

# 新世纪以来农村金融改革的政策轨迹、 理论逻辑与实践效果\*

——基于 2004—2022 年中央“一号文件”的文本分析

彭 澎<sup>1</sup> 周月书<sup>1,2</sup>

**摘要：**本文在对 2004—2022 年中央“一号文件”进行文本分析的基础上，考察了新世纪以来农村金融改革的政策轨迹、理论逻辑和实施效果。研究表明：依据三义理论的规范性政策框架，中国农村金融改革的政策轨迹可以概括为三大核心范畴，即促进农村金融机构发展、革除农村金融抑制、加强农村金融基础设施建设。从理论逻辑看，不完全竞争市场论和“拓荒成本”构成了政府介入农村金融市场并进行改革的理论前提，欧肯的“经济秩序”思想可以作为政府分类制定改革政策的理论基础，而根据政府分类改革政策提炼出的三大核心范畴，可以进一步借助农村金融市场论、“德·索托效应”等进行理论诠释。从效果看，新世纪以来农村金融改革使得各类农村金融机构快速发展，抑制农村金融发展的制度藩篱被基本破除，多元化的信贷产品和担保方式得以创新，农村信贷担保体系和农村信用体系也初步建立。本文还进一步分析了当前农村金融发展面临的挑战，并提出未来深化改革的方向。

**关键词：**农村金融改革 中央“一号文件” 三义理论 内容分析法

**中图分类号：**F832.0 **文献标识码：**A

## 一、引言

党中央国务院于 2004 年发布新世纪第一个中央“一号文件”（后文简称“一号文件”）之时，恰逢新一轮农村金融改革拉开了帷幕（徐忠，2020）。2004—2022 年间，有 18 个年份<sup>①</sup>的“一号文件”对农村金融改革有“浓墨重彩”的表述。毫无疑问，“一号文件”作为农业农村政策顶层设计，对于农村金融改革和发展具有导向性和纲领性指导价值。

\*本文研究得到江苏省社会科学基金重大项目“江苏率先实现农业农村现代化研究”（编号：21ZD004）的资助。本文通讯作者：周月书。

<sup>①</sup>2011 年“一号文件”《中共中央 国务院关于加快水利改革发展的决定》未涉及农村金融改革问题，后续分析中表述连续年份时均不含 2011 年的“一号文件”。

新世纪以来，中国农村金融改革所处的经济和社会大背景发生了显著变化，“三农”工作的指导战略也由2004年的“促进农民增收收入”<sup>①</sup>升级为2021年的“全面推进乡村振兴”<sup>②</sup>。那么，“一号文件”中有关农村金融改革的政策呈现何种演进轨迹？期间主要进行了哪些方面的调整？背后的理论逻辑是什么？农村金融改革成效如何？对上述问题的回答，有助于深化对农村金融改革相关政策的认识。在此基础上，结合对现实情况的研判，大致上可以总结出“持续深化农村金融改革”<sup>③</sup>应该往哪个方向走，从而为服务于乡村振兴战略的农村金融支持政策提供理论支撑和决策参考。

关于中国农村金融改革的文献已经有很多，鉴于篇幅所限，本文仅对2004年以来与农村金融改革历程和农村金融发展趋势分析相关的文章进行总结和归纳：

1. 农村金融市场化改革的模式研究。自2006年启动农村金融市场化改革以来，学界有不少关于农村金融的理论层面的探索，先后对供给领先或需求引导、单一模式为主或多元模式为主、合作制或股份制、利率管制或利率市场化、中央主导或地方主导等问题进行探讨（江春和周宁东，2012）。关注的焦点在于如何确定最优的农村金融市场体系、机构设置和产品模式（马勇和陈雨露，2010），具体包括农村金融机构改革成效的评价标准（谢平等，2006）、“三农”支持政策对信贷配给的影响（王曙光和王东宾，2011）、局部知识范式与农村金融市场信息不对称问题（冯兴元等，2004）等。

2. 农村金融改革历程和经验。关于中国农村金融改革演变历程的回顾性研究表现出明显的时期性。改革开放30周年前后，一些学者关注改革开放以来的农村金融改革历程，主要是反思三十年来农村金融改革中的问题（金鹏辉，2008；周立和周向阳，2009）。改革开放40周年前后，大量有关中国农村金融改革演变历程的文章发表，或评估改革效果，或总结基本经验，比如：曹雷（2016）对新时期中国农村金融改革的总体效果进行了评估；温涛和王煜宇（2018）对中国农村金融改革进行了回顾和反思，并就中国农村金融改革方向进行了讨论。新中国成立70周年之际，周立（2020）对1949—2019年间中国农村金融发展演变逻辑与演化路径进行了理论分析。在中国共产党建党百年之际，李麦收和司小飞（2021）总结了农村金融改革的经验，包括坚持党的领导、坚持从“三农”问题出发等。

3. 乡村振兴背景下农村金融改革路径选择。党的十九大做出实施乡村振兴战略重大决策部署后，冯兴元等（2019）在全面回顾农村金融理论的基础上，就乡村振兴战略背景下农村金融改革与发展的方向进行了讨论；何广文和刘甜（2018）、张林和温涛（2021）基于乡村振兴视角，从分析农村金融发展现实问题入手，就农村金融如何高质量服务乡村振兴提出了创新路径；蒋远胜和徐光顺（2019）

<sup>①</sup>参见2004年“一号文件”《中共中央 国务院关于促进农民增收若干政策的意见》，[http://www.gov.cn/gongbao/content/2004/content\\_63144.htm](http://www.gov.cn/gongbao/content/2004/content_63144.htm)。

<sup>②</sup>参见2021年“一号文件”《中共中央 国务院关于全面推进乡村振兴加快农业农村现代化的意见》，[http://www.gov.cn/zhengce/2021-02/21/content\\_5588098.htm](http://www.gov.cn/zhengce/2021-02/21/content_5588098.htm)；2022年“一号文件”《中共中央 国务院关于做好2022年全面推进乡村振兴重点工作的意见》，[http://www.gov.cn/zhengce/2022-02/22/content\\_5675035.htm](http://www.gov.cn/zhengce/2022-02/22/content_5675035.htm)。

<sup>③</sup>2021年“一号文件”提出“坚持为农服务宗旨，持续深化农村金融改革”。

从制度变迁切入，探讨了在乡村振兴背景下中国农村金融改革的方向；卜银伟等（2022）则立足于对金融科技发展趋势的研判，构建了金融科技助力乡村振兴的架构。

上述文献对中国农村金融改革的历程和经验以及实施乡村振兴战略的金融支持有了比较全面的研究，但也存在进一步深入挖掘的空间。与已有文献相比，本文的边际贡献主要体现在以下方面：一是采用内容分析法（Content Analysis）<sup>①</sup>，全面梳理“一号文件”中关于农村金融改革的论述，按照其政策涵义整理出相应的范畴并作为分析元素；二是在梳理农村金融改革政策文本的基础上，综合应用农村金融理论分析不同范畴农村金融政策的内在理论逻辑。

## 二、基于“一号文件”的农村金融改革政策轨迹

### （一）“一号文件”中农村金融改革内容总体情况

在对“一号文件”中的农村金融改革内容进行详细解构之前，先要确定这部分内容在“一号文件”中的总体情况。文本分析可以发现：第一，在大多数年份，农村金融改革在“一号文件”中以二级标题形式呈现，少部分年份作为“农业农村投入政策”的主要内容出现。第二，多数年份，农村金融改革在“深化农村改革”一级标题下，少部分年份出现在“农村投融资”或“农业支持保护”的一级标题下（见表1）。第三，多数年份，农村金融改革的篇幅约占一级标题下内容的三分之一。从对“一号文件”中农村金融改革内容体量的分析可以发现，农村金融改革是“一号文件”的重要内容之一。

表1 2004—2022年“一号文件”中农村金融改革相关内容汇总表

年份	一级标题	二级标题
2004	七、深化农村改革，为农民增收减负提供体制保障	（十九）改革和创新农村金融体制
2005	七、改革和完善农村投融资体制，健全农业投入机制	（二十三）推进农村金融改革和创新
2006	六、全面深化农村改革，健全社会主义新农村建设的体制保障	（25）加快推进农村金融改革
2007	一、加大对“三农”的投入力度，建立促进现代农业建设的投入保障机制	（一）大幅度增加对“三农”的投入
	七、深化农村综合改革，创新推动现代农业发展的体制机制	（二）统筹推进农村其他改革
2008	六、稳定完善农村基本经营制度和深化农村改革	（五）加快农村金融体制改革和创新
2009	一、加大对农业的支持保护力度	4.增强农村金融服务能力
2010	一、健全强农惠农政策体系，推动资源要素向农村配置	3.提高农村金融服务质量和水平
2012	一、加大投入强度和工作力度，持续推动农业稳定发展	4.提升农村金融服务水平
2013	二、健全农业支持保护制度，不断加大强农惠农富农政策力度	2.改善农村金融服务
2014	六、加快农村金融制度创新	25.强化金融机构服务“三农”职责 26.发展新型农村合作金融组织
2015	四、围绕增添农村发展活力，全面深化农村改革	24.推进农村金融体制改革
2016	五、深入推进农村改革，增强农村发展内生动力	24.推动金融资源更多向农村倾斜

<sup>①</sup>内容分析法最早应用于传播学领域，是一种对传播内容进行客观、系统和定量描述的研究方法，主要是对传播内容所含信息量及其变化进行分析，即由表征的有意义的词句推断出准确的意义（邱均平和邹菲，2004）。

(续表 1)

2017	六、加大农村改革力度，激活农业农村内生发展动力	29.加快农村金融创新
2018	十一、开拓投融资渠道，强化乡村振兴投入保障	(三) 提高金融服务水平
2019	五、全面深化农村改革，激发乡村发展活力	(四) 完善农业支持保护制度
2020	五、强化农村补短板保障措施	(二十三) 优先保障“三农”投入
2021	四、大力实施乡村建设行动	(二十) 强化农业农村优先发展投入保障
2022	七、加大政策保障和体制机制创新力度	(三十) 强化乡村振兴金融服务

(二) “一号文件”中农村金融改革内容解构

1.确定“初级范畴”。对“一号文件”中农村金融改革内容解构的主要任务是确定编码类目，类似于扎根理论中的“初级范畴”。编码基本顺序是：首先，从文本中出现频次最高的“农村信用社（农村商业银行、农村合作银行）”内容开始，把它们归类为“农村金融机构改革”范畴，再围绕“农村金融机构改革”找出文本中的其他表述词，由此农业银行和其他商业银行的“三农”金融事业部被纳入该范畴。其次，将文本中无法归入第一类的表述词，归类为第二个范畴，以此类推，整理出9项“初级范畴”，分别是：①农村金融机构改革；②发展新型农村金融组织；③农村信贷产品创新；④完善农村金融财税政策；⑤涉农贷款投放考核评估；⑥建立农村信贷担保体系；⑦完善农村产权制度；⑧农村信用体系建设；⑨发展农村普惠金融。最后，对所得“初级范畴”进行检查，看是否囊括了农村金融改革中的所有重要范畴（见表2）。检查发现，“农村信贷利率市场化”只在2004年“一号文件”中被提及，其他年份再无涉及。究其原因，利率市场化问题是整个金融系统改革的核心内容之一，而农村金融改革只是农村政策的组成部分，两者虽然有很深的关联，但不适宜放在同一层面讨论。

表 2 2004—2022 年“一号文件”中农村金融改革内容解构

序号	初级范畴	文件表述词（概念）
1	农村金融机构改革	①农村信用社（含农村商业银行、农村合作银行）；②中国农业银行（“三农”金融事业部）；③其他商业银行县域内分支机构（文件笼统表述为“商业银行”）；④中国邮政储蓄银行（“三农”金融事业部）；⑤农业发展银行；⑥国家开发银行；⑦农村信用社省联社
2	发展新型农村金融组织	①多种所有制金融组织、农村社区金融机构；②多种形式新型农村金融机构；③村镇银行；④小额贷款公司、小额贷款组织、贷款公司、非存款类放贷组织；⑤资金互助组织、农村资金互助社、社区性农村资金互助组织；⑥农村微型金融组织；⑦农民专业合作社信用合作、农民合作社内部资金互助、农民合作社内部信用合作；⑧服务“三农”金融租赁公司；⑨农民合作社、供销合作社基础上发展农村合作金融
3	农村信贷产品创新	①农户小额贷款（信用贷款）；②农户联保贷款；③动产抵押、仓单质押、权益质押、应收账款质押、股权质押、订单质押、大棚设施抵押；④扩大农村有效抵押品范围；⑤发展微型金融服务；⑥开展林权抵押贷款、四荒地使用权抵押贷款；⑦开展大型农业生产设备抵押贷款；⑧农村信贷（或涉农贷款）与农业保险结合（银保合作）；⑨涉农贷款保证保险（或信用保险）；⑩扶贫贴息贷款

(续表 2)

4	完善农村金融财税政策	①涉农(或农户)贷款税收减免(优惠、激励政策);②涉农贷款定向费用补贴;③对偏远地区新设金融机构实行补贴;④小额担保贷款贴息;⑤林业贷款贴息政策;⑥贴息补助农产品加工业发展;⑦农业信贷担保费率补助;⑧有条件的地方政府扶持担保基金和担保机构的建立;⑨建立农业产业发展基金;⑩鼓励地方建立风险补偿基金
5	涉农贷款投放考核评估	①确定(或明确、或加快落实)县域内网点新增存款支持当地“三农”的比例;②制定新增存款投放比例办法;③引导邮政储蓄资金返还农村;④建立县域内金融机构新增存款主要用于当地发放贷款独立考核机制;⑤金融机构涉农贷款(普惠性涉农贷款)增速高于全部贷款平均增速;⑥对金融机构县域金融服务实施考核评价(制定金融机构服务乡村振兴考核评估办法);⑦县域金融机构涉农贷款增量奖励;⑧将涉农贷款投放情况纳入考评体系;⑨确保农业信贷总量持续增加
6	建立农村信贷担保体系	①政府出资的信用担保机构拓展农村担保业务;②设立农业担保机构;③建立政府支持、企业和银行多方参与的农村信贷担保机制(政企银合作);④大力发展政府支持的“三农”融资担保机构;⑤担保机构业务考核办法;⑥农业信贷担保放大倍数的量化考核;⑦降低“三农”信贷担保服务门槛;⑧担保机构开展农村担保业务;⑨多层次多形式农村信用担保体系;⑩“三农”融资担保体系
7	完善农村产权制度	①土地经营权抵押担保贷款;②农民住房财产权抵押担保贷款;③农村各类资源资产权属认定;④完善农村承包地“三权分置”制度;⑤平等保护土地经营权
8	农村信用体系建设	①农村信用体系建设;②改善农村支付服务条件;③创建信用用户、信用村、信用乡镇;④确权信息与银行业金融机构联网共享;⑤开展县域农户、中小企业信用等级评价;⑥市县构建域内共享涉农信用信息数据库;⑦建成新型农业经营主体信用体系
9	发展农村普惠金融	①发展农村普惠金融;②普惠金融服务体系;③普惠金融重点放在农村;④发展农村数字普惠金融

2.政策文本词频分析。在对“一号文件”中农村金融改革内容解构的基础上,本文对2004—2022年间“一号文件”中有关农村金融改革内容的“信息碎片”进行概念化处理,然后利用R软件将概念化的文本信息生成可视化词频云图(见图1)。词频云图能显示出关注度较高的文本内容及政策注意力分布,清晰地反映出“一号文件”中农村金融改革政策的重点。此外,本文还进一步生成“一号文件”中农村金融改革词频分布图(见图2)。



图1 2004—2022年“一号文件”中农村金融改革词频云图

注:图形解释意义为距离中心越近且字号越大的词项词频越高。

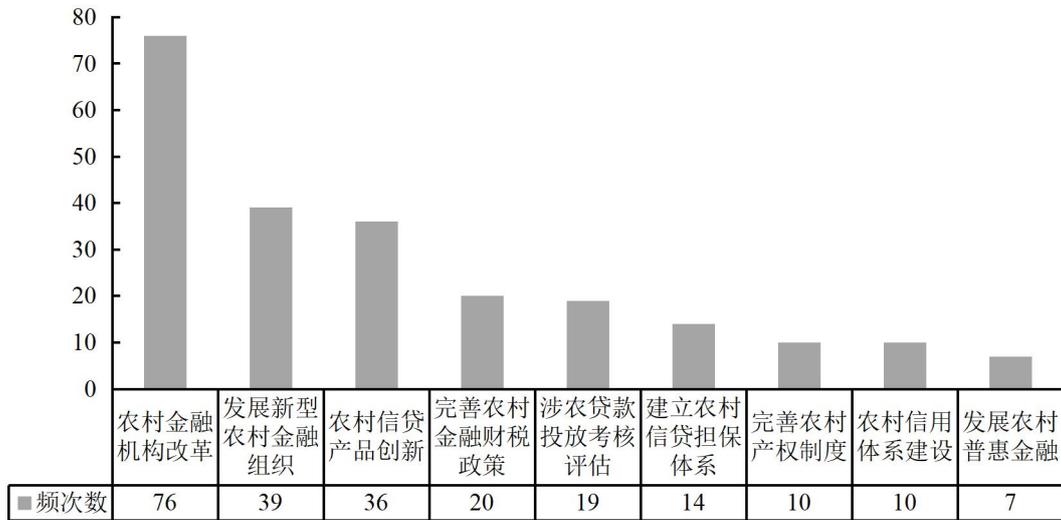


图2 2004—2022年“一号文件”中农村金融改革词频分布图

### （三）“一号文件”中农村金融改革“核心范畴”的确定

为了理清各个范畴之间的关系，本文根据亚洲开发银行（Asian Development Bank）提出的“三义理论”（Three-pronged Theory）（陈雨露和马勇，2010），在9个初级范畴的基础上提炼出更高一级的3个核心范畴。三义理论本质上属于规范性的改革政策框架，可以被视为一个解决农村金融问题的范式。根据三义理论，政府应着重在三个方面为农村金融发展提供有力支持：

1.促进农村金融机构发展。政府可以提供合适的资金支持、激励约束等，以促进农村金融机构发展，扩展其金融服务范围（施同兵，2013）。具体而言，本核心范畴涵盖表2中的4个初级范畴：“农村金融机构改革”“发展新型农村金融组织”“完善农村金融财税政策”和“涉农贷款投放考核评估”。其中，“农村金融机构改革”和“发展新型农村金融组织”旨在建立多层次的农村金融供给体系，“完善农村金融财税政策”和“涉农贷款投放考核评估”则分别通过税收激励和硬性约束，进一步促进各类农村金融机构提供金融服务。

2.革除农村金融抑制。在促进农村金融机构发展的基础上，政府应当进一步革除农村金融抑制，因为除利率限制、准入管制等纯金融类政策外，扭曲的农业农村政策也可能在更大范围内使得农村金融环境恶化。因此，本核心范畴涵盖表2中的3个初级范畴：“完善农村产权制度”“农村信贷产品创新”和“发展农村普惠金融”。这一核心范畴旨在建立一个良好且可持续的农村金融发展政策环境。

3.加强农村金融基础设施建设。持续完善农村金融基础设施将有利于降低金融交易的风险和成本，促进更多的资金留在县域，并使整个金融体系都受益。农村金融市场稳健、持续和安全运行需要高质量的硬件设施以及相应的制度安排。因此，这一核心范畴涵盖表2中的2个初级范畴：“农村信用体系建设”和“建立农村信贷担保体系”。

综上所述，“一号文件”所反映出的中国农村金融改革的核心范畴有三个，分别是：促进农村金

融机构发展、革除农村金融抑制、加强农村金融基础设施建设。后文将以此为基础，对新世纪以来中国农村金融改革的理论逻辑进行深入系统的分析。

### 三、新世纪以来农村金融改革的理论逻辑

#### （一）整体理论逻辑

理论逻辑是农村金融为什么改革以及如何改革的起点，从理论逻辑出发展开分析，不仅有利于客观认识农村金融改革何以发生、如何发生、又如何反复改革，也有利于厘清农村金融改革的整体思路，完善农村金融改革的框架体系（蔡锦松，2020）。新世纪以来农村金融改革的理论逻辑整体思路如图3所示。

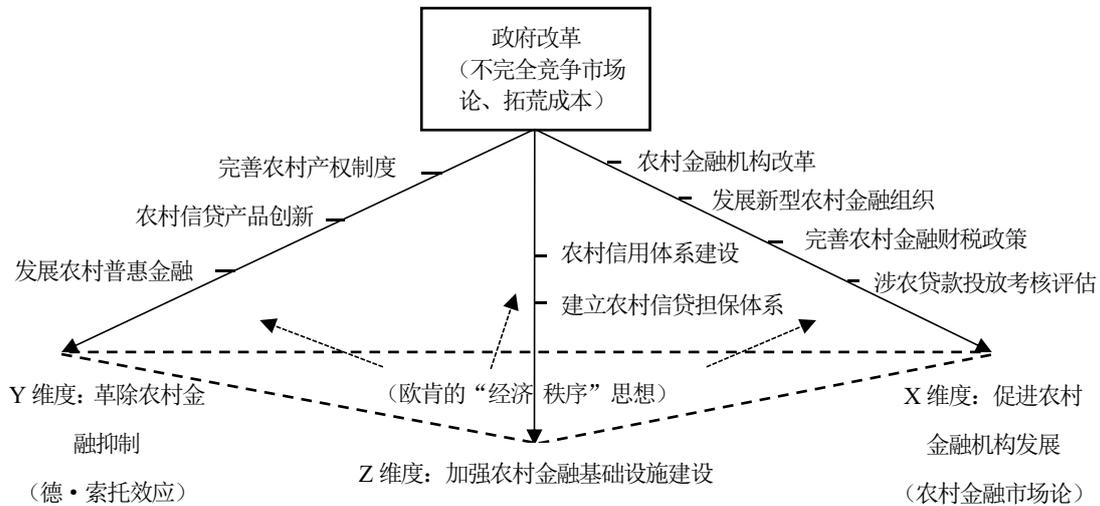


图3 基于三义理论的新世纪以来农村金融改革理论逻辑整体思路

依据三义理论，新世纪以来农村金融改革包括三大核心范畴，其中X维度的“促进农村金融机构发展”聚焦主体，Y维度的“革除农村金融抑制”关注制度，Z维度的“加强农村金融基础设施建设”则重在优化配套条件。然而，三义理论本质上只是规范性的改革政策框架而非理论，所以在利用该框架进行分析时，还需要构建相应的理论逻辑：

1. 不完全竞争市场论和“拓荒成本”构成了政府介入农村金融市场并进行改革的理论前提。对于政府是否要介入农村金融市场并进行改革的问题，应当在中国“三农”发展逻辑的制度性安排下，综合运用不完全竞争市场论和“拓荒成本”加以考量。第一，根据不完全竞争市场论<sup>①</sup>，要培育稳定、有效的农村金融市场，减少金融风险，离不开合理的政府参与。因此，中国政府需要通过制定市场和

<sup>①</sup>不完全竞争市场论起源于 Hellmann et al. (1998) 提出的金融约束理论。该理论认为，由于金融市场中存在竞争失效、外部效应、公共产品和信息不完全等导致的市场失灵情况，政府应当介入金融市场。该观点被运用到农村金融领域后形成了不完全竞争市场论（董晓林和张龙耀，2017）。

非市场措施，来适度介入不完全的农村金融市场，开展农村金融改革。第二，基于“拓荒成本”<sup>①</sup>，在外部性极强的农村金融市场发育初期，政府承担“拓荒成本”也有助于市场的形成和完善，这进一步构成了新世纪以来中国政府开展农村金融改革的理论前提。

2. 政府介入农村金融市场的政策形式是多元化的，欧肯的“经济秩序”思想可以作为政府分类制定改革政策的理论基础。欧肯认为政府的经济政策可以区分为“秩序政策”“过程政策”和“辅助性支持政策”（冯兴元，2014）。其中，秩序政策是指政府首先应当提供和维护一个竞争秩序，作为市场化的运作前提；过程政策意味着政府应当适时干预市场过程，通过影响市场的价格—数量关系变化来促进经济运行；辅助性支持政策则强调政府还应当采取一些措施辅助性支持市场，通过提供授能环境来确保维持最低程度的市场秩序框架（张水平，2007）。新世纪以来中国农村金融改革的各项政策，也可以按照秩序政策、过程政策和辅助性支持政策的理论逻辑来归类，这可以作为中国政府分类制定农村金融改革政策的理论基础。

3. 根据政府分类改革政策提炼出的三大核心范畴，可以进一步借助农村金融市场论、“德·索托效应”进行理论诠释。第一，“促进农村金融机构发展”核心范畴可以用农村金融市场论来进行理论诠释，因为农村金融市场的发展状况从根本上是由农村金融机构的发展水平决定的。第二，“革除农村金融抑制”核心范畴可以用德·索托效应来进行理论诠释，因为产权制度的完善有助于信贷产品创新，从而促进普惠金融发展。

## （二）促进农村金融机构发展的理论逻辑

在三义理论的政策框架中，“促进农村金融机构发展”是新世纪以来中国农村金融改革的主要内容。作为核心范畴，它的理论基础是农村金融市场论。按照欧肯的“经济秩序”思想，它同时包含了秩序政策和过程政策。具体理论逻辑如下：

1. 促进农村金融机构发展可以用农村金融市场论进行诠释。农村金融市场论是金融深化理论在农村市场的延伸，强调农村金融改革的基础是农村金融机构的改革，逐步成为国际上接受的主流农村金融范式（冯兴元等，2019）。中国之所以会在新世纪初开始新一轮农村金融改革，是因为当时面临大量资金被抽离农村、正规金融机构网点大规模撤离农村的困境。根据中国人民银行第一份《中国农村金融服务报告》的数据，2007年末，全国共有2868个乡镇没有任何金融机构，占乡镇总数的7%<sup>②</sup>。针对这一问题，不仅“一号文件”特别关注农村金融机构的改革和发展<sup>③</sup>，中国人民银行和银保监会

<sup>①</sup>农村金融市场的外部性很强，发展的早期阶段需要巨大的“拓荒成本（Pioneer Cost）”，金融服务的边界只有在“拓荒”成功后才能够得到有效的扩展（施同兵，2013），因此，补贴在农村金融市场中的作用主要表现在两个方面：一是给予参与“拓荒”的金融机构适当的补偿，提高它们参与农村金融市场的积极性；二是保证贷款的利率能够维持在农业、农村和农民可以承受的水平上（陈雨露和马勇，2010）。

<sup>②</sup>数据来源：《中国农村金融服务报告》，<http://www.gov.cn/gzdt/att/att/site1/20080919/00123f3793250a3df83e01.pdf>。

<sup>③</sup>文本分析结果显示（见图2），“农村金融机构改革”出现频次最高，占32.9%；其次是“发展新型农村金融组织”，占16.9%；两者相加为49.8%。

（含原银监会）发布的政策文件也都高度重视农村金融机构的发展<sup>①</sup>，比如《中国银保监会办公厅关于2022年银行业保险业服务全面推进乡村振兴重点工作的通知》就提出“银行保险机构要把服务乡村振兴与自身发展战略相结合，持续优化多元化、有序竞争、互相补充的涉农金融供给体系”。

根据农村金融市场论，农村金融机构应当作为农村内部的金融中介（资金盈余部门和资金短缺部门之间的借贷中介）而存在，因为能否在农村地区有效动员储蓄、平衡资金供求，很大程度上是由作为“借贷中介组织”的农村金融机构的发展水平决定的。因此，中国在促进农村金融机构发展的过程中首先强调农村金融机构的体系化，即形成同时包含传统金融机构和新型金融组织的农村金融供给体系；其次是体系中的政策性银行、大中型商业银行、农村信用社（农村商业银行、农村合作银行）和新型农村金融组织能够各具特色、相互补充，共同形成金融服务“三农”的合力。

2. 促进农村金融机构发展同时需要秩序政策和过程政策。第一，在促进农村金融机构发展的过程中，无论是对传统农村金融机构改革，还是发展新型农村金融组织，本质都是建立农村金融市场的秩序框架，以保证供给方可以做出更加多元化的金融决策。因此，图3中X维度下的“农村金融机构改革”和“发展新型农村金融组织”都属于秩序政策。第二，建立好农村金融市场的竞争秩序后，政府还需要为各类农村金融机构提供适当的税收激励和硬性约束，以避免它们“片面”追求利润最大化而导致农村金融服务供给不足，这是政府在促进农村金融机构发展中的适度干预。因此，图3中X维度下的“完善农村金融财税政策”和“涉农贷款投放考核评估”都属于过程政策，有助于进一步建立多层次的农村金融供给体系。

### （三）革除农村金融抑制的理论逻辑

“革除农村金融抑制”作为三义理论政策框架中的第二大核心范畴，它的理论基础是德·索托效应。按照欧肯的“经济秩序”思想，它同时包含了秩序政策和辅助性支持政策。具体理论逻辑如下：

1. 革除农村金融抑制可以用德·索托效应进行理论诠释。革除农村金融抑制本质上就是要依托更加完善的农村产权制度来创新信贷产品，从而促进普惠金融发展，因此，核心应当是改革农村产权制度。赫尔南多·德·索托（2017）在其著作《资本的秘密》（*The Mystery of Capital*）中指出，发展中国家的低收入人群尽管拥有很多资产，但缺乏可以挖掘资产经济潜能的产权制度，这最终使得这些资产沦为了“沉睡资本”。Besley et al. (2012) 进一步证明了德·索托的观点，并将德·索托效应（De Soto Effect）定义为：产权制度改革可以使资产的产权明晰并成为有效抵押物，从而改善金融市场的运行绩效，理论上有利于增加信贷供给、降低贷款利率等。国内外的一些学者也验证了德·索托效应的存在（Kemper and Klump, 2010；米运生等，2018）。这构成了革除农村金融抑制的理论基础。

<sup>①</sup>详见《中国银保监会办公厅关于做好2018年银行业三农和扶贫金融服务工作的通知》，<http://www.cbirc.gov.cn/cn/view/pages/ItemDetail.html?docId=174313&itemId=962&generalType=0>；《中国银保监会办公厅关于2022年银行业保险业服务全面推进乡村振兴重点工作的通知》，[http://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2022-04/07/content\\_5683833.htm](http://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2022-04/07/content_5683833.htm)。

在中国，农地产权和住房长期不能作为抵押物，被广泛认为会导致信贷产品创新难。农村产权制度改革的重点是农地。2014年起，不仅“一号文件”直接从不同角度提及土地经营权的抵押问题，中央其他文件和法律法规也多有涉及相关内容。2016年“一号文件”《中共中央 国务院关于落实发展新理念加快农业现代化 实现全面小康目标的若干意见》首次提及“三权分置”的概念。2019年1月1日起施行的修正后的《中华人民共和国农村土地承包法》则正式在中国启动了“三权分置”下的农地经营权抵押融资制度。另外，实践中各地区也都形成了“成都模式”“武汉模式”“同心模式”等各具特色的典型试点案例（彭澎和刘丹，2019）。

就理论逻辑而言，中国农村土地产权制度改革应当有助于缓释信贷配给，背后的运作机理包括三个方面：一是可以释放农地抵押的经济潜能，降低金融机构的交易成本和信用风险；二是可以将土地权利分散信息纳入制度中，尤其是当地方设立了统一的农村产权交易中心时；三是确保土地权利具有可交换性，即既可以按照法律正常流转，又可以通过有效的抵押物处置机制来实现抵押价值。由此，界定清晰、权属明确的农村产权制度对于革除农村金融抑制具有重要的意义。

2. 革除农村金融抑制同时涉及秩序政策和辅助性支持政策。第一，鉴于中国农村土地的特殊性，按照欧肯的“经济秩序”思想来实现完全的生产资料私有制是不现实的，因此，在革除农村金融抑制的过程中，完善农村产权制度应当是符合中国国情的有效行为，有利于在更大范围内从农业农村生产的角度，为农村金融市场的可持续发展构建秩序框架。相应地，图3中Y维度下的“完善农村产权制度”属于秩序政策。第二，除了完善农村产权制度，革除农村金融抑制还需要鼓励农村信贷产品创新和发展农村普惠金融。这两者并不必然直接涉及政府干预和扭曲市场的行为，但在一定程度上也为农村金融市场竞争秩序的建立创造了授能环境，提供了辅助性支持。因此，图3中Y维度下的“农村信贷产品创新”和“发展农村普惠金融”属于辅助性支持政策。

#### （四）加强农村金融基础设施建设的理论逻辑

“加强农村金融基础设施建设”作为三义理论政策框架中的第三大核心范畴，按照欧肯的“经济秩序”思想，同时涵盖过程政策和辅助性支持政策。具体理论逻辑如下：

1. 加强农村金融基础设施建设包括农村信贷担保体系建设和农村信用体系建设。金融基础设施是指所有为金融活动提供公共服务并保证金融市场稳健、持续、安全运行的硬件设施以及相应的制度安排。就农村金融基础设施的现实需求而言<sup>①</sup>，“一号文件”中有关农村金融基础设施的内容主要涉及两大方面：第一，农村信贷担保体系建设<sup>②</sup>。主要是政府支持或出资的各类信用担保机构拓展符合农村特点的担保业务，同时政府制定对这类担保机构的考核办法。第二，农村信用体系建设。具体可分为三个方面：一是农村支付服务条件，即建立有利于实施惠农政策的银行账户服务体系，发展适合农

<sup>①</sup>金融基础设施还涉及国家层面的诸如支付清算体系、征信系统、反洗钱监测系统以及信用环境、定价机制、规则体系。

<sup>②</sup>中国人民银行农村金融服务研究小组编写的《中国农村金融服务报告2016》，将信贷担保体系建设纳入农村金融基础设施建设的范畴，报告网址：<http://www.pbc.gov.cn/yanjiuju/resource/cms/2019/12/2016年中国农村金融服务报告.pdf>。

村的支付工具体系，建设能够覆盖所有涉农金融机构的高质量支付清算系统等<sup>①</sup>；二是农村信用体系（狭义）建设，即实践中创建信用用户、信用村和信用乡镇，对农村经营主体进行信用等级评价，力争实现新型农业经营主体信用建档评级基本全覆盖等；三是信息数据共享系统，即推动农村不动产（包括住房、土地等自然资源）确权信息与银行联网共享，市县域内构建共享涉农信用信息数据库或域内综合金融服务平台等<sup>②</sup>，以便于通过科技赋能加快提升农村金融服务水平。

2.加强金融基础设施建设同时需要过程政策和辅助性支持政策。第一，农村信贷担保体系建设属于过程政策。与城市金融体系相比，中国农村的正规金融体系是在国家主导下建立并发展起来的。就信贷担保而言，尽管也有商业性担保机构在开展业务，但中国农村大多数运转正常的信贷担保机构还是有政府支持或出资的。倘若没有政府的干预，很多信贷担保机构可能会难以在农村地区长期发展，并最终退出农村市场。相应地，农村金融市场将成为稳定的卖方市场，原本就缺少合格抵押品的农户信贷需求也难以得到满足，因此，“倒逼”政府介入信贷担保体系中，以对农村金融市场进行适当干预，是政府在权衡利弊后所做出的合理安排。综上，图3中Z维度下的“建立农村信贷担保体系”属于过程政策。

第二，农村信用体系建设属于辅助性支持政策。无论是农村支付服务条件，还是信息数据共享系统，作为农村信用体系建设的一部分，核心都是数据。数据可被用于授信评估和辅助增信，在农村金融市场中具有很高的价值（董翀和冯兴元，2022）。农村信用体系建设有助于释放受益空间，改善数据孤岛遍布和信息使用效率低下等问题。相应地，金融机构的交易成本和经营风险也会降低。因此，在三义理论的改革政策框架下，农村信用体系建设将为维持农村金融市场秩序框架提供授能环境，起到辅助性和促进性作用。由此，图3中Z维度下的“农村信用体系建设”属于辅助性支持政策。

#### 四、新世纪以来农村金融改革政策效果

2004年以来，党中央出台了多项支持政策促进农村金融创新发展，农村金融服务能力显著增强、农村金融生态环境持续改善，有力支持了农业农村现代化建设。农村金融发展的基本态势是：第一，县域金融机构竞争已经比较充分，农村金融供给体系改革任务基本完成，涉农贷款余额显著增加；第二，坚持微观层面的创新驱动，多元化的信贷产品和担保方式创新有效扩大了农村金融服务的覆盖面；第三，逐步推进农村信用体系建设，政府支持、企业和银行多方参与的农村信贷担保机制已经初步形成。

<sup>①</sup>参见《中国人民银行关于改善农村地区支付服务环境的指导意见》，<http://www.pbc.gov.cn/zhifujiesuansi/128525/128535/128617/2890637/index.html>。

<sup>②</sup>参见《中国银保监会办公厅关于金融服务乡村振兴创新示范区建设工作的通知》，<http://www.cbirc.gov.cn/cn/view/pages/ItemDetail.html?docId=1008024&itemId=928&generalType=0>。

### （一）农村金融供给体系改革效果分析

多元化的农村金融需求需要多层次的农村金融供给体系来满足。作为农村金融供给体系改革的核心，农村金融机构改革包括了对存量金融机构的改革与对增量金融机构的培育和发展。存量农村金融机构是指农村信用社（农村商业银行、农村合作银行）、中国农业银行等商业银行内部涉农信贷机构、农业发展银行等政策性涉农金融机构；增量农村金融机构是指新型农村金融组织，包括村镇银行、各类资金互助组织以及小额贷款公司等。

1.农村金融机构存量改革成效显著，农村金融组织体系架构健全。2005年改革以来，中国的农村金融体系逐步形成了由商业性金融、合作性金融与政策性金融共同组成的完整架构（冯兴元等，2019）。其中，对存量金融机构改革的主要成效如下：第一，农村金融组织体系不断完善。截至2020年末，全国乡镇银行业金融机构覆盖率为97.13%，金融机构空白乡镇减少到了892个<sup>①</sup>。第二，农村信用社通过改制，服务“三农”的能力得到提升。截至2020年末，各地农村信用社、农村合作银行和农村商业银行为全国提供了28.86%的涉农贷款和52.49%的农户贷款<sup>②</sup>。第三，中国农业银行和中国邮政储蓄银行先后成立“三农”金融事业部，“三农”金融服务业务架构搭建完成。工农中建交5家大型商业银行在总行和全部一级分行设立了普惠金融事业部，构成了条线化管理体制，另有12家股份制银行设立了普惠金融事业部或者相关部门中心。第四，农业发展银行定位明确，2013年起形成了以支持国家粮棉购销储业务为主，以支持农业产业化发展和农村基础设施建设为辅的发展格局。截至2020年末，农业发展银行的总资产已达7.46万亿元（戴相龙，2021）。

2.新准入的农村金融机构总体贷款规模有限，但中国农村金融机构的多元化程度明显提升。发展新型农村金融组织属于旨在“培育增量”的“边际式”改革，主要成效表现为村镇银行的出现，打破了县域法人金融机构“独此一家，再无分店”的格局，提高了农村金融机构的多元化程度。

第一，村镇银行的出现促进了农村金融市场的竞争和发展。村镇银行县（市）覆盖面持续提升，截至2020年末，全国核准设立村镇银行1649家；银保监会于2018年启动“多县一行”制村镇银行试点，村镇银行90%以上的贷款投向县域农户和小微企业<sup>③</sup>。但是，村镇银行贷款规模仍然相对有限，2020年底涉农贷款余额8726亿元，仅占同期全部涉农贷款余额的2.24%<sup>④</sup>。村镇银行对农村金融供给体系的改革效果主要体现在“鲶鱼效应”上。根据市场势力假说，村镇银行覆盖面的持续提升会对存量农村金融机构，特别是农村信用社（农村商业银行、农村合作银行）的“垄断”地位产生影响，提高农村金融市场整体的竞争压力和竞争激烈程度，迫使存量金融机构提高自身的涉农贷款比重，向擅长的农业农村领域投入更多资源，即产生“鲶鱼效应”（马九杰等，2021）。

<sup>①</sup>数据来源：《中国农村金融服务报告2020》第8页。

<sup>②</sup>数据来源：《中国农村金融服务报告2020》第6页。

<sup>③</sup>数据来源：《中国农村金融服务报告2020》第8页。

<sup>④</sup>数据来源：《中国农村金融服务报告2020》第6页。

第二，农村资金互助合作组织在早期起到过有限作用。中国的农村资金互助合作组织有三种<sup>①</sup>：一是可以吸储的农村资金互助社，是由原银监会（现银保监会）批准成立的正式金融组织，工商登记为企业法人。这类组织试点成立 45 家之后再未发展，迄今保持 41 个法人机构<sup>②</sup>。二是不能吸储的农民资金互助合作社，依据原农业部（现农业农村部）的政策文件成立，民政部门登记为民办非企业组织，由地方政府（或党委）涉农部门管理。大多数省份都开展过试点，但出于对金融风险等因素的考量，试点后各地并未持续推进。三是农民专业合作社内部的信用合作，同样受地方政府（或党委）涉农部门管理，类似于农民资金互助合作社，在大多数省份的试点也即为“终点”。

第三，农村小额贷款公司“先扬后抑”。中和农信项目管理有限公司（简称“中和农信”）是中国最大的小额贷款公司，旨在为农村中低收入群体量身定制小额贷款等金融服务，以帮助他们发展产业、增加收入（彭澎和张龙耀，2021）。根据信用提供方式的不同，中和农信的小额贷款产品可分为联保小组信用贷款和个人小额贷款。前者借鉴格莱珉银行模式，每一位小组成员都有贷款需求并相互承担负债连带责任；后者借鉴德国 IPC 技术，一般由一个自然人做担保或者免担保。

理论而言，中和农信等小额贷款公司应当在农村金融供给体系改革中有突出表现。这一方面是因为小额贷款公司的制度安排使得它们可以将金融服务延伸到偏远乡镇，并利用熟人社区优势来更加有效地克服信息不对称，缓解农村信贷配给；另一方面是因为小额贷款公司的贷款技术特点使得它们在贷款对象筛选、使用情况监督、偿还方式多样性等方面更具创新性，从而有助于提高自身服务农户的能力（周月书和李扬，2013）。但事实上，小额贷款行业的贷款余额却不断下降，2017 年小额贷款公司贷款余额合计 9799.49 亿元，至 2021 年 6 月已降至 8865.05 亿元<sup>③</sup>。不同于中和农信，不少地方性的小额贷款公司都面临着公司治理不规范、风险内控能力不足、商业模式不成熟等问题<sup>④</sup>，因此，小额贷款公司的发展尽管有助于提高中国农村金融机构的多元化程度，但行业整体在农村金融供给体系中的作用可能也在逐步减弱。

3. 各类农村金融机构发放的涉农贷款余额显著增加。中国人民银行于 2007 年创立涉农贷款统计。2007—2021 年间，在多层次的农村金融供给体系中，由各类存量农村金融机构和新型金融组织发放的涉农贷款余额从 6.12 万亿元增加至 43.21 万亿元，农村贷款余额从 5.04 万亿元增加至 36.15 万亿元，农林牧渔业贷款余额从 1.51 万亿元增加至 4.57 万亿元，14 年间分别累计提高了 6.06 倍、6.17 倍和 2.03 倍（见图 4）。

<sup>①</sup> 在一些地方也有过政府（或党委）扶贫部门主导的资金互助合作社，一般在名称中冠以“扶贫”字样。这类资金互助组织，部分股金来自国家扶贫资金，扶贫资金从资金互助合作社中分得的红利发放给农村贫困户（低收入户）。

<sup>②</sup> 数据来源：《中国农村金融服务报告 2020》第 8 页。

<sup>③</sup> 数据来源：《行业整体收缩“江苏小贷”逆势生长》，[http://finance.ce.cn/bank12/scroll/202108/02/t20210802\\_36768514.shtml](http://finance.ce.cn/bank12/scroll/202108/02/t20210802_36768514.shtml)。

<sup>④</sup> 资料来源：《江苏小贷逆势增长》，[http://jsjrb.jiangsu.gov.cn/art/2021/7/30/art\\_79444\\_9955852.html](http://jsjrb.jiangsu.gov.cn/art/2021/7/30/art_79444_9955852.html)。

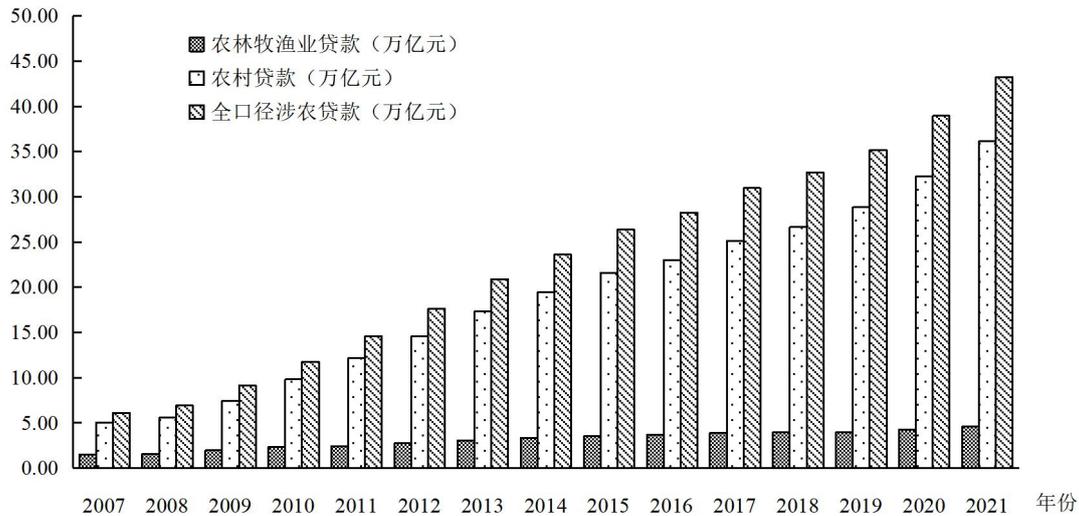


图4 2007—2021年农林牧渔业贷款、农村贷款、全口径涉农贷款余额变化情况

数据来源：2007—2020年数据来自《中国农村金融服务报告2020》；2021年数据来自《2021年金融机构贷款投向统计报告》（[http://www.gov.cn/xinwen/2022-01/31/content\\_5671459.htm](http://www.gov.cn/xinwen/2022-01/31/content_5671459.htm)）。

## （二）农村信贷产品和担保方式创新效果分析

作为革除农村金融抑制中的重要内容，农村信贷产品和担保方式创新在多数年份的“一号文件”中都受到了关注，“农村信贷产品创新”概念出现的频次为36次（见图2）。本文对农村信贷产品和担保方式创新的效果分三个方面加以分析：

1. 大力发展微型金融服务。微型金融理论的基础是不完全竞争市场论（董晓林和张龙耀，2017），它主张可以通过正规银行微型化来增加农村金融市场供给（江春和周宁东，2012）。在中国，微型金融长期和扶贫联系在一起。为深入贯彻习近平总书记“精准扶贫”的指示精神，2014年底，国务院扶贫办（现国家乡村振兴局）等5部门联合印发《关于创新发展扶贫小额信贷的指导意见》，正式出台并实施专门的扶贫小额贷款政策。在这之后，中国的农户小额贷款又经历了三个发展阶段：一是探索创新期（2014年12月—2017年6月），其中于2016年3月出台的《关于金融助推脱贫攻坚的实施意见》有效推进了扶贫小额贷款的落地；二是推广突破期（2017年7月—2019年6月），国务院扶贫办（现国家乡村振兴局）等5部门于2017年7月联合发布《关于促进扶贫小额信贷健康发展的通知》，各地涌现出一批各具特色的实践经验；三是巩固深化期（2019年7月至今），随着《关于进一步规范和完善扶贫小额信贷管理的通知》《关于进一步完善扶贫小额信贷有关政策的通知》等文件的发布，扶贫小额贷款被升级为脱贫人口小额贷款，助推巩固脱贫攻坚成果与乡村振兴有效衔接（谢玲红等，2022）。各地的农村信用社（农村商业银行、农村合作银行）又陆续推出纯线上的免担保小额贷款产品，利用大数据技术分析农户的资信状况，进一步提高了微型金融服务的能力。

在各地的实践经验中，安徽省宿州市灵璧县的农户扶贫小额贷款值得关注。灵璧县位于皖北地区，农业产业化程度低，之前长期属于国家级贫困县，2019年成功退出贫困县序列。这其中起到关键作用

的便是名为“一自三合”模式的扶贫小额贷款。“一自三合”是指户贷户用自我发展、户贷户用合伙发展、户贷社管合作发展、户贷社管合营发展。其中，户贷户用自我发展是指农户可以直接将小额贷款用于自我独立经营；户贷户用合伙发展、户贷社管合作发展、户贷社管合营发展则分别对应合伙、合作、合营模式，即通过多样化的经营方式促进小额贷款的普惠性功能发挥。理论而言，该模式的优点在于：第一，瞄准提高小额贷款普惠性的关键点，即深化“产融结合”，引导农户将贷款资金用在特色优势主导产业培育等环节；第二，发挥小额贷款缓解信息不对称的核心作用，分别从事前和事后提升金融机构对农户高质量信息的可得性。上述模式的有效运作使得灵璧县的农户扶贫小额贷款在实践中取得了良好的产品创新效果，截至2021年底，灵璧县“一自三合”模式扶贫小额贷款累计发放金额达11.67亿元，惠及24872户农户<sup>①</sup>。

2.支持农业适度规模经营信贷产品创新。针对各类新型农业经营主体，探索开展大型农机具抵押、农业生产设施抵押和供应链融资等新型业务模式，支持它们依托产业做大做强。各地实际开发的相关信贷产品众多，包括大棚设施抵押、大型农业生产设备抵押、仓单质押、订单质押、应收账款质押等。虽然这些信贷产品创新的成效没有统计数据予以佐证，但很多农村调查的个案数据都可以反映出这些信贷产品创新对信贷配给的缓释效果。比如，福建省宁德市霞浦县的海参仓单质押贷款，作为一种典型的农业供应链融资模式，就取得了良好的创新效果。霞浦县位于闽东北，2004年开始大面积养殖海参，当地海参产业发展迅速。由于缺少流动资金且海参的冷藏设备价格高，霞浦县的海参养殖户在很长一段时期内都不得不低价出售海参。在这样的背景下，海参仓单质押贷款应运而生（彭澎和张龙耀，2021）。它的贷款流程共有包括“仓储监管”在内的九个环节，不仅有效缓解了养殖户面临的流动性约束，也延长了当地的海参产业链条。截至2021年11月，仅霞浦县农信联社就累计发放9.38亿元海参仓单质押贷款，惠及全县近千个养殖户<sup>②</sup>。海参仓单质押贷款有四大核心机制助推其取得良好的创新效果：一是分别降低贷前和贷后的信息不对称程度；二是通过提供低价且良好的仓储条件和保证销售资金的快速回笼，降低信贷的交易成本；三是在缓解信息不对称的基础上，控制信贷风险；四是建立包含代偿责任机制和声誉约束在内的双重抵押替代。由此可以看出，仓单质押等适用于新型农业经营主体的信贷产品创新，可以充分依托农业产业和供应链本身，实现微观层面的金融创新，从而支持农业适度规模经营发展。

3.深化农村产权融资创新。在2015年“一号文件”提出要“做好承包土地的经营权和农民住房财产权抵押担保贷款试点工作”之后，第十二届全国人大常委会授权国务院在部分试点县（市、区）行政区域开展农村承包土地的经营权和农民住房财产权“两权抵押”贷款试点。截至2018年9月，全部232个试点地区的农地抵押贷款累计发放964亿元；59个试点地区的农民住房抵押贷款累计发放

<sup>①</sup>数据来源：《安徽灵璧探索“一自三合”金融扶贫模式 小额信贷助推乡村创业潮》，[http://news.cyol.com/gb/articles/2021-12/13/content\\_PRb9LFx0B.html](http://news.cyol.com/gb/articles/2021-12/13/content_PRb9LFx0B.html)。

<sup>②</sup>数据来源：《创新金融服务 助力海洋产业发展》，[http://www.xiapu.gov.cn/ztzl/sdgjz/fhjzdfx/202203/t20220303\\_1598432.htm](http://www.xiapu.gov.cn/ztzl/sdgjz/fhjzdfx/202203/t20220303_1598432.htm)。

516 亿元<sup>①</sup>。但是，农地经营权抵押的德·索托效应仍然受农地薄市场的制约，正常的流转无法形成整合性的交易网络，农地经营权单一抵押在客观上很难保障贷款的安全性。正因如此，农地经营权抵押贷款的试点地区大多采取了“组合抵押担保”的做法（彭澎和刘丹，2019）。比如，江苏省宿迁市泗洪县在农户小额农地抵押贷款的基础上，要求增加自然人保证担保；山东省寿光市推出“土地经营权+大棚或畜禽舍”等组合抵押；宁夏回族自治区吴忠市同心县要求由“土地流转服务合作社”社员组成的互保小组额外提供担保。可见，理论上应当存在的“三权分置”的德·索托效应，在现实中可能并不明显。

### （三）农村金融基础设施建设效果分析

农村地区的金融基础设施及配套服务滞后，是制约农村金融深化的主要因素之一。农村金融基础设施建设是近十年的“一号文件”才提及的，近五六年加快了推进工作，并取得了明显成效。

1. 农村信用体系建设。农村信用体系建设有利于提高各类农村金融机构的资产质量，减少政府的不合理干预和扭曲，促进农村经济持续健康发展。中国农村信用体系建设的效果表现在以下方面：第一，农村支付服务条件改善。中国人民银行按照“一号文件”的要求，持续在农村地区推广非现金结算，在指定合作商户服务点布放受理终端，并向借记卡的持卡人提供小额取款服务。截至 2020 年末，助农取款服务点覆盖行政村已达 51.93 万个，覆盖率接近 100%<sup>②</sup>。第二，农村信用体系（狭义）建设。中国人民银行与地方政府和农村金融机构合作，为农户建立信用档案，开展信用户、信用村和信用乡镇的评定，缓解借贷双方的信息不对称问题。中国人民银行征信中心建设的金融信用信息基础数据库已经基本覆盖了主要涉农信贷机构，为它们提供信用信息查询服务。此外，很多地方也开始建设新型农业经营主体信用体系，并在全国范围内逐步推进。第三，农村信息数据共享。中国人民银行、银保监会结合“一号文件”中有关“农村普惠金融”的内容，持续推进普惠金融信用信息服务平台建设。截至 2020 年末，征信系统中涉及农户贷款的自然人数量达 9976.9 万，办理过农林牧渔业贷款的企业和其他组织数达 61.5 万<sup>③</sup>。

2. 农村信贷担保体系建设。2013 年的“一号文件”要求“建立多层次、多形式的农业信用担保体系”。2015 年，财政部和原农业部（现农业农村部）、原银监会（现银保监会）曾联合出台具体措施，计划通过三年左右的时间建立能够覆盖全国的农业信贷担保体系。截至 2020 年末，全国农业融资担保的在保余额为 2117.98 亿元<sup>④</sup>。

很多省份都建立了省级层面的农业融资担保公司。比如，江苏省农业融资担保有限公司（后文简称“江苏农担”）重点服务于家庭农场、农民专业合作社等新型农业经营主体，支持的信贷担保领域包括：农林特色优势产业、农业社会化服务、农田基础设施以及一二三产融合发展项目等。江苏农担

<sup>①</sup>数据来源：《国务院报告：农地抵押贷款条件成熟将全国推广》，<http://www.zh-hz.com/HTML/2019/03/20/405249.html>。

<sup>②</sup>数据来源：《中国农村金融服务报告 2020》第 81 页。

<sup>③</sup>数据来源：《中国农村金融服务报告 2020》第 85 页。

<sup>④</sup>数据来源：《中国农村金融服务报告 2020》第 89 页。

在实际运营中主要有三种获取客户模式：一是政府信息支持模式，即从地方政府或涉农部门处批量获取新型农业经营主体信息，锁定其中符合准入标准的借款客户，再将这部分客户批量推荐给银行；二是银行推荐模式，即由银行先行审批并批量推荐客户，然后江苏农担介入并共同开展客户调查和业务审批；三是产业链模式，即农业龙头企业批量推荐其上下游客户，提供双方交易记录，并为其推荐的客户提供信用反担保。理论上而言，无论何种模式，上述农业信贷担保的内在机制都在于通过合作来实现多主体间的信息共享，合理确定彼此的风险责任，从而降低农村金融市场中借贷双方的信息不对称程度，提高贷款可得性。在这一过程中，省级农业融资担保公司和政府的天然联系使得后者可以帮助前者降低客户搜寻成本，不仅为担保业务的开展提供便利，也助推农村金融基础设施建设取得良好效果。

## 五、农村金融发展面临的挑战与未来深化改革的方向

### （一）农村金融发展面临的挑战

新世纪以来，中国农村金融改革的政策几乎囊括了国际上所有普遍采用的措施，也在现实中取得了良好的成效，但是仍在以下方面面临挑战：

1.农村金融需求可能因为农村经济社会结构的变化而产生根本性改变。第一，新型城镇化进程的加快将使得未来农业从业人员和农村人口的数量发生变化，从而改变农村金融需求的规模。就存款而言，随着农村中青年劳动力在大中城市扎根，他们的子女也较少回到农村居住，过去外出务工人员大量汇款回家的现象会减少，未来农村储蓄可能增长减缓（冯兴元等，2019）。就贷款而言，受劳动密集型制造业从东部沿海地区向中西部地区转移等因素的影响，部分人口从城镇回流到农村，城乡人口表现出一定的反向流动特征（国务院发展研究中心农村经济研究部课题组等，2021），这可能会使得与返乡创新创业有关的资金需求增加。第二，小农户有效贷款需求下降和新型经营主体多元化金融需求尚未满足的结构性矛盾凸显。部分地区农村空心化现象和人口老龄化问题突出，农村土地流转比例较高，因此小农户的有效贷款需求可能会下降。而新型农业经营主体既继承了传统农业的“弱质基因”，又改变了传统农业的经营方式，它们在向现代化农业产业经营主体逐步演进的过程中，将会有更加多元化的金融需求，比如生产性信贷需求、农业保险和财富管理等。但是，一方面，很多正处于发展初期的新型经营主体受融资门槛高、信用评价体系缺失等因素的制约，依然面临贷款难的问题；另一方面，农业保险的改革试点力度仍有待进一步加强，更加符合新型经营主体特点的完全成本保险、收入保险等创新险种试点尚处于摸索阶段，能够保障农业保险持续支持新型经营主体的政策联动机制也还缺乏。

2.农村金融供给系统面临不同于过去的内部竞争与外部挑战。第一，部分农村金融机构存在内部同质化竞争压力。一些国有商业银行和股份制商业银行的涉农贷款种类与农村信用社（农村商业银行、农村合作银行）差别不大，容易形成同质化竞争，难以完全适应农村多层次的资金需求，不利于农村经济的多元化发展。因此，各类农村金融机构的发展优势需进一步挖掘，农村金融供给体系还有待进一步完善。第二，随着移动互联网、大数据、云计算等网络信息技术的不断突破，金融科技应用

的深化将会给现有农村金融机构带来新的外部挑战。根据《中国农村金融服务报告 2018》的数据，银行类金融机构在普惠金融服务中应用移动互联网、大数据、云计算和生物识别技术的比例分别达到了 91.43%、71.43%、48.57%和 31.43%，有效降低了金融服务的门槛和成本。因此，金融科技的发展可能会对农村金融机构的信贷供给产生以下直接影响：一是金融科技较高的跨界化程度（即其本身至少跨越金融和技术两个部门或者多个金融子部门的特点）需要农村金融机构逐步适应。二是农村信用社（农村商业银行、农村合作银行）等县域农村金融法人机构将在金融科技的竞争中处于相对弱势地位，逐步弱化原有的“小银行”优势，尤其是西部欠发达地区的县域法人机构可能会面临更大的竞争压力。

3. 金融产品服务创新与农业农村新产业、新业态和新商业模式的契合度不足。随着网络技术和物流体系的不断完善，农村的居住、生态、文化等功能都将被进一步挖掘，乡村价值加速彰显。在一二三产业融合发展的背景下，农业产业链条不断延伸，冷链物流、休闲农业、农村电商等新产业、新业态和新商业模式快速发展，并呈现出多元化、精细化、高端化和融合化的趋势。因此，在乡村振兴战略背景下，农村金融产品和服务不仅需要持续创新，更需要由单一化向多元化方向发展。但是，能够契合不同产业、不同经营主体特点或者符合新产业、新业态和新商业模式要求的创新型信贷产品还不够丰富，农业供应链金融的发展成效仍不明显，服务于农业农村基础设施建设的中长期信贷供给依然不足，适应乡村振兴需求的综合性金融服务也比较匮乏。

4. 数字基础设施不完善和数字金融素养不足制约农村信用体系的进一步建设。第一，在数字经济时代背景下，农村信用体系进一步建设和完善需要围绕“数据”要素展开。但是，仍有部分农村地区的网络基础设施“最后一公里”未完全打通，未能实现互联网和移动通信的全覆盖。特别是在偏远地区，数字设备的可达性和普及率更不理想，表现出接入层面的数字鸿沟。这种不完善的数字服务生态将不利于各类金融服务的县域数据共享和联动机制形成，并制约农村信用体系的高质量建设（董翀和冯兴元，2022）。第二，除接入层面的数字鸿沟之外，存在于数字金融素养与能力方面的差距也逐渐凸显，这可能会抑制部分农户对数字信贷的需求。相对贫困群体和原本就受到传统信贷排斥的群体可能会面临更加突出的数字信贷约束，这部分农户很难留下“数字足迹”，农村信用体系的建设和信息数据的共享也很难把他们纳入其中。

## （二）深化农村金融改革的基本方向

农村金融是乡村振兴的重要抓手，是实现农业农村现代化的推动力量。未来，中国农村金融改革的持续深化既要坚持市场化的总体方向，着力处理好农村金融发展中政府与市场的关系，也要考虑区域间的差异，引导各地因地制宜地持续深化改革，具体可以从以下方面着手：

1. 坚持错位竞争策略，打造优势互补的农村金融供给体系。农村地区的各金融机构应当在坚守自身定位的同时，坚持协同发展和错位竞争，共同满足乡村振兴多样化和多层次的资金需求。第一，农业发展银行应当坚守政策性金融的战略定位，持续加大对“三农”重点领域，如粮食生产、高标准农田建设等的中长期信贷支持。第二，农村信用社（农村商业银行、农村合作银行）等县域农村金融法人机构应当秉持服务“三农”初心，始终坚持“立足本土、服务社区、支农支小”的市场定位，提升金融供给能力和公司治理水平。第三，国有商业银行等大中型商业银行应当找准市场定位，在服务对

象、网点布局、产品创新等方面提升差异化竞争的能力，确保信贷支农的资金下沉，进一步促进农村各类经营主体发展。

2. 加快科技与金融的有效结合，促进农村金融供给体系的数字化发展。金融科技快速发展对农村金融市场产生了巨大影响。作为供给方的各类农村金融机构，应当开展数字化转型，推动更多涉农金融产品和服务上线，充分利用金融科技手段，缓解农村金融服务成本高、信息不对称等问题，培育提供“一站式”综合金融服务的能力，以实现农村主要经营主体的全方位覆盖。对于网点遍布全国的大型商业银行而言，应当加大县域金融场景的建设力度，构建能够体现乡村产业和生态场景特点的金融服务体系，积极在县域范围内发展各类线上业务。对于农村信用社（农村商业银行、农村合作银行）等县域农村金融法人机构，则需要省级农村信用合作联社进一步完善职能，充分发挥其“大平台”作用，为各法人机构提供科技赋能方面的支持。

3. 依托产业发展，利用局部知识构建与农村经济社会结构变化相适应的信贷产品体系。未来，中国农村应当以产业兴旺为目标，充分发挥金融企业家的积极作用，利用局部知识拓展市场机制本身的潜能，进而创造出新型农村信贷产品（冯兴元等，2019）。产业兴旺是乡村振兴的基础。一方面，需要通过支持新型农业经营主体和现代农产品加工业来促进农业产业发展（戴相龙，2021）；另一方面，还要通过构建农业与文旅产业融合发展的大格局来进一步“兴产业”。在上述过程中，农村经济社会的结构会发生变化。因此，农村金融机构首先应当助力新型农业经营主体完善内部财务运行机制，提高它们获取各类金融服务的能力；其次，应当依托当地的核心产业链条持续创新信贷产品，重点发展供应链金融等新型服务模式，并兼顾对返乡创新创业人群的金融支持；再次，应当充分挖掘自身作为金融企业家的潜能，利用局部知识不断完善信贷产品体系，以满足农业农村新产业、新业态和新商业模式对金融服务的要求。对于作为金融支农主力军的农村信用社（农村商业银行、农村合作银行）而言，这种“既亲‘三农’，又亲市场”的运作模式尤为合适。

4. 推动农村信用体系建设，持续改善农村金融生态，提升农户数字金融素养。第一，在保障网络连接稳定性和使用环境良好的前提下，打破信息孤岛，打造辖内农村信用信息平台，促进相关数据的整合共享，比如家庭基本信息、土地确权和流转情况、农业生产经营情况、农业补贴发放情况，以及工商、税务、司法等其他数据信息，以此来建设农村信用体系，并为农村金融发展提供基础性保障。第二，农村金融发展需要良好的金融生态。一方面，应当通过完善农村土地权利保障制度、优化农业规模化经营和乡村治理相关政策、加快农村标准化仓储设施的投资建设等，解决“小生产”和“大市场”之间的潜在矛盾，尝试从农村市场的内部来推动新兴金融元素的培育和增长（马勇和陈雨露，2010）。另一方面，积极推动农业的绿色发展，通过数字乡村建设来推动农村各类空间的融合发展，进一步改善农村金融生态。第三，提升农户的数字金融素养，丰富“数字足迹”。尽管越来越多的农户在数字经济时代有获取现代金融服务的可能（Björkegren and Grissen, 2018），但大多数农户的数字金融素养还不高。对此，2022年的“一号文件”提出要“加强农民数字素养与技能培训”和“加强农村金融知识普及教育”。未来，农村普惠金融发展还需要不断提升农户的数字金融素养，丰富他们的“数字足迹”，为农村信用体系建设提供基础条件。

参考文献

- 1.卜银伟、李成林、王卓, 2022: 《金融科技助力乡村振兴的模式研究》, 《西南金融》第4期, 第71-82页。
- 2.蔡锦松, 2020: 《我国农村金融改革困境的逻辑机理分析》, 《税务与经济》第4期, 第46-50页。
- 3.曹雷, 2016: 《新时期我国农村金融改革效果评估: 基于总体的视角》, 《农业经济问题》第1期, 第61-67页、第111页。
- 4.陈雨露、马勇, 2010: 《中国农村金融论纲》, 北京: 中国金融出版社, 第161页、第163页。
- 5.戴相龙, 2021: 《农村金融体制改革二十五年》, 《农村金融研究》第11期, 第3-9页。
- 6.德·索托, 2017: 《资本的秘密》, 于海生译, 北京: 华夏出版社, 第37-49页。
- 7.董翀、冯兴元, 2022: 《县域数字普惠金融的发展与供求对接问题》, 《农村经济》第3期, 第49-59页。
- 8.董晓林、张龙耀, 2017: 《农村金融学》(第二版), 北京: 科学出版社, 第32页。
- 9.冯兴元, 2014: 《弗莱堡学派代表人物欧肯其人及其经济思想》, 《学术界》第3期, 第45-64页、第307页。
- 10.冯兴元、何梦笔、何广文, 2004: 《试论中国农村金融的多元化——一种局部知识范式视角》, 《中国农村观察》第5期, 第17-29页、第79页。
- 11.冯兴元、孙同全、韦鸿, 2019: 《乡村振兴战略背景下农村金融改革与发展的理论和实践逻辑》, 《社会科学战线》第2期, 第54-64页。
- 12.国务院发展研究中心农村经济研究部课题组、叶兴庆、程郁, 2021: 《新发展阶段农业农村现代化的内涵特征和评价体系》, 《改革》第9期, 第1-15页。
- 13.何广文、刘甜, 2018: 《基于乡村振兴视角的农村金融困境与创新选择》, 《学术界》第10期, 第46-55页。
- 14.江春、周宁东, 2012: 《中国农村金融改革和发展的理论反思与实证检验——基于企业家精神的视角》, 《财贸经济》第1期, 第64-70页。
- 15.蒋远胜、徐光顺, 2019: 《乡村振兴战略下的中国农村金融改革——制度变迁、现实需求与未来方向》, 《西南民族大学学报(人文社科版)》第8期, 第47-56页。
- 16.金鹏辉, 2008: 《中国农村金融三十年改革发展的内在逻辑——以农村信用社改革为例》, 《金融研究》第10期, 第71-77页。
- 17.李麦收、司小飞, 2021: 《中国共产党对农村金融改革的百年探索与启示》, 《征信》第10期, 第1-8页。
- 18.马九杰、崔恒瑜、王雪、董翀, 2021: 《设立村镇银行能否在农村金融市场产生“鲶鱼效应”? ——基于农信机构贷款数据的检验》, 《中国农村经济》第9期, 第57-79页。
- 19.马勇、陈雨露, 2010: 《作为“边际增量”的农村新型金融机构: 几个基本问题》, 《经济体制改革》第1期, 第117-121页。
- 20.米运生、石晓敏、张佩霞, 2018: 《农地确权与农户信贷可得性: 准入门槛视角》, 《学术研究》第9期, 第87-95页。
- 21.彭澎、刘丹, 2019: 《三权分置下农地经营权抵押融资运行机理——基于扎根理论的多案例研究》, 《中国农村经济》第11期, 第32-50页。
- 22.彭澎、张龙耀, 2021: 《农村正规金融创新对关联信贷市场供给和风险的影响——以农产品仓单融资为例》, 《中

国农村经济》第11期,第72-88页。

- 23.邱均平、邹菲,2004:《关于内容分析法的研究》,《中国图书馆学报》第2期,第14-19页。
- 24.施同兵,2013:《农村合作金融发展中政府行为的选择》,《中国行政管理》第8期,第89-93页。
- 25.王曙光、王东宾,2011:《双重二元金融结构、农户信贷需求与农村金融改革——基于11省14县市的田野调查》,《财贸经济》第5期,第38-44页、第136页。
- 26.温涛、王煜宇,2018:《改革开放40周年中国农村金融制度的演进逻辑与未来展望》,《农业技术经济》第1期,第24-31页。
- 27.谢玲红、吕开宇、张崇尚,2022:《中国扶贫小额信贷政策:历史变迁与未来展望》,《兰州学刊》第2期,第124-134页。
- 28.谢平、徐忠、沈明高,2006:《农村信用社改革绩效评价》,《金融研究》第1期,第23-39页。
- 29.徐忠,2020:《中国的根基:农村金融重构与改革视角》,北京:中信出版集团,第7页。
- 30.张林、温涛,2021:《农村金融高质量服务乡村振兴的现实问题与破解路径》,《现代经济探讨》第5期,第110-117页。
- 31.张水平,2007:《罗虚戴尔原则和我国农村金融生态建设的方向》,《科技和产业》第9期,第80-83页。
- 32.周立、周向阳,2009:《中国农村金融体系的形成与发展逻辑》,《经济学家》第8期,第22-30页。
- 33.周立,2020:《中国农村金融体系的政治经济逻辑(1949~2019年)》,《中国农村经济》第4期,第78-100页。
- 34.周月书、李扬,2013:《农村小额贷款公司对农村小微企业正规信贷配给的影响分析——基于苏北农村小微企业的调查》,《中国农村经济》第7期,第85-96页。
- 35.Besley, T. J., K. B. Burchardi, and M. Ghatak, 2012, "Incentives and the De Soto Effect", *The Quarterly Journal of Economics*, 127(1): 237-282.
- 36.Björkegren, D., and D. Grissen, 2018, "The Potential of Digital Credit to Bank the Poor", *AEA Papers and Proceedings*, 108: 68-71.
- 37.Hellmann, T., K. Murdock, and J. Stiglitz, 1998, "Financial Restraint: Toward a New Paradigm", in M. Aoki, H. K. Kim, M. Okuno-Fujiwara (eds.) *The Role of Government in East Asian Economic Development: Comparative Institutional Analysis*, OUP Catalogue: Oxford University Press, pp. 163-207.
- 38.Kemper, N., and R. Klump, 2010, "Land Reform and the Formalization of Household Credit in Rural Vietnam", Conference Paper, German Development Economics Conference, Hannover: Germany, <https://www.econstor.eu/handle/10419/39973>.

(作者单位: <sup>1</sup>南京农业大学金融学院;

<sup>2</sup>南京农业大学金善宝农业现代化发展研究院)

(责任编辑: 胡 祎)

## **Policy Trajectory, Theoretical Logic and Implementation Effect of Rural Financial Reform in the New Century: An Examination Based on the Text Analysis of the No. 1 Central Document from 2004 to 2022**

PENG Peng ZHOU Yueshu

**Abstract:** Based on the text analysis of the No. 1 Central Document from 2004 to 2022, this article examines the policy trajectory, theoretical logic and implementation effect of rural financial reform in China since the start of the new century. The study shows that, according to the normative policy framework of a three-pronged theory, the policy trajectory of China's rural financial reform can be summarized into three key categories, namely, promoting the development of rural financial institutions, abandoning rural financial repression, and strengthening the construction of rural financial infrastructure. From the perspective of theoretical logic, the theory of imperfect competition market and "pioneering cost" constitute the theoretical premise for the government to intervene in the rural financial market and carry out reforms. Eucken's economic order thought can be considered as the theoretical basis for the government to formulate reform policies by classification. The three key categories extracted from the government's classified reform policies can be further interpreted theoretically with the help of rural financial market theory and the "De Soto effect". From the perspective of effect, the rural financial reform in the new century has led to rapid development of rural financial institutions, basically breaking down the institutional barriers that inhibited rural financial development and promoting the innovation of diversified credit products and guarantee methods. Accordingly, rural credit guarantee system and rural credit system have been initially established. This study further analyzes the current challenges faced by rural financial development and proposes a direction of deepening the reform in the future.

**Keywords:** Rural Financial Reform; No. 1 Central Document; Three-pronged Theory; Content Analysis Method

# 有限市场化的农村宅基地改革： 一个“人—地—房—业”分析框架\*

吕 晓<sup>1</sup> 牛善栋<sup>1</sup> 谷国政<sup>1</sup> 黄贤金<sup>2</sup> 陈志刚<sup>3</sup>

**摘要：**以“一户一宅、无偿分配、长期占有、限制流转”为特征的现行农村宅基地制度与新时代经济社会发展的不平衡、宅基地权能拓展不充分之间的矛盾日益凸显，难以适应土地要素市场化配置的发展要求。如何在城乡融合背景下提升农民宅基地财产权益和改善农村公共治理，实现土地要素市场化配置，畅通城乡经济循环，是实施乡村振兴战略面临的重大课题。本文立足土地要素市场化改革的理论内涵，从治理逻辑与土地政策两个方面阐释了以有限市场配置为主导的宅基地制度改革逻辑，基于宅基地制度演进与“人—地—房—业”共生关系两个层面阐释有限市场化宅基地改革的结构体系，从乡村治理主导、市场嵌入再造、空间秩序重构三个方面探究改革催生的多维效应，提出宅基地改革的路径启示。研究表明，有限市场化宅基地改革会产生乡村治理主导下内部流转的约束效应、市场嵌入再造下资源整合的双重经济效应、空间秩序重构下盘活闲置的平衡效应等多维效应。宅基地制度改革应主动融入城乡统一的建设用地市场，积极服务于农村一二三产业融合发展，为构建农民持续较快增收的长效机制提供平台，成为推动乡村治理能力提升和治理体系现代化的重要力量。

**关键词：**宅基地制度改革 市场嵌入 土地政策 乡村振兴

**中图分类号：**F301 **文献标识码：**A

## 一、问题的提出

土地问题是中国历史及其现代国家治理中的重要议题。改革开放后，中国土地产权制度发生深刻变革，土地使用权市场化不断推进（韩康，2008；陈锡文，2018）。长期以来，农村宅基地制度有力保障了农民的基本居住需求，这种仅有集体经济组织内部成员才能享有的空间福利对乡村长治久安意义重大（严金明等，2019；田传浩，2020）。新型城镇化、工业化、信息化和农业现代化的协同推进，引致城乡要素不断交互重组，使得传统乡村特征和社会经济形态发生转变和重构（Liu and Li, 2017；戈大专和龙花楼，2020）。由此，乡村发展的两大核心要素人口与土地发生剧烈变化，农村人口不断

\*本文研究得到中央高校基本科研业务费项目“乡村振兴与集体经营性建设用地入市协同推进的实现机制与支撑政策研究”（编号：N2114006）的资助。本文通讯作者：黄贤金。感谢匿名审稿专家提出的建设性意见，作者文责自负。

外流，农村建设用地（特别是宅基地）废弃和闲置现象普遍，“城荣村衰”、农村空心化趋势明显（龙花楼，2013；刘彦随，2018）。城乡融合发展面临农村土地闲置与城镇土地需求量大并存，农村人口持续减少与农村居民点用地增加，农村土地资源稀缺与财产价值难以显化等多重现实矛盾（祁全明，2015；董新辉，2019）。根据《中国农村发展报告（2017）》，中国农村建设用地面积超过19万平方公里，是城镇建设用地面积的2倍以上，而农村宅基地数量约占70%，其中，闲置宅基地面积（多于3000万亩）接近城市建成区总面积的40%<sup>①</sup>。21世纪以来，中国人口结构发生较大变化，2000—2016年间农村人口锐减27.1%（由8.08亿减少至5.89亿），而同期宅基地面积却扩容20.6%（由2.47亿亩增加至2.98亿亩）（秦志伟，2018）。农村宅基地的总量控制与流量调节不同步、资源配置和利用效率不协调等问题日愈演变成为结构性矛盾，对此，亟待运用统筹兼顾、整体谋划、综合施策的系统观来优化宅基地存量、增量、流量和容量之间的内在联系（刘圣欢和杨砚池，2018）。

随着城乡要素流动加快、城乡地域联动增强，城乡关系从割裂转向融合发展（乔陆印和刘彦随，2019），宅基地的社会商品属性及作为一种财产权的财产功能日益凸显（张勇，2018）。由于城镇化进程中的土地开发利用及空间扩张，城乡融合在人口、土地和资本等层面的多元化需求会逐步引发近郊地区宅基地使用权的市场化行为。特别是，在当前“农一代”、“农二代”与“农三代”代际变化显著的农村人口转型背景下，不同时期的农民对土地功能与情感依恋的先天黏合性会持续抵消宅基地的福利性，进而通过出租、入股、合作等多种途径满足因社会经济发展、城乡融合与人口流动衍生出的市场交易需求。以“一户一宅、无偿分配、长期占有、限制流转”为特点的现行农村宅基地制度与新时代经济社会发展的不兼容日益凸显，难以适应土地要素市场化的发展要求，亟待深化土地管理制度改革（刘守英和熊雪锋，2019；宋志红，2019；郭贯成等，2019）。为此，2014年，中共中央办公厅和国务院办公厅联合印发《关于农村土地征收、集体经营性建设用地入市、宅基地制度改革试点工作的意见》<sup>②</sup>，为新时期农村土地制度改革提供了方向指引；2015年，全国15个县（市、区）正式启动宅基地制度改革的试点工作。在此基础上，2018年中央“一号文件”提出“完善农民闲置宅基地和闲置农房政策，探索宅基地所有权、资格权、使用权‘三权分置’”<sup>③</sup>。2019年，农业农村部印发《关于积极稳妥开展农村闲置宅基地和闲置住宅盘活利用工作的通知》<sup>④</sup>，要求“在充分保障农民宅基地合法权益的前提下，支持农村集体经济组织及其成员采取自营、出租、入股、合作等多种方式盘活农村闲置住宅”；同年，中央农办、农业农村部联合印发《关于进一步加强农村宅基地管理的通知》<sup>⑤</sup>，明确“鼓励村集体和农民盘活利用闲置宅基地和闲置住宅，通过自主经营、合作经营、委托经营等方

<sup>①</sup>参见：《宅基地“三权分置”改革唤醒3000万亩农村闲置用地》，<http://www.chinanews.com.cn/gn/2018/07-25/8578848.shtml>。

<sup>②</sup>参见：《国务院关于农村土地征收、集体经营性建设用地入市、宅基地制度改革试点情况的总结报告》，[http://www.npc.gov.cn/zgrdw/npc/xinwen/2018-12/23/content\\_2067609.htm](http://www.npc.gov.cn/zgrdw/npc/xinwen/2018-12/23/content_2067609.htm)。

<sup>③</sup>参见：[http://www.gov.cn/zhengce/2018-02/04/content\\_5263807.htm](http://www.gov.cn/zhengce/2018-02/04/content_5263807.htm)。

<sup>④</sup>参见：[http://www.gov.cn/xinwen/2019-10/16/content\\_5440479.htm](http://www.gov.cn/xinwen/2019-10/16/content_5440479.htm)。

<sup>⑤</sup>参见：[http://www.moa.gov.cn/gk/tzgg\\_1/tz/201909/t20190920\\_6328397.htm](http://www.moa.gov.cn/gk/tzgg_1/tz/201909/t20190920_6328397.htm)。

式，依法依规发展农家乐、民宿、乡村旅游等”。2020年，中央全面深化改革委员会第十四次会议审议通过了《深化农村宅基地制度改革试点方案》<sup>①</sup>，重点在探索宅基地农户资格权保障机制、探索宅基地使用权流转制度、探索宅基地自愿有偿退出机制、探索宅基地有偿使用制度、健全宅基地收益分配机制等方面，开展新一轮农村宅基地制度改革试点工作。2021年中央“一号文件”<sup>②</sup>、2021年《政府工作报告》<sup>③</sup>和《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》（简称“十四五”规划）<sup>④</sup>从不同层面指出，稳慎推进农村宅基地制度改革试点，探索宅基地所有权、资格权、使用权分置有效实现形式。可见，顶层设计以连续性、稳定性与可持续性的宏观政策回应了社会关切以及宅基地制度改革的理论与实践难点。

目前，国内学者围绕农村宅基地改革作出了一些有益的探索，主要聚焦于宅基地使用权流转状况、流转路径、实施特征、利益分配、现实困境、农民权益保障、实践模式等方面。理论界关于宅基地流转的约束性条件（是否放开、何时放开、放开程度等）尚存在一些争议，尤其是如何协同发挥宅基地居住保障功能和更好地实现宅基地财产属性的拓展，即宅基地内在属性及其多元功能之间的标准认定与系统平衡问题。关于宅基地使用权流转与否，学界主要有三种观点：①主张禁止宅基地使用仅流转，农村宅基地使用权交易极有可能造成农民失宅等问题，对于宅基地市场化改革要持慎重意见（例如贺雪峰，2015）；②宅基地使用权应在一定范围内流转，并区分不同的流转类型，而且流转范围应仅限于集体成员内部（例如桂华，2015）；③宅基地使用权应当合理流转，在符合一定条件下可以由市场优化配置（例如钱龙等，2020；钱忠好等，2020）。然而，现有研究对有限市场化的宅基地改革仍然缺乏系统的理论探究。那么，有限市场化宅基地改革的基本逻辑是什么？宅基地“市场化”嵌入的过程是怎样的？有限市场化宅基地改革是否会引发一系列现实问题？为回应这些问题，本文基于“人—地—房—业”的研究视角，遵循“提出问题、辨析理论内涵、阐释结构体系、解析改革效应、解决现实问题”的逻辑思路对中国农村宅基地改革问题展开探究。

## 二、有限市场化宅基地改革的理论意涵

### （一）土地要素市场化背景下的宅基地资源配置

从治理视角来看，公共治理不完全依赖于传统治理框架下的政府管控模式，而是通过构建市场、公民与政府之间相互依存、相互合作、相互促进的循环机制，进而以多元主体的共同参与、协同共治实现社会公共利益的最大化。公共治理理论包括四个方面的内容：一是，以单个或某一类公共问题为

<sup>①</sup>参见：《对十三届全国人大五次会议第7523号建议的答复摘要》，[http://www.moa.gov.cn/govpublic/NCJJTZ/202207/t20220729\\_6405939.htm](http://www.moa.gov.cn/govpublic/NCJJTZ/202207/t20220729_6405939.htm)。

<sup>②</sup>参见：《中共中央 国务院关于全面推进乡村振兴加快农业农村现代化的意见》[http://www.gov.cn/zhengce/2021-02/21/content\\_5588098.htm](http://www.gov.cn/zhengce/2021-02/21/content_5588098.htm)。

<sup>③</sup>参见：<http://www.gov.cn/zhuanti/2021/lhzhfgzbg/index.htm>。

<sup>④</sup>参见：[http://www.gov.cn/xinwen/2021-03/13/content\\_5592681.htm](http://www.gov.cn/xinwen/2021-03/13/content_5592681.htm)。

治理导向；二是，坚持政府、市场、公民与社会组织等多元主体协同参与；三是，强调多元主体依据自身优势条件形成协作与互促的关系；四是，产生治理方式的多样化。因此，依托政府、市场、公民、社会组织等多个相互依赖的主体，如何基于特定制度与政策环境通过合作或协商塑造共同目标并实现对公共事务的管理，这是公共治理理论关注的重点内容之一。

承前所述，对土地要素市场化改革而言，可以从治理主体、公共资源、政策环境、组织架构等方面进行分析。土地产权改革通过土地权能的分置与拓展为吸纳资本要素提供基础（钱文荣等，2021），进而驱动乡村治理形态发生转型。以有限市场化的宅基地改革为例（见图1），宅基地作为一种公共资源在土地要素市场化改革进程中引致村集体、村民、政府及社会组织等多元主体参与其中，各类主体基于“人—地”关系主线，依靠“房—业”载体驱动，围绕宅基地改革利益采取共同行动，村集体内部、村集体与其他社会主体之间、政府与村集体之间、政府与其他社会主体之间形成了多样化竞合关系，最终导致乡村公共资源整合和空间治理重构。

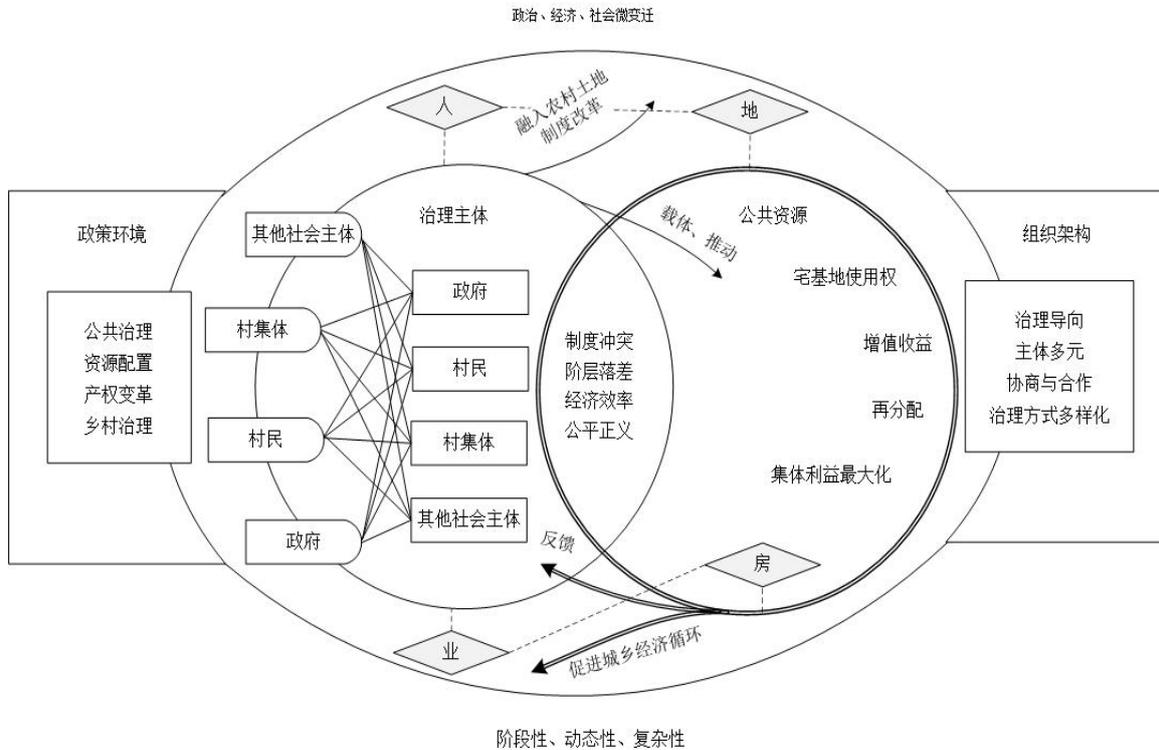


图1 有限市场化宅基地改革的基本逻辑

由此，有限市场化宅基地改革的公共治理导向成为保障乡村社会稳定及可持续发展的关键。概而言之，在宅基地要素嵌入市场的过程中，宅基地改革的核心是依附于土地权利组合形态背景下的宅基地资源整合、市场交易与溢价共享等问题，即以集体收益分配为基点，在宅基地产权制度创新的过程中将制度冲突、阶层落差、经济效率、公平正义等问题扩散传导至新旧社会力量系统。在这种“人—地—房—业”整体联动的过程中，乡村治理的基本秩序受到一定冲击。因此，从有限市场化宅基地改革的基本逻辑来看，宅基地改革历程可被视作为一个政治的、经济的、社会的微变迁过程，而改革赋

予农民的财产权益与国家治理之间的联系则具有阶段性、动态性和复杂性特征。图 1 展现了有限市场化宅基地改革的基本逻辑。

实际上，在既有的土地要素市场化改革的典型案例中，正确处理地方诉求与顶层设计之间的结构性张力已然成为当前完善和实施土地管理制度的依据。土地要素市场化改革旨在提高土地配置效率及其利用效益，显化土地资源的多元价值，但缺少公平的效率是不可持续的，失去效率的公平是不稳定的。为此，有限市场化的宅基地改革是在高质量发展的战略背景下，立足经济社会发展条件与宅基地改革的阶段特征，基于社会主义市场经济体制，完善现代产权制度体系，借力政府和市场的交互嵌入关联，合理划分宅基地管理事权，以促进宅基地改革过程中的效率和公平。其中，中央全面深化农村土地制度改革的系列重大决策部署锚定了有限市场化宅基地改革的方向，体现在交易主体、范围、规则、程序与增值收益等方面；而宅基地资源差异的普遍性以及相关制度与政策安排中固有的政治经济逻辑又决定了其市场化交易的“有限性”，体现在产权体系、权责利对等、约束规制设计、防共谋均衡等层面。总的来说，有限市场化是介于“非市场化”与“完全市场化”之间的准入状态，有限市场化的宅基地改革意指在守住土地公有制性质、耕地红线、农民利益等底线基础上，落实宅基地的社会保障功能和福利功能，并遵循依法、自愿、自主、平等、有偿原则，探索宅基地所有权、资格权、使用权分置的有效实现形式，充分发挥市场机制和经济手段在宅基地改革中的资源配置功能，更好地发挥政府作用，从而创新宅基地的收益取得和使用方式。

## （二）有限市场化宅基地改革中的政策调适机制

中国特色社会主义市场经济的发展进程中共有三次具有历史意义的土地制度改革：第一次发生在 20 世纪 80 年代初，为提高农用地的使用效率，国家确立“家庭联产承包责任制”，将农村土地所有权和土地承包经营权分离；第二次发生在 20 世纪 80 年代末，为适应市场经济体制的要求，国家实行以“土地批租”为主要形式的城市国有土地所有权和使用权分离的产权制度；第三次是 2020 年以后，新版《中华人民共和国土地管理法》（简称《土地管理法》）的实施，为统筹推进土地产权制度和土地要素市场化配置改革提供了支撑。这三次改革较好地兼顾了土地的多重（资源、资产和资本）属性，而土地要素市场化配置牵一发而动全身，与劳动力、资本、技术等要素市场化改革具有紧密联系，在此背景下各地依据其社会基础、制度环境及治理结构统筹优化资源配置，从而产生资源要素集聚、多元功能关联、多维财富积累的综合改革效应（黄奇帆，2020）。环顾中国供给侧改革进程，此次土地要素市场化改革正处在供给侧改革的深水区，宅基地三权分置则是供给侧改革的关键难点之一。以三权分置为突破口实现宅基地资源的有限市场化配置，成为显化农民土地财产权益、保障农村新产业新业态发展、促进资源节约集约利用的重要途径。

通过以上对有限市场化宅基地改革的理论分析，基于“要素—结构—功能”关联，本文采用以公有制为基础、兼顾优先防范公共风险、市场嵌入为基本手段的政策演进分析思路，阐明宅基地制度演进的总体趋向，揭示“人—地—房—业”共生关系何以助推宅基地改革。从该分析思路的理论指向来看，政府引入市场化公共政策是为了优先防范和化解某一政策领域可能出现或已经出现的各类公共风险（钟开斌，2007），但由于市场本身仍蕴含着与土地要素脱嵌的不确定性风险，以及该政策领域需

要防范的公共风险优先序列的动态变化问题（刘庆乐和施青军，2017），最终导致相关领域市场化政策的调整，可见，市场化政策的非连续性是防脱嵌政策不断调试的结果（见图2）。因此，宅基地改革在坚持“土地公有制性质不改变、耕地红线不突破、农民利益不受损”三条底线的基础上，基本遵循渐进变迁（强制性变迁⇌诱致性变迁）的迂回路径。政府根据若干改革任务匹配相应的市场规则、交易平台、分配机制等服务体系，通过利益相关者之间的竞争与合作推动“人—地—房—业”整体联动，促进不同类型的资源组合，要素、资源和政策经过“嵌入—调试—再嵌入—再调试”的市场运行过程形成不同结构，产出基于功能互补与空间融合的政策产品，例如城乡建设用地增减挂钩、全域土地综合整治、人地挂钩、人地钱挂钩、地票等等，源源不断地为有限市场化的宅基地改革提供政策支持与市场动力。图2展现了有限市场化宅基地改革的政策调适机制。

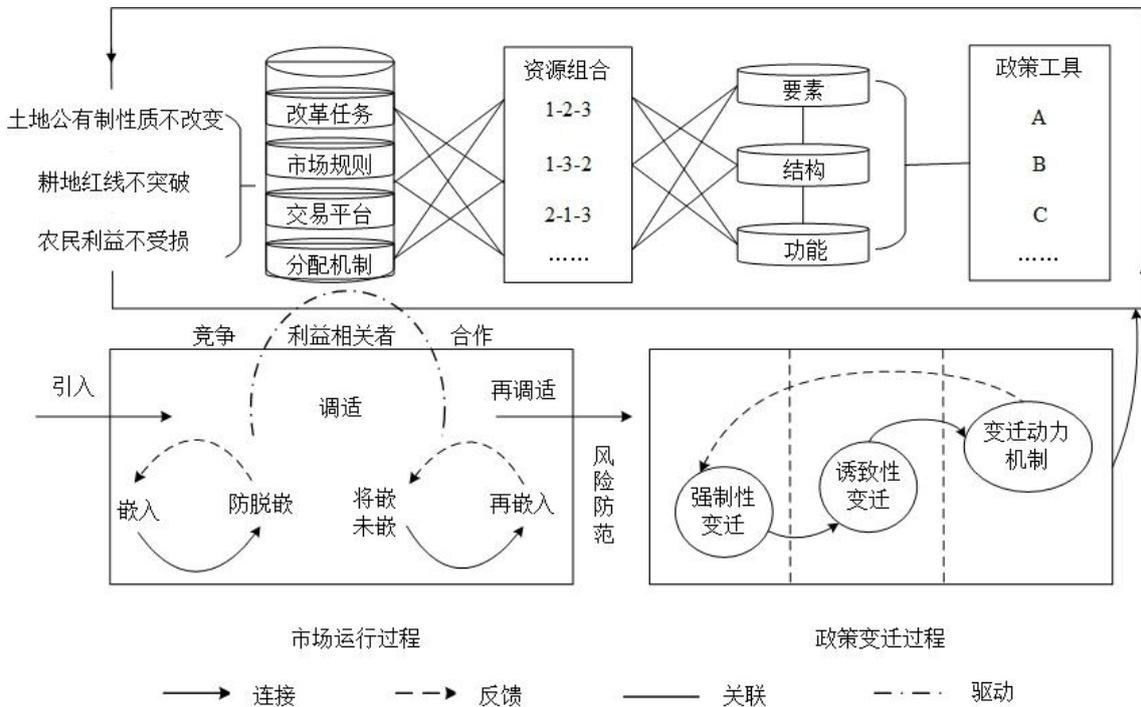


图2 有限市场化宅基地改革的政策调适机制

### 三、有限市场化宅基地改革的结构体系

#### （一）宅基地制度演进的基本特征与主要内涵

依据有限市场化宅基地改革进程中的政策调适机制，本文从理论层面分析中国宅基地制度改革探索的基本特征。

1. 宅基地制度变迁的非连续性。1949年以来，宅基地所有权从私有变为公有，使用权在从无到有的演变过程中其主体范围及权能内涵也随之产生拓展或缩小的阶段性变化（丁关良，2008）。具体而言，宅基地自私有制转为公有制的变迁过程呈现出渐进式特征，主要是在改革开放前受政治因素影响、

改革开放后受经济因素作用（喻文莉和陈利根，2009），政治因素导向下的宅基地制度演进属于强制性变迁，经济因素导向下的宅基地制度演进属于诱致性变迁。总之，宅基地制度变迁是国家强制性规范与地方政府创新、村集体组织及其成员需求之间的互动过程，可将其视为各行为主体在宅基地改革的具体实践冲突与利益分配中相互调适和不断改进的过程，以强制性变迁推动诱致性变迁为主，而且二者之间也产生复杂互动（杜焱强等，2020），最终促使诸多相关政策沿着“试点改革—应用推广—制度化、法律化”的路径创新发展。

2. 宅基地功能变化的阶段性。土地作为最基本的生产要素，其制度安排势必与国家的生产力和生产关系相适应。土地管理制度一方面需要在各类土地保护与开发利用过程中保障多主体权利，另一方面也要通过土地要素市场化配置、增值收益分配等促进农业农村高质量发展（张清勇和刘守英，2021）。可见，宅基地改革既要考虑经营预期的投入产出<sup>①</sup>，侧重土地产权保护（集体、农户的土地物权）的现实基础，又要围绕农民权益确立完善的农村土地制度，依法维护与平等保护宅基地使用主体的合法权益（韩长赋，2019）。此外，除居住功能和财产功能之外，宅基地被赋予多重功能（例如生产仓储、人文景观、生态等功能）。但政治稳定和社会保障是宅基地制度变迁的基础，宅基地财产价值显化是制度变迁的阶段发展方向，居住福利保障向资产权益转变是制度变迁的多功能表达，即宅基地的功能产生了由“居住福利保障导向中谋求财产价值”转变为“财产价值导向中提升居住效用”的显著变化。

3. 宅基地制度变迁动力机制的非均衡性。纵观古今中外土地制度安排及其改革发展的历史，一项土地制度的变迁史正是一部典型社会经济发展史（林毅夫，1994）。农村土地制度的确立受不同阶段的政治、经济、文化、社会和生态等多重因素影响，人口结构特征、资源环境条件、经济发展水平、重大战略策略等均是深刻影响国家、农民、土地三者关系调适的重要因素。由此，宅基地制度的发展与完善将会是一个长期的过程。从宅基地制度变迁的动力来源分析，土地要素的外生性变量（例如要素供需的动态变化和土地市场的运行规律）是宅基地制度变迁的主要动力，利益集团的博弈结构则作为内生性变量决定了宅基地制度的有效供给（朱新华等，2012），这种在同一治理结构中表达出来的内外性形成了宅基地制度变迁的驱动力，促使其朝着动态平衡的方向不断演进。

基于上述对中国宅基地改革探索的学理分析，本文进一步从“人—地—房—业”整体联动的过程剖析宅基地制度变迁过程中的关键主体、互动环节、空间关联以及市场嵌入等内容。诚然，宅基地制度变迁是多方主体行为互动及其相关政策逻辑演化的结果（杜焱强等，2020），但宅基地制度从“一权所有”到“两权分离”再到“三权分置”的改革实践，存在较强的路径依赖（董新辉，2019；Lu et al., 2020；郑兴明，2014），即沿着“将农户（人）与土地（地）‘捆绑’，所有权归集体所有，适时适度调整其经营权或使用权”的路径发展与强化宅基地制度，为“房”“业”等要素的市场嵌入奠定了制度基础。据此分析，政府、村集体、农户、城镇居民、农村合作社、农业公司或农业企业等均是宅基地改革中市场嵌入过程的利益相关者。同时，由于集体土地特有的社会属性，市场嵌入并不仅是

<sup>①</sup>这里主要指宅基地用以发展符合乡村特点的休闲农业、乡村旅游、餐饮民宿、文化体验、创意办公、电子商务等新产业新业态，以及农产品冷链、初加工、仓储等一二三产业融合发展项目的“经营”行为与相关投入产出。

改建或新建房屋、农业、副业和手工业等的物质更新过程，也是利益相关者相互博弈的调适过程，即在不同时期以多种资源要素组合形成不同的市场结构，产出促进经济社会发展的政策产品。因此，产权规则是基于特定的博弈格局、权利转移和收益分配而逐渐形成的（姚之浩等，2020），例如国家、农民以及其他社会主体等围绕土地开发及再开发的层级利益而产生的多边博弈，这种博弈结果是各类市场要素渐次嵌入后形成特定利益分配格局的决定性因素，而宅基地改革进程中的供求关系则又取决于相关主体的利益博弈及其政策调控。具体而言，中央力图通过试点试验探索完善现行宅基地制度，试点地区则过多关注奖励措施，如用地指标、补助资金及相关政策倾斜等。从地方角度来看，借力宅基地改革，一方面可以有条件地开展土地用途转换，将其纳入合法途径当中，另一方面又可以在市场交易中收取一定比例的调节金，客观上存在鼓励转换入市的动力。但是，对于集体组织而言，宅基地改革与否取决于“非法入市”和“合法入市”收益的权衡（耿慧志等，2020）。从宅基地利用主体角度分析，现有政策法规对于当前使用者的利益缺乏保障，容易因利益纠葛而引发其他社会矛盾；对于未来时期可能会纳入的“新”利用主体，要着重考虑城乡统一建设用地市场下宅基地使用成本、土地整治、配套设施与服务体系等投入成本及外部性等方面的综合比较。

## （二）“人—地—房—业”共生关系推动有限市场化宅基地改革

宅基地改革有其自身逻辑，不同治理模式势必与其相对应的治理情景、乡村公共事务以及各参与主体的协同性一致。改革开放以后，中国农村土地要素市场化改革主要经历了三个阶段：第一阶段是1990—1997年，乡镇企业发展背景下的“自由入市”。在农村改革后、土地用途管制尚未强化之前，以及城乡二元分割常态背景下，要素流动受到阻隔，国家允许农民利用集体土地创办乡镇企业以解决农村剩余劳动力就业问题，该措施在开启乡村工业化模式的同时也打通了集体土地自由入市的“快车道”（刘守英、熊雪锋，2019）。第二阶段是1998—2013年，土地用途管制背景下的“征地入市”。1998年《土地管理法》修订之后，土地用途管制制度正式确立，为耕地保护与粮食安全提供了制度保障。此后，大量农村剩余劳动力开始进入城市，工业产业实施园区发展模式，城乡之间的人口迁移通道得以畅通，但城乡土地联系仍然存在制度梗阻，农民利用集体土地进行非农经济活动的剩余控制权和乡村发展权逐渐被制约（张磊等，2021）。第三阶段是2014年至今，乡村转型发展背景下的“有条件入市”。由于前期农地产权残缺造成的诸多土地使用限制，待城乡关系转变和乡村经济发展后萌生出大量的用地需求，东南沿海地区率先探索集体土地有限入市。值得关注的是，该阶段集体土地有限入市需要满足两个基本条件：一是，农村人、地、房、业等要素组合实现升级，乡村经济活动日益多样化和复杂化；二是，城乡关系不断发展优化，即从简单的要素交流发展到有序融合状态，而且乡村在城乡共融过程中可以实现自身价值和主导功能。在此背景下，基于有限市场化宅基地改革的理论意涵，结合宅基地制度演进的基本特征与主要内涵，可以看出，宅基地改革探索中的“人—地—房—业”整体联动实质上已结成共生关系。正如图3展现的“人—地—房—业”共生关系推动宅基地改革的动力机制，在集体所有制的共生环境下，以村庄为共生单元，基于农户在共生基质（宅基地）上的生产生活变革塑造了多样化的共生界面（房地一体）。而且自然村内部、行政村内部、自然村与行政村之间等通过共生廊道（例如乡村产业、生态福祉、地域文化等）组成了点状共生、间歇共生、连续

共生、融合共生等模式。同时，这种中国农村特有的“人—地—房—业”共生关系会随着区域社会经济发展、新型城镇化推进、产业转型以及农村劳动力转移等因素而产生一定的共生效应，也会随着市场嵌入、脱嵌和再嵌入形成具有市场引导、合作联动、共生互助、扶持调节等特征的多元化共生机制。

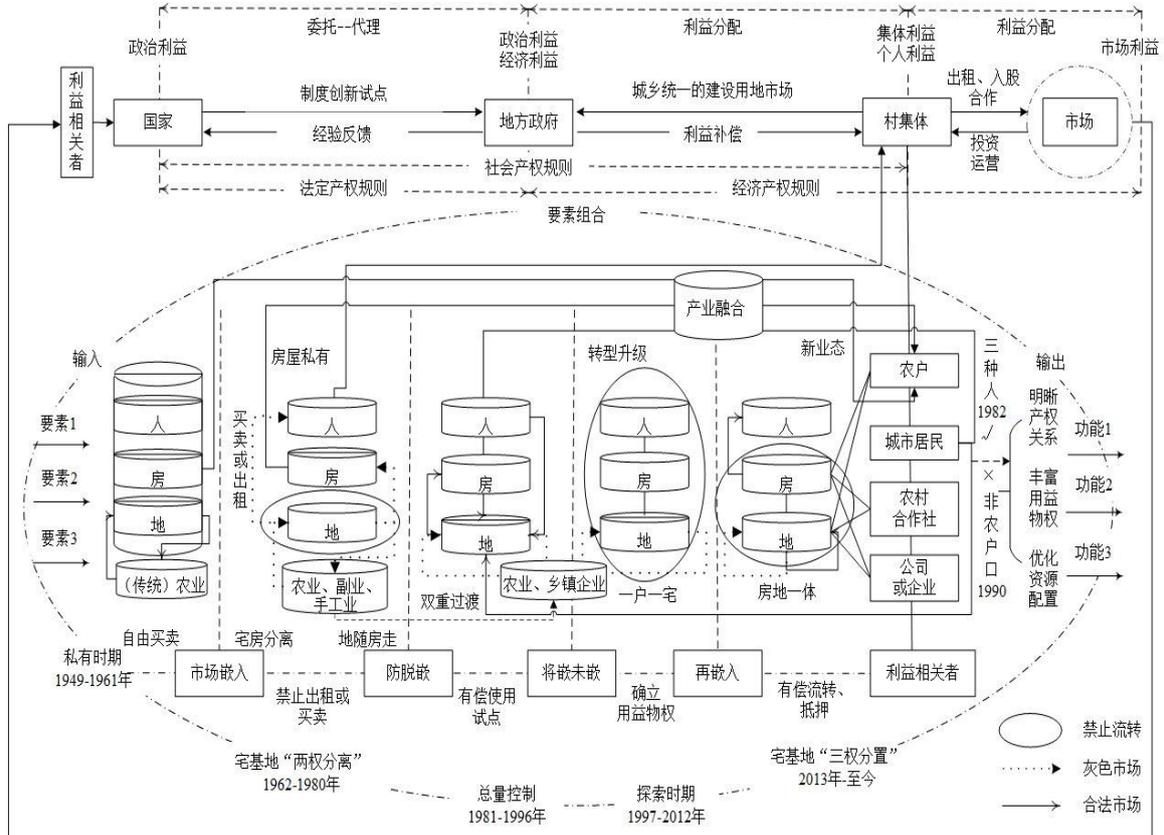


图3 “人—地—房—业”共生关系推动宅基地改革的动力机制

注：“√”表示1982年允许“三种人”（农村社员，回乡落户的离休、退休、退職职工和军人，回乡定居的华侨）使用宅基地；“×”表示1990年禁止非农户人员使用宅基地。

基于“人—地—房—业”共生关系，综合有限市场化宅基地改革的理论与实践分析，本文从时间维度探察宅基地改革过程中的发展特点及其演化规律。一是，从“私人所有”到“自由买卖”。1949年，农村土地依然实施农民私人所有制；1950年《中华人民共和国土地改革法》正式确立农民土地（含宅基地）所有制，为允许宅基地自由买卖提供一定的法理支撑，并将土地所有证发放到户。1954年《中华人民共和国宪法》（简称《宪法》）规定保护农民土地、房屋所有权，允许买卖、继承，但国家有权征购、征用和收归国有。可以看出，农民宅基地产权独立、私有是该阶段宅基地制度的典型特征，而相关法律文本则以保障农民居住权为主，整体上尚未形成系统化的宅基地管理制度。

二是，从“宅房分离”到“禁止出租、买卖”。2020年农业农村部农村合作经济指导司编印的《农村宅基地管理法律政策问答》指出：1962年《农村人民公社工作条例修正草案》（即“人民公社六十

条”）规定了宅基地归生产队所有，一律不准出租和买卖<sup>①</sup>。但笔者在中国法律资源库、中国经济网获取的《农村人民公社工作条例（修正草案）》中并未发现对“宅基地”的安排，仅明确了“全大队范围内的土地，都归生产大队所有”和“社员的房屋，永远归社员所有”<sup>②</sup>。1963年《关于各地对社员宅基地问题作一些补充规定的通知》正式使用宅基地概念，明确社员的宅基地，都归生产队所有，一律不准出租和买卖，但仍归各农户长期使用<sup>③</sup>。至此，宅基地的权利束发生较大变化，即通过农民私有转向集体所有的方式将宅基地产权进行层级解构，改变了农民私有表征的所有权，并创设了集体所有表征的宅基地使用权，但是宅基地使用权的权能性质、语义、内容等依旧十分模糊（丁关良，2008）。虽然该时期宅基地使用权可以随房屋买卖和租赁而转移，但1982年《宪法》、1985年《中华人民共和国继承法》、1986年《中华人民共和国民法通则》将农房所有权权能限定为继承权单项，不能出租、转让和抵押，即在限制宅基地使用权市场交易的同时，初步勾勒出“两权分离”的宅基地制度框架。

三是，从城镇居民的“‘允’与‘禁’”到“有偿使用”。1982年《村镇建房用地管理条例》规定，农村社员，回乡落户的离休、退休、退职职工和军人，回乡定居的华侨（三种人）可申请宅基地<sup>④</sup>。1986年《土地管理法》限制了宅基地占用耕地，同时允许非农户口的居民申请使用宅基地；并进一步规定了宅基地的无偿取得须依据农民的实际需要，但出卖、出租住房后再申请宅基地的，不予批准。1989年国家土地管理局出台《关于确定土地权属问题的若干意见》<sup>⑤</sup>，规定宅基地所有权归属于集体，使用权随房屋自由流转。为此，1990年《国务院批转国家土地管理局〈关于加强农村宅基地管理工作的请示〉的通知》（国发〔1990〕4号）<sup>⑥</sup>明确禁止城镇非农业户籍居民申请宅基地，并逐步推行农村宅基地有偿使用试点工作。1995年《中华人民共和国担保法》提出，宅基地所有权、使用权均不得进行各种形式的抵押。此后，1998年国家修订《土地管理法》删除了城镇居民经依法批准可以取得农村宅基地的条款；同年，城镇住房制度开始向货币化资源配置模式过渡，城乡结合部的农民住房成为该项制度改革的缓冲空间，引发农民集体土地私下交易和非法转让等问题。1999年，国务院出台《关于加强土地转让管理严禁炒卖土地的通知》<sup>⑦</sup>，首次明确农民住宅不得向城市居民出售。《中华人民共和国物权法》立法期间（2002—2007年），城镇居民在农村购置宅基地依旧面临诸多理论与实践争议，因此《物权法》针对上述争议提出“宅基地使用权的取得、行使和转让，适用土地管理法等法律和国家有关规定”。值得注意的是，该时期的宅基地政策体系对于宅基地在不同集体间的互相转让缺乏清晰界定。同时，由于乡土文化、耕作半径、氏族联系、集体福利、群体理性和个体意愿等多因素的综

<sup>①</sup>参见：[http://dara.gd.gov.cn/fzdt/content/mpost\\_3502584.html](http://dara.gd.gov.cn/fzdt/content/mpost_3502584.html)。

<sup>②</sup>参见：<http://data.lawyee.net/>；[http://www.cc.cn/xwzx/gnsz/szyw/200706/11/t20070611\\_11694907.shtml](http://www.cc.cn/xwzx/gnsz/szyw/200706/11/t20070611_11694907.shtml)。

<sup>③</sup>参见：《中华人民共和国国史大辞典》<https://xuewen.cnki.net/read-R2006050150002862.html>。

<sup>④</sup>参见：《中华人民共和国国务院公报》，1982年第5期，<https://mall.cnki.net/magazine/magadetail/GWYB198205.htm>。

<sup>⑤</sup>原文参见北大法宝数据库，法宝引证码 CLI4.4357，<https://www.pkulaw.com/law?isFromV5=1>。

<sup>⑥</sup>参见《中华人民共和国国务院公报》，1990年第1期，[http://www.gov.cn/zwgk/2011-11/09/content\\_1989025.htm](http://www.gov.cn/zwgk/2011-11/09/content_1989025.htm)。

<sup>⑦</sup>参见：《国务院办公厅关于加强土地转让管理严禁炒卖土地的通知》，<https://www.hainan.gov.cn/data/zfgb/2019/10/5225/>。

合作用，不同集体经济组织之间的农民宅基地交易行为会受到一定程度的限制。可见，该阶段虽然强化宅基地使用主体的界定，为有偿使用奠定了基础，也加强了地方政府的宅基地建设审批及管理权限，将城镇居民拒之“门”外，却无形中弱化了农民的宅基地处置、收益权。

四是，从“一户一宅”到“确立用益物权”。2004年，国土资源部印发的《关于加强农村宅基地管理的意见》<sup>①</sup>严禁城镇居民购置宅基地，对宅基地闲置和一户多宅等情况进行清查。2007年，《物权法》有条件地赋予宅基地使用权以用益物权属性，附加条件包括不得进行抵押等。2008年，中华人民共和国建设部发布的《房屋登记办法》<sup>②</sup>对农村住房登记问题作出了明确规定，即被申请转移登记的房屋所在地的村集体组织成员，应该作为农村村民住房所有权登记的受让人。至此，以禁止宅基地单独转让为特征的宅基地转让制度已经形成，即在受让人必须符合宅基地申请资格的前提下才能实现权利组合（宅基地使用权+房屋所有权）在集体内部转让。可见，该阶段仍以两权分离作为宅基地产权基础，地方政府在具体交易过程中通过深化村庄规划、农房建设、组织管理等多措施严格落实“一户一宅”政策，力求将宅基地的用益物权进行法律化表达，但对于闲置宅基地退出机制的关注不够。

五是，从“房地一体”到“有偿流转、退出与抵押担保”。受制于“房地一体”原则，宅基地使用权转让和抵押等面临的限制会间接影响住房财产权，致使房屋所有权处于有“权”无“利”的状态。2013年，党的十八届三中全会通过的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》<sup>③</sup>提出改革农村宅基地制度，慎重稳妥推进农民住房财产权抵押、担保、转让，建立农村产权流转交易市场。2014年，中共中央办公厅、国务院办公厅联合印发了《关于农村土地征收、集体经营性建设用地入市、宅基地制度改革试点工作的意见》，旨在从不同区域对户有所居的多种实现形式展开有益探索，主要针对一户多宅与超标准占用、进城落户的农民群体财产权益等问题，在农村集体经济组织内部分别开展宅基地有偿使用、自愿有偿退出或合理转让等试点探索。这一顶层设计为宅基地制度完善指明了方向，即以健全宅基地制度为基础，积极稳妥地推进农民住房财产权市场化改革。2019年，中央农村工作领导小组办公室、农业农村部联合发布《关于进一步加强农村宅基地管理的通知》<sup>④</sup>，同年9月，农业农村部发布《关于积极稳妥开展农村闲置宅基地和闲置住宅盘活利用工作的通知》<sup>⑤</sup>，为探索盘活利用农村闲置宅基地和闲置住宅的有效途径做出具体指引。2020年新实施的《土地管理法》明确提出，国家允许进城落户的农村村民依法自愿有偿退出宅基地，鼓励农村集体经济组织及其成员盘活利用闲置宅基地和闲置住宅。在此期间，全国各地纷纷涌现出一批颇具特色的宅基地置换、宅基地退出及资本化补偿等多样化改革模式（吴郁玲等，2022），在国家政策鼓励、引导下创新创立了与经济社会发展相适应、与人民美好生活新期待相匹配的宅基地管理制度等。

<sup>①</sup>参见：[http://f.mnr.gov.cn/201702/t20170206\\_1436301.html](http://f.mnr.gov.cn/201702/t20170206_1436301.html)。

<sup>②</sup>参见：《中华人民共和国建设部令（第168号）》，[http://www.gov.cn/flfg/2008-03/21/content\\_925686.htm](http://www.gov.cn/flfg/2008-03/21/content_925686.htm)。

<sup>③</sup>参见：[http://www.gov.cn/jrzq/2013-11/15/content\\_2528179.htm](http://www.gov.cn/jrzq/2013-11/15/content_2528179.htm)。

<sup>④</sup>参见：[http://www.moa.gov.cn/gk/tzgg\\_1/tz/201909/t20190920\\_6328397.htm](http://www.moa.gov.cn/gk/tzgg_1/tz/201909/t20190920_6328397.htm)。

<sup>⑤</sup>参见：[http://www.moa.gov.cn/govpublic/NCJJTZ/201910/t20191015\\_6329948.htm](http://www.moa.gov.cn/govpublic/NCJJTZ/201910/t20191015_6329948.htm)。

#### 四、有限市场化宅基地改革的多维效应

从宅基地制度演进的基本特征与主要内涵来看，“集体所有”的公有制基础与“户有所居”的居住保障功能始终是宅基地制度发展变迁的基础逻辑，即在土地公有制前提下国家统一制定政策保障农民享有居住场所和生产生活空间。但是，随着新型城镇化推进与城乡人口双向流动，宅基地资源配置的效率却日愈降低。近二十年来中国农村常住人口锐减2.19亿人，而同期的宅基地面积却反而增加了0.51亿亩（王健和秦志伟，2018）。事实上，这“一减一增”反映了宅基地作为集体组织内部公共资源的低效配置问题，主要由公有制度与私用行为之间的矛盾所导致。因此，基于对土地制度改革历史与现实基础的综合考量，有限市场化的宅基地改革势在必行。但宅基地改革绝不是简单地将其当作一种财产进行优化配置，而是需要满足一定条件的系统化改革（周其仁，2014）。同时，从“人—地—房—业”共生关系推动有限市场化宅基地改革的动力机制来看，宅基地改革应满足两个条件：第一是综合权衡宅基地居住保障功能与财产价值（例如住房财产权）的强弱关系变化，第二是统筹兼顾发达地区农村、传统农区、城郊村、远郊村及旅游资源型乡村的宅基地资源差异，包括因其自身区位条件产生级差地租而引起的住房财产权层级分化，以及财富分配不均问题。对此，依据有限市场化宅基地改革的理论意涵，基于宅基地改革的结构体系，本文着重从“人—地—房—业”共生视角阐释有限市场化宅基地改革产生的多维效应。

##### （一）乡村治理主导：内部流转的约束效应

2015年以来，“三块地”改革试点地区在国家相关法律、政策和制度环境的综合支撑下有序探索宅基地使用权转让，主要包括宅基地单独转让、指标分割转让以及集体经济组织间的转让等形式（岳永兵，2020）。目前，宅基地内部流转包括三种情况：一是，在宅基地初始分配时决定其有偿使用，主要是宅基地利用主体在宅基地初始分配取得宅基地时需要向集体经济组织合理支付一定的费用（例如选位费、使用费等），而随着宅基地使用权转让，转让人前期支付的成本及其利息则又转嫁给其他宅基地利用主体。二是，宅基地无偿取得受阻后会倒逼其他农民自发流转宅基地使用权，一般情况下具备宅基地申请资格且符合一定条件的农民基本不会主动购买他人宅基地，而一旦宅基地增量供应日益稀缺、无偿取得不断受限时则会引致各主体购买宅基地的多元需求。三是，为科学合理地保障农民居住需求，在农村房屋更新改造时引入空间营造理念，因地制宜地将宅基地指标进行分割转让，例如浙江义乌探索了依据不同类型农户的发展需求分割转让宅基地的适应性组合模式。这种模式以建房前分割宅基地指标而区别于上述两类传统的宅基地整宗转让，被分割后的宅基地可依据不同利用主体的现实需求，突破“面积固定”刚性分配带来的部分局限性（岳永兵，2020），弥合了各类农户在筹集建房资金、宅基地面积扩容等方面的层次性需求差异。图4展现了宅基地“三权分置”多元路径下的市场嵌入与风险情境，图4a为乡村治理导向下宅基地在村内流转的路径及约束效应。但是，集体经济组织间的宅基地转让需要满足地理空间与经济联系等特定条件，即在一定地域范围内以某一中心城镇为核心的多个自然村或行政村在公共事务治理层面具有密切联系，同时这些集体经济组织也均会对该区域的乡村产业具有经济依赖，在符合二者的前提下或会渐次出现集体经济组织间宅基地转让的多种

情况。

上述三类宅基地流转情形均发生在乡村内部，而且宅基地在转入和转出的同时解决了闲置农房和宅基地盘活、废弃畜禽舍与倒塌住房再利用等宅基地管理无序问题，在此过程中形成了以乡村治理为导向的约束性效应。同时，也应看到长期存在的宅基地所有权主体弱化、虚化等问题仍未得到有效解决，农村集体经济组织在其内部管理和处置与宅基地相关联的村庄公共事务时，常常因乡村治理系统的关联性、封闭性、模糊性而无法凸显其核心地位。这种以约束性为表征的宅基地内部流转与宅基地所有权主体长期缺位（看得见的管不着或管得着的看不见）可能会形成宅基地改革的风险源，使得本就规划管理孱弱的乡村空间增添安全隐患或是激化邻里矛盾，甚至直接导致宅基地利用“进退两难”的窘境，即一边继续“蚕食”耕地和公共设施用地，另一边宅基地资源闲置问题长期得不到解决。这种两极分化的土地资源低效利用方式将为农村土地要素活化带来负面影响。

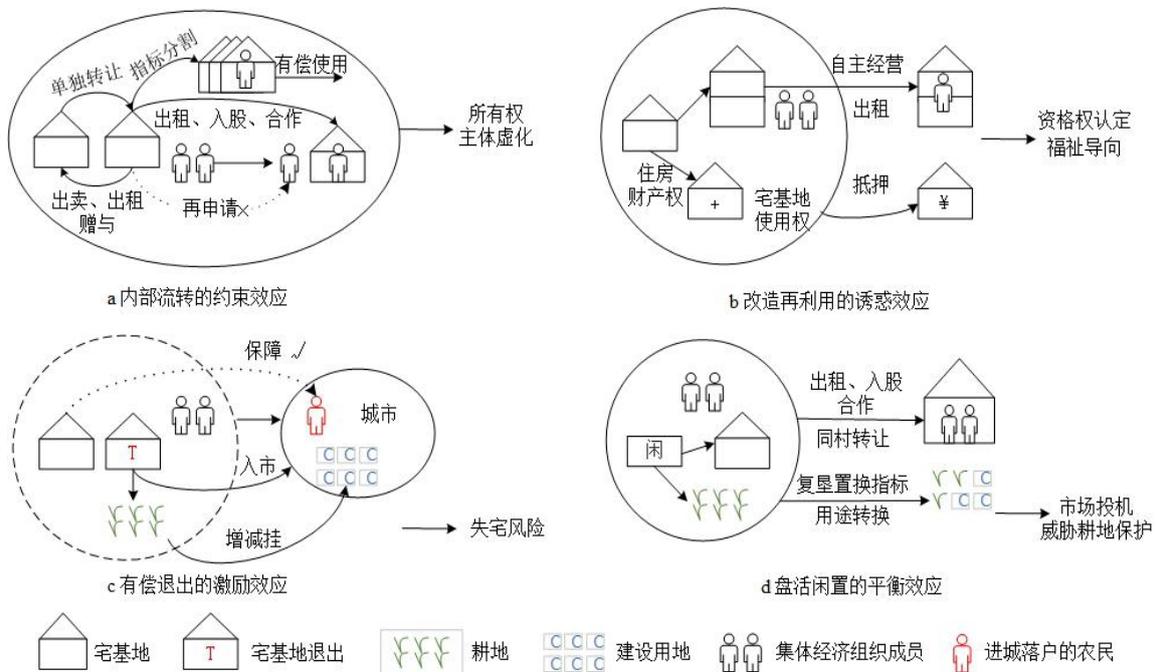


图4 宅基地“三权分置”多元路径下的市场嵌入与风险情境

## (二) 市场嵌入再造：资源整合的双重经济效应

1.改造再利用的诱惑效应。事实上，部分闲置或尚未分配的宅基地资源为其自身的市场嵌入提供了机会空间。这部分宅基地资源可以先由村集体经济组织统一收回，然后依据现实情况选择集体出资或与其他利用主体合作融资进行更新改造，村集体经济组织成员可以优先承包用于开设农家乐、民宿、家庭作坊等，而且在满足特定土地管理政策等前提下也可面向其他村集体经济组织成员或者城镇居民开展合作经营。例如，襄阳市宜城市流水镇莺河村为解决宅基地荒废、“一户多宅”与“空挂户”等问题，率先探索了该模式，并吸纳了更多的农民直接参与集体出资回购、资源再配置、收益分配、日常管理等等治理过程，图4b展现了市场嵌入对宅基地改造再利用的路径。该模式在保障农民利益的

基础上有效发挥了宅基地改革的“乘数效应”，尤其是在整个改革过程中农户享有充分的知情权、参与权、决策权和监督权等，因而农户直接投身宅基地改革的积极性被有效调动了起来。但是，宅基地改造再利用产生的利益“诱惑”也会衍生宅基地资格权认定标准泛化的风险。目前，在法律层面关于宅基地资格权尚未出台统一的明文规定，学术界对于该项权利的界定囿于“类使用权性质的物权”“成员权”“取得权”之争。基于宅基地资格权的语义内涵和权能语境来看，可将其视作一种具有附加条件的使用权（限制性次级使用权），具体是指农户向农村集体组织申请取得宅基地的一项权利，拥有该项权利后可以合理使用、分配、继承和占有宅基地（陈小君等，2010；李谦，2021）。同时，随着中国户籍制度的改革，农业与非农业户口的二元壁垒已被打破，而且村集体的成员结构时常会发生变动，例如婚嫁、升学、入伍、劳动力迁移等情形，这也给宅基地资格权的认定带来诸多困难。所以，村集体成员资格认定问题在一定程度上关联着宅基地资格权的取得条件，而且新迁入的外来成员以及迁出的村集体成员对资格权的期望，与当前宅基地资格权缺少法律规范不对等、不匹配，但这项权能的模糊情境却为宅基地资源的市场嵌入提供了主体基础。

2. 有偿退出的激励效应。保障进城落户农民土地承包权、宅基地使用权、集体收益分配权，就是在维护进城落户农民在农村集体经济中的合法土地权益，这是当前亟待解决的问题。随着新型城镇化和农业农村现代化的发展，农户生计转型日益催生更多的“人地分离”，使得长期存在的“离乡不弃农”“进城不退地”并未得到根本性解决。尤其是，部分进城落户农民与继续留驻农村想种地、会种地的农民存在“争地”矛盾，一边是城镇和农村“两头占地”，另一边是期望土地经营规模扩容而不可得。这种矛盾最终严重制约土地要素资源、资产、资本功能的充分发挥，并引发农村土地低效利用、城乡建设用地的不合理增长等现象。为此，部分宅基地改革试点地区积极探索自愿有偿退出和有条件转让等方式，并取得了宝贵经验。不赞成宅基地“三权分置”的理论观点认为，在目前农村社保体系“广而不深”的宏观背景下，“先入为主”实施宅基地有偿退出仍存在两类潜在的风险：一类是宅基地完全退出情境下货币化安置容易对农民形成“利益误导”。由于城乡统一建设用地市场处于发展期，面临市场信息不对称、体制机制不完善等困境，部分农民急于在短期内获取一定收益，会倾向于接受货币化安置方式。另外一类是不完全退出情境下宅基地的低价转让。与第一类情形不同的是低价转让宅基地的这部分农民受制生计分化驱动而选择将宅基地过渡性转让给其他村集体成员或利益相关主体。图4c展现了宅基地有偿退出的路径与效应。上述两类转让宅基地的农民已经接近于宅基地完全退出，而宅基地转让获取的收益又难以支撑长期的“住有所居”，因此，一旦农民的自身收入面临消极影响因素，无生计保障的群体可能会逐渐演化成为社会“不稳定”群体，进而对经济社会发展的繁荣稳定带来负面影响。同时，城镇居民对于参与集体经济组织所有的宅基地综合开发具有一定的地域偏好，主要是由于具有良好生态环境和特色历史文化的区域相对容易产生类似旅游风景区的“虹吸效应”，从而源源不断地吸纳回乡养老的城镇居民享受空间转换带来的生态福利。由此，在尊重民意、改善民生的基础上，宅基地改革的试点地区可以依法依规拓展宅基地有条件“分割转让”的主体范围，例如以城镇居民出资、农户供地的共建共享等方式重塑“共有”住房财产权，既纾解了农民出资困难、“失地”风险与城镇居民宅基地使用权完全取得之间的矛盾，又能因地制宜地发挥多种形式宅基地有偿退

出的激励效应。此外，对于希望继续留在城市生活的大多数新生代农民工，常常因为缺乏资金而期待出售或抵押自己的农村房屋来获得一定收益。宅基地资格权和使用权的持有成本与有偿退出后的预期收益之间的综合权衡，将是决定这部分农民是否愿意有偿退出宅基地的关键因素。

### （三）空间秩序重构：盘活闲置的均衡效应

当前，包括农耕文化体验、电子商务、乡村旅游、物流仓储、休闲农业等在内的新产业新业态发展具有一定的用地需求，这既为农民利用自家的闲置宅基地和闲置住宅开办农家乐或乡村民宿提供了渠道，也能促进出租、入股、合作经营等多种经营方式的协同推进（温铁军，2020）。对于农村闲置宅基地主要有两类盘活途径：一是，实施全域土地综合整治，将闲置宅基地复垦置换为建设用地指标。围绕如何使农民分享更多的土地增值收益这一核心问题，部分宅基地改革试点地区采取整理复垦等方式将长期闲置的宅基地置换为建设用地指标，然后依据新增耕地和建设用地的规模、结构布局等，将部分土地发展权统筹协调到城镇产业园区，推动农民可持续增收。二是，“有条件”地开展土地用途转换，将宅基地转化为集体经营性建设用地后再进行入市交易。对于符合规划、用途管制和依法取得的宅基地，地方政府可基于市场机制和政策引导农村集体经济组织将宅基地合理转换为集体经营性建设用地之后再入市，从而让村集体、农民、政府、社会组织等利益相关主体获取相应的土地增值收益。图4d展现了盘活闲置宅基地的路径与效应。但这种转化路径，有待于宅基地制度改革和城乡统一建设用地市场建设统筹推进之后才能实施，即探索建立城乡统一的建设用地使用权市场和农村集体建设用地的用途转换机制（冯淑怡等，2021）。尤其要注意的是，土地作为稀缺资源，其供给弹性十分有限。因此，政府应提前预判土地供需错配的多重情境，一旦允许社会资本进入农村宅基地市场，资本逐利性可能会通过市场调节等方式带来用地指标与内外利益的失衡。如果这种模式不断地突破现行的各种制度、政策以及行政和经济等约束，宅基地的利益相关者为了攫取更大的经济利益，会依托市场的趋利性直接颠覆乡村治理原有的空间秩序。例如，形形色色的社会资本随着美丽乡村建设投入到发展中的城乡统一建设用地市场，不可避免地出现“炒地团体”以低价受让、承租宅基地后再以高价投放的“灰色产业”，从而扰乱农村土地制度改革的市场环境。此外，倘若部分村集体经济组织合理规避了宅基地改革的监督管理，并在商业开发和厂房建设的利益诱导下肆意占用村庄公共服务用地、村庄公共场所、村庄生产仓储用地、村庄基础设施用地等，甚至劝导部分农户将其自留地统一起来以便出租或转让给其他利用主体，这将会降低耕地占补平衡制度的现实执行力，使得耕地数量、质量、生态“三位一体”保护面临更大压力。

## 五、有限市场化宅基地改革的路径启示

宅基地改革虽然属于乡村土地要素的再配置范畴，但也隐含着城乡融合发展与乡村振兴背景下的乡村发展问题，改革成效将对城镇化中后期发展产生一定影响（彭震伟，2020；姚树荣等，2020）。避开农民安置、宅基地资源、住房财产权以及产业空间考量而实施宅基地改革，以及单一地强调土地要素活化均难以支撑农业农村现代化发展。同时，有研究指出，2015年以来的农村土地制度改革试点成效之所以不够理想，主要原因在于农村土地征收、集体经营性建设用地入市和宅基地制度改革，可



于打破农业生产作为乡村经济活动的普遍观念，继而在农村人地关系、房地关系、人村关系、产村关系等重塑的情况下，通过宅基地要素活化为农村一二三产业融合发展提供空间承载，以“人—地—房—业”整体联动，为构建农民持续较快增收的长效机制与乡村产业体系发展提供强有力的空间与制度保障。

总体来看，推动宅基地改革的先决条件并非仅仅局限于其自身属性、价值、功能与产权安排，而且也受到“人—地—房—业”共生关系的深刻影响。即地方政府要摸清农村人口数量、结构特征与迁移趋势，结合宅基地区位条件、经济条件、自然条件等，设计一套产权明晰、权属清晰、可流转交易的宅基地制度体系，在保障农民有稳定住所前提下探索赋予农民住房财产权抵押融资功能，为农村一二三产业融合发展提供更广阔的空间。第一，宅基地改革要主动融入城乡统一的建设用地市场。创造条件将宅基地逐步纳入城乡统一的建设用地市场，发挥市场机制和政府调控在土地资源分配中的效率与公平，保障土地要素财产权益，提振土地市场信心，激发农村土地市场活力。在符合国土空间规划体系的前提下，尝试推动农村土地混合开发利用、用途合理转换。第二，宅基地改革应积极服务于农村一二三产业融合发展。随着国有土地与集体土地实现同地、同权、同价、同责，探索农村集体经济组织及其成员通过自营、出租、入股、合作等多种方式，盘活利用农村闲置宅基地和闲置住宅并优先在农村配置，成为促进乡村产业集聚、乡村转型发展的重要载体。第三，宅基地改革要为构建农民持续较快增收的长效机制提供平台。在防范风险、权属清晰和保障农民有稳定住所前提下，探索宅基地有偿使用和自愿有偿退出机制，赋予农民住房财产权抵押融资功能，在集体内部合理分配宅基地征收、流转、退出、经营等获取的收益，逐步构建让集体成员可以长期分享宅基地增值收益的长效机制。第四，宅基地改革要成为推进乡村治理能力和治理体系现代化的重要力量。通过农村房地一体确权登记与村庄规划等方式筑牢农村土地资源管理的基础，增强集体经济组织的凝聚力，调动农民参与集体资产管理和乡村公共事务的积极性，探索建立农村宅基地和建房联审联办制度，以农村宅基地管理为主线构建乡村智慧治理信息系统，打造数字乡村、提升乡村治理的现代化水平。总之，有限市场化的农村宅基地改革对于探索具有中国特色的城乡融合发展和共同富裕道路，以及实现乡村振兴和农业农村现代化具有重要意义。

#### 参考文献

- 1.陈锡文，2018：《农村改革四十年》，《农民日报》12月7日第3版。
- 2.陈小君、蒋省三，2010：《宅基地使用权制度：规范解析、实践挑战及其立法回应》，《管理世界》第10期，第1-12页。
- 3.丁关良，2020：《“三权分置”政策下宅基地流转方式运行机理的剖析和思考》，《农业经济与管理》第4期，第65-76页。
- 4.董新辉，2019：《新中国70年宅基地使用权流转：制度变迁、现实困境、改革方向》，《中国农村经济》第6期，第2-27页。
- 5.杜焱强、王亚星、陈利根，2020：《中国宅基地制度变迁：历史演变、多重逻辑与变迁特征》，《经济社会体制

比较》第5期，第90-99页。

6.冯淑怡、鲁力翡、王博，2021：《城乡经济循环下我国农村宅基地制度改革研究》，《农业经济问题》第4期，第4-12页。

7.戈大专、龙花楼，2020：《论乡村空间治理与城乡融合发展》，《地理学报》第6期，第1272-1286页。

8.耿慧志、沈洁、刘守英、吴宇哲、沈迟、桂华、王明田、彭震伟、李京生、张立、陈晨、陈琳，2020：《集体经营性建设用地入市对国土空间演进的影响》，《城市规划》第12期，第28-34页。

9.桂华，2015：《公有制视野下宅基地制度及其改革方向辨析》，《政治经济学评论》第5期，第179-195页。

10.郭贯成、李学增、王茜月，2019：《新中国成立70年宅基地制度变迁、困境与展望：一个分析框架》，《中国土地科学》第12期，第1-9页。

11.韩康，2008：《启动中国农村宅基地的市场化改革》，《国家行政学院学报》第4期，第4-7页。

12.韩长赋，2019：《中国农村土地制度改革》，《农业经济问题》第1期，第4-16页。

13.黄奇帆，2020：《解析土地要素市场化配置改革》，《新金融评论》第2辑，第14-32页。

14.李谦，2021：《宅基地资格权：内涵重塑、功能演绎与内容阐述》，《中国土地科学》第1期，第26-32页。

15.林毅夫，1994：《90年代中国农村改革的主要问题与展望》，《管理世界》第3期，第139-144页。

16.刘庆乐、施青军，2017：《风险防范、市场嵌入与政策演进：基于中国集体建设用地市场化的进程分析》，《中国行政管理》第12期，第36-47页。

17.刘圣欢、杨砚池，2018：《农村宅基地“三权分置”的权利结构与实施路径——基于大理市银桥镇农村宅基地制度改革试点》，《华中师范大学学报（人文社会科学版）》第5期，第45-54页。

18.刘守英、熊雪锋，2019：《产权与管制——中国宅基地制度演进与改革》，《中国经济问题》第6期，第17-27页。

19.刘彦随，2018：《中国新时代城乡融合与乡村振兴》，《地理学报》第4期，第637-650页。

20.龙花楼，2013：《论土地整治与乡村空间重构》，《地理学报》第8期，第1019-1028页。

21.彭震伟、张立、董舒婷、李雯骐，2020：《乡镇级国土空间总体规划的必要性、定位与重点内容》，《城市规划学刊》第1期，第31-36页。

22.祁全明，2015：《我国农村闲置宅基地的现状、原因及其治理措施》，《农村经济》第8期，第21-27页。

23.钱龙、陈会广、陈方丽，2020：《确权促进了宅基地流转吗？——基于温州农户的调查》，《经济体制改革》第2期，第186-193页。

24.钱文荣、朱嘉晔、钱龙、郑淋议，2021：《中国农村土地要素市场化改革探源》，《农业经济问题》第2期，第4-14页。

25.钱忠好、牟燕，2020：《乡村振兴与农村土地制度改革》，《农业经济问题》第4期，第28-36页。

26.乔陆印、刘彦随，2019：《新时期乡村振兴战略与农村宅基地制度改革》，《地理研究》第3期，第655-666页。

27.秦志伟，2018：《宅基地改革将进入破冰期》，《中国科学报》6月6日，第5版。

28.宋志红，2019：《宅基地“三权分置”：从产权配置目标到立法实现》，《中国土地科学》第6期，第28-36页。

29.田传浩，2020：《宅基地是如何被集体化的》，《中国农村经济》第11期，第29-46页。

- 30.王健、秦志伟, 2018:《农地制度改革须保障进城农民土地权益》,《中国科学报》7月11日,第5版。
- 31.温铁军、崔芳邻、陈璐、董筱丹, 2020:《乡村振兴战略下空间重构的“原初交易成本”与村社理性——以湖北省马岭村为例》,《学术研究》第11期,第68-74页,第2页,第177页。
- 32.吴郁玲、于亿亿、洪建国, 2022:《产权让渡、价值实现与宅基地退出收益分享——基于金寨、余江的实地调查》,《中国农村经济》第4期,第42-63页。
- 33.严金明、迪力沙提、夏方舟, 2019:《乡村振兴战略实施与宅基地“三权分置”改革的深化》,《改革》第1期,第5-18页。
- 34.姚树荣、赵茜宇、曹文强, 2022:《乡村振兴绩效的地权解释——基于土地发展权配置视角》,《中国农村经济》第6期,第23-44页。
- 35.姚之浩、朱介鸣、田莉, 2020:《产权规则建构:一个珠三角集体建设用地再开发的产权分析框架》,《城市发展研究》第1期,第110-117页。
- 36.喻文莉、陈利根, 2009:《农村宅基地使用权制度嬗变的历史考察》,《中国土地科学》第8期,第46-50页。
- 37.岳永兵, 2020:《宅基地使用权转让政策嬗变、实践突破与路径选择》,《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第6期,第20-27页。
- 38.张磊、曾雪莹、孙琳, 2021:《城镇化背景下村庄土地发展权的形成机制分析——基于关系产权视角》,《公共管理与政策评论》第2期,第91-101页。
- 39.张清勇、刘守英, 2021:《宅基地的生产资料属性及其政策意义——兼论宅基地制度变迁的过程和逻辑》,《中国农村经济》第8期,第2-23页。
- 40.张勇, 2018:《农村宅基地制度改革的内在逻辑、现实困境与路径选择——基于农民市民化与乡村振兴协同视角》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第6期,第118-127页,第161页。
- 41.郑兴明, 2014:《农村土地制度再创新的内在逻辑、困境与路径——基于城镇化与农民市民化协同发展的视角》,《社会科学》第12期,第52-59页。
- 42.钟开斌, 2007:《风险管理:从被动反应到主动保障》,《中国行政管理》第11期,第99-103页。
- 43.周其仁, 2014:《土地制度改革有四方面值得关注》,《理论学习》第10期,第36-37页。
- 44.朱新华、陈利根、付坚强, 2012:《农村宅基地制度变迁的规律及启示》,《中国土地科学》第7期,第39-43页。
- 45.Liu, Y.S., Y.H.Li., 2017, “Revitalize the world's countryside”, *Nature*, 548(7667): 275-277.
- 46.Lu, X., W.L.Peng., X.J.Huang., Q.Q. Fu., Q.J.Zhang, 2020, “Homestead Management in China from the “Separation of Two Rights” to the “Separation of Three Rights”: Visualization and analysis of hot topics and trends by mapping knowledge domains of academic papers in China National Knowledge Infrastructure (CNKI)”, *Land Use Policy*, 97: 104670.

(作者单位: <sup>1</sup>东北大学文法学院;

<sup>2</sup>南京大学地理与海洋科学学院;

<sup>3</sup>南京大学政府管理学院)

(责任编辑: 陈静怡)

## The Limited Marketization of Rural Homestead Reform: An Analytical Framework of “People-land-housing-industry”

LV Xiao NIU Shandong GU Guozheng HUANG Xianjin CHEN Zhigang

**Abstract:** The contradictions between the current rural homestead system which is characterized by “one household, one house, free distribution, long-term possession and restricted circulation” and the economic and social development in the new era, as well as the insufficient expansion of homestead rights have been becoming increasingly prominent. That makes it difficult to meet the development requirements of market-oriented allocation of land elements. Under the background of urban-rural integration, how to enhance the property rights and interests of farmers’ homestead and improve rural public governance, realize the market-oriented allocation of land elements and ensure smooth circulation of urban economy and rural economy are the major issues in the implementation of rural revitalization strategy. Based on the theoretical basis of the market-oriented reform of land elements, this article explains the reform logic of rural homestead system with limited market allocation as the leading factor from two aspects of governance logic and land policy. According to the evolution of homestead system and the symbiotic relationship of “people, land, housing and industry”, the study constructs an analytical framework of homestead marketization reform and explores the multi-dimensional effects of homestead marketization reform, namely, a “rural governance guidance effect”, a “market embeddedness effect” and a “spatial order reconstruction effect”. The research shows that from the perspective of symbiosis of “people, land, housing and industry”, the market-oriented reform of homestead will produce multi-dimensional effects, such as the constraint effect of internal circulation under the guidance of rural governance, the dual economic effect of resource integration under the market embeddedness and reconstruction, and the balancing effect of revitalizing idle land under the reconstruction of spatial order. The reform of the homestead system should actively integrate into the unified construction land market in urban and rural areas, actively serve the integrated development of the primary, secondary and tertiary industries in rural areas, provide a platform for building a long-term mechanism of sustained and rapid income increase for farmers, and become an important force to promote the modernization of rural governance capacity and governance system.

**Keywords:** Rural Homestead System Reform; Market Embeddedness; Land Policy; Rural Revitalization

# 农民工返乡创业何以促进农民农村共同富裕\*

王 轶 刘 蕾

**摘要：**提高农民收入和缩小农民收入差距是实现共同富裕的基础和前提，农民的收入水平直接检验着共同富裕的实现程度。因此，本文基于2019年全国返乡创业企业调查数据，采用RIF回归和重加权RIF-OB分解方法，探究农民工返乡创业对农民收入以及农民收入差距的影响。研究发现：农民工高质量返乡创业对农民收入分布下尾群体的带动作用显著大于其对上尾群体的作用，是实现农民增收和农民收入差距缩小的重要抓手。进一步检验发现，企业家精神、数字技术、政府扶持、正规信贷在农民工返乡创业和农民增收及农民收入差距缩小之间发挥着显著的中介效应。同时，农民工返乡创业的带动效应是缩小区域间农民收入差距的主因。上述研究结果表明，推动返乡创业企业高质量发展和吸引有志之士返乡创办高质量企业是提高农民收入、缩小农民收入差距、促进农民农村共同富裕的关键。

**关键词：**返乡创业 农民增收 农民收入差距 共同富裕 重加权RIF-OB分解

**中图分类号：**F304.8 **文献标识码：**A

## 一、引言

返乡创业能否带动农民就近就便就业，提高农民收入尤其是提高低收入群体收入，缩小农民收入差距，促进农民农村共同富裕的实现？“益贫式增长”理念回答了这个问题，该理念关注劳动收入增长、不平等和贫困三者之间的关系，强调对贫困群体提供更多的就业岗位和就业机会，进而增加贫困群体收入，优化收入分配结构（Kakwani et al., 2003）。乡村振兴战略下返乡创业是“聚焦富民”战略基本思想的体现，是消除贫困、实现小康和带动乡民共同富裕的有效措施（李周，2019），是实现农民增收、缩小收入差距、推进城乡一体化的重要力量。乡村振兴战略的全面实施更好地诠释了“益贫式增长”的理念，让农民在促进“全体人民共同富裕”的过程中不掉队，实现“农业强、农村美、农民富”的美好愿景，是实现全体人民共享繁荣、共同富裕的必然要求（李实等，2021）。

一方面，全面推进乡村振兴战略离不开“返乡创业”这一重要抓手（王轶和熊文，2018），返乡创业在带动当地农民增收的同时，可以激发农村地区的内生发展动力，助推乡村振兴战略的全面实施

\*本文是国家社会科学基金重点项目“乡村振兴战略下返乡劳动力创业质量研究”（编号：18AJL016）的阶段性成果。

本文通讯作者：刘蕾。

（斯晓夫等，2020）。另一方面，全国范围内返乡创业浪潮进一步高涨，返乡创业成为一种普遍的职业选择，在推动当地经济增长的同时，实现了农民的就近就业，为农民提供了工资性收入的直接来源。根据国家统计局数据，2018年全国农村居民人均可支配收入中，工资性收入占比为41.0%<sup>①</sup>，其中贫困地区工资性收入占比为42.0%<sup>②</sup>。同时，农业农村部数据显示，2018年各类返乡创业的农民工数量累计已超780万人，带动乡村劳动力就业超3400万人<sup>③</sup>，返乡创业成为增加农民工工资性收入的有力途径。

已有研究对创业如何影响农民收入问题进行了有益探索，主要集中在创业的增收效应研究、创业的减贫效应研究和创业的中介效应研究。学者们一致认为创业在推动经济长期增长的同时，能够解决就业问题，是实现农民增收和生活富裕的重要手段。尤其在发展中国家，农村就业与收入的增加主要来自非农产业的推动，农村非农就业机会的增加将促使农民工工资性收入增加（World Bank, 2008）。由于中国的贫困地区与贫困者大部分在农村，创业在减少贫困方面也发挥着重要作用（Paul and Sharma, 2013），创业活动对缓解农村的贫困程度具有正向推动作用（韦吉飞，2013）。部分学者认为创业的减贫效应存在家庭异质性（徐超和官兵，2017）和区域异质性（袁方等，2019）。创业也被视为促进农民增收的桥梁，如金融发展通过降低农民融资门槛，缓解中小微企业的信贷约束，促进家庭创业的同时提高农民工的工资性收入；电商发展能够加速供需对接，推动乡村创业的同时为劳动力提供更多的家门口就业机会，从而促进中国经济的包容性增长（周广肃等，2017）。

学界关于创业对农民收入差距影响的研究主要以农民创业与城镇居民创业对农民内部收入差距影响的讨论居多。关于农民创业对农民内部收入差距的影响，学界普遍认为农民创业加剧了农民内部收入不平等（Yanya et al., 2013; Halvarsson et al., 2018; 李实等，2020）。如沈栩航等（2020）研究发现，农民创业显著扩大了工资性收入不平等和转移性收入不平等，单德朋和张永奇（2021）认为这一过程的主要传导机制为数字技术效应、社会资本效应和民间信贷效应。关于城镇居民创业对农民内部收入差距的影响，学界并未达成共识。Dacosta and Li（2017）提出创业具有普惠性，程锐（2019）认为一个地区活跃的创业氛围能够减小农民收入不平等，而李政和杨思莹（2017）认为创业者通过提高社会中高收入者的收入加剧了收入不平等。

既有文献在创业减少农村地区贫困、带动农民就业、提高农民收入方面达成了共识，为本文研究奠定了基础。然而，就创业是否缩小农民收入差距这一问题并未得出一致结论，且鲜有研究考察农民工返乡创业如何影响农民农村共同富裕。鉴于此，本文基于2019年全国返乡创业企业调查数据，研究返乡创业对农民收入和农民收入差距的影响及作用机制。本文主要解决如下三方面问题：①农民工返乡创业能否提高农村地区农民的收入水平？不同创业层次对农民收入的影响是否具有异质性？②农

<sup>①</sup>数据来源：《人民生活实现历史性跨越 阔步迈向全面小康——新中国成立70周年经济社会发展成就系列报告之十四》，[http://www.stats.gov.cn/zjt/zthd/bwexljsm/70znxc/201908/t20190809\\_1690097.html](http://www.stats.gov.cn/zjt/zthd/bwexljsm/70znxc/201908/t20190809_1690097.html)。

<sup>②</sup>数据来源：《2018年全国农村贫困人口减少1386万人》，[http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201902/t20190215\\_1649231.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201902/t20190215_1649231.html)。

<sup>③</sup>数据来源：《我国返乡下乡创业创新人员达780万人》，<https://www.mzxb.com.cn/c/2019-01-10/2260839.shtml>。

民工返乡创业是否缩小了农民内部收入差距以及区域间农民收入差距？③如果农民工返乡创业有助于农民农村共同富裕的实现，那么其作用机制是什么？

本文的边际贡献如下：第一，从研究内容看，本文立足返乡创业农民工这一特殊群体，考察农民工返乡创业在促进农民增收及农民收入差距缩小方面的作用。第二，本文从“创业资源”视角检验了企业家精神、数字技术、政府扶持和正规信贷在农民工返乡创业促进农民农村共同富裕过程中的作用机制，为剖析农民工返乡创业推动农民农村共同富裕的内生动力提供了新的观察视角。

## 二、理论分析与研究假说

### （一）农民工返乡创业对农民收入的影响

改革开放 40 年，农民流动已成为常态，“民工潮”过后将会出现回乡的“创业潮”，返乡创业或成外出劳动力的最终归宿。在农村推力和城市拉力的作用下，农民进入城市打拼，一方面培养了农民的拼搏精神、实干精神和吃苦精神，另一方面促进了农业的适度规模经营、农业生产要素和农产品的商品化，这些变化为乡村培育了创新和创业的土壤（李周，2019）。在农村反推力和城市反拉力的作用下，回流农民工成为乡村创业和创新的主体。外出打工是农民工回乡创业的“孵化器”，他们积累了物质资本和人力资本，凭借着在外学到的生产技能和现代经营理念，拥有相对优越的创业资源和创业能力，成为助推乡村振兴和实现乡民共同富裕的“领头雁”。

农民工返乡创业具有“带动效应”和“乘数效应”，是带动农村产业振兴最直接的方式，在“农产品加工企业+农民”的生产经营模式下，形成了“科研、生产、加工、销售”一体化的产业链（辜胜阻和武兢，2009），打破了农民被迫接受价格的局面，将分散的农民有效组织起来，通过提高农产品深加工水平和延伸农产品产业价值链，推动农民由农业内部向农业外部合理流动，从而拓宽农民收入渠道。同时，返乡创业企业的高质量发展提升了乡村振兴水平，带动了大批农民就地就近就业，扩大了农村的就业容量，为农民提供了致富机会，解决了已脱贫劳动力的稳定就业问题，提高了农民的工资性收入（武汉大学乡村振兴研究课题组，2021）。因此，本文提出研究假说 H1。

H1：农民工返乡创业能够提高农村地区农民的工资性收入。

### （二）农民工返乡创业对农民收入差距的影响

中国农村地区面临的收入不平等主要包括城乡收入差距、农民内部收入差距和区域间农民收入差距。2013—2018 年间城乡收入差距略有缩小（罗楚亮等，2021），返乡创业带动农民增收的同时进一步缩小了城乡收入差距。然而，农民内部收入差距和区域间农民收入差距在持续扩大（万广华，2004；张兵等，2013），农业收入增长放缓和非农就业机会不平等进一步加大了农民内部收入差距（蔡昉和杨涛，2000；Benjamin et al., 2017），农民间的收入分配状况逐渐趋于复杂化。创业被视为缩小农民收入差距和促进落后农村地区发展的有效途径，农民工返乡创业在带动农民增收的同时，能否改善农民的收入分配状况？农民收入差距的缩小表现为以下两个方面：第一，收入处于下尾的群体收入明显提高，较多低收入群体成员步入中等收入群体行列，缩小与上尾群体的收入差距，进而缩小农民内部收入差距；第二，农民非农就业机会增加和工资性收入提高，进而缩小区域间农民收入差距。

在户籍制度的持续作用下，进城务工增加了劳动力的流动成本，本身能够承受高额流动成本的农村高收入群体，进城务工获得了更高的工资性收入，那些低收入人群因承受不起劳动力流动成本而无法获得外出务工机会（李实和朱梦冰，2018），仅依靠微薄的农业收入自给自足。然而，农民工返乡创业为大规模减贫及农民增收提供了直接驱动力，提高了低收入人群的工资性收入水平，缩小了与农村高收入人群的工资性收入差距。创业减贫在提升经济效率的同时，最终目标是增加社会平等，从而惠及全体农村居民。这意味着农民或将无需依靠“二等市民”的地位获取工资性收入，户籍身份也将不再重要，户籍制度这道“隔离墙”终将退出历史舞台。

农民工返乡创业能够降低中西部地区农民工异地务工的流动成本，进而有助于缩小区域间农民收入差距。区域经济发展水平差异导致东部地区的农民工以省内务工为主，而中西部地区农民工则以省外务工为主（李周，2019）。一方面，劳动密集型产业由东部地区向中西部地区梯度转移，加之惠农政策的不断推出为农民工返乡创业提供了良好的机会；另一方面，农民工返乡创业吸收了农村剩余劳动力，同时为中西部地区回流农民工提供了就业机会，解决了中西部贫困农民失业问题，缩小了与东部地区因就业问题产生的工资性收入差距。此外，农民工返乡创业促进了当地经济发展，提升了中西部地区的公共服务能力，对乡村经济增长产生了正向效应，缩小了区域间农民收入差距。因此，本文提出研究假说 H2。

H2：农民工返乡创业能够缩小农民收入差距。

H2a：农民工返乡创业能够显著提升农村低收入群体的工资性收入，缩小与高收入群体的收入差距，进而缩小农民内部收入差距。

H2b：农民工返乡创业能够缩小区域间农民收入差距。

### （三）农民工返乡创业促进农民农村共同富裕的作用机制

Barney（1991）提出的企业资源观认为，企业要实现可持续发展，需要拥有一些资源为企业可持续发展提供竞争优势，这些资源包括企业内部的人力资源和物质资源、企业整合和利用外部环境的组织资源。本文认为，返乡创业者的首要任务是获取、发展和管理企业资源，通过识别、开发、利用企业的外部环境资源，即“创业资源”来解决创业企业的人才资源、技术资源、制度资源以及资金资源等方面的约束，而上述约束性资源是返乡创业企业助力农民农村共同富裕的关键。基于此，本文从企业资源视角，将企业家精神、数字技术、政府扶持政策及正规信贷作为中介变量，讨论它们在实现农民农村共同富裕过程中的作用机制。

1.企业家精神的中介作用。人才资源是第一资源，不断涌现具备企业家精神的农民企业家为农村地区的创新驱动和特色化发展提供了人力支撑（王亚飞等，2022）。《2021年乡村产业振兴工作要点》强调“弘扬企业家精神”，“形成以创新带创业、以创业带就业、以就业促增收的格局”。创业活动能够激发企业家精神，具备企业家精神的企业能够催生就业效应和收入效应，对实现就业总量扩容发挥着关键作用，促进了农村经济的持续增长。而具备企业家精神的创业者，拥有创新能力、学习能力、竞争能力、承担风险能力等，这是返乡创业企业可持续发展和高质量发展的关键，能够带动更多的本地农民就业，进而促进农民农村共同富裕。

2.数字技术的中介作用。2016年杭州 G20 峰会通过的《二十国集团数字经济发展与合作倡议》中，将数据要素认定为企业发展的关键生产要素。2022 年中央“一号文件”明确提出，实施“数商兴农”工程，推进电子商务进乡村。2022 年，国家多部门联合发布《数字乡村发展行动计划（2022—2025 年）》《2022 年数字乡村发展工作要点》，明确提出要深化农产品电商发展，实施“互联网+”农产品出村进城工程，持续深化“数商兴农”工程，培育发展乡村新业态。数字技术是推动返乡创业企业高质量发展和转型升级的新手段，创业企业运用数字技术能够实现全天候、跨区域经营，有效提高企业运营效率（何晓斌和柳建坤，2021）和降低运营成本。

基于北京师范大学劳动力市场研究中心和北京工商大学联合完成的全国返乡创业调查数据，91% 的返乡创业企业运用了“互联网+”技术，催生了数字技术“红利”，对农村地区农民福利的提升有显著作用。一方面，返乡创业企业运用数字技术降低了企业的销售和采购成本，提高了企业利润率，实现了农民增收；另一方面，返乡创业企业运用数字技术有效拓展了生产和销售模式（蒋瑛等，2021），部分创业企业运用数字技术实现了农民居家生产和企业整合销售，进而弥合了创业企业绩效增长的群体间差距，数字技术应用为农村地区创造了更多的就业岗位，带动了农民特别是贫困户和残障人士的就业，促进了农民增收，缩小了农民群体间的收入差距，推进了农民农村共同富裕。

3.政府扶持政策的中介作用。农村地区的创业环境明显劣于城市，农民工选择返乡创业，除了受家乡情怀和农村自然资源等因素影响外，更重要的是地方政府扶持政策为返乡创业企业生存发展和产业转型升级起到了推动作用（黄祖辉等，2022；王轶和陆晨云，2022）。当然，不同层次的返乡创业企业，享受到的扶持政策也存在明显差异，有的是提升员工的工作能力和职业素养，有的是降低企业经营成本，有的是推动企业技术创新，有的是解决企业经营用地，等等。返乡创业企业在经营过程中获取的政府扶持政策越多，经营绩效越高，越能实现高质量发展和带动农民增收。从包容性增长角度看，税费减免政策、创业培训政策和扶贫专项政策等均能显著拉动贫困户和残障人士就业（杨建海等，2021），直接为低收入农民群体提供工资性收入来源，缩小与高收入农民群体的收入差距。

4.正规信贷的中介作用。农村地区企业获得信贷一般有两种途径：正规信贷和非正规信贷。考虑到企业获取两种信贷的方式存在明显差异，本文只分析以商业信贷为主的正规信贷的中介作用。对创业企业来说，获取信贷是实现企业有效运营的基础。返乡创业企业为了获得信贷支持，会努力实现创业企业的高质量发展，提升企业绩效，进而增加创业企业的贷款信用评价，以此获得更多信贷支持。企业获得信贷支持，又会带动创业企业招聘更多的本地农民（王轶等，2022）。反过来，返乡创业企业经营效益越好，履行社会责任越好，商业银行给企业发放贷款概率越大，这样就形成了“企业发展→正规信贷供给→企业发展→农民增收”的良性循环。因此，返乡创业企业要实现高质量发展，离不开信贷支持，银行发放的正规信贷助推了创业企业的高质量发展，企业的高质量发展又为获得正规信贷创造了条件。正是因为创业企业的高质量发展，才会带动更多的本地农民就业，进而为当地农民脱贫致富提供保障（程郁和罗丹，2009）。可见，返乡创业要带动本地农民就业和实现农民增收，正规信贷供给是关键。基于以上论述，本文提出研究假说 H3。

H3：农民工返乡创业能通过企业家精神、数字技术运用、政府扶持政策和银行正规信贷的中介作

用助力农民农村实现共同富裕。

### 三、研究设计

#### （一）数据来源

本文研究数据来自北京师范大学劳动力市场研究中心和北京工商大学返乡创业项目组于2019年1~7月组织的联合调查，调查对象为返乡创业企业，调查抽样框为国家发改委公布的返乡创业示范县，采用简单随机抽样方式，对返乡创业示范县内的返乡创业企业进行随机抽样，共计发放3177份返乡创业调查问卷，回收2482份，有效问卷2139份。本次调查涉及全国29个省份的返乡创业企业，其中，东部地区占比16.0%，中部地区占比54.1%，西部地区占比29.9%。

#### （二）变量选择

1.被解释变量。本文模型以返乡创业企业2018年雇佣当地农民工月均工资作为被解释变量，通过农民工年工资除以月份得到，并做对数化处理。提高农民收入是促进农民农村共同富裕的根本途径，不断提高农民家庭工资性收入中来自农村地区的工资性收入比重是农民持续稳定增收的长效机制。

2.核心解释变量。本文模型的核心解释变量为农民工返乡创业层次，借鉴王轶等（2022）的做法，按照农民工返乡创业活动类型依次划分为生存型、发展型与价值型，生成多元有序离散变量。根据2001年全球创业观察（GEM）和马斯洛的需求层次理论，生存型创业背后的主要动力机制是“倒逼”，是创业者为了满足基本生活需要而进行的创业活动，是一定时期的一种谋生手段；发展型创业是创业者看重家乡独有的自然资源和受到外界环境激励，追求商业机会进而实现更高收益的一种进取性行为；价值型创业是创业者为推动家乡发展和带领乡亲致富而进行的创业活动。按照上述定义，依据调查问卷中“为什么选择返乡创业？”的问题，如果被调查者选择“养家糊口、提高生活水平、解决看病和子女上学问题”选项，则将返乡创业活动定义为生存型；如果被调查者选择“家乡独有自然资源、看到别人经营赚钱多、实现个人抱负”选项，则将返乡创业活动定义为发展型；如果被调查者选择“推动家乡发展、带领乡亲致富”选项，则将返乡创业活动定义为价值型。创业层次的不同，将直接影响当地农民的就近就业和工资性收入。生存型返乡创业通常为自我雇佣形式，需要的雇工较少；机会型返乡创业通常为私营企业模式，需要雇佣员工并向他们支付工资；价值型返乡创业以解决当地农民就业和提高农民工工资性收入为目的，更注重家乡的发展和社会效益的实现。此外，为验证每一类创业活动对农民收入的影响，本文还就三个创业活动类型分别生成二元虚拟变量。

3.中介变量。本文模型选用企业家精神、数字技术、政府扶持和正规信贷作为中介变量。关于企业家精神的度量，德鲁克赞同熊彼特提出的创新是衡量企业家精神的有力途径，以舒尔茨和奈特为代表的学者认为企业家精神展现了承担风险和应对市场竞争的能力。本文结合以上学者的观点，参考白少君等（2014）对企业家精神的度量方式，并结合调查问卷内容，从创新能力、学习能力、技能能力、竞争能力、承担风险能力5个维度，通过熵权法计算综合评分来度量企业家精神。借鉴刘蕾和王轶（2022）的做法，采用互联网采购和互联网销售表征返乡创业企业数字技术使用情况；借鉴孙武军等（2021）的做法，将企业享受过的政府扶持政策总数作为政府扶持变量；借鉴王轶等（2022）的做法，以返乡

创业企业是否获得银行或农信社等正规金融机构贷款来度量正规信贷获得情况。

4.控制变量。为控制其他因素对返乡创业企业雇员工资性收入的影响，本文从企业家个体特征、企业财务特征和企业外部环境特征三个层面选取控制变量，企业家个体特征包括性别、年龄、户籍、婚姻、受教育程度；企业财务特征包括企业年收入和企业投入；企业外部环境特征用营商环境因子度量。此外，为控制不同省份和行业的影响，本文控制了省份和行业固定效应。主要变量定义及描述性统计结果见表1。

表1 变量定义与描述性统计

变量名称	变量定义	均值	标准差
平均工资	企业雇工月均工资（元）的自然对数	8.14	2.62
创业层次	价值型创业=3，发展型创业=2，生存型创业=1	1.95	0.86
生存型创业	生存型创业=1，其他=0	0.25	0.43
发展型创业	发展型创业=1，其他=0	0.60	0.48
价值型创业	价值型创业=1，其他=0	0.15	0.36
企业家精神	熵权法计算所得数值 <sup>a</sup>	3.54	0.54
数字技术	企业采用互联网采购和互联网销售=2，采用互联网采购或互联网销售=1，都未采用=0	0.91	0.82
政府扶持	创业企业享受过扶持政策的总数（个） <sup>b</sup>	1.22	1.39
正规信贷	创业企业获得过正规金融机构的贷款=1，否则=0	0.15	0.35
性别	创业者性别：男=1，女=0	0.71	0.45
年龄	创业者年龄（岁）	40.99	8.69
户籍	创业者户籍类型：农业户籍=1，非农业户籍=0	0.66	0.47
婚姻	创业者婚姻状态：已婚=1，未婚=0	0.91	0.28
受教育程度	创业者受教育程度：本科及以上=5，大专=4，高中、中专、技校=3，小学或初中=2，未上学=1	3.02	1.01
企业年收入	1000万以上=9，501万~1000万=8，301万~500万=7，101万~300万=6，61万~100万=5，41万~60万=4，21万~40万=3，1万~20万=2，还没赚钱=1	3.29	2.36
企业投入	2018年创业企业投入（万元）的自然对数	3.18	1.66
营商环境因子	因子分析方法计算综合得分 <sup>c</sup>	4.61	0.86

注：a.据被调查者对返乡创业者的创新能力、学习能力、技能能力、竞争能力、承担风险能力的回答，按照很不强、不强、一般、比较强、非常强，依此赋值1~5，通过熵权法计算出权重分别为0.17、0.20、0.19、0.23、0.21，将权重和各变量的原始数值加权计算综合评分，据此衡量返乡创业农民工的企业家精神。b.扶持政策类型包括创业培训、技能培训、税收减免、经营指导、子女教育、建设用地使用权、信息技术支持、扶贫专项。c.据被调查者对创业地的交通便利性、基础设施、经济条件、扶持政策满意度评价，按照极不满意、很不满意、不满意、一般、满意、很满意和非常满意，依次赋值1~7，Bartlett球形检验对应的P值为0.000，KMO值为0.726，二者均大于给定临界值，说明适合做因子分析，本文采用主成分方法提取因子（累计方差贡献率87.26%）并计算综合得分，定义为营商环境因子。

### (三) 模型设计及回归策略

本文采用 Firpo et al. (2018) 提出的重聚影响函数回归方法 (Recentered Influence Function Regression, RIF) 分析返乡创业对农村地区农民收入及农民收入差距的影响。相比于传统的 OLS 回归, RIF 估计结果更加稳健, 能够有效克服由遗漏变量产生的内生性问题。回归策略如下: 首先, 依据条件均值 (Mean)、分位点 (Q)、阿特金森指数 (Atkin) 和基尼系数 (Gini) 进行 RIF 回归。依据均值进行 RIF 回归验证返乡创业对农民收入的影响; 依据分位点建立无条件分位数回归, 反映农民收入群体不同分位点变化; 依据基尼系数进行 RIF-Gini 回归验证返乡创业对农民收入差距的影响, 同时进行阿特金森指数回归作为稳健性检验。其次, 为验证返乡创业对农民收入影响的作用机理, 采用一元并行多重中介效应模型。最后, 基于 Firpo et al. (2018) 提出的 RIF-Blinder-Oaxaca 方法, 构造反事实分布函数, 对农村地区农民收入差距进行分解。

1. 基础回归: RIF 回归模型。为验证返乡创业对农村地区农民收入和农民收入差距的影响, 本文依据条件均值、分位点、阿特金森指数和基尼系数分别构建 RIF 回归, 本文仅展示依据基尼系数建立的 RIF 回归模型如下:

$$RIF\{\ln y; v^G(F_Y)\} = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 Z + \phi + \xi \quad (1)$$

(1) 式中,  $\ln y$  为企业雇工月均工资的对数,  $v^G(F_Y)$  为  $\ln y$  的基尼系数,  $X$  为核心解释变量,  $Z$  为控制变量,  $\phi$  为省份和行业固定效应,  $\xi$  为随机扰动项。

2. 传导路径: 一元并行多重中介效应模型。本文采用一元并行多重中介效应模型 (柳士顺和凌文铨, 2009) 分别验证企业家精神、数字技术、政府扶持、正规信贷的个别中介效应, 以及四者的联合中介效应, 具体模型如下:

$$RIF\{M_n; v^G(F_Y)\} = \gamma_0 + \gamma_n X + \lambda_2 Z + \phi + \mu \quad (2)$$

$$RIF\{\ln y; v^G(F_Y)\} = \kappa_0 + \sum_{n=1}^4 o_n M_n + \kappa_1 X + \kappa_2 Z + \phi + \delta \quad (3)$$

(1) ~ (3) 式<sup>①</sup>中,  $\mu$  和  $\delta$  为随机扰动项,  $M_n$  为中介变量,  $n$  取值为 1~4, 分别表示“企业家精神、数字技术、政府扶持、正规信贷”四个中介变量,  $\beta_1$  为返乡创业对农民收入和农民收入差距的总效应,  $\kappa_1$  为直接效应,  $\gamma_n o_n$  为个别中介效应,  $\beta_1 - \kappa_1$  为联合中介效应, 且各效应之间满足如下关系:

$$\beta_1 = \kappa_1 + \sum_{n=1}^4 o_n \gamma_n \quad (4)$$

<sup>①</sup> (1) ~ (3) 式为完整模型。

3.收入差距分解：重加权 RIF-OB 分解。本文基于 Firpo et al. (2018) 提出的 RIF-Blinder-Oaxaca 分解方法，结合重加权策略，通过构建反事实分布函数，将收入差距的总差异分解为结构效应和特征效应，从而得到各解释变量对总差异的具体贡献，并扩展到基尼系数和阿特金森指数的 RIF 回归中。其中，结构效应是由在返乡创业企业就业并获得工资性收入的当地农民和在返乡创业企业就业未获得同等工资性收入的当地农民（主要是指贫困户就业群体）之间的收入差异导致；特征效应是由这两类群体的个体特征差异导致，如个体禀赋、人力资本差异等。参考黎茵娴和边恕（2021）的定义，本文将结构效应定义为带动效应，将特征效应定义为溢出效应。

## 四、实证分析

### （一）基准回归结果分析

1.基于不同创业层次的 RIF 回归。表 2 是返乡创业对农民工资性收入影响的基准回归结果。（1）列为单变量回归结果，（2）～（6）列为纳入控制变量的回归结果。由（1）列和（2）列结果可知，无论是否加入控制变量，创业层次回归系数均为正，且在 1%水平上显著，表明提高返乡创业层次能够增加农民工资性收入。（4）～（6）列为不同类型创业对农民收入影响的回归结果。（4）列结果表明，生存型创业对农民工资性收入有显著负向影响。由于生存型创业是创业者为了满足基本生活需要而进行的创业活动，以自雇为主的谋生手段提高了雇主收入水平，实际拉大了农民之间的收入差距，这与沈栩航等（2020）的研究结论一致。（5）列和（6）列的回归结果表明，发展型创业和价值型创业对农民收入具有显著正向影响，且随着创业层次的提升，创业对农民的增收效应不断增强。由此，假说 H1 得到验证。（3）列为对数平均工资基尼系数的回归结果，创业层次变量的系数为负，在 1%水平上显著，表明返乡创业层次的提高对农民内部收入差距有缩小作用，假说 H2a 得到部分验证。

表 2 基准回归结果

	条件均值 (1)	条件均值 (2)	基尼系数 (3)	条件均值 (4)	条件均值 (5)	条件均值 (6)
创业层次	0.594*** (0.067)	0.298*** (0.069)	-0.036*** (0.008)			
生存型创业				-0.478*** (0.119)		
发展型创业					0.075* (0.125)	
价值型创业						0.432*** (0.122)
性别		0.216* (0.123)	-0.021 (0.015)	0.218* (0.123)	0.239* (0.123)	0.225* (0.123)
年龄		-0.016** (0.007)	0.002** (0.001)	-0.015** (0.007)	-0.016** (0.007)	-0.017** (0.007)

(续表 2)

户籍		-0.300**	0.034**	-0.292**	-0.292**	-0.305**
		(0.122)	(0.015)	(0.122)	(0.122)	(0.122)
婚姻		0.223	-0.025	0.226	0.163	0.190
		(0.201)	(0.025)	(0.201)	(0.201)	(0.201)
受教育程度		0.272***	-0.031***	0.271***	0.303***	0.289***
		(0.061)	(0.007)	(0.061)	(0.061)	(0.061)
企业年收入		0.160***	-0.015***	0.161***	0.174***	0.166***
		(0.028)	(0.003)	(0.028)	(0.027)	(0.027)
企业投入		0.172***	-0.020***	0.181***	0.198***	0.175***
		(0.039)	(0.005)	(0.039)	(0.039)	(0.039)
营商环境因子		0.001	0.002	0.001	0.006	0.004
		(0.063)	(0.008)	(0.063)	(0.064)	(0.063)
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
RIF均值	7.070	7.078	7.070	7.078	7.078	7.078
R <sup>2</sup>	0.077	0.150	0.075	0.149	0.142	0.147
样本量	2139	2123	2139	2123	2123	2123

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

2.基于不同分位点的无条件分位数回归。本文通过无条件分位数回归考察不同分位点上返乡创业层次对农民收入的影响，结果如表 3 所示。随着分位点上升，创业层次的回归系数逐渐减小，当处于 90 分位点上时，回归系数不再显著，这意味着返乡创业活动对低收入农民的工资性收入带动作用更强。由此，假说 H2a 得到验证。

表 3 无条件分位数回归结果

	10分位点	25分位点	35分位点	50分位点	65分位点	75分位点	90分位点
创业层次	1.617***	0.073***	0.053***	0.035**	0.033***	0.033**	0.019
	(0.329)	(0.017)	(0.019)	(0.016)	(0.012)	(0.018)	(0.022)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
RIF均值	6.977	7.747	7.707	7.924	8.070	8.295	8.539
R <sup>2</sup>	0.118	0.118	0.134	0.126	0.166	0.124	0.078
样本量	2139	2139	2139	2139	2139	2139	2139

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

## (二) 返乡创业活动影响农民收入的作用机制分析

结合前文的理论分析，本文构建一元并行多重中介效应模型，探究企业家精神、数字技术、政府扶持及正规信贷的作用。前文回归结果验证了(1)式中系数 $\beta_1$ 显著，进一步地，本文对(2)式进行

回归, 结果见表 4。(1)、(3)、(5)、(7) 列的回归结果表明, 创业层次越高的企业越容易培养企业家精神, 提高互联网技术应用水平, 获得政府的优惠政策和正规信贷的支持。(2)、(4)、(6)、(8) 列的回归结果显示, 提高企业的创业层次有助于降低不同企业间的企业家精神差距, 缩小不同企业间的数字鸿沟, 平等享有政府扶持政策 and 正规信贷的获取机会。

表 4 作用机制检验结果 (1)

	企业家精神		数字技术		政府扶持		正规信贷	
	条件均值 (1)	基尼系数 (2)	条件均值 (3)	基尼系数 (4)	条件均值 (5)	基尼系数 (6)	条件均值 (7)	基尼系数 (8)
创业层次	0.025* (0.014)	-0.025* (0.014)	0.106*** (0.022)	-0.048*** (0.011)	0.341*** (0.036)	-0.045*** (0.010)	0.040*** (0.010)	-0.040*** (0.010)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
RIF均值	0.481	0.518	0.911	0.493	1.223	0.588	0.147	0.853
R <sup>2</sup>	0.033	0.033	0.049	0.042	0.117	0.038	0.078	0.078
样本量	2139	2139	2139	2139	2139	2139	2139	2139

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

在此基础上, 本文进一步对 (3) 式进行回归, 结果见表 5。由表 5 的 (1) ~ (8) 列结果可知, 条件均值列的中介变量回归系数均为正, 且创业层次回归系数均小于表 2 (2) 列中的  $\beta_1$  值 0.298, 回归系数均通过了显著性检验; 基尼系数列的中介变量回归系数均为负, 且创业层次回归系数的绝对值均小于表 2 (3) 列中的  $\beta_1$  绝对值 0.036, 回归系数均通过了显著性检验。可见, 企业家精神、数字技术、政府扶持、正规信贷在返乡创业促进农民农村共同富裕中发挥了部分中介效应。进一步可计算出各中介变量在返乡创业促进农民增收中的中介效应分别为 0.011、0.023、0.04、0.016, 分别占总效应的 3.69%、7.72%、13.42%、5.37%; 各中介变量在返乡创业缩小农民内部收入差距中的中介效应绝对值分别为 0.001、0.003、0.005、0.002, 分别占总效应的 2.78%、8.33%、13.89%、5.56%。可见, 政府扶持在返乡创业对农民收入和农民内部收入差距的影响中发挥的中介效应最大。此外, 为检验“创业资源”在返乡创业助力农民农村共同富裕中的联合中介效应, 本文同时加入四个中介变量进行回归, 结果见 (9)、(10) 列。通过 (4) 式计算可得四个中介变量在返乡创业促进农民增收中的联合中介效应为 0.069, 占总效应的 23.15%, 在返乡创业缩小农民内部收入差距中的联合中介效应为 0.009, 占总效应的 25.00%。可见, 发挥资源的联动机制能够有效解决创业企业在人才资源、技术资源、制度资源和资金资源等方面的约束, 推动返乡创业高质量发展。综上, 返乡创业活动有助于企业家精神的激发, 而具备企业家精神的企业带来了就业效应和收入效应, 在政府扶持及正规信贷资金的支持下, 返乡创业企业利用数字技术实现了提质增效, 提高了农民收入水平, 缩小了农民内部收入差距。至此, 假说 H3 得到完全验证。

表 5 作用机制检验结果 (2)

	条件均值	基尼系数								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
创业层次	0.287*** (0.069)	-0.035*** (0.008)	0.275*** (0.069)	-0.033*** (0.008)	0.258*** (0.070)	-0.031*** (0.009)	0.282*** (0.069)	-0.034*** (0.008)	0.229*** (0.070)	-0.027*** (0.009)
企业家精神	0.432*** (0.109)	-0.052*** (0.013)							0.389*** (0.109)	-0.046*** (0.013)
数字技术			0.217*** (0.067)	-0.068*** (0.008)					0.183*** (0.068)	-0.024*** (0.008)
政府扶持					0.116*** (0.041)	-0.115*** (0.005)			0.081* (0.042)	-0.110** (0.005)
正规信贷							0.404** (0.158)	-0.053*** (0.019)	0.303* (0.159)	-0.040** (0.019)
控制变量	已控制	已控制								
省份固定效应	已控制	已控制								
行业固定效应	已控制	已控制								
RIF均值	7.078	0.145	7.078	0.145	7.078	0.145	7.078	0.145	7.078	0.145
R <sup>2</sup>	0.156	0.132	0.154	0.131	0.153	0.129	0.152	0.129	0.163	0.140
样本量	2139	2139	2139	2139	2139	2139	2139	2139	2139	2139

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

### (三) 稳健性检验

本文采用的 RIF 回归在一定程度上克服了反向因果问题，加入省份和行业固定效应也可减弱遗漏变量问题，但仍可能存在以下两种内生性问题。其一，被解释变量与核心解释变量之间具有双向因果关系，如农民收入增加降低了创业的可能性；其二，遗漏变量问题，如农民的技术水平等对返乡创业和农民收入可能产生影响。为此，本文将企业家的外地创业经历作为工具变量进行稳健性检验，其合理性在于：具备外地创业经历的企业家拥有丰富的管理经验和多元化的社交网络，能够帮助企业家积累创业所需的物质资本和人力资本，直接影响返乡创业者的创业活动，但是企业家的创业经历不会直接影响农民的工资性收入，因此该变量符合工具变量的相关性和外生性要求。2SLS 回归结果如表 6 的 (1) 列所示，结果显示，创业层次对农民收入具有显著正向影响，支持基准回归结论<sup>①</sup>。

本文进一步采用如下策略验证基准回归结果的稳健性：第一，将被解释变量替换为返乡创业企业雇员人数，进行 RIF 回归，回归结果见表 6 的 (2) 列；第二，由于平均工资和雇佣员工数量在 0 处

<sup>①</sup> Anderson canon. corr. LM 统计量为 23.06，Cragg-Donald Wald F 统计量为 23.07，两者均在 1%水平上拒绝原假设，说明工具变量有效；DWH 统计量为 18.358，在 1%的水平上拒绝原假设，说明解释变量存在内生性。

左删失，因此使用限值因变量 Tobit 模型处理断尾问题，回归结果见（3）列和（4）列；第三，将核心解释变量替换为按个人原因划分的创业层次<sup>①</sup>，回归结果见（5）列；第四，将中介变量数字技术替换为企业是否使用互联网（使用互联网包括企业开设网站或网店、互联网采购和销售），回归结果见（6）列。表 6 的（2）～（6）列中所有核心解释变量和中介变量均通过了显著性检验且系数均为正，验证了本文结果的稳健性。

表 6 稳健性检验结果

	平均工资	雇员人数	平均工资	雇员人数	平均工资	平均工资
	2SLS	RIF	Tobit	Tobit	RIF	RIF
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
创业层次	3.931** (0.921)	0.227*** (0.025)	0.224*** (0.070)	0.223*** (0.025)		0.236*** (0.070)
创业层次 (个人原因)					0.362*** (0.100)	
企业家精神		0.110*** (0.038)	0.219** (0.106)	0.092** (0.038)	0.227** (0.106)	0.211** (0.106)
数字技术		0.080*** (0.024)	0.177*** (0.068)	0.085*** (0.024)	0.171** (0.068)	
企业是否使用互联网						0.358*** (0.114)
政府扶持		0.034** (0.015)	0.085** (0.041)	0.042*** (0.015)	0.104** (0.041)	0.088** (0.041)
正规信贷		0.346*** (0.056)	0.287* (0.156)	0.347*** (0.056)	0.348** (0.158)	0.353** (0.158)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
RIF均值		1.178			7.078	7.078
R <sup>2</sup>	0.7536	0.528	0.0322	0.2236	0.156	0.157
样本量	2139	2139	2139	2139	2139	2139

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

<sup>①</sup>如果被调查者选择“企业生存困难、外地生活成本高、产业转移”选项，则将返乡创业活动定义为生存型；如果被调查者选择“家乡环境好、有独特资源、扶持力度大”选项，则将返乡创业活动定义为发展型；如果被调查者选择“为家乡做贡献”选项，则将返乡创业活动定义为价值型。

## 五、收入差距的区域异质性检验及分解

### （一）区域异质性检验

农民工返乡创业给农村地区的发展带来了强劲动力，从表 7 的回归结果看，不同区域样本的回归结果差异较大。第一，创业层次对中国东中西部地区农民内部收入差距均有缩小作用，且对中部地区农民内部收入差距的缩小作用强于东部和西部地区。第二，企业家精神在东部地区样本的回归中不显著，但在中西部地区样本的回归中显著，说明企业家精神提升了中西部区域创新能力，促进了知识传播和生产率转化，带动了中西部地区发展。第三，数字技术变量在东部地区样本的回归中不显著，但在中西部地区样本的回归中显著，且对西部地区的作用强于中部地区。究其原因，数字技术缩小了地理位置造成的禀赋差距。东部地区多元化的营销模式、便利化的营销网络降低了数字技术的作用，而中西部地区营销模式和营销网络没有东部地区发达，凸显了数字技术的作用。当然，数字技术的确缓解了西部地区农村的就业压力，成为带动农民致富和缩小农民收入差距的重要手段。第四，政府扶持是增加农民工资、缩小内部收入差距的有效手段，且仅对中部地区农民内部收入差距有缩小作用。究其原因，中部地区是沿海地区回流人口的主要集聚地，政府扶持政策推动了本地就业量增加和收入增长的同时，缩小了农民内部收入差距。第五，正规信贷为中西部地区的发展提供了资金支持，解决了中西部地区返乡创业企业在资金上的“卡脖子”问题，实现了企业有效运营并提高了企业的经营效益，为低收入农民群体脱贫致富提供了重要保障，进而缩小了农民内部收入差距。

表 7 异质性检验结果

	东部地区		中部地区		西部地区	
	基尼系数	阿特金森指数 (0.5)	基尼系数	阿特金森指数 (0.5)	基尼系数	阿特金森指数 (0.5)
创业层次	-0.049** (0.021)	-0.051** (0.022)	-0.055*** (0.011)	-0.056*** (0.011)	-0.045** (0.018)	-0.049*** (0.018)
企业家精神	-0.014 (0.033)	-0.016 (0.033)	-0.054*** (0.017)	-0.056*** (0.017)	-0.046* (0.027)	-0.047* (0.028)
数字技术	0.002 (0.020)	0.005 (0.020)	-0.026** (0.011)	-0.025** (0.011)	-0.075*** (0.018)	-0.075*** (0.018)
政府扶持	-0.013 (0.012)	-0.013 (0.012)	-0.014** (0.006)	-0.015** (0.006)	-0.009 (0.011)	-0.008 (0.011)
正规信贷	-0.042 (0.056)	-0.044 (0.057)	-0.054** (0.024)	-0.054** (0.025)	-0.116*** (0.039)	-0.118*** (0.040)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
RIF均值	0.126	0.102	0.130	0.109	0.172	0.152
R <sup>2</sup>	0.053	0.053	0.081	0.080	0.112	0.113

(续表 7)

样本量	344	344	1193	1193	602	602
-----	-----	-----	------	------	-----	-----

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

(二) 区域间不平等的分解

区域间农民收入差距是中国收入不平等的重要来源, 缩小区域间农民收入差距有助于实现全体人民共同富裕。本文基于重加权 RIF-OB 分解技术, 分解东、中、西部地区间在返乡创业企业就业农民的收入差距, 结果见表 8。由总差异分解的带动效应和溢出效应结果可知, 总溢出效应的分解系数并不显著, 而总带动效应的分解系数为负, 且在 1%的水平上显著, 可见返乡创业是带领农民增收的新引擎, 有效缩小了东部与中西部区域之间的收入差距。至此, H2b 得到验证。

就东部和中部而言, 从总的分解结果看, 总差异及溢出效应的各核心解释变量和中介变量分解系数不显著, 而带动效应各核心解释变量和中介变量(除数字技术外)分解系数为负且通过了显著性检验。相比其他区域间的结果, 返乡创业对东部和中部之间农民收入差距的缩小作用最弱, 但这一总差异的分解系数并不显著, 说明带动效应为缩小此区域间农民收入差距的主要因素。具体而言, 创业层次、企业家精神、政府扶持和正规信贷显著缩小了东部和中部之间农民收入差距, 且政府扶持仅在这一区域间发挥了显著作用, 企业家精神的带动效应强于其他区域, 数字技术的作用并不显著。

东部和西部的总差异及带动效应显著, 系数为负, 相比其他区域间的分解结果, 返乡创业对东部和西部农民收入差距的总体缩小作用最强。由于中国东西区域间收入差距长期过大, 返乡创业为西部注入了新活力, 改变了西部贫穷落后的面貌, 这一过程离不开返乡创业企业创业层次的提升, 企业的高质量发展扩大了返乡创业企业的融资渠道, 而正规信贷的支持降低了创业的经营风险和成本。同时, 数字技术改变了农村创业的传统业态, 实现了多元主体间的互动, 推动了企业的高质量发展, 带动了农民收入增加, 进而缩小了区域间农民收入差距。

从中部和西部的分解结果来看, 返乡创业缩小了农民收入差距的总差异, 且带动效应发挥了显著作用。中部地区是沿海地区回流人口的主要集聚地, 正规信贷解决了返乡创业企业的“融资难”问题, 具备企业家精神的创业者通过数字技术应用推动了创业企业的高质量发展, 缩小了此区域间农民收入差距, 同时数字技术的应用存在溢出效应。至此, 假说 H2 得到验证。

表 8 重加权 RIF-OB 分解结果

	东部与中部		东部与西部		中部与西部	
	基尼系数	阿特金森指数 (0.5)	基尼系数	阿特金森指数 (0.5)	基尼系数	阿特金森指数 (0.5)
总差异	-0.005	-0.006	-0.047**	-0.049**	-0.042**	-0.043**
带动效应	-0.005***	-0.006***	-0.010***	-0.010***	-0.004***	-0.004***
溢出效应	-0.001	-0.003	-0.034	-0.036	-0.030	-0.031
计量误差	0.000	0.000	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000
重加权误差	0.002	0.002	-0.003	-0.003	-0.009	-0.008

(续表 8)

带动效应						
创业层次	-0.004***	-0.004***	-0.005**	-0.006**	-0.002***	-0.002***
企业家精神	-0.001**	-0.001**	-0.001	-0.001	-0.000**	-0.000**
数字技术	-0.000	-0.000	-0.002***	-0.002***	-0.001***	-0.001***
政府扶持	-0.000*	-0.000*	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000
正规信贷	-0.000**	-0.000**	-0.001***	-0.001***	-0.000***	-0.000***
溢出效应						
创业层次	0.028	0.025	0.013	0.016	-0.017	-0.011
企业家精神	0.169	0.168	0.116	0.118	-0.042	-0.039
数字技术	0.025	0.027	0.073**	0.076**	0.046*	0.047*
正规信贷	-0.005	-0.004	-0.006	-0.006	-0.004	-0.006
政府扶持	0.000	0.000	0.005	0.005	0.008	0.008

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

## 六、结论与启示

本文基于 2019 年全国返乡创业企业调查数据,研究了农民工返乡创业对农民农村共同富裕的影响及作用机制。研究发现:农民工返乡创业显著提高了农村地区农民收入,并缩小了农民收入差距。然而,农民工返乡创业的作用存在创业层次异质性和区域异质性,农民收入的提高主要存在于发展型创业和价值型创业中,农民收入差距的缩小主要表现在东部和西部之间、中部和西部之间。进一步分析发现,企业家精神、数字技术、政府扶持和正规信贷发挥着显著的中介效应,且数字技术的应用具有较好的提质增效作用。结合以上研究结论,本文得出如下启示:

第一,推动返乡创业企业高质量发展和吸引有志之士返乡创办高质量企业是提高农民收入、缩小农民收入差距、促进农民农村共同富裕的关键。返乡创业企业高质量发展要靠培育、要靠扶持、要靠创新。培育和扶持需要借助地方政府的的力量,比如企业的孵化基地要加大对返乡创业企业的孵化,培育企业抗风险能力;从金融、财政、税收、土地等方面制定协同扶持政策,帮助创业企业转型升级,快速发展;创业企业要依托数字技术,推动生产经营创新。另外,地方政府要吸引高质量的返乡创业,要靠宣传、靠吸引、靠环境、靠情怀。农村地区发展成绩和营商环境的变化等需向外大力宣传,让家乡在外地务工和创业的有志之士知晓;地方政府要制定政策吸引有能力、有财力、有技术、有产业的成功人士返乡创业;家乡要秉持“绿水青山就是金山银山”,依托优美环境吸引成功人士返乡创业;要挖掘外地务工或创业有志之士的家乡情怀,吸引他们积极返乡创办高质量企业,拉动农村地区共同富裕。

第二,要发挥资源优势,推动返乡创业企业高质量发展与农村地区农民共同富裕的有效协同。地方政府要培育返乡创业者的企业家精神,让创业者敢于作为、能够作为和实现作为;地方政府要加大数字技术基础设施建设,特别是 5G 基站建设,加强企业数字化运营平台建设,借助数字技术推动返

乡创业企业高质量发展，实现企业提质增效与农民增收；充分发挥政府扶持政策的引领和示范效应，通过政策引领创业企业的发展方向，推动企业履行社会责任；发挥正规信贷的造血功能，实现“正规信贷供给→企业发展→农民增收”的良性循环，推动返乡创业企业做大做强，实现农民农村共同富裕。

#### 参考文献

- 1.白少君、崔萌筱、耿紫珍，2014：《创新与企业家精神研究文献综述》，《科技进步与对策》第23期，第178-182页。
- 2.蔡昉、杨涛，2000：《城乡收入差距的政治经济学》，《中国社会科学》第4期，第11-22页、第204页。
- 3.程锐，2019：《企业家精神与区域内收入差距：效应与影响机制分析》，《经济管理》第6期，第91-108页。
- 4.程郁、罗丹，2009：《信贷约束下农户的创业选择——基于中国农户调查的实证分析》，《中国农村经济》第11期，第25-38页。
- 5.辜胜阻、武兢，2009：《扶持农民工以创业带动就业的对策研究》，《中国人口科学》第3期，第2-12页、第111页。
- 6.何晓斌、柳建坤，2021：《返乡创业者的外出经历与电商创业——基于全国返乡创业调查数据的分析》，《北京工商大学学报（社会科学版）》第2期，第105-116页。
- 7.黄祖辉、宋文豪、叶春辉、胡伟斌，2022：《政府支持农民工返乡创业的县域经济增长效应——基于返乡创业试点政策的考察》，《中国农村经济》第1期，第24-43页。
- 8.蒋瑛、汪琼、杨骁，2021：《全球价值链嵌入、数字经济与产业升级——基于中国城市面板数据的研究》，《兰州大学学报（社会科学版）》第6期，第40-55页。
- 9.黎蕾、边恕，2021：《经济增长、收入分配与贫困：包容性增长的识别与分解》，《经济研究》第2期，第54-70页。
- 10.李实、Terry Sicular、Finn Tarp，2020：《中国收入不平等：发展、转型和政策》，《北京工商大学学报（社会科学版）》第4期，第21-31页。
- 11.李实、陈基平、滕阳川，2021：《共同富裕路上的乡村振兴：问题、挑战与建议》，《兰州大学学报（社会科学版）》第3期，第37-46页。
- 12.李实、朱梦冰，2018：《中国经济转型40年中居民收入差距的变动》，《管理世界》第12期，第19-28页。
- 13.李政、杨思莹，2017：《创业能否缩小收入分配差距？——基于省级面板数据的分析》，《经济社会体制比较》第3期，第21-32页。
- 14.李周，2019：《农民流动：70年历史变迁与未来30年展望》，《中国农村观察》第5期，第2-16页。
- 15.刘蕾、王轶，2022：《数字化经营何以促进农民增收？——基于全国返乡创业企业的调查数据》，《中国流通经济》第1期，第9-19页。
- 16.柳士顺、凌文铨，2009：《多重中介模型及其应用》，《心理科学》第2期，第433-435页、第407页。
- 17.罗楚亮、李实、岳希明，2021：《中国居民收入差距变动分析（2013—2018）》，《中国社会科学》第1期，第33-54页、第205页。
- 18.单德朋、张永奇，2021：《创业对农户内部收入差距的影响及机制研究》，《华东经济管理》第3期，第93-101页。
- 19.沈翔航、李浩南、李后建，2020：《创业会加剧农村内部收入不平等吗》，《农业技术经济》第10期，第33-47页。
- 20.斯晓夫、严雨珊、傅颖，2020：《创业减贫前沿理论与未来方向》，《管理世界》第11期，第194-207页。

- 21.孙武军、徐乐、王轶, 2021: 《外出创业经历能提升返乡创业企业的经营绩效吗? ——基于2139家返乡创业企业的调查数据》, 《统计研究》第6期, 第57-69页。
- 22.万广华, 2004: 《解释中国农村区域间的收入不平等: 一种基于回归方程的分解方法》, 《经济研究》第8期, 第117-127页。
- 23.王亚飞、徐铭、张齐家, 2022: 《农旅产业协同集聚对农业绿色全要素生产率增长的影响: 作用机理与经验证据》, 《安徽师范大学学报(人文社会科学版)》第4期, 第143-157页。
- 24.王轶、刘蕾、武青远, 2022: 《正规信贷供给方式与农村地区共同富裕》, 《金融经济学研究》第1期, 第118-134页。
- 25.王轶、陆晨云, 2022: 《财政扶持政策能否提升返乡创业企业创新绩效? ——兼论企业家精神的机制作用》, 《产业经济研究》第4期, 第59-71页。
- 26.王轶、熊文, 2018: 《返乡创业: 实施乡村振兴战略的重要抓手》, 《中国高校社会科学》第6期, 第37-45页、第155页。
- 27.韦吉飞, 2013: 《农民创业对农村收入不平等与贫困的影响研究》, 《重庆大学学报(社会科学版)》第2期, 第16-22页。
- 28.武汉大学乡村振兴研究课题组, 2021: 《脱贫攻坚与乡村振兴战略的有效衔接——来自贵州省的调研》, 《中国人口科学》第2期, 第2-12页、第126页。
- 29.徐超、宫兵, 2017: 《农民创业是否降低了贫困脆弱性》, 《现代财经(天津财经大学学报)》第5期, 第46-59页。
- 30.杨建海、曹艳、王轶, 2021: 《乡村振兴战略背景下返乡创业扶持政策的就业拉动效应》, 《改革》第9期, 第104-120页。
- 31.袁方、叶兵、史清华, 2019: 《中国农民创业与农村多维减贫——基于“目标导向型”多维贫困模型的探讨》, 《农业技术经济》第1期, 第69-85页。
- 32.张兵、刘丹、郑斌, 2013: 《农村金融发展缓解了农村居民内部收入差距吗? ——基于中国省级数据的面板门槛回归模型分析》, 《中国农村观察》第3期, 第19-29页、第90-91页。
- 33.周广肃、谭华清、李力行, 2017: 《外出务工经历有益于返乡农民工创业吗? 》, 《经济学(季刊)》第2期, 第793-814页。
- 34.Benjamin, D., L. Brandt, and B. McCaig, 2017, “Growth with Equity: Income Inequality in Vietnam”, *The Journal of Economic Inequality*, 15(1): 25-46.
- 35.Barney, J. B., 1991, “Firm Resources and Sustained Competitive Advantage”, *Advances in Strategic Management*, 17(1): 3-10.
- 36.Dacosta, M. N., and Y. Li, 2017, “Entrepreneurship and Income Inequality in China”, *Journal of Business Diversity*, 17(2): 41-62.
- 37.Firpo, S. P., N. M. Fortin, and T. Lemieux, 2018, “Decomposing Wage Distributions Using Recentered Influence Function Regressions”, *Econometrics*, 6(28): 1-40.
- 38.Halvarsson, D., M. Korpi, and K. Wennberg, 2018, “Entrepreneurship and Income Inequality”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 11(3): 275-293.
- 39.Kakwani, N., H. H. Son, S. K. Qureshi, and G. M. Arif, 2003, “Pro-poor Growth: Concepts and Measurement with Country

Case Studies”, *The Pakistan Development Review*, 42(4): 417-444.

40. Paul, M. and A. Sharma, 2013, “Entrepreneurship as a Tool for Rural Development”, *Global Journal of Management and Business Studies*, 3(3): 319-322.

41. World Bank, 2008, “World Development Report 2008: Agriculture for Development”, <https://doi.org/10.1596/978-0-8213-6807-7>.

42. Yanya, M., R. Abdul-Hakim, and N. Abdul-Razak, 2013, “Does Entrepreneurship Bring an Equal Society and Alleviate Poverty? Evidence from Thailand”, *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 91(10): 331-340.

(作者单位: 北京工商大学经济学院)

(责任编辑: 胡 祎)

## How Can Migrant Workers Returning Home for Entrepreneurship Promote Common Prosperity of Farmers in Rural Areas?

WANG Yi LIU Lei

**Abstract:** Increasing farmers' income and narrowing the income gap of farmers between regions are the basis and premise of realizing common prosperity. The income level of farmers directly tests the degree of achieving common prosperity. To this end, based on 2019 national survey data of enterprises started by entrepreneurs returning home, this article uses RIF regression and reweighted RIF-OB decomposition method to explore the impact of migrant workers' returning home to start businesses on farmers' income and their income gap in rural areas. The study finds that the high-quality migrant workers returning home for entrepreneurship play a more significant role in driving the lower end group of farmers' income distribution than the upper end group, which is an important starting point for increasing farmers' income in rural areas and narrowing their income gap. Further examination shows that entrepreneurial spirit, digital technology, government support, and formal credit have played a significant mediating effect between migrant workers returning home for entrepreneurship and farmers' income increase as well as narrowing their income gap. The driving effect of migrant workers returning home for entrepreneurship is the main reason for narrowing farmers' income gap in different regions. The conclusions of the study show that attracting ambitious people to return home and establish high-quality enterprises as well as promoting a high-quality development of such enterprises are key measures to improving farmers' income, narrowing the income gap between farmers and promoting the common prosperity of farmers in rural areas.

**Keywords:** Return Home for Entrepreneurship; Farmer's Income Increase; Farmer's Income Gap; Common Prosperity; Reweighted RIF-OB Decomposition Method

# 网络“互嵌”与农村家庭创业选择\*

## ——兼论共同富裕实现

王浩林 王子鸣

**摘要:** 作为新力量的互联网,如何在传统的乡村社会中发挥促进创业的作用?本文使用2018年中国国家家庭追踪调查数据,运用反事实总效应四项分解方法完全分离互联网创业效应的纯技术贡献和社会关系网络作用,以验证互联网和社会关系网络“互嵌”机制。研究发现,互联网赋能农村家庭创业,但网络“互嵌”机制仅表现在互联网同弱社会关系网络之间,强社会关系网络只发挥纯中介效应。结合共同富裕背景,本文进一步分析了网络“互嵌”机制的异质性。异质性分析结果表明:在互联网生存型创业效应中纯技术贡献发挥了主要作用,在互联网机会型创业效应中弱社会关系网络起到“放大器”的作用;对于户主健康状况较差的农村家庭,互联网仅表现出纯技术贡献;贫困脆弱性农村家庭面临数字鸿沟问题,互联网创业效应并不显著。本文认为,在日益“原子化”的农村社会中要重视社会组织的发展,以拓展农村家庭的弱社会关系网络,实现组织制度与技术双轮赋能农村家庭创业,走通一条有地方特色的乡村振兴和共同富裕之路。

**关键词:** 互联网 社会关系网络 农村家庭 创业 嵌入

**中图分类号:** F832.35 **文献标识码:** A

### 一、引言

中共中央和国务院将鼓励返乡创业作为推动高质量就业以及多渠道增加农村居民收入的重要举措之一<sup>①</sup>。从小岗村的“大包干”到乡镇企业异军突起,农村家庭一直是中国社会主义市场经济体制下创业的先导队伍。实现第二个百年奋斗目标需要他们再次扛起创业大旗,通过他们勤劳自富、先富带动后富实现共同富裕。“淘宝村”的创富神话凸显了互联网对传统乡村竞争力的提升作用,信息技术让“小农户”更容易对接上“大市场”(Yu et al., 2019),互联网平台从交易、物流、金融等方面为

---

\*本文研究得到安徽省高校研究生科研项目“共同富裕背景下互联网与农村家庭创业选择研究”(编号:YJS20210433)的资助。

<sup>①</sup>参见《中共中央 国务院关于支持浙江高质量发展建设共同富裕示范区的意见》, [http://www.gov.cn/zhengce/2021-06/10/content\\_5616833.htm](http://www.gov.cn/zhengce/2021-06/10/content_5616833.htm)。

草根创业者赋能。互联网虽然无法消除地理位置在创业中的重要作用，但能够发挥“城市替代”功能进而促进创业。互联网技术颠覆了原有社会的部分运行规则，结构性地改变了偏向保守的农村家庭对创业的认知。它不仅仅是一套技术系统，还是影响农村家庭创业选择和致富的“新力量”。

面对这股势不可挡的新力量，人们迫切地希望了解其作用机制。早期研究者（Cumming and Johan, 2010）试图通过加入控制变量消除噪声干扰，从而分离出互联网对农村家庭创业选择的真实影响。他们无意识地持有技术决定论观点，将互联网置于近乎“真空”的社会环境中，并假定两者间没有任何互动。然而虚拟社区的出现业已表明，互联网上存在着一个趋向于复刻现实社会关系的线上关系网络。舍基（2012）认为，“当我们使用网络时，最重要的是获得了同他人联系的接口”。一方面，社会关系网络嵌入互联网虚拟社会中，维持并拓展着各类关系（Yuan and Lee, 2022）。在中国农村家庭创业研究的传统中，社会关系网络往往充当联接个人和乡土社会的重要结构性因素，为创业提供各类关键资源的支持（Zhao and Li, 2021）。显而易见，从互联网到社会关系网络再到创业已经形成了一条清晰的作用路径（王金杰等，2019），社会关系网络在互联网创业效应<sup>①</sup>中发挥中介效应。遗憾的是，目前研究止步于此。另一方面，互联网反向嵌入社会关系网络中，实现创业信息高效递送，因而社会关系网络对互联网创业效应可能表现出调节效应。事实上，同样具有“联接”功能的两类网络在对接后就有了实现双向互动的可能（刘刚等，2021）。对于互联网无限信息与人们有限的“注意力带宽”之间的冲突，社会关系网络帮助创业者更有效地摄取非冗余信息（Ruef, 2002）。最终，互联网同社会关系网络部分交叠、相互作用而呈现“互嵌”关系，因此表现出中介效应和调节效应，即网络“互嵌”机制。

本文尝试通过对互联网和社会关系网络“互嵌”机制的研究，探讨在农村语境中互联网如何影响家庭创业选择，希望研究有助于进一步释放农村互联网的经济社会红利。本文主要贡献在于：第一，为解决创业决策信息从互联网流向社会关系网络的动力机制问题，本文构建了信息流动信任差序格局理论，从机理上完整地解释了社会关系网络对互联网创业效应的调节效应；第二，本文使用VanderWeele（2014）的反事实总效应四项分解方法，尝试将互联网创业效应分解为受控直接效应、纯调节效应、调节中介混合效应以及纯中介效应，从而验证了网络“互嵌”机制。

## 二、理论分析与研究假说

### （一）社会关系网络嵌入互联网的创业效应：中介效应

互联网对社会关系网络存在何种影响以及社会关系网络在农村家庭创业中的积极作用，学界对此已有共识，社会关系网络中介效应分析的焦点在于互联网对社会关系网络的作用方向。社会关系网络嵌入互联网中，互联网因而能够复刻现实社会关系，乃至构建虚拟社区，但也存在挤占线下交流机会的可能。在早期的相关研究中，“时间置换效应”观点较为流行，该观点的原型可追溯至Putnam（2000）对新技术或新娱乐方式出现后“独自打保龄球”现象的担忧。互联网的使用同样可能挤占个人社交时

<sup>①</sup>本文中，互联网创业效应是指互联网的使用对个体或家庭创业选择的影响。

间,从而妨碍社会资本形成。Kraut et al. (1998) 在一项跟踪调查研究中发现,在使用互联网的最初两年内,受访者的社会参与显著减少。但是,“社会补偿效应”观点持有者认为,互联网的匿名性有利于人际关系的建立,虚拟空间为那些在现实中不擅交流的人提供了另一种交友或联系的途径(许丹红, 2016)。网上互动甚至可能比面对面的交流方式更优越,更有利于社会关系积累。社会心理学实验表明,网络空间中初次相遇者的交流在“黑屋”环境下进行,不存在由外表所带来的互动障碍,交流随之变得较容易和轻松(Mckenna and Bargh, 2000)。Hampton and Wellman (2003) 全面研究了网络社区对邻里社会关系的影响,指出互联网交流具有非同时性,具有多人互动的公共场所特征,网络社区有效地促进了邻里交往。互联网技术颠覆了社会关系网络嵌入的方式和规则,虚拟社区打破了其嵌入的时空障碍。来向武和任玉琛(2020)对2万余个样本的分析发现,在中国,互联网的使用对社会关系网络呈积极影响,并没有造成“独自打保龄球”问题。

互联网可以在两方面影响社会关系网络:一是提供交流机会,增加弱社会关系网络;二是帮助维持已有的紧密关系,发展强社会关系网络。最终,社会关系网络因具有同互联网相似的“联接”属性而嵌入互联网中,并随之扩展和增强。在农村“空心化”引致社会关系网络断裂的背景下,互联网因其提供交流机会和维持关系的作用而对农村社会关系网络表现出更为积极和重要的意义。大量关于农村家庭创业的实证研究(例如周洋和汉语音, 2017; Barnett et al., 2019)表明,社会关系网络在互联网创业效应中表现出正向的中介效应,互联网以较低的成本维持和拓宽了社会关系网络。

## (二) 互联网反向嵌入社会关系网络的创业效应: 调节效应

1. 调节的可能: 信息获取功能相似。(1) 互联网的创业信息获取功能。创业是一个信息搜索、筛选、利用、加工和交换的过程(Kirzner, 1997), 互联网为创业者提供接近信息的机会,帮助他们高效地处理信息,最终获取创业决策信息。区域因素影响信息获取,因信息向城市汇集,城市居民比农村居民拥有更多的信息资源。城市替代功能论(参见Cumming and Johan, 2010)认为,互联网作为信息传播的载体有效地降低了创业农民的信息成本,使他们便捷地获得政府、市场和技术等方面的创业决策信息,在一定程度上消解了创业所固有的信息不对称难题和填补了城乡信息鸿沟。但是,互联网的海量信息也可能导致“触网者”信息过载,从而无法使他们获得有效的创业信息。互联网在其发展过程中进化出一套信息筛选功能,例如市场信息分析、知识分享以及教育学习等网络平台已经由简单的信息载体向知识传播演进。知识溢出理论认为,知识和学习都是创业的关键要素,互联网促进了知识的传播,否则这些知识可能需要花费更多的时间和更高的成本才能到达农村社区(Audretsch and Keilbach, 2008)。随着在线教育的迅速发展,越来越多的个体借助网络获得探索新知识和利用现有知识再学习的新渠道,这在某种程度上平滑了知识城乡分布的不均衡。

(2) 社会关系网络的创业信息获取功能。社会关系网络具有与互联网相似的获取信息和知识的功能。创业者借助社会交往活动,从其他社会关系网络成员那里获取或交换同创业机会有关的信息。在中国经济转型背景下,创业机会信息的标准化程度低,以不统一、不透明和不畅达为特征的非标准形式散布于经济系统之中,难以在市场中高效传递,社会网络在传递创业机会信息方面的非市场路径作用尤为突出。边燕杰和丘海雄(2000)提出“信息渠道假说”,指出社会网络拓宽了居民获取信息的

渠道，嵌入社会关系网络的合作机制能够为潜在的创业家庭提供相应的信息资源。汤学兵等（2020）的研究结果表明，农民工在创业过程中倾向于动员由近及远的社会关系圈子，而非借助其他社会机构的帮助，他们获取的创业信息中有 74.85% 来源于同乡或亲朋好友。社会关系网络不仅向成员提供信息交流平台，而且能产生成员之间相互学习从而获得知识的效果。创业者所嵌入的关系网络规模越大，他们利用各种关系网络摄取的信息就越多样化。与重复性信息相比，创业者摄取多样性信息不仅有助于获得创业机会，还能通过信息再加工而吸收新知识。创业者在社会交往过程中不仅能以快于自我学习的速度获取显性知识，还能领悟到潜藏在显性知识下的隐性知识。创业者与其他社会网络成员之间关系的紧密程度是创业者从中获取创业知识（特别是隐性知识）的前提。只有当双方拥有相互信任的基础或者共同的目标时，才能实现充分的交流与知识共享，帮助识别和有效转化创业知识（Xiao and Wang, 2021）。

2. 调节的方向：信息流动机制。因创业信息获取功能相似，互联网与社会关系网络之间会产生竞争或互补效应，同时创业决策信息和知识在两类网络间流动，所以既存在社会关系网络调节互联网创业效应的可能，也存在互联网调节社会关系网络创业效应的可能。那么，谁是主动的调节者？或者说信息向谁流动呢？认知信息加工理论认为，认知和情感的交互作用是个体认知信息加工的基础（Saracevic, 1999），而信任关系是决定个体行为的关键情感变量。因此，对信息来源的信任程度决定了对信息加工的过程，信息将从低信任源向高信任源流动。信任决定了人们对信息源的选择和识别，而在中国语境中信任又同社会关系紧密捆绑。个体因在关系网络中所处位置的不同，群体对不同个体表现出信任的差异性（吕鸿江等，2020）。Whitley（1991）在关于华人企业信任行为的研究中发现，在华人社会中人们主要依据他人诚信所累积的声誉以及他人与自己有无共同的既定关系来发展信任。福山（2001）用文化来解释中国社会的信任表现机制不同于西方社会，而儒家伦理提供了中国社会特殊主义的差序式“关系信任”模式的根源（沈毅，2019）。中国社会关系与信任紧紧地结合，为信任提供了另一形式的担保。社会关系网络的差序格局或分布的不均匀性使得信任呈现类似特性，即“信任格局”由对最亲的人“全信”到对陌生人的“不信”而形成。不同社会关系网络类型与不同的信任程度绑定，例如亲人、同窗、老乡和战友等关系，对于中国人有着不同的意义。当社会流动性更强和更复杂之后，信任不能从交往中快速形成，人们倾向于从既有的紧密关系中寻求保障。这也解释了现代都市中人们更需要“自己人”的现象，人们希望借助“拟亲化”将外人拉入信任区内。

因此，基于社会关系网络的信任表现出差序格局，受其驱动的信息流动也相应地呈现出信任差序格局的特征。对于非人格化的、陌生的网络信息，人们更愿意相信“熟人”的推介或者需要“熟人”对陌生信息的真实性背书，借助社会关系网络识别来自互联网的信息。Dutton et al.（2017）分析互联网使用对个人政治态度的影响时发现，在所有媒介中用户对社交媒体的信任度最低，用户在讨论重要的社会问题时还是更依赖主流媒体和人际传播。当互联网嵌入社会关系网络时，信任差序格局将影响互联网创业信息获取功能的发挥。

### （三）社会关系网络调节互联网创业效应的异质性

不同类型的社会关系网络在调节互联网创业效应方面可能发挥着不同的作用。Granovetter（1973）

依据互动频率、密切程度、情感程度以及互惠交换水平四个指标将社会关系网络划分为强、弱两种，指标水平高者为强社会关系网络，反之则为弱社会关系网络。相比于强社会关系网络，弱社会关系网络联接了不同受教育程度、收入水平和职业背景的群体，在获取大量的、新的、不重复的信息和资源方面较具优势。创业者往往能够利用弱社会关系网络摄取多样性的信息，从而更容易发现被别人忽视的创业机会，同时加工提取新知识。创业者通过强社会关系网络获取的信息通常具有更高的冗余性，弱社会关系网络比强社会关系网络具有更有效的创业信息获取路径（霍生平和刘海，2020）。而相比于弱社会关系网络，强社会关系网络更重要的作用在于它能够给予个人更强有力的物质和情感支持。家庭成员为创业者提供创业所需的物质资源或帮助寻找外部支持，为创业过程提供低价甚至是义务的劳动。嵌于社会关系网络的资源按照“亲疏原则”分配，创业选择中强社会关系网络相比于弱社会关系网络表现出明显的资源禀赋作用。黄洁等（2010）对返乡农民工创业的研究表明，强社会关系网络的贡献在于承诺提供创业所需的生产要素、市场要素和合法性保护等，它较之弱社会关系网络对返乡农民工创业机会识别的作用较大。总体而言，弱社会关系网络偏向于在获取信息方面发挥作用，而强社会关系网络在获取物质和情感支持方面较具优势。那么，调节互联网创业效应主要依靠哪类关系网络发挥作用呢？社会关系网络对互联网创业效应的调节效应主要发挥进一步筛选互联网信息的功能，而这恰恰是弱社会关系网络的优势所在。

（四）网络“互嵌”机制与研究假说

网络“互嵌”机制表现为社会关系网络的中介效应和调节效应，网络“互嵌”机制如图1所示。

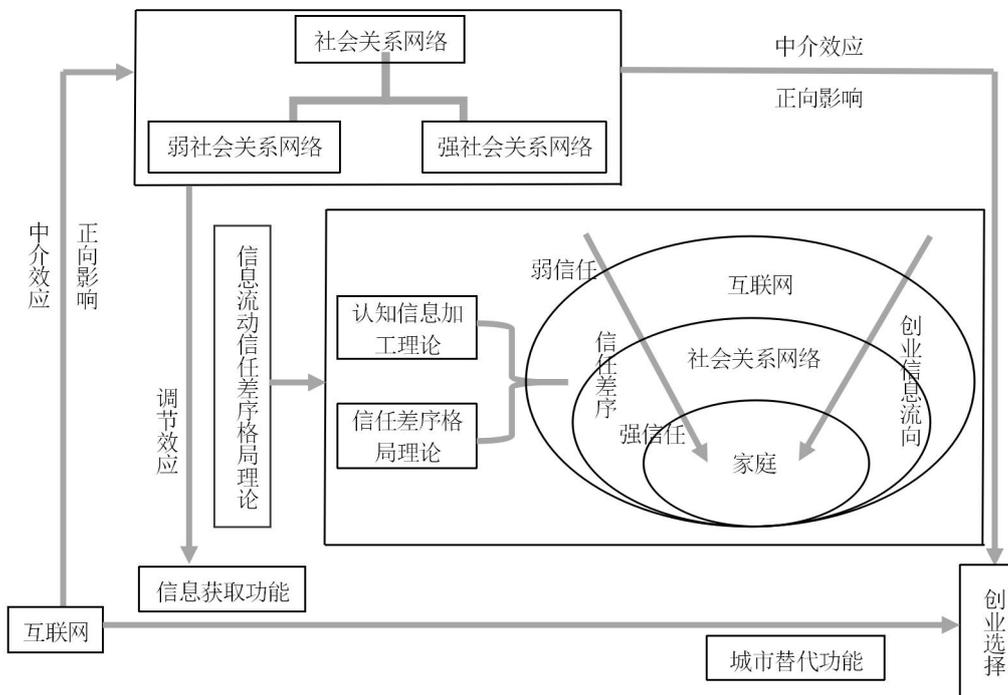


图1 网络“互嵌”机制

依据理论分析, 本文提出以下研究假说:

假说 H1: 社会关系网络嵌入互联网, 社会关系网络在互联网创业效应中发挥正向的中介效应。

假说 H2: 互联网反向嵌入社会关系网络, 社会关系网络在互联网创业效应中发挥调节效应, 该调节效应主要依靠弱社会关系网络发挥作用。

### 三、数据来源、模型构建与变量选择

#### (一) 数据来源

本文研究采用的微观数据源自中国家庭追踪调查 (China family panel studies, CFPS) 数据库。CFPS 开始于 2008 年, 每两年开展一次调查, 样本覆盖 25 个省 (区、市), 目标样本规模为 16000 户, 调查对象包含样本家户中的全部家庭成员<sup>①</sup>。调查内容不仅涉及家庭成员的投资活动、收入状况、日常消费支出等基本信息, 还包括家庭社会关系网络、户籍、家庭结构等方面, 涵盖了本文研究所需要的所有微观指标。本文选取了 CFPS 最新公布的 2018 年调查数据。CFPS 样本所匹配的城镇化率和地区生产总值宏观数据源自《中国统计年鉴 2019》。本文在 CFPS 成人问卷中筛选出农村样本, 并将 CFPS 问卷中的财务回答人确定为户主<sup>②</sup>, 则该户主所在的农村家庭构成了本文研究的农村家庭样本, 共计 5324 个。

#### (二) 模型构建

首先, 不考虑社会关系网络的中介效应和调节效应构建基准回归模型。由于被解释变量 (创业) 是二元变量, 因此回归分析采用 Logit 模型, 具体形式如 (1) 式所示:

$$\ln \left[ \frac{P(Y=1)}{1-P(Y=1)} \right] = \alpha_0 + \alpha_1 X + \alpha_2 M_1 + \alpha_3 M_2 + \alpha_4' C + \varepsilon \quad (1)$$

(1) 式中,  $Y$  为被解释变量, 表示是否创业;  $P$  表示农村家庭选择创业 ( $Y=1$ ) 的概率;  $X$  表示解释变量, 即互联网使用;  $M_1$  和  $M_2$  分别表示弱社会关系网络和强社会关系网络;  $C$  表示一系列控制变量;  $\varepsilon$  表示随机扰动项。

其次, 本文将通过分析社会关系网络在互联网创业效应中的中介效应和调节效应, 来检验网络“互嵌”机制。然而基于 BK 框架 (Baron and Kenny, 1986) 的经典中介效应检验需要满足检验模型是线性方程的条件, 且无法同时检验调节效应。为同时检验社会关系网络的中介效应和调节效应, 本文仍使用 Logit 模型作为检验模型, 在此基础上采用反事实总效应四项分解方法 (参见 VanderWeele, 2014) 来进行网络“互嵌”机制检验。检验模型如 (2) 式和 (3) 式所示:

$$\ln \left[ \frac{P(Y=1)}{1-P(Y=1)} \right] = b_0 + b_1 X + b_2 M + b_3 X \times M + b_4' C^* + \mu \quad (2)$$

<sup>①</sup>CFPS 问卷的家庭成员并非户籍意义上的家庭成员, 而是强调经济上联系在一起的亲属。

<sup>②</sup>本文将为 CFPS 调查的财务回答人确定为户主, 他们也非户籍意义上的户主, 而是家庭经济实际决策者, 他们是创业的关键决策人 (参见 <https://zhuanlan.zhihu.com/p/370239719>)。

$$M = c_0 + c_1X + c_3C^* + \tau \quad (3)$$

(2)、(3)式中,  $M$  为中介变量, 当  $M$  表示强社会关系网络时, 则弱社会关系网络变量被纳入控制变量中; 当  $M$  表示弱社会关系网络时, 则强社会关系网络变量被纳入控制变量中。  $C^*$  为控制变量。  $\mu$ 、 $\tau$  表示随机扰动项。其余变量含义与(1)式一致。

反事实总效应四项分解方法可以将解释变量  $X$  对被解释变量  $Y$  的总效应分解为: 受控直接效应、纯调节效应、调节中介混合效应和纯中介效应。其中, 受控直接效应可以用于反映互联网使用对农村家庭创业的纯技术贡献, 即互联网单纯依靠其信息获取功能和城市替代功能所产生的创业效应; 其余三个分解效应用于反映社会关系网络的作用。分解公式如下所示:

$$E[CDE(m^*) | c^*] = \{E[Y | x, m^*, c^*] - E[Y | x^*, m^*, c^*]\} \quad (4)$$

$$E[INT_{ref}(m^*) | c^*] = \int \{E[Y | x, m, c^*] - E[Y | x^*, m, c^*] - E[Y | x, m^*, c^*] + E[Y | x^*, m^*, c^*]\} dP(m | x^*, c^*) \quad (5)$$

$$E[INT_{med} | c^*] = \int \{E[Y | x, m, c^*] - E[Y | x^*, m, c^*]\} dP(m | x^*, c^*) \{dP(m | x, c^*) - dP(m | x^*, c^*)\} \quad (6)$$

$$E[PIE | c^*] = \int E[Y | x^*, m, c^*] \{dP(m | x, c^*) - dP(m | x^*, c^*)\} \quad (7)$$

在分解公式中,  $m$  表示  $M$  的任意值,  $m^*$  为  $m$  的反事实值;  $x$  为  $X$  的任意值,  $x^*$  为  $x$  的反事实值。通过比较解释变量在这两个值下的被解释变量结果, 可以估计出解释变量的总效应水平 ( $TE$ ), 即  $TE = Y_x - Y_{x^*}$ 。解释变量  $X$  对被解释变量  $Y$  的总效应可以具体分解为以下四个部分:  $CDE$  表示中介变量为  $m^*$  时解释变量  $X$  的受控直接效应;  $INT_{ref}$  表示  $M$  对  $X$  的纯调节效应;  $INT_{med}$  表示  $M$  对  $X$  的调节中介混合效应;  $PIE$  表示  $M$  对  $X$  的纯中介效应<sup>①</sup>。

### (三) 变量选择与描述

被解释变量为创业。使用 CFPS 数据研究创业的文献往往使用 CFPS 问卷中受访者对“过去 12 个月, 您家是否有家庭成员从事个体经营或开办私营企业”的回答来度量其家庭是否创业。本文由此识别出 374 个农村家庭创业样本。CFPS 问卷中的个体经营包括个体工商户经营和个人合伙经营两种形式, 私营企业则包括私营有限责任公司、私营股份有限公司、私营合伙企业和私营独资企业。CFPS 问卷强调创业组织形式要具有正式性或满足合法登记要求, 这有可能导致遗漏农村家庭非正式组织形式的创业。农民创业本质上是一种有别于以传统方式获取收入并与市场发生更为紧密联系的行为, 因此它既涵盖了农村居民从事个体工商业和开办企业的行为, 也包括从事规模化或特色种养殖及其农产品加工等通过市场化实现价值的行为。从事大棚蔬菜、水产和家禽等规模化种养殖应归属于农业创业, 但可能因未做个体或企业登记而未能归入创业范畴, 从而导致创业样本存有偏误。遗憾的是, 本文无

<sup>①</sup>反事实总效应四项分解的具体推导过程因篇幅原因省略, 详见 VanderWeele (2014)。

法通过 CFPS 的问卷直接识别出遗漏的创业家庭。为精准识别创业的农村家庭，本文借鉴程郁和罗丹（2009）的创业识别方法，将 CFPS 问卷中对“过去 12 个月，您自家是否从事农业方面的工作”回答为“是”且经营性收入不少于 95%分位数（29600 元）的农村家庭纳入创业范畴。依此方法识别出 91 个创业家庭样本，最终本文共计获得 465 个农村家庭创业样本。

解释变量为互联网使用、强社会关系网络和弱社会关系网络。本文使用“是否上网”来度量互联网使用情况，选取 CFPS 的问卷中“是否使用电脑上网”和“是否使用移动设备，比如手机、平板，上网”两个问题，如果受访者对上述任意一个问题的回答为“是”，则判断其家庭使用互联网，反之则不使用互联网。强社会关系网络多源自亲人、挚友和工作伙伴，维系强社会关系往往需要“人情礼支出”。样本数据显示，超过 90%的中国农村家庭有“人情礼支出”，平均每年花费 3647 元。本文参考马光荣和杨恩艳（2011）的做法，将“人情礼支出”作为强社会关系网络的代理变量。人们通过弱社会关系网络获得更为广泛的联系和消息，Walker et al.（1977）直接将社会网络定义为一种个人的通讯系统，通讯支出在很大程度上刻画了家庭获取信息的宽泛程度（郭士祺和梁平汉，2014）。基于通讯与弱社会关系网络紧密联系的现实情况，本文使用通讯支出作为弱社会关系网络的代理变量。

控制变量从个体、家庭和社会三个层面选取。在个体层面，选取户主年龄及其平方、性别、健康、教育、户口、婚姻和党员作为控制变量。其中，对于婚姻变量，本文使用有无伴侣来度量，将在婚和同居视作有伴侣，将丧偶、未婚和离婚视作无伴侣。在家庭层面，本文选取家庭收入、家庭规模作为控制变量。为降低家庭收入与创业选择之间互为因果的关系，本文参照魏昭等（2018）的方法使用家庭非经营收入表示家庭收入。在社会层面，本文选取商业氛围作为控制变量，使用区（县）个体工商户和私营企业所雇用人数占区（县）就业总人口的比例作为代理变量。同时为控制互联网创业效应的地区差异，本文引入城镇化率和地区生产总值两个省级变量，通过样本省级代码匹配相关数据。

变量的描述性统计如表 1 所示。

变量	变量含义及赋值	均值	标准差	最小值	最大值
创业	是否创业：是=1，否=0	0.09	0.28	0	1
互联网使用	是否上网：是=1，否=0	0.38	0.49	0	1
弱社会关系	年通讯支出（元）	2077.85	2326.89	0	42000
强社会关系	年人情礼支出（元）	3723.43	5301.43	0	80000
年龄	户主的年龄（岁）	52.04	14.26	16	92
年龄平方	年龄的平方除以100	29.11	14.75	2.56	84.64
性别	男性=1，女性=0	0.56	0.50	0	1
健康	非常健康=1，很健康=2，比较健康=3，一般=4，不健康=5	3.17	1.28	1	5
教育	受教育年限（年）	6.49	4.37	0	19
户口	是否农业户口：是=1，否=0	0.93	0.25	0	1
婚姻	是否有伴侣：是=1，否=0	0.85	0.36	0	1

(续表 1)

党员	是否党员：是=1，否=0	0.09	0.29	0	1
家庭收入	年家庭非经营收入（元）	39107.607	49654.62	0	800000
家庭规模	家庭成员总数量（人）	3.80	1.98	1	21
商业氛围	区（县）个体工商户和私营企业雇用人数占区（县）总就业人口的比例（%）	29.66	13.54	0	100
城镇化率	各省份年末城镇常住人口占总人口比重（%）	57.05	8.68	47.52	88.10
地区生产总值	各省份地区生产总值（亿元）	34746.50	25252.43	2865.23	97277.77

#### 四、网络“互嵌”机制实证检验

##### （一）互联网创业效应的基本回归分析

本小节考察在不考虑中介效应和调节效应的情况下，农村家庭使用互联网及其所拥有的社会关系网络对创业的影响。依据（1）式，本文使用 Stata16.0 软件进行基本回归分析，结果如表 2 所示。

表 2 基本回归分析结果

	回归（1）		回归（2）		回归（3）	
	边际效应	稳健标准误	边际效应	稳健标准误	边际效应	稳健标准误
互联网使用	0.037***	0.009	0.044***	0.009	0.046***	0.009
弱社会关系网络	0.023***	0.007	0.022***	0.007	0.023***	0.007
强社会关系网络	0.006**	0.003	0.008***	0.003	0.008***	0.003
年龄	0.008***	0.002	0.007***	0.002	0.007***	0.002
年龄平方	-0.009***	0.002	-0.009***	0.002	-0.009***	0.002
性别	0.023***	0.008	0.019**	0.008	0.019**	0.008
健康	-0.002	0.003	-0.002	0.003	-0.002	0.003
教育	0.003***	0.001	0.004***	0.001	0.004***	0.001
户口	-0.025*	0.014	-0.035***	0.014	-0.040***	0.014
婚姻	0.038**	0.015	0.035**	0.015	0.034**	0.015
党员	0.008	0.012	0.008	0.012	0.009	0.012
家庭收入			-0.020***	0.002	-0.020***	0.002
家庭规模			0.009***	0.002	0.009***	0.002
商业氛围					-0.000	0.000
城镇化率					-0.001	0.001
地区生产总值					0.021***	0.006
Pseudo R <sup>2</sup>	0.086		0.121		0.125	

注：①基本回归分析中将年通讯支出和年人情礼支出分别加 1 后再做取自然对数处理，将家庭收入和地区生产总值做取自然对数处理；②\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

表 2 中，回归（1）是仅加入了个体控制变量的回归结果，互联网使用、弱社会关系网和强社会关系网络的影响显著，且边际效应为正值，表明互联网和社会关系网络有助于农村家庭创业。为进一步

检验该回归结果的稳健性，本文依次添加家庭层面和社会层面的控制变量，结果如表 2 中的回归（2）、回归（3）所示。两次添加控制变量后，互联网使用、弱社会关系仍在 1%的水平上显著，强社会关系网络的显著性水平由 5%提升至 1%。根据回归（3）的结果，在控制其他变量的情况下，使用互联网的农村家庭选择创业的概率比不使用互联网的农村家庭高 4.6%；弱社会关系网络和强社会关系网络的边际效应均保持显著。

三个回归结果均显示，年龄同创业选择之间存在倒 U 型关系，39 岁之后，户主年龄越大的农村家庭选择创业的概率越小。20 世纪 70 年代及之前出生的农村居民，大部分习惯于通过就业获取非农收入，赡养老人和抚育下一代的家庭责任也迫使他们的创业决策偏于谨慎。同时，由于缺乏对互联网的了解，他们无缘分享互联网发展的红利。三个回归结果中，健康对创业的影响均不显著。回归（2）和回归（3）中家庭收入的边际效应为负值，表明较高的家庭非经营收入反而会抑制农村家庭创业，这可能是由于农村家庭创业多为谋求基本生计，家庭丰裕可能会降低创业意愿，因而农村家庭倾向于选择更为稳健的收入获取方式。

## （二）网络“互嵌”机制检验

本小节检验网络“互嵌”机制，以分析互联网创业效应的作用路径。本文选取回归（3）中的变量，在运用（2）式和（3）式进行回归的基础上，利用反事实总效应四项分解方法对互联网创业效应进行分解，通过分解结果检验网络“互嵌”机制。表 3 分别列出了以弱社会关系网络和强社会关系网络作为中介变量时互联网创业效应的分解结果。

表 3 互联网创业效应分解结果

效应	中介变量为弱社会关系网络				中介变量为强社会关系网络			
	超额相对风险	标准误	p 值	效应占比	超额相对风险	标准误	p 值	效应占比
总效应	1.016	0.265	0.000	1.000	0.982	0.251	0.000	1.000
受控直接效应	0.530	0.221	0.016	0.522	0.995	0.253	0.000	1.013
纯调节效应	0.292	0.124	0.018	0.288	-0.054	0.040	0.179	-0.055
调节中介混合效应	0.159	0.061	0.009	0.156	-0.020	0.031	0.526	-0.020
纯中介效应	0.035	0.017	0.045	0.034	0.061	0.023	0.009	0.062

注：超额相对风险（excess relative risk, ERR）的计算公式为： $ERR = \frac{P_{a=1}}{P_{a=0}} - 1$ （参见 VanderWeele, 2014）。它

表示受处理变量  $a$ （即互联网使用）影响时事件发生（即选择创业）概率提升的倍数，即互联网创业效应； $P_{a=1}$  和  $P_{a=0}$  分别表示使用互联网和不使用互联网时选择创业的概率。

表 3 中，当以弱社会关系网络为中介变量时，使用互联网的农村家庭能够显著提升 1.016 倍的创业概率。互联网使用的受控直接效应表现为使农村家庭创业概率显著增加 0.53 倍，占总效应的 52.2%。纯调节效应、调节中介混合效应、纯中介效应分别能够显著地解释总效应的 28.8%、15.6%和 3.4%。上述总效应分解结果表明，农村家庭的互联网和弱社会关系网络存在着网络“互嵌”机制，假说 H1 得到验证，假说 H2 的社会关系网络调节效应得到验证。

当以强社会关系网络为中介变量时，使用互联网的农村家庭能够显著提升 0.982 倍的创业概率。互联网使用的受控直接效应表现为使农村家庭创业概率显著增加 0.995 倍，占总效应的 101.3%。纯中介效应显著，但仅能解释总效应的 6.2%。纯调节效应和调节中介混合效应的不显著。强社会关系网络单向嵌入互联网，并未表现出调节效应，而弱社会关系网络表现出显著的调节效应。因此，假说 H2 得到验证。纯调节效应不显著，但其超额相对风险值为负数，强社会关系网络可能存在反向调节效应。这在某种程度上源于其处于信任差序格局的核心圈层。强社会关系网络联接越紧密，创业决策对强社会关系网络越表现出依赖性，对处于低信任信息源圈层的互联网就越可能表现出更强的筛选特征，即强社会关系网络表现出封闭性（Putnam, 1997）。

弱社会关系网络和强社会关系网络在互联网创业效应中表现出异质性。当中介变量为弱社会关系网络时，纯调节效应、调节中介混合效应和纯中介效应能解释总效应的 47.8%；当中介变量为强社会关系网络时，互联网创业效应绝大部分来自互联网的受控直接效应（101.3%）。因此，弱社会关系网络在互联网创业效应中的作用大于强社会关系网络，网络“互嵌”机制主要表现在互联网和弱社会关系网络之间。

### （三）稳健性检验<sup>①</sup>

1. 基于内生性处理的稳健性检验。为解决样本的自选择偏误问题，本文使用 PSM 方法，对使用互联网和不使用互联网的样本进行核匹配，将匹配前后的总效应分解结果进行对比分析。通过对比分析发现，分解后各效应的显著性水平及影响方向没有改变，说明总效应分解结果稳健可靠。

2. 替换解释变量的稳健性检验。在上文基本回归分析和网络“互嵌”机制检验中，本文使用“是否上网”来反映互联网使用情况。但是，互联网可以有不同的用途，其具体用途会影响互联网创业效应，例如将互联网用于社交会影响社会关系网络的中介效应。首先，CFPS 问卷中有互联网对学习、工作、社交、娱乐和商业活动 5 个用途的重要性评估指标，本文对在 5 个用途重要性评估中回答为“未使用互联网的”赋值为 0，对回答从“非常不重要”到“非常重要”的 5 个等级分别赋值 1~5，然后取 5 个用途重要性评估指标值的算术平均值用于衡量“互联网重要性”，以此度量互联网使用情况。相比于上文的总效应分解结果，只有强社会关系的超额相对风险值由负数变为正数，但调节中介混合效应仍然不显著，且占总效应比例很低，仅为 0.3%。因此，总效应分解结果依然稳健。其次，互联网用于娱乐并不能够帮助农村居民获得创业知识和信息或是扩展社会关系网络，因此本文进一步从 5 个用途重要性评估指标中删除“娱乐”指标，计算剩余 4 个用途重要性评估指标值的算术平均值以反映互联网使用情况，总效应分解结果仍然稳健可靠。再次，虽然“互联网重要性”包含了信息渠道的重要性信息，但鉴于信息获取功能在调节效应中的重要作用，本文使用“互联网作为信息渠道的重要程度”替代“是否上网”，总效应分解结果稳健。最后，本文将互联网使用情况从重要程度转向使用时长角度进行考察，即将“每周互联网使用时长”加 1 取对数后替代“是否上网”，总效应分解结果仍然稳健。

<sup>①</sup>因受篇幅限制，本文未汇报稳健性检验结果，如有需要可以联系笔者。

## 五、共同富裕背景下的网络“互嵌”异质性分析

互联网新力量与传统农村社会结构性力量的结合显著地改善了农村家庭创业环境，拓宽了迈向共同富裕的道路。但是，仍存有两个疑问：一是拓宽的“道路”能够产生多大的辐射作用或带动效应？二是互联网能否直接惠及所有的农村家庭，即互联网能否有效地帮助农村弱势群体创业？带动效应在某种程度上取决于农村家庭创业类型，小规模创业（个体户）所带来的福利多限于家庭，而大规模创业（公司）将带动乡村实现共同富裕。另外，互联网创业效应的基本回归分析结果表明，健康状况对农村家庭创业选择并无显著影响，健康状况较差的群体仍然通过自主创业努力迈向小康。健康状况较差者往往被归入弱势群体，根本原因在于他们具有更高的陷入贫困的风险，表现出贫困脆弱性。因此，本文拟用健康和贫困脆弱性两个指标来反映农村弱势群体，考察互联网对他们创业的影响并进一步检验网络“互嵌”机制。

### （一）不同创业类型的网络“互嵌”机制分析

本研究借鉴 Xavier-Oliveira et al. (2015) 对创业类型的分类，将农村家庭创业类型划分为生存型创业和机会型创业。生存型创业是创业者为了生存而无奈进行的创业，追求投入小、见效快的项目；机会型创业是指创业者为了抓住和充分利用市场机会而主动进行的创业。与生存型创业相比，机会型创业一般要求创业者具备更强的经济实力和更为广泛的社会关系以及拥有更多的经营资产。更多的经营资产往往意味着能够支撑更大的公司规模，也就能够创造更多的就业机会，从而帮助农村实现更大范围共同富裕。以经营资产划分机会型创业和生存型创业，是相关研究（例如程郁和罗丹，2009）较多采用的方法，也能够较为清晰地回答上文的第一个疑问。本文参考王正位等（2022）对机会型创业和生存型创业的划分标准，将家庭经营资产大于或等于 10 万元的农村家庭创业归为机会型创业；将家庭经营资产小于 10 万元的农村家庭创业归为生存型创业。机会型创业家庭占比较小，为总样本的 2.43%，其中，使用互联网的占比为 79.84%。生存型创业家庭占总样本的 5.96%，其中，使用互联网的占比为 55.03%。未创业家庭占总样本的 91.61%，其中，使用互联网的比例进一步降低，仅占未创业家庭的 35.54%<sup>①</sup>。

对两类创业类型的互联网创业效应的分解结果表明，对于机会型创业而言，弱社会关系网络的纯中介效应不显著（见表 4）。对此可能的解释是：机会型创业者对互联网的不同功用持有不同的态度，他们乐于借助互联网开展创业，但对于网络交友持谨慎态度，更多地是将社会关系从“线下”转为“线上”而不是相反，同时还利用“线下”朋友圈筛选和过滤各种网络信息。对于机会型创业，强社会关系网络的纯中介效应显著，但纯调节效应和调节中介混合效应不显著，超额相对风险值为负数。对于生存型创业，强社会关系网络的总效应分解结果与机会型创业的情形相似。但是，弱社会关系网络的总效应分解结果有所不同，弱社会关系网络在互联网生存型创业效应中存在显著的纯中介效应

<sup>①</sup>在 465 个创业家庭样本中，有 20 个创业家庭的经营资产数据缺失，故本文将这 20 个样本剔除。因此，本小节用于分析的创业家庭样本为 435 个，总样本为 5304 个。

( $p=0.069$ )，但纯调节效应 ( $p=0.307$ ) 和调节中介混合效应 ( $p=0.151$ ) 并不显著。可能的原因是，这类创业往往选择成熟的、低门槛的行业，所需要的创业信息在互联网中易于获得且可靠性较高，由此降低了社会关系网络进一步筛选创业信息的必要性。

表 4 互联网创业效应分解结果：创业类型的异质性

	效应	中介变量为弱社会关系网络				中介变量为强社会关系网络			
		超额相对风险	标准误	p 值	效应占比	超额相对风险	标准误	p 值	效应占比
机会型创业	总效应	3.327	1.235	0.007	1.000	2.296	0.989	0.020	1.000
	受控直接效应	1.143	0.628	0.069	0.343	2.558	0.887	0.004	1.114
	纯调节效应	1.534	0.725	0.034	0.461	-0.329	0.259	0.204	-0.143
	调节中介混合效应	0.578	0.294	0.049	0.174	-0.087	0.110	0.433	-0.038
	纯中介效应	0.072	0.047	0.126	0.022	0.154	0.084	0.067	0.067
生存型创业	总效应	0.552	0.230	0.016	1.000	0.599	0.235	0.011	1.000
	受控直接效应	0.389	0.231	0.093	0.705	0.596	0.237	0.012	0.996
	纯调节效应	0.076	0.074	0.307	0.137	-0.052	0.058	0.368	-0.087
	调节中介混合效应	0.055	0.038	0.151	0.099	-0.014	0.036	0.686	-0.024
	纯中介效应	0.032	0.018	0.069	0.059	0.069	0.027	0.010	0.115

## (二) 不同健康状况群体的网络“互嵌”机制分析

在上文对互联网创业效应的基本回归分析结果中发现，健康对创业选择的影响并不显著。户主健康状况较差的农村家庭和户主健康状况良好的农村家庭有着相似的创业选择，前者同样将创业视为获取收入的重要方式或渠道。健康问题一直是家庭贫困的重要诱因，国家扶贫战略对健康状况较差的农村贫困人口始终保持特别关注，并设有专项“健康扶贫”。健康状况较差者未必陷入贫困，但他们将有陷入贫困的较高风险。鉴于创业对健康状况较差群体获取收入摆脱贫困的重要性，本文尝试分析互联网对这类特殊群体创业的影响机制。

CFPS 问卷将身体健康状况划分为非常健康、很健康、比较健康、一般和不健康五级，本研究比照李克特量表将前三者归为健康状况良好组，将后者归为健康状况较差组。健康状况较差组中有 6.51% 的比例选择创业，其中，在创业中选择使用互联网的农村家庭比例 (51.61%) 略高于未使用互联网的农村家庭比例。健康状况良好组中有 9.95% 的比例选择创业 (该比例略高于健康状况较差组)，其中，在创业中选择使用互联网的农村家庭比例为 65.93%，高于未使用互联网的农村家庭的比。

进一步地，本文对两类不同健康状况群体的网络“互嵌”机制进行分析，结果如表 5 所示。在健康状况较差组中，受控直接效应均显著，但是强、弱社会关系网络的纯调节效应、调节中介混合效应及纯中介效应均不显著。因此，互联网对于健康状况较差组的农村家庭创业仅有纯技术贡献，互联网表现出较强的工具性，这些家庭借助互联网克服身体行动障碍对创业所带来的负面影响。对于健康状况良好组的农村家庭，当中介变量为弱社会关系网络时，受控直接效应、纯调节效应和调节中介混合效应显著，但纯中介效应不显著；当中介变量为强社会关系网络时，受控直接效应和纯中介效应显著，

但纯调节效应和调节中介混合效应不显著。使用互联网能使健康状况较差组的农村家庭的创业概率提升 135.5%或 134.4%，使健康状况良好组的农村家庭的创业概率提升 94.3%或 86.3%。因此，无论是总效应还是受控直接效应，二者均反映出，相比于健康状况良好组的农村家庭，互联网对健康状况较差组的农村家庭创业具有更重要的意义。

表 5 互联网创业效应分解结果：健康状况的异质性

	效应	中介变量为弱社会关系网络				中介变量为强社会关系网络			
		超额相对风险	标准误	p 值	效应占比	超额相对风险	标准误	p 值	效应占比
健康状况较差组	总效应	1.355	0.549	0.015	1.000	1.344	0.564	0.017	1.000
	受控直接效应	1.108	0.579	0.056	0.830	1.381	0.579	0.017	1.027
	纯调节效应	0.052	0.178	0.769	0.039	-0.026	0.055	0.634	-0.020
	调节中介混合效应	0.091	0.132	0.491	0.068	-0.050	0.072	0.487	-0.037
	纯中介效应	0.084	0.052	0.107	0.063	0.040	0.032	0.207	0.030
健康状况良好组	总效应	0.943	0.309	0.002	1.000	0.863	0.280	0.002	1.000
	受控直接效应	0.403	0.235	0.086	0.427	0.881	0.279	0.002	1.020
	纯调节效应	0.349	0.148	0.019	0.370	-0.069	0.057	0.230	-0.080
	调节中介混合效应	0.172	0.075	0.021	0.183	-0.023	0.037	0.539	-0.026
	纯中介效应	0.020	0.016	0.232	0.021	0.074	0.032	0.022	0.086

### (三) 不同贫困脆弱性群体的网络“互嵌”机制分析

社会关注健康状况较差群体的本质原因在于，他们容易陷入贫困之中且难以摆脱贫困状态。2001年，世界银行将反映生态系统抵抗力特征的“脆弱性”概念引入贫困领域，用以刻画在风险冲击下个人或家庭容易陷入某一社会公认的福利水平之下的可能性。因此，本研究将对健康状况较差群体的探讨延伸至对贫困脆弱性家庭的讨论，进一步回答前文的第二个疑问。贫困脆弱性家庭主动创业，走一条内生型的脱贫和发展之路，勤劳“自富”有助于巩固脱贫成果。

本文参考 Chaudhuri et al. (2002) 提出的预期贫困脆弱性测度法对农村家庭进行贫困脆弱性评估，使用三阶段可行广义最小二乘法计算贫困脆弱性。选择世界银行公布的中等偏高收入贫困线为贫困标准<sup>①</sup>，相关变量参考宋经翔等 (2021) 的研究，具体包括年龄、年龄平方、性别、未来信心程度、健康状况、受教育程度、医疗保险、私人转移支付、政府转移支付、婚姻状况和风险冲击等<sup>②</sup>。依据万

<sup>①</sup>世界银行公布的中等偏高收入贫困线为每人每天 5.5 美元，换算成国内贫困线为家庭年人均纯收入 7665 元 (World Bank, 2018)。

<sup>②</sup>未来信心程度表示对自己未来的信心程度，从没有信心到很有信心 5 个程度等级分别赋值 1~5。医疗保险表示是否有任何的社会医疗保险：是=1，否=0。私人转移支付表示是否有子女、亲戚和朋友等给予经济帮助：是=1，否=0。政府转移支付表示是否收到政府转移支付：是=1，否=0。风险冲击表示可能造成贫困的各类社会风险和个人因素，变量的设置分为两部分：一是遭受重大事件的支出；二是个人医疗费用支出超过家庭人均纯收入 10% 以上。这两类风险发生其中一项便认为遭受了风险冲击 (参见宋经翔等，2021)。

广华和章元（2009）的研究，若未来收入低于贫困线的概率超过 50%，则将其归为贫困脆弱状态；反之则归为非贫困脆弱状态。

非贫困脆弱性的农村家庭中有 9.91% 选择创业，使用互联网的创业家庭占创业家庭的比例为 66.5%，而使用互联网的未创业家庭占未创业家庭的比例仅为 42.65%。贫困脆弱性农村家庭中有 4.45% 选择创业，使用互联网的创业家庭占创业家庭的比例为 27.42%，而使用互联网的未创业家庭占未创业家庭的比例仅为 11.16%。该结果清晰地表明，贫困脆弱性家庭在创业和互联网使用方面的比例明显低于非贫困脆弱性家庭。对贫困脆弱性家庭和非贫困脆弱性家庭互联网创业效应的分解结果如表 6 所示。

表 6 互联网创业效应分解结果：贫困脆弱性的异质性

	效应	中介变量为弱社会关系网络				中介变量为强社会关系网络			
		超额相对风险	标准误	p 值	效应占比	超额相对风险	标准误	p 值	效应占比
贫困脆弱性家庭	总效应	0.444	0.667	0.505	1.000	0.878	0.809	0.278	1.000
	受控直接效应	0.193	0.802	0.810	0.434	0.555	0.890	0.533	0.633
	纯调节效应	0.125	0.322	0.699	0.280	0.264	0.509	0.605	0.300
	调节中介混合效应	0.155	0.171	0.362	0.350	0.047	0.112	0.676	0.053
	纯中介效应	-0.029	0.036	0.429	-0.065	0.012	0.027	0.649	0.014
非贫困脆弱性家庭	总效应	1.058	0.284	0.000	1.000	0.896	0.257	0.000	1.000
	受控直接效应	0.659	0.235	0.005	0.623	0.963	0.255	0.000	1.074
	纯调节效应	0.184	0.105	0.079	0.174	-0.097	0.059	0.098	-0.108
	调节中介混合效应	0.142	0.064	0.026	0.134	-0.050	0.036	0.174	-0.055
	纯中介效应	0.073	0.027	0.007	0.069	0.080	0.032	0.011	0.090

表 6 显示，对于贫困脆弱性家庭而言，总效应和四项分解效应的 p 值均大于 0.1，说明互联网对他们的创业选择并未发挥显著的作用。互联网在一定程度上降低了创业门槛，提升了贫困脆弱性家庭应对风险的能力，但他们又往往表现出较高的风险厌恶水平。同时，贫困脆弱性群体往往具有受教育程度低和年龄偏大等特征，贫困脆弱性家庭的户主平均受教育年限仅为 2.25 年，平均年龄为 62.82 岁。对互联网的使用受他们自身的群体文化观念和认知水平的约束，最终互联网的使用未能显著提高贫困脆弱性农村家庭的创业概率。贫困脆弱性家庭面临数字鸿沟问题，部分被排斥于互联网红利之外。对于非贫困脆弱性家庭而言，互联网创业效应大体上与采用总样本的分解结果类似，唯一明显的变化是，强社会关系网络的纯调节效应从不显著变为显著。在非贫困脆弱性家庭和贫困脆弱性家庭间，强社会关系网络的纯调节效应表现出较大的异质性。一个可能的解释是：相对优势群体所联接的强社会关系网络往往嵌入了更多的资源，对网络信息表现出更为有效和强大的筛选功能。不同特征的群体间优势差距越明显，强社会关系网络纯调节效应的差异性越大。强社会关系网络在贫困脆弱性家庭创业中的正向纯调节效应不显著，在非贫困脆弱性家庭创业中表现出显著的负向纯调节效应。

## 六、结论与政策启示

本文基于2018年中国家庭追踪调查数据,通过检验网络“互嵌”所产生的中介效应和调节效应,深入分析了网络“互嵌”机制。本文研究的主要结论为:第一,互联网和社会关系网络均能显著地促进农村家庭创业,两类社会关系网络对互联网创业效应发挥中介效应,农村家庭的弱社会关系网络正向调节互联网创业效应。网络“互嵌”仅表现在互联网和弱社会关系网络之间,同时强社会关系网络虽然表现出中介效应,但占互联网创业效应的比例仅为6.2%。就整体而言,互联网技术颠覆了农村家庭创业的传统思维和模式,但技术最终仍要嵌入社会环境中运行,弱社会关系网络具有互联网创业效应“放大器”的作用。第二,生存型创业有利于巩固并拓展农村脱贫攻坚成果,互联网生存型创业效应主要依靠互联网的受控直接效应,占互联网创业效应的比例超过70%,社会关系网络仅发挥纯中介效应;机会型创业能够在实现自身富裕的同时先富带动后富,互联网机会型创业效应更多地受弱社会关系网络的正向调节,弱社会关系网络的三大分解效应占总效应的比例达65.7%,其“放大器”的作用在机会型创业中表现得更为显著。第三,对于户主健康状况较差的农村家庭,互联网表现出了纯技术贡献,而社会关系网络却未表现出中介效应和调节效应。第四,对于贫困脆弱性农村家庭,互联网的使用未能显著地促进他们创业,保守的文化观念和有限的学习能力影响了他们对互联网的使用。

本文的研究结论对进一步发挥互联网创业效应、助力共同富裕的实现具有以下几方面的政策启示。第一,以互联网为代表的数字技术在农村家庭创业中表现出公共物品属性,技术对资源禀赋处于弱势的农村赋能,对农村弱势群体赋能。基于互联网公共物品属性以及农村创业技术赋能的作用,除进一步做好农村网络基础设施工作外,更为紧要的是大力推进农村互联网使用培训工作。贫困脆弱性群体仍然是农村重要的创业参与者,可以通过培训破除他们的保守观念和数字鸿沟,保障他们公平地享有数字赋能红利。第二,搭建拓展弱社会关系网络的平台,助力农村家庭创业。传统农村社会更多依赖于血缘和地缘的强社会关系网络加以联接,基于社会分工的弱社会关系网络有待进一步发展。中国农村社会的“原子化”状态日渐明显,农民之间缺少横向联接,与政府和市场的对接困难。合作社在农村中构建灵活整合资源的组织形态,联接了市场,也畅通了与政府对接的渠道。该类组织有助于农村家庭发展弱社会关系网络,为创业活动发展提供充足动力。第三,互联网同社会关系网络“互嵌”有力地促进了农村家庭创业,在某种程度上表明了技术和制度融合对技术赋能的重要意义。社会关系网络同乡村社会结构紧密联系,互联网创业效应的充分发挥有赖于农村整体社会制度环境的改善。技术与制度的融合效应集中体现在机会型创业上。“农村精英”是机会型创业的主力军,需要有力回应他们创业的难点和痛点,着力培养他们的互联网素养。通过鼓励大量熟悉农村、懂得农村和热爱农村的精英创业,深挖地方潜力,走通一条有地方特色的乡村振兴和共同富裕之路。

### 参考文献

- 1.边燕杰、丘海雄,2000:《企业的社会资本及其功效》,《中国社会科学》第2期,第87-99页、第207页。
- 2.程郁、罗丹,2009:《信贷约束下农户的创业选择——基于中国农户调查的实证分析》,《中国农村经济》第11

期,第25-38页。

3.弗朗西斯·福山,2001:《信任:社会美德与创造经济繁荣》,彭志华译,海口:海南出版社,第69-82页。

4.郭士祺、梁平汉,2014:《社会互动、信息渠道与家庭股市参与——基于2011年中国家庭金融调查的实证研究》,《经济研究》第S1期,第116-131页。

5.黄洁、蔡根女、买忆媛,2010:《谁对返乡农民工创业机会识别更具影响力:强连带还是弱连带》,《农业技术经济》第4期,第28-35页。

6.霍生平、刘海,2020:《返乡创客社会网络异质性、知识隐性性与利用式创新研究——基于创业拼凑的中介作用》,《软科学》第4期,第83-89页。

7.克莱·舍基,2012:《认知盈余:自由时间的力量》,胡泳、哈丽丝译,北京:中国人民大学出版社,第18页。

8.来向武、任玉琛,2020:《中国互联网使用对社会资本影响的元分析》,《新闻与传播研究》第6期,第21-38页、第126页。

9.刘刚、张冷然、梁晗、王泽宇,2021:《互联网创业的信息分享机制研究——一个整合网络众筹与社交数据的双阶段模型》,《管理世界》第2期,第107-125页、第9页。

10.吕鸿江、张秋萍、彭丽娟,2020:《领导被下属“逆向指导”的权变机制——信息深加工和信任地位的作用》,《中国工业经济》第11期,第174-192页。

11.马光荣、杨恩艳,2011:《社会网络、非正规金融与创业》,《经济研究》第3期,第83-94页。

12.沈毅,2019:《儒法传统与“关系信任”的指向——兼论中国人社会关系的分类与区隔》,《开放时代》第4期,第133-154页、第7页。

13.宋经翔、边恕、孙雅娜,2021:《政府转移支付对灵活就业人员贫困脆弱性的影响效应及传导机制研究》,《人口与发展》第2期,第2-16页。

14.汤学兵、吴磊、李峰波,2020:《城市化、社会网络与农民工自雇创业:以平阳县油篓村为例》,《产经评论》第5期,第89-103页。

15.万广华、章元,2009:《我们能够在多大程度上准确预测贫困脆弱性?》,《数量经济技术经济研究》第6期,第138-148页。

16.王金杰、牟韶红、盛玉雪,2019:《电子商务有益于农村居民创业吗?——基于社会资本的视角》,《经济与管理研究》第2期,第95-110页。

17.王正位、李梦云、廖理、石永彬,2022:《人口老龄化与区域创业水平——基于启信宝创业大数据的研究》,《金融研究》第2期,第80-97页。

18.魏昭、蒋佳伶、杨阳、宋晓巍,2018:《社会网络、金融市场参与和家庭资产选择——基于CHFS数据的实证研究》,《财经科学》第2期,第28-42页。

19.许丹红,2016:《互联网使用动机、网络密度与网民社会资本》,《青年研究》第6期,第21-31页、第92页。

20.周洋、华语音,2017:《互联网与农村家庭创业——基于CFPS数据的实证分析》,《农业技术经济》第5期,第111-119页。

21.Audretsch, D. B., and M. Keilbach, 2008, "Resolving the Knowledge Paradox: Knowledge-spillover Entrepreneurship and

Economic Growth”, *Research Policy*, 37(10):1697-1705.

22. Barnett, W. A., M. Hu, and X. Wang, 2019, “Does the Utilization of Information Communication Technology Promote Entrepreneurship: Evidence from Rural China”, *Technological Forecasting and Social Change*, 141:12-21.

23. Baron, R. M., and D. A. Kenny, 1986, “The Moderator–mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations”, *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6):1173-1182.

24. Chaudhuri, S., J. Jalan, and A. Suryahadi, 2002, “Assessing Household Vulnerability to Poverty from Cross-sectional Data: A Methodology and Estimates from Indonesia”, discussion paper, Columbia University, <https://doi.org/10.7916/D85149GF>.

25. Cumming, D., and S., Johan, 2010, “The Differential Impact of the Internet on Spurring Regional Entrepreneurship”, *Entrepreneurship Theory and Practice*, 34(5):857-883.

26. Dutton, W. H., B. Reisdorf, E. Dubois, and G. Blank, 2017, “Search and Politics: The Uses and Impacts of Search in Britain, France, Germany, Italy, Poland, Spain, and the United States”, Quello Center Working Paper No.5-1-17, <https://doi.org/10.2139/ssrn.2960697>.

27. Granovetter, M. S., 1973, “The Strength of Weak Ties”, *American Journal of Sociology*, 78(6):1360-1380.

28. Hampton, K., and B. Wellman, 2003, “Neighboring in Netville: How the Internet Supports Community and Social Capital in a Wired Suburb”, *City & Community*, 2(4):277-311.

29. Kirzner, I. M., 1997, “Entrepreneurial Discovery and the Competitive Market Process: An Austrian Approach”, *Journal of Economic Literature*, 35(1):60-85.

30. Kraut, R., M. Patterson, V. Lundmark, S. Kiesler, T. Mukophadhyay, and W. Scherlis, 1998, “Internet Paradox: A Social Technology that Reduces Social Involvement and Psychological Well-being?”, *American Psychologist*, 53(9):1017-1031.

31. McKenna, K. Y., and J. A. Bargh, 2000, “Plan 9 From Cyberspace: The Implications of the Internet for Personality and Social Psychology”, *Personality and Social Psychology Review*, 4(1):57-75.

32. Putnam, R. D., 1997, “The Prosperous Community: Social Capital and Public Life”, *The American Prospect*, 13(13):35-42.

33. Putnam, R. D., 2000, *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*, New York: Simon and Schuster.

34. Ruef, M., 2002, “Strong Ties, Weak Ties and Islands: Structural and Cultural Predictors of Organizational Innovation”, *Industrial and Corporate Change*, 11(3):427-449.

35. Saracevic, T., 1999, “Information Science”, *Journal of the Association for Information Science & Technology*, 50(12):1051-1063.

36. VanderWeele, T. J., 2014, “A Unification of Mediation and Interaction: A 4-way Decomposition”, *Epidemiology*, 25(5):749-761.

37. Walker, K. N., A. MacBride, and M. L. Vachon, 1977, “Social Support Networks and the Crisis of Bereavement”, *Social Science & Medicine*, 11(1):35-41.

38. Whitley, R. D., 1991, “The Social Construction of Business Systems in East Asia”, *Organization Studies*, 12(1):1-28.

39. World Bank, 2018, *Poverty and Shared Prosperity 2018: Piecing Together the Poverty Puzzle*, Washington, D. C.: World Bank.

40. Xavier-Oliveira, E., A. O. Laplume, and S. Pathak, 2015, “What Motivates Entrepreneurial Entry under Economic

Inequality? The Role of Human and Financial Capital”, *Human Relations*, 68(7):1183-1207.

41.Xiao, Z., and Y. Wang, 2021, “Positive Reciprocity Belief Moderates the Effects of Trust and Felt Trust on Knowledge-sharing Intention”, *Social Behavior and Personality: An International Journal*, 49(12):1-10.

42.Yu, X., Y. Tao, Y. Chen, W. Zhang, and P. Xu, 2019, “Social Networks and Online Store Performance in Emerging Economies: The Mediating Effect of Legitimacy”, *Electronic Markets*, 29(2):201-218.

43.Yuan, C. W., and Y. H. Lee, 2022, “Connecting and Being Connected: Investigating Friending Practices Across Multiple Social Networking Sites”, *Information Technology & People*, 35(3):1096-1115.

44.Zhao, J., and T. Li, 2021, “Social Capital, Financial Literacy, and Rural Household Entrepreneurship: A Mediating Effect Analysis”, *Frontiers in Psychology*, 12:724605, <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.724605>.

(作者单位：安徽财经大学财政与公共管理学院)

(责任编辑：黄 易)

## Network “Inter-embeddedness” and the Choice of Rural Family Entrepreneurship: A Further Discussion on Achieving Common Prosperity

WANG Haolin WANG Ziming

**Abstract:** How can the Internet play a role in promoting entrepreneurship in traditional rural society as a new force? This article uses the data of China Family Panel Studies (CFPS) in 2018 to decompose the overall effect of an exposure on an outcome within the counterfactual framework to the pure technology effect and social effect, to verify the “inter-embeddedness” mechanism of the Internet and social network. The study finds that the Internet empowers rural families to start businesses, but the “inter-embeddedness” effect only occurs between the Internet and the weak social network, and strong social network only plays a pure intermediary effect. Combined with the background of common prosperity, this study further analyzes the heterogeneity of the network “inter-embeddedness” mechanism. The results of heterogeneity analysis show that pure technology contribution plays a major role in the Internet survival entrepreneurial effect, and the weak social network plays an “amplifier” role in the Internet opportunity entrepreneurial effect. For rural households with poor health status of household heads, the Internet only shows pure technical contributions. Poor and vulnerable rural families face the problem of digital divide, and the Internet entrepreneurship effect is not significant. This study holds that in an increasingly “atomized” rural society, we should attach importance to the development of social organizations, so as to expand the weak social network of rural families, realize the dual driving forces of organizational system and technology for rural families to start businesses, and take a path of rural revitalization and common prosperity with local characteristics.

**Keywords:** Internet; Social Network; Rural Family; Entrepreneurship; Embeddedness

# 放开生育政策促进了农村劳动力 外出务工吗？\*

王安邦<sup>1,2</sup> 何 可<sup>1,2</sup> 张俊飏<sup>1,3</sup>

**摘要：**本文基于中国家庭追踪调查 2012—2018 年的农村家庭数据，应用 PSM-DID 模型分析了“二孩政策”对农村劳动力外出务工的影响。与前人研究结论不同的是，本文研究发现：放开生育政策带来了显著的收入效应，促进了农村劳动力外出务工。其中，“单独二孩”政策的影响整体上不显著，但在欠发达地区表现出了对农村劳动力外出务工的显著促进作用；“全面二孩”政策使目标家庭农村劳动力外出务工的可能性平均提高了 16.3%，且并未表现出明显的地区差异。政府部门应在优化生育政策的同时，充分考量由生育政策不断放开所引致的劳动力流动加剧，做好应对农村劳动力加速向城市转移的准备。

**关键词：**放开生育政策 “二孩政策” 农村劳动力 外出务工

**中图分类号：**C923 F323.6 **文献标识码：**A

## 一、引言

为了有效应对人口红利消失、人口老龄化及出生性别比失调等问题，中国近年来加快了生育政策调整的步伐。2013年12月，第十二届全国人大常委会通过《关于调整完善生育政策的决议》，夫妇中只要有一方是独生子女则可生育两个孩子的政策（简称“单独二孩”政策）于2014年依法实施。2016年初，全国范围全面实施一对夫妇可生育两个孩子的政策（简称“全面二孩”政策）。2021年5月31日，中共中央政治局审议《关于优化生育政策促进人口长期均衡发展的决定》并提出，实施一对夫妇可以生育三个子女政策（简称“三孩政策”）及其配套支持措施。

生育政策的放开能够在一定程度上促进家庭的多子女生育行为，也很可能会对中国劳动力市场产生一系列影响。未来，青年劳动年龄人口占比将因此趋于上升，劳动力的结构进一步得到优化（顾和军和李青，2017），城乡劳动力的流动也可能受到影响。可以预期，在放开生育政策的激励下，中国新生人口数量将趋于上升，这有助于减缓国内人口老龄化以及劳动参与率、劳动年龄人口规模不断下降的趋势，并进一步稳定国内劳动力市场和劳动力供求格局（李建伟，2020）。

\*本文通讯作者：何可。笔者衷心感谢匿名审稿人对本文提出的建设性修改意见，当然，文责自负。

那么，生育政策的放开一定能促进农村劳动力的外出务工吗？虽然放开生育政策有可能拉高生育意愿，但原计划生育政策在农村地区执行力度较弱（陆杰华等，2007），且随着经济社会发展，人们的理想子女数正趋于稳定（庄亚儿等，2021）。同时，近年来农村劳动力外出务工的绝对数量与相对数量持续上升，并已达到了劳动力转移的“刘易斯拐点”（吴晓华和张克克，2019）。故而，现实中放开生育政策是否促进了农村家庭生育行为仍然有待考察——这取决于育龄夫妇将孩子视为“消费品”和“投资品”的相对程度。此外，即使政策的实施促进了农村家庭的生育行为，也不意味着农村劳动力外出务工必定因此受到促进——由于子女数量增多同时具有替代效应与收入效应，故育龄夫妇既可能为照顾子女而减少外出务工，亦可能迫于家庭生计负担加重而选择外出务工。

对此问题的思考和实证研究，不仅有助于明确城乡劳动力流动在人口老龄化过程中的变化趋势，还能为稳定城乡劳动力市场提供有针对性的对策建议。在国内生育政策逐渐放开的背景下，城乡劳动力流动在应对人口老龄化过程中的作用势必更为明显，而评估放开生育政策对农村劳动力外出务工的影响可为理解城乡劳动力流动提供一个新视角。但遗憾的是，尚未有文献通过政策评估的方法严谨估计放开生育政策对农村劳动力外出务工的影响。有鉴于此，本文基于中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）2012年、2014年、2016年和2018年共4期农村家庭<sup>①</sup>数据，利用PSM-DID模型，以“二孩政策”<sup>②</sup>为切入点，实证研究放开生育政策对农村劳动力外出务工的影响。

同现有文献相比，本文的边际贡献在于以下两方面。第一，将农村劳动力外出务工纳入生育政策影响评估的研究范畴，估计了“二孩政策”对农村劳动力外出务工的影响，并基于地区差异视角，检验了农村劳动力外出务工受“二孩政策”影响的异质性，这将有助于对城乡劳动力流动进行管理和引导。第二，本文以“二孩政策”为切入点，验证了放开生育政策的实施效果及社会影响，并及时回应了国家新出台的“三孩政策”，为生育政策的进一步优化提供了参考。

## 二、理论分析

放开生育政策作用于政策目标家庭的生育行为并带来家庭子女数量的变动，这将引致家庭生命周期的资源配置发生变更（Samuelson, 1958），从而影响家庭劳动力的就业选择（吴晓华和张克克，2019）。基于家庭生育动机这一微观视角，“二孩政策”对农村家庭子女数量带来的可能影响是：一方面，当育龄夫妇把子女视为“消费品”时，由于自身的消费与子女数量具有替代性，其倾向于降低生育子女的数量（Becker and Lewis, 1973），因此家庭子女数量不再增加；另一方面，当把子女看作“投资品”时，由于未来能够获得孩子的回报，基于养儿防老动机，育龄夫妇可能会增加生育数量（Ehrlich and Lui, 1991）。因此，生育政策放松后，育龄夫妇会权衡收益与成本并做出最优选择，而家庭生育行为是否得到促进取决于育龄夫妇将孩子视为“消费品”和“投资品”的相对程度。换言之，育龄夫妇对养育

<sup>①</sup>农村家庭一般为“农村中以血缘和婚姻关系为基础组成的农村最基层的社会单位”。在本文的实证研究中，农村家庭具体指半数以上家庭成员的户口性质为农业户口的受访家庭。

<sup>②</sup>本文所关注的“二孩政策”同时包含“单独二孩”“全面二孩”两项政策。

一个子女的当期边际成本和未来收益的权衡决定了其子女数量是否增加。

本文将人的生命周期分为未成年期、成年期和老年期，并假设所有个体在同一时期无差异，且所有选择发生于成年期。处于未成年期的子女由其成年期父母（即育龄夫妇）照顾<sup>①</sup>，因而子女的消费包括在育龄夫妇的消费中。假设育龄夫妇是理性的，生育孩子的数量和质量（用人力资本衡量）均是其需要考虑的因素（De La Croix and Doepke, 2003）。因此，育龄夫妇的效用函数中包括：成年期消费  $c_t$ 、老年期消费  $c_{t+1}$ 、生育决策  $b_t$  以及子女人力资本  $h_{t+1}^c$ 。效用函数可由如下对数形式表示：

$$U_t = \ln c_t + \phi \lambda \ln c_{t+1} + \beta_1 \ln(b_1 h_{t+1}) + \beta_2 \ln(b_2 h_{t+1}) \quad (1)$$

其中，参数  $\phi$  为贴现因子， $\lambda$  为预期寿命（其越大表明人的预期寿命越长）。由于本文考察的是育龄夫妇在一孩与二孩之间的选择<sup>②</sup>，因此，生育决策  $b_t$  为二值变量。具体而言，如果育龄夫妇选择只生育一个孩子，则  $b_1=1$ ， $b_2=0$ ；如果选择生育两个孩子，则  $b_1=b_2=1$ 。 $\beta_1$  和  $\beta_2$  分别表示一孩和二孩及其人力资本在育龄夫妇效用函数中的效用权重<sup>③</sup>，且由于边际效用递减，故假定家庭中生育一孩的效用权重严格大于生二孩的效用权重，即  $\beta_1 > \beta_2$ 。

在当期人力资本  $h_t^p$  给定的情况下，育龄夫妇的成年期预算约束可表示为：

$$c_t + s_t = w_t h_t^p [1 - (\tau_1 b_1 + \tau_2 b_2) - (\varphi_1 b_1 + \varphi_2 b_2) e_t] - (\rho_1 + \rho_2 e_t)(b_1 + b_2) + m_t \quad (2)$$

其中， $c_t$  和  $s_t$  分别代表当期的消费与储蓄， $h_t^p$  表示当期育龄夫妇的人力资本水平， $w_t$  表示有效劳动的单位收入，因而  $w_t h_t^p$  表示的是家庭单位劳动投入的收入。 $m_t$  表示家庭固定资产，与劳动时间以及人力资本无关。 $\tau$  和  $\rho$  分别是抚养和教育子女所需要花费育龄夫妇的时间成本，假设抚养和教育一孩的时间成本高于抚养二孩的成本： $\tau_1$  和  $\tau_2$  分别是抚养一孩和二孩所需要花费的时间成本（不考虑子女教育）， $\tau_1 > \tau_2$ ； $\varphi_1$  和  $\varphi_2$  分别是一孩和二孩每接受 1 单位教育所需要花费的时间成本， $\varphi_1 > \varphi_2$ 。抚养一个子女所需要花费育龄夫妇  $\rho_1$  的经济成本，培养一个子女每接受 1 单位教育所需要花费  $\rho_2$  的经济成本。 $e_t$  代表所培养子女接受教育的水平。子女未来的人力资本  $h_{t+1}^c$  依赖于育龄夫妇当期人力资本水平  $h_t^p$  及子女的教育水平  $e_t$ 。

假设不受生育能力等生理因素的限制，育龄夫妇会比较只生一孩的总效用和选择生二孩的总效用的大小，故是否选择生育二孩在一定程度上由生育二孩是否会提高家庭总效用来决定。基于（1）式与（2）式，如果  $U_t(b_2 = 0) > U_t(b_2 = 1)$ ，则育龄夫妇选择只生育一孩；如果  $U_t(b_2 = 0) < U_t(b_2 = 1)$ ，则选择生育二孩。此前，在尚未放开“二孩政策”之前，不符合条件的家庭生育二孩将面临一定的经

<sup>①</sup>此处不考虑除父母以外存在其他法定监护人、指定监护人、遗嘱监护人或委托监护人的情况。

<sup>②</sup>所谓“一孩”和“二孩”，是家庭中育龄夫妇所生育第一胎、第二胎的简称。此处不考虑领养、寄养及一胎多子等特殊生育情况等，下同。

<sup>③</sup>近几十年来，世界各国政府长期致力于促进两性平等，中国更是将男女平等作为社会发展的一项基本国策，并取得了卓越成效。同时，现有研究（如：邓翔等，2018）在推导效用方程时一般假设子女性别对其父母效用无影响，故此不考虑子女性别对育龄夫妇生育决策的影响，认为一次生育行为中生男孩与生女孩可能性均等且不存在效用差异。

济处罚，这意味着经济成本  $\rho_1$  中包含了可能因违反生育政策而遭受的处罚。放开“二孩政策”之后， $\rho_1$  会下降。那么，分别对  $U_i(b_2 = 0)$  和  $U_i(b_2 = 1)$  关于经济成本  $\rho_1$  求偏导，可得：

$$|\partial U_i(b_2 = 0) / \partial \rho_1| > |\partial U_i(b_2 = 1) / \partial \rho_1| \quad (3)$$

基于(3)式，当抚养及教育子女所需的时间成本不变时，抚养子女的经济成本下降会使得育龄夫妇更愿意选择生二孩。理论上，基于“养儿防老”动机，“二孩政策”的放开使得抚养子女的经济成本下降，农村家庭育龄夫妇把子女看作“投资品”的程度更有可能高于视之为“消费品”的程度，由此家庭更愿意选择生育二孩。考虑到“全面二孩”政策对象更广，故其影响将可能强于“单独二孩”政策。如图1所示，“全面二孩”政策正式实施后的三年（即2017—2019年）中，国内二孩出生数量占新生儿总量的比例快速上升，而“单独二孩”政策带来的影响则不甚明显。鉴于农村地区生育率本就高于城市（陆杰华等，2007），放开生育政策对农村地区生育率的促进作用尚需以实证检验之。



图1 2013—2019年中国一孩、二孩出生数量占新生儿出生总量比例

数据来源：2013—2015年数据源自国家统计局全国抽样调查数据，2016—2019年数据源自国家卫健委公告。

假设“二孩政策”促进了农村家庭的生育意愿和行为，那么由此导致子女数量尤其是新生儿数量的增多则可能会对育龄夫妇参与劳动及外出务工决策产生重要影响。为进一步解释上述影响，本文根据经典的家庭经济模型及其扩展（Becker, 1965；刘凌晨和曾益，2016），构建融入子女养育（时间）成本的农村家庭劳动决策模型如下：

$$\text{Max } U = \text{Max } U(c, e, Z\delta) \quad (4)$$

$$T = L^w + L^a + L^f + L^b + e \quad (5)$$

$$p^c c = wL^w + (P^Y Y - P^X X) - B + V \quad (6)$$

(4)式反映了农村家庭效用最大化问题。其中， $U(*)$ 是农村家庭育龄夫妇的效用函数，由消费  $c$ 、闲暇  $e$  和偏好  $Z\delta$  共同决定，偏好  $Z\delta$  由研究对象个人、家庭、地区等特征因素共同决定。(5)式为时间分配约束， $T$  表示育龄夫妇的时间禀赋，分配于外出务工时间  $L^w$ 、自家农业劳动时间  $L^a$ 、家务劳动时间  $L^f$ 、抚养子女时间  $L^b$  和闲暇时间  $e$ 。(6)式表示预算约束， $p^c$  为消费品价格， $w$  表示受雇工资， $P^Y$ 、 $P^X$  分别表示自家农业活动产出  $Y$  和投入  $X$  的价格， $B$  表示养育子女支出， $V$  表示其他净经济转移收入。

基于（4）式、（5）式和（6）式，子女数量与育龄夫妇劳动供给之间在理论上存在替代效应和收入效应。替代效应是指照料子女会对市场就业产生一定的挤出，即在其他条件不变的情况下子女数量的增加意味着  $L^b$  上升，从而使得  $L^w$  下降，这将对劳动供给产生负面效应（邓翔等，2018），最有可能的表现即为外出务工减少。收入效应是指需抚养子女数量的增多会使得家庭支出趋于上升，育龄夫妇会选择兼顾照顾子女和参与工作，或被迫进入劳动力市场。换言之，保持效用不变，有  $\partial L^w / \partial B > 0$ ，这意味着家庭劳动供给将增加，而外出务工或将成为补偿家庭支出增加的最突出的“被动反应”（孙战文，2013）。在上述过程中，替代效应与收入效应作用相反，而子女数量对农村劳动力外出务工的真实影响取决于二者的净效应。若收入效应占据主导则净效应为正，子女数量的增加将促进农村劳动力外出务工；若净效应为负，则子女数量的增加将抑制农村劳动力外出务工。目前，放开生育政策是否影响及如何影响农村劳动力外出务工尚无定论，唯有证实影响的存在且明确影响方向，才可对政策的完善提供借鉴。

### 三、实证设计

#### （一）政策群体识别

本文所关注的“单独二孩”政策自2014年1月在各省份依次推进，至当年6月在全国全面执行，而“全面二孩”政策自2016年1月1日起在全国范围内统一实施。两次“二孩政策”的目标家庭类型有较大差异，不宜通过常用的区域划分来分离受政策影响的实验组与控制组。

2013年11月，中共十八届三中全会通过《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》，并提出“坚持计划生育的基本国策，启动实施一方是独生子女的夫妇可生育两个孩子的政策”，即“单独二孩”政策作用于夫妇双方只有一方是独生子女的“单独家庭”<sup>①</sup>。2015年10月，中共十八届五中全会会议提出“坚持计划生育的基本国策，完善人口发展战略，全面实施一对夫妇可生育两个子女的政策”，即“全面二孩”政策主要作用于夫妇双方均不是独生子女的“非独家庭”（汪伟等，2020）。基于此，本文对两次“二孩政策”目标群体的识别设定见表1<sup>②</sup>。

表1 “二孩政策”群体识别

	“单独二孩”政策	“全面二孩”政策
实验组	夫妇只有一方是独生子女的育龄夫妇	夫妇均不是独生子女的育龄夫妇
控制组	夫妇均为独生子女或均不为独生子女的育龄夫妇	夫妇至少一方为独生子女的育龄夫妇

<sup>①</sup>事实上，中国于2000年后试点出台夫妇双方均为独生子女的可以生育二孩的政策（即“双独二孩”政策）。该政策距离“单独二孩”“全面二孩”政策的发布时间较远，且覆盖范围较小，本文不予考虑。由于夫妇双方均为独生子女的育龄夫妇不受“单独二孩”“全面二孩”政策影响，故划入控制组。

<sup>②</sup>近年来，中央政府相继颁布《关于进一步做好为农民工服务工作的意见》《关于支持农民工等人员返乡创业的意见》等一系列政策文件，各级地方政府亦围绕农村劳动力外出务工、返乡就业等施行了诸多政策。需注意的是，已有政策的受众为外出务工的农村劳动力群体，并不因其属于“单独家庭”或“非独家庭”而有所差异。故在研究中不予以考虑。

借鉴已有研究（汪伟等，2020），本文认为“单独二孩”与“全面二孩”政策的目标群体不同，且不考虑对非目标家庭的影响。其一，放开生育政策的本质是放开原本生育受管控的家庭，“单独二孩”政策的目标群体为夫妇只有一方是独生子女的育龄夫妇，而“全面二孩”政策的目标群体为夫妇均不是独生子女的育龄夫妇。其二，上述政策不具有时间溢出效应。以“单独二孩”政策为例，政策实施后“单独家庭”获得了二孩生育的自由选择权，而“双独家庭”本就已获此权利、“非独家庭”上述权利依旧受管控，故“单独家庭”是“单独二孩”政策的直接作用群体。同样地，“全面二孩”政策赋予了“非独家庭”二孩生育的自由选择权，而“双独家庭”与“单独家庭”本就已获得这项权利。需指出的是，近年来中国围绕放开生育政策开展了一系列尝试，这将带动社会整体生育意愿的提高并可能影响非目标群体，但上述作用不具有直接性且难以量化，故在本文中不予考虑。

## （二）实证模型

在进行政策评估时，学界通常使用双重差分法（Difference-in-Differences, DID）消除潜在趋势所产生的影响（Brodeur et al., 2020）。具体而言，本文将国内“单独二孩”和“全面二孩”政策的颁布实施分别看作是准自然实验，利用 DID 方法评估两次“二孩政策”对农村劳动力外出务工的影响。本文使用 DID 方法需构建两个虚拟变量：一是政策分组虚拟变量，将实验组赋值为 1、控制组赋值为 0。二是政策时间虚拟变量，处于“二孩政策”冲击之后赋值为 1，处于政策冲击之前赋值为 0。故本文将政策分组虚拟变量与政策时间虚拟变量的交叉项作为关键解释变量。

DID 方法的关键前提为实验组和控制组满足平行趋势假定，即在不受政策影响的情况下，实验组和控制组不存在随时间变化而变化的系统性差异。实际中，上述假定很难被满足，这使估计结果可能存在偏差，而倾向得分匹配法（Propensity Score Matching, PSM）能够使得实验组和控制组样本在各个方面尽可能保持相似水平（谢申祥等，2021）。有鉴于此，倾向得分匹配—双重差分法（PSM-DID）被提出，其基本思想是在控制组中寻找与实验组较为相似的个体，使得该个体的可观测特征与实验组的个体尽可能相似。当个体的劳动供给完全由可观测的协变量决定时，以倾向值为条件进行倾向指数匹配，可得平均处理效应（Average Treated Effect, ATE），即受到政策干预的个体所产生的变化。在实际操作中，本文首先利用 PSM 方法将实验组和与其各方面特征相似的控制组进行匹配，采用核匹配（带宽 0.05）方法来确定权重，剔除不符合要求的控制组。然后利用 DID 方法对匹配后的实验组和控制组进行回归。基于 PSM 方法，实证模型可设定如下：

$$Transfer_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Policy + X_{it} \beta_j + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

（7）式中， $Transfer_{it}$  为结果变量，代表农村劳动力外出务工（该变量为二值变量）。 $Policy$  为政策分组虚拟变量与政策时间虚拟变量的交叉项，是本文所要考察的核心解释变量，该变量代表了“二孩政策”的实施（系数  $\alpha_1$  能够反映“二孩政策”的净效应）。 $X_{it}$  为协变量向量组，用来控制可能影响农村劳动力外出务工的其他因素，包括个体、家庭、地区因素等。 $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。

## （三）变量设置

1. 被解释变量：农村劳动力外出务工。综合考虑 CFPS 数据库及现有研究（甄小鹏和凌晨，2017）对“外出务工”的定义，本文中农村劳动力外出务工行为具体指在被调查的前一年中，农村地区受访

者在户口所在地或家庭常住地的县及县级市以外地区有超过 6 个月的务工经历。本文基于个体层面分别对夫妇双方是否外出务工进行定义赋值。

2.核心解释变量：“二孩政策”。如前所述，本文所关注的核心解释变量“二孩政策”为政策分组虚拟变量与政策时间虚拟变量的交叉项，该变量系数的显著性和正负是考察重点。

3.控制变量。参考学界已有的对于农村劳动力外出务工影响因素的研究（孙文凯等，2011；郭燕枝等，2015），本文进一步选择受访者个体、家庭、地区等因素作为协变量。其中，个体因素包括上一期是否外出、夫妇中女性年龄、性别、受教育水平及自评健康状况等；家庭因素包括家庭人口数量、第一胎性别、第一胎年龄、家庭人均纯收入、家庭人均净资产、隔代照料支持以及是否使用互联网等<sup>①</sup>；地区因素则包括地区经济水平、地区交通条件、地区失业率以及地区固定效应等<sup>②</sup>。

表 2 变量设置与说明

变量	变量说明
是否外出务工	受访者在过去一年中外出务工=1；未外出务工=0
“二孩政策”	“二孩政策”分组虚拟变量×“二孩政策”时间虚拟变量
上一期是否外出	受访者在上一期有外出务工经历=1；否则=0
夫妇中女性年龄	受访时家庭中妻子的实际年龄（岁）
性别	男性=1；女性=0
受教育水平	受访者实际接受正规教育年限（年）
自评健康状况	受访者自评健康水平，“不健康”—“健康”：1~10 分
家庭人口数量	家庭人口数（人）
第一胎性别	男性=1；女性=0
第一胎年龄	家庭中第一胎子女实际年龄（岁）
家庭人均纯收入	同基期可比的家庭人均纯收入（元）的对数
家庭人均净资产	同基期可比的家庭人均净资产（元）的对数
隔代照料支持	夫妇双方至少一方父母为养育孙子女提供照料支持=1；否则=0
是否使用互联网	使用互联网=1；否则=0
地区经济水平	户籍所在省（区、市）同基期可比的人均 GDP（元）的对数
地区交通条件	户籍所在省（区、市）当年公路密度（公里/平方公里）
地区失业率	户籍所在省（区、市）当年失业率（%）
地区固定效应	户籍所在省（区、市）哑变量

#### （四）数据说明

1. 数据来源。本文采用 CFPS 数据库中 2012 年、2014 年、2016 年和 2018 年共 4 期相关数据。CFPS 项目由北京大学中国社会科学调查中心从 2010 年开始实施，是一项全国性、综合性的社会追踪调查项目。该项目采集的数据涉及面广、可信度高，涉及个体、家庭以及社区等三个层级，可以反映

<sup>①</sup>为弱化异常值的影响，家庭人均纯收入、家庭人均净资产等数据经过了 Stata 中 winsor 命令进行非删失双边缩尾处理。

<sup>②</sup>地区协变量的数据均来源于 2013—2019 年《中国统计年鉴》。

中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁（谢宇等，2014），为本文提供了较好的数据基础。

在 CFPS 数据库 4 期数据中，本文仅保留户籍为农村户口、2012—2018 年婚姻状况为“已婚”且夫妇中女性处于育龄期（15~49 岁）<sup>①</sup>的样本。同时，本文对实验组家庭（即“二孩政策”目标家庭）进行进一步处理：（1）去除位于少数民族自治区的样本<sup>②</sup>；（2）去除在“二孩政策”实施前符合“一孩为女孩，可生育二孩”政策<sup>③</sup>要求的样本；（3）去除政策前家庭子女数量不为 1 以及政策后子女数量大于 2 的样本。通过上述数据处理，可以保证实验组家庭的二孩生育行为在“二孩政策”实施前受到限制。最终，依据研究目的，共筛选出适用于本文研究的“单独二孩”政策个体样本 3635 个，“全面二孩”政策个体样本 4436 个。需要说明的是，本文采用的数据时间跨度长、涉及年份多，个体样本在一些年份有缺失，所以基准回归中的数据为非平衡面板数据。

表 3 变量的描述性统计

变量	“单独二孩”政策				“全面二孩”政策			
	2012 年		2016 年		2014 年		2018 年	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
是否外出务工	0.177	0.381	0.226	0.418	0.238	0.426	0.421	0.494
“二孩政策”时间虚拟变量	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000
“二孩政策”分组虚拟变量	0.235	0.424	0.312	0.463	0.278	0.446	0.310	0.463
上一期是否外出			0.107	0.310			0.110	0.314
夫妇中女性年龄	34.472	9.633	35.060	9.712	33.324	8.856	36.401	9.198
性别	0.504	0.500	0.475	0.500	0.465	0.499	0.493	0.500
受教育水平	5.136	2.867	8.433	5.622	7.874	4.620	11.167	4.067
自评健康状况	5.243	1.230	6.071	0.949	5.652	1.122	5.753	1.202
家庭人口数量	4.661	1.927	4.034	1.759	4.493	1.923	3.947	1.798
第一胎性别	0.531	0.499	0.548	0.498	0.660	0.474	0.552	0.497
第一胎年龄	13.889	7.384	17.419	12.125	12.244	11.694	17.884	10.960
家庭人均纯收入	8.670	1.200	9.635	1.119	8.967	1.184	10.066	0.976
家庭人均净资产	7.909	2.763	10.402	1.161	10.723	1.140	10.963	1.462
隔代照料支持	0.041	0.197	0.101	0.301	0.073	0.261	0.101	0.302
是否使用互联网	0.272	0.445	0.564	0.496	0.372	0.484	0.683	0.466
地区经济水平	10.545	0.391	10.925	0.438	11.132	0.201	11.536	0.389

<sup>①</sup>对生育而言，女性在更大程度上受到年龄的限制，15~49 岁是生育期，而男性所受到的限制较小。所以，育龄人口是指育龄妇女，即 15~49 岁的女性人口。

<sup>②</sup>即去除内蒙古自治区、广西壮族自治区、西藏自治区、宁夏回族自治区及新疆维吾尔自治区五个自治区的样本。

<sup>③</sup>即“一孩半”政策，指农村夫妇生育第一个孩子为女孩的，可以再生育一个孩子。实施该政策的地区包括：河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、贵州、陕西及甘肃等 19 个省（区）。

(续表3)

地区交通条件	0.869	0.477	1.155	0.595	1.030	0.544	1.158	1.000
地区失业率	3.266	0.425	3.343	0.716	3.302	0.533	3.202	0.538

#### 四、实证结果

##### (一) 倾向得分估计及平衡性检验

首先，笔者采取 Logit 概率模型估计倾向得分，并得到共同支持区域。共同支持区域表明，具有  $D_i=1$  和  $D_i=0$  分布的正密度区域均介于 0.025 和 0.975 之间。进一步，本文通过核匹配法（带宽 0.05）进行了平衡性检验，以验证协变量在实验组和控制组之间是否存在显著差异，对各种匹配结果的检验依据协变量在匹配前后标准化偏差的降低幅度及相应的 t 检验值来判断，结果如表 4 所示。不难发现，匹配前部分变量在实验组和控制组间具有显著差异，若直接进行比较分析，则所得结果可信度较低。匹配后，绝大多数协变量的标准化偏差都有大幅度的降低，全部变量的 t 检验均不显著。样本匹配基本消除了协变量在实验组和控制组间的显著差异，匹配后的数据分析结果可信度更高。

表 4 PSM 平衡性检验

变量	是否匹配	“单独二孩”政策					“全面二孩”政策				
		实验组 均值	控制组 均值	偏差 (%)	t 检验	p> t	实验组 均值	控制组 均值	偏差 (%)	t 检验	p> t
夫妇中女性年龄	未匹配	34.858	34.771	0.900	0.180	0.859	35.176	35.414	-2.500	-0.540	0.587
	匹配	34.858	34.756	1.100	0.160	0.873	35.177	35.242	-0.700	-0.120	0.904
性别	未匹配	0.569	0.486	16.600	3.220	0.001	0.490	0.477	2.600	0.550	0.582
	匹配	0.569	0.567	0.300	0.050	0.962	0.489	0.496	-1.400	-0.250	0.799
受教育水平	未匹配	6.605	6.449	3.600	0.700	0.482	9.363	8.749	13.200	2.800	0.005
	匹配	6.605	6.568	0.800	0.130	0.899	9.358	9.302	1.200	0.220	0.828
自评健康	未匹配	5.431	5.553	-10.100	-1.970	0.048	6.599	6.747	-5.300	-1.130	0.261
	匹配	5.431	5.434	-0.200	-0.030	0.976	6.599	6.613	-0.500	-0.090	0.930
家庭人口数量	未匹配	5.131	4.191	48.700	10.130	0.000	4.313	4.210	5.500	1.190	0.233
	匹配	5.131	5.041	4.600	0.630	0.532	4.312	4.318	-0.300	-0.050	0.957
第一胎性别	未匹配	0.519	0.532	-2.700	-0.520	0.603	0.598	0.622	-4.900	-1.050	0.294
	匹配	0.519	0.524	-1.000	-0.150	0.881	0.599	0.599	-0.100	-0.010	0.990
第一胎年龄	未匹配	15.604	15.007	6.100	1.230	0.220	16.477	14.233	18.200	3.880	0.000
	匹配	15.604	15.566	0.400	0.060	0.954	16.476	16.283	1.600	0.260	0.793
家庭人均纯收入	未匹配	9.384	9.230	10.600	1.830	0.068	9.500	9.371	10.600	2.210	0.027
	匹配	9.384	9.392	-0.600	-0.100	0.923	9.498	9.481	1.400	0.270	0.791
家庭人均净资产	未匹配	9.181	9.286	-3.600	-0.680	0.493	11.441	11.306	9.900	2.070	0.039
	匹配	9.181	9.237	-1.900	-0.280	0.777	11.439	11.414	1.800	0.330	0.742

(续表 4)

隔代照料支持	未匹配	0.091	0.059	12.200	2.550	0.011	0.084	0.088	-1.400	-0.300	0.768
	匹配	0.091	0.087	1.400	0.200	0.843	0.084	0.080	1.400	0.260	0.796
是否使用互联网	未匹配	0.305	0.395	-18.800	-3.590	0.000	0.525	0.488	7.400	1.560	0.118
	匹配	0.305	0.308	-0.600	-0.100	0.921	0.524	0.516	1.500	0.260	0.793
地区经济水平	未匹配	10.581	10.713	-30.900	-5.760	0.000	10.890	12.341	-24.100	-3.460	0.001
	匹配	10.581	10.584	-0.700	-0.110	0.915	10.890	10.778	1.800	0.260	0.796
地区交通条件	未匹配	0.898	1.001	-19.700	-3.720	0.000	1.062	1.102	-7.100	-1.480	0.140
	匹配	0.898	0.907	-1.600	-0.240	0.807	1.063	1.072	-1.500	-0.270	0.787
地区失业率	未匹配	3.199	3.335	-24.700	-4.930	0.000	3.191	3.326	-27.100	-5.770	0.000
	匹配	3.199	3.203	-0.700	-0.110	0.914	3.192	3.195	-0.600	-0.110	0.911

## (二) 双重差分估计

基于 PSM 处理后的样本，本文分别对“单独二孩”和“全面二孩”政策的影响进行双重差分估计，具体所得估计结果见表 5。根据（1）列与（2）列不难发现，本文所关注的“二孩政策”的系数不显著，故尚不能证明“单独二孩”政策对目标家庭劳动力外出务工产生了显著影响。导致此结果的可能原因是，在当前生育率偏低的背景下，“单独二孩”政策推行后在一定程度上“遇冷”，未达到预期中刺激生育的效果（风笑天，2015）。故而，相较于其他家庭，“单独家庭”在劳动力外出务工方面并没有因为该政策的实施而表现出显著提升。根据（3）列与（4）列可知，核心变量“二孩政策”的系数为正，且在 1%的水平上显著。可以认为，“全面二孩”政策对目标家庭的劳动力外出务工产生了显著影响。换言之，在其他条件保持不变的情况下，“全面二孩”政策的实施显著促进了农村劳动力外出务工。由（4）列所估算的边际效应可知，相比“全面二孩”政策实施前，“非独家庭”育龄夫妇的外出务工概率提高了 16.3%。可能的解释是，“全面二孩”政策实施后，“非独家庭”更愿意生养二孩，而其收入效应高于替代效应，引致目标家庭育龄夫妇选择外出务工的可能性升高。

“单独二孩”政策对农村家庭劳动力外出务工的影响不显著，而“全面二孩”政策的影响显著，这可能是因为在较之“单独二孩”政策，“全面二孩”政策的受众家庭更为普遍（原新，2016）。同时，“单独家庭”本身的生育意愿与行为可能偏低。其一，“单独家庭”生育意愿偏低。近年来，年轻一代的生育观念发生了变化（洪秀敏和朱文婷，2017），尤其是独生子女在为人父母后更加注重个人发展。当家庭中仅有一个子女时，育龄夫妇出于“望子成龙，望女成凤”的心理会把所有的资源都倾注于其身上；如再生育一个子女，难以再有如此多的资源投入，担心子女“输在起跑线上”将会是育龄夫妇需考虑的问题。同时，对于受过高等教育的女性来说，不生育是由于养育子女的机会成本太高（Baudin et al., 2015）。其二，行为与意愿相悖离，“心有余而力不足”。对于“单独家庭”育龄夫妇而言，面临赡养夫妇双方父母的责任更为沉重（徐俊和风笑天，2011），这在一定程度上可能挤占了“单独家庭”育龄夫妇抚养子女的时间与精力。

总体上，随着社会养老保障体系的完善和城乡居民精神文化需求的不断满足，“多子多福”的传统观念正逐渐淡化，使得“单独二孩”政策带来的生育激励不甚明显。相较之下，“全面二孩”政策颁布后，生育率的上升幅度和速度更加明显，从而可能进一步促进农村劳动力外出务工。

表 5 两次“二孩政策”的PSM-DID估计结果

变量	“单独二孩”政策		“全面二孩”政策	
	Logit 估计	边际效应	Logit 估计	边际效应
	(1)	(2)	(3)	(4)
“二孩政策”	0.271 (0.269)	0.031 (0.031)	0.911*** (0.177)	0.163*** (0.029)
上一期是否外出	0.089 (0.319)	0.010 (0.037)	0.456 (0.331)	0.081 (0.058)
夫妇中女性年龄	0.001 (0.008)	0.000 (0.001)	-0.016** (0.008)	-0.003** (0.001)
性别	0.460*** (0.074)	0.053 (0.008)	-0.086 (0.094)	-0.015 (0.017)
受教育水平	-0.004 (0.019)	0.000 (0.002)	0.006 (0.011)	0.001 (0.002)
自评健康状况	-0.124 (0.087)	-0.014 (0.010)	0.047 (0.050)	0.008 (0.009)
家庭人口数量	0.248*** (0.035)	0.029*** (0.004)	0.024 (0.038)	0.004 (0.007)
第一胎性别	-0.180** (0.087)	-0.021 (0.010)	-0.048 (0.100)	-0.009 (0.018)
第一胎年龄	0.005 (0.007)	0.001 (0.001)	0.015*** (0.004)	0.003*** (0.001)
家庭人均纯收入	0.304*** (0.055)	0.035*** (0.006)	0.036 (0.055)	0.006 (0.010)
家庭人均净资产	-0.070*** (0.019)	-0.008*** (0.002)	0.084 (0.054)	0.015 (0.009)
隔代照料支持	0.428** (0.204)	0.050** (0.024)	-0.270 (0.345)	-0.048 (0.061)
是否使用互联网	-0.625*** (0.152)	-0.073*** (0.017)	-0.154 (0.117)	0.027 (0.021)
地区经济水平	4.696*** (1.483)	0.545*** (0.168)	-0.090*** (0.034)	-0.016*** (0.006)

(续表 5)

地区交通条件	-1.890* (1.033)	-0.219* (0.118)	0.341 (0.333)	0.061 (0.059)
地区失业率	0.562 (0.451)	0.065 (0.052)	-0.245 (0.262)	-0.044 (0.047)
省级固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	-58.951*** (15.348)		-2.269*** (0.755)	
伪 R <sup>2</sup>	0.147		0.110	
观测值	2165		2168	

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示估计结果在1%、5%、10%的水平上显著，所有数字均为四舍五入后的结果，括号中为省级聚类稳健标准误，下同。

借鉴已有研究（马草原等，2020），进一步采取不同的匹配方法，并重新进行 DID 回归。在分别采用最近邻匹配（n=1）、半径匹配（caliper=0.01）以及局部线性回归匹配（默认核函数与带宽）等匹配方法后，所得的结果均通过平衡性检验<sup>①</sup>。如表 6 所示，所得结果均与表 5 保持一致。

表 6 两次“二孩政策”的 PSM-DID 估计结果：更换匹配方法

变量	最近邻匹配		半径匹配		局部线性回归匹配	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
“单独二孩”政策	0.271 (0.269)		0.271 (0.269)		0.271 (0.269)	
“全面二孩”政策		0.163*** (0.029)		0.163*** (0.029)		0.163*** (0.029)
协变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-58.951*** (15.348)	0.594 (0.952)	-58.951*** (15.348)	0.594 (0.952)	-58.951*** (15.348)	0.594 (0.952)
伪 R <sup>2</sup>	0.147	0.110	0.147	0.110	0.147	0.110
观测值	2165	2168	2165	2168	2165	2168

## 五、稳健性检验

### （一）安慰剂检验

事实上，不同地区具有不同的经济发展水平及文化习俗等特质，这些影响因素难以在实证中完全观测和控制。对此，借鉴已有研究做法（宋弘等，2019），本文采用间接性的安慰剂检验（Placebo test）对 PSM-DID 的结果进行稳健性验证。此检验方法的逻辑是找到一个理论上不会对结果变量产生影响的随机生成变量替代“二孩政策”纳入回归模型，若该变量估计系数显著异于 0，则表示其他特征因

<sup>①</sup>感谢匿名审稿专家的意见与建议，详细结果限于篇幅不再赘述，若有需要可向作者索取。

素会影响到估计结果。针对“全面二孩”政策，本文随机产生一个实验组样本名单，从而得到一个错误估计，再将该过程重复 500 次，并绘制该变量的估计系数分布图（见图 2）。根据图 2 不难发现，随机生成变量的估计系数服从均值为 0 的正态分布，符合安慰剂检验的预期。

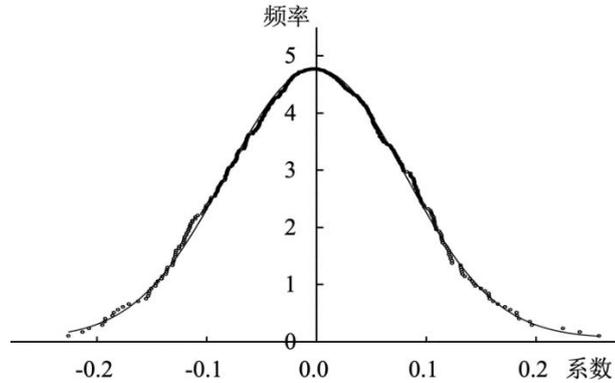


图 2 随机生成变量估计系数分布（安慰剂检验）

## （二）工具变量法

在考虑受访者家庭和地区层面协变量的基础上，本文进一步尝试通过工具变量法解决遗漏变量和反向因果关系带来的内生性问题。围绕“全面二孩”政策，本文选取样本所在区（县）除自身外其他样本的平均二孩生育率（%）作为工具变量。显然，该变量与“全面二孩”政策的实施直接相关，且在农村劳动力外出务工的决策中具有严格外生性，故其能够满足工具变量有效性的两个条件。

表 7 汇报了基于工具变量法的稳健性检验结果。（1）列展示了第一阶段的回归结果，地区内样本平均二孩生育率的系数在 1% 的水平上显著为正，即地区内样本平均二孩生育率越高意味着“二孩政策”实施带来的影响越大。同时，第一阶段 F 值为 33.220（远大于 10 的临界值）且在 1% 的水平上显著，表明该工具变量通过了弱工具变量检验。（2）列展示了第二阶段的回归结果，“二孩政策”变量在 1% 的水平上显著，系数符号为正。换言之，以地区内样本平均二孩生育率为工具变量的前提下，“全面二孩”政策对农村劳动力外出务工的正向影响依然显著，本文回归结果可靠性进一步得证。

表 7 基于工具变量法的稳健性检验结果

变量	“全面二孩”政策—工具变量法	
	第一阶段 (1)	第二阶段 (2)
地区内样本平均二孩生育率	0.213*** (0.053)	
“二孩政策”		0.999*** (0.215)
协变量	控制	控制

(续表 7)

常数项	-1.181*** (0.447)	1.741*** (0.529)
第一阶段 F 值	33.220***	
观测值	2173	2173

## 六、进一步分析

### (一) 中介效应检验

如前所述，农村劳动力外出务工所受真实影响取决于放开生育政策引致子女数量变化所带来的替代效应和收入效应之和：当子女数量增多之后，育龄夫妇可能为养育子女而减少工作时长，表现出外出务工概率的下降；同时，子女数量的增多意味着家庭生计负担加重、家庭支出变大，育龄夫妇也可能选择外出务工。因此，尽管基于前文实证结果，已得出“全面二孩”政策促进农村劳动力外出务工的结论，但仍有必要针对放开生育政策与农村劳动力外出务工之间替代效应和收入效应的关系进行梳理。有鉴于此，本文考虑通过中介效应检验来考察替代效应和收入效应的具体影响与相对大小<sup>①</sup>。

在具有显著影响的“全面二孩”政策下，本文进一步将样本夫妇每日平均劳动时长与对数家庭总支出水平分别作为中介变量纳入模型。通过 Bootstrap 方法进行重复抽样，对替代效应和收入效应的间接效应进行检验（见表 8）。不难发现，针对“全面二孩”政策下对数家庭总支出水平的传导机制，基于非参数百分位 Bootstrap 方法 (Nonparametric Percentile Bootstrap Method, 表 8 中简记为 Percentile) 和偏差校正的 (Bias-corrected) 非参数百分位 Bootstrap 方法 (表 8 中简记为 Bias-corrected) 所得 95% 置信区间均不包含 0，说明中介效应成立。同时，基于每日平均劳动时长的中介传导机制不具有统计学显著性。整体而言，“全面二孩”政策使得家庭支出趋于上升（收入效应），家庭中育龄夫妇的劳动时间趋于下降（替代效应）。由于收入效应的存在，“二孩政策”使得家庭子女数量上升，其带来家庭支出增加从而促进农村劳动力外出务工。上述影响路径显著成立，因此前文推断进一步得到支持。

表 8 替代效应和收入效应的中介效应检验（自助抽样 1000 次）

传导机制	“全面二孩”政策					
	收入效应—家庭支出			替代效应—劳动时长		
	间接效应	直接效应	总效应	间接效应	直接效应	总效应
Observed Coef.	-0.025***	0.207***	0.183***	0.004	0.179***	0.183***
Bootstrap Std. Err.	0.003	0.015		0.001	0.015	
z	-7.470	14.050		0.430	12.020	
p>z	0.000	0.000		0.667	0.000	
Percentile 置信下限	-0.031	0.179		-0.001	0.148	
95%置信区间 置信上限	-0.018	0.236		0.001	0.208	

<sup>①</sup>感谢匿名审稿专家的意见与建议。

(续表 8)

Bias-corrected	置信下限	-0.031	0.176	-0.001	0.149
95%置信区间	置信上限	-0.018	0.234	0.002	0.208

## (二) 基于样本分割的异质性分析

地区差异是影响劳动力流动的重要因素。进入新世纪以来，中国推行了“西部大开发”“振兴东北”和“中部崛起”等一系列引导地区间劳动力流动的发展战略（才国伟和舒元，2008）。与此同时，市场的力量依然会促使人口持续由经济欠发达地区向发达地区集聚（陆铭等，2019），甚至导致大量劳动力“孔雀东南飞”现象的出现（杨振宇和张程，2017），这对劳动力流出地尤其是广大农村地区的发展带来了极大挑战（Tombe and Zhu，2019）。根据第六、第七次全国人口普查数据，2010—2020年间，中国东部地区人口占比上升了 2.15%，而中部地区人口占比下降了 0.79%，东北地区人口占比更是下降了 1.20%。可以认为，到目前为止地区差异国内人口流动的重要因素。那么，“二孩政策”推行是否会对国内发达地区与欠发达地区农村劳动力外出务工产生异质性影响呢？

为回答此问题，本文采用似无相关回归（Seemingly Unrelated Regressions, SUR），通过计算“经验 P 值”<sup>①</sup>以分析不同地区间样本受“二孩政策”影响的差异。借鉴已有研究（陈斐等，2019），笔者将地区当年人均 GDP 高于全国平均水平的样本划归为“发达地区”组，其余样本划归为“欠发达地区”组<sup>②</sup>，结果如表 9 所示。不难发现，“单独二孩”政策对欠发达地区和发达地区的影响具有显著差异。具体而言，在欠发达地区，农村劳动力外出务工受到“二孩政策”的显著正向影响，而发达地区所受影响不显著。“全面二孩”政策下，欠发达地区与发达地区所受影响在 1%的水平上显著，系数符号为正，但未表现出显著的组间差异。上述结果说明，“单独二孩”政策对农村劳动力外出务工的影响在欠发达地区更为突出，在发达地区不甚显著（这也可以解释为何该政策整体上并未表现出对农村劳动力外出务工的显著影响）。相较而言，“全面二孩”政策带来的影响更为普遍。

表 9 基于地区差异的样本分割异质性分析

变量	“单独二孩”政策			“全面二孩”政策		
	欠发达地区 (1)	发达地区 (2)	系数差值 (P=0.077)	欠发达地区 (3)	发达地区 (4)	系数差值 (P=0.454)
“二孩政策”	0.531* (0.308)	-0.228 (0.336)	0.759* (P=0.077)	1.107*** (0.189)	0.888*** (0.239)	0.219 (P=0.454)
协变量	控制	控制		控制	控制	

<sup>①</sup>按既有分组比例将全样本随机分为两组并分别进行估计，重复上述过程 1000 次，所得 1000 个系数估计值之差大于实际观测到的系数差值的频率即为经验 P 值。例如：经验 P 值为 0.01，则表示在 1000 次模拟中，只有 10 次模拟结果超过了真实样本结果，即组间系数差异显著。

<sup>②</sup>“发达地区”包括：北京市、天津市、河北省、辽宁省、山东省、上海市、江苏省、浙江省、福建省和广东省；“欠发达地区”包括：陕西省、青海省、甘肃省、云南省、贵州省、四川省、重庆市、海南省、山西省、河南省、湖北省、湖南省、安徽省、江西省、吉林省和黑龙江省。

(续表9)

常数项	-8.133 (2.322)	-10.4884 (3.630)	-0.622 (0.854)	-0.239 (1.745)
观测值	1593	1014	1144	1029

注：系数差值括号内为经验P值，其余括号内为稳健标准误。

## 七、主要结论和政策建议

本文基于 PSM-DID 方法，研究了“二孩政策”对农村劳动力外出务工的影响，主要发现是：整体上，“单独二孩”政策对农村劳动力外出务工的影响不甚明显，但在欠发达地区却表现出了显著的促进作用。“全面二孩”政策的实施使得农村目标家庭子女数量趋于上升，其收入效应大于替代效应，从而导致家庭支出增加并在一定程度上促进了农村劳动力外出务工，但暂无证据表明上述影响存在显著的地区差异。上述结论集中体现了中国放开生育政策对农村劳动力外出务工的影响，不仅为城乡劳动力流动提供了新的分析视角，而且在政策含义上及时回应了“三孩政策”的实施意义。

此前，国内农村地区计划生育政策执行力度弱于城市，这也使得放开生育政策的效果可能被低估。那么，基于更保守的角度，生育政策放开的效果可能比预期更大。根据既有结论，笔者对中国政府推动生育政策调整尤其是“三孩政策”实施的预期效果持乐观态度。在生育率持续走低的背景下，政府部门应更加积极地优化生育政策，并积极探索建立多生家庭奖补基金，落实增加假期、物质奖励、所得税减免及兜底性救助保障等生育奖补惠利措施，让人们“想生、愿意生、愿意多生”。同时，根据本文结论，生育政策放开带来的农村劳动力外出务工变化亦是值得考虑的现实问题。尤其是在“三孩政策”出台的背景下，政府部门需在稳定劳动力供求格局的同时，进一步将生育政策不断放开可能引致的劳动力流动加剧纳入考虑，做好应对农村劳动力加速向城市转移的准备。

### 参考文献

- 1.才国伟、舒元，2008：《对“两个大局”战略思想的经济学解释》，《经济研究》第9期，第106-114页。
- 2.陈斐、何守超、吴青山、康松，2019：《偏离最优公共——私人投资比对经济增长的影响》，《中国工业经济》第1期，第43-61页。
- 3.邓翔、万春林、路征，2018：《生一孩，还是生二孩——基于家庭行为决策的OLG模型分析》，《财经科学》第10期，第96-108页。
- 4.风笑天，2015：《“遇冷”或“正常”？——对“单独二孩”政策实施效果认识的评价》，《中国社会科学评价》第4期，第40-50页、第127页。
- 5.顾和军、李青，2017：《全面二孩政策对中国劳动年龄人口数量和结构的影响：2017—2050》，《人口与经济》第4期，第1-9页。
- 6.郭燕枝、王秀丽、程广燕、郭静利，2015：《户主和家庭成员外出务工行为研究——基于河南、四川粮食主产区与非主产县的实证》，《农业技术经济》第9期，第99-106页。

- 7.洪秀敏、朱文婷, 2017: 《二孩时代生还是不生? ——独生父母家庭二孩生育意愿及影响因素探析》, 《北京社会科学》第5期, 第69-78页。
- 8.李建伟, 2020: 《我国劳动力供求格局、技术进步与经济潜在增长率》, 《管理世界》第4期, 第96-113页。
- 9.刘凌晨、曾益, 2016: 《新农保覆盖对农户劳动供给的影响》, 《农业技术经济》第6期, 第56-67页。
- 10.陆杰华、杜鹏、杨文庄, 2007: 《新时期农村人口和计划生育工作难点的调查与思考——以百万人口大县为例》, 《人口研究》第5期, 第92-96页。
- 11.陆铭、李鹏飞、钟辉勇, 2019: 《发展与平衡的新时代——新中国70年的空间政治经济学》, 《管理世界》第10期, 第11-23页、第63页、第219页。
- 12.马草原、程茂勇、侯晓辉, 2020: 《城市劳动力跨部门流动的制约因素与机制分析——理论解释与经验证据》, 《经济研究》第1期, 第99-114页。
- 13.宋弘、孙雅洁、陈登科, 2019: 《政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究》, 《管理世界》第6期, 第95-108页、第195页。
- 14.孙文凯、白重恩、谢市初, 2011: 《户籍制度改革对中国农村劳动力流动的影响》, 《经济研究》第1期, 第28-41页。
- 15.孙战文, 2013: 《农民工家庭成员有序迁移与代际迁移分析——基于Cox比例风险模型》, 《农业技术经济》第9期, 第76-85页。
- 16.汪伟, 2017: 《人口老龄化、生育政策调整与中国经济增长》, 《经济学(季刊)》第1期, 第67-96页。
- 17.汪伟、杨嘉豪、吴坤、徐乐, 2020: 《二孩政策对家庭二孩生育与消费的影响研究——基于CFPS数据的考察》, 《财经研究》第12期, 第79-93页。
- 18.吴晓华、张克克, 2019: 《家庭生命周期视角下中国城乡人口流动问题研究》, 《宏观经济研究》第3期, 第5-13页。
- 19.谢申祥、范鹏飞、宛圆渊, 2021: 《传统PSM-DID模型的改进与应用》, 《统计研究》第2期, 第146-160页。
- 20.谢宇、胡婧炜、张春泥, 2014: 《中国家庭追踪调查: 理念与实践》, 《社会》第2期, 第1-32页。
- 21.徐俊、风笑天, 2011: 《我国第一代独生子女家庭的养老问题研究》, 《人口与经济》第5期, 第55-62页。
- 22.杨振宇、张程, 2017: 《东迁、自选择与劳动力溢价: “孔雀东南飞”背后的故事》, 《经济学(季刊)》第4期, 第1311-1340页。
- 23.原新, 2016: 《我国生育政策演进与人口均衡发展——从独生子女政策到全面二孩政策的思考》, 《人口学刊》第5期, 第5-14页。
- 24.甄小鹏、凌晨, 2017: 《农村劳动力流动对农村收入及收入差距的影响——基于劳动异质性的视角》, 《经济学(季刊)》第3期, 第1073-1096页。
- 25.庄亚儿、姜玉、李伯华, 2021: 《全面两孩政策背景下中国妇女生育意愿及其影响因素——基于2017年全国生育状况抽样调查》, 《人口研究》第1期, 第68-81页。
- 26.Baudin, T., D. De La Croix, and P. E. Gobbi, 2015, “Fertility and Childlessness in the United States”, *American Economic Review*, 105(6): 1852-1882.
- 27.Becker, G. S., 1965, “A Theory of the Allocation of Time”, *The Economic Journal*, 75(299): 493-517.

28.Becker, G. S., and H. G. Lewis, 1973, “On the Interaction between the Quantity and Quality of Children”, *Journal of Political Economy*, 81(2): 279-288.

29.Brodeur, A., N. Cook, and A. Heyes, 2020, “Methods Matter: p-Hacking and Publication Bias in Causal Analysis in Economics”, *American Economic Review*, 110(11): 3634-3660.

30.De La Croix, D., and M. Doepke, 2003, “Inequality and Growth: Why Differential Fertility Matters”, *American Economic Review*, 93(4): 1091-1113.

31.Ehrlich, I., and F. T. Lui, 1991, “Intergenerational Trade, Longevity, and Economic Growth”, *Journal of Political Economy*, 99(5): 1029-1059.

32.Samuelson, P. A., 1958, “An Exact Consumption-Loan Model of Interest with or without the Social Contrivance of Money”, *Journal of Political Economy*, 66(6): 467-482.

33.Tombe, T., and X. D. Zhu, 2019, “Trade, Migration, and Productivity: A Quantitative Analysis of China”, *American Economic Review*, 109(5): 1843-1872.

(作者单位：<sup>1</sup> 华中农业大学经济管理学院；

<sup>2</sup> 湖北农村发展研究中心；

<sup>3</sup> 华中农业大学湖北生态文明建设研究院)

(责任编辑：杨园争)

## Did the Liberalization of the Fertility Policy Promote Rural Labour Migration?

WANG Anbang HE Ke ZHANG Junbiao

**Abstract:** Based on the rural household data of the CFPS from 2012 to 2018, this article uses a PSM-DID model to analyze the impact of the “Two-child Policy” on rural labour migration. The study finds that the liberalization of the fertility policy has brought significant income effects and accelerated rural labour migration. Among them, the impact of the “Limited Two-child Policy” is not significant on the whole, but it shows a promoting effect on rural labour migration in less developed areas. The “Universal Two-child Policy” has increased the probability of rural labour force from target families to go out to work by 16.3% on average, and there is no obvious regional difference. Therefore, while optimizing the fertility policy, the government should give full consideration to the intensification of labour mobility caused by the continuous liberalization of the fertility policy and prepare for the accelerated migration of rural workers to cities.

**Keywords:** Liberalization of the Fertility Policy; “Two-child Policy”; Rural Labour Force; Labour Migration

# 政府履责状况如何影响养殖废弃物 资源化利用及其改进\*

——来自生猪养殖主体的微观证据

陈秋红<sup>1</sup> 李凡略<sup>2</sup>

**摘要：**基于湖北省、湖南省、黑龙江省和山东省的调查数据，本文重点关注生猪养殖大户和养殖企业两类微观主体的完全非资源化处理、半资源化处理、完全资源化处理3类生猪粪便处理行为，探讨政府履责状况对养殖主体养殖废弃物资源化利用及其改进行为的影响。本文主要研究结论如下：第一，政府在公共服务支持方面履责力度的增强，能促进养殖大户对生猪粪便进行完全资源化处理并产生对生猪粪便的资源化利用改进行为；第二，政府在提供财政支持与税收优惠单一方面履责力度的增强，不利于养殖企业对生猪粪便进行完全资源化处理和产生资源化利用改进行为，且阻碍养殖大户对生猪粪便的完全资源化处理；第三，政府在制定与完善法律法规方面履责力度的增强，能促进养殖企业对生猪粪便进行完全资源化处理，但制约了养殖大户对生猪粪便的资源化利用改进行为；第四，政府在监督监管和相关社会氛围营造方面履责力度的增强，并不利于养殖大户对生猪粪便进行完全资源化处理；第五，政府在不同方面的履责状况对养殖大户和养殖企业养殖废弃物资源化利用及其改进行为的影响存在一定的协同效应。推进养殖主体开展养殖废弃物资源化利用，应打好相关方面政策措施的“组合拳”，强化正协同效应，扭转负协同状况。

**关键词：**政府履责 生猪养殖 养殖主体 养殖废弃物 资源化利用

**中图分类号：**F323.22 **文献标识码：**A

## 一、引言

对农业废弃物尤其是畜禽粪便进行资源化利用是推进农业绿色发展、治理农村生态环境突出问题的重点内容，是实施乡村生态振兴战略的重要举措。近年来，国家高度重视农业废弃物尤其是畜禽粪便的资源化利用工作。中央“一号文件”在2014年首次提出“畜禽粪便资源化利用”后，至2022年

\*本文研究受国家社会科学基金青年项目“中国农村环境管理中的政府责任和公众参与机制研究”（批准号：15CGL039）资助。

连续 8 年都提到废弃物资源化利用，尽管其对象范围有变化<sup>①</sup>，但畜禽养殖废弃物资源化利用的相关内容一直持续得到强调。2017 年以来，原农业部（现农业农村部）会同财政部累计安排中央财政资金 176.5 亿元，实现 585 个畜牧大县全覆盖，推动全国畜禽粪污综合利用率达到 75%<sup>②</sup>。不过，畜禽粪便资源化利用的空间和潜力仍然巨大。根据《重点流域农业面源污染综合治理示范工程建设规划（2016—2020 年）》，全国每年约产生畜禽粪污 38 亿吨。这么大规模的畜禽粪污若能处理得当并得到有效的资源化利用，不仅能减轻环境负担，节省国土空间，促进农村人居环境改善，而且有利于发展生态农业和环保农业，深化农业供给侧结构性改革。因此，《国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》继续强调要推进畜禽粪污资源化利用。

环境资源和环境服务作为一种公共物品，其非排他性特征决定了政府应在环境治理中发挥主导作用。由于长期的计划经济体制惯性和一贯的政府依赖思维，“政府担大责”似乎成了一种社会共识。政府在农村环境治理中的角色担当和作用发挥状况对重要相关主体的环境行为具有关键影响。同时，中国正处于新型工业化、信息化、城镇化、农业现代化同步发展的进程中，随着绿色发展实践以及“放管服”改革的推进，转变政府职能成为农村生态文明建设的题中应有之义。2020 年通过第二次修订的《中华人民共和国固体废物污染环境防治法》规定：“县级以上人民政府农业农村主管部门负责指导农业固体废物回收利用体系建设，鼓励和引导有关单位和其他生产经营者依法收集、贮存、运输、利用、处置农业固体废物，加强监督管理，防止污染环境。”<sup>③</sup>因此，在目前的农村环境多元共治体系下，政府特别是地方政府履责如何促进社会公众尤其是核心主体实现持续的自主性参与，是值得探究的重要问题。

近年来，中国畜禽养殖业持续稳定发展，规模化养殖水平显著提高。但同时，大量养殖废弃物没有得到有效处理和利用，给农村生产生活环境和农村居民健康水平带来了威胁，也制约着养殖业高质量发展。因此，畜禽（特别是生猪<sup>④</sup>）养殖废弃物资源化利用成为当前学术界的研究重点和热点。国内外对作为巨大生物质资源库的畜禽养殖废弃物处理和资源化利用的研究内容主要包括以下几方面：第一，描述畜禽特别是生猪养殖废弃物产生量（例如何可，2019）、区域差异（例如 Islam et al., 2021）以及对空气、水源、土壤等造成的影响（例如金书秦等，2018）；第二，探讨畜禽养殖废弃物处理方式（例如 Shi et al., 2022）、处理效果（例如 Sampat et al., 2021）以及存在的问题（例如司瑞石等，2019）；第三，分析废弃物资源化利用中核心利益相关者及其博弈关系（例如耿宁和陈秋红，2018），

<sup>①</sup>根据对 2004—2022 年中央“一号文件”相关内容的比较，其中“资源化利用”的对象从 2014 年、2015 年的“畜禽粪便”扩展至 2016 年的“种养业废弃物”和 2017—2019 年的“农业废弃物”，到 2020—2022 年则重新突出“畜禽粪污”。

<sup>②</sup>数据来源：《关于政协十三届全国委员会第三次会议第 0585 号（资源环境类 049 号）提案答复的函》，[http://www.moa.gov.cn/govpublic/KJJYS/202010/t20201009\\_6353786.htm](http://www.moa.gov.cn/govpublic/KJJYS/202010/t20201009_6353786.htm)。

<sup>③</sup>参见《中华人民共和国固体废物污染环境防治法》，[http://www.gov.cn/xinwen/2020-04/30/content\\_5507561.htm](http://www.gov.cn/xinwen/2020-04/30/content_5507561.htm)。

<sup>④</sup>全国生猪粪污年产生量约 18 亿吨，占全国畜禽粪污年产生量的 47%。数据来源：《我国每年 38 亿吨畜禽废弃物竟有 40%未有效利用，粪污资源化利用为何这么难？》，[https://www.sohu.com/a/224099044\\_696809](https://www.sohu.com/a/224099044_696809)。

探讨养殖主体参与废弃物资源化的意愿或行为及其影响因素（例如于婷和于法稳，2019；何可和张俊飏，2020；Huong et al., 2020；Wang et al., 2021）；第四，从整体上探索畜禽养殖废弃物减排或资源化利用的困境与对策（例如刘春等，2021）、相关政策与技术演进（例如陈秋红和张宽，2020）。对于政府以及环境政策在养殖废弃物污染治理或资源化利用中的作用，部分学者也做了研究。例如，Ramsey et al.（2013）探讨了西班牙和加拿大的环境规制政策对养猪场优化粪肥管理的促进作用；李乾和王玉斌（2018）分析了畜禽养殖废弃物资源化利用中不同情景下政府和养殖户的行为选择，认为政府同时采取惩罚与补贴双向规制措施在促进养殖户进行养殖废弃物资源化利用方面的效果要优于单独采取惩罚或补贴措施；朱润等（2021）、王建华等（2022）研究发现，环境规制能够改善规模养殖户对养殖废弃物的资源化利用意愿和利用行为。

总体来看，现有文献尤其是研究环境政策影响养殖废弃物污染治理或资源化利用方面的文献为本文提供了很好的参考和借鉴，但还存在以下拓展空间：第一，在研究对象上，既有研究多以个体养殖户为对象，或者从一般意义上将研究对象表达为“养殖场户”“养殖从业主体”，对不同类型养殖主体畜禽养殖废弃物资源化利用行为的比较分析少，尤其对规模养殖企业的分析相对较少。第二，在研究内容上，大多数相关研究成果聚焦于单独探讨某类养殖主体在养殖废弃物资源化利用中的需求、意愿或行为，却忽略了另一重要相关主体——政府在此过程中的履责状况带来的影响，政策执行力度等因素对不同类型养殖主体废弃物处理方式的影响仍较缺乏专门分析。虽然有部分研究讨论了政府履责的作用，但大多关注政府在某项具体政策方面（例如，财政支持与税收优惠、公共服务支持等措施）的履责对养殖主体废弃物处理方式的影响，难以准确识别不同政策措施组合下政府有关履责所产生的综合效应。在农村环境治理中，政府发挥着主导作用，养殖者发挥着主体作用，前者的履责状况必然会对后者的畜禽养殖废弃物资源化利用行为产生重要影响。为弥补现有相关研究的上述不足，本文试图通过理论分析和计量实证，分析养殖大户和养殖企业对政府有关部门在废弃物资源化利用方面履责状况的评价及其对他们生猪粪便处理与资源化利用改进行为的作用，以期为推进养殖废弃物资源化利用实践以及相关领域的“放管服”改革提供参考。

在各种畜禽中，生猪养殖及其养殖废弃物无论是绝对规模还是相对规模都更大，生猪养殖废弃物处理面临的形势也更严峻，因此，本文的分析以畜禽养殖中最具典型意义的生猪养殖为例。本文研究的贡献和特色是：第一，在生猪养殖规模化率达 57%<sup>①</sup>以及养殖废弃物资源化利用的核心主体是规模养殖主体的形势下，以养殖大户和养殖企业为研究对象，从他们作为废弃物资源化利用核心主体和相关政策需求者与接受者的视角，测量畜禽养殖废弃物资源化利用方面的政府履责状况；第二，在多元共治体系下将农村环境治理中政府履责和核心主体参与纳入同一个分析框架，专门探讨政府履责状况如何影响养殖主体的生猪粪便资源化利用及其改进行为。

<sup>①</sup>数据来源：《生猪生产加快恢复 发展质量明显提升 能繁母猪和生猪存栏已恢复到正常年份水平 90%以上》，[http://www.xmsyj.moa.gov.cn/gzdt/202012/t20201218\\_6358427.htm](http://www.xmsyj.moa.gov.cn/gzdt/202012/t20201218_6358427.htm)。

## 二、理论分析

### （一）环境治理中的政府履责

1.原因与表现。政府应在环境治理<sup>①</sup>中发挥重要作用已成为目前学界和实践中的普遍共识。已有研究指出，资源环境的价值难以衡量使其易产生外部性问题，从而造成市场失灵，因此中央政府和地方政府有必要介入农村环境治理（王玉明，2011）；另有一些研究认为，政府干预能够实现环境治理中私人成本与私人收益、社会成本与社会收益的一致（范仓海，2011）；也有学者从短期—长期权衡的角度出发，认为公众对环境污染的长期成本缺少足够的认识，因此政府必须在环境治理中表现得更加积极（肖巍和钱箭星，2003）。

政府履行环境治理职能，应建立健全政府的领导责任机制，承担财政责任、制度责任、监管责任和社会整合责任（范仓海，2011），提供环境政策、环境制度等公共物品（肖巍和钱箭星，2003）。在农村环境治理中，政府应承担主导责任，利用政策工具发挥多种作用，担当起相应的角色：中央政府作为国家最高行政机关，要担当政策法规的制定者与贯彻推动者、农村环境保护的统一监管者和法治机构构建者、财政资源的投入者与社会力量的引导者等角色；省级政府既是辖区内农村环境公共服务的重要供给者，又是环境政策工具的具体应用者；市级和县级政府不仅是农村环境治理市场机制的重要创建者、环境治理主体的关系协调者，也是农村环境监管的具体落实者；乡镇政府则主要是农村环境政策措施的直接监督实施者、辖区内农村环境质量的直接责任者、引导农村可持续发展的直接帮扶者和农村环保相关政策法规的直接宣教者（陈秋红和黄鑫，2018）。

2.工具与测量。简单来说，环境治理中的政府履责是指政府履行环境治理职责的过程与成效。环境治理职责是各级人民政府在生态环境治理领域履行“组织机构、资金机制、规范、程序、公约、标准、措施和行动”等方面的法定职权与义务，主要体现为在各类环境治理政策的决策、执行和监督中所担负的职责（娄树旺，2016）。从环境治理模式看，科层治理、市场治理以及自主治理是3种主要模式（范仓海和周丽菁，2015），其他模式都可以看作是这3种模式的组合或拓展。例如，目前较为流行的多元共治实质上就是自主治理模式的拓展。治理主体范围的扩大和非集中化趋势是自主治理的内在制度优势（杨曼利，2006），以自主治理为基础、引入多元主体合作共治已成为农村环境治理的发展方向。

在农村环境多元共治体系中，国家或政府部门的直接管理、控制或干预虽然相比科层治理模式有很大程度的弱化，但政府部门仍需发挥主导作用，通过权力下放并利用多种环境政策工具来促进社会公众尤其是核心主体在环境治理中的自主参与，这是政府履责的重要表现。本文参考世界银行的做法将相关政策工具划分为环境管制、利用市场、创建市场、公众参与4类（哈密尔顿等，1998），并结合考虑中国畜禽养殖污染治理与养殖废弃物资源化利用实践，从核心养殖主体评价的角度，主要关注

<sup>①</sup>借鉴秦海波（2018）的界定，本文所讨论的环境治理是从社会科学角度而言的，研究各种公私机构以及公民个体，如何管理公共环境事务、保护自然生态系统、解决环境纠纷，以实现公共环境利益最大化，对应于英文表达“environmental governance”。

政府在以下 4 个维度的履责状况。

第一，制定与完善法律政策。这是政府部门开展环境治理的基础性工具。在畜禽养殖方面，政府颁布了《中华人民共和国固体废物污染环境防治法》《中华人民共和国水污染防治法》《畜禽规模养殖污染防治条例》等法律法规，同时实施了排污许可证制度、环境影响评价制度、“三同时”制度等，养殖主体应严格遵循相关法律法规和政策的要求进行畜禽养殖粪便资源化利用。考虑到法律法规和政策在约束力以及执行机制方面的差异，本文将进一步细分为制定与完善法规条例、制定与完善政策制度两个指标。

第二，财政支持与税收优惠。征收税费能控制资源浪费和污染物排放，而财政支持与税收优惠能促进废弃物减排及其资源化利用。对于畜禽养殖废弃物资源化利用而言，“加强财税政策支持”“统筹解决用地用电问题”是重要的保障措施<sup>①</sup>。具体地，本文将“提供财政支持与税收优惠”细化为 3 个指标：给予补贴，给予用地、用水、用电优惠，给予税收优惠（即适量减免税收）。

第三，公共服务支持。生态环境公共服务的优化是促进环境治理的重要支撑。其中，技术服务、信息服务和政务服务是 3 个重要方面<sup>②</sup>。对于养殖主体而言，技术、信息、资金是影响畜禽养殖及其废弃物处理行为的 3 大重要因素，因此，本文从技术服务支持、信息和运输服务支持、资金筹集帮扶方面来考察政府在提供公共服务支持方面的履责力度。与此同时，对于养殖企业而言，在知识经济时代，人才既是养殖企业提高竞争力的重要因素，也是其实现转型升级和高质量发展的重要支撑。故而，近年来政府部门推出了一些政策措施，对养殖企业开展技术或环保方面的培训，以提高养殖企业的技术水平和生态环境保护意识。基于此，还需考察政府在相关培训支持方面的履责状况。此外，考虑到“支持规模养殖场、第三方机构粪污处理设施建设”是《畜禽养殖废弃物资源化利用工作考核办法（试行）》中考核指标“扶持政策”的重要构成，对于养殖企业，本文研究将政府在帮助企业申报粪便处理设施建设等项目方面的履责状况列入其履责考察范围。

第四，营造良好氛围。这是《关于推进农业废弃物资源化利用试点的方案》所提出的保障措施之一<sup>③</sup>。废弃物资源化利用良好氛围的营造不仅有赖于强化畜禽养殖污染监督监管，还需要有效解决“劣币驱逐良币”等问题，营造公平发展环境。因此，将政府在营造良好氛围方面的履责状况主要具体化为开展监督监管和营造公平发展环境这两个指标。

<sup>①</sup>参见《国务院办公厅关于加快推进畜禽养殖废弃物资源化利用的意见》，[http://www.gov.cn/zhengce/content/2017-06/12/content\\_5201790.htm](http://www.gov.cn/zhengce/content/2017-06/12/content_5201790.htm)。

<sup>②</sup>《生态环境部关于生态环境领域进一步深化“放管服”改革，推动经济高质量发展的指导意见》在“优化生态环境公共服务，增强服务高质量发展能力”部分强调，要提高政务服务效率，提升信息服务水平，增强技术服务能力。资料来源：[http://www.gov.cn/gongbao/content/2019/content\\_5361804.htm](http://www.gov.cn/gongbao/content/2019/content_5361804.htm)。

<sup>③</sup>其他保障措施为实行分类支持、积极完善配套政策、强化技术创新转化。资料来源：《关于印发〈关于推进农业废弃物资源化利用试点的方案〉的通知》，[http://www.moa.gov.cn/gk/zcfg/nybgz/201609/t20160919\\_5277846.htm](http://www.moa.gov.cn/gk/zcfg/nybgz/201609/t20160919_5277846.htm)。

(二) 核心利益主体间的博弈分析

作为环境治理的核心利益主体，地方政府<sup>①</sup>与养殖主体间具有利益博弈关系。第一，政府履责对养殖主体的畜禽养殖废弃物处理行为具有重要的约束和激励作用。一方面，政府根据畜禽养殖污染状况制定相应的法律、规章，通过行政执法、惩戒等约束养殖主体随意处置养殖废弃物的行为；另一方面，政府通过财政支持与税收优惠、公共服务支持、营造良好氛围等措施引导和激励养殖主体增加对养殖废弃物的无害化处理和资源化利用。政府的有关履责要落实到位，才能实现对养殖主体废弃物处理行为的有效监管和引导，推动养殖主体自发进行养殖废弃物的资源化利用。第二，养殖主体只有在确保自身利益最大化的情况下才会配合政府采取资源化利用及其改进行为。因此，本文从利益相关者博弈视角，具体分析地方政府和养殖主体在政府履责不同情景下的博弈结果。

借鉴李乾和王玉斌（2018）的研究，并结合实际情况，本文从两个方面讨论政府与养殖主体的博弈结果：一是惩戒方面（即政府在制定与完善某些惩罚类法律政策、监督监管方面）的履责力度；二是扶持方面（即政府在制定与完善某些激励类法律政策、财政支持与税收优惠、公共服务支持、营造良好氛围方面）的履责力度。在具体博弈分析中，假设政府和相关养殖主体充分了解彼此的策略选择和收益函数，会考虑监管成本、补贴和罚款等物质收益以及声誉提高或损失等非物质收益。

参考 Li et al.（2020）的研究，在进行具体博弈分析前，本文首先做出如下假设：①政府在惩戒方面的履责会带来相应的监管成本  $C_1$ ，同时存在惩戒标准  $D$ ；而政府在扶持方面的履责会带来相应的监管成本  $C_3$ ，并且存在补贴标准  $S$ 。②不进行资源化利用的养殖主体被惩戒的概率为  $\lambda_1$ ，地方政府未进行及时监督监管所造成的声誉损失为  $L_1$ 。③养殖主体成功申请到相关扶持的概率为  $\lambda_2$ 。④对畜禽养殖废弃物开展资源化利用的成本和收益（包括补贴、声誉提高等）分别为  $C_2$  和  $E$ ，而不进行资源化利用所造成的个人声誉损失为  $L_2$ 。

基于上述假设，得到政府履责和不履责情景下养殖主体与地方政府的利益矩阵，如表 1 所示。

表 1 在惩戒和扶持方面不同履责状况下养殖主体和地方政府的博弈收益矩阵

政策类型	养殖主体养殖废弃物处理行为	地方政府	
		履责 ( $q_1$ )	不履责 ( $1-q_1$ )
惩戒方面的政策	资源化利用 ( $p_1$ )	$(-C_2 + E, -C_1)$	$(-C_2 + E, 0)$
	非资源化利用 ( $1-p_1$ )	$(-L_2 - \lambda_1 D, -\lambda_1 D - C_1)$	$(-L_2, -R_1)$

<sup>①</sup>需要指出的是，从现实调查情况来看，养殖主体较难分清几级政府或政策、规章、政府扶持行为等来自哪一级政府，“政府”这个词对于他们而言是宽泛化的、综合性的感知和抽象化的客体，他们主要通过与地方政府打交道来整体评价“政府”的工作是否靠谱、是否惠及他们，故而本文中相关调查询问的是受访者对地方政府履责的看法。事实上，在许多相关研究中，学者们往往也偏向于从地方政府的层面来讨论（例如张园园等，2019；于婷和于法稳，2019）。如无特别说明，后文所指的“政府”均为“地方政府”。此外，考虑到可能存在受访者无法区分“政府”（执法者）与“人大”（立法者）的情况，调查中会向受访者强调地方政府作为执法者的作用，以确保他们能准确认识政府的作用。

(续表 1)

扶持方面的政策	资源化利用 ( $p_2$ )	履责 ( $q_2$ )	不履责 ( $1-q_2$ )
	非资源化利用 ( $1-p_2$ )	$(-C_2 + E + \lambda_2 S, -C_3 - \lambda_2 S)$	$(-C_2 + E, 0)$
		$(-L_2, -C_3)$	$(-L_2, -L_1)$

表 1 中, 地方政府在惩戒和扶持两方面履责的概率分别为  $q_1$  和  $q_2$ , 不履责的概率分别为  $1-q_1$  和  $1-q_2$ ; 养殖主体进行资源化利用的概率为  $p_1$  和  $p_2$ , 不进行资源化利用的概率为  $1-p_1$  和  $1-p_2$ 。易知该博弈不存在纯策略纳什均衡, 需求解混合策略纳什均衡。由此, 本文构造了养殖主体和地方政府的博弈收益矩阵。假设养殖主体和地方政府的预期收益能够通过  $U_{bi}$  和  $U_{gi}$  表示 (其中,  $i=1, 2$ , 分别代表在惩戒和扶持方面的履责情况)。就在惩戒方面的履责而言, 养殖主体和地方政府的预期收益能分别通过 (1) 式和 (2) 式来计算:

$$U_{b1} = p_1[q_1(E - C_2) + (1 - q_1)(-C_2 + E)] + (1 - p_1)[q_1(-L_2 - \lambda_1 D) + (1 - q_1)(-L_2)] \quad (1)$$

$$U_{g1} = q_1[p_1(-C_1) + (1 - p_1)(\lambda_1 D - C_1)] + (1 - q_1)[p_1 \times 0 + (1 - p_1)(-L_1)] \quad (2)$$

令上述函数最大化, 可得在惩戒方面政府履责情景下养殖主体和地方政府博弈的混合策略纳什均衡解:

$$q_1^* = \frac{C_2 - E - L_2}{\lambda_1 D} \quad (3)$$

$$p_1^* = \frac{\lambda_1 D - C_1 + L_1}{\lambda_1 D + L_1} \quad (4)$$

由此可知, 在地方政府履责的情景下, 政府在惩戒方面的履责力度越强 (即对不进行资源化利用的惩戒力度越大, 也即  $D$  越大), 养殖主体对畜禽养殖废弃物进行资源化利用的概率越大。

同理可得, 在扶持方面履责的预期收益函数为:

$$U_{b2} = p_2[q_2(-C_2 + E + \lambda_2 S) + (1 - q_2)(-C_2 + E)] + (1 - p_2)[q_2 \times (-L_2) + (1 - q_2)(-L_2)] \quad (5)$$

$$U_{g2} = q_2[p_2(-C_3 - \lambda_2 S) + (1 - p_2)(-C_3)] + (1 - q_2)[p_2 \times 0 + (1 - p_2)(-L_1)] \quad (6)$$

基于 (5) 式和 (6) 式, 本文可以计算出政府在扶持方面履责状况下养殖主体和地方政府博弈的混合策略纳什均衡解:

$$q_2^* = \frac{C_2 - S_1 - L_2}{\lambda_2 S} \quad (7)$$

$$p_2^* = \frac{L_1 - C_3}{L_1 + \lambda_2 S} \quad (8)$$

由此可知, 在地方政府履责的情景下, 政府在扶持方面的履责力度越强 (即对养殖主体进行资源化利用行为的扶持力度越大, 也即  $S$  越大), 养殖主体对畜禽养殖废弃物进行资源化利用的概率越大。

### (三) 政府履责状况对养殖主体废弃物利用及其改进行为的影响机制

基于前文分析, 本文构建了政府履责状况影响养殖主体废弃物资源化利用及其改进行为的理论模

型，如图 1 所示。政府主要通过制定与完善法律政策、财政支持与税收优惠、公共服务支持、监督管理和相关社会氛围营造 4 个方面的履责对养殖主体的资源化利用及其改进行为产生积极影响。

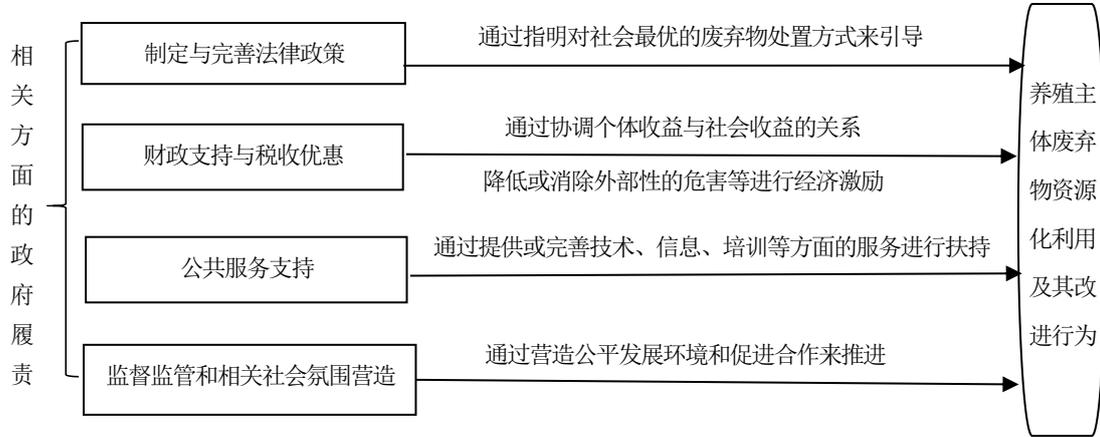


图 1 政府履责状况对养殖主体废弃物资源化利用及其改进行为影响的理论模型

第一，政府在制定与完善法律政策方面的履责。从内在机制来说，制定与完善法律政策主要发挥的是约束作用，但同时也具有引导意义。排污许可证制度、环境影响评价制度、“三同时”制度等对养殖主体的畜禽养殖污染治理行为规范做出了明确规定，为畜禽养殖主体指明了对社会最优的废弃物处置方式，强调无害化处理或资源化利用是《中华人民共和国农业法》等相关法律规定畜禽养殖主体应当采取的方式。故而，政府在这方面加大履责力度，很有可能约束养殖主体对养殖废弃物的随意处置行为，促使他们进行资源化利用。

第二，政府在财政支持与税收优惠方面的履责。通过协调个体收益与社会收益的关系、降低或消除外部性的危害等，财政支持与税收优惠能够对养殖主体的废弃物资源化利用及其改进行为发挥出经济激励的作用，使开展畜禽养殖废弃物资源化利用的养殖主体获得一定补偿，由此降低养殖主体的畜禽养殖废弃物资源化利用成本，平抑经营风险，并增加资源化产品的收益，促进养殖主体减少直接丢弃或直接还田的行为并转而采取资源化利用的方式处理畜禽养殖废弃物（王建华等，2022）。

第三，政府在公共服务支持方面的履责。公共服务支持有助于提高养殖管理效率、改善基础设施条件并带动多元主体共同参与环境治理，从而在技术、信息、培训等方面对养殖主体的畜禽养殖废弃物资源化利用起到扶持作用（魏佳容，2019）。这意味着，相关公共服务政策有助于改善养殖主体对畜禽养殖废弃物资源化利用的认知，并为养殖主体的相关行动提供保障。同时，传统自上而下的动员式环境治理易导致养殖主体不能有效表达自身的真实意愿，而通过公共服务政策的落实能够促进政府与养殖主体之间的“心结”变为“连心结”，培养养殖主体的自治力量，从而有效减少他们采取直接废弃或直接还田行为的概率，保障畜禽养殖废弃物资源化利用目标的实现（何可等，2015）。

第四，政府在监督管理和相关社会氛围营造方面的履责。加强监督管理、营造公平发展环境能够促进合作的实现，对养殖主体的废弃物资源化利用及其改进行为具有引导作用。一方面，在这类政策的影响下，政府会通过监管、罚款等强制性手段约束养殖主体的行为（于婷和于法稳，2019）。为避

免受到行政处罚，养殖主体可能会遵守相关的废弃物处理规定，开展畜禽养殖废弃物资源化利用。另一方面，养殖主体强烈的环保意识是实现畜禽养殖废弃物资源化利用的重要因素（Wang et al., 2021）。而良好社会氛围的营造有助于改善养殖主体对畜禽养殖污染的认知，由此减少他们将养殖废弃物直接废弃或直接还田的可能性，促使他们进行养殖废弃物资源化利用并产生这方面的改进行为。

通常而言，相比于养殖大户，养殖企业的生产规模更大，在推进畜禽养殖废弃物资源化利用过程中既可能面临着更高的生产经营成本，承受着更大的环保压力，又可能有利于畜禽养殖废弃物集中处理，降低单位处理成本，也有可能因在规模门槛等方面达到相关要求而享受更多的政策优待。因此，政府履责状况对不同类型养殖主体畜禽养殖废弃物资源化利用行为的影响差异有待作出检验。

### 三、数据、变量与方法

#### （一）数据来源

本文研究的数据主要来自于课题组对有一定规模的生猪养殖主体（主要考虑废弃物资源化利用对养殖规模有一定要求）的问卷调查，调查对象包括生猪养殖大户和生猪养殖企业。调查内容包括受访者个人、家庭或所在组织的基本情况，生态环境认知与感知，生猪养殖废弃物处理行为与意愿，对相关政策的评价以及对地方政府有关部门履责状况的感知等。对生猪养殖大户的有关调查情况是：2017年8~9月，课题组在生猪养殖大省湖北省的武汉市、咸宁市、黄冈市、荆门市、荆州市、襄阳市、宜昌市等生猪养殖重点市开展生猪养殖大户<sup>①</sup>调查，同时将潜江市、仙桃市这两大生猪养殖县级市纳入调查地区范畴。其抽样过程为：在每个市分别选取2~6个生猪养殖大县（县级市则以镇或街道为单位随机抽取样本），在每个样本县（县级市则为样本镇或街道）中随机抽取8~10个生猪养殖大户，一共发放问卷410份，受访者主要是户主或养殖决策者。对生猪养殖企业的抽样调查省份为湖北省、湖南省、山东省和黑龙江省。依据《中国统计年鉴2018》，在全国31个省（区、市）中，湖南省、山东省和湖北省的“肉猪出栏头数”分列第三、第四和第五位，这3省历来都是中国的养猪大省；结合当前“南猪北上”的空间布局趋势，加选位列第14位的黑龙江省；上述4省的肉猪出栏头数占全国出栏总头数的25.41%。综合考虑生猪养殖的省内分布状况以及养殖废弃物资源化利用进展状况，在湖南省永州市，湖北省荆门市、襄阳市和孝感市3市，黑龙江省绥化市、佳木斯市、哈尔滨市3市和山东省临沂市、日照市、德州市、济宁市、烟台市、青岛市6市开展生猪养殖企业调查。同时，课题组还将湖北省的天门市、山东省的寿光市这两个生猪养殖规模较大的县级市纳入了调查范畴。受调查资源以及与当地畜牧业管理部门协调进度等的影响，4个省份的调查时间有所不同，在黑龙江省、湖北省、湖南省和山东省的调查依次主要开展于2017年10月、2017年12月、2018年8~10月和2019年1~2月。调查根据生猪养殖规模的不同对样本进行分层随机抽样，样本养殖企业涵盖养殖场（养殖公司）、养殖小区、养殖专业合作社等，受访者为生猪养殖企业的直接责任人（例如养猪场场长、

<sup>①</sup>参考《中国畜牧业年鉴》《全国农产品成本收益资料汇编》和已有研究（例如朱润等，2021；何可等，2021）的划分标准，并结合湖北省生猪养殖实践，本文将生猪年出栏量为30头以上的生猪养殖户视为生猪养殖大户。

公司董事长、合作社社长、养殖小区负责人等)或对有关情况了解较全面的人员(例如公司经理、主管等)。调查发放问卷 400 份,其中一部分由基层畜牧部门根据要求抽样后下发给企业并请专人回收,另一部分由课题组成员带领本科生和研究生通过直接调查收回。剔除重要问题漏答、受访者回答前后矛盾等问卷后,共获得养殖大户有效问卷 393 份、养殖企业有效问卷 353 份。

## (二) 变量说明与统计描述

1.被解释变量。本文对畜禽养殖废弃物的研究以生猪粪便为例。为探索政府履责状况带来的长期影响,研究中的被解释变量包括 2 个:一个是生猪粪便处理行为,另一个是生猪粪便资源化利用改进状况。前者为分类变量(从资源化利用视角来划分),包括完全非资源化处理、半资源化处理和完全资源化处理 3 种。其中,完全非资源化处理体现为生猪粪便未经无害化处理直接丢弃或直接还田<sup>①</sup>;半资源化处理指养殖主体对一部分生猪粪便通过完全非资源化方式处理,另一部分则通过任何一种或多种资源化利用方式(例如制有机肥、制沼气、制饲料、制培养基、出售卖钱等)来处理;完全资源化处理则指养殖主体对全部生猪粪便采用一种或多种资源化方式来处理。而后的具体测量问题为“相比 5 年前,生猪粪便处理方式是否有资源化利用方面的改进”。对调查时点和养殖主体所回忆的 5 年前生猪粪便处理方式的调查结果进行比较,若养殖主体的生猪粪便处理方式从未经无害化处理直接丢弃、直接还田转变为制有机肥、制沼气、制饲料、制培养基或出售卖钱中的任何一种,则视该养殖主体存在生猪粪便处理的资源化利用改进行为<sup>②</sup>。

2.核心解释变量。本文研究中的核心解释变量为从养殖主体角度来衡量的政府履责力度。参考相关研究的常用做法(朱润等,2021),本文通过养殖主体对地方政府在生猪粪便资源化利用中的履责力度评价来测量该变量。根据前文的理论分析,设定具体的评价指标体系(含目标层、准则层和指标层)见表 2,其中,政府履责力度指标采用 5 分量表(很大=5,较大=4,一般=3,较小=2,很小=1)来测量。由于熵值法在确定权重的过程中避免了人为因素的干扰,能较为客观地反映各评价指标在综合评价指标体系中的重要性(郭显光,1994),本文采用熵值法来计算各指标的权重(结果见表 2)。

表 2 生猪养殖主体对养殖废弃物处理和资源化利用中政府履责力度的评价指标体系与权重测算结果

	准则层	权重		指标层	权重	
		养殖大户	养殖企业		养殖大户	养殖企业
政府履 责力度	制定与完善法律政策	0.160	0.110	制定与完善法规条例	0.047	0.058
				制定与完善政策制度	0.113	0.052

<sup>①</sup>根据 2019 年发布的《农业农村部办公厅 生态环境部办公厅关于进一步明确畜禽粪污还田利用要求强化养殖污染监管的通知》,“对畜禽规模养殖污染防治设施配套不到位,粪污未经无害化处理直接还田或向环境排放,不符合国家和地方排放标准的,农业农村部门要加强技术指导和服务,生态环境部门要依法查处。”资料来源: [http://www.moa.gov.cn/n/ybgb/2020/202007/202008/t20200811\\_6350177.htm](http://www.moa.gov.cn/n/ybgb/2020/202007/202008/t20200811_6350177.htm)。

<sup>②</sup>考虑到存在养殖主体 5 年前和调查时点均采取了资源化利用方式以及 5 年前进行了资源化利用而调查时点却未采取资源化利用方式的情况,本文仅保留了 5 年前采取完全非资源化处理行为的样本来讨论养殖主体的资源化利用改进行为。

(续表2)

财政支持与税收优惠	0.308	0.327	给予补贴	0.100	0.108
			给予用地、用水、用电优惠	0.103	0.107
			给予税收优惠	0.105	0.112
公共服务支持	0.320	0.460	技术服务支持	0.110	0.050
			信息和运输服务支持	0.111	0.125
			资金筹集帮扶	0.099	0.108
			相关企业申报粪便处理设施建设等项目		0.126
监督监管和相关社会氛围营造	0.212	0.103	开展监督监管	0.108	0.053
			营造公平发展环境	0.104	0.050

注：养殖大户和养殖企业在公共服务支持方面评价指标的差异不会对两者回归结果之间的可比性产生实质性影响。其原因在于，废弃物处理和资源化利用相关培训支持和帮助企业申报粪便处理设施建设等公共服务主要对养殖企业产生影响，而对养殖大户的影响较小。《畜禽养殖业污染防治技术政策》提出，“畜禽养殖场（小区）应建立健全污染治理设施运行管理制度和操作规程，配备专职运行管理人员和检测手段；对操作人员应加强专业技术培训，实行考试合格持证上岗”。同时，“支持规模养殖场、第三方机构粪污处理设施建设”已成为《畜禽养殖废弃物资源化利用工作考核办法（试行）》中考核指标“扶持政策”的重要组成部分。与上述两方面公共服务直接相关的主体主要是养殖企业。

3.控制变量。为缓解遗漏变量偏误问题，笔者在模型中控制了个体特征、家庭特征、生产经营特征、认知特征。其中，个人特征主要包括养殖者的年龄、性别、受教育程度、养殖经验、社会地位等因素（何可等，2022）；家庭特征主要包括家庭总人口、家庭年收入等因素（Li et al., 2020）；生产经营特征包括养殖规模等因素（Huong et al., 2020）；认知特征主要包括对相关法律法规的认知、对环境风险的认知、对废弃物资源化利用价值的认知等因素（Li et al., 2021；Wang et al., 2021）。各控制变量及其含义见表3。

表3 相关变量的定义与描述性统计分析

因变量	变量定义	养殖大户		5年前采取完全非资源化处理行为的养殖大户		养殖企业		5年前采取完全非资源化处理行为的养殖企业	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
生猪粪便完全非资源化处理行为	是否存在生猪粪便完全非资源化处理行为：是=1，否=0	0.11	0.31			0.29	0.46		
生猪粪便半资源化处理行为	是否存在生猪粪便半资源化处理行为：是=1，否=0	0.27	0.44			0.15	0.36		
生猪粪便完全资源化处理行为	是否存在生猪粪便完全资源化处理行为：是=1，否=0	0.62	0.49			0.56	0.50		

政府履责状况如何影响养殖废弃物资源化利用及其改进

生猪粪便处理的资源化利用改进行为	是否存在生猪粪便处理的资源化利用改进状况: 是=1, 否=0			0.85	0.36			0.56	0.50
(续表 3)									
核心自变量									
制定与完善法律政策方面的履责力度	对制定与完善法律政策方面履责力度的熵值法评分	0.46	0.13	0.44	0.13	0.42	0.13	0.41	0.18
财政支持与税收优惠方面的履责力度	对财政支持与税收优惠方面履责力度的熵值法评分	0.73	0.26	0.71	0.25	0.93	0.37	0.94	0.36
公共服务支持方面的履责力度	对公共服务支持方面履责力度的熵值法评分	0.80	0.26	0.79	0.25	1.47	0.47	1.51	0.43
监督管理和相关社会氛围营造方面的履责力度	对监督管理和相关社会氛围营造方面履责力度的熵值法评分	0.53	0.19	0.49	0.18	0.36	0.10	0.36	0.10
养殖大户相关模型独有控制变量									
受访者性别	性别: 男=1, 女=0	0.93	0.25	0.93	0.26				
受访者年龄	实际年龄(年)	47.74	8.80	48.10	8.92				
受访者受教育程度	实际受教育年限(年)	8.70	2.71	8.52	2.53				
受访者是否已婚	是否已婚: 是=1, 否=0	0.98	0.14	0.97	0.17				
受访者是否是党员	是否党员: 是=1, 否=0	0.19	0.39	0.19	0.39				
家庭总人口	受访者家庭总人口(人)	5.04	1.74	5.15	1.90				
家庭总收入	受访者家庭总收入 <sup>a</sup> (万元)	20.82	36.21	17.95	17.25				
养殖经验	生猪养殖年限(年)	8.92	5.00	8.88	4.87				
环境认知	对某环境相关问题认同程度 <sup>b</sup>	3.58	0.67	3.56	0.69				
两类主体相关模型共同控制变量									
养殖规模	生猪养殖出栏量(头)	300.99	394.58	258.16	276.22	5043.87	25532.73	4625.47	19959.40
社会地位自我评价 <sup>c</sup>	较好=3, 一般=2, 较差=1	2.27	0.50	2.26	0.47	2.30	0.68	2.25	0.69
对相关法规的了解程度 <sup>d</sup>	对环境保护法规等的了解程度的熵值法评分( $\times 10^3$ )	2.54	1.03	2.54	0.94	2.83	2.78	3.33	2.84
对废弃物资源化利用价值的认知 <sup>e</sup>	对畜禽粪便资源化利用价值认知的熵值法评分( $\times 10^3$ )	2.55	0.60	2.47	0.57	2.83	0.65	2.90	0.53
养殖企业相关模型独有控制变量									
行业地位自我评价 <sup>f</sup>	很高=5, 较高=4, 一般=3, 较低=2, 很低=1					2.95	0.83	3.03	0.81
注册资本	养殖企业的注册资本(万元)					444.92	2491.50	347.51	1588.60
省份(以湖北省为参照)									
湖南省	是=1, 否=0					0.39	0.49	0.15	0.36
黑龙江省	是=1, 否=0					0.06	0.24	0.15	0.36
山东省	是=1, 否=0					0.30	0.46	0.28	0.45

注: a 家庭总收入为调查前一年的家庭总收入。b 环境认知以受访者对“看到别人破坏环境我的心里会很难过”这一问题的认同程度来衡量: 非常认同=5, 较认同=4, 一般=3, 较不认同=2, 非常不认同=1。c 在养殖大户调查中, 社会地

位自我评价以“社会地位与村里其他生猪养殖户的同级别人员相比”的自我评价来衡量；在养殖企业调查中，社会地位自我评价以“社会地位与其他生猪养殖企业的同级别人员相比”的自我评价来衡量。d 对于养殖大户而言，通过询问其对于绿色低碳农业、畜禽粪便制生物天然气、环境保护法律法规、环境保护政策等方面的认识水平来衡量该变量；对于养殖企业而言，通过询问其对于绿色低碳农业、生猪粪便制生物天然气、畜牧业环保法律法规、农村环保类法律法规、畜牧业环保政策、农村环保政策、生猪粪便循环利用技术等方面的认识水平来衡量该变量。e 对于养殖大户而言，通过询问其对“畜禽粪便资源化利用”在降低碳排放、减少环境污染、带动当地产业经济发展、提高农民收入、节约生活和生产成本、减少疾病传播、改善村容村貌、创造就业岗位这 8 个方面的看法来衡量该变量；对于养殖企业而言，通过询问其对“畜禽粪便资源化利用”在降低粪便直接排放实现碳减排、减少水体污染、减少空气污染、减少土地污染、带动当地产业经济发展、节约生活成本、节约生产成本、减少疾病传播、改善村容村貌、创造就业岗位这 10 个方面的看法来衡量。同时，由于熵值法计算的综合得分较小，本文将对相关法律法规的了解程度、对废弃物资源化利用价值的认知扩大了 1000 倍。f 养殖企业行业地位自我评价以“企业年营业额在行业所处的地位”的自我评价来衡量。

### （三）研究方法

养殖主体的生猪粪便处理行为（ $y_1$ ）包括完全非资源化处理、半资源化处理、完全资源化处理 3 种情况，是多值变量。因此，本文将生猪粪便处理行为这一被解释变量分为有限个等级  $m$ ，运用多项 Logit 模型考察政府履责力度对不同养殖主体生猪粪便处理行为的影响<sup>①</sup>，该模型一般形式为：

$$y_1 = \beta X + \varepsilon \quad (9)$$

（9）式中， $y_1$  为隐变量或潜在变量， $X$  是解释变量（见表 3）的集合， $\beta$  为待估参数， $\varepsilon$  为随机扰动项。不同养殖主体生猪粪便处理的资源化利用改进状况（ $y_2$ ），包括具有资源化利用改进状况和不具有资源化利用改进状况 2 种选择，属于典型的二元选择问题，因此，采用二元 Logit 模型来分析关键自变量对这一改进状况的影响。在模型中，假设有  $n$  个观测样本，被解释变量  $y_2$  的取值为“0”（否）或者“1”（是）， $x_i (i = 1, 2, \dots, n)$  为与  $y_2$  相关的一系列独立自变量。用  $P$  表示养殖主体具有对生猪粪便的资源化利用改进行为的概率，则 Logit 概率函数的形式为：

$$P = \frac{\exp(Z)}{1 + \exp(Z)} \quad (10)$$

<sup>①</sup>有研究认为，完全非资源化处理、半资源化处理、完全资源化处理之间存在“天然”的排序，应使用有序模型进行估计。但本文认为，从资源化处理程度或对环境友好程度而言，完全非资源化处理、半资源化处理、完全资源化处理之间虽然存在依次递进的排序，但养殖主体在对生猪粪便进行资源化处理时，选择何种程度的资源化处理行为必然是依据其生产规模、技术条件、管理经验等内部经营条件以及环境规制力度、财税支持力度等外部环境条件来决定的，以适应其预期生产状况。换言之，虽然完全资源化处理是对环境最友好的生产方式，但未必是养殖主体当下最优的生产策略。因此，从生产的角度而非环境保护的角度而言，完全非资源化处理、半资源化处理、完全资源化处理应视为养殖主体可依情形选择和调整的 3 个生产技术选择方案，养殖主体的目的是实现养殖主体利润最大化。如果将其视为有序，则默认了完全非资源化处理、半资源化处理、完全资源化处理下养殖主体生产经营的最优点依次提高，显然这是一个脱离了具体生产技术和生产约束条件的强假定。因此，本文退而求其次，采取多项 Logit 模型进行实证估计。

$$Z = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_nx_n + \mu = b_0 + \sum_{i=1}^n b_ix_i + \mu \quad (11)$$

(10) 式、(11) 式中,  $Z$  为变量  $x_i (i=1,2,\dots,n)$  的线性组合,  $b_0$  为截距参数,  $b_i (i=1,2,\dots,n)$  为回归系数,  $\mu$  为随机扰动项。在数据统计分析过程中, 将养殖主体存在生猪粪便处理的资源化利用改进状况设为  $P (y_2 = 1)$ , 则养殖主体不存在生猪粪便处理行为资源化利用改进状况的概率为  $1-P$

( $y_2 = 1$ )。在进行 Logit 回归分析时, 通常要进行  $P$  的 Logit 变换, 即  $Logit(P) = Ln(\frac{P}{1-P})$ , 经过变换后得到  $Logit(P) = Ln(\frac{P}{1-P}) = b_0 + \sum_{i=1}^n b_ix_i$ , 即为概率函数和自变量之间的线性表达式。

需要指出的是, “改进”是指当下的生猪粪便处理行为相比 5 年前在资源化利用方面的改进状况。一般认为, 5 年前的生猪粪便处理行为可能影响到政府履责力度而导致内生性问题, 但是, 本文考察的生猪粪便资源化利用改进状况的数据是通过下式生成的:

$$y_2 = dummy_1 - dummy_0 \quad (12)$$

(12) 中,  $dummy_1$  代表当前生猪粪便处理是否有资源化利用行为 (有=1, 无=0),  $dummy_0$  代表五年前生猪粪便处理是否有资源化利用行为 (有=1, 无=0)。因此, 原回归模型可以简单理解为  $dummy_1 - dummy_0 = \theta X + \mu$ , 变换后可得  $dummy_1 = \theta X + \mu + dummy_0$ 。由此变化可知,  $dummy_0$  的信息可被作为截距项吸收, 不会导致严重的内生性问题<sup>①</sup>。

## 四、结果与分析

### (一) 政府履责力度对养殖主体生猪粪便处理行为的影响

利用数据拟合政府履责力度对养殖主体生猪粪便处理行为影响的多项 Logit 模型, 回归结果见表 4。其中, 方程 2 和方程 4 为包含核心自变量和控制变量的综合回归结果, 比方程 1 和方程 3 仅引入核心自变量的回归结果更加可靠, 探讨政府履责力度对养殖主体生猪粪便处理行为的影响主要基于方程 2

<sup>①</sup>需要指出的是, 这一情况建立在受访者能清晰回忆和区别比较“5 年前信息”和“当下信息”的基础上。倘若受访者难以清晰回忆和区别“5 年前信息”和“当下信息”时, 就有可能产生内生性问题。但本文认为此种可能性较小, 原因如下: 一方面, 本文中的受访者是养殖大户和养殖企业。较之于散养户, 养殖大户和养殖企业产生的畜禽养殖废弃物的数量更大, 且户主或负责人的受教育程度、眼界见识往往更高, 加之畜禽养殖废弃物处理关系到他们的切身利益, 养殖大户和养殖企业对 5 年前畜禽养殖废弃物处理方式记忆不清晰的可能性不大。另一方面, 由于畜禽养殖废弃物处理是生猪养殖过程中的核心环节, 不少养殖大户和养殖企业都会通过台账记录相关信息。事实上, 早在 2001 年出台的《畜禽养殖污染防治管理办法》就要求“畜禽养殖场必须按有关规定向所在地的环境保护行政主管部门进行排污申报登记”; 2013 年出台的《畜禽规模养殖污染防治条例》也有类似规定: “对环境可能造成重大影响的大型畜禽养殖场、养殖小区, 应当编制环境影响报告书; 其他畜禽养殖场、养殖小区应当填报环境影响登记表”。

和方程 4 的结果来展开。

从核心自变量的影响看，加大政府在公共服务支持方面的履责力度，能促进养殖大户对生猪粪便进行半资源化处理 and 完全资源化处理。其边际效应为：对政府公共服务支持履责力度的评分每提高 1 个百分点，养殖大户对生猪粪便进行半资源化处理的概率平均提高 0.388 个百分点，进行完全资源化处理的概率会平均提高 0.564 个百分点。加大政府在制定与完善相关法律法规方面的履责力度，能促进养殖企业对生猪粪便进行完全资源化处理。其边际效应为：对政府在制定与完善法律法规方面履责力度的评分每提高 1 个百分点，养殖企业对生猪粪便进行完全资源化处理的概率平均提高 1.24 个百分点。

然而，加大政府在监督监管和相关社会氛围营造、财政支持与税收优惠方面的履责力度，会阻碍养殖大户进行完全资源化处理；而加大政府在财政支持与税收优惠方面的履责力度，也不利于养殖企业对生猪粪便进行半资源化处理和完全资源化处理。就政府在监督监管和相关社会氛围营造方面的履责力度对养殖大户完全资源化处理行为的影响而言，完全资源化处理涉及的方面较为广泛，需要投入大量人力，而近年来农村劳动力价格不断上涨，为节约成本，养殖大户很有可能倾向于采取消耗劳动力较少的半资源化处理方式。尤其是自 2015 年开展新一轮环保整治以来，《畜禽规模养殖污染防治条例》、“水十条”等法规在实施过程中被层层加码，某些地区还采取了全面禁养、盲目扩大禁养区等做法，给养殖主体带来巨大损失（毛世平等，2021）。在此情况下，倘若政府在强化相关监督监管时采取僵化、死板、“一刀切”的方式，则可能使养殖大户产生心理抵触<sup>①</sup>。政府在财政支持与税收优惠方面履责力度的增强反而带来负向影响的原因可能是：第一，养殖主体持续开展生猪粪便资源化利用的预期收益会低于不持续进行资源化利用的预期收益。相关财政支持与税收优惠政策多体现为支持畜禽粪便处理设施建设以及对畜禽粪便贮运、畜禽粪肥施用和沼气生产进行补贴，养殖主体只要在当期存在生猪粪便资源化利用行为（无需持续开展），便能享受到用地、用水、用电优惠或税收优惠。倘若养殖主体选择持续开展生猪粪便资源化利用，他们就必须承担在设备更换、技术更新、人员培训、材料耗损方面的更大开支，这压缩了他们的利润空间（王菊等，2017）。第二，部分地方存在相关财税支持政策措施落实不到位的情况。申领相关财政支持资金或申报税收优惠时面临较高的行政门槛和繁复的审批手续，导致养殖主体难以获得相关资金支持或补贴（刘刚等，2018）。例如，《畜禽规模养殖污染防治条例》规定畜禽养殖场沼气发电上网能够享受可再生能源上网的补贴，但在实际落实过程中，电力部门经常会以“发电量太小”“不符合技术标准”为由拒绝养殖场沼气发电上网（金书秦等，2018），导致养殖场难以获得沼气发电上网的收益。

表 4 政府履责力度对养殖主体生猪粪便处理行为影响的回归结果（参照组：完全非资源化处理）

	养殖大户			养殖企业		
	方程 1	方程 2	基于方程 2 的 dy/dx	方程 3	方程 4	基于方程 4 的 dy/dx
组 1: 半资源化处理						
制定与完善法律政策方	-1.289	-1.150	0.161	0.125	1.222	-0.366

<sup>①</sup>从调查结果看，养殖大户对政府在监督监管方面履责效果（李克特 5 分量表）的评分较低，均值仅为 2.634。

政府履责状况如何影响养殖废弃物资源化利用及其改进

面的履责力度	(1.668)	(1.854)	(0.215)	(2.239)	(2.526)	(0.244)
财政支持与税收优惠方面的履责力度	1.022	-0.221	0.190	-1.377*	-1.459*	-0.015
	(1.215)	(1.326)	(0.150)	(0.780)	(0.864)	(0.080)
(续表 4)						
公共服务支持方面的履责力度	0.004	0.356	0.388***	0.396	-0.342	-0.049
	(1.183)	(1.303)	(0.138)	(0.736)	(0.831)	(0.082)
监督监管和相关社会氛围营造方面的履责力度	-1.854	-1.232	0.213	6.609**	2.981	0.444
	(1.466)	(1.674)	(0.179)	(3.014)	(3.421)	(0.338)
组 2: 完全资源化处理						
制定与完善法律政策方面的履责力度	-0.919	-2.524	-0.331	5.077***	6.103***	1.240***
	(1.552)	(1.784)	(0.230)	(1.609)	(1.752)	(0.311)
财政支持与税收优惠方面的履责力度	-0.302	-1.593	-0.281*	-1.669***	-1.832***	-0.282**
	(1.103)	(1.232)	(0.156)	(0.592)	(0.625)	(0.109)
公共服务支持方面的履责力度	3.044***	3.131**	0.564***	0.273	0.115	0.054
	(1.086)	(1.217)	(0.141)	(0.532)	(0.558)	(0.106)
监督监管和相关社会氛围营造方面的履责力度	-2.966**	-2.985*	-0.409**	1.858	-1.228	-0.517
	(1.349)	(1.586)	(0.187)	(2.109)	(2.347)	(0.443)
控制变量	未控制	已控制		未控制	已控制	
Log likelihood	-331.400	-293.835		-327.393	-295.119	
Prob > chi <sup>2</sup>	0.001	0.000		0.000	0.000	
Pseudo R <sup>2</sup>	0.040	0.138		0.044	0.130	
$\chi^2$ 统计量 (LR chi <sup>2</sup> )	27.24	94.05		29.75	88.03	

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

## (二) 政府履责力度对养殖主体生猪粪便资源化利用改进行为的影响

利用数据拟合政府履责力度对养殖主体生猪粪便资源化利用改进行为的影响模型, 得到结果见表 5。其中, 方程 6 和方程 8 为包含核心自变量和控制变量的综合回归结果。从模型整体拟合情况看, 模型整体显著, 拟合效果较好。

从核心自变量的影响看, 方程 6 的回归结果显示, 跟前文结果类似, 对政府在公共服务支持方面履责力度的评分越高, 养殖大户发生生猪粪便资源化利用改进行为的概率越高。其边际效应为: 在其他条件不变的情况下, 对政府在公共服务支持方面履责力度的评分每提高 1 个百分点, 养殖大户发生生猪粪便资源化利用改进行为的概率会平均提高 0.193 个百分点。可见, 政府相关公共服务支持方面履责力度的增强有利于改进养殖大户的生猪粪便资源化利用行为。另外, 回归结果显示, 对政府在制定与完善法律政策方面履责力度的评分越高, 养殖大户发生生猪粪便资源化利用改进行为的概率越低。这一结果的出现可能缘于两方面: 一是养殖大户对相关法律法规、环保政策的了解程度相对偏低<sup>①</sup>,

<sup>①</sup>从调查结果看, 养殖大户对相关法律法规、环保政策的了解程度(李克特 5 分量表)评分均值分别为 3.037 和 3.115。

基层有关部门的相关强制性管控易导致养殖大户产生抵触、不配合等负向反馈；二是养殖大户相比于养殖企业所能获得的相关政策优惠更少。

方程 8 的回归结果显示，4 个核心自变量均未显现出政府有关方面履责力度的增强对养殖企业生猪粪便资源化利用改进行为的显著促进效应。可能的原因是：养殖企业改进生猪粪便资源化利用行为需要在设备更换、技术更新、人员培训、材料耗损等方面承担较大成本，而政府部门目前在这 4 个方面的履责尚不足以使养殖企业抵消进行生猪粪便资源化利用改进所产生的额外成本。尤其是，政府在财政支持与税收优惠方面的履责力度对养殖企业发生生猪粪便资源化利用改进行为的概率有负向影响，其边际效应为：在其他条件不变的情况下，对政府财政支持与税收优惠方面履责力度的评分每提高 1 个百分点，养殖企业发生生猪粪便资源化利用改进行为的概率平均会降低 0.481 个百分点。可见，要促使养殖企业产生生猪粪便资源化利用改进行为，仅增强财政支持与税收优惠的履责力度是不够的，还需实现与其他措施的配合。

表 5 政府履责力度对养殖主体生猪粪便资源化利用改进行为影响的回归结果

变量名称	养殖大户			养殖企业		
	方程 5	方程 6	基于方程 6 的 dy/dx	方程 7	方程 8	基于方程 8 的 dy/dx
制定与完善法律政策方面的履责力度	-2.611 (1.774)	-4.350** (2.135)	-0.366** (0.176)	2.543 (2.176)	2.960 (2.546)	0.706 (0.608)
财政支持与税收优惠方面的履责力度	0.765 (1.129)	-1.180 (1.293)	-0.099 (0.108)	-2.173** (0.868)	-2.018* (1.113)	-0.481* (0.263)
公共服务支持方面的履责力度	2.244** (1.076)	2.295* (1.313)	0.193* (0.110)	0.089* (0.885)	0.630 (1.146)	0.150 (0.273)
监督监管和相关社会氛围营造方面的履责力度	-3.161** (1.495)	-1.944 (1.709)	-0.164 (0.146)	6.344** (3.124)	-1.818 (4.137)	-0.434 (0.986)
控制变量	未控制	已控制		未控制	已控制	
Log likelihood	-96.087	-81.882		-80.097	-59.149	
Prob > chi <sup>2</sup>	0.023	0.002		0.007	0.000	
Pseudo R <sup>2</sup>	0.056	0.193		0.081	0.315	
χ <sup>2</sup> 统计量	11.37	39.14		14.09	54.34	

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

### (三) 稳健性检验

为了证明前文实证结果的可靠性，参考何可等（2021）的做法，本文进一步采用线性概率模型、二元 Probit 模型替换原有二元 Logit 模型，采用有序 Logit 模型替换原有的多项 Logit 模型，并将新获得的估计结果同前文进行对比。其做法背后的逻辑是：倘若本文感兴趣的核心自变量在多个合理设定的模型中，其显著性均未发生较大变化，且系数前符号保持一致，那么，就有理由相信本文研究存在数据窥视偏差的可能性不大。对比表 5 和表 6 可发现：首先，方程 10、方程 13 的 OLS 估计结果（参数估计值直接反映对因变量的边际效应）与表 5 中的 dy/dx 显著性结果十分相近，这说明，表 5 中 Logit

模型边际效应估计结果在一定程度上是稳健的。其次，虽然二元 Probit 模型与二元 Logit 模型在连接函数的分布假定上存在差别，但方程 9 与方程 6、方程 12 与方程 8 的结果对比显示，核心自变量系数前的符号一致，显著性无差异，这说明表 5 中 Logit 模型回归结果不存在因分布误设而获得偶然性参数的情况。最后，将完全非资源化处理、半资源化处理、完全资源化处理视为有序变量，采用有序 Logit 模型进行估计的结果（见表 6 方程 11、方程 14）与表 4 中方程 2、方程 4 的结果（组 2：完全资源化处理）在系数符号和显著性状况上保持了较高的一致性。综上所述，本文的实证结果均具有稳健性。

表 6 Logit 模型、Probit 模型、线性概率模型和有序 Logit 模型估计结果对比

变量名称	养殖大户				养殖企业			
	方程 6	方程 9	方程 10	方程 11	方程 8	方程 12	方程 13	方程 14
制定与完善法律政策方面的履责力度	-4.350** (2.135)	-2.558** (1.192)	-0.384* (0.229)	-1.381 (1.108)	2.960 (2.546)	1.853 (1.565)	0.332 (0.241)	6.027*** (1.437)
财政支持与税收优惠方面的履责力度	-1.180 (1.293)	-0.704 (0.708)	-0.101 (0.154)	-1.375* (0.772)	-2.018* (1.113)	-1.098* (0.608)	-0.284* (0.162)	-1.486*** (0.496)
公共服务支持方面的履责力度	2.295* (1.313)	1.391* (0.750)	0.266* (0.144)	2.835*** (0.739)	0.630 (1.146)	0.372 (0.670)	0.018 (0.173)	0.071 (0.454)
监督监管和相关社会氛围营造方面的履责力度	-1.944 (1.709)	-1.222 (0.955)	-0.295 (0.185)	-2.519*** (0.942)	-1.818 (4.137)	-1.069 (2.454)	-0.020 (0.636)	-2.168 (1.907)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Log likelihood	-81.882	-81.134		-306.281	-59.149	-59.280		-312.857
Prob > chi <sup>2</sup>	0.002	0.001		0.000	0.000	0.000		0.000
Pseudo R <sup>2</sup>	0.193	0.200		0.102	0.315	0.313		0.078
Adj R <sup>2</sup>			0.086				0.285	
$\chi^2$ 统计量	39.14	40.63		69.16	54.34	54.08		52.55

注：①方程 6、方程 8 为 Logit 模型，方程 9 和方程 12 为 Probit 模型；方程 10 和方程 13 为线性概率模型，方程 11 和方程 14 为有序 Logit 模型；②\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③括号内为标准误。

#### （四）进一步讨论：政府不同方面履责力度的协同关系分析

考虑到政府不同方面的履责力度之间可能存在协同关系，本文借鉴龙文滨等（2018）的研究，通过构造 4 个不同方面履责力度间的交乘项来讨论这一作用。表 7 展示了各交乘项对养殖主体生猪粪便处理行为影响的回归结果。对于养殖大户，加大监督监管和相关社会氛围营造方面的履责力度，有助于增强公共服务支持方面的政府履责力度对养殖大户采取半资源化处理的积极效应。同时，政府加强在制定与完善法律法规、提供公共服务支持方面的履责，会强化在监督监管和相关社会氛围营造方面履责力度的负向作用，降低养殖大户采取完全资源化处理方式的概率。而增强政府在提供财政支持与税收优惠方面的履责，有助于缓解监督监管和相关社会氛围营造方面履责力度对两类养殖主体采取完全资源化处理方式的负向效应。其原因可能是：影响养殖主体采取完全资源化处理方式的关键限制因素在于成本，通过加大在财政支持与税收优惠方面的履责力度，能在一定程度上降低养殖主体的生产

成本, 从而促进他们配合政府的相关监督监管工作, 进而对生猪粪便采取完全资源化处理行为。这意味着, 政府应当协同推进相关方面的政策。

表 7 政府履责交乘项对养殖主体生猪粪便处理行为影响的回归结果 (参照组: 完全非资源化处理)

	养殖大户		养殖企业	
	方程 15	基于方程 15 的 dy/dx	方程 16	基于方程 16 的 dy/dx
组 1: 半资源化处理				
制定与完善法律政策方面的履责力度×财政支持 与税收优惠方面的履责力度	-6.968 (11.189)	0.641 (1.210)	8.709 (9.336)	1.075 (0.825)
制定与完善法律政策方面的履责力度×公共 服务支持方面的履责力度	-2.929 (12.074)	-1.605 (1.280)	-6.998 (8.545)	-0.621 (0.834)
制定与完善法律政策方面的履责力度×监督 监管和相关社会氛围营造方面的履责力度	1.733 (13.738)	2.610* (1.542)	24.842 (32.754)	3.570 (3.090)
财政支持与税收优惠方面的履责力度×公共 服务支持方面的履责力度	-3.409 (3.610)	-0.039 (0.418)	-1.778 (2.306)	0.020 (0.211)
财政支持与税收优惠方面的履责力度×监督 监管和相关社会氛围营造方面的履责力度	13.886 (8.855)	-1.065 (0.917)	8.560 (15.319)	-0.795 (1.413)
公共服务支持方面的履责力度×监督监管和 相关社会氛围营造方面的履责力度	9.052 (6.933)	1.551** (0.637)	-0.136 (6.934)	0.572 (0.674)
组 2: 完全资源化处理				
制定与完善法律政策方面的履责力度×财政 支持与税收优惠方面的履责力度	-13.186 (10.884)	-1.520 (1.302)	-1.342 (7.645)	-0.966 (1.302)
制定与完善法律政策方面的履责力度×公共 服务支持方面的履责力度	8.001 (11.463)	1.913 (1.345)	-2.029 (6.449)	0.120 (1.191)
制定与完善法律政策方面的履责力度×监督 监管和相关社会氛围营造方面的履责力度	-16.734 (13.151)	-3.393** (1.627)	-10.233 (25.683)	-4.109 (4.591)
财政支持与税收优惠方面的履责力度×公共 服务支持方面的履责力度	-3.903 (3.462)	-0.264 (0.444)	-2.782* (1.668)	-0.448 (0.287)
财政支持与税收优惠方面的履责力度×监督 监管和相关社会氛围营造方面的履责力度	24.739*** (8.894)	2.740*** (1.015)	22.307** (11.350)	4.039** (1.965)
公共服务支持方面的履责力度×监督监管和 相关社会氛围营造方面的履责力度	-0.099 (7.042)	-1.271* (0.737)	-7.493 (5.379)	-1.572 (0.982)
核心自变量	已控制		已控制	
控制变量	已控制		已控制	
Log likelihood	-282.633		-287.099	
Prob > chi <sup>2</sup>	0.000		0.000	
Pseudo R <sup>2</sup>	0.171		0.153	

$\chi^2$ 统计量	116.46	104.07
--------------	--------	--------

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为标准误；③对表中结果的理解需结合表 4 中的结果。

表 8 汇报了不同方面政府履责力度的交乘项对养殖主体生猪粪便资源化利用改进行为的影响。对于养殖大户，不同方面政府履责力度之间均没有表现出显著的交互关系。对于养殖企业，倘若政府加大在公共服务支持方面的履责力度，则会强化财政支持与税收优惠方面履责力度对其采取生猪粪便资源化利用改进行为的负向影响，这体现了政府在这两方面的履责没有实现有效协同。

表 8 政府履责交乘项对养殖主体生猪粪便资源化利用改进行为影响的回归结果

变量名称	养殖大户		养殖企业	
	方程 17	基于方程 17 的 dy/dx	方程 18	基于方程 18 的 dy/dx
制定与完善法律政策方面的履责力度×财政支持与税收优惠方面的履责力度	-7.370 (13.032)	-0.596 (1.056)	2.764 (15.121)	0.663 (3.618)
制定与完善法律支持方面的履责力度×公共服务支持方面的履责力度	4.285 (14.685)	0.347 (1.193)	-2.578 (14.461)	-0.618 (3.466)
制定与完善法律政策方面的履责力度×监督监管和相关社会氛围营造方面的履责力度	-2.877 (22.248)	-0.233 (1.804)	-14.434 (53.960)	3.460 (12.927)
财政支持与税收优惠方面的履责力度×公共服务支持方面的履责力度	-3.683 (4.257)	-0.298 (0.347)	-8.016* (4.331)	-1.922* (1.029)
财政支持与税收优惠方面的履责力度×监督监管和相关社会氛围营造方面的履责力度	14.670 (10.591)	1.187 (0.863)	20.847 (21.914)	4.997 (5.261)
公共服务支持方面的履责力度×监督监管和相关社会氛围营造方面的履责力度	1.686 (7.087)	0.136 (0.574)	1.596 (9.774)	0.383 (2.342)
核心自变量	已控制		已控制	
控制变量	已控制		已控制	
Log likelihood	-80.334		-56.050	
Prob > $\chi^2$	0.009		0.000	
Pseudo R <sup>2</sup>	0.208		0.351	
$\chi^2$ 统计量 (LR $\chi^2$ )	42.23		60.54	

注：①\*表示 10%的显著性水平；②括号内为标准误；③对表中结果的理解需结合表 5 中的结果。

## 五、结论和政策启示

本文基于对湖北省、湖南省、黑龙江省和山东省生猪养殖大户和养殖企业的调查数据，利用多项 Logit 模型和二元 Logit 模型量化分析了政府履责状况对养殖主体生猪粪便资源化利用及其改进行为的影响。研究发现：第一，政府在制定与完善法律政策方面履责力度的增强，能够促使养殖企业对生猪粪便进行完全资源化处理，但不利于养殖大户做出生猪粪便资源化利用改进行为。第二，加大政府在

财政支持与税收优惠方面的履责力度，不利于养殖企业进行生猪粪便半资源化处理 and 完全资源化处理以及做出生猪粪便资源化利用改进行为，也不利于养殖大户进行完全资源化处理。第三，政府在公共服务支持方面履责力度的增强，能促进养殖大户对生猪粪便进行完全资源化处理，并促使他们产生生猪粪便资源化利用改进行为，但这一影响对于养殖企业来说并不显著。第四，政府在监督监管和相关社会氛围营造方面履责力度的增强，不利于养殖大户进行完全资源化处理，但这一影响对于养殖企业来说并不显著。第五，政府在不同方面的履责状况对养殖主体做出资源化利用及其改进行为存在协同效应。其正协同效应体现为：增强政府在监督监管和相关社会氛围营造方面的履责力度，能够强化公共服务支持方面的履责对养殖大户采取半资源化处理的积极作用；增强政府在财政支持与税收优惠方面的履责，能缓解监督监管和相关社会氛围营造方面履责力度对两类养殖主体采取完全资源化处理方式的负向效应。其负协同效应体现为：政府在制定与完善法律政策、公共服务支持方面履责力度的增强，会扩大监督监管和相关社会氛围营造方面履责力度对养殖大户生猪粪便完全资源化处理产生的负向作用；加大在公共服务支持方面的政府履责力度，则会强化财政支持与税收优惠方面履责力度对养殖企业产生生猪粪便资源化利用改进行为的负向影响。

基于上述结论，本文得到如下政策启示：

第一，进一步推进相关法治化进程。要完善现行畜禽养殖废弃物资源化利用相关法律法规，厘清政府在畜禽养殖废弃物资源化利用方面的权力与责任边界，明晰畜禽养殖主体的权利与义务。同时，可通过积极推进乡村“法律明白人”培养工程，以村干部、村妇联执委、村民小组长等重点栽培对象，培育了解畜禽养殖废弃物资源化相关法律法规的人才。通过他们向相关养殖主体宣传相关法律法规和政策措施，从而提高养殖主体的法治意识和政策知晓程度，规范相关补贴和优惠政策的执行标准并指导与监督地方具体实施，切实保障养殖主体在资源化利用方面的相关权益。

第二，进一步改善相关财政支持与税收优惠工作。启动中央财政畜禽养殖废弃物资源化试点工作，积极开展种养业循环一体化工程，重点加大对畜禽粪便收集、储存和运输环节的财政政策支持力度，降低畜禽养殖废弃物资源化利用的成本。同时，充分发挥农机购置补贴政策的引导作用，继续优化农机购置补贴机具的种类和范围，将更多畜禽养殖废弃物利用相关的机具纳入其中。此外，还应当重视优化财税政策服务，简化审批流程，降低养殖企业和养殖大户的参与门槛。

第三，进一步加大相关公共服务支持力度。一方面，需要加强大型集中沼气池、“堆肥膜”发酵系统等农业废弃物资源化配套基础设施建设；另一方面，发展民间组织，加强中央和地方、地方和社会间的合作，充分整合社会资源，确保畜禽养殖废弃物处理公共服务体系的高速运转。此外，还应当积极探索、创新畜禽养殖废弃物处理的公共服务体制机制，拓宽公共服务的内容和覆盖面，为养殖主体提供充足的技术服务、废弃物资源化利用相关培训以及资金筹集帮扶等服务支持。

第四，进一步完善相关监督监管机制。尽量避免采取强制性管控和“一刀切”措施，有效提升监管效能，缓解养殖大户对政府监督监管的抵触情绪。同时，通过微博微信、微电影、短视频等新媒体，与养殖主体建立良性互动，形成崇尚资源化利用的良好社会舆论氛围。此外，还可以鼓励群众成立自发性环保组织，吸纳各地养殖主体参与其中，有效发挥非政府组织及其成员在这方面的监督作用。

第五, 打好相关政策措施“组合拳”。应重视相关政策措施的协调, 强化正协同效应并扭转负协同状况, 因地制宜地构建不同的政策组合体系, 从而在最大程度上发挥出政府履责的积极作用。例如, 在制定与完善法律政策方面积极履责的同时, 政府还应配合强化相关监督管理和社会氛围营造。并且, 在履责实践中, 有必要考虑对不同养殖主体所采取的重点措施的有效性差异: 对养殖大户, 应以改善公共服务支持为重点; 而对养殖企业, 则需重视发挥政府在相关法律政策制定与完善方面履责的作用。

#### 参考文献

- 1.陈秋红、黄鑫, 2018: 《农村环境管理中的政府角色——基于政策文本的分析》, 《河海大学学报(哲学社会科学版)》第1期, 第54-61页、第91页。
- 2.陈秋红、张宽, 2020: 《新中国70年畜禽养殖废弃物资源化利用演进》, 《中国人口·资源与环境》第6期, 第166-176页。
- 3.范仓海, 2011: 《中国转型期水环境治理中的政府责任研究》, 《中国人口·资源与环境》第9期, 第1-7页。
- 4.范仓海、周丽菁, 2015: 《澳大利亚流域水环境网络治理模式及启示》, 《科技管理研究》第22期, 第246-252页。
- 5.耿宁、陈秋红, 2018: 《利益博弈下农村环境管理利益相关者行为分析——以农村畜禽养殖污染防治为例》, 《郑州大学学报(哲学社会科学版)》第3期, 第69-73页。
- 6.郭显光, 1994: 《熵值法及其在综合评价中的应用》, 《财贸研究》第6期, 第56-60页。
- 7.哈密尔顿等, 1998: 《里约后五年——环境政策的创新》, 张庆丰、张世秋、严琛译, 北京: 中国环境科学出版社, 第10-11页、第22-31页。
- 8.何可, 2019: 《农业废弃物资源化生态补偿》, 北京: 人民出版社, 第100-133页。
- 9.何可、李凡略、畅华仪, 2021: 《构建低碳共同体: 地方性共识与规模养猪户农业碳交易参与——以农村沼气CCER碳交易项目为例》, 《中国农村观察》第5期, 第71-91页。
- 10.何可、张俊飏, 2020: 《“熟人社会”农村与“原子化”农村中的生猪养殖废弃物资源化利用——博弈、仿真与现实检验》, 《自然资源学报》第10期, 第2484-2498页。
- 11.何可、张俊飏、张露、吴雪莲, 2015: 《人际信任、制度信任与农民环境治理参与意愿——以农业废弃物资源化为例》, 《管理世界》第5期, 第75-88页。
- 12.何可、朱润、罗斯炫, 2022: 《规模养猪户智慧农业技术采纳意愿的决定因素: 基于互联网普及的视角》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第3期, 第69-78页。
- 13.金书秦、韩冬梅、吴娜伟, 2018: 《中国畜禽养殖污染防治政策评估》, 《农业经济问题》第3期, 第119-126页。
- 14.李乾、王玉斌, 2018: 《畜禽养殖废弃物资源化利用中政府行为选择——激励抑或惩罚》, 《农村经济》第9期, 第55-61页。
- 15.刘春、刘晨阳、王济民、辛翔飞, 2021: 《我国畜禽粪便资源化利用现状与对策建议》, 《中国农业资源与区划》第2期, 第35-43页。
- 16.刘刚、罗千峰、张利庠, 2018: 《畜牧业改革开放40周年: 成就、挑战与对策》, 《中国农村经济》第12期, 第19-36页。

- 17.龙文滨、李四海、丁斌, 2018: 《环境政策与中小企业环境表现: 行政强制抑或经济激励》, 《南开经济研究》第3期, 第20-39页。
- 18.娄树旺, 2016: 《环境治理: 政府责任履行与制约因素》, 《中国行政管理》第3期, 第48-53页。
- 19.毛世平、张琳、何龙娟、陈秧分、贾伟、吴文斌, 2021: 《我国农业农村投资状况及未来投资重点领域分析》, 《农业经济问题》第7期, 第47-56页。
- 20.秦海波, 2018: 《环境治理研究》, 北京: 社会科学文献出版社, 第7-9页。
- 21.司瑞石、陆迁、张淑霞, 2019: 《畜禽养殖废弃物处理技术供给模式创新研究——以病死猪无害化处理技术为例》, 《农村经济》第2期, 第117-122页。
- 22.王建华、钊露露、王缘, 2022: 《环境规制政策情境下农业市场化对畜禽养殖废弃物资源化处理行为的影响分析》, 《中国农村经济》第1期, 第93-111页。
- 23.王菊、于阿南、霍介国、房春生, 2017: 《秸秆资源化利用产业发展与财政支持政策研究》, 《经济纵横》第10期, 第75-80页。
- 24.王玉明, 2011: 《论责任政府的责任伦理》, 《理论与现代化》第3期, 第101-107页。
- 25.魏佳容, 2019: 《减量化与资源化: 农业废弃物法律调整路径研究》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第1期, 第116-122页、第168页。
- 26.肖巍、钱箭星, 2003: 《环境治理中的政府行为》, 《复旦学报(社会科学版)》第3期, 第73-79页。
- 27.杨曼利, 2006: 《自主治理制度与西部生态环境治理》, 《理论导刊》第4期, 第55-57页。
- 28.于婷、于法稳, 2019: 《环境规制政策情境下畜禽养殖废弃物资源化利用认知对养殖户参与意愿的影响分析》, 《中国农村经济》第8期, 第91-108页。
- 29.张园园、吴强、孙世民, 2019: 《生猪养殖规模化程度的影响因素及其空间效应——基于13个生猪养殖优势省份的研究》, 《中国农村经济》第1期, 第62-78页。
- 30.朱润、何可、张俊飏, 2021: 《环境规制如何影响规模养殖户的生猪粪便资源化利用决策——基于规模养殖户感知视角》, 《中国农村观察》第6期, 第85-107页。
- 31.Huong, L. T. T., Y. Takahashi, H. Nomura, C. T. Son, T. Kusudo, and M. Yabe, 2020, "Manure Management and Pollution Levels of Contract and Non-contract Livestock Farming in Vietnam", *Science of the Total Environment*, 710(3): 136200.
- 32.Islam, K. M. N., T. Sarker, F. Taghizadeh-Hesary, A. C. Atri, and M. S. Alam, 2021, "Renewable Energy Generation from Livestock Waste for a Sustainable Circular Economy in Bangladesh", *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 139, <https://doi.org/10.1016/j.rser.2020.110695>.
- 33.Li, Q., J. Wang, X. Wang, and Y. Wang, 2020, "The Impact of Alternative Policies on Livestock Farmers' Willingness to Recycle Manure: Evidence from Central China", *China Agricultural Economic Review*, 12(4): 583-594.
- 34.Li, Q., S. A. Wagan, and Y. Wang, 2021, "An Analysis on Determinants of Farmers' Willingness for Resource Utilization of Livestock Manure", *Waste Management*, 120(4): 708-715.
- 35.Ramsey, D., V. Soldevila-Lafon, and L. Viladomiu, 2013, "Environmental Regulations in the Hog Farming Sector: A Comparison of Catalonia, Spain and Manitoba, Canada", *Land Use Policy*, 32(3): 239-249.

36.Sampat, A. M., A. Hicks, G. J. Ruiz-Mercado, and V. M. Zavala, 2021, “Valuing Economic Impact Reductions of Nutrient Pollution from Livestock Waste”, *Resources, Conservation and Recycling*, 164, <https://doi.org/10.1016/j.resconrec.2020.105199>.

37.Shi, B., S. Wang, J. Jiao, G. Li, and C. Yin, 2022, “Recognition on Characteristics and Applicability of Typical Modes for Manure & Sewage Management in Pig Farming: A Case Study in Hebei, China”, *Waste Management*, 148(1): 83-97.

38.Wang, Y., J. Wang, X. Wang, and Q. Li, 2021, “Does Policy Cognition Affect Livestock Farmers’ Investment in Manure Recycling Facilities? Evidence from China”, *Science of the Total Environment*, 795, <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2021.148836>.

(作者单位: <sup>1</sup> 中国社会科学院农村发展研究所;

<sup>2</sup> 华中农业大学经济管理学院)

(责任编辑: 柳 荻)

## **The Effects of Government Responsibility Performance on Resource Utilization of Pig Manure and its Improvement in China: Micro Evidence from Pig Breeding Agents**

CHEN Qiuhong LI Fanlve

**Abstract:** Based on the survey data from Provinces of Hubei, Hunan, Heilongjiang and Shandong, this article focuses on three kinds of pig manure treatment behaviors of complete non-resource treatment, semi-resource treatment and complete resource treatment for two types of micro-agents, namely, large-scale pig breeding farms (households) and pig breeding enterprises. It discusses the impact of government responsibility performance on resource utilization of pig manure and its improvement in China. The main conclusions are as follows. Firstly, the improvement of the government’s responsibility in public service support can promote large-scale pig breeding farms (households) to fully recycle pig manure and generate improvement behavior of resource utilization of pig manure. Secondly, the strengthening of the government’s responsibility in providing financial supports and tax incentives is not conducive to the full resource treatment and resource utilization of pig manure by pig breeding enterprises and reduces the full resource treatment of pig manure by large-scale pig breeding farms (households). Thirdly, the government’s enhanced responsibility in formulating and improving laws and regulations can promote pig breeding enterprises to fully recycle pig manure, but it restricts large-scale pig breeding farms (households) to improve their resource utilization of pig manure. Fourthly, the enhancement of the government’s responsibilities in supervision and regulation as well as in the creation of relevant social atmosphere are not conducive to complete resource treatment and utilization of pig manure for large-scale pig breeding farms (households). Fifth, the government responsibility performance in different aspects has a certain synergistic effect on the resource treatment and utilization of pig manure by large-scale pig breeding farms (households) and pig breeding enterprises. To promote the resource utilization of breeding waste by breeding entities, we should make a good “combination punch” of relevant policies and measures to strengthen the positive synergy effect and reverse the negative synergy situation.

**Keywords:** Government Responsibility Performance; Pig Breeding; Breeding Agent; Pig Manure; Resource Utilization

# 友好型标签能促进农药减量吗？\*

## ——来自随机干预实验的证据

陈菊慧<sup>1,2</sup> 白军飞<sup>1,2</sup> 马英辉<sup>3,4</sup> 周蒙<sup>5</sup>

**摘要：**基于一项随机干预实验，本文实证分析了友好型标签对农药减量的影响。结果表明：友好型标签显著增加了农户依据农药标签兑药的可能性，并显著提高了农户根据标签信息计算兑药量的准确性。虽然在平均水平上未发现友好型标签对降低实际兑药量有显著影响，但对不信任农药零售商的农户来说，其减量效果十分显著。这表明，至少对于这部分农户，通过友好化设计激活“失能”标签可以显著减少其对农药零售商的依赖，从而有利于农药减量。本文研究对相关文献中“标签无用论”的普遍观点提出了质疑，认为只注重信息“告知”而不关心接受者认知的标签管理规范是导致“标签无用”的重要原因，对农药标签进行友好化设计可以提高标签信息传递的有效性。

**关键词：**友好型标签 信息传递 农药减量 随机干预实验

**中图分类号：**F325.2 **文献标识码：**A

### 一、引言

信息不对称会导致市场失灵，但想要激活市场仅靠向信息缺失方提供信息是不够的，还要保证信息传递方式的有效性。为减少生产企业和消费者之间的信息不对称以及保障消费者的知情权，很多国家都立法规定产品标签应包含一系列详细信息。但有研究发现，多数产品标签未发挥指导消费者行为的作用，只是流于一种法律免责声明（Graham et al., 2012; Malek et al., 2020）。一个可能的原因是，产品的标签信息不友好。当标签信息表达不友好时，个体从标签信息中搜索目标信息的难度就会增大，从而不得不依赖其他更易获取的信息来源，哪怕这些信息来源的权威性和可靠性远不如标签信息。这一方面会导致用于传播信息的标签“失能”，另一方面也会给其他信息来源留下欺骗消费者的空间（Jin et al., 2015; 孙生阳等, 2021）。这种现象即便是在一些高知群体中也时有发生，更何况是对于那些受教育水平低、认知能力有限或因年龄增长而视力下降的广大农民群体。

---

\*本文研究得到中国农业大学北京食品安全政策与战略研究基地、“中国农业大学 2115 人才工程”、教育部人文社会科学研究青年基金项目“信息疏忽视域下经销商售前指导对农药使用行为的影响机制及实证研究”（项目编号：21YJC790086）和国家留学基金管理委员会（留金美[2019]13043 号）的支持。笔者感谢第五届农业经济理论前沿论坛与会专家和匿名审稿专家提出的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：白军飞。

那么，经过友好化设计的标签就一定能发挥信息传递作用吗？这要取决于友好化设计能否让标签在信息传递上拥有相较于其他信息渠道的信息获取成本优势。只有当用户可以以较低的成本从标签上获得与其他信息渠道相同的信息收益时，用户才有可能放弃其他信息渠道，转而依赖标签信息。友好化设计的标签较有可能获取这样的比较优势，但是否一定能促使用户信息获取行为的转变，还要取决于用户自身具备的认知能力、标签信息自有的复杂性等因素。例如，对于绝大多数消费者来说，依据标签信息都可以学会某种预包装食品的消费方法，但对于不识字的消费者而言，这就会十分艰难；又如，对于类似驾驶飞机这样的复杂任务，即便是受教育水平很高的人，也几乎不可能根据操作手册学会；再如，对于那些副作用和效果因人、因病而异的药物，其使用方法和剂量必须有专业医生的指导，而对于很多非处方药，病人则可以自行购买并按照标签上标明的用法与用量用药。显然，友好化设计是否一定能激活“失能”标签是一个需要实证检验的问题。

本文试图以农药标签为例，实证分析友好型标签对农药减量的影响，进而揭示激活“失能”标签信息传递功能的可行策略及其在农药减量化中的潜在贡献。本文研究聚焦于农药标签有三个原因。首先，农业生产中农药过量和不规范施用的现象十分普遍（王志刚和吕冰，2009；米建伟等，2012），这意味着农药减量化操作仍具有很大的空间。其次，激活农药标签信息传递功能与其他农药减量措施相比显然有巨大的成本优势。很多研究发现，依靠政府推动的行政监管、农户培训和宣传教育等措施都能在规范农户用药行为上发挥一些积极作用（应瑞瑶和朱勇，2015；王建华等，2015），但考虑到中国仍有数以亿计的农民，这些做法的成本之高可想而知。标签是农药自带的一种信息源，会随着每年销售的数十亿瓶（袋）农药从厂家到达农民手中。这意味着：一方面，对农药标签进行友好化设计所产生的成本，如果平摊到每个农药包装上，完全可以忽略不计；另一方面，即使标签友好化设计在单次农药购买和使用中发挥的减量效果有限，但巨大的销售量和年复一年的使用也会使得友好型标签在长期内可能会取得惊人的农药减量效果。最后，农药使用的复杂性、农业从业人员普遍较低的受教育水平以及不断加剧的农村老龄化现象，都使得友好化设计能否激活标签信息传递功能这一问题的答案充满不确定性。

本文将重点回答以下几个关键科学问题：友好型标签能否提高农户依据农药标签信息兑药的可能性？友好型标签能否促使农户获取更准确的用药信息进而实现农药减量？如果标签的友好化设计能产生一定的预期效果，是否存在以及存在哪些重要的异质性表现？为了回答上述问题，本文首先引入损失控制（*damage-abatement*）生产函数，从理论上分析友好型标签对农户农药用量的影响，之后采用一组基于随机干预实验获取的数据来实证检验友好型标签的农药减量效果及其异质性表现。尽管本文的讨论仅限于农药标签，但考虑到经济社会中类似的信息不对称现象与各种标签的广泛存在，本文研究结果显然具有更广泛的现实意义——在以信息化助推国家治理现代化的过程中，既要重视信息通量，也要重视信息传播方式。友好化的信息传递不仅体现了以人为本的发展理念，更是信息化能否促进经济增长和社会发展的关键所在。

## 二、文献回顾与理论框架

### （一）文献回顾

施用农药是农户为了减少因病虫害等给农业生产带来损失的一种常见做法，但过量的农药施用不仅会给农户带来经济上的损失，还可能对生态环境、食品安全和个人健康造成巨大危害。因此，在满足对病虫害、杂草防治的前提下尽可能减少农药用量，已成为广泛的社会共识。为此，世界各国采取了很多减少农药施用的方法，这些方法基本上可以被划分为四类。

第一类方法是从农药改进入手，通过科学研究开发对靶物更高效但负面作用更小的农药（例如生物农药）。发达国家由于其科技水平较高，在这方面往往具有比较优势。而广大发展中国家要么受制于本国薄弱的科技水平，要么无法承担从发达国家进口这些农药的成本，因而在使用高效低毒农药替代高毒、高残留农药的进程上发展缓慢。

第二类方法从作物自身对病虫害的抗性出发，通过遗传育种的方式提升作物自身对外界风险的抗性，以降低其病虫害发生率。但传统育种技术在增强作物自身对抗病虫害能力方面取得突破性进展需要很长时间，同时转基因技术又因伦理、环境等风险在全世界范围内遭遇激烈的争议，致使转基因作物的商业化至今仍主要集中在非直接食用的农产品上。

第三类方法主要是通过法律禁止某些农药的使用，这在一些对人类或非目标昆虫危害性较大的农药上应用较多。例如，考虑到新烟碱类农药对蜜蜂等授粉昆虫的生存威胁，欧盟在 2014 年永久禁止了三类新烟碱类农药在其成员国的使用<sup>①</sup>。法律禁止的作用在很大程度上取决于在技术与经济上是否有可行的替代方案。如果没有可行的替代方案，禁令就很容易催生黑市，这不但会威胁到禁令的实际效果，还会增加为规避禁令而产生的额外成本，导致社会总福利下降。

第四类方法是从农民出发，力图通过提高其认知能力和技能，或引导专业化服务替代农民施药，实现农药减量与规范使用的目的。这类方法在发展中国家应用较为普遍，例如传统的农技推广服务、农民田间学校（farmer field school）等。尽管有研究发现，这些方法在多数时候能起到一定的农药减量和规范使用的作用（李昊等，2017；Van den Berg and Jiggins, 2007），但其推广成本之高超乎想象。近年来，社会化服务在中国农村快速发展（闫阿倩等，2021），但受监督成本高和土地细碎化的影响，社会化服务在农药施用上应用并不广泛（石志恒和符越，2022）。

那么，与组织大规模教育培训或推行社会化服务相比，通过标签向农户传递正确、科学的用药量和用药方法成了一个经济上可行的选项。这也是为什么大多数国家都立法要求必须在农药标签上标明用法与用量信息。中国在 2007 年也出台了《农药标签和说明书管理办法》以规范农药标签标识。然而，遗憾的是，尽管大部分国家都意识到农药标签在指导农户用药上的重要性，却忽视了标签信息能否被农户所利用。不少实证研究和田野调查都发现，大多数农户在选购与使用农药时并不看标签，而是依靠自己的经验或接受零售商、邻居等人的建议（Aida, 2018；Jin et al., 2015）。显然，探索通过

<sup>①</sup>[https://eur-lex.europa.eu/eli/reg\\_impl/2013/485/oj](https://eur-lex.europa.eu/eli/reg_impl/2013/485/oj)。

友好化设计激活标签在农药减量与规范施用上的作用，具有重要的现实意义。

当前已经有一些围绕农药标签信息传递展开的研究。例如，Waichman et al. (2007) 研究发现，巴西作为世界第四大农药消费国和拉丁美洲最大的农药施用国，当地农民在使用农药时却基本不看农药标签，原因是标签上的字体太小、说明太长、术语太专业。由于无法理解标签信息，因不安全施药、施用高毒农药导致的急性和慢性中毒事件时有发生。同样的问题在欧洲也存在。Damalas et al. (2006) 发现，希腊有 63.2% 的农户尝试阅读标签却完全理解不了任何信息，还有高达 72% 的农户表示农药标签上的大部分信息都很难懂，仅有极少数农户 (6%) 声称他们总是阅读标签并能够完全理解标签信息。由此看出，部分研究已经意识到致使农药标签信息“失能”的一种可能是标签上的信息内容与呈现方式超出了广大农户的认知水平，并提出了相应的解决办法，例如加强农户的标签认识培训、修改农药管理法案等。但是，这些研究未进一步从农药标签改进角度思考解决农药过量施用和不安全施用问题。

本文研究重点弥补了文献中三方面不足。第一，既往文献已经注意到标签复杂性常常导致标签“失能”，并从人的主体性出发提出培训农户以提高其标签认知能力的建议，但这些研究均未从改善标签的角度考虑激活标签信息传递功能的方法。第二，以往相关文献通常采用统计方法或计量模型分析农户对既有标签信息的认知及其对施药行为的影响。由于所有被调查农户面临的都是未经友好化设计的农药标签，因此，对这类农药标签进行研究的文献捕捉到的认知效应只是农户个体认知能力的差异及其影响，而非农药标签的作用。第三，使用随机抽样调查数据识别农户标签认知与农药施用之间的因果关系很难解决因遗漏变量导致的内生性问题，而本文采用的随机干预实验可以很好地弥补以往文献的上述不足。

## (二) 理论框架

要回答农药标签友好化设计能否在农药减量化中发挥作用这个问题，就必须从农户的农药施用决策行为及其面临的外部约束出发。已有文献通常基于损失控制函数，对农户的农药施用行为进行理论建模（参见 Lichtenberg and Zilberman, 1986; Guan et al., 2005; 王常伟和顾海英, 2013; 高晶晶和史清华, 2019）。本文借鉴 Guan et al. (2005) 对损失控制函数的扩展，将生产函数界定为损失控制和促进产出两部分构建农户施用农药的目标方程，具体形式如下：

$$\pi = p \cdot g(b, q) \cdot f(x) - w \cdot x - r \cdot q \quad (1)$$

(1) 式中， $p$  表示农产品价格； $g$  为产量损失控制率，受到病虫害严重程度  $b$  和农药施用量  $q$  的影响； $f(x)$  为除农药外其他投入要素  $x$  所决定的农产品潜在最大产量； $w$  和  $r$  分别为其他要素和农药的价格。病虫害严重程度  $b$  越低或者农药使用量  $q$  越高，产量损失控制率  $g$  越接近 1，表示农业生产受病虫害的影响越小，获得的产量越接近潜在的最大产量  $f(x)$ 。将 (1) 式对农药施用量  $q$  求导，可以得出农户农药最优用量的决策条件：

$$p \cdot g'_q(b, q) \cdot f(x) = r \quad (2)$$

(2) 式中,  $g'_q(b, q)$  为农药施用的边际损失控制效应, 表示在病虫害严重程度不变的情况下, 每多施用 1 单位农药所降低的因病虫害导致的产量损失率。(2) 式为农药施用边际收益等于边际成本 (农药价格) 时的一阶条件, 从中可以得出利润最大化时的最优农药投入量。在图 1 (a) 中, 最优农药量即为边际成本线  $r$  与边际收益曲线  $MR$  相交点对应的农药量  $q^0$ 。

上述对最优农药量  $q^0$  的推导基于一个重要的假设: 农户对农药施用的边际损失控制效应  $g'_q(b, q)$  具有完全信息, 即农户完全了解病虫害的严重程度以及施用农药对潜在损失的控制能力。但在实际生产中, 由于病虫害识别难度高、农民自身受教育水平低以及农药标签失能, 农户通常很难识别  $g'_q(b, q)$  的大小, 而不得不依赖农药零售商。为了追求自身利润最大化, 即卖出更多农药, 农药零售商会夸大农药的边际损失控制效应, 相应地也就夸大了 (2) 式等号左边的农药施用边际收益。反映在图 1 (a) 中, 零售商会按照边际收益曲线  $MR'$  推荐, 从而使得农户的实际农药购买量 (施用量)<sup>①</sup> 达到  $q^R$ , 则农户为了获知农药投入的边际收益而向零售商支付的信息成本为:  $(q^R - q^0) \cdot r$ 。

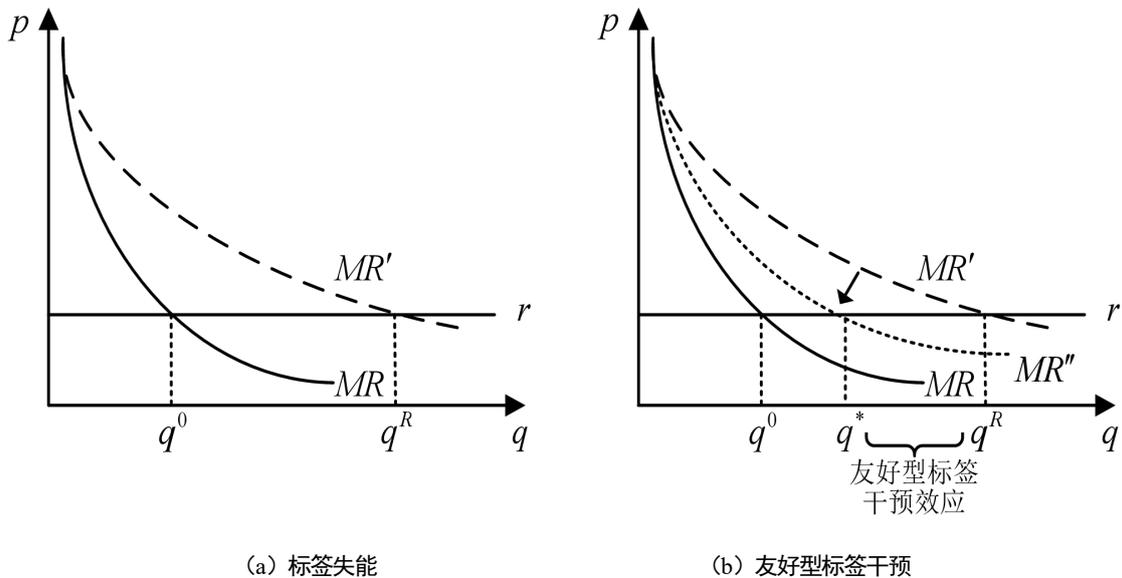


图 1 友好型农药标签干预效应分析

上述分析暗含着: 如果农户通过阅读标签识别农药边际收益所付出的成本大于或等于向零售商咨询所付出的成本 (即  $C \geq (q^R - q^0) \cdot r$ ), 农户就会依赖农药零售商的推荐, 而忽略标签信息<sup>②</sup>; 反之,

<sup>①</sup> 本文在理论分析中假设农药购买量等于农药施用量, 即农户买多少农药就使用多少农药, 不存在农药的浪费。

<sup>②</sup> 农户通过标签获取信息的成本包括提取与加工信息的时间成本、为了读懂标签信息所要付出的认知能力提升成本以及可能因信息加工有误产生的风险成本等。本文假设市场上只有农药标签和农药零售商两个渠道向农户提供信息, 如果进一步扩展为存在多个信息源的现实情境, 以上分析也适用, 即农户是否依据标签信息做决策取决于标签相对于其他信息源是否具有信息获取成本上的比较优势。

如果农户通过阅读标签识别农药边际收益所付出的成本小于向零售商咨询所付出的成本（即  $C < (q^R - q^0) \cdot r$ ），则农户就会依据标签信息进行决策，而不会听从零售商的建议。这意味着，如果通过友好化设计能降低农户从标签上获取农药边际收益的信息成本  $C$ ，就有可能激活标签的信息传递功能，从而降低零售商推荐过量用药的可能性。假定标签友好化程度与标签信息利用水平之间的关系是连续的，那么，标签设计的友好化程度越高，农户的标签信息获取成本越低，农户依赖零售商获取信息的概率就越小，由此产生的用药过量程度也会越低。

图 1（b）清晰地展现出友好型农药标签可能产生的农药减量效果。当友好型农药标签出现后，农户从标签中获取农药边际收益信息的成本将会下降，此时，零售商就只能按照新的边际收益曲线  $MR''$  而非先前的  $MR'$  向农户推荐用药量。零售商如果继续按照先前的  $MR'$  推荐，农户会因需要付出更高的成本而拒绝听从零售商的建议。图 1（b）中，友好型标签的农药减量效果为： $q^R - q^*$ ，这也是本文想要识别的友好型标签干预效应。如果标签友好化程度不足，农户从零售商处获取标签上无法提供的信息而支付给零售商的代价则为： $(q^* - q^0) \cdot r$ 。如果标签足够友好，标签信息获取成本  $C$  将可能降至 0，此时，农户将完全依据标签信息计算药量并兑药，最优农药施用量等于农户在完全信息条件下的最优农药用量，即  $q^* = q^0$ 。

基于上述分析可以发现，友好型标签能否促进农药减量的关键在于从标签上获取信息的成本能否低于从其他信息源（包括农药零售商）处获取信息的成本。如果标签友好化的设计未能使标签信息获取成本低于通过其他信息源获取信息的成本，那么，通过友好化设计试图激活标签信息传递功能的努力就会失败，标签将继续保持“失能”状态；反之，友好型标签将可能替代或部分替代农药零售商成为农户获取农药施用量信息的重要渠道，从而挤压零售商推荐过量用药的空间。本文接下来将基于一个随机干预实验实证检验友好型标签的农药减量效果。

### 三、随机干预实验设计与模型构建

#### （一）数据与随机干预实验

本文数据来自课题组 2020 年 11~12 月在江苏、河北、湖北、陕西和广西五省份开展的随机干预实验。调查采取分层随机抽样的方法确定研究区域和样本农户。具体地，在每省份随机抽取 2 个区（县），每个区（县）随机抽取 2 个乡镇，每个乡镇随机抽取 3 个村，每个村按村委会提供的户籍人口花名册随机抽取 20~25 户农户开展入户调查。调查共获得样本 1226 份，有效样本 1132 份，有效率达 92%。根据《中国农村统计年鉴 2021》的统计：除陕西和河北外，其余省份 2020 年农药亩均用量超过全国平均水平，其中，湖北和广西的每亩农药用量达到约 0.8 千克和 0.7 千克，分别位列全国第七和第八。由此推测，在这些农药使用大省获得的实验结果具有一定的可推广性。

调查采用电子化问卷，由调查员与样本农户的一名成人代表进行一对一访谈完成。电子化问卷依托世界银行 Survey Solutions 系统设计，问卷主要内容包括农户基本信息、农药使用情况和随机干预实验三部分。实验分组由该系统随机进行，每组样本数量根据最小可测效果下实验设计能检测到干预效

果的计算结果确定<sup>①</sup>。随机分配的结果是：对照组包含 200 户样本农户，干预组 1、干预组 2 和干预组 3 分别包含 147 户、250 户和 535 户样本农户<sup>②</sup>。

实验选择除草剂二甲戊灵作为干预用农药，主要原因是：一方面，除草剂是国内目前最常用且用量最大的三类农药之一（另外两类是杀虫剂和杀菌剂），而二甲戊灵是一种广谱苗前土壤处理剂，选择将其作为实验用药有利于避免受试者草情认知差异对实验结果的影响；另一方面，与草甘膦、百草枯等除草剂相比，二甲戊灵的普及率相对低一些，这有利于降低受试者已有经验对实验结果的干扰。

随机干预实验具体设计如下。在实验中，调查员根据电子问卷随机产生的分组信息，向每个受试者出示一个装有液体的农药瓶。除了干预所涉及的标签信息、信息呈现方式以及是否配备额外量杯外，出示给每个受试者的农药瓶完全相同。具体地，对照组中出示的农药瓶上的标签完全模仿了市场上真实流通的同类农药标签，由三栏内容组成，主要包括品牌、药名、净含量、登记证号、生产许可证号、有效成分、毒性、剂型、产品性能、使用范围、使用方法、使用技术要求、注意事项、中毒急救、储存与运输方法、生产日期与保质期、生产企业信息等。其中一栏的内容涉及农药的使用方法与使用范围、产品性能、药名、有效成分、有效成分含量、剂型、使用技术要求，本文干预实验的重点是对该栏中的农药使用方法部分进行友好化设计。因此，图 2（a）未呈现实验用原始标签中完整的三栏内容，只截取了原始标签中包含农药使用方法与使用范围的信息；图 2（b）和（c）则分别截取了干预组 1 和干预组 2 经友好化设计后的标签中包含农药使用方法与使用范围的信息<sup>③</sup>。

与图 2（a）对照组呈现的标签信息相比，干预组 1 标签的主要变动在于移出了产品性能与使用技术要求两部分（这两部分包含了大量文字信息，很容易对受试者读取“使用方法”信息造成干扰），同时，移进兑水量、品牌、净含量、毒性等信息，并把使用方法部分的字体明显放大。干预组 2 标签则在干预组 1 标签的基础上，把使用方法中的用药量与兑水量进一步转化成图文形式，用常见的农药喷雾器示意图给出每亩地喷药桶数和每桶需要的兑药量。干预组 3 采用的标签与干预组 2 完全相同，不同的是干预组 3 会给每个受试者提供一个带有刻度的塑料量杯。

从上述干预组的标签设计不难看出：干预组 1 的重点在于让“使用方法”信息比对照组的呈现方式更容易阅读；干预组 2 在干预组 1 的基础上，力图用图文的形式帮助农户更容易计算每亩所需的用

<sup>①</sup>本文使用以往研究中调查区域农户的亩均农药支出来计算所需最小样本量。在最小可测效果为农药减量 15%（对照组农药支出估计值为 101.82 元/亩，干预组农药支出估计值为 86.5 元/亩）、标准差 62.39 元/亩以及统计功效(statistical power) 0.8 的水平下，本文研究的实验需要 174 个（对照组）和 522 个（3 个干预组合计）样本量以在 5% 的显著性水平下检测到友好型标签的干预效应。考虑到可能有一定的样本折损率，本研究在受制于预算约束的情况下适当增加各组的样本量。

<sup>②</sup>Survey Solutions 系统内置的随机分组算法可以将每个样本随机分配到各组，但在使用中，笔者没有注意到每个样本分配到各组的概率是不同的，致使干预组 1 的样本量远低于干预组 2 和干预组 3 的样本量，而对照组的样本量略低于干预组 2 和干预组 3 的样本量。为检验由此造成的样本数量不平衡是否会对组间样本随机性和结果有显著影响，本文在后续的平衡性检验和稳健性检验部分开展了样本的平衡性检验和多轮随机剔除稳健性检验，未发现有明显影响。

<sup>③</sup>干预组标签的设计方案吸纳了课题组成员的建议，也广泛征求了农药零售商、农药专家和农户的建议。

药量；干预组3则在干预组2的基础上，试图借用量杯进一步提高农户在实际兑药过程中的度量准确性。因此，三个干预组的目的是使友好化设计后的标签相比原始标签更易阅读、更易计算和更易测量。



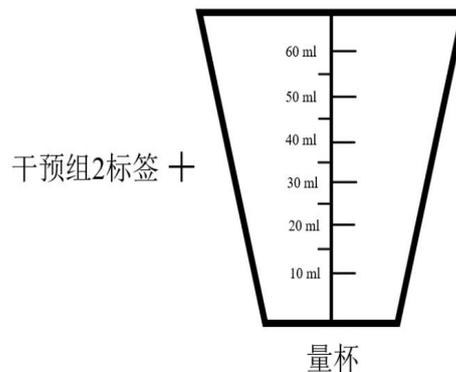
(a) 对照组



(b) 干预组 1



(c) 干预组 2



(d) 干预组 3

图2 标签干预设计重点部分截图

在出示农药瓶后，调查员会邀请受试者观察农药瓶上的标签信息1分钟。之后，调查员严格按照电子问卷提示，向受试者阅读如下内容：“现在，我们模拟一个兑药场景。假设您家中种植的玉米或水稻需要在播种前打一次封闭，如果您购买了这瓶除草剂来打封闭，现在要用您家里常用的喷药器勾

兑一桶药液，请根据您刚才看到的农药标签信息，计算出需要的农药用量，并倒入这个杯中。”在干预组 3 中，阅读的文字还包括了“请使用刚才的量杯”这句话，但在受试者实际倒出农药时，调查员不再强调必须使用量杯。这样做的目的主要是尽可能观察在不受外部干扰的条件下，在农药销售中提供量杯是否有助于农户更准确地兑药。盛放受试者倒出农药的容器由调查员统一提供。在此过程中，如果受试者不能理解实验要求，调查员可重复阅读上面的信息，但为减少人为干预对实验结果的影响，调查员不允许向受试者提供上述指定内容之外的任何信息。

在受试者计算和倒药的过程中，调查员观察并记录一些重要信息，包括：是否佩戴了手套、是否阅读了标签、是否进行了认真换算、是否使用了纸笔、计算器等辅助工具、是否使用了量杯等。之后，调查员将受试者倒入杯中的“药液”<sup>①</sup>封存，并询问其计算出所需的兑药量及家中常用的喷药器容量，实验环境允许时，调查员还会现场查看并记录农户家中常用喷药器的实际容量，为后期数据分析时进行标准化转换提供依据。调查结束后，调查员称量受试者倒入杯中的实际兑药量，并做记录。

## （二）模型构建与变量说明

本文用两个指标实证分析友好型标签的干预效果，分别是：受试者在实验中计算兑药量过量程度和实际兑药量过量程度（以下分别简称“计算过量度”和“兑药过量度”）。其中，计算过量度与兑药过量度两个指标分别用实验中受试者回答的计算兑药量和实际兑药量减去标签建议量得到：如果差值等于零，表明计算兑药量或实际兑药量与标签建议量一致；如果差值大于零，则表明用药过量；如果差值小于零，则表明用药不足。

为实证分析友好型标签对农药减量的影响，本文构建如下线性模型：

$$y_i = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot Treat_i + a_2 \cdot X_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

(3) 式中，被解释变量  $y_i$  代表受试者  $i$  在随机干预实验中给出的结果变量，本文分别用计算过量度和兑药过量度两个变量测度； $Treat_i$  代表干预哑变量，如果受试者在干预组，取值为 1，如果在对照组，取值为 0； $X_i$  是一组控制变量，包括受试者的一系列个体、家庭特征以及 2020 年样本户的农业生产等基本情况； $\varepsilon_i$  是服从正态分布的随机误差项。(3) 式中的参数估计可以通过普通最小二乘法 (OLS) 得到，其中， $\alpha_1$  为代表友好型标签干预效应（下文简称“干预效应”）的参数。

有关变量的定义及描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量描述性统计

变量名称	定义与取值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量					
计算过量度	受试者计算的兑药量减去标签建议量（毫升/桶）	19.06	41.32	-39	222
兑药过量度	受试者实际的兑药量减去标签建议量（毫升/桶）	23.53	40.70	-39	237

<sup>①</sup>实验中，为安全起见，课题组并没有用真实的除草剂药液，而是用无害的有色水溶液作为替代，但为了观察受试者更真实的行为，实验中未把该替代信息告知受试者。

核心解释变量					
干预组 1	受试者被分配到干预组 1=1, 被分配到对照组=0	0.42	0.49	0	1
干预组 2	受试者被分配到干预组 2=1, 被分配到对照组=0	0.56	0.50	0	1
干预组 3	受试者被分配到干预组 3=1, 被分配到对照组=0	0.73	0.45	0	1
控制变量					
性别	男=1, 女=0	0.56	0.50	0	1
年龄	受试者年龄 (岁)	58.29	11.77	19	91
教育	受试者受教育年限 (年)	6.39	3.53	0	19
婚姻	已婚=1, 未婚=0	0.94	0.26	0	1
承包地	家中是否有承包地: 是=1, 否=0	0.75	0.43	0	1
家庭人口数	受试者家庭人口数 (人)	3.60	1.88	1	11
读写能力	受试者是否能读写汉字: 是=1, 否=0	0.83	0.37	0	1
风险态度	受试者的风险态度是否为风险规避型: 是=1, 否=0	0.79	0.41	0	1
务农年限	受试者务农年限 (年)	25.10	20.65	0	70
农药经历	2020 年是否用过农药: 是=1, 否=0	0.63	0.48	0	1
除草剂经历	2020 年是否用过除草剂: 是=1, 否=0	0.58	0.49	0	1
喷药桶规格	常用喷药器容量 (升)	19.36	5.70	5	50
农药零售商信任程度	受试者对农药零售商的信任程度: 非常不信任=1, 比较不信任=2, 一般信任=3, 比较信任=4, 非常信任=5	3.82	1.10	1	5
粮食作物种类	受试者家中 2020 年粮食作物种植种类 (种)	0.74	0.87	0	4
粮食作物面积	受试者家中 2020 年粮食作物种植面积 (亩)	4.44	17.30	0	400
粮食作物农药支出	受试者家中 2020 年粮食作物农药总支出 (元)	198.50	945.08	0	19600
经济作物种类	受试者家中 2020 年经济作物种植种类 (种)	0.22	0.46	0	3
经济作物面积	受试者家中 2020 年经济作物种植面积 (亩)	1.89	8.39	0	200
经济作物农药支出	受试者家中 2020 年经济作物农药总支出 (元)	221.11	1208.64	0	30000

### (三) 平衡性检验

为检验分组的随机性, 本文利用包括受试者性别、年龄等一系列个体与家庭特征变量, 对三个干预组和对照组进行平衡性检验, 检验结果汇报在表 2 中。从表 2 (1) 至 (3) 列的结果来看, 除干预组 2 的家庭人口数与对照组相比显著不同外, 其他变量在对照组和各干预组上均没有显著差别。一方面, 这表明本文的随机干预实验分组在总体上满足随机性的要求; 但另一方面, 这也意味着在随后的实证分析中, 有必要控制一些重要的个体家庭特征变量, 以规避潜在的组间个体和家庭特征差异对干预效应的干扰。

个体及家庭特征	干预组 1	干预组 2	干预组 3	
			全样本	使用量杯的子样本
	(1)	(2)	(3)	(4)
性别	-0.212 (0.833)	0.676 (0.500)	-0.337 (0.737)	-0.563 (0.574)
年龄	-1.906 (0.058)	-1.094 (0.274)	-0.908 (0.364)	1.379 (0.169)
教育	1.318 (0.188)	-0.447 (0.655)	0.668 (0.505)	-1.948 (0.052)
婚姻	1.231 (0.219)	0.969 (0.333)	0.443 (0.658)	0.225 (0.822)
承包地	2.434 (0.015)	-0.377 (0.706)	-0.039 (0.969)	0.348 (0.728)
家庭人口数	1.352 (0.177)	2.029 (0.043)	0.600 (0.549)	-1.025 (0.306)
读写能力	0.125 (0.901)	-0.258 (0.796)	0.223 (0.823)	-2.664 (0.008)
风险态度	-1.233 (0.219)	-1.080 (0.281)	-0.524 (0.601)	-0.349 (0.728)
务农经历	0.037 (0.970)	1.081 (0.280)	-0.101 (0.920)	-0.722 (0.471)
务农年限	-1.200 (0.231)	0.510 (0.611)	-1.027 (0.305)	-0.518 (0.605)
农药经历	-0.464 (0.643)	0.323 (0.747)	-0.796 (0.426)	-1.944 (0.053)
除草剂经历	-0.372 (0.710)	0.951 (0.342)	-0.951 (0.342)	-2.151 (0.032)
喷药桶规格	0.019 (0.985)	1.073 (0.284)	-0.470 (0.638)	-0.732 (0.465)

注：①表中汇报的是t检验结果，原假设为各干预组和对照组在特征变量上无显著的统计差异；②括号外数值为t值，括号内数值为p值。

#### 四、统计分析与计量模型估计结果分析

##### （一）统计分析

1. 标签干预对依据标签兑药、计算兑药量与实际兑药量的影响。在随机干预实验前，调查员会询问受试者平时在使用农药时是怎么知道该如何兑药的，大多数受试者表示他们是基于零售商推荐或凭自己的经验完成兑药，仅有约23%的受试者表示他们会依据标签信息兑药。在随机干预实验后，调查员针对受试者在兑药实验中使用的农药再次询问他们在实验中计算药量并完成兑药的依据。统计发现，对照组和干预组中参考标签信息兑药的受试者比例都有显著提高，约是实验前的2~3倍。其中，三个干预组中受试者参照标签完成兑药的比例较对照组高出8.1个百分点，这一幅度在1%的水平上显著。结合实验前约有23%的受试者会依据标签信息兑药的数据，友好型标签干预后共有31%的受试者会依据标签兑药。这表明：一方面，实验本身会促使所有受试者倾向于依据标签兑药；但另一方面，干预组相比对照组有更高比例的受试者依据标签兑药，意味着在排除实验对受试者依据标签兑药的影响后，实验中采用的友好型标签设计仍可以显著提高依据标签信息兑药的农户比例。如果在实践中能够采取更加巧妙的方式激励农户阅读标签，那么依据标签兑药的农户比例可能会进一步提高。

表3按照实验分组报告了计算兑药量和实际兑药量的均值与标准差。从表3中不难看出，不管是对照组还是干预组，受试者的计算兑药量和实际兑药量都在61~69毫升/桶之间，比标签建议量（44.4毫升/桶）超出约50%~75%。对比来看，三个干预组的计算兑药量相较于对照组在均值上都有所下降，

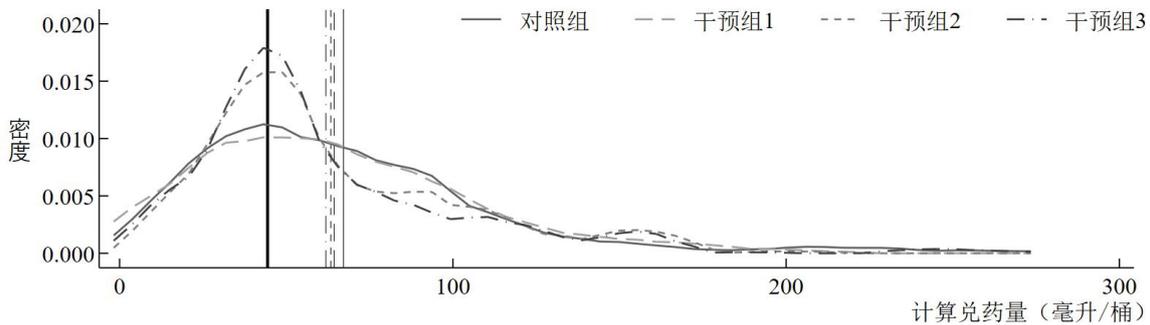
同时标准差也有所下降；但干预组与对照组在实际兑药量均值上并没有明显差异。表3 的统计结果至少意味着两点：第一，即便是在干预实验中，受试者过量用药的问题仍然十分严重；第二，尽管友好型标签可能在一定程度上降低受试者的计算兑药量，但农户在实际兑药时并未按照计算量兑药，而是存在多兑的倾向。

表3 标签干预对计算兑药量和实际兑药量影响的统计分析

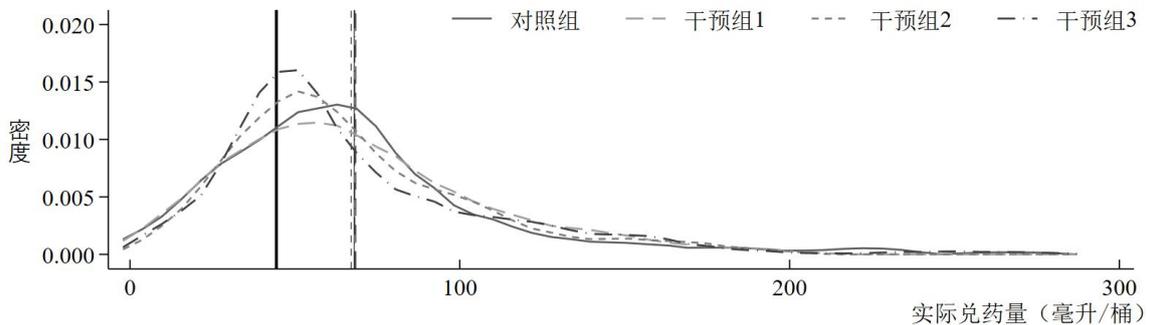
	样本量	计算兑药量		实际兑药量	
		均值	标准差	均值	标准差
对照组	200	67.161	45.158	67.965	42.438
干预组1	147	64.410	39.875	68.466	37.853
干预组2	250	63.376	37.825	67.051	36.351
干预组3	535	61.903	41.865	68.178	42.795

注：药量的单位是毫升/桶，其中桶代表容积为20升的标准桶。由于农药配比是水多药少，配好的农药液体密度基本接近于水的密度，因此容积20升的标准桶其容量相当于40斤。按照标签给定的信息，建议每亩的兑药量是80毫升药液兑水72斤，折算后每标准桶兑药量为44.4毫升。

为更清晰地展现友好型标签对受试者计算兑药量和实际兑药量的影响，图3进一步绘制了各组计算兑药量和实际兑药量分布的概率密度函数图。



(a) 各组计算兑药量分布



(b) 各组实际兑药量分布

图3 对照组和各干预组的计算兑药量和实际兑药量分布

注：图中垂直线标记了对照组和各干预组计算兑药量和实际兑药量的均值；加粗黑色线代表标签建议量。

从图 3 (a) 可以看出, 随机干预实验各组计算兑药量的集中趋势与标签建议量一致, 表现为各组概率密度函数的顶点与标签建议量重合; 但从图 3 (b) 来看, 实际兑药量的集中趋势明显向右偏离, 表现为各组概率密度函数的顶点均出现在标签建议量的右侧。这意味着, 受试者在实际兑药过程中整体上倾向于兑出比自己认为该用的药量还要多的农药。这一结论, 连同图 3 (a) 和 (b) 中长长的右拖尾, 表明农户在农药使用上存在明显的风险厌恶特征。这与以往有关农户风险行为的研究发现一致 (例如黄季焜等, 2008)。从图 3 中还可以看出, 干预组 2 和干预组 3 的概率密度函数的波峰均比对照组高, 同时, 集中趋势也更加明显。这意味着, 不管是计算兑药量还是实际兑药量, 以易计算和易测量为目标的干预组 2 和干预组 3 都能够促使更多受试者按照标签上的信息计算兑药量并准确地完成兑药实验。结合表 3 可以发现, 尽管在平均水平上三个干预实验对实际兑药量都没有明显的影响, 但至少干预组 2 和干预组 3 的实验对于一部分受试者依据标签信息更准确地计算或实际兑药可能会产生一定效果。这一结果意味着本文在实证分析部分有必要对干预效果进行异质性分析。

2. 标签干预对农药使用严重过量的影响。虽然农药用量均值的变化可以很好地度量其对环境影响的大小, 但对食品安全和施药人健康造成危害的农药用量往往高于标签建议量好几倍。因此, 有必要就标签干预对农药使用极端过量的影响进行具体分析。图 4 和图 5 展现了对照组和各干预组计算兑药量与实际兑药量过量 1 倍、2 倍和 3 倍的统计结果。

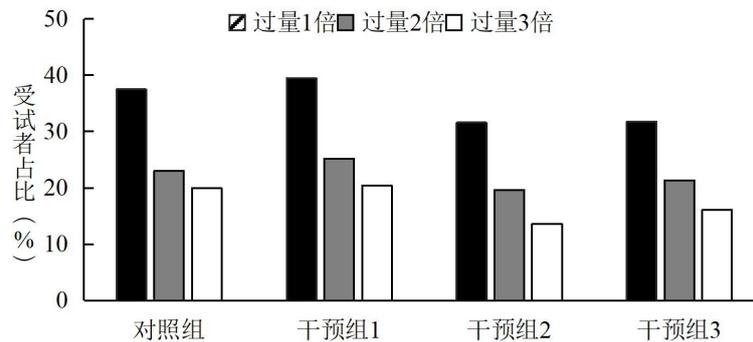


图 4 各组计算量严重过量的受试者占比

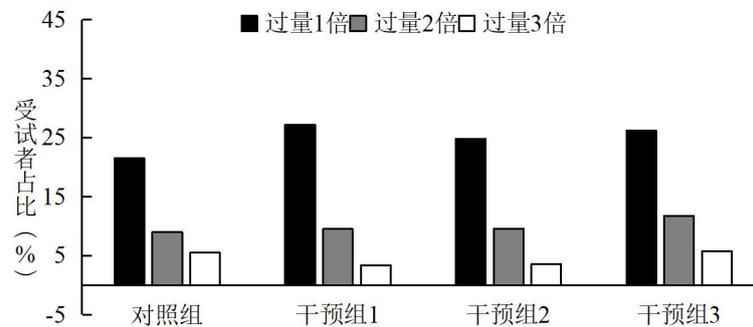


图 5 各组兑药量严重过量的受试者占比

从图 4 和图 5 可以看出，干预组 2 和干预组 3 中计算兑药量高于标签建议量 1 倍、2 倍和 3 倍的受试者占比明显低于对照组；但在实际兑药量上，干预组与对照组并没有明显的不同，这至少意味着“易计算”和“易测量”两个友好型标签的干预能够在一定程度上降低计算兑药量严重高于标签建议量的可能性。虽然，友好型标签在降低实际兑药量严重高于标签建议量上没有发挥作用，但通过比较计算兑药量严重过量的受试者占比和实际兑药量严重过量的受试者占比可以发现，后者明显低于前者，特别是在药量高于标签建议量的 2 倍和 3 倍时。这说明，即使农户缺乏对农药用量的准确认知，但在实际操作中大多数农户不会超量几倍地施用农药。

## （二）回归结果及分析

1. 基准回归结果。为进一步分析友好型标签干预对农药减量的影响，本文分别用计算过量度和兑药过量度作为被解释变量，采用最小二乘法（OLS）对（3）式进行参数估计。每个被解释变量分别对应三个回归，对应的样本为对照组与各干预组样本的组合。为检验参数估计结果的稳健性，本文同时采用协方差分析（ANCOVA）对估计结果再验证。表 4 和表 5 汇报了两种方法的回归结果。可以看出，两种方法的估计结果在系数方向和大小以及显著性水平上都非常一致，表明友好型标签干预对农药用量的影响在估计方法是稳健的。

从表 4 的回归结果来看，在控制了一系列受试者个体、家庭与农业生产特征变量后，干预组 2 和干预组 3 的干预实验对计算过量度都有显著的负向影响，较对照组的计算过量度分别下降了 7.507 毫升/桶和 6.553 毫升/桶，分别相当于对照组计算过量度的 32.98% 和 28.79%，即易计算的友好型标签可以降低约 30% 的农药计算过量度。这意味着，改进标签上用法用量信息的可计算性能够显著提高农户对农药用药量的认知水平。根据上文的统计分析，有 31% 的农户在接受标签干预后会依据标签信息进行兑药，由此得出易计算友好型标签的农药减量效果为 9.3%（ $30\% \times 31\% = 9.30\%$ ）。但是，回归结果也表明，干预组 1 的效果在统计上并不显著。这说明，在标签上突出使用方法与用量信息的文字呈现形式并不能帮助农户从标签中获取准确的用量信息。此外，计算过量度在干预组 2 和干预组 3 之间不存在显著差异<sup>①</sup>，这意味着，在“易计算”的基础上增加量杯不会影响农户的计算过量度，这一结果并不意外。

从表 5 的回归结果来看，三种干预对受试者的兑药过量度都没有产生显著影响。也就是说，尽管对标签进行友好化设计，特别是改进标签信息的可计算性，会显著提高农户对标签信息认知的准确性，但在实际兑药中，这种准确的认知还没有转化成行为。对于干预组 1 和干预组 2 来说，这一结果基本符合预期。长期的务农经验和用药习惯使得农户的兑药行为已经固化，即使个人认知在标签干预下发生转变，但在没有外源刺激的情况下，该转变很难立刻付诸行动，农户还是会遵循原有的行为轨迹兑药。事实上，很多文献都发现，试图通过干预实验改变受试者的习惯性行为并不会产生及时的效果（例如 Depenbusch et al., 2021）。但令人惊讶的是，额外提供了量杯的干预组 3 也没有在实验中帮助受试者更准确地量药、兑药。为此，有必要进一步对干预组 3 在降低兑药过量度上的效果再检验。

<sup>①</sup>受篇幅限制，用干预组 2 与干预组 3 样本组合回归的结果没有在本文中汇报。

表 4 标签干预对计算过量度影响的估计结果

	OLS			ANCOVA		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
干预组 1	-4.872 (5.163)			-5.291 (5.282)		
干预组 2		-7.507* (4.298)			-7.015* (4.152)	
干预组 3			-6.553* (3.930)			-6.437* (3.856)
观测值 <sup>a</sup>	285	381	621	285	381	621
R <sup>2</sup>	0.116	0.103	0.070	0.143	0.136	0.085

注：①部分受试者虽然完成了实验中要求的兑药操作，但可能缺乏对农药计量单位（毫升）的认识，无法计算出用药量，导致计算过量度存在缺失值；②\*表示 10% 的显著性水平；③括号内为稳健标准误；④所有回归控制了一系列受试者个体与家庭的基本特征和农业生产基本信息，估计结果略。

表 5 标签干预对兑药过量度影响的估计结果

	OLS			ANCOVA		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
干预组 1	0.319 (4.456)			-0.301 (4.502)		
干预组 2		-2.566 (3.891)			-2.394 (3.818)	
干预组 3			-0.703 (3.599)			-0.751 (3.584)
观测值	340	438	711	340	438	711
R <sup>2</sup>	0.090	0.058	0.050	0.118	0.066	0.061

注：①括号内为稳健标准误；②所有回归控制了一系列受试者个体与家庭的基本特征和农业生产基本信息，估计结果略。

此外，考虑到一部分受试者在实验中可能没有阅读标签，本文还根据调查员在实验中观察和记录的信息剔除了没有阅读标签信息的样本，重新对（3）式进行回归分析，估计结果与表 4 和表 5 回归结果一致<sup>①</sup>。

2. 对干预组 3 提供量杯对降低兑药过量度效果的再检验。上文第三部分提到，干预组 3 中的受试者在实验中都收到一个带有刻度的量杯。但为了在随后的兑药实验中更真实地呈现受试者的兑药行为，调查员并不会提醒或要求受试者使用量杯。这可能会导致一些受试者在实际兑药中并没有用量杯，事实确实如此。统计发现，干预组 3 中没有使用量杯完成兑药的受试者高达 51.2%。因此，有必要把这

<sup>①</sup>受篇幅限制，本文没有汇报该回归结果。

部分样本从干预组 3 中剔除，然后重新考察干预组 3 的效果。估计结果如表 6（1）列所示，相比对照组，干预组 3 中受试者的兑药过量度显著降低，平均降低 7.520 毫升/桶。

表 6 使用量杯子样本和工具变量处理内生性的回归结果

	干预组 3 中使用量杯的子样本	全样本：工具变量处理内生性	
		第一阶段：是否使用量杯	第二阶段：兑药过量度
	(1)	(2)	(3)
干预组 3	-7.520*	0.360***	
	(3.927)	(0.033)	
是否使用量杯			-1.953 (9.858)
观测值	455	711	711
R <sup>2</sup>	0.061	0.209	0.053

注：①\*\*\*、\*分别表示 1%和 10%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③其他变量的估计结果略。

但是，那些在兑药实验中使用了量杯的受试者会不会本身就比没用量杯的人在农药用量上更保守？若果真如此，表 6（1）列中观察到的干预组 3 的效果就可能并非提供量杯的作用，而可能是由样本自选择偏误导致的结果。

为了检验这种可能，本文参考 Imbens and Angrist (1994) 计算随机干预实验中局部平均处理效应（local average treatment effect）的做法，使用样本分配规则（ $T$ ）作为工具变量，以解决样本选择偏误带来的内生性问题。该方法的具体原理是：首先，将不服从分配者（干预组 3 中不用量杯的样本和对照组中使用量杯的样本）排除在外，然后估计干预实验对服从分配者产生的效应。这样就会产生两个效果：一是，样本被分配到干预组还是对照组是一个完全随机的过程，故可认为  $T$  是外生的；二是，样本分配机制会影响到农户是否被提供量杯，故  $T$  和农户使用量杯的决策又存在一定相关性。由此看出，样本分配规则（ $T$ ）符合工具变量的外生性和相关性要求。为分离出干预组 3 提供量杯的效应，本文利用样本分配规则  $T$  作为工具变量构建如下回归模型：

$$P_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot T + \gamma_2 \cdot X_i + \tau_i \quad (4)$$

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot \hat{P}_i + \beta_2 \cdot X_i + \delta_i \quad (5)$$

（4）式中， $P_i$  为农户是否使用量杯，是取值为 1，否取值为 0； $T$  表示受试者是被分配到干预组 3 还是对照组，被分配到干预组 3 取值为 1，被分配到对照组取值为 0； $\tau_i$  表示不可观测因素对农户使用量杯决策的影响。将  $P_i$  对  $T$  回归的拟合值  $\hat{P}_i$  代入（5）式，系数  $\beta_1$  的估计值就是干预组 3 对兑药过量度的局部平均处理效应。

表 6 工具变量回归结果显示，在处理了内生性后，干预组 3 对兑药过量度的影响变得不显著。而第一阶段的回归结果显著，故可以排除弱工具变量的可能性。这就意味着，干预组 3 中使用量杯子样本的兑药过量度的下降主要是由样本选择偏误而不是提供量杯导致的。对干预组 3 中实际使用量杯的子样本进行平衡性检验，其结果（见表 2（4）列）也证明了这一点，即干预组 3 中使用量杯的受试者

在个人受教育程度和农药使用经历等个体特征上与对照组存在显著差异。

这一结果表明，通过提供量杯帮助农户把对用药量更准确的认知转化为更准确的兑药行为，这一干预并没有产生预期的效果。一个可能的推测是，绝大多数受试者对量杯比较陌生，那些即便在实验中使用了量杯的受试者也只是把量杯当作一个普通的容器，而非当作精确测量药液的工具。换言之，受试者即使在兑药过程中使用了量杯，但很有可能没有注意到或是看不懂量杯的刻度。

## 五、稳健性检验与异质性分析

### （一）样本量不平衡对标签干预结果的影响

因随机干预实验所用 Survey Solutions 系统内置算法的使用出现失误，实验中分配到干预组 3 的样本量比对照组高出一倍多。因此，有必要检验样本量分配不平衡是否会对上文的基准回归结果产生影响。为完成这一检验，本文随机剔除了干预组 3 中的一半样本，以使得该组留下的样本量与对照组大体一致。表 7 的统计结果显示，随机剔除一半样本后，干预组 3 的计算兑药量和实际兑药量在均值与标准差上均与剔除前无明显变化，与对照组均值之间也无显著差异<sup>①</sup>。这意味着，尽管实验中出现了明显的样本量分配不平衡问题，但单个样本被分配到哪一组的概率构成是相同的，也就是说某个样本被分配到某个组的概率与该样本本身没有关系。因此，上一节的实证结果仍具有可信度。

表 7 干预组 3 稳健性检验的统计结果

	样本量	计算兑药量		实际兑药量	
		均值（毫升/桶）	标准差	均值（毫升/桶）	标准差
对照组	200	67.161	45.158	67.965	42.438
干预组 3（全样本）	535	61.903	41.865	68.178	42.795
干预组 3（随机剔除样本）	275	60.832	38.665	67.170	39.218

### （二）异质性分析

前文已经论证标签干预会提高农户依据标签计算的准确性，但仍需考虑标签干预对不同特征农户的影响是否相同。首先，农药零售商是当前农户获取农药施用信息的主要渠道。根据前述理论分析部分的讨论，农户是否信任农药零售商可能会影响其接受标签干预的效果。其次，个人的受教育水平是影响其接收信息、处理信息的十分重要的因素，这可能直接影响到受试者在实验中是否能对友好化设计后的标签做出有效反应。据此，本节采用分组回归的方法，分别从受访者是否信任零售商和受教育年限来讨论标签干预的异质性影响。其中，是否信任零售商根据受访者对农药零售商的信任程度来划分，比较信息和非常信任视作信任零售商，一般信任、比较不信任和非常不信任视作不信任零售商。

估计结果汇报在表 8 和表 9 中。回归结果表明，不管是计算过量度还是兑药过量度，标签干预对不信任零售商农户的农药减量效果显著，意味着标签与零售商推荐在影响农户农药用量上可能存在替

<sup>①</sup>本文对干预组 3 样本进行了随机多轮剔除，由于篇幅限制，这里仅汇报了其中一轮随机剔除样本后的统计结果。干预组 3 的计算兑药量和实际兑药量在均值上与对照组是否存在差异的 t 检验结果不显著。

代关系，与本文的理论预期一致。但是，受教育水平的异质性检验都不显著。这表明，友好型标签的干预效果并不像本文所预期的那样因受试者受教育水平的不同而不同。这可能与被调查农民整体的受教育程度不高有关，额外的受教育年限并不能显著帮助农民从农药标签上获取更准确的用药信息。

表 8 标签干预对计算过度量影响的分组回归结果

	是否信任零售商		受教育年限	
	信任	不信任	≤6 年	>6 年
干预组 1	-0.724 (5.815)	-20.646* (11.980)	-6.070 (7.260)	-5.150 (7.615)
干预组 2	-5.655 (4.809)	-28.857** (14.308)	-7.031 (6.563)	-7.497 (5.951)
干预组 3	-5.788 (4.401)	-12.703 (9.984)	-3.957 (5.814)	-8.715 (5.419)

注：①\*\*、\*分别表示 5%和 10%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③所有回归控制了一系列受试者个体与家庭的基本特征和农业生产基本信息，估计结果略。

表 9 标签干预对兑药过度量影响的分组回归结果

	是否信任零售商		受教育年限	
	信任	不信任	≤6 年	>6 年
干预组 1	3.574 (4.985)	-19.619** (7.781)	-2.781 (5.950)	1.810 (6.755)
干预组 2	-0.704 (4.364)	-19.149* (11.160)	-4.543 (5.948)	-0.269 (5.166)
干预组 3	0.064 (4.040)	-7.961 (8.460)	0.180 (5.507)	-1.666 (4.897)

注：①\*\*、\*分别表示 5%和 10%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③所有回归控制了一系列受试者个体与家庭的基本特征和农业生产基本信息，估计结果略。

## 六、结论及政策含义

在信息时代，如何缓解因信息表达不友好造成的信息传递低效甚至失效问题，直接关系到能否充分发挥信息在优化资源配置、促进经济社会高质量发展和农业绿色可持续发展中的作用，也是全面落实以人为本发展理念的根本要求。本文以农药标签为例，采用随机干预实验的方法，试图探索能否通过对农药标签的友好化设计，重新激活“失能”的农药标签。本文研究有以下主要结论。

第一，友好型标签能显著提高农户依据标签信息兑药的可能性和依据标签信息计算兑药量的准确性。具体地，接受友好化标签干预的农户比对照组的农户依据标签信息兑药的概率提高了 8.1 个百分点；对照组农户计算的平均兑药量超出标签建议量约 51.26%，但易计算的友好型标签可以使农户的计算过度量相比对照组下降约 30%，即该友好型标签的农药减量效果为 9.30%。由此可见，友好化的标

签设计在帮助农户根据标签获取更准确用药信息的方面具有不容忽视的显著效果。第二，友好型标签在农药减量中的作用对于不信任农药零售商的农户更为显著，意味着农药标签会替代部分农户对零售商推荐的依赖，进而降低由零售商过量推荐引致的农药过量使用。第三，除部分农户外，标签干预在实际兑药实验中并没有产生平均意义上显著的农药减量预期效果。这说明，农户对标签信息认知的提升不能及时转化成实际兑药行为的改变。一方面，农户在长期实践中形成的用药习惯很难在短期内改变。另一方面，想要彻底激活标签的信息传递功能，还需要深入挖掘制约农户从认知与信息获取向实践行为转化的内外在因素。只有这样，从标签友好化角度规范和降低农药过量问题的方法才能打通“最后一公里”，产生实际效果。否则，这种方法就很难在现实中取得预期的效果。

基于以上结论，本文提出四点政策启示。第一，农药与农药标签管理部门应十分注重对中国传统农药标签的设计改进，高度重视标签信息的内容与呈现方式，真正让亿万农民看得懂、认得准、用得到，真正做到用户友好。不管从实践操作上，还是从经济上，这无疑都是十分可行的措施。第二，对亿万农民的常规技能培训中，要强化农药标签培训，特别是强化与农户规范用药密切相关的键信息，以提升农户的认知能力。第三，重新发挥标签的信息传递作用，就需要对当前标签管理制度进行大刀阔斧的改革，为设计友好型标签创造必要的制度环境，这当然还有很多值得认真研究以夯实科学依据的工作要做，但不改革这些制度，就相当于用合法但不科学的法律、制度限制了科学治理手段创新，必将导致在激活标签信息传递功能的方向上寸步难行。第四，在学术研究与开发中，应鼓励用更创新的思维探索信息音频化、视频化、智能化等更容易被用户接触、理解、转化的设计理念，打破信息传递壁垒，提高信息传递效率。

最后，需要强调的是，友好型农药标签设计能够在规范和降低农药用量上发挥的作用大小，很大程度上还取决于最终依据标签使用农药的农户比例。这既取决于标签本身的友好化水平，也取决于标签之外对农药市场流通体系的规制。借助既有的农药（或一般化的农资）流通与销售体系，依托当下十分普遍的自媒体工具，低成本地向农户宣讲听从标签信息的重要性，可能都是不错的政策选择。当然，这需要更深入细致的科学研究作为政策决策的支撑。

#### 参考文献

- 1.高晶晶、史清华，2019：《农户生产性特征对农药施用的影响：机制与证据》，《中国农村经济》第11期，第83-99页。
- 2.黄季焜、齐亮、陈瑞剑，2008：《技术信息知识、风险偏好与农民施用农药》，《管理世界》第5期，第71-76页。
- 3.李昊、李世平、南灵，2017：《农药施用技术培训减少农药过量施用了吗？》，《中国农村经济》第10期，第80-96页。
- 4.米建伟、黄季焜、陈瑞剑、Elaine M. Liu，2012：《风险规避与中国棉农的农药施用行为》，《中国农村经济》第7期，第60-71页。
- 5.闫阿倩、罗小锋、黄炎忠，2021：《社会化服务对农户农药减量行为的影响研究》，《干旱区资源与环境》第10期，第91-97页。

- 6.石志恒、符越, 2022: 《农业社会化服务组织、土地规模和农户绿色生产意愿与行为的悖离》, 《中国农业大学学报》第3期, 第240-254页。
- 7.孙生阳、胡瑞法、张超, 2021: 《技术信息来源对水稻农户过量和不足施用农药行为的影响》, 《世界农业》第8期, 第97-109页。
- 8.王常伟、顾海英, 2013: 《市场 Vs 政府, 什么力量影响了我国菜农农药用量的选择?》, 《管理世界》第11期, 第50-66页。
- 9.王建华、刘茁、李俏, 2015: 《农产品安全风险治理中政府行为选择及其路径优化——以农产品生产过程中的农药施用为例》, 《中国农村经济》第11期, 第54-62页。
- 10.王志刚、吕冰, 2009: 《蔬菜出口产地的农药使用行为及其对农民健康的影响——来自山东省莱阳、莱州和安丘三市的调研证据》, 《中国软科学》第11期, 第72-80页。
- 11.应瑞瑶、朱勇, 2015: 《农业技术培训方式对农户农业化学投入品使用行为的影响——源自实验经济学的证据》, 《中国农村观察》第1期, 第50-59页。
- 12.Aida, T., 2018, “Neighbourhood Effects in Pesticide Use: Evidence from the Rural Philippines”, *Journal of Agricultural Economics*, 69(1):163-181.
- 13.Damalas, C. A., M. G. Theodorou, and E. B. Georgiou, 2006, “Attitudes Towards Pesticide Labelling Among Greek Tobacco Farmers”, *International Journal of Pest Management*, 52(4):269-274.
- 14.Depenbusch, L., P. Schreinemachers, R. Roothaert, S. Namazzi, C. Onyango, S. Bongole, and J. Mutebi, 2021, “Impact of Home Garden Interventions in East Africa: Results of Three Randomized Controlled Trials”, *Food Policy*, 104, <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2021.102140>.
- 15.Graham, D. J., J. L. Orquin, and V. H. M. Visschers, 2012, “Eye Tracking and Nutrition Label Use: A Review of the Literature and Recommendations for Label Enhancement”, *Food Policy*, 37(4):378-382.
- 16.Guan, Z., A. O. Lansink, A. Wossink, and R. Huime, 2005, “Damage Control Inputs: A Comparison of Conventional and Organic Farming Systems”, *European Review of Agricultural Economics*, 32(2):167-189.
- 17.Imbens, G. W., and J. D. Angrist, 1994, “Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects”, *Econometrica*, 62(2):467-475.
- 18.Jin, S., B. Bluemling, and A. P. J. Mol, 2015, “Information, Trust and Pesticide Overuse: Interactions between Retailers and Cotton Farmers in China”, *Njas-Wageningen Journal of Life Sciences*, 72-73:23-32.
- 19.Lichtenberg, E., and D. Zilberman, 1986, “The Econometrics of Damage Control: Why Specification Matters”, *American Journal of Agricultural Economics*, 68(2):261-273.
- 20.Malek, L., G. Duffy, H. Fowler, and L. Katzer, 2020, “Use and Understanding of Labelling Information When Preparing Infant Formula: Evidence from Interviews and Eye Tracking”, *Food Policy*, 93, <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2020.101892>.
- 21.Van den Berg, H. V. D., and J. Jiggins, 2007, “Investing in Farmers—The Impacts of Farmer Field Schools in Relation to Integrated Pest Management”, *World Development*, 35(4):663-686.
- 22.Waichman, A. V., E. Eve, and N. C. da Silva Nina, 2007, “Do Farmers Understand the Information Displayed on Pesticide

Product Labels? A Key Question to Reduce Pesticides Exposure and Risk of Poisoning in the Brazilian Amazon”, *Crop Protection*, 26(4):576-583.

(作者单位: <sup>1</sup>中国农业大学北京食品安全政策与战略研究基地;

<sup>2</sup>中国农业大学经济管理学院;

<sup>3</sup>江苏科技大学经济管理学院;

<sup>4</sup>北京林业大学经济管理学院;

<sup>5</sup>北京农学院经济管理学院)

(责任编辑: 黄 易)

## Can Friendly Labels Reduce Pesticides Use? Empirical Evidence from a Randomized Controlled Trial

CHEN Juhui BAI Junfei MA Yinghui ZHOU Meng

**Abstract:** This article empirically evaluates the impact of friendly pesticide labels on pesticide reduction based on a randomized controlled trial. The results show that friendly labels can significantly increase the probability of farmers relying on the label information for pesticide usage and improve the accuracy of farmers' pesticide dosage calculations. Although friendly labels have no significant impact on reducing the actual dosage on average, for farmers who do not trust pesticide retailers, the reduction effect is very significant. This implies that at least for these farmers, pesticide labels through friendly design can significantly reduce their dependence on pesticide retailers, which is conducive to pesticide reduction. This article challenges a general view of “label uselessness” in the relevant literature and holds that the label management norms that only focuses on “displaying information” instead of recipients' cognition is the root cause of label uselessness.

**Keywords:** Friendly Label; Information Transmission; Pesticide Reduction; Randomized Controlled Trial