心自变量				
是否领取养老金	2018 年时是否领取到养老金：是=1，否=0	7514	0.44	0.50
养老金收入	户主在 2018 年时平均每月领取的养老金收入（元），若尚未领取养老金，则取值为 0	7514	80.30	230.58
识别变量				
户主年龄	户主实际年龄（岁）	7514	62.57	5.84
控制变量				
宅基地情况	家庭有无宅基地：是=1，否=0	7514	0.89	0.31
农地承包规模	家庭承包地面积（亩）	7514	7.48	7.96
转移支付	家庭是否接受过转移支付：是=1，否=0	7514	0.19	0.40
流动性约束	家庭拥有的现金金额（元）	7514	4542.09	18065.91
收入状况	2018 年时的家庭收入总额（元）	7514	44910.53	89327.90
家人健康	除户主外，户内是否有非常不健康的家庭成员：是=1，否=0	7514	0.16	0.37
家庭总人口	家庭中生活在一起的人数（人）	7514	3.03	1.72
家庭劳动力数量	家庭中年龄在 16 周岁以上的劳动力数量（人）	7514	2.62	1.17
子女数量	生活在一起的子女数量（人）	7514	0.46	0.68
婚姻状况	户主是否和配偶共同居住：是=1，否=0	7514	0.88	0.33
商业保险	户主是否参保了商业保险：是=1，否=0	7514	0.04	0.20
是否为党员	户主是否为中共党员：是=1，否=0	7242	0.14	0.35
健康状况	户主的自评健康状况：非常不健康=5，不健康=4，一般=3，健康=2，非常健康=1	7514	2.97	1.04

从控制变量的描述性统计看，本文所选取的样本中有 89% 的农户拥有宅基地，户均承包地规模为 7.48 亩，19% 的家庭接受过政府的转移支付，农户的现金储备均值为 4542.09 元，2018 年的家庭总收入均值为 44910.53 元。在家庭劳动力资源禀赋层面，家人中有健康问题的农户占比为 16%，有 88% 的户主与其配偶同住，户均人口为 3.03 人，其中劳动力数量的均值为 2.62 人，居住在一起的子女数量

<sup>①</sup>2019 年距政策试点开始时间仍不满 15 年。因此，该部分样本实为农村社会养老保险的补缴人群，但这并不改变其作为缴费型养老保险方案受益人的分析基础。

仅为 0.46 人。户主中只有 4% 购买了商业保险、14% 为中共党员，户主的平均自评健康状况介于健康和一般。

### (三) 实证模型设计

从前文的理论分析可知，个体年龄决定着其领取的养老金收入是非缴费型还是缴费型，而年龄随时间变化的特征意味着该变量会与面板数据或混合截面数据分析中所使用的时间固定效应产生完全共线性（李增福等，2022）。参照已有研究对社会养老保险政策的识别策略（例如 Huang and Zhang, 2021; Zhu et al., 2022），本文使用了断点回归设计以识别不同类型的养老金收入对农地转出决策的影响。本文的实证分析将基于 2019 年截面数据展开，因此在相应的识别策略中，60 岁可以作为区分是否有资格领取缴费型养老金的断点，而 67 岁可以作为区分领取缴费型养老金与非缴费型养老金的断点（见图 2 的阶段 A）。在没有其他外生冲击影响的前提下，断点回归方法可以在断点附近得到一个社会养老保险对农地转出的无偏估计量，从而检验本文所提出的两项假说。因农地转出决策是一个家庭层面指标，而年龄、社会养老保险参与是个人层面指标，考虑到户主在家庭农业生产决策中的核心作用（黄毅祥等，2023），本文将以户主特征作为整体家庭特征的代表。本文的断点回归估计模型如下：

$$Landout_i = \alpha + \theta Qualify_i + W_i b + \mu_i \quad (1)$$

(1) 式中， $Landout_i$  表示第  $i$  个农户是否转出农地或农地转出的面积， $Qualify_i$  对应了第  $i$  个农户是否具有缴费型养老金领取资格或非缴费型养老金领取资格，在本文中以户主年龄是否大于 60 岁或大于 67 岁为代理变量。 $W_i$  是本文设置的控制变量向量，在分析领取非缴费型养老金对农地转出影响的机制时，控制变量还将包括农户的实际养老金领取状况，即“养老金收入”变量<sup>①</sup>。另外， $\alpha$  表示截距项， $\theta$  表示农户的缴费型或非缴费型养老金领取资格对农地转出或转出面积的估计系数， $b$  表示对应控制变量估计系数的向量， $\mu_i$  则是模型的残差项。

并不是所有达到领取门槛年龄的老年人都可以拿到相应的养老金收入，因此本文采取了目前大多数相关研究中所使用的模糊断点回归方法。该方法可以充分利用政策的外生性进行因果推断，通过限制带宽还可以减少遗漏变量对计量结果的干扰，得到的估计结果是社会养老保险对农地转出决策的意向性估计（Intention to Treat，简称 ITT）效应和局部平均处理效应（Local Average Treatment Effect，简称 LATE），两者都能部分处理断点回归估计结果外推能力不足的问题（Kisbu-Sakarya et al., 2018）。年龄作为本文重要的识别变量，同样会对农地转出决策产生影响，但若将年龄变量作为控制变量纳入计量模型，则会产生严重的共线性问题，使模型无法得出有效的估计结果。因此，在参照了已有研究的模型设置后（Zhu et al., 2022），本文在涉及模糊断点回归方法的计量模型中添加了户主年龄与断点识别年龄相关的控制变量，以平滑年龄趋势在模型中的影响。具体的计量模型如下：

<sup>①</sup> 考虑到缴费型养老金领取资格、实际的养老金领取状况与实际的养老金收入可能存在高度的相关性，在估计缴费型养老金领取资格对农地转出的影响以及第一阶段回归估计时，未将“养老金收入”变量纳入模型。

$$\widehat{NRPS}_i = \alpha_1 + \beta_1 Qualify_i + Age_i h_1 + W_i b_1 + C_i + \varepsilon_{1,i} \quad (2)$$

$$Landout_i = \alpha_2 + \beta_2 Qualify_i + Age_i h_2 + W_i b_2 + C_i + \varepsilon_{2,i} \quad (3)$$

$$Landout_i = \alpha_3 + \beta_3 \widehat{NRPS}_i + Age_i h_3 + W_i b_3 + C_i + \varepsilon_{3,i} \quad (4)$$

其中，(2)式为第一阶段估计模型，(3)式为ITT估计模型，(4)式为LATE估计模型。以上3个公式中， $NRPS_i$ 表示农户*i*是否领取了养老金， $\widehat{NRPS}_i$ 是根据领取不同类型的养老金资格得到的估计量， $Age_i$ 则是用于平滑断点前后年龄趋势的控制变量向量。 $C_i$ 是不可观测的村庄固定效应，用于控制与地理人文因素相关的变量。 $\alpha$ 为模型的截距项， $\beta$ 、 $h$ 和**b**为对应变量的估计系数， $\varepsilon$ 为残差项。其余符号含义与(1)式一致。

模糊断点回归方法是否适用于本文的实证研究存在着两大技术性假设前提：其一，样本在断点处不应被人为操纵；其二，控制变量不应受断点影响（McCrary, 2008）。通过对样本年龄分布状况的判断，本文发现，在断点附近不存在异常集聚问题，说明数据在断点附近被人为操纵的可能性较低。本文的所有控制变量在两处断点周围也不存在较为明显的变化<sup>①</sup>，可以认为控制变量并不受断点所代表的政策影响，消除了控制变量与识别变量间可能存在的共线性问题。综上所述，本文使用模糊断点回归方法进行识别分析和实证研究具有一定的合理性和可行性。

## 五、实证结果分析

### (一) 基准结果分析

根据前文对不同年龄段与不同养老保险方案关系的分析，在2012年时达到领取养老金门槛年龄，即当年已满60岁的老年人，参与的是非缴费型养老保险方案，而2012年后达到领取门槛年龄的老年人，参与的是缴费型养老保险方案。鉴于本文实证分析使用的是2019年农户微观调查数据，区分领取非缴费型养老金与缴费型养老金的断点年龄应为67岁，而区分领取缴费型养老金与尚未开始领取的断点年龄应为60岁。

图3展示了养老保险变量在60岁与67岁的断点估计结果。在60岁断点处，“是否领取养老金”和“养老金收入”都有明显的跃升，领取养老金的概率从60岁前的不足10%变化为60岁后的60%，领取金额也从每月约25元提升至每月150元左右；而在67岁附近，领取养老金的概率和金额都有小幅下降，但断点现象并不明显。从图3的结果看，只有领取缴费型养老金资格在领取概率和金额上存在明显的年龄断点，而领取非缴费型养老金资格并不存在对应的年龄断点。这说明，在当前的农村社会养老保险制度中，缴费型养老保险方案与非缴费型养老保险方案在覆盖率和保障水平等层面上不存在显著差异。

<sup>①</sup>由于篇幅限制，控制变量在60岁与67岁的断点估计结果未在此处报告，有兴趣者可向作者索取。

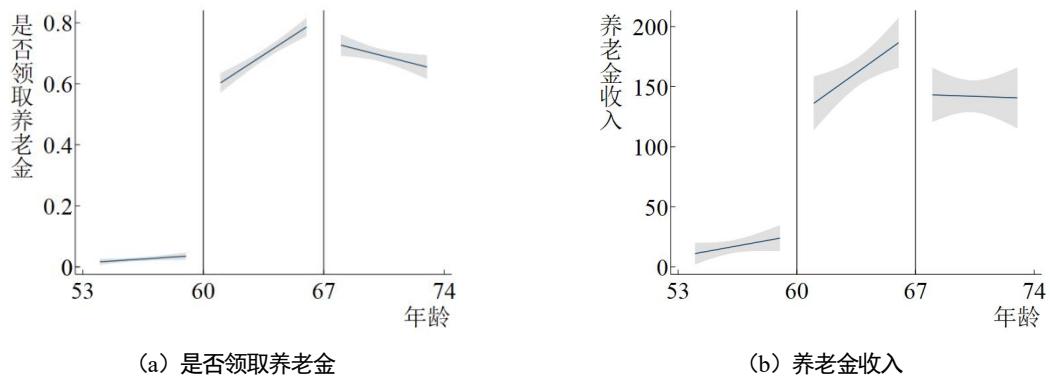


图3 养养老保险变量在60岁与67岁的断点估计

注：阴影部分表示参数的95%置信区间。

图4展示了“是否转出农地”和“农地转出面积”变量在60岁与67岁的断点估计结果，可以发现，户主年龄在67岁前后的农地转出概率变化要比户主年龄在60岁前后的转出概率变化更加明显，两者置信区间的重叠程度更低，且农地转出概率在3个年龄区间分别呈现下降、保持和上升的变化趋势。农地转出概率在67岁断点附近的跳跃现象说明，除了户主年龄因素外，还存在其他影响农户农地转出决策的因素，其中可能就有67岁断点所代表的不同心理账户的原因：拥有领取非缴费型养老金资格相对于拥有领取缴费型养老金资格更能促进农户作出转出农地的决策。而对于选择转出农地的农户来说，其转出面积在60岁和67岁断点附近均不存在明显的跳跃现象，说明当前不同类型的农村社会养老保险心理账户并不能进一步地影响农户的转出规模决策。当然，这一现象也可能与样本量小有关。

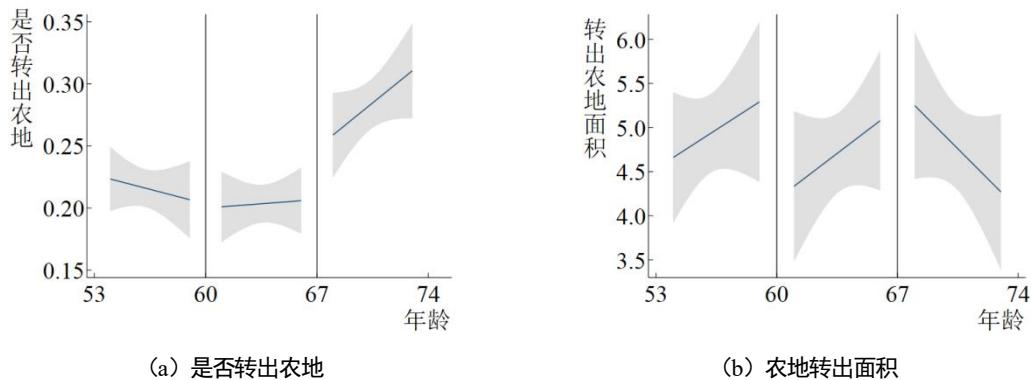


图4 农地转出变量在60岁与67岁的断点估计

注：阴影部分表示参数的95%置信区间。

表3展示了不同年龄区间对养老金领取概率、转出农地概率和农地转出规模的影响。为处理户主实际年龄对模型估计的影响，参考已有研究对年龄指标的处理方法，本文在回归中控制了户主年龄与缴费型或非缴费型养老金资格年龄的差值及其平方项，用以平滑断点前后的年龄趋势，尽可能缓解模型的内生性问题。从表中(2)列和(4)列的估计结果看，更年轻的户主能领取到养老金的概率会比处于61~66岁年龄的户主低60.3%，而农地转出概率未见显著差异；更年长的户主领取养老金的概率

要比 61~66 岁年龄的户主低 7.6%，但转出农地的概率要高 4.4%。表 3(6)列的结果显示，在作出转出决策的农户中，转出农地的面积不受户主年龄区间的影响。以上结果初步说明户主拥有领取缴费型养老金资格并不影响农户的农地转出，而拥有领取非缴费型养老金资格会促进农地转出，但对农户的转出规模不产生显著影响。

表 3 不同年龄组别对养老金领取和农地转出影响的最小二乘估计结果

变量	是否领取养老金		是否转出农地		农地转出面积 (对数)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
年龄在 54~59 岁	-0.598*** (0.024)	-0.603*** (0.025)	0.025 (0.023)	0.027 (0.023)	0.081 (0.073)	0.027 (0.063)
年龄在 68~73 岁	-0.084*** (0.022)	-0.076*** (0.023)	0.049** (0.023)	0.044* (0.023)	-0.049 (0.069)	-0.026 (0.057)
户主年龄	0.012*** (0.003)	0.011*** (0.003)	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	0.005 (0.009)	0.004 (0.007)
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
控制变量	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制	已控制
观测值	7366	7098	7366	7098	1410	1358
调整后的 R <sup>2</sup>	0.473	0.474	0.208	0.218	0.523	0.672

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。②本表对照组为年龄区间在 61~66 岁的样本。③括号内汇报了聚类于村庄层面的稳健标准误。④控制变量包含前文提及的 13 个控制变量，不包括“养老金收入”变量。

为进一步探索不同类型养老金收入与农地转出决策之间的关系，本文分别对 60 岁与 67 岁断点进行了 ITT 和 LATE 分析。表 4 展示了“是否转出农地”与“农地转出面积”变量在 60 岁断点处的回归估计结果，意在检验户主拥有领取缴费型养老金资格对农地转出的影响。可以明显看出，户主是否大于 60 岁只会显著影响养老金的实际领取概率，并不影响农户的农地转出决策，这验证了假说 H1，即在同一心理账户内，缴费型养老金不会影响农户的农地转出决策，农村社会养老保险对农地养老功能的替代关系可能并不成立。表 4(2)列展示了包含所有控制变量的估计结果，年龄大于 60 岁的户主实际能领取到养老金的概率要比未满 60 岁的高 68.8%，说明年龄变量可以作为 LATE 分析中的工具变量来代理实际的领取养老金情况。表中(5)列和(6)列汇报的第一阶段 F 值也均大于 3000，说明不存在弱工具变量问题。但因 ITT 分析中 60 岁断点对“是否转出农地”和“农地转出面积”的估计均不显著，使得 LATE 分析也无法得出显著的结果。

表 4 领取缴费型养老金对是否转出农地与农地转出面积的影响估计：对 60 岁断点的回归

变量	第一阶段		ITT		LATE	
	是否领取养老金		是否转出农地		是否转出农地	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
是否大于 60 岁	0.688*** (0.012)	0.688*** (0.012)	0.001 (0.011)	-0.001 (0.011)		

表4 (续)

是否领取养老金 (是否大于 60 岁 为工具变量)			0.001 (0.016)	-0.002 (0.016)
观测值	5380	5195	5380	5195
第一阶段 F 值				3651.460 3299.238
调整后的 R <sup>2</sup>	0.532	0.534	0.216	0.222
变量		ITT	LATE	
		农地转出面积 (对数)	农地转出面积 (对数)	
(7)	(8)	(9)	(10)	
是否大于 60 岁		-0.048 (0.038)	-0.010 (0.035)	
是否领取养老金 (是否大于 60 岁 为工具变量)				-0.077 (0.062) 0.016 (0.056)
观测值		848	817	848 817
第一阶段 F 值				422.736 362.468
调整后的 R <sup>2</sup>		0.540	0.670	
年龄相关变量	已控制	已控制	已控制	已控制 已控制
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制 已控制
控制变量	未控制	已控制	未控制	已控制 未控制

注：①\*\*\*表示 1% 的显著性水平。②表中的回归只包含年龄区间在 54~59 岁和 61~66 岁的样本。③括号内汇报了聚类于村庄层面的稳健标准误。④控制变量包含前文提及的 13 个控制变量，不包括“养老金收入”变量。⑤年龄相关变量定义为户主在样本年份的实际年龄与领取缴费型养老金资格年龄之差及其平方项，以控制断点前后的年龄趋势。

表 5 关注了以 67 岁断点为代表的领取非缴费型养老金对农地转出的影响。从表 5 的第一阶段回归结果可以看到，领取非缴费型养老金的户主相较于领取缴费型养老金的户主在实际领取概率上不存在显著差异。表中 (4) 列的 ITT 估计结果显示，领取非缴费型养老金会促使农户的农地转出概率提高约 6.2%，且估计结果在 1% 水平上显著。但领取非缴费型养老金对农户的农地转出面积没有显著影响。因第一阶段估计结果不显著，对 67 岁断点的 LATE 分析也不存在统计显著性。虽然对农地转出规模的影响不显著，但对 67 岁断点的 ITT 估计结果也可以证明本文提出的假说 H2 是成立的，即在不同的心理账户下，领取非缴费型养老金比领取缴费型养老金更能促进农户作出农地转出的决策。

表 5 领取非缴费型养老金对是否转出农地与农地转出面积的影响估计：对 67 岁断点的回归

变量	第一阶段		ITT		LATE	
	是否领取养老金	是否转出农地	(3)	(4)	(5)	(6)
(1)	(2)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
是否大于 67 岁	-0.009 (0.014)	-0.005 (0.015)	0.075*** (0.013)	0.062*** (0.013)		

表 5 (续)

是否领取养老金(是否大于 67 岁 为工具变量)				-8.319 (13.475)	-10.541 (27.189)
观测值	4537	4364	4537	4364	4537
第一阶段 F 值				0.391	0.153
调整后的 R <sup>2</sup>	0.130	0.131	0.193	0.207	
变量			ITT	LATE	
			农地转出面积(对数)	农地转出面积(对数)	
			(7)	(8)	(9) (10)
是否大于 67 岁			-0.016 (0.041)	0.016 (0.038)	
是否领取养老金(是否大于 67 岁 为工具变量)					-0.305 (0.762) 0.257 (0.641)
观测值			834	800	834
第一阶段 F 值					2.061
调整后的 R <sup>2</sup>			0.485	0.653	2.571
年龄相关变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
控制变量	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制
					已控制

注: ①\*\*\*表示 1% 的显著性水平。②表中的回归只包含年龄区间在 61~66 岁和 68~73 岁的样本。③括号内汇报了聚类于村庄层面的稳健标准误。④控制变量包含前文提及的 13 个控制变量, 不包括“养老金收入”变量。⑤年龄相关变量定义为户主在样本年份的实际年龄与领取非缴费型养老金资格年龄之差及其平方项, 以控制断点前后的年龄趋势。

## (二) 机制分析

在初步验证了假说 H1 和 H2 后, 本文需要进一步探讨领取非缴费型养老金资格为何会影响农户的农地转出决策。根据前文理论分析部分的推理, 非缴费型与缴费型养老金受益人在行为决策上出现分化的原因是始于 2012 年的农村社会养老保险改革, 当年是否年满 60 岁成为区分标准。在该标准下, 不同类型的养老金收入被计入不同的心理账户, 又通过不同的心理账户影响农户的行为决策。结合 CRHPS 数据库的调查时间特征, 本文选取了 2015 年、2017 年和 2019 年的截面数据做进一步研究, 以分析政策冲击后的不同时点上, 心理账户如何影响农户的行为决策。

因 CRHPS 数据库中缺少可直接定义领取非缴费型养老金的指标, 表 6 展示的回归结果只能以前文的 ITT 模型为基准。模型中的自变量“是否有资格领取非缴费型养老金”被定义为户主在 2012 年时是否已经达到领取非缴费型养老金的门槛年龄, 若 2012 年时已年满 60 岁, 则记为 1, 否则为 0。在 2015 年、2017 年和 2019 年的模型中, “是否有资格领取非缴费型养老金”的门槛年龄分别对应为 63 岁、65 岁和 67 岁。用“是否有资格领取非缴费型养老金”代理实际的非缴费型养老保险领取状况确实存在一定的局限性, 但在数据限制的情况下, 该变量也有其作为实证研究关键变量的合理性。首先, 该变量与实际领取状况有较强关联性, 只有达到领取条件中规定的门槛年龄, 才有资格领取非缴

费型养老金；其次，该变量相较于实际领取状况，在问卷中更容易得到识别，且数据被人为操纵的可能性更低；最后，在无法准确测度实际的非缴费型养老金领取情况下，该变量的设置具有更高的可操作性，能更好地控制模型的内生性问题。

表6 领取非缴费型养老金资格对农地转出影响的逐年回归估计

变量	因变量：是否转出农地		
	(1)	(2)	(3)
是否有资格领取非缴费型养老金	-0.010 (0.021)	0.035** (0.016)	0.062*** (0.013)
相关控制变量	已控制	已控制	已控制
观测值	1213	3150	4341
调整后的 R <sup>2</sup>	0.190	0.141	0.209
样本年份	2015 年	2017 年	2019 年

注：①\*\*\*和\*\*分别表示 1% 和 5% 的显著性水平。②表中的回归只包含年龄区间在 61~66 岁和 68~73 岁的样本。  
③括号内汇报了聚类于村庄层面的稳健标准误。④篇幅所限，“相关控制变量”包括“养老金收入”“年龄相关变量”“村庄固定效应”和前文提及的“控制变量”。⑤是否有资格领取非缴费型养老金定义为户主在 2012 年时是否已年满 60 岁。

从表 6 的估计结果看，在控制了户主“年龄相关变量”后，2019 年时领取非缴费型养老金资格会促使农户的农地转出概率提高约 6.2%。2017 年“是否有资格领取非缴费型养老金”的估计系数表明，户主拥有领取非缴费型养老金资格在 5% 的统计显著性水平上能促使农户农地转出概率提升 3.5%。但 2015 年时领取非缴费型养老金资格对农地转出不存在显著作用。

逐年提升的统计显著性和经济显著性与样本量不断扩大、政策执行规范性不断提升有关，更与政策带来的心理因素变化相关。由前文的理论分析可知，相同数额的缴费型与非缴费型养老金收入被计入不同心理账户所带来的不同心理收益冲击也在此发挥了重要作用。政府逐年地、不间断地发放非缴费型养老金必然会给参与非缴费型养老保险方案的农户提供一个更加稳定的收入预期，而农户的主观心理预期会显著影响其农地转出决策（徐志刚等，2018）。在缴费型与非缴费型养老金领取金额并不存在显著差异的基础上，稳定的非缴费型养老金收入能产生更大的心理收益冲击，从而影响农户的农地转出决策。这也解释了在农村社会养老保险的保障水平仍然较低的情况下，“微薄”的养老金收入为何能对农户行为决策产生显著影响：非缴费型养老保险方案这一“临时”的制度安排为农户提供了“稳定”的养老收入预期，其中带来的巨大心理收益冲击能促使农地转出的发生概率得到显著提升。

### （三）稳健性检验

前文的断点分析、基准回归和逐年回归都证明了领取缴费型养老金不会改变农户的农地转出决策，而领取非缴费型养老金能促使农户转出农地。但基于模糊断点回归的 LATE 估计和 ITT 模型都严重依赖于模型设置中的带宽选择，因此本文在稳健性检验部分对基准结果中的户主年龄变量进行了缩小带宽处理，估计结果如表 7 所示。

表 7 领取非缴费型养老金对是否转出农地影响的稳健性检验：缩小带宽

变量	因变量：是否转出农地				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
带宽（年龄区间）	60~74	61~73	62~72	63~71	64~70
是否有资格领取非缴费型养老金	0.062*** (0.013)	0.056*** (0.014)	0.053*** (0.017)	0.057** (0.020)	0.078*** (0.029)
相关控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	4341	3720	3031	2300	1339
调整后的 R <sup>2</sup>	0.209	0.205	0.188	0.186	0.160

注：①\*\*\*和\*\*分别表示 1% 和 5% 的显著性水平。②括号内汇报了聚类于村庄层面的稳健标准误。③篇幅所限，“相关控制变量”包括“养老金收入”“年龄相关变量”“村庄固定效应”和前文提及的“控制变量”。

表 7 中（1）列至（5）列的年龄区间逐渐缩小，但“是否有资格领取非缴费型养老金”系数的统计显著性均维持在较强的水平，各模型估计得到的经济意义表明，领取非缴费型养老金能促使农地转出概率提升约 5.0%~8.0%，且结果较为稳健。（5）列的估计结果还显示，在带宽最小的区间，领取非缴费型养老金对是否转出农地影响的估计系数最大，说明领取非缴费型养老金的心理账户作用在越靠近 67 岁的断点处越明显。以上结果说明，以户主年龄是否已满 67 岁代理领取非缴费型养老金资格在模型的识别策略中是成立的，本文的基准回归结果是稳健的。

## 六、结论与启示

### （一）研究结论

本文运用心理账户理论构建了一个用于解释农村社会养老保险对农地转出影响的理论框架和分析模型。在实证分析层面，本文使用了浙江大学 CRHPS 截面数据，并利用年龄变量在政策受益条件中的不连续性特点，以断点回归识别了农村社会养老保险对农户农地转出决策的因果关系，并对这一影响的 ITT 和 LATE 结果进行了实证分析。本文研究得到如下结论：

第一，不同类型的社会养老保险收入分属于不同的心理账户，会对农户的行为决策产生不同影响。本文的理论和实证分析表明，缴费方式的差异导致农户在接受相同金额的养老金收入时产生了不同程度的心理收益冲击。正如 Thaler (1985) 在解释心理账户的示例中所述，若不是因渔获运输损失而得到了等价的赔偿，外出打鱼的两对夫妇并不会用劳动所得去享用大餐，说明同样金额但不同的收入性质会使人们作出“出人意料”的决定。同理，农户在面对需要缴费才能获得的养老金收入和不需要缴费就能获得的同样金额收入时，因两类收入被计入不同的心理账户，不同类型的养老金收入会对农户的行为决策产生截然不同的影响。

第二，领取非缴费型养老金相比于领取缴费型养老金更能促使农户转出农地。通过 ITT 和 LATE 分析年龄断点前后的农地转出概率和农地转出规模，本文发现领取缴费型养老金对农户的农地转出概率和转出面积不存在显著影响，而领取非缴费型养老金能促使农户的农地转出概率提升约 6.2%，该结

果与现有相关研究结论基本一致（例如徐志刚等，2018；Zhu et al., 2022）。本文的结果说明，农村社会养老保险对农地转出的影响可能源自其中具有“临时性”和“过渡性”的非缴费型养老保险部分，而农村社会养老保险中的缴费型保险对农户的农地转出并没有影响，这也解释了该研究议题产生争论的原因。

第三，非缴费型养老保险对农户农地转出决策的影响会随着该项方案的持续执行而得到提升。本文通过对2015年、2017年和2019年的CRHPS数据回归分析发现，在农村社会养老保险政策执行初期，领取非缴费型与缴费型养老金在影响农户的农地转出决策时不存在显著差异。而随着政策持续稳定的执行，非缴费型与缴费型养老金对农户农地转出的影响才出现了较为显著的区别。这说明，政府逐年地、不间断地发放非缴费型养老金会给参与非缴费型养老保险方案的农户提供更加稳定的养老收入预期，相较于将缴费型养老金计入投资收入账户的农户，对意外收入账户的稳定预期更能推动农户转出农地。这也解释了在社会养老保险的保障水平仍然较低的情况下，“微薄”的养老金收入为何会显著影响农户的农地转出决策：行为人的心理作用是推动农地转出的关键，而养老金的收入效应不是。

当然，本文还存在着诸多不足之处需要改进：其一是对影响农地流转的分析视角存在不足。基于年龄指标来选取样本框有利于本文因果识别的展开，但受制于这一方法，本文无法在同一样本框下对其他诸如被征地农民养老保险、农村多元救助制度等影响农民就业、养老等社会保障项目进行实证分析。其二是实证分析中，用户主年龄变量来代理领取非缴费型养老金资格的处理方式存在局限性。大型数据库在设置调查问卷时还未考虑个体经济决策背后的心理因素，而农村社会养老保险的不同收入类型又难以通过问卷获取。受制于此，本文只能以年龄指标来测度相关变量，通过控制与年龄相关的其他变量来尽可能缓解实证模型中的内生性问题。针对以上问题，未来还需通过开展专业性的调查研究、优化计量模型设计等方法来进一步完善。

## （二）政策启示

在农村土地细碎化、农地撂荒等问题没有得到显著改善，农村社会养老保障水平也有待进一步提升的背景下，本文得出的研究结论和所采用的研究视角有如下重要启示：

第一，在已有政策的优化层面：在稳定非缴费型养老金发放政策的同时，应适当提高其中的政府补贴水平，以促使老年农户转出农地。本文的研究表明，即使是“微薄”的非缴费型养老金收入也能有效促进农地转出，且农地转出的发生概率会随着农户对未来领取非缴费型养老金收入的稳定预期而逐步提高。这意味着，政府可以在持续实施非缴费型养老金发放政策的同时，通过提高现行的补贴水平，或者以宣传形式增强老年人对未来社会养老保险可得收入的预期，使非缴费型养老保险方案这一“临时性”制度安排持续提升农户的农地转出概率。

第二，在新政策的制定层面：为促进农地从生产效率较低的农户手中转出，建议有针对性地出台“高补贴”的社会保险政策。本文研究结果表明，常规性的社会养老保险方案并不能促进农户转出农地，而政府无条件转移支付的非缴费型养老保险方案能发挥显著作用。因此，针对不利于农地资源有效配置的人群，政府可以出台保障其就业和养老待遇的“高补贴”社会保险政策，通过精准识别来控制保险项目对财政支出的影响，同时达到促进农地资源优化配置的目标。

第三，在未来政策的研究层面：为更科学地提出完善农地流转市场的相关政策建议，可以运用心理账户等理论对市场主体行为进行细致分析。本文研究发现，心理账户理论能较好地解释农村社会养老保险对农地转出的影响机理。有别于传统的经济学效用分析理论，心理账户理论的核心是不同来源的收入拥有相互之间不可替代的使用场景标签。换言之，政策制定者在考虑一项社会福利政策可能产生的影响时，还应考虑政策是如何得到执行、受益人是通过何种方式享受到政策红利的，因为政策发挥作用的过程会带来不同程度的心理收益冲击，这种冲击则会直接影响政策效果。因此，在制定相关政策时，应善用心理账户等理论对市场主体行为进行分析和判断，通过更丰富的理论分析方法，制定更有效率的政策方案。

### 参考文献

1. 黄毅祥、廖芮、赵敏娟, 2023: 《家庭核心成员健康状况对农户农业生产性资产投资的影响》, 《中国农村观察》第2期, 第126-143页。
2. 姜长云, 2022: 《农村土地与农民的社会保障》, 《经济社会体制比较》第1期, 第49-55页。
3. 李增福、陈俊杰、连玉君、李铭杰, 2022: 《经济政策不确定性与企业短债长用》, 《管理世界》第1期, 第77-89页、第143页、第90-101页。
4. 钱文荣、洪甘霖、郑淋议, 2022: 《社会养老保障水平与农地流转市场发育——基于数量和质量的双重视角》, 《农业经济问题》第8期, 第4-18页。
5. 汪险生、李宁、胡平峰、金晶, 2022: 《公共养老能替代土地养老吗——来自“新农保”影响农地租出的经验证据》, 《农业经济问题》第5期, 第124-143页。
6. 徐志刚、宁可、钟甫宁、纪月清, 2018: 《新农保与农地转出: 制度性养老能替代土地养老吗? ——基于家庭人口结构和流动性约束的视角》, 《管理世界》第5期, 第86-97页、第180页。
7. 薛惠元、仙蜜花, 2014: 《新型农村社会养老保险地区差距研究——基于东中西部8个新农保试点县的比较分析》, 《经济体制改革》第1期, 第72-76页。
8. 郑秉文, 2020: 《非缴费型养老金: “艾伦条件”下农村养老保险制度变迁与改革出路》, 《华中科技大学学报(社会科学版)》第3期, 第2-18页。
9. 郑沃林、曹壹帆、邹宝玲, 2022: 《心理账户视角下农地流转不畅的机理解释及其再造机制探究》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第4期, 第193-201页。
10. Becker, G. S., 1965, "A Theory of the Allocation of Time", *The Economic Journal*, Vol. 75: 493-517.
11. Huang, W., and C. Zhang, 2021, "The Power of Social Pensions: Evidence from China's New Rural Pension Scheme", *American Economic Journal: Applied Economics*, 13(2): 179-205.
12. Kisbu-Sakarya, Y., T. D. Cook, Y. Tang, and M. H. Clark, 2018, "Comparative Regression Discontinuity: A Stress Test with Small Samples", *Evaluation Review*, 42(1): 111-143.
13. McCrary, J., 2008, "Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A Density Test", *Journal of Econometrics*, 142(2): 698-714.

- 14.Qian, W., 2019, *Societal Development in Rural China*, Singapore: Palgrave Macmillan, 149-152.
- 15.Thaler, R. H., 1985, "Mental Accounting and Consumer Choice", *Marketing Science*, 4(3): 199-214.
- 16.Thaler, R. H., 1999, "Mental Accounting Matters", *Journal of Behavioral Decision Making*, 12(3): 183-206.
- 17.Thaler, R. H., and E. J. Johnson, 1990, "Gambling with the House Money and Trying to Break Even: The Effects of Prior Outcomes on Risky Choice", *Management Science*, 36(6): 643-660.
- 18.Zeng, Y., and T. Herzfeld, 2021, "The Effects of Mental Budgeting on the Intentions to Switch to Low-Toxicity Pesticides: Evidence from Vegetable Farmers in Sichuan, China", *China Agricultural Economic Review*, 13(3): 528-547.
- 19.Zhang, W., X. Fu, J. Lu, L. Zhang, K. Michael, G. Liu, F. Yang, and Y. Liu, 2016, "Understanding Farmers' Decision-Making in Agricultural Water Fee Payment in China: The Role of Mental Accounting", *Water*, 8(9), 375; <https://doi.org/10.3390/w8090375>.
- 20.Zhu, J., S. Jin, Z. Tang, and T. Awokuse, 2022, "The Effect of Pension Income on Land Transfers: Evidence from Rural China", *Economic Development and Cultural Change*, 71(1): 333-371.

(作者单位：浙江大学中国农村发展研究院)

(责任编辑：小林)

## Reexamining the Impact of Social Pensions on Farmland Out-Transfers: A Perspective from Mental Accounting Theory

HONG Ganlin ZHAO Zongyin QIAN Wenrong

**Abstract:** In this study, we introduce the mental accounting theory to analyze the impact of social pensions on farmland out-transfers, and by distinguishing between contributory and noncontributory pensions with the 2019 CRHPS data, we empirically investigate the impacts of different schemes of social pensions on farmland out-transfers. Our results show that the contributory pension scheme does not have any significant influence on the decision to transfer out farmland. While receiving noncontributory pensions significantly increases the probability of farmland out-transfers, it does not have a significant impact on the scale of farmland transferred out. Based on the mechanism analysis of mental accounting theory, comparing with the income effect of contributory pensions, by stabilizing farmers' expectations of future pension, a relatively low pension can have a significant impact on the decision of transferring out farmland. The conclusion of our study is that the substitutional relationship between social pensions and the pension function of farmland is not valid, and only the temporary noncontributory pension scheme affects the decision of transferring out farmland. This paper is not only a reexam of the debate on whether there exists a substitutional relationship between institutional pensions and farmland as pensions, but also a new analysis of the influence of social pensions on farmers' decision of transferring out farmland based on the mental accounting theory.

**Keywords:** Pensions; Farmland Out-Transfers; Mental Accounting; Fuzzy Regression Discontinuity Design

# 数字能力能否促进牧户增收\*

## ——来自典型牧区的经验证据

陆镜名<sup>1</sup> 仇焕广<sup>1</sup> 苏柳方<sup>2</sup> 刘 敏<sup>3</sup>

**摘要：**数字能力是牧户获取和利用信息资源的重要素养和技能，对于推动牧业生产数字化转型和提高牧户收入有着重要作用。本文通过构建一个涵盖牧户生产、销售和非农就业的经济学分析框架，探讨了数字能力促进牧户增收的机制，并利用典型牧区的微观调查数据进行了实证检验。结果显示：第一，数字能力对牧户增收有显著的正向影响，且对于低收入牧户的促进作用更大；第二，数字能力不仅能够提高牧户的农牧业收入，还能够增加牧户的非农收入；第三，数字技术接入、数字信息获取和数字平台使用三个维度的数字能力均能够显著促进牧户增收；第四，数字能力能够通过提高人力资本积累水平、促进生产技术采纳、增强议价能力、降低信息搜索成本四个机制促进牧户增收。

**关键词：**数字能力 牧户收入 典型牧区 增收机制

中图分类号：F328 文献标识码：A

### 一、引言

随着世界百年未有之大变局加速演进，数字经济已成为引领经济增长的重要引擎，为中国带来了前所未有的发展机遇。习近平总书记明确指出：“要推动数字经济和实体经济融合发展，把握数字化、网络化、智能化方向，推动制造业、服务业、农业等产业数字化，利用互联网新技术对传统产业进行全方位、全链条的改造，提高全要素生产率，发挥数字技术对经济发展的放大、叠加、倍增作用。”<sup>①</sup>数字乡村建设是促进农业数字化转型的重要举措之一，对提升中国农业农村现代化发展水平、提高农业质量效益和促进农民增收致富具有重要意义（曾亿武等，2021）。伴随数字乡村建设的不断推进，

\*本文研究得到国家自然科学基金青年项目“基于牧户视角的草地资源非市场价值评估与生态补贴政策研究”（编号：72003083）和“清华大学中国农村研究院博士论文奖学金项目”（编号：202329）的资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见，同时感谢中国人民大学赵思博在本文修改过程中提供的有益建议和帮助，但文责自负。本文通讯作者：刘敏。

<sup>①</sup>参见《习近平主持中央政治局第三十四次集体学习：把握数字经济发展趋势和规律 推动我国数字经济健康发展》，[http://www.gov.cn/xinwen/2021-10/19/content\\_5643653.htm?jump=true](http://www.gov.cn/xinwen/2021-10/19/content_5643653.htm?jump=true)。

中国农村地区信息连通困难等问题得到历史性解决，为建设农业强国和促进共同富裕提供了新动能。

与此同时，随着数字技术的不断发展，计算机和智能手机也逐渐改变了农村居民的生活方式（安同良和杨晨，2020；He et al., 2022）。推动农村居民有效获取数字信息、掌握数字技术，对于提升他们的个人数字能力（digital capabilities，简称DC）至关重要。《数字乡村发展行动计划（2022—2025年）》明确要求：“以解放和发展数字生产力、激发乡村振兴内生动力为主攻方向，着力发展乡村数字经济，着力提升农民数字素养与技能。”<sup>①</sup>在当前乃至今后很长一段时期，小农户家庭经营仍将是是中国农业的主要经营方式。因此，提升农户数字能力，推动农业生产数字化转型，将成为农户收入增长的新动力（曾亿武等，2021）。

已有文献从数字能力的构成要素、科学内涵和测度方法三个方面进行了有益探索。首先，关于数字能力构成要素的研究。Zurkowski (1974) 最早提出了“信息素养”这一概念，它是指个体在数字环境中获取、评估和利用信息的能力。这一概念突出了信息处理技能在数字时代的重要性，为发展数字能力奠定了基础。后来，随着计算机和网络技术的进一步发展，数字能力的构成要素又增加了计算机素养、网络素养和数字素养（Bawden, 2001）。其中：计算机素养是指个体对计算机和相关软件的运用熟练度；网络素养体现了个体对网络环境与信息的认知和利用能力；数字素养是在计算机素养和网络素养的基础上，个体对数字技术和数字信息的理解和应用能力的提升和拓展。这些素养相互融合，形成了个体在数字时代应对各种数字技术和数字信息的数字能力。因此，数字能力是一个综合性、动态性、开放性的概念，它包含了不同素养的整合和演化。其次，关于数字能力内涵界定的研究。数字能力的内涵随着历史的发展和研究对象的变化而有所不同，目前还没有形成统一的标准。早期研究将个体数字能力简单地理解为是否能够接入信息通信技术（Hsieh et al., 2008）。但后来，随着数字技术普及和城乡差距缩小，学者们发现数字能力的差异不仅表现在是否能够接入信息通信技术，还表现在个体对信息通信技术的应用水平（Brandtzæg et al., 2011）以及信息的获取和使用效果（许竹青等，2013）。随着数字乡村建设的持续推进，农户数字能力的科学内涵也在不断更新和深化，学者们的研究重点从农户的基本数字技能转移到农户运用农村电商、区块链和大数据等新一代数字技术的能力（曾亿武等，2019；邱泽奇和乔天宇，2021；生吉萍等，2021）。最后，关于数字能力测度方法的研究。早期研究只关注个体能否使用电话、电脑或互联网等基本的设备或信息通信技术（Hsieh et al., 2008；Brandtzæg et al., 2011）。但当前，数字技术的多样化和复杂化要求数字能力的测度方法也要更加全面和细致。根据测度的侧重点，数字能力的测度方法可以分为三类：第一类是从信息通信技术使用行为的角度，考察个体使用信息通信技术的数量、技能等（Van Dijk, 2012）；第二类是从信息资源的角度，考察个体获取和使用信息的数量、质量、内容偏好等（Scheerder et al., 2017）；第三类是从数字素养的角度，考察个体在使用数字技术时的能力、态度、社交行为、安全风险等（苏岚岚等，2021）。因此，数字能力的测度不仅涉及信息通信技术普及的问题，更涉及数字素养、信息资源、数字技能等多个方面的综合性概念集合的量化评估（Bawden, 2001；Van Dijk, 2012；Scheerder et al., 2017）。

---

<sup>①</sup>资料来源：《数字乡村发展行动计划（2022—2025年）》，[http://www.cac.gov.cn/2022-01/25/c\\_1644713315749608.htm](http://www.cac.gov.cn/2022-01/25/c_1644713315749608.htm)。

在数字经济时代，数字能力对农户收入的影响是一个重要的研究课题。在宏观层面上，已有文献主要从互联网普及率和智慧城市建设两个角度，分析数字能力对农户收入的影响（程名望和张家平，2019；曾亿武等，2022）。在微观层面上，数字能力能否提高农户收入，已有文献尚未形成一致结论。一些研究认为，数字能力可以通过减少信息不对称、增加信息资源和非农就业机会等途径，提高农户收入（许竹青等，2013；Goldfarb and Tucker, 2019; Hjort and Poulsen, 2019; 齐秀琳和江求川，2023）。另一些研究则认为，数字能力并不能提高农户收入，主要原因是农户数字素养不高以及农户数字技术应用主要集中在消费而非生产领域，由此限制了数字技术的有效性（邱泽奇等，2016；Seo et al., 2019）。

综上所述，现有文献围绕数字能力构成要素、科学内涵、测度方法以及数字能力能否促进农户增收展开了深入探讨，并取得了一定的研究成果。但是，这些研究还存在以下三个方面的不足：第一，在理论分析方面，不仅缺少一个能够系统地阐释农户数字能力与家庭收入关系的理论框架，也缺乏一个能够综合反映农户经济行为的数理模型。第二，在研究内容方面，大部分文献只关注数字化在宏观层面的影响，而基于农户微观层面的研究较少，特别是针对牧区牧户数字能力与收入问题的研究更是缺乏。这就导致已有研究关于数字化发展对牧区经济影响的认识尚不清晰，关于数字能力对牧户收入影响的理解尚不深入，使得牧区牧户在数字化发展中遇到的问题和机遇可能被忽视。第三，在测度方法方面，少数基于农户微观数据的实证研究采用的数字能力指标过于单一。这些文献多以手机或互联网接入和使用作为数字能力的代理变量，忽视了农户数字信息获取和数字平台使用的多样性和复杂性，可能造成测量误差。而且，这些文献没有充分考虑数字能力的构成要素，如信息通信技术使用行为、信息资源、数字素养等多方面因素，使得对牧户数字能力的准确刻画有待改进。

本文针对现有研究的不足，尝试从三个方面补充完善。第一，本文综合考虑影响农户收入的经济行为构成，构建了一个能够探讨数字能力如何影响牧户生产、销售和非农就业的经济学分析框架，进而揭示了数字能力促进牧户增收的机制。第二，本文重点关注牧区牧户数字能力对自身收入的影响。由于农区和牧区在地理环境、基础设施条件、经济结构和生产特点等方面存在差异，研究数字能力对牧户收入的影响具有以下现实意义：一是能够丰富农村地区数字赋能促进农村发展的相关研究，弥补已有文献在微观证据和边远牧区关注度上的不足；二是能够反映牧户生产生活的封闭性和以放牧为主的特点，突出数字信息获取和使用对其生产和销售农牧产品影响的重要性；三是能够关注数字基础设施较为薄弱、数字技术应用较为滞后的边远牧区，探究数字能力提升能否带来包容性发展。第三，本文基于信息通信技术使用行为视角、信息资源视角、数字素养视角，建立了一个包含数字技术接入、数字信息获取、数字平台使用的数字能力三维指标体系，能够在一般化农户数字能力测度方式的同时，为后续相关研究提供可参考的指标构建范式。

## 二、理论框架与研究假说

牧户在产品市场和劳动力市场中，主要有农牧业产销和非农就业两种经济行为（程名望等，2016；齐秀琳和江求川，2023）。随着数字技术的发展和普及，牧户可以通过线上平台参与交易和共享数字信息，增加参与市场经济活动的便利性。牧户如果能够提升数字能力，并有效利用数字技术，则牧户

将会更好地融入市场经济，并在农牧业产销和非农就业中更容易获益。为探究数字能力影响牧户收入的具体机制，本文构建了一个“农牧业生产和非农就业+农牧业销售”的双视角框架，全面分析了数字能力对牧户增收的作用机制。一方面，本文结合内生经济增长理论，分析了数字能力如何促进牧户采用新的农牧业生产技术，提高人力资本水平，从而提高农牧业收入和非农收入；另一方面，本文结合个人决策最优套利行为模型、市场力量重构理论和信息经济学搜索成本理论，分析了数字能力如何促进牧户获取和利用价格信息，改善市场地位，从而提高农牧业收入。

### （一）数字能力与牧户农牧业生产、非农就业行为

新古典增长模型认为，技术进步是经济增长的源泉和社会发展的内在机制（Lucas Jr, 1988）。本文假设牧户收入（ $y_n$ ）由农牧业收入（ $y_1$ ）和非农收入（ $y_2$ ）两部分构成。农牧业收入主要来自家庭生产经营收入，即农牧业产出的价值。非农收入主要为工资性收入。基于内生经济增长理论下的柯布道格拉斯生产函数，农牧业收入决定模型如下式所示：

$$y_1 = \sum_{i=1}^n [A_i(t)(L_i^\alpha K_i^\beta) \times P_i] \quad (1)$$

$$A_i(t) = Ae^{\delta t} \quad (2)$$

(1) 式中： $L_i^\alpha$ 、 $K_i^\beta$  分别表示牧户生产第  $i$  种农牧产品投入的劳动时间和资本， $\alpha$  和  $\beta$  分别表示劳动力产出和资本产出的弹性系数， $P_i$  表示牧户生产第  $i$  种农牧产品的均衡价格。在(2)式中： $A_i(t)$  表示综合技术水平，包含农牧业生产技术、非农就业技能等； $\delta$  表示希克斯中性的技术进步率，这种技术进步可以使劳动和资本的效率同时提高（Romer, 1986）。本文假设牧户生产函数规模报酬不变，资本劳动比（ $K / L$ ）不变，牧户处于完全竞争市场。家庭非农收入决定模型如(3)式所示：

$$y_2 = \sum_{j=1}^n [A_i(t)(W_j \times L_j)] \quad (3)$$

(3) 式中： $j$  指牧户从事第  $j$  种非农工作， $L_j$  指第  $j$  种非农工作的时间， $W_j$  指第  $j$  种非农工作的单位工资价格。上述方程满足如下约束条件：

$$y_n = y_1 + y_2 \quad (4)$$

$$L_i + L_j \leq 24 \quad (5)$$

基于此，本文将数字能力纳入牧户收入决定方程，构建内生经济增长模型（Romer, 1986; Lucas Jr, 1988），探讨数字能力对牧户的收入效应。根据内生经济增长理论，数字能力对产出的贡献是内生的，可以用指数法进行分析（程名望和张家平, 2019）。因此，如果牧户有数字信息媒介和使用能力，可以设定一个数字能力系数为  $\lambda$  ( $\lambda \in \mathbb{R}$ ,  $\mathbb{R}$  为实数集)，表示牧户数字能力的水平。数字能力系数越大， $\lambda$  越大，说明牧户的数字能力水平越高。那么，牧户的综合技术水平就可表示为(6)式：

$$A_2(t) = Ae^{(1+\lambda)\delta t} \quad (6)$$

具有较高水平数字能力的牧户收入  $y_l$  为：

$$y_l = \sum_{i=1}^n [Ae^{(1+\lambda)\delta t} (L_i^\alpha K_i^\beta) \times P_i] + \sum_{j=1}^n [Ae^{(1+\lambda)\delta t} (W_j \times L_j)] \quad (7)$$

而一般牧户收入  $y_n$  仍为:

$$y_n = \sum_{i=1}^n [Ae^{\delta t} (L_i^\alpha K_i^\beta) \times P_i] + \sum_{j=1}^n [Ae^{\delta t} (W_j \times L_j)] \quad (8)$$

将数字能力对牧户收入的效应  $C$  用相对值表示, 代入 (7) 式和 (8) 式化简得:

$$C = \frac{y_l}{y_n} = \frac{Ae^{(1+\lambda)\delta t}}{Ae^{\delta t}} = e^{\lambda\delta t} \quad (9)$$

在此基础上, 在 (9) 式中对数字能力求偏导可得:

$$k = \frac{\partial C}{\partial \lambda} = \delta t e^{\lambda\delta t} \quad (10)$$

(9) 式表明, 在其他条件不变的情况下, 数字能力系数的大小决定了数字能力对牧户收入的影响方向。当  $\lambda > 0$  时,  $C > 1$ , 意味着  $C$  值增加, 说明数字能力系数增加会使牧户收入增加, 表示数字能力对牧户收入有正面效应, 即增收效应; 当  $\lambda = 0$  时,  $C = 1$ , 意味着  $C$  值保持不变, 说明数字能力系数增加不会改变牧户收入, 表示数字能力对牧户收入没有直接影响或具有稳定效应; 当  $\lambda < 0$  时,  $C < 1$ , 意味着  $C$  值减少, 说明数字能力系数增大会使牧户收入减少, 表示数字能力对牧户收入有负面效应, 即减收效应。根据 (10) 式,  $k$  为数字能力对牧户收入效应的相关系数, 它恒为正数。这意味着, 数字能力提升会增强其对牧户收入的增收效应或减弱其对牧户收入的减收效应。

结合上述理论模型, 本文进一步分析数字能力对牧户收入的影响机制。首先, 在数字化发展初期, 由于多数牧区地理位置偏远, 数字基础设施建设不足, 牧户难以接入和应用数字技术。这些因素导致牧户缺乏数字能力, 使他们错失更多的市场参与机会、更优的生产技术和更关键的决策信息, 从而降低牧户收入。这是数字能力的减收效应。其次, 在数字化发展持续推进过程中, 牧户数字能力开始提升。以数字信息获取为代表的数字技术应用可帮助牧户获取市场行情、天气预报、农业技术等相关信息, 从而更好地提高农业生产效益和优化市场交易决策, 减少自然风险和市场波动的影响。这体现了数字能力的稳定效应。最后, 当数字能力得到全面提升时, 牧户会优化生产过程、提高生产效率、提升市场参与能力, 从而实现增收效果。这是数字能力的增收效应。

根据中国现有行政村已全面实现“村村通宽带”和4G网络信号全覆盖的基本现状, 以及样本牧户已达 96.50% 的数字设备接入率和 82.10% 的网络连通率的具体情况, 本文认为, 牧户数字能力与家庭收入呈正相关关系, 即数字能力越强, 牧户的综合技术水平越高, 牧户收入也越高。进一步基于 (7)~(10) 式, 本文推断牧户数字能力提升能够带动其综合技术水平发展, 对于农牧业收入和非农收入都有增收效应。但 (5) 式表明, 牧户劳动时间总量固定, 农牧业劳动与非农就业存在替代关系, 农牧业劳动时间的增加意味着非农就业时间的减少, 反之亦然。因此, 分析数字能力对牧户收入结构的影响时, 还需要考虑牧户劳动就业时间配置, 不同配置方式会导致不同收入结构。综上可知: 一方面, 数字能力带来的增收效应使得牧户收入提高, 且对于农牧业收入和非农收入都具有促进作用; 另一方面,

农牧业劳动时间和非农就业时间的替代关系会使得牧户收入结构发生变化。由此，本文提出假说 H1 和 H2。

H1：数字能力提升能够促进牧户收入提高。

H2：考虑牧户就业时间配置，数字能力提升对于牧户农牧业收入和非农收入都具有促进作用。

本文进一步分析数字能力提升对牧户收入的增收机制。增收机制主要表现为两条途径。第一，数字能力提升促进牧户采用新的农牧业生产技术，提高农牧业收入。一方面，数字能力提升使牧户可以将数字技术应用于农牧业生产过程当中，从而优化劳动和资本的配置，提高生产效率和产出规模，进而增加收入（邱泽奇等，2016）。另一方面，数字能力提升突破了技术要素流动的壁垒，加速农牧业技术的创新和推广。牧户依托互联网、大数据、区块链等新一代数字技术，实现农牧业生产现代化、智能化，提高了产品质量和效益，从而增加了收入（生吉萍等，2021；何可等，2023）。第二，数字能力提升促进牧户人力资本积累，提高牧户收入。数字能力作为包含数字素养、数字技能利用的综合能力，是牧户人力资本的重要构成要素，其提升必然会带来人力资本的积累。这种积累主要来自技能培训、健康支出和教育投入（杨建芳等，2006）。一方面，数字能力提升显著增强牧户对于技能培训和健康信息的关注，他们将会重视自身的农牧业技术采纳、非农技能培训、医疗健康水平，提升自身在产品市场和非农就业市场的竞争力，由此促进增收（高梦滔和姚洋，2006）。另一方面，数字能力提升也为牧户提供了更多获取教育资源和信息的途径，增强了牧户对教育的认知和重视程度，进而促使他们增加教育方面的投入。基于上述分析，本文提出研究假说 H3。

H3：数字能力通过促进牧户农牧业生产技术采纳和人力资本积累发挥增收作用。

## （二）数字能力与牧户销售利润

为全面分析影响牧户收入的因素，本文进一步关注牧户销售环节，探究数字能力提升对牧户销售利润的影响。根据既有研究，数字能力可以通过重构市场力量和降低市场信息搜索成本两种机制，提高牧户销售利润（Aker and Mbiti, 2010; Jensen, 2010）。因此，本文基于市场力量重构理论和信息经济学搜索成本理论（Goldfarb and Tucker, 2019），并结合个人决策最优套利行为模型（Aker, 2008），剖析理想情形下，牧户在销售农牧产品过程中的价格搜索行为。

假设牧户在搜索销售价格过程中，搜索到的价格  $p$  的概率密度函数为  $f(p)$ ，累计密度函数为  $F(p)$ 。同时，假定牧户所在的区域为  $a$ ，该区域不同市场上的价格分布为  $[p_a, \bar{p}_a]$ ，但牧户并不知道各个市场的具体价格信息。为了获取不同市场的销售价格信息，牧户需支付一定的信息搜索成本，假设牧户搜索价格信息的边际成本为  $c$ ，则牧户信息搜索成本和销售价格之间的关系可以推导如下：

假设牧户已经搜索了一定数量( $n$ )的市场，发现在  $n$  个市场中，他们实现利润最大化的最优净价格为  $r_a$ ，即  $r_a$  是牧户在已经完成价格搜索的  $n$  个市场中的保留价格。若牧户再搜索一次，在第  $n+1$  个市场中，他们实现利润最大化的最优净价格为  $p_{n+1}$ ，此时，牧户将进行成本收益分析。设  $u(p)$  为价格为  $p$  时牧户的利润函数，若牧户进行了一次有效的价格搜索，则牧户在此次价格搜索中将获利  $u(p_{n+1}) - u(r_a)$ ；若牧户进行了一次无效的价格搜索，则牧户在此次价格搜索中将获利  $u(r_a) - u(r_a)$ ，

即牧户将在利润最大化的原则下，以价格  $r_a$  将农牧产品售出。因此，牧户在区域  $a$  中，在对第  $n+1$  个市场进行价格搜索的边际期望收益函数为：

$$B_a(r_a) = \int_{\underline{p}_a}^{r_a} [u(r_a) - u(p)] f_a(p) dp + \int_{r_a}^{\bar{p}_a} [u(p) - u(r_a)] f_a(p) dp \quad (11)$$

化简可得：

$$B_a(r_a) = \int_{r_a}^{\bar{p}_a} [u(p) - u(r_a)] f_a(p) dp \quad (12)$$

(11) 式和 (12) 式中， $(r_a, \bar{p}_a]$  是牧户在区域  $a$  中的获利区间。在价格搜索过程中，基于利润最大化原则，牧户将对边际期望收益和边际搜索成本进行比较分析。由牧户的边际期望收益函数为  $B_a(r_a)$ ，牧户每增加一次价格信息搜索的边际成本为  $c$ ，可得牧户的边际净利润函数为：

$$h_a(r_a) = B_a(r_a) - c \quad (13)$$

根据 (13) 式，当边际成本等于边际收益，即  $h_a(r_a) = 0$  时，牧户的总利润达到最大。故牧户的价格信息搜索将遵循利润最大化原则：当  $h_a(r_a) \leq 0$  时，牧户不会进行下一次价格搜索；当  $h_a(r_a) > 0$  时，牧户将会继续进行价格搜索，直到寻找到一个销售价格使得边际净利润高于保留价格所带来的边际净利润。根据 (12) 式和 (13) 式，当牧户的总利润达到最大时有：

$$h_a(r_a) = \int_{r_a}^{\bar{p}_a} [u(p) - u(r_a)] f_a(p) dp - c = 0 \quad (14)$$

进一步推导区域  $a$  中牧户保留价格与信息搜索成本的关系，对 (14) 式进行全微分，则有：

$$\frac{dh_a}{dr_a} dr_a + \frac{dh_a}{dc} dc = \{u'(r_a)[F_a(r_a) - 1]\} dr_a - 1 dc = 0 \quad (15)$$

由 (15) 式化简可得：

$$\frac{dr_a}{dc} = \frac{1}{u'(r_a)[F_a(r_a) - 1]} \quad (16)$$

由于  $F_a(r_a)$  为累计概率密度函数，有  $F_a(r_a) \leq 1$ 。根据 (16) 式，当  $u'(r_a) > 0$  时， $dr_a / dc < 0$ ；当  $u'(r_a) < 0$  时， $dr_a / dc > 0$ 。具体分析其中的经济学含义：一方面，当牧户的利润函数对保留价格的斜率为正，即  $u'(r_a) > 0$  时，可知保留价格越高，牧户的利润越高。此时，结合  $dr_a / dc < 0$  可知，信息搜索成本降低使得牧户销售的保留价格提高，市场议价能力提升，最终提升农牧产品销售价格，并提升总体利润。另一方面，当牧户的利润函数对保留价格的斜率为负，即  $u'(r_a) < 0$  时，可知保留价格越低，牧户的利润越高。在这种情况下，保留价格下降可能使牧户通过增加销量来补偿每单位产品利润的减少，从而增加总利润。此时，结合  $dr_a / dc > 0$  可知，信息搜索成本降低使得牧户选择更低的保留价格，但此时的总体利润更高。其原因在于：随着牧户数字能力的整体提升，其他牧户或竞争对手亦能更为高效地进行市场信息搜索与完善定价，这将缓解信息不对称，从而加剧市场竞争并推动市场价格下降，导致牧户保留价格下降。尽管每单位产品利润可能减少，但通过提高销量，总体利

润仍有可能增加。由上述分析可知，在牧户销售农牧产品的市场价格搜索过程中，数字能力提升使得牧户信息搜索成本降低、议价能力提升，最终提升农牧产品销售整体利润。

本文进一步分析数字能力提升带来销售利润提升的内在机制：一方面，数字能力提升可以提高牧户市场议价能力，从而提升农牧产品销售利润。以往牧户交易市场较为局限，交易对象较为单一，往往遭遇中间商利用市场优势压低农牧产品价格的情况。由于数字能力提升，牧户增强了获取和利用销售价格信息的能力，拓宽了销售渠道选择，增强了与中间商价格博弈的能力，从而重构了市场力量，提高了农牧产品销售价格（Jensen, 2010）。另一方面，数字能力提升可以降低牧户信息搜索成本，提高农牧产品销售利润。数字技术的快速发展，主要降低了经济活动过程中的搜索成本、重复成本、交通成本、追踪成本和验证成本。受此影响，牧户能够获取到更多市场信息，发现更多获利机会，提高了总体利润（Jensen, 2010）。由于牧户在信息不对称市场中的弱势地位得到改善，他们将有效获取生产要素市场和产品市场的价格信息，促使家庭生产经营决策实现帕累托改进，即销售利润提升（许竹青等，2013）。本文进一步提出研究假说 H4。

H4：数字能力通过促进牧户议价能力提升和降低信息搜索成本而发挥增收作用。

### 三、数据来源、研究方法和变量选择

#### （一）数据来源

本文数据来自课题组 2020 年 10—11 月在甘肃、青海牧区以及 2018 年 9 月在内蒙古、新疆牧区开展的牧户调查。两次调查的问卷设计框架、调查内容、调查人员相似，且均采用分层抽样和随机抽样的方式，以确保样本的代表性和一致性。具体抽样过程如下：首先，根据天然草原分布的主要省（区），选择甘肃、青海、内蒙古和新疆作为样本省（区）。其次，根据县域人均年收入，将每个样本省（区）的县（旗）分成若干梯队，从每个梯队中随机抽取若干个县（旗）作为样本县（旗）。再次，将每个样本县（旗）的乡镇（苏木）根据镇（苏木）人均草原面积分成高、中、低三组，从每组中随机抽取一个乡镇（苏木）作为样本乡镇（苏木）。从次，从每个样本乡镇（苏木）中分别抽取一个高于镇（苏木）人均草原面积的村庄（嘎查）和一个低于镇（苏木）人均草原面积的村庄（嘎查）作为样本村庄（嘎查）。最后，从每个样本村庄（嘎查）中随机抽取 6~7 户作为样本牧户。最终，2020 年在甘肃、青海牧区共抽取了 10 个县 30 个乡镇 60 个村庄 360 户牧户，2018 年在内蒙古、新疆牧区共抽取了 11 个县（旗）35 个乡镇（苏木）69 个村庄（嘎查）453 户牧户。在剔除无效问卷后，本文共得到包括 4 省（区）21 个县（旗）65 个乡镇（苏木）129 个村（嘎查）804 份牧户的混合截面数据，问卷有效率为 98.89%。

#### （二）模型设定

为分析数字能力对牧户收入的影响，本文构建了如下基准回归模型：

$$\ln y_i = \beta_0 + \beta_1 DC_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_i \quad (17)$$

(17) 式中： $y_i$  为牧户收入，包括农牧业收入和非农收入；核心解释变量  $DC_i$  为牧户的数字能力， $\beta_1$  为相应的待估参数； $X_i$  为控制变量， $\beta_2$  为相应的待估参数； $\varepsilon_i$  为误差项残差。为避免异方

差带来的影响，本文对牧户收入、农牧业收入、非农收入以及草场面积等变量进行了对数化处理。

### （三）变量选取和数据描述性统计

1.被解释变量。本文结合牧区实际情况，将牧户收入划分为农牧业收入和非农收入两个部分。农牧业收入主要包括畜牧业收入和种植业收入。畜牧业收入包括以下两方面：一是畜牧养殖收入，即出售牲畜的收入，由出栏量<sup>①</sup>（出售量）和对应牲畜出售价格决定；二是其他副产品收入，即出售奶类（牛奶、奶制品）、皮毛等副产品的收入。种植业收入主要包括打草收入<sup>②</sup>、种植饲草收入、种植经济作物与粮食作物收入<sup>③</sup>。非农收入主要包括牧民从事非农牧业的收入，如作为工人、商业员工、个体户、农牧业务工人员（牛羊倌、农业雇工、农牧业合作社雇工）等的工资性收入。此外，非农收入还包括牧户通过个体户经营所得的收入，以及进行其他牧区非传统生计活动（如狩猎、挖虫草、采雪莲等）所得的收入。

2.核心解释变量。本文根据数字能力的构成要素和科学内涵，从数字技术接入、数字信息获取、数字平台使用三个维度选取 16 个具体指标构建牧户数字能力指标体系（见表 1）。首先，数字技术接入是牧户获取数字信息的基本条件。随着数字技术的快速发展，计算机、智能手机等基于互联网的设备广泛应用于各种生产、生活场景（安同良和杨晨，2020）。数字技术接入主要包括互联网接入和互联网接入所需的硬件设施，两者缺一不可（Hsieh et al., 2008）。互联网接入的主要方式包括 3G、4G、5G 的移动通信接入，以及以互联网宽带、无线网为主的计算机接入，而智能手机、计算机、电视、电话是互联网接入的重要硬件载体（苏岚岚等，2021）。因此，本文选取户主是否使用手机、家庭是否接入有线或卫星电视作为互联网接入所需的硬件设施的指标，选取户主手机是否能上网，家庭是否接入宽带、互联网宽带或无线网（Wi-Fi）作为互联网接入的指标。这样既可以全面地反映牧户的数字技术接入水平，又与相关研究的定义和测度方式相一致（Brandtzæg et al., 2011; 程名望和张家平，2019）。

其次，数字信息获取是牧户数字能力的重要组成部分。数字信息获取可以从两个视角来分析。一是数字技术使用行为视角，主要包括使用量差异、使用多样性差异、使用技能差异等（Van Dijk, 2012）；二是信息资源视角，主要包括信息获取量差异、信息内容偏好差异、信息利用差异等（Scheerder et al., 2017）。综合这两个视角，数字信息获取差异主要源于牧户所关注的数字信息内容和关注频率的差异。聚焦影响牧户农牧业生产和非农就业的信息内容，本文选取户主通过数字媒介获取转场天气信息频次、户主通过数字媒介获取气象灾害信息频次、户主通过数字媒介获取畜牧产品价格信息频次、户主通过数字媒介获取畜牧产品改良品种信息频次、户主通过数字媒介获取非农就业招聘信息频次、户主通过数字媒介获取国家农牧业政策信息频次、户主通过数字媒介获取补助发放信息频次、户主通过数字媒

<sup>①</sup>在牧区，牲畜的出栏主要集中在春季 3—4 月和秋季 9—10 月。由于调查时间集中在 10—11 月，大部分牧户养殖的牲畜已经完成第二次集中出栏，故未完成第二次集中出栏的，用预计出栏量代替。

<sup>②</sup>打草收入主要包括专门在天然草地打草场、栽培（人工）草地打草场打草的收入。

<sup>③</sup>牧区气候干燥、天然草场广阔，牧民的生活主要依赖于畜牧业生产，但仍存在部分牧民在零星农地上种植经济作物、粮食作物或者饲草并出售的情况。

介获取信贷信息频次和户主通过数字媒介获取子代教育信息频次九个问卷题项，量化牧户对这些数字信息内容的关注程度和接收频次，以此衡量牧户数字信息获取的能力。

最后，数字平台使用是数字能力的结果体现，也是影响经济社会生活的重要行为方式。数字技术接入和数字信息获取存在差异，导致信息素养也有不同程度差距，从而影响牧户使用数字平台的行为选择，进而对牧户的生产经营、生活决策等方面产生影响（苏岚岚和彭艳玲，2021）。本文认为，电子商务是数字经济的重要组成部分，但网络购物主要反映的是牧户消费水平，而不是生产水平（Seo et al., 2019）。因此，本文没有将网络购物纳入数字能力指标体系。本文通过在问卷中设置三个问题，即“您家销售畜牧产品时，买家是否使用数字支付方式”“您家是否通过网络销售畜牧产品”“您家是否通过网络购买饲草”，来测算三种直接影响牧户收入的生产行为方式，以此衡量数字平台使用指标维度。

表1 牧户数字能力指标体系构成和描述性统计

维度	题项说明及赋值	均值	标准差
数字技术接入	户主是否使用手机：是=1，否=0	0.965	0.183
	户主手机是否能上网：是=1，否=0	0.821	0.384
	家庭是否接入有线或卫星电视：是=1，否=0	0.799	0.401
	家庭是否接入宽带、互联网宽带或无线网（Wi-Fi）：是=1，否=0	0.310	0.463
数字信息获取	户主通过数字媒介获取转场天气信息频次：经常=2，偶尔=1，没有=0	1.189	0.933
	户主通过数字媒介获取气象灾害信息频次：经常=2，偶尔=1，没有=0	1.262	0.901
	户主通过数字媒介获取畜牧产品价格信息频次：经常=2，偶尔=1，没有=0	0.959	0.955
	户主通过数字媒介获取畜牧产品改良品种信息频次：经常=2，偶尔=1，没有=0	0.743	0.929
	户主通过数字媒介获取非农就业招聘信息频次：经常=2，偶尔=1，没有=0	0.397	0.744
	户主通过数字媒介获取国家农牧业政策信息频次：经常=2，偶尔=1，没有=0	0.828	0.939
	户主通过数字媒介获取补助发放信息频次：经常=2，偶尔=1，没有=0	0.920	0.937
	户主通过数字媒介获取信贷信息频次：经常=2，偶尔=1，没有=0	0.674	0.890
	户主通过数字媒介获取子代教育信息频次：经常=2，偶尔=1，没有=0	1.031	0.956
数字平台使用	您家销售畜牧产品时，买家是否使用数字支付方式 <sup>a</sup> ：是=1，否=0	0.102	0.303
	您家是否通过网络销售畜牧产品：是=1，否=0	0.012	0.111
	您家是否通过网络购买饲草：是=1，否=0	0.073	0.261

注：①数字媒介具体包括：传统广播媒介（电视、广播电台）、传统通信媒介（固定电话、非智能手机）、数字网络媒介（能接入互联网的智能手机、电脑、平板）。②数字信息获取频次划分依据：经常=2（一周获取一次及以上），偶尔=1（牧户偶尔接触或获取该特定数字信息），没有=0（牧户几乎没有接触或获取该特定数字信息）。a 数字支付方式具体包括微信支付、支付宝和网银。

本文采用因子分析法<sup>①</sup>，从数字技术接入、数字信息获取、数字平台使用三个维度，构建牧户层面的数字能力综合性指数，以评价牧户的数字能力水平（见表2）。因子分析法是一种多元统计分析

<sup>①</sup>在因子分析之前需要进行 Bartlett 球形度检验和 KMO 值检验。检验结果显示：Bartlett 球形度检验的卡方统计量为 3157.667，相应的概率 p 值为 0；KMO 检验的值为 0.809，大于 0.5。这些检验结果说明，本文的数据适合进行因子分析。

方法，可以将多变量简化为少数几个因子，从而降低问题复杂度和提高分析效率。相比其他指数构建方法，因子分析法可以避免指标赋权不合理、缺乏理论依据和忽视指标间相关性等问题。

3. 控制变量。本文选取的控制变量主要包括以下几个方面：一是户主特征，包括性别、年龄、受教育年限和学习汉语年限；二是家庭特征，包括家庭生计类型、家庭人口总数、家庭农牧业劳动时间、家庭非农就业时间、家庭草场面积、是否参与合作社、居住地到最近公路距离、非生产性资本、生产性资本和主要居住地；三是政策环境特征，包括是否有禁牧政策和是否有草畜平衡政策；四是区域特征<sup>①</sup>，包括所在村年人均纯收入、村人均农牧业收入占人均纯收入比重、村委会到乡镇政府距离、村委会到县政府距离、县域农牧业增加值；五是省（区）、年度虚拟变量。

4. 工具变量。本文重点分析数字能力对牧户收入的影响，但考虑到反向因果和遗漏变量所导致的内生性问题，本文引入了三个工具变量对潜在内生性问题可能导致的估计偏误进行修正。工具变量分别是“村互联网普及率”“数字金融基础设施指数”“数字乡村指数”。村互联网普及率<sup>②</sup>通过对地方干部、社区负责人调查形成的村级问卷获得；数字金融基础设施指数和数字乡村指数是北京大学新农村发展研究院联合阿里研究院发布的《县域数字乡村指数（2018）》<sup>③</sup>中有关县域数字乡村指标体系的数据。这些工具变量可以有效反映牧户所处的数字环境，但与牧户收入无关，因此可以被用来缓解数字能力和牧户收入之间潜在的内生性。

具体来说，村互联网普及率越高，说明该村的数字技术应用越成熟，牧户也越可能接触和使用数字技术，从而提高自己的数字能力。因此，村互联网普及率满足相关性条件。同时，村互联网普及率是一个客观指标，其高低与村庄特征和政府统一规划的“村村通宽带”等信息通信基础设施建设有关，但村级信息通信基础设施建设本身并不会产生社会影响，其社会影响依赖于牧户数字能力的发挥。因此，村互联网普及率与牧户收入的影响因素不存在共同决定性，满足外生性条件。此外，为排除混合截面数据时间变化对总体分布函数的影响，本文在引入年度虚拟变量的同时，将村互联网普及率与年度虚拟变量的交互项作为工具变量，并通过在模型中加入村级层面控制变量，来排除村庄特征对牧户收入的影响。此外，数字金融基础设施指数和数字乡村指数是两个反映牧户所在县域数字化发展水平的重要评价指标，它们均直接或间接影响了牧户接入和使用数字技术的条件和能力，与牧户的数字能力之间存在着显著的相关性。例如，高水平的数字金融基础设施指数意味着牧户能够享受到更好的数字金融服务，有利于牧户提高金融信息和工具的使用能力；高水平的数字乡村指数则意味着牧户所处的数字化环境更加优越，有利于牧户获取数字技术。但是，对于2020年的青海、甘肃样本，本文选择的是滞后两期的县域指数，而对于2018年的内蒙古、新疆样本则选择的是同期县域指数，这可能带来一定的内生性问题。对此，本文采取了以下措施：一是控制了牧户所在县的地区变量，以消除县

<sup>①</sup>村级层面数据通过对地方干部、社区负责人调查形成的村问卷获得。此外，为简化行政单位的表述，县等同于县（旗），乡镇等同于乡镇（苏木），村等同于村（嘎查），后文同。

<sup>②</sup>具体题项是：请您根据贵村的互联网实际发展统计数据，填写现在通互联网/宽带的农牧户比例。

<sup>③</sup>资料来源：《县域数字乡村数据库申请指南》，<https://www.ccap.pku.edu.cn/nrdi/xmycg/yjxm/363355.htm>。

域特征对牧户收入的影响，保证工具变量与误差项之间不存在相关性（毛慧等，2023）；二是设置了年度虚拟变量，控制了时间变化对总体分布函数的影响。

5.机制变量。基于前文分析，本文选取的机制变量包括人力资本积累、生产技术采纳、议价能力提升、信息搜索成本。具体来说，本文借鉴高梦滔和姚洋（2006）的做法，用家庭教育和医疗健康支出表示人力资本积累水平；用牧户是否引进新品种进行牛羊品种改良来表示生产技术采纳情况；借鉴Pierre and Julie（2015）的做法，用“您家在出栏时的讨价还价，能否将出栏价格提高”表示议价能力提升；在信息搜索成本的衡量上，本文通过对“数字信息获取”维度指标体系下每个变量的信息可靠性评分<sup>①</sup>进行加总计算，在充分考虑搜索便利性、渠道多样性、信息可靠性的基础上构建信息搜索成本的代理变量（Hirshleifer, 1973; Goldfarb and Tucker, 2019）。数字媒介获取不同信息的可靠性越高，信息搜索成本越低。变量说明和描述性统计如表2所示。

表2 主要变量的描述性统计结果

变量类别	变量名称	变量说明	均值	标准差
被解释变量	牧户收入	农牧业收入和非农就业收入总和（万元）	11.436	21.013
	农牧业收入	牲畜销售、奶类等畜产品销售、牧草种植等收入（万元）	9.769	20.632
	非农收入	从事非农牧业的工资性收入（万元）	1.668	33.627
解释变量	数字能力	数字能力指数：0~100分，分值越高，数字能力越强	34.411	16.711
	数字技术接入	数字技术接入指数：0~100分，分值越高，数字技术接入能力越强	79.221	18.161
	数字信息获取	数字信息获取指数：0~100分，分值越高，数字信息获取能力越强	33.792	24.004
	数字平台使用	数字平台使用指数：0~100分，分值越高，数字平台使用能力越强	4.744	12.254
户主特征 控制变量	性别	户主的性别：男=1，女=0	0.922	0.269
	年龄	户主的年龄（岁）	49.940	11.460
	受教育年限	户主自小学一年级算起的受教育年限（年）	4.787	3.930
	学习汉语年限	户主学习汉语的年数（年）	2.590	1.545
家庭特征 控制变量	家庭生计类型	家庭生计类型 <sup>a</sup> ：非农主导型=4，非传统类型=3，农业主导型=2，牧业主导型=1	1.213	0.519
	家庭人口总数	家庭成员人数（人）	4.367	1.648
	家庭农牧业劳动时间	家庭劳动力畜牧业、种植业投入时间（月）	16.710	10.010
	家庭非农就业时间	家庭劳动力非农牧就业时间（月）	5.016	7.578
	家庭草场面积	家庭天然草地、栽培草地（人工草地）的承包面积和转入（租入）面积之和（万亩）	0.711	1.524

<sup>①</sup>信息可靠性评分计算方法：对“数字信息获取”维度下的九个指标分别询问牧户“获取的消息是否可靠”，不可靠=1分，一般=2分，很可靠=3分。将九个指标的得分加总，总得分即为数字媒介获取信息的可靠性评分，并作信息搜索成本的代理变量。为使得回归系数符合现实含义，本文在回归中对信息搜索成本的代理变量取相反数处理。

表2 (续)

家庭特征控制变量	是否参与合作社	家庭是否参与合作社: 是=1, 否=0	0.188	0.391
	居住地到最近公路距离	牧户家到最近公路(能通机动车的柏油路或水泥路)的距离(千米)	7.579	25.460
	非生产性资本	年末人均房屋、生活耐用品资产原值(万元)	12.650	48.020
	生产性资本	年末人均生产性固定资产原值(万元)	1.269	3.473
	主要居住地	牧户主要居住地: 本县城=5, 本乡镇=4, 牧区和村都有=3, 村集中安置点=2, 分散的牧区=1	1.817	1.185
政策环境特征控制变量	是否有禁牧政策	所属牧区当年是否有禁牧政策: 是=1, 否=0	0.398	0.490
	是否有草畜平衡政策	所属牧区当年是否有草畜平衡政策: 是=1, 否=0	0.669	0.471
区域特征控制变量	所在村年人均纯收入	牧户所在村年人均纯收入(万元)	1.220	1.102
	村人均农牧业收入占人均纯收入比重	牧户所在村人均农牧业收入占人均纯收入比重(%)	79.410	25.010
	村委会到乡镇政府距离	牧户所在村村委会到乡镇政府距离(千米)	18.930	26.450
	村委会到县政府距离	牧户所在村村委会到县政府距离(千米)	64.960	57.650
	县域农牧业增加值	牧户所在县农牧产业较上一年增加值(亿元)	7.670	4.588
工具变量	村互联网普及率	牧户所在村互联网普及率(%)	33.100	38.460
	数字金融基础设施指数	牧户所在县2018年数字金融基础设施指数	88.960	19.340
	数字乡村指数	牧户所在县2018年数字乡村指数	31.120	7.001
机制变量	人力资本积累	牧户教育与医疗健康支出之和(万元)	1.801	4.638
	生产技术采纳	牧户是否引进新品种进行牛羊品种改良: 是=1, 否=0	0.313	0.564
	议价能力提升	您家在出栏时的讨价还价, 能否将出栏价格提高: 是=1, 否=0	0.755	0.430
	信息搜索成本	数字媒介获取信息的可靠性得分	15.320	7.804

注: a 家庭生计类型根据牧区经济结构、生产特点和家庭主要生计活动划分。牧业主导型、农业主导型、非传统类型和非农主导型的主要生计活动分别是畜牧养殖、经济作物和粮食作物种植、牧区非传统生计活动(如狩猎、挖虫草、采雪莲等)和非农牧业务工。

## 四、实证结果

### (一) 基准回归结果

1. 数字能力对牧户收入的影响。表3报告了数字能力对牧户收入影响的OLS和2SLS估计结果, 所有回归均采用聚类到村级层面的稳健标准误。其中, (5)列的2SLS第一阶段估计结果表明, “村互联网普及率×年份”“数字金融基础设施指数”“数字乡村指数”对数字能力的回归系数均至少在5%的统计水平上显著, 即本文所选取的三个工具变量均与核心解释变量数字能力具有显著的相关性。但是, 数字金融基础设施指数与数字能力的相关系数为负, 这可能是因为牧区金融服务渗透度和可及性较弱, 牧户对数字金融的使用还不充分(周月书和苗哲瑜, 2023)。在此基础上, 本文对工具变量有效性进行检验, 检验结果如表3所示。关于弱工具变量检验, F统计量18.35大于10, Cragg-Donald

统计量 18.35 大于 Stock-Yogo bias critical 10% 偏误下的临界阈值 9.08，两类统计量强烈拒绝弱工具变量的原假设。此外，工具变量的不可识别检验、内生性检验和过度识别检验都通过。结果表明，本文所选工具变量通过了有效性检验，选用“村互联网普及率”“数字金融基础设施指数”“数字乡村指数”作为牧户数字能力的工具变量进行估计是合适的。进一步分析 OLS 和 2SLS 第二阶段的估计结果，如（1）列和（3）列显示，牧户的数字能力对牧户收入的回归系数均为正，且均在 1% 的统计水平上显著，表明数字能力提升能够带来牧户收入提高，假说 H1 得到了验证。

表 3 数字能力对牧户收入影响的基准回归结果

变量	牧户收入				数字能力	
	OLS		2SLS 第二阶段		2SLS 第一阶段	
	系数 (1)	标准误 (2)	系数 (3)	标准误 (4)	系数 (5)	标准误 (6)
数字能力	0.939***	0.229	2.675***	0.727		
性别	0.597	0.404	0.555	0.400	0.004	0.057
年龄	-0.015	0.009	-0.014	0.009	-0.002	0.001
受教育年限	0.027	0.033	0.010	0.036	0.010*	0.006
学习汉语年限	0.129	0.098	0.027	0.106	0.044***	0.015
家庭生计类型：农业主导型	-1.596***	0.324	-1.848***	0.363	0.132***	0.049
家庭生计类型：非传统类型	-2.496	3.680	-2.486	3.303	0.093	0.296
家庭生计类型：非农主导型	0.769	0.694	0.845	0.725	-0.022	0.191
家庭人口总数	0.161***	0.061	0.118*	0.063	0.029***	0.010
家庭农牧业劳动时间	0.025*	0.014	0.023*	0.014	0.001	0.002
家庭非农就业时间	0.106***	0.015	0.103***	0.014	0.002	0.002
家庭草场面积	0.646**	0.259	0.638***	0.245	0.077	0.049
是否参与合作社	0.119	0.257	-0.062	0.284	0.113***	0.044
居住地到最近公路距离	-0.050	0.091	-0.016	0.090	-0.016	0.014
非生产性资本	0.202**	0.087	0.141	0.086	0.038***	0.013
生产性资本	0.062***	0.018	0.063***	0.018	0.001	0.004
主要居住地：村集中安置点	0.255	0.310	0.252	0.310	-0.006	0.045
主要居住地：牧区和村都有	0.949***	0.318	1.152***	0.361	-0.100	0.088
主要居住地：本乡镇	0.006	0.413	0.246	0.419	-0.138**	0.065
主要居住地：本县城	0.227	0.423	0.545	0.474	-0.124*	0.071
是否有禁牧政策	0.224	0.196	0.210	0.195	-0.029	0.034
是否有草畜平衡政策	0.707***	0.249	0.544**	0.268	0.084**	0.037
所在村年人均纯收入	-0.000	0.000	-0.000	0.000	0.000	0.000
村人均农牧业收入占人均纯收入比重	0.017***	0.005	0.013**	0.005	0.002**	0.001
村委会到镇政府距离	-0.001	0.071	-0.032	0.069	0.018	0.012

表3 (续)

村委会到县政府距离	-0.044	0.090	-0.069	0.083	0.003	0.014
县域农牧业增加值	0.298*	0.173	0.288*	0.172	0.093***	0.030
年度虚拟变量	已控制		已控制		已控制	
省(区)虚拟变量	已控制		已控制		已控制	
村互联网普及率×年份					0.002**	0.001
数字金融基础设施指数					-0.007***	0.001
数字乡村指数					0.024***	0.004
常数项	3.056	2.184	4.396**	2.180	-1.815***	0.396
R <sup>2</sup>	0.376		0.325		0.289	
观测值	804		804		804	
不可识别检验	Kleibergen-Paap rk LM 统计量			32.420 (p=0.000)		
弱工具变量检验	F 统计量			18.347		
	Cragg-Donald 统计量			18.347		
内生性检验	Stock-Yogo bias critical 统计量			9.080 (10%)		
	Hausman 检验			4.540 (p=0.033)		
	Durbin-Wu-Hausman 检验			4.563 (p=0.033)		
过度识别检验	Sargan 统计量			4.411 (p=0.110)		

注：①\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平。②标准误为聚类到村级层面的稳健标准误。③家庭生计类型和主要居住地分别选择“牧业主导型”和“分散的牧区”作为参照组，并作虚拟变量控制。

2. 数字能力对农牧业收入、非农收入的影响。本文使用2SLS估计方法进一步分析了牧户数字能力对农牧业收入和非农收入的影响，结果如表4所示。（1）列和（2）列表明，数字能力提升能够显著提高农牧业收入，但对非农收入没有显著影响。从（1）列家庭农牧业劳动时间和家庭非农就业时间变量的系数可以看出，家庭农牧业劳动时间的增加有利于农牧业收入增加，而家庭非农就业时间的增加会降低农牧业收入。从（2）列家庭农牧业劳动时间和家庭非农就业时间变量的系数可以看出，非农收入随着家庭非农就业时间的增加而增加，与家庭农牧业劳动时间无关。这些结果表明，牧户的农牧业收入和非农收入还受到牧户自身劳动力时间投入等因素的影响。

为了进一步探究数字能力对农牧业收入和非农收入的影响，本文将数字能力分别与家庭农牧业劳动时间、家庭非农就业时间的交互项纳入模型分析。（3）列显示，数字能力与家庭农牧业劳动时间的交互项对农牧业收入具有显著负向影响，表明家庭农牧业劳动时间增加会削弱数字能力对农牧业收入的正向作用。这可能是因为，牧户主要从事畜牧业生产，家庭农牧业劳动时间投入过多使得生产经营呈过密化特征，导致农牧业单位劳动时间边际生产效率递减。同时，（4）列显示，数字能力与家庭非农就业时间的交互项对非农收入具有显著正向影响，说明家庭非农就业时间增加会增强数字能力对非农收入的正向作用。这可能是因为，数字能力提升会促进牧户获取非农就业信息并参与非农就业。这些结果表明，牧区经济结构以农牧业为主，非农经济较弱，牧户数字能力提升主要通过提高农牧业生产效率来增加家庭收入，同时也释放了一部分农业劳动力。但是，家庭农牧业劳动时间的过多投入会

抑制数字技能的学习和非农就业的转移，从而降低数字能力的增收效果。综上所述，牧户数字能力提升显著促进了农牧业收入和非农收入的增长，验证了假说 H2。

表 4 数字能力对牧户农牧业收入和非农收入影响的回归结果

变量	(1) 农牧业收入		(2) 非农收入		(3) 农牧业收入		(4) 非农收入	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
数字能力	2.942***	1.026	-1.652	1.006	12.299**	5.823	-2.953***	1.120
数字能力×家庭农牧业劳动时间					-0.483*	0.250		
数字能力×家庭非农就业时间							0.306***	0.077
家庭农牧业劳动时间	0.065***	0.017	-0.015	0.014	0.014	0.033	-0.009	0.014
家庭非农就业时间	-0.036**	0.018	0.445***	0.038	-0.053**	0.022	0.474***	0.035
其他控制变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
常数项	3.187	3.038	6.067**	3.072	0.405	3.575	7.384**	3.117
R <sup>2</sup>	0.406		0.530		0.156		0.534	
观测值	804		804		804		804	

注：①\*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。②标准误为聚类到村级层面的稳健标准误。③其他控制变量同表 3，两阶段最小二乘法第一阶段的回归结果同表 3。

## (二) 异质性分析

1. 数字能力对不同收入水平牧户收入的影响。为了探究数字能力对不同收入水平牧户收入增长的影响是否存在差异，以及数字能力建设对牧区牧户收入分配公平性的潜在影响，本文采用分位数回归模型进行分析，结果如表 5 所示。不难发现，数字能力对所有分位点上的牧户收入都有显著正向影响，并且在较低分位点上（0.1 分位点、0.25 分位点）的影响更大。实证结果表明，数字能力提升有利于优化收入分配，减少牧户内部收入差距。数字能力对低收入牧户的收入提升效果更明显，其原因在于：一方面，低收入牧户往往在生产技术上存在较大提升空间，数字能力赋能了这种技术水平的显著提升；另一方面，数字技术的发展有助于低收入群体快速且更加充分地获取数字红利，有效弥补低收入群体的资源禀赋劣势，尤其是信息和人力资本上的不足，从而实现收入显著增长（曾亿武等，2019）。

表 5 数字能力对牧户收入影响的分位数回归结果

变量	牧户收入									
	0.1分位点		0.25分位点		0.5分位点		0.75分位点		0.9分位点	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
数字能力	1.161**	0.566	0.633***	0.228	0.532***	0.119	0.306***	0.106	0.310**	0.133
控制变量	已控制		已控制		已控制		已控制		已控制	
常数项	-7.857	6.265	5.666**	2.691	8.296***	1.150	9.068***	0.812	10.379***	1.035
R <sup>2</sup>	0.393		0.215		0.202		0.213		0.215	

表5 (续)

观测值	804	804	804	804	804
-----	-----	-----	-----	-----	-----

注: ①\*\*和\*\*\*分别表示5%和1%的显著性水平。②标准误为聚类到村级层面的稳健标准误。③控制变量同表3。

2. 不同维度数字能力对牧户收入的影响。本文进一步使用2SLS估计方法探究不同维度数字能力对牧户收入的影响,结果如表6所示。不难发现,数字技术接入、数字信息获取和数字平台使用对牧户收入影响的系数都显著为正,表明数字能力指标体系的三个维度都能够促进牧户收入增长。其中,数字信息获取和数字平台使用的系数高于数字技术接入的系数,表明这两个维度的增收效应更为显著。这可能是因为,随着数字技术的普及,手机、互联网使用日益普遍,提高数字信息获取、数字平台使用能力逐渐成为牧户增收的新动力(许竹青等,2013)。数字平台使用能够显著增加牧户收入,反映了当前数字经济快速发展,农村电商和直播带货等数字新业态、新模式正在发挥助农增收的作用(曾亿武等,2019)。数字支付、数字销售、数字购买等数字平台使用行为正在深刻改变牧户的生产生活,释放新一轮数字技术变革带来的普惠红利,带动牧户共同发展(邱泽奇和乔天宇,2021)。

表6 不同维度数字能力对牧户收入影响的回归结果

变量	牧户收入		牧户收入		牧户收入	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
数字技术接入	2.402***	0.682				
数字信息获取			2.742***	0.776		
数字平台使用					3.794***	1.133
控制变量	已控制		已控制		已控制	
常数项	0.616	2.462	4.246*	2.286	6.380***	2.310
R <sup>2</sup>	0.178		0.248		0.246	
观测值	804		804		804	

注: ①\*和\*\*\*分别表示10%和1%的显著性水平。②标准误为聚类到村级层面的稳健标准误。③控制变量同表3。

### (三) 数字能力对牧户收入影响的机制分析

为了验证数字能力影响牧户增收的内在机制,本文采用与江艇(2022)相似的方法,进一步通过人力资本积累、生产技术采纳、议价能力提升、信息搜索成本四个机制变量,对数字能力影响牧户收入的影响机制进行检验,结果如表7所示。不难发现,数字能力对人力资本积累的影响在1%的统计水平上显著为正,即数字能力能够通过促进人力资本积累显著提高牧户收入水平。可能的解释是,数字能力是牧户人力资本的重要组成部分,可以促进牧户提升数字技能和素养,从而提高生产和生活水平。数字能力对生产技术采纳的影响在10%的统计水平上显著为正,即数字能力能够通过促进生产技术采纳显著提高牧户收入水平。可能的解释是,生产技术采纳是提升农牧业生产质量的有效途径,数字能力可以帮助牧户采纳生产技术,从而提高农牧业生产的质量和效率,提高收入水平。数字能力对议价能力提升的影响在1%的统计水平上显著为正,即数字能力能够通过增强议价能力显著提高牧户收入水平。可能的解释是,议价能力是农牧产品销售价格的重要决定因素,它可以改善牧户和中间商交易时的弱势地位,重构市场力量,提升牧户销售利润,进而影响牧户收入。数字能力对信息搜索成本的影

响在1%的统计水平上显著为负，即数字能力能够通过降低信息搜索成本显著提高牧户收入水平。可能的解释是，数字能力提升让牧户信息搜索成本降低，方便牧户获取更多关于生产要素市场、产品价格市场的信息，从而优化生产经营决策，提升售价水平。综上所述，假说H3和H4获得了验证。

表7 数字能力对牧户收入影响机制的回归结果

变量	人力资本积累		生产技术采纳		议价能力提升		信息搜索成本	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
数字能力	0.502***	0.142	0.095*	0.052	0.130***	0.036	-10.126***	0.526
控制变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
常数项	8.712***	8.712***	-1.123**	0.447	0.242	0.319	-3.369	4.730
R <sup>2</sup>	0.142		0.150		0.345		0.542	
观测值	804		804		804		804	

注：①\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平。②标准误为聚类到村级层面的稳健标准误。③控制变量同表3。

#### (四) 稳健性检验<sup>①</sup>

1. 使用广义矩估计和有限信息极大似然法。为了避免异方差和弱工具变量的影响，本文进一步基于广义矩估计和有限信息极大似然法进行了估计，并将结果与2SLS方法进行比较。结果表明，无论采用哪种方法，数字能力对牧户收入的促进作用都是显著的，并且估计系数的大小和方向都相似。

2. 使用处理效应模型。本文采用处理效应模型消除选择性偏差问题和不可观测因素的影响，从而更准确地估计数字能力对牧户收入的影响，并检验模型结果的稳健性。由于处理效应模型要求所选择的解释变量为二元变量，本文选取户主“是否使用手机”“是否通过数字媒介获取信息”“是否使用数字平台”三个二元变量分别作为数字能力的替代变量进行处理效应模型估计。结果表明，数字能力三个维度的替代变量对牧户收入的影响系数显著为正，说明本文研究结论数字能力促进牧户增收是稳健的。

3. 使用熵值法对数字能力重新计算。本文运用熵值法对核心解释变量数字能力进行了重新计算，确保所构建数字能力指标的稳健性和可靠性。为保持研究的一致性，本文采用OLS、2SLS、广义矩估计和有限信息极大似然法，使用基于熵值法计算的牧户数字能力对牧户收入进行了回归。结果仍表明，数字能力对牧户收入的影响均显著为正，再次验证了本文研究结论的稳健性，即数字能力能够促进牧户增收。

## 五、结论与对策建议

本文利用中国四大牧区，包括青海、甘肃、内蒙古、新疆四个省（区）的微观调查数据，通过实证检验得出如下主要结论：第一，数字能力提升显著提高牧户收入，这一结论经工具变量法、处理效

<sup>①</sup>由于篇幅限制，基于广义矩估计和有限信息极大似然法的回归结果、基于处理效应模型的回归结果、基于熵值法计算的数字能力对牧户收入影响的回归结果未在文中展示。

应模型验证，排除了潜在的内生性和样本自选择的干扰。第二，考虑牧户就业时间配置，数字能力提升对于牧户农牧业收入和非农收入都具有促进作用。然而，牧户过多的农牧业劳动投入会挤占数字能力学习时间和非农就业时间，从而削弱数字能力的增收效果。第三，数字能力对低收入群体的增收作用更为显著，数字能力提升有利于优化收入分配结构，缩小牧户内部的收入差距。第四，数字信息获取和数字平台使用对牧户增收的贡献更大，而数字技术接入的作用较弱。第五，数字能力能够通过提升人力资本积累水平、促进生产技术采纳、增强议价能力、降低信息搜索成本四个途径促进牧户增收。

基于上述结论，本文得出如下对策建议：第一，加快推进数字乡村建设，促进乡村数字化发展，缩小农村地区、边远牧区与城市获取信息资源的差距，让牧户能够共享信息红利，提高生产效率和生活质量，扩大数字能力促进牧户增收的效果。第二，结合数字经济发展，推进牧区经济结构转型，解决牧区过剩劳动力的问题，以数字技术变革促进牧户共同发展，以数字牧业发展赋能牧户高质量就业，提高牧户的就业质量和非农收入水平，促进牧区的社会稳定和经济发展。第三，着重提升低收入群体数字能力，以数字发展红利促进牧户共同发展，利用数字技术提高生产效率和收入水平，缩小数字鸿沟，实现社会公平和包容性发展。第四，积极发挥数字信息和数字平台作用，加快构建牧业数字信息平台，促进牧业要素市场和产品市场信息的有效传递。政府应借助互联网、物联网、大数据和人工智能等各类数字技术，联合各类牧业经营主体，构建“信息共享、效率提高、成本降低”的市场信息数字共享平台。第五，积极发挥数字能力促进牧业生产技术采纳作用，提升牧户生产技术水平。各类牧业技术推广主体应充分利用各类数字技术手段，将新型牧业生产技术通过数字化的方式进行示范、培训、指导和服务，充分发挥涉农合作组织共享数字平台信息红利的正外部性，促进牧户生产技术采纳。

#### 参考文献

- 1.安同良、杨晨，2020:《互联网重塑中国经济地理格局:微观机制与宏观效应》，《经济研究》第2期，第4-19页。
- 2.程名望、盖庆恩、Jin Yanhong、史清华，2016:《人力资本积累与农户收入增长》，《经济研究》第1期，第168-181页、第192页。
- 3.程名望、张家平，2019:《互联网普及与城乡收入差距:理论与实证》，《中国农村经济》第2期，第19-41页。
- 4.高梦滔、姚洋，2006:《农户收入差距的微观基础:物质资本还是人力资本?》，《经济研究》第12期，第71-80页。
- 5.何可、吴昊、曾杨梅，2023:《“双碳”目标下的智慧农业发展》，《华中农业大学学报》第3期，第10-17页。
- 6.江艇，2022:《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》，《中国工业经济》第5期，第100-120页。
- 7.毛慧、刘树文、彭澎、杨焯月，2023:《数字推广与农户化肥减量——来自陕西省苹果主产区的实证分析》，《中国农村经济》第2期，第66-84页。
- 8.齐秀琳、江求川，2023:《数字经济与农民工就业:促进还是挤出?——来自“宽带中国”政策试点的证据》，《中国农村观察》第1期，第59-77页。
- 9.邱泽奇、乔天宇，2021:《电商技术变革与农户共同发展》，《中国社会科学》第10期，第145-166页、第207页。
- 10.邱泽奇、张树沁、刘世定、许英康，2016:《从数字鸿沟到红利差异——互联网资本的视角》，《中国社会科学》

第10期，第93-115页、第203-204页。

- 11.生吉萍、莫际仙、于滨铜、王志刚, 2021: 《区块链技术何以赋能农业协同创新发展: 功能特征、增效机理与管理机制》, 《中国农村经济》第12期, 第22-43页。
- 12.苏岚岚、彭艳玲, 2021: 《数字化教育、数字素养与农民数字生活》, 《华南农业大学学报(社会科学版)》第3期, 第27-40页。
- 13.苏岚岚、张航宇、彭艳玲, 2021: 《农民数字素养驱动数字乡村发展的机理研究》, 《电子政务》第10期, 第42-56页。
- 14.许竹青、郑风田、陈洁, 2013: 《“数字鸿沟”还是“信息红利”? 信息的有效供给与农民的销售价格——一个微观角度的实证研究》, 《经济学(季刊)》第4期, 第1513-1536页。
- 15.杨建芳、龚六堂、张庆华, 2006: 《人力资本形成及其对经济增长的影响——一个包含教育和健康投入的内生增长模型及其检验》, 《管理世界》第5期, 第10-18页、第34页、第171页。
- 16.曾亿武、张增辉、方湖柳、郭红东, 2019: 《电商农户大数据使用: 驱动因素与增收效应》, 《中国农村经济》第12期, 第29-47页。
- 17.曾亿武、宋逸香、林夏珍、傅昌銮, 2021: 《中国数字乡村建设若干问题刍议》, 《中国农村经济》第4期, 第21-35页。
- 18.曾亿武、孙文策、李丽莉、傅昌銮, 2022: 《数字鸿沟新坐标: 智慧城市建设对城乡收入差距的影响》, 《中国农村观察》第3期, 第165-184页。
- 19.周月书、苗哲瑜, 2023: 《数字普惠金融对农户生产经营投资的影响》, 《中国农村观察》第1期, 第40-58页。
- 20.Aker, J. C., 2008, “Does Digital Divide Or Provide? The Impact of Cell Phones On Grain Markets in Niger”, Center for Global Development Working Paper 154, <https://ssrn.com/abstract=1093374>.
- 21.Aker, J. C., and I. M. Mbiti, 2010, “Mobile Phones and Economic Development in Africa”, *Journal of Economic Perspectives*, 24(3): 207-232.
- 22.Bawden, D., 2001, “Information and Digital Literacies: A Review of Concepts”, *Journal of Documentation*, 57(2): 218-259.
- 23.Brandtzæg, P. B., J. Heim, and A. Karahasanovic, 2011, “Understanding the New Digital Divide—A Typology of Internet Users in Europe”, *International Journal of Human-Computer Studies*, 69(3): 123-138.
- 24.Goldfarb, A., and C. Tucker, 2019, “Digital Economics”, *Journal of Economic Literature*, 57(1): 3-43.
- 25.He, K., F. L. Li, H. Wang, R. Y. Ming, and J. B. Zhang, 2022, “A Low-carbon Future for China’s Tech Industry”, *Science*, 377(6614): 1498-1499.
- 26.Hirshleifer, J., 1973, “Where Are We in the Theory of Information?”, *The American Economic Review*, 63(2): 31-39.
- 27.Hjort, J., and J. Poulsen, 2019, “The Arrival of Fast Internet and Employment in Africa”, *American Economic Review*, 109(3): 1032-1079.
- 28.Hsieh, J. P., A. Rai, and M. Keil, 2008, “Understanding Digital Inequality: Comparing Continued Use Behavioral Models of the Socio-Economically Advantaged and Disadvantaged”, *Mis Quarterly*, 32(1): 97-126.
- 29.Jensen, R. T., 2010, “Information, Efficiency, and Welfare in Agricultural Markets”, *Agricultural Economics*, Vol. 41: 203-216.

- 30.Lucas Jr, R. E., 1988, "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, 22(1): 3-42.
- 31.Pierre, C., and S. Julie, 2015, "Farmer Bargaining Power and Market Information Services", *American Journal of Agricultural Economics*, 97(3): 953-977.
- 32.Romer, P. M., 1986, "Increasing Returns and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, 94(5): 1002-1037.
- 33.Scheerder, A., A. van Deursen, and J. van Dijk, 2017, "Determinants of Internet Skills, Uses and Outcomes. A Systematic Review of the Second-and Third-Level Digital Divide", *Telematics and Informatics*, 34(8): 1607-1624.
- 34.Seo, H., J. Erba, D. Altschwager, and M. Geana, 2019, "Evidence-Based Digital Literacy Class for Older, Low-Income African-American Adults", *Journal of Applied Communication Research*, 47(2): 130-152.
- 35.van Dijk, J. A., 2012, "The Evolution of the Digital Divide-the Digital Divide Turns to Inequality of Skills and Usage", in J. Bus, M. Crompton, M. Hildebrandt, and G. Metakides (eds.) *Digital Enlightenment Yearbook 2012*, Amsterdam, BG: IOS Press, 57-75.
- 36.Zurkowski, P. G., 1974, *The Information Service Environment Relationships and Priorities*, Washington, D.C.: National Commission on Libraries and Information Science, National Program for Library and Information Services, 1-7.

(作者单位: <sup>1</sup>中国人民大学农业与农村发展学院;

<sup>2</sup>华南农业大学经济管理学院;

<sup>3</sup>兰州大学草地农业科技学院)

(责任编辑: 何 可)

## Do Digital Capabilities Enhance Herdsmen's Income? Empirical Evidence from Typical Pastoral Areas

LU Jingming QIU Huanguang SU Liufang LIU Min

**Abstract:** Digital capabilities are important literacy and skills for herdsmen to obtain and utilize information resources, which play an important role in promoting the digital transformation of livestock production and increasing the herdsmen's income. This paper constructs an economic analysis framework encompassing the production, sales, and non-agricultural employment of herdsmen, discusses the mechanisms of digital capabilities to promote herdsmen's income growth, and takes an empirical examination based on the micro-survey data of typical pastoral regions.. The results are as follows: First, digital capabilities have a significant and positive impact on the income growth of herdsmen, and with a greater promotion effects on lower-income herdsmen; Second, digital capabilities increase not only the agricultural but also non-agricultural income of herdsmen. Third, dimensions of digital capabilities, including digital technology access, digital information acquisition, and digital platform usage, all significantly contribute to income growth. Fourth, digital capabilities increase the income of herdsmen by four mechanisms such as enhancing the level of human capital accumulation, promoting production technology adoption, improving bargaining power, and reducing information search costs.

**Keywords:** Digital Capabilities; Herdsmen's Income; Pastoral Areas; Income Growth Mechanisms

# 组态视角下流域多元化生态补偿的 差异化驱动路径分析\*

杨小军<sup>1</sup> 费梓萱<sup>1</sup> 任林静<sup>2</sup>

**摘要:** 流域生态补偿在协调水生态保护区和受益者的利益关系、促进流域生态系统可持续发展等方面发挥了重要作用，然而，现有研究对流域多元化生态补偿及其驱动路径的关注较少。本研究依托协同治理理论和可持续发展理论，基于组态视角构建了影响流域多元化生态补偿的动力模型，并以中国13个流域的生态补偿典型案例为研究对象，运用模糊集定性比较分析法研究影响流域多元化生态补偿的动力因素，并探索流域多元化生态补偿的差异化驱动路径。研究发现，13个案例可以归类为思想动力主导型、制度动力主导型和综合动力主导型三种差异化驱动路径，体现了不同流域独具区域特色的多元化生态补偿发展路径。本文也发现，政策执行压力并非越强越好，流域多元化生态补偿的发展需综合多因素进行系统考量和整体分析。研究结果表明，政府完善相关配套政策应综合考虑多方面因素的组合作用，各流域应该结合自身特点，创新流域多元化生态补偿方式，为中国发展流域多元化生态补偿提供理论依据和实践指引。

**关键词:** 流域生态补偿 多元化生态补偿 组态分析 模糊集定性比较分析

**中图分类号:** F326.23    **文献标识码:** A

## 一、引言

党的二十大报告明确指出，中国式现代化是人与自然和谐共生的现代化<sup>①</sup>。在实现中国式现代化过程中，必须处理好环境与民生的关系。生态保护补偿可以使生态环境的保护者和修复者获得应有收

\*本研究得到国家自然科学基金青年项目“韧性视角下生态补偿政策对农户脱贫可持续性的影响机制研究”（编号：72203169）、陕西省教育厅重点科学计划项目“基于农户行为偏好视角的宅基地退出政策优化研究——以陕南移民搬迁地区为例”（编号：20JT049）和陕西省创新能力支撑计划软科学一般项目“科技创新对黄河流域（陕西）生态保护成效的影响研究”（编号：2023-CX-RKX-124）的支持。本文通讯作者：任林静。

<sup>①</sup>习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第23页。

益，是促进生态环境保护成为改善民生着力点的重要手段。流域生态系统在满足饮水、灌溉农田和工业用水等生产生活需求中发挥着重要作用。然而，流域生态环境治理问题涉及的利益关系错综复杂，不同利益相关方之间存在着资源利用、经济利益和土地开发等方面的冲突，导致环境保护和民生发展之间的矛盾愈加突出。在这一复杂背景下，流域生态补偿在协调水生态保护者和受益者的利益关系方面发挥了关键作用，为促进流域生态系统可持续发展提供了有效解决方案。作为一种将外部性内部化的手段，流域生态补偿在水资源环境管理领域发挥着重要作用（李国平和刘生胜，2018）。然而，流域生态系统的跨界性和复杂性决定了流域生态补偿的外部性问题牵扯到多个利益相关者，因此单一主体难以独立解决这些问题，迫切需要推动流域生态补偿向多元化发展的方向迈进。一直以来，中国生态补偿实践的“第三方治理”都未得到真正体现，在实践过程中存在企业和社会公众参与度不高、市场化程度低的难题（周宇和李兆华，2021），较大程度阻碍了流域多元化生态补偿的发展进程以及流域生态系统的长期可持续发展。因此，研究流域多元化生态补偿的关键影响因素，并深入探索实现流域多元化生态补偿的发展路径，对于优化和完善流域生态补偿机制具有重要的促进作用。

现有文献对流域多元化生态补偿进行了较广泛的研究，逐步从基础理论研究（张明凯等，2018）扩展到以多元补偿主体为视角探讨案例实践经验和补偿策略建议（Cheng et al., 2022; Wang et al., 2022）。研究发现，在实施流域多元化生态补偿时，补偿主体存在缺乏意识、利益诉求难以达成一致、缺乏合作机制等问题（张化楠等，2019; Chen et al., 2021），阻碍了流域多元化生态补偿的发展，因此协调好补偿主体间的关系是实现流域多元化生态补偿的核心要点。流域生态补偿主体涉及多元利益的复杂关系，存在流域治理权责不对等、上下游治理标准不一等问题（胡若晨等，2022），急需协商和平衡不同补偿主体的利益诉求，确保补偿措施的公平性和可持续性，促进补偿主体间形成稳定合作（Ding et al., 2022），共同分担补偿量以提高生态补偿效率（Liu et al., 2021）。基于此，在剖析如何更好地实现流域多元化生态补偿这一问题时，需要从补偿主体角度出发分析影响流域多元化生态补偿发展的动力因素，并充分考虑这些动力因素对补偿主体间相互依存和利益平衡的促进作用。

已有部分研究聚焦于某几个因素对流域生态补偿中多元化主体的单一线性影响。郑云辰等（2019）认为协调流域多元主体共同参与离不开法律保障、资金保障和监管评估；戴胜利和李筱雅（2022）从制度安排、地区间差异、社会力量参与三个维度讨论了流域协同共担机制中的多元主体；何楠等（2023）从资源权力对等、信息对称性、政府支持、制度完善、信任及承诺五个方面出发探讨了多元主体在水环境治理中的协同行为。虽然这些研究为本文界定影响流域多元化生态补偿的动力因素范围提供了基础，但是由于流域水资源所涉及的人河关系、生产关系等交织错杂（何伟等，2022），补偿主体间的关系也具有复杂性，且多个动力因素不只独立发生作用，因此，需要从组态的视角研究动力因素的组合效果，以更系统和综合地深入理解多元补偿主体行为和决策过程背后的驱动力及其影响路径。

综上所述，当前有关流域多元化生态补偿影响因素的实证研究较少，能够考虑因素组合作用的研究则更少。同时，现有研究未能揭示流域多元化生态补偿形成的过程要素，导致目前对流域多元化生态补偿的多因素决定、非线性关系和综合作用的独特特征了解不足，可能会影响政策制定、资源配置和利益协调等，进而限制流域多元化生态补偿的实施效果和可持续性。因此，有必要考虑系统间多重

驱动因素互动匹配的组合，以从组态视角探究和明确不同流域实现多元化生态补偿的驱动路径及其差异，进而对现有文献不足提供一定的理论和实证补充。基于此，本文依托协同治理理论和可持续发展理论，基于组态视角构建影响流域多元化生态补偿的动力模型，以探究多个动力因素的影响方式和协同效果。该动力模型在选取动力因素时，充分考虑补偿主体间的相互依存和利益关系，在聚焦动力因素的组合作用时，从生态、社会和经济等多个角度综合分析动力因素间协同互动对流域多元化生态补偿的影响。基于这一动力模型，本研究以13个流域生态补偿典型案例为研究对象，运用模糊集定性比较分析法(fuzzy-set qualitative comparative analysis，简称fsQCA)，深入分析多重驱动因素以组态形式的相互作用以及对流域多元化生态补偿的影响，探究不同流域实现多元化生态补偿的驱动路径之间的差异。文章重点回答以下三个问题：第一，为什么研究流域多元化生态补偿需要从组态视角系统考察多种动力因素之间的互动关系？第二，对比不同既定发展模式的流域，多种动力因素如何匹配组合并促进流域多元化生态补偿进一步发展？第三，流域应该如何结合自身特点来持续完善和发展流域多元化生态补偿相关配套政策？

本文的边际贡献主要有以下四个方面。第一，构建流域多元化生态补偿机制是生态补偿制度改革的关键，但聚焦流域多元化生态补偿的实证类研究较少，急需在流域生态补偿的情境下深入探究构建多元化补偿机制的关键因素。第二，现有关于流域多元化生态补偿机制的驱动因素研究多采取孤立的分析视角，进行简单的线性关系推测，忽略了因素之间的相互作用以及组态影响。本研究从组态视角出发，探究多因素组合影响流域多元化生态补偿的机制，拓展了流域多元化生态补偿的研究视角。第三，本研究基于协同治理理论和可持续发展理论，重新审视并总结拓展影响流域多元化生态补偿的五个动力因素，赋予环境动力和思想动力新内涵。本文不仅由表入里地剖析“流域生态补偿实践中补偿主体多元化的形成条件”等理论问题，而且从理论层面为更进一步认识流域多元化生态补偿驱动路径的复杂性提供有益贡献。第四，本研究发现不同发展模式下实现流域多元化生态补偿的差异化驱动路径，有利于深入理解影响流域多元化生态补偿机制的组合动因、作用机制、实现条件与互动过程，为不同区域依托自身特色，差异化发展多元化生态补偿提供可靠的经验证据和政策启示。

## 二、影响流域多元化生态补偿的组合动力：理论分析与模型建构

### (一) 流域多元化生态补偿的内涵界定

已有研究大多从融资体系多元化、补偿方式多元化和补偿主体多元化三方面讨论多元化生态补偿的内涵，本研究以补偿主体多元化衡量流域多元化生态补偿。究其原因，首先，目前各地生态补偿实践的补偿方式和融资方式几乎都局限于有限的选择。例如，融资体系多元化主要涉及生态银行、生态基金、生态产品认证(张明凯等，2018)，补偿方式多元化主要表现为岗位与技术补偿、教育补偿(Liu et al., 2021)，缺乏显著的差异性且不易比较。其次，流域补偿主体多元化是实现流域多元化生态补偿的核心因素(郑云辰等，2019)。流域内存在多样的利益相关者，流域管理涉及多部门多领域的综合性问题，急需多元补偿主体提供专业知识、资源等协作解决(史恒通等，2018)。最后，不同流域的多元化生态补偿差异性主要体现在补偿主体的多元化。目前，各地流域补偿主体多元化发展存在广

泛差异，需要在衡量多元化生态补偿时更加注重“补偿主体多元化”；同时，深层次思考这种差异性，能够更好地指导和推动全国范围内的流域多元化生态补偿实践。

## （二）理论分析

1. 协同治理理论。协同治理理论从治理理论中发展而来，其核心理念在于多元主体在治理过程中的平等参与、协同合作与达成共识（燕继荣，2013）。目前，协同治理理论已广泛应用于生态环境保护领域，不少学者提出多元主体协同治理生态环境的创新模式（Krampe et al., 2021）。在本研究中，基于协同治理理论理解流域多元化生态补偿（补偿主体多元化），需要从协同治理概念中的三个核心要素出发。第一，参与主体的多元性是关键因素。流域生态补偿涉及政府、市场和社会公众等多个利益相关方，多元主体参与是能够确保平等考虑各方权益的基础。第二，治理过程的协同性是必要条件。不同补偿主体需要合作、协调和共谋，共同制定和实施生态补偿方案以实现共同的目标。因此，需要建立有效的协调机制确保各方利益都得到平衡。第三，治理结果的超越性是比较优势。传统流域生态补偿依赖于单一投入机制，难以满足生态补偿主体的广泛需求（郑云辰等，2019）。而实施流域多元化生态补偿则意味着超越单一组织或部门的利益，这通常需要补偿主体之间的共识。究其原因，共识可以涵盖各方对于生态、经济和社会等方面的共同理解，补偿主体间达成共识可以确保生态补偿方案不仅是一种补偿性措施，而且是一种综合性发展策略，实现治理结果的超越性。

2. 可持续发展理论。可持续发展是指既满足当代人的需求，又不对后代人满足其需求的能力构成危害的发展，是建立在社会、经济、人口、资源、环境相互协调和共同发展的基础上的一种发展（Ruggerio, 2021）。一方面，可持续发展理论注重长期视角，强调当前决策对未来的影响。流域多元化生态补偿要兼顾长期的生态系统恢复和保护，这需要确保补偿主体的长期合作和承诺。为实现这一目标，实施流域多元化生态补偿时应综合考虑多方面因素，实现更全面、长期的生态治理。另一方面，可持续发展理论强调综合性思考，这与流域多元化生态补偿的综合性目标相一致。在流域多元化生态补偿中，不仅需要考虑生态保护，还要考虑经济与社会发展，需要协调好不同利益主体对这三方面内容的需求和期望。

## （三）组态视角下流域多元化生态补偿的动力模型

基于协同治理理论，流域多元化生态补偿问题需要实现多元主体的合作和协同，因此必须协调好各个主体之间的关系。根据可持续发展理论，多元主体在流域多元化生态补偿问题上关心的因素是多方面的，结合协同治理理论和可持续发展理论，本文引入动力模型研究流域多元化生态补偿。动力模型的构建可以从多个维度考虑动力因素的影响，通过综合多个动力因素并研究它们之间的协同作用，能够全面揭示补偿主体的行为模式、相互作用和决策过程。

已有研究所涉影响流域多元化生态补偿的动力因素可以概括为以下三方面：第一，适当的经济支持可以激励补偿主体参与生态补偿（郑云辰等，2019）；第二，地区资源权力对等可以促进补偿主体之间的公平合作和有效沟通（何楠等，2023）；第三，政府支持和制度完善可以提供政策支持和规范框架以增强补偿机制的可行性（戴胜利和李筱雅，2022）。本文将其概括为经济动力、共赢动力和制度动力，这三个动力基本能够在流域多元化生态补偿领域实现协同治理概念中的前两个核心要素（参与主体的多元性、治理过程的协同性）。然而，中国长期存在“九龙治水”局面，因此若想实现协同

治理概念中的第三个核心要素（治理结果的超越性），需要各流域在发展多元化生态补偿时结合区域特色和实践需求（龚娟等，2020），因此，补充考虑流域原有发展模式和补偿主体意识一致性等因素带来的影响，本文将其概括为环境动力和思想动力。

基于此，本文在遵循可持续发展逻辑的基础上，从协同治理理论所涉的三个核心要素出发，综合考虑环境动力、共赢动力、经济动力、思想动力和制度动力，构建流域多元化生态补偿的动力模型（见图1）。在组态视角下，多个动力因素并不能独立发生作用，而是需要系统间的相互作用和互动匹配，多个动力因素之间存在互补或替代关系，不同组合方式代表流域多元化生态补偿的差异化驱动路径。五种动力因素如何组合，如何系统地影响流域多元化生态补偿，尚不清楚。根据组态视角，不同流域呈现差异化的多元化生态补偿模式，因此可以通过fsQCA方法与组态分析基于溯因逻辑识别出实现多元补偿主体参与的组态，以及组态内的互动关系。

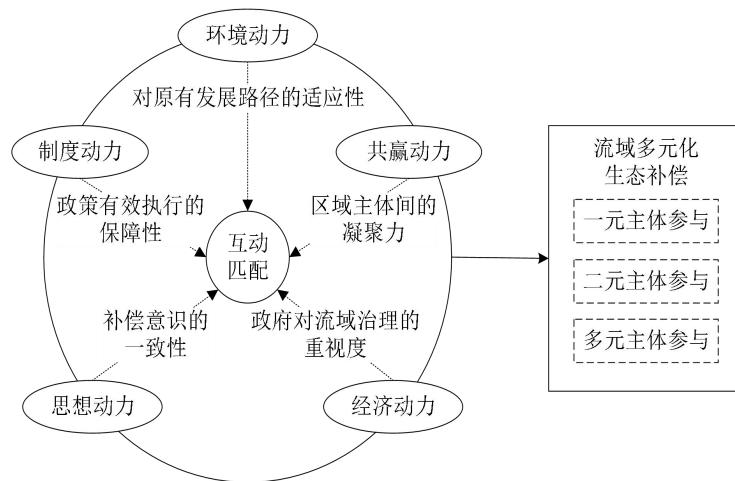


图1 流域多元化生态补偿的动力模型

#### （四）动力因素促进流域多元化生态补偿的充分解释

1. 补偿开始时间（环境动力）。生态补偿相关政策在实施过程中会受到自然条件和社会条件下诸多环境因素的影响（林枫等，2018）。本研究将环境动力界定为流域多元化生态补偿的发展环境（赵云峰，2013），包括区域内固有发展模式、区域外流域生态补偿的发展进程和可借鉴经验等因素，这些因素体现了流域原有发展路径的特征。本文将补偿开始时间用于衡量环境动力。不同省份开始实施流域生态补偿政策的时间不同，导致补偿持续时长存在差异。这可以在一定程度上说明补偿原有发展路径的实施进度不同。本研究认为：补偿开始时间早代表环境动力弱；随着补偿开始时间变晚，环境动力变强。究其原因，对于流域多元化生态补偿来说，补偿开始时间较早的区域可能受限于固有发展模式，并且可借鉴的外部资源较少。这意味着，原有发展路径对多元化生态补偿适应性较差，例如已经形成了以政府单一主体为核心的生态补偿机制，其他主体的参与渠道受阻，不利于多主体的相互补充。而补偿开始时间较晚的区域则在发展的初始阶段就依托国家近年来出台的政策向多元化生态补偿机制靠拢，并且可以借鉴其他流域经验来发展自身建设，因此更易形成多元化生态补偿。

2. 地区经济差异（共赢动力）。流域覆盖范围较广，上下游覆盖多个城市，城市间通过经济、社

会、文化互动带来共赢动力，从而提高区域多元主体间凝聚力，有效促进流域多元化生态补偿发展（王西琴等，2020）。本研究将共赢动力界定为流域覆盖城市间相互依赖和互利共赢带来的驱动力。本文将地区经济差异用于衡量共赢动力。受理性人思想、政绩考核等因素影响，城市在合作时往往更注重短期直接利益（才国伟等，2011），地区经济差异代表流域范围内各地区不同主体间的资源和利益方面的差异，从而直接影响主体间共赢合作的博弈关系（龚娟等，2020）。本研究认为：如果地区经济差异较小，城市间就会更加倾向互利共赢（姚华松和许学强，2009），即共赢动力强，进而能够促进流域多元化生态补偿；如果地区经济差异较大，不同主体难以形成共同的生态补偿发展契机，则会阻碍城市间生态保护合作（Wang et al., 2022），从而对生态补偿多元化形成共赢阻力，即共赢能力弱。

3.政府补偿资金（经济动力）。政府拨款的财政资金是流域多元化生态补偿必要的经济资源，且政府补偿力度在一定程度上可以反映政府对流域生态治理的重视程度（Cosgrove and Loucks, 2015）。本研究将经济动力界定为经济因素对流域多元化生态补偿发展产生的推动力。本文将政府补偿资金用于衡量经济动力。中国流域生态补偿以中央和地方政府财政投入为主要资金来源（刘聪和张宁，2021），政府补偿资金代表了政府对流域生态补偿的经济支持程度和资源投入。本研究认为：政府补偿资金多代表经济动力强，意味着政府对流域生态治理的重视程度高，并愿意通过资金支持来推动生态补偿各项措施的实施，有益于加快流域多元化生态补偿的进展和效果的实现；而政府补偿资金缺乏代表经济动力弱，可能会降低其他主体参与流域生态补偿的兴趣和动力，从而限制流域多元化生态补偿的发展。

4.补偿核心目标（思想动力）。补偿主体在生态权益、环境意识等具体的生态补偿意识形态上的认识程度，是多元化生态补偿机制成功开展和实施的关键因素（赵云峰，2013）。本研究将思想动力界定为多元主体生态补偿意识形态的一致性。本文将区域最初开展生态补偿时最偏向的补偿核心目标用于衡量思想动力。在实践过程中，由点到面逐步推进流域生态补偿，不同地区的自然资源禀赋、流域经济水平等存在差异，因此在初始设定流域生态补偿目标时，其核心关注点存在较大差异性。流域生态补偿的核心目标反映补偿主体对生态补偿意识达成共识的程度，而共识的构建需要一定时间，初始设定的补偿核心目标被补偿主体所认知的时间最长，最能代表补偿主体对生态补偿意识达成共识的程度。本研究认为：初始设定的补偿核心目标更贴近城市发展，代表思想动力强；反之，代表思想动力弱。强发展型目标意味着补偿措施会在注重保护修复的同时，促进经济、社会和环境的协调发展，这需要为多元主体创造更多利益交集和合作机会，推动流域多元化生态补偿的发展。

5.政策执行压力（制度动力）。流域生态系统具有公共物品的属性，容易诱发“搭便车”现象（王军锋等，2011），因此需要协调集权与分权程度作为保障。本研究将制度动力界定为分权制度下政策执行所受压力，从而影响多元化生态补偿制度的执行效力。本文将政策执行压力用于衡量制度动力。本研究认为：对政策执行施加压力能够保障流域生态补偿的有效实施，同时其压力大小作为制度动力影响着流域多元化生态补偿，政策执行压力大代表制度动力强，反之代表制度动力弱。在公共政策执行过程中，中国独有的“高位推动”模式，即党中央在公共政策执行中具有绝对的领导力、引领力和凝聚力，以及政策文件出台时的位阶是政治势能的重要标志（贺东航和孔繁斌，2020）。例如，在流域多元化生态补偿实践中，新安江流域生态补偿改革试点由习近平倡导和推动，由财政部和原环境保

护部牵头主导，在补偿后期中央机构逐渐退出<sup>①</sup>。但是，由流域试点生态补偿的最初主导部门所带来的政策执行压力，对流域多元化生态补偿的政治指导能力和行动约束能力会持续存在。

### 三、研究方法

#### （一）模糊集定性比较分析法

美国社会学家查尔斯·拉金（Charles C. Ragin）最早提出了定性比较分析（qualitative comparative analysis, QCA），这是一种应用于中小样本案例，以组态视角剖析因果复杂性的案例分析方法。该方法认为，条件变量不能独立对结果变量产生影响，而是以条件组合的形式作用于结果变量，因此能够有效解决变量关系复杂、案例少的问题。QCA 方法主要分为清晰集定性比较分析（csQCA）、多值集定性比较分析（mvQCA）和模糊集定性比较分析（fsQCA）三种。

本研究选择模糊集定性比较分析法进行分析的原因有三。第一，已有研究证实影响流域多元化生态补偿的因素颇多，且不是简单线性关系。流域多元化生态补偿的形成并不能由某个单一因素完全决定，模糊集定性比较分析法不仅通过引入模糊集合理论，允许因素之间的关系和权重具有模糊性，从而更好地反映现实情况，而且通过建立模糊关系矩阵，将多个因素间关系进行量化比较，能够更全面地揭示因素间的相互作用，从而更好地理解不同因素的组合匹配，因此在探明不同因素的组合匹配方面具有很好的解释力度（曾经纬和李柏洲，2022）。第二，探索流域多元化生态补偿的组合动因和差异化驱动路径是本研究要解决的重要问题，中国幅员辽阔，各地区经济基础、政策执行情况等存在差异，因此若使用一般定性分析则存在案例代表性不足的问题。fsQCA 方法作为一种定性与定量相结合的方法能够对研究问题进行深入诠释。第三，实现流域多元化生态补偿是一个过程，多元化是一种程度变量，不能用“存在”或者“不存在”此类极值指标测度，因此适合使用模糊集定性比较分析法。

#### （二）案例选取

截至目前，权威官方报道所涉生态综合补偿典型案例主要包括三方面来源：2017 年中国水网报道的流域生态补偿 6 大经典案例，2020 年国家发展和改革委员会总结的 4 个生态综合补偿试点典型案例，以及 2021 年生态环境部总结的 9 个生态保护补偿典型案例<sup>②</sup>。本着既包括正面结果也包括负面结果的原则，本文筛选上述三方面来源涉及的全部流域生态补偿案例，并汇总形成了 13 个流域生态补偿案例<sup>③</sup>。在报道中，三方面来源均以“经典”“典型”等词命名标题，即这些案例已成为权威机构高度认可的代表性范例。这一方面证实了案例中生态补偿政策的可行性、措施的有效性以及实践成效的广泛认可度；另一方面说明案例展示了一种其他地区可以复制的成功模式，且案例经验在政策制定和实

---

<sup>①</sup>资料来源：《美丽中国先锋榜（16）|全国首个跨省流域生态保护补偿机制的“新安江模式”》，[https://www.mee.gov.cn/xxgk/2018/xxgk/xxgk15/201909/t20190906\\_732784.html](https://www.mee.gov.cn/xxgk/2018/xxgk/xxgk15/201909/t20190906_732784.html)。

<sup>②</sup>这三方面来源的 19 个案例涉及多种类别的生态补偿，包括但不限于森林、流域、湿地等。

<sup>③</sup>包括新安江流域、赤水河流域、汀江—韩江流域、九龙江流域、闽江流域、九洲江流域、东江流域、引滦入津、密云水库上游潮白河流域、渭河流域、金华江流域、沱江流域、陆水河流域。具体信息可登录《中国农村经济》网站查看附录。

践指导中具有一定引领示范价值，因此案例具有典型性。此外，由于案例均涉及流域生态补偿，且每个案例流域生态补偿的多元化程度不同，因此案例总体具有充分同质性，案例总体内部具有多样性，满足模糊集定性比较分析法的要求，有助于更加全面可靠地研究流域多元化生态补偿问题。

### （三）变量测量

1.结果变量。如前文所述，在本研究中，多元化生态补偿中的“多元化”是指补偿主体的多元化，因此用生态补偿多元化程度作为结果变量。依据中国不同区域对流域多元化生态补偿探索程度存在的差异（Liu et al., 2021），本研究将流域生态补偿多元化程度划分成三个等级（见表1）。

表1 流域生态补偿多元化程度的三个等级

多元化程度	测度标准		强度	举例说明
一元主体参与	仅有政府作为生态补偿主体	政府在生态补偿中扮演着最重要的角色，但是完全忽视了市场和社会公众的重要作用	弱	闽江流域政府大力支持流域生态补偿，但是区域内缺少市场和社会公众等其他主体的参与
二元主体参与	除政府外，市场或社会公众作为主体之一参与了生态补偿	主要考察流域覆盖城市是否包括生态银行、发展基金等市场化机制，或者有非营利性组织、民众等参与形成自主机制	中	在赤水河流域生态保护过程中，茅台集团连续10年每年出资5000万元，实现政企联动
多元主体参与	政府、市场和社会公众均在生态补偿中发挥主体作用	流域覆盖城市中，既有政府主导流域生态补偿，也有市场力量的加入，并且社会公众广泛参与其中	强	密云水库上游潮白河流域培育了流域特色产业，建成了华北地区最大的红香酥梨生产基地，同时隆化县团瓢村主动发展绿色有机农业，带动贫困户务工

2.条件变量。（1）补偿开始时间（环境动力）。本研究将补偿开始时间划分为四个阶段<sup>①</sup>：第一阶段为2012年前，是流域生态补偿实践的“探索期”；第二阶段为2012—2014年“试点期”；第三阶段为2015—2017年“推广期”；第四阶段为2018—2020年“发展期”。

（2）地区经济差异（共赢动力）。已有文献一般使用人均GDP变异系数来衡量流域经济差异（冯兴华等，2015）。本研究借鉴已有文献做法，将地区经济差异确定为连续变量，以流域覆盖城市为单位，用各个市（省辖市）的人均GDP来计算人均GDP变异系数<sup>②</sup>。

（3）政府补偿资金（经济动力）。政府补偿资金在本研究中是一个连续变量，通过对13个流域

<sup>①</sup>2012年，财政部、环保部在新安江流域正式启动了全国首个跨省流域生态补偿机制试点，2012—2014年为3年试点期，标志着中国开始构建流域生态补偿的“中国模式”。2018年《建立市场化、多元化生态保护补偿机制行动计划》出台，对生态补偿提出了市场化、多元化的更高要求。

<sup>②</sup>计算公式为： $C\cdot V = S / \bar{y}$ ， $S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}{n-1}}$ 。其中， $C\cdot V$ 是变异系数， $S$ 代表标准差， $\bar{y}$ 代表各市人均GDP

均值， $y_i$ 代表各市人均GDP， $n$ 代表流域涉及城市数量。例如，新安江流域涉及安徽省的黄山市、宣城市和浙江省的杭州市，因此在计算变异系数时，选择这3个城市进行计算。

的案例材料进行汇总梳理，识别到政府补偿资金和补偿年份的相关内容，利用这一信息计算得出各流域的年均政府补偿资金，作为政府补偿资金的衡量方式。

(4) 补偿核心目标（思想动力）。区域最初开展生态补偿时最偏向的补偿核心目标被用于衡量思想动力。本文将补偿核心目标划分为强保护型目标<sup>①</sup>、强保障型目标<sup>②</sup>、强发展型目标<sup>③</sup>三种类型。按照这一标准，本文对 13 个流域与生态补偿核心目标相关的案例材料进行梳理，而后进行编码，使每个流域的生态补偿核心目标仅有 1 个。流域生态服务是典型的公私混合供给的公共产品（黎元生，2019），多元化生态补偿需在多元主体之间寻求共同的利益结合点，国家生态利益、企业经济利益和社会公众利益的兼容有助于实现流域生态补偿中多元主体的良性互动。强保护型目标、强保障型目标、强发展型目标对于形成多元主体共同利益结合点的促进作用是逐级递增的，因此对于流域多元化生态补偿的促进程度也是逐级递增的。

(5) 政策执行压力（制度动力）。根据流域试点生态补偿的最初主导部门，本文将政策执行压力分为四个层级，即流域生态补偿由市委、市政府等市级部门主导，由省委、省政府等省级部门主导，纳入国家试点，以及由国务院或国家部委直接主导，政策执行压力呈现逐级递增的状态。

#### （四）数据处理与变量赋值

针对有序变量（包括：结果变量，即流域多元化生态补偿程度；条件变量，即补偿开始时间、补偿核心目标和政策执行压力），数据主要来源于人工编码，即对案例相关资料进行文本分析，并逐一编码相关数据。首先，案例的相关资料主要来源于《人民日报》、新华社等官方媒体，网络公开新闻报道，以及国家发展和改革委员会、生态环境部等官方微信公众号等。此外，案例相关资料来源也包括中国知网、万方等学术网站的文献资料，以及微博、论坛发帖、新闻发布会和相关视频等其他类型的资料，以保证案例支撑材料有足够的覆盖度<sup>④</sup>。全部案例相关资料的时间范围是 2000 年 1 月至 2022 年 9 月，可以反映各案例流域生态补偿的最新发展实践情况。其次，在编码时采用四值锚值法将变量

<sup>①</sup>强保护型目标主要指以自然保护为流域生态补偿核心目标。一方面，流域可能涵盖较为优质的水资源或者生物资源。例如，习近平曾针对新安江流域提出，千岛湖是中国极为难得的优质水资源，加强千岛湖水资源保护意义重大。另一方面，流域可能存在较为严重的流域环境问题。例如，渭河作为黄河流域第一大支流，受多种因素交织影响，面临着上游生态水量锐减、中游污染严重、下游泥沙淤积等突出问题，迫切需要水生态综合治理。

<sup>②</sup>强保障型目标主要指以用水安全为流域生态补偿核心目标。这些流域一般都与民众用水息息相关，担负着民众生产生活用水的重任。例如：汀江—韩江流域关系着广东汕头、梅州、潮州和揭阳 4 市 1000 多万人的生产、生活供水，其水质的好坏直接关系到下游的用水安全；九洲江是粤桂地区雷州半岛灌溉和湛江市 400 万人口饮水的重要来源。

<sup>③</sup>强发展型目标主要指以经济发展为流域生态补偿核心目标。一种情况是，流域处于所在省份中工业集中或重要的经济区位置。例如，闽江流域是福建省重要的经济区之一，不仅在全省经济、社会和环境的可持续发展中占有十分重要的地位，而且是工业相对集中的地区。另一种情况是，流域属于经济欠发达地区，污水问题严重阻碍流域涉及城市的经济和社会可持续发展。例如，九龙江流域大多为经济欠发达山区或者革命老区，须以经济发展为核心目标实施流域生态补偿。

<sup>④</sup>具体信息可登录《中国农村经济》网站查看附录。

依据程度设定为 4 个固定值, 即 0、0.33、0.66 和 1 (朱仁显和李佩姿, 2021)。例如, 在对“补偿开始时间”这一有序变量编码时, 案例 2 赤水河流域补偿开始时间是 2018 年, 属于第四阶段(流域生态补偿实践的“发展期”), 因此赋值为 1。最后, 为保证编码的准确性, 由两人分别独立编码, 编码结束后检查两份编码是否一致, 若编码一致则确定; 若出现不一致情况, 则由两人协商统一。

针对连续变量(包括条件变量, 即地区经济差异、政府补偿资金), 计算地区经济差异时涉及的统计数据主要来源于《中国统计年鉴 2021》、相关省份及地级市统计年鉴等公开数据<sup>①</sup>, 政府补偿资金涉及的数据来源于案例相关资料的人工编码。在统计和计算完毕相关数据后, 还需要进行变量校准。校准是指根据相关标准设定目标集合, 并基于模糊数学的方法测度各个样本隶属于该目标集合的程度, 校准后的数据会更具有解释性。本研究按照 Ragin 提出的 5% (fully out)、95% (fully in) 和交叉点 50% (crossover point) 的标准, 利用 excel 中的 percentile 函数算出锚定点的值, 并利用 fsQCA3.0 软件进行数据校准 (Ragin, 2008)。例如, 根据 13 个案例地区经济差异数值, 利用 excel 中的 percentile 函数算出 3 个锚定点的值分别为 0.79、0.47、0.13, 而后将其输入 fsQCA3.0 软件就能实现数据校准。

变量的赋值标准设定如表 2 所示。最终本研究得到的变量结果如表 3 所示。

表 2 变量的赋值标准

变量类型	变量名	赋值=0	赋值=0.33	赋值=0.66	赋值=1
结果变量	流域多元化生态补偿程度	—	一元主体参与	二元主体参与	多元主体参与
条件变量	补偿开始时间 (环境动力)	探索期	试点期	推广期	发展期
	地区经济差异 (共赢动力)				
	政府补偿资金 (经济动力)				连续变量
	补偿核心目标 (思想动力)	—	强保护型目标	强保障型目标	强发展型目标
	政策执行压力 (制度动力)	市委、市政府等 市级部门主导	省委、省政府等 省级部门主导	纳入国家试点	国务院或国家 部委直接主导

注: “—”表示没有主体参与。

表 3 变量赋值结果

案例编号	流域名称	多元化生态补偿程度 ( $Y$ )	补偿开始时间 ( $X_1$ )	地区经济差异 ( $X_2$ )	政府补偿资金 ( $X_3$ )	补偿核心目标 ( $X_4$ )	政策执行压力 ( $X_5$ )
1	新安江流域	1.00	0.33	0.49	0.74	0.33	1.00
2	赤水河流域	0.66	1.00	0.41	0.29	0.33	1.00
3	汀江—韩江流域	1.00	0.66	0.65	0.95	0.66	1.00
4	九龙江流域	0.33	0.00	0.06	0.58	1.00	0.66
5	闽江流域	0.33	0.00	0.07	0.06	1.00	0.66
6	九洲江流域	1.00	0.66	0.03	0.51	0.66	1.00
7	东江流域	1.00	0.66	0.63	0.36	0.66	0.33

<sup>①</sup>例如, 新安江流域相关数据来自《中国统计年鉴 2021》《安徽统计年鉴 2021》《浙江统计年鉴 2021》。

表3 (续)

8	引滦入津	1.00	0.66	0.77	0.50	0.66	1.00
9	密云水库上游潮白河流域	1.00	1.00	1.00	0.89	0.66	0.66
10	渭河流域	0.33	0.66	0.63	0.04	0.33	0.33
11	金华江流域	1.00	0.66	0.07	0.05	0.66	0.00
12	沱江流域	0.33	1.00	0.13	0.96	0.33	0.33
13	陆水河流域	0.33	1.00	0.61	0.05	0.66	0.33

## 四、结果分析

### (一) 单变量的必要性分析

为了检验自变量是否是影响因变量的必要因素，将数据导入 fsQCA3.0 软件进行必要条件分析，得到各个条件变量的一致性<sup>①</sup>数值。通过计算结果（见表 4）可以看出，所有变量的一致性均低于 0.9，表明结果变量并非依赖于单一变量或者某一方向上的变量，而是各种因素综合作用的结果，因此需要对条件变量进行组合分析。

表4 必要条件分析

	条件变量	一致性	
		多元化生态补偿程度高	多元化生态补偿程度低
环境动力	补偿开始时间晚	0.6745	0.6341
	补偿开始时间早	0.3609	0.4553
共赢动力	地区经济差异小	0.6015	0.8428
	地区经济差异大	0.5338	0.4986
经济动力	政府补偿资金多	0.5478	0.4580
	政府补偿资金少	0.5392	0.7615
思想动力	强发展型目标	0.6735	0.8103
	强保护型目标	0.4683	0.5474
制度动力	政策执行压力大	0.7841	0.7182
	政策执行压力小	0.3931	0.7290

### (二) 条件组态分析

在进行条件组态分析时，首先，利用 fsQCA3.0 软件对真值表进行数据处理，设定一致性阈值为 0.8，案例阈值为 1，进行标准分析。其次，标准分析一般会得出复杂解、中间解和简单解三种方案。其中，中间解是 fsQCA 方法的惯用分析方案，所得结果更合理。最后，在组态结果的呈现上，借鉴 Ragin (2008) 提出的 QCA 图示法进行展示。从计算结果来看，实现流域多元化生态补偿的组合分析结果包括五种不同的组态路径（见表 5）。从表 5 可知：各案例一致性最小为 0.795，最大近似为 1，

<sup>①</sup>一致性是指衡量案例集合是结果变量案例集合子集的近似程度（谭海波等，2019）。

表明每种条件组态作为结果变量的充分条件都具有可靠性；总体覆盖率为<sup>①</sup>0.685，意味着所生成的组态路径能够解释约69%的案例；解的一致性和覆盖率都高于临界值，表示对流域多元化生态补偿选择条件组态的实证分析具备一定解释力。从各条件变量在条件组态中的总体分布状况来看， $X_4$ （补偿核心目标）和 $X_5$ （政策执行压力）是原始覆盖率最高的组合方式。原始覆盖率是指该组态路径与结果的重叠部分占结果的比例，这在一定程度上反映：流域多元化生态补偿的构建更倾向于考虑流域依据自身发展情况所提出的生态补偿核心目标和流域受到的政策执行压力。

表5 实现流域多元化生态补偿的组态路径

差异化 驱动路径	组态 路径	条件变量					原始 覆盖率	唯一 覆盖率	一致性	总体 覆盖率	总体 一致性
		补偿 开始 时间 ( $X_1$ )	地区 经济 差异 ( $X_2$ )	政府 补偿 资金 ( $X_3$ )	补偿 核心 目标 ( $X_4$ )	政策 执行 压力 ( $X_5$ )					
思想动力 主导型	A1	●	○	●	○	○	0.227	0.104	0.865		
综合动力 主导型	A2	●		●	●	●	0.397	0.172	1.000		
制度动力 主导型	B1	○	○		●	●	0.275	0.029	0.795	0.685	0.866
	B2	○	○	●		●	0.234	0.019	0.897		
	C	●	○	○	○	●	0.269	0.032	1.000		

注：①“●”代表条件变量出现，即条件变量取值较高；②“○”代表条件变量未出现，即条件变量取值较低；③空白区域代表条件变量的出现与否对结果没有影响；④思想动力主导型是指补偿核心目标（思想动力）始终作为相对重要的因素影响流域多元化生态补偿，综合动力主导型是指始终调节多个动力因素从而影响流域多元化生态补偿，制度动力主导型是指政策执行压力（制度动力）始终作为相对重要的因素影响流域多元化生态补偿。

此外，在形成了五种组态路径的同时，结合13个案例地在 $X_1$ （补偿开始时间）、 $X_2$ （地区经济差异）、 $X_3$ （政府补偿资金）、 $X_4$ （补偿核心目标）和 $X_5$ （政策执行压力）等方面表现出的区域特性和多元化生态补偿现状，本文将其归类为三种差异化驱动路径（见表6）。

表6 案例地所属组态路径与差异化驱动路径

案例编号	流域名称	组态路径	差异化驱动路径	案例结果
1	新安江流域	B2	综合动力主导型	正面结果
2	赤水河流域	C	制度动力主导型	正面结果
3	汀江—韩江流域	A2	思想动力主导型	正面结果
4	九龙江流域	B1	综合动力主导型	负面结果
5	闽江流域	B1	综合动力主导型	负面结果
6	九洲江流域	B2	综合动力主导型	正面结果
7	东江流域	A1	思想动力主导型	正面结果
8	引滦入津	A2	思想动力主导型	正面结果

<sup>①</sup>覆盖率是指总案例中有多少案例是通过该组态路径实现的结果。

表6 (续)

9	密云水库上游潮白河流域	A2	思想动力主导型	正面结果
10	渭河流域	A1	思想动力主导型	负面结果
11	金华江流域	A1	思想动力主导型	正面结果
12	沱江流域	A2	思想动力主导型	负面结果
13	陆水河流域	A1	思想动力主导型	负面结果

表6中,正面结果代表案例满足所在路径需具备的基本条件且当前已实现多元化生态补偿,而负面结果代表案例不具备所在路径需具备的某些基本条件而未实现多元化生态补偿。在不同的驱动路径中,5个条件变量以组态形式相互作用,且 $X_1$ 和 $X_2$ 属于案例地既定发展模式,很难通过后续发展进行改变,而 $X_3$ 、 $X_4$ 和 $X_5$ 则可以利用政策或倡导等手段进行调整,从而使仅有元主体参与的案例地按照相对应的差异化驱动路径发展,促进实现流域多元化生态补偿。

### (三) 三种差异化驱动路径

1.典型驱动路径——思想动力主导型。唯一覆盖率是指多个组态路径与结果重叠后,去除交叉部分的覆盖度,是衡量某种组态路径解释力的关键指标。在五种组态路径中,A2唯一覆盖率达到0.172,A1唯一覆盖率达到0.104,表示分别有17.2%和10.4%的案例能够通过这两种条件组态得到解释,因此有必要阐述A1和A2的条件组态结果。

观察组态路径A1和A2,共同出现补偿开始时间晚、强发展目标这两个变量条件,但A1的政府补偿资金少且政策执行压力小,而A2的政府补偿资金多且政策执行压力大。这意味着,无论地区经济差异如何,在补偿开始时间较晚的情况下,当流域补偿核心目标属于强发展目标,政府补偿资金多且政策执行压力大,或政府补偿资金少且政策执行压力小,都有利于促成流域多元化生态补偿。

金华江流域是组态路径A1对应的典型案例之一。金华江流域自2016年起实施流域生态补偿,属于较晚加入流域生态补偿行列的案例地,年均补偿资金相较低于其他流域,该流域生态补偿是市级政府坐镇统筹。金华江流域的多元化生态补偿成效显著,不仅把生态补偿延伸至基础设施、旅游等领域,而且推广农村生态洗衣房建设,确保社会公众的参与。金华江流域多元化生态补偿的开展得益于该流域的补偿核心目标。该流域虽然经济发达,但人均水资源只有1057立方米,不足全省人均水资源的一半,面临严重的缺水问题,因此用水安全是该流域最核心的生态补偿目标。由于用水安全牵扯诸多利益相关者,因此能够吸引市场和社会公众的参与。此外,金华江流域在政府补偿资金较少的背景下,把行政味更浓的上下级考核转变为市场化程度更深的上下游补偿,且强化属地镇街流域水环境治理保护的主体责任,由市政府出资托底,在保证生态补偿全面实施的基础上引导多元主体参与。

汀江—韩江流域是组态路径A2对应的典型案例之一。汀江—韩江流域2016年开始实施流域生态补偿,该流域年均补偿资金量大,约8亿元,且是全国首个生态文明先行示范区。由于该流域担负着广东汕头、梅州、潮州和揭阳4市1000多万人生产、生活供水的重任,因此水质的好坏直接关系到下游的用水安全。不难发现,汀江—韩江流域的生态补偿开始较晚,正处于发展中阶段。流域的补偿核心目标没有停留在强保护型目标上,所以市场与社会公众加入的动机较强,例如大力引进专业化农

产品生产和花卉种植观光基地项目。流域在获得较多补偿资金的同时被施加了较大的政策执行压力，从而确保资金能够有效利用，促进多元化生态补偿的形成。

结合组态路径 A1 和 A2 对应的案例分析，可以发现对应的流域都还未形成稳定的发展模式。思想动力主导型路径强调思想动力在流域多元化生态补偿过程中发挥的重要作用，强发展型目标作用于补偿开始时间较晚的流域，可以通过在补偿初始阶段为多元主体明晰利益合作方向，借鉴其他流域成功经验以描绘发展前景，进而引发多元化生态补偿的强动机。此外，如果政府补偿资金较少，则可以减小政策执行压力，以充分调动市场、社会公众的参与积极性。如果政府补偿资金较多，则警惕流域过度依赖财政资金，可以加大政策执行压力以顺利引入市场机制和自主机制。这与杜焱强等（2022）对生态产品的研究具有一致性，即前期大量资源投入极易导致过度关注短期效益，难以实现生态富民和可持续发展。总结而言，针对未形成稳定发展模式的流域，在强发展型目标的引导下，通过将政府补偿资金的多少与政策执行压力的大小调整一致，可以确保流域多元化生态补偿主体的参与。这也说明，针对环境动力较强的流域，流域多元化生态补偿必须以思想动力为主导，并注重经济动力与制度动力相一致。

2. 其他差异化驱动路径——综合动力主导型。虽然其他三种组态路径的唯一覆盖率不高，但是它们的一致性得分均超过 0.75，且原始覆盖率为 27.5%、23.4% 和 26.9%，说明这三种组态路径也具备较强的解释力，因此有必要对 B1、B2 和 C 的组态结果进行阐释。

观察组态路径 B1 和 B2，共同出现补偿开始时间早和地区经济差异小这两个变量条件，同时，政策执行压力大也是稳定的变量条件。此外，B1 出现了强发展型目标这一变量，B2 则出现了政府补偿资金多这一变量。这意味着，在补偿开始时间较早且地区经济差异较小的情况下，较大的政策执行压力是必不可少的。除此之外，在政府补偿资金多和强发展型目标这两个变量之间，至少满足 1 个条件。

组态路径 B1 对应的两个典型案例均为负面结果案例，分别是九龙江流域和闽江流域。九龙江流域 2003 年开始实施生态补偿，闽江流域 2005 年开始实施生态补偿，这两个流域的地区经济差异值很低，截至目前已经形成了比较稳定的发展模式。目前，这两个流域还没有形成多元化生态补偿。从流域补偿核心目标来看，九龙江流域水质对其经济发展的制约和影响较大，闽江流域是福建省重要的经济区之一，因此均为强发展型目标。可以发现，在稳定发展模式下，强发展型目标的驱动使得案例地仍未形成多元化生态补偿。究其原因，这两个流域的政策执行压力较小。这说明，仅被列为国家试点并不能破除原有的发展模式，还需要进一步施加政策执行压力促进九龙江流域和闽江流域实现多元化生态补偿。

新安江流域是组态路径 B2 对应的典型案例之一。该流域自 2012 年开始实施生态补偿，其地区经济差异较小。新安江流域一直是中国流域生态补偿的样板地区，其发展没有囿于传统的发展模式，而是逐年创新的，目前已经通过设立绿色发展基金引入市场化手段，并且发展乡村旅游、民宿等新业态，引导社会公众参与。这一流域的生态补偿是在习近平的倡导和推动下以及在国家有关部委大力支持下推广实践的，因此补偿资金投入较多，政策执行压力较大，最终形成多元主体参与的生态补偿。

结合组态路径 B1 和 B2 对应的案例分析，可以发现对应的流域都已经形成稳定的发展模式。综合动力主导型路径强调，如果流域补偿开始时间较早，加之地区经济差异比较小，说明案例地已形成稳定的发展模式，这种情况不利于流域向多元化发展。正如李肆（2020）所证实的，中央政府环境信号是地方政府环境监管行为的动力源，在流域生态补偿中，施加较大的政策执行压力，并且附加其他变量进行干预（政府补偿资金或者补偿核心目标），才有利于流域破除原有的发展模式，向多元化生态补偿发展。总结而言，针对已形成稳定发展模式的流域，为破除传统发展路径对多元化生态补偿的阻碍作用，必须加大政策执行压力，并且用强发展型目标或者较多政府补偿资金作为附加条件。这也说明，针对环境动力较弱但是共赢动力较强的流域，若想实现流域多元化生态补偿，必须综合运用较强的经济动力、思想动力和制度动力。

3. 其他差异化驱动路径——制度动力主导型。观察组态路径 C，补偿开始时间较晚和地区经济差异较小这两个变量条件同时出现，这时，政府补偿资金较少、强保护型目标和较大的政策执行压力共同作用，实现流域多元化生态补偿。赤水河流域的发展建设过程是组态路径 C 的体现。该流域 2018 年开始实施流域生态补偿，且地区经济差异较小，因此案例地形成了良好的流域多元化生态补偿发展基础。目前，该流域已经完善建立二元主体参与的生态补偿，政企联动是赤水河流域生态补偿的特点之一。自开展生态补偿以来，这一流域接受的政府补偿资金相较于其他案例地偏少。回顾这一流域的发展目标，赤水河流域是长江上游区域重要的生态屏障，流域内有珍稀特有鱼类国家级自然保护区，是长江上游珍稀、特有鱼类的主要栖息地或产卵场，因此补偿核心目标是强保护型目标。

结合组态路径 C 对应的案例分析，可以发现对应的流域未形成稳定的发展模式，但发展的基础条件较好。制度动力主导型路径强调，当流域未形成稳定的发展模式、而发展的基础条件较好且各方面的支持程度较弱时，也很难形成多元化生态补偿，这时需要加大政策执行压力，这与中国特色的体制机制有关。一般来说，当中央政府有明确的意向性和目的性时，会偏好直接设计整体试验方案，全过程指导地方试验（丰雷和胡依洁，2021），有利于建设多元化生态补偿机制。总结而言，如果流域未形成稳定的发展模式，在资金和补偿核心目标上也没有形成多元化生态补偿的优势，则需要增大政策执行压力，促使其他利益相关者参与流域生态补偿。这反映了在环境动力较强且共赢动力较强的流域，若想实现流域多元化生态补偿，需以制度动力为主导来推动。

## 五、三种差异化驱动路径的对比分析

不同流域之间的多样性和复杂性导致流域多元化生态补偿在实践中有不同的推动路径。本文组态分析结果表明，影响流域多元化生态补偿的动力因素可以组合成三种差异化驱动路径，即思想动力主导型、综合动力主导型和制度动力主导型。这三种差异化驱动路径在五种动力因素的组合方式和强度上存在显著差异，因此有必要进行对比分析（见表 7）。此外，在五种动力因素中，环境动力和共赢动力代表流域早已形成的发展模式，后续发展很难发生决定性改变。而经济动力、思想动力和制度动力则可以根据流域的既定发展模式进行动力因素的匹配和动力强度的调整，以促进流域多元化生态补偿的实施。

从流域既定的发展模式来看，思想动力主导型流域和制度动力主导型流域均未能形成稳定的发展模式。这一现象的根本原因在于，这些流域内的社会认知和政策环境十分复杂。一方面，人们对生态保护和可持续发展的理念和意识，可能尚未形成强大的共识或稳定的模式，不同的利益相关者对生态补偿的看法存在分歧。另一方面，政策环境存在变动，缺乏连续性的政策制度。政策制度的不一致性可能导致流域内的生态补偿措施缺乏长期的稳定性和可预测性。而综合动力主导型流域已经形成稳定的发展模式，这是因为这些流域已经开展了一段时间的生态补偿，且流域内经济发展情况相似的城市不断合作共赢，因此，社会认知和政策制度都容易形成稳定模式。

从可进行改善和调整的因素来看，相对于经济动力，思想动力和制度动力在改善流域多元化生态补偿中具有更大的影响权重。这意味着，仅仅依赖经济激励可能不足以应对流域多元化发展所带来的复杂性和挑战性，更为重要的是要通过顶层设计和公众宣传帮助补偿主体达成共识。究其原因，如果流域利益相关者没有足够强大的共识和意识，即使提供了经济激励，也难以确保各方主体会长期积极参与流域生态补偿计划。因此，急需协助利益相关者洞察参与补偿的前景，激发其协作意愿，从而使流域多元化生态补偿计划更加可行和有效。具体来说，一方面是从思想上引导各利益相关者，通过对话和协商以达成共识；另一方面是从制度上建立稳定和连贯的政策框架，并在政策层面施加压力，以推动各方主体积极参与。此外，从表7可以发现，三种驱动路径中思想动力和制度动力的强弱关系并不一致，思想动力和制度动力可以相互促进，即思想动力的增强可以成为制度动力的催化剂。究其原因，强化思想动力可以帮助利益相关者塑造生态保护的共识和意识，当人们的环境保护价值认识达成一定程度的一致后，政府可能会更愿意制定和实施相应的政策和制度来支持生态补偿。

表7 三种差异化驱动路径中动力组合的对比分析

差异化 驱动路径	流域既定发展模式的稳定性		可改善和调整的因素		
	补偿开始时间	地区经济差异	政府补偿资金	补偿核心目标	政策执行压力
	环境动力	共赢动力	经济动力	思想动力	制度动力
思想动力 主导型	强 未形成稳定发展模式		√	强 经济动力与制度动力相一致	√
综合动力 主导型	弱 形成稳定发展模式	强	√	√ 经济动力、思想动力满足其一即可	强
制度动力 主导型	强 未形成稳定发展模式，但发展基础条件好	强	弱	弱	强

注：①“强”“弱”分别代表动力因素影响流域多元化生态补偿的强弱程度；②“√”代表该路径需要这一动力因素，但其强度大小没有决定性影响；③空白区域代表这一动力因素对结果没有影响。

综合流域既定发展模式与可改善因素，可以发现不同类型的动力主导路径对于实施流域多元化生态补偿具有不同的适用情境，三种路径能够将不同发展模式的流域全部覆盖。首先，思想动力主导型适用于尚未形成稳定发展模式的流域。该路径强调思想动力在流域多元化生态补偿中发挥关键作用，通过激发利益相关主体的环保共识，并确保政府补偿资金与政策执行压力保持一致，来激发流域实施多元化生态补偿的积极性。其次，综合动力主导型适用于已形成稳定发展模式的流域。在该路径中政

策执行压力更为重要，需要较多政府补偿资金或满足强发展型目标的附加条件。最后，制度动力主导型适用于流域未形成稳定发展模式，但基础条件较好的流域。这一路径突出制度动力在流域多元化生态补偿中的主导地位，需要上级政府的明确意向性和目的性，来促使其他利益相关者参与流域生态补偿，以建设多元化生态补偿机制。

## 六、结论与政策启示

本文综合协同治理理论和可持续发展理论构建了影响流域多元化生态补偿的动力模型，旨在从组态视角出发，探究流域多元化生态补偿机制形成的动力因素及其组合作用。研究发现，存在驱动流域多元化生态补偿建设的三种路径，即针对环境动力较强流域的思想动力主导型路径、根据环境动力与共赢动力差异形成的综合动力主导型路径与制度动力主导型路径。在不同动力主导路径下，流域既定发展模式与可改善因素存在差异，实施流域多元化生态补偿的情境也存在不同。因此，既定发展模式不同的流域采用因地制宜的方法，可以形成独具区域特色的多元化生态补偿发展路径。

研究结果进一步印证补偿资金、上下游合作意愿等单一因素对流域多元化生态补偿的影响，并补充说明了流域原有发展模式和补偿主体意识一致性的重要性。然而，与以往研究认为政策执行压力是协调多元补偿主体间关系的关键因素（张栋，2022；戴胜利和李筱雅，2022）不同，组态分析结果揭示政策执行压力并非越强越好。当流域未形成稳定的发展模式，强发展型目标引导下的政策执行压力应与补偿资金规模相适应。这进一步说明，流域多元化生态补偿发展需综合多因素进行系统考量和整体分析。

基于此，为了促进流域多元化生态补偿发展，本研究提出得出如下政策启示。一方面，政府完善相关配套政策应综合考虑多方面因素的组合作用。目前，政府制定政策时倾向于从各因素单一角度出发分别施策，忽视因素之间互相影响产生的组合效应，今后应从多维度出发全面评估不同因素潜在的协同效应，从而更准确地制定有效政策。例如，召开政策会议时，应鼓励不同潜在补偿主体集中讨论，为政策制定提供实地经验和实际需求反馈，使政府从多角度组合视角出发审视流域生态补偿政策。另一方面，鼓励各流域结合自身特点因地制宜地推动流域多元化生态补偿。对于未形成稳定发展模式的流域，可以通过将发展型元素纳入补偿核心目标，来促进更多利益主体参与并推动达成共识。特别是对于经济发展基础较差的流域，加强政策执行压力可以确保各利益主体能够参与多元化生态补偿。对于已形成稳定发展模式的流域，可以通过中央政府引导或地方政府强制性政策工具来加强政策执行压力，综合利用补偿核心目标和政府补偿资金等措施，共同消除原有发展模式对多元化生态补偿的阻碍作用。例如，地方政府建立监管机制，定期评估相关企业参与生态补偿的进展情况，调节补偿核心目标或补偿资金，缓解原有发展模式产生的阻碍作用。

尽管本研究在流域生态补偿的差异化驱动路径方面做出了积极探索，但是仍存在进一步研究的空间。首先，除补偿主体之外，可将融资体系和补偿方式纳入生态补偿多元化的考量。其次，基于实地调研，可将政策实践中呈现的其他关键因素纳入动力模型，进一步完善流域多元化生态补偿的动力因素选择及其组合作用研究，从而更全面、透彻地理解流域多元化生态补偿的驱动力及其形成和发展。

### 参考文献

- 1.才国伟、张学志、邓卫广, 2011: 《“省直管县”改革会损害地级市的利益吗?》, 《经济研究》第7期, 第65-77页。
- 2.戴胜利、李筱雅, 2022: 《流域生态补偿协同共担机制的运作逻辑——以新安江流域为例》, 《行政论坛》第6期, 第109-117页。
- 3.杜焱强、王继应、孙雪峰, 2022: 《“生态颜值”何以持续转化为“农民财富”?》, 《中国人口·资源与环境》第10期, 第150-159页。
- 4.丰雷、胡依洁, 2021: 《我国政策试点的中央政府行为逻辑探析——基于我国农村土地制度改革“三项试点”的案例研究》, 《中国行政管理》第8期, 第138-145页。
- 5.冯兴华、钟业喜、李建新、黄洁, 2015: 《长江流域区域经济差异及其成因分析》, 《世界地理研究》第3期, 第100-109页。
- 6.龚娟、刘春腊、焦丽鹏、吴丽平、徐美, 2020: 《湖南省生态补偿地域差异及影响因素研究》, 《生态科学》第5期, 第211-219页。
- 7.何伟、卢奕同、仇沪毅, 2022: 《流域地区生态经济高质量发展的动态分析与路径探讨——以长江三峡生态经济走廊为例》, 《城市问题》第6期, 第4-15页。
- 8.何楠、李佳音、张亚琼, 2023: 《多元主体水环境治理协同行为形成的路径研究》, 《干旱区资源与环境》第6期, 第56-63页。
- 9.贺东航、孔繁斌, 2020: 《重大公共政策“政治势能”优劣利弊分析——兼论“政治势能”研究的拓展》, 《公共管理与政策评论》第4期, 第52-59页。
- 10.胡若晨、夏琼、杨锋、王大伟, 2022: 《我国流域治理进程中流域生态补偿机制的问题与对策》, 《中国国情国力》第7期, 第58-62页。
- 11.黎元生, 2019: 《基于生命共同体的流域生态补偿机制改革——以闽江流域为例》, 《中国行政管理》第3期, 第93-98页。
- 12.李国平、刘生胜, 2018: 《中国生态补偿40年: 政策演进与理论逻辑》, 《西安交通大学学报(社会科学版)》第6期, 第101-112页。
- 13.李肆, 2020: 《环境政策执行偏差的破解——基于信号传递理论的解释》, 《中国人口·资源与环境》第12期, 第147-154页。
- 14.林枫、徐悦、张雄林, 2018: 《环境政策工具对生态创新的影响: 研究回顾及实践意义》, 《科技进步与对策》第14期, 第152-160页。
- 15.刘聪、张宁, 2021: 《新安江流域横向生态补偿的经济效应》, 《中国环境科学》第4期, 第1940-1948页。
- 16.史恒通、睢党臣、吴海霞、赵敏娟, 2018: 《社会资本对农户参与流域生态治理行为的影响: 以黑河流域为例》, 《中国农村经济》第1期, 第34-45页。
- 17.谭海波、范梓腾、杜运周, 2019: 《技术管理能力、注意力分配与地方政府网站建设——一项基于TOE框架的组态分析》, 《管理世界》第9期, 第81-94页。
- 18.王军锋、侯超波、闫勇, 2011: 《政府主导型流域生态补偿机制研究——对子牙河流域生态补偿机制的思考》,

- 《中国人口·资源与环境》第7期，第101-106页。
- 19.王西琴、高佳、马淑芹、刘子刚，2020：“流域生态补偿分担模式研究——以九洲江流域为例”，《资源科学》第2期，第242-250页。
- 20.燕继荣，2013：“协同治理：社会管理创新之道——基于国家与社会关系的理论思考”，《中国行政管理》第2期，第58-61页。
- 21.姚华松、许学强，2009：“诸侯经济、一体化经济还是不完全一体化经济？——论珠三角区域发展之路”，《热带地理》第3期，第241-244、第279页。
- 22.曾经纬、李柏洲，2022：“组态视角下企业绿色双元创新驱动路径”，《中国人口·资源与环境》第2期，第151-161页。
- 23.张栋，2022：“黄河流域横向生态补偿制度之检视与完善”，《人民黄河》第1期，第10-14页。
- 24.张化楠、葛颜祥、接玉梅、郑云辰，2019：“生态认知对流域居民生态补偿参与意愿的影响研究——基于大汶河的调查数据”，《中国人口·资源与环境》第9期，第109-116页。
- 25.张明凯、潘华、胡元林，2018：“流域生态补偿多元融资机制及融资效果的系统动力学模型分析”，《统计与决策》第19期，第71-75页。
- 26.赵云峰，2013：“跨区域流域生态补偿意愿及其支付行为研究”，大连理工大学博士学位论文。
- 27.郑云辰、葛颜祥、接玉梅、张化楠，2019：“流域多元化生态补偿分析框架：补偿主体视角”，《中国人口·资源与环境》第7期，第131-139页。
- 28.周宇、李兆华，2021：“湖北省市场化多元化生态补偿机制探索”，《湖北大学学报（自然科学版）》第4期，第464-470页。
- 29.朱仁显、李佩姿，2021：“跨区流域生态补偿如何实现横向协同？——基于13个流域生态补偿案例的定性比较分析”，《公共行政评论》第1期，第170-190页、第225页。
- 30.Chen, Z. G., Q. Y. Meng, H. C. Wang, R. W. Xu, Y. X. Yi, and Y. Zhang, 2021, “Dynamic Optimal Control Differential Game of Ecological Compensation for Multipollutant Transboundary Pollution”, *Complexity*, Vol. 2021, <https://doi.org/10.1155/2021/5530971>.
- 31.Cheng, X. Y., L. Fang, L. Mu, J. Li, and H. Wang, 2022, “Watershed Eco-Compensation Mechanism in China: Policies, Practices and Recommendations”, *Water*, 14(5), <https://doi.org/10.3390/w14050777>.
- 32.Cosgrove, W. J., and D. P. Loucks, 2015, “Water Management: Current and Future Challenges and Research Directions”, *Water Resources Research*, 51(6): 4823-4839.
- 33.Ding, J., L. Chen, M. Deng, and J. Chen, 2022, “A Differential Game for Basin Ecological Compensation Mechanism Based on Cross-regional Government-Enterprise Cooperation”, *Journal of Cleaner Production*, 362(15): 1-14.
- 34.Liu, M., D. Rao, L. Yang, and Q. W. Min, 2021, “Subsidy, Training or Material Supply? The Impact Path of Eco-Compensation Method on Farmers’ Livelihood Assets”, *Journal of Environmental Management*, Vol. 287, <https://doi.org/10.1016/j.jenvm.an.2021.112339>.
- 35.Krampe, F., F. Hegazi, and S. D. van Deveer, 2021, “Sustaining Peace Through Better Resource Governance: Three Potential Mechanisms for Environmental Peace Building”, *World Development*, Vol. 144, <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2021.105508>.

- 36.Ragin, C. C., 2008, *Redesigning Social Inquiry: Fuzzy Set and Beyond*, Chicago: University of Chicago Press, 190-212.
- 37.Ruggerio, C. A., 2021, “Sustainability and Sustainable Development: A Review of Principles and Definitions”, *Science of the Total Environment*, Vol. 786, <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2021.147481>.
- 38.Wang, Q., N. Wang, H. Wang, and Y. Xiu, 2022, “Study on Influencing Factors and Simulation of Watershed Ecological Compensation Based on Evolutionary Game”, *Sustainability*, 14(6), <https://doi.org/10.3390/su14063374>.

(作者单位: <sup>1</sup>西安交通大学公共政策与管理学院;  
<sup>2</sup>西北工业大学公共政策与管理学院)  
(责任编辑: 黄易)

## Differentiated Driving Path of Diversified Watershed Eco-compensation from the Perspective of Configuration

YANG Xiaojun FEI Zixuan REN Linjing

**Abstract:** Watershed eco-compensation plays an important role in coordinating the interest relationship between water ecological protectors and beneficiaries and promoting the sustainable development of the watershed ecosystem. However, the existing studies pay little attention to the diversified eco-compensation and its driving paths. Therefore, based on the theory of collaborative governance and sustainable development, this study constructs a model of the driving paths of diversified eco-compensation in watersheds from a configuration perspective, and takes the typical cases of eco-compensation in 13 river basins in China as the study objects. We use the Fuzzy-Set Qualitative Comparative Analysis method to study the driving factors of diversified eco-compensation in watersheds, and explore the differentiated driving path of diversified eco-compensation in watersheds. This paper finds that 13 cases can be classified into three differentiated driving paths, namely, ideological power leading, institutional power leading, and comprehensive power leading, which illustrate diversified eco-compensation development paths with unique regional characteristics in different watersheds. The study also finds that it is not the case that the stronger policy implementation pressure the better, and the development of diversified eco-compensation in watersheds needs to be systematically considered and analyzed as a whole by integrating multiple factors. The results show that the government should comprehensively consider the combination of various factors to improve the relevant supporting policies, and each watershed should innovate the development mode of diversified eco-compensation according to its own characteristics, providing theoretical basis and practical guidance for the development of diversified eco-compensation in watersheds in China.

**Keywords:** Watershed Eco-compensation; Diversified Eco-compensation; Configuration Analysis; Fuzzy-Set Qualitative Comparative Analysis

# 经济增长目标设定对基层“三保” 保障的影响探析\*

仇童伟<sup>1,2,3</sup> 蒋 涛<sup>3</sup>

**摘要:**本文利用2016—2018年中国地方政府财政预决算数据库数据,考察经济增长目标硬约束下的基层“三保”支出状况。结果显示,经济增长目标设定是基层“三保”支出不足的重要诱因。从支出结构上看,地级市经济增长目标的提高对基层保基本民生支出的抑制作用强于对保工资和保运转支出的抑制作用。机制检验结果表明,地级市经济增长目标的提高增加了基层政府对科技、金融与产业发展的投入,并反映为县级人均GDP的提高。本文还发现:随着经济增长目标的提高,官员政治激励对经济增长的促进作用和对基层“三保”支出的抑制作用均被强化;对于前期经济增速越快的地区,地级市经济增长目标的提高对其“三保”支出的抑制性越强。本文研究旨在说明,基层“三保”支出不足在一定程度上缘于经济增长目标设定以及“层层加码”诱发的地方财政支出偏好锚定,改变“唯GDP论英雄”的绩效评估方式仍是深化改革的重要一环。

**关键词:**基层“三保” 经济增长目标 财政支出偏好

中图分类号: F812.7 文献标识码: A

## 一、引言

基层<sup>①</sup>“三保”(保基本民生、保工资、保运转)是保障县级政府履职和各项政策实施的基础条件,是满足城乡居民不断提升的基本公共服务需求的基本要求,也是对冲新冠疫情和经济下行影响的必要举措(石英华,2021)。2020年财政部发布的《关于有效应对新冠疫情影响切实加强地方财政“三

\*本文研究受到金善宝农业现代化发展研究院智库课题“巩固脱贫攻坚成果的财政支出结构优化路径研究”(编号:YZKKT2023004)、高等学校学科创新引智计划项目(编号:B16040)和国家自然科学基金项目“‘三权分置’政策实施机制及其对耕地质量保护行为的影响:基于产权与治权结合视角”(编号:72273064)的资助。感谢西南财经大学甘犁教授以及中国家庭金融调查与研究中心数据部工作人员在研究内容和数据收集整理上给予的无私帮助,同时感谢审稿专家对文章提出的宝贵修改意见,文责自负。本文通讯作者:蒋涛。

①本文中,基层指的是县、县级市和市辖区等县级行政区。

保”工作的通知》要求，地方各级财政尤其是县级基层财政要用好各项转移支付资金，加大统筹力度，优先用于疫情防控和“三保”支出并确保按时足额兑付，特别是要切实保障基本民生，强化对困难群众的兜底保障<sup>①</sup>。2023年中央经济工作会议强调，要增强财政可持续性，兜牢基层“三保”底线<sup>②</sup>。

相关研究指出，突如其来的新冠疫情对经济社会的冲击，使得全国财政收入大幅下滑，财政收支矛盾加剧，基层“三保”的难度也随之加大（石英华，2021）。李坤和刘永慧（2023）认为，基层“三保”存在问题的原因在于：近年的减税降费减少了财政收入，疫情防控投入大量财政资金，各项民生支出需要县级配套，以及上级出台政策下级埋单诱发的财政吃紧等。此外，基层财源基础比较薄弱、库款保障水平不高、刚性支出压力较大也是“三保”保障吃紧的重要原因（李甘顺，2021）。

然而，笔者利用财政部数据的计算结果显示，全国“三保”支出占一般公共预算支出的比例从2013年的42%变为2020年的44%<sup>③</sup>；笔者利用2016—2018年中国地方政府财政预决算数据库数据的计算结果进一步显示，基层“三保”支出占一般公共预算支出的比例从2016年的42%降至2018年的39%<sup>④</sup>。这表明，“三保”支出占一般公共预算支出的比例并不高，在县级层面甚至更低。问题是，为什么在基层“三保”支出占比并不高的情况下会出现“三保”支出难以保障的局面呢？王振宇等（2020）认为，基层政府财力、支出责任与事权之间的不匹配致使基层财力越发紧张，加之地方政府为缓解财政压力而优先考虑将财政资金投入经济建设，从而造成基层“三保”支出不足。随着中国经济进入“三期叠加”阶段后，地方财政刚性支出增加，挤占了“三保”支出（宋丽颖等，2020）。赵长宝（2020）和王春燕（2021）也指出，现阶段刚性支出压力的增加是诱发基层“三保”支出不足的重要原因。归根结底，地方政府偏好经济建设是基本民生支出不足的重要原因（傅勇和张晏，2007；尹恒和朱虹，2011；毛捷等，2019）。

众多研究显示，中国地方政府存在追求高经济增长率的强烈动机，这可能缘于地方官员的内在晋升激励（周黎安，2007；Chen and Kung, 2016；Landry et al., 2018）。Qian and Weingast（1997）、Qian and Roland（1998）的早期研究已经对中国财政分权所诱发的地方政府行为作出了探讨，他们指出，财政分权给予地方政府对财政的剩余控制权会促使地方政府增加相关配套设施，推动经济增长并吸引流动性资源，以充分享有对财政的剩余索取权。Chen and Kung（2016）的研究进一步发现，地方官员同时存在经济与政治诉求，这决定了他们对财政资源的特殊配置偏好。尽管地方政府必须平衡各方面对财政的需求，但内在地偏向于某类支出，并存在“重基本建设、轻人力资本和公共服务”的倾向（平新乔和白洁，2006；傅勇和张晏，2007；尹恒和朱虹，2011）。

---

<sup>①</sup>参见《关于有效应对新冠肺炎疫情影响切实加强地方财政“三保”工作的通知》，[http://yss.mof.gov.cn/zhengceguizhang/202003/t20200304\\_3478171.htm](http://yss.mof.gov.cn/zhengceguizhang/202003/t20200304_3478171.htm)。

<sup>②</sup>参见《2023中央经济工作会议全文公报》，<http://www.china-cer.com.cn/guwen/2023121126767.html>。

<sup>③</sup>财政数据来自财政部预算司官网（<http://yss.mof.gov.cn>）。

<sup>④</sup>中国地方政府财政预决算数据库由国家金融调查与研究中心建立，详见数据来源部分的介绍。

除了财政剩余控制权诱发的地方政府对经济发展的偏好外，经济增长目标设定也是倒逼资源配置并诱导经济增长的重要决定因素（徐现祥和刘毓芸，2017；李书娟和徐现祥，2021）。刘淑琳等（2019）发现，经济增长目标每提高1%，地区投资会显著上升0.44%。而且，经济增长目标越高，地方政府越倾向于将有限的资源配置给本地大企业（李茫茫等，2021），还会使得获得高政府补助、融资约束程度低以及能获得高贷款的企业风险承受水平大幅提升（黄亮雄等，2021），并刺激地方财政对创新的投入（王贤彬等，2021）。然而，经济增长目标设定也会导致地方财政扩张和资源错配。例如，刘若鸿等（2021）发现，经济增长目标的提高显著促进了地方政府对融资平台的财务支持，并且在策略上更倾向于采取“资产负债表”端的土地资产注入。胡深和吕冰洋（2019）也发现，更高的经济增长目标会促使地方政府扩大土地出让规模。显然，经济增长目标硬约束会造成地方政府不得不增加收入来源以应对支出扩张。陈邱惠和徐现祥（2021）就发现，经济增长目标每增加1个百分点，政府支出平均增加1.148个百分点。

经济增长目标的设定既对地方财政支出构成硬约束，又是地方官员实现经济与政治诉求的基本前提。那么经济增长目标设定是否是基层“三保”支出不足的诱因呢？现有关于基层“三保”的学术研究较少，主要研究成果为一些地方层面的调查报告和规范性阐述（王振宇等，2020），缺乏从地方财政支出硬约束视角来理解基层“三保”支出及其结构的分析。这对于揭示基层“三保”支出不足的内在形成机制以及设计纾困基层财政的针对性举措构成了挑战。为此，本文主要工作包括以下三个方面：第一，评估经济增长目标设定对基层“三保”支出的影响；第二，考察经济增长目标设定对基层“三保”支出结构的差异化影响；第三，从财政支出（如财政对科技、金融和产业发展的投入等维度）影响经济增长的视角，揭示经济增长目标设定影响基层“三保”支出的作用路径。本文的贡献包括：第一，较早考察经济增长目标设定对基层“三保”支出的影响，为深化该领域研究，设计纾困基层财政的针对性举措提供了经验依据<sup>①</sup>；第二，从经济增长目标设定角度揭示地方政府财政支出偏好，为该领域研究提供了新的经验证据。

## 二、特征事实与理论框架

### （一）特征事实

基层“三保”工作是维护经济社会稳定的“压舱石”，关乎人民群众的切身利益和社会事业的健康发展，关乎基层政权巩固、政府职能正常履行和干部队伍稳定（石英华，2021）。但2020年的新冠疫情对中国社会经济造成重要冲击，使得全国财政收入出现明显下滑：2020年全年一般公共预算收

---

<sup>①</sup>实际上，基层“三保”是近年来由中央政府提出来的政策概念，包括保基本民生、保工资和保运转。尽管以往一些研究涉及保基本民生支出，但将基层“三保”作为考察对象的研究较少。一个重要的原因在于：“三保”支出的财政科目复杂，利用省市财政数据难以准确刻画；而且，县级层面详细的财政收支数据的收集整理难度也很大。实际上，当前财政研究领域利用县级财政收支数据的分析较少，能对政府收支科目中的详细科目（如扶贫支出中的农村基础设施建设支出，科目代码为2130504）进行分析的研究几乎没有，由此造成该领域的研究尚处于起步阶段。

入同比下降 3.9%<sup>①</sup>。为此，财政部于 2020 年 3 月 4 日发布了《关于有效应对新冠疫情切实加强地方财政“三保”工作的通知》并指出，要严格按照县级为主、省级兜底的原则，将“三保”保障落到实处，充分认识巩固基层“三保”在确保社会稳定、维护市场环境、提振市场信心方面的作用，坚持“三保”支出在财政支出中的优先顺序<sup>②</sup>。2020 年 4 月 20 日财政部召开新闻发布会并进一步指出，受疫情影响，一些地方基层保基本民生、保工资、保运转面临较大压力，需要集中使用部分中央存量资金，统筹加大地方转移支付力度，加强对地方保基本民生、保工资、保运转的财力支持<sup>③</sup>。

那么全国“三保”支出的真实状况到底如何呢？表 1 汇报了 2014—2020 年全国“三保”支出占一般公共预算支出百分比的情况。从全国层面来看，“三保”支出占一般公共预算支出的百分比从 2014 年的 43.3% 变为 2020 年的 44.0%；从中央本级来看，“三保”支出占中央本级一般公共预算支出的百分比从 2014 年的 24.7% 变为 2020 年的 19.6%，其占比较低的原因是中央本级担负了国防和外交的主要支出责任；从地方层面来看，“三保”支出占一般公共预算支出的百分比从 2014 年的 45.2% 变为 2020 年的 47.4%。总体而言，“三保”支出占全国一般公共预算支出的百分比不到 50%，并不存在“三保”保障的财政缺口问题。

表 1 2014—2020 年全国“三保”支出占一般公共预算支出的百分比 单位：%

层级	2014 年	2016 年	2018 年	2020 年
全国层面	43.3	43.8	43.4	44.0
中央本级	24.7	23.0	25.7	19.6
地方层面	45.2	46.0	45.2	47.4

资料来源：笔者根据财政部预算司官网（<http://yss.mof.gov.cn>）数据整理。

本文也采用 2016—2018 年中国地方政府财政预决算数据库数据测算了省本级和市本级“三保”支出的百分比。结果显示，2016—2018 年省本级“三保”支出占一般公共预算支出的百分比分别为 54.1%、54.1% 和 53.6%，市本级“三保”支出占比分别为 56.5%、52.7% 和 51.7%，从比例上看仍未出现“三保”保障的财政缺口问题。

表 2 进一步汇报了 2016—2018 年基层“三保”状况。第一，2016—2018 年，基层“三保”支出占一般公共预算支出的比例分别为 42.5%、41.9% 和 39.1%，低于全国平均水平。这是因为，省本级和市本级承担了部分基层“三保”保障的支出责任。2016 年国务院印发的《国务院关于推进中央与地方财政事权和支出责任划分改革的指导意见》就规定，“体现国家主权、维护统一市场以及受益范围覆

<sup>①</sup> 资料来源：《2020 年一般公共预算收入 182895 亿元 全国财政运行逐季好转》，[https://www.gov.cn/xinwen/2021-01/29/content\\_5583431.htm](https://www.gov.cn/xinwen/2021-01/29/content_5583431.htm)。

<sup>②</sup> 参见《关于有效应对新冠肺炎疫情影响切实加强地方财政“三保”工作的通知》，[http://yss.mof.gov.cn/zhengceguizhang/202003/t20200304\\_3478171.htm](http://yss.mof.gov.cn/zhengceguizhang/202003/t20200304_3478171.htm)。

<sup>③</sup> 资料来源：《战“疫”稳经济积极财政更加积极有为——财政部一季度财政收支情况新闻发布会综述》，[http://www.mof.gov.cn/zhenwguxinxi/caijingshidian/zgcjb/202004/t20200423\\_3502761.htm](http://www.mof.gov.cn/zhenwguxinxi/caijingshidian/zgcjb/202004/t20200423_3502761.htm)。

盖全国的基本公共服务由中央负责，地区性基本公共服务由地方负责，跨省（区、市）的基本公共服务由中央与地方共同负责”<sup>①</sup>，由此形成新的财政支出责任划分。第二，在仅考虑本级财政收入时，2016—2018年全国存在“三保”支出缺口的县（市、区）占比依次为54.7%、56.2%和52.9%。这说明，不考虑财政转移支付时至少有一半的县级政府无法保障“三保”支出。第三，从“三保”支出缺口占财政转移支付的比例来看，2016—2018年分别为13.0%、14.1%和12.5%。笔者根据财政部数据计算的结果显示，1994—2020年，中央对地方的财政转移支付占地方一般公共预算支出的比重从12.0%增至39.5%<sup>②</sup>。这意味着，当考虑财政转移支付时，基层“三保”保障总体上并不存在财政缺口问题。

表2 2016—2018年基层“三保”状况 单位：%

项目	2016年	2017年	2018年
基层“三保”支出占一般公共预算支出的比例	42.5	41.9	39.1
存在“三保”支出缺口的县（市、区）占比	54.7	56.2	52.9
“三保”支出缺口占财政转移支付的比例	13.0	14.1	12.5

资料来源：笔者根据2016—2018年中国地方政府财政预决算数据库数据测算。

在基层“三保”保障不存在财政缺口的情况下，诱发基层“三保”支出不足的原因很可能是地方政府偏好经济建设所诱发的偏向性财政配置。2022年6月2日财政部召开的新闻发布会指出，要科学规划、稳步实施政府重大投资项目，严禁脱离实际、超越经济发展水平搞建设，严禁急功近利、“寅吃卯粮”违规举债上项目<sup>③</sup>。这说明，地方政府存在发展经济的强烈偏好。徐现祥和刘毓芸（2017）以及李书娟和徐现祥（2021）就指出，经济增长目标设定是导致地区经济增长的关键，也会促使地方政府将更多的财政资源投入经济建设。

表3汇报了2010—2020年中国经济增长目标情况。结果显示，全国经济增长目标从2010年的8%降至2020年的6%。但从省级经济增长目标和地级市经济增长目标来看，省级经济增长目标的均值始终高于全国经济增长目标。类似地，地级市经济增长目标的均值要高于省级经济增长目标的均值。由此表明，经济增长目标存在逐级锚定和“层层加码”的情况。这与周黎安等（2015）的发现一致。

表3 经济增长目标状况 单位：%

项目	2010年	2012年	2014年	2016年	2018年	2020年
全国经济增长目标	8.0	7.5	7.5	6.75	6.5	6.0
省级经济增长目标均值	10.3	11.0	9.7	7.7	7.3	6.4
地级市经济增长目标均值	12.6	13.2	10.7	8.3	7.7	7.2

资料来源：由笔者根据各级政府工作报告整理，如存在区间值均按照区间上限和下限的均值计算。

<sup>①</sup>参见《国务院关于推进中央与地方财政事权和支出责任划分改革的指导意见》（国发〔2016〕49号），[https://www.gov.cn/zhengce/content/2016-08/24/content\\_5101963.htm](https://www.gov.cn/zhengce/content/2016-08/24/content_5101963.htm)。

<sup>②</sup>资料来源：笔者根据1994—2020年全国财政决算数据计算。

<sup>③</sup>资料来源：《中央加大对地方支持力度 有效保障基层“三保”》，<https://m.gmw.cn/bajia/2022-06/02/1302978401.html>。

## (二) 理论框架

要厘清经济增长目标设定对基层“三保”支出的影响，一方面需要揭示在现行财政体系下，经济增长目标设定何以出现以及如何发挥作用，另一方面则需要明晰以经济增长为目标的地方政府是如何配置财政资源，并最终影响基层“三保”支出。前者要求揭示中央政府是如何约束地方政府，以使得中央与地方能够激励相容，从而实现中央政府的财政目标；后者则需要搞清楚从财政投入的角度来说，哪些是有利于在中央政府约束下地方官员实现最大化利益的。

1. 经济增长目标约束下地方财政资源配置的形成逻辑。Qian and Weingast (1997)、Qian and Roland (1998) 的研究为理解中国地方政府财政支出偏好提供了一个分析框架（见图 1）。他们指出，财政分权与地区竞争给予地方政府对财政的剩余索取权并导致地方政府财政预算约束增强，使得地方政府更偏好于有效率的公共物品供给和市场保护，以吸引更多流动性资源。但要使得财政联邦主义能够持续存在，必须满足两条基本原则：第一，中央政府须有足够的资源来防止下级政府逃避责任；第二，下级政府须有能力抵制中央政府滥用职权（de Figueiredo and Weingast, 2005）。

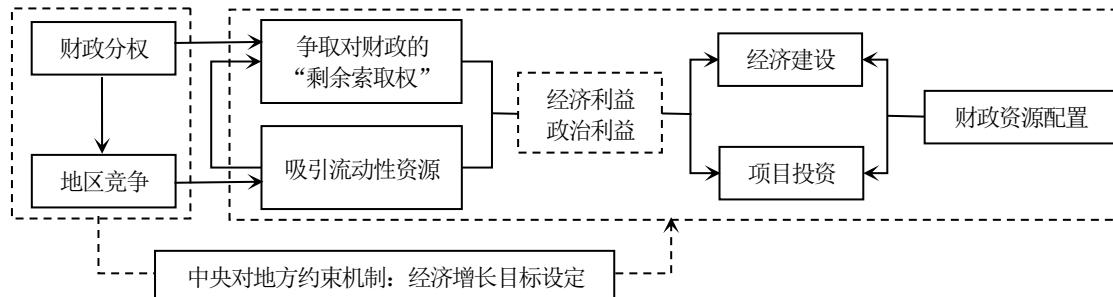


图 1 经济增长目标约束下地方财政资源配置逻辑

资料来源：参考 Qian and Weingast (1997)、Qian and Roland (1998) 的研究。

由此可见，要使得财政分权和地区竞争能够引导地方财政资源的配置，中央政府必须有足够的资源来防止下级政府逃避责任。但问题是，地方政府（尤其是基层政府）的行为是难以及时监管的。在这种情况下，以经济增长目标管理（以结果管理替代过程管理）为约束机制的信息监管模式应运而生。首先，经济增长目标管理可以极大地降低中央监管地方的信息成本。周黎安（2007）指出，像“晋升锦标赛”这类模型，必须满足竞赛指标的可度量和可识别性。如果一项指标边界模糊，那么它的约束和激励功能就会大打折扣。其次，经济增长目标管理可以引导地方政府的财政资源配置。从中国实践来看，在把工作重心转移到经济建设后，中国共产党历次全国代表大会都明确提出翻番的经济增长目标，且国民经济与社会发展五年规划也会提出与之相对应的经济增长目标（徐现祥和刘毓芸，2017）。即使 2013 年相继发布的《关于改进地方党政领导班子和领导干部政绩考核工作的通知》《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》试图弱化经济增长在地方官员考核中的权重，但表 3 中的数据表明，经济增长目标约束和地方政府“层层加码”的情况并未出现实质性转变。

那么，在经济增长目标硬约束下，地方政府为何就会锚定甚至逐级对经济增长目标加码呢？实际上，地方官员也是理性人，他们有着自己的政治与经济诉求。例如，周黎安（2007）对“晋升锦标赛”

的讨论，就将政治诉求与经济增长挂钩；Chen and Kung（2016）则将地方官员的经济诉求与经济发展结合起来讨论。由此表明，地方官员利益诉求是地方财政锚定经济发展的重要原因。但必须强调的是，地方官员的利益诉求是以经济增长目标为基本前提的。如果缺乏中央的目标约束，那么整个财政联邦主义或财政分权体系就无法成立或无法运行。只有在明确的经济目标和经济增长率考核下，官员晋升的指标体系才是边界清晰的，经济诉求才能在经济发展中得以实现。因此，无论是经济建设还是项目投资，都是地方财政资源在中央约束与地方响应过程中的偏向性配置的结果。显然，基层“三保”支出并非能够在短期内带来显性经济绩效的财政支出，且在分配性支出中地方官员获取个人经济利益的可能性也不大。笔者利用2013—2022年历年《中国民政统计年鉴》的计算结果显示，地方政府在提高最低生活保障标准的同时，并未以同等速度提升相应的支出规模，最终反映为覆盖规模的收缩<sup>①</sup>。宋小宁等（2012）也发现，地方财政转移支付收入的增加并未提高基本公共服务供给。由此表明，地方政府缺乏将财政资源投入保基本民生等领域的内在激励。

2. 经济增长目标约束下地方财政的支出选择。从图1可知，地方政府的政治与经济诉求是在经济增长目标硬约束下才得以实现的。前者因为指标的边界清晰得以成为考核标准，后者由于在经济建设中更易获取经济利益而得以激励地方官员。在双重利益诉求的驱动下，地方财政会朝着有利于经济发展的偏向性投资倾斜，由此形成了图2所示的分析框架。在现代经济体系下，科技创新是第一生产力，金融扩张是短期内抬高GDP的有效手段，发展产业、支持中小企业则是推动经济增长的基本策略。

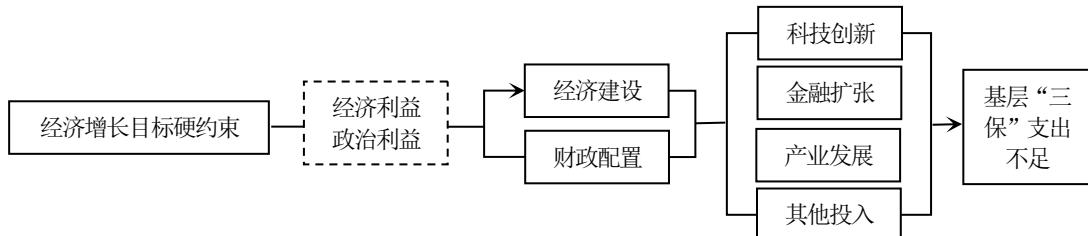


图2 经济增长目标硬约束诱发基层“三保”支出不足的内在逻辑

首先，经济增长目标设定会刺激地方政府对科技创新的投入。王贤彬等（2021）研究发现，在经济增长压力初始增加阶段，地方创新水平会显著提高。一个极为重要的原因是：经济增长压力会促使地方政府增加科技创新投入，进而提高城市创新指数。黎文清和郑曼妮（2016）也发现，产业政策会促进企业创新，这主要是企业为获得补贴而选择为“扶持”而创新。由此说明，政府在推动地区创新过程中是通过财政补贴来运作的（Aghion et al., 2015；唐丹丹和阮伟华，2019）。那么，地方政府在经济增长目标约束下为什么要支持科技创新呢？实际上，为推动经济增长，地方政府会积极地出台一系列配套举措，这些政策往往有利于资源向企业集聚，以促使它们更加积极地开展经营活动（王贤彬等，2021；黄亮雄等，2021）。显然，企业创新是政府支持的重点，也是推动经济增长的关键。

<sup>①</sup>具体而言，2012—2021年，全国城市低保平均标准从330.1元/人·月增至694元/人·月，城市低保人数则从2142万人降至737万人；农村低保平均标准从172元/人·月增至512元/人·月，农村低保人数则从5341万人降至3474万人。

其次，经济增长目标硬约束会促使地方政府推动金融扩张。纪志宏等（2014）研究发现，官员晋升压力的增加会提升银行信贷规模，并降低信贷质量，而信贷又是理解增长波动的重要视角。谭之博和周黎安（2015）进一步发现，官员任期与信贷投放呈倒U形关系，即晋升压力越大，地方官员扩张金融的短视行为越明显。显然，金融扩张是短期拉动投资，促使企业扩大生产的重要政策工具。对于经济增长压力越大的地区，地方官员为实现政治与经济诉求，越有可能出现短视行为，具体表现为：通过财政手段来增加金融投入，促进地方信贷扩张，诱导企业投资，进而反映为短期内经济快速增长。

最后，经济增长目标约束会诱使地方财政向本地重点产业发展倾斜。相关研究显示，附着财政转移支付的产业政策对经济增长具有重要推动作用（Aghion et al., 2012; Peters and Dutschke, 2014）。刘淑琳等（2022）的研究表明，高经济增长目标会导致政府干预资本密集型产业、重点产业等。前文提及，中国地方政府具有发展经济的强烈动机，这既可能缘于地方官员的晋升激励，又可能缘于他们的经济诉求（Chen and Kung, 2016; Landry et al., 2018）。但无论出于何种动机，地方官员都必须完成上级政府下达的经济增长目标，这很可能造成地方财政配置偏向重点产业发展。实际上，通过财政转移支付来实施产业政策，是推动地区产业发展和经济增长的重要举措。因此，在经济增长目标硬约束下，基层“三保”等非经济扩张领域的支出有可能受到压缩。

### 三、模型设定、变量选择与数据来源

#### （一）模型设定

本文旨在考察经济增长目标设定对基层“三保”支出的影响及其内在机制。为此，本文首先考察经济增长目标设定对基层“三保”支出的影响，构建如下模型：

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln AIM_{it} + \beta X + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中： $Y_{it}$  为县（市、区） $i$  在 $t$ 年的人均“三保”支出及其结构。其中，“三保”支出结构由基层人均保基本民生、保工资和保运转支出共同刻画。 $AIM_{it}$  为县（市、区） $i$  所在地级市在 $t$ 年的经济增长目标。 $X$  表示由省委书记年龄、省委书记任期、地级市委书记年龄、市委书记任期、地级市上年人均GDP、地级市上年GDP增长率、地级市第二产业GDP占比和第三产业GDP占比等变量组成的向量。 $\beta_0$  为常数项， $\beta_1$  和  $\beta$  为待估计系数。 $\delta_i$  和  $\gamma_t$  分别为地区和时间固定效应， $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。

其次，本文从经济增长目标设定对科技、金融和产业发展投入的影响，以及经济增长目标的提高是否促进财政支出对经济增长激励作用两个维度，考察经济增长目标设定影响基层“三保”支出的作用路径，构建如下模型：

$$\ln K_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln AIM_{it} + \beta X + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln G_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln AIM_{it} + \beta_2 \ln EXP_{it} + \beta_3 \ln AIM_{it} \times \ln EXP_{it} + \beta X + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(2) 式中,  $K_{it}$  表示县(市、区)  $i$  在  $t$  年的人均财政科技投入、人均财政金融投入和人均财政产业投入。 (3) 式中:  $G_{it}$  为县(市、区)  $i$  在  $t$  年的经济发展水平, 由人均 GDP 衡量;  $EXP_{it}$  表示县(市、区)  $i$  在  $t$  年的人均财政支出水平;  $\ln AIM_{it} \times \ln EXP_{it}$  为经济增长目标自然对数与人均财政支出水平自然对数的交互项, 其系数的含义是不同经济增长目标下财政支出对经济增长的贡献率。其余变量及参数定义与 (1) 式一致。

## (二) 变量选择与描述

1. 因变量。本文最主要的因变量为基层人均“三保”支出, 采用县级人均“三保”支出进行衡量。在区分“三保”支出结构的分析中, 本文也具体分析了保基本民生、保工资和保运转支出, 因变量均采用人均支出水平衡量; 在机制检验部分, 本文探讨经济增长目标是否会导致基层政府将更多的财政资源用于经济发展, 此时因变量包括县级人均财政科技投入、县级人均财政金融投入、县级人均财政产业投入和人均 GDP。其中: 县级人均财政科技投入是根据县级财政科学技术支出<sup>①</sup>与县域常住人口数的比值计算; 县级人均财政金融投入是根据县级财政金融支出<sup>②</sup>与县域常住人口数的比值计算; 县级人均财政产业投入是根据县级财政用于产业发展支出<sup>③</sup>与县域常住人口数的比值计算; 县级人均 GDP 是根据县级 GDP 与县域常住人口数的比值计算。

2. 主要自变量。主要自变量为经济增长目标, 本文采用地级市经济增长目标作为代理变量。采用地级市经济增长目标的原因有: 一方面, 地方政府存在“层层加码”的现象(周黎安等, 2015), 地级市经济增长目标在很大程度上决定了县(市、区)的经济增长压力; 另一方面, 同一地级市内各县(市、区)的经济增速不同可能造成它们对地级市经济增长目标的反应差异, 本文控制了县级上年经济增长率, 有助于识别不同经济增长率城市的压力。根据 Pearl(2009)的研究, 地级市经济增长目标对基层“三保”支出的影响系数是县级往年经济增长率的条件概率, 即地级市经济增长目标可以识别各县(市、区)所面临的经济增长压力<sup>④</sup>。那么, 地级市经济增长目标是否足以表征县(市、区)经济增长目标的整体状况? 对此, 本文作如下说明。第一, 全国省级经济增长目标与地级市经济增长目标的相关系数达到了 0.780, 这说明, 下级政府的经济增长目标存在向上锚定的特点。第二, 本文对地级市经济增长目标与县级实际经济增长率进行了回归, 回归系数为 1.378, 且在 1% 统计水平上显著。显然, 县级实际经济增长率是锚定其当年经济增长目标的, 这也说明地级市经济增长目标与县级经济

<sup>①</sup> 对应《2018 年政府收支分类科目》中的科学技术支出(206), 具体包括科学技术管理事务、基础研究、应用研究、技术研究与开发、科技条件与服务、社会科学、科学技术普及、科技交流与合作、科技重大项目、其他科学技术支出。

<sup>②</sup> 对应《2018 年政府收支分类科目》中的金融支出(217), 具体包括金融部门行政支出、金融部门监管支出、金融发展支出、金融调控支出、其他金融支出。

<sup>③</sup> 产业发展支出是指对实体产业和中小企业的投入, 对应《2018 年政府收支分类科目》中资源勘探信息等支出(215)下属的制造业(21502)、建筑业(21503)和支持中小企业发展与管理支出(21508)。

<sup>④</sup> 采用地级市经济增长目标作为代理变量的原因还在于: 尽管部分县(市、区)政府工作报告包含了经济增长目标, 但仍有很多资料信息难以获取, 而地级市经济增长目标数据是完整的。

增长目标存在高度相关性。第三，处于同一地级市中的各县（市、区）之所以存在经济增长目标的差异，主要是因为其往年的经济增长率存在较大差异，这主要是由自身的经济潜能和产业结构所决定的。因此，只要将县（市、区）往年的经济增长率纳入控制变量，就可以消除由县（市、区）经济实际状况或经济势能造成增长目标差异<sup>①</sup>；在机制检验部分，本文引入地级市经济增长目标与县级人均财政支出的交互项，此时县级人均财政支出也将作为自变量使用。

3. 控制变量。参考纪志宏等（2014）、谭之博和周黎安（2015）、王贤彬等（2021）和刘淑琳等（2022）的研究，控制变量包括省委书记年龄、省委书记任期、地级市委书记年龄、市委书记任期、地级市上年人均GDP、地级市上年GDP增长率、地级市第二产业GDP占比和地级市第三产业GDP占比。此外，本文还引入书记年龄二次项，因为其与晋升激励具有非线性关系（纪志宏等，2014）。本文还引入县域面积、县域城镇人口占比、县域年降雨量和省级CPI等影响基层“三保”成本的控制变量，同时引入县级上年GDP增长率。实际上，各地区由于自然和人口特征不同，基本公共服务供给的成本存在显著差异，故本文参考《中央对地方均衡性转移支付办法》中转移支付的相关决定因素，选取县级层面的控制变量。

### （三）数据来源

本文数据来源包括三个方面。第一，2016—2018年经济增长目标数据。该数据是从各省（区、市）及地级市的人民政府门户网站、地级市年鉴手工收集得到。参考王贤彬等（2021），本文做如下类似处理：对于带有“约”“左右”“高于”“以上”“最低”“不低于”等修饰词的目标表述，采用具体数字；对于区间的目标表述，采用区间的上限和下限的均值来衡量经济增长目标。

第二，地区特征数据。地级市GDP、GDP增长率、第二产业GDP占比和第三产业GDP占比等变量的相关数据来自2016—2019年历年的《中国城市统计年鉴》；县级层面的指标数据来自2016—2019年历年的《中国县域统计年鉴》、万德数据库等；省级CPI指数来自2017—2019年历年的《中国统计年鉴》；党委书记的年龄、任期等信息由笔者根据各地区公开的党委书记资料手工整理而来。

第三，基层财政收支数据。本文涉及的财政收支数据均来自中国地方政府财政预决算数据库<sup>②</sup>。中国地方政府财政预决算数据库由西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心构建，旨在收集整理中国地方各级政府的财政预决算信息。从公开层级来看，数据库包括省、市、县三级数据；从时间跨度来看，现有数据库中包含信息年份为2016—2018年；从预算编制和公开主体来看，数据库主要收集地方各级财政部门公开的政府预决算信息；从公开事项来看，数据库主要收集政府决算信息；从公开内容来看，数据库涵盖一般公共预决算、政府性基金预决算、国有资本经营预决算、社会保险基金预

---

<sup>①</sup>实际上，区县经济增长目标与省、市经济增长目标的设定类似，需要充分考虑区县往年经济增长的实际情况。在这种情况下，将县级上年经济增长率纳入控制变量，就使得地级市经济增长目标对基层“三保”支出的影响是县级上年经济增长率的条件概率，由此消除区县经济体量差异所造成的影响。但遗憾的是，笔者未获得详细的区县经济增长目标数据。

<sup>②</sup>财政收支数据具体包括基层“三保”支出、科学技术支出、金融支出，以及资源勘探信息等支出包含的制造业、建筑业和支持中小企业发展与管理支出等。

决算信息，即各级政府依据《中华人民共和国预算法》《中华人民共和国政府信息公开条例》和《财政部关于印发〈地方预决算公开操作规程的通知〉》（财预〔2016〕143号）等法律法规和文件规定公开的所有地方预决算信息。数据库原始资料信息来源为各级政府网站、财政部门网站公开平台或政府公报。通过原始数据收集、表格信息标准化、匹配科目代码等流程，对原始信息进行统一整理，形成可用于研究分析的数据库。经处理，本文最终获得的2016—2018年县（市、区）样本数依次为1923、2253和2213。由于控制变量在统计资料中存在缺失，故后文估计会存在样本量的不一致。

需要说明的是，基层“三保”支出所属财政科目按照如下原则构建。由于目前学界对“三保”支出所属的财政科目尚无明确定义和指标刻画，故在参考杨进等（2021）的研究并咨询财政部门专业人士关于“三保”支出所属财政科目的基础上，本文根据一般公共预算功能性支出分类确认县（市、区）“三保”支出项目。县（市、区）“三保”支出项目包括：政府各部门的行政运行、一般行政管理事务、机关服务、事业运行以及机构运行支出；常规性的公共安全、教育、医疗卫生支出；低保和其他社会救济支出；社保医保、住房公积金中财政支出部分。

本文也区分了保工资、保运转和保基本民生支出所属的财政科目。第一，保工资主要是确保财政供养人员工资和社保。一方面，事业运行支出主要包括工资、保险金、职工福利费等，基本覆盖政府事业单位的工资支出。另一方面，财政供养人员社保支出包含在社会保障和就业支出大类中，其中包括财政对社会保险基金的补助和财政对基本养老保险基金的补助。同时，财政供养人员的住房公积金也属于工资性支出的一部分。第二，保运转支出一般包括行政事业单位的商品服务支出（公用经费）和工资福利支出（人员经费）。在扣除保工资支出后，保运转支出包括行政运行、一般行政管理事务、机关服务、机构运行，以及公共安全支出中属于“三保”支出的事项。第三，保基本民生支出包括社会救济、最低生活保障、基础性的社会保障、义务教育、基础性的公共卫生和基础性的住房保障等方面的支出。

具体变量定义与描述性统计如表4所示。

表4 变量定义与描述性统计

变量	定义	均值	标准差	样本
基层人均“三保”支出	县级当年人均“三保”支出（万元/人）	0.326	0.385	6388
基层人均保基本民生支出	县级当年人均保基本民生支出（万元/人）	0.215	0.229	6388
基层人均保工资支出	县级当年人均保工资支出（万元/人）	0.018	0.032	6388
基层人均保运转支出	县级当年人均保运转支出（万元/人）	0.094	0.179	6388
县级人均财政科技投入	县级当年财政科技投入与常住人口数的比值（万元/人）	0.081	1.177	4138
县级人均财政金融投入	县级当年财政金融投入与常住人口数的比值（万元/人）	0.019	0.104	3819
县级人均财政产业投入	县级当年人均财政产业投入与常住人口数的比值（万元/人）	0.363	10.173	3067
县级人均GDP	县级当年人均GDP（万元/人）	4.168	3.475	4421
地级市经济增长目标	地级市当年经济增长目标（%）	8.021	1.413	6145
县级人均财政支出	县级当年人均财政支出（万元/人）	0.931	0.759	5484
省委书记年龄	省委书记当年的年龄（周岁）	64.462	2.535	6269

表4(续)

省委书记任期	省委书记任现职年限(年)	2.523	1.784	6269
市委书记年龄	地级市委书记当年的年龄(周岁)	54.291	2.869	6235
市委书记任期	地级市委书记任现职年限(年)	2.319	1.477	6254
地级市上年人均GDP	地级市上年人均GDP(万元/人)	5.888	3.373	5618
地级市上年GDP增长率	地级市上年GDP较前一年的增长率(%)	7.141	2.298	5618
地级市第二产业GDP占比	地级市当年第二产业增加值占GDP的比重(%)	43.479	8.812	5618
地级市第三产业GDP占比	地级市当年第三产业增加值占GDP的比重(%)	45.439	8.763	5618
县域面积	县域总面积(千平方千米)	2.993	8.415	6115
县域城镇人口占比	县域当年城镇人口占常住人口的比例(%)	54.325	30.154	6059
县域年降雨量	县域当年降雨量(千毫米)	2.427	3.425	6059
县级上年GDP增长率	县级上年GDP较前一年的增长率(%)	6.699	11.807	6010
省级CPI	各省份当年消费者价格指数(%)	101.771	0.401	6388

#### 四、实证结果分析

##### (一) 关于经济增长目标形成及其内生性的讨论

党的十一届三中全会以后，党的工作重心转移到经济建设上，历年政府工作报告基本上都会提出明确的经济增长目标。与此同时，历次国民经济和社会发展五年规划也会预期性地设定GDP年均增速指标。那么，中央政府提出经济增长目标的依据是什么呢？一方面，国务院在每年年底会成立专门的政府工作报告起草组，并邀请相关部门的专家学者参加。起草组通过学习中央精神，明确总理的要求，然后开展调查，听取各方面意见，形成报告初稿。另一方面，经济增长目标设定主要考虑国内外形势、近年经济增长状况，以及经济目标在引导预期、提振信心等方面的内容<sup>①</sup>。报告形成后，还需要经过国务院常务会议和中共中央政治局常委会讨论，此后还需要经过国务院全体会议讨论并征求各省（区、市）和中央党政军群各部门意见。在最终报告递交全国人大接受代表审议后，国务院将召开常务会议，通过重点任务逐项分解，明确责任单位和时限。

中国下一年度的经济安排主要由12月份召开的中央经济工作会议决定<sup>②</sup>。该会议由中共中央政治局组织召开，属于最高级别的经济工作会议，也是判断当下经济形势和定调第二年宏观经济政策最权威的风向标。参会人员主要包括中央政治局常委、委员以及各省（区、市）党政主要领导等。由于党委会议不受政务公开规定的约束，重要经济指标并未对社会公开。这表明，各省、自治区、直辖市党政主要领导在中央经济工作会议上实际上已经确定了第二年的经济增长目标。类似地，省级层面的经济增长目标也是由各省、自治区、直辖市党委决定的，政府工作报告是具体的执行与细化。地级市层面的经济增长

<sup>①</sup>资料来源：《2022年5.5%左右经济增速目标怎么看？能实现吗？》，[http://www.gov.cn/xinwen/2022-03/09/content\\_5678042.htm](http://www.gov.cn/xinwen/2022-03/09/content_5678042.htm)。

<sup>②</sup>资料来源：《中央经济工作会议在北京举行 习近平发表重要讲话》，[https://www.gov.cn/govweb/yaowen/liebiao/202312/content\\_6919834.htm](https://www.gov.cn/govweb/yaowen/liebiao/202312/content_6919834.htm)。

目标也是在省委常委会会议阶段，由省级党政主要领导和地级市党政主要领导等决定的。

问题是，经济增长目标设定到底是上级精神占主导，还是省级或地级市量力而行占主导。如果是前者，那么经济增长目标设定就是外生政策冲击；如果是后者，那么经济增长目标设定就是内生变量。显然，经济增长目标设定是同时受两种力量影响的，中央决策层既根据当前形势定夺，又不得不考虑各地区的实际情况。由此，影响经济增长目标形成的因素可归纳如下。第一，国内外形势和经济发展趋势。某些国际突发事件、经济运行周期等因素，以及中央第二年的政策目标，都会影响中央决策层对经济增长目标的设定。显然，这些因素具有全国性影响，也会使得政策制定具有外生冲击特征。第二，地方经济发展情况。一方面，各地区往年的经济增长率会影响当年经济增长目标的设定。这不仅是经济惯性使然，也可能涉及产业结构转型带来的经济增速调整。另一方面，某些地区受到国家政策的影响。例如，海南自贸区的建立使得海南省在政策优惠、基础设施建设等方面出现政策利好，从而造成这些地区经济增长目标设定会更高。第三，地区经济排名和晋升竞争。除了要锚定上级政府的经济增长目标，辖区内各地方政府的GDP排名竞争也是影响经济增长目标设定的重要因素。这不仅涉及“面子”问题，也体现了地方官员的政绩。此外，官员晋升激励也可能促使地方政府设定更高的经济增长目标，以给上级领导留下好的印象，为日后晋升奠定基础。

为验证上述因素到底会不会影响经济增长目标设定，表5利用2016—2018年数据分析地级市经济增长目标的影响因素<sup>①</sup>。估计结果显示，市委书记的年龄和任期对地级市经济增长目标无显著影响。这表明，市委书记的晋升激励并不决定地级市经济增长目标。与之不同的是，省委书记的晋升激励会显著影响地级市经济增长目标的设定。实际上，在中央经济工作会议召开阶段，主要是省委书记向中央政治局汇报第二年的经济增长目标。这意味着省委书记是连通中央和地方的关键环节，既需要保证经济增速来提高自己晋升的可能性，又可以向下压任务。相反，市委书记无法决定经济增长目标的设定。此外，地级市往年的经济增长率和当年的产业结构也会影响其经济增长目标设定。由此表明，经济增长目标的设定不仅有来自上级政府的压力，也会受到本地实际经济发展状况的影响。上述证据表明，经济增长目标设定既与官员晋升激励有关，也与地区往年的经济增长状况和当年的产业结构有关。当然，国内外经济形势和中央有关精神也会影响经济增长目标，但这些对于地方经济一般具有外生冲击特征。此外，官员晋升激励、地区往年的经济增长状况以及当年的产业结构对地区未来经济增长均存在一定程度的影响。前者会激励地方政府将更多的财政资源用于经济发展，以增加考核评分（上级领导的印象分）；后者则由于经济惯性的影响，呈现前后两年经济增速趋同的情况。为此，一方面，本文将控制双向固定效应，以消除经济增长目标和经济增长率的年际惯性，以及缓解部分地区特征变量遗漏所造成的内生性问题。另一方面，本文将同时影响地区经济增长目标设定和经济增长率的因素引入模型进行估计，以消除官员晋升激励和本地经济特征所造成的影响。

---

<sup>①</sup>利用2016—2018年数据是为了与本文实证分析所用数据的时间段保持一致。

表5

地级市经济增长目标设定的影响因素分析

变量	地级市经济增长目标					
	(1)		(2)		(3)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
市委书记年龄/10	2.659	4.081	6.548	3.656	1.334	2.604
市委书记年龄平方/100	-0.251	0.382	-0.333	0.342	-0.128	0.242
市委书记任期	0.014	0.027	0.012	0.024	0.018	0.018
省委书记年龄/10			-32.241***	5.645	-19.308***	4.765
省委书记年龄平方/100			2.678***	0.471	1.593***	4.765
省委书记任期			-0.029	0.021	-0.034***	0.017
地级市上年人均GDP					0.135**	0.060
地级市上年GDP增长率					0.165***	0.021
地级市当年第二产业GDP占比					-0.052	0.033
地级市当年第三产业GDP占比					-0.094**	0.039
常数项	0.664	10.893	95.212***	18.207	67.298***	14.990
观测值		918		918		836
R <sup>2</sup>		0.029		0.039		0.249

注：①\*\*\*和\*\*分别表示1%和5%的显著性水平；②表中的标准误为稳健标准误；③地区固定效应和年份固定效应均已控制。

## (二) 经济增长目标对基层“三保”支出的影响

表6汇报了(1)式模型的估计结果，即地级市经济增长目标对基层“三保”支出的影响。(1)列报告的仅控制地区固定效应和时间固定效应的估计结果显示，地级市经济增长目标的估计系数为-0.086，并通过了显著性水平为1%的统计检验。(2)～(4)列在控制不同变量的情况下，与(1)列的估计结果基本保持一致。这表明，地级市经济增长目标越高，基层“三保”支出越少。

表6

地级市经济增长目标对基层“三保”支出的影响

变量	基层人均“三保”支出对数							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
地级市经济增长目标对数	-0.086***	0.023	-0.087***	0.023	-0.084***	0.025	-0.072***	0.027
省委书记年龄/10			-0.667*	0.380	-0.696*	0.382	-0.461	0.388
省委书记年龄平方/100			0.056*	0.031	0.059*	0.032	0.039	0.032
省委书记任期对数			-0.004	0.005	-0.005	0.005	-0.005	0.005
市委书记年龄/10			-1.015***	0.313	-0.893**	0.353	-0.860**	0.346
市委书记年龄平方/100			0.096***	0.030	0.085**	0.033	0.081**	0.033
市委书记任期对数			0.000	0.008	-0.001	0.007	-0.000	0.007
地级市上年人均GDP对数					0.032***	0.011	0.016	0.012
地级市上年GDP增长率对数					0.001	0.009	0.003	0.009

表6 (续)

地级市第二产业GDP占比对数			-0.149***	0.036	-0.085**	0.038
地级市第三产业GDP占比对数			-0.089**	0.040	-0.028	0.043
县域面积对数					0.082***	0.014
县域城镇人口占比对数					0.120**	0.051
县域年降雨量对数					-0.003	0.006
县级上年经济增长率对数					-0.003	0.005
省级CPI对数					3.119**	1.409
常数项	0.516*** 0.055	5.178*** 1.370	5.428*** 1.490		-10.297	6.775
观测值	5935	5817	5254		5132	
R <sup>2</sup>	0.046	0.051	0.041		0.056	

注: ①\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平; ②表中的标准误为稳健标准误; ③地区固定效应和年份固定效应均已控制; ④对各变量取自然对数是为了在面板数据回归中捕捉经济变量的增长率变化; ⑤对省委书记和市委书记的年龄及其平方项未进行取自然对数处理, 原因是如果对其取自然对数, 会造成完全共线性。

上述发现与理论部分的推测一致。实际上, 基层“三保”难以保障的原因在于基层政府没有将“三保”支出置于优先顺序, 关键原因可能在于经济增长目标设定使得地方政府将更多的财政资源用于经济发展而非民生保障。笔者利用财政部数据的计算结果显示, 2020年地方财政一般公共预算支出中“三保”支出比例为47.44%, 较2019年的47.56%略有下降。这表明, 从整个地方政府层面来看, 财政资源也被更多地用于“三保”之外的领域<sup>①</sup>。

### (三) 经济增长目标对基层“三保”支出结构的影响

表7汇报了经济增长目标影响基层“三保”支出结构的模型估计结果。结果显示, 地级市经济增长目标对保基本民生、保工资和保运转支出的影响系数分别为-0.314、-0.096和-0.207, 均通过显著性水平为1%的统计检验。这表明, 地级市经济增长目标越高, 基层人均保工资、保运转和保基本民生支出越少。同时, 地级市经济增长目标的提高对基层人均保基本民生支出的抑制作用强于对人均保工资、保运转支出的抑制作用。这说明, 对于“三保”支出内部结构, 地方政府也存在特殊偏好。

表7 经济增长目标对基层“三保”支出结构的影响

变量	(1)		(2)		(3)	
	基层人均保基本民生支出对数		基层人均保工资支出对数		基层人均保运转支出对数	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
地级市经济增长目标对数	-0.314*** 0.105		-0.096*** 0.034		-0.207*** 0.063	
常数项	-53.176** 21.365		-17.778*** 5.989		-32.766** 13.157	

<sup>①</sup>限于篇幅, 其余控制变量的影响说明略, 下同。

表7 (续)

观测值	5132	5132	5132
R <sup>2</sup>	0.101	0.165	0.074

注: ①\*\*\*和\*\*分别表示1%和5%的显著性水平; ②表中的标准误为稳健标准误; ③控制变量同表6, 估计结果省略; ④地区固定效应和年份固定效应均已控制。

袁飞等(2008)发现, 在中国财政集权过程中, 转移支付导致财政供养人口快速膨胀。陈锡文(2002)甚至认为, 部分地区成为典型的吃饭财政, 地方财力仅能够勉强支付, 甚至无法保证财政供养人口的基本工资, 更不要谈提供有效的公共服务。这说明, 基层财政确实更偏好于优先保障工资和运转支出, 而非基本民生支出。总体而言, 经济增长目标的过高设定会使得保工资、保运转和保基本民生等非生产性支出被压缩。正如理论框架部分所提到的, 对于地方官员, 无论是出于经济利益, 还是出于政治诉求, 完成预定的经济增长目标都是基本前提。但在压缩分配性支出过程中, 保基本民生支出被缩减的幅度最大。

## 五、机制检验

### (一) 机制检验1: 经济增长目标对科技、金融与产业发展投入的影响

表8汇报了(2)式模型的估计结果, 即经济增长目标对县级人均财政科技投入、人均财政金融投入与人均财政产业投入的影响。估计结果显示, 地级市经济增长目标对县级人均财政科技投入、人均财政金融投入和人均财政产业投入影响系数分别为0.631、0.499和0.512, 且均通过了至少10%显著性水平的统计检验。这说明, 为了完成预定的经济增长目标, 基层政府确实在“层层加码”的压力下将更多财政资金投入科技、金融和产业发展之中, 以推动经济增长。

表8 机制检验1: 经济增长目标对科技、金融与产业发展投入的影响

变量	县级人均财政科技投入对数		县级人均财政金融投入对数		县级人均财政产业投入对数	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
地级市经济增长目标对数	0.631***	0.189	0.499*	0.278	0.512**	0.271
常数项	13.224	35.493	-164.712***	58.872	-197.482**	79.807
观测值	3298		3038		2316	
R <sup>2</sup>	0.380		0.118		0.107	

注: ①\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平; ②表中的标准误为稳健标准误; ③控制变量同表6, 估计结果省略; ④地区固定效应和年份固定效应均已控制。

正如前文所言, 科技是第一生产力, 也是刺激经济增长的重要力量。一方面, 金融是产业发展的主要资本来源; 另一方面, 推动金融扩张也是地方政府在短期内提高GDP的重要策略选择(纪志宏等, 2014)。另外, 经济增长目标的设定会使得产业发展中的财政资金投入很高。这是因为, 县级政府往往较难通过科技和金融来发展经济, 尤其对于中西部地区更是如此。在这种情况下, 只有通过发展制造业、建筑业, 并助力中小企业发展才可能活跃本地市场, 加快经济增长。由此伴随的一个可能后果是难以消除的产能过剩(刘淑琳等, 2022)。

## (二) 机制检验 2: 经济增长目标、财政支出与经济增长

表 9 进一步汇报了(3)式模型的估计结果, 即通过引入地级市经济增长目标和县级人均财政支出交互项, 以识别经济增长目标设定是否增强财政支出对经济增长的促进作用。从逻辑上说, 如果经济增长目标的提高促使地方政府加大对科技、金融和产业发展的财政投入, 那么地方经济的增长率也会相应增加。表 9 (1)列的估计结果显示, 在仅控制地区固定效应和时间固定效应时, 地级市经济增长目标与县级人均财政支出交互项的估计系数为 0.470, 且通过显著性水平为 1% 的统计检验。这说明, 经济增长目标越高, 基层财政支出对经济增长的贡献率越大, 这与前文对表 8 分析的逻辑一致。(2)~(4)列的估计结果与(1)列的结果基本一致。

表 9 机制检验 2: 经济增长目标、财政支出与经济增长

变量	县级人均 GDP 对数							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
地级市经济增长目标对数	-0.003	0.028	-0.010	0.029	0.031	0.029	0.068**	0.027
县级人均财政支出对数	0.289***	0.044	0.286***	0.044	0.251***	0.044	0.079***	0.019
地级市经济增长目标对数×县级 人均财政支出对数	0.470***	0.116	0.459***	0.114	0.510***	0.179	0.404***	0.119
常数项	1.392***	0.017	3.709***	1.282	-1.401***	1.326	-6.842*	3.857
观测值	4189		4085		3574		3555	
R <sup>2</sup>	0.186		0.193		0.600		0.731	

注: ①\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平; ②表中的标准误为稳健标准误; ③(1)列未纳入控制变量, (2)列在(1)列的基础上纳入省委书记年龄/10、省委书记年龄平方/100、省委书记任期对数、市委书记年龄/10、市委书记年龄平方/100、市委书记任期对数; ④(3)列在(2)列的基础上纳入地级市上年平均 GDP 对数、地级市上年 GDP 增长率对数、地级市第二产业 GDP 占比对数、地级市第三产业 GDP 占比对数; ⑤(4)列在(3)列的基础上纳入县域面积对数、县域城镇人口占比对数、县域年降雨量对数、县级上年经济增长率对数、省级 CPI 对数; ⑥地区固定效应和年份固定效应均已控制; ⑦交互项中的变量已进行中心化处理。

陈邱惠和徐现祥(2021)的研究就表明, 经济增长目标的提高会显著扩张政府支出规模。实际上, 经济增长与产业政策以及政府干预紧密相关(Peters and Dutschke, 2014)。相关研究显示, 实施产业政策在一定程度上有利优化行业资源重置效率(宋凌云和王贤彬, 2013)、激活企业创新活力(余明桂等, 2016)、促进地区产业结构合理化。甚至于说, 在资源总量一定的条件下, 选择部分产业进行鼓励, 对于促进工业发展、实现经济赶超是具有合理性的(张莉等, 2019)。显然, 在经济增长目标的压力下, 基层政府不得不把更多的财政资金投入经济发展, 以完成预定的经济目标并应对考核。周黎安等(2015)甚至发现, 地方政府一般都能够完成预定的经济增长目标。

## 六、进一步分析与异质性分析

### (一) 进一步分析 1：县级官员政治激励能解释基层政府财政支出吗？

本文在理论框架部分指出，官员晋升激励在 GDP 被作为明确的晋升或考核指标时，其效力会更为明显。换言之，在经济增长目标成为硬约束的情况下，如果官员晋升压力增大，他们可能会将更多的资源投入经济建设。参考吕冰洋和陈怡心（2022）的做法，本文采用同一地级市内其他县（市、区）上一年度经济增长率的均值作为县级官员的政治激励。本文引入县级官员政治激励与地级市经济增长目标的交互项，并考察该交互项对县级人均 GDP 和基层“三保”支出的影响。估计结果显示，县级官员政治激励与地级市经济增长目标的交互项对县级人均 GDP 和基层“三保”支出分别存在显著的正向和负向影响<sup>①</sup>。这表明，当经济增长目标设定之后，县级官员的政治激励会促使他们大力发展经济，并减少“三保”支出。这不难理解，即使上级政府不将 GDP 作为晋升考核的标准，但只要经济增长目标存在，那么不完成预定目标就会给上级领导留下不好的印象，这无疑将影响县级官员的晋升概率。

### (二) 进一步分析 2：经济增长目标、上年经济增长率对基层“三保”支出的影响

一般而言，上级政府在对下级政府下达经济增长指标时会考虑其上年的经济增长率。此时，那些在上一年度经济增长率越高的地区，其经济增长压力越大，也就越有可能把增长任务压在基层政府头上。如此一来，经济增长压力过大将迫使基层政府将更多的财政资源投入经济建设，从而不得不压缩“三保”支出。为验证该推断，本文引入地级市经济增长目标和地级市上年 GDP 增长率的交互项，并检验其对基层人均“三保”支出的影响。估计结果显示，地级市经济增长目标和地级市上年 GDP 增长率的交互项均显著负向影响基层人均“三保”支出<sup>②</sup>。这说明，上年 GDP 增长率越高的地区，经济增长目标的提高越可能减少基层政府的“三保”支出。实际上，基层政府除了要与本地区其他县（市、区）的经济发展状况做比较，还需要与自身往年的经济发展情况做比较。尤其是对于地方政府而言，本届政府往往会着力超越上届政府任期内的经济发展水平。这可能造成的后果是，基层政府会将经济增长目标定得过高，并最终诱发基本民生支出和基本公共服务供给的下降。

### (三) 异质性分析

本文进一步分析经济增长目标影响基层“三保”支出的情景依赖特征。第一，本文考察不同区域发展政策对经济增长目标的作用。实际上，以推动基本公共服务均等化为主要目标和以发挥产业集群优势为主要目标的区域发展政策对基层“三保”支出的影响存在显著差异。本文选择精准扶贫政策、乡村振兴重点帮扶县政策和区域性城市群建设政策<sup>③</sup>，并考察它们与地级市经济增长目标的交互项对

---

<sup>①</sup> 具体信息可登录《中国农村经济》网站查看附录中的附表 1。

<sup>②</sup> 具体信息可登录《中国农村经济》网站查看附录中的附表 2。

<sup>③</sup> 精准扶贫政策的赋值方式为：如果区县在 2016—2018 年属于国家级贫困县，赋值为 1，否则为 0；如果区县脱贫摘帽，其赋值将由 1 转为 0。乡村振兴重点帮扶县政策的赋值方式为：如果区县属于国家乡村振兴重点帮扶县，赋值为 1，否则为 0。区域性建设政策的赋值方式为：如果区县处于区域性城市群内，赋值为 1，否则为 0。

基层人均“三保”支出的影响。估计结果显示，精准扶贫政策和乡村振兴重点帮扶县政策降低了地级市经济增长目标提高对基层人均“三保”支出的抑制作用<sup>①</sup>。相反，对于处于城市群中的县（市、区），地级市经济增长目标的提高并未影响其人均“三保”支出，但城市群建设政策对基层“三保”支出存在独立的显著负向影响，这是由该政策以推动产业集群和经济高质量发展为目标所导致的。

第二，本文考察当前纾困基层财政的主要政策——财政转移支付和落实财政资金直达机制对基层人均“三保”支出的影响。县级财政转移支付、省级一般性转移支付资金截留与地级市经济增长目标的交互项对基层人均“三保”支出影响的估计结果显示<sup>②</sup>：财政转移支付增加在一定程度上可缓解经济增长目标设定对基层人均“三保”支出的不利影响；落实财政资金直达机制，减少省级一般性转移支付的截留资金，在一定程度上也可缓解经济增长目标对基层人均“三保”支出的不利影响。

## 七、结论与政策启示

本文利用2016—2018年中国地方政府财政预决算数据库数据，考察了经济增长目标对基层“三保”支出的影响及其内在机制。本文研究发现，经济增长目标设定是基层“三保”支出不足的重要诱因。从支出结构上看，地级市经济增长目标的提高对基层人均保基本民生支出的抑制作用强于对人均保工资和保运转支出的抑制作用。机制检验表明，地级市经济增长目标的提高增加了基层政府对科技、金融与产业发展的投入，并反映为县级人均GDP的提高。本文还发现：随着经济增长目标的提高，官员政治激励对经济增长的促进作用和对基层人均“三保”支出的抑制作用均被强化；对于前期经济增长越快的地区，地级市经济增长目标的提高对基层人均“三保”支出的抑制性越强。

基层“三保”支出属于分配性支出，对于保障社会福利具有重要作用。但由于基层政府受到财政分权和经济增长目标的双重约束，基层政府必须在财权上移、支出责任下移的情况下完成预定经济增长目标。这实际上形成了一种悖论，上级政府既希望基层政府能够坚持“三保”支出的优先顺序，又设定硬性经济增长目标，使得基层政府不得不把大量财政资源投入经济发展。虽然2013年相继发布的《关于改进地方党政领导班子和领导干部政绩考核工作的通知》《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》强调，要改变“唯GDP论英雄”，但只要经济增长目标设定仍然存在，下级政府就不得不锚定上级政府的经济增长目标。其中既涉及上级政府对下级政府的考核，又涉及基层官员可能存在的在经济建设中谋求个人经济利益。但无论怎么说，经济增长目标管理和“层层加码”的格局已经成为基层“三保”保障的重要阻碍。在接下来的政策改革中，必须改变“唯GDP论英雄”的绩效评估方式，否则基本民生支出和基本公共服务供给就难以有效保证。另一种可行的思路是，将基本公共服务中重要的财政事权与支出责任上移，由省级政府统一供给和协调，或许可以缓解目前基层政府面临的两难困境。这也是国务院办公厅在2022年印发的《关于进一步推进省以下财政体制改革工作的指导意见》中提到的重要内容之一。

---

<sup>①</sup> 具体信息可登录《中国农村经济》网站查看附录中的附表3。

<sup>②</sup> 具体信息可登录《中国农村经济》网站查看附录中的附表3。

### 参考文献

- 1.陈邱惠、徐现祥, 2021: 《全球视野下的稳增长——第二次世界大战以来的增长目标与政府支出》, 《经济学(季刊)》第2期, 第405-426页。
- 2.陈锡文, 2002: 《中国县乡财政与农民增收问题研究》, 太原: 山西经济出版社, 第176-183页。
- 3.傅勇、张晏, 2007: 《中国式分权与财政支出结构偏向: 为增长而竞争的代价》, 《管理世界》第3期, 第4-12页、第22页。
- 4.胡深、吕冰洋, 2019: 《经济增长目标与土地出让》, 《财政研究》第7期, 第46-59页。
- 5.黄亮雄、王贤彬、刘淑琳, 2021: 《经济增长目标与激进城镇化——来自夜间灯光数据的证据》, 《世界经济》第6期, 第97-122页。
- 6.纪志宏、周黎安、王鹏、赵鹰妍, 2014: 《地方官员晋升激励与银行信贷——来自中国城市商业银行的经验证据》, 《金融研究》第1期, 第1-15页。
- 7.黎文靖、郑曼妮, 2016: 《实质性创新还是策略性创新? ——宏观产业政策对微观企业创新的影响》, 《经济研究》第4期, 第60-73页。
- 8.李甘顺, 2021: 《县级财政兜牢“三保”底线存在的问题及对策——以江西省兴国县为例》, 《预算管理与会计》第6期, 第68-71页。
- 9.李坤、刘永慧, 2023: 《后疫情时代如何更好兜牢基层“三保”底线》, 《新理财(政府理财)》第4期, 第70-72页。
- 10.李茫茫、王红建、严楷, 2021: 《经济增长目标压力与企业研发创新的挤出效应——基于多重考核目标的实证研究》, 《南开管理评论》第1期, 第17-26页、第32页。
- 11.李书娟、徐现祥, 2021: 《目标引领增长》, 《经济学(季刊)》第5期, 第1571-1590页。
- 12.刘若鸿、邓晓兰、鄂伟波、许晏君, 2021: 《经济增长目标与地方政府财务支持策略——来自地方融资平台的证据》, 《经济科学》第6期, 第21-37页。
- 13.刘淑琳、王贤彬、黄亮雄, 2019: 《经济增长目标驱动投资吗? ——基于2001—2016年地级市样本的理论分析与实证检验》, 《金融研究》第8期, 第1-19页。
- 14.刘淑琳、王贤彬、黄亮雄, 2022: 《高经济增长目标导致产能过剩了吗——基于地级市四位数行业的理论分析与实证检验》, 《中国经济问题》第1期, 第168-185页。
- 15.吕冰洋、陈怡心, 2022: 《财政激励制与晋升锦标赛: 增长动力的制度之辩》, 《财贸经济》第6期, 第25-47页。
- 16.毛捷、刘潘、吕冰洋, 2019: 《地方公共债务增长的制度基础——兼顾财政和金融的视角》, 《中国社会科学》第9期, 第45-67页、第205页。
- 17.平新乔、白洁, 2006: 《中国财政分权与地方公共品的供给》, 《财贸经济》第2期, 第49-55页、第97页。
- 18.石英华, 2021: 《兜牢兜实基层“三保”底线 稳住经济社会“压舱石”》, 《中国财政》第17期, 第1页。
- 19.宋丽颖、汪冲、王淑杰、刘楠楠、袁铁芽、阮静, 2020: 《兜牢“三保”底线, 财政如何发力?》, 《财政监督》第15期, 第38-50页。
- 20.宋凌云、王贤彬, 2013: 《重点产业政策、资源重置与产业生产率》, 《管理世界》第12期, 第63-77页。

- 21.宋小宁、陈斌、梁若冰, 2012: 《一般性转移支付: 能否促进基本公共服务供给?》, 《数量经济技术经济研究》第7期, 第33-43页、第133页。
- 22.谭之博、周黎安, 2015: 《官员任期与信贷和投资周期》, 《金融研究》第6期, 第80-93页。
- 23.唐丹丹、阮伟华, 2019: 《政府补贴提高了企业出口产品质量吗——基于地区制度条件下的分析》, 《国际贸易探索》第6期, 第49-66页。
- 24.王春燕, 2021: 《汉中强化库款保障, 兜牢县区“三保”底线》, 《西部财会》第3期, 第54页。
- 25.王贤彬、刘淑琳、黄亮雄, 2021: 《经济增长压力与地区创新——来自经济增长目标设定的经验证据》, 《经济学(季刊)》第4期, 第1147-1166页。
- 26.王振宇、司亚伟、成丹, 2020: 《基层财政“三保”压力: 历史演进、现实症结与长效机制构建》, 《财政研究》第8期, 第23-39页。
- 27.徐现祥、刘毓芸, 2017: 《经济增长目标管理》, 《经济研究》第7期, 第18-33页。
- 28.杨进、龚小芸、化汝婷, 2021: 《地方人大预算监督法制化的效应研究: 基于省级预算审查监督条例立法的证据》, 《中国行政管理》第9期, 第118-128页。
- 29.尹恒、朱虹, 2011: 《县级财政生产性支出偏向研究》, 《中国社会科学》第1期, 第88-101页、第22页。
- 30.余明桂、范蕊、钟慧洁, 2016: 《中国产业政策与企业技术创新》, 《中国工业经济》第12期, 第5-22页。
- 31.袁飞、陶然、徐志刚、刘明兴, 2008: 《财政集权过程中的转移支付和财政供养人口规模膨胀》, 《经济研究》第5期, 第70-80页。
- 32.张莉、魏鹤翀、欧德赟, 2019: 《以地融资、地方债务与杠杆——地方融资平台的土地抵押分析》, 《金融研究》第3期, 第92-110页。
- 33.赵长宝, 2020: 《如何进一步加强贫困地区财政“三保”工作》, 《审计月刊》第5期, 第49-51页。
- 34.周黎安, 2007: 《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》, 《经济研究》第7期, 第36-50页。
- 35.周黎安、刘冲、厉行、翁翕, 2015: 《“层层加码”与官员激励》, 《世界经济文汇》第1期, 第1-15页。
- 36.Aghion, P., J. Cai, and M. Dewatripont, 2015, “Industrial Policy and Competition”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1): 1-32
- 37.Aghion, P., P. Askenazy, N. Berman, G. Cette, and L. Eymard, 2012, “Credit Constraints and the Cyclical of R&D Investment: Evidence from France”, *Journal of the European Economic Association*, 10(5): 1001-1024.
- 38.Chen, T., and K. S. Kung, 2016, “Do Land Revenue Windfalls Create a Political Resource Curse? Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, Vol.123: 86-106.
- 39.de Figueiredo, R. J., and B. R. Weingast, 2005, “Self-Enforcing Federalism”, *Journal of Law, Economics, & Organization*, 21(1): 103-135.
- 40.Landry, P. F., X. Li, and H. Duan, 2018, “Does Performance Matter? Evaluating Political Selection Along the Chinese Administrative Ladder”, *Comparative Political Studies*, 51(8): 1074-1105.
- 41.Pearl, J., 2009, *Causality*, Cambridge: Cambridge University Press, 11-20.

- 42.Peters, A., and E. Dutschke, 2014, “How do Consumers Perceive Electric Vehicles? A Comparison of German Consumer Groups”, *Journal of Environmental Policy & Planning*, 16(3): 359-377.
- 43.Qian, Y., and B. Weingast, 1997, “Federalism as a Commitment to Preserving Market Incentives”, *Journal of Economic Perspectives*, 11(4): 83-92.
- 44.Qian, Y., and G. Roland, 1998, “Federalism and the Soft Budget Constraint”, *American Economic Review*, 88(5): 1143-1162.

(作者单位: <sup>1</sup>南京农业大学经济管理学院;

<sup>2</sup>南京农业大学金善宝农业现代化发展研究院;

<sup>3</sup>西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心)

(责任编辑: 黄易)

## The Effects of Setting Economic Growth Target on the Grassroots “Three Guarantees”

QIU Tongwei JIANG Tao

**Abstract:** This paper uses the 2016-2018 local government financial budget and final accounts database to analyze the expenditure of the “three guarantees” at the grassroots level under the hard constraint of economic growth target. The results show that setting economic growth target is an important cause of insufficient expenditure of the “three guarantees” at the grassroots level. From the perspective of expenditure structure, the improvement of prefectural targeted level of economic growth has a stronger inhibitory effect on the expenditure of basic livelihood guarantee of the grassroots level than the wage guarantee and operation guarantee. The mechanism analysis shows that the improvement of prefectural targeted level of economic growth increases the investment of grassroots governments in science and technology, finance, and industrial development, which is reflected in the raised per capita GDP at the county level. We also finds that with the increasing targeted level of economic growth, the promoting effect of official promotion incentives on economic growth and the inhibitory effect on grassroots “three guarantees” expenditure are both strengthened; For the regions with faster economic growth in the early stage, the improvement of the prefectural targeted level of economic growth leads to a stronger inhibition on their “three guarantees” expenditures. This paper aims to explain that the insufficient expenditure of the “three guarantees” at the grassroots level, to some extent, stems from the setting of economic growth target and the anchoring of local fiscal expenditure preference induced by “layer by layer overweight”. Changing the performance evaluation method that only focuses GDP is still an important part of deepening reform.

**Keywords:** Grassroots “Three Guarantees”; Economic Growth Target; Fiscal Expenditure Preference

# 财政扶贫资金审计与县域经济发展\*

杨 芳<sup>1</sup> 周文婷<sup>2</sup> 吴一平<sup>3</sup> 李柯润<sup>3</sup>

**摘要:**本文利用2013—2018年贫困县财政扶贫资金审计信息和县域宏观经济数据,研究了政府审计监督对贫困县经济发展的影响及其作用机理。研究结果表明,财政扶贫资金审计显著提高了贫困县的经济发展水平。促进财政扶贫资金的合规化使用,使得更多扶贫资金用于产业扶贫领域,进而通过扶贫产业的造血效应带动本地产业转型升级是最主要的作用机制。进一步的异质性分析表明,在审计监督成本更低和营商环境更好的县域,财政扶贫资金审计促进县域经济发展的效应更强。本文的结论为更好地利用政府审计问责机制促进财政资金使用提质增效、防止脱贫地区规模性返贫以及巩固现有脱贫成果、促进县域经济发展提供了经验启发。

**关键词:**财政扶贫资金审计 县域经济发展 贫困县 DID模型

中图分类号: F812.7 文献标识码: A

## 一、引言

贫困问题一直是国内外理论界关注的重要话题,扶持贫困地区发展是众多发展中国家消除贫困的重要抓手。党的十八大以来,以习近平同志为核心的党中央部署和安排了一系列重大政策,逐步形成了具有中国特色的扶贫开发体系,并取得了举世瞩目的扶贫成就(李静等,2020)。2020年底,中国农村贫困人口已全部脱贫,贫困县<sup>①</sup>基本完成“摘帽”,消除了绝对贫困。然而,绝对贫困的消除并不意味着贫困问题的终结(汪三贵和孙俊娜,2021)。正如党的二十大报告明确指出的,需要“巩固拓展脱贫攻坚成果,增强脱贫地区和脱贫群众内生发展动力”<sup>②</sup>。因此,如何提升脱贫地区自身的造血能力,进而实现脱贫县内生发展,有效衔接乡村振兴战略,已经成为中国政府和学术界亟待解决的

\*本文研究得到中央高校基本科研业务费专项资金“千村调查项目”(编号:QCDC-2020-24)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。本文通讯作者:周文婷。

<sup>①</sup>本文中的贫困县指中国在脱贫攻坚时期确定的国家扶贫开发工作重点县和连片特困地区县,目前皆已脱贫摘帽。为叙述方便,本文中依然称为“贫困县”。

<sup>②</sup>习近平,2022:《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》,北京:人民出版社,第31页。

重要问题。

纵观已有研究，中国的脱贫奇迹引发了学术界的广泛讨论。主流经济学家认为，经济发展（Besley and Burgess, 2003）和公共财政（阎坤和于树一，2008）是减贫的内在动力和重要工具。但是，越来越多的研究发现，经济增长并不一定会惠及贫困群体（Ravallion and Chen, 2007），公共财政的再分配效应受到诸多挑战（Moreno-Dodson and Wodon, 2008）。典型的例子就是巴西和印度等国同样经历了经济快速发展和财政扶贫资金大规模投入，但脱贫成绩却远不及中国。因此，除了经济快速发展和大量的财政投入外，学者们开始从中国特色的国家治理体系视角探讨中国的脱贫奇迹。

一支文献聚焦于财政工具的减贫效应，这些财政工具包括减税政策（张楠等，2019）、低保政策（李晗和陆迁，2022）、有条件现金转移支付（郑晓冬等，2020）和不同类型的财政转移支付（马光荣等，2016）等。但是，现有研究更多是基于财政工具的输血效应进行分析，忽视了财政工具提高贫困地区造血能力的重要作用。实际上，只有提高贫困地区的造血能力，才能从根本上促进贫困地区长久发展。另一支文献强调了中国特色扶贫制度的重要性，包括从整体性治理的视角来剖析扶贫政策的效果（杨灿明，2021），以及精准扶贫政策的脱贫效应（周强，2021）。然而，鲜有文献从外部监督治理的视角进行分析，特别是分析财政扶贫资金审计监督的影响。事实上，财政扶贫资金能否发挥脱贫“助推剂”效果，很大程度上取决于扶贫资金能否合规使用。正如习近平总书记指出的，“要加强扶贫资金阳光化管理，加强审计监管，集中整治和查处扶贫领域的职务犯罪，对挤占挪用、层层截留、虚报冒领、挥霍浪费扶贫资金的，要从严惩处”<sup>①</sup>。鉴于此，本文从财政扶贫资金审计（下文简称“扶贫审计”）的视角研究加强外部监督对县域经济发展的影响，这对于强化政府审计问责机制、促进财政资金使用提质增效、防止脱贫地区规模性返贫和巩固现有脱贫成果具有重要启发意义。

相较于已有研究，本文的贡献主要体现在以下两个方面：第一，本文拓展了财政减贫的系列研究。已有文献更多是对财政工具的输血效应进行分析，而财政工具的造血效应才是增强贫困地区内生发展动力的关键所在。与此同时，现有文献重点强调了制度安排对县域政府的激励作用，忽视了与公共权力制约监督相关的政府治理研究。本文以扶贫审计刻画财政扶贫资金的审计监督水平，探讨政府审计监督对贫困县经济发展的影响，并从产业扶贫提升贫困县造血能力的角度阐述其内在作用机制，拓展财政减贫的研究领域。第二，本文为利用中国特色制度优势促进乡村振兴提供理论依据和经验参考。面对经济下行和财政资金使用提质增效的双重压力，如何提高财政资金使用效率，推动经济高质量发展，以更好地带动脱贫地区发展，是当前乡村振兴所面临的重大课题。本文为全面地理解政府审计监督在提高财政资金使用效率，进而更好地利用制度优势来巩固拓展脱贫攻坚成果方面的功能提供理论依据和经验参考。

---

<sup>①</sup>参见《审计署办公厅关于进一步加强扶贫审计促进精准扶贫精准脱贫政策落实的意见》，[https://www.gov.cn/xinwen/2016-05/28/content\\_5077640.htm](https://www.gov.cn/xinwen/2016-05/28/content_5077640.htm)。

## 二、制度背景与理论分析

### (一) 制度背景

改革开放以来，中国扶贫治理取得了举世瞩目的成就。回顾中国扶贫发展道路，1994年以来先后三次制定扶贫开发攻坚规划，国家扶贫开发工作重点县的范围一共调整了三次，从1986年确定的331个县增加到2011年确定的592个县<sup>①</sup>。除了国家扶贫开发工作重点县之外，2011年颁布实施的《中国农村扶贫开发纲要（2011—2020年）》将连片特困地区也纳入了扶贫开发的主战场，并确定了680个连片特困地区县<sup>②</sup>。其中，有440个连片特困地区县属于国家扶贫开发工作重点县。去除重叠县之后，2011年最终确定了包括国家扶贫开发工作重点县和连片特困地区县在内的832个贫困县。

虽然在不同的贫困治理阶段实施了不同的扶贫政策，但是这些政策产生效果都有一个共同的前提条件：财政扶贫资金的投入。作为贫困人群的“生命钱”，提高财政扶贫资金使用效率，有利于脱贫攻坚任务顺利完成。为贯彻落实党中央和国务院要求，坚决查处挤占挪用、截留和贪污扶贫资金的行为，2013—2018年间，审计署开展了四次专门针对贫困县的财政扶贫资金审计。

第一次扶贫审计发生在2013年4—5月，审计署抽查了包括云南省昌宁县在内的19个县（区），主要审计了2010—2012年财政扶贫资金分配、管理和使用情况。此次抽查的财政扶贫资金高达12.4亿元，占19个县（区）三年财政扶贫资金总投入的31.6%<sup>③</sup>。第二次扶贫审计发生在2016年2—4月，审计署抽查了40个县（区）（包括26个贫困县），主要审计了2013—2015年财政扶贫资金管理和使用情况，并检查了有关主管部门履行扶贫相关资金分配管理职责情况。此次抽查的财政扶贫资金高达50.13亿元，占40个县（区）三年财政扶贫资金总投入的45.58%<sup>④</sup>。第三次扶贫审计发生在2017年1—3月，审计署抽查了158个贫困县，主要审计了2016年扶贫政策措施落实和扶贫资金管理使用情况。此次抽查的财政扶贫资金高达336.17亿元，占158个贫困县同期财政扶贫资金总投入的44.05%<sup>⑤</sup>。第四次扶贫审计发生在2018年1—3月，审计署抽查了145个贫困县，主要审计了2017年扶贫政策

---

<sup>①</sup>资料来源：《国家扶贫开发工作重点县和连片特困地区县的认定》，[https://nrra.gov.cn/art/2013/3/1/art\\_50\\_23734.html](https://nrra.gov.cn/art/2013/3/1/art_50_23734.html)。

<sup>②</sup>资料来源：《中共中央 国务院印发〈中国农村扶贫开发纲要（2011—2020年）〉》，[https://www.gov.cn/gongbao/content/2011/content\\_2020905.htm](https://www.gov.cn/gongbao/content/2011/content_2020905.htm)；《国家扶贫开发工作重点县和连片特困地区县的认定》，[https://nrra.gov.cn/art/2013/3/1/art\\_50\\_23734.html](https://nrra.gov.cn/art/2013/3/1/art_50_23734.html)。

<sup>③</sup>资料来源：《2013年第31号公告：审计署关于19个县2010年至2012年财政扶贫资金分配管理和使用情况的审计结果》，<https://www.audit.gov.cn/n5/n25/c63641/content.html>；《[解读]19个国家扶贫开发工作重点县财政扶贫资金审计结果公告答记者问》，<https://www.audit.gov.cn/n5/n25/c40849/content.html>。

<sup>④</sup>资料来源：《2016年第7号公告：审计署关于40个县财政扶贫资金的审计结果》，<https://www.audit.gov.cn/n5/n25/c84959/content.html>。

<sup>⑤</sup>资料来源：《2017年第6号公告：158个贫困县扶贫审计结果》，<https://www.audit.gov.cn/n5/n25/c97001/content.html>。

落实情况和扶贫资金管理使用情况，抽查的财政扶贫资金高达 625.85 亿元<sup>①</sup>。

四次扶贫审计结果表明，扶贫开发工作取得了明显成效，贫困地区生产生活条件得到了有效改善。但是，贫困县在扶贫资金管理使用方面仍然存在一定的问题，比如虚报冒领扶贫资金或扶贫贷款、扶贫资金被挤占挪用、扶贫资金管理和使用不够规范、扶贫资金闲置和部分人员涉嫌贪污扶贫资金等。针对每一次审计查出的问题，审计署和地方审计机关不仅会出具审计报告，提出审计意见，要求地方政府在有效期内进行整改并公示，还会进一步部署未来的扶贫审计工作，这对于推动扶贫资金阳光化管理具有重要意义。以第四次扶贫审计为例，第四次扶贫审计查出的违规金额占总抽查金额的 6.35%，较 2016 年下降了 1.6 个百分点<sup>①</sup>。

## （二）理论分析

为了实现区域平衡发展，达到共同富裕的目标，中央政府不断加大对地方政府特别是贫困县的转移支付规模。如何合理合法地使用转移支付资金，使其更好地服务于贫困县经济发展，一直是区域政策研究领域的重要议题（孙志燕和侯永志，2019）。

1. 贫困县财政自主权与监督机制不匹配产生了财政违规行为。分税制改革以来，政府间的财政收入权和税收征管权逐级上移（范子英和赵仁杰，2020），但地方政府承担的“事权”并没有相应减少，使得在一定时期内地方政府财政收支缺口呈现大幅扩张趋势（郭庆旺，2019）。虽然中央政府通过对地方政府的转移支付实现了财政再分配，但部分地方政府尤其是贫困县政府的财政自给能力低下，仍长期陷于财政困境。党的十八大之后，中国的扶贫治理进入精准扶贫发展阶段。在精准扶贫政策下，“中央统筹、省负总责、市县抓落实”的管理体制使得县级政府承担着脱贫攻坚的主体责任。同时，在统筹整合贫困县涉农资金的政策下，中央政府和省级政府将财政资金的审批管理权限下移给县级政府，极大地提高了贫困县的财政自主权（汪三贵和钟宇，2021）。贫困县财政自主权的提升，一方面赋予了贫困县更大的自由裁量权，极大地调动了具有本地信息优势的县域政府的工作积极性，提高了财政资金的使用效率；另一方面，在缺乏外部监督的情况下，财政自主权的提升也可能产生财政资金滥用的问题，进而影响贫困县经济发展。

在精准扶贫政策下，贫困县考核激励的“裁判员”以省级政府为主，在贫困县提出申请后，市级政府首先进行初始评估，在此基础上省级政府统一组织第三方机构进行专项审查。虽然第三方机构与贫困县之间没有行政隶属关系，但其受聘于地方政府，本质上仍与地方政府有着紧密关系，并不能有效解决地方政府既是“运动员”又是“裁判员”的问题。在这种约束机制较弱的情况下，可能会导致更多的扶贫资金投入到非扶贫领域。首先，由于消耗性支出不仅可以满足官员个人的在职消费，还可以通过贿赂等方式获得其他同僚甚至是上级官员的政治支持或者包庇（马光荣等，2016），因此贫困县政府有激励改变转移支付资金的使用用途，增加消耗性支出。其次，根据《中共中央组织部 国务院扶贫办关于脱贫攻坚期内保持贫困县党政正职稳定的通知》，贫困县党政正职在完成脱贫任务前原则上不得调离；脱贫攻坚期间，表现特别优秀、实绩特别突出的贫困县党政正职，可提拔担任上一级领

---

<sup>①</sup>资料来源：《2018年第46号公告：145个贫困县扶贫审计结果》，<https://www.audit.gov.cn/n5/n25/c123562/content.html>。

导职务，但仍要继续兼任现职，并把主要精力放在脱贫工作上<sup>①</sup>。虽然这种贫困县“党政干部冻结”模式可以有效防止追求任期政绩导致的考核激励异化问题，但也可能因条件艰苦和任期过长削弱党政干部的工作积极性，使得他们在扶贫工作中产生懈怠心理，导致扶贫资金闲置。无论贫困县将扶贫资金用于消耗性支出还是闲置扶贫资金，都会减少用于扶贫领域的资金规模。最后，与上级政府相比，贫困县政府更具有本地信息优势，倾向于将转移支付资金分配到投资效率更高的非扶贫生产领域，进而产生财政违规行为，但是这种违规行为可能会促进贫困县的经济发展<sup>②</sup>。

总的来说，贫困县财政自主权与监督机制不匹配可能会使得贫困县减少用于扶贫领域的资金规模和增加用于非扶贫生产领域的资金规模，这种扶贫资金的违规使用行为会影响贫困县经济发展水平。

2.扶贫审计规范贫困县财政支出行为。为了缓解转移支付资金违规使用问题，加强贫困县转移支付资金阳光化管理，除了第三方机构评估外，中央政府还建立了自上而下的监督机制，通过纪委、审计等专职机构开展监督活动。特别地，作为最具独立性和权威性的监督机构之一，审计署持续开展专门针对贫困县的财政扶贫资金审计。

从扶贫审计的监督性质来看，扶贫审计能够通过合理安排审计监督主体和方式保证审计监督的独立性。在审计监督主体方面，扶贫审计由审计署统一部署，并组织审计特派办和省审计厅进行审计。这意味着，审计监督主体不仅包括各级审计机关，还包括审计署和审计特派办的审计人员。多元化的审计主体保证了审计监督的独立性。在审计监督方式方面，扶贫审计按照“统一组织领导，统一工作方案、统一处理原则”的要求，采用“上审下”“直接审”等多种方式开展审计工作，进一步提高了审计质量。此外，按照《党政领导干部选拔任用工作条例》的规定，选拔任用党政领导干部，必须把政治标准放在首位<sup>③</sup>。而脱贫攻坚属于治国理政的重要政治任务，其成效被作为选拔干部的重要依据（吕普生，2021）。扶贫审计能够对贫困县的财政收支行为进行有效监督，一旦发现违法违纪线索就会移交给纪检监察机关进行调查处理，进而对领导干部选拔实施“一票否决”。这种将审计结果与干部选拔挂钩的做法强化了审计监督的威慑性。兼具独立性和威慑性的扶贫审计监督有助于纠正贫困县财政转移支付资金违规使用的问题，减少用于非扶贫领域的资金规模，增加用于扶贫领域的资金规模。

从扶贫审计的内容来看，主要聚焦在扶贫的“精准”“安全”和“绩效”三个方面，具体表现为扶贫政策是否落实、扶贫资金管理是否合理合规和扶贫项目是否具有效益。中国的扶贫策略以产业扶贫为主，即通过激发企业在贫困地区投资的积极性和大力扶持本地企业，鼓励产业发展，吸纳贫困群体就业，增强贫困人口自我发展能力。审计扶贫政策的精准性，有利于更多的财政转移支付资金用于扶贫产业；审计扶贫资金管理的安全性，有利于减少财政转移支付资金被套取、闲置或滞留等情况，使更多的扶贫资金被用于产业扶贫；审计扶贫项目的效益，有利于扶贫项目更贴近本地实际情况、扶

---

<sup>①</sup>参见《中共安徽省委组织部 安徽省扶贫开发领导小组办公室转发〈中共中央组织部 国务院扶贫办关于脱贫攻坚期内保持贫困县党政正职稳定的通知〉的通知》，<https://www.fy.gov.cn/openness/detail/content/5f8d4e4b7f8b9a425a8b457a.html>。

<sup>②</sup>财政违规行为主要指不按照规定使用财政资金。政府审计为合规性审计，即审查政府行为是否符合规定。

<sup>③</sup>参见《中共中央印发〈党政领导干部选拔任用工作条例〉》，[https://www.gov.cn/zhengce/2019-03/17/content\\_5374532.htm](https://www.gov.cn/zhengce/2019-03/17/content_5374532.htm)。

贫产业更加科学合理，增强产业扶贫的支撑保障作用。与此同时，扶贫产业的造血能力不断增强，将持续带动本地企业发展，使得企业数量不断增多，雇佣的本地劳动力也不断增加，推动地区产业转型升级，提高贫困县的经济发展水平。

总的来说，扶贫审计可以通过促进财政扶贫资金的合规化使用，减少用于非扶贫领域的资金规模，使得更多的扶贫资金被用于扶贫领域中，最终影响到贫困县的经济发展水平。具体来说，一方面，扶贫审计减少了贫困县扶贫资金被用于消耗性支出的规模和出现闲置的情况，使得更多的扶贫资金投入产业扶贫领域，再通过扶贫产业的造血效应带动本地产业发展，进而提高县域经济发展水平；另一方面，扶贫审计减少了扶贫资金投入到非扶贫生产领域的规模，当这些生产领域的财政资金使用效率高于扶贫产业时，扶贫审计可能不利于县域经济整体发展。扶贫审计影响县域经济发展的理论机制如图1所示。

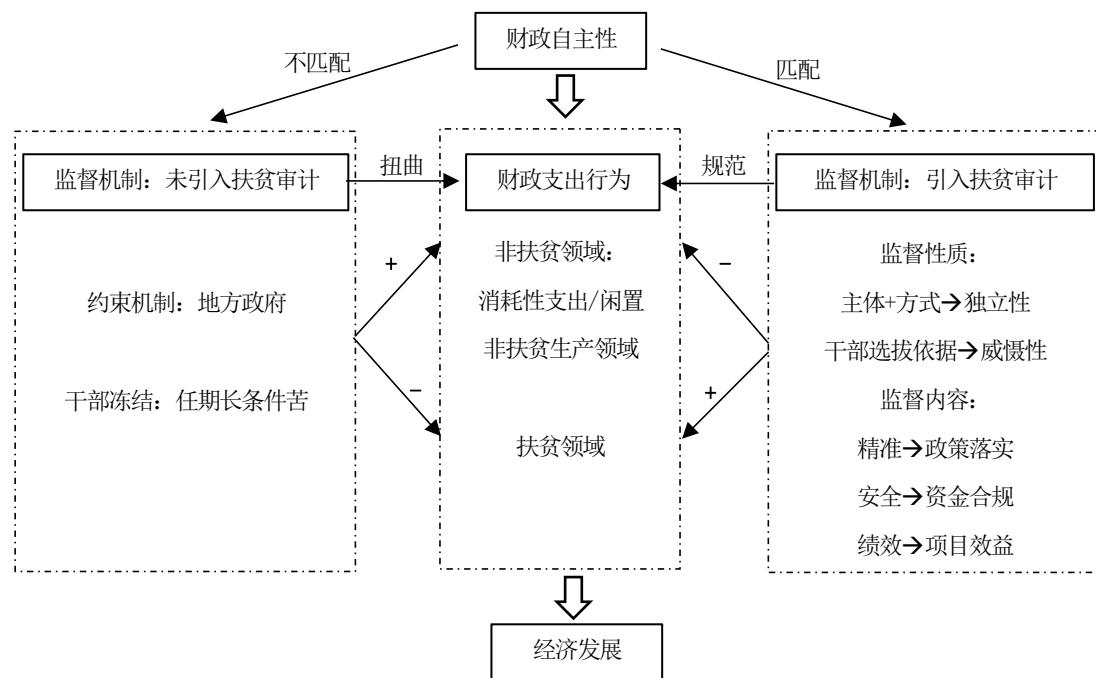


图1 理论分析框架图

### 三、实证设计

#### (一) 变量定义与数据来源

1. 被解释变量：经济发展水平。夜间灯光数据逐渐被作为经济发展水平的代理变量引入经济学研究框架（王贤彬和黄亮雄，2018）。与地区生产总值数据相比，夜间灯光数据不会受到制度和人为因素的干扰，能够缓解地区生产总值数据的统计偏误问题。基于此，本文借鉴范子英等（2016）的做法，采用县域平均夜间灯光亮度（取对数）度量经济发展水平。夜间灯光越亮，表明县域经济发展水平越高。夜间灯光数据来源于 Chen et al. (2021) 公布在 Harvard Dataverse 的 tif 格式数据，并通过进一步处理汇总得到中国县域灯光亮度的 stata 格式数据。

2.核心解释变量：扶贫审计。本文认为，扶贫审计的审计监督效应将在未来一定时间内长期存在。究其原因，主要有以下两个方面：其一，与其他监管政策类似，扶贫审计也实施了“回头看”，即同一个贫困县可能在不同年份被多次审计；其二，与其他监管政策不同，扶贫审计的“回头看”在时间和对象选择上具有随机性，即“回头看”可能发生在任何一次扶贫审计之中以及只会随机选取部分审计对象“回头看”。这种具备随机性的“回头看”保证了扶贫审计的威慑效应。此外，党的十八大以来，中央高度重视脱贫攻坚工作，将其摆在了治国理政的重要位置。特别是将扶贫审计结果与领导干部选拔挂钩这种制度安排，进一步强化了扶贫审计的威慑效应。鉴于此，本文对扶贫审计变量定义如下：如果该县被扶贫审计，则被审计当年及之后年份取值为1，其他情况取值为0。扶贫审计数据来源于审计署公布的2013—2018年的扶贫审计结果公告及解读<sup>①</sup>。

3.机制变量。扶贫审计影响贫困县经济发展的潜在机制主要包括增加产业扶贫领域的扶贫资金规模带来的正向效应和减少更高效的非扶贫生产领域的扶贫资金规模带来的负向效应。由于无法获得相关数据来判断投入非扶贫生产领域的扶贫资金是否更高效，因此本文仅从理论上探讨这一负向效应，重点从实证上验证前一条机制的正向效应。为了识别上述作用机制，本文先使用2019年上海财经大学“千村调查”项目的入村调查数据<sup>②</sup>进行验证，再使用县域层面的宏观数据提供进一步佐证。具体来说，微观层面包括四个机制变量：转移支付规模、生产性投资补贴、产业扶贫和对村办企业的投资。根据问卷中“2018年本村最有效的扶贫措施是什么”题项定义产业扶贫变量，当最有效的扶贫措施为产业扶贫时，产业扶贫变量取值为1，否则取值为0。根据问卷中“本村获得转移性收入”“村庄的生产性投资和补贴”和“对村办企业的投资”题项定义其他机制变量，且都在原值的基础上加1取对数。宏观层面包括两个机制变量：贫困县工业企业数量和第二产业占比。贫困县工业企业数量变量采用县域规模以上工业企业单位数度量，对原值取对数；第二产业占比变量采用县域第二产业增加值占地区生产总值的比重度量。宏观层面的原始数据来源于《中国县域统计年鉴（县市卷）》（2013—2020年，历年）。

4.控制变量。在基准模型中，本文控制了各种可能影响扶贫审计概率的经济特征变量和地理特征变量。对于经济特征变量，本文控制了2011年贫困县认定范围调整之前各县的经济特征变量，主要包括：2010年经济发展水平，采用县域人均地区生产总值度量；2010年工业发展水平，采用县域工业增加值度量；2010年预算收入规模和预算支出规模，采用县域一般公共预算收入和一般公共预算支出度量；上述变量都对原值取对数。需要说明的是，扶贫审计的作用可能会受到贫困县获得的扶贫资金规模的影响。由于政府部门没有公开扶贫资金规模的相关信息，本文借鉴马光荣和孟源祎（2022）的研究，通过控制一般公共预算收入和一般公共预算支出来缓解扶贫资金规模的影响。经济特征变量的相关数据均来源于2011年《中国县域统计年鉴（县市卷）》。

<sup>①</sup>资料来源：中华人民共和国审计署网站，<https://www.audit.gov.cn/n5/n25/index.html>。

<sup>②</sup>上海财经大学“千村调查”项目采用随机抽样定点调查和学生返乡调查相结合的方法，并非追踪数据，且只有2019年调查涉及较多关于贫困县的问题，因此，本文仅使用了2019年的调查数据。

对于地理特征变量，参考 Li et al. (2019) 的做法，本文控制了县域平均坡度和县域到省会城市距离。县域平均坡度采用中国县域陆地地形起伏度的均值度量；县域到省会城市距离采用县域到省会城市的直线距离度量，对原值取对数。此外，为了排除上一轮贫困县认定以及不同类型贫困县的影响，本文进一步控制了 2001 年国家扶贫开发工作重点县和 2011 年国家扶贫开发工作重点县两个变量。2001 年国家扶贫开发工作重点县变量的度量方式如下：如果该县在 2001 年被认定为国家扶贫开发工作重点县，则该变量取值为 1，否则取值为 0。2011 年国家扶贫开发工作重点县变量的度量方式如下：如果该县在 2011 年被认定为国家扶贫开发工作重点县，则该变量取值为 1，否则取值为 0。县域坡度数据来源于 You et al. (2018) 的测算结果，县域到省会城市的直线距离数据利用中国行政区划矢量数据计算得到，2001 年国家扶贫开发工作重点县名单来源于 2002 年《中国农村贫困监测报告》，832 个贫困县名单来源于国家乡村振兴局网站<sup>①</sup>。

在机制检验模型中，借鉴吴一平等（2022）的方法，本文控制了一系列村庄层面的控制变量和县域经济特征变量。村庄层面的控制变量包括村庄经济发展水平、村庄常住人口、村庄耕地占比、村庄性别比、村庄中小学人口占比、村支书性别、村支书年龄；县域经济特征变量包括 2018 年经济发展水平、2018 年产业结构和 2018 年地区金融发展水平。此外，由于县域层面获得的转移支付规模在很大程度上会影响所辖村庄获得的转移支付规模，再加上当贫困县被审计发现存在闲置资金时，可能会导致下一年度获得的转移支付规模下降，本文考虑在机制检验模型中控制县域层面获得的转移支付规模，并用一般公共预算收入和一般公共预算支出作为其代理变量，以缓解转移支付规模不同可能带来的差异化影响。村庄层面控制变量的数据来源于 2019 年上海财经大学“千村调查”项目的入村调查数据，县域经济特征变量的数据来源于 2019 年《中国县域统计年鉴（县市卷）》。

## （二）样本选择与描述性统计

鉴于贫困县与非贫困县在经济发展模式、经济发展水平、获得的财政转移支付规模等方面存在本质区别，且扶贫审计主要是针对贫困县，因此，本文将研究样本限定在贫困县范围内。中国贫困县名单于 2011 年进行了第三次调整，而第一次扶贫审计时间在 2013 年，因此本文的贫困县样本只包括根据 2011 年颁布实施的《中国农村扶贫开发纲要（2011—2020 年）》确定的 832 个贫困县，并将基准模型的样本时间限定在 2012—2019 年。由于灯光数据和县域统计年鉴的部分指标存在缺失，本文最终获得 780 个贫困县 8 年的平衡面板数据。对于微观调查数据，由于 2019 年“千村调查”问卷收集的是截面数据，本文仅考虑 2018 年扶贫审计的影响，并将样本限定为 2017 年仍未脱贫的贫困县，最终获得 187 个村的调查数据。主要变量的定义及描述性统计结果如表 1 所示。

表1

变量定义及描述性统计结果

变量类别	变量名称	变量定义	观测值	平均值	标准差
被解释变量	经济发展水平	县域平均夜间灯光亮度	6240	0.12	0.47

<sup>①</sup>资料来源：《国家扶贫开发工作重点县名单》，[https://nrra.gov.cn/art/2012/3/19/art\\_343\\_42.html](https://nrra.gov.cn/art/2012/3/19/art_343_42.html)；《关于公布全国连片特困地区分县名单的说明》，[https://nrra.gov.cn/art/2012/6/14/art\\_343\\_41.html](https://nrra.gov.cn/art/2012/6/14/art_343_41.html)。

表1(续)

机制变量	核心解释变量	扶贫审计	贫困县在被审计当年及以后年份=1, 其他情况=0	6240	0.13	0.34
	转移支付规模	2018年村庄获得上级的转移性收入(万元)	180	991.52	7466.34	
	生产性投资补贴	2018年村庄生产性投资和补贴规模(万元)	181	1.50	3.19	
	产业扶贫	2018年村庄最有效的扶贫措施:产业扶贫=1, 其他=0	187	0.52	0.50	
	对村办企业的投资	2018年村庄对村办企业投资规模(万元)	161	16.98	75.21	
	贫困县工业企业数量	县域内规模以上工业企业单位数(个)	5375	38.91	43.31	
	第二产业占比	县域第二产业增加值占地区生产总值的比重	5176	0.35	0.14	
控制变量	2010年经济发展水平	2010年县域人均地区生产总值(元)	5296	23162.79	15959.43	
	2010年工业发展水平	2010年县域工业增加值(万元)	5280	136667.87	171957.69	
	2010年预算收入规模	2010年县域一般公共预算收入(万元)	5837	45233.42	47414.90	
	2010年预算支出规模	2010年县域一般公共预算支出(万元)	5847	246309.09	146902.48	
	县域平均坡度	县域陆地地形起伏度(米)	6176	1.44	0.63	
	县域到省会城市距离	县域到省会城市的直线距离(千米)	6240	293.30	213.61	
	2001年国家扶贫开发工作重点县	在2001年被认定为国家扶贫开发工作重点县:是=1, 否=0	6240	0.67	0.46	
	2011年国家扶贫开发工作重点县	在2011年被认定为国家扶贫开发工作重点县:是=1, 否=0	6240	0.63	0.48	
	村庄经济发展水平	村庄经济发达程度在县域内的水平:上等=5, 中上等=4, 中等=3, 中下等=2, 下等=1	187	2.77	0.95	
	村庄常住人口	2018年村庄常住人口(人)	187	2365.17	4123.20	
	村庄耕地占比	2018年村庄耕地面积占村庄土地总面积比重	187	0.19	0.23	
	村庄性别比	2018年村庄男性常住人口占常住人口比重	187	0.51	0.07	
	村庄中小学人口占比	2018年村庄中小学学历人口占常住人口比重	187	0.40	0.26	
	村支书性别	2018年村支书性别:男=1, 女=0	187	0.89	0.30	
	村支书年龄	2018年村支书年龄(岁)	187	48.99	8.53	
	2018年经济发展水平	2018年县域地区生产总值(万元)	187	1198248.45	750381.19	
	2018年产业结构	2018年县域第一产业增加值与第二产业增加值的比值	187	0.73	0.55	
	2018年地区金融发展水平	2018年县域居民储蓄存款余额(万元)和年末金融机构各项贷款余额(万元)之和	187	2330245.81	1440814.37	

注: 经济发展水平、转移支付规模、生产性投资补贴、对村办企业的投资、贫困县工业企业数量、2010年经济发展水平、2010年工业发展水平、2010年预算收入规模、2010年预算支出规模、县域平均坡度、县域到省会城市距离、村庄常住人口、村支书年龄、2018年经济发展水平、2018年地区金融发展水平在表中展示的是原值, 在下文回归分析中用的是对数值。

### (三) 模型设定

1. 基准模型。本文借鉴 Li et al. (2016) 的做法, 使用“渐进式”的双重差分法(difference-in-differences, 简称 DID) 进行检验, 基准模型设定如下:

$$\begin{aligned} Gdp\_light_{ct} = & \beta_0 + \beta_1 Audit\_poor_{ct} + (Z_c \times time_{ct})' \varphi + (Z_c \times trend)' \pi \\ & + prov_p \times trend + \alpha_c + \lambda_t + \varepsilon_{ct} \end{aligned} \quad (1)$$

$$Audit\_poor_{ct} = treated_c \times time_{ct} \quad (2)$$

(1) 式和 (2) 式中:  $Gdp\_light_{ct}$  表示县域  $c$  在  $t$  年的经济发展水平。 $Audit\_poor_{ct}$  表示贫困县  $c$  在  $t$  年是否被扶贫审计。此外, 根据“渐进式” DID 模型的设定,  $Audit\_poor_{ct}$  可表示为贫困县是否被扶贫审计 ( $treated_c$ ) 和贫困县被扶贫审计时间 ( $time_{ct}$ ) 的交互项。其中, 当贫困县为被审计的对象时,  $treated_c$  取值为 1, 否则取值为 0; 当处于贫困县被审计当年及以后年份时,  $time_{ct}$  取值为 1, 否则取值为 0。 $Z_c$  为一系列控制变量。 $trend$  为时间趋势变量, 用当年年份与样本开始之前年份(2011 年)的差值度量。由于控制变量均为截面数据, 本文借鉴 Li et al. (2016) 的做法, 在模型中分别加入了控制变量与政策冲击时间变量 ( $time_{ct}$ ) 和时间趋势变量 ( $trend$ ) 的交互项。这种处理方式, 一方面可以将截面数据转换为面板数据进行分析, 另一方面可以缓解这些影响因素在贫困县被审计前后对县域经济发展水平的不同影响以及在不同年份对县域经济发展水平的不同影响。此外,  $prov_p \times trend$  表示省份  $p$  的固定效应与时间趋势的交互项, 可以控制不同省份不同年份的政策效应。 $\alpha_c$  和  $\lambda_t$  分别表示县域固定效应和时间固定效应,  $\varphi$  和  $\pi$  分别表示两个交互项的系数,  $\beta_0$  为截距项,  $\varepsilon_{ct}$  表示随机误差项。本文最关心的是系数  $\beta_1$ , 它捕捉了扶贫审计对贫困县经济发展水平的影响。

2. 机制检验模型。根据前文的理论分析, 本文构建了如下机制检验模型:

$$Mechanism_v = \Omega_0 + \Omega_1 Audit\_poor_c + \varrho X_v + \phi U_c + \varepsilon_v \quad (3)$$

(3) 式中:  $Mechanism_v$  表示村庄  $v$  的机制变量,  $Audit\_poor_c$  表示贫困县  $c$  是否被扶贫审计。 $X_v$  表示一系列村庄控制变量,  $U_c$  表示一系列县域经济特征变量,  $\varrho$  和  $\phi$  分别表示村庄控制变量和县域经济特征变量的系数,  $\Omega_0$  表示截距项,  $\varepsilon_v$  表示随机误差项。本文关心的系数为  $\Omega_1$ , 它捕捉了扶贫审计影响贫困县经济发展的作用机制。

## 四、回归结果

### (一) 基准回归结果

表 2 报告了扶贫审计对县域经济发展水平影响的基准回归结果。结果显示, 扶贫审计的估计系数至少在 5% 的统计水平上显著。(1) 列的回归中仅纳入了扶贫审计变量, 结果显示, 当审计监督力量越大时, 县域经济发展水平越高。(2) 列和 (3) 列逐步加入各类控制变量和固定效应, 结果显示,

扶贫审计变量依然显著，且系数为正，表明扶贫审计确实提高了贫困县的经济发展水平。这说明，相较于减少更高效的非扶贫生产领域支出带来的负向效应，扶贫审计更多地表现为增加产业扶贫领域的资金规模带来的正向效应。

表2 基准回归结果

变量	(1)		(2)		(3)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
扶贫审计	0.0444***	0.0077	0.0113**	0.0049	0.5850***	0.1164
2010年经济发展水平×政策冲击时间					-0.0418***	0.0106
2010年工业发展水平×政策冲击时间					0.0303	0.0328
2010年预算收入规模×政策冲击时间					-0.0768	0.1427
2010年预算支出规模×政策冲击时间					-0.0645**	0.0255
县域平均坡度×政策冲击时间					-0.0487***	0.0077
县域到省会城市距离×政策冲击时间					-0.0207**	0.0087
2001年国家扶贫开发工作重点县×政策冲击时间					-0.0052	0.0244
2011年国家扶贫开发工作重点县×政策冲击时间					0.0002	0.0222
控制变量×时间趋势	未控制		未控制		已控制	
省份×时间趋势	未控制		已控制		已控制	
县域固定效应	未控制		已控制		已控制	
时间固定效应	未控制		已控制		已控制	
R <sup>2</sup>	0.0157		0.8874		0.8813	
观测值	6240		6240		5280	

注：①\*\*\*和\*\*分别表示1%和5%的显著性水平；②表中的标准误为聚类到县域层面的稳健标准误。

## (二) 动态效应检验

为保证基准回归结果的稳健性，本文结合事件研究法检验扶贫审计的动态效应，具体计量模型设定如下：

$$\begin{aligned} Gdp\_light_{ct} = & \beta_0 + \sum_{k=-6}^4 m_k Audit\_poor_{ct}^k + (Z_c \times time_{ct})' \varphi + (Z_c \times trend)' \pi \\ & + prov_p \times trend + \alpha_c + \lambda_t + \varepsilon_{ct} \end{aligned} \quad (4)$$

(4) 式将(1)式中的  $Audit\_poor_{ct}$  用一组虚拟变量  $Audit\_poor_{ct}^k$  代替，其取值方式为：如果当前年份与贫困县被审计年份之间的差值为  $k$  时取值为 1，否则取值为 0。具体来说， $k=0$  表示贫困县被审计的当年， $k=-1$  表示贫困县被审计的前一年， $k=1$  表示贫困县被审计的后一年，以此类推。其他变量含义与(1)式相同。本文选择贫困县最早被审计年份( $k=-6$ )作为基期，图2展示了在95%显著性水平下(4)式的估计系数  $m_{-5}, \dots, m_4$ 。

如图2所示，在扶贫审计之前，核心解释变量的估计系数没有显著异于0，说明模型满足平行趋

势假定<sup>①</sup>。在扶贫审计之后，贫困县的经济发展水平显著提高，说明在当前审计制度下，扶贫审计对县域经济发展产生了动态长期影响。上述结果不仅为 DID 模型识别策略的有效性提供了证据，而且证明了与其他“走过场”“一次性”的“运动式”治理策略不同，扶贫审计具有持久的监督效应。

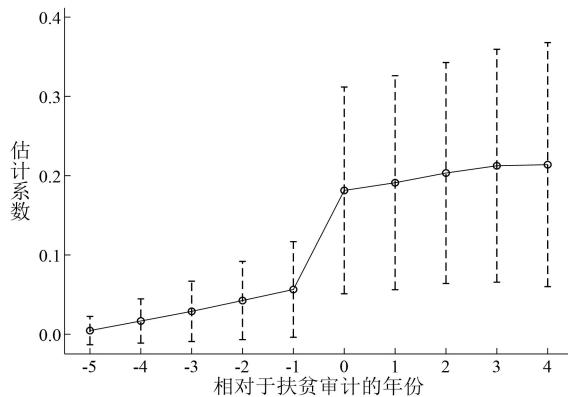


图 2 扶贫审计对县域经济发展影响的动态效应

### (三) 安慰剂检验

为了排除不可观测因素对回归结果的影响，借鉴 La Ferrara et al. (2012) 的方法，本文通过将被审计的贫困县随机分配的思路来进行安慰剂检验。图 3 是进行 500 次重复随机分配回归得到的虚拟回归系数的密度分布图。从图中可以发现，系数估计值集中在 0 附近，整体呈现正态分布，表明随机构造的虚拟扶贫审计对县域经济发展没有影响。同时，基准回归中核心解释变量的估计系数为 0.5850，位于整个虚拟系数分布之外，说明扶贫审计对县域经济发展的影响并非由其他不可观测因素推动。

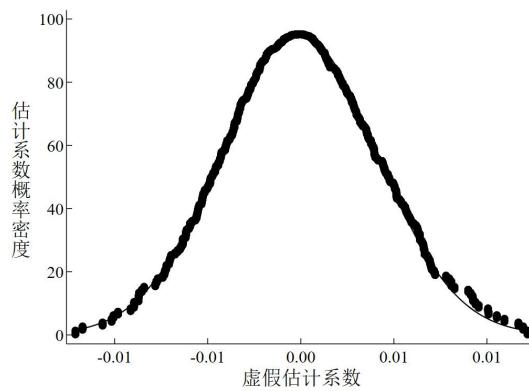


图 3 扶贫审计对县域经济发展影响的安慰剂检验

<sup>①</sup>从图 2 可以发现，在贫困县被审计之前，核心解释变量的估计系数呈现不断上升的态势，这可能会产生一种担忧：贫困县经济增长可能源于一些不可观测因素，而非扶贫审计。对于这一问题，本文从以下四个方面进行说明：其一，核心解释变量的估计系数均不显著异于 0，不具有统计意义；其二，本文采用随机分配的方法进行安慰剂检验，排除了不可观测因素的影响；其三，本文尝试排除扶贫审计的预期效应；其四，本文采用异质性稳健 DID 模型重新估计后，发现动态效应估计结果与图 2 基本一致。

#### (四) “渐进式”双重差分法的适用性探讨

为了排除“渐进式”DID产生的负权重问题，本文采用两种方式进行检验。

Goodman-Bacon (2021) 指出，如果前期受到政策冲击的样本较少，或者存在大量从未受到政策冲击的样本时，负权重并不会产生很严重的问题。鉴于此，借鉴 Liu et al. (2022) 的方法，本文绘制了扶贫审计的处理状态图（见图 4）。从图 4 可以发现，在本文研究中，不仅存在大量从未受到政策冲击的样本（底部竖线区域），而且在前期受到政策冲击的样本较少（2012—2016 年的圆点区域）。这意味着，负权重问题并不会对本文的研究结果产生严重影响。

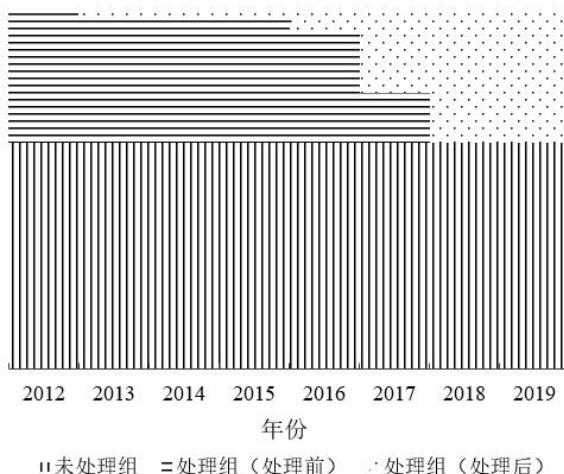


图 4 扶贫审计的处理状态图

本文进一步对 DID 估计结果进行分解。参考 Goodman-Bacon (2021) 的做法，本文将估计结果分解成三类子样本平均处理效应的加权平均值。其中，三类子样本的处理组和控制组分别为：“较早或较晚接受处理组 vs 从未处理组”“较早接受处理组 vs 较晚接受处理组”和“较晚接受处理组 vs 较早接受处理组”。前两类子样本并不会扭曲估计结果，而在第三类子样本中，由于控制组的结果变量中已经包括了处理效应，当其权重较大时，在很大程度上会影响估计结果的无偏性。表 3 报告了 Bacon 分解结果，结果显示，不会扭曲估计结果的两类子样本权重高达 95.11%，特别是“较早或较晚接受处理组 vs 从未处理组”这类子样本的权重高达 88.92%，且其估计系数绝对值远大于其他两组。相反，可能造成估计结果有偏的“较晚接受处理组 vs 较早接受处理组”子样本的权重仅为 4.89%，其估计系数也远小于 0.0124。这说明，本文的估计结果并没有受到负权重问题的严重影响，再次验证了基准回归结果的稳健性。

表3

Bacon 分解结果

不同子样本的 DID 分组	估计系数	权重
较早或较晚接受处理组 vs 从未处理组	0.0124	0.8892
较早接受处理组 vs 较晚接受处理组	0.0000	0.0619
较晚接受处理组 vs 较早接受处理组	0.0002	0.0489

## 五、进一步探讨

### (一) 机制检验

为了进一步验证扶贫审计更多地表现为经济增长效应，本文对扶贫审计使得更多扶贫资金用于产业扶贫领域这一正向理论机制进行检验。表4报告了机制检验模型的回归结果。(1)列和(2)列的估计结果显示，扶贫审计显著提高了县域所辖村庄获得的转移支付规模，增加了生产性投资补贴。这一结果说明，扶贫审计缓解了贫困县转移支付资金的闲置情况，增加了以生产性投资补贴为代表的生产性支出规模。由于数据限制，本文无法区分生产性投资补贴的产业是否属于扶贫产业，也就无法为扶贫资金用于扶贫产业提供直接且充分的证据。进一步地，本文直接检验扶贫审计是否会使得产业扶贫更有效。(3)列结果显示，在被扶贫审计的贫困县所辖村庄，产业扶贫成为村庄最有效的扶贫措施，再次证明扶贫审计提高了产业扶贫效率。产业扶贫的有效措施之一是把更多的扶贫资金用于促进当地企业发展，调动企业的生产积极性，为当地居民提供更多的就业岗位。对此，本文检验扶贫审计是否能够促进对本村企业的投资。(4)列结果显示，在被扶贫审计的贫困县所辖村庄，村办企业能够获得更多的资金支持，为产业扶贫的有效性提供了相对充足的证据。

上述微观层面的机制分析已经初步证明扶贫审计的产业扶贫效应，但是产业扶贫是否会带来贫困县经济增长还有待进一步证明。如果确实如理论分析部分所述，扶贫产业的造血效应带动了本地产业升级，进而提高了县域经济发展水平，那么预期在宏观层面将看到工业企业的数量增加、第二产业占比提高。鉴于此，本文进一步考察扶贫审计对贫困县工业企业数量和第二产业占比的影响。表4的(5)～(8)列报告了宏观层面机制检验的回归结果，结果显示，扶贫审计确实增加了贫困县工业企业数量，提高了第二产业占比，且工业企业数量增加和第二产业占比提升促进了贫困县经济发展，这进一步证明了扶贫审计通过促进财政扶贫资金的合规化使用，使得更多扶贫资金用于产业扶贫领域，进而通过扶贫产业的造血效应带动本地产业升级的正向理论机制。

**表4**                   **扶贫审计影响县域经济发展机制的检验结果**

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	转移支付 规模	生产性 投资补贴	产业扶贫 投资	对村办企业 企业数量	贫困县工业 占比	第二产业 占比	经济发展 水平	经济发展 水平
扶贫审计	1.7379** (0.8642)	1.3835* (0.7453)	0.1824* (0.0981)	0.7607* (0.4827)	1.3411** (0.6594)	0.3524*** (0.1043)	0.3394*** (0.1250)	0.4695*** (0.1075)
扶贫审计×贫困县工 业企业数量							0.0197*** (0.0045)	
扶贫审计×第二产业 占比								0.1111*** (0.0275)
村庄控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	未控制	未控制	未控制	未控制
县域控制变量×时间 趋势	未控制	未控制	未控制	未控制	已控制	已控制	已控制	已控制

表4 (续)

县域控制变量×政策冲击时间	未控制	未控制	未控制	未控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份×时间趋势	未控制	未控制	未控制	未控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	未控制	未控制	未控制	未控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	未控制	未控制	未控制	未控制	已控制	已控制	已控制	已控制
R <sup>2</sup>	0.0819	0.0974	0.1777	0.1558	0.9554	0.8881	0.8824	0.9111
观测值	164	166	187	161	5008	4620	5008	4620

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②(1)～(4)列括号内为聚类到村庄层面的稳健标准误，(5)～(8)列括号内为聚类到县域层面的稳健标准误。

## (二) 竞争性假说

为了保证研究结论的可靠性，本文通过分组回归的方法进一步排除转移支付规模的影响，进而为扶贫审计确实在贫困县经济发展中发挥重要作用提供进一步的支撑。从理论上分析，位于不同区位或者不同类型的贫困县获得的转移支付规模不同。位于相对发达地区的贫困县，获得的转移支付规模相对小。在县域经济发展过程中，如果转移支付规模发挥了主导作用，那么扶贫审计对位于相对发达地区的贫困县的影响可能不显著；相反，如果扶贫审计发挥了主导作用，规范了所有地区贫困县的财政支出行为，那么扶贫审计对位于相对发达地区的贫困县也会产生显著影响。鉴于此，本文按照地区区位和地区类型分别将贫困县分为东、中、西部的贫困县和是否为资源枯竭地区的贫困县。其中，资源枯竭城市名单来源于国务院批准的69个城市<sup>①</sup>。表5汇报了不同组别样本的回归结果，结果显示，不管贫困县位于哪种区位或属于哪种类型，扶贫审计均显著提升了县域经济发展水平。这说明，相较于转移支付规模，扶贫审计发挥了更加重要的作用。

表5 基于地区区位和地区类型的异质性分析结果

变量	被解释变量：经济发展水平				
	西部	中部	东部	非资源枯竭	资源枯竭
扶贫审计	0.4835*** (0.1843)	0.5770*** (0.1977)	0.5987*** (0.1822)	0.5802*** (0.1180)	1.2177* (0.6555)
控制变量×时间趋势	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
控制变量×政策冲击时间	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份×时间趋势	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

<sup>①</sup>参见《关于印发首批资源枯竭城市名单的通知》，[https://www.ndrc.gov.cn/fggz/dqzx/zxqdqzxfz/201007/t20100729\\_1083914.html](https://www.ndrc.gov.cn/fggz/dqzx/zxqdqzxfz/201007/t20100729_1083914.html)；《国家发展改革委办公厅关于开展第二批资源枯竭城市转型评估工作的通知》，[https://www.ndrc.gov.cn/xxgk/zcfb/tz/201103/t20110309\\_964740.html](https://www.ndrc.gov.cn/xxgk/zcfb/tz/201103/t20110309_964740.html)；《国家发展改革委 国土资源部 财政部关于印发第三批资源枯竭城市名单的通知》，<https://zfxgk.ndrc.gov.cn/web/iteminfo.jsp?id=19540>。

表5 (续)

时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
R <sup>2</sup>	0.9208	0.8545	0.8397	0.8795	0.9412
观测值	3328	1600	352	5152	128

注: ①\*\*\*和\*分别表示1%和10%的显著性水平; ②括号内为聚类到县域层面的稳健标准误。

### (三) 扶贫审计效果的异质性

1. 审计监督成本。审计监督成本是影响财政资金监督效率的重要因素。Li et al. (2019) 发现交通成本可能迫使上级政府更少地实地调查、走访那些距离较远和交通不便的县, 从而降低政府监督的力度和效率。鉴于此, 本文进一步考虑交通成本对基准回归结果的影响, 分别从县域到省会城市距离和县域平均坡度两个维度刻画交通成本, 构建了扶贫审计与审计监督成本的交互项, 检验在审计监督成本不同的贫困县, 扶贫审计对县域经济发展的影响。其中, 县域到省会城市距离越远、县域平均坡度越大, 地区审计监督成本越高。表6的(1)列和(2)列结果显示, 在距离较近和坡度较低的地区, 扶贫审计带来的经济发展效应更大。

2. 营商环境。通过产业扶贫, 中国的贫困治理方式逐渐从“输血式”扶贫转向“造血式”扶贫。产业扶贫需要结合地方特色, 在现有产业基础上探索出符合地区发展特点的扶贫长效机制。因此, 地方现有产业基础, 或者说地方营商环境的好坏影响着产业扶贫的成效。鉴于此, 本文以樊纲市场化指数和县域创业活跃度作为地区营商环境的代理变量, 构建了扶贫审计与营商环境的交互项, 进一步检验在营商环境不同的贫困县, 扶贫审计对县域经济发展的影响。其中, 樊纲市场化指数采用2011年樊纲市场化指数总得分度量, 数据来源于王小鲁等(2019)的报告; 县域创业活跃度采用2011年县域企业注册数量度量(取对数), 原始数据来源于国家市场监管总局的企业工商注册信息, 并通过进一步计算汇总得到县域每年新注册企业数量。上述两个指标越大表示地区营商环境越好, 本地产业越发达。表6的(3)列和(4)列结果显示, 在营商环境相对好的地区, 扶贫审计带来的经济发展效应更大。

表6 基于审计监督成本和营商环境的异质性分析结果

变量	被解释变量: 经济发展水平			
	(1)	(2)	(3)	(4)
扶贫审计	0.5850*** (0.1164)	0.5850*** (0.1164)	0.3876*** (0.1342)	0.4535*** (0.1358)
扶贫审计×县域到省会城市距离	-0.0207** (0.0087)			
扶贫审计×县域平均坡度		-0.0487*** (0.0077)		
扶贫审计×樊纲市场化指数			0.0863*** (0.0255)	
扶贫审计×县域创业活跃度				0.0111** (0.0052)

表6 (续)

控制变量×时间趋势	已控制	已控制	已控制	已控制
控制变量×政策冲击时间	已控制	已控制	已控制	已控制
省份×时间趋势	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
R <sup>2</sup>	0.8813	0.8813	0.8814	0.8816
观测值	5280	5280	5152	5256

注：①\*\*\*和\*\*分别表示1%和5%的显著性水平；②括号内为聚类到县域层面的稳健标准误；③（1）列和（2）列回归中的控制变量分别不包括县域到省会城市距离、县域平均坡度与时间趋势的交互项。

## 六、结论与政策建议

本文从财政扶贫资金审计的视角展开研究，探讨了以扶贫审计为代表的财政资金审计监督对贫困县经济发展的影响及其机制。研究结果表明，扶贫审计能够有效提高贫困县的经济发展水平，即当贫困县被扶贫审计之后，该县的经济发展水平显著提高，这一结论在经过动态效应分析、采用随机分配处理组进行安慰剂检验和Bacon分解之后仍然成立。更为重要的是，促进财政扶贫资金的合规化使用，使更多扶贫资金用于产业扶贫领域，进而通过扶贫产业的造血效应带动本地产业转型升级是最主要的作用机制。此外，异质性分析表明，在审计监督成本更低和营商环境更好的县域，扶贫审计的经济发展效应更强。

本文研究对于政策设计具有启示意义。第一，加强基层政府的审计监督力度，提升财政资金的使用效率。加强基层政府的审计监督力度，尤其是加强对欠发达地区的财政转移支付资金的审计监督，能够确保更多的财政资金落到实处，发挥财政资金的最大价值。在未来可以通过将大数据等信息技术与政府审计监督相结合，协调多部门、采集多方数据形成全维度审计数据库，避免距离较远和交通不便利地区审计监督力度弱化，提升政府审计监督效率。第二，推动脱贫地区的产业提质增效，培育脱贫地区内生发展动力。脱贫攻坚任务顺利完成之后，在推进脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接的过程中，仍然面临着防止规模性返贫等问题。产业发展是防止规模性返贫的重要基础，更是乡村振兴的第一要务。在未来可以通过采用“输血式”策略与“造血式”策略相互支撑的协同发展模式推动脱贫地区产业发展。首先通过财政转移支付或者政府帮扶等具有输血效应的策略激活本地产业，再通过营造良好的营商环境吸引外部资源进入，推动本地企业孵化发展和本地产业转型升级，实现产业的造血效应，最终建立脱贫地区内生发展的长效机制，进而促进乡村振兴。

### 参考文献

- 范子英、彭飞、刘冲, 2016: 《政治关联与经济增长——基于卫星灯光数据的研究》, 《经济研究》第1期, 第114-126页。

- 2.范子英、赵仁杰, 2020: 《财政职权、征税努力与企业税负》, 《经济研究》第4期, 第101-117页。
- 3.郭庆旺, 2019: 《减税降费的潜在财政影响与风险防范》, 《管理世界》第6期, 第1-10页、第194页。
- 4.李晗、陆迁, 2022: 《无条件现金转移支付与家庭发展韧性——来自中国低保政策的经验证据》, 《中国农村经济》第10期, 第82-101页。
- 5.李静、王月金、檀学文, 2020: 《习总书记扶贫论述铸就当代中国脱贫攻坚的伟大实践》, 《中国农村观察》, 第6期, 第2-17页。
- 6.吕普生, 2021: 《制度优势转化为减贫效能——中国解决绝对贫困问题的制度逻辑》, 《政治学研究》第3期, 第54-64页、第161页。
- 7.马光荣、郭庆旺、刘畅, 2016: 《财政转移支付结构与地区经济增长》, 《中国社会科学》第9期, 第105-125页、第207-208页。
- 8.马光荣、孟源祎, 2022: 《财政转移支付的资本化与福利分化效应》, 《经济研究》第9期, 第65-81页。
- 9.孙志燕、侯永志, 2019: 《对我国区域不平衡发展的多视角观察和政策应对》, 《管理世界》第8期, 第1-8页。
- 10.汪三贵、钟宇, 2021: 《贫困县何以摘帽——脱贫攻坚中的央地关系与干部激励》, 《贵州财经大学学报》第5期, 第1-7页。
- 11.汪三贵、孙俊娜, 2021: 《全面建成小康社会后中国的相对贫困标准、测量与瞄准——基于2018年中国住户调查数据的分析》, 《中国农村经济》第3期, 第2-23页。
- 12.王贤彬、黄亮雄, 2018: 《夜间灯光数据及其在经济学研究中的应用》, 《经济学动态》第10期, 第75-87页。
- 13.王小鲁、樊纲、胡李鹏, 2019: 《中国分省份市场化指数报告(2018)》, 北京: 社会科学文献出版社, 第216-232页。
- 14.吴一平、杨芳、周彩, 2022: 《电子商务与财政能力: 来自中国淘宝村的证据》, 《世界经济》第3期, 第82-105页。
- 15.阎坤、于树一, 2008: 《公共财政减贫的理论分析与政策思路》, 《财贸经济》第4期, 第61-67页、第129页。
- 16.杨灿明, 2021: 《中国战胜农村贫困的百年实践探索与理论创新》, 《管理世界》第11期, 第1-15页。
- 17.张楠、刘蓉、卢盛峰, 2019: 《间接税亲贫性与代内归宿——穷人从减税中获益了吗》, 《金融研究》第6期, 第76-93页。
- 18.郑晓冬、上官霜月、陈典、方向明, 2020: 《有条件现金转移支付与农村长期减贫: 国际经验与中国实践》, 《中国农村经济》第9期, 第124-144页。
- 19.周强, 2021: 《精准扶贫政策的减贫绩效与收入分配效应研究》, 《中国农村经济》第5期, 第38-59页。
- 20.Besley, T., and R. Burgess, 2003, "Halving Global Poverty", *Journal of Economic Perspectives*, 17(3): 3-22.
- 21.Chen, Z., B. Yu, C. Yang, Y. Zhou, S. Yao, X. Qian, C. Wang, B. Wu, and J. Wu, 2021, "An Extended Time Series (2000-2018) of Global NPP-VIIRS-like Nighttime Light Data from a Cross-sensor Calibration", *Earth System Science Data*, 13(3): 889-906.
- 22.Goodman-Bacon, A. 2021, "Difference-in-differences with Variation in Treatment Timing", *Journal of Econometrics*, 225(2): 254-277.
- 23.La Ferrara, E., A. Chong, and S. Duryea, 2012, "Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil", *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(4): 1-31.

- 24.Li, L., B. Pang, and Y. Wu, 2019, “Isolated Counties, Administrative Monitoring, and the Misuse of Public Funds in China”, *Governance*, 32(4): 779-797.
- 25.Li, P., Y. Lu, and J. Wang, 2016, “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, Vol.123: 18-37.
- 26.Liu, L., Y. Wang, and Y. Xu, 2022, “A Practical Guide to Counterfactual Estimators for Causal Inference with Time-Series Cross-Sectional Data”, *American Journal of Political Science*, <https://onlinelibrary-wiley-com.1149.top/doi/pdf/10.1111/ajps.12723>.
- 27.Moreno-Dodson, B., and Q. Wodon, 2008, “Public Finance for Poverty Reduction: An Overview”, in B. Moreno-Dodson, and Q. Wodon (eds.) *Public Finance for Poverty Reduction: Concepts and Case Studies from Africa and Latin America*, Washington, DC: The World Bank, 1-17.
- 28.Ravallion, M., and S. Chen, 2007, “China’s (Uneven) Progress against Poverty”, *Journal of Development Economics*, 82(1): 1-42.
- 29.You, Z., Z. M. Feng, and Y. Z. Yang, 2018, “Relief Degree of Land Surface Dataset of China (1km)”, *Journal of Global Change Data & Discovery*, 2(2): 151-155.

(作者单位: <sup>1</sup>湖北经济学院财政与公共管理学院;

<sup>2</sup>杭州电子科技大学经济学院;

<sup>3</sup>上海财经大学公共经济与管理学院)

(责任编辑: 胡 祜)

## The Audit of Fiscal Funds for Poverty Alleviation and County-Level Economic Development

YANG Fang ZHOU Wenting WU Yiping LI Kerun

**Abstract:** This paper uses the information of the audit of impoverished counties’ fiscal funds for poverty alleviation and county-level macroeconomic data from 2013-2018 to study the impact and mechanisms of government audit supervision on the economic development of impoverished counties. The results show that the audit of fiscal funds for poverty alleviation significantly improves the economic development of impoverished counties. It is the most important mechanism to promote the compliant use of fiscal funds for poverty alleviation, so that more funds for poverty alleviation are utilized in the field of industrial poverty alleviation, and consequently the hematopoietic effect of poverty-alleviation industries promotes the transformation and upgrading of local industries. Further heterogeneity analysis shows that the economic development effects of the audit of fiscal funds for poverty alleviation is stronger in counties with lower audit supervision costs and better business environment. The findings of this paper provide policy implications for better utilizing the government audit accountability mechanism to promote the quality and efficiency of fiscal funds, to prevent the return of poverty on a large scale in poverty-lifted areas and to consolidate the existing achievements of poverty alleviation, and to promote county-level economic development.

**Keywords:** Audit of Fiscal Funds for Poverty Alleviation; County-Level Economic Development; Impoverished Counties; DID Model

# 农业强国建设：经验、挑战与着力点

## ——《中国农村经济》《中国农村观察》第七届“三农论坛”会议综述

张沁岚 段 伟

2023年是全面贯彻落实党的二十大精神的开局之年，也是加快建设农业强国的起步之年。由中国社会科学院农村发展研究所《中国农村经济》《中国农村观察》编辑部主办，华南农业大学经济管理学院、华南农业大学国家农业制度与发展研究院、广东省哲学社会科学重点实验室“乡村振兴实验室”和“农业农村政策与改革创新实验室”共同承办的《中国农村经济》《中国农村观察》第七届“三农论坛”征文研讨会，于2023年9月2日在广东省广州市顺利举行。来自中国社会科学院、华南农业大学、北京大学、中国人民大学、中国农业大学、浙江大学、上海财经大学、西南大学、中山大学、南京农业大学、华中农业大学、西北农林科技大学等众多高校与科研院所的近百位专家学者参加了会议。

南京农业大学“钟山学者”钟甫宁教授、中国社会科学院农村发展研究所所长魏后凯研究员、国家发展改革委产业经济与技术经济研究所副所长姜长云研究员、中国人民大学“杰出学者”特聘教授程国强教授、华南农业大学文科资深教授罗必良教授分别以《人口变迁与乡村治理》《有效破解城乡融合发展的体制机制障碍》《世界农业强国的共同特征与中国的农业强国建设》《中国农业高水平对外开放：基本逻辑与路径选择》《县域内城乡融合发展：一个分析视角》为题作了主旨报告。

会议共收到339所高校和科研院所的563篇来稿，经过专家多轮评审后，最终确定52篇论文入选论坛交流，分设“技术创新与绿色发展”“农产品市场与粮食安全”“农地要素配置”“农户行为与决策”“贫困与共同富裕”“人力资本与就业”“数字乡村”“产业与区域发展”“乡村治理”9个分论坛。现将与会专家和会议论文的主要观点综述如下。

### 一、农业强国的内涵、基本特征与建设经验

农业是立国之本，强国之基。党的二十大报告明确提出加快建设农业强国，围绕这一目标，与会专家就农业强国的内涵、世界农业强国的基本特征以及建设经验进行了充分讨论。

1.农业强国的内涵。建设农业强国，首先需要明晰“农业强国”的确切内涵，这是确定农业强国建设战略思路以及找准着力点的重要基础。姜长云将“农业强”定义为在世界农业竞争力中呈现规模

化的比较优势和强势竞争力，具体表现为“一个底线”和“三强一高一足”。“一个底线”，即保障粮食安全和重要农产品稳定安全供给；“三强一高一足”，即农业创新力强、竞争力强、可持续发展能力强、农业现代化水平高、农业及其关联产业链供应链韧性和安全水平足。程国强从农业开放发展的角度进行了解读，认为国际竞争力强是农业强国的重要标志之一。从世界范围来看，农业强国大多是农业开放强国，通常在农产品、农业科技、产业标准制定上具有影响力和竞争力，或拥有农业食品跨国大企业，或在农业食品产业链、供应链等关键领域和重要环节具有掌控力等。魏后凯和罗必良特别关注中国式农业强国的内涵，提出推进城乡融合发展，让全体农民共享发展成果是中国建设农业强国的重要内容之一。

与会专家一致认为，农业强国之“强”，是一个综合的多维指标，其内涵会随时代变迁而发生变化。在构建中国农业强国建设指标体系时，应充分考虑国内资源禀赋和当前面临的突出问题，力求指标体系精确有效并具有可操作性。此外，对于农业强国建设的指标考核可以重视，但不宜过度迷信和依赖，只宜作为参考。

2.世界农业强国的基本特征。全球农业强国既有共同特征，也有基于本国国情和农情表现的自身特点。姜长云在总结美国、加拿大、法国、澳大利亚、意大利、德国、新西兰、丹麦、荷兰、以色列、日本等全球农业强国建设先行者经验的基础上，将世界农业强国的普遍特征概括为“六高六强”：一是经济发展水平和城市化率高，保障粮食和重要农产品有效供给基础支撑强；二是农业劳动生产率或比较劳动生产率水平高，现代农业发展的物质技术装备基础强；三是农业优质化、安全化、绿色化、品牌化水平高，农业及其关联产业优势特色领域的国际竞争力和品牌影响力强；四是农业专业化、规模化、特色化水平高，农业产业化、产业融合化全球领先地位强；五是现代农业产业体系发达，产业组织引领支撑作用强；六是农业科技创新和产业创新水平高，创新创业生态健全且可持续发展能力强。

3.农业强国与乡村振兴、农业农村现代化的关系。党的十八大以来，党中央高度重视“三农”问题，相继对推进乡村振兴、加快农业农村现代化和加快建设农业强国作出战略部署。2017年党的十九大报告首次提出实施乡村振兴战略，加快农业农村现代化。2020年脱贫攻坚战取得胜利之后，“三农”工作重心历史性地转移到全面推进乡村振兴上。2022年党的二十大报告提出加快建设农业强国。魏后凯在梳理中央推动“三农”工作历史逻辑基础上，解析了“乡村振兴”“农业农村现代化”“农业强国”3个概念的关系。他认为，这三者既有区别也有联系，应视为“三农”工作的一体三面：乡村振兴着眼于全面振兴的视角，是实现中华民族伟大复兴的一项重大任务，是中国实施“三农”工作的总抓手；农业农村现代化从现代化视角谈“三农”问题，与国家现代化概念相对应，是乡村振兴战略的总目标，是国家现代化的基础保障，也是农业强国建设的基本前提；农业强国是从社会主义现代化强国视角提出的，是国家强国战略体系的重要根基，也是实现乡村全面振兴和农业农村现代化的核心目标。

4.农业强国建设的国际经验。“他山之石，可以攻玉。”建设中国式农业强国，借鉴当今世界农业强国的发展经验至关重要。姜长云将世界农业强国建设的历史经验总结为八点：第一，坚持以农立国战略，顺应发展阶段和政策目标要求，与时俱进地调整优化农业支持保护政策及其结构；第二，坚持培育有效市场和有为政府有机结合的制度环境，营造国内、国际双循环相互促进的发展格局；第三，

坚持战略引领、需求导向、实用为重原则，切实推进科技创新和产业创新顶天立地，促进农业产业链创新链深度融合良性发展；第四，坚持推进质量兴农和绿色兴农联动发展，将培育农业可持续发展能力同增强农业竞争力结合起来；第五，坚持标准引领、品牌强农方向，重点推进涉农优势特色产业聚链集群成带发展和特色化差异化发展；第六，坚持以支持农业合作社、涉农行业组织发展为重点，促进涉农组织多元化、网络化发展，培育现代农业同现代服务业、先进制造业融合发展的能力；第七，坚持以人为本理念，加强农业劳动力教育培训，并将加强青年农民培训放在突出地位；第八，坚持统筹发展和安全，着力化解农业农村发展遇到的“瓶颈”。

姜长云同时指出，中国在资源禀赋、人口供养、经营方式、制度环境、发展阶段等方面不同于他国，建设农业强国更具艰巨性和复杂性，也有其特殊性，包括如何实行最严格的耕地保护制度，如何在消费结构多元化背景下解决粮食生产与非粮食生产争夺耕地、水资源和其他生产要素的矛盾，如何保障14亿多人口的粮食安全，如何应对国内外矛盾深刻复杂的变化，以及如何应对不断提高的农业强国门槛等。在推进农业强国建设过程中，必须深刻理解中国农业面临的约束，厘清建设目标与定位，并强化系统思维、结构思维、融合思维、历史思维和底线思维。

## 二、中国建设农业强国的现实挑战

当前，中国即将进入高收入国家行列，已经具备建设农业强国的基础条件。但是，受资源禀赋、社会经济条件、农业贸易体系复杂多变等因素制约，与世界农业强国相比还存在较大差距。与会专家重点围绕农业竞争力、粮食安全、农业对外开放、城乡融合发展、乡村治理5个方面，探讨了中国建设农业强国的主要难点。

1.农业大而不强。中国幅员辽阔，农业资源类型广，农产品种类多，近年来主要农产品产量和单产水平均位居世界前列，是名副其实的农业大国。但长期以来，农业“大而不强”的特征显著。姜长云对比中国与世界农业强国的关键指标后发现，中国虽然在一定程度上具备“六高六强”特征，但除了保障粮食和重要农产品有效供给基础支撑强外，农业科技创新能力、农业可持续发展能力、农业竞争力和农业发展水平等指标仍然处于初级阶段，与世界农业强国相比存在显著差距。

2.保障粮食安全任重道远。粮食安全问题是治国理政的头等大事。过去几十年里，中国做到了谷物基本自给、口粮绝对安全，但是受资源压力、劳动力外流以及国际环境变动等因素影响，粮食安全也面临产量增速下滑、播种面积减少以及食物自给率下降等问题。与会专家深入探讨了中国粮食安全面临的挑战。西南财经大学何欣等发现，在全球气候风险急剧上升的背景下，中国耕地撂荒现象不断扩大，且粮食主产区的撂荒率增速尤为突出。华中科技大学卢新海和刘鑫鹏认为，由于耕地占补平衡、耕地退耕和农地租赁等动态监管机制不健全不完善，叠加国内国际粮价倒挂、种粮经济效益低下和气候条件等客观因素，一些地方耕地非粮化现象屡禁不止，对国家粮食安全构成了显著影响。湖南师范大学封立涛和邹文锦指出，近年来数字经济发展强化了非农部门对农业生产要素的“虹吸效应”，不利于粮食生产和粮食安全。

3. 扩大农业开放面临严峻挑战。自加入WTO开始，中国农业不断融入全球体系，2001—2021年，农产品出口增长5.3倍，进口增长13.6倍。随着中国农业与世界关联度日益增强，风险与挑战也更加复杂严峻。程国强分析了中国农业对外开放的基本逻辑，指出在进一步扩大农业开放过程中，中国需要应对日益严峻的全球农业食品供应链风险，包括天气变化、农产品供需变化、市场结构变化、宏观经济变化、贸易政策变化等传统风险，以及农产品金融化、农产品贸易集团化、农产品能源化、粮食武器化和地缘政治冲突等非传统风险。

4. 城乡融合发展障碍难以破解。魏后凯系统分析了近年来中国城乡融合发展的进展以及主要障碍，指出2019年中共中央、国务院发布《关于建立健全城乡融合发展体制机制和政策体系的意见》以来，中国城乡融合发展快速推进，阶段性成效显著，但总体上看，过去长期形成的城乡分割体制机制障碍并未从根本上消除。比如少数超大城市仍存在户籍壁垒，城乡基本公共服务尚未完全接轨等。罗必良从“刘易斯二元结构理论”及“涓滴理论”悖论出发，剖析了中国城乡问题的根源及破解之道。在罗必良看来，中国城乡问题面临着历史原因和制度基因的双重裹挟。从历史角度看，古代中国“内城外乡”的持久性对立以及村庄的自我封闭性质，使城乡之间既隔着物理性质的墙，也隔着心理性质的墙；从制度角度看，当代中国的城市等级产权体制，决定了中心城市在区域竞争中具有政治经济的垄断地位，并对周边区域形成虹吸和扩张。这两大因素导致城市具有土地城镇化的强烈激励，但缺乏人口城镇化的内在动机，最终形成了土地城市化快于人口城市化，人口城市化快于农业转移人口市民化，城乡差距不断扩大的宏观格局。

5. 乡村治理出现新变化新难题。在农村日新月异的发展变迁中，乡村治理基础也在发生变化。钟甫宁以村民自治组织与农村集体经济组织为例，分析了中国人口变迁背景下，乡村组织在治理方面出现的新问题。他指出，新中国成立后农村人地资源一直处于动态变化中。在“人”的方面，不仅个人身份可能变化，组织成员也可能有进有出；在“地”的方面，不仅土地用途在变化，其用途变化还会直接影响产权及其收益归属。人口变迁带来的权利和义务不对等问题，成为乡村治理的难点所在。

村民自治组织主要面临3个难题：一是自治组织的经济职能尚未完全剥离。由于历史原因，农村政经功能并未真正分离，村民自治组织仍然具有管理集体经济项目的经济职能。二是成员资格的界定问题。根据《中华人民共和国村民委员会组织法》规定，户籍在本村却不在本村居住，以及户籍不在本村但在本村居住一年以上的人员，均有权参与选举工作。随着人口流动加剧，成员资格的界定标准应当如何变化，是亟待解决的问题。三是成员权利的界定问题。自治组织成员与集体经济组织成员不完全一致的事实特征，可能会带来治理难题。例如，当自治组织成员不是相应的集体经济组织成员时，是否可以享受集体经济组织收益、是否有权参与集体经济组织财产处分等。

集体经济组织面临的挑战与土地制度关联，更显复杂，核心问题是所有权人和集体经济组织成员的资格界定标准。目前，中国尚未出台相关法律法规，对“确认农村集体经济组织成员身份的原则、程序等”事项予以明确规定，加之集体经济组织成员一直处于变动之中，在涉及可具体量化且有收益的承包经营权分配时，这一“模糊”特征可能会带来重要影响。

### 三、中国建设农业强国的战略思路

围绕中国建设农业强国的五点现实挑战，与会专家就如何立足国情农情，充分发挥优势条件，补齐发展“短板”，找准实现农业强国目标的基本战略安排提出了以下思路。

1.借鉴国际经验，加快制定建设规划。党的十九大提出，全面建设社会主义现代化强国的总体战略分两步走：第一个阶段，从2020年到2035年，基本实现社会主义现代化；第二个阶段，从2035年到21世纪中叶，把中国建成富强民主文明和谐美丽的社会主义现代化强国。与之相对应，姜长云将中国农业强国建设过程划分为三个阶段：到2035年，初步形成农业强国的框架；到2040年，基本建成农业强国；到2050年稍后，建成具有中国特色的全球农业强国。为确保完成目标任务，建议在集思广益和深度调研的基础上，科学借鉴世界农业强国历史经验，制定加快建设农业强国的规划，形成推进农业强国的行动指南和战略引导，并全面强化和创新农业强国的政策支持。

姜长云提出了2035年前加快建设农业强国的五条举措：第一，坚守底线，创新政策，确保粮食安全和重要农产品有效供给行稳致远；第二，立足国情农情并借鉴国际经验，推动农业支持保护政策转型升级和农业农村改革；第三，以支持家庭农场、农民专业合作社、涉农行业组织发展为重点，实施乡村振兴“头雁”计划和涉农产业组织创新联动提升工程；第四，推动农业创新能力建设，更好体现战略引领、需求导向和实用为重导向，促进科技兴农、质量兴农、绿色兴农和标准引领、品牌强农、服务强农联动发展；第五，优化农村人口和劳动力结构，增强农业劳动力素质和农村包容发展能力。

2.守护耕地红线，稳定粮食安全根基。粮食安全是“国之大者”，保障粮食和重要农产品稳定安全供给是建设农业强国的头等大事。与会专家基于实证分析，从减缓农地撂荒、治理耕地非粮化以及推进高标准农田建设等方面，提出了保障粮食安全的多项举措。西南财经大学何欣等建议政府通过灾后救济、乡村建设、政策指导和促进土地流转市场发展等措施，提高家庭抵御自然灾害风险的能力，减缓耕地撂荒风险。华中科技大学卢新海和刘鑫鹏指出，当前的耕地非粮化治理模式将不可避免地促使更多省份陷入“集体行动困境”和“逐底竞争困境”，依靠单边力量和区域性治理难以稳定国家粮食安全基本盘，建议构建多元主体参与的耕地非粮化协同治理机制，以及耕地非粮化空地立体监测和预警平台，守住18亿亩耕地红线。西南大学龚燕玲和张应良提出，高标准农田建设政策实施和建设规模增加显著提升了粮食播种面积占比，有助于农业种植结构“趋粮化”，建议国家大力开展农业社会化服务，鼓励规模农户适度经营，以稳定粮食播种面积。

3.加深国际合作，推进高水平对外开放。程国强在分析新时代中国农业高水平开放的路径选择时指出，农业强国一定是在高水平对外开放基础上建设的。随着中国食物消费进入总量增加、结构升级的时代，必须推进更高水平的农业开放，为构建新发展格局释放新红利。具体包括以下举措：第一，稳步扩大规则、规制、管理、标准等制度型开放，在引领WTO农业规则改革、维护多边贸易体制、推动RCEP和CPTPP等区域自由化进程中发挥更大作用；第二，在联合国、WTO等多边机制的引领下，积极应对日益严峻的全球农业食品供应链风险挑战；第三，推动“一带一路”高质量发展，积极与其沿线国家共商共建国际农业食品产业链供应链、共建共享多元公平高效韧性的全球贸易网络、深化新

型高质量农业国际发展合作、构建应对全球性风险挑战的农业战略合作伙伴关系，以及为改善优化全球农业治理体系提供方案；第四，维护多元稳定的国际经济格局和贸易关系，加强全球粮食安全合作和国际农业治理合作。

4. 以县域为载体，推进城乡融合发展。以县域为切入点促进城乡融合发展，得到了与会专家的高度认同。魏后凯指出，无论是全面推进乡村振兴、加快农业农村现代化，还是加快建设农业强国，都必须在城乡融合发展的视域下展开。从地理单元角度看，县域是最有效的载体。罗必良从实证角度论证了县域内城乡融合发展的重要性。他认为，县域是国家宏观治理的基本单元，是汇聚农村人口、融通农村与城镇的核心载体。推进县域内城乡融合发展可以有效改善居民福利水平，缩小城乡收入差距，建议在“大国大城”的基础上，推进“大国小城”城镇化战略。中国人民大学杜佳信和仝志辉认为，“县”是中国历史上最稳定的一层行政区划，农业转移人口在县域范围内就地就近实现城镇化，有助于提升中小城市和小城镇的城镇化水平和城镇化质量。

在具体实践上，魏后凯建议从4个方面建立健全城乡融合发展的体制机制和制度体系：第一，进一步深化户籍制度改革。恢复户籍的登记功能，按常住人口配置公共资源，推进基本公共服务均等化和农业转移人口市民化。第二，推动城乡要素双向合理流动。实行城乡开放，畅通城乡人口、资金和技术流动渠道，加快推动城市资本、人口、技术下乡。第三，打破土地市场的城乡分割。加快建立城乡统一的土地市场，尤其是加快完善城乡建设用地使用权出让、转让、出租、抵押交易等规则。第四，推动城乡公共服务普惠共享。逐步提高城乡居民基本养老保险基础养老金最低标准，进一步加大中央和省级统筹力度，逐步缩小城乡间、地区间基础养老金差距。

5. 顺应人口变迁，完善农村基层组织。乡村治理作为国家政权在乡村社会的延伸，是国家治理体系的基石。面对新时代乡村人地资源动态变化带来的问题和挑战，钟甫宁提出了完善农村基层组织的几点思考。第一，理顺村民自治组织与集体经济组织的关系。由于人口变迁造成了组织成员权利和义务不平衡问题，村民自治组织与集体经济组织的经济关系应当有所调整。在《中华人民共和国农村集体经济组织法（草案）》通过立法程序并实际施行前，作为实际工作中的过渡，村民委员会可以“依照法律规定，管理本村属于村农民集体所有的土地和其他财产”<sup>①</sup>。第二，界定好村民自治组织成员的资格和权利。由于三类成员<sup>②</sup>的利益不一致，实际承担的义务也有差别，在涉及利益分配时，尤其是处分集体产权时，最好对三类成员的权利进行区分。第三，界定好集体经济组织成员的资格和权利。确定集体经济组织成员的资格较为复杂，钟甫宁建议参考华为模式，在坚持集体所有权共有和不可分的基础上，量化分配土地收益，将集体经济组织成员的权利分为“完全权利”和“不完全权利”两类，前者适用于直接参与生产经营的成员，可享受和行使生产经营决策权与收益权，后者适用于不参与生

<sup>①</sup> 《中华人民共和国村民委员会组织法》第八条第二款规定：村民委员会依照法律规定，管理本村属于村农民集体所有的土地和其他财产，引导村民合理利用自然资源，保护和改善生态环境。

<sup>②</sup> 第一类指户籍在本村并且在本村居住的村民；第二类指户籍在本村，不在本村居住，本人表示参与选举的村民；第三类指户籍不在本村，在本村居住一年以上，本人申请参加选举，并且经村民会议或村民代表会议同意参加选举的公民。

产经营的成员，仅可享受收益权和退出权。

#### 四、中国建设农业强国的着力点

实现农业大国向农业强国的历史性转变，是中国建成社会主义现代化强国的关键。围绕农业强国建设目标，与会专家从生产要素、产业发展、乡村治理、民生福祉4个维度，就如何找准农业强国建设着力点进行了深入讨论。

##### （一）推进农业要素升级

1.深化土地制度改革。土地制度是一个国家最基础的制度，完善与农业强国建设相适宜的土地制度，实现农业的规模化、专业化与现代化，切实保护耕地质量，是建设农业强国的重要突破口。

在推进土地规模化经营方面，上海财经大学许庆等基于转出与转入双重维度，考察了集中流转对耕地租金的影响及其作用路径，发现集中流转会通过降低交易成本和增强契约稳定性两条路径推升耕地租金，从而实现对承包户土地财产权属性的保护，以及对经营者收益权能的巩固与保障。华南农业大学胡新艳等利用广东省阳山县地块信息追踪调查数据，研究了地块及其连片的规模经济性，发现农地确权使农户的农地转出面积显著提高0.1418亩，论证了强化农民地权排他性可以有效促进农地流转的契约化与市场化发育。中国农业大学刘东等考察了长期气候变化和短期天气冲击对农户农地流转行为的影响，发现短期天气冲击会促进农户转出土地、减少农地转入，长期气候变化对农地流转有抑制作用，提出应该重视气候变化对农户生产行为调整的影响，增强不同类型农户应对气候风险的能力。

在保护耕地质量方面，华中农业大学王帅和湖北农村发展研究中心颜廷武分析了农业生产性服务对农户耕地质量持续保护行为的影响。研究表明，生产性服务能够助推农户持续采用秸秆还田和病虫草害综合防控，建议构建以农业生产性服务“有效市场”为重心、以赋能赋权“有为政府”为核心的多方协同机制，实现对耕地质量的持续保护。

2.畅通劳动要素流动。农村劳动力迁移对实现城乡劳动力市场一体化、促进共同富裕具有重要的理论和现实意义。与会专家重点围绕劳动力迁移决策和农民工市民化两个主题展开讨论。

在迁移决策方面，湘潭大学张磊等研究了地区身份租金对劳动力迁移决策的影响，结果显示，中国不同省份存在着由地区环境差异所导致的地区身份租金，本省的地区身份租金越高，该省劳动力流动到外省工作的概率越低。这一结论为国家通过向机会劣势省份给予政策性补偿，促进劳动力优化配置和区域平衡发展提供了启示。南京财经大学张欢和上海财经大学吴方卫讨论了在劳动力价格不断攀升以及人工智能等新技术革命的冲击下，制造业转型对农民工就业的影响，发现制造业转型显著减少了农民工的就业机会，且在劳动密集型产业中影响更大。作者指出，在推进制造业数字化转型的同时，需要充分重视新技术对农民工的就业挤出问题。华中农业大学张荫泽和杨志海分析了农地流转租期对外出务工距离的影响效应，发现提高农地流转期限显著缩短了转出户劳动力外出务工的距离。作者认为，确保农地确权政策有效规范执行、提高熟人交易的市场化程度以及规范反租倒包农地流转模式，是解决租期与距离之间此消彼长关系问题的重要途径。

在农民工市民化方面，上海财经大学张锦华等从教育准入视角探讨了流动人口的市民化决策主要

取决于货币化经济收益，还是取决于非货币化公共服务。研究发现，随迁子女入学门槛显著抑制了超大和特大城市中流动人口留城“定居扎根”意愿，建议调整既有多层级的教育准入门槛，保障流动子女教育公平，有序推动流动人口市民化。中央财经大学马念斋等实证考察了最低工资提升对流动人口劳动时间和社会融入的影响，发现流动人口的劳动供给与最低工资标准之间存在明显的非线性关系，随着最低工资标准提升，流动人口的劳动时间和超时劳动概率表现出先增后减的趋势，从而论证了最低工资制度对流动人口劳动的监督和保护效应。

3.加快技术攻关与转型。技术进步是农业经济增长的重要来源，也是影响农户资源配置的重要因素。建设农业强国离不开科技创新驱动。中国农业大学张勇翔和穆月英检验了偏向性技术进步对农户耕地资源配置行为的影响与作用机制，发现中国粮食生产技术进步整体上为资本增强型，且资本投入与劳动投入之间表现为显著的互补关系，提出应加强劳动节约型生产技术的研发和推广，降低农户资本要素使用成本，平衡要素投入与产出之间的关系。浙江农林大学李杨涵冰等探讨了绿色生产能否增效问题，研究表明，绿色生产可以通过优化要素配置与调整经营规模，显著提升家庭农场生产效率。南京农业大学付咏研究了气候适应性技术推广政策的农户偏好，发现农户对含有技术补贴、技术培训和农业保险的气候适应性技术推广政策参与意愿更强，对含有托管服务的技术推广政策参与意愿较低。

## （二）推动乡村产业振兴

1.促进农业生产绿色转型。农业绿色发展是高质量推进乡村产业振兴的必然选择。中国农业大学陈哲等研究了参与食品可追溯体系对农户绿色生产转型的影响，发现其可以通过产品溢价、绿色素养、社会声誉三条路径提升果农绿色生产转型。华南农业大学钟文晶和李丹分析了农业企业数字化水平对绿色生产行为决策的影响逻辑和机制，发现企业数字化水平能够通过提高企业感知机会和威胁、抓住机会、变革重构的动态能力，促进其绿色生产，尤其在土地租期达10年以上、种植经济作物、有农业补贴和农业保险的农企中影响更为显著。五邑大学蒋琳莉和黄好钦基于激励理论和认知理论探讨了不同类型农业环境政策对农户生物农药施用技术扩散行为的影响，研究显示，技术培训和经济补贴对农户生物农药施用技术扩散行为存在直接效应。西北农林科技大学张仁慧等研究了粮食主产区农业生产托管对粮食绿色生产效率的影响，发现生产托管能够显著提升农户的绿色生产效率。

2.健全乡村产业支持政策。产业政策作为推动乡村产业发展的重要动力，起着引导、支持和促进乡村产业发展的关键作用。云南财经大学张立莉和蒋帅以中国2017年出台的《特色农产品优势区建设规划纲要》作为准自然实验，考察了乡村产业政策对乡村振兴发展水平的影响。研究发现，该政策显著促进了实验组省份的乡村振兴水平，从而验证了乡村产业政策的重要性。华南农业大学杨学儒等基于广东省四会市西岸村和梅县大黄村两个典型案例，归纳了广东省现代农业产业园的典型运作模式，并通过构建“赋能—参与—认同”解释性框架，探讨了现代农业产业园建设对农民共同富裕的影响。研究表明，现代农业产业园政策、地方政府与牵头企业所带来的外部资源与农村内部资源实现动态互动，显著提升了农民共同富裕水平。

3.助推乡村产业创新发展。第一，数字科技赋能农业产业发展。2018年中央“一号文件”提出实施数字乡村战略以来，数字经济开始与农村传统产业深度融合，以互联网使用为代表的数字信息技术

逐渐成为农村产业发展繁荣的新动能。上海交通大学潘嗣同和史清华的研究表明，电商进村使农民专业合作社和乡村集体企业注册数量分别提高了13.0%和8.8%，且在数字普惠金融欠发达、乡村数字化程度高以及非东部地区，其促进作用更为突出。华中农业大学杨兴杰和齐振宏分析了数字农技推广公众号对农户采纳稻虾共作模式的影响，发现公众号主要通过提高农户操作过程认知和市场价格认知两种途径，促进其采纳行为。中国人民大学杜佳信和仝志辉借助“淘宝村”构建准自然实验，研究了农村电商发展对县域就地城镇化的影响，发现农村电商的发展带来了县域内人口集聚趋势。华南农业大学陈灿和薛欢讨论了助农短视频或直播中的消费者价值共创行为，发现消费者参与助农价值共创，不仅仅源于对农产品的兴趣，更多源于情感上对农村、对家乡的热爱。

第二，创新乡村生产经营方式。创新是乡村产业振兴的驱动力量。在欠发达的农村地区，如何通过创新实现产业兴旺呢？浙江大学杨光远等认为，对特色农业的生产经营方式进行调适和有效回应，有助于促进落后地区特色农业资源优势转化为助农增收的发展红利。作者以甘肃省西沟村为例，详细剖析了该村以“产业发展联合体”推动养羊特色产业发展的实践过程，发现西沟村以村社组织再造为核心，通过组织、主体、程序、资源等多元赋能，利用“党支部领办合作社”形成产业发展联合体，实现了小农户与现代农业有效衔接，彰显了生产经营方式调适带来的韧性与能动性。

### （三）健全乡村治理体系

1.提升乡村治理效能。中国农村地区人口众多，基层有效治理是乡村振兴的基础。湖北经济学院向楠和中南财经政法大学乐章通过构建“产权安排—治理能力—治理效果”分析框架，发现集体产权制度改革显著改善了乡村治理效果，尤其是在集体资产丰富、人口规模较小与农民受教育水平较高的村庄中，乡村治理效能改善更为显著。中国农业大学董丽和宁夏大学东梅以宁夏回族自治区易地扶贫搬迁安置区为例，从制度嵌入、关系嵌入、文化嵌入、认知嵌入4个方面对安置区移民嵌入乡村治理的路径进行了探索。结果表明：制度嵌入方面需要发挥正式制度和非正式制度的双重约束作用；关系嵌入方面需要重塑安置区移民与政府及村干部之间的社会关系；文化嵌入方面需要创新文化形式，培育乡土社会公共性；认知嵌入方面需要培育乡村治理概念的相似性认知，共筑乡村治理共同体。

部分与会专家聚焦公共事务治理的核心问题——“集体行动问题”展开讨论，拓展了现有研究对农户集体行动的认识。湖南农业大学王薇等以鄂东B村为例，探讨了如何通过空间再造促进乡村善治。研究发现，认知理念与话语行动的统合、资源配置与组织迭代的统合、关系主体与技术要素的统合，能够破解农村公共事务治理的集体行动困境。广西大学苏毅清、黄巧媛等分析了托管影响农户集体行动的内在机理，发现农地社会化经营能够借由提升村庄领导力、促进合作组织发展、增加基础设施供给和提高社会资本水平四种路径，显著提升农户集体行动水平。广西大学苏毅清、禤媛等通过对耕地细碎化问题的研究，发现耕地细碎化程度与农户集体行动之间的关系遵循倒U形曲线规律。

2.推动数字技术应用。在乡村治理领域，新技术与乡村治理的不断融合形塑了新的治理模式。河北大学张岳等的研究发现，数字治理平台建设通过促进农民参与合作社、增强农民信任程度、扩展农民社会网络提升了集体行动能力，为破解农村公共事务治理困境提供了新途径。南京师范大学胡占光通过对Z省C县“文明码”实践的考察，发现乡村数字治理既需要国家力量“在场”对乡村主体、资

源力量进行外在催化和适度引导，又需要乡村主体力量的自我认同和角色觉醒，最终在国家与乡村互动中实现由外生性治理向内生性治理的转型，形成“以外促内、以内为主、内外结合”的治理模式。

3.强化乡村人才支撑。农业强国建设需要一支充足的后备人才队伍，尤其需要重视对各类人才的教育培训和支持。罗必良在分析城乡融合发展实现路径时指出，中国乡村有着庞大的资产存量，2020年全国乡、村、组三级集体经济组织资产总额（不含土地）达到7.7亿元，2021年全国生态资产价值流量达到28.58万亿元，农村特有的文化与景观，更有着不可估量的潜在价值。高度重视企业家的发现能力与创新精神，是乡村盘活农村资产重要的实现机制。华中科技大学张津和郑州大学张聪从重点的关注了农村女性干部，基于4个案例分析了乡村振兴战略下女性一肩挑的实践类型与形塑机制。研究表明，女性一肩挑的个人惯习与村庄场域的结合塑造了村庄发展的创新者、村庄项目的推动者、村庄自治的行政人和村内群众的服务者四种实践类型。在特定的村庄治理场域中，女性一肩挑的行动模式与政社关系、自治结构、乡土语境以及个人惯习之间的互动相关。

4.加强相对贫困治理。中国在完成消除绝对贫困目标以后，相对贫困治理问题成为新的研究任务。部分与会专家讨论了农村弱势群体的福利缺失与不足问题。华中科技大学李刚发现数字不平等对居民主观福利具有显著负向作用，且对经济地位低、生计渠道单一的家庭，其负面影响更为显著。李刚建议，可通过数字技术创造发展机会，拓展家庭增收机会，增强经济地位弱势家庭的获得感。华中农业大学吴俊臻对能源贫困问题的研究显示，中国农村地区的能源贫困发生率为16.30%，能源贫困不仅会直接降低农村居民福利水平，还会通过损害居民健康状况和加剧社会经济不平等途径，间接降低农村居民福利水平。作者认为，加强能源基础设施建设，提高基层能源公共服务能力，有利于保障农村居民获得持续稳定的能源供给，同时降低他们陷入能源贫困陷阱的风险。

此外，低收入群体的收入问题也受到了特别关注。西北农林科技大学彭凌志和赵敏娟利用2002—2020年全国县域面板数据，研究了这一时期国家级贫困县政策对贫困地区农民收入、教育和医疗3个贫困维度的缓解作用及作用机制，发现该政策主要通过加大金融支持、促进经济发展和提高财政支出三条途径增加贫困地区各项资本的累积，实现对多维贫困的缓解。全国市长研修学院程哲和中共中央党校王静雅探讨了“后扶贫时代”何以消减脱贫家庭的返贫风险，分析表明，激发脱贫家庭内生发展动力能够提升脱贫家庭的风险抵御能力，抑制并有效防止返贫的发生。

#### （四）持续增进民生福祉

1.缩小城乡收入差距。拓展农民增收空间与缩小城乡收入差距是持续增进农民民生福祉的重要内容。北京理工大学祝仲坤等发现，农村电商发展有助于促进农民增收，并在提升农民收入水平的基础上，促使农民收入向城镇居民收入收敛。福建农林大学洪娴娜等分析了数字化对贫富差距的影响及其内在机理，发现数字化发展能够对缓解贫富差距起到积极作用，当数字化发展处于较高水平时，会抑制贫富差距，但随着贫富差距逐渐扩大，其抑制作用整体上呈现缓慢下降趋势。山东大学高源和李欣泽讨论了数字乡村建设对农村共同富裕实现的影响，结果显示，数字乡村带来的数字红利通过推动家庭创业、释放信贷约束、加速农地转出和使用移动支付4个方面，缓解了农村居民内部的收入不平等。南京农业大学苏群等探讨了数字基础设施与农民增收之间关系和影响机制，发现数字基础设施通过降

低城乡分割、推动农户创业两条路径显著促进了农民增收。

2.增进农民幸福感。农业发展与政策努力的最终目的是提高广大农民的幸福感，这是精神生活共同富裕的最高体现。华中农业大学方振等研究了农村人居环境整治提升对农村居民幸福感的影响，发现农村人居环境整治提升每增加1个单位，农村居民幸福感将增进0.330个单位。其中，对幸福感的增进效应最明显的是农村无害化卫生厕所改造，其次为农村生活垃圾分类，最低的是农村生活污水有效治理。中南林业科技大学刘子玉等分析了农村居民互联网使用时间对幸福感的“双刃剑”影响，结果表明，互联网使用时间与农民幸福感之间呈现典型的倒U形关系，在非工作时间里，增加互联网使用时长能在一定范围内增进幸福感，但互联网使用时间并不能持续转化为更高的幸福感。

3.提高基本公共服务能力。推进教育、医疗卫生、社会保障、养老、文化体育等基本公共服务均等化是城乡融合发展的重要内容。与会专家主要聚焦教育、养老等公共服务问题展开讨论。北京大学唐雅琳等以青海省某县自2009年起建设的“山村幼儿园”作为准自然实验，考察了农村学前教育服务扩张对高中阶段学生人力资本发展的影响。研究表明，暴露于山村园的时间（儿童满7周岁时的年月减去附近最早山村园创办年月）每增加1年，儿童就读于山村园的概率增加9.9个百分点，上重点高中的概率增加4.3个百分点，留级概率下降6.2个百分点。沈阳农业大学周密等考察了教育公共服务对新生代农民工子女留守的影响，发现教育公共服务供给能够降低新生代农民工子女留守概率，但教育公共服务享受却会增加新生代农民工子女留守概率，且这种情况在大城市更加严重。周密等提议放宽大城市教育公共服务获取条件、增加教育公共服务供给，以保障新生代农民工子女享受优质教育公共服务的权利。华南农业大学苏柳方等利用牧区省份的微观数据，研究了新农保是否能够替代土地承担农村地区养老任务。分析表明，获得新农保能显著降低牧户放牧强度，即社会养老对土地养老具有一定的替代作用。华南农业大学林玉婵和罗明忠研究了新农保政策享受对子代生育意愿的影响，发现父辈享受新农保政策对农村子代的生育意愿存在显著正向影响，与父辈未享受新农保政策的群体相比，父辈已享受新农保政策的农村子代，其理想的子女数量将显著提高。

## 五、结语

加快建设农业强国是一个重大的理论和现实课题。此次论坛中，专家学者就中国如何推进农业强国建设展开了系统、深入的讨论和分析，扩充了学界对农业强国内涵、指标体系、现实挑战与建设思路的认识，并达成以下几点共识：第一，根据中国国情农情设计一套合理可行的农业强国建设指标体系至关重要；第二，农业强国之“强”，既应具备世界农业强国的共同特征，也应体现中国特色；第三，农业强国建设是一项长期任务和系统工程，需要做好整体谋划。但是，农业强国建设作为一项重大战略安排，许多议题还需要继续深入研讨，包括农业强国的定义，农业强国建设的指标体系、关键难题、时间表规划、制度保障等。

（作者单位：华南农业大学经济管理学院）

（责任编辑：小林）

# 2023 年 1~12 期总目录

## • 学科发展 •

加快构建中国特色的农村经济学

.....魏后凯 (7-2)

季节性流动视角下的中国粮食储备规模估算

——基于粮食品销流动中断风险的分析

.....普莫喆 陈 希 钟 钰 甘林针 (5-2)

撤县设区对区域粮食生产的外溢效应分析

.....李 宁 周琦宇 (5-23)

## • 理论与政策阐释 •

加快建设农业强国：现实基础、国际经验与路径选择

.....金文成 靳少泽 (1-18)

中国农业农村政策体系：发展历程与基本框架

.....赵 鏏 张海阳 (6-22)

当前农业农村的若干重要问题

.....陈锡文 (8-2)

农业强国若干问题辨析

.....何秀荣 (9-21)

宜居宜业和美乡村建设：现实基础与实现路径

.....张红宇 周二翠 (9-36)

中华农耕文明：历史演进、思想理念及对建设农业强国的  
现实启示

.....隋 斌 (11-2)

## • 乡村振兴 •

基层服务型政府建设中政府责任泛化困境的生成逻辑及  
破解路径

——推进农村厕所改造的案例研究

.....杜姣 (2-168)

新时代中国农村发展改革的成就和经验

.....宋洪远 江 帆 张 益 (3-2)

革命老区振兴规划实施的乡村振兴效应

——基于对省界毗邻地区县域样本的分析

.....姚林香 卢光熙 (3-22)

## • 粮食安全 •

大食物观下中国饲料粮供给安全问题研究

...刘长全 韩 磊 李婷婷 王木坤 罗千峰 (1-33)

中国式农村现代化道路探索	农村危房改造政策实施的健康提升效应研究
——基于发展观三种理念的分析	.....张鹏龙 钟建乐 胡羽珊 (5-122)
.....刘金海(6-32)	
中国农村市场化改革：回顾、反思及启示	中国工农城乡关系：历史演进、基本经验与调整策略
.....李万君 李艳军 史清华(7-35)	.....张 露 罗必良 (6-2)
“革命老区+民族地区”叠加区域乡村振兴的多维困局、	中国食物消费结构的收敛性研究
现实契机与行动路径	.....全世文 张慧云(7-56)
.....吕进鹏 贾 晋 (7-142)	城市公共卫生服务的户籍歧视：城乡之分抑或内外之别
革命老区振兴发展实践与基本公共服务短板分析	.....祝仲坤 冷晨昕(7-80)
.....史 婵 奚哲伟 王小林 (7-163)	农民收入质量：逻辑建构、测度评价与动态演进
设立村务监督委员会能否改善村庄治理绩效	.....杨少雄 苏岚岚 孔 荣 王慧玲(8-18)
——基于“千村调查”数据的实证分析	村集体经营性资产价值实现的农户增收和追赶效应：外生 推动与内生发展
.....徐 超 周 彩 吴一平(11-164)	.....张 衡 穆月英(8-37)
● 共同富裕 ●	
社会主义条件下的人民福祉研究	发展新型农村集体经济何以促进共同富裕
.....檀学文 (2-129)	——可持续发展视角下的双案例分析
革命老区振兴规划实施的共同富裕效应	.....赵 黎(8-60)
——基于城乡收入差距视角	农村低收入人口识别问题探析
.....刘 奥 张双龙(3-45)	.....左 停 李 颖 李世雄 (9-2)
数字乡村建设是否能够推动革命老区共同富裕	易地扶贫搬迁安置区位对搬迁户收入及收入质量的影响
.....林 海 赵路犇 胡雅淇(5-81)	——基于8省16县的微观数据分析
红色旅游发展与革命老区城乡收入差距	.....汪三贵 马 兰 孙俊娜 (10-67)
——基于双重差分法的经验分析	农村电子商务发展如何赋能水库移民就业增收
.....张 科 熊子怡 黄细嘉 赵 磊 (5-103)	——基于“三链”融合理论的多案例研究
	.....曾 妍 谭江涛 王守文 段跃芳 (10-86)
数字能力能否促进牧户增收	数字能力能否促进牧户增收
	——来自典型牧区的经验证据
	.....陆镜名 仇焕广 苏柳方 刘 敏 (12-85)

公共服务创新性供给如何促进农业经营主体数字化营销

——以广东省“12221”市场体系建设行动为例

.....易法敏 古飞婷 康春鹏 (2-148)

数字乡村发展对农民创业的影响及机制研究

.....赵佳佳 魏娟 刘天军 (5-61)

数字经济发展能否提高森林生态产品价值转化效率

——基于浙江省丽水市的实证分析

.....孔凡斌 程文杰 徐彩瑶 (5-163)

中国数字经济与农业融合发展水平测度与评价

.....王定祥 彭政钦 李伶俐 (6-48)

农产品电商供应链“最初一公里”为何仍然需要代办制?

——基于供应链治理框架与过程追踪法的分析

.....马九杰 杨晨 赵永华 (6-72)

数字经济能否缓解农民工相对贫困

——基于城市规模视角

.....李梦娜 周云波 王梓印 (9-48)

数字经济发展推进了农业生产方式变革吗

——来自黄河流域地级市的证据

.....王菲 孙淑惠 刘天军 (9-122)

如何在农产品众筹中“以劣取信”

——基于承诺可信视角的案例分析

.....胡蝶 王容宽 (9-144)

线上社会网络对农村网商经营绩效的影响: 机制与证据

.....李艳 陈卫平 (9-165)

• 产业经济 •

党的十八大以来中国农业高质量发展的成就与解释

.....杜志雄 胡凌啸 (1-2)

农机购置补贴如何影响小农户农机社会化服务获得

——基于全国农村固定观察点数据的分析

.....刘进 贾杰斐 许庆 (2-85)

中国生猪种业高质量发展的理论阐释、现实困境与路径探析

——基于产业生态系统视角

.....张利庠 罗千峰 (3-66)

西部脱贫地区小农户如何有效对接农产品电商市场

——基于有限能力视角的重庆市秀山县案例分析

.....熊雪 聂凤英 朱海波 (4-68)

农业社会化服务的发展逻辑、现实阻滞与优化路径

.....郭晓鸣 温国强 (7-20)

农机制造业发展与农业生产技术效率

——基于“空间溢出”和“后发追赶”效应的研究

.....陶素敏 曹光乔 应瑞瑶 赵闰 (10-112)

• 数字经济与数字乡村 •

数字经济发展何以赋能农民工高质量就业

.....张广胜 王若男 (1-58)

数字乡村建设: 底层逻辑、实践误区与优化路径

.....李丽莉 曾亿武 郭红东 (1-77)

• 绿色发展与转型 •	“两山”理念的有效载体与实践：林下经济的经济效应、环境效应及其协同逻辑 .....吴伟光 许恒 王凤婷 熊立春(10-158)
中国农业绿色发展：创新与演化 .....李周 (2-2)	组态视角下流域多元化生态补偿的差异化驱动路径分析 .....杨小军 费梓萱 任林静(12-106)
农业水权交易能否推动农业绿色发展 .....姚鹏 李慧昭(2-17)	• 组织发展与合作 •
规模经营与技术进步对农业绿色低碳发展的影响 ——基于设立粮食主产区的准自然实验 .....魏梦升 颜廷武 罗斯炫(2-41)	“财散人聚”还是“人财两散”：股份合作制改革对村庄集体行动的影响 ——来自河南省 381 宗农村集体经营性资产的经验证据 .....秦国庆 马九杰 史雨星 朱玉春 (1-160)
数字推广与农户化肥减量 ——来自陕西省苹果主产区的实证分析 .....毛慧 刘树文 彭澎 杨焯月(2-66)	日本农村集体经济组织的历史演进与多样化实现方式研究 .....曹斌 (4-164)
“省直管县”财政体制改革有利于打赢蓝天保卫战吗 ——基于县域空气质量的研究 .....田雅群 何广文 范亚辰 刘昶 (3-101)	农民专业合作社参与和乡村治理绩效提升：作用机制与依存条件 ——基于 4 个典型示范社的跨案例分析 .....张连刚 陈星宇 谢彦明 (6-139)
县域涉农生态环境整治的实践困境与优化路径 ——基于第二轮中央生态环保督察若干典型案例的分析 .....黄鑫 于法稳 胡晓燕 (3-120)	家庭农场加入合作社的行为特征与增收效应 ——基于网络组织的视角 .....高思涵 鄢伟波 (6-161)
农业转型和乡村振兴背景下的乡村“再野化”：生态系统服务视角的分析 .....刘畅 于晓华(4-50)	积分制何以重塑农村集体经济 ——基于湖南省油溪桥村的案例研究 .....谭海波 王中正(8-84)
以国家公园为主体的自然保护地治理：历程、挑战以及体系优化 .....王昌海 谢梦玲 (5-139)	

数字经济时代产业组织演变：趋势、特征与效果 .....郭朝先(10-2)	“大小兼容”的农地连片经营如何实现 ——以江苏盐城亭湖区“小田并大田”为例 .....刘同山 孔祥智 杨晓婷 (12-44)
种植结构与短半径合作 ——来自合伙制企业的经验证据 .....黄玖立 张玉书 吴 敏 冼国明 (11-18)	• 财政、金融与保险 •
同群效应如何影响农户干旱适应成效 .....杨三思 赵丽茹 韩昕儒 (11-39)	全面推进乡村振兴与深化农村金融改革创新：逻辑转换、 难点突破与路径选择 .....温 涛 何 苗(1-93)
• 农村产权制度 •	农村金融高质量发展：水平测度与时空演变 .....张 林 李海央 梁义娟 (1-115)
第二轮土地承包即将到期之际农户稳定土地承包关系的意 愿分析 .....汪险生 郭忠兴 宋 宇 李 宁 (3-157)	担保品竞争：缓解林权抵押约束对农户信贷的影响 .....程军国 刘 璞 刘 浩 何 靖 (1-140)
基于政府与市场角色厘定的农村土地承包经营权自愿有 偿退出机制研究 .....王常伟 顾海英 (4-2)	从分险、赋能到激活竞争：农业政策性担保机构何以降低 农贷利率 .....冯 林 刘 阳 (4-108)
市场发育会缩小农户的农地流转意愿受偿价格和意愿支 付价格差异吗 .....唐 旺 周 聪 陈风波(4-30)	涉农资金统筹整合：制度逻辑与广东探索 .....万俊毅 潘展弘 (4-125)
治理环境和治理结构如何影响宅基地有偿退出 ——基于江苏省阜宁县退出农户集中安置模式的案 例比较 .....陈昌玲 范培新 许明军 (8-168)	数字金融使用对农村家庭生计策略选择的影响 ——来自中国农村家庭追踪调查的证据 .....宋文豪 黄祖辉 叶春辉(6-92)
城乡关系背景下中国集体林权制度变迁分析 .....刘 璞 刘 浩 朱文清 张 寒(10-136)	小农户抵押担保融合贷款模式创新：机理与条件 ——基于3个反担保贷款案例 .....刘西川 江如梦 (6-114)

- 患寡亦患不均：双轨制基本养老保险与农民工过度劳动  
.....卢文秀 吴方卫(7-99)
- 大型银行服务重心下沉对农村金融机构信贷行为的影响  
.....王修华 刘锦华 (8-102)
- 农村居民城镇化如何影响家庭储蓄率  
.....张 诚 翁希演 尹志超 (8-126)
- 农业保险风险转移对规模户损失控制方式选择的影响  
——基于风险管理方式有效功能区间的视角  
.....郑 姗 郑旭媛 徐志刚 (11-82)
- 金融科技对农村商业银行绩效的影响：“契机”还是“阻力”  
——以江苏省为例  
.....刘 丹 尤 佳 张龙耀(11-122)
- 社会养老保险对农地转出影响的再审视  
——基于心理账户理论视角的分析  
.....洪甘霖 赵宗胤 钱文荣 (12-65)
- 经济增长目标设定对基层“三保”保障的影响探析  
.....仇童伟 蒋 涛(12-126)
- 县域经济 •
- 新型农村金融机构设立能够促进县域经济增长吗  
.....宋 科 李宙甲 刘家琳(3-81)
- 劳动力返乡创业与县域产业结构升级：理论线索与经验  
证据  
.....魏滨辉 罗明忠 曾春影 (10-26)
- 企业结对帮扶能助力县域经济增长吗  
——来自扶贫工作信息披露准自然实验的证据  
.....周梓洵 张闫龙 周欣雨 (10-49)
- 新时代中国县乡基本公共服务配置的财政基础、空间均衡  
与实践逻辑  
.....张 楠 赵倪可 高 明(12-2)
- 财政扶贫资金审计与县域经济发展  
.....杨 芳 周文婷 吴一平 李柯润(12-148)
- 企业经济 •
- 新冠疫情冲击下税收优惠政策实施能刺激农业企业投  
资吗  
——基于全国代表性农业企业的实证分析  
.....张延龙 王明哲 曾珂雅 冯 伟 (4-143)
- 农作物育种产学研合作网络特征及其对种子企业技术创新  
绩效的影响  
——基于植物新品种权申请的合作网络分析  
.....肖翠萍 李晓云(5-42)
- 区域市场整合与中国企业资本配置效率  
——基于中国A股上市公司的经验证据  
.....蔡 真 万 兆(11-140)

推动共同富裕的关键、重点领域与现实挑战

• 人口与劳动经济 •

农业劳动力老龄化如何影响小麦全要素生产率增长

.....魏佳朔 高 鸣 (2-109)

农村电子商务发展会促进农村劳动力本地就业吗

.....张琛 马彪 彭超(4-90)

交通基础设施建设对农村教育代际流动性的影响分析

.....邹先强 赵心源 (7-123)

农村父母外出对婴幼儿早期发展的影响

——来自云南省 891 个家庭的证据

.....白 钰 宣智翀 刘承芳 (8-148)

乡村宽带建设与农村劳动力迁移

.....乔 雪 袁璐璐 罗楚亮(9-74)

农民工过度劳动行为的同群效应研究

.....刘 涛 秦志龙 伍骏骞 (9-101)

数字能力与家庭风险金融资产配置

.....王小华 刘 云 宋 楠(11-102)

• 会议综述 •

牢牢守住“两条底线”的中国实践与国际经验

——中国国外农业经济研究会 2022 年会暨学术研讨

会综述

.....王京雷 韩 毅 李晓阳 (3-178)